

金融發展對經濟成長的影響 — 動態追蹤資料門檻模型

沈中華、林昌平*

摘要

本文旨在探討於全球的架構下，各國金融發展對於經濟成長之關係為何？並且進一步探討銀行發展及股市發展是否對經濟成長有不對稱效果。對於過去相關文獻無法獲得金融發展與經濟成長間一致的關係，我們懷疑應與金融發展與經濟成長間為非線性關係有關。延伸 Shen and Lee (2006) 我們將探討是否於金融發展與經濟成長間存在著銀行的門檻效果，並提出兩個假說，第一是「blessing-in-low-regime」，即在低度銀行發展區域，金融發展對於經濟成長有正面影響。第二是「curse-in-high-regime」，即在高度銀行發展區域，金融發展對於經濟成長有負面影響。本文發展一個新的模型：動態追蹤資料門檻模型（dynamic panel threshold model, DPTM）是延伸 Hansen (1999) 的追蹤資料門檻模型（panel threshold model, PTM），認為經濟成長會受到自己上一期變數所影響，結果指出就銀行發展對於經濟成長的影響而言，在低度銀行發展區域支持「blessing-in-low-regime」；在高度銀行發展區域支持「curse-in-high-regime」。反之，就股市發展對於經濟成長的影響，在低度銀行發展區域並不支持「blessing-in-low-regime」；在高度銀行發展區域亦不支持「curse-in-high-regime」。

關鍵詞：經濟成長、金融發展、門檻迴歸、GMM 估計法、追蹤資料

JEL 分類代號：C33、O16、O40

* 兩位作者分別為臺灣大學財務金融學系教授、政治大學金融學系博士班學生。
聯絡作者：林昌平。E-mail: 94352503@nccu.edu.tw。
投稿日期：民國 97 年 3 月 24 日；修訂日期：民國 97 年 10 月 8 日；
接受日期：民國 98 年 5 月 18 日。

1. 前言

本文最主要的目的在探討金融發展對於經濟成長是否有一門檻的影響性存在，金融發展與經濟成長之間的關係一直引起學者廣泛的注意，Levine (1997) 指出金融發展與經濟成長之間存在正向的影響性，大多數文獻內容也接受此一看法，¹ 但是仍存在一些不同意見的文獻說明金融發展與經濟成長之間可能有不顯著，甚至負向的影響性。例如 Atje and Jovanovic (1993) 與 Levine and Zervos (1996) 對於金融發展與經濟成長的關係進行橫斷面的跨國分析，發現單獨觀察股市發展對於經濟成長的影響性為顯著的正相關，但若同時考量銀行與股市發展對於經濟成長的影響時，銀行發展的效果反而不顯著。至於 Khan and Senhadji (2003) 則同樣發現銀行發展對經濟成長的影響效果並不顯著，文中認為銀行發展與經濟成長可能呈非線性關係，並且由於某些國家的銀行發展相當緩慢，但是其經濟成長的波動卻很大，因此某些國家所使用的銀行發展指標可能無法適切反映金融結構的改變。另外，若考量到東亞於 1960 年至 1999 年的金融發展資料，Zhang (2003) 指出東亞國家金融發展與經濟成長之間有顯著地負向效果。相似地，De Gregorio and Guidotti (1995) 使用 1950 年到 1985 年的資料分析金融發展與經濟成長之間的關係，亦發現 12 個拉丁美洲國家中金融發展對於經濟成長有負向的關係存在。

而文獻上，金融發展與經濟成長之間的關係也是財務理論的重要課題，Arestis et al. (2001) 認為對一公司的融資而言，由於股票市

¹ King and Levine (1993) 研究 1960 年至 1989 年之間總共 77 個國家，發現伴隨著各國金融發展程度的提升，將有助於長期之經濟成長，而 Levine and Zervos (1998) 亦有相同地結論。至於 Rousseau and Wachtel (2000, 2001) 與 Beck et al. (2000) 則運用 panel VAR model，發現金融部門內的發展對其經濟成長有顯著的正向關係，類似的研究還有 Pagano (1993), Levine (1997), Wachtel (2003) 與 Anderson and Tarp (2003)。

場與銀行產業之間的關係存在替代性，若一公司發行新股將會減少該公司對於銀行融資的需求，當股市發展程度提升反降低了銀行發展程度，因此金融發展與經濟成長之間的關係似乎不具有相當地韌性（robust）。相似地，Devereux and Smith (1994) 認為由於股票市場中可分散風險的機制促使儲蓄率的降低，若股市發展提升時反而降低了經濟成長。Singh (1997) 也於理論上說明了兩點理由，指出股票市場的發展或許不一定有利於經濟的成長。首先，在已發展國家之外的股票市場中，其內部隱含的波動性以及受到多方面條件影響的股價，導致金融發展對於資本配置的影響性並非絕對且直接的。其次，在負面的經濟衝擊下，股票市場與通貨市場之間的互動關係似乎會更加重總體經濟的不穩定性以及降低長期的成長。

甚至 Levine (2003) 本人也提出了下列理由說明銀行發展似會阻礙經濟成長。第一，銀行體系所牽涉的金融中介部門對於上市公司有重大的影響性，而這些影響顯然地處於負面的影響方向；第二，銀行的經營將會存在著一定的偏差，因此銀行的發展可能會妨礙公司的創新與成長，主要的原因在於銀行與公司治理之間存在著高度的相關性，銀行家將會受到與他們息息相關的公司所吸引，甚至與公司合謀串通共同對抗其他相關的債權人。在這種情況下，有權勢的銀行將會阻止公司中不效率的經理人遭受調職，尤其是當這些經理人特別對於銀行家們有利的時候（Black and Moersch, 1998）。

最近 Shen and Lee (2006) 指出金融發展對於經濟成長的不確定影響可能受到金融自由化、經濟發展程度、銀行危機、通貨危機、對債權人的保護程度、對外部投資人的保護程度以及貪污程度等因素所影響。² 他們使用與 Beck et al. (2000) 類似的資料發現於股市

² 評審之一認為，本文延續 Shen and Lee (2006) 的分析架構，探討金融發展對於經濟成長是否存有非線性的影響關係。然而 Shen and Lee (2006) 的作法是將金融發展變數的二次項做為解釋變數，發現金融發展變數二次項的迴歸估計係數為負向，而金融發展變數一次項的迴歸估計係數為正向，並以此說明金融發展對於經濟成長之間的影响性存在非線性關係。但是 Shen and Lee (2006) 並未探討經濟成長此項應變數自我本身的動態影響效果，

發展與經濟成長之間存在著正向的影響關係，但是於銀行發展與經濟成長之間的關係中，卻發現存在銀行發展變數對於經濟成長的負向影響關係。文中他們採用不同的模型設定都無法解答這「counter-intuitive」的結果。但在模型中加入銀行發展變數的平方項之後，所得到的「負向」效果則消失不見，其中銀行發展變數對於經濟成長的影響關係重新恢復到正向關係，不過銀行發展變數平方項的迴歸係數則呈現出負數。

上述結果顯示在銀行發展的某一轉折點之前，銀行發展變數對於經濟成長有正向的影響關係，但是在該轉折點之後即呈現負向的關係，也就是說，銀行發展與經濟成長之間的關係為一「倒 U 形狀」。³ 其中的蘊含指出，有效率的金融體系對於一發展國家的初始階段是相當重要的，但是當該國家逐步發展起來之後，金融發展對於經濟成長的重要性將會逐漸降低。此結果與 Khan and Senhadji (2003) 的研究結果具有一致性，其認為以銀行發展變數解釋經濟成長之間應具有非線性的關係存在，但後者強調的是在不同區域，即不同發展程度之下，銀行發展對於經濟成長的影響性應會有所不同。⁴

雖然過去研究金融發展與經濟成長呈非線性關係的文獻，其結

僅以金融發展等變數或許會受到經濟成長的內生性影響做為說明。然而針對總體經濟的時間序列變數 *GDPper* 「平均每人實質 GDP 成長率」，我們認為經濟成長除了受到其他外生變數的短期衝擊之外，自我本身的落後項應是影響經濟成長長期趨勢的主要原因。由於過去分析金融發展對於經濟成長影響性的文獻，皆未考慮將經濟成長落後項加入於解釋變數當中，故本文使用加入動態結構的 PTM 進行實證模型的估計，以期對金融發展的相關研究有所貢獻。

³ 然而轉折點的估計是 Shen and Lee (2006) 並未分析之處，其僅認為銀行發展與經濟成長之間的關係應為一「倒 U 形狀」，強調在不同金融發展程度之下，銀行發展對於經濟成長的影響性應會有所不同，卻未針對金融發展與經濟成長影響關係間的門檻效果進行研究。本文延伸 Shen and Lee (2006) 的發現，探討是否於金融發展與經濟成長間存在著門檻效果，最後在門檻迴歸模型的估計過程中，得出金融發展對於經濟成長的影響關係具有明顯的門檻效果，並且估計出此非線性關係的轉折點。

⁴ 他們的研究結果並不是單一的特例，Ram (1999) 亦提出金融發展與經濟成長之間的關係是不確定且模糊不清地。

論認為金融發展對於經濟成長的影響性會形成一「倒 U 形狀」的關係，Khan and Senhadji (2003) 指出金融發展對於經濟成長的影響性會隨著該國家的發展而逐漸降低；Shen and Lee (2006) 也強調銀行發展對於經濟成長的影響性，於不同的金融發展程度中會有所不同。但是過去分析金融發展對於經濟成長影響性的文獻，皆未考慮將經濟成長落後項加入於解釋變數當中，在方法上有所缺失。依據 Romer (2001) 的分析，其認為在探討經濟成長的研究中，上一期的產出（無論是成長或是衰退）會影響本期的資本投入，進而影響本期的經濟成長（衰退）。也就是說，探討經濟成長的研究，應該要觀察上一期經濟成長的影響性。⁵

本文發展的動態追蹤資料門檻模型屬於門檻迴歸模型的延伸，主要特色即是加入應變數落後項於解釋變數當中，強調於考慮應變數落後項的解釋力之下，同時探討銀行發展與股市發展對於經濟成長的非線性影響性。由於本文是第一篇考慮加入經濟成長落後項於解釋變數中，探討金融發展對於經濟成長的影響關係。不僅呼應 Romer (2001) 的說法，更可以在考慮經濟成長自我本身的影響力之下，明確的找出金融發展對於經濟成長關係改變的轉折點，以銀行深度為門檻變數，探討在銀行門檻之上與之下，金融變數與經濟發展的關係，其中在門檻之上，我們稱之為「低度銀行發展區間」，而在門檻之下，我們稱之為「高度銀行發展區間」。

依據 Shen and Lee (2006) 認為銀行發展與經濟成長之間的關係為「倒 U 形狀」的發現，我們的假說是在「低度銀行發展區間」，由於資源未被有效運用，因此金融發展的提升對經濟成長可能會有正面效果，我們稱之為「blessing-in-low-regime」；反之，在「高度銀行發展區間」，由於資源已被充分運用，則金融發展將不利其經濟成長，我們稱做「curse-in-high-regime」。過去也有以不同經濟環境及金融發展為區隔探討金融發展對於經濟成長的影響關係，

⁵ 更詳細的說明，請見 Romer (2001) 的分析。

例如 Rousseau and Wachtel (2001) 即指出在高度通貨膨脹國家，則金融發展對於經濟成長的影響性較弱。此外 Minier (2003) 也發現股市資本量較低的國家中，股市發展對於經濟成長的正向影響性較不明確。Rioja and Valev (2004) 亦使用了不同金融發展程度的區分指標將 74 個國家的資料依據金融發展程度區分為三類，⁶ 發現若是低度金融發展的國家，其金融發展對於經濟成長的影響並不明確；但是在中度金融發展國家，其金融發展對於經濟成長則有程度相當大的正向影響存在；最後在高度金融發展國家，其金融發展對於經濟成長的正向影響性則較為減少。

為了檢測這「blessing-in-low-regime」與「curse-in-high-regime」的假說，我們發展動態追蹤資料門檻迴歸模型（dynamic panel threshold model, DPTM）進行實證分析。DPTM 是延伸 Hansen (1999) 的追蹤資料門檻迴歸模型（panel threshold model, PTM），但加入落後應變數於模型的解釋變數中，依循 Romer (2001) 的說明，當期經濟成長將受到上期經濟成長的影響。在 Hansen (1999) 的模型中，他將門檻效果放入追蹤資料（panel data）再考慮固定效果（fixed effect），相關的模型設定與實證運用可見 Shen (2005) 與 Shen and Wang (2005)。本文雖只在 Hansen (1999) 的模型加入落後應變數，但這一簡單的動作卻造成估計上極大困難，此乃由於落後應變數將會與迴歸殘差項相關，為解決此一問題，我們依循由 Holtz-Eakin et al. (1990)、Arellano and Bond (1991) 以及 Arellano and Bover (1995) 所發展的動態追蹤資料模型（dynamic panel data model, DPDM），本模型在追蹤資料的架構下，將模型被解釋變數的落後項放入解釋變數中，並且採用一般動差法（the generalized method of moment, GMM）的估計方法進行迴歸係數的估計，相對於一般常見的最小平方法（ordinary least squares, OLS），GMM 的運用可以避免落後

⁶ 區分指標分別為（全體金融機構對民營企業放款 / 名目 GDP）的比率以及（金融機構流動負債 / 名目 GDP）的比率。

應變數與殘差項相關所產生的偏誤。此項模型最近廣為相關實證研究所運用，如 Beck and Levine (2004) 即運用 DPTM 對於銀行發展與經濟成長之間的關係進行實證分析，但他們沒有考慮門檻效果。⁷ 所以，由另一個角度而言，仍未有同時考慮此兩項模型的相關探討，因此我們的 DPTM 可以視為 PTM 與 DPDM 的組合，將同時運用 DPDM 的估計方法於 PTM 的架構中，其中門檻效果的檢定統計量 F_1 我們將以拔靴法 (bootstrap) 來模擬檢定統計量的臨界值。

以下說明本篇論文之結構，除了本節的前言之外，第二節說明我們所結合之 DPTM 的相關估計與檢定方法。第三節針對實證分析所使用之資料進行說明，並以簡單的基本統計量描述資料之性質。第四節提出我們的實證結果，分析 DPTM 與過去文獻提出的推論有何差異性存在。最後，我們將在結論中指出 DPTM 可以進一步幫助我們釐清金融發展與經濟成長之間錯綜複雜的非線性關係，如此我們將可以依據不同國家門檻變數的差異性來推論金融發展與經濟成長之間的影響。

2. DPTM (Dynamic Panel Threshold Model)

在推導 DPTM 的估計方式時，我們遇到兩個問題：第一、由於迴歸式右方有落後項變數，這成為 DPDM，若沿用傳統的固定效果估計方式將會產生偏誤，為解決此一問題，我們使用 Arellano and Bond (1991) 的 GMM 估計法進行模型的估計。其次、為解決資料的型態為追蹤資料且模型中又有門檻估計的問題，我們使用 Hansen (1999) 的 PTM。

因此我們的模型將如 (1) 式所示，其中 $y_{i,t-1}$ 代表落後 1 期的 $y_{i,t}$ 樣本值，隱含了內生變數的影響， $x_{i,t}$ 設定為其他的嚴格外生變

⁷ 相對於一般常見的最小平方法，他們於文中發現若此迴歸模型採用一般動差法的估計方法，銀行發展變數確實對於經濟成長有顯著的正向影響效果。其中所使用的實證資料為每五年的移動平均形式，相對於一般常見的季資料或是年資料，更能排除景氣循環的影響性。

數， $q_{i,t}$ 為門檻變數，分別代表不同國家在不同時間下的門檻變數，而 γ 為所選定的門檻值。

$$y_{i,t} = \mu_i + \alpha'_1 y_{i,t-1} I(q_{i,t} \leq \gamma) + \alpha'_2 y_{i,t-1} I(q_{i,t} > \gamma) + \beta'_1 x_{i,t} I(q_{i,t} \leq \gamma) + \beta'_2 x_{i,t} I(q_{i,t} > \gamma) + e_{i,t}, \quad (1)$$

(1) 式中的 $i=1, \dots, N$ 而 $t=1, \dots, T$ ，其中假設 $x_{i,t}$ 與 $e_{i,t}$ 不呈現序列相關 (serial correlation)，而 $x_{i,t}$ 與 μ_i 相關。此外 I 為指標函數 (indicator function)，此時若括號的條件成立，則 $I=1$ ；反之， $I=0$ 。例如當門檻變數 q 小於門檻值 γ 則 $I(q_{i,t} \leq \gamma)=1$ ；反之， $I(q_{i,t} \leq \gamma)=0$ 。此時若進一步設定 $\alpha = (\alpha'_1, \alpha'_2)'$ 與 $\beta = (\beta'_1, \beta'_2)'$ ，並且將 $y_{i,t-1}(\gamma)$ 與 $x_{i,t}(\gamma)$ 定義為 (2) 式與 (3) 式：

$$y_{i,t-1}(\gamma) = \begin{bmatrix} y_{i,t-1} I(q_{i,t} \leq \gamma) \\ y_{i,t-1} I(q_{i,t} > \gamma) \end{bmatrix}, \quad (2)$$

$$x_{i,t}(\gamma) = \begin{bmatrix} x_{i,t} I(q_{i,t} \leq \gamma) \\ x_{i,t} I(q_{i,t} > \gamma) \end{bmatrix}, \quad (3)$$

我們將可以簡化 (1) 式為 (4) 式：

$$y_{i,t} = \mu_i + \alpha' y_{i,t-1}(\gamma) + \beta' x_{i,t}(\gamma) + e_{i,t}, \quad (4)$$

此模型與 Hansen (1999) 的 PTM 相似，但是本模型允許 $y_{i,t-1}$ 的存在。若再對 (4) 式求取各組的組內平均之下將獲得 (5) 式：

$$\bar{y}_i = \mu_i + \alpha' \bar{y}_i^1(\gamma) + \beta' \bar{x}_i(\gamma) + \bar{e}_i, \quad (5)$$

其中：

$$\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{i,t}, \quad \bar{y}_i^1(\gamma) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{i,t-1}(\gamma),$$

$$\bar{x}_i(\gamma) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{i,t}(\gamma), \quad \bar{e}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{i,t},$$

我們採用上標 1 代表以「落後期應變數」所計算的組內平均 (\bar{y}_i^1)，以便與應變數所計算的組內平均 (\bar{y}_i) 進行區分。進一步對於 (4) 式與 (5) 式求取之間的「組平均差」(deviation from group mean)，將可以獲得 (6) 式，此時 $y_{i,t}^* = y_{i,t} - \bar{y}_i$ ， $y_{i,t-1}^*(\gamma) = y_{i,t-1}(\gamma) - \bar{y}_i^1(\gamma)$ 而 $x_{i,t}^*(\gamma) = x_{i,t}(\gamma) - \bar{x}_i(\gamma)$ ， $e_{i,t}^* = e_{i,t} - \bar{e}_i$ ：

$$y_{i,t}^* = \alpha' y_{i,t-1}^*(\gamma) + \beta' x_{i,t}^*(\gamma) + e_{i,t}^* \quad (6)$$

若我們設定：

$$y_i^* = \begin{bmatrix} y_{i,2}^* \\ \vdots \\ y_{i,T}^* \end{bmatrix}, \quad y_i^{*1}(\gamma) = \begin{bmatrix} y_{i,1}^*(\gamma)' \\ \vdots \\ y_{i,T-1}^*(\gamma)' \end{bmatrix},$$

$$x_i^*(\gamma) = \begin{bmatrix} x_{i,2}^*(\gamma)' \\ \vdots \\ x_{i,T}^*(\gamma)' \end{bmatrix}, \quad e_i^*(\gamma) = \begin{bmatrix} e_{i,2}^* \\ \vdots \\ e_{i,T}^* \end{bmatrix},$$

則最後我們可以獲得下列 (7) 式：

$$Y^* = Y^{*1}(\gamma)\alpha + X^*(\gamma)\beta + e^* \quad (7)$$

其中：

$$Y^* = \begin{bmatrix} y_1^* \\ \vdots \\ y_i^* \\ \vdots \\ y_N^* \end{bmatrix}, \quad Y^{*1}(\gamma) = \begin{bmatrix} y_1^{*1}(\gamma) \\ \vdots \\ y_i^{*1}(\gamma) \\ \vdots \\ y_N^{*1}(\gamma) \end{bmatrix}, \quad X^*(\gamma) = \begin{bmatrix} x_1^*(\gamma) \\ \vdots \\ x_i^*(\gamma) \\ \vdots \\ x_N^*(\gamma) \end{bmatrix}, \quad e^* = \begin{bmatrix} e_1^* \\ \vdots \\ e_i^* \\ \vdots \\ e_N^* \end{bmatrix}。$$

由於 $y_{i,t-1}$ 的存在，以 OLS 方法估計將產生偏誤，此時可採用 Arellano and Bond (1991) 的 GMM 估計方法來進行估計，這一部份將與 Hansen (1999) 不同。採用 GMM 估計方法時必須知道正交條件，透過先前我們假設 $x_{i,t}$ 為嚴格外生變數，此時的正交條件如 (8) 式

由於 $y_{i,t-1}$ 與門檻變數於模型中的同時存在，在推導 $\hat{\theta}$ 的變異數—共變異數矩陣並不容易，本文採用二個方法來檢驗。第一、我們仍用 Arellano and Bond (1991) 的 GMM 公式，其次、我們用拔靴法的方式來模擬 $\hat{\theta}$ 的變異數—共變異數矩陣。依據 Arellano and Bond (1991)，該漸進變異數—共變異數矩陣如 (12) 式所示：

$$\text{avar } \hat{\theta} = NW^{-1}(X^*(\gamma)'Z^*A_NV_NA_NZ^*X^*(\gamma))W^{-1}, \quad (12)$$

其中：

$$\begin{aligned} V_N &= \frac{1}{N} \sum_i Z_i^{*'} (e_{i,t} - e_{i,t-1})(e_{i,t} - e_{i,t-1})' Z_i^*, \\ W &= X^*(\gamma)'Z^*A_NZ^*X^*(\gamma), \\ A_N &= \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i^{*'} H Z_i^* \right)^{-1}. \end{aligned}$$

其中對於未知的門檻值 γ 而言，我們必須由樣本中進行搜尋，也就是在 γ 可能出現的區間範圍當中，逐漸以差距相當微小的不同 γ 值進行上述的估計過程，以求出相對應的誤差平方和 $S_1^*(\gamma)$ ，而其中可以達到最小誤差平方和的門檻值即為所求出的最適門檻值 $\hat{\gamma}$ ，以數式表示即為下列 (13) 式：

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1^*(\gamma). \quad (13)$$

一旦得到門檻估計值 $\hat{\gamma}$ 之後，此門檻迴歸式的估計式矩陣即為 $\hat{\theta}(\hat{\gamma})$ ，殘差為 $\hat{e}^*(\hat{\gamma})$ 而所對應的殘差變異數則如下式所示：

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N(T-1)} \hat{e}^*(\hat{\gamma}) \hat{e}^*(\hat{\gamma})' = \frac{1}{N(T-1)} S_1^*(\hat{\gamma}). \quad (14)$$

在估計出最適的門檻估計值 $\hat{\gamma}$ 之後，我們必須進行門檻效果檢定，來檢定門檻效果是否顯著的存在，其中檢定的虛無假設為：

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 \quad \text{且} \quad \beta_1 = \beta_2, \quad (15)$$

所以在 (15) 式的虛無假設下，本模型的門檻消失成為沒有門檻的

DPDM 也就是 Arellano and Bond (1991) 的模型，如下式所示：

$$y_{i,t} = \mu_i + \alpha'_1 y_{i,t-1} + \beta'_1 x_{i,t} + e_{i,t} , \quad (16)$$

估計時，爲了消除 μ_i 可得：

$$y_{i,t}^* = \alpha'_1 y_{i,t-1}^*(\gamma) + \beta'_1 x_{i,t}^* + e_{i,t}^* , \quad (17)$$

在對於此式進行 GMM 方法的估計後，我們可以獲得虛無假設下的迴歸式估計矩陣爲 $\tilde{\theta}$ ，另外殘差爲 $\tilde{e}_{i,t}^*$ 而誤差平方和 \tilde{S}_0 爲 $\tilde{e}^* \tilde{e}^*$ ，因此在 (15) 式的虛無假設下，其檢定統計量爲 (18) 式所示：

$$F_1 = \frac{\tilde{S}_0 - S_1^*(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} . \quad (18)$$

因爲在此模型中，其虛無假設定爲無門檻效果，其門檻值 γ 不能認定 (not identified)，所以此處無法使用一般標準的檢定統計量，例如 LM、Wald 等檢定統計量。由於 DPTM 模型是延續 Hansen (1999) 的 PTM，與 Hansen (1999) 相同地，在檢定過程中我們同樣依循 Hansen (1996) 的建議，採用拔靴法來模擬出 F_1 檢定統計量的臨界值。⁸ 一旦發現門檻效果存在，如果又關心其大小，我們可以進一步對 γ 值做檢定，依據 Hansen (1999) 此時檢定的虛無假設爲：

$$H_0 : \gamma = \gamma_0 ,$$

而概度比則爲：

$$LR_1(\gamma_0) = \frac{S_1^*(\gamma_0) - S_1^*(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} . \quad (19)$$

⁸ Efron and Tibshirani (1993) 提出以拔靴法對於檢定統計量臨界值的分配進行模擬，認爲在一般假設環境下，若無法得知檢定統計量的標準分配，可以採用拔靴法方法獲得。而 Hansen (1996) 亦指出拔靴法方法的過程可以獲得 F_1 檢定統計量的漸近分配，因此適合採用拔靴法方法由漸近分配中建構 F_1 檢定統計量的 p 值。

上面所提到 LR_1 檢定統計量的漸進分配並不是標準的卡方分配，所以我們無法以標準的方法找出檢定的臨界值，然而因為本 DPTM 的漸進理論未明，所以暫時仍沿用 Hansen (1999) 所推導的方法來進行檢定，但無法確定是否完全符合我們目前的模型設定，這一部份將有待未來的進一步研究。此處我們採用 Hansen (1999) 提供的公式來計算顯著水準 α 的臨界值，此公式如 (20) 式所示：⁹

$$c(\alpha) = -2 \log(1 - \sqrt{1 - \alpha}) \quad (20)$$

此時當 $LR_1(\gamma_0)$ 超過臨界值 $c(\alpha)$ 代表著拒絕虛無假設，也就是說此處 DPTM 的運用，將有其顯著的效用存在。

進一步我們可以在將之前估計的門檻值視為已知之下，對於第二個門檻值進行搜尋，其中使得 (21) 式成立下的 $\hat{\gamma}_2^\gamma$ 即為所估計的第二個門檻值：

$$\hat{\gamma}_2^\gamma = \arg \min_{\gamma_2} S_2^*(\gamma_2) \quad (21)$$

$$S_2^*(\gamma_2) = \begin{cases} S^*(\hat{\gamma}_1, \gamma_2), & \text{if } \hat{\gamma}_1 < \gamma_2 \\ S^*(\gamma_2, \hat{\gamma}_1), & \text{if } \gamma_2 < \hat{\gamma}_1 \end{cases}$$

所估計出第二個門檻值對應的殘差變異數為：

$$\hat{\sigma}_2^2 = \frac{1}{N(T-1)} S_2^*(\hat{\gamma}_2^\gamma)。$$

在獲得此殘差變異數後，我們即可以對第二個門檻效果進行檢定，其虛無假設與對立假設分別如下：

$$\begin{aligned} H_0 &: \text{只有一個門檻值，} \\ H_1 &: \text{存在兩個門檻值。} \end{aligned} \quad (22)$$

⁹ Hansen (1999) 推導此一公式於 PTM 的模型假設下，此處我們套用相同的公式於 DPTM 中，然而因為在模型中我們加入了動態內生變數 $y_{i,t-1}$ 進行解釋，就目前而言，我們無法確定此一公式是否完全符合此處所設定的模型，這將是未來的研究方向。

所對應的檢定統計量為 F_2 ：

$$F_2 = \frac{S_1^*(\hat{\gamma}_1) - S_2^*(\hat{\gamma}_2)}{\hat{\sigma}^2}, \quad (23)$$

另外我們關心的概度比 $LR_1^*(\gamma)$ 與 $LR_2^*(\gamma)$ 為：

$$LR_1^*(\gamma) = \frac{S_1^*(\gamma) - S_1^*(\hat{\gamma}_1)}{\hat{\sigma}^2}, \quad (24)$$

$$LR_2^*(\gamma) = \frac{S_2^*(\gamma) - S_2^*(\hat{\gamma}_2)}{\hat{\sigma}^2}. \quad (25)$$

由於 Bai (1997) 認為「雙門檻迴歸模型」的估計過程應與「單門檻迴歸模型」具有相同的漸進分配，因此針對 (23) 式、(24) 式與 (25) 式的檢定統計量我們可以採用與「單門檻迴歸模型」相同的方式來建構其臨界值。其中的 F_2 同樣依循 Hansen (1996) 的建議，採用拔靴法來獲得 F_2 檢定統計量的漸近分配，並模擬出 F_2 檢定統計量的臨界值；而 $LR_1^*(\gamma)$ 與 $LR_2^*(\gamma)$ 則以 Hansen (1999) 所提供的公式 ((20) 式) 來計算顯著水準 α 的臨界值。在檢定之後如果具有二個門檻效果時，我們必須假設存在兩個門檻值，並將資料重新估計，進一步獲得使誤差平方和為最小的雙門檻估計值。

3. 資料來源與基本統計量

3.1 資料來源

本文實證資料為年資料，資料期間取自 1976 年至 2001 年中 48 個國家的年資料，總資料筆數為 1,248 筆，本實證研究的目的是觀察金融發展指標對於經濟成長是否具有門檻效果。對於被解釋變數而言，我們採用各國當年度的平均每人實質 GDP 成長率 ($GDPper$) 做為欲分析的對象，探討在追蹤資料架構下銀行發展與股市發展對

於 *GDPper* 的門檻效果，因此以下我們將分別說明本文採用關於銀行發展與股市發展的代理變數。

首先在銀行發展解釋變數的設定方面，King and Levine (1993) 與 Levine and Zervos (1996) 建議使用金融機構的負債面指標做為銀行發展的代理變數，即以流動負債佔 GDP 的比率做為模型中銀行發展的解釋變數。然而另一說指出金融機構的負債面指標只能反應資金流通情形，並不能顯示資金的運用狀況，因此 Arestis and Demetriades (1996)、Levine and Zervos (1998) 與 Arestis et al. (2001) 皆提出以金融機構資產面指標做為銀行發展的代理變數，即存款貨幣機構對私人部門放款總值佔 GDP 的比率，如此方能體現資金運用的狀況。本文基於上述，將採用金融機構對民營企業放款與投資毛額佔名目 GDP 的比率 (*LENDING*) 與流動負債佔名目 GDP 的比率 (*LIABILITIES*) 做為本實證模型中關於銀行發展的解釋變數。

另一方面，就股市發展解釋變數設定而言，Demirqüç-Kunt and Levine (1996) 指出股市發展的指標應區分為股市規模與股市流動性兩方面，若只以單一指標反應股市發展是較為不易的。Demirqüç-Kunt and Levine (1996) 與 Levine and Zervos (1998) 等相關文獻，皆以股市市值 (*capitalization*) / GDP 代表股市規模；以股市成交值 (*value trade*) / GDP 代表股市流動性，其中股市市值 (*MKTCAP*) 可以解釋股權融資的重要性，而股市成交值 (*STOCKTRA*) 則可以說明股市的資訊傳遞。

故本文分別採用代表銀行發展的變數 (*LENDING*、*LIABILITIES*) 配合代表股市發展的相關變數 (*MKTCAP*、*STOCKTRA*)，與 *GDPper* 進行實證分析。表 1 說明本實證模型中所使用的各個相關變數名稱、變數定義與資料來源，其中被解釋變數 (*GDPper*) 與控制變數中的 (*INVESTMENT*、*INFLA*、*Y76*)。

表 1 實證模型之變數說明

分類	變數名稱	變數定義	資料來源
被解釋變數	<i>GDPper</i>	平均每人實質 GDP 成長率。	IFS
銀行發展變數	<i>LENDING</i>	全體金融機構對民營企業放款 / 名目 GDP 的比率。	FSEDD
	<i>LIABILITIES</i>	流動負債 / 名目 GDP 的比率。	FSEDD
股市發展變數	<i>MKTCAP</i>	股市總市值 / 名目 GDP 的比率。	FSEDD
	<i>STOCKTRA</i>	股市成交總額 / 名目 GDP 的比率。	FSEDD
控制變數	<i>INVESTMENT</i>	投資量 / 名目 GDP 的比率。	IFS
	<i>INFLA</i>	以 CPI 所計算的通貨膨脹率。	IFS
	<i>GCONSUMP</i>	政府消費支出 / 名目 GDP 的比率。	WDI
	<i>Y76</i>	1976 年實質 GDP 的對數值。	IFS
虛擬變數	<i>SCHOOL76</i>	1976 年中等教育入學比率。	WDI
	<i>SUB-SAHARA AFRICA</i>	撒哈拉沙漠以南的非洲國家為 1，其他為 0。	World Bank Atlas
	<i>EAST ASIA</i>	東亞國家為 1，其他為 0。	World Bank Atlas

資料來源：1. *GDPper*, *INVESTMENT*, *INFLA* 與 *Y76* 取自國際貨幣基金會 (IMF) 的統計資料庫 (International Financial Statistics, IFS)。

2. *LENDING*, *LIABILITIES*, *MKTCAP* 與 *STOCKTRA* 取自 Financial Structure and Economic Development Database (FSEDD)。

3. *GCONSUMP* 與 *SCHOOL76* 取自 World Development Index (WDI)。

4. *SUB-SAHARA AFRICA* 與 *EAST ASIA* 取自 World Bank Atlas。

3.2 基本統計量

在表 2 與表 3 中我們分別提供不分國家與區分國家後本文實證模型的變數統計量，對於模型中的各項變數進行簡單的描述。其中表 2 為模型被解釋變數與解釋變數的敘述統計，首先發現於模型中代表經濟成長的變數 *GDPper*，其平均數為 2.061%，代表了全球經濟成長於追蹤資料架構下之平均值。另外表 2 亦顯示出代表銀行部

門之 *LENDING* 變數的平均數為 48.454%，而 *LIABILITIES* 變數的平均數為 56.802%，其中 *LIABILITIES* 比 *LENDING* 多了 8.348 個百分點，但是 *LIABILITIES* 的標準差亦較 *LENDING* 多了 1.777 個百分點，分別為 33.375% 與 35.152%。另一方面，代表股市發展的變數 *MKTCAP* 與 *STOCKTRA* 不僅平均數小於代表銀行發展的變數，分別為 38.530% 與 19.925%，其標準差也大於銀行發展變數，為 47.160% 與 38.383%，指出股市發展的指標變數有著較大的差異性。同時就全球的國家而言，股市發展的不一致性較銀行發展為大，這應與兩者發展過程的不同有關。因此本文認為若以全球的觀點來看，採用門檻變數將各個國家的股市發展程度進行區分，應有助於探討金融發展對於經濟成長的影響關係。

表 2 被解釋變數與解釋變數之統計量

變數	觀察值	平均數	標準差	最小值	最大值
<i>GDPper</i>	1248	2.061	3.173	-16.511	19.919
<i>LENDING</i>	1181	48.454	33.375	2.961	178.490
<i>LIABILITIES</i>	1056	56.802	35.152	7.644	236.126
<i>MKTCAP</i>	1099	38.530	47.160	0.015	335.777
<i>STOCKTRA</i>	1136	19.925	38.383	0.001	324.790
<i>INVESTMENT</i>	1225	22.478	5.586	7.665	47.748
<i>INFLA</i>	1228	40.561	290.906	-7.634	7481.663
<i>GCONSUMP</i>	1234	16.093	6.013	2.976	41.476
<i>Y76</i>	1248	3.649	0.635	2.339	4.556
<i>SCHOOL76</i>	1196	50.224	26.306	5.244	101.859
<i>SUB-SAHARA AFRICA</i>	1248	0.063	0.242	0.000	1.000
<i>EAST ASIA</i>	1248	0.167	0.373	0.000	1.000

資料來源：同表 1。

說明：1. 表中變數 *Y76* 為對數值，變數 *SUB-SAHARA AFRICA* 與 *EAST ASIA* 為虛擬變數，其餘全為百分比（%）。

2. 樣本期間自 1976 年至 2001 年。

表 3 各國被解釋變數與解釋變數之平均值

編號	國別	<i>GDPper</i>	<i>LENDING</i>	<i>LIABILITIES</i>	<i>MKTCAP</i>	<i>STOCKTRA</i>	<i>INVESTMENT</i>	<i>INFLA</i>	<i>GCONSUMP</i>	<i>Y76</i>	<i>SCHOOL76</i>
1	阿根廷	0.254	16.166	18.488	6.662	2.051	21.235	351.502	9.414	3.848	44.415
2	澳洲	1.974	50.651	49.286	46.756	19.917	24.286	6.186	18.794	4.175	82.149
3	奧地利	2.197	82.010	69.977	8.160	3.892	23.597	3.367	19.381	4.296	88.753
4	比利時	2.086	42.823	na	31.985	6.110	20.517	3.872	21.952	4.286	81.119
5	巴西	1.187	19.695	21.807	15.490	8.191	20.467	554.162	14.195	3.570	25.910
6	加拿大	1.792	49.815	67.603	52.609	23.591	21.057	4.844	21.635	4.183	65.235
7	智利	3.939	42.192	33.213	51.330	4.433	19.890	27.531	11.891	3.314	37.397
8	哥倫比亞	1.363	14.826	26.674	6.988	0.709	17.292	22.048	12.560	3.218	22.882
9	丹麥	1.774	44.726	51.891	26.255	12.433	20.043	5.202	26.038	4.417	93.007
10	厄瓜多	0.559	18.335	24.069	8.329	0.840	20.084	34.979	11.472	3.229	26.163
11	埃及	3.433	27.231	74.244	10.562	2.611	23.238	12.603	14.258	2.763	28.436
12	芬蘭	2.263	59.401	48.248	52.652	21.953	23.272	5.491	21.108	4.259	101.859
13	法國	1.893	77.022	69.331	28.401	17.103	21.081	5.197	22.806	4.290	73.412
14	德國	1.974	94.345	70.356	22.550	21.024	21.525	2.749	19.808	4.305	na
15	希臘	1.520	39.554	na	21.438	13.843	23.191	14.215	14.665	3.992	62.775
16	香港	4.811	149.064	182.314	151.843	71.479	27.086	4.713	7.718	3.940	35.806
17	印度	3.077	22.875	40.852	15.493	10.760	20.700	7.839	11.256	2.339	24.185
18	印尼	3.978	29.526	31.330	8.058	4.062	24.878	12.000	8.993	2.599	16.089
19	愛爾蘭	4.564	49.978	55.301	54.422	25.544	20.980	6.902	17.856	3.969	73.755
20	以色列	1.688	55.806	68.446	34.190	16.451	21.560	61.778	32.934	4.038	56.854
21	義大利	2.202	56.385	70.355	17.117	11.576	21.407	8.436	18.351	4.106	60.790
22	日本	2.445	101.057	164.940	63.157	33.723	29.153	2.362	14.258	4.390	86.591
23	約旦	1.989	55.561	96.020	54.849	7.856	28.398	6.564	26.361	3.097	32.767
24	肯亞	0.326	21.213	42.874	12.038	0.502	16.516	13.815	17.490	2.471	9.076

表 3 各國被解釋變數與解釋變數之平均值（續前頁）

編號	國別	GDPper	LENDING	LIABILITIES	MKTCAP	STOCKTRA	INVESTMENT	INFLA	GCONSUMP	Y76	SCHOOL76
25	南韓	6.002	48.540	52.523	25.349	44.282	31.720	7.919	10.507	3.520	41.611
26	馬來西亞	4.048	62.049	94.094	114.218	45.822	30.904	3.540	13.804	3.271	34.235
27	墨西哥	1.388	13.769	25.039	14.463	6.342	19.926	38.109	10.029	3.432	22.533
28	荷蘭	1.912	74.934	77.206	56.191	45.630	21.586	3.232	25.005	4.302	74.971
29	紐西蘭	0.960	56.302	64.966	41.490	11.188	21.638	7.808	18.883	4.161	76.827
30	奈及利亞	-0.465	11.873	23.778	4.482	0.134	20.445	24.396	14.193	2.504	5.244
31	挪威	2.690	48.583	52.246	21.101	12.903	25.616	5.581	20.059	4.300	83.490
32	巴基斯坦	2.489	23.295	40.690	8.854	10.214	16.892	8.039	12.111	2.446	12.812
33	祕魯	-0.309	10.774	19.077	10.942	2.049	21.545	503.616	10.098	3.415	30.670
34	菲律賓	0.658	27.058	37.477	26.860	7.992	22.592	11.192	10.145	3.024	45.813
35	葡萄牙	2.991	74.970	na	15.351	8.606	26.498	12.893	16.108	3.805	56.074
36	新加坡	4.970	81.696	101.288	130.386	47.734	36.818	2.305	10.480	3.920	45.998
37	南非	-0.398	51.786	44.568	118.943	15.303	20.450	11.603	18.060	3.651	na
38	西班牙	2.068	79.789	na	26.377	30.082	23.063	8.819	16.017	4.025	56.213
39	斯里蘭卡	3.275	18.753	36.636	11.294	1.340	24.206	11.021	9.536	2.587	46.996
40	瑞典	1.516	41.657	51.277	49.362	32.084	19.089	5.942	27.709	4.348	86.020
41	瑞士	1.035	142.056	141.575	98.784	120.303	23.125	2.553	13.530	4.556	59.955
42	泰國	4.820	58.872	66.917	25.273	18.811	30.409	5.412	11.158	2.961	17.418
43	土耳其	1.638	14.852	26.888	5.204	19.512	20.471	59.342	11.107	3.320	26.050
44	英國	2.174	78.195	61.743	86.315	43.814	18.026	6.549	20.294	4.127	73.105
45	美國	2.125	64.602	61.166	70.721	67.774	18.735	4.726	16.444	4.284	83.678
46	烏拉圭	1.328	30.626	38.423	0.765	0.041	15.217	49.763	13.003	3.669	58.753
47	委內瑞拉	-0.791	19.235	39.493	6.532	1.265	21.251	29.545	9.633	3.639	34.957
48	辛巴威	-0.498	14.687	39.252	17.994	2.267	16.891	22.747	18.690	2.811	7.475

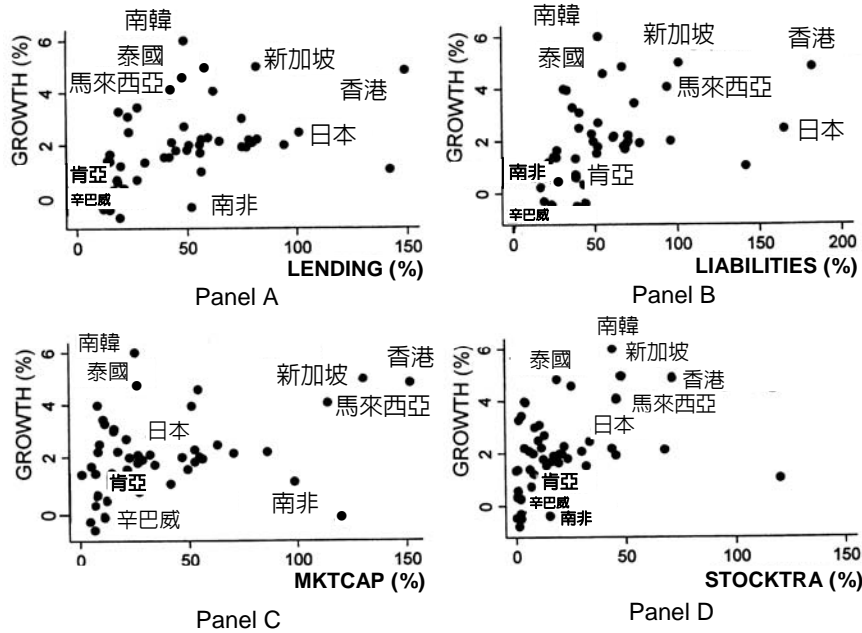
資料來源：同表 1。

說明：1. 表中資料除了變數 Y76 外，其餘全為百分比（%）。

2. 樣本期間自 1976 年至 2001 年。

而表 3 顯示出實證模型被解釋變數與解釋變數的各國平均值。表 3 的樣本資料為 48 個國家，由這些平均值中我們發現平均每人實質 GDP 成長率最高的國家都出現在東亞，分別為南韓（6.00%）、新加坡（4.97%）與泰國（4.82%）。若再針對我們所使用的銀行發展變數與股市發展變數進行觀察，可以獲得下列結果：首先就銀行發展變數而言，無論是 *LENDING* 或是 *LIABILITIES* 最高的國家為香港（149.06%、182.31%），其次為瑞士（142.06%、141.58%）與日本（101.06%、164.94%）。另一方面，就股市發展變數而言，*MKTCAP* 最高的國家分別為香港（151.84%）、新加坡（130.39%）與馬來西亞（114.22%），而 *STOCKTRA* 最高的國家則依序為瑞士（120.30%）、香港（71.48%）與美國（67.77%）。在這些快速成長的國家當中，東亞的國家佔了相當多數，因此我們欲探討東亞國家在金融發展與經濟成長之間的互動關係，是否擁有與其他國家不同的特色存在。Zhu et al. (2002) 指出，在各國股市流動性對於經濟成長的影響關係間將存在差異程度頗大的離群值，相同地在我們的模型變數互動關係間，或許也存在著同樣的差異性，所以這些亞洲國家中，值得進一步探討。

圖 1 的 Panel A、Panel B、Panel C 與 Panel D 分別使用 *LENDING*、*LIABILITIES*、*MKTCAP* 與 *STOCKTRA* 繪出銀行發展變數與股市發展變數對於經濟成長的關係圖，發現東亞國家多為與其他國家有著程度上的差異。在 Panel A，當採用 *LENDING* 代表銀行發展程度時，香港存在著高銀行發展程度（149.06%），而南韓則有較高之經濟成長率（6.00%）；Panel B 則可以觀察出香港與日本有著較高的 *LIABILITIES*，分別為 182.31% 與 164.94%。圖 1 在 Panel C 與 Panel D 中亦可以看出東亞國家於股市發展變數對於經濟成長的影響性與其他國家有所差異，香港、新加坡與馬來西亞無論是在 *MKTCAP* 或是 *STOCKTRA* 都為明顯的離群值。基於此項觀察，我們於分析中加入東亞國家的虛擬變數 (*EAST ASIA*)，預期找出東亞國家在 DPTM 中，銀行發展變數或是股市發展變數對於經濟成長顯著的影響差異性。



資料來源：同表 1。

圖 1 各國經濟成長與金融發展變數關係圖

相對於東亞國家，於表 3 中我們可以發現非洲國家（或者說是撒哈拉沙漠以南的非洲國家），其 $GDPper$ 以及銀行發展變數、股市發展變數的平均值皆不是很高。辛巴威、南非與肯亞的 $GDPper$ 分別為 -0.49% 、 -0.40% 與 0.33% ，在銀行發展變數中，辛巴威與肯亞的 $LENDING$ 值甚至低到 14.69% 與 21.21% ；辛巴威的 $LIABILITIES$ 值也只有 39.25% （如圖 1 的 Panel A 與 Panel B 所示）。而就股市發展變數而言，肯亞的 $MKTCAP$ 與 $STOCKTRA$ 分別低到 12.04% 與 0.50% ，與辛巴威（ 17.99% 、 2.27% ）在圖 1 的 Panel C 與 Panel D 中皆為偏低的比率。故本文於模型變數設定中亦加入撒哈拉沙漠以南非洲國家的虛擬變數（*SUB-SAHARA AFRICA*），同樣預期是否可以於 DPTM 中，找出撒哈拉沙漠以南非洲國家的銀行

發展變數或是股市發展變數對於經濟成長顯著的差異性，學術上，另對這兩個地區加上虛擬變數進行分析有 Bekaert et al. (2003) 與 Shen and Lee (2006)。另外表 4 報告模型裡各個解釋變數的相關性，我們可以觀察出變數 *LENDING* 與 *LIABILITIES* 間有著最大的相關係數 (0.85)，而最小的相關係數存在於變數 *INVESTMENT* 與 *SCHOOL76* 之間(-0.02)，其他變數的相關係數皆落於 -0.168 與 0.706 之間，因此表 4 指出模型中的各項變數可以避免有線性重合的可能性。

表 4 解釋變數之相關係數矩陣

	<i>LENDING</i>	<i>LIABILITIES</i>	<i>MKTCAP</i>	<i>STOCKTRA</i>	
<i>LENDING</i>	1.000	-	-	-	
<i>LIABILITIES</i>	0.853	1.000	-	-	
<i>MKTCAP</i>	0.706	0.645	1.000	-	
<i>STOCKTRA</i>	0.615	0.529	0.776	1.000	
<i>INVESTMENT</i>	0.292	0.374	0.336	0.205	
<i>INFLA</i>	-0.107	-0.118	-0.067	-0.047	
<i>GCONSUMP</i>	0.163	0.115	-0.009	-0.069	
<i>Y76</i>	0.547	0.390	0.301	0.282	
<i>SCHOOL76</i>	0.455	0.315	0.188	0.159	
	<i>INVESTMENT</i>	<i>INFLA</i>	<i>GCONSUMP</i>	<i>Y76</i>	<i>SCHOOL76</i>
<i>LENDING</i>	-	-	-	-	-
<i>LIABILITIES</i>	-	-	-	-	-
<i>MKTCAP</i>	-	-	-	-	-
<i>STOCKTRA</i>	-	-	-	-	-
<i>INVESTMENT</i>	1.000	-	-	-	-
<i>INFLA</i>	-0.063	1.000	-	-	-
<i>GCONSUMP</i>	-0.168	-0.040	1.000	-	-
<i>Y76</i>	0.022	-0.021	0.500	1.000	-
<i>SCHOOL76</i>	-0.017	-0.079	0.547	0.873	1.000

資料來源：同表 1。

4. 實證結果

本小節中，我們首先說明實證模型 DPTM 的相關設定，其中將分別採用銀行發展變數（*LENDING* 以及 *LIABILITIES*）做為門檻變數，並加入 *GDPper* 的落後項做為模型中的內生解釋變數，探討動態的內生解釋變數和相關的銀行發展變數、股市發展變數對於各國經濟成長的影響性，並分析其間是否存在顯著的門檻效果。

其中實證模型將如下 (26) 式所示，*GDPper* 為平均每人實質 GDP 成長率，*q* 為門檻變數，在本文中將分別採用兩項銀行發展變數 *LENDING* 以及 *LIABILITIES* 做為模型中的門檻變數：

$$\begin{aligned} GDPper_{i,t} = & \mu_i + \alpha_1 GDPper_{i,t-1} I(q_{i,t} \leq \gamma) \\ & + \alpha_2 GDPper_{i,t-1} I(q_{i,t} > \gamma) \\ & + \beta'_1 x_{i,t} I(q_{i,t} \leq \gamma) \\ & + \beta'_2 x_{i,t} I(q_{i,t} > \gamma) + \delta' \omega_{i,t} + e_{i,t} \end{aligned} \quad , \quad (26)$$

式中 $q = LENDING$ 或 $LIABILITIES$ ， $i = 1, \dots, n$ ， $t = 1, \dots, T$ ，而 $x_{i,t}$ 為模型中金融發展變數的向量，其中包括表 1 中的銀行發展變數與股市發展變數：

$$x_{i,t} = [LENDING (LIABILITIES), MKTCAP (STOCKTRA)]' \quad , \quad (27)$$

另外 $\omega_{i,t}$ 為模型中控制變數與虛擬變數的向量：

$$\omega_{i,t} = [INVESTMENT, GCONSUMP, Y76, SCHOOL76, SUB - SAHARA AFRICA, EAST ASIA]' \quad . \quad (28)$$

表 5 是依我們所發展的 DPTM 所估計的結果，被解釋變數為 *GDPper*，解釋變數分為銀行發展變數、股市發展變數與其他相關控制變數等，包括東亞國家與撒哈拉沙漠以南非洲國家的虛擬變數，非東亞國家或是非撒哈拉沙漠以南非洲國家為對照組。我們將實證

表 5 DPTM 的估計結果－以銀行發展為門檻變數
(*LENDING* vs *STOCKTRA*)

解釋變數門檻值	低銀行發展程度 ≤ 6.913%	高銀行發展程度 > 6.913%
<i>GDPper</i> _{<i>t</i>-1}	0.252** (2.951)	0.418** (3.315)
<i>LENDING</i>	0.014* (1.724)	-0.021** (-8.901)
<i>STOCKTRA</i>	-0.012* (-1.826)	0.016** (10.500)
<i>INVESTMENT</i>		0.099** (7.830)
<i>INFLA</i>		-0.001** (-2.209)
<i>GCONSUMP</i>		-0.035** (-3.159)
<i>Y76</i>		-0.062 (-0.554)
<i>SCHOOL76</i>		0.016** (4.484)
<i>SUB-SAHARA AFRICA</i>		-0.518 (-1.562)
<i>EAST ASIA</i>		-0.586** (-2.831)
<i>AR(1) test</i>		-2.545** (0.027)
<i>AR(2) test</i>		1.571 (0.125)
<i>Sargen test</i>		42.17 (0.418)
\bar{R}^2		0.381
<i>N</i>		980

資料來源：同表 1。

說明：1. 估計係數的括弧內為 t 值。

2. diagnostic test 與 Sargen test 的括弧內為 p 值。

3. ** 與 * 各表示顯著水準在 5% 與 10% 之下的顯著估計值。

資料以 *LENDING* 做為門檻變數進行區分，估計出的門檻值為 6.913%，並依此值將全球的國家區分為低銀行發展程度與高銀行發展程度兩類。我們主要的興趣是觀察在控制了其他相關控制變數之後，金融發展變數對於經濟成長是否在不同的區間有所差異。

在低銀行發展區間中，銀行發展變數的係數為 0.014 且顯著，也就是說在一個低度銀行發展的國家中，其銀行發展的程度將會促使該國經濟成長的進步，支持「*blessing-in-low-regime*」。這樣的實證結果與之前相關文獻的推論一致，例如 Shen and Lee (2006) 即認為在銀行發展的某一轉折點之前，銀行發展變數對於經濟成長有正向的影響關係。反之，在表 5 的高銀行發展區間中，銀行發展變數的係數由正變為負 (-0.021) 而且顯著，即銀行發展程度在某一轉折點之後，對於經濟成長的影響關係似會轉變為負向的關係。就銀行發展程度較高的區域而言，銀行發展將不利於經濟成長的發展，這點結果支持「*curse-in-high-regime*」，與先前相關文獻的推論接近。¹⁰

另外，在低銀行發展區間中，顯示股市發展對於經濟成長影響關係的迴歸係數為顯著的 -0.012，也就是說當一國家銀行發展程度較低時，其股市的更進一步發展不但不會增加該國經濟成長，反而會減緩該國的經濟成長。這樣的結果雖與 Levine (1997) 的推論有所出入，但卻說明了當一國家處於低度銀行發展的區域時，其股市發展未能直接促使經濟成長的提升，即股市發展並不支持「*blessing-in-low-regime*」。相反地，在高銀行發展程度的國家中，股市發展變數的係數是顯著的 0.016，也就是說股市發展並不支持「*curse-in-high-regime*」，其對於經濟成長的影響性會呈現顯著正向的影響，如此的結果則符合 Levine (1997) 的研究推論，即股市發展與經濟成

¹⁰ Levine (2003) 提出兩種銀行體系經營的理由，認為銀行發展會阻礙經濟成長；Black and Moersch (1998) 則認為銀行家可透過與經理人的串通為自己牟利，進一步阻礙經濟成長。至於 Levine and Zervos (1996) 則透過橫斷面的跨國分析發現銀行發展對於經濟成長的影響性並不顯著。

長之間存在著正向的一階關係。

由以上的討論可知，在低度銀行發展區域中，銀行發展變數支持「blessing-in-low-regime」，而股市發展變數則不支持「blessing-in-low-regime」；反之在高度銀行發展區域中，銀行發展變數則支持「curse-in-high-regime」，而股市發展變數依舊不支持「curse-in-high-regime」的說法。總的來說，我們認為可以「blessing-in-low-regime」以及「curse-in-high-regime」兩種假說來探討銀行發展對於經濟成長的非線性關係，反之，就股市發展對於經濟成長的影響性而言，則無此種關係存在，如此的結果與 Khan and Senhadji (2003) 以及 Rioja and Valev (2004) 之結論呼應，他們同樣認為銀行發展對於經濟成長有非線性的關係存在。

Levine (2001) 的分析即認為一國在經濟發展初期，金融體系較不健全時，銀行發展相對於股市發展對經濟成長的貢獻會較大。此結論呼應本文的實證結果，顯示於低度銀行發展區間中，銀行發展對經濟成長的影響性是正面的，此時只要銀行發展程度有所增加即可促進該國的經濟成長；反之，當一國家處於高度銀行發展區間時，由於資本的使用具有較佳的流動性，將會影響到經濟成長。Hung (2000) 的分析即指出，在金融發展程度較高的狀態下，消費性貸款會較活絡，造成民間儲蓄率下降，不利經濟成長。此外，Hung (2005) 亦指出開發中國家大多採取金融壓抑 (financial depression) 政策，而已開發國家則無，因此在低銀行發展區間中的國家，其銀行發展對經濟成長的正面影響性，主要原因在於金融壓抑政策可以引導金融體系將消費性貸款移轉至對經濟成長有利的投資性貸款，反之，於高銀行發展區間中的國家，因為消費性貸款的增加，反而造成儲蓄率下降，相對影響經濟成長。

過去李建強等 (2005) 曾以門檻迴歸模型探討台灣地區銀行發展與股市發展對經濟成長的影響性，其在以股市發展為門檻變數之下，發現當股市發展程度較低時，持續進行銀行發展可顯著促進經濟成長，然而在股市發展程度較高下，持續進行銀行發展對經濟成

長的影響並不顯著，該文認為此結論顯示當股市發展到達某一門檻水準之後，銀行及股市兩者之間將呈現排擠（或替代）的關係。

本文雖然以銀行發展變數做為門檻變數，但在探討不同銀行發展程度下，為何股市發展對經濟成長的影響效果不同，亦可以看做是銀行發展與股市發展兩者間的替代關係。在低銀行發展區間，由於帶來經濟成長的主要動力在於銀行發展，與銀行發展呈現替代關係的股市發展因此對於經濟成長的影響性較不明顯，反之，於高銀行發展區間，由於銀行發展對經濟成長的影響性減少，此時持續發展股市可有效增進資訊的傳播效果，因此有利經濟成長。

最後若探討 $GDPper_{t-1}$ 對於經濟成長的影響性，可以發現無論是在低銀行發展程度的國家或是高銀行發展程度的國家， $GDPper_{t-1}$ 對於經濟成長的影響性皆為顯著的正數，分別為 0.252 與 0.418，但是明顯地在銀行發展程度較高的國家中，其 $GDPper_{t-1}$ 對於經濟成長的影響程度相對地較大。¹¹ 因此就 $GDPper_{t-1}$ 對於經濟成長的影響性而言，本文實證結果發現，在高銀行發展區間， $GDPper_{t-1}$ 對於經濟成長的影響性較低銀行發展區間為大。其主要原因應於高度金融發展的國家，在資金充足且增進資訊傳播效果之下，該國的經濟成長幅度會較低金融發展的國家為大，因此 $GDPper_{t-1}$ 對於本期經濟成長的影響性，亦是以高度金融發展區間較為明顯。此外，本實證模型無論是殘差項的 diagnostic test 或是 Sargen test，皆證明工具變數的有效性，以及殘差項無序列相關，說明模型配適結果是合適的。¹²

¹¹ 文獻上，我們發現大多使用追蹤資料探討經濟成長的研究，多使用落後一期的經濟成長變數進行分析。例如，Vazakidis and Adamopoulos (2004) 使用落後一期的經濟成長變數探討出口、投資與經濟成長之間的關係。而 Jiranyakul and Brahmasrene (2007) 運用落後一期的經濟成長變數分析政府支出與經濟成長之間的互動關係。Baltzer and Kling (2007) 則運用 AR(1) 模型探討德國貨幣政策與經濟成長之間的關係。Azomahou and Mishra (2008) 則以落後一期的經濟成長變數，分析 OECD 國家中人口年齡結構與經濟成長之間的關係。根據上述，本文依循過去的相關研究文獻與變數定義，因此 $GDPper_{t-1}$ 做為實證模型的內生解釋變數。

¹² 感謝評審之一的細心提醒，由於本文的實證模型使用 GMM 估計法進行估

表 6 以 *LIABILITIES* 取代 *LENDING* 做為門檻變數，估計得到的門檻值為 16.279%。就低銀行發展的區間而言，實證模型顯示銀行發展對於經濟成長的迴歸係數是顯著的 0.107，當銀行發展程度上升將會促使經濟的成長；而股市發展對於經濟成長的關係則是顯著的 -0.201，也就是說在低銀行發展的國家中，股市發展將減低經濟的成長。反之，表 6 顯示於高銀行發展的國家中，其銀行發展程度對於經濟成長的迴歸係數為顯著的 -0.015；而股市發展對經濟成長則具有顯著的正向影響，其迴歸係數是 0.015。與表 5 的結果相同，即在低度銀行發展區域中，銀行發展變數支持「*blessing-in-low-regime*」，而股市發展變數則不支持「*blessing-in-low-regime*」；反之在高度銀行發展區域中，銀行發展變數則支持「*curse-in-high-regime*」，而股市發展變數則不支持「*curse-in-high-regime*」。

我們亦於表 6 中發現，無論是低銀行發展區間或是高銀行發展區間， $GDPper_{t-1}$ 對於經濟成長的影響性皆為顯著的正數，分別為 0.416 與 0.659，但是明顯地在銀行發展程度較高的國家中， $GDPper_{t-1}$ 對於經濟成長的影響程度相對地較大。

表 7 為與表 5 設定相似的實證模型，其中的差異存在於將股市發展變數以 *MKTCAP* 取代 *STOCKTRA*，其他的變數設定都不變，表 7 顯示，以銀行發展變數做為門檻變數的門檻值同樣地為 6.913%，依此將全球的國家區分為高銀行發展程度與低銀行發展程度兩個區間進行探討。就低銀行發展區間而言，銀行發展對於經濟成長的迴歸係數為 0.282，但不顯著；股市發展對於經濟成長的迴歸係數為 -0.185，然而也不顯著，與表 5 的低銀行發展區間所獲得的結論不

計，為達到 GMM 估計方式的一致性以及工具變數的有效性，必須進行殘差項的 diagnostic test 以及 Sargen test。我們依據 Arellano and Bond (1991)、Arellano and Bover (1995) 以及 Blundell and Bond (1998) 的建議，於表 5 至表 8 以及表 10 的估計結果中，使用一階與二階序列相關檢定 (first-order and second-order serial correlation tests) 進行殘差項的 diagnostic test，並使用 Sargen test 進行工具變數有效性的檢定，檢定結果證明實證模型的配適結果是合適的。

表 6 DPTM 的估計結果－以銀行發展為門檻變數
(*LIABILITIES* vs *STOCKTRA*)

解釋變數門檻值	低銀行發展程度 ≤ 16.279%	高銀行發展程度 > 16.279%
<i>GDPper</i> _{<i>t</i>-1}	0.416** (8.329)	0.659** (3.464)
<i>LIABILITIES</i>	0.107** (3.039)	-0.015** (-7.242)
<i>STOCKTRA</i>	-0.201** (-2.822)	0.015** (9.266)
<i>INVESTMENT</i>		0.125** (9.702)
<i>INFLA</i>		-0.001** (-2.616)
<i>GCONSUMP</i>		-0.012 (-0.989)
<i>Y76</i>		-0.401** (-3.471)
<i>SCHOOL76</i>		0.019** (5.164)
<i>SUB-SAHARA AFRICA</i>		-0.318 (-1.105)
<i>EAST ASIA</i>		-0.606** (3.226)
<i>AR(1) test</i>		-2.378** (0.021)
<i>AR(2) test</i>		1.415 (0.162)
<i>Sargen test</i>		39.495 (0.327)
\bar{R}^2		0.370
<i>N</i>		858

資料來源：同表 1。

說明：同表 5。

表 7 DPTM 的估計結果－以銀行發展為門檻變數
(*LENDING* vs *MKTCAP*)

解釋變數門檻值	低銀行發展程度 ≤ 6.913%	高銀行發展程度 > 6.913%
<i>GDPper_{t-1}</i>	0.363** (16.543)	0.761** (15.173)
<i>LENDING</i>	0.282 (1.173)	-0.027** (-6.676)
<i>MKTCAP</i>	-0.185 (-0.674)	0.015** (6.977)
<i>INVESTMENT</i>		0.175** (10.277)
<i>INFLA</i>		0.001 (0.764)
<i>GCONSUMP</i>		-0.134** (-8.735)
<i>Y76</i>		-0.180 (-1.329)
<i>SCHOOL76</i>		0.029** (6.373)
<i>SUB-SAHARA AFRICA</i>		0.050 (-0.176)
<i>EAST ASIA</i>		-0.856** (-4.102)
<i>AR(1) test</i>		-2.461** (0.018)
<i>AR(2) test</i>		1.578 (0.112)
<i>Sargen test</i>		41.211 (0.379)
\bar{R}^2		0.367
<i>N</i>		957

資料來源：同表 1。

說明：同表 5。

一致。反之，在高銀行發展區間的國家，其銀行發展變數對於經濟成長的影響性同樣地為顯著的負向關係，此時迴歸係數為 -0.027 。而就股市發展程度對於經濟成長的影響性而言，其迴歸係數為顯著的 0.015 。也就是說即使我們將模型中相對應的股市發展變數改為股市成交總額 / 名目 GDP 的比率，就低銀行發展區間而言，係數符號沒有改變，但顯著性弱了一些，就高銀行發展區間而言，則與表 5 的結果相同。

表 8 中將原本代表股市發展變數的 *STOCKTRA* 以 *MKTCAP* 進行取代，同樣的在以 *LIABILITIES* 做為門檻變數之下，我們發現此時的門檻值改為 10.015% 。而模型中其他解釋變數的設定不變，其實證結果與前述差異不大，對於低銀行發展區間而言，銀行發展變數對於經濟成長的迴歸係數為 0.112 並且顯著；而股市發展對於經濟成長的迴歸係數為 -0.116 且顯著。反之，在高銀行發展的區間中，銀行發展對於經濟成長的影響性轉變為顯著的負向關係，迴歸係數變成 -0.016 ；同樣地，股市發展對於經濟成長的影響性亦由顯著負向轉變為顯著的正向關係，迴歸係數為 0.011 。

表 9 彙整各個實證模型的門檻效果數目檢定結果，由表 9 中可發現：當虛無假設為一個門檻的檢定， F_1 值均顯著拒絕虛無假設，代表各國金融發展對於經濟成長的關係確實存在至少一個門檻效果；然而進一步檢定兩個門檻時， F_2 值卻均不顯著，無法拒絕只有一個門檻的虛無假設，因此驗證各國經濟成長的確可以區分為「低度銀行發展」與「高度銀行發展」兩種不同的區間。圖 2 為門檻參數值與其信任區間之關係，其中橫線以下為 95% 信任區間，由於此處參數的信任區間並非標準常態分配，故利用 Hansen (1999) 所提供之公式 $c(\alpha) = -2 \ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ 來求得門檻值之信任區間，其中 Panel A 是以 *LENDING* 為門檻變數，搭配以 *STOCKTRA* 為股市發展代理變數，門檻值的範圍為 $6.813\% \sim 8.376\%$ ；Panel B 的兩個發展變數為 *LENDING* 及 *MKTCAP*，門檻值的範圍為 $6.412\% \sim 7.784\%$ ；Panel C 的兩個發展變數為 *LIABILITIES* 及 *STOCKTRA*，門檻值的範圍為

表 8 DPTM 的估計結果－以銀行發展為門檻變數
(*LIABILITIES* vs *MKTCAP*)

解釋變數門檻值	低銀行發展程度 ≤ 10.015%	高銀行發展程度 >10.015%
<i>GDPper_{t-1}</i>	0.073 (0.727)	0.789** (8.899)
<i>MKTCAP</i>	0.112** (2.166)	-0.016** (-7.786)
<i>STOCKTRA</i>	-0.116* (-2.024)	0.011** (9.352)
<i>INVESTMENT</i>		0.110** (8.324)
<i>INFLA</i>		-0.001** (-6.030)
<i>GCONSUMP</i>		-0.052** (-4.560)
<i>Y76</i>		-0.001 (-0.009)
<i>SCHOOL76</i>		0.011** (3.226)
<i>SUB-SAHARA AFRICA</i>		-0.556** (-2.457)
<i>EAST ASIA</i>		-0.323* (1.777)
<i>AR(1) test</i>		-2.517** (0.021)
<i>AR(2) test</i>		1.409 (0.159)
<i>Sargen test</i>		38.574 (0.412)
\bar{R}^2		0.359
<i>N</i>		836

資料來源：同表 1。

說明：同表 5。

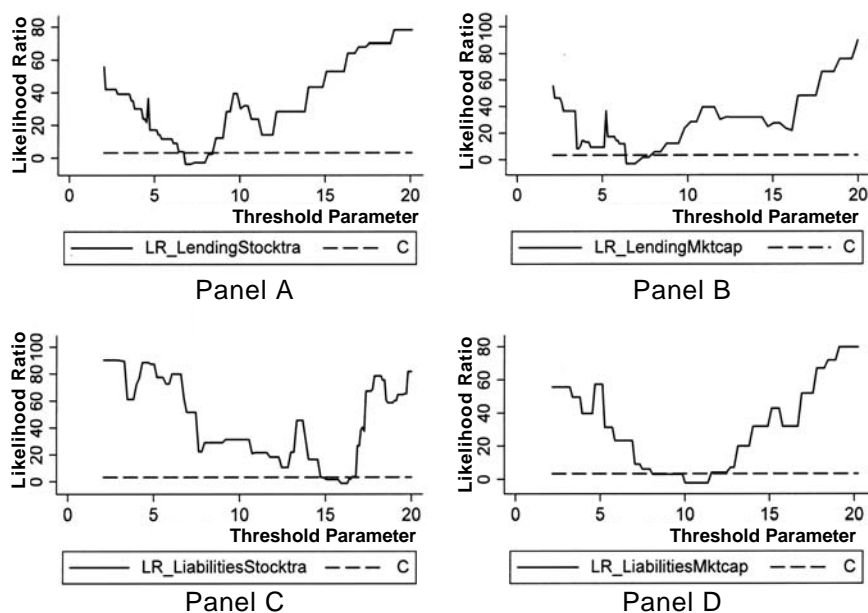
表 9 DPTM 的門檻效果檢定結果

門檻變數	股市發展代理變數	門檻值	F_1	F_2
<i>LENDING</i>	<i>STOCKTRA</i>	6.913	331.200**	28.675
<i>LENDING</i>	<i>MKTCAP</i>	6.913	305.123**	30.923
<i>LIABILITIES</i>	<i>STOCKTRA</i>	16.279	266.342**	45.261
<i>LIABILITIES</i>	<i>MKTCAP</i>	10.015	292.622**	41.220

資料來源：同表 1。

說明：1. 虛無假設為無門檻效果存在。

2. ** 表示顯著水準在 5% 之下的顯著估計值。



資料來源：同表 1。

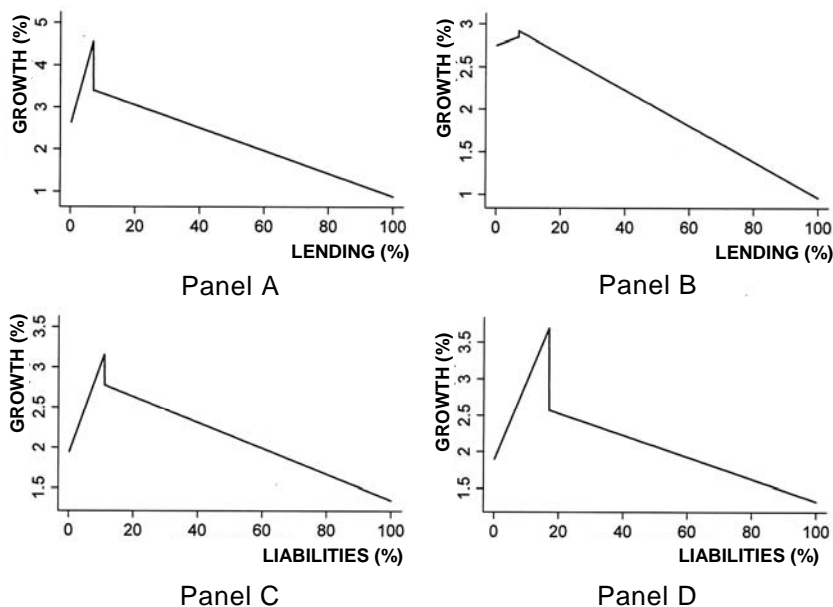
圖 2 門檻參數值與概度比之關係圖

14.722% ~ 16.475%；Panel D 的兩個發展變數為 *LIABILITIES* 及 *MKTCAP*，門檻值的範圍為 8.091% ~ 11.347%。

此外，在是否 *EAST ASIA* 的虛擬變數對於經濟成長的影響性上，

無論是表 5 到表 8 皆具有顯著的負向影響性，表示東亞國家近年來金融發展對於經濟成長有不利的影響性。反之，是否為 *SUB-SAHARA AFRICA* 的虛擬變數並未有如此顯著且方向明確的影響性，如此不明確的估計係數似乎與樣本資料中撒哈拉沙漠以南非洲國家的數目太少有關，因為僅有南非、辛巴威與肯亞三國。

圖 3 繪出在四種不同門檻變數下，不同解釋變數組合對於經濟成長的影響關係，其中 Panel A 至 Panel D 的銀行及股市發展代理變數分別為 *LENDING* 及 *STOCKTRA*；*LENDING* 及 *MKTCAP*；*LIABILITIES* 及 *STOCKTRA*；*LIABILITIES* 及 *MKTCAP*。由圖 3 我們可以看出銀行發展與經濟成長之間存在著非線性的關係，當銀行發展變數較低時，處於這個區域的國家之銀行發展與經濟成長之間存在著正向關係；反之，當銀行發展變數較高時，隨著銀行發展變數的提高，處於此一區域的國家之經濟成長將會隨之減緩。



資料來源：同表 1。

圖 3 *GDPper* 與銀行發展門檻變數關係圖

表 10 PTM 的估計結果－以銀行發展為門檻變數
(*LENDING* vs *STOCKTRA*)

解釋變數門檻值	低銀行發展程度 ≤ 10.042%	高銀行發展程度 > 10.042%
<i>LENDING</i>	0.0516** (7.182)	-0.024 (-1.058)
<i>STOCKTRA</i>	-0.025** (-5.599)	0.011 (0.592)
<i>INVESTMENT</i>		0.101** (3.356)
<i>INFLA</i>		-0.001** (-2.971)
<i>GCONSUMP</i>		-0.182** (-3.585)
<i>Y76</i>		-0.453 (-0.299)
<i>SCHOOL76</i>		0.124 (0.995)
<i>SUB-SAHARA AFRICA</i>		0.171 (0.305)
<i>EAST ASIA</i>		-0.123 (-0.518)
<i>AR(1) test</i>		-2.11** (0.031)
<i>AR(2) test</i>		1.461 (0.158)
<i>Sargen test</i>		35.216 (0.347)
\bar{R}^2		0.198
<i>N</i>		980

資料來源：同表 1。

說明：同表 5。

最後，本文於實證過程中估計未加入應變數落後項的模型 (PTM)，並且與加入應變數落後項的模型 (DPTM) 進行檢定，¹³ 以確立 DPTM 模型中應變數落後項加入的必要性。PTM 的估計結果如本文表 10 所示，其中為求版面的精簡，我們僅呈現 *LENDING* vs *STOCKTRA* 的估計結果。表 11 則為四項 DPTM 與 PTM 相比較的檢定結果，由表中的 F 檢定統計量，我們可以發現 DPTM 與 PTM 的估計結果有顯著的差異，表示 PTM 模型未能加入應變數落後項的解釋，對於金融發展對經濟成長影響性的實證分析，似有解釋力不足之處。此時具有應變數落後項加入的 DPTM 模型可以解決此項問題，亦代表應變數落後項加入的必要性。

表 11 DPTM 與 PTM 的檢定結果

門檻變數	股市發展代理變數	F 值
<i>LENDING</i>	<i>STOCKTRA</i>	3.376**
<i>LENDING</i>	<i>MKTCAP</i>	3.421**
<i>LIABILITIES</i>	<i>STOCKTRA</i>	3.108**
<i>LIABILITIES</i>	<i>MKTCAP</i>	3.211**

資料來源：同表 1。

說明：1. 虛無假設為 DPTM 與 PTM 估計結果無顯著差異。

2. ** 各表示顯著水準在 5% 之下的顯著估計值。

為避免年資料可能受到景氣循環的影響，以及為求確定金融發展與經濟成長之間的因果關係，我們進行兩項穩健性 (robustness) 的估計，分別為對實證模型採取 5 年平均資料進行估計；以及對於實證資料採取 5 年平均資料，而金融發展變數使用期初年度資料進行估計。驗證結果如本文表 12 與表 13 所示，其中為求版面的精簡，我們僅呈現 *LENDING* vs *STOCKTRA* 的估計結果。

¹³ 此時檢定統計量為 $F = (S_{DPTM} - S_{PTM}) / \sigma^2$ ，檢定統計量為一 F 分配。

估計的結果皆呼應本文先前的結論，因此透過避免景氣循環影響，以及釐清金融發展與經濟成長之間因果關係的穩健性估計，我們仍然認為可以「blessing-in-low-regime」以及「curse-in-high-regime」兩種假說來探討銀行發展對於經濟成長的非線性關係，反之，就股市發展對於經濟成長的影響性而言，則無此種關係存在。

表 12 DPTM 的估計結果－依 5 年平均資料進行估計
以銀行發展為門檻變數 (*LENDING* vs *STOCKTRA*)

解釋變數門檻值	低銀行發展程度 ≤ 6.913%	高銀行發展程度 > 6.913%
<i>GDPper</i> _{<i>t</i>-1}	0.243** (2.732)	0.343** (3.121)
<i>LENDING</i>	0.021* (1.658)	-0.024** (-6.773)
<i>STOCKTRA</i>	-0.014* (-1.721)	0.015** (9.865)
<i>INVESTMENT</i>		0.087** (6.821)
<i>INFLA</i>		-0.001** (-2.221)
<i>GCONSUMP</i>		-0.032** (-3.143)
<i>Y76</i>		-0.058 (-0.452)
<i>SCHOOL76</i>		0.015** (4.212)
<i>SUB-SAHARA AFRICA</i>		-0.523 (1.544)
<i>EAST ASIA</i>		-0.627** (-2.934)
\bar{R}^2		0.374
<i>N</i>		975

資料來源：同表 1。

說明：1. 括弧內為 t 值。

2. ** 與 * 各表示顯著水準在 5% 與 10% 之下的顯著估計值。

表 13 DPTM 的估計結果—依 5 年平均資料，金融發展變數採期初資料以銀行發展為門檻變數（*LENDING* vs *STOCKTRA*）

解釋變數門檻值	低銀行發展程度 ≤ 6.913%	高銀行發展程度 > 6.913%
<i>GDPper_{t-1}</i>	0.273** (3.101)	0.345** (3.374)
<i>LENDING</i>	0.016* (1.698)	-0.023** (-7.976)
<i>STOCKTRA</i>	-0.012* (-1.785)	0.015** (9.688)
<i>INVESTMENT</i>		0.086** (7.127)
<i>INFLA</i>		-0.001** (-2.176)
<i>GCONSUMP</i>		-0.032** (-2.329)
<i>Y76</i>		-0.054 (-0.459)
<i>SCHOOL76</i>		0.016** (4.217)
<i>SUB-SAHARA AFRICA</i>		-0.511 (-1.542)
<i>EAST ASIA</i>		-0.591** (-2.987)
\bar{R}^2		0.386
<i>N</i>		975

資料來源：同表 1。

說明：同表 12。

4.1 金融發展與經濟成長呈現非線性關係的經濟意涵

關於金融發展與經濟成長間呈現非線性關係的意涵，過去與金融發展相關的研究中，曾指出某些「條件因素」將會影響到金融發展與經濟成長之間不確定的關係，傳統認為這些「條件因素」應包含總體經濟環境、公共建設與人力資本三項條件因素。近年來，研

究者認為這些「條件因素」應包含金融市場的發展與金融制度等條件因素。例如 Alfaro et al. (2004) 認為國際資本流動對於經濟成長的影響性應受到該國金融部門發展程度的影響。除了金融部門的發展，Durham (2004) 更進一步強調金融規範與金融制度環境的重要性。另外 Shen and Lee (2006) 亦強調在不同金融發展程度之下，銀行發展對於經濟成長的影響性應會有所不同，認為銀行發展與經濟成長之間的關係應為一「倒 U 形狀」。

我們延伸 Shen and Lee (2006) 的發現，探討是否於金融發展與經濟成長間存在著門檻效果，其中依據「倒 U 形狀」的關係提出兩個假說進行驗證，亦即低發展區域支持經濟成長「blessing-in-low-regime」與高發展區域不利經濟成長「curse-in-high-regime」。檢驗結果發現在低度銀行發展區域，銀行發展對於經濟成長有正面影響，但是股市發展對於經濟成長卻有負面影響。反之，在高度銀行發展區域，銀行發展對於經濟成長有負面影響，而股市發展對於經濟成長則轉變為具有正面影響。

據此，我們認為在低度銀行發展區域，影響金融發展與經濟成長之間不確定關係的「條件因素」，著重在銀行體系的成長，此時銀行發展此項金融發展變數會提升經濟成長的程度，而股市發展此項金融發展變數則不具備提升經濟成長的能力。然而當一國家的銀行體系發展至一定程度，處於高度銀行發展區域時，其影響金融發展與經濟成長之間不確定關係的「條件因素」，將轉變為股市發展程度與國際資本流動能力。此時，銀行發展此項金融發展變數轉變為不提升經濟成長，而是由股市發展此項金融發展變數來提升經濟成長。

5. 結論

本文旨在探討於全球的架構下，各國金融發展對於經濟成長之關係為何？並且進一步探討銀行發展及股市發展是否對經濟成長有

不對稱效果。我們使用 DPTM 的模型設定，本模型的特色在加入內生解釋變數的落後項進行動態解釋之下，運用門檻效果的檢定以觀察實證資料是否存在顯著的門檻效果。

若以銀行發展變數做為門檻變數，本文提出兩個假說，第一是「 **blessing-in-low-regime**」，即在低度銀行發展區域，金融發展對於經濟成長有正面影響。第二為「 **curse-in-high-regime**」即在高度銀行發展區域，金融發展對於經濟成長有負面影響。

我們採用此 DPTM 的結論如下：就銀行發展對於經濟成長的影響而言，於低度銀行發展區域中，各國的銀行發展程度越大將會促進經濟成長。換句話說，在低度銀行發展區域支持「 **blessing-in-low-regime**」。而在高度銀行發展區域中，該區域國家的銀行發展程度越大反會減緩經濟成長，即支持「 **curse-in-high-regime**」。反之，就股市發展對於經濟成長的影響而言，在低度銀行發展區域中，股市發展的程度越大反而減緩經濟成長，故在低度銀行發展區域並不支持「 **blessing-in-low-regime**」。而在高度銀行發展區域中，該區域國家的股市發展程度越大將促進經濟成長，因此在高度銀行發展區域也不支持「 **curse-in-high-regime**」。另外，我們的結論基本上不受所選定的金融變數為 *LENDING* 或是 *LIABILITIES·STOCKTRA* 或是 *MKTCAP* 而改變。

參考文獻

- 李建強、洪福聲、黃柏農（2005），「金融發展與經濟成長的關係會消失嗎？－門檻迴歸之應用」，*經濟研究*，41：1，45-74。
- Alfaro, L., A. Chanda, S. Kalemli-Ozcan and S. Sayek (2004), “FDI and Economic Growth: The Role of Local Financial Markets,” *Journal of International Economics*, 64: 1, 89-112.
- Andersen, T. and F. Tarp (2003), “Financial Liberalization, Financial Development and Economic Growth in LDCs,” *Journal of International Development*, 15, 189-209.
- Arellano, M. and S. R. Bond (1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equation,” *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Arellano, M. and O. Bover (1995), “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models,” *Journal of Econometrics*, 68, 29-52.
- Arestis, P. and P. O. Demetriades (1996), “Finance and Growth: Institutional Considerations and Causality,” paper presented at the Royal Economic Society Annual Conference, University of Wales Swansea, 1-4.
- Arestis, P., P. O. Demetriades and B. Luintel (2001), “Financial Development and Economic Growth: The Role of Stock Markets,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 33, 16-41.
- Atje, R. and B. Jovanovic (1993), “Stock Markets and Development,” *European Economic Review*, 37: 2, 632-640.
- Azomahoua, T. and T. Mishra (2008), “Age Dynamics and Economic Growth: Revisiting the Nexus in a Nonparametric Setting,” *Economics Letters*, 99: 1, 67-71.

- Bai, J. (1997), "Estimating Multiple Breaks One at a Time," *Econometric Theory*, 13, 315-352.
- Baltzer, M. and G. Kling (2007), "Predictability of Future Economic Growth and the Credibility of Monetary Regimes in Germany, 1870 – 2003," *Applied Economics Letters*, 14: 4, 401-404.
- Beck, T. and R. Levine (2004), "Stock Markets, Banks and Growth: Panel Evidence," *Journal of Banking and Finance*, 28, 423-442.
- Beck, T., R. Levine and N. Loayza (2000), "Finance and the Source of Growth," *Journal of Financial Economics*, 58, 261-300.
- Bekaert, G., C. R. Harvey and C. Lundblad (2003), "Does Financial Liberalization Spur Growth?" NBER Working Paper No. 8245.
- Black, S. W. and M. Moersch (1998), *Competition and Convergence in Financial Markets: The German and Anglo-American Models*, New York: North-Holland Press.
- Blundell, R. and S. Bond (1998), "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, 87: 1, 115-143.
- De Gregorio, J. and P. Guidotti (1995), "Financial Development and Economic Growth," *World Development*, 23, 434-448.
- Demirgüç-Kunt, A. and R. Levine (1996), "Stock Market Development and Financial Intermediaries: Stylized Facts," *The World Bank Economic Review*, 10, 291-321.
- Devereux, M. and G. Smith (1994), "International Risk Sharing and Economic Growth," *International Economic Review*, 35, 535-550.
- Durham, J. B. (2004), "Absorptive Capacity and the Effects of Foreign Direct Investment and Equity Foreign Portfolio Investment on Economic Growth," *European Economic Review*, 48: 2, 285-306.
- Efron, B. and R. J. Tibshirani (1993), *An Introduction to the Bootstrap*, New York: Chapman and Hall.

- 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 Panel: Estimation, Testing and Inference," *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey and H. Rosen (1990), "Estimating Vector Autoregressions with Panel Data," *Econometrica*, 56, 1371-1395.
- Hung, F. S. (2000), "Financial Development and Economic Growth with Investment and Consumption Loans Reconsidered: Theory and International Evidence," paper presented at the First Annual Conference on Empirical Economics, Chiayi.
- Hung, F. S. (2005), "Credit Rationing and Capital Accumulation with Investment and Consumption Loans Revisited," *Journal of Development Economics*, 78, 322-342.
- Jiranyakul, K. and T. Brahmasurene (2007), "The Relationship between Government Expenditures and Economic Growth in Thailand," *Journal of Economics and Economic Education Research*, 8: 1, 93-103.
- Khan, M. S. and A. Senhadji (2003), "Financial Development and Economic Growth: A Review and New Evidence," *Journal of African Economies*, 12, 89-110.
- King, R. G. and R. Levine (1993), "Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right," *Quarterly Journal of Economics*, 108, 717-737.
- Levine, R. (1997), "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda," *Journal of Economic Literature*, 35, 688-726.
- Levine, R. (2001), "Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which Is Better?" NBER Working Paper No. 9138.
- Levine, R. (2003), "More on Finance and Growth: More Finance, More Growth?" *The Federal Reserve Bank of St. Louis*, July/August, 31-52.

- Levine, R. and S. Zervos (1996), "Stock Market Development and Long-run Growth," *The World Bank Economic Review*, 10, 323-339.
- Levine, R. and S. Zervos (1998), "Stock Markets, Banks, and Economic Growth," *American Economic Review*, 88, 537-558.
- Minier, J. (2003), "Are Small Stock Markets Different?" *Journal of Monetary Economics*, 50, 1593-1602.
- Pagano, M. (1993), "Financial Markets and Growth: An Overview," *European Economic Review*, 37, 613-622.
- Ram, R. (1999), "Financial Development and Economic Growth," *The Journal of Development Studies*, 35, 164-174.
- Rioja, F. and N. Valev (2004), "Does One Size Fit All? A Reexamination of the Finance Growth Relationship," *Journal of Development Economics*, 74: 2, 429-447.
- Romer, D. (2001), *Advanced Macroeconomics*, New York: McGraw-Hill Inc.
- Rousseau, P. and P. Wachtel (2000), "Equity Markets and Growth: Cross-Country Evidence on Timing and Outcomes, 1980-95," *Journal of Banking and Finance*, 24, 1933-1954.
- Rousseau, P. and P. Wachtel (2001), "Inflation, Financial Development and Growth," in T. Negishi, R. Ramachandran and K. Mino, eds., *Economic Theory, Dynamics and Markets: Essays in Honor of Ryuzo Sato*, Boston: Kluwer.
- Shen, C. H. (2005), "Cost Efficiency and Banking Performances in a Partial Universal Banking System: An Application of the Panel Smooth Threshold Model," *Applied Economics*, 37, 1-17.
- Shen, C. H. and C. C. Lee (2006), "Same Financial Development yet Different Economic Growth — Why?" *Journal of Money, Credit, and Banking*, 38: 7, 1907-1944.

- Shen, C. H. and C. A. Wang (2005), “The Impact of Cross – Ownership on the Reaction of Corporate Investment and Financing Constraints: A Panel Threshold Model,” *Applied Economics*, 37: 20, 2315-2325.
- Singh, A. (1997), “Stock Markets, Financial Liberalisation and Economic Development,” *Economic Journal*, 107, 771-782.
- Vazakidis, A. and A. Adamopoulos (2004), “Exports, Investments and Economic Growth: An Empirical Investigation of the Three Baltic Countries,” *Baltic Journal of Economics*, 4: 2, 72-79.
- Wachtel, P. (2003), “How Much Do We Really Know about Growth and Finance?” *Economic Review*, 1, 33-47.
- Zhang, K. H. (2003), “Does Financial Development Promote Economic Growth in the East Asia?” *China Journal of Finance*, 1, 1-10.
- Zhu, A., M. Ash and R. Pollin (2002), “Stock Market Liquidity and Economic Growth: A Critical Appraisal of the Levine/Zervos Model,” *International Review of Applied Economics*, 18, 1-8.

The Role of Financial Development to Economic Growth – Dynamic Panel Threshold Model

Chung-Hua Shen

Department of Finance, National Taiwan University

Chang-Ping Lin

Department of Money and Banking, National Chengchi University

Abstract

This paper is aimed to investigate the asymmetric effect between financial development and the economic growth. Following Shen and Lee's (2006) findings, we plan to examine whether the effect of financial development on the growth depends on the threshold variable of bank development. Our hypothesis is thus that the bank development is a blessing to economic growth at the low bank development regime but a curse at the high bank development regime. To examine this "blessing-in-low-regime" and "curse-in-high-regim" hypothesis, we develop a dynamic panel threshold model (DPTM) to test this hypothesis. The DPTM is a direct extension of the non-dynamic panel threshold model of Hansen (1999). We can conclude with that the effect of bank development on the growth support the hypothesis "blessing-in-low-regime" and "curse-in-high-regime" but the effect of stock market development on the growth does not.

Keywords: Economic Growth, Financial Development, Threshold Regression, GMM Estimation, Panel Data

JEL Classification: C33, O16, O40