

擴大政府規模能否促進台灣的經濟成長？

李建強

國立中興大學應用經濟系助理教授

E-mail : ccl@nchu.edu.tw

陳盛通

國立中興大學應用經濟系博士生

E-mail : d9034003@mail.nchu.edu.tw

第五屆全國實證經濟學論文研討會

逢甲大學

2004年6月12、13日

擴大政府規模能否促進台灣的經濟成長？

李建強、陳盛通

摘要

本文將 Ram(1986)的兩部門模型修正為門檻迴歸模型，並以 Hansen(1999)之門檻迴歸(threshold autoregression)方法進行檢定，以驗證台灣是否存在 Vedder and Gallaway(1998)的 Armey 曲線現象，亦即檢測政府支出規模與經濟成長之間是否具有非對稱的關係？實證結果顯示，不論以「政府總支出占 GDP 比例」、「政府投資性支出占 GDP 比例」及「政府消費性支出占 GDP 比例」作為政府規模之門檻變數，均可得到政府規模與經濟成長之間具有非對稱的 Armey 曲線現象。當政府規模小於門檻值時，政府支出與經濟成長呈正向關係；反之，當政府規模大於門檻值時，政府支出與經濟成長呈負向關係。由此可見過度擴張政府支出對經濟成長並沒有助益，甚至可能由於排擠效果及稅賦的增加而對經濟成長造成傷害，因此政府在財政政策上應當檢視是否有支出過度擴張的情形，如有，應縮小政府規模以提高支出效率，方可有助於經濟成長。

關鍵詞：政府規模、經濟成長、門檻迴歸

1. 前言

擴大政府規模能否促進台灣的經濟成長？怎麼樣的政府支出大小才是最適的？這些疑問在目前擴大政府規模的呼聲中，一直被反覆地質疑，而引發本文研究動機，試圖以實證方法找出最適政府支出規模以供政策建議。本文利用 Ram(1986)提出的兩部門總合生產函數模型，以 Hansen(1999)的門檻迴歸方法估計政府規模（政府支出佔 GDP 的比例）的門檻值，提供我國對於是否應擴大政府規模來創造經濟成長一個實證資料的佐證，據以建構政府應該如何有效地利用有限的資源，形成一個有效率的政府規模，達到創造經濟成長的目標。

經濟成長是否會受到政府規模的影響，一直都是受爭議的課題，例如：Ram(1986)利用 1960 年到 1980 年間 115 國的資料驗證出政府規模與經濟成長具有顯著的正相關，但是此結果卻與 Engen and Skinner (1991)驗證 1970-1985 年 107 個國家的結果相反，儘管也許是資料期間與國家總數不同有所差異，但是此爭議仍然可能因為樣本取樣不同及國家特性不同而造成。為了避免此問題的發生，本研究擬以單一地區為研究樣本，探討台灣地區政府規模與經濟成長之間的關係，並檢視兩者之間是否存在非對稱的關係？

最適的政府規模該如何攫取，早期在 Vedder and Gallaway (1998)提出的實證分析中，認為經濟成長與政府規模（政府支出佔 GDP 的比例）呈一非線性的關係，而其提出的兩者關係是一個 Armeey 曲線，其認為較小的政府規模具有保障私有財及提供公共財的功能，但過度擴張的政府規模則形成過度投資，而與民間投資產生排擠效果。此外，過度膨脹的政府規模亦將導致過重的稅賦而有害經濟成長，因而較小的政府規模反而有促進經濟成長的效果，因此 Vedder and Gallaway (1998)推論當以政府規模為橫軸，實質 GDP 為縱軸時，兩者的關係呈一倒 U 的關係，如圖 1 所示。在上述的前提下，既然是倒 U 的關係，就應可找出最適的政府規模，使政府能在此規模下達到極大化經濟成長的狀態。因此，

Vedder and Gallaway (1998)進一步利用簡單平方項的方式推估出美國 1947-1997 年間的最適政府支出規模是 17.5%，而李青蓉與李堯賢等 (2002) 以簡單多元迴歸方法推估台灣最適政府核心支出佔 GDP 比率為 3.08%。不同於現有文獻的處理方式，本文利用 Hansen(1999)的門檻迴歸方法驗證台灣 Armey 曲線的存在，並以不同政府規模指標設定進行分析，以供政府進行我國資源分配時的政策參考，其中門檻迴歸的方式修正了 Vedder and Gallaway(1998)的平方項模型設定的主觀因素，使門檻值的擷取更為客觀。

本文利用台灣 1979 年第 1 季到 2003 年第 3 季的資料，採用 Ram(1986)的兩部門總合生產函數模型，以經濟成長季的年增率為被解釋變數，以實質民間固定資本形成占前期實質 GDP 比率、就業勞動力之季的年增率、實質政府支出成長率與實質政府支出占實質 GDP 比率之乘積為解釋變數，其中以政府規模為門檻變數，採用三種不同政府規模變數指標，分別為「政府總支出占 GDP 比例」、「政府投資性支出占 GDP 比例」及「政府消費性支出占 GDP 比例」，據以探討不同門檻變數設定對門檻效果估計結果的差異。

本文採單一國家之季資料與 Vedder and Gallaway (1998)的年資料研究並不同，且本文分別以三種不同之政府規模指標為門檻變數驗證與經濟成長的關係，據以探討是否因政府規模指標不同對實證結果造成影響。本文的主要貢獻在於以門檻迴歸的非線性研究方法，客觀計算門檻值，與簡單平方項實證模型的驗證過於主觀認定而易形成推估最適規模的偏誤有所差異。

實證結果顯示，以「政府總支出占 GDP 比例」為政府規模之門檻變數時，顯著地具有門檻效果，且門檻值出現在 22.839%，即表示我國的政府規模及經濟成長的關係具有非線性 Armey 曲線的現象，當政府總支出規模小於門檻值時，政府規模與經濟成長呈正向關係；相反地，當政府總支出規模大於門檻值時，政府規模與經濟成長呈負向關係。另外，對「政府投資性支出占 GDP 比例」進行門檻檢定時，門檻值為 7.302%；而「政府消費性支出占 GDP 比例」同樣具門檻效果，門檻值為 14.967%。

在得知最適政府規模之後，可以進一步檢視政府規模的大小是在門檻值之上或之下，以提供政府施政時調整其最適之政府規模。例如以 2003 年第 3 季為例，政府總支出規模為 23.237%、投資性支出規模為 10.611%與消費性支出規模為 12.626%，除了消費性支出規模低於門檻值外，其餘皆高於門檻值。而本文的實證結果發現，政府規模大於門檻值時，政府支出對經濟成長產生不利的影響，因此政府必須思考如何調整支出面，以獲取極大化的經濟成長。另外，在本文中一共有 99 筆政府總支出的季資料，低於政府總支出規模 22.839%的共有 20 筆，而高於此政府規模共有 79 筆，顯示在過去二十餘年當中，我國政府規模大多處於過度擴張的情形，因此政府應思考如何縮減支出規模以達最有效率之支出規模。

本文架構共分為 5 節，第 1 節為前言，說明研究動機及研究目的。第 2 節為文獻回顧。第 3 節為實證模型之設定及變數說明。第 4 節為門檻迴歸實證結果，分別對三種不同政府規模設定之門檻效果進行說明並加以討論。最後則為本文結論。

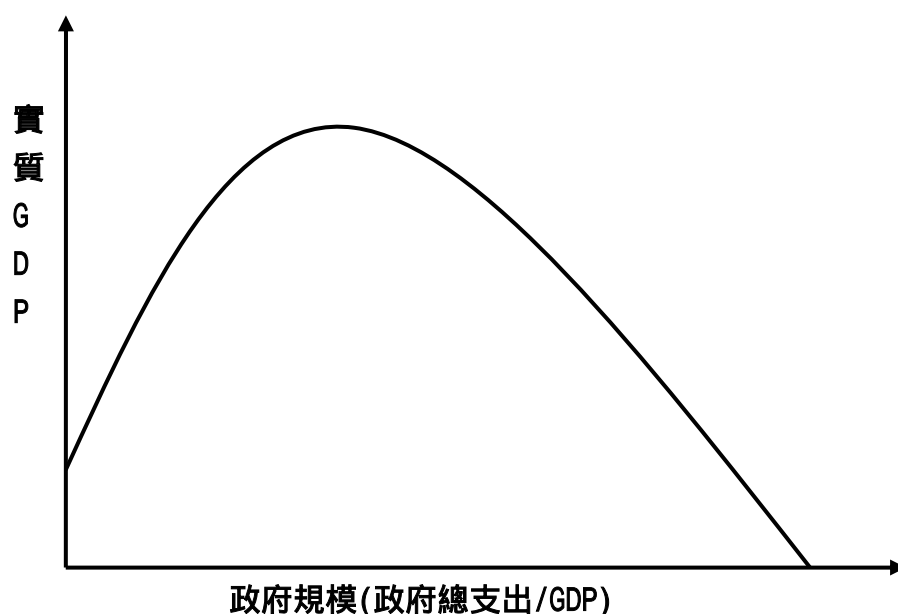


圖 1：Armey 曲線

2. 文獻回顧

傳統凱因斯理論認為擴大政府規模有助於對抗經濟不景氣，政府規模的擴大對經濟成長有正向效果，但是，晚近的實證研究卻證實，擴大政府規模不一定可以促進經濟成長。而針對上述的差異，實證分析也引發了爭論，如表 1 所整理的文獻資料可知，在不同研究方法與研究主體下，Landau(1983)、Engen and Skinner (1991)、Fölster and Fenrekson(2001)、Dar and AmirKhalkhali(2002)及鄭靜芬等(2001)皆認為政府規模擴大對經濟成長有負向的影響，而其理由為政府規模擴大會有支出報酬遞減的效果存在；且過大的政府投資對民間投資反而有排擠效果，而政府支出常被認定為無效率的支出，容易對經濟造成扭曲的效果。另外，當政府支出擴張時，需要更多的稅賦以支應政府支出，而課稅所帶來對經濟負向的影響遠大於政府支出增加對經濟帶來的助益，而兩種效果相加後，反而對經濟產生不利影響。

但是前述的政府規模擴大與經濟成長呈負向關係的說法卻與傳統凱因斯創造政府規模而達到經濟成長的理論有違背，而也有另一派的研究肯定擴大政府規模的確能促進經濟成長，例如 Ram(1986)及 Kormendi and Meguire(1986)的研究中，認為政府規模擴大對經濟成長的影響是正向的，而其理由為政府規模擴大提供了對私有財產的保障功能，且公共支出對私人投資具有激勵效果，而能帶動經濟成長；政府支出提供了公共財的建設，對整體經濟投資環境具有改善的效益，因而其肯定政府支出的正向效果。

上述爭論中，Lin(1994)、Vedder and Gallaway (1998)及 Gwartney, Lawson and Holcombe(1998)等人的研究，則針對是否因不同的政府規模而造成政府規模與經濟成長之間的關係有所差異進行探討，結果如表 2 所示。Vedder and Gallaway (1998)提出五種不同政府規模進行分析，其發現 Arme y 曲線僅存在於當政府規模為「政府總支出/GDP」及「淨投資支出/GDP」，而 Gwartney, Lawson and Holcombe (1998)則認為不同政府規模對經濟成長的影響都是負向關係。Lin (1994)以「政府消費支出/GDP」及「非生產性支出/GDP」表示政府規模，肯定在短期兩種政府支出規模擴大對經濟成長都是正向關係，但是其認為政府消費性支出對經濟成長的貢獻應小於投資性支出對經濟成長的貢獻，因為投資性支出具有激勵民間投資的效果，而能引發經濟成長的功能。

本文為驗證不同的政府規模是否對經濟成長的影響有所差異，利用 Gwartney, Lawson and Holcombe(1998)對不同政府規模的認定，將政府規模區分為三類，分別為「政府總支出佔 GDP 比例」、「政府投資性支出佔 GDP 比例」及「政府消費性支出佔 GDP 比例」，以對不同政府規模與經濟成長之間的關係進行驗證。

針對經濟規模與經濟成長關係的非線性關係的研究中，Vedder and Gallaway (1998)對前述的爭議提供了解釋，其認為經濟成長與政府規模（政府支出占 GDP 的比例）係呈一非線性的關係，而其提出的兩者關係是一條 Arme y 曲線，即當以經濟成長為縱軸，政府規模大小為橫軸時，兩者關係成一倒 U 的關係。當政府規模持續擴大時，超越某一門檻值後，對經濟成長造成反效果，Arme y 曲線理

論也對實證分析時的資料落點不一致而造成前面所言的實證研究的差異提出解釋。Vedder and Gallaway (1998)利用簡單平方項的方式推估出美國政府規模與經濟成長間具有 Armey 曲線，並驗證出在美國 1947-1997 年間的最適政府規模是 17.5%，顯示在 17.5% 以上的政府規模，擴大政府支出反而對經濟成長造成負向影響，而 17.5% 以下的政府規模，擴大政府支出對經濟有正向的效果。然而其利用簡單平方項的方式推估，卻是主觀的模型認定，容易造成推估的偏誤，因此本文以 Armey 曲線之推估為目的，而利用客觀的門檻迴歸推估方法推估出台灣地區政府支出規模的最適門檻值。

在國內的研究中，李青蓉等 (2002)以 Vedder and Gallaway(1998)簡單平方項的方式進行迴歸分析，驗證台灣 Armey 曲線的存在，而其推論台灣的最適政府核心支出規模為 3.08%，其發現目前台灣政府支出皆超出此比例，因此有必要縮減以達最適政府支出規模，但是其模型的設定同樣與 Vedder and Gallaway(1998)一樣，有主觀的認定偏誤問題。另外，謝寬裕 (1999)以分群分析方法，將政府規模對經濟成長的影響分為低度開發國家與開發中國家進行探討，其發現在低度開發國家中，擴大政府支出可以促進經濟成長，但當一個國家邁入開發中國家之後，政府規模擴大會對經濟成長產生報酬遞減的情形，然而文中並未說明其分群的標準，同樣有分類主觀之偏誤問題。

總括而言，經濟成長與政府規模大小的相關性實證研究結果並不一致，而其可能的解釋以 Armey 曲線的存在為最重要，因此本文即以此非線性的假定，導入 Hansen(1999)門檻迴歸的檢定方法，來驗證此曲線的存在，以強化 Vedder and Gallaway(1998)的非線性研究，採用客觀之門檻迴歸方式，以台灣單一國家的資料進行門檻迴歸分析。

表 1 文獻整理

| 作者 | 政府規模與經濟成長關係 | 研究方法 | 研究主體 | 說明 |
|------------------------------|-------------|--------|------------------------|--------------------------|
| Landau (1983) | 負向 | 簡單迴歸 | 96 個已開發國家 | 將政府支出分類探討 |
| Engen and Skinner (1991) | 負向 | 2SLS | 107 個國家 | |
| Fölster and Fenrekson (2001) | 負向 | 簡單迴歸 | 23 個 OECD 國家及 7 個開發中國家 | |
| Dar and AmirKhalkhali (2002) | 負向 | 隨機係數模型 | 19 個 OECD 的國家 | |
| 鄭靜芬等(2001) | 負向 | 複迴歸 | 台灣 | |
| Ram (1986) | 正向 | 簡單迴歸 | 115 個國家 | 利用時間分割探討時間差異的影響 |
| Kormendi and Meguire (1986) | 正向 | 簡單迴歸 | 47 個國家 | 政府支出佔所有消費支出的平均成長率為政府規模指標 |

資料來源：本研究整理。

表 2 不同政府規模指標研究之文獻整理

| 作者 | 政府規模與經濟成長關係 | 政府規模變數 | 利用研究方法 | 研究主體 | 說明 |
|---|-------------|-----------------------------|---------------------|-------------------------|---|
| 李青蓉等 (2002) | 未定 | (政府核心支出/GDP) | 複迴歸 | 台灣 | 驗證 Arme y 曲線存在，最適政府核心支出規模為 3.08% |
| Vedder and Gallaway (1998) | 未定 | 將政府規模分五類 (註 1) | 複迴歸 | 美國 | 驗證 Arme y 曲線存在，其政府最適總支出規模為 17.5% (註 2) |
| Hsieh and Lai (1994) | 未定 | 政府總支出表示政府規模 | VAR 模型 | 7 大工業國 | 關係會隨著時間的轉換而不同，但其並未找出最適政府規模 |
| Lin (1994) | 未定 | (政府消費支出/GDP) 及 (非生產性支出/GDP) | OLS 2SLS 3SLS | 20 個已開發國家及 42 個開發中國家 | 短期政府規模對經濟成長有正向效果，但長期則無 |
| Gwartney, Lawson and Holcombe (1998) | 負向 | 政府總支出與政府非投資性支出 | 統計資料 | 23 個 OECD 國家及五個經濟快速成長國家 | 所有政府規模變數均得到負向效果 |

註 1：其分類計有(1)總支出/GDP、(2)所得安總支出(income security)/GDP、(3)健保支出/GDP、(4)國防支出/GDP 與(5)淨投資支出/GDP。

註 2：其發現 Arme y 曲線僅存在於當政府規模為 (政府總支出/GDP) 及(淨投資支出/GDP)時。

3.1 實證模型

Ram(1986)將生產分為兩個部門，一個是政府部門(G)，一個是非政府部門(C)，兩部門生產函數如下：

$$C = C(L_c, K_c, G) \quad (1)$$

$$G = G(L_g, K_g) \quad (2)$$

$$Y = C + G \quad (3a)$$

$$L_c + L_g = L \quad (3b)$$

$$K_c + K_g = K \quad (3c)$$

$$\frac{G_L}{C_L} = \frac{G_K}{C_K} = (1 + \delta) \quad (4)$$

其中(1)式為非政府部門產出函數，(2)式為政府部門產出函數，(3a)式表示總產出，其中Y為總產出或實質GDP，而 L_c 為非政府部門的勞動力， K_c 為非政府部門的資本投入，而 L_g 為政府部門的勞動力， K_g 為政府部門的資本投入，(3a)式表示全部勞動力(L)為非政府部門勞動投入與政府部門勞動投入的加總，(3b)式表示全部資本存量(K)為非政府部門資本投入與政府部門資本投入的加總。此外在(4)式中， $G_L = \frac{\partial G}{\partial L}$ 表示勞動投入對政府部門產出之邊際生產力； $C_L = \frac{\partial C}{\partial L}$ 表示勞動投入對非政府部門產出之邊際生產力； $G_K = \frac{\partial G}{\partial K}$ 表示資本投入對政府部門產出之邊際生產力； $C_K = \frac{\partial C}{\partial K}$ 表示資本投入對非政府部門產出之邊際生產力，在此假定 δ 代表的是兩部門間要素投入邊際生產力的差距，其差距為一固定常數。

將(1)式與(2)式全微分後，代入全微分後的(3a)式，並由(4)式可知

$$G_{L_g} dL_g = (1 + \delta) C_{L_g} dL_g, \text{ 且 } G_{K_g} dK_g = (1 + \delta) C_{K_g} dK_g, \text{ 經整理可得下式：}$$

$$dY = C_L(dL_c + dL_g) + C_k(dK_c + dK_g) + C_G dG + \delta C_L dL_g + \delta C_k dK_g \quad (5a)$$

將(3b)式與(3c)式全微分後代入(5a)式，並透過(4)式之關係轉換可得下式：

$$dY = C_L dL + C_k dK + C_g dG + \frac{\delta}{1+\delta} dG \quad (5b)$$

將(5b)式同除以 Y ，並假設 $\alpha = C_k$ ， $C_L = \beta(Y/L)$ ，可得下式：

$$\frac{dY}{Y} = \alpha \left(\frac{I}{Y}\right) + \beta \dot{L} + \left(\frac{\delta}{1+\delta} + C_g\right) \frac{dG}{G} \frac{G}{Y} \quad (6)$$

令 $\delta' \equiv \delta/(1+\delta)$ 帶入(6)式可得：

$$\dot{Y} = \alpha \left(\frac{I}{Y}\right) + \beta \dot{L} + (\delta' + C_g) \dot{G} \left(\frac{G}{Y}\right) \quad (7)$$

利用(7)式可設定實證迴歸方程式為

$$\dot{Y}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{I_t}{Y_t}\right) + \alpha_2 \dot{L}_t + \alpha_3 \dot{G}_t \left(\frac{G_t}{Y_t}\right) + u_t^* \quad (8)$$

由(8)式可知影響經濟成長的變數包含投資佔 GDP 比例、勞動成長率、政府支出成長與政府規模相乘的效果。其中由 α_3 的正負號及顯著性可得知政府支出成長與政府規模相乘效果對經濟成長的影響效果。然而(8)式為一傳統線性的經濟成長模型，而在 Vedder and Gallaway (1998)提出的實證分析中，認為經濟成長與政府規模（政府支出佔 GDP 的比例）係呈一非線性的關係，因此本文將(8)式之線

性模型修改寫成 Hansen (1999) 兩體制的 TAR 模型，其模型可表示為：

$$y_t = \theta_1' x_t + e_{1t} \quad \text{if } q_t \leq \gamma \quad (9)$$

$$y_t = \theta_2' x_t + e_{2t} \quad \text{if } q_t > \gamma, \quad (10)$$

其中 q_t 為門檻變數，將所有觀察值分割成兩個區間。 y_t 為被解釋變數， x_t 為解釋變數， e_{it} 為殘差項， γ 為門檻值。上述模型表示當門檻變數不大於門檻值時，迴歸式為 (9) 式；當門檻變數大於門檻值時，迴歸式為 (10) 式。令虛擬變數 $I_t(\gamma) = \{q_t \leq \gamma\}$ ， $\{\bullet\}$ 為指標函數 (indicator function)，當 $q_t \leq \gamma$ 時， $I=1$ ，否則 $I=0$ 。此外令 $x_t(\gamma) = x_t I_t(\gamma)$ ，則 (9) 及 (10) 式可進一步改寫為

$$y_t = \theta' x_t + \rho' x_t(\gamma) + e_t, \quad e_t \sim iid(0, \sigma_t^2) \quad (11)$$

式中 $\theta = \theta_2$ ， $\rho = \theta_1 - \theta_2$ ，殘差項 $e = [e_{1t} \ e_{2t}]'$ ， ρ 及 γ 為待估參數。我們可進一步求出估計值與參數值，同時得到殘差項平方之加總 (the sum of squared errors) 為

$$S_1(\gamma) = \hat{e}_t(\gamma)' \hat{e}_t(\gamma) \quad (12)$$

而門檻值則為

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

殘差變異數為

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T-1} \hat{e}'_t \hat{e}_t = \frac{1}{T-1} S_1(\hat{y}) \quad (14)$$

依照上述過程，(8)式在兩體制下的模型可表示為

$$\begin{aligned} \dot{Y}_t = & (\delta_{10} + \delta_{11} \left(\frac{I_t}{Y_t}\right) + \delta_{12} \dot{L}_t + \delta_{13} \dot{G}_t \left(\frac{G_t}{Y_t}\right)) \mathbb{I}[q_t \leq \gamma] + \\ & ((\delta_{20} + \delta_{21} \left(\frac{I_t}{Y_t}\right) + \delta_{22} \dot{L}_t + \delta_{23} \dot{G}_t \left(\frac{G_t}{Y_t}\right)) \mathbb{I}[q_t > \gamma] + e_t^* \end{aligned} \quad (15)$$

上式門檻值的選擇方式是依某一門檻變數排序後估計(15)式，使得殘差項平方和之加總最小的門檻值。而門檻變數之選擇可由理論模型外生決定，例如本文以政府規模作為門檻變數；或利用該門檻變數所做的相關統計檢定，例如本文採用 Hansen (1999) 的 LM (Langrange multiplier) 檢定能棄卻線性模型 (即無門檻值) 的虛無假設之變數。

但(15)式的檢定與一般傳統的檢定並不相同，原因是在無門檻效果的虛無假設下，門檻參數無法認定 (unidentified)，造成傳統的檢定統計量其大樣本分配並非卡方分配，而是受到擾攘參數 (nuisance parameter) 影響的「非標準」(non-standard) 且「非相似 (non-similar)」分配，使得分配的臨界值無法以模擬方式得之。為克服上述問題，Hansen (1999) 以統計量本身的大樣本分配函數來轉換，得到大樣本的 p 值 (asymptotic p -value)。在虛無假設成立下， p 值統計量的大樣本分配為均勻 (uniform) 分配，此種轉換方式可以透過「靴帶反覆抽樣 (bootstrap)」方式計算。檢定(15)式的虛無假設為：

$$H_0 : \delta_{1i} = \delta_{2i} \quad i = 1, 2, 3 \quad (16)$$

令 S_0 為在虛無假設下（即無門檻值下）的殘差項平方和加總，則概似比統計量（likelihood ratio statistic）為

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (17)$$

F_1 可檢定存在一個門檻值，即 $\delta_{1i} = \delta_{2i}$ 。另外，門檻值的檢定假說為 $H_0: \gamma = \hat{\gamma}$ ，而其概似比統計量為

$$LR_1(\gamma) = \frac{S_1(\gamma) - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (18)$$

LR_1 同樣為非標準常態分配，而 Hansen (1999) 計算其非拒絕區間，即當 $LR_1(\gamma_0) \leq c(\alpha)$ 時，而 $c(\alpha) = -2\ln(1 - \sqrt{1 - \alpha})$ ，不能拒絕虛無假設。

3.2 變數說明

本文以台灣為研究主體，實證期間取自 1979 年第 1 季至 2003 年第 3 季，以 2001 年物價為基期，實證資料取自教育部電算中心 AREMOS 資料庫。而本文所採行的門檻變數為政府支出佔 GDP 之比例，而為瞭解不同政府支出是否會影響門檻效果的檢定結果，本文將政府支出細分為投資性支出及消費性支出及政府總支出三類，由於在資料的取得上僅能取得政府總支出與消費性支出，而 Gwartney, Lawson and Holcombe (1998) 將政府消費性支出定義為非投資性支出 (non-investment government expenditure)，因此本文將政府投資性支出以總支出減去消費性支出為代表，故投資性支出與消費性支出之加總為政府總支出，三種政府支出規模基本統計資料如表 3 所示，其中 GS1 代表「政府總支出佔 GDP 比例」，GS2 表示「政府投資性支出佔 GDP 比例」及 GS3 表示「政府消費性支出佔 GDP

比例」,而其中值得注意的是,GS1 最大值為 51.096%,GS2 最大值為 36.094%,兩者均出現在 1989 年第 2,當季政府支出有大幅增加的情形,主要係因都市更新計畫,公共設施保留地徵收經費支出擴張,導致自該季起數字明顯增加,然而統計方式並未改變而在資料處理上,為去除季節因素的影響,本文參照 Davidson et al. (1978)的建議採取季的年增率進行資料處理,即本季與去年同季相比,而其餘資料取得來源如表 4 說明。

表 3 政府支出規模基本統計量

| 變數名稱 | 平均數 | 變異數 | 最大值 | 最小值 |
|------|---------|--------|---------|---------|
| GS1 | 25.648% | 19.002 | 51.096% | 18.607% |
| GS2 | 10.572% | 17.474 | 36.094% | 4.521% |
| GS3 | 15.076% | 3.231 | 19.767% | 11.327% |

表 4 變數定義及說明

| 變數英文名稱 | 變數定義 | 資料來源 |
|------------------------|-------------------------------|---------------------|
| \dot{Y} | 實質 GDP 成長率 | 台灣地區國民所得統計資料庫(NIAQ) |
| $\frac{I}{Y}$ | 實質民間固定資本形成占前期實質 GDP 比率 | 台灣地區國民所得統計資料庫(NIAQ) |
| \dot{L} | 就業勞動力之成長率 | 台灣地區人力資源統計月報(MAN) |
| $\dot{G}(\frac{G}{Y})$ | 實質政府支出成長率與實質政府支出佔實質 GDP 比率之乘積 | 台灣地區國民所得統計資料庫(NIAQ) |
| $\frac{G}{Y}$ | 實質政府支出佔實質 GDP 比率 | 台灣地區國民所得統計資料庫(NIAQ) |

4. 實證結果

為檢視台灣地區政府規模與經濟成長是否存在 Armey 曲線，本文分別對三種政府支出規模進行門檻檢定，如表 5 所示，當門檻變數為政府總支出規模時，其 LM 統計量為 15.230，P-value 為 0.007，顯示存在門檻效果，此時門檻值落在 22.839%，而在圖 2-1 中可以清楚的看出在 Hansen(1999)所求出的非線性 \hat{F} 統計量的圖形顯著地超出信賴區間，形成門檻效果；而圖 2-2 中其 LR 檢定之門檻落點落在 22.839%的門檻值上。當以政府投資性支出規模為門檻變數時，其 LM 統計量為 12.752，P-value 為 0.030，同樣可知顯著地具有門檻效果，而透過圖 3-1 與 3-2 亦可看出其門檻值顯著地落在 7.302%。而以政府消費性支出規模為門檻變數時，其門檻檢定之 LM 統計量為 19.079，而透過圖 4-1 與 4-2 可以確認其門檻值落在 14.967%。在確認三種政府規模假定皆具有門檻效果且擷取其門檻值之後，以下將依照不同政府規模分析其線性與非線性之政府支出效果，在不同門檻值下對經濟成長的影響進行討論。

首先，以政府總支出占實質 GDP 比例之政府規模為門檻值時，由表 6 中得知，在單一體制（線性模型）下，政府總支出對經濟成長的影響為顯著的負向關係。而表 6 中的兩體制實證結果顯示，當政府規模處於較小的階段時（門檻值低於 22.839%），政府總支出對經濟成長具有顯著的正效果；而當政府規模處於較大的階段時（門檻值高於 22.839%），政府總支出對經濟成長具有顯著的負效果，由此可以確認其存在 Armey 曲線的現象。另外，就業勞動成長率對經濟成長的影響在兩體制下都具有顯著的正效果，實質民間固定資本形成占前期實質 GDP 比率則在政府規模處於較大階段對經濟成長率有顯著正效果。

其次，以政府投資性支出占 GDP 比例之政府規模為門檻變數時，由表 7 顯示在政府規模處於較小的階段時（門檻值低於 7.302%），政府投資性支出對經濟成長率具有顯著的正效果；而當政府規模處於較大的階段時（門檻值高於 7.302%），

政府投資性支出對經濟成長率具有顯著的負效果。另外就業勞動成長率對經濟成長率的影響在兩體制下同樣都具有顯著的正效果，實質民間固定資本形成占前期實質 GDP 比率則在政府規模處於較大階段對經濟成長率有顯著正效果。

最後，以政府消費性支出占 GDP 比例之政府規模為門檻變數時，表 8 的結果顯示在線性模型下，消費性政府支出對經濟成長的影響並不顯著。兩體制實證結果顯示，政府規模處於較小的階段時(門檻值低於 14.967%)，消費性政府支出對經濟成長具有顯著的正效果；而當政府規模處於較大的階段時(門檻值高於 14.967%)，消費性政府支出對經濟成長率具有顯著的負效果。另外就業勞動成長率及實質民間固定資本形成佔前期實質 GDP 比率對經濟成長率的影響在兩體制下，同樣都具有顯著的正效果。

經由上述實證結果發現，台灣在 1979 年第 1 季至 2003 年第 3 季中，透過 Hansen (1999)門檻迴歸方法檢視三種政府規模大小與經濟成長之間的關係時，都發現存在 Armey 曲線的現象。由實證資料中也可得知台灣最適之政府總支出規模為 22.839%，而最適投資性支出規模為 7.302%，另外最適之消費性支出規模為 14.967%。上述結果與 Vedder and Gallaway (1998)利用非線性方程估計美國最適政府總支出規模為 17.5%有所差異，但是如 Gwartney, Lawson and Holcombe (1998)所言，台灣在研究期間是處於高度成長國家，與美國已成熟之經濟體系並不同，所需的政府最適政府規模當然並不相同。

面對政府規模與經濟成長的爭議，本文提供門檻迴歸以客觀方式認定政府規模門檻值，對於近年來政府持續擴張支出卻未能促進經濟成長的結果提供實證解釋。然而，依據理論的說明，李青蓉等 (2002)認為政府擴大將帶來邊際效率遞減的效果，與提高負債利息及高稅率的負擔都將對經濟造成傷害，而造成過度膨脹的政府反而有害於經濟。另外，Barro (1989)亦認為當政府規模較小時，政府支出與稅賦效果對經濟的影響加總是正效果，而當政府規模過大時，則其效果便有害，而其文中早已提到最適政府規模的概念，因此，認定最適政府規模之存在且符合最有效的配置實為政府所應重視的施政作為。

表 5 門檻檢定

| 門檻變數 | 政府總支出/GDP | 政府投資性支出 /GDP | 政府消費性支出 /GDP |
|---------|-----------|-----------------|-----------------|
| LM 統計量 | 15.230 | 12.752 | 19.079 |
| P-value | 0.007 | 0.0297 | 0.000 |
| 門檻值 | 22.839% | 7.302% | 14.967% |

表 6 政府規模（政府總支出/GDP）與經濟成長之迴歸結果

| 解釋變數 | 單一體制 (線性模型) | 政府規模較小 | 政府規模較大 |
|------------------------|------------------|-----------------|------------------|
| 門檻值 | | $\leq 22.839\%$ | $> 22.839\%$ |
| 截距項 | 2.721(6.209)** | 1.295(1.832)* | 3.188(6.124)** |
| $\frac{I}{Y}$ | 0.286(2.224)** | 0.279(1.086) | 0.337(2.478)** |
| \dot{L} | 1.889(8.481)** | 2.351(10.392)** | 1.381(3.773)** |
| $\dot{G}(\frac{G}{Y})$ | -0.047(-3.031)** | 0.675(4.447)** | -0.036(-2.158)** |
| \bar{R}^2 | 0.565 | 0.902 | 0.386 |
| 樣本數 | 99 | 20 | 79 |

說明：門檻變數為（政府總支出/GDP）；***及**各表示在 5%及 10%的顯著水準。（）內為 t 值。

表 7 政府規模（政府投資性支出/GDP）與經濟成長之迴歸結果

| 解釋變數 | 單一體制 (線性模型) | 政府規模較小 | 政府規模較大 |
|------------------------|------------------|----------------|-----------------|
| 門檻值 | | $\leq 7.302\%$ | $> 7.302\%$ |
| 截距項 | 2.652(6.071)** | 1.614(1.446) | 3.101(5.925)** |
| $(\frac{I}{Y})$ | 0.271(2.117)** | 0.210(0.593) | 0.378(2.436)** |
| \dot{L} | 1.892(8.436)** | 2.332(6.829)** | 1.297(3.182)** |
| $\dot{G}(\frac{G}{Y})$ | -0.026(-4.859)** | 0.815(2.944)** | -0.016(-1.920)* |
| \bar{R}^2 | 0.564 | 0.710 | 0.418 |
| 樣本數 | 99 | 23 | 76 |

說明：門檻變數為（政府投資性支出/GDP）；****及***各表示在 5% 及 10% 的顯著水準。（）內為 t 值。

表 8 政府規模（政府消費性支出/GDP）與經濟成長之迴歸結果

| 解釋變數 | 單一體制 (線性模型) | 政府規模較小 | 政府規模較大 |
|------------------------|----------------|-----------------|----------------|
| 門檻值 | | $\leq 14.967\%$ | $> 14.967\%$ |
| 截距項 | 2.494(5.271)** | 1.702(3.553)** | 4.724(5.441)** |
| $(\frac{I}{Y})$ | 0.245(1.828)* | 0.384(1.984)* | 0.036(0.206)** |
| \dot{L} | 1.874(8.330)** | 1.911(6.186)** | 1.487(4.113)** |
| $\dot{G}(\frac{G}{Y})$ | 0.102(0.428) | 1.039(3.254)** | -0.419(-1.458) |
| \bar{R}^2 | 0.558 | 0.783 | 0.361 |
| 樣本數 | 99 | 43 | 56 |

說明：門檻變數為（政府消費性支出/GDP）；****及***各表示在 5% 及 10% 的顯著水準。（）內為 t 值。

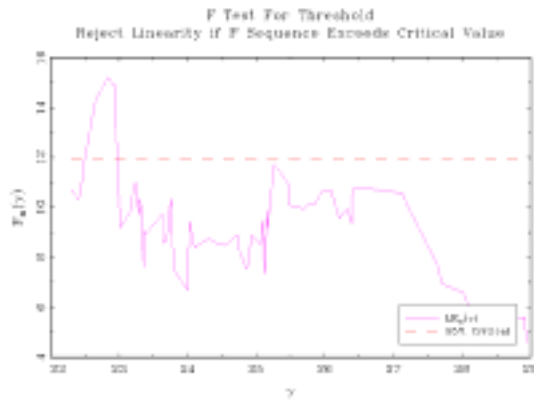


圖 2-1 以(政府總支出/GDP)為門檻值之 F 檢定圖

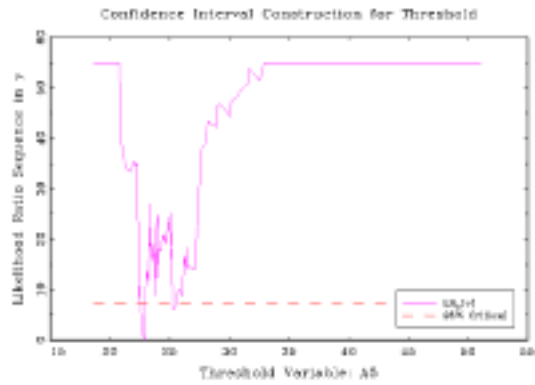


圖 2-2 以(政府總支出/GDP)為門檻值之 LR 信賴區間檢定

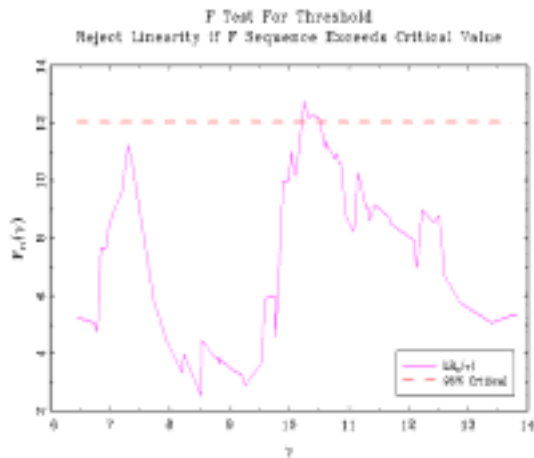


圖 3-1 以(政府投資性支出/GDP)為門檻值之 F 檢定圖

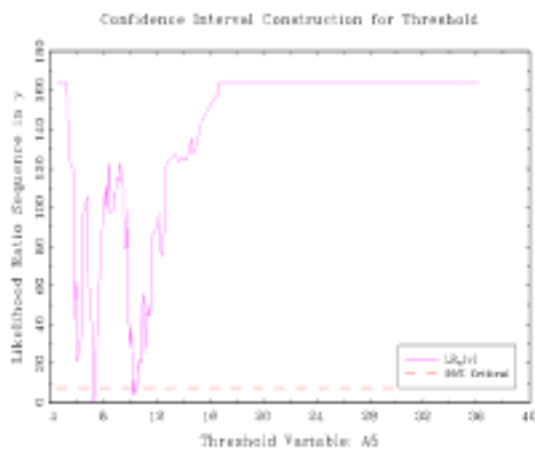


圖 3-2 以(政府投資性支出/GDP)為門檻值之 LR 信賴區間檢定圖

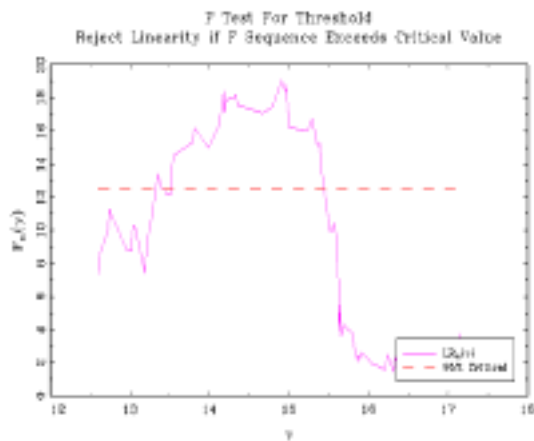


圖 4-1 以(政府消費性支出/GDP)為門檻值之 F 檢定圖

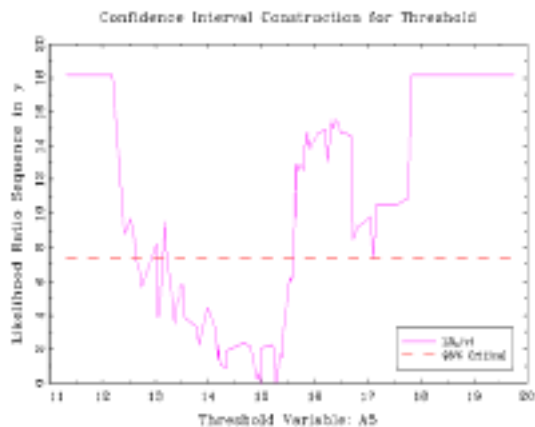


圖 4-2 以(政府消費性支出/GDP)為門檻值之 LR 信賴區間檢定圖

說明:虛線部份為 95%臨界值,當 F 檢定值超出臨界值時即拒絕線性之虛無假設,即表示非線性成立。當 LR 值超出臨界值時即可找出門檻值。

5. 結論

過去研究政府規模與經濟成長關係的文獻大都以線性模型為主軸，不同地，本文採用 Vedder and Gallaway (1998)的非線性理論，驗證台灣是否存在 Armeiy 曲線的現象。本文將 Ram(1986)之兩部門模型，修正為門檻迴歸模型，並以 Hansen(1999)之門檻迴歸方法驗證理論進行門檻效果檢定。實證結果顯示，以不同政府規模變數進行檢定，均支持存在門檻效果。

首先，以「政府總支出佔 GDP 比例」為門檻變數時，門檻值出現在 22.839%，表示我國政府規模與經濟成長的關係具有非線性 Armeiy 曲線的現象，當政府總支出小於門檻值時，政府總支出與經濟成長呈正向關係，相反地，當政府總支出大於門檻值時，政府總支出與經濟成長呈負向關係。其次，以「政府投資性支出佔 GDP 比例」進行門檻檢定時，門檻值為 7.30%，最後，以「政府消費性支出佔 GDP 比例」所得出的門檻值為 14.967%。

上述結論顯示過度擴張政府支出對經濟成長並沒有助益，甚至於因為政府支出的排擠效果或稅賦的增加而對經濟成長造成傷害，因此政府在財政政策上應當檢視是否有規模過度擴大的情形發生，如有，應縮小政府規模以提高政府支出的效率，創造最佳之經濟成長。

參考文獻

- 李青蓉、李堯賢與林怡芯 (2002), <台灣政府支出規模與經濟成長之研究>, *台灣經濟金融月刊*, 第 38 卷第 4 期, 53-69 頁。
- 鄭靜芬、李堯賢與林怡芯(2001), <我國政府核心支出與經濟成長之研究>, *台灣銀行季刊*, 第 52 卷第 4 期, 18-34 頁。
- 謝寬裕 (1999), <政府規模對經濟成長的影響>, *台北銀行月刊*, 第 29 卷第 6 期, 47-72 頁。
- Arney, R. (1995), *The Freedom Revolution*, Washington, D. C., Rognery Publishing Co.
- Abizadeh, S. and M. Yousefi (1998), "An empirical analysis of South Korea's economic development and public expenditures growth," *Journal of Socio-Economics*, 27, 687-700.
- Barro, R. (1989), "A cross-country study of growth, saving, and government," *National Bureau of Economic Research*, Working Paper No 2855.
- Dar, A. A. and S. AmirKhalkhali (2002), "Government size, factor accumulation, and economic growth: evidence from OECD countries," *Journal of Policy Modelling*, 24, 679-692.
- Davidson, J. E. H., D. F. Hendry, F. Srba and S. Yeo(1978), "Econometric modelling of the aggregate time series relationship between consumer expenditure and income in the United Kingdom," *The Economic Journal* 88, 661-92.
- Engen, E. and J. Skinner (1991), "Fiscal policy and economic growth," Paper presented at NBER Conference on Taxation, Cambridge, MA.
- Fölster, S. and M. Fenrekson (2001), "Growth effects of government expenditure and taxation in rich countries," *European Economic Review*, 45, 1501-1502.
- Franses, P. H. and D. Dijk (2000), *Nonlinear time series models in empirical finance*, Cambridge University Press.
- Gwartney, J., Lawson R. and R. Holcome (1998), "The size and functions of government and economic growth," *Joint Economic Committee*.
- Hansen, B. E. (1996), "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis," *Econometrica*, 64, 413-430.
- Hansen, B. E. (1997), "Inference in TAR models," *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 1(2), 1-14.
- Hansen, B. E. (1999), "Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference," *Journal of Econometrics*, 86, 337-368.
- Hsien, E. and K. S. Lai (1994), "Government spending and economic growth: the G-7 experience," *Applied Economics*, 26, 535-542.

- Kormendi, R. C. and P. Meguire (1986), "Government debt, government spending, and private sector behavior: reply," *American Economic Review*, 76 (5), 1180-87.
- Landau, D. (1983), "Government expenditure and economic growth: a cross-country study," *Southern Economic Journal*, 49(3), 783-792.
- Lin, S. A. Y. (1994), "Government spending and economic growth," *Applied Economics*, 26, 83-94.
- Ram, R. (1986), "Government Size and Economic Growth: a new framework and some evidence from cross-section and time-series data," *American Economic Review*, 76, 191-203.
- Tanzi, V. and H. H. Zee (1997), "Fiscal policy and long-run growth," *IMF staff papers*, 44, 179-209.
- Tong, H. (1978), On a Threshold Model, in C.H. Chen (ed.), *Pattern Recognition and Signal Processing, Amsterdam: Sijthoff & Noordhoff*, 101-41.
- Tsay, R. S. (1989), "Testing and modeling threshold autoregression processes," *Journal of the American Statistical Association*, 84, 231-240.
- Vedder, R. K. and L. E. Gallaway (1998), "Government size and economic Growth," *Joint Economic Committee*.