

生產效率估計之非線性考量： 平滑轉換迴歸在台灣農業部門 生產效率估計之應用

楊奕農、楊明憲*

摘要

關鍵詞：生產效率、平滑轉換迴歸、邊界生產函數、台灣農業部門

過去研究生產效率的文獻都是以線性的生產函數或成本函數迴歸模型為基礎，而線性的迴歸模型卻同時隱含迴歸係數為常數的假設。這樣的假設無法適用於樣本資料跨長期之時間序列模型，因為模型中可能存在結構性轉變。因此，本文利用 Granger and Terasvirta (1993)所提出非線性之 STR 模型，結合定性邊界法來估計台灣農業部門之生產效率，並與以線性 OLS 模型之估計結果進行比較。實證結果發現，以 CD 生產函數為基本模型，再結合 STR 模型的估計結果，其對產出的解釋力較線性 OLS 模型為佳。本文也發現以線性 OLS 模型所估計之台灣農業部門生產效率，自 1960 年代以後顯示呈現逐漸下降，到了 1980 年代中，又很快回升到最高的效率水準，在 1990 年以後，則又有下滑的走勢。而以 LSTR 模型所估計之效率的變化來看，我們發現自 1960 年起至 1999 年，台灣農業部門之生產效率並無明顯的上升或下降趨勢，估計值約莫在 90%~100%之間變動。這顯示台灣農業部門生產效率，變化程度應該是相當穩定的，平均維持在 96%之間，亦無效率之程度僅約 4%。

* 作者分別為中原大學國際貿易學系副教授、逢甲大學國際貿易學系教授。

生產效率估計之非線性考量： 平滑轉換迴歸在台灣農業部門 生產效率估計之應用

楊奕農、楊明憲

壹、前言

一個國家或產業的生產效率與技術進步等議題，對總體經濟或個別產業都極為重要。正確的生產效率衡量，將可提供國家訂定經濟發展策略、產業發展策略、與產業管理政策之參考，因此，如何正確計算國家或個別產業的生產效率，一向是學界研究的重要課題。

在過去的文獻中，生產效率的衡量常利用生產邊界函數來估計¹。這類的文獻相當多，例如最近的一些研究，Puig-Junoy (2001)研究公共資本影響美國各州在 1970-1983 年間技術效率的變化，Aw and Batra (1998)也用此法來探討台灣各產業之效率問題。而在個別產業的應用方面，則有李文福(1991a, 1991b)對台灣製造業的研究和 Xu and Jeffrey (1998)分析中國大陸各區稻米與雜糧的生產效率問題等。

一般在估計生產效率之前，必需對生產函數之形式做一假設，而過去的文獻中，不論是採用簡單的 Cobb-Douglas 生產函數或 Translog 生產函數等當做實證的模型，其背後都是以線性的迴歸模型為基礎，而線性的迴歸模型同時也隱含了迴歸係數為常數的假設。然而，生產函數的實證，因受資料取得的限制，常常必需使用長期間的時間序列資料來估計；在這樣長期的經濟資料的實證應用中，可能發生結構性轉變的情況是一個合

¹ 其他衡量效率的統計方法文獻回顧，可參見 Craycraft (1999) 一文。

理的質疑。這種結構轉變，在實證估計上的意義就是迴歸係數在樣本期間內並非完全固定不變。而學者面對可能的結構轉變，通常是應用 Chow (1960)所提出之虛擬變數的方法來處理這類問題，但在實證模型中使用期間虛擬變數的方法只能解決截距項移動的問題，其他（取對數後）生產要素的係數（即產出彈性）是否也可能有結構性轉變，也應同時被考量對較為合理；另外，正如 Lin and Terasvirta (1994)所述，虛擬變數法隱含模型中發生的結構性轉變是一次突然性 (abrupt) 的轉變，而生產過程中可能發生的結構轉變，例如政策變動、勞動力結構調整、與生產技術改變對生產的影響，可能需要數年的時間才逐漸顯現在資料上。因此考量平滑式結構轉變之實證模型在時間序列生產函數的估計上，實有其必要性。況且，即使生產函數的結構轉變真的是一次突然性的轉變，由 Granger and Terasvirta (1993)、Lin and Terasvirta (1994)、Terasvirta (1994)與 Eitrheim and Terasvirta (1996)等人所提出之平滑轉換迴歸模型(Smooth Transition Regression model, 以下簡稱 STR)也證明 Chow 型式的結構轉變只是 STR 模型的一個特例。

台灣農業部門的總產值在近幾十年來雖然產值已逐漸下降，但農業對與台灣民眾之生活、環境生態等重要議題仍息息相關，因此農業政策向來也是媒體所關注的焦點，因此台灣農業部門的生產效率的正確估計，對政府政策制定而言，將是重要的參考依據。所以本文的目的，即在於應用非線性的 STR 模型來估計台灣農業部門生產函數，並重新推估農業部門之生產效率，藉此與以傳統方法所估計之生產效率相互比較。

貳、理論模型

在過去的研究效率的文獻中，生產邊界函數之估計主要有定性邊界法(deterministic frontier)、隨機性邊界法(stochastic frontier)、與資料包絡分析法(Data Envelopment Analysis)。但學界這些估計方法之間的優劣，其實仍存在些許的爭議，也因此上述各種估計方法均有許多研究採用。例如，資料包絡分析法雖然可以處理多重產出、以及毋須

國立中興大學

National Chung Hsing University

先驗的分配性質假設，但有人認為此法不允許如氣候或其他隨機因素所導致之衡量誤差，在模型觀念上有其缺失之處(Greene, 1993)；而一般認為隨機性邊界法因採用條件機率的觀念來處理衡量誤差，在理論上較定性邊界法嚴謹，然而最近也有學者提出質疑(Ruggiero, 1999; Ondrich and Ruggiero, 2001)，例如在 Ruggiero (1999)的研究中，以蒙地卡羅實驗來比較定性邊界法和隨機性邊界法時發現，在假設生產函數模型設定正確之下，總共 2615 個模擬實驗的結果（樣本數介於 25 至 200 之間），卻有 56.7%的情況是定性邊界法的估計表現超過隨機性邊界法，這個現象在小樣本（樣本數小於 50）時特別明顯。

受限於統計資料，本文所研究之台灣農業部門生產之樣本為 1952 年至 1999 年之年資料，樣本數僅有 48 筆，因此，本文採用定性生產邊界法(Greene, 1993; Ruggiero, 1999)來估生產邊界，生產函數以（取對數後）Cobb-Douglas 生產函數形式來估計²，則可以如下之方程式來表示。

$$\ln y = b_0 + \sum b_i \ln x_i - u, \text{ for } i = 1, 2, \dots, m \quad (1)$$

其中 y 為產出，而 x_i 為總共 m 個生產要素中的第 i 個生產要素， u 代表無效率的程度， $u \geq 0$ ， b_0 和 b_i 則為與生產函數相關之待估參數。這個方法的優點在於可以用最小平方方法(OLS)來估計，如 Greene (1993)所證明，以 OLS 估計的參數具有一致性，且以估計所得到之最大殘差加以調整，即令 $\hat{u}_j = u_j - \max(u_j)$ ， u_j 為第 j 個 OLS 估計之殘差項，因此可計算出生產效率為：

$$\theta_j = \exp(-\hat{u}_j) \quad (2)$$

² 我們亦曾以 Translog 函數來估計，但是發現自變數資料間有高度線性重合的現象，因此才採用 CD 生產函數來估計。

一、非線性平滑轉換模型

當估計上述生產函數乃使用時間序列資料時，樣本資料期間經常跨數十年，生產函數極可能因為技術進步、政策變動、勞動力結構調整、或其他原因而產生結構轉變，在此情況之下，以迴歸式估計(1)式則並不恰當，因為(1)式隱含生產函數之係數為固定不變之常數；然而當生產函數發生結構性轉變時，生產函數之係數在樣本期間不會固定，對此一問題，過去大部分的研究都是在迴歸式中加上虛擬變數來處理這類的問題。但在實證模型中使用期間虛擬變數的方法只能解決截距項移動的問題，其他（取對數後）生產要素的係數（即產出彈性）是否也可能有結構性轉變，亦應同時被考量才較為合理。

另外，加入虛擬變數隱含生產函數模型中發生的結構性轉變是一次突然性(abrupt)的轉變，而生產過程中可能發生的技術進步、政策改變等原因，卻很可能需要數年的時間才逐漸出現在資料上，因此考量平滑式結構轉變之實證模型在時間序列生產函數的估計上，實有其必要性。

因此本文結合由 Granger and Terasvirta (1993)、Terasvirta (1994)與 Eitrheim and Terasvirta (1996)等所提出之平滑轉換迴歸(STR)模型和定性生產邊界法，來估計生產效率。本文所提出之 STR-DF (STR-Deterministic Frontier)模型如將(1)式所代表之生產函數修正如(3)式所示：

$$\ln y = a_0 + \sum a_i \ln x_i + (c_0 + \sum c_i \ln x_i)F(z) - u \quad (3)$$

其中 $F(z)$ 是一連續的轉換函數(transition function)， z 則是可能導致生產函數係數改變的轉換變數(transition variable)， a_0 、 a_i 、 c_0 、 c_i 則是待估之參數， u 代表無效率的程度， $u \geq 0$ 。

由 Granger and Terasvirta (1993)所提出的 STR 模型，其轉換函數 $F(z)$ 通常有兩種形式，一種稱為 logistic STR (LSTR)模型：

$$F(z) = \frac{1}{1 + \exp[-r(z - \alpha)]} - \frac{1}{2} \quad (4)$$

另一種則為 exponential STR (ESTR)模型：

$$F(z) = 1 - \exp[-r(z - \alpha)^2] \quad (5)$$

從(4)式中可以發現，其中分母之指數項若為零（即 $-r(z - \alpha) = 0$ 時）， $F(z)$ 將變成 0；當 $-r(z - \alpha) \rightarrow \infty$ 時， $F(z)$ 將為 $-1/2$ ；而當 $-r(z - \alpha) \rightarrow -\infty$ 時， $F(z)$ 將為 $1/2$ 。同樣的觀察(5)式可發現，其中指數項若為零（即 $-r(z - \alpha) = 0$ 時）， $F(z)$ 將變成 0；當 $-r(z - \alpha)^2 \rightarrow -\infty$ 時， $F(z)$ 將為 1。

換句話說， $F(z)$ 在 LSTR 模型下，是代表從 $-1/2$ 到 $1/2$ 的平滑式調整函數，而在 ESTR 模型之下，則是代表從 1 到 0，再回到 1 的平滑式調整函數。Granger and Terasvirta (1993) 將(4)和(5)式中的 r 稱為平滑轉換函數之調整速度，而 α 值為調整速度最大時之臨界值。 r 和 α 的估計值，可利用非線性迴歸法來估計。特別值得說明的是，若估計式的結構轉變不是漸進平滑的話，STR 模型仍然可以處理，因為這是 STR 模型的一個特例，此時 r 值是很大的。

再回到(3)式來看，STR 模型代表之統計意義，乃是迴歸係數之平滑調整，亦即生產函數發生平滑式結構性轉變。而轉換變數 z 的選擇，依照 Granger and Terasvirta (1993) 的建議，可以從經濟理論上著手，可能是模型中自變數或應變數的落後期，或者其他的外生變數，甚至以時間趨勢值來代表(Lin and Terasvirta, 1994)。我們認為在諸多影響生產函數投入要素係數的經濟因素中，研究發展與推廣應是優先考慮的變數，因此本文即採用台灣農業部門的研究與推廣支出指數當做 STR-DF 模型中的轉換變數。

二、STR 模型之檢定與估計步驟

Granger and Terasvirta (1993)同時並提出估計 STR 模型的步驟與原理(詳細說明請參見附錄)。首先以經濟模型或依計量理論估計(1)式，再將從(1)式迴歸中所得到的殘差項 u_j 以下列之輔助迴歸來估計，以判斷迴歸模型是否具有平滑式轉換之結構性變化檢定(稱之為 LM 式檢定)：

$$u = b'_0 + \sum b'_{1i}(\ln x_i) + \sum b'_{2i}(\ln x_i)z + \sum b'_{3i}(\ln x_i)z^2 + \sum b'_{4i}(\ln x_i)z^3 + \eta \quad (6)$$

其中 η 為隨機項。若以 $LM_0 : b'_{2i} = b'_{3i} = b'_{4i} = 0$ 做為虛無假設進行檢定，此檢定量 $LM_0 \sim \chi^2(3m)$ ， m 為生產要素個數。若此虛無假設被拒絕，則進行如何在 LSTR 和 ESTR 模型中做選擇的模型形式檢定(specification test)。模型形式檢定仍以(6)式之輔助迴歸為基礎，但建立以下之虛無假設：

$$H_{03} : b'_{4i} = 0 \quad (7)$$

再檢定以 $b'_i = 0$ 為條件下之虛無假設：

$$H_{02} : b'_{3i} = 0 | b'_{4i} = 0 \quad (8)$$

最後再檢定以 $b'_i = b'_i = 0$ 為條件下之虛無假設：

$$H_{01} : b'_{2i} = 0 | b'_{3i} = b'_{4i} = 0 \quad (9)$$

依以上所計算出來之 H_{03} ， H_{02} ， H_{01} 之 LM 統計量分別屬於 $\chi^2(m)$ 、 $\chi^2(2m)$ 、 $\chi^2(3m)$ 分配。其實從上面的說明可以發現， LM_0 統計量和在 H_{01} 之下計算的 LM 統計量是相同的，如同 Lin and Terasvirta (1994)所曾提及。

如果檢定的的結果是接受 H_{03} 但拒絕 H_{02} ，則應選擇 ESTR 模型來估計；若接受 H_{03} 和 H_{02} ，但拒絕 H_{01} ，則應選 LSTR；如果拒絕 H_{03} ，則也選 LSTR。若檢定結果皆為拒絕，則用該檢定之 p 值來選，也就是說，若 H_{02} 的 p 值最小，則選 ESTR 模型，其他的情況則選 LSTR 模型。至於轉換變數與落後期數的選擇，也是以各檢定出現最小 p 值來判斷。

最後，在以前述方法確定 STR 的形式和轉換變數與落後期數之後，就可以利用非線性迴歸法來估計 STR-DF 模型中的各參數，包含轉換函數中的 r 和 α ，同樣的，在我們即可用此模型之估計結果，以 $\theta_j = \exp(-\hat{u}_j)$ 計算生產效率。

參、實證結果分析

一、資料來源

本研究在實證上所需各項資料皆經指數化處理，以 1996 年為基期，其資料來源如下：(1)產出—即直接引用「中華民國農業統計要覽」之農業生產指數；(2)勞動—引用黃寶祚(1996)資料，係將實際農業就業人口依年齡及性別區分，估得加權後農業就業人數，並依專兼業比重乘之；(3)資本—係將「中華民國台灣地區國民所得」之每年農業固定資本形成毛額累計存量而得，至於期初資本存量之推估，係依一般文獻如 Hall and Mairesse (1995)、Griliches (1986)方式：因 $K_{jt} = \sum (1-d)^a I_{jt-a}$ ， d 為折舊率等於 10%，另設成長率 $g = 10\%$ ，故可得 $R_0 = I_1 / (g + d)$ ；(4)中間投入—引用黃寶祚(1996)資料，係以當期國民所得統計之中間投入所含細項資料為主，並經由農民所付物價指數平減而得；(5)土地—以「中華民國農業統計要覽」之作物種植面積表示之；(6)研究與推廣費用—原始農業研究經費部分，1980 年之前引用陳建宏(1989)資料，1980 年之後則依「中華民國科學技術

統計要覽」銜接，此外，原始農業推廣經費部分，取自歷年「台灣區各級農會年報」其中之農業推廣事業所出。將上述研究與推廣經費合併，經由國民所得指數平減，再將此流量資料累計，求得每年研究與推廣費用之存量資料，期初資料與資本計算方式相同，其中研究與推廣的折舊率（即技術知識之過時率）與成長率皆假設為 10% (Kuroda, 1997a)。

二、線性生產函數模型與 STR 結構轉變檢定與估計

本研究以 Cobb-Douglas (CD) 生產函數做為檢定與估計 STR 模型之基本線性迴歸設定。依據前節中之式(1)，此（取對數後）CD 生產函數之迴歸實證模型如下：

$$\ln(Y_t) = b_0 + \sum b_i \ln(x_{it}) - u_t, \text{ for } i = N, K, M, L, R \quad (10)$$

其中 Y_t 代表 t 年之產出， x_{it} 為 t 年之第 i 種要素投入， N 為勞動投入， K 為資本投入， M 為中間投入， L 為土地投入， R 為研究與推廣（取落後 8 期）， b_0 為常數項， b_i 則可解釋為 i 投入之產出彈性。利用 OLS 方法所估計之結果列於表 1。從表中可以看出，除了勞動投入之外，其他係數的符號均為正；若以 10% 之顯著來看，多數的要素投入係數都是顯著的，只有資本投入的係數不顯著。迴歸之殘差性質從自我相關檢定 (LM) 與常態檢定 (Jarque-Bera test) 都可看出沒有嚴重的問題。

因此我們以此 OLS 模型為基本的線性模型，再依據 Granger and Terasvirta (1993) 的建議步驟進行結構轉變檢定、轉換變數之落後期選擇檢定、與模型形式之檢定，轉換變數則選擇 $\ln(R)$ 為變數。檢定之結果分別列於表 2 和表 3。

從表 2 可以看出，以 5% 顯著水準來看，落後期在 9、10 和 14 時，此線性迴歸模型均有強烈的結構性轉變存在。而比較落後期在 9、10 和 14 時之 LM_0 統計量之 p 值可發現，落後期為 9 時之 p 值為最小，因此我們將以落後期為 9 之 $\ln(R)$ 為轉換變數，再進行模型形式之檢定（見表 3）。

表 1. 線性生產函數之 OLS 估計結果

係 數	估 計 值	t-值
b_0	0.04	(0.06)
b_N	-0.31	(-1.86) *
b_K	0.09	(0.75)
b_M	0.12	(3.34) ***
b_L	1.01	(4.99) ***
b_R	0.09	(1.92) *
調整後 R^2	0.92	
序列相關 $LM(4)$	1.72	
常態性 Jarque-Bera	0.53	
SC	-3.54	
log likelihood	81.92	

資料來源：本研究估計而得。

註：*、**、***分別代表在 p 值小於 10%、5%、1%，SC 為 Schwarz criterion。

表 2. 以 $\ln(R)$ 為轉換變數之 STR 模型各落後期之結構轉變 LM_0 檢定結果

	落後期								
	9	10	11	12	13	14	15	16	17
LM_0									
統計量	29.35**	28.94**	28.18	27.99	27.85	29.04**	27.66	27.81	27.16
p 值	(0.044)	(0.049)	(0.059)	(0.062)	(0.064)	(0.048)	(0.067)	(0.065)	(0.076)

資料來源：本研究估計而得。

註：*、**、***分別代表在 p 值小於 10%、5%、1%。本研究中生產函數投入之研究與推
取落後 8 期，故結構轉變 LM_0 檢定從落後 9 期開始。

表 3. STR 模型之模型形式檢定結果

	H_{03}	H_{02}	H_{01}
統計量	9.27	20.53	29.35
p 值	(0.16)	(0.06)	(0.04)

資料來源：本研究估計而得。

從表 3 可以清楚地發現，在 H_{03} 、 H_{02} 、和 H_{01} 之中， H_{01} 統計量的 p 值是最小的，因此如前言所述之原則，我們選擇了 LSTR 模式，依(3)和(4)式，以非線性 OLS 的方法來估計各參數。經過多次反覆估計，以 SC (Schwarz criterion)和 log likelihood 值為模型選擇標準，將最不顯著的幾個變數去除之後，所估計出來之 LSTR 模型之結果列於表 4。

表 4. 非線性生產函數之 LSTR 模型估計結果

	估計值	t 值
a_0	-3.37	(-2.39) **
a_N	-	-
a_K	0.43	(2.30) **
a_M	0.35	(5.50) ***
a_L	0.93	(5.79) ***
a_R	-	-
c_0	-6.06	(-2.57) **
c_N	0.27	(1.04)
c_K	1.40	(3.61) ***
c_M	-	-
c_L	-	-
c_R	-0.36	(-3.08) ***
r	8.06	(1.08)
α	3.84	(18.41) ***
調整後 R^2	0.96	
序列相關 $LM(4)$	0.62	
常態性 Jarque-Bera	1.74	
SC	-3.90	
log likelihood	94.33	

資料來源：本研究估計而得。

註：*、**、***分別代表在 p 值小於 10%、5%、1%。SC 為 Schwarz criterion。

從表 4 的結果可以得知，各生產投入之估計係數，除了 c_N （即勞動要素之係數）之外，都有 5% 以上的顯著水準；另外，轉換函數調整速度係數 r 不顯著的情況並不意外，也並不代表 r 是真的不顯著，因為可能有許多不同的 r 值，都會得到相同的 $F(z_t)$ ，有關此點的說明，可以參見 Lin and Terasvirta (1994)。

若比較線性 OLS 模型和 LSTR 模型的估計結果，我們可以發現，以 LSTR 模型估計之調整後 R^2 明顯比 OLS 模型要來得高，解釋力增加了約 4%，以 SC 或 log likelihood 值來看，也顯示 LSTR 模型估計之結果比較好。但為了更進一步確定以 LSTR 模型估計之結果有統計意義上的顯著改善，我們可利用 LR (Likelihood Ratio) test 來檢定；根據表 1 和表 2 所列出的的最大值，可計算得兩模型相對的 LR (Likelihood Ratio) 檢定值為 24.82，這與相對應 5% 顯著水準、自由度為 4 的卡方分配臨界值 $\chi^2(4) = 9.488$ 來比較，LR test 支持 LSTR 模型的估計結果有顯著之差異。因此我們將代表結構轉變之 $F(\log(R_t))$ 函數繪成圖 1，以了解台灣農業部門生產函數的結構轉變情形。

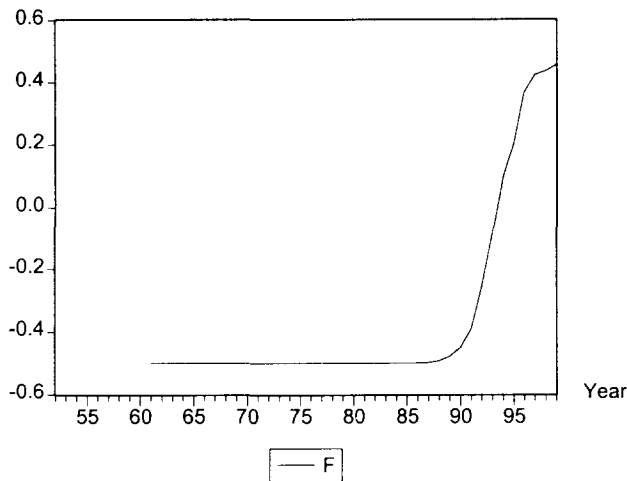


圖 1. LSTR 模型估計之轉換函數。

資料來源：本研究。

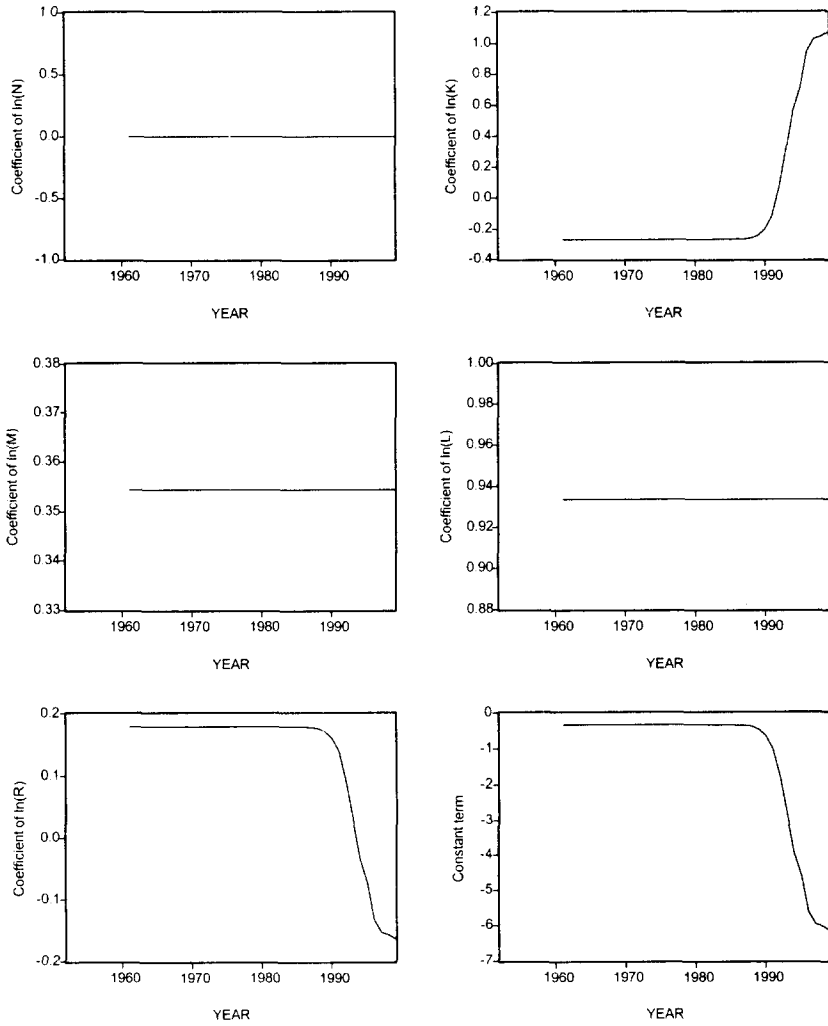


圖 2. LSTR 模型估計之各產出係數變化。

資料來源：本研究。

以表 4 的估計結果來各生產要素投入產出係數（即產出彈性）變化的情形，比較無法得到直觀的結果，所以我們也將各投入產出係數的變化繪成如圖 2 所示。從圖 2 我們



National Chung Hsing University

可以發現一些十分有趣的現象，亦即台灣農業部門之勞動、中間投入、和土地產出彈性並沒有發生結構轉變的情況，特別值得說明的是，在資料樣本期間，勞動產出彈性並不顯著異於 0，這和線性 OLS 所估之勞動產出彈性為負值(-0.31)且在 10%顯著水準下是異於零的情況大不相同。此外，我們也可以發現，資本的產出彈性在 1990 年代之後，有逐漸遞增式的結構轉變現象，而研究與推廣的產出彈性則在 1990 年代之後，存在逐漸遞減的結構轉變現象。若直觀上來解釋，資本產出彈性隨著研究推廣投入的水準發生結構轉變，而逐漸增加的情況是比較容易理解，而研究與推廣的產出彈性卻在 1990 年代後發生逐漸遞減的結構轉情況，可能是由於受限於農業技術發展遇到瓶頸，而使研究與推廣對農業產值的貢獻，變成較不明顯的現象。針對此項有趣發現，值得未來繼續探究其成因。

三、生產效率之估計結果

最後，我們可以依(2)式來計算用 LSTR 模型所估計之台灣農業部門生產效率，並同時計算以線性 OLS 模型所估計的結果加以比較，按照兩個模型所估計之參數計算之效率繪成圖 3。

從圖 3 可以看出，以線性 OLS 模型和 LSTR 模型所估計之效率的歷史變化情形並不太相同。線性 OLS 模型估計之效率，自 1960 年代以後，農業部門生產效率呈現逐漸下降的趨勢；到了 1980 年代中，又很快回升到最高的效率水準，在 1990 年以後，則又有下滑的走勢，到 1999 年跌到了歷史的最低水準。

然而以 LSTR 模型所估計之效率的歷史變化來看，則自 1960 年起至 1999 年，並無明顯的下降趨勢，估計值約莫在 90%~100%之間變動。這顯示台灣農業部門生產效率，平均應該維持在 96%左右，換句話說，平均的無效率部分僅約為 4%左右。這個估計結果，若與李文福(1991b)以 1978-1989 年的資料對台灣製造業技術效率估計所得到的平均值(97.3%)對照，農業部門的生產效率其實只略低 1%，還略高於該文所估計之民生工業（平均值為 95.3%）與電子精密業（平均值為 94.9%）。

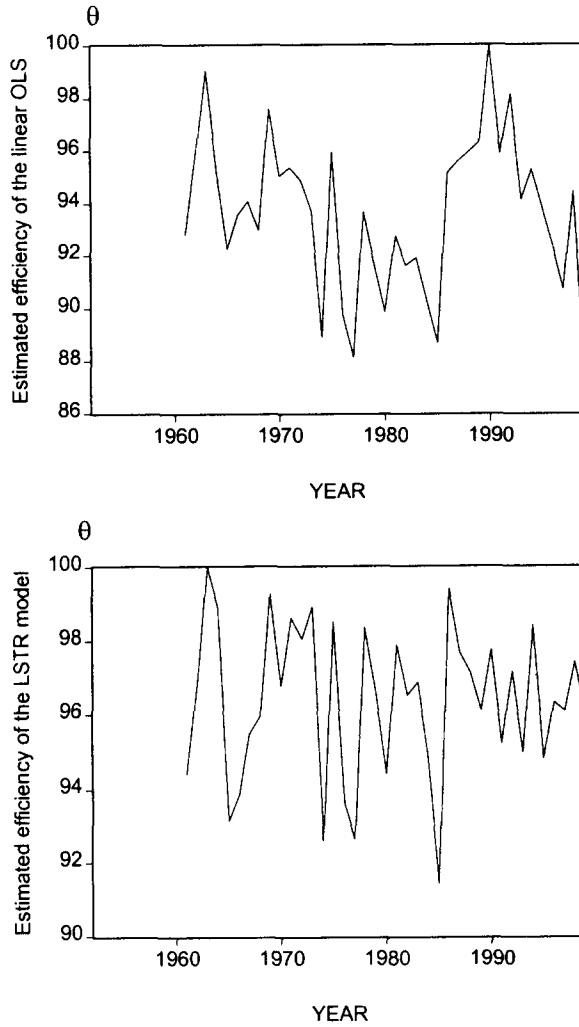


圖 3. 台灣農業部門以線性 OLS 模型和 LSTR 模型所估計之效率。
資料來源：本研究。

肆、結論

過去研究生產效率的文獻中，都是以線性的生產函數或成本函數迴歸模型為基礎，而線性的迴歸模型卻同時隱含迴歸係數為常數的假設。這樣的假設，可能無法適用於樣本資料跨長期之時間序列模型，因為模型中可能存在結構性轉變，而使迴歸係數為常數的假設發生問題。另外，估計生產效率常用的資料包絡分析法不允許隨機誤差的存在，在理論上有些缺失(Greene, 1993)，而隨機邊界法最近被證明在小樣本中的適用性並不佳(Ruggiero, 1999)。

因此，本文利用 Granger and Terasvirta (1993)所提出非線性之 STR 模型，結合定性邊界法來估計台灣農業部門之生產效率，並與以線性 OLS 模型之估計結果進行比較。實證結果發現，以 CD 生產函數為基本模型，再結合 STR 模型的估計結果，以調整後 R^2 、SC 值、與最大似似值來看，此模型較線性 OLS 模型為佳。根據這個結果，同時我們也發現，台灣農業部門的資本和研究與推廣產出彈性在 1990 年之後，有平滑式的結構轉變現象；其中，產出彈性值有逐漸遞增的趨勢；而研究與推廣的產出彈性，則在 1990 年以後，有逐漸遞減的現象。

若比較以線性 OLS 模型和 LSTR 模型所估計之效率的歷史變化情形，我們發現兩者並不太相同。以線性 OLS 模型所估計之效率，自 1960 年代以後，顯示農業部門生產效率呈現逐漸下降，到了 1980 年代中，又很快回升到最高的效率水準，在 1990 年以後，則又有下滑的走勢，到 1999 年則下降到歷史的最低水準。而以 LSTR 模型所估計之效率的變化來看，我們發現自 1960 年起至 1999 年，台灣農業部門之生產效率並無明顯的上升或下降趨勢，估計值約莫在 90%~100%之間變動，平均維持在 96%之間，亦即無效率之程度僅約 4%。

本研究利用非線性之 STR 模型來估計台灣農業部門之生產效率，在理論上應該較以傳統線性模型估計之邊界函數更具說服力，以模型的解釋力來看，所得出之效率估計值應該是比較好的。雖然在小樣本中，本文所提出之 STR-DF 模型的適用性比較不會有太

大的問題，但是不如隨機邊界法，在模型形式可以明確區分無效率和隨機誤差。因此，如何結合 STR 模型在隨機邊界法的估計中，應是未來可以研究的方向。

參考文獻

一、中文部份

1. 李文福，1991a，「台灣製造業總要素生產力、技術進步與技術效率(上)」，自由中國之工業，75：21-34。
2. _____，1991b，「台灣製造業總要素生產力、技術進步與技術效率(下)」，自由中國之工業，76：29-52。
3. 黃寶祚，1996，「台灣農業投入產出流量指標與其相關經濟指標的估測研究：台灣農業生產力相關查視指標建立」，行政院農委會委託研究計畫。
4. 陳建宏，1989，「知識投資對台灣光復後農業成長貢獻之近似衡量」，國立台灣大學農業經濟學研究所碩士論文。

二、英文部份

1. Aw, B. Y. And G. Batra, 1998, "Technological Capability and Firm Efficiency in Taiwan." *The World Bank Economic Review*, 12: 59-79.
2. Chow, G.C., 1960, "Testing for Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regression Relationship over Time," *Econometrica*, 29: 591-605.
3. Craycraft, C., 1999, "A Review of Statistical Techniques in Measuring Efficiency." *Journal of Public Budgeting, Accounting & Financial Management*, 11: 19-27.

4. Eitrheim, O. and T. Terasvirta, 1996, "Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of Econometrics*, 74: 59-75.
5. Granger, C.W.J. and T. Terasvirta, 1993, *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, New York: Oxford University Press.
6. Griliches, Z., 1986, "Productivity, R&D and Basic Research at the Firm Level in the 1970's," *American Economic Review*, 76: 141-54.
7. Hall, B. and J. Mairesse, 1995, "Exploring the Relationship between R&D and Productivity in French Manufacturing Firms," *Journal of Econometrics*, 65: 263-92.
8. Lin, C.J. and T. Terasvirta, 1994, "Testing the Constancy of Regression Parameters against Continuous Structural Changes," *Journal of Econometrics*, 62: 211-228.
9. Kuroda, Y., 1997a, "Research and Extension Expenditures and Productivity in Japanese Agriculture, 1960-1990." *Agricultural Economics*, 16: 111-124.
10. Kuroda, Y., 1997b, "Effects of R&E Activities on Rice Production in Taiwan: 1976-93," *Taiwanese Agricultural Economic Review*, 3 (1): 97-145.
11. Puig-Junoy, J., 2001, "Technical Inefficiency and Public Capital in US states: A Stochastic Frontier Approach." *Journal of Regional Science*, 41: 75-96.
12. Ruggiero, J., 1999, "Efficiency Estimation and Error Decomposition in the Stochastic Frontier Model: A Monte Carlo Analysis." *European Journal of Operational Research*, 115: 555-563.
13. Sarantis, N., 1999, "Modeling Non-linearities in Real Effective Exchange Rates." *Journal of International Money and Finance*, 18: 27-45.
14. Taylor, M. P. and D. A. Peel, 2000, "Nonlinear Adjustment, Long-run Equilibrium and Exchange Rate Fundamentals." *Journal of International Money and Finance*, 19: 33-53.
15. Terasvirta, T., 1994, "Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of the American Statistical Association*, 89: 208-218.
16. Xu, X. And S. R. Jeffrey, 1998, "Efficiency and Technical Progress in Traditional and Modern Agriculture: Evidence from Rice Production in China." *Agricultural Economics*, 18: 157-165.

附錄：STR 模型的檢定說明

有關 STR 模型的結構性變化檢定和模型形式檢定的概念，是運用泰勒展開式將轉換變數展開至三階，再利用 LSTR 在此三階展開時只剩下一、三階項（二階為 0），與 ESTR 在此三階展開時只剩下二階項（一、三階皆為 0）的特殊情況來進行結構性變化檢定和模型形式檢定，茲將其中之計量原理詳述如下。

如同 Terasvirta (1994) 的推導，令 $w = r(z - \alpha)$ ，代入本文中之(4)式，則 LSTR 模型即可寫成：

$$F(w) = \frac{1}{1 + \exp(-w)} - \frac{1}{2}$$

再將 $F(w)$ 利用泰勒展開式將(4)式在 $w = 0$ （隱含 $z - \alpha = 0$ ）處展開至 3 階，可逼近得到：

$$F(w) \approx T_3(w) = g_1 w + g_3 w^3$$

其中 $g_1 = \partial F / \partial w|_{w=0}$ ， $g_3 = (1/6) \partial^3 F / \partial w^3|_{w=0}$ ，（此時泰勒展開式的二階項 $g_2 = (1/2) \partial^2 F / \partial w^2|_{w=0} = 0$ ，所以未出現在上式之中），再將此結果代回(3)式可得：

$$\ln y = a_0 + \sum a_i \ln x_i + (c_0 + \sum c_i \ln x_i)(g_1 w + g_3 w^3) - u$$

將上式各乘項展開再整理後可得在 LSTR 模型形式下(3)式之近似式（將 w 還原用 z 表示）為：

$$\ln y = h_0 + \sum h_i \ln x_i + \sum h_{2i} \ln x_i(z) + \sum h_{3i} \ln x_i(z^2) + \sum h_{4i} \ln x_i(z^3) - u \quad (\text{A.1})$$

國立中興大學

National Chung Hsing University

Terasvirta (1994)由此導出之輔助迴歸即為

$$u = b'_0 + \sum b'_{1i}(\ln x_i) + \sum b'_{2i}(\ln x_i)z + \sum b'_{3i}(\ln x_i)z^2 + \sum b'_{4i}(\ln x_i)z^3 \quad (\text{A.2})$$

同樣的方式，令 $w = r(z - \alpha)^2$ ，本文中之(5)式之 ESTR 模型就可寫成 $F(w) = 1 - \exp(-w)$ ，將 $F(w)$ 利用泰勒展開式在 $w = 0$ （隱含 $z - \alpha = 0$ ）處展開至 3 階，可逼近得到：

$$F(w) \approx T_3(w) = g_2 w^2$$

其中 $g_2 = (1/2)\partial^2 F/\partial w^2|_{w=0}$ （注意，此時泰勒展開式的一階和三階項， $g_1 = \partial F/\partial w|_{w=0} = 0$ ， $g_3 = (1/6)\partial^3 F/\partial w^3|_{w=0} = 0$ ，所以未出現在上式之中），再將此結果代回(3)式可得：

$$\ln y = a_0 + \sum a_i \ln x_i + (c_0 + \sum c_i \ln x_i)(g_2 w^2) - u$$

將上式各乘項展開再整理後可得在 ESTR 模型形式下(3)式之近似式（同樣將 w 還原用 z 表示）為：

$$\ln y = h_0 + \sum h_{1i} \ln x_i + \sum h_{2i} \ln x_i(z) + \sum h_{3i} \ln x_i(z^2) - u \quad (\text{A.3})$$

Terasvirta (1994)由此導出之輔助迴歸即為：

$$u = b'_0 + \sum b'_{1i}(\ln x_i) + \sum b'_{2i}(\ln x_i)z + \sum b'_{3i}(\ln x_i)z^2 \quad (\text{A.4})$$

如果此時 $r = 0$ ，不論對 LSTR 和 ESTR 模型而言都隱含 $F(z) = 0$ ，這表示沒有結構轉變，再比較(A.1)和(A.3)兩式可看出在此情況下，對所有的 i 而言， $h_{2i} = 0$ 、 $h_{3i} = 0$ 、或 $h_{4i} = 0$ 應該都要成立，所以可以用此條件當作是否有結構轉變虛無假設，並利用聯合



的 F 檢定來檢定，或者利用漸近性質較佳的 LM 統計量來檢定，如 Terasvirta (1994)所提出之輔助迴歸式所推導的 LM 檢定來看，LSTR 模型在(A.2)式下之無結構轉變的虛無假設是 $H_0 : b'_{2i} = b'_{3i} = b'_{4i} = 0$ ，ESTR 模型在(A.4)式下之無結構轉變的虛無假設是 $H_0 : b'_{2i} = b'_{3i} = 0$ 。

至於 STR 的模型形式檢定(即如何選擇 LSTR 或 ESTR 的檢定)，亦可從(A.1)和(A.2)的比較看得出來。因為如果轉換函數的形式是 LSTR，則虛無假設 $h_{4i} = 0$ 應該被拒絕；而在無法拒絕 $h_{4i} = 0$ 的前提下，若拒絕 $h_{3i} = 0$ 則顯示轉換函數的形式應該是 ESTR；此外，Granger and Terasvirta (1993)建議若 $h_{2i} = 0$ 被拒絕，則轉換函數的形式在某些特別的情形下應該是選 LSTR 模型。³ Granger and Terasvirta (1993)則藉此推導出上述以 LM 統計量為基礎的模型形式檢定，其虛無假設分別為 $H_{03} : h'_{4i} = 0$ 、 $H_{02} : b'_{3i} = 0 | b'_{4i} = 0$ 、和 $H_{01} : b'_{2i} = 0 | b'_{3i} = b'_{4i} = 0$ ，即本文中的(7)、(8)、(9)式(有關 LM 檢定更詳細的推導，可參見 Granger and Terasvirta (1993, p.115-117))。

然而 Granger and Terasvirta (1993)和 Terasvirta (1994)亦指出應用上述檢定的可能限制，在於以上的推導皆立基於三階的泰勒展開式，所以大於三階的殘項都被忽略，因此有可能在因為選擇較高的顯著水準或時間序列較長的情況下，使檢定結果傾向拒絕 H_{03} 而誤選了 LSTR 模型。所以他們建議模型形式選取的原則是，比較 H_{03} 、 H_{02} 、和 H_{01} 之下 LM 統計量，用其 p 值的大小來判斷，即若 H_{02} 下 LM 統計量的 p 值最小，則選擇 ESTR 為模型，否則即應選擇 LSTR 為模型。因為若真實模型是 LSTR，則 H_{03} 被拒絕的機率自然較大，而若真實模型是 ESTR，則 H_{02} 被拒絕的機率也會比較大。Terasvirta (1994)以蒙地卡羅模擬的方式證實(樣本數分別為 100 和 300 時)，用這個模型形式選取原則在選擇模型形式時，在正確率上的確有不錯的表現。

³ Granger and Terasvirta (1993)對此有詳細之討論，也因此有些研究遵循他們的建議，例如 Sarantis (1999)和 Lin and Terasvirta (1994)，而有的人則並未採用 H_{01} ，而只用本文中所提及之 H_{03} 和 H_{02} 來當作模型形式選擇之檢定，例如 Taylor and Peel (2000)。

Nonlinear Estimation of Production Efficiency: Application of the Smooth Transition Regression on the Agricultural Sector in Taiwan

Yi-Nung Yang and Ming-Hsien Yang*

Abstract

Keywords: production efficiency, smooth transition regression, production frontier, agricultural sector in Taiwan.

Most of the past studies on production efficiency were based on the assumption of linearity in production functions. A linear production function implicitly assumes constancy in coefficients of the empirical specification of linear regression of the production function. Such assumptions of constancy in coefficients of regression are particularly inadequate in modeling empirical analysis with long time series data due to possible structural changes in the model specifications. Compared with the OLS estimation under the assumption of constancy in coefficients of regression, this paper proposes to employ Granger and Terasvirta's (1993) STR model and deterministic frontier approach to consider the possible structural changes in estimating production efficiency of the agricultural sector in Taiwan. It is shown that the results of the STR estimation outperform the one of the OLS estimation by using the Cobb-Douglas production function as the underlying model. The empirical results also show that the changes in production efficiency in the agricultural sector of Taiwan were rather smooth from 1960 to 1999. It indicates that production efficiency of Taiwan's agricultural sector varied around 90%-100% and the average estimated inefficiency was 4%.

* The authors are Yi-Nung Yang, associate professor at the department of International Trade, Chung Yuan Christian University and Ming-Hsien Yang, professor at the department of International Trade, Feng Chia University, respectively.