

台灣戰前農業誘發性技術偏向之實證蠡測*

傅祖壇、史濟增、陳建宏**

本文利用 Hayami 和 Ruttan (1985) 之兩階段 CES 函數法，測定台灣農業在戰前時期之要素使用偏向，實證結果支持「誘發性技術變動或誘發性創新假說」，亦即要素相對價格之變動會誘發要素之使用偏向。而技術變動偏向之測度結果亦顯示，戰前臺灣農業屬勞動要素與變動投入（肥料）要素使用偏向，而固定投入為要素節省之方式，耕地之要素變動偏向則屬節省但呈波動變化。同時亦發現戰前台灣在 1920 年代因蓬萊米稻種之大量推廣而有所謂「生物性創新」，導致耕地生產力與勞動生產力之提高。美國、日本和台灣在同一戰前時期之跨國比較結果亦顯示：誘發性技術變動均存在，但因各國之農業資源的豐富各殊，個別資源間的比例互有差異，因此要素使用偏向亦有不同。

關鍵詞：誘發性創新、技術變動偏向

* 作者感謝毛育剛教授細閱初稿並提出寶貴之修潤建議。

** 作者分別為：傅祖壇 中央研究院經濟所 研究員、史濟增 中央研究院經濟所 退休研究員、陳建宏 朝陽科技大學財金系 助理教授。

本文文稿審查作業之執行由楊明憲編輯負責。

I、前言

農業的誘發性創新 (induced innovation) 與技術變動偏向 (technological change bias) 的相關研究, 因對一個國家之經濟發展及所得分配具有深遠的影響, 故自 1970 年代以來廣獲重視。從文獻來看, Binswanger (1974) 及 Hayami and Ruttan (1971) 等對美國、日本農業技術變動之檢測, 可以說是此中的翹楚。其後, Binswanger *et. al.* (1978) 及 Hayami and Ruttan (1985) 與其他繼起者更將研究之範圍及對象擴及至諸如: 南韓農業與經濟 (Burmeister, 1995; Yuhn, 1991)、西非土地保育 (Barbier, 1998)、南非農業 (1998)、非洲農業 (Lusigi and Thirtle, 1997)、希臘製造業 (Panas, 1986)、阿根廷農業 (Janvry, 1978) 及巴西農業 (Sanders and Ruttan, 1978) 等領域。

在台灣有關農業誘發性創新之研究並不多見, 除了 Hayami and Ruttan (1985) 曾在農業生產力之國際比較章節 (第 5 章) 中, 將台灣列為比較對象之一, 而提出簡單之數據外; 只有 Shih (1980) 曾經利用 Binswanger (1974) 模式, 實證測定台灣戰前時期之農業技術偏向, 捨此無他 (註 1)。本文將藉用另一種廣為應用之 Hayami and Ruttan (1985) 誘發性創新模式, 繼續對戰前台灣農業進行技術偏向程度之檢測, 並探討技術變動偏向與要素相對價格間之關係。

全文共分六小節, 在第二節我們刻劃戰前台灣農業之特徵; 第三節介紹本文之技術偏向衡量方法; 第四節說明與討論實證之結果; 第五節將本文之結果與利用同一模型對美國、日本在同期間所作之實證結果進行比較; 第六節為結語。

II、戰前時期之台灣農業特徵

2.1 人地資源與要素相對價格

發展農業，首要工作為開拓土地，戰前台灣農業之耕地面積，一如表 1 所示，在 1901 年時為 37 萬 5 仟公頃，約佔台灣總面積之 10%。之後，耕地增加快速，至 1910 年已達 67 萬 4 仟公頃，迨 1920 年更增至 74 萬 9 仟公頃。在此期間耕地面積之增加，除了新耕地的開拓之外，主要得力於灌溉設施之修建和改善。欲謀農業的發展，除了各項生產因素的不斷投入之外，水利建設也扮演重要的角色。因此，日本於據台初期，於 1898 年即設立臨時台灣土地調查局，調查全島的埤圳分布情形。1901 年頒布「公共埤圳規則」，將有關公共利益之埤圳，皆指定登記為公共埤圳，由政府加以行政監督和經濟援助。自 1907 年起，政府開始直營埤圳之新設改修工事，稱為「官設埤圳」。接著興建若干大型灌溉工程，如北部的桃園大圳新建工程於 1916 年動工，主要工事完成於 1925 年，埤池工事完成於 1928 年，總灌溉面積達 22,049 甲。而嘉南大圳於 1920 年開始興建，1930 年工程完成，灌溉面積更高達 138,622 甲。惟在 1930 年之後耕地面積增加速度減緩，至 1940 年為 86 萬公頃，約佔總面積之 24%。

農業勞動力在 1901 年約有 92 萬 2 仟人，逐年緩慢增加，而在 1910-1920 年間農業勞動力並無太大變化，甚至有減少之現象。依照邊裕淵（1972）的說法，農業勞動力之減少非因工商業發展而移至非農業部門，乃因總勞動人數的遞減，而總勞動人數之所以遞減，可能是因 1902-1906 年間發生流行病或傳染病，致使死亡率提高。1920 年以後，農業勞動力再呈遞增之勢，至 1940 年已達 120 萬人。在 1920 年代，人均耕地面積將近 0.7 公

頃，屬耕地相對稀少之小農經營型態，與當時之日本人均耕地面積相近，但卻只有美國人均耕地面積的 30 分之 1（註 2）。

在耕地面積增加且農業勞動力成長停滯的 1910-1920 年間，耕地與勞動之相對價格比（耕地價格相對於農業勞動工資），略呈下降趨勢，而在 1930 年代始之後再上升，這由表 1 可以見之。

2.2 農業生產與生產力成長

農業生產包括稻米、特用作物（以甘蔗為主）、其他糧食作物、纖維性作物、蔬菜、水果及畜牧。由圖 1 可知，農業生產以稻米及特用作物為最大宗，合佔總生產值之 80% 以上。表 2 為戰前台灣農業產出及要素投入指數，其中總產出指數在整個期間（1901-1942）成長了 3.63 倍，以作物別產出指數而言，水果成長最多，次為特用作物及纖維性作物。至於生產要素投入方面，由表 2 可知，變動投入亦即化學肥料使用之增加最為迅速，為總要素投入增加之主要來源。而固定投入（即馱獸與工具設備）之增幅則甚有限（註 3）。

由圖 2 所示總產出、要素投入及總生產力之變化，可見三者在此觀察期內均呈成長趨勢。再由表 3 觀之，總產出在整體觀察期間年以 2.85% 成長，高過總要素投入之 1.97%，而總生產力之成長率則為 0.86%。不過若將總生產力之成長率分期來看，則以 1921-1930 期間的 2.96% 最高，次為 1901-1910 期間的 1.36%，而 1911-1920 期間之年成長率則成負值。1921-1930 期間總生產力之所以高度成長顯與大型灌溉工程之陸續完成及生物性的技術進步（下節論及）有關。

表 1 台灣戰前時期之人地資源與相對價格

變數	1901	1910	1920	1930	1940
(1)農地面積(千公頃)	375	674	749	812	860
(2)水田當量面積(千公頃)	318	558	619	671	748
(3)農勞動數(千人)	922	1001	1016	1053	1203
(4) - (1)/(3)(公頃/人)	0.408	0.673	0.738	0.771	0.715
(5) - (2)/(3)(公頃/人)	0.346	0.558	0.61	0.638	0.622
(6)水田當量價格(元/公頃)	24.82	28.32	77.87	70.68	132.84
(7)勞工工資(元/天)	0.23	0.32	0.9	0.66	1.3
(8) - (6)/(7)(天/公頃)	107	88	86	107	102

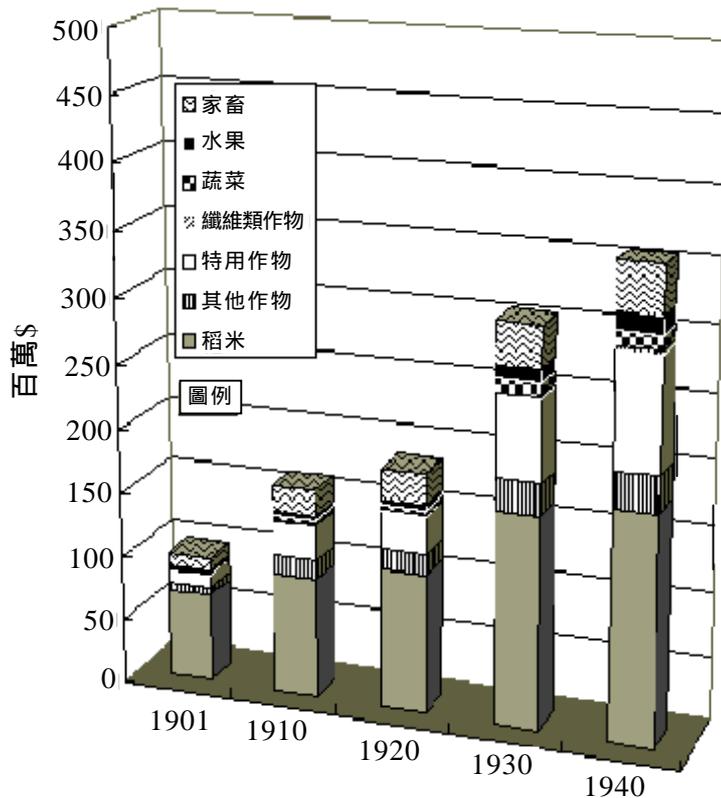


圖 1 戰前台灣農業生產結構

表 2 台灣農業產出及要素投入 (1901=100)

		1901	1910	1920	1930	1940
農業產出						
	總產出	100	164.85	188.83	310.41	362.76
	稻米	100	135.96	157.16	239.04	256.73
	其他糧食作物	100	252.51	304.46	447.62	524.42
	特用作物	100	259.79	269.62	596.95	823.93
	纖維類作物	100	176.82	207.68	300.41	723.33
	蔬菜	100	194.48	241.12	540.82	615.1
	水果	100	290.83	273.12	795.07	1091.78
	家畜	100	192.81	236.12	321.36	361.69
農業要素投入						
	水田當量面積	100	175.24	194.58	210.72	234.89
	工作天數	100	116.19	125.34	141.45	161.82
	變動投入	100	1559.44	6818.31	9475.46	19812.46
	固定投入	100	204.25	183.11	174.73	133.65

資料來源：Shih (1980)文之 Table1 及 Table2

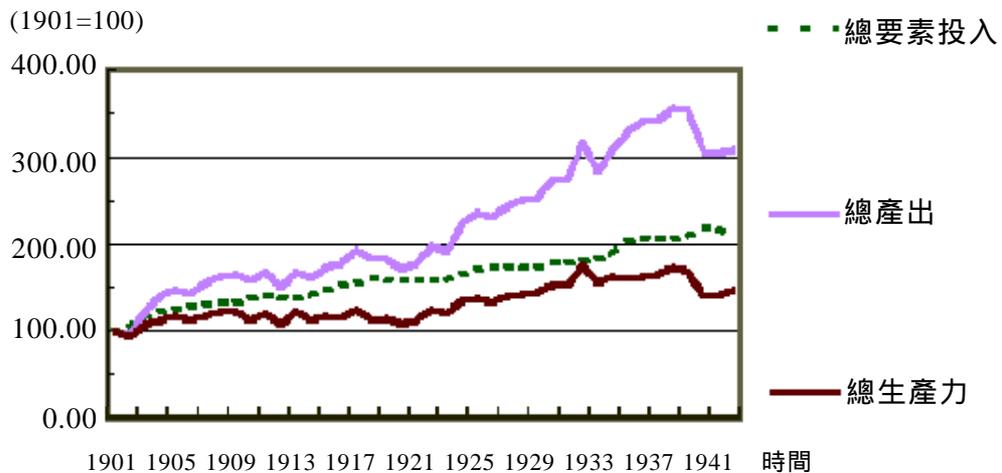


圖 2 總產出、總要素投入及總生產力之趨勢 (利用 Shih (1980) 文中之 CLGI 指數)

2.3 勞動生產力之組成解析

勞動生產力一直是經濟成長分析之重點，因為其高低與所得分配相關。一般在分析勞動生產力上，一般多將農業勞動生產力（ Y/L ）分解為耕地生產力（ Y/A ）與耕地勞動比（ A/L ）之乘積，即 $Y/L = (Y/A)(A/L)$ 。

圖 3 顯示，在觀察期間，勞動生產力之變動趨勢，與耕地生產力相似，而耕地勞動比在 1920 年之前，呈遞增趨勢，而在之後則呈遞減現象。由於 1920 年之前耕地生產力之變動率頻常出現負值，故知勞動生產力之提高，主要係受耕地勞動比增加的影響。在 1901-1920 年期間，由於灌溉設施之修建、改善以及農業勞動力成長停滯的影響，耕地面積之成長率皆高於農業勞動力之成長率（1901-1910 年期間和 1911-1920 年期間之耕地面積成長率分別為 6.01%、0.83%；農業勞動力成長率分別為 0.87%、0.06%），這由表 3 可以觀之。

1920 年之後，耕地面積成長停滯，農業勞動力逐漸增加，而使耕地勞動比遞減，於此見勞動生產力之提高，主要係受耕地生產力之影響。由表 3 可知，耕地生產力之變動率在 1920 年之後，由負值轉為正值，而耕地生產力之提高，除複種指數增加外，主要受到米、蔗品種改良與化學肥料大量增施之影響。

在甘蔗品種改良方面，日本據台之初，台灣甘蔗品種以竹蔗為最普遍，每公頃收穫量僅為 28,000 公斤。初由夏威夷引進玫瑰竹蔗，著手品種改良工作，栽培最盛時期為 1910-1917 年，每公頃收穫量為 29,000 公斤。但因此一品種缺乏對病蟲害及風害之抵抗力，故漸為爪哇細莖種（代表品種為 POJ161）所取代，栽培最盛時期為 1922-1926 年，每公頃收穫量激增為 42,500 公斤。嗣因爪哇細莖種因於嵌紋病而無計可施，乃開始引進爪哇大莖種（代表品種為 POJ2725），試種結果，收穫特豐，種植面積有增無減，栽培最盛時期為 1930-1935 年，每公頃收穫量高達 66,500 公斤之譜（史濟增、

段樵，1974)。

在稻米方面，日本自 1895 年進據台灣開始，為使台灣成為日本本土食糧供應的長期來源，除從事大規模之水利投資外，並從事稻米品種之改良。自 1906 年至 1910 年初，稻種改良以驅除赤米等品質較差之在來品種為首要目標。在 1910 年，開始選擇品質較優及粒形與日本米相似之米種從事育種。在 1920 年試驗成功的新種稻米，於 1926 年命名為「蓬萊米」。當時除了培育優良品種之外，尚有蓬萊米原種之配給、共同育苗、獎勵密植、獎勵除草、獎勵栽培綠肥、病蟲害防治之輔導等措施，以提高稻作生產力。在 1924 年，蓬萊米的種植面積尚不足全部稻米種植面積之 5%，到了 1944 年卻急速擴增至 67%。由於蓬萊米的出現以及迅速推廣，使台灣農業成為肥料密集的稻米農業。

而蓬萊米之所以迅速推廣，主要由於蓬萊種與在來種施肥效果之差異，其中蓬萊種受施肥量影響極為顯著。蓬萊種不施肥與施用普通量二倍時作比較，產量相差接近二倍，且在不施肥時，其產量甚至低於在來種。而在來種施用肥料與不施用肥料，則產量差異不大。雖然蓬萊種具有多肥農業的性質，平均一甲地肥料使用量比在來種多一倍。但根據 1928 年刊之台灣總督府殖產局「主要農產物經濟調查，水稻 1926 年二期作」的統計資料，蓬萊種與在來種相比較，由總收入減去總支出所得餘額，平均每甲分別為 54.95 與 33.37 日元。由此可知，從粗放的在來種轉換為密集的蓬萊種，顯然比較有利。亦即栽培蓬萊種比栽培在來種，雖須費更多肥料費，但卻有較多之收入。尤其可消化較多之自家勞動力，並獲得較多收益，進而使蓬萊種之普遍推廣，並對稻作施用大量化學肥料。因此「生物性技術進步」及「誘發性技術進步」同時發生，促使戰前台灣的稻米成為肥料密集的農業。

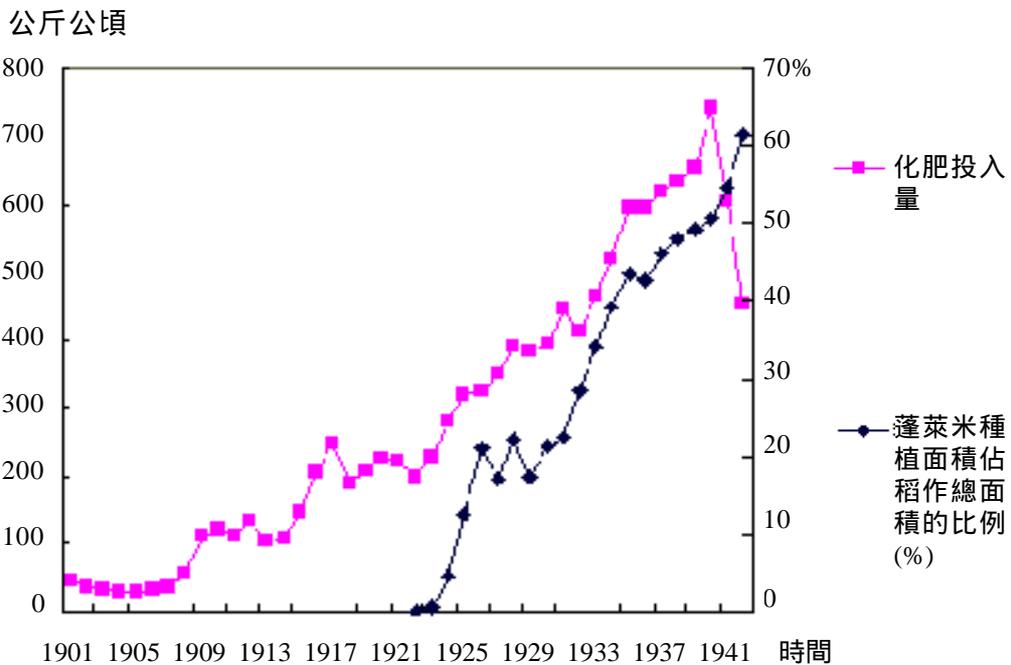
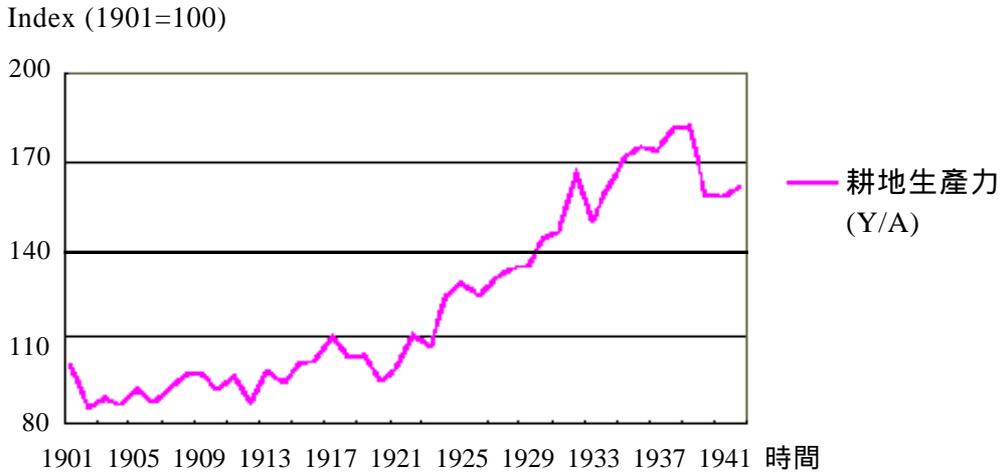


圖 4 耕地生產力、變動要素（化肥）投入、與蓬萊米種植面積

資料來源：變動要素資料見 Ho (1966), p.56 之“commercial fertilizer”。

Hayami and Ruttan (1985) 及 Shih (1980) 都認為，上述期間台灣耕地生產力之提高，乃因為蓬萊米之生產對肥料較具反應性，其單位生產量亦較原有在來米種為高。從圖 4 的下半圖可清楚地看出自蓬萊米之大量推廣後，化肥單位投入量快速增加，致使上半圖之耕地生產力亦呈同向之變動。由此可知，台灣戰前在 1920 年之後勞動生產力之成長，主要源自新稻種之推廣而導致的“生物性技術進步”(progressive biological technology change)(註 4)。而在 1920 年之前，勞動生產力之成長，則係因耕地面積增加，而使每人所能經營面積(勞動耕地比, A/L)增加所致。值得注意的是，在 1911 年以後每人擁有之馱獸數目下降，而又未有新式農機之引進以替代獸力，是故直至二次大戰發生，台灣始終不見有所謂因引進農機而導致“機械性技術進步”。Hayami and Ruttan (1985) 亦發現日本也是直到二次大戰後 1950 年代末期，才因大量引進曳引機而有機械式創新的發生。

III、技術變動偏向之衡量方法

3.1 誘發性創新及技術變動偏向之概念

誘發性創新(induced innovation)此一概念，早在 1932 年即由 Hicks 在其大作“Theory of Wages”中開宗明義地做如此的陳述：“要素相對價格之變動會誘發要素使用偏向，即少使用價格比較貴的要素”，而將此概念納入技術變動偏向之研究，作為驗證的假設，則是 1970 年代以後的事。

Binswanger (1978) 將此假說解釋為：“誘發性創新模式及與模式相關之實際檢測，均在企圖發現要素價格、產品價格及其他經濟變數，在決定技術變動速率及方向上所扮演之角色”。在衡量因創新而造成之技術變動上，通常有二種衡量方式，其一，衡量技術變動發生後，在定量要素下之產出增

加程度，例如：衡量新品種引進後，定量投入下之單位產出增量。其二，在假設要素價格固定及新舊技術均在最適要素投入組合下，衡量創新造成之生產成本減少比例。

技術變動之結果，大都會使每一單位產出所須之要素投入絕對量減少。不過 Binswanger (1978) 指出，所謂「要素節約 (factor saving)」係一種相對概念，而非上述絕對量之減少。文獻上所用之「要素節約」係指單位產出之要素必要投入量中，那一種要素相對於其它要素會具有較大之減少比例。

基此概念，可用要素成本份額 (cost share) 之變動率，來表示技術變動造成成本節省效益之要素使用偏向。亦即，第 i 個要素之技術變動偏向 (technical change biases, 即 Q_i)，(Q_i) 可定義為：

$$Q_i|_{(\bar{P})} = \frac{dS_i}{dt} \cdot \frac{1}{S_i} = 0 \quad \rightarrow \quad \begin{cases} < \\ & i \text{ 要素節省 (saving)} \\ & i \text{ 要素中性 (neutral)} \\ > \\ & i \text{ 要素使用 (using)} \end{cases} \quad (1)$$

其中， S_i 為第 i 個要素之成本份額， \bar{P} 為固定之要素相對價格。

式(1)表示：在要素相對價格為固定下，若第 i 個要素之成本份額變動率為正、零或負，則 i 要素技術變動之方向分別為該使用、中性或節省。設有勞動與資本兩個要素，則式(1)之成本份額則可改為勞動資本比，而技術變動偏向究為勞動節省、中性或使用，即可從中衡量。

但要素相對價格為固定之假設，在短期固可存在，而在長期則不適用。當要素相對價格變動時，要素間會發生替代效果，其相對投入量或份額也會改變。因此，實際觀察 (observed) 的要素份額變動應包括兩項：(1) 要素相對價格變動引起之要素份額變動及(2) 要素相對價格固定下，純因創新所造成技術變動偏向而促致的要素份額改變。前者可視為同一產出等產量線 (isoquant) 上之要素間替代，後者則可視為不同等產量線間之非中性移動 (non-neutral shift)。而衡量變動偏向的模式之關鍵，即在如何區分出上述兩種變動來源 (註 5)。

在技術變動偏向之衡量上，我們採用 Hayami and Ruttan (1985) 之設定方式，將技術變動假設為一種要素擴張 (factor augmenting) 形式，即產出 Q 為 n 要素 (X_1, \dots, X_n) 及要素擴張係數 (E_1, \dots, E_n) 之函數，即

$$Q = f(E_1 X_1, \dots, E_n X_n)$$

式中 f 為一線性同質且具良好特性之生產函數， E_i 代表 X_i 之效率性。

若此，在競爭性市場均衡 (competitive market equilibrium) 及根據 Hicks 及後學者對技術偏向之定義下，Hayami and Ruttan (1985) 另從成本函數及其要素需求函數導求技術變動效果，結果指出要素使用偏向可以從要素份額變動加以評估，亦即第 i 個要素之份額變動率可利用下式求得：

$$\frac{\dot{S}_i}{S_i} = \sum_{j \neq i} S_j (\sigma_{ij} - 1) \left(\frac{\dot{P}_j}{P_j} - \frac{\dot{P}_i}{P_i} \right) + \sum_{j \neq i} S_j (1 - \sigma_{ij}) \cdot \left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_i}{E_i} \right) \quad (2)$$

式(2)中，在等號右邊的第一項為價格誘發之要素替代效果 (price-induced factor substitution)，第二項則為技術變動偏向 (biased technical change) 效果 (註 6)。技術變動偏向係衡量價格固定不變下之要素份額變動程度，因此，式(3)中第 i 個要素在第 t 期之要素份額之變動率 (b_{it})，即為式(2)等號右邊第 2 項，可由式(2)之等號左邊項減去等號右邊第一項而得。

純因技術變動偏向而導致之要素份額變動之累積值(B)，可由下式計算而得：

$$B_{it} = S_{i,1901} \cdot \pi_t (1 + b_{it}) - S_{i,1901} \quad (3)$$

式中 $\pi_t (1 + b_{it}) = (1 + b_{i1})(1 + b_{i2}) \dots (1 + b_{it})$ ，表示變動率之累乘；而 B_{it} 為要素 i 從基期年 (1901) 累積至當年 (t) 之效果。因此式(3)等號右邊第一項為「固定價格之要素份額」(S'_{it}) 在基期年 (1901 年) 要素價格下之要素份額估計值，第二項 $S_{i,1901}$ 則為 1901 年之真實要素份額。最後，第 i 要素第 t 年之要素使用偏向指數，可以寫為：

$$\frac{S'_{it}}{S_{i,1901}} \times 100 \quad (4)$$

在實證估計 b_{it} 或 B_{it} 上，必須先設定為某一生產函數形態，並藉以估計要素之替代彈性 (σ_{it})。

3.2 誘發性技術變動之實證模式：兩階段 CES 函數法

在估計前述誘發性技術變動的實證模式中，以 Binswanger (1978) 的 translog 函數法及 Hayami and Ruttan (1985) 的兩階段 CES 函數法，最廣為應用且兩者各有其使用上之優缺點 (註 7)。在探討台灣戰前農業的技術變動偏向上，Shih (1980) 曾利用前一模式從事實證。本文將利用 Hayami and Ruttan 的兩階段 CES 法進行實證，此結果將可與 Shih (1980) 相比，並且亦可與 Hayami and Ruttan (1985) 一文的美國、日本實證結果作一比較。此外，本文亦將探討實證衡量而得之技術變動偏向值與相對要素價格之關係，這是 Shih (1980) 文中未及探討的地方。

本文採用 Hayami and Ruttan (1985, p.200-201) 的兩階段 CES 函數設定如下：

設農業生產函數包括勞動 (L)、耕地 (A)、變動投入 (即化肥, F) 及固定投入 (即馱獸與工具設備, M)。又設變動投入主要用於替代耕地，固定投入主要用於替代勞動。則第一階段 CES 函數，可寫如(5)(6)兩式：

$$Z_1 = \left[\alpha \left(e^{\delta L} L \right)^{-\rho_1} + (1 - \alpha) \left(e^{\delta M} M \right)^{-\rho_1} \right]^{-1/\rho_1} \quad (5)$$

$$Z_2 = \left[\beta \left(e^{\delta A} A \right)^{-\rho_2} + (1 - \beta) \left(e^{\delta F} F \right)^{-\rho_2} \right]^{-1/\rho_2} \quad (6)$$

式中 Z_1, Z_2 可分別認作勞動-固定投入之綜合投入項和耕地-變動投入之綜合投入項 (用 Sen, Amartya K. 的定義，見 Sen, Amartya K., 1959)， ρ_1 、

ρ_2 為替代參數， α 、 β 為分配參數，這些 δ_i ($i = L, M, A, F$) 為各要素擴張率 (rate of factor augmentation)，在分析期間均假設為固定值；上二式亦假設具有線型同質性 (linear homogeneous)。

第二階段 CES 函數，則如下式所示：

$$Q = [\gamma(Z_1)^{-\rho} + (1-\gamma)(Z_2)^{-\rho}]^{-1/\rho} \quad (7)$$

式中 Q 表產出， γ 與 ρ 分別為分配與替代參數， Z_1, Z_2 定義同前。

其 Allen 偏替代彈性 (partial elasticity of substitution) 可表成：

$$\sigma_{LA} = \sigma_{LF} = \sigma_{AM} = \sigma_{MF} = \sigma \quad (8)$$

$$\sigma_{LM} = \sigma + \frac{1}{S_1}(\sigma_1 - \sigma) \quad (9)$$

$$\sigma_{AF} = \sigma + \frac{1}{S_2}(\sigma_2 - \sigma) \quad (10)$$

式中， $\sigma_1 = 1/(\rho_1 + 1)$ ， $\sigma_2 = 1/(\rho_2 + 1)$ ， $\sigma = 1/(\rho + 1)$ ，為直接替代彈性， S_1 及 S_2 分別為 Z_1 及 Z_2 之成本份額。在實證上，上述模式可藉由以下三個競爭性市場均衡條件式估計如下：

$$\ln\left(\frac{M}{L}\right) = -\frac{1}{\rho_1 + 1} \ln\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) + \frac{1}{\rho_1 + 1} \ln\left(\frac{P_L}{P_M}\right) + \frac{\rho_1}{\rho_1 + 1}(\delta_L - \delta_M)t \quad (11)$$

$$\ln\left(\frac{F}{A}\right) = -\frac{1}{\rho_2 + 1} \ln\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) + \frac{1}{\rho_2 + 1} \ln\left(\frac{P_A}{P_F}\right) + \frac{\rho_2}{\rho_2 + 1}(\delta_A - \delta_F)t \quad (12)$$

$$\ln\left(\frac{Z_2}{Z_1}\right) = -\frac{1}{\rho + 1} \ln\left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right) + \frac{1}{\rho + 1} \ln\left(\frac{P_1}{P_2}\right) \quad (13)$$

式中， P_L 、 P_A 、 P_M 與 P_F 分別為勞動、耕地、固定投入及變動投入之價格， P_1 與 P_2 分別為 Z_1 與 Z_2 之價格，其中 $P_1 = (P_L L + P_M M) / Z_1$ ，

$$P_2 = (P_A A + P_F F) / Z_2 \text{。}$$

在模式估計上，先個別估計式(11)及(12)，再利用式(5)及(6)求得之 Z_1 與 Z_2 ，估計式(13)。但是，式(11)至式(13)條件式之導出，以及實證上如何利用上三式估計式(2)中之各項參數及 b_{it} 值，詳見附錄 B 或 Hayami and Ruttan (1985)，p.201-205，在此不贅述。

IV、實證結果

實證所用之資料包括前述生產函數所需之勞動、耕地、變動投入及固定投入等變數，產出變數則為農業總產出指數；另外，亦需要各個投入變數之價格，資料之期間則為 1901 至 1942。詳細說明請參閱附錄 A 或 Shih (1980) 之附表。利用戰前台灣農業資料可估得式(11)至式(13)，結果如下：

$$\ln\left(\frac{M}{L}\right) = 0.2603 + 0.3443 \ln\left(\frac{P_L}{P_M}\right) - 0.0126t \quad , \overline{R^2} = 0.7246 \quad (14)$$

(6.379) (7.236) (-9.220)

$$\ln\left(\frac{F}{A}\right) = 0.2066 - 1.3907 \ln\left(\frac{P_A}{P_F}\right) + 0.1276t \quad , \overline{R^2} = 0.8583 \quad (15)$$

(1.074) (-4.123) (15.313)

$$\ln\left(\frac{Z_2}{Z_1}\right) = 0.2858 - 1.3619 \ln\left(\frac{P_1}{P_2}\right) + 0.1308t \quad , \overline{R^2} = 0.9356 \quad (16)$$

(2.212) (-5.697) (23.036)

其中，(14)至(16)式中括弧之數字為 T 檢定值。

根據式(14)、(15)及(16)之估計參數，可計算出式(3)及式(4)的技術偏向程度值，並可以與各要素相對價格對照（註 8），用以驗證臺灣戰前農業生產之誘發性技術變動假說是否成立。如果第 i 個要素的技術變動偏向屬於「要素使

用」，且相對應的該要素之相對價格亦呈下降趨勢，則該*i*要素之誘發性技術變動假設是成立的；亦即該*i*要素之相對價格下降，會誘發該*i*要素之多使用。

我們利用要素相對價格指數（RFP）與式(4)之要素使用偏向指數（FUB，即 $S'_{it} / S_{i,1901} \times 100$ ）分別繪出各要素別關係圖。圖5包括4個要素之結果，綜觀圖5各圖顯示：除固定投入外，勞動、耕地及變動投入之FUB與RFP間，大都或在某些時段呈現明顯負相關。此即表示在臺灣戰前農業的技術變動大致上具有多使用（或節約）相對較廉（或較貴）要素的導向，亦即支持誘發性技術變動之假說。

其次，再從個別要素圖分別觀察：在左上圖中，勞動使用偏向之趨勢雖在20年代及30年代初有下降，但大致上均呈持續升高趨勢，此與勞動相對價格走低之趨勢互為呼應；顯示出臺灣戰前勞動使用，明顯地受價格之誘導。在左下圖中，耕地要素之使用偏向亦反應出耕地相對價格具有相當之誘導力；不過，在1918年前耕地之使用偏向接近中性；在1918-1922，1926-1930及1938-1942期間，耕地轉為使用偏向，但在其他期間則屬耕地節省偏向。另外，耕地相對價格在全期亦波動很大，不過均與耕地使用偏向呈現負向關係。

變動投入之偏向在整個期間呈高度成長，過去40年間成長超過100倍，見圖5之右下圖。不過，就其相對價格趨勢來看，1920年以前價格與使用偏向大致成同向變動；即變動投入價格雖上漲，卻仍多使用變動投入；這可能與日治時代初期重視水利建設與品種改良，誘導農民亦多用肥料以增產之效應；至1920年以後，肥料價格即呈下跌趨勢，肥料之使用呈增加趨勢，符合誘發性技術變動之假說。不過，肥料要素使用之變動趨勢卻更快於價格變動幅度，這可能源自於1920年代，蓬來米引進及推廣成功，致使肥料使用量大幅增加之故。

至於固定投入在圖5右上圖之FUB與RFP同步走向之現象，則與誘發性技術變動假設有不一致之現象。這不一致的現象，可能來自幾個原因；其一，文中利用馬力等數來表示不同之馱獸及機械使用量，其價格亦以耕牛買

賣價代表，這些替代變數可能無法貼切地表示出應有之投入量價關係；其二，Hayami and Ruttan (1985)在解釋類似現象時，指出：一般實證上，若利用事後性 (ex post) 資料，則在分辨要素使用偏向之因果關係上可能有困難，尤其是缺乏供給彈性之要素，如本文之固定投入。例如，固定投入之要素節約偏向若對其價格上升非常敏感，則其需求亦會大幅下降，而此要素使用之減少幅度大，會造成價格將來再上升幅度變小（相對於無技術變動效果下之幅度），甚至因此可能價格不上升或下跌。因此，從事後資料，有時亦不易分辨要素使用偏向之因果。其三，Binswanger (1978)在解釋美國農業在機械要素之使用偏向與價格同向關係上，指出同向變動係一種外生性 (exogenous) 的要素技術變動偏向，即其變動偏向不受價格影響。

上述透過 FUB 指數之分析，雖可衡量某要素相對於其他要素之增加程度，但卻不能用以衡量因技術變動偏向而造成生產成本結構之絕對效果上。欲了解後者的衡量，可利用式(3)之累積要素份額變動值(B_{it})為之。而為了解 B_{it} 的平均變化情形，利用(3)式所計算出各年度之 B_{it} 值後，再取三年移動平均值，其結果列於表 4。表 4 之 BM、BL、BA 及 BF 各數列值顯示：BL 及 BF 呈相對快速增加趨勢；BM 呈負值；BA 則為正值，但值較小，亦有數年為負值，表示戰前農業之技術變動，明顯地偏向於勞動和變動投入之要素使用，但固定投入則為要素節省方式，而耕地之要素使用偏向則呈波動變化。再就其對要素份額之絕對影響力（即比較 BM，BL，BA，BF 之值大小）來看，勞動使用與變動投入（肥料）使用偏向為戰前台灣技術變動偏向之主要效果。此結果與 Shih (1980) 利用 Binswanger (1978) translog 函數法之結果不盡相同，Shih (1980)之結果顯示戰前臺灣屬耕地節省與變動要素使用型態。雖然本文表 4 之結果亦顯示耕地在技術變動偏向造成之要素份額累計變動值(BA)為正值，但其數值不大；因此若以與勞動、變動投入相較，耕地仍屬要素節省；即使如此，本文發現戰前台灣農業在勞動要素上屬要素使用偏向，此點卻與 Shih (1980)之結果相當不同。

圖 5 台灣戰前時期要素使用偏向(FUB)及要素相對價格比(RFP)的關係，1901-1942 (三年移動平均值)

表 4 因技術變動偏向造成之要素份額之累計變動值(Bi)：3 年移動平均值

年	BM	BL	BA	BF	年	BM	BL	BA	BF
1902	-0.98	-1.37	2.36	-0.08	1923	-3.45	8.79	7.19	7.45
1903	-0.37	-3.42	4.69	0.01	1924	-3.22	20.86	1.89	9.52
1904	0.05	-6.25	7.45	-0.08	1925	-3.02	25.49	0.87	11.36
1905	1.26	-6.05	5.87	0.00	1926	-2.89	23.85	1.93	11.70
1906	-0.58	-4.30	5.71	0.04	1927	-3.13	19.11	4.02	13.46
1907	-1.00	3.80	2.59	0.16	1928	-3.33	17.19	3.81	14.88
1908	-0.85	3.24	4.42	0.55	1929	-3.43	14.97	4.72	15.00
1909	-0.30	-0.44	6.05	1.82	1930	-3.42	16.10	4.17	15.16
1910	-1.70	0.17	5.46	2.35	1931	-3.85	11.98	5.23	17.38
1911	-2.30	5.93	2.91	2.60	1932	-3.79	26.16	1.94	19.27
1912	-3.07	2.62	3.69	4.54	1933	-3.79	21.03	2.83	21.15
1913	-2.79	6.28	3.17	3.87	1934	-3.73	27.73	0.45	24.45
1914	-2.92	6.38	4.98	5.66	1935	-3.72	33.71	-1.55	26.41
1915	-2.99	4.64	5.43	7.42	1936	-3.69	35.41	-1.39	25.51
1916	-2.87	6.29	4.41	4.84	1937	-3.53	39.14	-0.97	26.74
1917	-2.35	14.99	0.14	5.03	1938	-3.51	43.70	-1.20	27.15
1918	-1.91	20.78	-0.68	4.94	1939	-3.74	34.63	2.35	30.90
1919	-3.19	9.20	6.07	9.37	1940	-3.78	34.99	5.50	35.94
1920	-2.98	4.38	8.05	11.41	1941	-3.52	47.85	4.18	26.50
1921	-3.53	6.73	7.91	9.93	1942	-3.01	57.93	5.22	19.61
1922	-3.53	8.40	7.78	6.42					

* 表中 BM、BL、BA 及 BF、分別表示固定投入、勞動、耕地或變動投入之要素份額累計變動值

V、台、美、日技術變動偏向之比較

綜就以往的國內外相關文獻來看，Hayami and Ruttan (1985) 亦利用本文相同之模式，估計日本、美國在二次世界大戰前後之要素使用偏向型態。其結果顯示，美日兩國因資源稟賦不同，生物與機械創新之時點亦不同，故此要素使用偏向型態亦有不同。以日本為例，如圖 6 所示，在 1942 年以前（劃垂直線以前之時期）FUB 與 RFP 均呈負向相關，表示支持誘發性技術變動之假說（註 9）。如將戰前日本與台灣在個別要素使用上加以比較，則可發現：在 1901-1942 期間，日本呈勞動節省，臺灣則呈勞動使用；再就耕地使用偏向而言，日本和臺灣大致均呈耕地節省在先，耕地使用在後的若干波動；而在變動投入方面，日本與臺灣均屬肥料使用偏向；惟在固定投入之技術偏向上，日本：固定要素使用，臺灣：固定要素節省，這可能與二者在該時期中所具備固定投入（馱獸）方面的供應能力有關。

美國農業在 FUB 與 RFP 之關係，一如圖 7 所示，除了兩者在耕地要素上之關係不甚明顯外，而在其他要素上，二者均呈負向關係，加以美國在 1901-1942 年間之要素使用偏向型態與日本相近，亦即勞動節省、固定投入、變動投入使用之偏向型態。概括而言，日本、美國、台灣在戰前時期之農業技術變動大致支持誘發性技術變動假說。不過個別要素使用偏向，則因資源稟賦及技術發展階段之不同而有所差異。

雖然台灣與日本同屬地狹人稠之島國經濟，勞動為相對豐富之生產要素，但因日本戰前工業化程度遠比台灣為高，非農業部門對勞動力之需求亦比台灣為大，故在日本，農業勞動力相對稀少，台灣農業勞動力相對豐富。資源的條件下所表現的技術變動：日本偏向勞動節省，臺灣偏向勞動使用。

圖 6 日本(1880-1940, 1955-1980 年)要素使用偏向(FUB)及要素相對價格(RFP)的關係

圖 7 美國(1880-1980年)要素使用偏向：FUB 及要素相對價格：RFP 的關係

VI、結 語

本文利用之兩階段 CES 函數法，測定台灣農業在戰前時期之要素使用偏向，實證結果支持「誘發性技術變動或誘發性創新假說」，亦即要素相對價格之變動會誘發要素之使用偏向。而技術變動偏向之測度結果亦顯示，戰前臺灣農業屬勞動要素與變動投入（肥料）要素使用偏向，而固定投入為要素節省之方式，耕地之要素變動偏向則屬節省但呈波動變化。同時亦發現戰前台灣在 1920 年代因蓬萊米稻種之大量推廣而有所謂「生物性創新」，導致耕地生產力與勞動生產力之提高。

由於各國之農業資源的豐富各殊，個別資源間的比例亦互有差異，故在策劃農業發展時，究應優先採用何種型態之生產技術，須依該國資源限制狀況而定。美國地廣人稀，其早期的農業發展端賴機械動力為其推動；而台灣與日本地狹人稠，農業發展不能不仰賴生物性之創新。明乎此，就知道了，如能把握要素相對價格變動之契機，展開適時適地的技術革新，突破自然資源限制的瓶頸，使相對豐富和相對稀少的農業資源得以作最佳配合與運用，藉以促進農工平衡的經濟成長，應是經濟發展策略中，值得深思熟慮的關鍵課題。

（收件日期 2001 年 12 月 25 日；接受日期 2002 年 6 月 28 日）

附 註

1. 本文之初稿曾發表於中央研究院經濟所舉辦之紀念邢慕寰院士研討會，會議雖出版會議實錄性質之論文集，但該論文集已述明不擁有版權，並鼓勵論文向期刊投稿。
2. 日本之人均耕地面積，在 1900 年為 0.6 公頃，1920 年為 0.79 公頃，1940 年為 0.96 公頃；美國之人均耕地面積在 1920 及 1940 分別為 19 與 22 公頃（Hayami

and Ruttan, 1985, P.165)。

3. 本文之產出及投入資料均取自 Shih (1980), 詳細說明請參見附錄 A。有關產出之次分類項定義, 請參見 Shih (1980)文中 TableA-1, 投入要素之定義則見於 TableA-2。
4. 日本在 1880 年起即藉由稻米品種改良而有生物性技術進步, 美國則在 1935 年始藉由雜交玉米 (hybrid corn) 之開發成功, 而有生物性創新 (Hayami and Ruttan, 1985)。
5. Binswanger (1978) 一書第 2 章中, 曾將文獻上各種主要的「誘發性技術變動模型」加以介紹。
6. (2)式之導出及推估過程, 則參照 Hayami and Ruttan (1985) 之第 7 章的附註, 第 201-205 頁。
7. Binswanger (1978) 指出 CES 函數法之假定, 在多生產要素時將過於僵化, 不如 translog 函數法之具彈性; Hayami and Ruttan (1985) 則認為 CES 函數法較 translog 函數法, 更具估計穩定性 (robust) 及易於清楚解釋等優點。此外, Kaneda (1982) 亦指出兩階段 CES 函數法較 translog 函數法, 更具有估計參數較少, 易於解釋、計算及內插或外插應用時之結果穩定性等優點。
8. 各要素相對價格指數係採要素價格與總和要素價格比值以計算指數, 總和要素價格為各要素價格之份額加權平均值。如何利用 (14)(15)(16) 估計參數, 計算式 (3)(4)之要素使用偏向值, 詳見附錄 B。
9. 圖 6 及圖 7 中之要素相對價格 (RFP), 並未如圖 5 一樣被轉換成 1901 = 100 之指數形式, 不過, RFP 變動之趨勢並不因轉換與否而有差異。

附錄 A：資料說明

此資料之相關變數說明，引自 Shih (1980)，包括：

1. 農業總產出：指農業部門（僅包括農牧）的總生產值減去做為種子及飼料等生產用途的部份。(1)農復會出版之 *Taiwan Agricultural Statistics, 1901-1965*, (1966), (2)Lee, T.H. and Y. E. Chen, Appendix to the paper entitled “Growth Rate of Taiwan’s Agriculture, 1911-1972”, presented to the Conference on Agricultural Growth in Japan, Korea, Taiwan, and Philippines, Feb. 1973.
2. 農業總投入：指耕地（地租）、勞動（工資）、固定資本（利息、折舊）及流動資本（化學肥料、飼料、灌溉、農藥、農機等費用）等四項投入之總和。資料來源見前 Lee and Chen 一文。
3. 勞動人數：即男工人數（所有女工均經折算為男工數）。資料來源見前 Lee and Chen 一文。
4. 耕地面積：耕地係指雙期田、單期田和旱田等農業生產用地之總和。資料來自台灣省 51 年統計提要（台灣省行政長官公署統計室，民國 35 年）。
5. 馬力數：係將役畜及機械動力綜計而成之共同單位，故亦可稱為「馬力等數」(horsepower equivalent)。為求簡便，每頭役畜概以一匹馬力計算，耕耘機則依其標明之馬力數計算。資料來自歷年農業年報。
6. 因素價格：
 - (1)肥料價格：本文中所稱肥料僅指化學肥料而言。其價格取自台灣省 51 年統計提要及歷年農業年報，由施用化肥總價值與數量計算而得。
 - (2)工資：資料取自台灣省 51 年統計提要。以水田農夫工資平均數再乘 0.8，然後以之代表水稻與旱作農工的平均工資。
 - (3)耕地價格：計算方法以單位面積總產出值（不包括做種子、飼料用的部

份)減去勞動投入及資本投入等因素報酬,剩下的部份大約相當於經濟地租,再除以長期利率即得理論地價。單位面積總產出值,勞動及資本的因素報酬均取自 Lee and Chen 一文;至於長期利率則取自台灣省 51 年統計提要。

- (4)馬力價格:馬力價格實即每頭耕牛的買賣值(取黃牛、水牛買賣值之平均)。資料取自台灣省 51 年統計提要。

附錄 B：(11)至(13)式之導出及推估過程

此附錄之說明主要係參考自 Hayami and Ruttan (1985)。

在完全競爭市場均衡下，要素價格等於其邊際生產力，所以

$$\partial Q / \partial L = P_L, \quad \partial Q / \partial M = P_M$$

$$\frac{P_L}{P_M} = \frac{\partial Q / \partial L}{\partial Q / \partial M} = \frac{\alpha}{1-\alpha} \cdot [e^{\delta_L t - \delta_M t}]^{-\rho_1} \cdot \left(\frac{L}{M}\right)^{-\rho_1 - 1} \quad (1b)$$

上式取自然對數，整理後，即可得正文(11)式（未標 b 符號者，皆指正文中方程式之編號，以下同），同理亦可得正文(12)及(13)式。但由於(13)式之 Z_1 , Z_2 , P_1 , P_2 無法求取，因此令：

$$\begin{aligned} \hat{Z}_1 &= e^{-\delta_M t} Z_1, \quad \hat{Z}_2 = e^{-\delta_F t} Z_2 \\ \hat{P}_1 &= e^{\delta_M t} P_1, \quad \hat{P}_2 = e^{\delta_F t} P_2 \end{aligned} \quad (2b)$$

並使用正文(5)、(6)式之關係可得

$$\hat{Z}_1 = [\alpha L^{-\rho_1} e^{\rho_1(\delta_M - \delta_L)} + (1-\alpha)M^{-\rho_1}]^{-\frac{1}{\rho_1}} \quad (3b)$$

$$\hat{Z}_2 = [\beta A^{-\rho_2} e^{\rho_2(\delta_F - \delta_A)} + (1-\beta)M^{-\rho_2}]^{-\frac{1}{\rho_2}} \quad (4b)$$

$$\hat{P}_1 = (P_L \cdot L + P_M M) / \hat{Z}_1 \quad (5b)$$

$$\hat{P}_2 = (P_L \cdot L + P_M M) / \hat{Z}_2 \quad (6b)$$

利用正文(11)、(12)所估計出($L^{-\rho_1}$)及($A^{-\rho_2}$)值，代入(3b)、(4b)可算出

\hat{Z}_1, \hat{Z}_2 , 再代入(5b)、(6b) , 可算出 \hat{P}_1, \hat{P}_2 , 而利用(2b)之關係 , 正文(13)式可改寫成 :

$$\ln\left(\frac{\hat{Z}_2}{\hat{Z}_1}\right) = -\frac{1}{\rho+1} \ln\left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right) + \frac{1}{\rho+1} \ln\frac{\hat{P}_1}{\hat{P}_2} + \frac{1}{\rho+1} (\delta_M - \delta_F)t \quad (7b)$$

將算出之 $\hat{Z}_1, \hat{Z}_2, \hat{P}_1, \hat{P}_2$ 代入(7b) , 即可估計出 ρ 值 , 運用正文(11)、(12)式估計出之 ρ_1, ρ_2 代入正文(8)、(9)、(10)式 , 可計算出 σ_{ji} 值 , 再將 σ_{ji} 代入正文(2)式 , 技術變動偏向效果 b_{it} , 亦即正文(2)式等號右邊第二項部份 , 便可計算得之。再代入(3)(4)式即可算出 B_{it} 及 S_{it} 值。

參考文獻

- 史濟增、段樵，1974。「美國與台灣之農業技術變動」，中央研究院美國研究中心補助計畫。
- 邊裕淵，1972。「日據時代台灣經濟發展之分析」，『臺灣銀行季刊』。23卷，4期，223-234。
- Barbier, B., 1998. "Induced Innovation and Land Degradation: Results from a Bio-economic Model of a Village in West Africa," *Agricultural Economics*. 19: 15-25.
- Binswanger, H. P., 1974. "The Measurement of Technical Change Biases with Many Factors of Production," *American Economic Review*. 64: 964-76.
- Binswanger, H. P., 1978. "Measured Biases of Technical Change: The United States," Chapter 7 of Binswanger, Ruttan and Others (1978), *Induced Innovation: Technology, Institutions, and Development*, The John Hopkins Univ. Press.
- Binswanger, H., V. W. Ruttan, and Others, 1978. *Induced Innovation: Technology, Institutions, and Development*. The John Hopkins Univ. Press.
- Burmeister, L. L., 1995. "Induced Innovation and Agricultural Research in South Korea: A Reassessment," In *Induced Innovation Theory and International Agricultural Development: A Reassessment*. Edited by Kopple. Baltimore and London, Johns Hopkins Univ. Press.
- Hayami, Y. and V. W. Ruttan, 1985. *Agricultural Development: An International Perspective*. Baltimore, Johns Hopkins Univ. Press.
- Hicks, J. R., 1932. *The Theory of Wages*. London: Macmillan.
- Janvry, A., 1978. "Social Structure and Biased Technical Change in Argentine Agriculture," In *Induced Innovation: Technology, Institutions, and Development*. Edited by Binswanger, Ruttan, and Others. The John Hopkins Univ. Press.
- Kaneda, H., 1982. "Specification of Production Functions for Analyzing Technical Change and Factor Inputs in Agricultural Development," *Journal of Development Economics*. 11: 97-108.
- Lee, T.H. and Y. E. Chen, 1973. "Growth Rate of Taiwan's Agriculture, 1911-1972," *The*

Conference on Agricultural Growth in Japan, Korea, Taiwan, and Philippines.

- Lusigi, A. and C. Thirtle, 1997. "Total Factor Productivity and the Effects of R&D in African Agriculture," *Journal of International Development*. 9: 529-38.
- Panas, E. E., 1986. "Biased Technological Progress and Theories of Induced Innovation: The Case of Greece," *Greek Economic Rev.* 8: 95-119.
- Sanders, J. and V. W. Ruttan, 1978. "Biased Choice of Technology in Brazilian Agriculture," In *Induced Innovation: Technology, Institutions, and Development*. Edited by Binswanger, Ruttan, and Others. The John Hopkins Univ. Press.
- Sen, A. K., 1959. "The Choice of Agricultural Techniques in Underdeveloped Countries," *Economic Development and Cultural Change*. 7: 279-85.
- Shih, J., 1980. "Technical Bias, Relative Price, and Factor Share in Prewar Taiwan Agriculture," reprinted from *Conference on Agricultural Development in China, Japan and Korea*, December 17-20, The Institute of Economics, Academia Sinica, Taipei, Taiwan, Republic of China.
- Thirtle, C., R. Townsend, and Z. J. Van, 1998. "Testing the Induced Innovation Hypothesis: An Error Correction Model of South African Agriculture," *Agricultural Economics*. 19: 145-57.
- Yuhn, K. H., 1991. "Growth and Distribution: A Test of the Induced Innovation Hypothesis for the Korean Economy," *Applied Economics*. 23: 543-52.

Testing the Induced Technical Change Hypothesis for Prewar Taiwan Agriculture

Tsu-Tan Fu*, Jhi-Tzeng Shih**, and Chein-Hung Chen***

This paper adopted the Hayami and Ruttan's (1985) two-stage CES production function approach to measure technical bias of inputs in prewar Taiwan agriculture. Our findings have supported the existence of the induced innovation hypothesis in that period. Empirical result of technical bias measurement indicated that the technical change in prewar Taiwan agriculture was biased in the labor-using, which is opposite to previous research by Shih(1980). While directions of technical change for other inputs were fertilizer-using and fix input-saving, the land input tended to be toward input saving but fluctuated over time. It is also noticed that substantial increase of land and labor productivities of Taiwan agriculture in 1920s can be regarded as a biological innovation of the yield-increasing type resulted from the successful diffusion of a new Japonica rice. Finally, results of the cross-country comparison have indicated that the induced technical change hypothesis were all evidenced for prewar Taiwan, Japan and the U.S. agriculture.

Keywords: *Induced Innovation, Technical Change Bias*

* Research Fellow, Institute of Economics, Academia Sinica.

** Research Fellow (retired), Institute of Economics, Academia Sinica.

*** Assistant Professor, Department of Finance, Chaoyang University of Technology.