

我國農業技術變遷的指標架構 與前推研究

黃寶祚

國立宜蘭大學應用經濟學系教授

摘 要

在以往，對於生產力指標的佈建與衡量研究，係在所有投入都設定為可即刻調整下，做估測分析。因此，這些投入之中，可能包括了原材物燃料等中間投入（流量）部分，其優點為可即刻針對外來變化、驟至變革等，做出即時的反應，缺點則是類此的流量指標內容，已無法執行前向的預測規劃功能。本文為長期（跨世代）農業技術變遷的指標佈建研究，經體查早期農地、農機、以及「特殊型」農力等較高的短期僵固性之後，首先，乃佈建自民國41年以來四十年來的投產母體資料庫，接著，民國82年至101年之前推預測部分，依技術變遷的累積成長特性，將以其各偏生產力加權之方式處理。由本文的研究發現，國內長跨期的農業技術變遷，縱然會經歷幾年的轉型期或U型盤底走勢，然而若現階段新農力的整合績效規劃得當，則平均來說，尚可維持住2.68%漲幅之持續成長，可為當前政府推動之綠能升級、農村再生等愛台總體計畫，奠定更厚實的根基。

關鍵詞：指數研究、技術進步衡量、生產力總合分析

通訊作者：黃寶祚，國立宜蘭大學應用經濟學系
聯絡電話：(03) 9357400轉867

26047宜蘭市神農路1段1號
E-mail：bthuang@niu.edu.tw

The Framework Indexing and Forward Estimation of Technological Change in Taiwan Agriculture

Bao-tzuoh Huang

Professor, Department of Applied Economics, National Ilan University

Abstract

Previous measures of multifactor productivity growth have been based on homogenous inputs and have assumed all inputs are instantaneously adjustable, thus ignoring the important impacts of the short-run fixity of certain primary inputs (not intermediate inputs). The main objective of this paper is to construct indexes of long-term agricultural technological change since 1952. The trend indexes of the cohort study take into account the adjustment of the weighted productivity measures that the pervasive and chronic excess capacity exists in Taiwan's agricultural sector. Our results suggest that the labor performance is positively related to technical progress (2.68% during 1993-2012). Furthermore, it is found that the weighted multifactor productivity growth declined slowly in the latter years of the first decade of this century and followed by a rapid U-type recovery.

Keywords: Index number study, measurement of technical progress, aggregation of partial productivity

一、前言

爲因應公元兩千年後的世界新局勢，各先進國家紛紛對其未來的產業發展，展開積極的規劃與預測工作，在國內，政府有感於當前的國際競合新氛圍，特別是海峽兩岸雙方，不僅在產銷面競逐有白熱化之趨勢，要素資源間的替換、轉化、以及廠商間排擠及外移等，更有加速現象。因此，更致力於未來產業的發展藍圖規劃，期能在短期的未來，達到已開發國家的新低碳綠能標準。惟不論是未來經濟產業技術水準的估測，或是未來「投入—產出」新結構的預估，都需要找尋適當可得的指標，與可量化之搭配架構。準此，多因素生產力（multifactor productivity）指標，¹或是人稱調整（資本密集度）後之勞動生產力指標，乃成爲衡量技術變遷無可替代的最佳指標。²

雖然，本多因素生產力指標的確解決了推估時之「水準偏誤」問題，但是卻產生了另一項「變幅偏誤」問題。³

鑑於此可知，一優質的生產力指數前推過程（forward process），首要的條件爲可靠、持穩的投入產出資料庫，民國八十年代以前的投產背景，就相當符合此一條件。農業的持續發展，最爲契合當前的低碳綠能發展目標；早期台灣農業經濟之所以快速成長，農業生產力的持續改善，爲其主要原因之一，有謂民國四、五十年代爲農業生產力的黃金時代（golden ages），且爲爾後之民國六、七十年代，奠定了紮實的發展基礎，此四十年的資料，爲欲前向預測（forward looking forecasting）研究者，提供頗佳的母體資料庫。依此，本文的研究目的主要有三，即

-
- 1 就統計實務來說，傳統以勞動生產力指標所形成的「水準偏誤」，乃眾所周知之事。近期以來，政府已編製完成「多因素生產力」指標，與配合首次國富調查所提供更詳實的資本資料，以試圖改進傳統勞動生產力的水準偏誤部分。
 - 2 在理論上，當產業發展趨於持穩之狀態下，以技術變遷概念，或者以其生產力構念加以陳述，乃相同的義涵。
 - 3 例如在景氣衰退階段的生產力變衰程度，也有高估之現象，不僅易造成受誤解（misperception）之落後指標，且受此擴大循環現象的指標誤判影響，讓吾人更難正確地做較長期的技術變遷規劃工作。

- 1.【既有母體資料庫的鞏固工作】：修正官方發表之農業投入與產出資料，經由加權整理與銜接等資料整理之後，以建立考慮各投入異質特性與產出外部效果的長期時間數列資料庫。
- 2.【緩解變幅偏誤的問題】：改進原有農業生產力推估模型的缺失，即再考慮加入一些短期的循環變因，以緩減原生產力指數的變異程度，易言之，在數列的趨勢性增強下，更有利於長前向推估的準確性。
- 3.【前向推估數列跨過當前有助於前瞻短期的未來狀況】：本文的前向推估資料，有包括民國一百年之後的未來前推資料，藉由量化的農業技術變遷與各階段之統計結果，期能有助於農業境外競爭力的先期檢測，與因應民國一百年之後的更開放衝擊。

針對上述的研究目的，以下分為四個研究步驟加以探討：

- 1.基於民國八十年代前產業結構的較持穩狀態，表示此時的技術變遷與多因素生產力是趨於相等的，首先乃研提一先期的推估架構，如下圖1所示。
- 2.透過民國四十年至八十年之四十年之間農業資源（包括農地、農機、以及農力等）資料庫的建構完成（此四十年投產資料之「細部分類」較為穩定與有一致性），期以為其前向預測工作做奠基。
- 3.接著，針對傳統農業生產力指標做檢討與修正調整，期能降低前推預測的誤差幅度。
- 4.經由以上三個步驟程序所建構的完整母體資料庫，並以之前推其未來二十年資料（跨過目前的民國98年）。最後，參酌目前官方發表普查生產力的實現數據，做為本前推資料的最終資料修正依據，本項插補程序，乃處理民國八十年代之前與之後，可能出現的「結構性變動」問題。

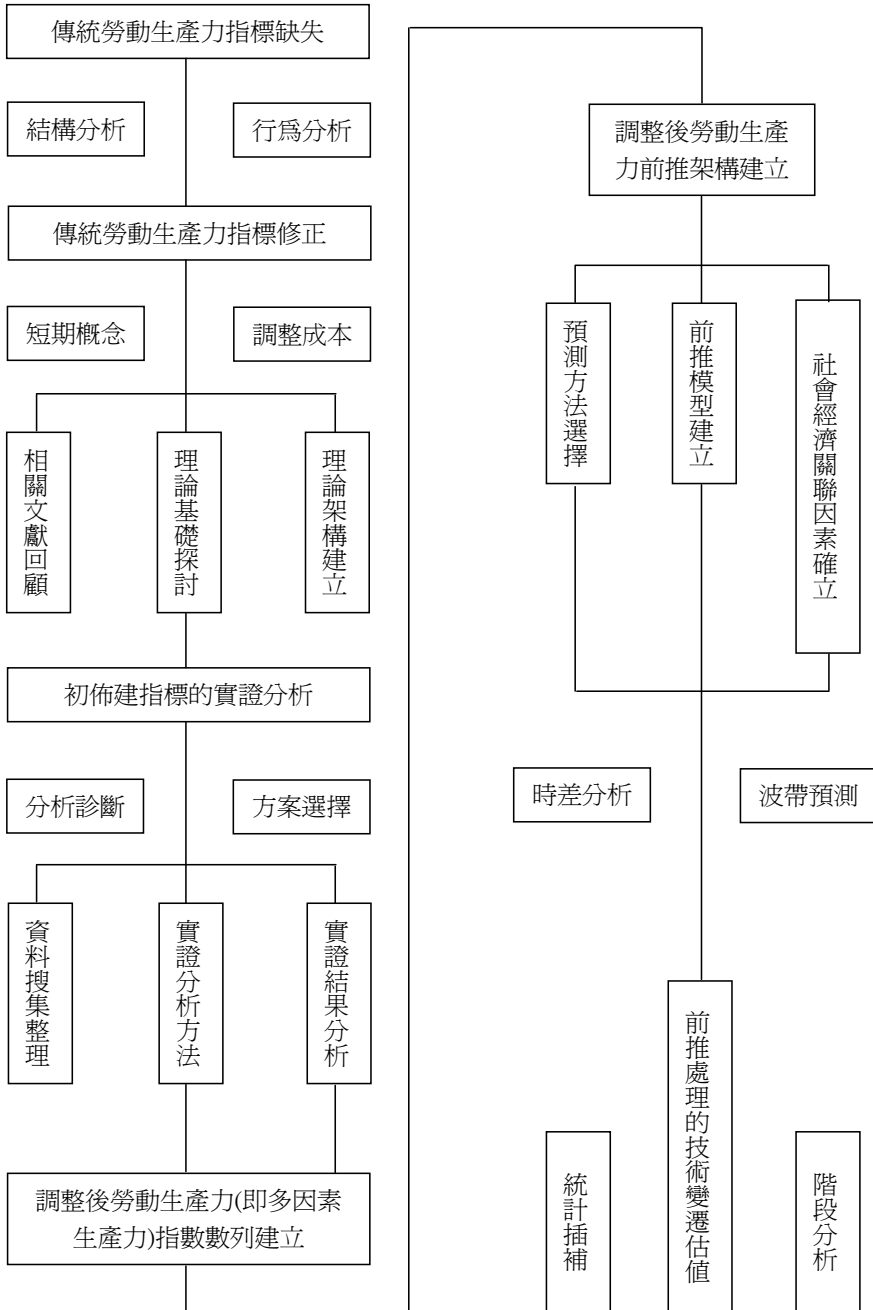


圖1 我國農業技術變遷的前推衡量一覽表

二、文獻探討

生產力 (productivity) 是一種在有限資源下，可以獲得更多、更好成果的生產方式，更廣泛的生產力內容，則更進一步反映生活素質提升的生活、生態方式。其實，生產力在很早以前就受到產官學家的重視，但是早期生產力卻只限於一種抽象觀念，一直到1930年代，才慢慢演變成一種可數量化、可測度的分析工具。其時，最為簡便的生產力架構為「產出與生產所需投入之間比例」，在1930年代的美國，曾致力推動此生產力運動，歐洲經濟合作組織 (Organization of European Economic Cooperation; OEEC) 於1953年成立「歐洲生產力組織」 (European Productivity Agency; EPA)；亞洲國家於1955年以後，亦陸續設立生產力中心，1964年更設立「亞洲生產力組織」 (Asian Productivity Organization; APO)，接繼在美、日等國之後，我國於民國44年就成立「中國生產力中心」，在農村中推動農機自動化工作，其目的在於協助提升生產力，藉以改善資源配置，提高生產效率，增加產出，抑制通貨膨脹，提昇國際競爭力，另方面又可以提高國民所得，增加生活水準和福利。

在國內政府的生產力編算，以往以單因素生產力為主，然而這些單因素生產力之間，逐漸地有某些程度的替換 (trade-off) 存在，例如勞動生產力提高可能影響資本生產力，能源生產力提高時則資本生產力會降低等。由於各單因素生產力彼此之間的複雜關係，因此單因素生產力指標實非好的長期趨勢指標。至民國78年政府舉辦「國富調查」之後，李文福教授 (1991) 受主計處委託，發表了「多因素生產力指數編製方法之研究」報告，接著政府乃公布了「多因素生產力趨勢分析報告」，改進了以往「勞動生產力趨勢分析報告」缺失。⁴

4 此時的理論架構仍假設在完全競爭市場、充分利用 (full utilization)、長期均衡、為固定規模報酬狀態、以及投入齊質性等等假設下做分析。

當經濟到達長期狀態時，資本等固定投入是可以隨著不同的規模而調整，以達到最適程度。但是，現有規模的調整是需要成本的，所以除了在短期要滿足變動成本極小外，另外還必須將總折現成本調整至最小，致在探討成本函數時，亦要納入調整成本方較周延（Pindyck,1982）。其實，遠在1963年，Eisner和Strotz就曾將調整成本納入投資模型中，且經證實其影響十分顯著。

通常的生產力指標有兩種，一是循環性生產力，它與景氣循環有關，二是趨勢性生產力，其與資本技術與其他生產要素改善較有關。生產力為什麼會增加呢？又是一個難解的謎，當然這也是一般生產力文獻探討的重點之一，有些文獻更以神秘的殘差項（mysterious residual）稱之。在所有研究殘差生產力文獻中，較早期的實證結果仍找不出原因，即無法解釋的殘差項（unexplained residual）比例，有接近八成者。⁵ 一些學者把這些找不出的理由歸因於社會因素（social variable），但是這些社會因素如何去衡量呢？當然唯有從代替變數（proxy variable）著手了，如何改善投入的異質性質與產出的社會概念，俱能減低無法解釋的殘差項比例。隨著經濟發展的「資本替代勞動」過程，資本的角色愈來愈重，其落後調整、大規模經濟、短期僵固性、以及不確定投資等特性愈來愈明顯，傳統生產力模型乃面臨修正。

近年來，一直不斷地有學者將焦點放在這些條件陸續抽出之後的影響，有關生產力的探討因其研編旨要之不同，文獻已相當多足供參考，限於分析的議題，本節將偏重在調整成本方面做研討。⁶Pindyck & Rotemberg（1983）認為在短期時，資本為準固定要素（quasi-fixed

5 參閱：黃寶祚，《美國多因素生產力衡量之理論與實務》（台北：行政院主計處第四局，1985年）

6 本文為長期時間數列之推計，故處理長短期之問題，就攸關所衡量趨勢資料之準確度。在生產力指數的分析上，有時學者研編的重點，會放在資本投入的處理，例如Christensen and Jorgenson（1969,1973），Diewert（1980），Harper et al.（1989），Hulten（1990,1996），Jorgenson（1989,1996），與Schreyer（2007）等。

factor) ,⁷ 而其他要素皆為變動要素,但在長期下所有要素均可以完全調整。Varian (1990) 也認為固定成本是因使用固定要素時所產生的成本,此與產量無關,即使產量為零仍須支付。由此可知,在長期,雖然固定要素不存在,但卻可能仍有準固定要素的產生,故須納入調整成本的變數。或許,此一觀念可以在投資理論與生產力文獻之間搭上一座橋。

Berndt, Fuss & Waverman (BFW) (1980) 以單純化去假設其調整成本,認為它是可定義良好的 (well-behaved), 較易於衡量。Epstein (1983) 認為調整成本可以由總合資本的變動中解析出來。在投資的理論分析中, Treadway (1969) 曾說明理性浮動加速的主要特徵,是在於調整的內在速度,而此速度乃視廠商的技術而定。顯然,調整成本很早就被列為是影響投資的原因之一。Meese (1980) 與 Epstein (1983) 等提到在資本穩定水準下,反映的是局部的調整,另如 Sargent (1987)、Pindyck (1982) 等考慮了調整成本,以作為新設備安裝、人員訓練、以及使用新設備所獲淨益的總合計算值。新投資架構加了調整成本,表示有些產業有大的調整成本,意味著存在有相當緩慢的調整速度,由於急躁投資較構思後的投資,更須花費成本 (即欲速則不達)。探討調整成本變動的文獻也不少, Galeotti (1990) 認為調整成本增率,會遠大於投資支出的漲幅, Luh & Stefanou (1991) 更認為調整成本具有落後調整 (sluggish adjustment) 與跨期 (intertemporal) 特質,與產出維持著嚴格的遞增關係。此外,如果分析是針對其細分項變數做評估,那麼其累總後總項的調整成本將有偏誤,若每個細分項的生產函數均是線性齊次,那麼總合後的結構直線,就會產生「高估」的調整成本。⁸由於結構比的射線無法區分此二

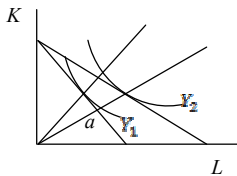
7 此文原本認為資本與勞動均為準固定要素,但估計結果顯示勞動的調整成本很小,故 Pindyck & Rotemberg 又修正模型把勞動視為變動要素。

8 生產可能曲線若 $P_k \uparrow$, 則 $L \uparrow$, 若為毛替代分析,其等產量曲線由 $Y_1 \rightarrow Y_2$, 其 L 替代更為明顯。準此,若不在同一結構下 (即不同射線) 出現的替代效果,其調整成本

種成本，基於各業的調整成本形態可能不同，即可能造成總調整成本被誇大了，所以生產函數若把調整成本加入，就必須將其資料依細項別計算，而非僅用一個簡單的總合資料而已。準此，Gordon (1992) 也曾提出新的調整成本分類：一為合計後的調整成本，另一為細分各項的調整成本。⁹

其實，總合模型也是得到類似推論，早就獲得證實，由總合模型推導的投資函數參數，與由非總合模型所推導的參數，是明顯不同的，近期BFW (1980) 在估計成本函數時，也是考慮了調整成本，並且說明總合模型與非總合模型會有類似性質的結果，但在參數估計方面，他們則建議以非總合模型來執行會比較好。¹⁰更數理化之形態亦有，例如Hamermesh (1989) 曾以「凸變數調整成本」及「固定調整成本」等二種設定，¹¹研究因應外來衝擊下，所造成之勞動需求調整的成本問題，結果發現在運用個體資料時，固定調整成本之設定，優於凸變數調整成本之設定，但運用在合計的資料時，固定調整成本之原有優勢，就不存在了。

會有高估的現象，如下圖之 $\alpha Y_2 > Y_1 Y_2$ 距離部分：



9 合計後調整成本為：由假設所有廠商行為，與總合經濟成比例時所發生的成本。分散調整成本為：在總資金不變下，資源由A移轉到B所發生的調整成本。

10 BFW以足夠的產業間 (inter-industry) 差別來證明，估計需要用非總合模型，而對總合模型的說明則較不清楚。

11 Hamermesh先設一般調整成本函數成本函數如下：

$$C(L) = bL_2 + k \quad \text{若 } L > 0$$

$$C(L) = bL_2 + 0 \quad \text{若 } L = 0$$

式中， b 表變動率；而 b 、 k 為非負參數。若 $b > 0$ 且 $k = 0$ 為凸變數調整成本模型。若 $b = 0$ 且 $k > 0$ 為固定調整成本模型。

各投資理論的探討，可以深化調整成本的經濟涵義，例如在與q理論搭配方面，常假定外部的調整成本，是依投資或是投資資本比來做決定¹²，如Pindyck & Rotemberg（1983）假定外部調整成本函數之進一步認定，是看他在毛投資或是淨投資的條件下，結論是較偏於後者。Morrison（1986）進一步以內部和外部之調整成本，亦配合在毛投資或是淨投資條件下做分析，發現內部調整成本比外部調整成本還好，而調整成本是較適合在毛投資下說明。爲了簡化q理論及其調整成本，Galeotti（1990）更已證實，當廠商的投資及資本存量，爲線性齊次之技術關係時，其邊際q等於平均q，以簡化其調整成本分析。

Tobin的q模型通常以外部調整成本爲主，唯欲探討調整成本與其他經濟及技術變數間之關係時，q模型調整成本的內部化，則是必須的研究方向。在浮動加速理論的探討方面，調整成本的特質是內部的，但通常是以可分性（separability）加以討論，例如BFW（1979）乃以內生化浮動加速、部份調整過程爲據的準固定投入累積式，與可變動投入的短期需求方程式爲模型架構。Galeotti（1990）認爲調整成本對生產有負面之影響，並且能使投資增加率急速上升，其實證顯示變動投入或是準固定投入的水準，均會反應在邊際調整成本上，調整成本是完成長期固定規模報酬狀態與否，最好的解釋要因。

另外，調整成本亦被運用在與投資行爲論做搭配分析，此類的調整成本分析也分成兩種調整成本。遠在Lucas（1967）時，就曾把資本固定性視爲以生產函數表示之內部成本其一，如下式所示：

$$Y(t) = F[L(t), K(t), I(t)]$$

上式假設投資率 $I(t)$ 爲F函數之負且遞減邊際生產力之關係；若

12 此處需注意的是，通常Tobin之q模型會較依外部調整成本爲基礎，而近期其他q模型的公式，則改進之爲內部的調整成本。

$I(t)$ 之調整為固定時，資本 $K(t)$ 與勞動 $L(t)$ 有正向且遞減邊際生產力關係。另以成本函數表示亦可，例如李永彬（1993）表示規模更動的調整成本，另以成本函數表示，其調整成本關係式乃設為：

$$\hat{C} = \hat{C}(I), \text{ 且 } \hat{C}'(I) > \text{ 或 } \leq 0, \hat{C}''(I) > \text{ 或 } \leq 0, \hat{C}(0) = 0$$

上式之 I 為主要投資， \hat{C} 表示調整成本，其一次微分 \hat{C}' 或者二次微分 \hat{C}'' 可能大於小於或者等於零。其經濟意義在於：要從短期成本最小調整到長期成本最小之規模，必須耗費一些時間與費用，但到達新規模後，或許是生產更有效率而使得每單位成本降低；另或許技術與設備的更新，改進了較高碳耗能的方式，使得總成本降低，因此調整成本可正或為負。若介紹資本僵固性於成本最低式中，可以獲得短期與長期之調整成本差異，與解析得短期至長期時之過程。大致有以下兩種論述，其一在長期總折現成本極小化原則下，調整成本及邊際調整成本均會隨著資本形成而逐漸提高，而且時間變數對成本是正向的影響；其二則從另一個角度，認為在長期總折現利潤極大的原則下，所導出的產品供給及要素需求函數，會與短期滿足利潤極大時是一致的，並且長期準固定因素會依限制的方程式，而調整到他們的最適規模，當準固定投入在持續狀態時，其邊際調整成本為零，即淨投資為零。

唯不管函數設定或型態有何不同，所推估的調整成本很大，幾乎是所有實證文獻的一項特徵。若調整成本係數大的不合理，將使得所產生的投資對其價格的敏感度大幅降低，或者，對於一些部分調整模型而言，愈大的調整成本即暗示愈高的僵固性（Epstein，1983），而愈高的僵固性，表示放棄了未來的產能與生產之擴張，同理，亦使得其他資源的可得性與當期產出俱增加（Galeotti，1990）。

接著，為理論或架構面的相關文獻探討。Morrison（1986），Berndt & Fuss（1986）等均認為，在傳統上，估計的生產力都假設經濟體系處於長期均衡狀態，但實際情況並非如此，因為投入往往有準固

定性質，資本即是一例，資本資料極可能不滿足長期均衡條件，此時宜考慮短期均衡之生產力。在短期時，當投入要素之相對價格變動急遽時，靜態的長期均衡模型在衡量基礎上似不符合所需，因為經營者勢需支出大量調整成本，才能達成既定生產模式。是故經濟學者在所估計之模型，納入「短期下價格反應遜於長期」的論點，採用部分調整或遞延分配（distributed lag）等的認定方式來體現該論點。

本模型加入準固定投入調整成本，即考慮到 $X_j \neq X_j^*$ 之情況，表示當暫時失衡為尋常發生之時，廠商經由緩慢調整，由短期路徑而至長期最適調整之路徑。以下就是試圖加入準固定投入要素於模型中，由於準固定投入在函數中的重要性增加，其衡量尤要精確處理：

茲假設受限的變動成本函數表示式為 $G(X_j, \dot{X}_j, W_i, t, Y)$

其中

X_j ：為j準固定投入量的向量組合

\dot{X}_j ：為 X_j 之時間導數¹³

W_i ：為i變動投入的價格

t：表非體現型技術進步¹⁴

Y：表產出

若此準固定投入 X_j 為須攤折舊之性質，則衡量問題更為複雜許多，首先，由準固定投入存量毛值或 $G X_j$ 推計開始：

13 $\dot{X}_j \neq 0$ ， $\frac{\partial G}{\partial |X_j|} \geq 0$ ， $\frac{\partial^2 G}{\partial |X_j|^2} \geq 0$ 為遞增的邊際調整成本。

14 所謂的非體現型技術進步，是指技術變數（如時間）可與其它變數分離成單項組的函數型態，即技術進步不改變投入結構，此時要素投入不論新舊以齊質論之。具有相同之效率，技術進步後將使所有生產因素之生產效率一致提高。體現型技術進步是指生產要素不是同質劃一的，效率之高低視其使用時間而定（如新機器比舊機器更具效率），且勞動並非同質。

【步驟一】：準固定投入存量毛值衡量

$$GX_{t+1} = GX_t + AC_t - SR_t$$

GX_{t+1} ：年終準固定投入存量毛值

GX_t ：年初準固定投入存量毛值

AC_t ：年間準固定投入購得

SR_t ：年間準固定投入售出或退休

【步驟二】：累計折舊衡量

$$AD_{t+1} = AD_t + DEP_t - AD(SR)_t$$

AD_{t+1} ：年終準固定投入累計折舊

DEP_t ：年間折舊

$AD(SR)_t$ ：年間SR的累計折舊

【步驟三】：準固定投入存量淨值衡量

$$NX_t = GX_t - AD_t$$

NX_t ：年初準固定投入存量淨值

【步驟四】：毛投資衡量

$$\begin{aligned} GI_t &= NX_{t+1} - NX_t + DEP_t \\ &= GX_{t+1} - GX_t - (AD_{t+1} - AD_t) + DEP_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= GX_{t+1} - GX_t + AD(SR)_t \\
 &= AC_t - (SR_t - AD(SR)_t)
 \end{aligned}$$

當採用直線折舊時 $SR_t - AD(SR)_t = 0$ ，則

$$GI_t = AC_t$$

【步驟五】：實際準固定投入存量淨值衡量

$$\begin{aligned}
 NX_{t+1} &= NX_t + GI_{t+1} - DEP_{t+1} \\
 &= NX + NI_{t+1} \\
 &= NX_{t-1} + NI_t + NI_{t+1} \\
 &= \sum_{m=-\infty}^{t+1} NI_m
 \end{aligned}$$

上式為永續盤存方法概念，即t+1期末存量淨值恰為自無窮遠的過去，一直累積至t+1期之所有淨投資NI總和。顯然地，既然是涉及到過往期間的投資加總，為了處理各年（毛）投資的不同新舊年代（vintage）加總問題，乃採用會計學上依年代的資產能量減損（inadequacy），或者過時舊化（obsolescence）等折耗因素之處理方式；或者，如下式的處理：

$$X_{t+1} = \sum_{m=-\infty}^{t+1} S_{m-(t+1)} \cdot GI_m$$

其中的GI係表示毛投資，1-S即為遞減折耗函數，m表不同年代。接著，根據Luh（1991）以及Berndt & Fuss（1986）等所提出架構，在給定 X_j, \dot{X}_j, W_i 和Y的情況下，變動成本函數極小的正規條件為：

(1) $\frac{\partial G}{\partial W_i} = V_i$: 受限變動成本達於極小下第*i*變動投入需求

(2) $-\frac{\partial G}{\partial X_j} = Z_j$: 準固定要素投入 X_j 的影子價格¹⁵

(3) $-\frac{\partial G}{\partial \dot{X}_j} = \dot{Z}_j$: 爲此投資行動或 \dot{X}_j 的影子價格。

由短期時總成本等於此變動成本（或受限制的成本）加上固定成本，可以表示成下式：

$$C(Y, t, W_i, P_j, X_j, \dot{X}_j) = G(Y, t, W_i, X_j, \dot{X}_j) + \sum_j P_j X_j \quad (1)$$

上式 P_j 爲固定要素投入之市場租金價格。

因此，當隨時間存在技術進步時¹⁶，藉由準固定投入之充分與往長期均衡反應下，導致的總成本變動情形可表示如下式：

$$\frac{d \ln C}{dt} = \frac{1}{C} \left[\frac{dC}{dt} \Big|_{X_j = \bar{X}_j} + \sum_j \frac{\partial C}{\partial \dot{X}_j} \frac{d\dot{X}_j}{dt} \right] \quad (2)$$

爲了更明白看出調整成本之概念，我們先設定長期規模報酬固定之情況，上第(2)式可擴充爲

$$\frac{d \ln C}{dt} = \frac{1}{C} \left[\frac{\partial C}{\partial t} + \frac{\partial C}{\partial Y} \frac{dY}{dt} + \sum_i \frac{\partial C}{\partial W_i} \frac{dW_i}{dt} + \sum_j \frac{\partial C}{\partial P_j} \frac{dP_j}{dt} + \sum_j \frac{\partial C}{\partial X_j} \frac{dX_j}{dt} \right] + \frac{1}{C} \left(\sum_j \frac{\partial C}{\partial \dot{X}_j} \frac{d\dot{X}_j}{dt} \right)$$

15 影子價格是視 X_j 爲固定時，暫時性均衡的價格稱之。

16 所謂技術進步，是指採用新技術時生產函數移動的過程與結果。技術進步可以特定經濟變數如資本/產出、產出/勞動或資本/勞動比率的影響效果來衡量。目前最常用的是Hicks的定義，若以符號來表示（假設只有K,L兩要素）如下：

$$\left\{ \frac{\partial \left(\frac{f_{KK}}{f_{LL}} \right)}{\partial t} \right\}_{\frac{K}{L} \text{ constant}} > \text{ 或 } \leq 0$$

分別表示Hicks之勞動節省、勞動中立、以及資本減省等型之技術進步。

當為CRTS時，表示所有投入均成一定比例增加時，產出亦呈同比例增加。可轉寫成另一形式，即下式 (3) 所示 (下標表示其彈性之變因)：¹⁷

$$\frac{d \ln C}{dt} = -\varepsilon_{C_t} + \left(1 - \sum_j \varepsilon_{C_j} - \sum_j \varepsilon_{C_j}\right) \frac{Y}{C} + \sum_i \frac{V_i W_i}{C} \frac{W_i}{W_i} + \sum_j \frac{P_j X_j}{C} \frac{P_j}{P_j} + \sum_j \frac{(P_j - Z_j) X_j}{C} \frac{X_j}{X_j} - \sum_j \frac{Z_j X_j}{C} \frac{X_j}{X_j} \quad (3)$$

上式之 $-\varepsilon_{C_t} = \frac{\partial \ln C}{\partial t}$ ，為技術變動導致成本之變動，即本文所謂的多因素生產力 (multifactor productivity, MFP) 的成長率。

$\varepsilon_{C_Y} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y}$ 為調整項，當為CRTS時

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial t} = \varepsilon_{f_t} = \frac{\partial \ln C}{\partial t} \left(\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln C} \right) = \varepsilon_{C_t} \cdot 1$$

另彈性之變因為準固定投入，則¹⁸

$$\varepsilon_{C_j} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln X_j} = \frac{(P_j - Z_j) X_j}{C}$$

$$\varepsilon_{C_j} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln X_j} = \frac{-Z_j X_j}{C}$$

接著， $\varepsilon_{C_Y} = 1 - \sum_j \varepsilon_{C_j} - \sum_j \varepsilon_{C_j}$ 乃基於固定規模報酬假設而得。此外，據Ohta之定義：

$$C = \sum_i W_i V_i + \sum_j P_j X_j$$

17 設為僅一種固定投入，設為K，當為CRTS之時， $d \ln K / d \ln Y = 1$ ，可推導出 $d \ln C / d \ln Y = \frac{\partial C}{\partial K} + \left(\frac{dK}{dY} \right) \left(\frac{Y}{C} \right)$ ，可得 $\varepsilon_{C_Y} + \varepsilon_{C_K} = 1$

18 當此類成本彈性 ε 之變因為準固定投入所促成之時，另有表示為投入之後的「成本份額」意涵。

則長期的成本增長率 $\frac{\dot{C}}{C}$ 為：¹⁹

$$\frac{\dot{C}}{C} = \sum_i \frac{W_i V_i}{C} + \sum_i \frac{W_i \dot{V}_i}{C} + \sum_j \frac{P_j X_j}{C} + \sum_j \frac{P_j \dot{X}_j}{C}$$

茲改成以各投入增長率加權（當然以各投入之成本份額表示最佳之形式：

$$\text{可得 } \frac{\dot{C}}{C} = \sum_i \frac{V_i W_i}{C} \frac{W_i}{W_i} + \sum_i \frac{V_i W_i}{C} \frac{\dot{V}_i}{V_i} + \sum_j \frac{X_j P_j}{C} \frac{P_j}{P_j} + \sum_j \frac{X_j P_j}{C} \frac{\dot{X}_j}{X_j} \quad (4)$$

因為此式與上(3)式為同一概念式，即等於下式

$$\begin{aligned} -\varepsilon_{C_t} + \left(1 - \sum_j \varepsilon_{C_j} - \sum_j \varepsilon_{\dot{C}_j} \right) \frac{\dot{Y}}{Y} \\ + \sum_i \frac{V_i W_i}{C} \frac{\dot{W}_i}{W_i} + \sum_j \frac{P_j X_j}{C} \frac{\dot{P}_j}{P_j} + \sum_j \frac{(P_j - Z_j) X_j \dot{X}_j}{C X_j} - \sum_j \frac{\dot{Z}_j \dot{X}_j \ddot{X}_j}{C \dot{X}_j} \end{aligned}$$

因此若在長期均衡及CRTS之時，形成的新等式如下：

$$\sum_i \frac{W_i V_i}{C} \frac{\dot{V}_i}{V_i} = -\varepsilon_{C_t} + \left(1 - \sum_j \varepsilon_{C_j} - \sum_j \varepsilon_{\dot{C}_j} \right) \frac{\dot{Y}}{Y} - \sum_j \frac{Z_j X_j \dot{X}_j}{C X_j} - \sum_j \frac{\dot{Z}_j \dot{X}_j \ddot{X}_j}{C \dot{X}_j}$$

移項之後，得

19 $C' = \sum_i W_i' V_i + \sum_i W_i V_i' + \sum_j P_j' X_j + \sum_j P_j X_j'$; $\frac{d \ln c}{dt} = \frac{1}{t} \cdot \frac{dc}{dt} = \frac{\dot{c}}{c}$

$$\varepsilon_{C_t} = \left(1 - \sum_j \varepsilon_{C_j} - \sum_j \varepsilon_{\dot{C}_j}\right) \frac{Y}{Y} - \sum_i \frac{W_i V_i}{C} \frac{V_i}{V_i} - \sum_j \frac{Z_j X_j}{C} \frac{X_j}{X_j} - \sum_j \frac{Z_j X_j}{C} \frac{X_j}{X_j} \quad (5)$$

顯然地，若存在著準固定投入之時，即 $-\varepsilon_{C_t} \neq 0$ 與 $-\varepsilon_{\dot{C}_j} \neq 0$ 乃表示其投資非為零，²⁰則將第(5)式的左右兩邊各除以 $1 - \sum_j \varepsilon_{C_j} - \sum_j \varepsilon_{\dot{C}_j}$ 之後，可得下式之結果：

$$\frac{\varepsilon_{C_t}}{1 - \sum_j \varepsilon_{C_j} - \sum_j \varepsilon_{\dot{C}_j}} = \varepsilon'_{C_t} = \frac{Y}{Y} - \frac{1}{1 - \sum_j \varepsilon_{C_j} - \sum_j \varepsilon_{\dot{C}_j}} \left[\sum_i \frac{W_i V_i}{C} \frac{V_i}{V_i} + \sum_j \frac{Z_j X_j}{C} \frac{X_j}{X_j} + \sum_j \frac{Z_j X_j}{C} \frac{X_j}{X_j} \right] \quad (6)$$

上式以調整成本與調整成本變動之同時考量與成為重要的平減要項，茲以第(3)式其成本份額概念表示，則為

$$\varepsilon_{C_Y} = 1 - \sum_j \varepsilon_{C_j} - \sum_j \varepsilon_{\dot{C}_j} = \frac{C - \sum_j (P_j - Z_j) X_j + \sum_j Z_j X_j}{C} = \frac{G + \sum_j Z_j X_j + \sum_j Z_j X_j}{C} = \frac{C^*}{C} \quad (7)$$

(G=C- $\sum P_j X_j$)

上式C*為影子成本 (shadow costs) 概念，其與C的差別，就在於準固定成本之考量，準此，其比值似於預擬支出與實際支出之差異分析，可反映部門的產能利用率 (capacity utilization rate) 程度與狀況。若考慮投資對成本之影響，或者將第(7)式代入第(6)式之後，可得下(8)式：

20 但在無固定投入的情形下，對所有的j而言 $Z_j = P_j$ 並且 $Z_j = 0$ 所以 $\varepsilon_{C_j} = \varepsilon_{\dot{C}_j} = 0$

$$\begin{aligned} \varepsilon'_{C_t} &= \frac{\varepsilon_{C_t}}{1 - \sum \varepsilon_{C_j} - \sum \varepsilon_{C_j}} = \frac{Y}{Y} - \frac{C}{C^*} \left[\sum_i \frac{W_i V_i}{C} \frac{V_i}{V_i} + \sum_j \frac{Z_j X_j}{C} \frac{X_j}{X_j} + \sum_j \frac{Z_j X_j}{C} \frac{X_j}{X_j} \right] \\ &= \frac{Y}{Y} - \sum_i \frac{W_i V_i}{C^*} \frac{V_i}{V_i} - \sum_j \frac{Z_j X_j}{C^*} \frac{X_j}{X_j} - \sum_j \frac{Z_j X_j}{C^*} \frac{X_j}{X_j} \end{aligned} \quad (8)$$

第(8)式為包含了調整成本概念與不均衡情況後的多因素生產力成長率。上述為由成本面考量，若由產出面出發，亦可獲得 $\varepsilon'_{C_t} = \varepsilon'_{Y_t}$ 之結果。其推導過程如下：

首先，設一生產函數為

$$Y = f(V_i, X_j, \dot{X}_j, t)$$

其中

X_j ：為 j 固定投入量的向量組合

V_i ：為 i 變動投入

將上述生產函數取其對數並對 t 微分，²¹則可知技術進步對產出的影響為

$$\frac{d \ln Y}{dt} = \frac{Y}{Y} = \sum_i \frac{V_i f_i V_i}{f V_i} + \sum_j \frac{X_j f_j X_j}{f X_j} + \sum_j \frac{\dot{X}_j f_j X_j}{f X_j} + \varepsilon_{f_t} \quad (9)$$

21 原式全微得

$$dY = \sum_i f_i dV_i + \sum_j f_j dX_j + \sum_j \dot{X}_j f_j + f_t dt$$

等式兩邊各除以 Ydt ，之後分子分母再乘上一變數得

$$\frac{dY}{Ydt} = \sum_i \frac{f_i dV_i}{f dt} + \sum_j \frac{f_j dX_j}{f dt} + \sum_j \frac{\dot{X}_j f_j X_j}{f dt} + \frac{f_t dt}{f dt} = \sum_i \frac{V_i f_i V_i}{f V_i} + \sum_j \frac{X_j f_j X_j}{f X_j} + \sum_j \frac{\dot{X}_j f_j X_j}{f X_j} + \varepsilon_{f_t} = \frac{Y}{Y}$$

上式可改寫為：

$$\varepsilon_{f_t} = \frac{Y}{Y} - \sum_i \frac{V_i f_i V_i}{Y V_i} - \sum_j \frac{X_j f_j X_j}{Y X_j} - \sum_j \frac{\dot{X}_j f_j X_j}{Y X_j}$$

或以移項之後可表示為

$$\varepsilon_{f_t} = \frac{Y}{Y} - \sum_i \frac{V_i f_i \mu V_i}{Y \mu V_i} - \sum_j \frac{X_j f_j \mu X_j}{Y \mu X_j} - \sum_j \frac{\dot{X}_j \dot{f}_j \mu \dot{X}_j}{Y \mu \dot{X}_j}$$

準此， ε_{f_t} 乃對應於 ε_{C_t} ，也是多因素生產力成長率，只是前者以產出面衡量，另外後者為成本面。具體而言，若生產函數滿足一些正規條件²²，同時若各投入項異質性頗大，且有些固定投入有政府管制情況，則本生產函數較之成本函數，可反映出理性廠商的生產技術來。

我們知道，在短期固定產量水準下求成本極小，乃是追求受限下變動成本最小的問題，模型可設為：

$$\begin{aligned} \min TC &= \sum_i W_i V_i + \sum_j Z_j X_j + \sum_j \dot{Z}_j \dot{X}_j + TFC \\ \text{s. t. } Y &= f(V_i, X_j, \dot{X}_j, t) \end{aligned} \quad (10)$$

亦即在變動成本極小化的Lagrangian function為

$$L(V_i, X_j, \dot{X}_j, \mu) = \sum_i W_i V_i + \sum_j Z_j X_j + \sum_j \dot{Z}_j \dot{X}_j + \mu(Y - f(V_i, X_j, \dot{X}_j, t))$$

可求出短期成本最小的間接函數為 $C(W_i, Z_j, \dot{Z}_j, Y, t)$ ，於此， C 必須是 W_i 的增函數、凹函數（concave function）、以及一次齊次函數等；但對 Z_j 、 \dot{Z}_j 變數而言，則是減函數與凸函數（convex function）。²³其一階條件為：

22 正規條件包括：生產函數為上半部連續，非遞減，並為準凹函數（quasiconcave function），如 Shephard (1970)。

23 將各函數說明如下：

1. 成本函數 C 為變動要素價格 W_i 的增函數。若

$$W_i^* \geq W_i \text{ 則 } C(W_i^*, Y) \geq C(W_i, Y); W = [W_1, W_2, W_3, \dots, W_n] \circ$$

2. 成本函數 C 為變動要素價格 W_i 的凹函數。即

$$C(tW_i + (1-t)W_i^*, Y) \geq tC(W_i, Y) + (1-t)C(W_i^*, Y) \quad (0 \leq t \leq 1) \circ$$

$$\frac{\partial L}{\partial W_i} = W_i - \mu f_i = 0$$

則 $W_i = \mu Y_i$

$$\frac{\partial L}{\partial X_j} = Z_j - \mu f_j = 0$$

則 $Z_j = \mu Y_j$

$$\frac{\partial L}{\partial X_j} = Z_j - \mu f_j = 0$$

則 $Z_j = \mu Y_j$

在最適的情況下，可表示為

$$\mu^* = \frac{\partial c^*}{\partial Y} = \frac{\partial L}{\partial Y} = \mu$$

所以

$$\frac{1}{Y\mu} = \frac{\partial Y}{\partial c^*} \frac{1}{Y} = \frac{\partial Y}{\partial c^*} \frac{c^*}{Y c^*} = E_{CY}^{-1} \frac{1}{c^*}$$

由(9)式我們已知道的 ϵ_{f_i} 代入後即可得另一對偶關係式如下：²⁴

3. 成本函數 C 為變動要素價格 W_i 的一次齊次函數。亦即

$$C(tW_i, Y) = tC(W_i, Y) \quad (t > 0)。$$

4. 成本函數 C 為準固定要素價格 Z_j 、 Z_j 的凸函數，即

$$\frac{dc}{dz_j} < 0, \quad \frac{dc}{dz_j} < 0。$$

24 已知生產函數 $f(X) = Y$ 時，可以求得成本函數 $C(W, Y)$ 。同樣的，若生產函數具有絕對準凹特性，經由兩者的對偶關係，亦可由成本函數求得生產函數，此為對偶理論。

$$\varepsilon'_{f_t} = \frac{Y}{Y} - \frac{\partial Y}{\partial C} \frac{C}{Y} \left[\sum_i \frac{V_i W_i V_i}{Y U V_i} + \sum_j \frac{X_j Z_j X_j}{Y U X_j} + \sum_j \frac{X_j Z_j X_j}{Y U X_j} \right] = \frac{Y}{Y} - \frac{1}{1 - \sum_j \varepsilon_{C_j} - \sum_j \varepsilon_{C_j}}$$

$$\left[\sum_i \frac{V_i W_i V_i}{C V_i} + \sum_j \frac{X_j Z_j X_j}{C X_j} + \sum_j \frac{X_j Z_j X_j}{C X_j} \right] = \varepsilon'_{C_t}$$

最後，當考量模型的短期僵固性或者不均衡條件之時，代表邊際成本之 Z_j 與代表平均成本的 P_j 不等，即 ε_{C_j} 不等於零，亦即產能利用率不等於一，可歸納得 $\varepsilon'_{f_t} \neq \varepsilon_{f_t}$ 之不等源由，如下式所示：

$$\varepsilon'_{f_t} = \frac{\varepsilon_{f_t}}{1 - \sum \varepsilon_{C_j} - \varepsilon_{C_t}}$$

$$(\text{或 } \varepsilon'_{C_t} = \frac{\varepsilon_{C_t}}{1 - \sum \varepsilon_{C_j} - \sum \varepsilon_{C_t}}) \tag{12}$$

最後，就實務分析的角度，我們所欲衡量持穩階段之部門技術變遷或生產力指標佈建，其衡量問題很多。在早期的美國社會（約在1960年代中期以前），經典之作爲梭羅（Solow, 1957），以假設非體現型希克斯中性（disembodied Hicks neutral）之技術進步型態，²⁵以佈建其時的技術變遷架構。隨著時間的變遷，實務上非僅資本與理想資本之調整成本多寡而已，愈來愈多的新資本財設備所體現之生產效率（productive efficiency），遠高於使用中的舊資本財設備，加以原佈建之梭羅殘差（Solow residual），也有循環變異（procyclical volatility）擴大之跡象。準此，目前新的技術變遷之可量化衡量概念，不僅經由原創人Solow於1966年做架構修正外，其後的四十年也有很多的學者投入於此領域，做出他們的貢獻，主要致力於以下三個部分做推展：

1. 針對原梭羅之技術變遷架構做修正（Harper, 2007）：

25 其時的非體現型技術進步型態，乃認爲其時的技術改善型態純由產出面衍生（output augmenting），與勞/資等投入之衍生無關者。

- (1)針對生產函數僅為Cobb-Douglas型做修正。
 - (2)針對技術進步僅為希克斯中性型做修正。
 - (3)加入勞動衍生型、資本衍生型、以及兩者混合型之技術進步。
 - (4)加入資產生命週期可內生決定(要不要縮短此資產的使用年數等)。
 - (5)加入勞動市場之實質工資調升之影響力。
- 2.另針對資本的可衡量化部分，做進階改良(refinement)，特別是異質性很高之資本加總(aggregation of capital)部分。此其中，正統的指數原理(index number theory)有助於各年代資本(vintages of capital)之加總設算。
 - 3.最後，為了有助於未來技術進步的「趨勢」預估工作，如何改良廠商的產能利用率指標，也是學者研創重點之一(上述曾以影子成本表示)，希望幫廠商搜尋出短期經營更多的不穩定因子，或者解析得何以一些主力廠商會採用超額產能策略等之行爲理由。

三、研究方法

若農業產出以「附加價值」表示，則農業生產力的變動是由各主要(primary)投入因素(包括農業勞動、資本、以及土地因素等)生產力的成長率所構成，由於不包括中間投入(intermediate inputs)部分，我們稱為多因素生產力，²⁶為驗證加上調整成本後長期以來台灣農業多因素生產力之變動狀況，本章將採用兩種研究方法，首先，擬先對所使用的資料及其處理方式，分別加以界定與說明；其次，利用這些「處理過」的投產資料庫為基礎，依本資料庫之特色進一步佈建其前推模型。

26 包括所有投入的生產力指數，稱為總要素生產力(total factor productivity)。

(一) 歷史資料的整編處理

「工欲善其事，必先利其器。」可知欲獲得一個準確的生產力前推與後推結果，首先要有良好的投產資料庫。現有的政府資料，均為未經加權或未加處理者，由於未考慮各要素投入本身的異質性因素，所佈建的生產力指數，會擴大所推估生產力的變異程度，因之如何衡量真實或加權過的投產資料，藉以剔除農業生產力的循環變動部分，將有助於彰顯其長期趨勢反應，以利於本文進一步的前推預估工作。本節首先將就有關諸投入指數的處理過程分別臚析之，配合產出的衡量範圍，農業投入的整編部分，將不計入中間投入部分；至於產出指數的整編方面，配合著投入已不包括中間投入部分，故本文產出的範圍，亦僅包括附加價值內涵加以衡量。此外，為了與投入衡量取得一致性，本文產出的範圍係採國內生產淨額之概念加以衡量之。

1. 資本

農業資本包括機械設備、建築、運輸工具、役用動物、授乳牲畜作為繁殖之牲畜、果樹、人造森林及存貨等，但不包括土地因素。²⁷但在實際衡量與應用時，有些資產項目的估計與價值的評估相當困難，且其有助於產出的投入到底多少頗難以衡量，本文以農業機械加以探討，乃由於農業機械對於產出的貢獻最大，對產出感度最高，而且是體現現代技術最顯著的資本投入項。

歷年來我國農機工業對支援農業機械化的貢獻卓越，但因農業機械汰舊換新之程度不夠，屆退農機仍在使用者頗多，致國內農機普遍老舊；經查農民大多使用能輕便操作的機具，對於大馬力且效率較高的農機，使用情形並不普遍，以致農業生產力難以提高。由農業機械現有的統計資料觀之，是自民國49年方始將耕耘機首次列入農業年報

27 有關資本的定義及包含要素，請參閱行政院主計處編印的《中華民國台灣地區國民所得》。

中。另其他主要農業機械，如曳引機、插秧機與聯合收穫機等資料，遲至民國63年才開始有統計資料可尋，到目前三種農機數量都呈現相當成長，除插秧機外，另兩種二十年來俱呈十數倍漲幅。

由於民國六十年代政府的農機獎勵措施，造成農機的明顯成長。²⁸至民國七十年代以後，政府積極推行工業化的發展，漸漸地新進勞力偏向於工商業部門，加以農村青壯年也持續地外移到工商業地區謀求發展，形成務農年齡結構約有二十餘年的大斷層，農業機械化遲遲無法邁向農業自動化發展。另外，政府收購了許多農業用地以發展工業，農民獲得大量財富，開始對從事農業工作不再熱衷，農業投資意願不佳，農機流量少，農機存量明顯減少。由於目前農業機械效率受到忽略，並且由於目前記帳上折舊與實際的折舊偏離現象，為獲得與生產一致的資本投入流量資料，故有重新推估農業資本存量的必要。²⁹

28 民國59-65年間，政府推行農業機械化四年計劃，導致農機數迅速增加；民國66年行政院宣佈設置農業機械化基金，促進農業全面機械化發展，並提供農民購買農機貸款管道，使農民有能力配合政府實施農業機械化方案，造成66年至70年的資本存量明顯遞增。

29 有關資本存量的估計，依政府公佈方法表列如下：

固定資本存量衡量方法簡表

方法別	衡量公式	方法別	
反推法	$K_t = K_{t-1} + I_t - D_t$ K_t 代表t年年底固定資本存量 I_t 代表t年固定資本形成毛額 D_t 代表t年固定資本消耗	動態模式法	$K_t = K_{t-1}(1-d) + I_t(1-1/2d)$ K_t , I_t 與反推法同 d 代表折耗率
基點插補法	$K_t = K_{t-1} + I_t - D_t + r_0 * K_{t-1}$ K_t , I_t , D_t 與反推法同 r_0 代表殘值率	平均折耗法	$K_t = K_{t-1}(1-h) + I_t(1-1/2h)$ K_t , I_t 與反推法同 h 代表平均折耗率
永續盤存法	$K_t = \sum_{n=1}^{\infty} S_n I_{t-n}$ S_n 代表t期效率函數 n 代表耐用年限 K_t , I_t 與反推法同		

資料來源：行政院主計處編印之固定資本及其生產力
 衡量之研究

農業機械的實際折舊通常是呈現凹向原點型，³⁰在使用初期的折舊攤提較少，惟在使用一定時期之後，折舊費用會明顯增加。目前政府對於農業機械的折舊記載係以會計帳登錄，與農家農業機械的實際折舊有所差異。若單就國民所得所記載的會計折舊（accounting depreciation），來推算農業機械之淨資本存量，其正確性猶待商榷，尤其在前推過程中，會造成淨資本存量低估與資本生產力高估等現象，宜加以處理。

經考量農機特性與農機資料的可獲得後，本文將採用永續盤存模式加以測度。茲將農機資產及其效率的推估過程與步驟列述如下：

- (1) 首先由農業年報中查出每年數十種農業機械的數量，再參考行政院主計處「國富調查」、農機研發中心「農機型錄集」等獲得其本身購得價格相乘後，扣除出售或退休價值後，求出農機的總值；此值在經由國民所得中各年投資價格指數（以七十五年為基期）相除平減後，即得出實質毛農機存量。³¹
- (2) 由於所算出來的數據皆為年終值，因此為與全年產出資料相配合，於是以當年年底與前一年年底實質毛農機存量之算數平均數設算後，求得其「年平均值」。
- (3) 接著，由後一年減掉前一年的年平均值，可得出各年農機的投资毛額。至於各年實質淨農機存量的推計，我們係利用永續盤

30 一般而言，不同資產類之效率函數會有所不同，效率函數大略有五種不同類型：第一種為毛額型，如電燈泡的使用；第二種為凹向原點型，此型假設資產在購買之初，其生產效率並不會有明顯之下降；第三種為直線型，此型因具平均的特性，故較為通用；第四種為凸向原點型，此表示服務初期耗損速度較快，而後期則緩慢下來；第五種為雙曲線型，此型為第二與第四型之綜合。

31 本文多因素生產力衡量的實質毛存量估計，係以各項農機之純量指數（scalar index of multiple farm machinery inputs）表示，而非以其投資總額加以估算出其存量。

存法中的效率公式估算而得。³²

- (4)將某給定年投資毛額依據效率函數相乘後，即得以求出該農機的各年代或往後各年的對產出貢獻，最後將各年之不同代農機累總後，即獲得各年中實質淨農機存量。將第t年減去第t-1年的年中實質淨農機存量後，即可得到各年農機淨資本形成；最後，將投資毛額與此投資淨額之差求出，即為期間效率損失（或實際折舊）。
- (5)目前國內農家對於農業機械的使用，往往包括帳面上已攤提掉而實際上仍繼續使用的部分，對於這些會計帳報廢而繼續使用的農機機械，應加回各年中。根據主計處資料推估顯示，民國70年的機械設備的攤回率為R=14%，經利用基點插補法的設算公式求算出最終的實際資本存量。³³

2. 勞動

農業就業者的勞動結構，可大體由其從業人口之性別、年齡的結構來觀察。台灣自光復後四十餘年來，在經濟快速發展的演變中，農業勞動結構呈現相當大的變化。

Boehlje & Eidman 在其「農場管理」(Farm Management)一書

32 其效率函數公式如下：

$$S_t = \frac{(L-t)}{(L-\beta t)}$$

S_t ：表第t年資產的相對效率

L ：表服務年限（耐用年限）

t ：表資產的服務年別

β ：為產出函數中的一個參數

經以上章永續盤存公式，最適 $\beta=0.25$ 為凹向原點型態。

33 基點插補法之算法如下：

民國70年 K'_t ： $K_{70}(1+0.14) = K'_{70}$

$$\text{非70年 } K'_t : K_t(1+0.14) \frac{\frac{GDP_t}{GDP_{t-1}}}{\frac{GDP_{70}}{GDP_{69}}}$$

中，證明了農場主年齡與其農場經營的良莠有關。體力及智力隨著年齡的增加而提升，農場的經營效率漸趨佳境，直至退出經營的行列為止，而形成所謂的生命循環週期。在消費理論中，Ando & Modigliani的「人生全程消費」或「終身消費」(life cycle consumption)理論，也頗能代表這種看法。Ando與Modigliani將人生消費過程按年齡階段分類，認為人生可分為青年、壯年及老年三個階段，青年與老年階段的生產力較低，壯年之生產力高，也是屬於一方面償還年青時之借款，一方面為年老而儲蓄的階段。就國內農業部門而言，國內有許多文獻證實，台灣農業發展中人口老化的現象十分顯著。

此外，在農業勞動力性別結構方面，對於其生產力亦有相當影響力。隨著經濟的持續發展，女性逐漸走出家庭，女性勞動力參與率呈遞升之勢。在農業方面，早期的農場經營方式，係以兼業為主、婦女核心的農業經營，扮演重要角色。本文農業勞動投入係考量了年齡與性別之因素，分別各年齡間、性別間之所得與其與其他因素，分別給予不同之權數，以此加權後農業就業人口資料，作為本文農業勞動投入之基礎。茲將處理過程加以條述如下：

- (1)民國40年至53年間缺乏性別及年齡交叉項之農業就業資料。本文係以行政院經建會綜合計畫處與內政部戶政司合編之「民國40年至62年臺灣地區戶籍人口統計之調整」相關項資料加以補足。
- (2)性別加權方面，係以男女間「農業平均每月所得」為基準，例如民國81年時，若男性務農者平均每月所得為1時，女性則為0.56。
- (3)關於年齡加權方面，係以區分成5歲一組的「工作經驗率」、「全日時間工作率」、以及「已接受農林漁牧訓練率」等三項指標為基準，經以其各年齡組別農業就業人數加權後，得到三組年齡別（15-29歲、30-59歲、以及60歲以上等三組）的平均指

標值。³⁴ 以民國74年資料顯示，當以30-59歲年齡組織平均指標值為一個標準單位時，15-29歲為0.95，而60歲以上則為0.67。

3. 土地

台灣屬海島型氣候，溫熱、多雨的型態，非常適合農業的經營，但因四面皆環海，中央山脈貫穿其中，所以可用土地資源極為有限。又由於以往農業支援任務所帶來的經濟奇蹟，使得一方面生產力高的良田持續地被佔為建築用地或工商據點，另一方面農村農機、勞動結構的趨於劣化，使農用的良田亦無法有效利用。

在農業生產中，土地資源為農業生產主要要素之一，任何農業生產不得脫離土地而存在，故必須將土地要素予以單獨考慮，反之若將土地因素包含在資本中，則無法凸顯土地在農業生產中的重要性。基於此，我們擬針對民國40年來早期台灣耕地加以整理，並考量國內區域間各耕地別各種消長現象。此處所指的耕地範疇是以狹義面來看，亦即包括水田和旱田耕地面積部分。

依據日本農業經濟學者久保光耕的分類法，係將耕地分為三種：水田、旱田、園地，而日本另一農業經濟學家渡邊兵力氏則將耕地分類成兩種：水田（看天田、灌水田）、旱田（經常旱地、更換旱地、灌溉旱地）。因此，若依渡邊的定義分類，則耕地可用水田及早田來做分析，歷年水田及早田的增減變動，總是配合著整體經濟發展，成為其很重要的影響因素。

一般而言，水田的生產力遠較旱田的生產力為高，近期由Wen（1993）實證顯示，水田的生產能力較旱田高約兩成五左右。儘管這

34 本文所以區分成這三個年齡組，主要是本文勞動投入係以15歲以上農業人口為主，在人類生命的歷程中，15歲以後是漸漸從事勞動力的工作，至29歲則身心發育已達於完全的臨界點，稱為青少年組；30-59歲之間則是開創事業而後逐漸趨於安穩，轉業的可能性將減少；根據勞動基準法，「強制退休」以年滿60歲者為對象，所以本文以60歲以上為老年組。

些高生產力農地為台灣最有限的生產資源，然而其集約度正快速遞減中。目前水田的發展空間受到一些限制，反而近年來旱田有增加趨勢，特別是在東部地區，其中有些不能從事生產，因為土地不肥沃，不具生產力；水田的生產力高，但均被其他因素給替代掉，其流失情形嚴重，故長期以來各區水、旱田的消長情況，對農業生產力亦是具有相當的影響。本文將針對農地水旱田結構做一調整，首先依「台灣地區綜合開發計劃」將台灣可耕地分成北、中、南、東四區，³⁵然後依各區水田所佔比重為權數，推估而得調整後總耕地面積。經查民國81年時，以東部地區水田比重最低，若設定其權數為一標準單位時，以中部地區2.40最高，北部地區2.37次之，南部地區則為2.24再次之。

4. 各要素投入使用成本

由於本文的設算成本（imputed cost）中，尚包括農耕地與農機等固定投入的調整成本在內，故當調整成本為正時，設算成本就有大於實際成本的可能，易言之，其產能利用率就會大於一。反之，當調整成本為負時，此產能使用率就會小於一，表示這些準固定投入所設算之淨影子價值（net shadow valuation）小於其市場租金價格（rental price）。本文的農機存量使用成本，係以利息加折舊減其存量增值，農耕地使用成本則以利息減其存量增值，最後農業勞力則以其勞務工資表示之。

5. 產出

在考量諸投入均為國境內要素投入，故本文的產出範圍，以剔除

35 依據「台灣地區綜合開發計劃」，北部區域面積約為7347平方公里，包括了台北縣、宜蘭縣、桃園縣、新竹縣、台北市、基隆市；中部區域面積約為10499平方公里，包括苗栗縣、彰化縣、南投縣、台中縣、雲林縣以及台中市；南部區域包括嘉義縣、台南縣、高雄縣、屏東縣、高雄市、嘉義市、台南市面積約為9992平方公里；東部區域面積為8144平方公里，包括花蓮縣及台東縣，其中又以中部及南部區域之耕地面積為最大。

國外要素後的國內生產毛額（GDP）表示。接著，再以本文所估算的期間效率損失減之，成為國內生產淨額（NDP），以嘗試將產出範圍中的資本折耗部分剔除，使農業產出能更為接近實際的產出。最後，本文的前推資料有跨過民國一百年之後數據，未來台灣農業的發展，邁向二、三級產業將更明顯，其生產過程的諸如少用農藥污染等外部成本減緩，與提供休閒遊憩、心曠神怡、心靈享受等無形的服務躍升，將隨著工商業經濟發展而更加彌足珍貴。

鑑於此，為了所衡量長期技術變遷之結構變遷更趨於一致性，本文亦嘗試把這些農業產出相隨之外部成本效益，都納入考量。本文採用農藥使用成長率（ m ）為污染的替代變數，以工業成長率（ 1 ）為休閒遊憩等的替代變數。³⁶權數分配係參考美國環境保護署所刊布的生活素質指標：經濟類0.26，政治社會類0.34，環境類0.40。由於本文僅考慮及其中一、三兩項，故本文最後的產出調整為 $NDP^* = \left(\frac{0.26}{0.66}\right) NDP + \left(\frac{0.40}{0.66}\right) (1-m) GDP$ ，其中農業的經濟產出係採用淨產出，而包括污染程度或者休閒功能提供的環境產出，則顯然與毛產出較有關連。

（二）前推預測模型佈建

預測（forecasting）是管理決策中最重要的一環，預測之目的，在於能提供未來情報，以輔助政策規劃決定或降低不確定之程度。常用的預測方法很多，至於要選擇那一種方式，得考慮多種因素，其中

36 農業所提供之休閒，似乎有一項方案可以衡量那便是門票，可是以門票衡量有多項之問題，因為其門票收入（政府合法立案成立的休閒農場）已計算入農業產出中，本文如再以此項資料計算勢必造成重覆計算，且農業（包含各鄉村、農地、林場…等）所提供的無形的外部效益，以文意而言，可用「心曠神怡，田園之樂」來形容，並非僅止於一般而言的遊樂休閒。因此本文在農業休閒之衡量上，採取工業成長率為替代的衡量變數，因為工業愈發達人們所得愈高由後彎的勞動供給曲線可知，休閒將隨所得之上升而增加，當所得大於某一限度時將願意減少工時，而增加其休閒的時數。此外，當總資源固定時，工業的快速成長後，農地稀少性更為明顯，大眾殷盼的綠地更為難得，農業提供的休閒效用，將大幅躍升。因此，本文將用工業成長率來取代一般所想到的門票收入而成為此項因素的替代變數。

包括期間長短、資料型式、成本、精確程度、以及其所提供之資料是否有達成目的等等。³⁷第一種預測方法稱為調查研究法，係對於某一特定現象未來發展趨勢，以問卷或訪談方式，徵求某一群人，或某幾群人的看法，此種方式屬於抽樣調查，是一主觀預測（subjective forecasting），因為屬於較直覺的或主觀的（intuitive or subjective）方式，德爾斐（delphi）是另一種方式。³⁸另有採時間數列分析法，其最主要特色為：把一變數資料排列當作聯合隨機變數之一個特定值，而這資料在時間上的發展依某一種特定機率分配。利用時間數列分析之模型有許多種，如時間趨勢模型（trend model）、緩和平滑法（smoothing）、³⁹以及存量調整法（stock adjustment）等。

第三種方法為計量經濟模型，一般經濟學家都認為此法是最能解釋經濟行為，可以闡述經濟結構，並且作較長期之預測。但實際上，我們並沒有解方程式所要的資訊，且有許多內生變數都外生化，

37 Makridakis 和 Wheelright (1978) 曾提出選擇預測方法所必須考慮之因素：
選擇預測方法考量因素表

期間之長短	1.少於一個月 2.一~三個月 3.少於二兩 4.二年以上	資料之型式	1.橫斷面 2.趨勢 3.季節性 4.週期性 5.至少所須之資料
模型之種類	1.時間數列 2.因果關係 3.統計式 4.非統計 5.移動	成本	1.發展 2.程式儲存所需 3.執行
精確	1.預測型式 2.迴折點之預測	適用	1.所費時間 2.瞭解程度

38 所謂德爾斐預測方式即是透過許多不同立場背景的專家多次相互溝通與修正，而對未來提出預測結果，從資料搜集、理論探討、模型運用到目前影響因素分析，以不同層次的研究參考資料提供給專家作為預測基礎。

39 有關smoothing預測方法之特性，在於利用過去資料之特質，緩和的延伸，以預測未來之趨勢，而其方法又可分為平均法（averaging）和指數平滑法（exponential smoothing）二大類，每一大類又因其資料特性可分為好幾種方法，故可使預測誤差達到最小。

只是把原有問題換成另一種問題罷了。再者，模型本身的錯誤（例如函數本身並非原先假設形式）、抽樣誤差等等問題均是此模型本身的問題，有許多專家學者嘗試以其他計量方式彌補之。⁴⁰第四種為景氣指標法，被美國及各先進國家廣泛的使用一段時間，有晴雨計（barometer）之美稱，有領先（leading）指標、同時（coincident）指標、以及落後（lagging）指標等。另外，亦有新的預測方式不斷推陳出新，如差異分析法（discriminate analyses），德國依佛（IFO）經濟研究所發現「質」之指標與「量」之指標，具有同等重要性，所以二者要同時整合分析。

第五種方法稱為迴歸分析法，乃擬做預測之事物，通常與外在環境因素有十分密切之關係，所以想要得到一個預測值，須從預測各個自變數值代入迴歸方程式計算即可得知，若模型為複迴歸時，預測難度亦相應大增。第六種為自我迴歸移動平均模型（ARIMA），此預測方法亦稱單變量時間序列模型，此法簡單的說，即利用過去的時間序列資料，判斷他的自我相關、移動平均、以及差值特性等，再用以預測未來之值，即利用變數過去數值，找尋最佳預測模型，但有時會出現非穩定模式（non-stationary pattern），此時可利用趨勢變數及虛擬變數（dummy）一起配合使用。第七種為自我相關向量模型（VAR），乃同時考慮各相關變數，涵括更多的參數，但因實際上處理十分複雜，故只考慮到自我相關再進行估測。此模型一項關鍵在於，要確定各變數究竟應落後幾期，VAR模型近年來的發展，有縮減式、貝式、以及結構式等三種類型。第八種預測方法稱為總體模型，較完整之總體模型是對每一變數均設定一條函數方程式，然後以聯立

40 例如引用前人的預測結果，即先驗預測值（prior forecast），期能藉由他們的經驗與專業知識，整合聯立體系模式預測值（model forecast）之結果，藉以修訂模型結構限制所可能導致之誤差，得到一後驗預測值（posterior forecast）。此種整合預測之過程即所謂「貝氏計量法」。

方程式求解內生變數；⁴¹此種做法所花費時間人力相當大，不僅涉及經濟結構的認定外，且整個分析體系的因果關係均須加以考量。

本文採用前推預測之方式，前推的成效，在於優質資料庫（good set of data）之建置成效，至於前推預測的架構建構，屬於函數設定之議題。

資料的前推與預測，首先在於建立好優質的資料組。本文在歷史資料的整編建立方面，善用了普查年數據為基準年（pivotal year），透過一些調合數值（smoothed values）與校正普查資料（corrected censuses）之採用，以使以往的存量數列，更增一致性（greater coherence）。此外，由於資料回溯至民國四十年，故存在著嚴重的資料來源不一致現象，因此，有必要對各存量數列進行統計差補銜接之工作。關於最複雜的資本推估方面，將採用永續盤存法（perpetual inventory method），並採用最新國富調查結果所獲「後推」（backward computation）數列，與其早年普查所獲「前推」數列比較，以其平均值做最後修正，以降低隨機變動之影響。

早期資料庫建置完竣之後，接著為前推預測其未來二十年之技術變遷趨勢。本文將做超長期的經濟分析，好的前推預測會考慮到與其他經濟社會因素的密切關係，以輔助傳統預測模型僅採外推法

41 一般而言，可將聯立方程式模型的估計方法區分為有限訊息法（limited information method; 又稱單一方程式法）與充分訊息法（full information method; 又稱系統法）兩大類，前者利用關於其他方程式之參數有限之情報來估計該條方程式，至於其他方程式之參數情報則未使用。而後者是使用全部方程式的參數，以及殘差項的變異數與互變異數的情報來估計所有方程式。有限訊息法：(1)普通最小平方方法（OLS）產生不一致性但有偏誤之估計值。(2)間接最小平方方法（ILS）滿足一致性，但仍有偏誤且必須在方程式有適足認定（just identify）下才可使用，範圍有限。(3)二階最小平方方法（2SLS）滿足一致性，但仍有偏誤，且會有比OLS還大之變異。與ILS法相近，但範圍較廣，當方程式過度限定（over identify）時仍可使用。(4)有限訊息最大概似法（LIML）性質與2SLS相似，但考慮內生變數間變異數與共變異數間之關係。充分訊息法：(1)三階最小平方方法（3SLS）比上面四種方式變異數還小，但由於個別結構參數估計值對整個模型體系之設計相當敏感，故若有一方程式設計不當，則會影響全部之參數估計值。(2)充分訊息最大概似法（FIML）敏感度高需較大樣本的方式，考慮內生變數間變異數與共變異數之關係。

(extrapolative method) 之可能偏誤。爲了紓緩ARMA模型之隨機性影響（即自我迴歸不顯著時），將試擬一非靜態預期（non-static expectation）生產力存量模型，以提高預測有效性，⁴²本文依生產力的特色與農業投產之本身條件，通盤考慮未來其可能之變化等因素，採擇一套合適的前推預測模型，首要之事爲函數設定之架構提出；本文將強調受限制下的短期分析（restricted short-run analysis）概念，即把生產過程的「僵固性」因素考慮進來。此外，本文亦增加了固定投入的變數，希冀能使此模型能適用於更短期狀況，與更加強調調整成本的重要性。基於此，本文將把土地由資本固定投入中分出，分別考量此兩固定投入之調整成本，希望能使此短期模型更臻完整（即更有利於降低前推預測誤差）。

本文的未來技術變遷衡量，仍以量化程度最高的生產力指標代替，在未來農業生產力存量水準之預估方面，將採用生產力存量觀念及其關係式加以前推。⁴³本前推預測亦爲二十年之長期範圍，且以綜合產業累計，除將採一些動態行爲模式外，亦將採用生產力構成分析法（productivity components），依各細項投入別生產力提昇率，再以非等值之觀念爲之總合加權。⁴⁴

就整體的經濟面觀察，生產力指標與整體經濟指標（即 Y =國民所得， N =就業， P =物質， r =利率、匯率）關係極爲密切，根據沃頓（Verdoorn's Law）可知，一個國家的生產力與其經濟發展之間的關係相當地密切。經採用一些國民所得變數，調整匯率後單位勞資成本等總體經濟變數做解釋變數，來推估多因素生產力時，理論上應頗爲適

42 黃寶祚，《區域間交通時程大幅縮短對宜蘭地區勞動市場的影響與因應策略—以北宜高速公路通車爲例》，該文中以北宜高速公路在民國87年通車，唯隨著通車日的接近，人口淨流入已有遞增現象，爲反應此可預知行爲，乃以指數調和觀念之時差模型預估未來通車後人口結構。

43 即 t 年生產力存量等於 $t-1$ 年生產力存量加 t 年國內生產力淨增加部分，再加生產力淨輸入部分。

44 此係考量生產力的累積過程中，受到其近期之生產力水準影響最深之觀念。

切，即設式如下：

$$MFP_t = f(MFP_{t-1}, DRC_t)$$

MFP_t : t年多因素生產力。

DRC_t : t年國內單位勞資成本。⁴⁵

經本文初步測定結果效果不佳⁴⁶，其中又以VAR較UTS為佳，且若模式中再加入時差時效果更佳。本文主題之一，為超長期的前推與預測工作，因此設若VAR模型配適度頗佳，唯欲做樣本外（out-of-sample）的推估預測，特別是更長期的趨勢預測時，或許我們可以忽略模型中估計參數的可變性，但是這些外生變數的未來值預估，將面臨很大的困難。

因此，本文乃依循上式的「時差」模型特色，以保留非等值加權特色，另改採用生產力構成分析法，經由各偏生產力（即農機生產力、農力生產力、以及農地生產力）加以累總。如此之方式，一方面可以突顯本文生產力模型的「短期」分析特性，且以時間代替上式國內單位勞資成本，乃就超長期而言，各偏生產力較之多因素生產力更受到趨勢影響所致。此外，由各偏生產力長期趨勢預估結果，加以累加成其未來二十年所前推之多因素生產力趨勢值時，尚可以考量到各偏生產力的長期趨勢結構變化。

茲將此六條時差方程式說明如下：

$$NP_t = \left(\frac{Y}{V}\right)_t = f\left(\left(\frac{Y}{V}\right)_{t-1}, T\right) = \alpha + \beta T + \gamma \left(\frac{Y}{V}\right)_{t-1}$$

45 參閱經濟學百科全書7 — 人力資源、資源經濟學、農業經濟學，（1986），國內資源成本，p.p 239-242。

46 本多因素生產力模型係為短期不均衡模型，由其調整後更「低閾型」的生產力發展趨勢，可以想見此「總合後」生產力的「趨勢」效果不佳，是可以理解的。

$$\begin{aligned}
 LP_t &= \left(\frac{Y}{X_j}\right)_t = f\left(\left(\frac{Y}{X_j}\right)_{t-1}, T\right) \\
 KP_t &= \left(\frac{Y}{X_k}\right)_t = f\left(\left(\frac{Y}{X_k}\right)_{t-1}, T\right) \\
 S_t(N) &= \frac{W_i V}{C^*} = f(S_{t-1}(N), T) \\
 S_t(L) &= \frac{R_j X_j}{C^*} = f(S_{t-1}(L), T) \\
 S_t(K) &= \frac{R_k X_k}{C^*} = f(S_{t-1}(K), T)
 \end{aligned} \tag{13}$$

T ：時間

Y ：考量生活素質後的產出（即NDP*）

C^* ：影子成本

最後的前推二十年多因素生產力指數如下式所示：

$$MFP_t = S_t(N)NP_t + S_t(L)LP_t + S_t(K)KP_t \quad t = 82 - 101\text{年}$$

$S_t(N)$ ：影子農力份額

$S_t(L)$ ：影子農地份額

$S_t(K)$ ：影子農機份額

NP_t ：農力生產力

LP_t ：農地生產力

KP_t ：農機生產力 (14)

四、實證結果與檢測分析

(一) 歷史資料的重佈建部分

一般文獻的多因素生產力實證結果顯示，通常具有遲延性 (lags) 與累積性 (accumulations)，此乃生產力本身特質，⁴⁷其實，多因素生產力另外具有總合性 (aggregations)，即多因素生產力本身的變動行爲，亦可以分由其各偏生產力的變動行爲之總合後表現出來。

早在Jorgenson (1988) 就曾對美國工業部門做實證後，發現總合生產力成長率爲各部門生產力成長的加權總和。近期Chi-Yuan Liang (2003) 利用Gollop and Jorgenson (1988) 的方法，以translog函數加以探討勞動、資本、中間投入及能源等的偏生產力，並就亞洲四個新興工業體 (Asia newly industrialized economies) 各種要素生產力加以比較，論文中並把產出分成實質附加價值 (real value added) 與總產出 (total output) 等分別處理，後者另由工業生產統計獲得資料。本文所探討的投入項並不包括中間投入與能源投入，對於勞動投入的估算部分，考量農業經營之現況，除考慮性別的差異外，尚考慮年齡差異，資本則考慮其年代效率的不同外，尚考量一些會計已折舊而仍舊使用的部分。另農地亦由資本項分出，並考慮其區域別水旱田的差異。

上述所探討的諸農業投入異質性，的確帶來頗明顯的生產力差異，例如說水田的生產力與旱田的生產力就有差異，新農機與舊農機的生產力亦有差異，壯年農民的生產力與老年農民的亦有差異。在考量及調整這些投入的異質性後，不僅使農業多因素生產力變動的「不明原因」縮小，而且解釋能力的增強有助於生產力的實證分析。經採用「考慮調整成本」後的生產力模型，與選擇持穩的資料庫期間於民

47 生產力本身的特質爲：目前的生產創新（如技術進步），必須隔一段時期，才可看出其普及效果（diffusion），故以時間時差來作迴歸可以加強其累積效果，易言之，去年的生產力表現較之前年或者以前各年的生產力表現，更能影響今年的生產力成長。

國41-81年，最後乃佈建得我國農業技術變遷的基本資料指數體系。茲再摘述主要流程（含符號）如下：

茲將上節第(9)式之單一固定與單一變動投入之生產力模型加以延伸，配合本文採用兩固定投入與單一變動等之投入資料，為避免新增資料（加編農業土地為固定投入）的加編，影響到原架構模型，本文前推資料的部分，將以指數法（index number approaches）加以衡量，以代替原參數推估程序（parametric procedure），或者如上第（12）式須更多參數反應係數的調整程序：

$$\varepsilon'_{ft} = \frac{\varepsilon_{ft}}{1 - \sum \varepsilon_{c_i} - \sum \varepsilon_{c_j} - \sum \varepsilon_{c_k} - \sum \varepsilon_{c_l}}$$

以下採指數佈建，首先為獲得新的生產力殘差式如下：

$$\varepsilon_{ft} = \frac{\dot{Y}}{Y} - \frac{V_i W_i \dot{V}_i}{P_y Y V_i} - \frac{R_k X_k \dot{X}_k}{P_y Y X_k} - \frac{R_j X_j \dot{X}_j}{P_y Y X_j} - \frac{R_k X_k \dot{X}_k}{P_y Y \dot{X}_k} - \frac{R_j X_j \dot{X}_j}{P_y Y \dot{X}_j}$$

其中 $P_y Y = W_i V_i + R_k X_k + R_j X_j + R_k \dot{X}_k + R_j \dot{X}_j$

至於上第(7)式之影子成本C*的處理，將參酌Jorgenson and Griliches（1967）以產能利用指數（CU indices）代替之處理方式，另影子價格將以市場租賃價格（market rental price）表示。易言之，本文由參數至指數化之處理程序，即表示

$$\varepsilon'_{ft} = \frac{\varepsilon_{ft}}{c^*/c} = \frac{\varepsilon_{ft}}{1 - \sum \varepsilon_{c_i} - \sum \varepsilon_{c_j} - \sum \varepsilon_{c_k} - \sum \varepsilon_{c_l}} = \frac{\varepsilon_{ft}}{CU} \quad (15)$$

最後，建構得此「穩定期間」內相關指數資料代號與其數據如下

表1所示：⁴⁸

表1 我國農業技術變遷（或者多因素生產力）之基本（指數）資料庫

民國七十年=100

T (民國)	Y	V	Xj	Xk	CU	epsft-pm	epsft-ppm
41	21	128	65	1	107	78.395	78.697
42	30	128	64	2	103	78.501	78.825
43	26	129	64	1	88	78.075	78.365
44	31	130	66	2	97	78.283	78.548
45	33	130	65	2	99	79.124	79.376
46	37	131	63	2	97	80.130	80.376
47	39	133	61	2	98	81.308	81.554
48	44	134	61	3	102	81.451	81.710
49	56	136	61	4	101	81.515	81.778
50	59	136	68	5	110	85.173	85.248
51	60	137	69	7	104	91.670	92.483
52	62	139	70	8	104	92.179	92.795
53	70	141	73	9	103	90.748	90.650
54	75	141	74	10	101	88.947	88.389
55	77	141	75	11	102	88.960	88.331
56	81	136	72	13	98	96.267	95.904
57	83	136	75	16	106	97.810	97.412
58	81	135	80	18	107	99.128	98.756
59	85	132	85	21	106	100.211	99.929
60	85	132	95	27	107	100.175	99.965
61	87	128	98	30	106	99.008	98.850
62	90	127	102	43	85	98.827	98.691
63	92	132	100	57	96	99.616	99.475
64	88	131	101	54	97	96.695	98.532
65	95	132	101	58	103	98.691	98.574
66	99	128	103	65	98	95.460	95.611
67	97	123	100	80	101	95.342	95.561
68	102	100	99	78	99	96.531	69.620
69	101	100	102	84	104	98.245	98.282
70	100	100	100	100	89	100.000	100.000
71	103	100	99	95	94	101.796	101.776
72	104	102	103	86	98	95.155	95.976

48 上已述過，當計算期間愈為持穩狀態，表示以生產力指標代表的成長狀況，也愈為接近其技術變遷程度。本文資料的變動過大部分，係以產能利用率調整，例如CU最低點由民國43年的88%，降至民國62年的85%，再降至民國78年的83%，似有產能過剩（excess capacity）之長期問題。

73	107	100	101	76	93	91.705	92.666
74	109	102	99	63	91	88.144	89.271
75	109	103	100	51	91	87.000	88.088
76	114	97	100	40	93	86.922	88.017
77	114	87	102	31	94	88.036	89.153
78	113	81	102	50	83	90.370	91.528
79	114	81	102	72	106	90.225	91.376
80	114	83	101	67	97	87.552	88.675
81	113	82	100	65	98	87.385	88.547

1.資料來源：由本文推計而得。

2.備註：(1) 當Y為剔除折耗後之國內生產淨額時，則得生產力指數為 $\epsilon'_{\rho} = epsft(pm)$ ；當Y為包括生活素質後之淨產出時，則得生產力指數為 $\epsilon'_{\rho} = epsft(ppm)$ ；農業就業人口 V_i 為考慮農力的性別與年齡因素；農業耕地面積 X_j 為考慮農地的區域與水旱田結構；農業機械存量 X_k 為考慮農機的不同年代效率有別與農機攤回率；產能利用指數CU為以上述之 P, Y 不等式程度高低表示，此不等式右邊之原影子評價部分，改以市場租賃價表示。

(2) 按(15)式的指數化處理程序，首先以第二欄Y可以推得 $\epsilon'_{\rho} = epsft(m)$ 。接著，按 p.185之讓農業產出更為接近實際產出與考量未來農業的跨業發展可能等本文的生產力衡量目標，乃依(15)式之處理程序，另加編得最後兩欄之剔除一些耗損項與外部成本項 (peripheral items) 生產力指數類項 $\epsilon'_{\rho} = epsft(pm)$ 或 $\epsilon'_{\rho} = epsft(ppm)$ 。

若依表1所推計的農業技術變遷加以分期，則顯然民國60年以前為我國農業生產力的「黃金時期」，乃典型的在地創新型技術變遷所誘發效率改善的成功範例，此類範例所帶來的農業技術變遷優勢成長，亦出現在1979年後中國大陸農業改革所帶來的農業生產力黃金成長。⁴⁹ 在民國41年至60年共20年的農業黃金時期裏，國內農業的投產結構及其成效有：

- 1.外銷農產品大幅成長。
- 2.水果、蔬菜及畜產成長快速，稻米、雜糧及特用作物在本期末達到高峰。
- 3.對要素投入採密集的利用。
- 4.農業機械取代畜力，此由役牛大幅減少，而耕耘機、曳引機、以及動力噴霧器等明顯成長可得知。
- 5.土地生產力的明顯成長是本期的一大特色。

49 中國大陸在1979年以後，廢除了採行二十年的人民公社制度，改採「較開放」的個體戶責任制，使得其農業多因素生產力出現明顯的黃金成長時期。

第二階段從民國61年至80年為止，應屬於以往農業技術變遷黃金成長後的「盤整時期」，在此二十年期間，農業的投產面均面臨調整時期，農業生產力相對地回檔盤整，至75年時農業技術變遷到達本階段的最低點：在投入面方面，農機存量到達最高峰以填補（或替代）農力外流與兼業現象，農地生產力持續上升以填補複種指數的續降，大量進口廉價雜糧，抑制了國內雜糧農戶，然而促成養畜農戶成長；在產出面的變化更大，以畜產、蔬菜、水果等生產填補米、雜糧及特用作物之不足，由依賴土地程度大的糧食作物，逐漸轉換成土地利用度低且有出口導向的產品，例如漁畜產、可加工出口的水果、蔬菜等。由於適逢農業投產結構的調整時期，造成本階段的農業技術變遷亦緩減下來。隨著本階段之後期以來，面臨政治解嚴（民國76年）、經濟解嚴（民國78年）、以及農政解嚴（民國80年）等更開放措施，⁵⁰以致總合生產力步入盤整，然而各偏生產力的部分，則各呈現新而歧異的走勢，乃本文採加權之前推估測時，頗佳的切入時點。

（二）前推資料的估得與檢驗

首先在前推各年預測值之時，其最佳的迴歸處理過程，係先觀察是否有自我相關（autocorrelation）和線性重合（multicollinearity）的現象存在，再加以處理，然後選擇最大者作為實證分析依據。茲將由上述方法所得的6條最佳時差迴歸方程式，列如下表2，經查表得之，其F值配適程度頗佳，且DW值接受無自我相關的假設。

表2 時差方程式推估表

以NDT ^a 為產出	方程式	adj - R ²	F	D · W
1	$NP_t = -.535821 + .014506T + .591852NP_{t-1}$	0.9572	437.443	1.912

50 民國80年發佈之「農業綜合調整方案」，為農業政策的全面調整，對產業、農民、農地、資源及科技等政策有較全面、開放、以及前瞻性等規劃。此方案確立了未來農業資源的外流或者釋出範圍，也曾提示了一些準則。

我國農業技術變遷的指標架構與前推研究

2	$LP_t = .069701 + .005532T + .612879LP_{t-1}$	0.8271	94.288	1.953
3	$KP_t = -.688647 + .009092T + .947899KP_{t-1}$	0.9628	505.888	1.958
4	$SN_t = -.035558 + .001098T + .831014SN_{t-1}$	0.9699	630.332	1.516
5	$SL_t = .321087 - .002801T + .739842SL_{t-1}$	0.7633	63.872	1.512
6	$SK_t = -.015462 + .001465T + .707374SK_{t-1}$	0.5697	26.821	1.642

資料來源：由本文迴歸推估之結果。

備註：按(13)式所估測而得的六條時差方程式，各依賴變數分別為各偏生產力指數與份額指數。

本文由民國82年前推至101年的農業技術變遷MFPT數據，則如下表3（最後一欄）所示：

表3 由民國81年前推二十年的農業技術變遷趨勢表

t	NPT	LPT	KPT	epsft (ppm)	MFPT
41	22	43	2288	78.697	
42	31	61	2340	78.825	
43	26	53	2673	78.365	
44	30	59	2136	78.548	
45	31	62	2067	79.376	
46	34	71	1948	80.376	
47	35	77	1883	81.554	
48	37	81	1741	81.710	
49	48	106	1700	81.778	
50	44	89	1198	85.248	
51	44	87	906	92.483	
52	37	73	627	92.795	
53	45	87	673	90.650	
54	48	92	690	88.389	
55	52	99	666	88.331	
56	63	120	648	95.904	
57	67	122	583	97.412	
58	68	114	525	98.756	
59	74	114	457	99.929	
60	76	106	367	99.965	
61	81	106	342	98.850	
62	84	105	247	98.691	
63	75	99	174	99.475	
64	75	97	180	98.532	

65	85	111	194	98.574	
66	89	111	174	95.611	
67	92	113	142	95.561	
68	132	133	171	96.620	
69	108	106	129	98.282	
70	100	100	100	100.000	
71	97	98	102	101.776	
72	105	104	124	95.976	
73	117	116	154	92.666	
74	125	128	202	89.271	
75	121	124	244	88.088	
76	135	131	330	88.017	
77	152	130	425	89.153	
78	162	128	264	91.528	
79	161	129	182	91.376	
80	158	131	195	88.675	
81	155	128	197	88.547	131.850
82	157	131	192	93.502	136.804
83	160	133	189	97.008	140.311
84	163	135	187	99.767	143.069
85	166	137	185	102.199	145.502
86	169	138	185	104.559	147.862
87	173	140	186	107.000	150.303
88	176	141	187	109.612	152.915
89	180	143	189	112.449	155.752
90	183	144	192	115.541	158.844
91	187	146	196	118.905	162.208
92	191	147	201	122.550	165.852
93	194	149	206	126.477	169.780
94	198	150	212	130.688	173.991
95	201	151	218	135.182	178.484
96	205	153	225	139.954	183.257
97	208	154	233	145.004	188.307
98	212	156	241	150.328	193.630
99	215	157	250	155.921	199.224
100	219	159	259	161.782	205.085
101	223	160	268	167.907	211.210

1.資料來源：本文推估結果。

2.備註：(1) 勞動生產力為NPT、土地生產力為LPT、農機生產力為KPT、以及MFPT為本文按(14)式所前推的生產力指數。

(2) 最後第二欄epsft (ppm)，係由表1所推得生產力類項；本文加重生產力提升過程的「遲延性、累積性、以及總合性」等，更貼近真正技術變遷的特質，乃由(13)式與(14)式編得最後一欄，以MFPT指數表示之生產力前推結果。

針對本文所建構完成的民國41年至81年第一及第二階段，與目前階段之農業技術變遷推估結果，以下將做最後的分析評估：關於早期40年農業技術變遷呈現「中挫型態」走勢部分，可以農業投產結構加以印證之；按照民國80年前的台灣農業生產結構圖可知，有些農作物更加成長，亦會促使某些農作物的衰頹下去。前者例如蔬菜、果品等作物生產，隨著開放的腳步而持續成長，另少數新興作物亦復如是。唯相對地，包括米穀雜糧等作物生產，在持續的開放過程中，已有成長「中挫」的現象，各種中挫型農作物俱表現出「倒U型」的型態。

本文所前推的目前階段數據，正好有兩次最新的農業普查資料公布，經以官方資料修正之後，僅將最後的農業技術變遷前推數據（符合時差性、總合性、以及持續成長之技術進步條件），以年增率製如下表4所示：即以本文所前推民國82年以來之二十年間，我國農業技術變遷平均年增率2.386%，做為評估之基準；經查此目前階段的前期（公元兩千年之前十年），其技術變遷率為2.096%，至於其後期（或公元兩千年之後十年）的技術變遷率，已持續成長至2.675%。首先，採用樂觀的面向評估，我國的農業技術變遷正朝持續改善發展，由當前（民國92年至96年平均）的2.470%，未來（民國97至101年）的技術變遷率，⁵¹將朝向3%邁進。接著，採用悲觀的面向評估，即選擇與我經貿關係較密切的美日兩國，即觀察此兩國與我國為相同購買力之階段（即皆在1.5萬美元之時期），⁵²美國的部分，由1980年至1990年間觀察，美國農業多因素生產力平均年增率約為3.23%，仍高於本文所預估之2.68%。接著，就日本資料觀察，鑑於該國沒有正式發佈之農業生

51 也就是調整過農地與農機等投入的農力績效改善程度。

52 就各國之技術變遷加以對照比較，其本質上有差異的理由頗多，一部分除了各國的農政措施、投產效率體制等不同外，可能與各國生產力走勢型態有關，當收斂（或發散）型的走勢愈明顯時，其加總（或加權）後生產力預估愈有偏誤的可能；即由函數設定之不同，設若各要素投入與其偏生產力之間有函數關係 $h(\cdot)$ ，則不同的投入種類，會使其生產效率延著 $h(\cdot)$ 作散佈分配。祇要 $h(\cdot)$ 為convex型態時，本文以MFPT之加總資料，將位在 $h(\cdot)$ 之上方，故有偏誤產生。

產力資料，故以日本農村水產省所發佈之各偏生產力（包括勞動、耕地、資本等）資料，而投入結構則採用本模型成本份額的資料，經採以本預估模型加以推計MFPT之統計結果，設算期間為日本昭和59年至平成3年；經推計結果，⁵³在此1985年至1992年的期間內，日本農業多因素生產力平均年增率約為4.92%，更明顯地高於本文的預估結果。

表4 以官方數據修正後之農業生產力前推資料 單位：%

公元兩千年 之前十年 ($\bar{X}_1 = 2.096$)	前半期間 ($\bar{X}_{11} = 2.322$)	民國82年	3.757
		民國83年	2.564
		民國84年	1.966
		民國85年	1.701
公元兩千年 之後十年 ($\bar{X}_2 = 2.675$)	後半期間 ($\bar{X}_{12} = 1.869$)	民國86年	1.622
		民國87年	1.651
		民國88年	1.738
		民國89年	1.855
公元兩千年 之前十年 ($\bar{X}_1 = 2.096$)	前半期間 ($\bar{X}_{21} = 2.470$)	民國90年	1.985
		民國91年	2.118
		民國92年	2.246
		民國93年	2.368
公元兩千年 之後十年 ($\bar{X}_2 = 2.675$)	後半期間 ($\bar{X}_{22} = 2.880$)	民國94年	2.480
		民國95年	2.582
		民國96年	2.674
		民國97年	2.756
公元兩千年 之前十年 ($\bar{X}_1 = 2.096$)	前半期間 ($\bar{X}_{21} = 2.470$)	民國98年	2.827
		民國99年	2.890
		民國100年	2.942
		民國101年	2.987

1.資料來源：本文推估結果。

2.備註：(1) \bar{X} 代表上表3之技術變遷指數或MFPT的平均年增率，下標「1」代表「前期」，下標「2」代表「後期」，例如 \bar{X}_2 表示民國92-101年之各年技術進步平均年增率為2.675%。

(2) 民國89年至民國94年之間年成長率資料，以最近兩次農業普查（分別在民國89年與民國94年各乙次）之間漲幅做此期間內的調整依據，期間外的其他資料，則做同比例修正，此一修正之程序，可以反映以早期資料前推所可能出現「無法反映結構性變動」等問題，兼保有前推前與前推後之資料持穩狀態。

53 日本自昭和59年起，即1985年以後，其每人國民所得就已超過1.5萬美元。本文以民國82年至88年的我國農業投入份額為該年後日本各偏生產力之權數，以推估而得MFPT。

五、結論與建議

鑑於本文係以探討技術變遷的長期趨勢估測為主，我們乃加入短期調整成本概念與產能利用為其構念指標，以緩解其循環變異之部分。接著，本文以量化程度最高與參考文獻論述頗豐之多因素生產力，以其指數化程序來做替代估測工作。首先，選擇一持穩期間的投產資料庫，為前推資料之基構，希望建佈得合宜的現階段暨其短期未來的技術變遷前推數據，期有助於減低長跨期的農業規劃誤差。另本文之理論探討部分，係以非體現型技術進步為主，脫離現實面的農業技術型態頗多，故在實務推計衡量時，例如農力再考量年齡之不同、農地再考量等則別之不同、以及農機再考量新舊年代之不同等因素，期使本文之長跨期技術變遷演化，「體現型技術進步」也能夠反映其中。以下分結論、建議、以及研究限制及未來方向等三個部分加以探討。

台灣地區的農業發展策略，係由下而上成功的運用勞力密集技術，至整個農業部門，配合持續地制度性創新（institutional innovation）投入，乃促成第一階段（民國40年至60年）的農業技術變遷黃金成長期，亦是早期促成農業資源釋出的最有利籌碼。但由於農業本身朝小農化調整，造成農業部門的技術變遷持續成為相對於其他部門較慢，且投入結構之人口年齡老化、優良田地難以擴大、以及農業機械化的低實現率，這些均是開發中階段之台灣農業存在的問題，以致促成第二階段（民國61年至81年）農業技術變遷不振之理由。

接著，本文加重開放體系下之技術變遷的累積成長特性，即加重各偏生產力的趨勢影響力，配合以短期生產力模型所得權重加以累總後，乃前推預測得目前暨短期未來（或第三階段）的我國農業技術變遷大勢。經本文採指數法所前推計算顯示，本第三階段大體可維持在每年2.68%之正成長，期能吸納部分未來整體農品36%之降稅壓力，⁵⁴

54 中國大陸係以開發中國家入關，其調適期較台灣長四年，且降稅幅度較低十二個百分點，對其農業部門而言，入關代價低於我國。易言之，設若海峽兩岸農業生產力表現相同，兩岸間農業貿易對我不利，因此維持境內農業生產力優勢，最是可以吸納降稅衝擊之可行方式，亦是維持兩岸農業比較利益均勢之方式。

與舒緩新合作架構下之兩岸交流關係。當前第三階段的技術變遷走勢為「U型」，與前兩個階段之最大不同，為勞動生產力趨勢向上之影響力，相較於以往更為明顯，由目前可得的資料觀察，除了農跨他業的人力資本累積（含教育訓練等）明顯之外，亦顯示新階段的新農力整合績效，已成為當前技術變遷持續改善的主要動力，目前的農村社區裏，知識共享（knowledge sharing）型的技術普及（technological diffusion），應是主要致因之一。茲依各類別的技術變遷或生產力指標，研提建議事項如下：

1. 關於偏生產力方面

台灣受限於土地資源，人地比例相當高，農機型宜改以輕巧，不耗沉重體力、操作方便、以及隨時間退化（deterioration due to aging）不明顯者，以適合日增的女性農場經營主。未來對新進的農業年輕人力，尤其是分散進入（diversified entry），或者是經驗的進入（experienced entry），可分別佈建其存活與危險機率之圖像架構，如此一方面可重組活力農力結構，又可解決經社問題，另一方面可將土地租給有心的農業專注者，以擴大耕作規模。未來維持著持穩的農地生產力趨勢，就可以支持2.68%之每年技術變遷率，農地是僵固性最高者，亦是「最脆弱」的農業資源，農地「淨化」（purification）的問題，為目前環保意識所共知，未來若農業用地開墾過度，讓其用地績效飆高，將影響的是整個自然生態的平衡，⁵⁵且經本文的前推預測結果顯示，未必能改善農業技術變遷的既定目標。

2. 關於多因素生產力方面

多因素生產力本身為總合指標之特質，其「偏生產力反應」與「每農力平均配置農地比」，乃擬定技術進步策略可用的兩項重要參考指標。經本文的前推預測結果顯示，當前農業技術變遷的主要驅策

55 民國98年之88水災，即是最新之例證。

力，仍在於農力績效的表現上，準此，若以知識共享程度為指標的專區策略結盟（strategy alliance）成效頗佳時，最可迅即提升上述兩項綜合指標。日本農業生產力指標優勢的三項法寶，為利用高科技、善用品牌、以及按時發佈警訊指標及前瞻診斷報告等，為提升日後台灣農業生產力的優勢，前兩項可以列入為今後農力資源培訓的軸心課程，至於最後一項，可由本指標架構再細分成「循環型」與「趨勢型」即可達成，原趨勢型資料若夠持穩，可適合於前推預測研究，而循環型資料則為不錯的警示用指標。

本文在撰寫過程中，從大規模投產資料整編，模型設定到最終前推預測架構之選取，所遭遇到的問題很多，謹將本研究所遭遇的問題及未來方向總結成兩點：

1. 關於變數處理方面

在本文的衡量過程中，包含的投入因素除勞動之外，尚包含資本、土地，其他投入因素則囿於正確資料取得不易的限制，而未予考慮。通常，在短期投入理論上，將勞動歸為變動投入，其實仍有一些自營作業（own account）、專職農民亦具備準備固定投入特性，明顯的窖藏現象，使得其邊際成本更陡，與更高的調整成本。因此，若能將諸投入因素作更細部的劃分，則可較正確地了解農業技術變遷或者變革的潛在致因。

2. 關於迴歸模型方面

本文加入調整成本的概念，且直接納入於生產函數中，但僅以指數化測定非以參數法推估，且也未針對此內生化調整成本函數式加以檢討，而且文估未來也未考慮到可預知行為之部分。若能採用更一般化估計式，做動態成本模型探討，與執行前向預測之時，將一些更動態的投資行為，以及將技術普及變數等函數型式放入比較，均為值得嘗試者。

參考文獻

一、中文部份

- 行政院農委會，《GATT與農業研討會專輯》，（台北，行政院農委會，1991年）。
- 行政院農委會，《參加關貿總協定對我國農業之影響及其因應對策》，（台北，行政院農委會，1989年）。
- 行政院主計處，《我國產業多因素生產力趨勢分析報告》，（台北，行政院主計處，2000年，2005年）
- 經濟部產業科技資訊服務專案，〈兩岸加入GATT後對我國經貿影響研討會〉，1993年。
- 于宗先主編，〈人力資源、資源經濟、農業經濟〉，《經濟學百科全書7》，（台北：聯經出版社，1986年）。
- 李永彬，《生命週期利潤、成本、產品供給及要素需求函數之建立與實證分析》，1993年，文化大學經濟學研究所碩士論文。
- 李文福，《多因素生產力指數編製方法之研究》，行政院主計處委託研究，1991年。
- 杜巧霞，〈加入關貿總協與我國農業政策之調適〉，《加入關貿總協之衝擊與調適》，中華經濟研究院，1993年，頁43-95。
- 陳武雄，〈農業政策之新定位與整體調整策略〉，國家政策研究中心與行政院農委會合辦會議，1994年。
- 彭素玲、周濟、王儷容，〈台灣資訊科技產業對生產力提升之實證分析〉，《自由中國之工業》，2002年，第九十二卷第五期，頁13-41。
- 莊福典，〈提高農業生產力之探討〉，《農業金融論叢》，1986年，第二輯，頁29-35。
- 陳麗貞、黃寶祚、黃翊煊，〈投資二手品的不對稱成因與平衡策略—農機永續使用的例證〉，《新竹教育大學人文社會學報》，2009年，第2卷第2

期，頁3-30。

黃寶祚，〈台灣農業多因素生產力長期趨勢探討〉，《農業經濟叢刊》，1995年，第1卷2期，頁255-282。

二、英文部份

Berndt, E. R., & Fuss, M. A. (1986). Productivity measurement with adjustments for variations in capacity utilization and other forms of temporary equilibrium. *Journal of Econometrics*, 33, 7-29.

Berndt, E. R., Fuss, M. A., & Waverman, L. (1980). Empirical analyses of dynamic adjustment models of the demand for energy in U.S. manufacturing industries. *Final Report to the Electric Power Research Institute, 1947-1974*.

Box, G. E. P., & Jenkins, G. M. (1976). *Time series analysis: Forecasting and control*. San Francisco: Holden Day.

Diewert, E. (2009). The aggregation of capital over vintages in a model of embodied technical progress. *Journal of Productivity Analysis*, 32, 1-19.

Douglas, W. C., Laurits, R. C., & Joseph, A. S. (1981). Productivity growth, scale economies, and capacity utilization in U.S. railroads, 1955-74. *American Economic Review*, 71(5), 994-1002.

Epstein, L. (1983). Aggregating quasi-fixed factors. *Scandinavian Journal of Economics*, 85, 191-200.

Garcia-Ferrer, A., & Del Hoyo, J. (1991). Analysis and prediction of the population in Spain: 1910-2000. *Journal of Forecasting*, 10(4), 347-369.

Galeotti, M. (1990). Specification of the technology for neoclassical investment theory: Testing the adjustment costs approach. *The Review of Economics and Statistics*, 72(3), 471-480.

Gordon, S. F. (1992). Costs of adjustment, the aggregation problem and investment. *The Review of Economics and Statistics*, 74(3), 422-429.

- Hamermesh, D. S. (1989). Labor demand and the structure of adjustment costs. *American Economic Review*, 79(4), 674-689.
- Hulten, C. R. (1986). Productivity change, capacity utilization, and the sources of efficiency growth. *Journal of Econometrics*, 33, 31-50.
- Jorgenson, D. W., & Griliches, Z. (1967). The explanation of productivity change. *Review of Economic Studies*, 34, 249-282.
- Jorgenson, D. W. (1988). Productivity postwar and U.S. economic growth. *The Journal of Economic Perspectives*, 2(4), 23-41.
- Liang, C-Y. (2003). An international comparison of total factor productivity change, 1960-1993. *The World Economy*, 25(8), 1169-1195.
- Luh, Y. H., & Stefanou, S. E. (1991). Productivity growth in U.S. agriculture under dynamic adjustment. *American Journal of Agricultural Economics* 73(4), 1114-1125.
- Lucas, R. E., JR. (1967). Adjustment costs and the theory of supply. *Journal of Political Economy*, 75(4), 321-334.
- Morrison, C. J. (1986). Productivity measurement with non-static expectations and varying capacity utilization. *Journal of Econometrics*, 33, 51-74.
- Morrison, C. J. (1992). Unraveling the productivity growth slowdown in the United States, Canada and Japan: The effects of subequilibrium, scale economies and markups. *The Review of Economics and Statistics*, LXXIV(3), 381-392.
- Meese, R. (1980). Dynamic factor demand schedules for labor and capital under rational expectations. *Journal of Econometrics*, 14, 141-158.
- Pindyck, R. S. (1982). Adjustment costs, uncertainty, and the behavior of the firm. *American Economic Review*, 72, 415-427.
- Pindyck, R. S., & Rotemberg, J. J. (1983). Dynamic factor demands and the effects of energy price shocks. *The American Economic Review*, 73(5), 1066-1079.
- Schreyer, P. (2007). *Measuring capital: Revised manual*, OECD Working Paper.

- Slade, M. E. (1986). Total-factor productivity measurement when equilibrium is temporary-A Monte Carlo assessment. *Journal of Econometrics*, 33, 75-95.
- Sargent, T. J. (1987). *Macroeconomic theory*. New York: Academic Press.
- Treadway, A. B. (1969). On rational entrepreneurial behavior and the demand for investment. *The Review of Economic Studies*, 36(2), 227-239.
- Varian, H. R. (1990). Goodness-of-fit in optimizing models. *Journal of Econometrics*, 46, 125-140.
- Watkins, G. C. (1993). Adjustment costs and returns to scale: Some theoretical and empirical aspects. *Energy Journal*, 14(1), 257-280.
- Wen, G-Z. J. (1993). Total factor productivity change in China's farming sector: 1952-1989. *Economic Development and Cultural Change*, 42(1), 1-40.

