

解析無形資本累積與東亞農業成長之關連

陸怡蕙*、黃芳玟**、張靜貞***、李淑媛****

本研究嘗試透過多國的農業生產力分析，檢視農業技術研發與人力資源兩類無形資本累積與東亞地區各國農業成長的關聯。結果顯示，農業部門累積的研發資本是解釋各國技術變動在速度差異上的主要因素，內生成長模型強調的人力資本則必須透過其對研發的影響方才能解釋部份的差異，而在東亞大多數國家，人力資本對農業生產效率的改善有著顯著之正面影響，其影響效果以馬來西亞為最大，台灣次之。在本文實證模型的設定下，可進一步檢視兩類無形資本之間的關係，結果發現除了日本以外，人力資本以及研發資本對總要素生產力成長與技術變動的影響，均呈現互補的效果。我們亦嘗試以 Färe *et al.* (1994) 的三項基準假設找出帶動最佳生產邊界變動的「革新者」，在固定規模報酬的基準下，實證結果顯示台灣與日本在四個研究期間均展現其強大的農業生產潛力，因而扮演著技術領先者的角色，由於這兩個國家亦一直是八國中農業研發支出最高者，這個結果充分顯現農業技術研發在農業部門發展過程中的重要性。

關鍵詞：無形資本、東亞農業、生產力成長

* 國立台灣大學農業經濟學系教授。

** 國立台灣大學農業經濟學系副教授。本文之通訊作者。

*** 國立中央研究院經濟研究所研究員暨國立台灣大學農業經濟學系合聘教授。

**** 致理技術學院國際貿易學系助理教授。

本文初稿承蒙三位匿名審查人提供寶貴意見，特此致謝。

I、前　言

農業部門在世界各國的經濟發展過程中，一直扮演非常重要的角色；即使在今日，農業的比重逐年降低，但基於糧食安全的考量，許多發展中國家的農業仍是糧食的主要提供者。農業是一種「三生」產業，糧食的提供說明其所扮演的「生產」角色，除此之外，從維持生態平衡，奠定台灣永續發展的根基來看，農業又與「生態」有著密不可分的關係，而隨著國民所得的提升，世人對農產品的需求已從維持基本生活所需的數量滿足轉變為重視營養、安全與多樣化的品質要求，這正說明農業是「生活」不可缺少的一環。

基於農業的重要性，國內外文獻不乏農業成長或發展的相關討論。早期國際間有關農業生產力的研究，以美國的歷史最為悠久。美國自 1939 年起，每年定期發佈官方的統計資料，計算土地、勞動及農業的生產力。相形之下，亞洲農業生產力的研究則較晚才起步，在 1961 年亞洲生產力組織（Asian Productivity Organization）成立之後，許多相關的研究才蓬勃的發展起來。例如，Lee 與 Chen (1979) 利用總要素生產力（Total Factor Productivity）的計算，分析台灣農業成長的主要來源，結果發現投入要素的增加是造成台灣農業成長的主要來源。由於總要素生產力將傳統生產投入成長所不能解釋的部分（所謂的剩餘成長）歸因於技術變動，因此 Lee 與 Chen (1979) 的研究並未考慮經由技術效率改善所帶來的成長。透過將效率提升的可能納入考量，Aly 與 Grabowski (1988) 利用邊界法（Stochastic Frontier Approach）進一步將台灣農業成長的來源區分為投入增加、效率提升與技術進步，並且發現前兩者是台灣農業成長的主要來源。利用相同的資料，林啓淵 (1999) 則發現，在整個實證期間，技術效率的改善對農業產出的正面貢獻有限，而技術進步以及投入要素的增加，才是導致台灣農業產出在長期出現正成長的主要來源（林啓淵，1999）。林啓淵 (1999) 將此不一致的結果歸因於進行計量估測時是採分段或全期的投入產出資料所致。綜合前述，無論採用方法

的異同，這些研究僅及於台灣農業成長來源的分解與認定，並未能將台灣的成長來源與其他國家進行比較或進一步對造成成長的原因提出合理的解釋。

本研究的主要目的在透過多國的農業生產力分析，檢視無形資本累積與東亞地區各國農業成長的關連。這個研究的重要性與對相關文獻的貢獻可分三方面說明。首先，在第二次世界大戰之後的三、四十年間，已開發與開發中國家的農業生產力差距日增。在農業發展的相關文獻中，往往將這種已開發與開發中國家農業生產力上的差距歸功於供給面的三種主要特質——生產技術的進步、規模經濟的開發與技術變動的偏向。到了 1960 年代晚期，熱帶與亞熱帶的國家在經歷了一連串的技術創新（即所謂的綠色革命）後，各種糧食穀物新品種的採用使得某些國家的農業生產力大幅度的提高，在亞洲最顯著的例子就屬台灣、日本與南韓；但在另一些國家，農業生產力反而呈現下降的趨勢，其中尤以菲律賓與泰國最具代表性。究竟是什麼樣的因素造成這些國家生產力的差距？是由於先天資源稟賦的差異，還是由於生產效率與技術的差異？抑或是某些地理性因素的影響？分析東亞地區各國家農業生產力的差距，並進一步提出合理的解釋，對於政策決策者而言，這方面的研究應有助其研擬以持續高成長率為目標的相關農業政策。

其次，早期以低度開發國家農業生產力為分析對象的研究，多以估測總合生產函數（Aggregate Production Function）的方式進行，由於缺乏價格的相關資料，因而無法計算 Tornqvist 生產力指數。這一類的研究最早可追溯到 Hayami 與 Ruttan (1970)，其後的研究如 Kawagoe *et al.* (1985) 也是採用相同的方法。已開發國家由於擁有較完整的相關價格資料，因此有關農業生產力的分析多是以計算 Tornqvist 指數的方式進行，尤其是美國與歐盟各國，農業生產力的分析更已呈現相對完整的研究成果 (Capalbo *et al.* , 1990 ; Terluin, 1990 ; Bureau *et al.* , 1992 ; Ball *et al.* , 1996)。隨著指數理論的發展，即使低度開發國家缺乏相關的價格資料，近期的研究已能利用 Malmquist 指數的計算來進行這些國家的農業生產力比較 (Fulginiti &

Perriu, 1997; Luh *et al.*, 2008)。由於前述的這些研究多半未以東亞各國的生產農業為對象，而且多偏重在生產力的衡量與相關指數的計算上（註1），透過多國的農業生產力分析，本文利用資料包絡分析（Data Envelopment Analysis，以下簡稱 DEA）的方法分解生產力成長的組成，再配合內生成長文獻的發展，檢視無形資本對東亞各國生產農業成長的影響，因此，可填補實證文獻的不足。

最後，本文在探討影響東亞農業成長的組成要素時，特別強調農業部門無形資本的累積現象。早期東亞生產力的研究多以土地、勞動、資本等有形而且可計算的傳統性投入為主要的研究課題；但近期一些有關內生成長或生產力成長的文獻不僅強調知識的累積，而且將研發與教育視為知識或人力資本累積的可能途徑，因此，研究發展與學校教育等均可用來解釋總要素生產力的變動。為了就各國不同的成長型態做進一步的解析，我們分別以農業技術研發、各國人力資源與可反映生產規模的人均耕地面積等三類變數來解釋各國在技術進步與效率改善所呈現的不同型態，如此，不僅可檢驗農業部門累積的研發資本是否是解釋各國技術變動率差異的主要因素，亦可瞭解在內生成長模型中所強調的人力資本究竟是影響各國之技術面或效率面。此外，我們亦嘗試以 Färe *et al.* (1994) 的三項基準假設找出帶動最佳生產邊界變動的「革新者」，研究結果應該可以增加吾人對於東亞各國農業成長來源的瞭解，亦可檢視無形資本累積在農業發展過程中的重要性。

本文以東亞八個國家—中國、印尼、日本、馬來西亞、菲律賓、南韓、泰國與台灣為研究對象。研究分兩階段進行，第一階段為 Malmquist 成長指數的計算與分解，研究期間涵蓋 1961 至 2001 年；第二階段則為東亞各國農業成長來源的解析，由於迴歸分析的資料取自不同來源，其涵蓋期間長短不同，因此估計期間只涵蓋 1971 年至 1993 年。以下各節分為農業生產力成長的衡量與解釋、東亞八個國家農業生產資料的來源與說明、以及實證結果與結論。

II、農業生產力成長的衡量與解釋

衡量總要素生產力的傳統方法是利用 Divisia 指數，由於 Divisia 指數是以生產函數為基礎，在實際量化時，必須先尋求一個適當的間斷指數計算方法來逼近 Divisia 指數，過去在文獻中一個常用的 Divisia 指數逼近式是 Malmquist 指數。自從 Färe *et al.* (1994) 提出以線性規劃的方法來計算組成 Malmquist 指數的距離函數後，近年來 Malmquist 指數的使用漸見普及。Malmquist 成長指數之所以成為近年來衡量生產力變動相當普遍的工具，除了由於利用 DEA 計算 Malmquist 指數的距離函數相當簡便，以及計算指數時對資料的需求較小以外，相較於 Tornqvist 指數，Malmquist 指數更具有可進一步分解總要素生產力成長來源的優點（陸怡蕙、張靜貞，1998）。在進行跨國比較，解釋與剖析農業部門發展或成長的型態時，這個優點更顯重要。

2.1 Malmquist 成長指數

Malmquist 生產力指數雖早在 1953 年提出，直到 Caves *et al.* (1982a、1982b) 提出以投入與產出的射線度量方式，比較投入與產出向量至某一生產邊界的距離，來建構 Malmquist 生產力指數，才成為可實證使用的分析工具。Färe *et al.* (1994) 定義 Malmquist 生產力變動指數為兩期生產力指數距離函數之幾何平均數，

$$M_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \left[\left(\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \right) \left(\frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right] \quad (1)$$

上式中，中括號中的第一項為以 t 期技術為參考技術的生產力指數，

$$M_{CCD}^t = \frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \quad (2)$$

而以 $t+1$ 期技術為參考技術的生產力指數則為

$$M_{CCD}^{t+1} = \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \quad (3)$$

(2)、(3)式中的下標 (CCD) 係代表 Caves *et al.* (1982a、1982b) 中的三位作者。將兩式做幾何平均的運算，可衡量 t 期至 $t+1$ 期的生產力變動。根據 Färe *et al.* (1994)，若利用(1)式計算的結果大於 1，則表示生產力提升，反之，則代表其生產力下降。(2)式中 M_{CCD}^t 的分子， $D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})$ ，用來衡量在 t 期的技術水準下，使 (x^{t+1}, y^{t+1}) 成為可能的 (feasible) 生產組合所需的最大產出比例變動。在分母的距離函數 $D_0^t(x^t, y^t)$ 則在衡量給定 x^t 的投入向量時，產出向量 y^t 的最大比例擴張之倒數。同樣的，(3)式中分子的距離函數， $D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$ ，衡量的是給定 x^{t+1} 的投入向量時，產出向量 y^{t+1} 的最大比例擴張的倒數。分母的距離函數 $D_0^{t+1}(x^t, y^t)$ 則是在衡量給定 $t+1$ 期的技術水準下，能使 (x^t, y^t) 成為可能的生產組合所需的產出最大比例變動。

根據 Färe *et al.* (1989、1992)，我們又可進一步拆解生產力的變動為來自技術面亦或是效率面的組成，如式(4)所示：

$$M_0(x^{t+1}, y^{t+1}, x^t, y^t) = \frac{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^t(x^t, y^t)} \times \left[\left(\frac{D_0^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right) \left(\frac{D_0^t(x^t, y^t)}{D_0^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{\frac{1}{2}} \quad (4)$$

(4)式中，括號為兩個比值的幾何平均數，代表跨期的技術變動指數，此技術變動效果可用來衡量生產邊界隨時間的移動。括號前之距離函數比值則為相對效率的變化，代表跨期的效率變動指數，這個效率變動效果可以用來衡量產出水準觀察值接近(或是遠離)生產邊界的程度。

2.2 解釋農業部門之生產力成長

本文在探討影響東亞農業成長的組成要素時，特別強調農業部門無形資本的累積現象，因此，研究發展與學校教育等均可用來解釋總要素生產力的變動。假設一國農業部門之產出不僅受勞動與資本等傳統投入要素的影響，同時也決定於本國累積之研發資本以及人力資源的多寡。因此，我們可以將農業部門之總產出表示為

$$\text{產出} = f(\text{資本}, \text{勞動力}; \text{國內研發資本}, \text{人力資源}) \quad (5)$$

總要素生產力成長的傳統定義為總產出成長率扣除傳統投入要素成長率之後，剩下的產出成長率，因此，總要素生產力的成長率可由國內研發資本以及人力資源兩類無形資本來解釋。

實證模型第二階段的迴歸分析以第一階段計算所得的總要素生產力變動率、技術變動率與效率變動率為應變數。影響總要素生產力指數與其成長率的因素並不相同，前者的影響因素為傳統生產投入（如資本與勞動），而後者則由於是剩餘成長的概念，因此，必須以一些非傳統的因素來解釋，由於本文在探討影響東亞農業成長的因素時，特別強調農業部門無形資本的累積現象，因此，我們以經由研究發展與學校教育等累積的無形資本來解釋總要素生產力的變動。至於總要素生產力成長的兩個組成——技術變動與效率改善，則各有不同的影響因素。研發資本與人力資本存量對於技術變動率的影響在相關文獻中已有充份討論，至於對於效率變動率的解釋變數雖然較缺乏討論，但理論上生產效率應該是與人力資本存量以及農場規模有著密不可分的關係。一般而言，規模越大的農場，其生產效率的改善可能越快速，因此，可以預期這個自變數對效率變動率的影響是正向的。根據前述幾點考量，第二階段的迴歸模型設定如下：

$$\begin{aligned}
cumTFP_t = & \alpha_{TFP} + \alpha_{TFP}^{RD} SRD_{t-1} + \sum_{i=1}^7 \beta_i^{RD} (SRD_{t-1} \times Y_i) + \alpha_{TFP}^{HK} (Human_K_{t-1}) \\
& + \sum_{i=1}^7 \beta_i^{HK} (Human_K_{t-1} \times Y_i) + \alpha_{TFP}^{R&H} SRD_{t-1} \times Human_K_{t-1} \\
& + \sum_{i=1}^7 \beta_i^{R&H} (SRD_{t-1} \times Human_K_{t-1} \times Y_i) + \alpha_{TFP}^T TIME + \varepsilon_{1t}
\end{aligned} \quad (6)$$

$$\begin{aligned}
cumTECH_t = & \alpha_{TECH} + \alpha_{TECH}^{RD} SRD_{t-1} + \sum_{i=1}^7 \gamma_i^{RD} (SRD_{t-1} \times Y_i) + \alpha_{TECH}^{R&H} SRD_{t-1} \\
& \times Human_K_{t-1} + \sum_{i=1}^7 \gamma_i^{R&H} (SRD_{t-1} \times Human_K_{t-1} \times Y_i) \\
& + \alpha_{TECH}^T TIME + \varepsilon_{2t}
\end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned}
cumEFFI_t = & \alpha_{EFFI} + \alpha_{EFFI}^{KLR} KLRatio_{t-1} + \sum_{i=1}^7 \lambda_i^{KLR} (KLRatio_{t-1} \times Y_i) \\
& + \alpha_{EFFI}^{HK} (Human_K_{t-1}) + \sum_{i=1}^7 \lambda_i^{HK} (Human_K_{t-1} \times Y_i) \\
& + \alpha_{EFFI}^T TIME + \varepsilon_{3t}
\end{aligned} \quad (8)$$

上式中 $cumTFP_t$ 、 $cumTECH_t$ 、以及 $cumEFFI_t$ 分別為總要素生產力變動率、技術變動率與效率變動率三種指數的累積值，而 $SRD_{i(t-1)}$ (註 2) 與 $Human_K_{i(t-1)}$ 則分別代表國內農業部門在前一期累積之研發資本與人力資本存量，農場規模以 $KLRatio$ 來代表。迴歸模型之所以以累積指數值作為應變數，是由於當期的指數值是以一種相對的概念進行衡量；無論是總要素生產力變動率或技術與效率變動率都是以比值的方式在衡量。當該數值較大時，有可能是由分母數值較小所造成，而非真正是由於分子產生大幅度的變動。因此，文獻中在分析成長的型態時，多以變動率的累積值作為畫圖或迴歸分析的依據，類似的呈現方式可參考 (Coelli *et al.*, 2005)。

為了進行跨國的比較，本研究在實證模型中加入代表國家別的虛擬變數，我們設定本類虛擬變數之基群為日本，分別以虛擬變數 $Y_1 - Y_7$ 來代表

中國、南韓、印尼、馬來西亞、菲律賓、台灣、與泰國等七國，因此，虛擬變數 $Y_1 - Y_7$ 的係數分別代表中國、南韓、印尼、馬來西亞、菲律賓、台灣、與泰國等七國相對日本的差異，而虛擬變數與解釋變數之互乘項 $Y_1 \times X - Y_7 \times X$ 的係數則可用來區分解釋變數對於不同國家的影響。

(6)~(8)式中的交叉項主要是用來描述農業研發資本以及人力資本兩項無形資本對總要素生產力成長率與技術變動指數的共同影響，亦即不論是農業研發資本或人力資本，其對總要素生產力成長率以及技術變動指數的影響並非固定不變，而會隨另一類無形資本的累積存量不同而改變。這可由以下四式來說明：

$$\frac{\partial E[cumTFP_t]}{\partial Human_K_{t-1}} = \alpha_{TFP}^{HK} + \sum_{i=1}^7 (\beta_i^{HK} \times Y_i) + \alpha_{TFP}^{R&H} \times SRD_{t-1} + \sum_{i=1}^7 (\beta_i^{R&H} \times SRD_{t-1} \times Y_i) \quad (9)$$

$$\frac{\partial E[cumTECH_t]}{\partial Human_K_{t-1}} = \alpha_{TECH}^{R&H} \times SRD_{t-1} + \sum_{i=1}^7 (\gamma_i^{R&H} \times SRD_{t-1} \times Y_i) \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial E[cumTFP_t]}{\partial SRD_{t-1}} = & \alpha_{TFP}^{RD} + \sum_{i=1}^7 (\beta_i^{RD} \times Y_i) + \alpha_{TFP}^{R&H} \times Human_K_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^7 (\beta_i^{R&H} \times Human_K_{t-1} \times Y_i) \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial E[cumTECH_t]}{\partial SRD_{t-1}} = & \alpha_{TECH}^{RD} + \sum_{i=1}^7 (\gamma_i^{RD} \times Y_i) + \alpha_{TECH}^{R&H} \times Human_K_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^7 (\gamma_i^{R&H} \times Human_K_{t-1} \times Y_i) \end{aligned} \quad (12)$$

(6)~(8)式為典型的干擾項相關迴歸方程組 (Disturbance-Related Regression Equation System) (註 3)。在給定的某一時點，(6)~(8)式中的干擾項很可能在反映一些共通無法量化或非系統性的影響，因此，有可能呈現高度相關。如果以向量的形式來表述，式中的干擾項具有下述的統計性質 (註 4)，

$$E[\varepsilon\varepsilon'] = \Omega = \Sigma \otimes I$$

$$\text{而 } \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} & \sigma_{23} \\ \sigma_{13} & \sigma_{23} & \sigma_{33} \end{bmatrix}.$$

在這種干擾項之間存在當期相關 (Contemporaneous Correlation) 的假設下，Zellner (1962) 提出的似無相關迴歸 (Seemingly Unrelated Regress，以下簡稱 SUR) 被視為是較分別進行單一方程式的最小平方迴歸模型更具有有效性。

III、資料來源與說明

本文之研究對象為中國、印尼、日本、馬來西亞、菲律賓、南韓、泰國與台灣等八個國家之農業部門，第一階段 Malmquist 成長指數之計算與分解的研究期間為 1961 至 2001 年。中國、印尼、日本、馬來西亞、菲律賓、南韓與泰國的投入產出資料取自聯合國農糧組織的資料庫 (Food and Agriculture Organization of the United Nations，以下簡稱 FAO)，資料可從 FAO 官方網站取得 (<http://www.fao.org>)。由於此一資料庫將台灣的資料併入中國大陸，故本研究之台灣資料係另取自行政院農業委員會的農業統計年報與農業統計資料庫。

本研究所建構之 DEA 模型為一包含單一產出與三項投入要素的模型。為了避免不同國家有不同作物的問題，我們挑選 FAO 分類中的「Crop Primary」做為衡量的對象 (註 5)。「Crop Primary」這項產出包含採收自各果園、花園及耕地上的農作物產量，並且扣除在脫粒與採收期間發生的一些損失。三項投入要素分別為土地、勞動與肥料 (註 6)。在 FAO 資料庫中，土地的定義為農產品的耕種面積，勞動力為以農業、打獵、漁業與林業維生的人口；而肥料則為一國農業部門的國內化學肥料消費量。

為了將可能發生的結構性改變納入考量，我們特別將研究期間區分為 1961 年～1970 年、1971 年～1980 年、1981 年～1990 年、1990 年～2001 年等四個期間。所有資料分別彙整列於表 1～表 4 中。表 1 為各國家農產品之年平均產量，由此表可以發現，中國、日本、泰國、印尼、馬來西亞及菲律賓等國家的農作物產量均隨著時間而增加，但是台灣以及南韓的農作物產量卻呈相反的趨勢，隨著時間過去而減少。

表 1 農業平均產出：1961-1970, 1971-1980, 1981-1990 與 1991-2001

單位：1,000 公噸

東亞國家	1961-1970	1971-1980	1981-1990	1991-2001
中國	348,662	488,885	723,572	1,054,303
日本	67,246	81,360	80,540	89,108
南韓	16476	21,069	26,826	23,267
台灣	18,864	21,068	18,004	14,177
印尼	56,374	75,688	117,103	165,126
馬來西亞	5,910	13,936	29,801	52,575
菲律賓	40,407	60,619	63,871	71,882
泰國	24,769	51,241	82,748	114,158

資料來源：整理自 FAO 資料庫，台灣的資料則取自行政院農委會。

各投入量彙整的總表列於表 2～表 4。表 2 的數字顯示，台灣、南韓與日本三個國家的耕種面積正逐年減少中，而印尼和馬來西亞則呈現逐年增加的趨勢；尤其是印尼，其成長幅度相較其他國家相當明顯；其餘各國則在不同時期分別有增有減。在農業勞動力方面，從表 3 可發現，中國、印尼、菲律賓及泰國的農業勞動人口均呈現隨著時間而增加，這個趨勢以中國尤為明顯，這或許與中國這幾年經濟的進步與開放有相當大的關係；反觀其他各國，農業勞動人口因經濟環境變遷所帶動的工、商業發展，造成農業勞動人口轉型就業，因而呈現下降的趨勢。在肥料使用量方面，表 4 的數字顯示各國均呈現逐年增加的狀況。

表2 農業使用地：1961-1970, 1971-1980, 1981-1990 與 1991-2001

單位：公頃

東亞國家	1961-1970	1971-1980	1981-1990	1991-2001
中國	135,127,690	138,428,662	142,834,329	1,054,302,527
日本	7,139,357	5,479,153	4,744,195	4,980,370
南韓	3,149,983	3,024,477	2,671,956	2,204,431
台灣	1,660,321	1,566,759	1,271,076	991,296
印尼	18,411,211	20,299,346	24,225,305	29,704,908
馬來西亞	2,526,937	3,497,137	4,333,285	5,345,695
菲律賓	8,913,896	11,502,466	12,704,129	12,651,680
泰國	9,760,657	13,710,079	17,345,416	17,284,743

資料來源：整理自FAO資料庫，台灣的資料則取自行政院農委會。

表3 平均農業勞動量：1961-1970, 1971-1980, 1981-1990 與 1991-2001

單位：1,000人

東亞國家	1961-1970	1971-1980	1981-1990	1991-2001
中國	598,172	708,044	790,557	849,296
日本	24,566	15,859	9,481	7,052
南韓	14,675	13,855	9,785	5,157
台灣	1,743	1,575	1,223	903
印尼	71,813	78,234	87,507	93,637
馬來西亞	5,410	5,553	5,045	4,231
菲律賓	19,320	23,285	26,630	29,104
泰國	24,264	28,549	30,612	30,996

資料來源：整理自FAO資料庫，台灣的資料則取自行政院農委會。

表 4 肥料平均年使用量：1961-1970, 1971-1980, 1981-1990 與 1991-2001

單位：公噸

東亞國家	1961-1970	1971-1980	1981-1990	1991-2001
中國	1,691,214	7,434,063	37,669,870	64,492,585
日本	3,083,434	4,133,060	3,610,850	3,514,964
南韓	803,960	1,489,554	1,667,999	1,797,877
台灣	78,606	1,147,867	1,218,784	1,299,665
印尼	179,528	1,006,970	3,651,397	4,876,664
馬來西亞	144,921	435,157	1,332,631	2,295,427
菲律賓	151,802	408,504	803,767	1,294,428
泰國	91,999	275,568	1,135,840	2,909,830

資料來源：整理自 FAO 資料庫，台灣的資料則取自行政院農委會。

表 5 東亞各國歷年研發密集度（1971-1995）

東亞國家	1971-75	1976-80	1981-85	1986-90	1995
中國	0.40	0.48	0.41	0.37	0.37
日本	1.97	2.24	2.81	3.03	3.36
韓國	0.27	0.26	0.36	0.39	0.56
台灣	1.41	1.70	2.34	3.03	4.65
印尼	0.13	0.21	0.26	0.27	0.241
馬來西亞	0.51	0.85	1.04	1.08	0.577
菲律賓	0.10	0.20	0.26	0.30	0.41
泰國	0.73	0.65	0.89	0.94	0.691

資料來源：農業科學與技術指標資料庫（Agriculture Science and Technology Indicators database，以下簡稱 ASTI Database），以及 Pardey *et al.* (1998)。

由於第二階段迴歸分析的資料取自不同來源，因此估計期間只涵蓋 1971~1993。本文所用的農業研發支出資料（詳見表 5 之各國研發密集度，即該國農業總研發支出與農業 GDP 的比值），取自於農業科學與技術指標資料庫（Agriculture Science and Technology Indicators database，以下簡稱 ASTI

Database)。由於該資料庫中並未包含菲律賓與台灣之資料在內，所以這兩個國家的研發資料是利用 Pardy *et al.* (1998) 所計算的平均農業研究年支出與 Pray 與 Fugli (1998) 一文中的農業研發強度計算所得。

文中有關人力資本存量的資料係沿用陸怡蕙與施國珍 (2005) 中的方式，依循國外相關文獻的作法，以永續存貨法計算人力資本，再計算其變動率，其中人力資本的毛投資額以農業部門之高中入學人數代表，折舊率則假設為 6%。由於一般的人口統計並不提供農業部門高中入學人數之資料，因此我們是以農業人口數乘以高中入學人數佔總人口數的比例來進行估算。各國之高中入學人數與人口數等變數之資料取自 *Key Indicators of Developing Asian and Pacific*，其中。臺灣此類變數之資料取自《臺灣統計資料要覽》。

IV、實證結果

表 6 所列為利用 GAMS 軟體計算所得 Malmquist 生產力變動指數之十年幾何平均值。根據 Färe *et al.* (1994)，當 Malmquist 生產力變動指數的值大於 1 時，顯示該國之農業部門總要素生產力提升，若指數值小於 1，則表示其農業生產力呈現衰退的現象。因此，表 6 的結果呈現三種不同的成長型態。以東北亞的兩個國家——台灣以及韓國來觀察，本文的實證結果發現其農業生產力除了在 1981 年～1990 年期間呈現稍許衰退的現象，其他時期多半呈現農業生產力的提升；不過，如果以 Malmquist 生產力變動指數之累積值的時間趨勢來觀察，則可以發現這兩個國家之農業生產力的成長並沒有明顯上升或下降的趨勢。

表 6 Malmquist 生產力指數與其組成

東亞國家	Malmquist指數			
	1961-1970	1971-1980	1981-1990	1991-2001
中國	0.826	1.003	0.982	1.021
日本	1.032	1.027	1.013	1.023
南韓	1.033	1.010	0.992	1.022
台灣	1.012	1.000	0.989	1.014
印尼	0.973	0.995	1.008	1.020
馬來西亞	1.035	1.068	1.001	1.057
菲律賓	0.992	0.999	0.984	0.984
泰國	0.981	1.037	0.952	1.000
技術變動				
中國	0.904	1.001	1.001	1.011
日本	1.013	1.025	1.013	1.023
南韓	1.012	1.004	1.002	1.007
台灣	1.012	1.000	0.989	1.017
印尼	0.978	1.011	0.998	1.003
馬來西亞	1.014	1.005	1.013	1.039
菲律賓	0.992	0.999	0.984	0.984
泰國	0.959	1.035	0.951	0.998
效率變動				
中國	0.967	1.016	0.984	1.013
日本	1.024	1.002	1.000	1.000
南韓	1.024	1.013	0.991	1.017
台灣	1.000	1.000	1.000	0.997
印尼	0.991	1.001	1.015	1.020
馬來西亞	1.024	1.064	0.988	1.019
菲律賓	1.000	1.000	1.000	1.000
泰國	1.031	1.004	1.000	1.000

資料來源：本研究。

馬來西亞以及東北亞的另外一個國家——日本，則呈現另一種成長的型態。若以 Malmquist 生產力變動指數的十年幾何平均值來觀察，這兩個國家的農業生產力在 1961 年～2001 年期間，平均而言均呈現生產力的提升，而其生產力變動指數之累積值更呈現逐年上升的成長型態。剩餘的四個國家—菲律賓、印尼、泰國與中國則又呈現與前述四個國家完全不同的成長型態。菲律賓、印尼、泰國與中國的 Malmquist 生產力變動指數均有兩期以上的十年幾何平均出現小於 1 的數值，而這四個國家的生產力變動指數之累積值更呈現逐年下降的趨勢，其中以菲律賓的農業生產力衰退現象最為嚴重，這亦可由該國每期的 Malmquist 生產力變動指數十年幾何平均值均小於 1 看出一些端倪。

為了進一步瞭解造成東亞八國農業生產力變動的主要因素，我們將 Malmquist 生產力變動指數分解為來自技術面的變動與來自效率面的變動(如表 6 所示)。結果顯示，菲律賓、印尼、泰國與中國的農業生產力變動指數累積值之所以呈現逐年下降的趨勢，主要源自其農業生產技術的衰退，因此，即使這四個國家的生產效率逐年在改善(尤其是泰國與菲律賓)，由於生產技術衰退的負面影響遠超過效率改善對生產力的提升效果，其農業生產力的成長最終仍呈現逐年下降的趨勢。至於生產力變動指數累積值呈現逐年上升的日本以及馬來西亞，其在樣本期間多半同時有技術進步與效率改善的表現。東北亞的台灣由於多位在生產邊界上且技術面的變動並未呈現太大波動，因此，其農業部門生產力的成長並沒有明顯上升或下降的趨勢，韓國則在技術面與效率面的變動多半互有消長，因此，農業部門生產力的成長呈現與台灣類似的型態。

表 7 所示為各國不同成長型態的進一步解析。由於本文在探討影響東亞農業成長組成要素的因素時，特別強調農業部門無形資本的累積現象，因此，我們以經由研究發展與學校教育等累積的無形資本來解釋總要素生產力的變動。而進一步解析各國的不同成長型態時，由於影響技術變動率與效率變動率的因素並不相同，我們遂以農業技術研發、各國人力資源與可反映生

產規模的人均耕地面積等三類變數來解釋各國在技術進步與效率改善所呈現的不同型態，如此，不僅可以檢驗農業部門累積的研發資本是否是解釋各國技術變動率差異的主要因素，亦可瞭解在內生成長模型中所強調的人力資本究竟是影響各國之技術面或效率面。

表 7 實證模型迴歸估計結果

變 數	生產力變動率 ($cumTFP_t$)	技術變動率 ($cumTECH_t$)	效率變動率 ($cumEFFI_t$)
截距 ($\alpha_{TFP}, \alpha_{TECH}, \alpha_{EFFI}$)	81.973 (16.555)**	49.678 (13.108)**	14.630 (7.522)*
時間 (TIME)	-0.041 (0.008)**	-0.025 (0.007)**	-0.007 (0.004)*
農業研發資本 ($SRD_{i(t-1)}$)			
日本	0.284 (0.044)**	0.208 (0.034)**	---
中國 vs. 日本	-0.277 (0.046)**	-0.217 (0.035)**	---
南韓 vs. 日本	-0.611 (0.110)**	-0.495 (0.087)**	---
印尼 vs. 日本	-0.285 (0.044)**	-0.208 (0.034)**	---
馬來西亞 vs. 日本	-0.582 (0.093)**	-0.398 (0.078)**	---
菲律賓 vs. 日本	-0.438 (0.445)	-0.162 (0.349)	---
台灣 vs. 日本	-0.497 (0.192)**	-0.220 (0.154)	---
泰國 vs. 日本	-0.296 (0.052)**	-0.231 (0.042)**	---
農業人力資本 ($Human_K_{i(t-1)}$)			
日本	0.015 (0.005)**	---	0.007 (0.004)*
中國 vs. 日本	-0.014 (0.005)**	---	-0.007 (0.004)*
南韓 vs. 日本	-0.002 (0.005)	---	0.024 (0.008)**
印尼 vs. 日本	-0.009 (0.005)*	---	0.000 (0.004)
馬來西亞 vs. 日本	0.061 (0.020)**	---	0.103 (0.025)**
菲律賓 vs. 日本	0.002 (0.005)	---	0.004 (0.007)
台灣 vs. 日本	0.031 (0.017)*	---	0.054 (0.027)**
泰國 vs. 日本	0.002 (0.009)	---	0.004 (0.008)

表 7 實證模型迴歸估計結果(續)

變 數	生產力變動率 (<i>cumTFP_t</i>)	技術變動率 (<i>cumTECH_t</i>)	效率變動率 (<i>cumEFFI_t</i>)
人力資本×研發資本 (<i>SRD_{t-1}</i> × <i>Human_K_{t-1}</i>)			
日本	-0.014 (0.002)**	-0.010 (0.002)**	---
中國 vs.日本	0.014 (0.002)**	0.010 (0.002)**	---
南韓 vs.日本	0.047 (0.009)**	0.040 (0.007)**	---
印尼 vs.日本	0.014 (0.002)**	0.010 (0.002)**	---
馬來西亞 vs.日本	0.101 (0.018)**	0.065 (0.015)**	---
菲律賓 vs.日本	0.032 (0.047)	0.007 (0.036)	---
台灣 vs.日本	0.065 (0.030)**	0.024 (0.025)	---
泰國 vs.日本	0.014 (0.003)**	0.009 (0.003)**	---
人均耕地面積(<i>KLratio</i>)			
日本	---	---	0.462 (0.252)*
中國 vs.日本	---	---	2.170 (0.738)*
南韓 vs.日本	---	---	-1.293 (0.337)**
印尼 vs.日本	---	---	-0.101 (0.309)
馬來西亞 vs.日本	---	---	-0.444 (0.297)**
菲律賓 vs.日本	---	---	0.376 (0.400)
台灣 vs.日本	---	---	-0.440 (0.625)**
泰國 vs.日本	---	---	-0.088 (0.223)
調整後 R ²	0.864	0.864	0.864

資料來源：本研究。

註：1. *代表在 10% 顯著水準下顯著；**代表在 5% 顯著水準下顯著。

2. 括號內為標準差。

根據表 7 的似無相關迴歸的估計係數、式(9)與(10)式、以及以下的人力資本對效率變動的邊際效果方程式

$$\frac{\partial E[cumEFFI_t]}{\partial Human_K_{t-1}} = \alpha_{EFFI}^{HK} + \sum_{i=1}^7 (\lambda_i^{HK} \times Y_i)$$

我們可以進一步了解各國家人力資本對其農業部門總要素生產力變動率、技術變動率、以及效率變動率之影響效果。無形資本之邊際效果估計值（平均值）詳列於表 8。結果顯示，隨著研發資本的累積，日本的人力資本累積對其農業生產力變動以及技術變動的邊際影響效果逐漸減小。然而在中國與印尼，其人力資本對農業生產力變動之影響雖然不是很大，但隨著其研發資本的累積，人力資本對其農業總要素生產力以及技術變動的邊際效果卻是逐漸增強。其他國家如韓國、馬來西亞、台灣、以及泰國，其人力資本對

表 8 無形資本之邊際效果估計值（平均值）

變 數	生產力變動率 ($cumTFP_t$)	技術變動率 ($cumTECH_t$)	效率變動率 ($cumEFFI_t$)
農業人力資本			
日 本	-0.15375	-0.12054	0.00709
中 國	0.00100	0	-0.00023
南 韓	0.02822	0.01202	0.03105
印 尼	0.00600	0	0.00709
馬 來 西 亞	0.13324	0.03619	0.10979
菲 律 賓	0.01428	-0.00051	0.00709
台 灣	0.06743	0.00588	0.06106
泰 國	0.01500	-0.00062	0.00709
農業研發資本			
日 本	-0.48513	-0.34138	---
中 國	0.00700	-0.00900	---
南 韓	-0.27086	-0.23596	---
印 尼	-0.00100	0	---
馬 來 西 亞	-0.24582	-0.15701	---
菲 律 賓	0.25668	0.18849	---
台 灣	-0.17711	0.20096	---
泰 國	-0.01200	-0.02438	---

資料來源：本研究。

註：1：*代表在 10% 顯著水準下顯著；**代表在 5% 顯著水準下顯著。

2：括號內為標準差。

其農業總要素生產力變動以及技術變動的邊際效果，亦隨著其研發資本的累積而逐漸增強。此現象似乎說明人力資本以及研發資本對農業生產力變動以及技術變動之影響，在日本係呈現替代之關係，而在其他國家則呈現互補之效果。在大多數國家，人力資本對農業生產效率之改善有顯著正向影響，其影響效果以馬來西亞最大，台灣次之。

同樣地，藉由表 7 的係數估計值以及(11)式與(12)式的邊際效果式，我們可以進一步了解各國研發資本累積對其農業總要素生產力變動率以及技術變動率之影響效果。我們發現，研發資本對農業總要素生產力變動之影響較人力資本累積之影響為大。在日本，隨著其人力資本的累積，研發資本對其農業總要素生產力以及技術變動的邊際效果逐漸減小。其他國家，除了菲律賓以外，隨著其人力資本的累積，其研發資本對其農業總要素生產力變動以及技術變動的邊際效果卻是逐漸增強。此現象更加強了人力資本以及研發資本對農業生產力變動以及技術變動之影響，在日本呈現替代之效果，而在其他國家則呈現互補之效果。

雖然由 Malmquist 生產力指數的技術變動組成可瞭解各國家在既定投入水準下之生產邊界移動，但無法由該指數得知邊界的移動是由哪一國家所帶動。為了更進一步確認哪些國家為帶動最佳生產邊界變動的「革新者」，我們根據 Färe *et al.* (1994) 的定義，找出符合以下三項基準假設的國家，

$$\begin{aligned} TC^k &> 1 \\ D' \left(x^{k,t+1}, y^{k,t+1} \right) &> 1 \\ D^{t+1} \left(x^{k,t+1}, y^{k,t+1} \right) &= 1 \end{aligned}$$

在上式中，由於革新者是技術領先者，因此其技術變動指數值 TC^k 必須大於一，同時，在 t 期的技術水準下，使 (x^{t+1}, y^{t+1}) 成為可能的 (feasible) 生產組合所需的最大產出比例變動值必須大於一，此外，給定 x^{t+1} 的投入向量時，產出向量 y^{t+1} 的最大比例擴張值必須等於一。如表 9 所示，在固定規

模報酬的基準下，可以發現台灣和日本兩國家在研究期間展現了極佳的潛力，在四個期間均帶動生產邊界在 t 期與 $t+1$ 期間的移動，因而扮演著技術領先者的角色，由於這兩個國家亦一直是八國中農業研發支出最高者（詳見表 5），這個結果充分顯現農業技術研發在農業部門發展過程中的重要性。此外，表 8 的政策意涵在於找出可能的技術領先國之後，東亞各國可在尋求提昇自身農業生產力的同時，積極尋求與該區域的革新者或技術領先國進行農業生產技術的交流與合作，由此可見，台灣與日本未來在東亞各國的農業發展過程中，實扮演著舉足輕重的角色。

表 9 東亞八國帶動最佳生產邊界變動的革新者，1961-2001

年 份	固定規模報酬基礎情境	年 份	固定規模報酬基礎情境
1961 - 1962	—	1981 - 1982	—
1962 - 1963	—	1982 - 1983	—
1963 - 1964	—	1983 - 1984	日本、菲律賓
1964 - 1965	台灣	1984 - 1985	日本、泰國
1965 - 1966	—	1985 - 1986	—
1966 - 1967	印尼	1986 - 1987	台灣
1967 - 1968	台灣	1987 - 1988	台灣
1968 - 1969	—	1988 - 1989	菲律賓、台灣、泰國
1969 - 1970	日本、泰國	1989 - 1990	日本
1970 - 1971	台灣	1990 - 1991	—
1971 - 1972	—	1991 - 1992	台灣、泰國
1972 - 1973	—	1992 - 1993	—
1973 - 1974	印尼、日本	1993 - 1994	台灣
1974 - 1975	日本、菲律賓	1994 - 1995	日本、泰國
1975 - 1976	泰國	1995 - 1996	—
1976 - 1977	台灣、泰國	1996 - 1997	日本、台灣
1977 - 1978	日本	1997 - 1998	—
1978 - 1979	—	1998 - 1999	—
1979 - 1980	泰國	1999 - 2000	菲律賓
1980 - 1981	—	2000 - 2001	日本

資料來源：本研究。

V、結論

本研究嘗試透過多國的農業生產力分析，檢視農業技術研發與人力資源兩類無形資本累積與東亞地區各國農業成長的關聯。為了就各國不同的成長型態做進一步的解析，我們分別以農業技術研發、各國人力資源與可反映生產規模的人均耕地面積等三類變數來解釋各國在技術進步與效率改善所呈現的不同型態。在本文實證模型的設定下，可進一步檢視兩類無形資本之間的關係。結果顯示，隨著其研發資本的累積，日本的人力資本對其農業生產力變動以及技術變動的邊際影響效果逐漸減小，人力資本對其他東亞國家的農業總要素生產力變動以及技術變動的邊際效果則隨著其研發資本的累積而逐漸增強，此現象說明除了日本以外，人力資本以及研發資本對總要素生產力成長與技術變動的影響，均呈現互補的效果。本研究亦顯示在東亞八個國家中，大多數國家的人力資本對農業生產效率之改善有顯著正向影響，而其影響效果則以馬來西亞最大，台灣次之。

我們亦嘗試以 Färe *et al.* (1994) 的三項基準假設找出帶動最佳生產邊界變動的「革新者」，在固定規模報酬的基準下，可以發現台灣和日本兩國家在研究期間展現了極佳的潛力，在四個期間均帶動生產邊界的移動，因而扮演著技術領先者的角色，由於這兩個國家亦一直是八國中農業研發支出最高者，這個結果充分顯現農業技術研發在的重要性。此外，「革新者」的政策意涵在於找出可能的技術領先國之後，東亞各國可在尋求提昇自身農業生產力的同時，積極尋求與該區域的革新者或技術領先國進行農業生產技術的交流與合作，由此可見，台灣與日本未來在東亞各國的農業發展過程中，實扮演著舉足輕重的角色。

附 註

- 唯一的例外是 Luh *et al.* (2008)，而該文則強調國際研發外溢對東亞各國農業生產力的影響。
- 假設折舊率為 0.1，則農業的研發存量之計算如下：

$$SRD_t = (1 - \delta)SRD_{t-1} + RD_{t-1}$$

其中， RD_{t-1} 為國內在 $t-1$ 期的研發支出，而 δ 則為遺忘率。

- 有關干擾項相關迴歸方程組的相關討論，讀者可參考 Judge *et al.* (1985)，Chapter 12，Disturbance- Related Sets of Regression Equations。
- 干擾項在不同時點假設為零相關。
- 本文的產出變數只考慮農作物的產量，主要是由於東亞八國的農業生產以農作物為主。
- 由於本研究一開始蒐集資料時，未能獲得全部八國的農機具的完整資料，因此，並未將農機具納入計算，所以，可能導致生產力相關指數計算上的偏誤；不過，這並不至於造成後續迴歸分析的偏誤。我們如果以應變數發生衡量誤差 (Measurement Error) 的問題來檢視未將農機具納入生產力計算對後續迴歸分析所造成的影響，則以未納入農機具計算的指數作為應變數的迴歸模型如下：

$$Y_i = Y_i^* + \varepsilon_i = \alpha + \beta X_i + u_i + \varepsilon_i = \alpha + \beta X_i + v_i$$

上式中， Y_i^* 為納入農機具計算之生產力變動指數， v_i 為由迴歸式誤差 (母體干擾項， u_i) 以及衡量誤差 (ε_i) 所組成的誤差項，這個迴歸式的估計係數仍然符合不偏性 (Unbiasedness) (讀者可參考 Gujarati, P.524-525)。

參考文獻

行政院農委會，1961-2001。『農業統計年報』，台北：行政院農委會。

行政院農委會，1961-2001。農業統計資料庫。

林啓淵，1999。「台灣農業成長來源再探討」，『農業與經濟』。第 22 期，1-16。

張靜貞、陸怡蕙，1998。「比較兩岸三地生產力成長的來源」，『農業與經濟』，第 20 期，13-30。

陸怡蕙、施國珍，2005。「國際研發外溢效果對生產力的貢獻——臺、日、韓之比較分析」，《台灣經濟預測與政策》，第 36(1)期，103-130。

Aly, H. Y. and R. Grabowski, 1988. "Technical Change, Technical Efficiency, and Input Usage in Taiwanese Agricultural Growth," *Applied Economics*. 20: 889-899.

Ball, V.E., A. Barkaoui, J. C. Bureau, and J. P. Butault, 1996. "Agricultural Productivity in Developed Countries: A Comparison Between the United States and the European Community," in Conference Proceedings, Invited Papers, published by the Conference Secretariat of the Global Agricultural Science Policy for the Twenty-first Century, Melbourne, Australia, 21-50.

Bureau, J. C., J. P. Butault, and A. Barkaoui, 1992. "Productivity Gaps Between European and United States Agriculture," in Measuring Agricultural Productivity and Related Data for Regional, National and International Comparisons, edited by S. Narayanan and J. King, Agriculture Canada, Ottawa.

Caves, D.W., L.R. Christensen, and W.E. Diewert, 1982a. "Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers," *Economic Journal*. 92: 73-86.

Caves, D.W., L.R. Christensen, and W.E. Diewert, 1982b. "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity," *Econometrica*. 50: 1393-1414.

Capalbo, S.M, V.E. Ball, and M.G..S. Denny, 1990. "International Comparisons of Agricultural Productivity: Development and Usefulness," *American Journal of Agricultural Economics*. 72: 1292-1297.

Coelli T. J., D.S. P. Rao, C. J. O'Donnell and G. E. Battese, 2005. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, New York: Springer.

FAOSTAT, various years. Food and Agriculture Organization of the United Nations.

Färe, R., S. Grosskopf, B. Lindgren, and P. Roos, 1989. "Productivity Developments in Swedish Hospitals: A Malmquist Output Index Approach," Southern Illinois University, Discussion Paper No. 89-3.

Färe, R., S. Grosskopf, and C.A.K. Lovell, 1992. "Productivity Change in Swedish Pharmacies 1980-1989: A Nonparametric Malmquist Approach," *Journal of Productivity Analysis*. 3: 85-101.

Fulginiti, L., and R. Perrin, 1997. "LDC Agriculture: Non-parametric Malmquist Productivity Indexes," *Journal of Development Economics*. 58: 373-390.

Gujurati, D. N., 2003. *Basic Econometrics*, New York: McGraw-Hill.

Hayami, Y., and V. Ruttan, 1970. "Agricultural Productivity Differences among Countries," *American Economic Review*, 40: 895-911.

Judge, G. G., W. E. Griffiths, R. C. Hill, H. Lütkepohl and T-C. Lee, 1985. *The Theory and Practice of Econometrics*, New York: Wiley.

Kawagoe, T., Y. Hayami, and V. Ruttan, 1985. "The Intercountry Agricultural Production Function and Productivity Differences among Countries," *Journal of Development Economics*. 19: 113-132.

Lee, T. and Y. Chen, 1979. "Agricultural Growth in Taiwan, 1911-1972," In Agricultural Growth in Japan, Taiwan, Korea, and the Philippines, edited by Hayami, V. Ruttan and H. Southworth, The University Press of Hawaii, Honolulu.

Luh, Y. H., C. C. Chang, and F. M. Huang, 2008. "Efficiency Change and Productivity Growth in Agriculture: A Comparative Analysis for Selected East-Asian Economies," *Journal of Asian Economics*. 19: 312-324.

Pardey, P.G., J. Roseboom, and S. Fan, 1998. "Trends in Financing Asian and Australian Agricultural Research," in *Financing Agricultural Research: A Sourcebook*, edited by S.R. Tabor, W. Janssen, and H. Bruneau, The Hague: International Service for National Agricultural Research.

Pray, C. E. and K. Fuglie, 2001. "Private Investment in Agricultural Research and International Technology Transfer in Asia," United States Department of Agriculture, Agricultural Economic Report No. 805.

Terluin, Ida J., 1990. "Comparison of Real Output, Productivity and Price levels in Agriculture in the EC: A Reconnaissance," Ondezoekversag 69, Agricultural Economics Research Institute LEI, The Hague, Netherlands.

Zellner, 1962. "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests of Aggregation Bias," *Journal of American Statistical Association*. 57:348-368.

Accumulation of Intangible Capital as a Growth Determinant: The Evidence from East-Asian Agricultural Production

Yir-Hueih Luh*, Fung-Mey Huang**, Ching-Cheng Chang***,
and Shu-Yuan Lee****

Emphasizing the important role of R&D and education on agricultural production, this paper delineated the association of two intangible capitals with the growth of agricultural sectors in eight East Asian countries. Our empirical results suggest that while R&D stock is the major determinant for the sample countries' advancement in technology, human capital exhibits a statistically positive impact on the efficiency improvement. The efficiency improvement effect of human capital is the greatest for Malaysia, with Taiwan the second, among the eight countries. A further scrutiny of the relationship between the two intangible capitals indicates a complementary relationship between R&D stock and human capital, except for Japan. Under the constant-return-to-scale benchmark, the criteria suggested in Färe et al. (1994) were used to identify the innovators or technology leaders shifting the production frontier. Taiwan and Japan were found to be the major innovators during the sample period. Because these two countries had the highest percentage in R&D spending among the sample countries, this result further signifies the importance of R&D in the process of agricultural development.

Keywords: Intangible Capital, East-Asian Agriculture, Productivity Growth

* Professor, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

** Associate Professor, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.
(Corresponding Author)

*** Professor, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University, and Research Fellow at the Institute of Economics, Academia Sinica.

**** Associate Professor, Department of International Trade, Chihlee Institute of Technology.
The authors are grateful to the valuable comments from the three anonymous referees.