

# 台灣地區農業公共投資與 農業土地生產力的關係

李建強\*、許義忠\*\*

本文利用我國農業部門的總體資料，在生產函數中除了考慮原有之勞動與資本投入變數外，更進一步以政府對農業部門公共投資做為非農業部門投入的替代變數，探討我國農業公共投資（公共投資/土地）與農業土地生產力（產出/土地）的互動關係。我們以 Akino 與 Hayami (1974) 的模型為基礎，針對台灣地區 1952-2001 年的資料，在考量變數間内生結構性變化（endogenous structural break）下，檢測農業公共投資與農業土地生產力的長期及短期動態關係。我們的主要發現如下：第一，由共積檢定得出，農業公共投資與農業土地生產力在長期間呈顯著正向關係，農業公共投資的土地生產力彈性為 0.555。第二，在控制内生結構性變化下，農業土地生產力模型的長期均衡關係依舊獲得支持。第三，由弱外生檢定結果指出，長期間農業公共投資與土地生產力互為因果關係，顯示長期間農業部門的成長必須立基於政府對農業部門的公共投資；而在農業部門的成長的過程中，將可刺激政府對農業部門的公共投資，兩者相互影響。第四，由短期誤差修正模型檢定發現，農業公共投資是體系內失衡發生時的主要調整力量。第五，短期間農業土地生產力對農業公共投資的單向因果關係成立，反之不成立，由此顯見短期間政府無法彰顯對農業公共投資的成效。

**關鍵詞：**農業公共投資、農業土地生產力、結構性變化、共積

---

\* 國立中興大學應用經濟系副教授，本文的聯繫作者，E-mail: ccl@nchu.edu.tw。

\*\* 國立臺中技術學院財政稅務系助理教授。

作者感謝本刊主編徐世勳教授及三位匿名審查人的寶貴建議。惟文中若有任何疏失之處，當屬作者之責。

## I、前言

台灣自光復以來，農業的發展在這數十年中約可分為恢復期、再發展期、轉變期及持續發展期。由於農業部門相較於其它非農業部門是屬於較弱勢的產業，再加上我國耕地規模較小、比例也偏低，故農業生產力一直不易提高。但是，農業部門在整體經濟發展的過程中，每一個階段均分別扮演不同的角色，發揮不同的功能，角色功能雖然有所變化，但農業部門的重要性則是始終如一。就台灣農業發展策略依發展階段的不同可區分為三階段，包括 1945 至 1968 年為農業培養工業階段，1969 至 1990 年為支持農業及農民階段，1991 年之後為經濟自由化與國際化下的農業調適階段。因此，為了厚植我國農業部門的生產力，政府除了給予較直接的補貼外，對於如何提高農產品的競爭力及增加農民收益，更有賴於公共部門對農業及農民所提供之公共設施，以及為提昇農業部門之生產力所做的努力。

公共投資是整體投資活動中重要的一環，尤其是自凱因斯學派興起後，更是普遍受到學者的重視。政府的公共投資範圍包括很多，例如：造林、水利工程、漁港建設、資源規劃及開發、治山防洪、保育以及海堤工程等，此種由公共部門所提供的基礎設施可以降低人力資本成本，同時亦可提高農業生產力。因此，Barro (1981) 乃將公共投資及公共服務視為生產過程中一項重要的投入因素，至此，文獻上研究公共部門基礎建設與私部門活動的關係，或對私部門生產力之影響的研究便陸續出現。Mamatzakis (1999) 以希臘為例，探討公共投資及基礎建設與私部門的資本生產力是否具有長期關係，結果顯示增加公共投資可提高希臘私部門的生產力，而公共投資與私部門的資本生產力具有長期關係。

Duggal、Saltzman 與 Klein (1999) 修正 Aschauer (1989) 設定的新古典生產函數，並以非線性方法探討公共投資與生產力之關係，文中支持公共投資

對私部門生產力有顯著影響，然而與 Aschauer (1989) 最大的不同為公共投資對私部門生產力的影響為一非線性關係。此外，Felipe (2001) 對總合生產函數與公共部門基礎建設之生產力關係進行研究，該文指出許多文獻大都將兩要素的 Cobb-Douglas 生產函數加入第三種要素，如公共基礎建設 (public infrastructure) 進行延伸分析，例如 Aaron (1990)、Berndt 與 Hansson (1992) 及 Gramlich (1994) 等。文中對於使用 Cobb-Douglas 生產函數進行實證分析時所可能產生的缺點有諸多說明，然而作者卻指出將生產函數取自然對數後進行分析，是一種可以降低實證偏誤及符合某些假設下之經濟理論的作法。

Andrew (2002) 以美國大城市為例，考慮地方公共財 (特別是地方公共基礎建設) 與生產力及福利之關係。文中指出，地方公共投資的經濟效果受政治決策的影響，也與地方經濟成長及地方稅收等因素有關。Satya (2003) 以澳洲為例，探討公共投資對私部門成本結構及生產力的影響效果，該文採用 1968/69 至 1995/96 年的時間序列資料進行研究，結果顯示公共投資對私部門生產力的影響效果顯著為正，同時亦指出公共投資與私人資本及勞動具有替代關係。(註 1) 再者，Salinas-Jiménez (2004) 加入人力資本投入後，對西班牙地區之公共投資與私部門生產力之關係進行研究，文中發現公共投資是生產力成長的主要來源之一，不過公共投資對總生產力的成長影響有限，除非考慮外溢效果存在，此時公共投資對總生產力的影響將顯著為正。

Romeo 與 Yoshimi (2005) 也針對 1974 年至 2000 年的菲律賓農業部門進行分析。該文探討農業部門中公共投資與生產力成長之關係，文中指出公共投資建設可以藉由降低生產成本而提高農業部門的生產力。雖然在 1970 年代後期開始，公共投資對農業部門生產力的貢獻有下降的趨勢，然而到了 1990 年代時則便又開始復甦，顯見公共投資對農業部門生產力的影響仍然值得重視。國內相關文獻中，黃偉倫與許美玉 (2005) 亦指出若欲改善我國農業之生產效率，除了擴大規模以達固定規模報酬外，政府也應扮演主動積極的角色。同時，根據 Antle (1983) 分別對 47 個開發中國家以及 19 個已開

發國家所進行的研究結果不難發現，農業公共投資是否足夠，將是一國農業發展是否得以突破瓶頸的重要因素，故此結果亦顯示政府的農業部門公共投資對農業發展有其重要性，值得深入探討。(註 2)

一般而言，衡量生產力的方法有很多，較常見的有單位投入產出法，(註 3)亦即以任何一固定期間內，產出與要素投入間的比率，或者是每單位投入因素的產出。然而生產力又因產出或投入涵蓋範圍及分析方法之不同，而區分如下：

### 1.1 偏因素生產力 (partial factor productivity)

偏因素生產力係指僅考慮某一特定生產因素的投入，而不考慮其他投入因素，進而求出產出對此特定生產因素的比率，故又可稱為單一要素生產力。此種方法的優點是計算簡便，缺點則為無法提供完整的生產力變動概況，同時還會高估該特定投入因素的貢獻，忽略了其他因素的替代效果。此外，偏因素生產力無法突顯投入因素在品質方面的改善亦是其缺點，例如教育、管理制度與技術進步的改善，故許多學者建議在分析生產力時，宜盡量避免用偏生產力來解釋。

### 1.2 多因素生產力 (multifactor productivity)

多因素生產力主要是在衡量兩種以上生產因素總投入之產出效率，其優點為考慮之因素較廣，然而編製多因素生產力統計首先需要設立生產函數模型，並設算投入因素份額等，故其計算過程較為複雜。(註 4)例如：若農業產出以「附加價值」表示，則農業生產力的變動則是由各主要投入因素(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的部分，故可稱為多因素生產力。

### 1.3 總合因素生產力 (total factor productivity)

總合因素生產力係指總產出指數相對於總合因素投入指數的比率。而總合因素投入係指所有投入因素的加總，包括原始投入和中間投入因素在內。若欲計算總合因素投入，通常係以各投入因素份額作為權數來加總。而計算總合因素生產力時，大都採用投入因素之流量，惟最困難是投入流量資料估計不易，因此在編算的過程中，可以用各年產出指數除以總合因素投入指數來求得。(註5)

### 1.4 邊際生產力 (marginal productivity)

邊際生產力乃是指給定一個特定的生產函數，例如 Cobb-Douglas 生產函數，以求取各生產因素的邊際生產力。

上述四種生產力的衡量與分析各有其用途及優缺點。其中偏因素生產力適用於分析某一投入因素的產出效率，例如：土地生產力。其優點即為計算簡單且易懂，而缺點則為可能高估該單一因素之生產力。而多因素生產力之優點即是可用於計算兩種以上投入因素的產出效率，所以除了可補充偏因素生產力之不足外，亦可作為研究實質所得、就業等變動狀況之參考指標，同時，其變動趨勢更可做為研究技術變遷、外銷競爭力與生產成本負擔等之重要參考依據。惟其缺點是計算較為繁複，且相關資料不易取得。另外，透過總合生產力之編算雖可了解總合農業投入的產出效率，但因投入資料估算不易，特別是以因素份額的方式進行估計。因此，亞洲生產力組織 (Asian Productivity Organization, 以下簡稱 APO) 之多數會員國均未估算。至於邊際生產力分析則通常得先給定一個生產函數，同時亦涉及經濟理論的假定，故主要是用在解釋產出在各因素間的分配，以及生產過程中各因素的使用效率。

此外，國內學者的相關研究中，黃寶祚（1995）採用影子定價的短期理論模式處理，考量存在短期固定投入、遞延調整特性、投入異質性與產能利用率不為一等假設條件下進行指數分析，同時亦探討自 1951 年以來我國農業多因素生產力變動的趨勢效果。（註 6）再者，張靜貞與陸怡蕙（1998）亦採用 Malmquist 指數的計算來比較兩岸三地—台灣、香港與大陸—生產力成長來源的差異。該文乃藉由分析與比較兩岸三地生產力成長的來源，進一步解除了傳統的技術變動因素外，究竟還有哪些因素造成三地生產力的差異。另外，根據戴錦周與陳建宏（2005）亦指出，許多國外文獻也曾利用總體經濟資料來進行研究，如 Chan 與 Mountain（1983）即發現加拿大的農業部門是呈規模報酬遞增型態，且此規模報酬遞增更是 1952-1977 年間該國農業生產力成長的主要原因，而 Arnade（1998）則是大規模地對 70 個國家進行研究，並探討其在 1961-1993 年間的農業生產力變化。

國內晚近研究亦曾以不同方法對農業生產力進行探討，如陳祈良（2000）利用多元迴歸方程式建立成本函數，探討投入要素與產出之間的相關性。許智富與曾國雄（2002）以資料包絡分析法（Data Envelopment Analysis，以下簡稱 DEA）對台灣農業生產力進行評估。而楊奕農與楊明憲（2003）則以生產效率的觀點，對台灣農業部門之生產效率進行估計，該文認為過去研究農業生產效率的文章都是以線性的生產函數或成本函數迴歸模型為基礎，而這樣的假設將無法適用於樣本資料跨長期之時間序列模型，因為模型中可能存在結構性轉變。

因此，有鑒於現有文獻探討我國政府對農業部門公共投資與農業土地生產力關係之研究，至今考慮內生結構變化（endogenous structural break）之文章仍甚為匱乏，為明瞭我國現況，本文將以台灣地區 1952 至 2001 年間政府之農業公共投資（公共投資/土地）與農業土地生產力（產出/土地）的關係進行深入分析，並考量變數間的內生結構變化的影響，探討兩者之間的長、短期互動關係，我們將回答下列問題，包括：農業公共投資對農業土地生產

力的貢獻為何？兩者之間是否存在長期或短期的因果關係，亦即有在統計上的領先—落後的關係為何？農業土地生產力函數當短期間發生失衡時，究竟是何種要素投入主導變數調整至長期均衡？長達 50 年的時間序列資料是否會受到結構轉變的影響，而造成偏誤的估計結果？上述的實證結果將可與現有文獻的結論做一比較，而正確的估計農業部門的土地生產力函數，也可作為政府制定相關政策時的參據。

## II、理論架構與實證模型

根據 Akino 與 Hayami (1974) 文中指出，影響農業部門之因素大致可歸納為四類：(一)勞動 (Labor, 以下簡稱  $L$ )；(二)土地 (Land, 以下簡稱  $A$ )；(三)資本 (Capital, 以下簡稱  $K$ )；以及(四)非農業部門之投入 (non-farm current input, 以下簡稱  $G$ )，如農業部門之公共投資。在該文中，Akino 與 Hayami 以日本戰前及戰後之橫斷面 (cross-section) 資料估計日本農業部門的總合生產函數，由於其採用 Cobb-Douglas 型式之生產函數，並假設固定規模報酬，故將總合生產函數表示如下：(註 7)

$$Y_t = F(L_t, A_t, K_t, G_t) \quad (1)$$

一般而言，政府的公共支出依其對私人經濟活動所產生之效益的性質及使用時是否必須付費，可分成敵對且排他、敵對但非排他、非敵對且排他，及非敵對但排他等四類。(註 8) 雖然公共支出的性質有所不同，但前述的四種公共支出都是以投入要素的方式表現在生產函數中。因此本文式(1)中之投入要素除了考慮傳統的勞動及資本外，亦加入此項重要變數。另外，在(1)式中須特別說明的是，式中的  $G$  為一流量概念。文獻上，特別是在內生成長模型相關文獻中，一般考慮政府部門之公共投資對經濟成長影響時，大多將  $G$  視為一流量變數，如 Barro (1990)、Jones 與 Manuelli (1990)、Rebelo (1991)、

King 與 Rebelo (1990)、Jones、Manuelli 與 Rossi (1993)、Turnovsky (1996) 及 Chen 與 Lee (2005) 等。(註 9)

有鑒於非農業部門投入之重要性與日俱增，Akino 與 Hayami 除了於 1974 年所做的研究之外，Akino (1979) 更單獨研究日本 1900 年至 1965 年間的資料，藉由 Cobb-Douglas 生產函數及固定生產規模報酬的條件下，同除以土地並取對數，以單位土地生產力方式設定迴歸模型，探討農業部門之公共投資對農業土地生產力的影響，該文鎖定探討之因素，便是政府部門對農業部門之公共投資。根據其所得結論指出，農業發展倘若無政府部門的公共投資配合，則發展將會受限，日本從過去至現在，農業部門能夠發展良好，便是仰賴政府的大力支持，該文並特別指出，當前日本的發展過程，可做為開發中國家的借鏡。另外，文中除了在計量方法上依舊採用普通最小平方法之外，唯一不同之處，便是考慮了政府的農業部門公共投資對農業生產力的影響，本文將其推估的彈性值彙整如表 1。

表 1 Akino (1979) 之彈性值估計結果 (日本)

變數	資料個數(N=46)	資料個數(N=92)
勞動/土地	0.287~0.414	0.287~0.3
資本/土地	0.147~0.297	0.25~0.272
公共投資/土地	0.44~0.62	0.48~0.51

註：表中之數值為彈性值。

由表 1 可看出，政府對農業部門公共投資對農業土地生產力之彈性值約在 0.44 至 0.62 之間，此效果意味著政府對農業部門之公共投資的增加的確可促進農業部門土地生產力的提昇，而且此效果均大於勞動及資本對農業部門之總產出的影響，顯見此項投入因素所產生的效果在過去都被忽略了，直到 Akino (1979) 才開始被重視。此外，過去相關文獻大多係針對勞動、土地及資本與農業產出之關係為主要研究方向，特別是推估各生產要素之產出彈

性。Minami 與 Ishiwata (1969) 便是以日本 1953 年至 1965 年之橫斷面與縱斷面 (time series) 之資料，對勞動、土地及資本的農業產出彈性進行估計。Shintani (1971) 則以日本 1925 年至 1936 年之資料進行農業產出彈性的估計，不過該文之分析著重於橫斷面之分析。再者，Yuize (1964) 也以日本 1960 年至 1962 年之橫斷面資料對相同的主題進行探討。上述文獻之彈性值估計結果可彙整如表 2。

表 2 相關文獻之彈性值估計結果 (日本)

研究者(年)	Minami 與 Ishiwata (1969)	Shintani (1971)	Yuize (1964)
勞 動	0.7	0.3~0.5	0.4~0.6
土 地	0	0.3~0.5	0.2~0.4
資 本	0.3	0.1~0.2	0.2~0.5
資料類型	橫及縱	橫	橫

註：表中之數值為彈性值。“橫”表示橫斷面資料，“縱”表示縱斷面資料。

根據表 2 所示可發現，以長時間之縱斷資料進行分析時，土地之產出彈性幾乎為零，但是若以短時間之橫斷面資料來看，則土地之產出彈性則介於 0.2 至 0.5 之間，換言之，土地的產出影響短期效果較長期效果大出許多。另外，根據 Minami 與 Ishiwata (1969) 所做之研究可知，勞動之產出彈性明顯大於其他二位作者所得之結果甚多，資本之產出彈性亦有類似之結果。基於上述之分析，可由表 2 發現採用時間數列之縱斷面資料進行研究，其結果將與橫斷面資料差距甚大。因此，Akino 與 Hayami (1974) 再次以日本 1880 年至 1965 年共 86 年之資料，運用普通最小平方法進行估計，與前述文獻最大不同之處乃是 Akino 與 Hayami (1974) 除考慮勞動與資本之外，該文另以「農民受教育程度」做為非農業部門投入之替代變數，進行 13 條迴歸式之估計。此外，文中所推估出的為土地產出彈性值，與前述文獻所推估的產出彈性，在概念上並不相同，我們將其估得之彈性值整理如表 3。(註 10)

表3 Akino 與 Hayami (1974) 之彈性值估計結果(日本)

變數	最高(年度)	最低(年度)
勞動/土地	0.465 (1930)	0.25 (1965)
資本/土地	0.357 (1965)	0.119 (1935)
農民受教育程度	0.731 (1965)	0.14 (1930~1935)

註：表中之數值為彈性值。

由表3可看出，Akino 與 Hayami (1974)所估計出的勞動之土地生產力彈性最高為1930年之0.465，最低則為1965年的0.25。另外，教育之土地生產力彈性則在0.14至0.73之間，換言之，從1930年代至1960年代，日本農業部門之勞動土地生產力彈性是呈現遞減的趨勢；反之，資本土地產力彈性則呈現遞增的趨勢。而非農業部門之投入-「農民的受教育程度」，則是由1930年代的0.14提高至1960年代的0.73左右，顯示此非農業部門之因素對農業土地生產之貢獻由小逐漸增大，幾乎是一項不容視的重要因素。

而有關農業部門之生產函數與政府對農業部門公共投資之關係的研究，在國外文獻部份，大多都是以日本為主要研究對象，國內文獻部份則相對較少，杜玉娟(1991)曾以台灣地區1985年至1990年共6年之追蹤資料(panel data)，採用與Akino (1979)相同之普通最小平方法，分析「加速農村建設計劃」之公共投資對農業土地生產力的影響，我們將其估計結果彙整如表4。對照表1與表4之「公共投資/土地」項，不難發現以台灣地區1985年至1990年之資料所估計出之土地產出彈性明顯低於日本甚多。(註11)換言之，在杜玉娟(1991)以個別單項公共投資計劃的分析下，可由表4得到一個較粗略的結果，即就台灣而言，政府部門對農業部門所做之公共投資，其所能獲得之成效並不大，故政府似乎不須投注太多公共投資。此項結果將可能導致政府對農業部門公共投資有減少必要之偏誤涵義，故實有重新檢視之必要。

表 4 杜玉娟 (1991) 之彈性值估計結果 (台灣)

變數	估計結果
勞動/土地	-0.168
資本/土地	0.023
公共投資/土地	0.141

註：表中之數值為彈性值。

同時，根據上述之分析結果我們發現，現有國內、外文獻均有以下幾個共同的問題：第一，就計量方法而言，雖然 Akino (1979) 爲了避免土地與勞動有強烈的共線性問題，故假設在規模報酬固定下，以單位土地的形式來進行迴歸式估計，而杜玉娟亦爲了避免一階自我相關的問題，所以也採用了「一階自我迴歸反覆估計法」來加以修正。然而，誠如 Akino (1979) 文中所言，以普通最小平方法來做農業總合生產函數之迴歸式估計時，會產生統計上的偏誤，特別是只以橫斷面的資料進行分析。第二，近年來已發現許多總體經濟時間數列普遍存在非恆定 (non-stationary) 性質，若以多個非恆定時間數列進行迴歸分析時，則可能會出現假性迴歸 (spurious regression) 的現象。所以爲了解決此一問題，實證上應採用共積 (cointegration) 分析，以得到有效的統計推論。第三，就資料而言，由前面表 2 亦可知採用橫斷面資料與縱斷面之資料所得之結論差異頗大，所以若要確知台灣地區政府部門之公共投資對農業土地生產力的長、短期影響究竟爲何，實有必要重新以更完整時間數列資料，採用較適當的計量方法，重新進行估計。第四，近五十年來台灣農業政策的改革與總體經濟環境的轉變是否會影響變數間的相關性，造成偏誤的估計結果？在長期間資料的實證應用中，變數間的內生結構變化必須加以控制，方能得出適切的分析結果。(註 12)

是故，本文以 Akino 與 Hayami (1974) 及 Akino (1979) 的土地生產力模型爲基礎，以政府對農業部門公共投資做爲非農業部門投入 ( $G_t$ ) 之替代變數，在假設農業總合生產函數爲 Cobb-Douglas 函數及固定生產規模報酬下，同除以土地 ( $A_t$ ) 並取對數，因此以單位土地生產力設定的本文實證模型

可表示如下：(註 13)

$$LYA_t = \beta_0 + \beta_1 \times LLA_t + \beta_2 \times LKA_t + \beta_3 \times LGA_t \quad (2)$$

其中， $LYA$  表示  $\ln(Y/A)$ ， $LLA$  表示  $\ln(L/A)$ ， $LKA$  表示  $\ln(K/A)$ ， $LGA$  表示  $\ln(G/A)$ 。而係數  $\beta_i$ ， $i=1,2,3$ ，即可表示各生產要素的土地生產力彈性。由於本文實證期間長達 50 年，台灣的農政政策及總體經濟環境的改變必須加以控制，因此必須考量變數間的內生結構變化，方能探討農業公共投資與土地生產力的長、短期動態互動影響，以確切得知政府所支用的每一元，究竟可以得到多少成效。

本文共分為四節，除第一節為前言外，第二節為理論架構與實證文獻回顧；第三節則為實證分析，以 Dickey 與 Fuller (1981) 之 ADF 法及考量內生結構性變化之 Zivot 與 Andrew (1992) 之 ZA 單根檢定法，先對變數進行單根檢定 (unit-root test)，再以 Johansen (1988) 之最大概似法及 Gregory 與 Hansen (1996) 之內生結構性變化之 GH 法，進行共積分析，藉以驗證農業土地生產力、勞動、資本及政府部門公共投資等四個變數之間的長期均衡與因果關係，最後再利用 Granger (1988) 考慮誤差修正項之向量誤差修正模型 (vector error correction model，以下簡稱 VECM) 進行變數間短期互動的 Granger Causality 因果關係測試，探討農業公共投資與農業土地生產力的領先、落後之關係；第四節則將研究結果歸納成結論，並提供進一步研究的方向。

### III、實證結果分析

#### 3.1 資料說明

本文利用台灣地區 1952 年至 2001 年共 50 年的年資料進行實證分析。根據前台灣省政府農林廳之統計，我們以農業生產總值 (以下簡稱  $Y$ ) 作為產出變數。(註 14) 另外，「勞動」變數 (以下簡稱  $L$ ) 以農業部門就業人口

為變數，而「資本」之資料則採用行政院主計處彙編之「國民所得統計摘要」中的農業部門固定資本形成毛額（以下簡稱  $K$ ）。（註 15）另外，政府對農業部門公共投資則以前台灣省政府財政廳發行之「台灣省財政統計年報」中之政府對農業公共投資做為本項變數之資料（以下簡稱  $G$ ）。（註 16）此外，為了表現出單位土地之生產力，本文將上述變數均同除以「土地」（以下簡稱  $A$ ），而此項資料則可由前台灣省政府農林廳發行之「台灣農業年報」中獲得。值得注意的是，關於農業資本變數的設定，本文曾經由行政院主計處的資料進行蒐集，由於行政院主計處對農業資本形成毛額之估計係採用支出法，即從需求面估計各購買主體之資本支出。而農業部門之資本形成毛額又分為固定資本形成毛額與存貨增加兩項。前者按固定資本型態別，主要包括：土地之開墾及改良支出，林區、耕地及果園之開發、運輸工具、機器設備及種畜、役畜及乳牛等，後者則分為原材料、在產品、家畜及產成品等。而上述農業固定資本形成毛額是一流量概念，欲求各年度農業實質資本存量，則必須回溯至 1988 年的國富調查。根據李舟生與李振芳(1997)文中指出，可以採用 1988 年國富調查之農業資本存量淨值為基礎，依逐年之固定資本形成、固定資本消耗，以基點差補法推估。但由於固定資本消耗的資料只能由 1980 年取得，然而本文的重點討論農業土地生產力的結構改變問題，我們取用長達 50 年的資料，因此採用資本存量推估值有期間太短的問題，因此本文採用農業部門固定資本形成毛額作為替代變數。（註 17）

表 5 分析本文原始變數的基本資料。在 1960 年，根據前台灣省政府財政廳發行之「台灣省財政統計年報」得到之農業生產總值佔政府對農業公共投資的 12.47%，到了 2000 年，此比例減少至 0.87%，這 40 年之間，農業生產總值佔政府對農業公共投資共衰退了 14 倍之多。另外，在 1960 年農業生產總值為 25,754,895（千元），到了 2000 年，此一數字增加為 363,791,073（千元），40 年之間成長了約 14 倍；而政府對農業公共投資亦由 1960 年的 206,478,624（千元）增加至 2000 年的 41,776,000（百萬元），在這 40 年間

成長了 202 倍。至於農業部門的勞動投入則由 1960 年之 1742 千人減少為 2000 年之 740 千人，顯見農業部門之勞動人口有大量外移之現象。至於土地面積則自 1990 年以後呈現下滑的趨勢，2000 年為 851,495 公頃。

表 5 原始資料的基本統計

年份	農業生產總值 (Y,單位:千元)	農業勞動投入 (L,單位:人)	農業資本投入 (K,單位:千元)	農業公共投資 (G,單位:千元)	土地 (A,單位:公頃)
1960	25,754,895	1,742,000	1,559,000	206,478,624	869,223
1970	53,153,845	1,681,000	3,308,000	776,393,200	905,263
1980	213,474,217	1,277,000	13,732,000	3,457,257,936	907,353
1990	313,544,049	1,064,000	24,072,000	25,698,000,000	890,089
2000	363,791,073	740,000	15,906,000	41,776,000,000	851,495

資料來源：本研究整理。

本文依據 Akino 與 Hayami (1974) 的模型為基礎，在假設農業總合生產函數為 Cobb-Douglas 函數型態，以及固定生產規模報酬下，同除以土地並取對數進行土地生產力彈性的估計，實證模型採用(2)式，各變數的時間趨勢圖形彙整於圖 1。由圖 1 可看出，隨著時間的經過，農業土地生產力、政府對農業公共投資與農業資本皆呈遞增的趨勢，只有勞動力呈快速遞減。此外，就實證的角度而言，亞洲生產力組織將各種農業生產力按其測量方法的深淺繁易，分為以下三類：第一，初級的測量方法：包括單位面積產量、土地毛生產力及勞動毛生產力。第二，次級的測量方法：包括勞動淨生產力及資本/產出率。第三，第三級的測量方法：包括總資源生產力及邊際生產力。(註 18) 本文採用的方法以初級測量方法中的土地毛生產，所以為了表現出單位土地之生產力，因此本文將所有變數均除以「耕地面積」再取對數處理成為本文的實證變數，分別為  $LYA$ ,  $LLA$ ,  $LKA$  及  $LGA$ 。

為探究變數間的互動關係，以下透過共積方法的分析，並考量變數間內生結構性改變，以找出這些變數間的長期均衡關係，以及短期間的動態調整

行為，並探討長、短期的因果關係，以瞭解政府之農業部門公共投資對農業土地生產力之全面性影響。

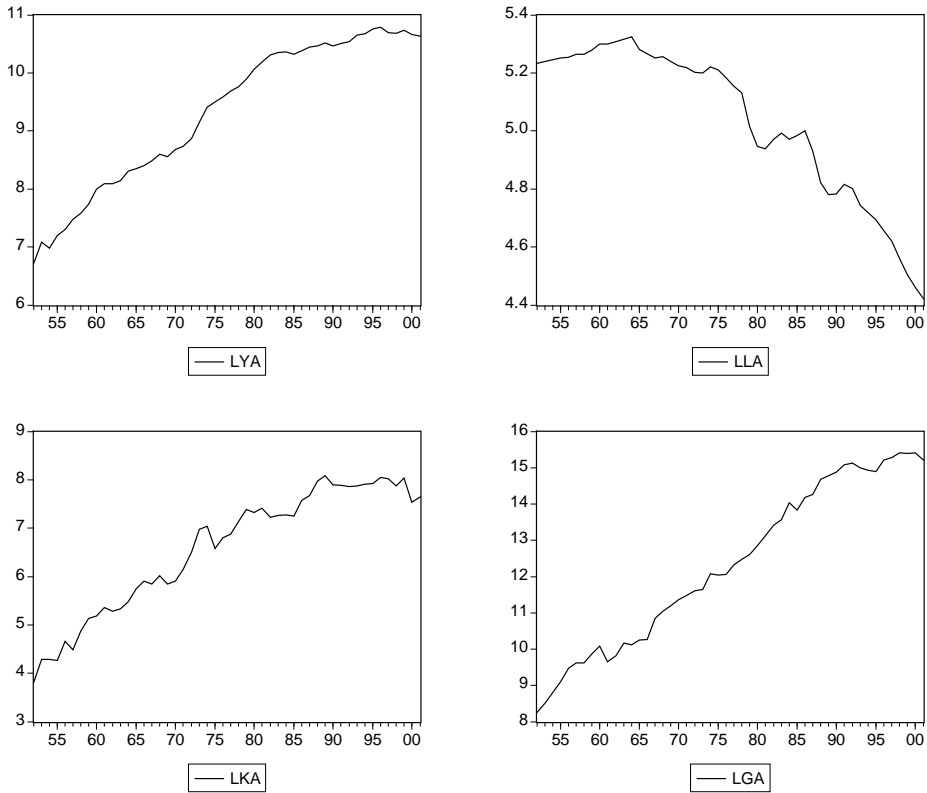


圖 1 實證變數之時間數列趨勢圖 (1952-2001)

### 3.2 變數的恆定性分析：單根檢定

在進行共積分析前，我們必須先確認所使用的經濟變數是否為恆定，因此應對各變數進行單根檢定。在此我們以 Dickey 與 Fuller (1981) 的擴充型 DF 單根檢定法 (ADF) 進行檢測，ADF 方法包括三種模型：模型 A 為純粹隨機漫步 (random walk) 模型，無截距項 (drift term) 與無時間趨勢項

(time trend)，模型 B 包括截距項但無趨勢項，模型 C 則同時包含截距項及時間趨勢項。(註 19) 我們依據 Doldado、Jenkinson 與 Sosvilla-Rivero (1990) 的抉擇順序來決定最適模型，(註 20) 而最適落後期數則以 Reimers (1992) 所採用的 SBC (Schwarz, 1978; Bayesian Information Criterion) 進行選取。(註 21) SBC 的計算如下：

$$SBC = N * \ln(SSR) + k * \ln(N) \quad (3)$$

其中，N 為樣本數，k 為參數的個數，SSR 為殘差平方和。由表 6 的 ADF 檢定結果可知，以 5% 顯著水準為判定水準時，LYA 及 LGA 的最適模型為包含截距項但不含趨勢項的模型 B，而 LLA 及 LKA 則為同時包含截距項及趨勢項的模型 C，所有變數的水準項均無法拒絕單根的虛無假設，一次差分項均顯著拒絕單根之虛無假設，表示本文所使用的變數均具單根性質。

表 6 ADF 單根檢定

變數	最適模型	水準項	一次差分項
LYA	B	-2.667(1)	-6.307(0)**
LLA	C	-1.241(2)	-5.915(1)**
LKA	C	-0.839(4)	-7.347(3)**
LGA	B	-1.798(0)	-7.228(0)**

註：“\*\*”表示在 5% 之顯著水準下棄卻變數具單根的虛無假設，臨界值詳見 Mackinnon (1991)。括號內的數字為 SBC 決定的最適落後期數。

然而傳統的 ADF 檢定並未考量時間序列資料發生結構改變的情形，因此 Zivot 與 Andrew (1992) 提出考慮內生結構性變化的 ZA 單根檢定模型，亦即結構改變的時間點由體系內的資料特性決定，而非由主觀加入外生性 (exogenous) 的結構改變時間點。(註 22) ZA 單根檢定包含下列三種模型：

$$\text{模型 A: } \Delta Y_t = \mu_1^A + \gamma_1^A t + \mu_2^A DU_t(\lambda) + \alpha^A Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{模型 B : } \Delta Y_t = \mu_1^B + \gamma_1^B t + \gamma_2^B DT_t^*(\lambda) + \alpha^B Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{模型 C : } \Delta Y_t = \mu_1^C + \gamma_1^C t + \mu_2^C DU_t(\lambda) + \gamma_2^C DT_t^*(\lambda) + \alpha^C Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{k-1} \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中，當  $t > T\lambda$  時， $DU_t(\lambda)$  為 1 且  $DT_t^*(\lambda) = t - T\lambda$ ，否則為 0。而  $\lambda$  為結構改變發生點， $1 < \lambda < 0$ ， $\lambda = T_B / T$ ， $T_B$  為結構性變化的時點。上述模型 A 表示允許變數截距項發生結構改變，模型 B 表示允許結構性變化發生於時間趨勢項，模型 C 則允許結構性變化同時發生於截距項及時間趨勢項。

然而由前述 ADF 方法得出的變數非恆定結果，是否有可能因為檢定過程忽略結構改變的原因？本文為求取單根檢定結果的頑強性 (robust)，進一步採用 ZA 單根檢定進行檢測，ZA 方法的最適落後期數同樣依據 SBC 準則進行選取。由表 7 及圖 2 的檢定結果可知，以 5% 顯著水準為判定水準時，在考慮內生結構性變化下的 ZA 單根檢定，所有變數的水準項均無法拒絕單根的虛無假設，一次差分項均顯著拒絕單根之虛無假設，表示本文所使用的變數均具單根性質。由此可見，在控制變數內生結構性變化後，依然不影響本文單根檢定的結果。

表 7 ZA 單根檢定

變數	最適模型	水準項		一次差分項	
		$t(\hat{\lambda}_{inf})$	結構改變點	$t(\hat{\lambda}_{inf})$	結構改變點
L YA	B	-3.247 (0)	1983	-8.170 (0)**	1975
L LA	C	-2.556 (2)	1974	-6.496 (1)**	1982
L KA	C	-1.768 (4)	1990	-8.104 (3)**	1972
L GA	B	-3.498 (0)	1988	-8.677 (0)**	1963

註：“\*\*”表示在 5% 之顯著水準下棄卻變數具單根的虛無假設，臨界值詳見 Zivot 與 Andrew (1992)。括號內的數字為 SBC 決定的最適落後期數， $t(\hat{\lambda}_{inf})$  為 ZA 統計量。



圖 2 變數水準項與一次差分項之 ZA 内生結構性變化單根檢定圖

### 3.3 農業公共投資對農業土地生產力的貢獻：Johansen 的共積分析

由單根檢定的結果顯示，所有變數皆為  $I(1)$  數列，因此無法以傳統迴歸分析進行實證估計，而必須採用共積分析法。(註 23) 在此我們以 Johansen (1988) 的最大概似估計法 (maximum likelihood estimation) 進行估計，以(2)

式為實證模型依據，探討農業土地生產力、農業勞動投入、農業資本投入與農業公共投資等四個變數間的長期均衡關係。由於 Johansen 的共積分析係以 VAR 模型為分析基礎，因此我們必須先選取適當的落後期數，因為落後期數的設定愈長，模型中所需估計的參數就愈多，自由度就會減少，如此將可能造成過度參數化，使模型變得沒有效率；反之，過短的落後期數，則會使得殘差項不是純白噪音（white noise），產生偏誤的估計。因此對於落後期數的選取，應通過對 VAR 模型進行的殘差錯誤設定之檢定（residuals misspecification tests），以提高模型估計的效率。（註 24）

方法上是從落後 1 期開始檢定，若無法通過序列相關檢定則再增加落後期數，直到找出最小落後期使殘差項為純白噪音。由表 8 的檢定結果我們可以確定，VAR 模型在 5% 的顯著水準下殘差項均無序列相關，最適落後期數為 2，表中自我相關檢定為 Ljung 與 Box (1978) 的 Q 統計量。在選定適當的落後期數後，為周研考量變數間的線性趨勢（linear trend）與二次趨勢（quadratic trend）之共積關係，本文運用 Johansen (1988) 提出的五個向量自我相關模型的最大概似法進行檢定，五個模型分別為：

$$H_0(r): \Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + \alpha \beta' X_{t-1} + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$H_1^*(r): \Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + \alpha (\beta', \beta_0) (X'_{t-1}, 1)' + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$H_1(r): \Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + \alpha \beta' X_{t-1} + \mu_0 + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$H_2^*(r): \Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + \alpha (\beta', \beta_1) (X'_{t-1}, t)' + \mu_0 + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$H_2(r): \Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-(k-1)} + \alpha \beta' X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 t + \varphi D_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

上述五個模型的選取本文依據 Nieh 與 Lee (2001) 引用 Osterwald-Lenum (1992) 的模型選取法則，模型 1 至模型 5，由左至右，由上至下，直到無法拒絕虛無假設為止，即可決定最適共積模型，亦即

$$\begin{aligned}
& H_0(0) \rightarrow H_1^*(0) \rightarrow H_1(0) \rightarrow H_2^*(0) \rightarrow H_2(0) \rightarrow H_0(1) \rightarrow H_1^*(1) \\
& \rightarrow H_1(1) \rightarrow H_2^*(1) \rightarrow H_2(1) \rightarrow \dots \rightarrow \dots \rightarrow H_0(p-1) \rightarrow H_1^*(p-1) \\
& \rightarrow H_1(p-1) \rightarrow H_2^*(p-1) \rightarrow H_2(p-1)
\end{aligned}$$

由表 9 的檢定結果可知，最適模型為模型 1 ( $H_0$ )，表示模型序列與共積方程皆無截距項與時間趨勢項，變數間存有一個共積向量，因此我們可以認定在農業土地生產力的實證模型中變數間存有一種穩定的長期均衡關係，故本文以此共積向量關係做為本文分析之依據。(註 25) 將共積向量對  $LYA$  進行標準化 (normalization) 後的估計結果如下：

$$LYA = 0.058 * LLA + 0.204 * LKA + 0.555 * LGA \quad (12)$$

由式(12)的估計結果可知，政府對農業部門之公共投資對農業土地生產力的影響效果為正，彈性值為 0.555，顯示平均政府對農業部門之公共投資增加 10%，則農業土地生產力將會增加 5.55%。此項政府對農業部門之公共投資的估計結果比杜玉娟 (1991) 的估計結果 0.141 大了許多，但與 Akino (1979) 的結果 0.44~0.62 卻非常接近，顯示過去採用不適當的實證方法及實證資料的不足，皆會影響估計結果的有效性。而在促進農業土地生產力的影響效果中，由式(12)亦不難發現，政府對農業部門之公共投資比其它傳統的勞動與資本等生產要素的影響效果 0.058 及 0.204 高出許多。此外，生產函數的彈性值總合為 0.817，此與國外文獻如 Akino (1979) 所估計之 0.87，Shintani (1971) 與 Yuize (1964) 所估計之 0.9 相似，均接近 1。最後，我們將要素投入係數限制為 1 的條件代入共積模型中，也發現本文的實證結果並不會受到影響。(註 26)

表 8 VAR 模型的殘差項自我相關檢定

模 型	落後期數	LM(1)	LM(4)
$LYA, LLA, LKA, LGA$	2	14.627[0.552]	15.649[0.477]

說明：[ ]內為 P 值。

表 9 Johansen 共積向量個數檢定

Rank	模型 1 ( $H_0$ )		模型 2 ( $H_1^*$ )		模型 3 ( $H_1$ )		模型 4 ( $H_2^*$ )		模型 5 ( $H_2$ )	
	統計量	5%臨 界值	統計量	5%臨 界值	統計量	5%臨 界值	統計量	5%臨 界值	統計量	5%臨 界值
$r = 0$	28.26	23.80	30.18	28.14	28.19	27.07	38.83	31.46	41.07	30.33
$r \leq 1$	<b>14.20</b>	<b>17.89</b>	15.31	22.00	15.92	20.97	23.60	25.54	10.42	23.78
$r \leq 2$	7.54	11.44	11.05	15.67	10.19	14.07	12.91	18.96	6.34	16.87
$r \leq 3$	3.47	3.84	6.71	9.24	0.98	3.76	3.51	12.25	2.37	3.74

註：粗體字表示依照 Nieh 與 Lee (2001)的選取法則，選取在 5%顯著水準下，由模型 1 至模型 5，再由低矩至高矩，所選出的共積模型，臨界值詳見 Osterwald-Lenum (1992)。

式 (12)中勞動彈性值偏低的原因，可由表 5 及圖 1 的基本資料得知，台灣自 70 年代中期以後，勞動投入呈現逐年遞減的趨勢，顯見農業部門之勞動人口有大量外移之現象，因此農業部門勞動投入對土地生產力的影響以長期資料所推估的貢獻也就較低。另一個可能的原因是由於隨著台灣農業生產方式的改變，由早期倚賴勞動投入的方式，隨著農業生產技術的精進及農業精緻化的要求，勞動力的需求也就較不重要，上述結果和戴錦周與陳建宏 (2005) 所得看法雷同。該文探討戰後日本農家總要素生產力成長之分解及其影響因素，文中指出，若將日本農家總要素生產力成長率分解為規模經濟效果、技術進步、經濟效率的變動和價格調整效果，則針對經濟效率而言，由於農業勞動力的高齢化（年輕農業人口向非農業部門流出），以及新的農業從事者減少，使農業就業人口平均年齡偏高，以日本為例，60 歲以上農業就業人口比率在 2000 年時高達 64.8%，因此形成耕作放棄，或土地利用的粗放化，農業生產活動停滯，自然環境及國土保全機能低落，同時對於新技術的採用、管理知能的應用以及資源配置上，也都將因生理老化而效率不彰。另外，早在 1995 年黃寶祚便曾探討台灣農業多因素生產力的長期趨

勢，該文認為早期台灣地區農業發展策略屬於非整合型(non-integrated)策略，係經由成功的運用勞力密集技術，普及至整個農業部門，故乃促成第一階段（1951年至1971年）的農業生產力黃金成長，亦是早期促成農業資源釋出的最有利籌碼。但相對地，由於農業本身朝小農化持續調整，造成農業部門規模經濟相對於其它部門成效不佳，且投入結構之人口年齡老化、優良耕地難以擴大、農業機械化的低實現率，而這些均是近二十年（第二階段）台灣農業存在的重要問題。

另外，農業部門的資本投入雖然呈現成長的趨勢，但是相對於政府公共投資的投入，其成長幅度相對較平緩，因此其彈性值相對為低。此結果與 Lee 與 Chen (1979) 以及 Aly 與 Grabowski (1988) 之研究結論相符合，上述文獻認為投入因素增加所帶來的成長率大於來自技術的進步。回顧過去可知，台灣農業發展策略依發展階段的不同可分為三階段，包括 1945 至 1968 年為農業培養工業階段，1969 至 1990 年為支持農業及農民階段，1991 年之後為經濟自由化與國際化下的農業調適階段。因此早期會較注重勞動及資本等傳統生產要素，但隨著台灣農業經濟活動的轉型，生產要素的需求會跟隨改變，尤其因應自由化及國際化的要求，政府部門所扮演的角色將益顯重要。是故，在衡量農業部門的土地生產力時，若加入其它重要的投入因素後，勢必會出現不同的結果。

接著利用 Johansen 與 Juselius (1990) 的方法，對整體共積向量模型進行係數值檢定，以瞭解實證期間各外生變數對農業土地生產力的影響是否顯著。由表 10 的檢定結果可知，在 5% 的顯著水準下，模型中政府對農業部門公共投資的影響效果是相當顯著， $\chi^2_{(1)} = 7.11$ 。由此可知，若要提高農業部門的生產力，政府應致力於農業部門之公共投資的有效提供，此點正映證了 Akino (1979) 指出農業發展倘若無政府對農業部門公共投資的配合，則發展將會受限之結論。

表 10 共積向量係數之顯著性檢定

模型	<i>LLA</i>	<i>LKA</i>	<i>LGA</i>
<i>LYA, LLA, LKA, LGA</i>	0.04	0.16	7.11**
P 值	[0.83]	[0.68]	[0.01]

註：採 LR 的檢定統計量，為  $\chi^2(r)$  檢定，[ ]內為 *p* 值。\*\* 表示 5%顯著水準。

此外為瞭解變數間的長期因果關係，我們採用 Johansen (1992) 提出概似比率 (likelihood ratio) 來檢定體系內變數是否存在弱外生 (weak exogeneity) 的特性，亦即檢定  $\alpha$  矩陣的列是否為零，虛無假設為

$$H_o : \alpha_{ij} = 0, \quad j = 1, \dots, r \tag{13}$$

檢定結果若無法拒絕為零的虛無假設，則表示此變數是弱外生的變數，因此在實證模型中，此變數為其他非弱外生變數的“因” (cause)；反之，若拒絕虛無假設，則表示此變數與其他非弱外生變數之間具有雙向因果關係 (bi-directional causality)。Mosconi 與 Giannini (1992) 及 Arestis、Demetriades 與 Luintel (2001) 均是以弱外生檢定作為變數間長期因果關係的表現。由表 11 的弱外生性檢定之結果可知，在 5%的顯著水準下，農業土地生產力與政府之農業公共投資均顯著異於零，顯示兩者之間互為因果關係。由此可見，長期間農業部門的成長必須立基於政府的公共投資，而在農業部門的成長的過程中，將可刺激政府對農業部門的公共投資，兩者之間相互影響。

表 11 弱外生性檢定

變數	<i>LYA</i>	<i>LLA</i>	<i>LKA</i>	<i>LGA</i>
統計量	3.825**	1.375	8.014**	13.807**
P 值	[0.05]	[0.240]	[0.004]	[0.000]

註：採 LR 的檢定統計量，為  $\chi^2(r)$  檢定，[ ]內為 *p* 值。“\*\*\*”表示 5%顯著水準。

### 3.4 結構轉變的影響：內生結構性變化的分析

由於本文實證期間長達 50 年，此期間由於農業政策與總體經濟環境的變化，是否會影響共積檢定的結果，產生偏誤的解釋？這是一個合理的質疑。為控制變數間的內生結構性變化的影響，本文以 Gregory 與 Hansen (1996) 之內生結構性變化的 GH 共積檢定，探討變數間的長期均衡關係。Gregory 與 Hansen (1996) 係結合 Engle 與 Granger (1987) 以殘差為基礎 (residual-based) 的兩階段共積方法與 ZA 的單根檢定法，所推展出的模型，包括下列三種共積模型：

$$\text{模型 A : (C) } y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t(\tau) + \beta_1 X_t + e_t \quad (14)$$

$$\text{模型 B : (C/T) } y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t(\tau) + \gamma + \beta_1 X_t + e_t \quad (15)$$

$$\text{模型 C : (C/S) } y_t = \mu_1 + \mu_2 D_t(\tau) + \beta_1 X_t + \beta_2 X_t D_t(\tau) + e_t \quad (16)$$

其中， $y_t$  為單一變數， $X_t$  為變數向量，當  $t > T\tau$  時， $D_t(\tau)$  為 1，否則為 0。而  $\tau$  為結構改變點， $\tau = T_B / T$ ， $T_B$  為結構性變化的時點。上述模型 A 表示截距項發生結構改變 (level shift, C)，模型 B 表示截距項發生結構性變化，且含有時間趨勢項 (level shift with trend, C/T)，模型 C 則允許結構性變化同時發生於截距項及變數向量斜率中 (regime shift, C/S)。Gregory 與 Hansen (1996) 建議使用 Phillips (1987) 的  $Z_t$  及  $Z_\alpha$  統計量進行檢測，以尋求最適結構改變點，其中  $Z_t^* = \inf_{\tau \in T} Z_t(\tau)$ ， $Z_\alpha^* = \inf_{\tau \in T} Z_\alpha(\tau)$ 。由表 12 的 GH 共積檢定可知，農業土地生產力共積模型不論在何種結構性變化的模型下，均顯著拒絕存在無共積關係之虛無假設，由此可知考量了內生性結構變化之後，本文的共積關係仍然獲得支持。

表 12 GH 共積檢定

模型	$Z_t^*$	$Z_\alpha^*$
C	-9.665(0.460)**	-81.402(0.420)**
C/T	-10.631(0.460)**	-82.598(0.420)**
C/S	-10.120(0.420)**	-80.466(0.840)**

註：“\*\*”表示 5%顯著水準下拒絕無共積關係之虛無假設。括號內的數字為以樣本期間之比例所表示結構性變化時點，臨界值取自 Gregory 與 Hansen (1996)，Table 1。

### 3.5 因果關係及穩定性檢定：誤差修正模型

由上述分析可知，農業土地生產力與政府對農業公共投資存有共積關係，於是我們可以将模型所求得與經濟理論一致的長期均衡關係式，形成遞延一期的誤差修正項  $EC_{t-1}$ ，納入其對應的短期動態模型中，此即是 VECM。誤差修正模型為一受限制的 VAR 體系，由於誤差修正項可反映出長期實際值與目標值之間各期失衡狀況的大小，因此可使短期動態模型仍能保有變數間長期相關訊息。Granger (1988) 指出，當變數向量間存有共積關係時，可採用 ECM 檢測變數間的領先－落後的因果關係，茲設定一落後  $k$  期之  $m$  維的 ECM 表示如下：

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (17)$$

其中， $\Delta X_t$  為本文欲檢定的(4×1)的變數向量， $X_{-k+1}, \dots, X_0$  為初始值， $\mu$  為常數項，誤差項  $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T \stackrel{iid}{\sim} N(0, \Sigma)$ ， $\Sigma$  為  $m \times m$  階係數矩陣。 $\Gamma_i = -\Pi_{i+1} - \Pi_{i+2} - \dots - \Pi_k$ ， $\Pi = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_k$ ， $i = 1, 2, \dots, k - 1$ 。本文依據已選取的 VECM 最適落後期數為 2，運用 Granger (1988) 提出的因果關係進行檢定，探討農業公共投資與農業土地生產力之間的短期因果關係。

Granger (1988)指出 VECM 存在兩項因果關係，包括誤差修正項係數  $EC_{t-1}$  及解釋變數的落後項顯著異於零時。由表 13 的 VECM 的估計可以發現下列三點結果：

第一，在 4 條誤差修正方程中，以  $\Delta LGA$  的誤差修正項  $EC_{t-1}$  係數最顯著且數值最大，為 0.327，顯示變數間由短期失衡調整至長期均衡的過程中，農業公共投資扮演主要的引導力量，當土地生產力函數短期間發生失衡的現象時，農業公共投資將可引導經濟體系回復至長期均衡，調整速度最快。(註 27)

第二，為檢定農業土地生產力與農業公共投資的因果關係，我們分別檢定  $\Delta LYA_t$  方程式中，自變數農業公共投資  $\Delta LGA_t$  的落後項及誤差修正項係數是否為零，結果得到 F 統計量為 0.464，拒絕農業公共投資領先農業土地生產力的假說。此外，檢定  $\Delta LGA_t$  方程式中，自變數農業土地生產力  $\Delta LYA_t$  的落後項及誤差修正項係數是否為零，結果得到 F 值為 3.737，支持農業土地生產力領先農業公共投資的假說。由此顯見，政府若欲致力於提昇農業部門生產力時，在短期間採用公共投資的方式可能無法達到成效，此結果不難理解。一般而言，政府所收集的統計數據都是以前所發生的事，由過去的資料來研判當前的經濟動向就會產生認知落差 (recognition lag)。當經濟決策者瞭解經濟動向以後，選擇適當的財政政策也需要時間，尤其是在這現代的民主國家，更需要經過一連串的預算編制、立法審議的過程，這些過程往往耗時費日，所以會產生決策落差 (decision lag)。當預算通過以後，公共工程需要一段時間招標、發包、及執行，而這也會產生執行落差 (execution lag)。最後，財政政策執行的效果反應在總支出上也需要時間，所以也有衝擊落差 (impact lag)，因此短期間政府對農業公共投資的成效無法彰顯，以上這四種落差都是政府部門在執行公共投資政策時所可能面對及待克服的問題。

第三，本文採用 Pesaran 與 Pesaran (1997) 所建議使用 Brown、Durbin 與 Evans (1975) 的 CUSUM 及 CUSUM of squares 檢定，進行 VECM 的短期動

態調整係數及誤差修正項係數的穩定性 (stable) 檢定，觀察樣本期間是否出現結構性變動。CUSUM 及 CUSUM of squares 檢定乃是分別利用遞迴殘差與遞迴殘差平方和所推導，不須事先假定變動的時點，如此可解決因模型錯誤設定所造成的偏誤。由圖 3 的檢定結果 (以  $\Delta LY_t$  為被解釋變數) 顯現，CUSUM 及 CUSUM of squares 值均一致地在 5% 臨界值範圍內，表示模型並無樣本內不穩定的情形，因此本文 VECM 的穩定性受到支持。(註 28)

表 13 誤差修正模型的估計結果

自變數	$\Delta LY_t$	$\Delta LL_t$	$\Delta LK_t$	$\Delta LG_t$
常數項	0.020 (0.547)	-0.028** (-2.026)	-0.015 (-0.164)	-0.072 (-0.844)
$\Delta LY_{t-1}$	0.088 (0.559)	0.016 (0.283)	-0.050 (-0.124)	-0.759** (-2.052)
$\Delta LY_{t-2}$	0.062 (0.421)	0.065 (1.191)	-1.107** (-2.968)	-0.471 (-1.373)
$\Delta LL_{t-1}$	0.290 (0.705)	0.643** (4.164)	-0.655 (-0.628)	0.746 (0.778)
$\Delta LL_{t-2}$	0.162 (0.401)	-0.385** (-2.541)	1.924* (1.879)	-1.406 (-1.494)
$\Delta LK_{t-1}$	0.126** (2.086)	-0.003 (-0.156)	-0.088 (-0.574)	0.306** (2.165)
$\Delta LK_{t-2}$	0.121* (1.818)	-0.002 (-0.084)	0.205 (1.220)	0.126 (0.815)
$\Delta LG_{t-1}$	0.027 (0.437)	0.012 (0.543)	-0.109 (-0.692)	-0.124 (-0.854)
$\Delta LG_{t-2}$	-0.030 (-0.491)	-0.008 (-0.356)	0.048 (0.307)	0.080 (0.552)
$EC_{t-1}$	-0.040 (-0.939)	0.009 (0.601)	0.241** (2.200)	0.327** (3.239)
序列相關檢定	0.721 [-0.583]	0.507 [0.730]	1.779 [0.156]	0.922 [0.462]
異質性檢定	0.593 [0.609]	0.089 [0.958]	0.183 [0.945]	0.366 [0.831]
因果關係檢定	0.464 [0.709]			3.737** [0.019]

註：“\*\*”及“\*”各表示 5% 及 10% 的顯著水準，( ) 為  $t$  值，[ ] 為  $p$  值。殘差序列相關檢定為 Ljung 與 Box (1978) 之  $Q$  檢定統計量，異質性檢定為 Engle (1982) 的 ARCH 統計量。

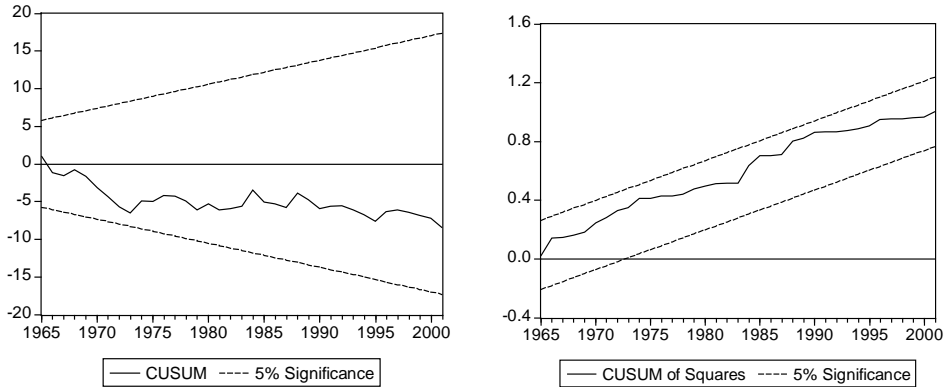


圖 3 CUSUM 及 CUSUMSQ 之檢定圖形

## VI、結 論

本文利用台灣地區農業部門總體時間數列資料，除考慮原有之勞動與資本投入變數外，更進一步以政府部門對農業部門之公共投資做為非農業部門投入的替代變數，我們以 Akino 與 Hayami (1974) 的模型為基礎，探討 1952 年至 2001 年這段期間，我國農業土地生產力與政府部門對農業部門公共投資的關係。我們首先應用 ADF 方法及考量內生結構變化下之 ZA 方法的單根檢定，檢測各項變數是否滿足恆定的特性，結果發現所有變數的水準項均無法拒絕具有單根之虛無假設。因此我們進一步應用 Johansen (1988) 的最大概似法及 Gregory 與 Hansen (1996) 考量變數間內生結構性變化的 GH 方法之共積檢定與誤差修正模型探討各變數之間的長、短期均衡及土地生產力與公共投資之間的因果關係。

本文實證結果支持農業土地生產力模型的共積關係存在，從共積模型所求得之長期關係式顯示，政府對農業部門之公共投資是解釋農業土地生產力的重要變數，兩者間在長期間呈顯著正向關係，公共投資的土地生產力彈性

為 0.555。我們進一步以 Gregory 與 Hansen (1996) 考量變數間的內生結構變化下的共積檢定發現，上述共積關係仍然獲得支持，顯示當控制變數間的內生結構變化後，本文的共積關係仍然受到支持。

此外，由弱外生檢定結果指出，長期間農業公共投資與土地生產力互為因果關係，顯示長期間農業部門的成長必須立基於政府的公共投資；而在農業部門的成長的過程中，將可刺激政府對農業部門的公共投資，兩者之間相互影響。不同地，由短期誤差修正模型檢定則發現土地生產力對農業公共投資的單向因果關係成立，反之則不成立。此短期因果關係的結果不難理解，由於政府所收集的統計數據都是過去所發生的事，由先前的資料來研判當前的經濟動向就會產生認知落差。當瞭解經濟動向以後，經過一連串的預算編制、立法審議的過程，會產生決策落差。當預算通過以後，公共工程需要一段時間招標、發包、及執行，也會產生執行落差。最後，財政政策執行的效果反應在總支出上也需時間，所以也有衝擊落差，因此短期間公共投資的成效無法彰顯。最後，透過誤差修正模型的估計發現，當變數間短期發生失衡的現象時，農業公共投資是引導經濟體系回復致長期均衡關係的主要調整力量。而透過不須事先假定結構變動時點的 CUSUM 及 CUSUM of squares 檢定結果，誤差修正模型的參數穩健性也受到支持。

是故，在政府大力推行傳統產業的競爭力提昇時，就農業部門而言，政府應給予更多的支持，透過政府部門對農業部門公共投資的增加，短期內可能因為許多的落差而或許看不到顯著的成效，但就長期而言，卻可以促進農業部門土地生產力的提高。最後，本文必須說明的是：本文只採用 1952 年至 2001 年共 50 年的資料進行分析，未來若可分析之時間數列期間更長時，可再進一步進行實證分析與比較，是將來的研究方向。此外，重新推估及建立台灣農業資本存量及公共資本存量的變數，以檢測本文結果的穩健性，也是未來重要的研究課題。再者，若能找到較長期的多種農業投入及產出變數，則亦可進一步深入討論農業部門中政府公共投資效率性的相關議題。

## 附 註

1. Uwe *et al.* (2004)也以南墨西哥為例進行分析；而 Albala-Bertrand 與 Mamatzakis (2004)則探討公共投資對智利生產力的影響。
2. Barro (1990)認為政府部門的各項支出(包括生產性支出與消費支出)會對私人部門產生一定程度的外部性效果，進而對長期的經濟成長有影響。而近代學者也認為政府某些類型的支出具有公共投入要素的性質，對社會整體的產能有直接或間接的貢獻，因此此項支出將會有助於經濟成長率的提升。
3. 其它尚有 Solow 幾何指數法、Johansen 共積方法、邢慕寰法、C.E.S.生產函數法、Translog 生產函數法以及 Leontief 投入產出法等。
4. 以農業部門為例，我國農業多因素生產力分析始於黃寶祚 (1995)。
5. 參見李舟生與李振芳 (1997)。
6. 國內在 1989 年以前的生產力以估計單因素生產力(single input productivity)為多，黃寶祚 (1995)首次進行我國農業多因素生產力長期趨勢之探討。
7. Nelson (1964)亦採用此總合生產函數的設定方式。探討生產力理論與實證的文獻相當多，然而因為生產力定義的不同，其所設定的模型必然也不同，資料的選取內容亦差異頗大，因此不同的實證方法，將有可能造成不同的推估結果。根據黃寶祚 (1995)文中指出，研究時若農業產出以「附加價值」表示，則農業生產力的變動將是由各主要投入因素(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，此時將不包括中間投入(intermediate inputs)部分，該文稱其為多因素生產力。反之，若是將所有投入因素均納入考量，則為總要素生產力之衡量概念。黃寶祚 (1995)曾以前述之方法探討台灣農業多因素生產力之長期趨勢，而張靜貞與陸怡蕙 (1998)則以後者之概念進行兩岸三地生產力成長的來源進行比較，惟該文中係採取 Malmquist 指數為主要研究方法。
8. 詳細說明參見黃仁德與羅時萬 (2001)。
9. Nourzad (2000)也曾指出，一般在研究政府支出對經濟成長的效果時有兩種處理方法，一種稱為結構方程式(structural equation)，另一種則為縮減式(reduced-form equation)。前者乃是估計政府資本支出對經濟成長的貢獻，而後者則是以政府支出及加入其它因素之考量來衡量對經濟成長率的影響。不幸地，在研究此類問題時，Aschauer (1989)、Barro (1990)、Nourzad 與 Vrieze (1995)及其他學者均面臨了相同的問題，亦即並無政府支出的存量資料，因此，Aschauer (1989)便採用政府投資支出佔產出的比例來做為替代變數，而 Barro (1990)則以政府公共支出佔總投資之百分比來進行研究。另外，Nourzad 與 Vrieze (1995)更是使用政府支出之

流量資料來替代政府支出之存量資料。綜上所述可知，在討論公共投資變數置於生產函數時，將其視為一流量變數乃是與文獻的處理方式吻合。雖然亦有少數理論文獻將政府部門之公共投資視為存量變數，進行對經濟成長影響之研究，如陳智華（2005）。然誠如陳智華（2005）文中所言，若將政府支出設定為存量變數形式則會增加動態體系的次元（dimensionality），進而增加分析上的困難度，因此在考量分析模型的簡化與數學操作可行性下，宜將政府支出以流量方式處理。

10. 此 13 條迴歸式包含以個別年度之橫斷面資料及時間數列資料進行估計，詳見 Akino 與 Hayami (1974) 中之表 2 與表 3。
11. 杜玉娟 (1991) 所估計出的總合彈性值幾乎接近零，可能與其所使用之計量方法有關，當變數為非定態變數時，若使用傳統的最小平方法，將會出現假性迴歸。而作者採用傳統之最小平方方法進行估計，故可能致其結果無法滿足總合彈性值為 1 之要求。
12. 許義忠與李建強 (2003) 雖採用共積模型探討台灣地區農業生產力與公共投資的關係，然而文中並未考慮變數間可能產生內生結構性變化的影響。
13. 自綠色革命以後，農業機械化、肥料及農藥之施用、品種之改良以及水利灌溉設施之改善，使得單位土地面積產量增加，此乃農業生產的重大改革趨勢。因此 Akino (1979) 文中便以單位土地毛生產力為衡量基礎，一來可以避免勞動與土地之間可能產生的共線性問題，二來則可以凸顯自 1910 年代以後，土地基本設施改良乃成為農業發展的瓶頸，而促進公共投資成為一項重要的課題。因此，本文係採用與 Akino (1979) 的模型，以單位土地毛生產力為衡量基礎，因而未考慮農業化學、農業機械等其他變數。
14. 根據前台灣省政府農林廳之「台灣農業年報」86 年版及 90 年版的統計資料所示，「農業生產總值」包括農產生產總值、漁產生產總值、林產生產總值及畜產生產總值四項，本文則是以「農業生產總值」作為產出變數。
15. 就資本之資料而言，在行政院主計處彙編之「中華民國國民所得統計摘要」中的國內資本形成毛額內容裡，依行業別分類中的固定資本形成裡面共分有十項，其中一項為「農、林、漁、牧業」，本文則是採用此一項目之資料作為本文之「資本」變數。其它九項產業類別分別是「礦業及土石採取業」、「製造業」、「水電燃氣業」、「營造業」、「批發、零售及餐飲業」、「運輸、倉儲及通信業」、「金融、保險及不動產業」、「工商服務業」及「社會服務及個人服務業」。此外，由於並無農業資本存量變數的官方資料，因此採用農業固定資本形成作為代理變數，詳見 Sharma 與 Dhakal (1994)、Lee 與 Huang (2002) 及陳建宏與戴錦周 (1999)。而 Kamps (2006) 也指出於跨國分析時，由於多數國家均無存量變數，因此該文建議採用流量變量代替存量變數。此外也感謝審查人之一建議採用永久存貨法 (perpetual inventory method) 進行存量資料的推估。

16. 本文採用前台灣省政府財政廳之「台灣省財政統計年報」中之各縣市(不包含北高兩直轄市)歲出總決算中之經濟發展支出項下的「農業支出—資本門」,並彙集台北市政府主計處所出版之「台北市統計要覽」中之歲出總預算數(按政事別)裡的「農業支出」,以及高雄市政府主計處出版的「高雄市統計年報」中之歲出總預算數(按政事別)裡的「農林漁牧支出」,做為本文之「政府的農業公共投資」變數。
17. 感謝審查人建議採用永久存量法設算各期資本存量值,作者後續將進行相關研究。
18. 詳見杜玉娟(1991),頁50。
19. ADF 檢定的三種模型可表示如下:
- 模型 A: 
$$\Delta y_t = \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$
- 模型 B: 
$$\Delta y_t = \alpha + \phi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$
- 模型 C: 
$$\Delta y_t = \alpha + \phi y_{t-1} + \gamma t + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$
20. Doldado、Jenkinson 與 Sosvilla-Rivero (1990)之 ADF 單根檢定的最適模型的選取順序如下:首先檢定模型 C 的時間趨勢項是否顯著,若不顯著異於零,再接著進行模型 B 的截距項的檢定,此時若仍然不顯著異於零,則採用模型 A 為最適模型。
21. Hall (1994)及 Ng 與 Perron (1995)也支持在部分限制條件下,SBC 將可選取較正確的落後期數。
22. 有關結構性變化的單根檢定始自 Perron (1989),然而文中建構的為具一次外生結構性變動的模型,因此必須事先假定結構改變的時點為已知。
23. 由於本文所使用的變數均具單根性質,因此以 TAR (threshold autoregressive model) 或 STAR (smooth thransition autoregressive model) 等非線性模型來捕捉變數間結構轉變的問題,也就不適當。因為該非線性模型的出發點必須要求所有變數均符合恆定的前提,詳見 Tersavirta (1994)。
24. 詳見 Johansen 與 Juselius (1990)。
25. 實證模型(2)式假設農業總合生產函數為 Cobb-Douglas 函數及固定生產規模報酬,但本文在共積關係的(12)式的估計中,我們採用放寬固定規模報酬的假設,估計出彈性係數值進行解釋。但將要素投入係數限制為 1 的條件代入共積模型中,我們也發現實證結果不會受到影響。
26. 我們也主觀設定考慮 Johansen (1988)提出的其他 4 種模型的設定,但是我們發現

其他模型的共積關係係數值及符號均有發生不合理的結果，此外模型的配適度檢定結果也不理想。因此為考量本文繁複的模型估計及檢定過程的困難度，及尋求符合理論模型預期的估計結果，本文採用通過各項計量檢定的最適模型結果。

27. 當農業土地生產力與要素投入發生失衡時，誤差修正項  $EC_{t-1} > 0$ ，在其他條件不變下， $\Delta LY_t < 0$ 、 $\Delta LL_t > 0$ 、 $\Delta LK_t > 0$ 、 $\Delta LG_t > 0$ 。
28. 依據 Barro 與 Sala-i-Martin (1995)，技術進步因子包含在誤差項中，即為本文式 (17) 的誤差修正模型中的誤差修正項  $EC_{t-1}$ ，可以反應變數間由短期失衡調整至長期均衡的過程中，技術進步因子所扮演的重要角色。此外由表 13 的 VECM 估計結果可知，出現一個以上的顯著誤差修正項，也反應台灣的農業生產活動中技術進步的貢獻。

## 參考文獻

- 台灣省政府財政廳，2001。『台灣省財政統計年報』。台北：台灣省政府財政廳。
- 台北市政府主計處，2001。『台北市統計要覽』。台北：台北市政府主計處。
- 行政院主計處，2001。『中華民國台灣地區國民所得統計摘要』。台北：行政院主計處。
- 行政院農業委員會，1997。『農業統計年報』。台北：行政院農業委員會。
- 行政院農業委員會，2001。『農業統計年報』。台北：行政院農業委員會。
- 杜玉娟，1991。「公共投資對農業土地生產力之影響---台灣實證分析」。碩士論文，政治大學財政研究所。
- 李舟生、李振芳，1997。「我國農業生產力之衡量與分析」，『農政與農情』。59期，14-30。
- 高雄市政府主計處，2001。『高雄市統計年報』。高雄：高雄市政府主計處。
- 許義忠、李建強，2003。「台灣農業生產力與公共投資」，『中國農村經濟學會 2003 學術研討會論文集』。中國農村經濟學會。
- 許智富、曾國雄，2002。「台灣農業生產力之評估分析—DEA 評估法的應用」，『台灣土地金融季刊』。39期，139-157。
- 黃仁德、羅時萬，2001。『現代經濟成長理論』。台灣：華泰文化事業公司。
- 黃偉倫、許美玉，2005。「臺灣農業作物生產效率之研究—資料包絡法與 Malmquist 生產力指數之應用與修正」，『台灣土地金融季刊』。42期，85-108。
- 黃寶祚，1995。「台灣農業多因素生產力長期趨勢的探討」，『農業經濟叢刊』。1卷，2期，255-282。
- 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』。20卷，13-30。
- 陳智華，2005。「政府消費性支出與經濟成長」，『經濟論文』。33期，67-101。
- 陳祈良，2000。「水旱田利用調整政策變革下台灣稻作生產經濟效益之評估」。碩士論文，台灣大學農業經濟研究所。
- 陳建宏、戴錦周，1999。「台灣各縣市農家所得成長差異之分析: 1970-1996年」，『農

- 業與經濟』。23期，45-67。
- 楊奕農、楊明憲，2003。「生產效率估計之非線性考量：平滑轉換迴歸在台灣農業部門生產效率估計之應用」，『農業經濟半年刊』。74期，1-22。
- 戴錦周、陳建宏，2005。「戰後日本農家總要素生產力成長之分解及其影響因素之探討」，『農業經濟半年刊』。34期，39-68。
- Aaron, H. J., 1990. *Is there a shortfall in public capital investment?* Edited by A. H. Munnell. Boston: Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series No. 34, 51-63.
- Akino, M., 1979. "Land Infrastructure Improvement in Agricultural Development: The Japanese Case, 1900-1965," *Economic Development and Cultural Change*. 28: 97-117.
- Akino, M. and Y. Hayami, 1974. "Sources of Agricultural Growth in Japan, 1880-1965," *Quarterly Journal of Economics*. 88: 454-479.
- Albala-Bertrand, J. M. and E. C. Mamatzakis, 2004. "The Impact of Public Infrastructure on the Productivity of the Chilean Economy," *Review of Development Economics*. 8: 266-278.
- Aly, H. Y. and R. Grabowski, 1988. "Technical Change, Technical Efficiency, and Input Usage in Taiwanese Agricultural Growth," *Applied Economics*. 20: 889-899.
- Andrew, F. H., 2002. "Public Infrastructure Investments, Productivity and Welfare in Fixed Geographic Areas," *Journal of Public Economics*. 83: 405-428.
- Antle, J. M., 1983. "Infrastructure and Aggregate Agricultural Productivity: International Evidence," *Economic Development and Cultural Change*. 31: 609-619.
- Arestis, P., P. O. Demetriades, and B. Luintel, 2001. "Financial Development and Economic Growth: the Role of Stock Markets," *Journal of Money, Credit, and Banking*. 33: 16-41.
- Arnade, C., 1998. "Using a Programming Approach to Measure International Agricultural Efficiency and Productivity," *Journal of Agricultural Economics*. 49: 67-84.
- Aschauer, D. A., 1989. "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*. 23: 177-200.
- Barro, R. J., 1981. "Output Effects of Government Purchases," *Journal of Political Economy*. 89: 1086-1121.
- Barro, R. J., 1990. "Government Spending in a Simple Model of Endogenous Growth," *Journal of Political Economy*. 98: S103-S125.

- Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin, 1995. "Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth," *American Economic Review*. 85: 103-115.
- Berndt, E. R. and B. Hansson, 1992. "Measuring the Contribution of Public Infrastructure Capital in Sweden," *Scandinavian Journal of Economics*. 94 : S151-S168.
- Brown, R. L., J. Durbin, and J. M. Evans, 1975. "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relations Over Time," *Journal of the Royal Statistical Society*. 37: 149-163.
- Chan, M. W. L. and D. C. Mountain, 1983. "Economics of Scale and the Tornqvist Discrete Measure of Productivity Growth," *Review of Economics and Statistics*. 65: 663-667.
- Chen, S. T. and C. C. Lee, 2005. "Government Size and Economic Growth in Taiwan: A Threshold Regression Approach," *Journal of Policy Modeling*. 27: 1051-1066.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, 1981. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Times Series with a Unit Root," *Econometrica*. 49: 1057-1072.
- Doldado, J., T. Jenkinson, and S. Sosvilla-Rivero, 1990. "Cointegration and Unit Roots," *Journal of Economic Surveys*. 4: 249-273.
- Duggal, V. G., C. Saltzman, and L. R. Klein, 1999. "Infrastructure and Productivity: A Nonlinear Approach," *Journal of Econometrics*. 92: 47-74.
- Engle, R. F., 1982. "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*. 50: 987-1007.
- Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987. "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*. 51: 251-276.
- Felipe, J., 2001. "Aggregate Production Functions and the Measurement of Infrastructure Productivity: A Reassessment," *Eastern Economic Journal*. 27: 323-344.
- Gramlich, E., 1994. "Infrastructure Investment: A Review Essay," *Journal of Economic Literature*. 32 : 1176-1196.
- Granger, C. W. J., 1988. "Some Recent Development in a Concept of Causality," *Journal of Econometrics*. 39: 199-211.
- Gregory, A. and B. Hansen, 1996. "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*. 70: 99-126.
- Hall, A. R., 1994. "Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model

- Selection,” *Journal of Business and Economics Statistics*. 12: 461-470.
- Johansen, S., 1988. “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamic and Control*. 12: 231-254.
- Johansen, S., 1992. “Determination of the Cointegration Rank in the Presence of Linear Trend,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 54: 383-397.
- Johansen, S. and K. Juselius, 1990. “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 52: 169-220.
- Jones, L. E. and R. Manuelli, 1990. “A Convex Model of Equilibrium Growth: Theory and Policy Implications,” *Journal of Political Economy*. 98: 1008-1038.
- Jones, L. E., R. E. Manuelli, and P. E. Rossi, 1993. “Optimal Taxation in Models of Endogenous Growth,” *Journal of Political Economy*. 101: 485-517.
- Kamps, C., 2006. “New Estimates of Government Net Capital Stocks for 22 OECD countries 1960-2001,” *IMF Staff Papers*. 53 (1): 120-150.
- King, R. G. and S. Rebelo, 1990. “Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications,” *Journal of Political Economy*. 98: S126-S150.
- Lee, C. H. and B. N. Huang, 2002. “The Relationship between Exports and Economic Growth in East Asian Countries: A Multivariate Threshold Autoregressive Approach,” *Journal of Economic Development*. 27: 45-68.
- Lee, T. and Y. Chen, 1979. “Agricultural Growth in Taiwan, 1911-1972,” In *Agricultural Growth in Japan, Taiwan, Korea and the Philippines*. Edited by Y. Hayami, V. Ruttan, and H. Southworth. The University Press of Hawaii, Honolulu.
- Ljung, G. M. and G. E. P. Box, 1978. “On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models,” *Biometrika*. 65: 297-303.
- Mackinnon, J. G., 1991. “Critical Values for Cointegration Tests,” In *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*. Edited by R. F. Engle and C. W. J. Granger. Oxford University press.
- Mamatzakis, E. C., 1999. “Testing for Long Run Relationship between Infrastructure and Private Capital Productivity: A Time Series Analysis for the Greek Industry,” *Applied*

- Economics Letters*. 6: 243-246.
- Minami, R. and S. Ishiwata, 1969. "Nogyono Seisan Kansu to Gijutsu Shimpo, 1953-1965 (Production function and technical progress in agriculture)," *Keizai Kenyu*. 20: 226-236.
- Mosconi, R. and C. Giannini, 1992. "Non-Causality in Cointegrated Systems Representation Estimation and Testing," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 54: 399-417.
- Nelson, R. R., 1964. "Aggregate Production Functions and Medium Range Growth Projections," *American Economic Review*. 54: 575-606.
- Ng, S. and P. Perron, 1995. "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag," *Journal of the American Statistical Association*. 90: 268-281.
- Nieh, C. C. and C. F. Lee, 2001. "Dynamic Relationship between Stock Price and Exchange Rates for G-7 Countries," *Quarterly Review of Economics and Finance*. 41: 477-490.
- Nourzad, F., 2000. "The Productivity Effect of Government Capital in Developing and Industrialized Countries," *Applied Economics*. 32: 1181-1187.
- Nourzad, F. and M. D. Vrieze, 1995. "Public Capital Formation and Productivity Growth: Some International Evidence," *Journal of Productivity Analysis*. 6: 283-295.
- Osterwald-Lenum, M., 1992. "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 54: 461-472.
- Perron, P., 1989. "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*. 57: 1361-1401.
- Pesaran, M. H. and B. Pesaran, 1997. *Working with Microfit 4.0 : Interactive Econometric Analysis*. Camfit Data Ltd, Cambridge, England. Oxford : Oxford University Press.
- Phillips, P. C. B., 1987. "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica*. 55: 277-301.
- Rebelo, S., 1991. "Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth," *Journal of Political Economy*. 99: 500-521.
- Reimers, H. E., 1992. "Comparison of Tests for Multivariate Cointegration," *Statistics Paper*. 33: 335-346.
- Romeo, G. T. and K. Yoshimi, 2005. "Public Infrastructure and Productivity Growth in

- Philippine Agriculture, 1974-2000,” *Journal of Asian Economics*. 16: 555-576.
- Salinas-Jiménez, M. M., 2004. “Public Infrastructure and Private Productivity in the Spanish Regions,” *Journal of Policy Modeling*. 26: 47-64.
- Satya, P., 2003. “Effects of Public Infrastructure on Cost Structure and Productivity in the Private Sector,” *The Economic Record*. 79: 446-461.
- Schwarz, G., 1978. “Estimating the Dimension of a Model,” *Annals of Statistics*. 6: 461-464.
- Sharma, S. C. and D. Dhakal, 1994. “Causal Analyses between Exports and Economic Growth in Developing Countries,” *Applied Economics*. 26: 1145-1157.
- Shintani, M., 1971. “Senzen Nihon Nogyono Gijutsu Shimpo to Fukyu ni Kansuru Bunseki (Technological innovation and its diffusion in prewar Japanese agriculture),” Paper presented at the Annual Meeting of the Japanese Association of Theoretical Economics. Tokyo.
- Terasvirta, T., 1994. “Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models,” *Journal of the American Statistical Association*. 89: 208-218.
- Turnovsky, S. J., 1996. “Optimal Tax, Debt, and Expenditure Policies in a Growing Economy,” *Journal of Public Economics*. 60: 21-44.
- Uwe, D., F. Marianne, K. Jun, and V. L. Somik, 2004. “Economic structure, productivity, and infrastructure quality in Southern Mexico,” *The Annals of Regional Science*. 38: 361-385.
- Yuize, Y., 1964. “Nogyoni okeru Kyoshiteki Seisankansuno Keisoku (The aggregate production function in agriculture),” *Nogyo Sarogo Kenkyu*. 53: 1-54.
- Zivot, E. and D. Andrews, 1992. “Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis,” *Journal of Business and Economic Statistics*. 10: 936-954.

# Interrelationships between Public Investment in Agriculture and Agricultural Land Productivity in Taiwan

Chien-Chiang Lee\* and Yi-Chung Hsu\*\*

*This paper investigates the interrelationship between public investment in agriculture (public investment/land) and agricultural land productivity (output/land) in Taiwan covering the 1952-2001 period. Our main findings are as follows. First, the cointegration test reveals that public investment in agriculture and the productivity of agricultural land both exhibit a significant positive relationship in the long run, where the elasticity of land productivity in relation to public investment in agriculture is 0.555. Next, when controlling for endogenous structural breaks, the long-run relationship for the productivity of the agricultural land model is still supported. Third, the results of the weak exogeneity test indicate that a bi-directional causal relationship exists in the long run between public investment in agriculture and the productivity of land. Fourth, from the short-run error correction model estimation it is found that public investment in agriculture is a major means of adjusting for the disequilibria that occur within the system. Finally, in the short run the unidirectional causal relationship in terms of the productivity of agricultural land on public investment in agriculture is established, otherwise it is not established. From this it can be seen that in the short run the government is unable to reveal the effectiveness of its public investment in agriculture.*

*Keywords: Public investment in agriculture; Agricultural land productivity; Endogenous structural breaks; Cointegration*

---

\* Corresponding author. Associate Professor, Department of Applied Economics, National Chung Hsing University, Taichung, Taiwan 402. E-mail: [ccl@nchu.edu.tw](mailto:ccl@nchu.edu.tw).

\*\* Assistant Professor, National Taichung Institute of Technology, Department of Public Finance and Taxation.