

臺灣農家之農業所得的空間依存性分析

許禎育*、張宏浩**

長期以來，農業政策之實行往往以促進農業所得為目的。過去的農業政策亦習以全區域之觀點來規劃，此作法並未考量農業所得的地區空間效應。本研究利用 2005 年農林漁牧普查的農牧戶村里檔之原始資料，利用全域型 Moran's I 指標檢測法以及地區型 LISA 分析法，檢視臺灣農家的農業所得是否存有空間聚集性，及其空間聚集之地理區位。此外，本文估計空間落遲 (Spatial Lag)、空間誤差 (Spatial Error) 之空間計量模型，分析臺灣農業所得空間相依度。研究結果發現，台灣農業所得的確存在空間落遲性，不同村里間的農業所得會互相影響。此一結果顯示，傳統上以忽略空間相依性之分析方式，會導致探討影響農業所得的分析結果產生偏誤。

關鍵詞：農業所得、Moran's I 指標、LISA 檢測、空間自我相關迴歸模型

* 國立台灣大學農業經濟研究所碩士。

** 國立台灣大學農業經濟學系副教授。本文之通訊作者。

作者們感謝行政院主計處提供原始資料以及該單位相關人員之協助，使本文可以順利完成。本文之任何發現與結論，並不反映行政院主計處之立場。本文部分內容擷取於許禎育於台灣大學農業經濟系之畢業碩士論文，張宏浩為其論文指導教授。

農業經濟叢刊 (Taiwanese Agricultural Economic Review), 16:1 (2010), 79-108。

臺灣農村經濟學會出版

I、前言

長久以來，維持或促進農業所得一直是農業當局及農業經濟學者關心的重點。農業政策實行的目的，也多以維持農業所得為主。然而隨著臺灣社經結構之轉型，不僅農家實質所得大幅減少，農業所得在整體農家所得所占比重也大幅下降。根據行政院農業委員會公布的統計數據顯示，農家所得成長率在1986年後開始劇烈變動，1991年以後皆呈下滑趨勢，平均每戶農家之農業所得占整體農家所得之比例，已由1981年的26%降為2007的20%（行政院農業委員會，2007）。

如何有效減少農家與非農家之貧富差距亦為農業當局的政策目標之一，為追求社會福利，多數國家將縮短貧富差距列為重點施政。長期而言，臺灣農家的農業所得亦存在分配不均現象。林國慶等（2007）研究指出：相較於1991年至1996年，1991年至2005年期間之農家所得不均度雖略為下降，但2002年之平均每戶專業農家所得水準，約只有1999年之一半，此乃高收入專業農家所得下降幅度，相對大於低收入農家所得下降幅度所致。此數據顯示，前後十年內，專業農家受衝擊程度甚於兼業農家。整體而言，農業所得減少、貧富差距擴大仍為目前我國農業面臨的最大隱憂（行政院農業委員會，2007；林國慶等，2007）。

若由農業生產觀點觀之，農業所得雖易受自然環境影響，但臺灣由於農業資源有限，相形之下農業勞動力較為豐富，因此具有雄厚勞力資本及兼業機會的農家，不但可助其所得水準提升，更可穩定農家生計，換句話說，勞力資本在臺灣農業生態中扮演舉足輕重的角色。根據許聖章（2007）研究指出，自1960年代中末期，我國經濟結構逐漸轉型為以農輔工，農家所得多寡受農家成員的人力資本，及當時勞動市場條件影響甚大；1980年代以後，農業退居幕後產業，雖農業生產增長速度驟降，但農業專業化程度則略

顯提升，在耕種農戶中，專業農戶比例從 1980 年的 9% 提升至 1990 年的 12%，在 1999 年更高達 15.6%，非耕種農戶中，專業農戶比例從 1980 年的 7.4% 上升為 1990 年的 27.5%。儘管於 2000 年後，整體農業產量大幅衰退，但農業專業化程度仍呈上升趨勢（中國網，2005；鄭百龍等，2006；許聖章，2007）。

若由產業別看其對農業所得之影響，農耕業中以稻作栽培業的平均每戶所得居首，波動幅度亦相對較小。因政府實施保價收購制度，稻作農家經營風險相較其他經營型態小，儘管如此，歷年來平均每公頃稻作農家之實質所得仍呈下降趨勢。此外，由於政府提倡休耕與轉作制度，及高經濟作物近來廣為發展，使得種植茶葉、花卉、水果等農牧戶有增多趨勢。相較於農耕業，畜牧業平均每戶農業所得較高，專業農比例、企業化程度及農業依存度亦高，政府投入產業的經費則較少（林國慶等，2007）。

II、文獻回顧

1970 年代經濟起飛後期，家戶所得不均的問題即廣為文獻所討論，且自 1980 年代迄今，臺灣所得不均的情況越趨嚴重，不論產業內、或產業間的所得不均問題，長年來都是學術研究及政府施政的重要課題。如朱雲鵬（1991）、曹添旺（1996）、林金源（1997）與吳慧瑛（1998）等，都是研究臺灣所得分配議題的重要學者。然其中特別針對農家所得之研究相對稀少，縱跨近二十年，僅有郭小喬（1999）、許聖章（2009）等人，特針對農家所得加以分析並探討。以下我們時間為軸，簡述臺灣農業所得相關文獻的演進。

早期有關於農家或農業所得的研究多著重於探討經濟結構轉變後的發展、農業所得不均問題，或探討農業相關政策變革對農業所得造成之影響。例如，Chinn 與 Dennis（1979）的研究即以臺灣為例，研究發展中國家農村

所得之結構轉變，發現戰後的世界局勢，不論是歐、美等農業資源大國，或亞洲的臺灣、日本、韓國等農業資源小國家，皆出現大量兼業或農場外兼職情形，此現象有助於二、三級產業之勞動供給，及非人力農機技術的發展，使得農業生產提升、農家所得穩固，並間接帶動農村經濟。

1980年代後，農業所佔國民生產毛額比例雖逐漸降低，但其經營方式卻更趨多元化，此時期農業經濟學研究著重於探討如何維持農家及農業所得於一定水準。例如，承立平（1980）分析臺灣農家所得分配不均之現象，將農場所得的吉尼係數（Gini Coefficient）（註 1）、兼業所得的吉尼係數、農家農場經營規模、農家勞動之場外工作月數、相對農家所得及要素所得分額（農場所得分額及兼業所得分額）等，歸納為規模、農區、兼業以及相對所得等效果，認為這些因素是造成農家所得分配不均之主因，並提出維持農家農業所得之政策建議。在官俊榮（1990）的研究中，藉由公平性理論及社會福利函數，評估農家與非農家相對平均每人所得的合理水準，該研究認為一般勞工家庭在 1976 年以後，所得水準都超過社會福利提升的下限，而農家所得在 1983 年以後，所得水準都比其下限水準低，雖政策在支持農民所得已付出相當成本，但此結果暗示，必須付出更多的政治經濟代價才可使農家所得達合理水準。

近代國際化的觀念漸受提倡，對我國農業衝擊甚大，此時研究不再以籠統的農業所得為主軸，取而代之的是較細微的分析及政策建議。李珮禕（1997）分析影響農業所得之生產組合，該文研究結果指出，高經濟價值作物，諸如蔬菜、水果、花卉等，確實有助於農業所得提升，其中因花卉種植所需技能較高，差異也顯現在農業勞動力品質上，而近十年來的變遷，雖然傳統稻作、雜糧等種植區仍多，但有越來越多地區加入高經濟作物種植，採混合生產的模式，如此亦較能提高收益。由此可見，政府倡導稻田轉作確實改善農業所得，同時也使臺灣農業生產型態轉變，以對抗國際市場。郭小喬（1999）的研究分析 1949 年至 1996 年以來，政府施行農業政策對農家所得

之影響，發現自 1971 年後農家非農業所得占農家所得比例已超過農業所得，但由於政府對農業發展的重視，農業所得占農家所得比例大致維持在 35% 至 39% 左右。以耕地規模而言，自 1975 年來，耕作農結構並無太大變動，大多數小農的農業所得仍偏低。就不同經營方式而言，雖絕大多數農牧戶之耕地為自有自用，但自耕農農業所得最低，表示農戶從事耕種收入並不能使所得提高，而專業化經營，及大農、農企業為臺灣農業的發展潮流，且在該研究中，亦發現臺灣之農家所得有區域不均現象。

從文獻回顧中，得知臺灣農業、非農所得存有地域差異化，但過去相關研究主要探究當代農業社會背景及農業政策對農業所得之影響，對空間相關議題著墨甚少。有鑑於此，本文嘗試以空間分析方法研究臺灣的農業所得，強調農家的農業所得於相鄰空間的依存關係及空間結構特徵，並探討臺灣農牧戶之農業所得是否存在空間聚集或空間差異現象。

所謂的空間自我相關分析，主要是透過建立空間權數矩陣（**Weight Matrix**）（註 2），將地域上的空間關係加以量化（註 3），進而分析空間相關性，目前較常使用的空間自我相關分析指標主要有 **Moran's I**、**Geary's C** 以及 **Global G** 等方式。空間計量經濟學最早是使用在區域科學、都市及不動產經濟學和經濟地理學上，主要的相關研究者包括 **Anselin**、**Florax**、**Rey**、**Pace** 等人（黃紹東，2004），其中又以 **Anselin** 貢獻最多。經過長時間研究及軟體模型建立，適逢空間統計學迅速發展（註 4），近年此研究方法已廣為使用，**Anselin**（1999）指出，越來越多相關文獻因忽略空間影響，導致估計偏誤及無效率，也使得空間計量研究方法更為人重視。

儘管應用空間相關分析於台灣農業所得的研究尚未出現，但是空間相關分析已於近年開始應用於其他研究領域上。例如朱健銘（2000）以 **Moran's I** 指標測試雲林縣土地利用之空間分佈特性，並分析水產養殖土地利用的空間聚集強度。謝純瑩（2002）將 **Moran's I** 指標及 **LISA** 檢測應用在人口統計學上，研究 1980 年、1990 年、2000 年，臺灣中部地區人口老化問題之空間分

佈型態，歸納出老化聚集帶主要分佈於偏遠丘陵地區及發展遲緩的農村地帶。

空間計量本身為一應用方法，可廣泛運用於各種領域。近年文獻中，雖不乏將空間分析方法運用於所得方面之研究，但大多集中於城鄉所得差距，或所得來源結構之探討，鮮少運用於研究農業經濟相關議題，國內更無學者將其應用於研究農業所得上。故本研究欲將空間自我相關分析法應用於農業經濟的研究，首先，以全域型 Moran's I 指標測試法及地區型 LISA 分析圖檢測臺灣農業所得，藉以判斷農業所得之空間聚集性、主要集中帶，以及區位間的相依關係；此外，繪製空間自我相關分析圖以顯示臺灣農業所得之聚集形態，最後再以空間計量方法估計農業所得的影響因素，以及臺灣農業所得在相鄰空間上的相依程度。

III、實證模型與方法

Tobler (1970) 提出的地理學第一定律明確指出：「所有事物皆相關，但近的比遠的更相關。」意即空間的阻隔使得距離較遙遠的人事物其關連性亦較小，然而近在咫尺者，彼此間則會產生較密切的互動關係。所謂空間自我相關，是指「針對地理現象潛在的空間相依性 (Spatial Dependency)，透過量化方法，描述特定現象所在與其他相鄰地區，在空間的相似程度，以判別空間聚集特性」(Anselin, 1988；胡立諄、賴進貴，2006)。其中空間相依性，指的是空間單元透過空間交互作用對彼此產生的影響，而使鄰近地區產生空間上的相似性。故空間現象若具有空間相依性，則相同屬性之現象易聚集一起，產生空間關聯。

以下擬分為三個部分做介紹。首先說明本研究所使用空間權數矩陣之設定；其次介紹空間自相關的兩種檢測方式，分別為 Moran's I 值及拉氏乘數檢定 (Lagrange Multiplier Test，以下簡稱 LM Test)；在檢測出資料含有空間聚集的特性後，接下來即使用最大概似估計法 (Maxima Likelihood Estimate，

以下簡稱 MLE) 來估計空間自相關模型 (Spatial Autocorrelation Coefficient, 以下簡稱 SAC 模型)。其說明如下：

3.1 空間權數矩陣之建立

最早期之空間權數矩陣為一斜對角線值為 0 的方陣，形式如下，各欄、列代表不同的觀察地區，若兩兩觀察地相鄰，其交互項為 1，反之則設為 0。

$$W = \begin{bmatrix} 0 & \dots & 1 \\ \vdots & 0 & \vdots \\ 1 & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

換句話說，空間權數矩陣以虛擬變數的概念衡量兩地區是否相鄰；其後衍生至數個相鄰地區做平均加權，其概念如下圖 1 所示，A 區域皆為主要分析地，B、C、D、E、F 分別為鄰近 A 之地區，若相鄰地區有五個，則各個相鄰地則分配到 0.2 (1/5) 的權數，若相鄰數為四個，各相鄰地則分配到 0.25 (1/4) 之權數，以此類推。

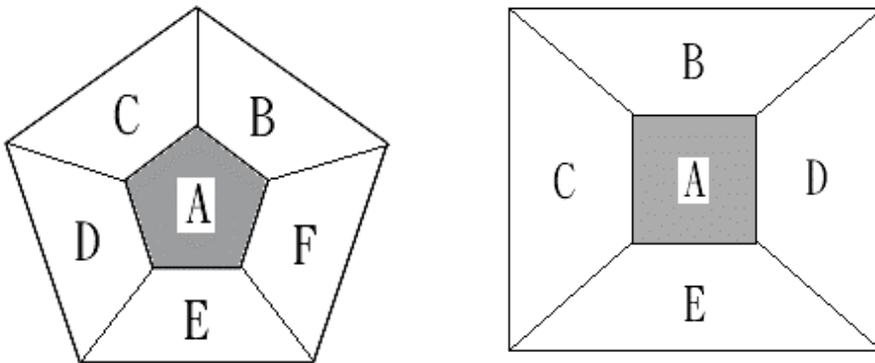


圖 1 空間權數矩陣示意圖

資料來源：本研究。

空間權數矩陣之建立，除可利用上述之地域之相鄰概念外，另可利用地理距離之遠近來衡量。該法先以相對地理位置做為基準，選取出最為相近的五個地區為其相鄰條件，再以其地理中央點坐標之距離作反比加權。本文所使用的空間權數，是利用地理資訊系統軟體，搭配臺灣村里行政劃分圖，找出各村里行政區之中央點座標，並將此座標整理為矩陣的形式，最後再利用 Matlab 統計軟體建立研究所需之空間權數矩陣。

3.2 Moran's I 值

空間自相關分析之鼻祖為 Moran 於 1950 年所提出的空間自相關檢測，目的在於比較某特定變數在各不同空間中是否有相互影響，檢測方式即為 Moran's I 係數，其數學式如下：

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (1)$$

上式中 n 為地區數目， x_i 和 x_j 為地區 i 和地區 j 的觀察值， \bar{x} 為該變數之平均值， W_{ij} 為空間權數矩陣，用來分析地區 i 與地區 j 的相鄰強度。

Moran's I 之值分布於 -1 到 1 之間，絕對值越接近 1 即表空間自相關程度越強，當空間型態為隨機分布時，Moran's I 係數則會趨近其隨機分佈的期望值 $(-1/(n-1))$ 。而若要得知空間自相關是隨機發生或是非隨機分布，則可藉由 Z 值 (2 式) 來檢定，其中 $E(I)$ 為 Moran's I 的期望值， $\text{var}(I)$ 為其變異數。在此檢定之虛無假設中，假設該資料為隨機分佈，其對立假設中假定為非隨機分佈。在一定的顯著水準下，判斷空間自相關程度是否達到統計顯著。

$$Z(I) = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{var}(I)}} \quad (2)$$

研究者通常透過傳統的線性迴歸來分析各變量間關係，並用以預測應變數的趨勢。但在一有效的線性迴歸分析預測模型中，須符合許多參數推估的假設：例如假設各資料點的數值彼此間需相互獨立、殘差值與自變量之間亦需獨立等。然而在分析許多與地理相關變量時，常碰到取樣資料無法符合上述假設；如應變數會受到鄰近應變數影響（即一般所見的空間落遲，Spatial Lag）。亦即，應變數除了受到自變數影響外，還受到鄰近變數影響；甚至是應變數同時受到鄰近應變數與鄰近自變數的影響；以及模型中的殘差值亦可能受到鄰近殘差值影響（即一般所見之空間誤差，Spatial Error）等問題。上述這些問題都是空間彼此相互影響而產生，如果未將其加以考量並納入迴歸模型中，將可能導致模型參數推估上的偏誤（Cliff & Ord, 1981；Anselin, 1988）。

3.3 地區性空間自我相關檢測（Local Indicators of Spatial Association，以下簡稱 LISA）

由於 Moran's I 僅能描述整體區域的空間特性，無法統計各別區域空間自相關現象，Anselin 於 1995 年發展出地區性空間自我相關度量方法，即 LISA 分析，其定義如下：

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad (3)$$

上式中，所有 I_i 的平均值即為 Moran's I 值，可透過 Z 檢定的標準化來判定顯著性，若區域的 $Z(I_i)$ 值大於 1.96，表示該資料具有空間聚集（Spatial Cluster）現象。此時又可分為熱點（Hot Spots）與冷點（Cold Spots）兩種相反情況，前者表鄰近區域的 Moran's I 值都很高，後者則表示鄰近區域的 Moran's I 值都很低，反之，若區域的 $Z(I_i)$ 值小於 1.96，表示其

為空間分散 (Spatial Outlier) (劉君雅, 2008)。利用四象限圖可將此概念詳細說明, 如下圖中橫軸為標準化後之屬性資料, 於本文即為標準化後之農業低所得比例, 而縱軸則為農業低所得比例經空間權數矩陣計算後之結果, 即上述第 3 式:

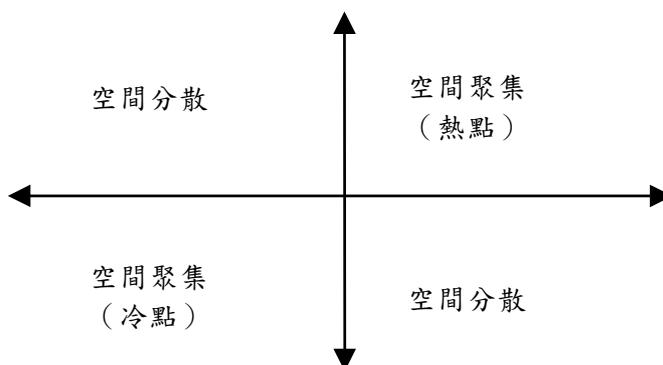


圖 2 空間分析四象限圖

資料來源: 本研究。

在空間依存分析中, 上圖 2 的第一、三象限稱為「拉拔效應」, 乃由衡量當鄰近地區改變所造成的影響, 一般可用來作為空間擴散之依據。若再進一步細分, 當觀察值座落於第一象限, 表該地區該屬性值高, 其鄰近地區該屬性值亦高。以本研究為例, 即表該村里農業低所得比例高, 其週遭村里農業低所得比例亦高; 觀察值座落於第三象限, 表該地區該屬性值低, 鄰近地區該屬性值亦低, 週遭村里農業低所得比例亦低。此二者皆屬空間具有正相關影響。若觀察值落於第二、四象限則稱為「互斥效應」, 表鄰近地區的改變對於觀察值有負向影響, 以本研究為例即該村里農業低所得比例低(高), 而鄰近村里農業低所得比例高(低) (黃偉明, 2007)。另外, 當數值為 0 時, 代表並無空間自我相關現象, 此時圖型應為水平線。

3.4 拉氏乘數檢定 (Lagrange Multiplier Test)

除了上述的 Moran's I 值外，更有效的空間自相關檢定方式即為拉氏乘數檢定。拉氏乘檢定法是對傳統線性迴歸模型做檢定，檢測其是否有空間落遲及空間誤差情形。虛無假設為空間彼此無相關，即 $\lambda=0$ 或 $\rho=0$ 。標準的估計模式如下，第(4)式為對空間落遲的檢定，第(5)式為對空間誤差的檢定：

$$LM_{\rho} = \frac{\hat{\delta}_{\varepsilon}^2 (\varepsilon' W y / \hat{\delta}_{\varepsilon}^2)^2}{G + T \hat{\delta}_{\varepsilon}^2} \quad (4)$$

$$LM_{\lambda} = \frac{(\varepsilon' W \varepsilon / \hat{\delta}_{\varepsilon}^2)^2}{T} \quad (5)$$

其中

$$G = (WX \hat{\beta})' (I - X(X'X)^{-1}X') (WX \hat{\beta}) \quad (6a)$$

$$T = tr[(W' + W)W] \quad (6b)$$

上述二檢定假設空間落遲與空間誤差只存其一，因此仍有尚未完善之處，亦即無法考量二者並存的情形。有鑑於此，Anselin *et al.* (1996) 提出了 Robust LM Test 以解決這個問題。其統計模式如下：

$$LM_{\lambda}^* = \frac{(\varepsilon' W \varepsilon / \hat{\delta}_{\varepsilon}^2 - [T \varepsilon' (G + T \hat{\delta}_{\varepsilon}^2)^{-1}] \varepsilon' W y / \hat{\delta}_{\varepsilon}^2)^2}{T \left[1 - \frac{1}{\hat{\delta}_{\varepsilon}^2 (G + T \hat{\delta}_{\varepsilon}^2)} \right]^{-1}} \quad (7)$$

$$LM_{\rho}^* = \frac{\hat{\delta}_{\varepsilon}^2 (\varepsilon' W y / \hat{\delta}_{\varepsilon} - \varepsilon' W \varepsilon / \hat{\delta}_{\varepsilon}^2)^2}{G + T(\hat{\delta}_{\varepsilon}^2 - 1)} \quad (8)$$

第(7)及第(8)兩式為各別針對空間落遲及空間誤差所做的 Robust LM Test。若要同時考量二者，只要將任其一以 Robust LM 取代即可。如第(9)式，即可同時考量二者。而此三式的統計值皆符合卡方分配。

$$LM_{\rho\lambda} = LM_{\lambda} + LM_{\rho}^* = LM_{\rho} + LM_{\lambda}^* \quad (9)$$

3.5 以最大概似法估計空間自相關迴歸模型

本研究擬採用之模型，同時考慮了空間落遲及空間誤差，意即兩問題可同時校正，其模型設定如下：

$$\begin{aligned} Y &= X\beta + \rho W_1 Y + \mu \\ \mu &= \lambda W_2 \mu + \varepsilon \end{aligned} \quad (10)$$

第(10)式即為本研究所用來估計空間依存性的模型。估計方式為最大概似估計法，其最大概似函數取對數後如下式：

$$\begin{aligned} \ln L &= -(n/2) \ln(2\pi) - (1/2) \ln |\Omega| + \ln |A| + \ln |B| - (1/2) v'v \\ v'v &= (Ay - X\beta)' B \Omega^{-1} B (Ay - X\beta) \end{aligned} \quad (11)$$

第 11 式中的 $A = I - \rho W_1$ ， $B = I - \rho W_2$ ， Ω 則為誤差項的共變數矩陣，若假設模型沒有異質變異問題，則 $\Omega = I \times \sigma^2$ 。

IV、資料介紹

本文所使用資料為臺灣的農林漁牧業普查，該資料為政府重要基本國勢調查之一，該資料庫於 1956 年首次創辦，此後每隔五年舉辦一次。該普查分別針對農牧戶、農牧場、農事及畜牧服務業、林業、獨資漁戶、非獨資漁戶等六個族群做調查，普查年係指普查資料時期，每逢普查年的前一年為規劃籌備階段，普查年後半年進行實地訪查作業，並於普查年後一年完成初步綜合報告，後兩年完成總報告。

本研究引用 2005 年農林漁牧普查的村里資料（行政院主計處提供）。原始樣本共有 7,830 個村里資料，然因臺灣的主要農牧戶及農業主要發展地位皆位於臺灣本島，因此本研究排除外島之村里資料（共計 110 個村里），在進一步排除普查本身有遺漏資料的村里後，合併入 2007 年所繪製的臺灣圖檔，最後用來做空間分析的樣本數共有 7,016 個村里。

由前所述，本研究之主要目的在於探討農業所得是否具有空間依存性。因此在依變數方面，本文將各村里每年農業收入低於二十萬以下之農牧戶數所占該村里總農牧戶數之比例為視為依變數（註 5），以此表示各村里低農業所得之現象。自變數之選取主要分為三大部分：第一部分包含農牧戶指揮者的基本背景，其次考量農牧戶基礎社經狀況，最後，將農牧戶主要的經營型態、作物種植類型等置為研究變數，以下將依此三類變數依序說明。

農牧戶指揮者背景方面，本研究所考量的變數有指揮者平均年齡、教育程度比例（註 6），此類變數有助瞭解指揮者的特徵對農業所得有何重要影響；關於農牧戶經營型態，主要則關注作物種植類型，以種植稻作之農牧戶比例（註 7）為對照組，分別置入種植雜糧之農牧戶比例、種植特用作物之農牧戶比例、種植蔬菜之農牧戶比例、種植水果之農牧戶比例、種植花卉之農牧戶比例、農畜業之農牧戶比例等變數，藉以分析農牧戶經營型態對農業

所得造成影響。選取上述變數乃因台灣目前農牧業經營仍以耕作為主，稻作為首、其次則為水果、蔬菜耕作，雜糧及特用作物位居第四、第五，而加入花卉經營，乃認為花卉目前所占比例雖不高，但為農業重要的高經濟作物之一。此外，據 2005 年農業普查結果統計，從事畜牧型態經營之農牧戶比例僅占約 1.6%，所占比例極少，因此本研究未將畜牧經營型態做進一步分類。另外，為瞭解農牧戶社經狀況對農業所得之影響，本研究亦選取各村里自有耕地農牧戶比例、兼業比例，據以觀察農牧戶多是耕地自擁，或是租用他人耕地，兼業比例則為洞悉各村里農牧戶兼業狀況。為反應農牧戶之主要人力資源，本研究選取各農戶平均 15 歲以下人口數、平均 16 歲以上人口數作為自變數（註 8），前者為農家之依賴人口，後者則為農業生產主要勞動來源。耕地為農業生產最主要要素，臺灣因耕地狹小，因此如何善加利用備受重視，本研究將各村里平均耕地面積之農牧戶比例置入模型分析中（註 9），據以瞭解其對農業所得影響。以上為本研究選取自變數之依據，其定義介紹如下表 1，並在表中呈現各變數之敘述統計。

下表第一行為變數名稱，在變數中有許多是以比例的方式呈現。第二到第四行分別為各變數之定義、平均值以及標準差。

在本研究預期中，自有耕地比率對農家農業所得高低之影響有限，因為在臺灣擁有自耕地者多為老農，且因近年多提倡休耕，使得臺灣休耕、閒置地增加。兼業率高的村里，其農業所得應較低，因為兼業多為非農兼職，且專業農比率較高的村里無須再兼業。農牧戶指揮者走向高齡化，對農業所得亦預期有反向影響；指揮者教育程度較高，則應對農業所得有正向效果。至於作物種植方面，相較於其他經營型態，作物種植越專一的村里，農業所得應偏高，尤其在高經濟作物的種植，如水果、花卉等影響應更明顯。農牧戶的耕地規模越大，亦應有較高的農業所得。

表 1 變數敘述統計

變數名稱	變 數 定 義	平均值	標準差
依變數：			
低所得	平均每年農業所得低於 20 萬元農牧戶率 (%)	73.16	26.28
高所得	平均每年農業所得高於 20 萬元農牧戶率 (%)	26.84	26.28
指揮者背景			
年齡	農牧戶指揮者平均年齡 (歲)	60.14	10.25
低教育	指揮者平均教育程度在高中以下農牧戶率 (%)	75.72	19.35
高教育	指揮者平均教育程度在高中以上農牧戶率 (%)	24.28	19.35
社經狀況			
自耕面積率	平均自有可耕作地面積比率 (%)	87.71	20.72
兼業率	平均兼業比率 (%)	77.69	20.66
孩童數	平均每戶 15 歲以下人口數 (人)	0.67	0.42
成人數	平均每戶 16 歲以上人口數 (人)	3.56	0.90
低耕地面積率	可耕作地面積未滿 0.3 公頃之農牧戶率 (%)	37.67	23.78
中耕地面積率	可耕作地面積 0.3 至 1 公頃之農牧戶率 (%)	42.59	18.66
高耕地面積率	可耕作地面積 1 公頃以上之農牧戶率 (%)	16.96	17.10
經營型態			
稻米	稻作栽培業農牧戶率 (%)	36.26	33.02
雜糧	雜糧栽培業農牧戶率 (%)	4.55	11.60
特用作物	特用作物栽培業農牧戶率 (%)	4.05	11.53
蔬菜	蔬菜栽培業農牧戶率 (%)	20.56	25.41
水果	果樹栽培業農牧戶率 (%)	20.74	26.68
花卉	花卉栽培業農牧戶率 (%)	0.96	3.94
農畜	農畜經營業農牧戶率 (%)	1.63	4.31
其他	其他農業經營型態 (%)	1.45	5.08

資料來源：本研究整理自 2005 年農林漁牧普查中選取的 7,016 個村里資料，行政院主計處提供。

V、實證結果

本章實證結果共分三個小節來呈現。首先是空間探索式分析，以 Moran's I、LISA 群聚圖來概觀臺灣低農業所得之分佈特徵。其次，以拉氏乘數檢定法對本研究所使用之資料樣本進行空間相依性檢定。最後歸納出最適的實證模型，並比較各模型之分析結果，彙整出可能影響農業所得之因素。

5.1 空間探索式分析結果

繪製地圖往往是瞭解一特徵是否有特殊分佈型態的初探方法，而利用空間統計分析則能獲得更精確的結果。本研究以農業所得為主要分析對象，目的在於評估農業所得是否有地域上的聚集性，進而以空間自相關分析法來探究。空間自相關是針對地理現象潛在的空間相依性予以定量，描述現象所在處與其他相鄰地區現象的類似程度，以鑑別空間聚集情形（Goodchild，1987）。

圖 3 為 2005 年低所得農牧戶比例之分佈情形，將低農業所得比率由高到低分為五等分，並由不同顏色標示，由此可看出臺灣北部農業所得比率偏低，而中部及東部農業所得相對較高，南部地區亦有一部分農業所得偏低，且由此圖大致可看出臺灣農業所得存有聚集之現象。圖 4 為低農業所得比率與空間權數的分佈圖，即同圖 2 之概念，橫軸為將低農業所得比例標準化後之結果，縱軸即同將農業低所得比例，經所設定之空間權數矩陣（即第 3 式）計算而得。由此圖可見，樣本分佈多集中於第一象限及第三象限，表示相鄰村里間之低農業所得比率有正向相關性。圖 5 為 LISA 群聚圖，紅色區域代表「本地低農業所得農牧戶率高，鄰近地區之低農業所得農牧戶率也高」之地區（High-High，高-高），藍色部分則表「本地低農業所得農牧戶率

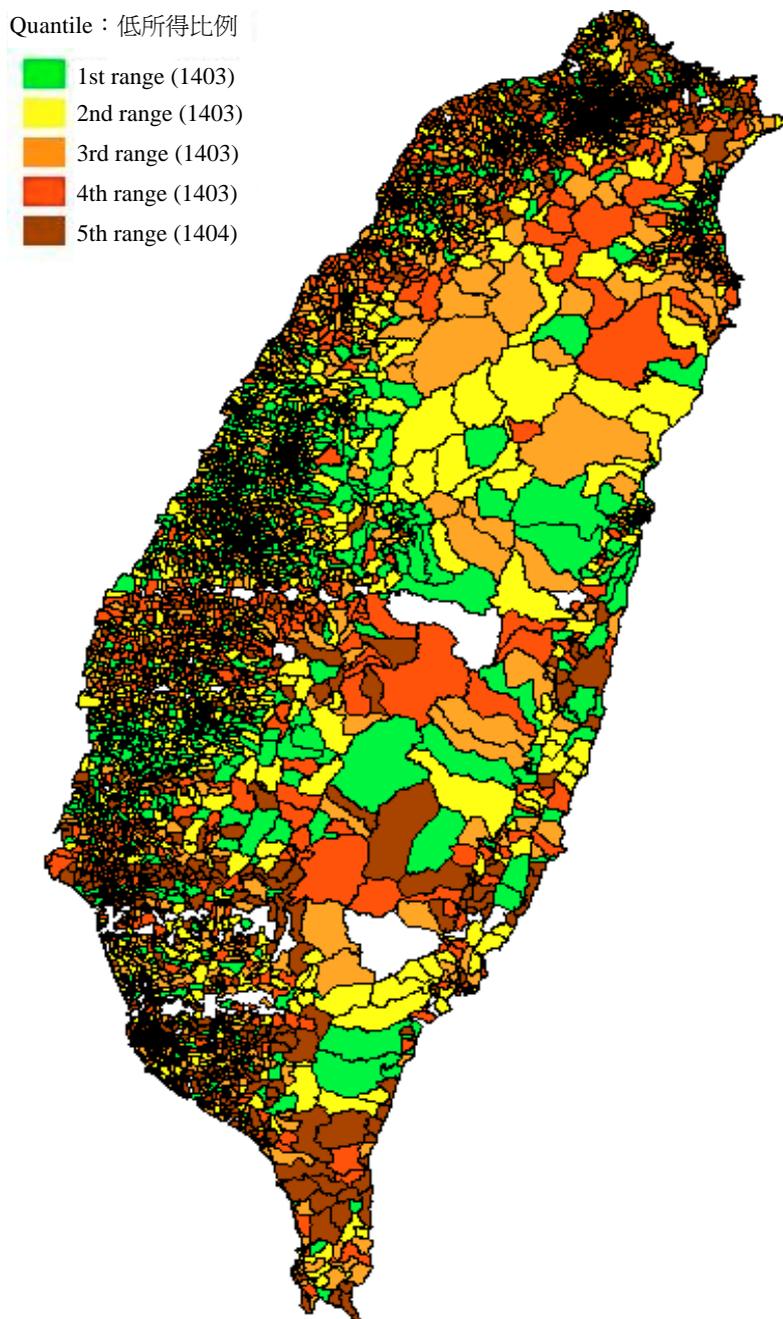


圖 3 民國九十四年低農業所得比例分佈圖

資料來源：本研究。

低，鄰近地區之低農業所得農牧戶率也低」的地區（Low-Low，低-低）。所謂的 High-High、Low-Low，前者表該區域屬性資料，其週遭區域屬性資料亦高，以本文為例即為農業低所得農牧戶率高的村里高；反之則為 Low-Low。High-Low、Low-High，即表該區域屬性資料高，但週遭區域該屬性資料比例低，例如 A 村里的農業低所得比例高，但其週遭村里的農業低所得比例卻低；反之則為 Low-High。由此圖可見，臺灣農業所得較高之地區，主要聚集在嘉南、中部及南投一帶、部分北宜地區，以及花東縱谷地帶；農業所得偏低之農牧戶則多位於北、桃、竹、苗等西、北部沿海地區，以及台南縣市、高雄縣市等地。

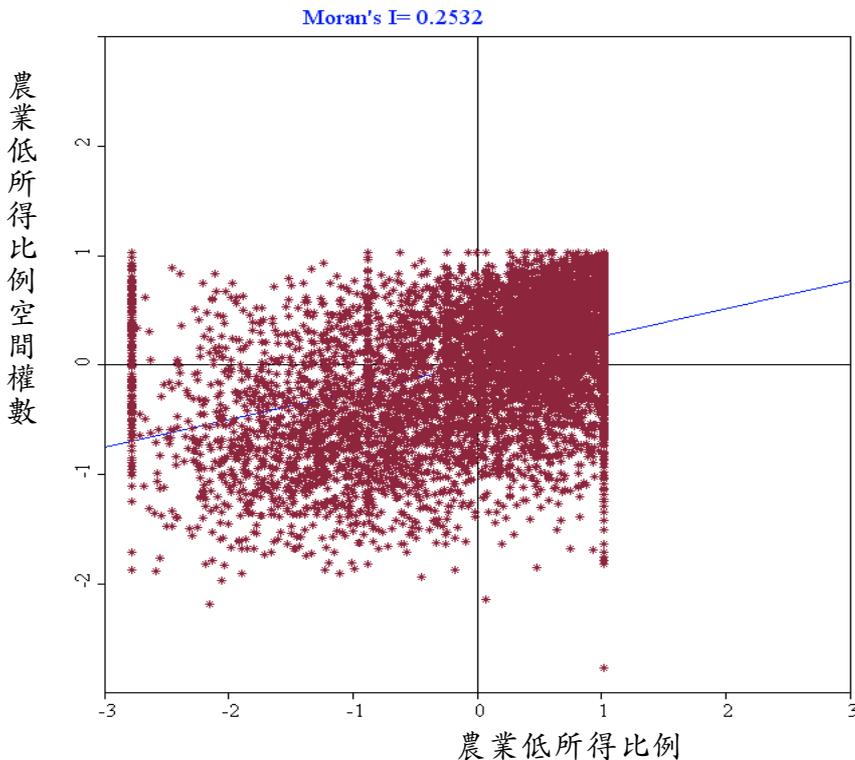


圖 4 民國九十四年 Moran's I 分析圖

資料來源：本研究。

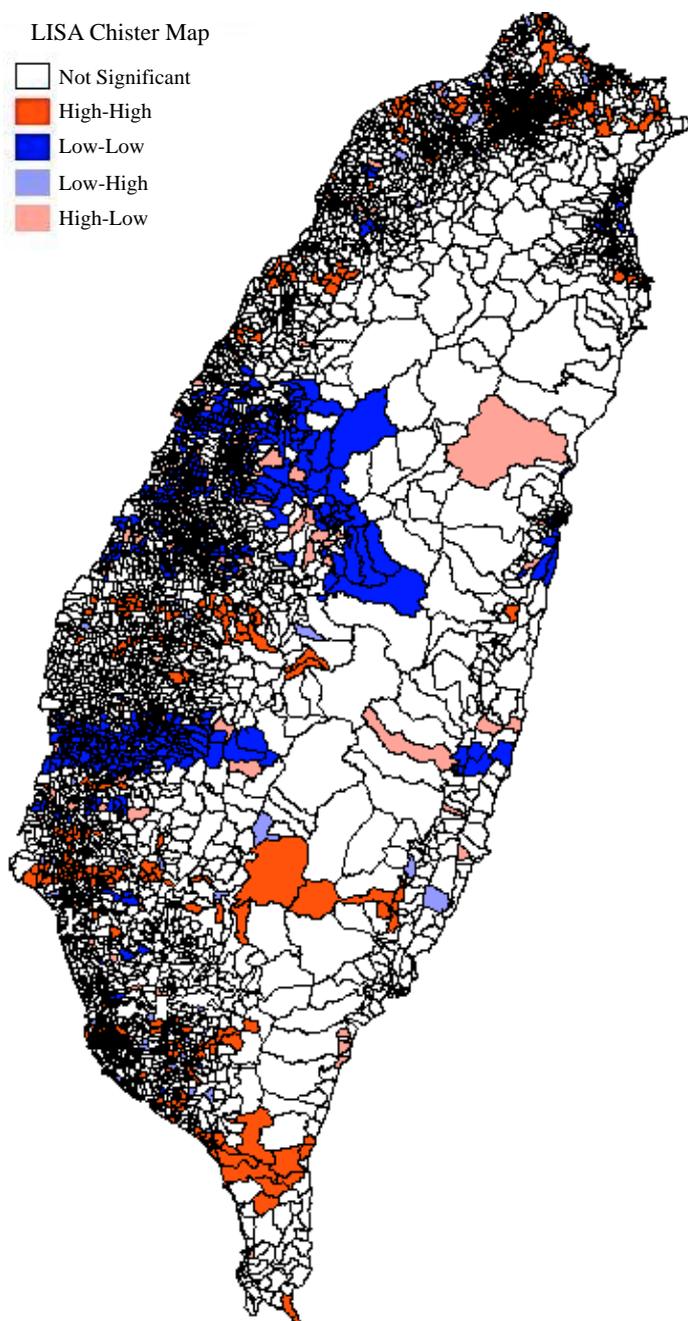


圖 5 民國九十四年 LISA 群聚圖

資料來源：本研究。

5.2 空間依存性檢定

接續，我們以較嚴謹的拉氏檢定法檢測臺灣農業所得之空間相依性，結果如表 2 所示，該表中，Lagrange Multiplier (Lag) 係針對資料樣本是否有空間落遲問題加以檢定；Lagrange Multiplier (Error) 則檢測資料是否有空間誤差；Lagrange Multiplier (SARMA) 為同時考量二者並存之檢定。由表中可看出不論是空間落遲或空間誤差，在 5% 的顯著水準下皆呈為顯著，同時考量二者的型態亦呈顯著，表示在本資料中，空間落遲與空間誤差的問題是同時並存的，以傳統線性迴歸模型估計則易出現偏誤，此檢定亦為本研究擬用空間自相關迴歸模型做分析之重要依據。

表 2 空間相關之檢定結果

空間依存性檢測			
檢定方式	自由度	檢定值	P 值
Lagrange Multiplier (Lag)	1	838	<0.001
Robust LM (Lag)	1	66	<0.001
Lagrange Multiplier (Error)	1	988	<0.001
Robust LM (Error)	1	216	<0.001
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	1,054	<0.001

資料來源：本研究。

5.3 影響農業所得因素及影響程度

本研究實證結果如表 3 所列，為提供讀者參考，本文比較兩個實證模型之結果，其分別為傳統線性迴歸、以最大概似法估計空間自相關迴歸模型。

表 3 空間模型估計結果

變數名稱	最小平方法	最大概似法估計空間自相關迴歸模型
常數項	-1.738	-26.114**
年齡	0.635**	0.657**
高教育	0.098**	0.083**
自耕面積率	0.181**	0.182**
兼業率	0.285**	0.257**
孩童數	-1.618**	-1.755**
成人數	-6.175**	-5.663**
低耕地面積率	0.469**	0.437**
中耕地面積率	0.200**	0.212**
雜糧	0.059**	0.063**
特用作物	-0.065**	-0.041**
蔬菜	-0.027**	-0.053**
水果	-0.228**	-0.184**
花卉	-0.515**	-0.480**
農畜	-0.411**	-0.328**
其他	-0.218**	-0.131**
空間落遲	-	0.324**
空間誤差	-	0.052**
調整後配適度	0.520	0.579 ^{\$}

資料來源：本研究。

註：**表該變數在 5% 顯著水準下達顯著；\$表 Pseudo R²。

由上表所示，考量空間變數前後（註 10），在一般變數的影響效果上並無太大差異，自有耕地比率與兼業率對低農業所得比率有正向顯著效果，表示在耕地自有率及兼業率高的村里中，農家的農業所得較低。農業指揮者走向高齡化之村里，農家的農業所得亦偏低。指揮者教育程度越高，農業所得

偏低估計乃因農業指揮者的教育程度愈高，其從事農場外工作機會越多，其兼業平均時薪亦可能較高，因此其農業所得降低。農牧戶人口多寡則對低農業所得比率有反向影響。作物種植方面，相較於稻作經營，除了雜糧經營對低農業所得呈現顯著正向影響外，其餘皆為顯著負相關，偏重種植高經濟作物如水果類、花卉之村里，農業所得亦較高，農牧戶從事農畜養殖，對農業所得亦有正向幫助。就耕地規模而言，耕地面積越大者，對農業所得有正向影響。

加入了空間自相關變數後，估得之空間落遲係數為顯著正向效果，顯示臺灣農業所得在地域上存有一定程度的聚集性。此外，空間誤差項係數亦有顯著影響，其結果顯示仍有其他未考量到模型中的變數亦存有空間相關性，此變數諸如土壤品質、氣候因素、耕作環境、各地農業生產文化等皆為造成空間誤差之可能因素。反觀其他變數，其影響效果皆呈穩定，經營型態變數中，相較於稻作經營，仍以水果、花卉、及農畜經營對農業所得之正向影響效果較明顯。以整體模型之配適度觀之，傳統線性迴歸模型的調整後配適度約為 52%，考量了空間變數後，整體模型之調整後配適度上升為 58%。

彙整上述實證結果可知，影響農業所得之變因不只有傳統的社經因子及經營型態，更包含了空間因素。其各項因子的影響效果，在此以最大概似法估計空間自相關迴歸模型之結果做說明。

在指揮者的特徵變數中，實證結果顯示，該村里指揮者平均年齡每增加一歲，將會使該村里農家所得低於 20 萬元之農牧戶占該村里總農牧戶數之比率增加 0.66%；此外，村里中平均指揮者為高教育程度的比例每上升 1%，則該村里農家所得低於 20 萬元之農牧戶占該村里總農牧戶數之比率增加 0.08%，表高齡化、高教育程度的指揮者，其農業所得較低。

在農牧戶基本背景變數中，該村里自有耕地比率每上升 1%，會使農家所得低於 20 萬元之農牧戶占該村里總農牧戶數之比率上升超過 0.18%；該村里平均兼業率每上升 1%，則其農家所得低於 20 萬元之農牧戶占該村里總農牧戶數之比率將上升超過 0.26%，影響程度甚大；農家人口數則對農業所

得有正向影響。平均而言，該村里平均農家人口每多一位孩童，則農家所得低於 20 萬元之農牧戶占該村里總農牧戶數之比率可減少 1.75%，此一結果或許顯示臺灣許多的農業所得是來自家中小孩於農忙期幫忙務農所致。平均成人數每多一位，更可使農家所得低於 20 萬元之農牧戶占該村里總農牧戶數之比率減少約 5.66%。表示耕地所有權若多屬農事者，則有助農業所得提升；兼業程度越高，則易使農業所得降低；農家人口數越多，則對農業所得有正向助益，顯示在現有農業社會中，自有人力資本仍為相當重要的資源。

就經營層面來探討，相較於稻作經營，除雜糧種植對提升農業所得較無助益外，其餘經營方式皆可使低農業所得比率下降，此效果於高經濟經營型態中最為明顯。平均而言，相對於稻作經營，該村里平均種植水果的比率每上升 1%，可使該村里農家所得低於 20 萬元之農牧戶占該村里總農牧戶數之比率減少 0.18%；種植蔬菜之比率每增加 1%，低農業所得比率該村里農家所得低於 20 萬元之農牧戶占該村里總農牧戶數之比率可下降約 0.05%；提升 1%的花卉種植比率，則可使農家所得低於 20 萬元之農牧戶占該村里總農牧戶數之比率下降 0.48%；從事農畜養殖之比率每增加 1%，也可使該村里農家所得低於 20 萬元之農牧戶占該村里總農牧戶數之比率減少 0.33%。

就空間變數來看，當空間落遲係數呈現顯著，即代表兩相鄰地區特定特徵存有交互影響現象，而顯著的空間誤差係數則說明了相鄰空間中仍存有某些未被觀察到的因素會對特定特徵造成影響。依本研究實證結果，空間落遲係數為 0.32，表示兩村里相鄰與否，對其農家所得低於 20 萬元之農牧戶占該村里總農牧戶數之比率約有 0.32%的影響力；空間誤差係數約為 0.05，則表示本模型之誤差項亦存有空間自相關之特徵，而該特徵並未考量到本模型的自變數中。

VI、結論與政策建議

空間自我相關分析法發展至今，尚少運用於農業相關領域中，推測其原因可能在於傳統觀念中，空間相依性或空間擴散效果難以被驗證及測量。但近年來，藉由地理資訊系統，及空間自我相關迴歸模型越趨發展，各領域應用此分析工具之研究日益增加，本論文擬將空間相關計量分析法用於探討臺灣農業所得的空間依存性。

本研究以空間分析法，觀察臺灣村里單位在 2005 年農業所得比例的空間依存關係，加上空間探索分析及空間計量迴歸結果發現，臺灣農業所得水準並非呈現均勻分佈，而是有出現空間聚集現象，此結果可能是反映出農業為依天傍地產業，適地適作、仰賴氣候為農業生產天性，因為鄰近地區其土壤特質、氣候因素皆相似，適合種植的作物種類亦相近，因此農業所得水準也很接近，加上專業化經營為現代農業之發展趨勢，因此若政府倡導轉作的同時，能在特定地區提倡優勢作物生產，把臺灣有限農業資源做最有效的分配利用，將對農業所得有正向幫助。

此外，農業勞動力老化、青年人口外流為農業社會之一大隱憂，由實證結果證實，高齡化及兼業率提升確實造成農業所得下降，然從以往研究仍知，提升兼業率對整體農家收入有正向影響。據資料顯示，2005 年時臺灣農村平均每戶農業勞動力人口（16 歲以上人口數）不及四人，且主要勞動之年齡已超過 60 歲，雖兼業率約達八成，但相較以往仍呈下降趨勢，老農從事兼業力有未逮，亦較不符合勞動市場需求，若此狀況未加改善，將不利農業所得及農戶整體的經濟運作，因此，增加從農誘因、提升青壯人口留農意願，為未來農業政策一大努力目標。

本文研究結果亦顯示，農牧戶從事高經濟作物之經營，有助提升村里之農業所得。相較於稻作經營，水果、花卉種植，及農畜養殖等經營型態，對

提升農業所得有很大的影響效果，但目前臺灣農業經營型態仍多為傳統作物栽植，農業經營轉型仍有待加強，顯示農民對轉型及轉作高經濟作物的信心尚有很大進步空間。

誠如本文所提及，本文之貢獻在於應用空間計量模型，搭配全國之農業普查資料探討農業所得之空間依存性，本文分析結果亦驗證了農業所得之空間相依性，然而，本文仍存在些許研究限制，有待後續學者進一步研究。例如，在任何空間分析研究中，最完整的研究資料應是以個體農家為單位，依據其每戶農家之實際地理住址，建立其空間相關訊息，然而實際上為確保個人隱私，提供研究的個體資料往往不提供明確的地理住址，以及涉及個人隱私的私密資料，以致於在空間分析文獻中，研究者往往以加總的地區平均作為分析的依據。另外，本研究所用之自變數皆為農業經濟及農牧戶基本面向之資料，並未引入諸如土壤品質、氣溫、雨量、地形等其他會影響農業所得的空間性自然因素，若能得知此類變數，將能使本研究更趨完善。甚而，在模型分析上，本文所用的依變數亦有可能存在上下界問題，若將此一現象加以考慮的話，一個較完善的模型應該是所謂的 **Tobit Type Spatial Econometrics Model**，亦即考慮將 **Tobit Model** 的估計方式及概念加到空間分析模型中。但現有文獻上對於此一複雜模型的討論並不多見，也未有一達到共識的估計方法，因此大多數的文獻仍如本文所用的方式，將上下界問題加以忽略。

附註

1. 吉尼係數係測量洛倫滋曲線 (Lorenz Curve, 即戶數累積百分比為橫軸, 所得累積百分比為縱軸之所得分配曲線) 與完全均等直線間所包含之面積對完全均等直線以下整個三角形面積之比率, 此項係數愈大, 表示所得分配不均等的程度愈高, 反之, 係數愈小, 表示不均等的程度愈低。
2. 空間權數矩陣為空間計量模型中相當重要的元素, 其概念是將相鄰區域的影響力以量化方式呈現。其量化方式相當多元, 本研究使用之空間權數矩陣將於下節中詳述。
3. 地域上的空間關係類型相當多元, 最直觀的概念即為距離的遠近, 其他諸如文化上的相似度、語言上的同化程度、種族相似度等眾多社經指標皆可做為空間關係的依據。而在本研究中係以距離的遠近來當做空間關係的基礎。
4. 空間統計學屬地理科學的統計分析方式, 包含空間分配、空間自我相關和空間關係三類型的結合, 其概念系將空間相依性加入統計分析中, 以產生較佳的估計結果 (Ned, 1996; Griffith & Daniel, 1992)。
5. 以年收入二十萬為分界之因, 乃行政院勞工委員會於 2007 年將我國基本工資改為月薪新台幣 17,280 元, 合基本時薪約新台幣 95 元, 在此改制前, 我國基本工資長年維持在時薪新台幣 85 元左右, 計算成年薪約 20 萬元, 此為本研究以 20 萬元作為所得分界之主要原因。
6. 將農牧戶指揮者之教育程度分為兩個層級, 以大專或大學畢業為界, 分別算出該村里各層級農牧戶數所占該村里所有農牧戶數之比例。
7. 在此的農牧戶比例, 為特定村里種植該作物之農牧戶占該村里總農牧戶之比例。
8. 以 2005 年農業普查問卷設定, 將 1991 年 1 月 1 日以後 (包含該日) 出生者視為未滿 15 歲人口; 1990 年 12 月 31 日以前 (包含該日) 出生者視為滿 15 歲以上人口。
9. 農牧戶所有耕地面積分為三個層級, 面積為 0.3 公頃以下、0.3-1 公頃、1 公頃以上, 並分別算出該村里各層級農牧戶數所占該村里所有農牧戶數之比例。此分類主要依據為參照農委會 2005 年農業普查提要結果分析之分法, 唯其分析為未滿 0.3 公頃、0.3 至 1 公頃、1 至 3 公頃、3 公頃以上, 本研究將最後二者併為一組, 乃因 2000 年農業普查統計, 每農戶之平均耕地面積為 0.9 公頃, 2005 年普查後, 每農戶之平均耕地面積僅約 0.78 公頃。此外 2005 年農業普查之結果發現, 全台農牧戶可耕地面積於 3 公頃以上者, 有 19,342 戶, 總農牧戶為 767,554 戶, 其所占比例僅 2.5%, 因此本研究將後二者合併。
10. 在此之空間變數即指表中之空間落遲、空間誤差兩項。

參考文獻

- 中國網《臺灣百科》專題，2005。『臺灣農業發展過程及生產結構』。取自 <http://big5.china.com.cn/chinese/zhuanti/ln/800641.htm>。
- 朱健銘，2000。「土地利用空間型態之研究」。碩士論文，國立臺灣大學地理學研究所。
- 朱雲鵬，1991。「家戶大小與所得分配：1980 與 1989 年台灣實證研究」。『中國經濟學會年會論文集』，頁 287-307。中國經濟學會。
- 行政院農業委員會，2007。『中華民國九十六年農業統計要覽』。臺北：行政院農業委員會。取自 <http://www.coa.gov.tw/view.php?catid=207>。
- 吳慧瑛，1998。「家戶人口規模與所得分配，1976-1995」，『經濟論文』。26(1)：19-50。
- 李珮禕，1997。「農業生產組合對農業所得之影響」。碩士論文，國立臺灣大學農業推廣學研究所。
- 官俊榮，1990。「農家與非農家相對平均每人所得合理水準之研究」。行政院農業發展委員會補助研究計劃。79 農建-7.1-企-27。國立臺灣大學農業經濟學系。
- 承立平，1980。「臺灣農家所得分配之實證研究」。碩士論文，國立臺灣大學農業經濟學研究所。
- 林國慶、許聖章、施瑩艷，2007。「我國農家所得變動及其政策意涵之分析」。行政院農委會經費補助研究計劃。96 農科-5.1.1-企-Q2 (8)。國立臺灣大學農業經濟學系。
- 林金源，1997。「家庭結構變化對台灣所得分配及經濟福利分配的影響」。『人文及社會科學集刊』。9(4)：39-63。
- 胡立諄、賴進貴，2006。「臺灣女性癌症的空間分析」，『臺灣地理資訊學刊』。4 期，39-55。
- 曹添旺，1996。「臺灣家庭所得不均度的分解與變化試析，1980~1993」，『人文及社會科學集刊』。8(2)：181-219。
- 許聖章，2007。「臺灣農家所得分配與貿易自由化」，『農業經濟半年刊』。81 期，93-119。

- 許聖章，2009。「臺灣農家人力資本對農家所得之影響分析」，『臺灣經濟預測與政策』。39(2)：103-128。
- 郭小喬，1999。「臺灣農業政策與農家所得變化之分析」。碩士論文，國立中興大學財務政策研究所。
- 黃偉明，2007。「中國大陸區域所得變動之空間分析(1995-2005)」，發表於2007年研究生兩岸關係與大陸研究研討會。臺北。5月26日。
- 黃紹東，2004。「台南市東區住宅價格之空間自我迴歸分析」。碩士論文，國立成功大學都市計劃研究所。
- 劉君雅，2008。「臺灣低生育率之空間分析」。碩士論文，臺灣大學社會科學院國家發展研究所。
- 鄭百龍、翁伯琦、周瓊，2006。「臺灣三生農業發展歷程及其借鑑」，『中國農業科技導報』。8卷，67-71。
- 謝純瑩，2002。「應用空間自相關分析於人口老化時空變遷之研究」，『人口學刊』。25期，91-119。
- Anselin, L., 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic.
- Anselin, L., 1995. "Local Indicators of Spatial Association: LISA," *Geographical Analysis*. 27: 93-115.
- Anselin, L., 1999. *Spatial Econometrics*, Dallas Richardson, Texas: Bruton Center School of Social Sciences University.
- Anselin, L., A. Bera, R. Florax, and M. Yoon, 1996. "Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence," *Regional Science and Urban Economics*, 26: 77-104.
- Chinn and L. Dennis, 1979. "Rural Poverty and the Structure of farm Household Income in Developing Countries Evidence from Taiwan," *Economic Development and Cultural Change*. 27: 283-301.
- Cliff, A. and J. Ord., 1981. *Spatial Process: Models and Applications*. London: Pion.
- Goodchild, M. F., 1987. "A Spatial Analytical Perspective on Geographic Information System," *International Journal of Geographical Information System*. 1: 327-334.
- Griffith and A. Daniel, 1992. "Simplifying the Normalizing Factor in Spatial Autoregressions for Irregular Lattices," *Papers in Regional Science*. 71(1): 71-86.

- Moran, P. A. P., 1950. "Notes on Continuous Stochastic Phenomena," *Biometrika*. 37: 17-33.
- Ned Levine, 1996. "Spatial Statistics and GIS: Software Tools to Quantify Spatial Patterns," *Journal of the American Planning Association*. 62 (3): 381-392.
- Tobler, W. R., 1970. "A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region," *Economic Geography*. 46: 234-40.

Spatial Analysis of the Farm Household Income in Taiwan

Chen-Yu Hsu* and Hung-Hao Chang**

It is generally agreed that the primary purpose of the agricultural policy is to promote farm household income. A growing body of literature had addressed this issue, however, most of the studies were based on the aggregated data. To fill the knowledge gap, this paper utilizes Moran's I index and LISA method to empirically test the spatial dependency of the farm household income in Taiwan using the township data drawn from the 2005 Agriculture Census survey. A spatial lag and a spatial error econometric models are also estimated. Results indicate that farm household income is spatially correlated. Ignoring the spatial nature of the farm household income will lead to potential bias of the policy inference.

Keyword: *Farm Household Income, Moran's I Index, LISA Method, Spatial Regression Model*

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

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

The authors appreciate the Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics, Executive Yuan, R.O.C to make the confidential data available to us. Parts of the paper are drawn from Hsu's master thesis, and Chang is his thesis advisor.