

區域經濟收斂與空間外溢效應 臺灣，1991-2001

Regional Economic Convergence and Spatial Spillover Effects Taiwan, 1991-2001

紀玉臨*

Yu-Lin Chi

賴進貴**

Jinn-Guey Lay

Abstract

This research attempts to explore the regional economic convergence from spatial perspective. Using industry, commerce and service census and population and housing census data between 1991-2001, we investigate the effects of spatial spillovers on labor productivity growth with exploratory spatial data analysis and spatial econometric methods. The empirical results indicate three conclusions. First, the non-spatial models applied to analyze β -convergence suffer from a misspecification due to omitted spatial dependence. Second, there are α -convergence and β -convergence. Inequality of regional labor productivity between townships declined from 1991 to 2001. Poor townships displayed faster economic growth rates than wealthy ones. Last, the estimation results of spatial lag models indicate spatial spillover effects matter for regional economic growth. Regions can significantly benefit from high economic growth of neighboring regions.

Keywords: spatial spillover effects, regional economic convergence, spatial econometrics, exploratory spatial data analysis.

* 國立臺灣大學地理環境資源研究所碩士

Master, Institute of Geography, National Taiwan University.

** 國立臺灣大學地理環境資源學系教授，通訊作者 (e-mail: jglay@ntu.edu.tw)

Professor, Department of Geography, National Taiwan University, Corresponding Author.

摘 要

本研究由空間觀點切入，以 1991 年至 2001 年的臺灣工商及服務業普查與戶口及住宅普查資料，利用探索式空間資料分析與空間計量經濟方法，探討空間外溢效應對經濟成長的影響。研究結果顯示：1) 傳統非空間模型，忽略空間要素，導致其估計結果有所偏誤；2) 支持 σ 收斂與 β 收斂假說，區域勞動生產力不均程度逐漸縮小，且起始生產力較低的區域，後續經濟成長速度較快；3) 空間延遲模型估計結果表明空間外溢效應有顯著的影響，鄰近經濟成長率高的區域，有利於提升本身的經濟表現。

關鍵字：空間外溢效應、區域經濟收斂、空間計量經濟、探索式空間資料分析

緒 論

經濟成長理論對區域經濟差距演變趨勢的看法多所紛歧，內生成長理論 (endogenous growth theory) (Lucas, 1988; Romer, 1986; 1990) 與新經濟地理學 (new economic geography) 認為藉由規模報酬遞增 (increasing returns to scale)，區域經濟差距不必然縮小，甚至將出現貧者愈貧，富者愈富的區域經濟發散 (regional economic divergence) 現象；然而，新古典成長理論 (neoclassical growth theory) (Solow, 1956; Swan, 1956) 則預測起始較為貧窮區域，將有較高的經濟成長率，逐漸追趕上富有區域，產生區域經濟收斂 (regional economic convergence)。因此，自 1980 年代中期以來，區域經濟收斂假說一直是總體經濟學、區域經濟學以及經濟地理學的熱門議題。

儘管驅動區域經濟收斂的背後因素，如科技擴散、要素流動、轉移支出 (transfer payments) 等，皆有明顯的空間要素，但空間效應在區域經濟收斂研究中始終被忽略 (Rey and Montouri, 1999)。在跨國尺度上，許多實證研究已表明空間鄰近性對於經濟成長有實質作用。Ades and Chua (1997) 發現政治不穩定，會降低鄰國的對外貿易量及提高鄰國的軍事支出，因此會阻礙鄰國的經濟成長速度；換言之，鄰國發生的政變與革命次數愈多，本國的經濟表現愈差。Easterly and Levine (1998) 認為撒哈拉沙漠以南的非洲國家因種族分裂問題，而採用不利經濟發展之政策，其負面效應透過鄰近乘數效應 (neighbour multiplier effects) 外溢至鄰國，嚴重阻礙非洲整體經濟發展。Murdoch and Sandler (2004) 實證結果表明 800 公里以內鄰國若有內戰發生，將不利於本國短期與長期之經濟成長。Moreno and Trehan (1997) 發現相對位置是經濟成長的重要因素，鄰近擁有廣大市場的國家，有助於本身經濟成長。因此，Quah (1996: 954) 曾說：「物理位區 (physical location) 與地理外溢效應對區域經濟的影響力，更勝於宏觀經濟結構因素之影響。」

國家內部區域間，所面臨的經濟、社會、政治以及文化等差異，通常遠小於國家間的差異，因此，在區域經濟成長過程中，國家內部區域間將更有可能產生空間交互作用 (Lopez-Bazo *et al.*, 2004)。本文將從這樣的空間角度切入，利用臺灣的區域勞動生產力資料，試圖回答下列問題：

1. 臺灣區域勞動生產力與經濟成長率之空間型態為何？

2. 是否有區域勞動生產力收斂趨勢？
3. 地理鄰近性對區域經濟成長的影響為何？

以下本文將先回顧相關理論，以及空間分析方法。其次，在研究設計部份，將建立研究假設、簡介資料來源、定義變項與空間權重矩陣。在實證分析部份，本文先以探索式空間資料分析工具，探索臺灣區域勞動生產力與成長率之空間型態，續以空間經濟計量模型，檢驗區域勞動生產力收斂假說，以及空間外溢效應對經濟成長的影響，再依據分析結果，進行模擬，最後提出結論。

理論與概念

(一) 區域經濟收斂假說

1. σ 收斂假說 (σ convergence hypothesis)

本假說所關注的是橫斷面上的區域勞動生產力離散程度隨時間演進的變動過程 (Barro and Sala-i-Martin, 1991)。通常以區域間的對數勞動生產力的標準差 (σ) 或變異係數為指標，故稱為 σ 收斂。若上述指標逐年擴大，表示存在區域生產力發散的趨勢；反之，則為 σ 收斂，表示區域間逐漸收斂至同一生產力水準。

2. β 收斂假說 (β convergence hypothesis)

依據 Solow-Swan 的新古典成長理論預測 (Solow, 1956; Swan, 1956)，若存有多個總體經濟結構相似的區域，各區域的穩定狀態 (steady state) 一致，在固定規模報酬 (constant returns to scale)、資本邊際報酬遞減 (diminishing returns to capital)、以及滿足 Inada 條件的假設下 (Barro and Sala-i-Martin, 1995)，則初始勞動生產力較低的區域，其資本存量較少，造成其資本邊際生產力較高，使其勞動生產力成長率高於初始勞動生產力較高的區域。多數實證研究以下列模型來驗證 β 收斂假說：

$$\ln\left(\frac{Y_{i,t+k}}{Y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta \ln(Y_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $Y_{i,t}$ 是在 t 期 i 區域的勞動生產力， α 、 β 待估計的係數， $\varepsilon_{i,t}$ 獨立且均等分布 (independent identical distribution, iid) 的誤差項， k 為研究期間。在不加入其他控制變項的情況下，倘若上述模型估計結果係數 β 小於 0 且達統計顯著，則支持絕對 β 收斂假說 (absolute β convergence hypothesis)。亦即，經濟成長率與初始勞動生產力為負向關係，距離其穩定狀態愈遠的區域 (勞動生產力愈低的區域)，其經濟成長率愈高，逐漸追趕上生產力較高的區域，最後收斂於同一生產力水平。

倘若各區域的偏好、技術與政治制度有顯著的差異，則各區域的穩定狀態不必然會一致，直接以式 (1) 進行估計，則通常無法支持絕對 β 收斂假說。因此，Barro (1991) 認為必須將影響穩定狀態的因素加入迴歸式中，以控制各區域穩定狀態的差異，此時，若初始勞動生產力係數的估計結果小於 0 且達統計顯著性，則稱具有條件 β 收斂 (conditional β convergence)。

換言之，條件 β 收斂必須將人力資本、生育率、投資率、政府支出等變項加以控制後，才得以觀察出初始生產力與經濟成長率的顯著負向關係。其中，人力資本被視為為最重要的影響因素，因此大

多數區域收斂研究均納入人力資本變項。如 Barro (1991) 以 1960-1985 年 98 個國家的資料進行分析，在加入人力資本 (以入學率為代理) 變項後，則初始區域所得水準與經濟成長率便呈現顯著負相關，支持條件 β 收斂。Mankiw *et al.* (1992) 在控制人力資本、投資比例、人口成長率後所得到的分析結果，同樣符合新古典成長理論的預測，支持條件 β 收斂。

(二) 區域經濟成長之空間相依性

Tobler 的地理學第一定律主張：任何事物都有相關性，且鄰近的事物比遙遠的事物相關程度更大 (Tobler, 1970)。這項定律指出空間單元間經常有密切的關係，這種現象便稱為空間相依性 (spatial dependence) 或稱空間自相關 (spatial autocorrelation)。

因形成機制的不同，空間相依性可分為干擾式空間相依 (nuisance spatial dependence) 與實質式空間相依 (substantive spatial dependence) (Anselin and Rey, 1991)。前者通常肇因於資料誤差，如空間單元邊界錯置 (mismatch)，亦即用來組織資料的空間單元邊界與實質空間現象的運作邊界不吻合。干擾式空間相依的第二種成因為遺漏變數 (omitted variables) 問題，亦即在設定迴歸模型時，遺漏一個或一個以上具有空間自相關型態的自變數，造成估計結果的殘差項具有空間自相關型態。實質式空間相依表示空間單元並非獨立存在，而是透過空間交互作用 (spatial interaction) 對鄰近的空間單元的表現產生一定的影響，產生的空間自相關現象。

扣連至上述的區域收斂假說，從物質層面而言，廠商藉由生產投入的中間財 (intermediate goods)，將形成前向與後向產業關聯 (forward and backward linkages)；從非物質層面，由於知識為一種公共財 (public goods)，具共享 (non-rival) 與無法排他 (non-excludable) 兩項特性，廠商創造某種新知識，無法完全將這種新知識保留在廠商內部，而是會外溢出去致使其他廠商受益 (Capello, 1994)，因此產生知識外溢效應 (knowledge spillover effects)。基於上述，廠商與廠商之間必然產生頻繁的聯繫，而互動廠商不必然處於同一地理空間，因此便造成區域與區域間的互賴關係 (interdependence)。

在運輸與資訊通訊 (ICT) 技術高度發達的現代，貨物運輸與資訊傳遞的成本已大幅下降，使貨物與資訊得以輕易地跨越物理距離的制約，因此，地理鄰近性對於上述的區域互動關係似乎已失去影響力。然而，並非所有知識皆得以外顯化為資訊，如 Michael Polanyi 所說的：「我們所知的多於我們所能說出來的。」 (Polanyi, 1966)，那些我們無法言傳的便是緘默程度高的知識，是鑲嵌於個人的 (person-embodied)，其無法以脫離知識擁者的形式進行傳遞，必須依賴直接的面對面交流 (face-to-face interaction)。Nonaka and Takeuchi (1995) 也認為最有效的學習是來自於直接的經驗、面對面的溝通、與身體的使用。因此，資通訊科技雖然使符碼化知識得以非常低廉的成本進行遠距離傳遞，但是其並無法解除地理空間對緘默知識¹傳遞的制約，緘默知識傳播成本仍是隨距離擴大而不斷增加的。

大量的專利引用分析 (patent citation analysis) 與知識生產函數 (knowledge production function) 實證研究支持這樣的觀點。如 Jaffe *et al.* (1993) 使用美國專利權資料追溯知識外溢，發現新專利所引用的前期專利權資料大多來自同一州，甚至同一標準都會統計區 (SMSA)，亦即引用專利 (citing patent) 與被引用專利 (cited patent) 通常侷限於一定的地理範圍。Bottazzi and Peri (2003) 以歐洲為尺度，分析歐洲專利引用資料，發現知識外溢距離僅達 300 公里。Anselin *et al.* (1997) 使用知識生產函數，發現美國大學的創新研究的外溢範圍為 50 方圓英哩。Fischer *et al.* (2006) 在控制了科技鄰近性

(technological proximity) 的情況下，仍舊發現地理距離對於知識外溢有顯著的影響。歐洲各區域的研發投入同樣具有顯著的外溢效應，其影響範圍不超過 250 公里或第三階鄰域 (Moreno *et al.*, 2005; Greunz, 2004)。

由於地理鄰近性對於知識外溢仍有實質作用，因此，基於知識外溢效應的區域互動關係，將為高度地方化 (localized) 現象，在其他條件不變的情況下，當兩區域的空間位置愈靠近，將有愈強烈的空間交互作用，產生區域經濟成長的實質空間相依。

然而，過去大多數區域經濟收斂研究皆忽略空間要素，視區域如獨立存在的孤島，排除區域間交互作用的可能性 (Mankiw, 1995; Quah, 1996)。如 Baumol (1986)、Barro and Sala-i-Martin (1991; 1992) 以及 Mankiw *et al.* (1992) 等人的經典之作，皆不考慮空間要素。一方面，我們無法瞭解空間外溢效應在區域經濟成長過程中，是否產生實質影響；另一方面，從計量經濟的角度，空間自相關現象違反樣本獨立的假設，致使傳統計量經濟方法失效。故 Rey and Montouri (1999) 認為過去這些實證研究結論的穩健性頗受質疑。新近發展的探索式空間資料分析與空間計量經濟提供一系列工具，處理上述議題。

空間分析方法

(一) 探索式空間資料分析

探索式空間資料分析 (exploratory spatial data analysis, ESDA) 為一組可以描述與視覺化空間分布型態、辨識異常區位或空間例外 (spatial outliers)、偵測空間關聯型態與聚集或熱區 (hot spots)、暗示空間體制 (spatial regimes) 或其他形式空間異質性 (spatial heterogeneity) 的分析技術 (Haining, 1990; Bailey and Gatrell, 1995; Anselin, 1998a; 1998b)。空間自相關分析為最常見的探索式空間資料分析方法，依研究尺度可分為全域型 (global) 與區域型 (local)。

1. 全域型空間自相關

Moran's I 為最被廣泛使用全域型空間自相關指標，其定義如下 (Moran, 1950)：

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

其中， n 為空間單元個數， x_i 為空間單元 i 的觀察值， x_j 為空間單元 j 的觀察值， \bar{x} 為隨機變數 X 的平均數， w_{ij} 為空間權重矩陣之元素 (下詳)。Moran's I 的值域為 $[-1, 1]$ ，其值愈趨近 1 表示正向空間自相關程度愈強；其值愈趨近 -1 表示負向空間自相關程度愈強；當產生空間型態的空間過程為隨機時，Moran's I 趨近其隨機分布期望值： $[-1/(n-1)]$ 。

2. 區域型空間自相關

區域型分析方法 (local Moran)，其定義如下 (Anselin, 1995)：

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

當 $Z(I_i) \geq Z_{\alpha/2}$ ，表示其為顯著的正向區域空間自相關 (positive local spatial autocorrelation)，代表此空間單元的觀察值與鄰域的觀察值非常相似，稱為空間聚集 (spatial cluster)；空間聚集又可區分為熱區 (hot spot) 與冷區 (cold spot)，前者為此空間單元與鄰域的觀察值都很高，後者為此空間單元與鄰域的觀察值都很低。如果 $Z(I_i) \leq -Z_{\alpha/2}$ ，表示其為顯著的負向區域空間自相關 (negative local spatial autocorrelation)，表示此空間單元的觀察值與鄰域的觀察值相異性很大，稱為空間例外 (spatial outlier)。

(二) 空間計量經濟

倘若探索式空間資料分析表明變數呈現顯著的空間自相關，則必須進一步建立空間計量經濟模型，以確認空間交互作用是否在空間過程 (spatial process) 發生影響力，抑或空間自相關現象僅是對某些具空間自關態變數的反應 (reaction) (Cliff and Ord, 1981)。

模型設定策略上，Florax *et al.* (2003) 研究發現經典順向逐步 (classical forward stepwise) 取徑之效果較佳。亦即先建立非空間模型，若殘差空間診斷結果表明趨近隨機，則無需建立空間模型；若空間診斷結果顯示殘差仍有顯著的空間自相關，則依 LM (Lagrange Multiplier) 檢定結果建立空間模型。其中，若 LMerr (Lagrange Multiplier test for spatial-error dependence) 比 LMlag (Lagrange Multiplier test for spatial-lag dependence) 顯著，則建立空間誤差模型 (spatial error model)，其以向量型式表示如下 (Anselin, 1988)(圖 1 (A))：

$$y = X\beta + \varepsilon$$

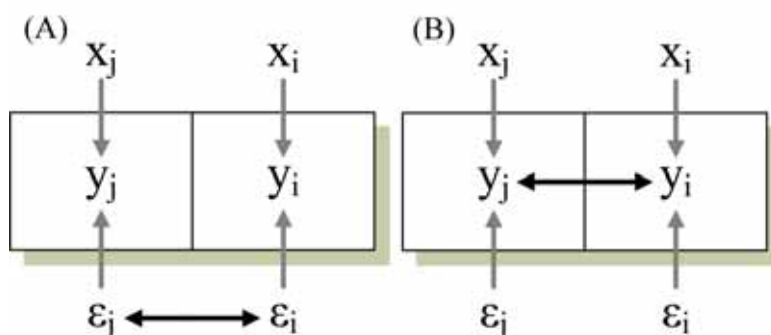
$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u$$

其中， y 為 $n \times 1$ 的依變數向量， X 為 $n \times k$ 的傳統自變數矩陣， μ 為 $n \times 1$ 的獨立且均等分布誤差項向量， W 為 $n \times n$ 的空間權重矩陣， $W\varepsilon$ 為鄰區誤差項的加權平均， β 為 $k \times 1$ 傳統自變數的迴歸係數向量， λ 為空間誤差係數。空間誤差模型用以移除空間自相關造成的干擾，可以取得較為精確的估計結果與統計推論。

反之，若 LMlag 比 LMerr 顯著，則建立空間延遲模型 (spatial lag model)，其以向量型式表示如下 (Anselin, 1988)(圖 1 (B))：

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon$$

其中， ε 為 $n \times 1$ 的獨立且均等分布誤差項向量， ρ 為空間延遲係數。空間延遲模型一方面移除空間自相關造成的干擾，另一方面可以檢驗空間交互作用的影響。



資料來源：Baller *et al.* (2001)。

圖 1 (A) 空間誤差模型示意圖；(B) 空間延遲模型示意圖

Fig. 1. (A) Spatial error model; (B) Spatial lag model

研究設計

(一) 研究假說

1. 生產力收斂假說

根據新古典成長理論的預測，區域勞動生產力之不均程度應逐漸縮小（區域經濟 σ 收斂）。起始生產力較低的區域，將有較高的經濟成長率²；而起始生產力較高的區域，將有較低的經濟成長率（區域經濟 β 收斂）。

2. 空間外溢假說

本假說視區域為開放的經濟體，與外界有密切的互動交流關係。儘管，在運輸與通訊技術的快速發展之下，物質與資訊的輸送成本大幅下降，使其輸送可能不再受距離的制約；然而，緘默知識的傳播依然為距離敏感，使知識外溢具有地方化現象。換言之，區域間的互動關係將侷限於一定的地理空間。故本假說認為區域的經濟成長情形，不僅受區域內部因素所影響，鄰近區域的表現也是重要的影響因子。

(二) 變項界定

表 1 為自變數與依變數之描述性統計資料，及其計算方式。

1. 依變項

依變項為 1991 至 2001 年、1991 年至 1996 年、1996 年至 2001 年各鄉鎮的經濟成長率，以 1991 至 2001 年為例，其計算方式為：2001 年區域勞動生產力除以 1991 年區域勞動生產力，再取自然對數。區域勞動生產力為該區域生產總額減去中間投入，再除以就業員工總數。其中，我們以 2001 年物價為基準，計算各年度之實質區域勞動生產力。

2. 核心自變項

為該鄉鎮起始勞動生產力，亦即 1991 年與 1996 年區域勞動生產力取自然對數。依據生產力收斂假說，我們預期此變項與依變項為負向關係。

3. 控制變項³

首先，本文將人力資本變項納入區域經濟收斂模型中，一方面控制各區域的穩定狀態差異，檢驗條件 β 收斂假說；另一方面，可以避免干擾式空間相依，使我們得以檢驗區域經濟成長的空間外溢效應。本研究以就業員工教育程度代理區域人力資本存量，分為高等教育員工比例與中等教育員工比例。

表 1 變數描述性統計與計算方式

Table 1. Summary statistics and measurements.

變數	平均值	標準差	極小值	極大值	計算方式
1. 勞動生產力 成長率	.4789	.2757	-.2696	2.1090	$ln\left(\frac{2001年勞動生產力}{1991年勞動生產力}\right)$
2. 起始勞動生 產力 (自然 對數)	5.9460	.3296	4.4480	6.9831	$ln\left(\frac{1991年生產總額 - 1991年中間投入}{1991年總就業員工數}\right)$
3. 高等教育員 工比例	.1534	.0650	.0697	.4826	$\frac{1990年大專及大專以上教育程度之就業員工數}{1990年總就業員工數}$
4. 中等教育員 工比例	.2920	.0687	.1054	.4422	$\frac{1990年高中及高職教育程度之就業員工數}{1990年總就業員工數}$
5. 人均實質資 本成長率	.5831	.5647	-1.4490	5.0500	$ln\left(\frac{2001年人均實際運用固定資產}{1991年人均實際運用固定資產}\right)$
6. 高科技產業 員工比例	.0344	.0707	0	.8540	$\frac{1991年高科技產業之就業員工數}{1991年總就業員工數}$
7. 中高科技產 業員工比例	.0647	.0729	0	.4390	$\frac{1991年中高科技產業之就業員工數}{1991年總就業員工數}$
8. 平均廠齡	10.0064	2.9159	4.5424	26.5174	$\frac{1991年廠齡總和}{1991年總廠商家數}$
9. 大型 / 中小 型企業員工 數	.1392	.2368	0	3.0350	$\frac{1991年大型企業之就業員工數}{1991年中小型企業之就業員工數}$

其次，為了控制產業科技水準高低對經濟成長的影響，本研究加入下列兩個變項：高科技產業員工佔總就業員工的比例、中高科技產業員工佔總就業員工的比例⁴。

第三，許多實證研究發現企業規模、廠齡與廠商的經濟表現有顯著的關係 (如 Aw, 2002; Cohen and Klepper, 1996; Das, 1995; Liu *et al.*, 1999; Shanmugam and Bhaduri, 2002)，故納入：大型 / 中小型企業員工數⁵、平均廠齡。

第四，實質資本的累積也有利於經濟成長 (Bostic *et al.*, 1997)，故納入人均實質資本成長率，以控制其影響。

最後，各大區域可能有不同的社會制度、文化條件、自然環境而影響其經濟成長，然而這些變項不易被具體測量。本文為了控制上述的區域特定效應 (region-specific effects)，設定一組區域虛擬變數：依據臺灣地區綜合開發計畫定義，將臺灣本島劃分為北、中、南、東四大區域⁶，以東部區域為對照組。

(三) 資料來源

人力資本資料取自於 1990 年戶口及住宅普查原始檔，其餘資料則取自於 1991 年、1996 年、2001 年工商及服務業普查原始檔，因此不包括公部門⁷與第一級產業活動⁸。

本文使用空間計量經濟模型為分析方法，研究對象為區域，故面臨所謂的可變區域單元問題 (Modifiable areal unit problem, MAUP) 中的尺度效應 (Scale effect)(Arbia, 1986; Fotheringham and Wong, 1991; Openshaw and Taylor, 1981)，因此分析單元的選擇必須依據研究議題來考慮。本研究考量樣本數目以及行政邊界的穩定性，故所使用的空間單元為臺灣本島⁹各鄉鎮市區，樣本數目共為 350。倘若以縣市為空間單元，將造成樣本數目過少，並且因空間尺度過於粗略，將掩蓋區域生產力與經濟成長的空間變異，難以觀察區域之間的空間交互作用。若採用村里為空間單元，將有空間單元中樣本過少而造成變異不穩定的情形；另外，臺灣的村里界在研究期間已經歷過多次的合併、分割、重劃等邊遷，因此若使用村里為空間單元進行分析，將面臨資料無法整合至同一基準的問題。

(四) 空間權重矩陣的設定

空間權重矩陣 (spatial weight matrix) 表達空間單元之間的位置鄰近性 (location proximity)¹⁰，記為 W ，表示如下：

$$W = [w_{ij}]_{n \times n}$$

其中， n =空間單元數， $i=1, 2, \dots, n$ ， $j=1, 2, \dots, n$ 。當 $w_{ij}>0$ ，表示空間單元 j 為空間單元 i 的鄰域；而 $w_{ij}=0$ 時，則表示空間單元 j 不為空間單元 i 的鄰域。本研究最主要目的為檢驗地理鄰近性之意義，故以物理距離與鄰接關係為基準來設定空間權重矩陣。

1. 距離關係

設定兩空間單元相距在一定距離以內便互為鄰域，本研究以 28 公里為起始值，避免出現某一空間單元沒有鄰域的情形，記為 W_{D28} 、 W_{D29} 、 W_{D30} 、 W_{D31} ...以 W_{D30} 為例，若某一空間單元距離目標空間單元在 30 公里以內，則該空間單元為目標空間單元的鄰域，其示意圖為圖 2(A)。另外， W_{D30-40} 表示距離 30 公里以上 40 公里以下的空間單元為鄰域， W_{D40-50} 表示距離 40 公里以上 50 公里以下的空間單元為鄰域，以此類推。

2. 鄰接關係

以鄰接關係定義的空間權重矩陣，則是設定有共邊或共點情形之空間單元互為鄰域，稱第一階后相鄰 (1st order queen contiguity) 空間權重矩陣，記為 W_{Q1} ，亦即某一空間單元之邊界，與目標空間單元之邊界相接觸，則該空間單元為目標空間單元的鄰域，其示意圖為圖 2(B)；高階空間權重矩陣則記為 W_{Q2} 、 W_{Q3} 、 W_{Q4} ...如 W_{Q2} 即為第二階鄰域。

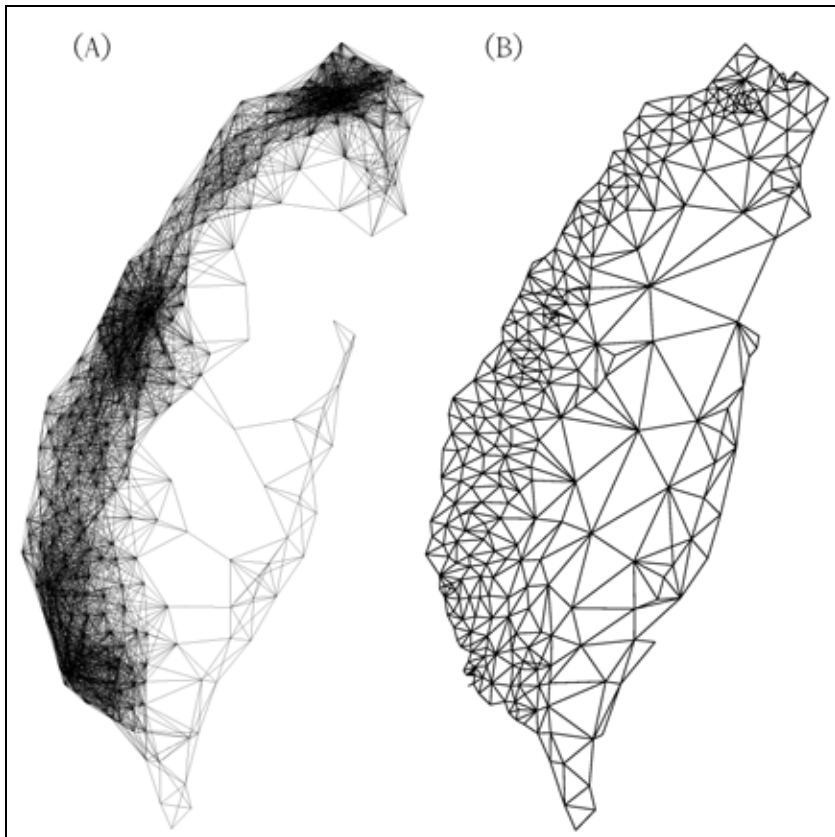


圖 2 空間權重矩陣示意圖 (A) W_{D30} ; (B) W_{Q1}

Fig. 2. Spatial weight matrix (A) W_{D30} ; (B) W_{Q1} .

實證結果¹¹

(一) σ 收斂與空間型態之探索

表 2 為 σ 收斂的分析結果，1991 年至 2001 年區域勞動生產力之變異係數、基尼係數、泰爾指數¹²，均呈現下降趨勢；其中，1991 年至 1996 年變化幅度較小，而 1996 年至 2001 年則有較大幅度的縮小情形。換言之，區域勞動生產力不均程度，在第一區間僅有微幅改善，而在第二區間則有明顯的改善情形。整體而言，在實證問期，區域勞動生產力不均程度減弱，存有勞動生產力之 σ 收斂。

表 3 為經濟成長率之全域型空間自相關檢定結果，可以發現經濟成長率具有顯著的正向空間自相關，亦即高（低）經濟成長率區域傾向於鄰近同樣為高（低）經濟成長率區域。從表 3 左欄我們可以發現在距離為 30 公里時，Moran's I 值最大且達高度統計顯著性，之後 Moran's I 值隨著距離不斷擴大而遞減，在 40 公里以外，便未達 10% 的統計顯著性；而從表 3 右欄同樣可以發現空間權重矩陣為第一階鄰域時，有最高的空間自相關強度，隨著空間權重矩陣的階數擴大，空間自相關強度也不斷縮小趨

近於 0，且在第五階鄰域時，未達 10% 的統計顯著性。整體而言，上述結果顯示區域經濟成長率具有空間關聯性，且愈鄰近的鄉鎮有愈強的關係，符合 Tobler (1970) 的地理學第一定律。

表 2 區域勞動生產力之 σ 收斂

Table 2. Regional labor productivity σ -convergence.

年份	變異係數	吉尼係數	泰爾指數
1991	.0554	.029	.0017
1996	.0535	.027	.0014
2001	.0385	.019	.0007

表 3 1991 年至 2001 年區域經濟成長率之空間自相關

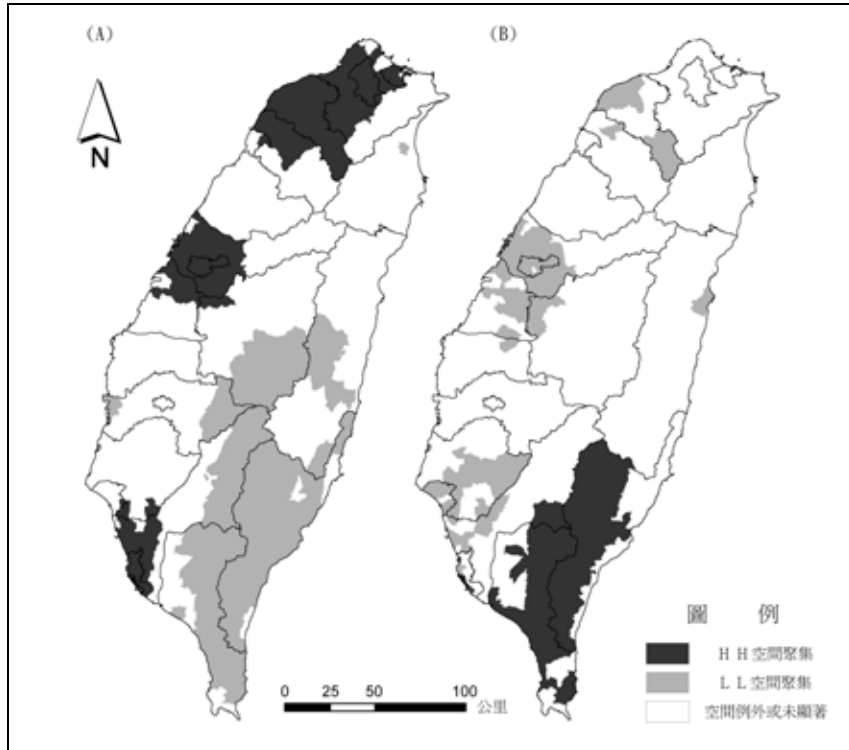
Table 3. Spatial autocorrelations for regional economic growth rate, 1991-2001.

空間權重矩陣	Moran's I	空間權重矩陣	Moran's I
W _{D30}	.1340***	W _{Q1}	.2181***
W _{D30-40}	.0283†	W _{Q2}	.1200***
W _{D40-50}	.0114	W _{Q3}	.0999***
W _{D50-60}	-.0059	W _{Q4}	.0567***
W _{D60-70}	-.0180	W _{Q5}	.0002
W _{D70-80}	-.0375	W _{Q6}	-.0199
W _{D80-90}	.0007	W _{Q7}	-.0371

註 a：統計顯著性檢定採用排列 (permutation) 取徑，次數為 9,999 次。

註 b：† 0.1; * p 0.05; ** p 0.01; *** p 0.001。

然而，從上述分析結果我們並無法瞭解：區域勞動生產力與成長率之空間聚集位於何處。因此，我們以 LISA 地圖視覺化各類區域型空間自相關的分布情形。從圖 3(A) 可知，區域勞動生產力熱區 (HH) 聚集於都會地帶，而冷區 (LL) 則聚集於山地鄉，亦即勞動生產力較高的區域多聚集於都會地區，而勞動生產力較低的區域則集中在山地鄉。圖 3(B) 顯示經濟成長率之熱區聚集於山地鄉，而冷區則聚集於臺中都會區與臺南都會區，與圖 3(B) 呈現相反趨勢；亦即 1991 年勞動生產力較低的山地鄉，在後續十年有較高的經濟成長率，而起始勞動生產力較高的臺中都會區，在後續十年成長較為緩慢。上述分析結果一方面隱含著 β 收斂：起始生產力愈高 (低)，後續經濟成長速度愈慢 (快)，另一方面顯示鄰近區域經濟表現相似，可能存在空間外溢效應。



註：統計顯著性檢定採用排列 (permutation) 取徑，次數為 9,999 次， $\alpha=0.05$ ， W_{D30} 。

圖 3 LISA 地圖 (A) 1991 年區域勞動生產力；(B) 1991 年至 2001 年區域經濟成長率

Fig. 3. LISA map (A) Regional labor productivity, 1991; (B) Regional economic growth rate, 1991-2001.

(二) β 收斂與空間外溢效應之檢驗

上一節的探索式空間資料分析結果，發現區域經濟成長率確實有正向空間自相關型態。然而，上述結果僅為探索式分析，並無法驗證這樣的空間聚集現象，到底是鄰近鄉鎮擁有相似的總體經濟條件與區域特定效果所造成，抑或是空間外溢效應也有發揮作用。因此，本研究將依序建立傳統 β 收斂模型與空間模型，檢驗本文所建立的研究假設。

表 4 為僅考量起始生產力的傳統絕對收斂模型，第一欄為 1991 年至 2001 年的估計結果，第二與第三欄分別為兩個次區間的估計結果。迴歸結果表明起始生產力係數小於 0，且在 0.001 的顯著水準之下，達統計顯著性，支持絕對收斂假說，亦即在不考慮其他因素情況下，平均而言，起始生產力較高的區域，有較低的經濟成長速度，而起始生產力較低的區域，有較高的經濟成長速度；其中，第二個次區間的收斂速度遠大於第一個次區間，與上一節 σ 收斂的分析結果相呼應。

表 4 空間診斷結果表明殘差遠離隨機分布型態，仍有顯著的空間自相關，因此 OLS 可能為無效率之估計量。其中，3 個模型之 LMerr 值皆遠大於 LMlag 值，顯示殘差之空間變異為干擾式空間相依，另外， W_{Q1} 之 LMerr 值皆大於 W_{D30} ，故以 W_{Q1} 為空間權重矩陣，建立空間誤差模型。

表 4 絕對 β 收斂模型Table 4. Absolute β -convergence model.

變數	1991-2001		1991-1996		1996-2001	
常數項	3.8582***	(.1959)	4.0766***	(.3115)	4.6290***	(.2287)
起始勞動生產力 (自然對數)	-.5684***	(.0329)	-.5882***	(.0523)	-.7249***	(.0350)
收斂速度	8.40%		17.74%		25.81%	
Adjusted R-squared	.4601		.2643		.5509	
AIC	-120.3462		204.2947		-36.9644	
空間權重矩陣	W _{D30}	W _{Q1}	W _{D30}	W _{Q1}	W _{D30}	W _{Q1}
LMerr	32.0930***	34.8326***	.5409	2.7415†	61.2755***	62.7231***
LMlag	3.8592*	7.2647**	2.0035	.0479	.9441	3.6848†

註 a：收斂速度 = $\ln(1+\beta)/-t$ ，其中 t 為研究期間。

註 b：AIC = Akaike information criterion。

註 c：括號內為標準誤。

註 d：† p 0.1; * p 0.05; ** p 0.01; *** p 0.001 (雙尾檢定)。

從表 5 可以發現在納入了干擾式空間相依後，模型配適度皆有顯著提升 (空間誤差模型之 AIC 值皆小於傳統非空間模型)；空間誤差項係數 λ 均達統計顯著性，而起始勞動生產力之係數估計結果仍皆顯著小於 0，仍支持絕對 β 收斂假說；然而，對照表 4 與表 5 的收斂速度，可以發現在控制了空間誤差項後，收斂速度皆提升，顯示傳統非空間模型存在模型錯設問題，致使估計結果不精確。

表 5 空間誤差模型

Table 5. Spatial error models of absolute β -convergence.

變數	1991-2001		1991-1996		1996-2001	
常數項	4.1414***	(.2156)	4.2908***	(.3307)	5.2135***	(.2211)
起始勞動生產力 (自然對數)	-.6161***	(.0362)	-.6238***	(.0555)	-.8149***	(.0337)
空間誤差 W _{Q1}	.3644***	(.0709)	.1592*	(.0808)	.4773***	(.0639)
收斂速度	9.57%		19.55%		33.74%	
AIC	-144.877		203.194		-84.863	

註：最大似估計法。

接著，我們檢驗條件 β 收斂假說¹³，表 6 第一欄為傳統條件收斂模型估計結果¹⁴，起始勞動生產力係數仍然顯著小於 0，支持條件收斂假說。控制變項中，高等教育員工比例愈高、人均實質資本成長率愈高、高科技員工數比例愈高、大型企業員工比例愈高皆有利於經濟成長；而中高科技員工數比

例與平均廠齡則為顯著負向影響；區域虛擬變數皆顯著大於 0，亦即在控制其他變數後，相較於東部區域，臺灣北部、中部與南部區域之鄉鎮有較高的經濟成長率。上述變項共同解釋依變數 62% 的變異量，與絕對 β 收斂模型相較，條件 β 收斂模型配適度大為提升。

表 6 條件 β 收斂模型Table 6. Conditional β -convergence model.

變數	非空間模型		空間延遲模型		空間延遲模型	
常數項	3.9626***	(.2053)	3.6885***	(.2405)	3.5137***	(.2754)
起始勞動生產力 (自然對數)	.6202***	(.0372)	-.5960***	(.0385)	-.5938***	(.0385)
高等教育員工比例	.9596***	(.1570)	.9299***	(.1567)	.9053***	(.1576)
中等教育員工比例	.1468	(.1945)	.1881	(.1941)	.2014	(.1942)
人均實質資本成長率	.0566**	(.0179)	.0545**	(.0178)	.0557**	(.0178)
高科技產業員工比例	.5775***	(.1602)	.5909***	(.1594)	.5710***	(.1599)
中高科技產業員工比例	-.2744†	(.1530)	-.1735	(.1584)	-.1653	(.1583)
平均廠齡	-.0145***	(.0037)	-.0144***	(.0037)	-.0147***	(.0037)
大型/中小型企業員工數	.0910*	(.0457)	.0861†	(.0455)	.0885†	(.0455)
北部區域	.1351**	(.0407)	.1393***	(.0405)	.1684***	(.0463)
中部區域	.1153**	(.0387)	.1298***	(.0389)	.1716***	(.0505)
南部區域	.1137**	(.0372)	.1183**	(.0370)	.1377**	(.0399)
空間延遲 W_{D30}			.2297*	(.1007)	.2062*	(.1022)
空間延遲 W_{D30-40}					.3067	(.2363)
收斂速度	9.68%		9.06%		9.01%	
Adjusted R-squared	.6212		.6258		.6266	
AIC	-234.5808		-237.9360		-237.6866	
空間權重矩陣	W_{D30}	W_{Q1}	W_{D30}	W_{Q1}	W_{D30}	W_{Q1}
LMerr	1.9446	2.5030	.3796	1.4552	.3035	1.4025
LMlag	4.7260*	1.2891	.3899	0	.2261	.0056

註：空間延遲模型使用空間兩階段最小平方估計法。

絕對 β 收斂模型 (表 4) 之空間診斷表明空間誤差為較適模型，而表 6 第一欄的空間診斷轉而指向空間延遲模型為較適模型 (W_{D30} 之 LMlag $p \leq 0.05$)，顯示絕對 β 收斂模型未控制人力資本等解釋變數，形成干擾式空間相依，因此需以空間誤差模型處理；而條件 β 收斂模型納入了總體經濟因素與區域特定效應，則顯示殘差的空間型態為實質式空間相依，此結果與 Lopez-Bazo *et al.* (2004)、Fingleton and Lopez-Bazo (2006)、Bivand and Brunstad (2006) 之研究發現一致。

本研究依據上述檢定結果，進一步建立空間延遲模型。首先，我們比較各距離的空間權重矩陣之估計結果，表 7 顯示 W_{D30} 有最高的模型配適度，且空間延遲係數的顯著性最高，爾後隨著空間權重矩陣的距離增加，模型配適度與空間延遲係數顯著性皆隨之下降，而空間延遲變數在距離 32 公里與 50 公里之後，便未達 5% 與 10% 的統計顯著性。

表 7 各距離空間延遲模型之估計結果

Table 7. Spatial lag models with different threshold distance spatial weight matrices.

空間權重矩陣	AIC	空間延遲係數	t-value
W_{D28}	-236.9066	.2100*	2.047
W_{D29}	-237.5468	.2245*	2.194
W_{D30}	-237.9389	.2297*	2.280
W_{D31}	-237.0722	.2056*	2.086
W_{D32}	-236.2558	.1888†	1.886
W_{D33}	-236.1651	.1892†	1.862
W_{D40}	-236.1676	.2085†	1.863
W_{D50}	-234.3567	.1633	1.309

表 6 第二欄與第三欄為空間延遲模型詳細結果，第二欄使用 W_{D30} 為空間權重矩陣，第三欄除了使用 W_{D30} 空間權重矩陣，尚加入距離 30 公里至 40 公里的空間權重矩陣 (W_{D30-40})，以檢視空間外溢效應的地方化程度。

空間延遲模型的 AIC 值均小於非空間模型，亦即將實質空間相依性納入迴歸模型後，提升了模型的整體解釋能力。此外，LM 檢定均未達統計顯著，顯示空間模型的殘差分布已趨於隨機。兩模型之起始勞動生產力係數估計顯著小於 0，支持條件收斂說：在控制其他變數之後，初期生產力愈低之區域，在後期有愈高的經濟成長率。將空間外溢效果納入考量之後，將收斂速度向下分別修正為 9.1% 與 9.0%，略低於非空間模型的估計結果，顯示非空間模型高估了條件收斂速度。此結果與 Rey and Montouri (1999)、Niebuhr (2001) 以及 Carrington (2003) 實證結果一致。

控制變項中，除中高科技產業員工比例係數轉為不顯著，其他控制變項之估計結果與非空間模型估計結果並無明顯差異：高等教育員工比例、人均實質資本成長率、高科技產業員工比例、大型 / 中小型企業員工數、區域虛擬變數均與依變數呈現顯著的正向關係；而平均廠齡愈低，則愈有利於勞動生產力之提升，顯示出廠商平均年齡較低的區域，可能有較高的活力與創新能力，促使其區域經濟成長率高於平均廠齡較大的區域¹⁵。

最後，我們檢視空間外溢作用對於經濟成長的影響。表 5 第二欄顯示空間延遲係數顯著大於 0，表明在控制了各鄉鎮的總體經濟結構與區域特定效應的情況下，一鄉鎮的經濟成長速度與其鄰近鄉鎮的表現成顯著正向關係。表第三欄顯示 W_{D30} 之空間延遲仍達統計顯著性，而 W_{D30-40} 的空間延遲則未達一般水準之統計顯著性，顯示空間外溢效應對 30 公里以外之區域，已無直接顯著影響力 (本研究尚

使用 W_{D40-50} 、 W_{D50-60} 等空間權重矩陣，其估計結果同樣未顯著)。

綜言之，上述分析結果支持空間外溢假說。亦即，一鄉鎮的經濟成長，不僅受到本身的條件影響，鄰近區域的經濟表現也是重要的影響因素，而這種影響是隨距離而遞減，其影響範圍受限於距離 30 公里以內之鄉鎮，顯示在資通訊技術高度發現的現代社會，空間外溢應仍具有距離敏感特性，為一種地方化現象。

(三) 空間外溢效應之模擬

表 6 第二欄之空間延遲係數為 0.23，其代表鄰近區域經濟成長的直接外溢效果；亦即，假設有一鄉鎮 A，當其鄰近鄉鎮平均經濟成長率提高 1 個百分點，將直接促使 A 的經濟成長率提高 0.23 個百分點；然而，A 本身又為其鄰近鄉鎮的鄰居，因此 A 的經濟成長又會帶動鄰近鄉鎮的經濟成長，鄰近鄉鎮的經濟成長又帶動 A 的經濟成長，如此不斷正向反饋 (feedback)，因此在到達均衡狀態時，A 經濟成長率之提昇將大於 0.23 個百分點。下以臺北縣板橋市為例，分別模擬無空間外溢效應與有正向空間外溢效應之情形。

表 8 為無空間外溢效應之情形，亦即鄉鎮間之經濟表現不相互影響。假設透過區域經濟政策，使板橋市本身、或板橋市與其鄰域經濟成長率提高 1 單位，到達均衡狀態時板橋市的經濟成長率都是增加 1 單位；當其鄰域經濟成長率提高 1 單位，並不會提高板橋市的經濟成長率。

表 8 無空間外溢效應

Table 8. Spatial independence.

空間外溢效應	無 $\rho=0$		
經濟成長率提昇 1 單位	板橋市	鄰域	板橋市及鄰域
最終板橋市經濟成長率	1	0	1

表 9 為有正向空間外溢效應之情形，其依據表 6 第二欄之估計結果與 W_{D30} 空間權重矩陣進行模擬。首先，表 9 第一欄為假設透過政策使板橋市經濟成長提昇 1 單位，在到達均衡狀態時，板橋市的經濟成長率將增加 1.00157 單位，主要原因為當板橋市經濟表現提昇時，將外溢至其鄰近鄉鎮，促使鄰近鄉鎮經濟成長，而鄰近區域經濟成長又會帶動板橋市的經濟成長，最後使板橋市之經濟成長超過 1 單位。第二欄假設板橋市鄰近 30 公里的鄉鎮經濟成長率提昇 1 單位，此時直接外溢效果將促使板橋市的經濟成長將增加 0.23 個單位 (空間延遲係數)，同樣地，板橋市的成長又會帶動鄰居成長，因此最終板橋市的經濟成長將增加 0.28 個單位。第三欄為板橋市以及其鄰居經濟成長率皆提昇 1 單位，透過空間外溢效應，板橋市達均衡時的經濟成長率將增加 1.28372 單位。

由上述結果可以發現，當無空間外溢效應時，無論區域政策分散投入或集中投入，效果都一樣，因此區域政策無需考量其對象之空間位置。然而，當存有空間外溢效應時，區域之空間關係將對政策之成效產生影響：如果政策作用之對象分散存在 (表 9 第一欄)，則空間外溢效果有限；反之，如果政策所作用的對象在空間上集中 (表 9 第三欄)，則可以透過空間外溢效應，產生更大的成效。

表 9 正向空間外溢效應

Table 9. Positive spatial spillover effects.

空間外溢效應	有 $\rho=0.23$		
經濟成長率提昇 1 單位	板橋市	鄰域	板橋市及鄰域
最終板橋市經濟成長率	1.00157	0.28215	1.28372

最後，圖 4 模擬板橋市經濟成長率提昇 1 單位（表 9 第一欄），達均衡狀態時，其外溢效應之空間型態。可以發現其效果如同漣漪，由中心向外擴散而減弱，臺北縣市與桃園縣各鄉鎮受影響程度最大，新竹縣市與宜蘭縣各鄉鎮次之，更遠之區域則幾乎不受影響，顯示空間外溢效應受地理鄰近性的制約，呈現同心圓狀態。

結論與建議

本文利用臺灣資料建立區域經濟收斂計量模型，探討空間外溢效應對經濟成長的影響。探索式空間資料分析的結果顯示，研究期間臺灣區域勞動生產力與經濟成長率有顯著的聚集現象，高勞動生產力與低經濟成長率鄉鎮多聚集於都會地區，而低勞動生產力與高經濟成長率鄉鎮多聚集於山地區域；另外，不均度分析結果支持 σ 收斂假說，十年間的區域勞動生產力不均程度逐漸縮小，且後五年之收斂程度較大。

空間計量經濟分析結果發現，傳統非空間模型無法充分解釋區域經濟成長的空間變異，故建立空間誤差模型與空間延遲模型分別檢驗絕對 β 收斂假說與條件 β 收斂假說；空間誤差模型估計結果支持絕對 β 收斂假說，其中，第二次區間之收斂速度大於第一次區間；對照空間延遲模型與非空間模型，顯示傳統非空間模型未考量殘差項的空間自相關，導致其低估絕對 β 收斂速度。

在納入人力資本以及其他控制變項後，空間診斷結果轉而指向實質式空間相依。空間延遲模型估計結果支持條件 β 收斂假說，亦即在控制其他條件不變下，起始勞動生產力愈低的區域，後續經濟成長速度愈快。在考慮了區域內部總體經濟條件與區域特定效應後，空間外溢效應仍對經濟成長有顯著的正向效果，亦即鄰近經濟表現較佳的區域，有利於提升本身的經濟成長率，且其外溢範圍高度地方化，故支持空間外溢假說，顯示地理鄰近性仍具實質意義。

從政策評估的角度，實證結果顯示區域經濟表現存有空間相依性，因此制訂區域經濟政策時，必須考量到區域政策的影響效果並不僅限於該鄉鎮，其效果還將外溢到鄰近鄉鎮。倘若鄰近鄉鎮共同採取促進經濟成長的政策，透過空間外溢效應，其成效將遠大於僅針對單一鄉鎮之政策。

本文旨在探討地理鄰近性對於區域經濟成長的影響，並且展示空間計量經濟方法的應用，但仍有更多的相關議題值得進一步研究。首先，本文雖然發現區域經濟成長存在空間外溢效應，但對於其究竟透過何種途徑而產生，則一方面可以藉由質性研究方法來回答；另一方面，可透過更細緻的空間權重矩陣，來進一步探索。其次，近來臺灣的空間結構已發生許多改變，特別是高速鐵路的通車，勢必對西部走廊的經濟活動產生重大影響，因此未來研究可結合更長期的相關資料，以探討其對空間外溢

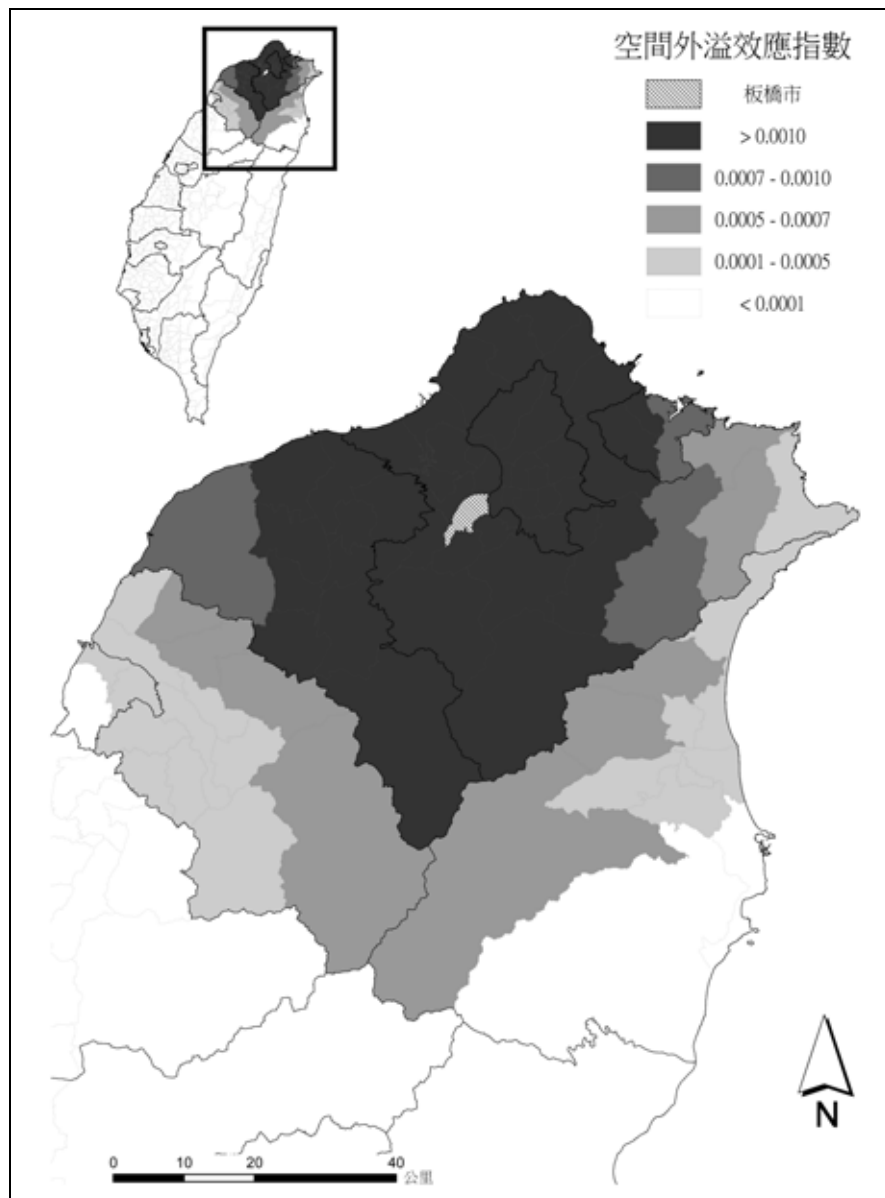


圖 4 板橋市之空間外溢效應

Fig. 4. Spatial spillover effect of Banciao City.

範圍的影響，並且可使用空間長期追蹤資料計量經濟法 (spatial panel econometrics) (Anselin, 2001; Elhorst, 2003) 以控制各空間單元無法測量的特性。最後，本文從知識外部性的角度探討空間外溢效應，然而，金融性外部性 (pecuniary externalities) (如產業群聚、市場互賴) (Lopez-Bazo *et al.*, 2004; Fingleton and Lopez-Bazo, 2006) 也可能造成上述現象，因此未來研究可以加以釐清，以提出更具參考價值的政策建議。

謝 辭

本文為國科會經費補助編號 96-2415-H-002-033-MY2 研究計劃之部分成果，特此致謝。另外，感謝本刊兩位匿名審查者對本文提出寶貴意見，唯文中若有任何疏漏錯誤，文責仍由作者自負。

註 釋

1. 必須強調的是上述的分類方式，並非截然分明的，因此，此處所謂的緘默知識是指緘默特性含量較多的知識。
2. 以下將交互使用「勞動生產力成長率」與「經濟成長率」。
3. 感謝審查者之一提醒空間使用密集程度可能對區域經濟 β 收斂有所影響。本文嘗試以人口密度、廠商家數密度以及就業員工密度來控制其效果，各變項不論在空間模型或非空間模型均未達一般水準之統計顯著，且其餘變項也與未控制空間使用密集程度時的估計結果無統計顯著差異。對於控制空間使用密集度模型有興趣的讀者，可連絡本文的通訊作者。
4. 依據行政院國家科學委員會 (2006) 分類方式。
5. 依據經濟部定義，工業部門員工人數大於等於 200 人，服務業部門員工人數大於等於 50 人，為大型企業。
6. 感謝審查者之一提醒現行四大區域劃分與臺灣經濟活動關係不一致的問題，特別是苗栗縣究竟屬於北部區域或中部區域的問題。本文進行敏感性分析，發現不論將苗栗縣各鄉鎮市區劃分北部區域或中部區域，模型估計皆無統計上的顯著差異，因此本文僅呈現依據臺灣地區綜合開發計畫定義的分析結果，對於將苗栗縣劃分為北部區域的模型估計結果有興趣的讀者，可連絡本文的通訊作者。
7. 目前國內並無統計各鄉鎮公部門之生產情形，且其設立有其國防、政治、治安、社會等特殊考量，因此不宜納入分析。
8. 農林漁牧普查僅調查農牧漁戶農畜漁產品銷售收入分組，因此無法取得一級產業之勞動生產力資料，且根據國民所得統計年報 (行政院主計處, 2007), 1991 年一級產業僅佔全國生產毛額之 3.65%。
9. 剔除外島樣本，避免空間權重矩陣出現「孤島」問題；1991 年外島地區生產毛額佔全國比例不到 1%。
10. 位置鄰近性不必然為地理鄰近性，其尚可為經濟鄰近性、文化鄰近性等等其他非物理空間關係。
11. 本研究使用的分析軟體為 R 的 `spdep` 套件。
12. 吉尼係數與泰爾指數為常見的不均度指標，其值愈大代表不均程度愈大。
13. 國內戶口及住宅普查時間間隔為十年，是以我們無法取得 1990 年代中期之人力資本資料，故下列條件 β 收斂模型之研究期間皆為 1991 年至 2001 年。
14. 各變項之變異數膨脹係數 (Variance Inflation Factor, VIF) 請參考附錄，其表明本模型並無明顯多

元共線性問題 (multicollinearity)。

15. 感謝審查者之一建議對平均廠齡的估計結果加以討論。

引用文獻

行政院國家科學委員會 (2006) **科學技術統計要覽**，臺北：行政院國家科學委員會。

行政院主計處 (2007) **國民所得統計年報**，臺北：行政院主計處。

Ades, A. and Chua, H. (1997) The neighbor's curse: regional instability and economic growth, *Journal of Economic Growth*, 2: 279-304.

Anselin, L. (1988) *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.

Anselin, L. (1995) Local indicators of spatial association-LISA, *Geographical Analysis*, 27 (5): 93-115.

Anselin, L. (1998a) Interactive techniques and exploratory spatial data analysis. In: Longley, P. A., Goodchild, M. F., Maguire, D. J. and Wind, D. W. (eds.) *Geographical Information Systems: Principles, Techniques, Management and Applications*, New York: Wiley, 251-264.

Anselin, L. (1998b) Exploratory spatial data analysis in a geocomputational environment. In: Longley, P. A., Brooks, S. M., McDonnell, R. and Macmillan, B. (eds.) *Geocomputation, a Primer*, New York: Wiley, 77-94.

Anselin, L. (2001) Spatial econometrics. In: Baltagi, B. H. (ed.) *A Companion to Theoretical Econometrics*, Mass: Blackwell, 310-330.

Anselin, L. and Rey, S. J. (1991) Properties of tests for spatial dependence in linear regression models, *Geographical Analysis*, 23: 112-131.

Anselin, L., Varga, A. and Acs, Z. (1997) Local geographic spillovers between university research and high technology innovations, *Journal of Urban Economics*, 42: 422-448.

Arbia, G. (1986) The modifiable areal unit problem and the spatial autocorrelation problem: towards a joint approach, *Metron*, 44: 391-407.

Aw, B. Y. (2002) Productivity dynamics of small and medium enterprises in Taiwan, *Small Business Economics*, 18: 69-84.

Baily, T. and Gatrell, A. C. (1995) *Interactive Spatial Data Analysis*, Harlow: Longman.

Baller, R. D., Anselin, L., Messner, S. F., Deane, G. and Hawkins, D. F. (2001) Structural covariates of U.S. county homicide rates: incorporating spatial effects, *Criminology*, 39: 561-590.

Barro, R. J. (1991) Economic growth in a cross section of countries, *Quarterly Journal of Economics*, 106 (2): 407-443.

Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X. (1991) Convergence across states and regions, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 107-182.

Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X. (1992) Convergence, *Journal of Political Economy*, 100 (2): 223-251.

Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X. (1995) *Economic Growth*, New York: McGraw-Hill Press.

- Baumol, W. J. (1986) Productivity growth, convergence, and welfare: what the long-run data show, *American Economic Review*, 76 (5): 1072-1085.
- Bivand, R. and Brunstad, R. (2006) Regional growth in Western Europe: detecting spatial misspecification using the R environment, *Papers in Regional Science*, 85 (2): 277-297.
- Bostic, R. W., Gans, J. S. and Stern, S. (1997) Urban productivity and factor growth in the late nineteenth century, *Journal of Urban Economics*, 41 (1): 38-55.
- Bottazzi, L. and Peri, G. (2003) Innovation and spillovers in regions: evidence from European patent data, *European Economic Review*, 47: 687-710.
- Capello, R. (1994) *Spatial Economic Analysis of Telecommunications Network Externalities*, Aldershot: Avebury.
- Carrington, A. (2003) A divided Europe? Regional convergence and neighbourhood effects, *Kyklos*, 56 (3): 381-394.
- Cohen, W. M. and Klepper, S. (1996) A reprise of size and R & D, *Economic Journal*, 106: 925-951.
- Cliff, A. D. and Ord, J. K. (1981) *Spatial Processes: Models and Applications*, London: Pion.
- Das, S. (1995) Size, age and firm growth in an infant industry: the computer hardware industry in India, *International Journal of Industrial Organization*, 13 (1): 111-126.
- Easterly, W. and Levine, R. (1998) Troubles with the neighbours: Africa's problem, Africa's opportunity, *Journal of African Economies*, 7: 120-142.
- Elhorst, J. P. (2003) Specification and estimation of spatial panel data models, *International Regional Science Review*, 26: 244-268.
- Fingleton, B. and Lopez-Bazo, E. (2006) Empirical growth models with spatial effects, *Papers in Regional Science*, 85 (2): 177-198.
- Fischer, M. M., Scherngell, T. and Jansenberger, E. (2006) The geography of knowledge spillovers between high-technology firms in Europe: evidence from a spatial interaction modeling perspective, *Geographical Analysis*, 38: 288-309.
- Florax, R. J. G. M., Folmer, H. and Rey, S. J. (2003) Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology, *Regional Science and Urban Economics*, 33: 557-579.
- Fotheringham, A. and Wong, D. (1991) The modifiable areal unit problem in multivariate statistical analysis, *Environment and Planning A*, 23 (7): 1025-1044.
- Greunz, L. (2004) Interregional knowledge spillovers in Europe. In: Karlsson, C., Flensburg, P. and Horte, S. (eds.) *Knowledge Spillovers and Knowledge Management*, US: Edward Elgar, 110-142.
- Haining, R. (1990) *Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Jaffe, A., Trajtenberg, M. and Henderson, R. (1993) Geographic localization of knowledge spillovers as evidence by patent citations, *The Quarterly Journal of Economics*, 108: 577-598.
- Liu, J. T., Tsou, M. W. and Hammitt, J. K. (1999) Do small plants grow faster? Evidence from the Taiwan

- electronics industry, *Economics Letters*, 65 (1): 121-129.
- Lopez-Bazo, E., Vaya, E. and Artis, M. (2004) Regional externalities and growth: evidence from European regions, *Journal of Regional Science*, 44 (1): 43-73.
- Lucas, R. E. (1988) On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22: 3-42.
- Mankiw, N. G., Romer, D. and Weil, D. N. (1992) A contribution to the empirics of economic growth, *The Quarterly Journal of Economics*, 107 (2): 407-437.
- Mankiw, N. G. (1995) The growth of nations, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 276-326.
- Moreno, R., Paci, R. and Usai, S. (2005) Spatial spillovers and innovation activity in European regions, *Environment and Planning A*, 37: 1793-1812.
- Moreno, R. and Trehan, B. (1997) Location and the growth of nations, *Journal of Economic Growth*, 2: 399-418.
- Moran, P. A. P. (1950) Notes on continuous stochastic phenomena, *Biometrika*, 37: 17-23.
- Murdoch, J. and Sandler, T. (2004) Civil wars and economic growth: spatial dispersion, *American Journal of Political Science*, 48: 138-151.
- Niebuhr, A. (2001) Convergence and the effects of spatial interaction, *Review of Regional Research*, 21: 113-133.
- Nonaka, I. and Takeuchi, H. (1995) *The Knowledge-Creating Company*, Oxford: Oxford University Press.
- Openshaw, S. and Taylor, P. J. (1981) The modifiable areal unit problem. In: Wrigley, N. and Bennett, R. J. (eds.) *Quantitative Geography : A British View*, London: Routledge and Kegan Paul, 60-69.
- Quah, D. T. (1996) Regional convergence clusters across Europe, *European Economic Review*, 40: 951-958.
- Polanyi, M. (1966) *The Tacit Dimension*, London: Routhledge Kegan Paul.
- Romer, P. M. (1986) Increasing returns and long-run growth, *Journal of Political Economy*, 94: 1002-1037.
- Romer, P. M. (1990) Endogenous technological change, *Journal of Political Economy*, 98: 71-102.
- Rey, S. J. and Montouri, B. D. (1999) US regional income convergence: a spatial econometric perspective, *Regional Studies*, 33 (2): 143-156.
- Shanmugam, K. R. and Bhaduri, S. N. (2002) Size, age and firm growth in the Indian manufacturing sector, *Applied Economics Letters*, 9 (9): 607-613.
- Solow, R. M. (1956) A contribution to the theory of economic growth, *The Quarterly Journal of Economics*, 70 (1): 65-94.
- Swan, T. W. (1956) Economic growth and capital accumulation, *The Economic Record*, 32: 334-361.
- Tobler, W. R. (1970) A computer movie simulating urban growth in the Detroit region, *Economic Geography*, 46: 234-240.

2008年9月15日 收稿

2009年4月18日 修正

2009年9月7日 接受

附 錄

各變項之變異數膨脹係數
Variance Inflation Factor, VIF.

變數	變異數膨脹係數
起始勞動生產力 (自然對數)	1.8219
高等教育員工比例	1.2607
中等教育員工比例	1.6985
人均實質資本成長率	1.2359
高科技產業員工比例	1.5560
中高科技產業員工比例	1.5091
平均廠齡	1.3965
大型 / 中小型企業員工數	1.4222
北部區域	3.8252
中部區域	3.8336
南部區域	3.8948