創新與研發、知識外溢之因果分析 — 以 G20 國家集團為例

印永翔・陳思遐*

本研究以 Griliches (1979) 所發展之知識生產函數爲基礎, 並採用 G20 國家集團1997–2008年追蹤資料爲樣本, 分析知識產出與知識外溢的關聯性。並應用晚近 Krugman (1991) 所發展之新經濟地理學架構, 以空間誤差模型估計知識產出與研發投入、人力品質、政府政策、產業聚集之因果關係。實證結果顯示, 當 G20 各國增加研發經費、每人平均收入、研發人員數量與產業聚落之際, 各國知識產出將產生顯著正面之直接影響。本文另一重點爲知識外溢效果, 當鄰近國家增加研發經費、高等教育入學率、高等教育經費支出, 對 G20 集團國內知識產出產生正面影響。值得注意的是知識外溢所產生的負面效果, 當鄰近國家大量延攬研發人才與他國產業聚落興起之際, 將導致 G20 國家知識產出之下降。

關鍵詞: G20 國家集團, 空間計量, 知識外溢效果
JEL 分類代號: O20, O31, O32

1 前言

創新在當今全球各國競爭中, 儼然成爲關鍵因素, 創新所扮演的不只是國家競爭力表現, 更是驅動經濟成長的主要動力之一。[1] 在美國新經濟經驗

*作者分別爲國立師範大學企管學士學位學程教授與國立中山大學中國暨亞太區域研究所博士候選人。陳思遐爲通訊作者。作者感謝兩位匿名審查人多次提供寶貴建議, 使得文章內容得以修正。本文若有任何疏誤, 均屬作者之責。

[1]「創新」係指新技術之研究開發、生產以及商業化之應用, 包括產品、製程創新以及與其相關之活動。「研究開發」是創新的前期階段, 藉由研究開發活動以達到創新的目的。創

臺灣大學學術期刊資料庫

中, 經濟學家發現產能得以快速提升的兩個重要關鍵原因, 在於採用新科技與新商業模式的應用 (Black and Lynch, 2000)。[2] 創新能力的基礎來自於知識, 具體創新的能力通常表現在研發成果, 例如專利件數擁有數量以及專利技術移轉金額。知識則因時間與空間交互作用, 產生累積與擴散的效果。在時間面向上, 知識會因人口變動、技術進步、所得增加而累積。在空間面向, 知識則因勞動力與資本結構改變、區域市場整合、技術運用等而擴散。Schumpeter (1934) 在20世紀初, 即強調創新對國家經濟成長之重要性, 他認爲生產的過程中藉由產品創新, 或是生產方式創新, 進而改善舊有生產過程。這種生產過程不斷地產生「新組合」, 而驅動經濟成長。近年來, Solow (1957)、Denison (1962)、Jorgenson and Griliches (1967) 研究一再地證明, 二戰後的美國經濟成長, 相當大的部分來自於技術進步的結果。

晚近最重要的衡量創新的實證方法, 始於 Griliches (1979) 與 Pakes and Griliches (1984) 所提出的知識生產函數, 其目的在於探討知識與地理空間之關係。Jaffe (1986) 依循 Griliches (1979) 模型, 假設知識爲公共財, 當甲廠商投入研發經費, 導致鄰近乙廠商, 得以使用較低的研發成本獲得相同的技術水準, 稱爲外溢效果 (spillover effect)。Jaffe (1989) 進一步發現美國大學學術研究對企業專利擁有件數、廠商研發能力具有極爲正面的影響, 特別在藥品、醫療科技、光電、電子與核能科技方面最爲明顯。[3] 此外, Jaffe et al. (1993) 以美國數據爲樣本, 發現「專利引用」與地理位置有極爲密切的關係, 著重專利引用的公司集中於大學及研究機構附近, 因爲知識外溢效果隨地域性之距離增加而減少。[4]

新與研發無疑是國家科學的基礎以及經濟成長動能的來源。OECD 將研發定義爲:「在有系統的基礎上從事創造性的工作, 其目的爲擴大人類、文化和社會等知識的累積, 以及運用累積的知識構思創新的行爲。」

[2]新經濟一詞始於時代雜誌1983年的報導, 介紹產能成長率在1995–1999年間超越美國黃金年代 (1913–1972) 其表現。美國以自 1980年代後, 製造業爲主體之經濟體系, 逐漸轉型爲科技爲主體之經濟體系。Gordon (2000) 認爲新經濟的主要驅動力, 來自於創新技術、電腦、通訊科技大量運用於生產過程。

[3]Dorfman (1983) 與 Shimshoni (1966) 強調大學的學術研究, 間接影響周遭廠商與企業對研發經費投入的現象, 例如麻省理工學院 (Massachusetts Technology Institute, 簡稱 MIT) 對波士頓附近高科技產業的刺激, 史丹福大學 (Stanford University) 對矽谷興起的正面影響, 越來越多高科技廠商設廠於研究型大學附近。

[4]Anselin et al. (1997) 發現美國大學知識外溢效果, 僅存在方圓50英里之內, Moreno

臺灣大學學術期刊資料庫

Audretsch and Feldman (1996) 強調創新、知識外溢與產業聚集之相關性, 實證結果證明電子業、生化科技業等著重於研發部門的廠商, 其產業聚集傾向越爲明顯, 產業聚集地通常緊鄰基礎科學知識發源地, 如大學、民間或公有研究單位。產業聚集一方面可以大量降低研發成本, 另一方面導致知識外溢效果增加。Krugman (1991) 以新經濟地理架構, 發現單一經濟體會因區域關係而易於利用鄰近的知識及技術資源, 更快速進行創新活動, 許多產業因而產生「聚集經濟」的現象, 主因就是廠商能受惠於知識外溢效果。[5] Krugman 認爲產業聚集主要原因爲, 大量專業的勞工因產業而聚集, 第二個原因爲中間財貨廠商集中在產業聚落附近, 提供生產過程所需的商品, 使得產業聚集更爲明顯。[6]

然而, 自 1980 年代開始, 經濟全球化使得貨物市場更爲整合, 資金更容易跨國移動, 人力更快速跨越地理疆界。創新能力、知識累積與技術進步的來源, 不再是單純的國內因素, 來自於國外或區域內的因子, 日益扮演愈來愈重要的角色。[7] Moreno et al. (2005) 以歐洲 17 國之 138 區域爲樣本, 分析創新活動在跨國空間分布與知識外溢效果。其研究發現當國家增加研發支出與專利活動時, 對其他區域或國家之創新具有正面效果, 這種現象稱爲空間外溢 (spatial spillovers)。以國家競爭力層面而言, Griliches (1979) 以國際研發外溢爲觀點, 本國因他國研發的投入, 受惠於國際研發外溢之成果, 導致本國競爭力提升。Coe and Helpman (1995) 分析知識在空間的傳遞過程中, 對區域經濟成長之影響, 他們發現地區知識產出多寡不僅依賴於本身的研究能量, 更取決於吸取其他經濟體所產生之知識存量。Jaffe and Trajtenberg (1999) 指出日本在專利應用於生產過程之表現, 比美國、

et al. (2005) 則認爲歐洲之知識外溢效果約爲250公里左右。

[5]經濟學家如 Acs et al. (1999)、Jaffe et al. (1993) 與 Jaffe and Adams (1996) 從專利引用、創新產出、創新活動空間分佈等不同角度量化證明知識外溢的存在性, 並進一步探討外溢效果在促進和推動創新過程中的作用機制和影響因子。

[6]Lim (2003) 則提出知識外溢是具有地理區域性, 利用1990到1999美國都市區專利資料, 並考慮區域內部和區域間知識外溢對創新活動空間分佈的影響及差異, 分析知識外溢對區域創新的作用。發現 1990 到 1999 年都市區創新活動高度集中於少量的都市區中, 顯示都市的創新行爲與空間相關。

[7]國際貨幣基金組織 (簡稱 IMF) 對經濟全球化定義爲「經濟全球化是指跨國商品與服務貿易及資本流動規模和形式的增加, 以及技術的廣泛迅速傳播使世界各國經濟的相互依賴性增強」。

期刊資料庫

法國、英國、德國更爲迅速。陸怡蕙·施國珍 (2005) 發現日本、韓國經濟快速成長的主要原因, 來自於國際研發外溢效果。但是此效果對台灣經濟成長之實質效果卻未如預期。從上述文獻回顧中, 創新、研發與知識外溢對產出的相關研究, 已經從單一國家內之產業分析, 更加著重於開放經濟體系之跨國研究。

本文以 G20 國家集團 (group of twenty, 簡稱 G20) 爲樣本, 分析創新、研發與知識外溢之因果關係。G20 是當今國際經濟社會中最爲重要的組織之一, 成員國的生產總值與貿易總量均爲世界之80%比重, G20之總人口爲世界總人口之 2/3, 可見其影響力。本文運用晚近 Griliches (1979) 知識生產函數模型爲基礎, 探討知識外溢是否存在於 G20 之內, 並且探討可能影響知識產出的因素。此外, 本研究探討 G20 成員增加創新活動, 如投入研發人數、改善人力品質、產業聚落形成之時, 本國之知識產出是否出現受益或受害現象。

2 模型設定

具體衡量創新能力, 乃依循 Griliches (1979) 建構之知識生產函數爲基礎, 並參考 Schmookler (1966) 與 Jaffe (1989) 以專利件數作爲知識產出之衡量指標, 因此本文以 G20 各國之每百萬人生產專利件數, 作爲知識產出之衡量指標。影響知識產出的主要因素爲研發資源投入與研發之相關環境因素, 基本的知識生產函數可以表達如下:

$$I_i = \mathrm{RD}_i^{\alpha_1} Z_i \varepsilon_i, \tag{1}$$

I_i 爲每百萬人生產專利件數, i 代表 G20 集團國家。各國專利件數數量主要受到研發投入資源多寡以及其他研發環境因素的影響, RD_i 代表研發支出占 GDP 比例, α_1 爲投入研發要素之產出彈性係數, 而 Z_i 代表人力資本品質與研發環境因素, ε 代表隨機誤差項。除了研發投入資源 (RD) 影響專利產出之外, 人力資本品質與研發環境因素對專利產出亦具有重要影響, 例如:

1. 人力資本: Lucas (1988) 與 Jaffe (1986) 皆認爲人力資本是影響知識產出主要因素, 人力資本品質越高, 知識產出則越大。本研究以從事

臺灣大學學術期刊資料庫

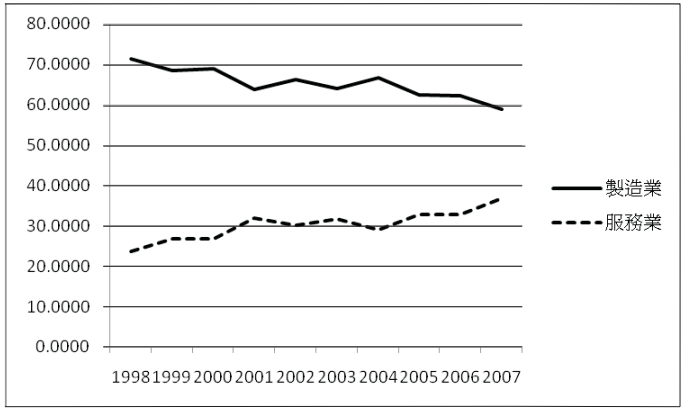


圖 1: OECD 國家製造業及服務業研發經費占企業總研發經費比例

資料來源: OECD Research and Development Statistics 資料庫

研發人員之比例 (RS_i) 以及高等教育入學率 (GT_i), 代表 G20 之人力資本品質, 並假設專利產出與人力資本之間存在正向關係。[8]

2. 環境因素: Moreno et al. (2005) 在知識產出的研究中, 特別強調聚集經濟、產業結構以及經濟環境與政府政策之外部性影響。

(1) 聚集經濟: Weber (1909) 與 Baumol (1967) 藉由觀察都市的發展, 可以衡量聚集經濟規模, 當都市規模越大所產生的外部經濟會越大, 則專利產出的數量隨之增加, 故城市規模與專利產出之間存在正向關係。[9] 本研究以城市人口占國家總人口之比例 (C_i) 衡量產業聚集的現象。

(2) 產業結構: 技術創新多用於製造業, 因此當一國製造業越興盛, 則需要以研發改善製程的機會越高。如圖1所示, 以 OECD 其製造業及服務業之研發經費占企業總研發經費比例所示, 研發

[8]Furman et al. (2002) 分析何種因素影響 OECD 國家在美國獲得專利申請件數, 他發現以1973–1996年當人民所得上升與教育投入資源增加時, 有助於 OECD 國家在美國申請及獲得專利。

[9]Baumol (1967) 認爲都市人口與遞增規模報酬最能代表聚集經濟效果, 因爲廠商由於都市規模所產生的外部經濟, 亦即都市愈大, 廠商便可以享受到廣大的勞動市場與相關其他產業的服務與支援, 因而使得位於該都市的廠商生產力提高。

國家圖書館 期刊資料庫

經費自1998至2007年在服務業有逐年上升的趨勢, 但仍遠低於製造業投入研發所占比例。本研究以製造業附加價值占 GDP 比例 (MG_i) 來衡量產業結構, 而製造業附加價值占 GDP 比例 (MG_i) 與專利產出之間應呈現正向關係。

(3) 經濟環境與政府政策: 國家的經濟條件會反映該國政府是否有實力能發展知識密集的產業, 當一個國家的經濟狀況越好, 則獲得潛在知識的能力越高, 將正面影響專利產出, 本研究以每人平均 GDP (GP_i) 來代表該國獲得知識的能力。政府對創新的重視程度影響該國創新能力的表現, 對專利產出有正向關係, 國家教育支出占總生產力之比率 (EG_i) 可以用來評量 G20 國家集團對創新之重視程度。

根據上述文獻, 主要影響專利產出的人力資本品質與研發環境因素整理如下:

$$Z_i = (C_i, \mathrm{RS}_i, \mathrm{GT}_i, \mathrm{MG}_i, \mathrm{GP}_i, \mathrm{EG}_i)。 \tag{2}$$

當假設人力品質與研發環境函數爲 Cobb-Douglas 的形態:

$$Z_i = C_i^{\alpha_2}\mathrm{GT}_i^{\alpha_3}\mathrm{RS}_i^{\alpha_4}\mathrm{MG}_i^{\alpha_5}\mathrm{GP}_i^{\alpha_6}\mathrm{EG}_i^{\alpha_7}, \tag{2.1}$$

再將 (2.1) 式代入第 (1) 式中, 專利產出與研發投入及研發環境因素的關係可表達如下:

$$I_i = \mathrm{RD}_i^{\alpha_1}C_i^{\alpha_2}\mathrm{GT}_i^{\alpha_3}\mathrm{RS}_i^{\alpha_4}\mathrm{MG}_i^{\alpha_5}\mathrm{GP}_i^{\alpha_6}\mathrm{EG}_i^{\alpha_7}\varepsilon_i, \tag{3}$$

其中 α_2, α_3, α_4, α_5, α_6, α_7 爲投入各要素之產出彈性係數。在考慮時間 t 對創新產出的影響下, 我們可進一步將知識生產函數的 Cobb-Douglas 形式改寫爲:

$$\begin{aligned}\ln I_{i,t} = {} & \beta + \alpha_1 \ln \mathrm{RD}_{i,t} + \alpha_2 \ln C_{i,t} + \alpha_3 \ln \mathrm{GT}_{i,t} + \alpha_4 \ln \mathrm{RS}_{i,t} \\ & + \alpha_5 \ln \mathrm{MG}_{i,t} + \alpha_6 \ln \mathrm{GP}_{i,t} + \alpha_7 \ln \mathrm{EG}_{i,t} + \varepsilon_{i,t},\end{aligned}$$

應變數 I 爲 G20 各國專利產出件數, 以每百萬人產生專利件數爲衡量單位。自變數 RD 代表研發資源投入, 以 R&D 支出占 GDP 比例爲單位。C

臺灣大學學術期刊資料庫

代表城市人口占國家總人口之比例, 以描繪產業聚集效果。GT 代表高等教育入學率, RS 代表每百萬人從事研發人員之比例, 以上述二自變數描述人力品質。製造業產值比例 MG, 以製造業產值占 GDP 比例代表產業環境。愈高的國民收入, 代表越有獲得知識的能力, 本文以以每人平均收入 GP 爲衡量單位。國家教育支出比例 EG 代表政府政策。

根據實際專利產出與投入研發之關係, Bottazzi and Peri (2003), Bode (2004), Moreno et al. (2005) 認爲具有時間落遲的假設較符合現實狀況, 因此, 本文實證模型以 AIC (Akaike information criterion) 選擇最適落後期數, 顯示生產要素的投入對專利產出具有落遲二年的關係, 因此第 (3) 式改寫如下:[10]

$$\ln I_{i,t} = \beta + \alpha_1 \ln \mathrm{RD}_{i,t-2} + \alpha_2 \ln C_{i,t-2} + \alpha_3 \ln \mathrm{GT}_{i,t-2} + \alpha_4 \ln \mathrm{RS}_{i,t-2} + \alpha_5 \ln \mathrm{MG}_{i,t-2} + \alpha_6 \ln \mathrm{GP}_{i,t-2} + \alpha_7 \ln \mathrm{EG}_{i,t-2} + \varepsilon_{i,t},$$

簡化函數爲:

$$\ln I_{it} = \beta + \sum_{k=1}^{K} \alpha_k \ln X_{kit-2} + \varepsilon_{it}。 \tag{4}$$

然而在研發與創新活動中, 廠商因生產投入的中間財貨促使形成上下游產業, 又因知識爲公共財, 具共享性與非排他性, 廠商的研發與創新成果, 將會有相當程度的知識外溢效應 (紀玉臨・賴進貴, 2010; Capello, 1994)。在國家層面研究, Coe and Helpman (1995) 與 Moreno et al. (2005) 發現, 一個國家或地區在創新成果與研發活動表現上, 除了受本身經濟體內部因素影響之外, 也深受他國或鄰近區域的研發或創新之影響。由此可知知識外溢效果不僅存在於廠商或產業之間, 更存在於區域或國家層面。這種特殊的空間要素, 往往在傳統迴歸模型被忽略, 從計量經濟角度, 空間自我相關

[10]根據美國勞動統計局1989年公布之研發成果與投入要素之延遲關係, 應用研究之投入與成果之延遲關係約爲2年, 基礎研究則長達5年, 陸怡蕙・施國珍 (2005) 以落遲3年之假設, 分析台灣、日本、韓國研發產出與投入要素關係。爲求愼重起見, 本文以 AIC 準則選擇適當落遲期數, 當 AIC 絕對值越小表示模型配適度越好, 故本文分別以當期專利產出對當期、落遲1年、2年、3年之研發要素投入之迴歸模型進行 AIC 檢定, 所得結果分別是 661.73、103.03、21.03、37.68, 顯示落遲2年之專利產出與研發要素投入關係, 迴歸模型之配適度最佳。作者感謝匿名審查人提供以上建議與適當呈現方式。

國立臺灣大學圖書館 期刊資料庫

違反樣本獨立的假設, 致使傳統計量經濟方法不適合應用在此類議題 (Rey and Montouri, 1999)。

面臨空間要素議題與傳統實證模型的不足, Anselin et al. (1997) 應用空間計量經濟學模型擴充知識生產函數, 發展出空間自迴歸模型 (spatial autoregressive model),[11] 以及空間誤差模型 (spatial error model) 二種模型。LeSage and Pace (2009) 則延伸空間落遲模型的想法, 提出空間 Durbin 模型 (spatial durbin model)。上述三種空間計量模型分別介紹如下:

模型1　空間自迴歸模型 (spatial autoregressive model)

考慮鄰近地區的效應下, 空間自迴歸模型 (spatial autoregressive model, 簡稱 SAR), 將上述第 (4) 式改寫爲:

$$\ln I_{it} = \beta + \rho \sum_{j=1}^{N} W_{ij} \ln I_{jt-2} + \sum_{k=1}^{K} \alpha_k \ln X_{ki,t-2} + \varepsilon_{it}, \tag{5}$$

$\sum_{j=1}^{N} W_{ij} \ln I_{jt-2}$ 代表鄰近地區專利產出的加權數, j 爲鄰近地區, ρ 爲空間落遲係數, 代表相鄰區域之間在應變數上互相的影響程度, 藉由檢測落遲係數 ρ, 可進一步探究鄰近地區對本身外溢效果, 如果 $\rho \neq 0$ 表示空間自迴歸模型確實具有鄰近區域上的空間關係, 如果 ρ 值爲正, 表示爲鄰近地區專利產出, 產生空間外溢正效果, 反之表示負效果。

模型2　空間誤差模型 (spatial error model, 簡稱 SEM)

SEM 通常表達形式爲下:

$$\ln I_{it} = \beta + \sum_{k=1}^{K} \alpha_k \ln X_{kit-2} + \delta, \tag{6}$$

$$\delta = \tau W \xi + \varepsilon,$$

其中 W 是空間權重矩陣, ξ 代表溢出成分誤差, ε 是隨機干擾項。τ 爲空間誤差係數, 藉由檢定空間誤差係數 τ 是否顯著爲0, 如果 $\tau \neq 0$ 表示本研究資料爲空間誤差迴歸模型, 表示各國間的誤差項與鄰近國家的誤差項間具有空間相關性, 代表區域內和區域間, 存在專利產出的外溢成分。

[11] SAR 又稱爲空間落遲模型 (spatial lag model, 簡稱 SLM)。

臺灣人學學術期刊資料庫

模型3　空間 Durbin 模型 (spatial durbin model, 簡稱 SDM)

LeSage and Pace (2009) 所建構的空間 Durbin 模型, 基礎架構源自空間落遲模型 (SLM)。他們認爲除了應變數之外, 自變數也會有空間落遲的特性。例如本國的專利產出, 不僅會受本身內部因素的影響, 也會受鄰近地區影響研發創新因素的落遲效果所影響。本文的實證步驟爲, 當以空間 Durbin 模型確定研究資料具有空間相依性的特性後, 再進一步使用 Wald test 以及 LR test 檢定空間 Durbin 模型的適用性, 如果本研究資料具有空間落遲模型特性, 自變數亦具有空間相依情況, 可依第 (5) 式延伸爲空間 Durbin 模型:

$$\ln I_{it} = \beta + \rho \sum_{j=1}^{N} W_{ij} \ln I_{jt-2} + \sum_{k=1}^{K} \alpha_k \ln X_{kit-2} + \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{N} \theta_k W_{ij} \ln X_{kijt-2} + \varepsilon_{it}, \tag{7}$$

其中, θ_k 爲相鄰區域的因變數 k 之間互相影響的程度。

如果本研究資料特性已知爲空間誤差模型下, 若自變數亦具有空間相依特性下, 可依第 (6) 式延伸爲空間 Durbin 模型:

$$\ln I_{it} = \beta + \sum_{k=1}^{K} \alpha_k \ln X_{kit-2} + \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{N} \theta_k W_{ij} \ln X_{kijt-2} + \delta, \tag{8}$$

$$\delta = \tau W \xi + \varepsilon。$$

3　實證結果

3.1　資料描述

本文以 G20 中成員國爲樣本, 資料長度爲1997–2008年之追蹤資料。本文主旨在於探討知識外溢是否存在於 G20 集團國家的創新研發之中, 參考 Jaffe (1989) 以專利件數作爲創新產出之指標作法, 本文以 G20 各國每百萬人專利產出作爲知識產出的衡量, 資料來源爲世界知識產權組織 (World Intellectual Property Organization, 簡稱 WIPO)。表1爲 G8 成員國與 G20

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 專利件數比較

	1997	1998	1999	2000	2001	2002
G8 成員國	840.0568	855.2176	939.7986	991.0349	1,059.0147	1,058.3968
非 G8 成員國	278.0554	290.4435	316.1170	332.0447	380.9145	381.2291
	2003	2004	2005	2006	2007	2008
G8 成員國	1,024.3098	1,033.3315	1,109.5143	1,156.0184	1,173.1393	1,204.2253
非 G8 成員國	389.7759	405.2585	485.2005	515.6751	545.8459	590.5475

註: 每百萬人專利產出。

中非 G8 成員國從 1997 年到 2008 年在專利數之間的比較, 發現 G8 成員國與非 G8 成員國所擁有專利數比例從 1997 年 3:1 逐漸縮小爲 2:1, 顯示新興國家在創能力部分逐漸追趕上傳統 G8 經濟強權地位。表 2 爲自變數之敍述統計, 主要資料來源來自於世界銀行發行之 World Development Indicators, 部分來自於聯合國教科文組織。以 R&D 支出占 GDP 比例 (RD), 衡量國家對於創新研發的投入程度。相較於 G20 國家平均研發經費約爲 1.41%, 日本投入研發經費比例約 3.13%, 是 G20 國家中, 研發投入比例最高的國家。本文以專利數量代表創新研發的具體成果, 當每人平均收入 (GP) 越高時, 研發創新能力也越強, 日本平均收入爲$37,512 爲 G20 國家之首位。此外, 高比例的製造業有利於創新技術的發展, G20 國中以中國製造業比例最高, 本文以製造業附加價值占 GDP 比例 (MG) 爲衡量方法。除了上述因素外, 從事研發人員數 (RS) 對創新研發具有重要的影響, 本文以每百萬人從事研發工作人數 (RS) 爲衡量指標, 由表 2 可知, 日本投入研發人數的比例位於 G20 國家中的首位。人力資本的優劣, 攸關創新研發的具體結果, 以高等教育入學率 (GT) 描寫 G20 國家之人力品質, 在 G20 中, 韓國大學生比例高達 80%。此外, 本文以高等教育國家教育支出占 GDP 之比率 (EG), 衡量國家重視教育程度: 當政府關注教育, 投入資源相對增加, 則轉換成創新能力增加。以教育投資資源來看, 加拿大政府投入教育支出高達 5.34%, 相較於中國大陸僅有 1.83% 之投入。城市所佔總人口比例 (*C*) 代表聚集經濟, 聚集經濟有助於產業內知識外溢, 導致生產外部性。在 G20 國家中, 阿根廷的城市人口比例高達 90.46%, 遠高於 G20 之平均

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 變數之基本資料統計

自變數	平均數	最大值	最小值
RD (%)	1.41	Japan (3.13)	Mexico (0.39)
GP ($)	15,397.11	Japan (37,512.85)	China (1,148.17)
MG (%)	19.54	China (32.40)	Australia (12.74)
RS (人/百萬)	2,422.79	Japan (5,255.67)	Mexico (299.42)
GT (%)	49.52	Korea (80.32)	China (12.41)
EG (%)	4.57	Canada (5.34)	China (1.83)
C (%)	72.03	Argentina (90.46)	China (37.21)

註: RD: R&D 投入占 GDP 之比例, C: 城市人口占總人口之比例, GT: 高等教育入學率, RS: 每百萬人從事研發人員數, MG: 製造業產值占 GDP 之比例, GP: 每人平均收入, EG: 教育支出占 GDP 之比例。

值, 顯示阿根廷城市人口高度集中現象。

3.2 空間相關性檢驗

在當今「區域一體化」和「經濟全球化」的世界趨勢中, 空間計量經濟應用日顯重要, 其特色在於瞭解區域內與區域間樣本觀察值之相關性, 特別是所謂的區域空間自相關 (或稱空間依賴性), 並可依絕對位置或相對位置 (佈局、距離) 決定空間相關的程度。簡言之, 不同地區經濟變數觀測值之間可能存在空間上的測量誤差, 高科技產業會有群聚的特性, 如早期美國矽谷的崛起, 之後其經驗在台灣新竹科學園區複製, 再逐步地發展到中國大陸大上海地區, 這三個產業聚落彼此之間產生十分緊密互動關係。區域空間相關性的檢驗主要以最大概似估計法做假設檢驗的 Wald、LR 和 LM 統計量, 並利用 Moran's I 指數衡量地區與其鄰近地區的相關程度, 且決定空間影響的距離。[12] 在模型選擇上, 目前學界普遍採用傳統迴歸模型進

[12]Moran's I 指數定義如下:

$$\text{Moran's I} = \frac{\sum_{i=1}^{N}\sum_{i=1}^{N} W_{ij}\left(Y_i - \bar{Y}\right)\left(Y_j - \bar{Y}\right)}{S^2 \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1}^{N} W_{ij}},$$

其中 $S^2 = (1/n)\sum_{i=1}^{N}(Y_i - \bar{Y})$, $\bar{Y} = (1/n)\sum_{i=1}^{N} Y_i$, Y_i 第 i 個地區的觀測值, W_{ij} 爲地區總數是二進位的鄰近權值矩陣, Moran's I 指數是定義空間物件的相互鄰近關係。

臺灣大學學術期刊資料庫

行空間相關性檢驗。因本文資料爲追蹤資料型態, 故利用 Hausman test 檢測固定效果模型與隨機效果模型之配適度。資料檢定的結果 (p value = 0.00), 顯示拒絕虛無假設, 故本文採用固定效果模型。追蹤資料固定效果迴歸模型共有下列三種模型可供估計:

1. 共同最小平方法 (pooled OLS model)。
2. 固定效果模型:

   (1) 空間固定效果模型 (spatial fixed effect): 空間固定效果適合應用在國家特性, 例如自然秉賦以及教育態度, 進而影響知識產出, 但這些特性不隨時間變化, 而因 G20 個別國家而改變。
   (2) 時間固定效果模型 (time fixed effects): 時間固定效果適合應用在時間特性, 例如景氣循環和經濟衝擊, 進而影響知識產出, 但此特性的不隨觀察國家改變, 而因時間變化而改變。
   (3) 空間與時間固定效果模型 (spatial and time fixed effects): 空間與時間固定效果則是隨時間變化也隨 G20 個別國家變化而改變。

假設本研究資料同時具有空間與時間固定效果, 則依第 (4) 式將模型改寫爲:

$$\ln I_{it} = \beta + \sum_{k=1}^{K} \alpha_k \ln X_{kit-2} + u_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}, \tag{9}$$

其中, μ_i 爲空間特定效應, λ_t 爲時間特定效應, 利用 LR test 檢定資料觀察值是否具有空間固定效果或是時間固定效果。在假設檢定 $H_0 : \mu_i = 0$, 得到結果爲 (883.86, $p = 0.00 < 0.05$), 拒絕虛無假設, 表示資料中統計效果說明空間特定效果的存在。同理, 假設時間固定效果不存在 ($H_0 : \lambda_t = 0$), LR test 檢定結果發現 (10.14, $p = 0.60 > 0.05$) 接受虛無假設, 表示時間特定效果並沒有統計顯著性的存在。也就是說, G20 國之間在 1997–2008 年之間在知識外溢的關聯性中, 有空間特定效應的特性, 但不必考慮時間效應對外溢效果的影響。根據以上檢定結果, 我們以空間固定效果模型作爲空間相關性檢驗的基本模型, 因此將第 (9) 式改寫爲:

臺灣大學學術期刊資料庫

$$\ln I_{it} = \beta + \sum_{k=1}^{K} \alpha_k \ln X_{kit-2} + u_i + \varepsilon_{it}。 \tag{10}$$

如3.1資料敍述章節所介紹, G8 與非 G8 成員國, 擁有專利數的比例變化, 顯示 G20 國家集團中, 存在著知識外溢現象。本文參考 Elhorst (2010b) 所提出之三種檢定方法: LM spatial error (LM 空間誤差)、LM spatial lag (LM 空間落遲)、Robust LM spatial error (穩健性空間誤差) 與 Robust LM spatial lag (穩健性空間落遲), 主要目的在於檢定資料中是否具有鄰近效應。實證結果如表3所示, 以空間自迴歸模型 (SAR) 爲例, 假設知識產出部分不具有空間落遲效果 ($H_0 : \rho = 0$), 其 LM spatial lag 檢定量爲 0.01 ($p = 0.93 > 0.05$), 顯示接受虛無假設, 也就是說 G20 國之間在知識產出部分不具有空間落遲效果。

同理, 考慮空間固定效果模型, 檢定空間誤差現象是否存在, 亦即檢定第 (6) 式中 τ 是否存在 ($H_0 : \tau = 0$)。LM spatial error 檢定量爲 6.42 ($p = 0.01 < 0.05$), 拒絕虛無假設, 顯示空間誤差現象。換句話說, G20 國之間存在知識外溢的現象, 而這知識外溢是空間誤差過程的結果, 例如臨近的國家, 可能會因政府研發資源投入、所得改變、人力品質之改變, 進而影響專利件數產出。

由上述實證結果確定本研究資料特性爲空間落遲效果不存在 ($\rho = 0$), 但存在空間誤差現象 ($\tau \neq 0$)。在確定空間相依性的特性後, 再採用穩健性空間誤差檢定, robust LM spatial error 之檢定量爲 11.00 ($p = 0.00 < 0.05$), 證明 G20 國之知識產出的確具有空間誤差現象。

至此, 我們可以確定採用空間誤差模型作爲其衡量模型, 在誤差結構的部分, 除了國內因子部分的干擾, 亦考慮國外因子溢出成分誤差的干擾, 以呼應晚近文獻如 Jaffe and Trajtenberg (1999) 與陸怡蕙・施國珍 (2005) 強調國際知識外溢的重要性, 衡量模型如下:

$$\ln I_{it} = \beta + \sum_{k=1}^{K} \alpha_k \ln X_{kit-2} + u_i + \delta, \tag{11}$$

其中 $\delta = \tau W\xi + \varepsilon$, τ = 空間自相關係數, ξ = 溢出成分誤差, ε = 隨機干擾項。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 3: 空間相依性檢定

	1	2	3	4
	Pooled OLS	Spatial fixed effects	Time-period fixed effects	Spatial and Time-period fixed effects
RD_{it-2}	1.04(0.00)	0.78(0.00)	1.04(0.00)	0.75(0.00)
GP_{it-2}	0.58(0.00)	0.47(0.00)	0.58(0.00)	0.60(0.00)
MG_{it-2}	−0.17(0.25)	−0.63(0.00)	−0.15(0.35)	−0.72(0.00)
RS_{it-2}	0.72(0.00)	0.61(0.00)	0.72(0.00)	0.67(0.00)
GT_{it-2}	−0.16(0.06)	−0.14(0.15)	−0.18(0.05)	−0.11(0.27)
EG_{it-2}	−0.63(0.00)	0.00(0.99)	−0.61(0.00)	−0.03(0.82)
C_{it-2}	−0.21(0.32)	4.29(0.00)	−0.19(0.37)	4.37(0.00)
Interception	−2.70(0.05)			
σ^2	0.43	0.06	0.43	0.44
R^2	0.86	0.64	0.85	0.36
log likelihood	−440.38	−2.51	−439.37	2.56
LM spatial lag	5.35(0.02)	0.01(0.93)	4.81(0.03)	0.00(0.95)
LM spatial error	0.16(0.69)	6.42(0.01)	0.10(0.76)	4.77(0.03)
robust LM spatial lag	19.48(0.00)	4.58(0.03)	18.44(0.00)	2.20(0.14)
robust LM spatial error	14.29(0.00)	11.00(0.00)	13.72(0.00)	6.96(0.01)

註: 1. 所有變數皆經由自然對數轉換。RD: R&D 投入占 GDP 之比例, C: 城市人口占總人口之比例, GT: 高等教育學率, RS: 每百萬人從事研發人員數, MG: 製造業產值占 GDP 之比例, GP: 每人平均收入, EG: 教育支出占 GDP 之比例。

2. 括號內爲 p-value。

3.3 空間權重矩陣的設定

空間權重矩陣是空間計量模型的關鍵, 也是地區間鄰近效應的主要衡量方式。空間鄰近性 (spatial proximity) 最常見的設定方式包括: (1) 以邊界相鄰爲基準 (contiguity-based); (2) 以門檻距離爲基準 (distance-based); (3) 以最近的 K 個鄰近空間單元爲基準 (K-nearest neighbors)。由於考量20國集團內有島國如英國、日本等國, 島國之特性在於與其他國家未有邊界相連, 在計算外溢效果實無法從共同邊界的訊息中了解是否存在空間聚集的情形。因此本文以最近的 K 個鄰近空間單元的方式定義空間權重矩陣

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: Moran's I 指數檢定結果

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
3-nearest												
Moran's I	0.22	0.23	0.27	0.27	0.31	0.33	0.32	0.34	0.33	0.37	0.43	0.45
Z-value	1.89	1.97*	2.32*	2.31*	2.61*	2.71*	2.70*	2.80*	2.71*	3.05*	3.52*	3.66*
4-nearest												
Moran's I	0.18	0.20	0.24	0.24	0.26	0.28	0.28	0.30	0.30	0.33	0.39	0.40
Z-value	1.93	2.10*	2.46*	2.39*	2.60*	2.78*	2.79*	3.01*	2.94*	3.29*	3.78*	3.91*
5-nearest												
Moran's I	0.13	0.13	0.16	0.16	0.17	0.18	0.19	0.22	0.20	0.23	0.28	0.28
Z-value	1.60	1.60	1.94	1.96*	2.06*	2.18*	2.22*	2.52*	2.38*	2.71*	3.15*	3.16*
6-nearest												
Moran's I	0.12	0.11	0.15	0.16	0.16	0.16	0.16	0.19	0.17	0.20	0.23	0.23
Z-value	1.72	1.68	2.09*	2.20*	2.18*	2.24*	2.19*	2.51*	2.31*	2.70*	3.06*	2.99*

註: * 代表 Z 值大於臨界值 1.96。

計算之。[13] 利用 Moran's I 以決定 K 個鄰近空間, 原始的 Moran's I 指數僅適用於橫斷面數據, 而用以評估在時間序列下的空間權重矩陣如 Moran's I 未臻成熟, 因此本文採取觀察每年 Moran's I 的統計量來決定 K-nearest 鄰近距離權重矩陣。在顯著水準爲 0.05 下, 如果 Z 值大於臨界值 1.96, 則表示此 K 個鄰近矩陣在空間分布中具有明顯的相關性, 結果發現從 1997–2008 年 3–6 個鄰近空間 Moran's I 值中 (見表 4), 以 Z 值評估空間是否有自相關性存在的現象, 發現以 4 個鄰近矩陣最具有空間自相關性。[14]

3.4 自變數的空間相關性檢定

LeSage and Pace (2009) 提出空間 Durbin 模型 (spatial durbin model, 簡稱 SDM), 主要目的在於使用空間模型時, 空間效應可能同時受殘差項與自變數的影響。空間 Durbin 模型的優點在於彌補 Anselin et al. (1997) 空間自迴歸模型 (spatial autoregressive model, SAR), 僅考慮空間效應與誤差項的關係。本研究關注議題爲 G20 之專利件數產出, 除了不可觀察或量

[13] K-nearest 鄰近距離權重矩陣的計算是利用 Geoda 程式輔助計算。

[14] 1996 年各鄰近矩陣 Z 值雖未大於 1.96, 但在統計中, Z 值越大, 信賴水準越高。所以, 仍以 4 個鄰近矩陣最具有空間自相關性。

期刊資料庫

測因素之外, 各國的研發投入、人力品質、產業環境皆有可能對本國或地區之專利產出產生影響。使用空間 Durbin 模型較具有經濟意涵且符合現實觀察, 其模型表達如下:

$$\ln I_{it} = \beta + \sum_{k=1}^{K} \alpha_k \ln X_{kit-2} + \sum_{k=1}^{K} \sum_{j=1}^{N} \theta_k W_{ij} \ln X_{kijt-2} + \mu_i + \delta, \quad (12)$$

$$\delta = \tau W \xi + \varepsilon。$$

當 θ_k 爲相鄰區域的自變數 k 之間互相影響的程度, 若 θ_k 值爲正, 表示相鄰區域的自變數 k 之間爲正效果, 反之亦然。利用透過 Wald test 以 及 LR test 檢定資料樣本的自變數間的是否存在空間落遲效果。在虛無假設爲 $H_0 : \sum_{k=1}^{K} \theta_k = 0$, 表5中, Wald 檢定爲 39.19, 並且統計效果顯著拒絕虛無假設, 同樣地, LR 檢定爲 39.07, 統計效果高度顯著拒絕虛無假設。實證結果顯示 G20 國家集團在自變數之間存在空間落遲效果。爲求愼重, 我們檢測以 Durbin 空間隨機效果模型 (SDM) 之配適性, 其檢定結果如表五所示, Wald test: 26.16 ($p = 0.00$), 顯著拒絕虛無假設, 顯示 G20 國自變數間的存在空間落遲效果。本文再進一步利用 Hausman test 確定本資料觀察值在空間 Durbin 誤差模型下是否採用固定效果模型, 結果顯示 (69.32, $p = 0.00 < 0.05$) 拒絕虛無假設, 所以採用固定效果之空間誤差 Durbin 模型 (SDM)。固定效果之空間誤差 Durbin 模型 (SDM) 之實證結果, 如表5第1欄所示, 調整後的判定係數 (Adjusted R^2) 爲 0.67, 顯示模型可解釋相當高程度的專利產出變異。

表5之空間誤差固定模型 (SDM) 之實證結果, 分別說明變數本身與專利產出的關係與知識外溢的效果。以表5上半部而言, 當 G20 國家增加1%之 R&D 支出時, 知識產出則會增加0.74%。每人平均 GDP 顯示專利產出之能力, 當 G20 國家每人平均收入提高1%, 每百萬人平均專利產出將增加0.71%, 此外, 投入研發工作人數越多, 則有越多的專利產出, G20 國家增加1%研發人員數量, 知識產出則會增加0.68%。有趣的實證如聚集經濟爲專利產出的重要來源, 城市人口增加1%, 專利產出則會增加4.78%, 說明產業聚集與知識外溢的重要性, 聚集經濟可爲專利產出、創新研發活動帶來可觀的外部利益。此外, 本文實證結果顯示高等教育入學

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 空間誤差模型的實證結果

Determinants	1 Spatial fixed effects SDM	2 Spatial Random effects SDM
RD_{it-2}	0.74 (0.00)	0.99 (0.00)
GP_{it-2}	0.71 (0.00)	0.65 (0.00)
MG_{it-2}	−0.68 (0.00)	−0.47 (0.00)
RS_{it-2}	0.68 (0.00)	0.67 (0.00)
GT_{it-2}	−0.25 (0.01)	−0.12 (0.19)
EG_{it-2}	−0.03 (0.83)	−0.17 (0.19)
C_{it-2}	4.78 (0.00)	0.32 (0.49)
$W \times \ln RD_{it-2}$	0.59 (0.00)	0.92 (0.00)
$W \times \ln GP_{it-2}$	−0.44 (0.16)	−0.70 (0.00)
$W \times \ln MG_{it-2}$	−0.23 (0.44)	−0.49 (0.14)
$W \times \ln RS_{it-2}$	−0.64 (0.00)	−0.44 (0.02)
$W \times \ln GT_{it-2}$	0.54 (0.00)	0.38 (0.03)
$W \times \ln EG_{it-2}$	0.76 (0.00)	0.33 (0.16)
$W \times \ln C_{it-2}$	−5.33 (0.00)	−1.75 (0.01)
τ	0.09 (0.17)	0.13 (0.08)
Phi		2.75 (0.00)
σ^2	0.06	0.06
R^2	0.98	0.98
Adjusted R^2	0.67	0.83
log likelihood	18.72	−86.95
Wald test spatial error	39.19 (0.00)	26.16 (0.00)
LR test spatial error	39.07 (0.00)	

註: 1. 括號內爲 p-value。

2. $W \times \ln RD_{it-2}$、$W \times \ln GP_{it-2}$、$W \times \ln MG_{it-2}$、$W \times \ln RS_{it-2}$、$W \times \ln GT_{it-2}$、$W \times \ln EG_{it-2}$、$W \times \ln C_{it-2}$ 代表鄰近地區各要素投入的加權數。

率、製造業附加價值占 GDP 比例與專利產出則呈現負向關係。Duncan and Hoffman (1982)、Behrman (1987)、與 Hartog (2000) 發現高等教育

臺灣大學學術期刊資料庫

持續擴張, 將導致知識產出稀釋的現象, 本文實證結果顯示當 G20 集團提高高等教育入學率 (GT) 1%, 本國的知識產出呈現0.25%的下降, 此實證結果似乎違背經濟直覺, 愈多的高等教育人口理應成爲研發人才基礎, 進而增加知識產出。

但本文使用 G20 國家集團爲樣本, 平均所得高達 $15,397 美元, 高等教育入學比例已經接近50%, 教育支出占 GDP 比例高達4.57%, 愈來愈多的高等教育人口, 未必產生等量的知識研發成果。以 Cyranoski et al. (2011) 在權威期刊《自然》所描述, 近年來 OECD 國家所訓練的理工博士, 數量激增, 但是在學術職位不斷地減少, 再加上產業無法需求大量學術單位培養之博士情況下, 美國於2010年共有1,350名理科博士畢業, 僅有162人獲得研發相關工作, 250人服務產業界, 256人從事教學工作, 另外38人在政府部門任職。高等教育人口比例的增加, 是否能對國家的知識產出有直接正面助益, 值得未來更深入的探討。

以知識外溢效果而言, G20 集團各國國內創新與知識產出與鄰近區域或其他國家有著高度密切關係, 當鄰近國家增加研發經費比例增加1%時, 本國專利產出將會增加0.59%, 此實證結果與 Moreno et al. (2005)、陸怡蕙·施國珍 (2005) 與 Griliches (1979) 實證結果呼應, 顯示鄰近國家研發經費增加對本國具有相當程度的國際知識外溢效果。此外, 本國之知識產出將受惠於鄰近區域或其他國家之高等教育入學率增加, 或其教育支出增加, 其彈性係數分別爲0.54%與0.76%, 皆爲統計效果高度顯著。此經濟意涵相當有趣, 如本文表2所示, 中國大陸在高等教育入學率 (12.41%) 與國家財政教育支出比率 (1.83%) 兩項指標, 皆在 G20 國家集團中敬陪末座, 如果中國大陸提高高等教育人口與增加教育支出比例, G20 國家將在專利產出或創新研發上受惠。

值得注意的是知識外溢可能產生的負面效果, 當他國或區域內國家投入研發工作人員比例上升1%, 將導致0.64%本國知識產出或專利件數的下降, 此實證結果與 Hunt and Gauthier-Loiselle (2010) 呼應。他們以美國爲例, 發現當增加1%研發移民人才時, 美國本身研發專利數上升9–18%, Hunter et al. (2009) 發現全球近半數研究成果被高度引用的物理學家, 並不在其出生國家工作, 他們多數移民至大量投入研發經費的國家。由此可

臺灣大學學術期刊資料庫

知, 當他國研發工作人才上升之際, 進而可能導致本國專利件數減少。[15] 此外, 他國產業聚集效應對本國的知識產出, 也扮演對本國專利相當程度的負面影響, 1% 產業聚集效應增加, 將導致5.33% 知識產出的下降。當他國或區域內產業形成聚落型態時, 對本國研發人才可能產生磁吸作用, 進而導致可觀的知識產出下降。

以 G20 爲樣本, G20 集團各國國內增加研發經費、每人平均收入、研發人員數量、產業聚集之形成, 能爲各國國內知識產出帶來直接之正面影響。除此之外, 以知識外溢層面而言, 當鄰近國家研發經費、高等教育入學率、教育經費支出增加, 都有助於 G20 集團各國國內專利產出或知識產出的上升。值得注意的是, 知識外溢可能產生的負面影響, 以本文 G20 國家集團樣本而言, 當他國產業聚落形成與增加研發工作人員雇用時, 本國可能因人才跨國移動, 知識產出出現下降情況。

4 結論

本研究以 Griliches (1979) 所發展之知識生產函數爲基礎, 並採用 G20 之1997–2008年追蹤資料爲樣本, 分析影響知識產出的可能因素與知識外溢存在的事實。本文應用晚近 Krugman (1991) 所發展之經濟地理學模型, 以空間誤差模型估計知識產出與研發投入、人力品質、政府政策、產業聚集之因果關係。實證結果顯示, 當 G20 各國增加研發經費、每人平均收入、研發人員數量與產業聚落之際, 各國知識產出將產生顯著正面之直接影響。本文另一討論重點 — 知識外溢現象, 亦顯現於當鄰近國家增加研發經費、高等教育入學率、高等教育經費支出, 對 G20 集團國內知識產出帶來正面影響。值得注意之處, 知識外溢可能產生的負面效果, 當鄰近國家增加創新能力, 而大量延攬研發人才時, G20 國家知識產出會受其負面影響。簡而言之, 觀察 G20 集團在知識產出的表現中, 專業的研發人才具有高度國際移動能力, 人才可能因鄰近國家的高薪挖角而移民, 進而傷

[15] Griliches (1979) 以外國發明電燈之際, 本國蠟燭產業可能受到國際知識外溢產生的負面效果影響, 雖然本國可能因國際研發電燈問世, 而受到知識外溢的正面影響, 但是蠟燭產業與電燈互爲替代物品, 蠟燭競爭力下降, 導致產出下降。陸怡蕙・施國珍 (2005) 也強調國際知識外溢可能對本國產生產出的負面效果。

期刊資料庫

害國家知識產出的產量。此外, 圍繞各國周遭的他國產業聚落興起, 更是政策制訂者與經濟學家, 需要更爲關注的現象, 雖然他國產業聚落的興起, 存在著知識外溢對知識產出之正面效果, 但同時人才因工作機會而跨國移動, 可能導致本國知識產出下降之負面影響。當今政府不單著重培育優秀人力資本, 面臨國際競爭之際, 更應思考對策, 制定出一個良好的機制來保留優秀人才, 甚至吸引國際人才, 成爲國家競爭力的一部份 (Wright et al., 2001)。

參考文獻

紀玉臨・賴進貴 (2010), “區域經濟收斂與空間外溢效應: 台灣, 1991–2001”, 《地理學報》, 58, 1–23。(Chi, Y.-L. and Lay, J.-G. (2010), “Regional economic convergence and spatial spillover effects Taiwan, 1991–2001”, *Journal of Geographical Science*, 58, 1–23.)

陸怡蕙・施國珍 (2005), “國際研發外溢效果對生產力的貢獻 — 台, 日, 韓三國之比較分析”, 《台灣經濟預測與政策》, 36(1), 103–130。(Luh, Y.-H. and Shih, K.-C. (2005), “International spillovers and productivity growth: A cross-economy comparison”, *Taiwan Economic Forecasting and Policy*, 36(1), 103–130.)

Acs, Z. J., Fitzroy, F. R., and Smith, I. (1999), “High technology employment, wages and university R&D spillovers: Evidence from US cities”, *Economics of Innovation and New Technology*, 8(1–2), 57–78.

Anselin, L., Varga, A., and Acs, Z. (1997), “Local geographic spillovers between university research and high technology innovations”, *Journal of Urban Economics*, 42(3), 422–448.

Audretsch, D. B. and Feldman, M. P. (1996), “R&D spillovers and the geography of innovation and production”, *American Economic Review*, 86(3), 630–640.

Baumol, W. J. (1967), “Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crisis”, *American Economic Review*, 57(3), 415–426.

Behrman, J. R. (1987), “Schooling in developing countries: Which countries are the over- and underachievers and what is the schooling impact?”, *Economics of Education Review*, 6(2), 111–127.

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

Black, S. E. and Lynch, L. M. (2000), "What's driving the new economy: The benefits of workplace innovation", NBER working paper, no. 7479.

Bode, E. (2004), "The spatial pattern of localized R&D spillovers: An empirical investigation for Germany", *Journal of Economic Geography*, 4(1), 43.

Bottazzi, L. and Peri, G. (2003), "Innovation and spillovers in regions: Evidence from European patent data", *European Economic Review*, 47(4), 687–710.

Capello, R. (1994), *Spatial Economic Analysis of Telecommunications Network Externalities*, Aldershot, UK: Avebury.

Coe, D. T. and Helpman, E. (1995), "International R&D spillovers", *European Economic Review*, 39(5), 859–887.

Cyranoski, D., Gilbert, N., Ledford, H., Nayar, A., and Yahia, M. (2011), "Education: The PhD factory", *Nature*, 472, 276–279.

Denison, E. F. (1962), *The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives Before US*, New York: Committee for Economic Development.

Dorfman, N. S. (1983), "Route 128: The development of a regional high technology economy", *Research Policy*, 12(6), 299–316.

Duncan, G. J. and Hoffman, S. D. (1982), "The incidence and wage effects of overeducation", *Economics of Education Review*, 1(1), 75–86.

Elhorst, J. P. (2010b), "Matlab software for spatial panels", URL: http://www.regroningen.nl/elhorst/software.shtml.

Furman, J. L., Porter, M. E., and Stern, S. (2002), "The determinants of national innovative capacity", *Research Policy*, 31(6), 899–933.

Gordon, R. J. (2000), "Does the 'new economy' measure up to the great inventions of the past?", NBER working paper, no. 7833.

Griliches, Z. (1979), "Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth", *Bell Journal of Economics*, 10(1), 92–116.

Hartog, J. (2000), "Over-education and earnings: Where are we, where should we go?", *Economics of Education Review*, 19(2), 131–147.

Hunt, J. and Gauthier-Loiselle, M. (2010), "How much does immigration boost innovation?", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), 31–56.

Hunter, R. S., Oswald, A. J., and Charlton, B. G. (2009), "The elite brain drain", *Economic Journal*, 119(538), 231–251.

臺灣大學學術期刊資料庫

Jaffe, A. B. (1986), "Technological opportunity and spillovers of R&D: Evidence from firms' patents, profits, and market value", *American Economic Review*, 76(5), 984–1001.

——— (1989), "Real effects of academic research", *American Economic Review*, 79(5), 957–970.

Jaffe, A. B. and Adams, J. D. (1996), "Bounding the effects of R&D: An investigation using matched establishment firm data", *RAND Journal of Economics*, 27, 700–721.

Jaffe, A. B. and Trajtenberg, M. (1999), "International knowledge flows: Evidence from patent citations", *Economics of Innovation and New Technology*, 8(1), 105–136.

Jaffe, A. B., Trajtenberg, M., and Henderson, R. (1993), "Geographic localization of knowledge spillovers as evidenced by patent citations", *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 577–598.

Jorgenson, D. W. and Griliches, Z. (1967), "The explanation of productivity change", *Review of Economic Studies*, 34(3), 249–283.

Krugman, P. R. (1991), *Geography and Trade*, Cambridge, MA: MIT Press.

LeSage, J. P. and Pace, R. K. (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Boca Raton, FL: Chapman and Hall.

Lim, U. (2003), "The spatial distribution of innovative activity in US metropolitan areas: Evidence from patent data", *Journal of Regional Analysis and Policy*, 33(2), 97–98.

Lucas, R. E. (1988), "On the mechanics of economic development", *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3–42.

Moreno, R., Paci, R., and Usai, S. (2005), "Spatial spillovers and innovation activity in European regions", *Environment and Planning A*, 37(10), 1793–1812.

Pakes, A. and Griliches, Z. (1984), "Estimating distributed lags in short panels with an application to the specification of depreciation patterns and capital stock constructs", *Review of Economic Studies*, 51(2), 243–262.

Rey, S. J. and Montouri, B. D. (1999), "US regional income convergence: A spatial economic perspective", *Regional Studies*, 33(2), 143–156.

Schmookler, J. (1966), *Invention and Economic Growth*, Cambridge, MA: Harvard University Press.

Schumpeter, J. A. (1934), *The Theory of Economic Development: An Inquiry Into Profits, Capital, Credit, Interest, and the Business Cycle*, Piscataway,

臺灣人文學術期刊資料庫

NJ: Transaction Publishers.
Shimshoni, D. (1966), "Spin-off enterprises from a large government-sponsored laboratory"', Ph.D. thesis, MIT.
Solow, R. M. (1957), "Technical change and the aggregate production function", *Review of Economics and Statistics*, 39(3), 312–320.
Weber, A. (1909), *Theory of the Location of Industries*, Chicago: University of Chicago Press.
Wright, P. M., Dunford, B. B., and Snell, S. A. (2001), "Human resources and the resource based view of the firm", *Journal of Management*, 27(6), 701.

投稿日期: 2012年2月7日, 接受日期: 2012年11月9日

臺灣大學學術期刊資料庫

Causal Analysis in Innovation, R&D and Knowledge Spillovers: The Case of G20 Countries

Yung-Hsiang Ying

Undergraduate Program of Business Administration, National Taiwan Normal University

Szu-Hsia Chen

Ph.D. Student, Institute of China and Asia-Pacific Studies, National Sun Yat-sen University

Based on the Knowledge Production Function developed by Griliches (1979), this research analyzes the relationships between knowledge production and knowledge spillovers for open economies. The empirical study applies G20 countries panel data for the period of 1997 through 2008. Also incorporated in the theoretical framework is Krugman's New Economic Geography theory (1991), which employs a spatial error model to estimate the causal relationships between R&D investment, human qualities, government policies, industrial agglomeration, and knowledge production. The results of this study show that R&D funding, per capita income, the number of researchers, and industrial agglomerations have positive direct effects on domestic knowledge production for G20 countries. Another important finding is the spillover effect from the neighboring countries: R&D funding, education enrollment, and education expenditures from neighboring countries have a positive impact on domestic knowledge production for G20 countries. However, when a large number of researchers are recruited by neighboring countries and industrial agglomeration in neighboring countries rises, a significant negative impact on knowledge production is observed.

Keywords: G20 countries, spatial econometric models, knowledge spillover effects

JEL classification: O20, O31, O32

臺灣大學學術期刊資料庫