

台北都會區的就業成長來源分析

姜樹翰*、黃仁德**

目 次

- 壹、前 言
- 貳、移轉份額分析的發展
- 參、台北都會區就業成長的動態分析
 - 一、台北都會區的發展概況
 - 二、資料說明與動態移轉份額分析
 - 三、台北都會區的動態移轉份額分析
- 肆、製造業就業成長來源的迴歸分析
 - 一、模型設定
 - 二、實證結果
- 伍、結 論

* 私立長榮大學國際企業系助理教授。

** 國立政治大學經濟學系教授。作者特別感謝匿名審查人的寶貴意見，並感謝國科會經費補助（NSC90-2415-H004-003）。惟文中有任何疏漏，概由作者負責。

投稿日：2004 年 11 月 15 日；接受刊登日：2006 年 2 月 13 日



摘 要

移轉份額分析是研究都會區經濟或就業成長來源最重要的方法之一。近三十年的研究發展，使得移轉份額分析無論是在理論設計的改進上，抑或是實證估計的工具與方法的應用上，皆有著相當大的成就。我們將利用移轉份額分析中的全國成長、產業組合、以及區域競爭等三種效果，以瞭解台北都會區的經濟成長情況。特別是我們引進動態移轉份額作評估，可以進一步瞭解台北都會此三種效果的時間趨勢，這對於研究就業成長很有幫助。最後，我們使用迴歸分析與混合資料，將台北都會區的製造業就業資料分為兩時段，如此不但可以瞭解那一種類型的就業成長效果對台北都會區的就業成長最為關鍵之外，也可以知道在不同的時段中，關鍵的成長效果是否產生變化。

關鍵詞：全國成長、產業組合、區域競爭、動態移轉份額



壹、前言

在區域與都市經濟學中，最常被使用於分析區域與都會區產業發展的，有簡單但實用的「經濟基礎分析」(economic base analysis)、「移轉份額分析」(shift-share analysis)，乃至於較複雜的「投入—產出分析」(input-output analysis)等三種方法。經濟基礎分析的重點在於找尋對某一區域或都市中，那些產業是該地區發展的主要原動力；移轉份額分析則著重於瞭解某地區之產業或經濟成長的動力來源；投入—產出分析則被廣泛應用在許多產業研究上，不但可以完整評估出產業之間的關聯狀況，還能計算出產業的乘數效果。

由於本文的研究重點放在台北都會區的就業成長，因此將援引移轉份額分析法，來瞭解台北都會區的就業成長究竟主要來自於那一個部份，如此才能對於台北都會區未來的就業市場作出最有效率的政策制定，使得台北都會區的就業市場能夠蓬勃發展。

移轉份額分析之所以受到廣泛的使用，乃在於其將成長分割為多種成長來源，不但計算容易，且其所計算出來的各種成長效果的大小或正負，具有極高的政策意涵。因此，雖然自一九六〇年代以來，對移轉份額分析的爭議與質疑不斷，但並沒有減低其實用性，應用的層面反而更廣。不過，經過近四十年的改進與修正，已有各種型態的移轉份額方程式，以配合各種不同經濟狀況與理論基礎。此外，台北都會區是我國最大的都會區，都會區內人口超過 600 萬人，若加計外來人口之下，此都會區的經濟實力將更大。台北都會區此一首善之區，一直是我國都市與區域經濟學者的主要研究對象，如楊重信(1991)、華昌宜(1998)、以及黃仁德與姜樹翰(1998; 1999)。因此，本文將利用這些有關移轉份額方析法的諸多研究成果，以台北都會區為例來作為分析對象，希望能找出最能引領台北都會區產業就業成長的途



徑，以作為台北都會區未來發展的重要參考。

除前言外，除前言外，本文的第二部分說明移轉份額理論的發展；第三部分，首先說明台北都會區發展概況，並分析動態分析的意義與內容，最後計算台北都會區的就業成長動態情況；第四部分則利用台北都會區的資料，來估計其就業成長效果，以瞭解台北都會區就業成長主要來自何處；最後為結論。

貳、移轉份額分析的發展

移轉份額分析是來自於 Dunn (1960) 對美國在一九三九至一九五四年間的就業變動進行計算所得到的心得，而由 Fuchs (1962) 與 Ashby (1964) 正式將其公式化為傳統的移轉份額方程式，將就業成長來源分為全國成長效果 (national growth effect)、產業組合效果 (industrial mix effect)、及區域競爭效果 (regional competitive effect)，以體現國家、產業、及區位對於一地區產業之就業或經濟成長的影響力。以式子表示，移轉份額方程式為：

$$\begin{aligned} \Delta l_{ij} &= NE_{ij} + IE_{ij} + CE_{ij} \\ &= l_{ij} \times \frac{\Delta E}{E} + l_{ij} \times \left(\frac{\Delta e_j}{e_j} - \frac{\Delta E}{E} \right) + l_{ij} \times \left(\frac{\Delta l_{ij}}{l_{ij}} - \frac{\Delta e_j}{e_j} \right) \end{aligned} \quad (1)$$

上式中， l_{ij} 是 i 地區 j 產業的就業人數變動， NE_{ij} 、 IE_{ij} 、及 CE_{ij} 分別表示就業變動的全國成長效果、產業組成效果、及區域競爭效果。 E 表示全國總就業人數， e_j 是第 j 種產業的就業人數。 $\frac{\Delta E}{E}$ 、



$\frac{\Delta e_j}{e_j}$ 、及 $\frac{\Delta l_{ij}}{l_{ij}}$ 分別表示全國就業成長率、j 產業的就業成長率、及 i 地

區 j 產業的就業成長率。由 (1) 式可知，全國成長效果係指，在與全國平均就業成長率相同下，i 地區 j 產業的就業人數變動量。因此，i 地區 j 產業的就業人數變動量唯有大於全國平均就業成長量，其就業成長才是來自於產業組合效果及區域競爭效果所顯示的區位優勢。

其次，產業組合效果乃衡量 j 產業的全國平均就業成長率不同於全國平均就業成長率下，j 產業的就業人數變化。因此，產業組合效果是反映產業結構特性，若 j 產業是成長快速的新興產業，則其產業的就業成長率將會高於全國平均就業成長率；反之，則低於全國平均就業成長率。若產業是屬於高度成長，則其產業組合效果會是正的；反之，若產業是低度成長或衰退的夕陽產業，則產業組合效果將是負的。事實上，稱為產業組合效果，並不是以某產業來看，而是以一個地區來觀察，若 i 地區的產業組合中，新興成長快速的產業所佔的比例愈高，則所組成之產業的就業成長效果必定較高；反之，則該地區的產業組合效果就不高，甚至為負。

最後，區域競爭效果代表 j 產業在 i 地區的就業成長相對於全國就業成長的差異，而對就業變動的影響，這類似於衡量 j 產業的區位比較利益。換句話說，若 j 產業位於 i 地區，而能創造出比全國平均來說更高的就業成長率，這代表 i 地區對於 j 產業有著正面的外部性，稱之為區位競爭優勢，或 i 地區相對於其他地區，對於 j 產業具有比較利益。

不過，傳統的移轉份額方程式卻受到許多的質疑，其中尤以 Richardson (1978) 的批評最力，而一般的批評大體有：缺乏理論基礎、加總與權重問題、區域競爭效果不穩定、及各種效果之間的相關性過高等問題 (Loveridge 與 Selting, 1998)。正因為如此，在一九七〇年代以降，許多學者針對傳統的移轉份額方程式作了許多新的修正，其中比較重大的修正，計有 Esteban (1972)、Bishop 與 Simpson (1972)、



及 Arcelus (1984) 等人。

Esteban (1972) 認為區域競爭效果很容易受到地區產業結構的影響，而使產業組合效果與區域競爭效果有著過度的相關性。換句話說，若兩個地區的總就業人數與 j 產業的就業成長率相同，但若是其中一地區之 j 產業的就業人數高於另一地區，則前者的區域競爭效果將會較高¹。因此，產業組合效果與區域競爭效果的相關性將過高。為了避免產業結構影響了區域競爭效果，Esteban 因此提出了同質性就業 (homothetic employment) 來作修正。有了同質性就業以後，將產業組合效果對於區域競爭效果的影響問題移至另一種新的就業成長效果——配置效果 (allocation effect)。

Loveridge 與 Selting (1998) 認為 Esteban (1972) 缺乏實用價值，由於它是由兩個差額相乘而得到的，因此無法由正負號來直接判斷其效果（比如說兩個差額都是正的或負的，則所得到的配置效果皆為正）²。Esteban (1972) 也曾將同質性就業作擴充分析，除了如上述將區域競爭效果分為同質性區域競爭效果與配置效果以外，也用在全國成長效果，如此可得到同質性全國成長效果與同質性產業組合效果。雖然這有著理論上的價值，但實務上仍沒有很高的評價。Keil (1992) 便認為，當將所有產業的同質性全國成長效果與同質性產業組合效果作加

¹ 這可由 (1) 式得知，因為兩地區的 j 產業就業成長率相同，則影響兩地區的區域競爭效果就是地區的 j 產業的就業人數。

² 配置效果為 $(l_{ij} - l_{ij}^h) \times (\frac{\Delta l_{ij}}{l_{ij}} - \frac{\Delta e_j}{e_j})$ ，其乃由 i 地區 j 產業的實際就業 (l_{ij}) 與 j 產業

的同質就業 (l_{ij}^h) 差額以及 i 地區 j 產業就業成長率 ($\frac{\Delta l_{ij}}{l_{ij}}$) 與 j 產業就業成長率

($\frac{\Delta e_j}{e_j}$) 的差額，兩種效果相乘而成。因此，若得到配置效果為負，則究竟是那一

效果為正或為負，由配置效果是看不出來的，實用價值因此不高。



總，其效果等於傳統的全國成長效果與產業組合效果。

Bishop 與 Simpson (1972) 則認為產業會受到景氣影響，而提出結構基礎模型 (structural base model)，這是在英國或一些歐陸國家較偏好使用的移轉份額方程式設計 (楊重信, 1991)。他們認為，個別產業組合效果受到景氣循環與其他非區域就業成長的影響很大，故其全國成長效果除了原來傳統的全國成長效果外，還加入同質性的產業組合效果。此外，他們所設定的產業組合效果，除了產業的就業成長率必須高於全國的平均就業成長率外，也必須 i 地區 j 產業的就業人數高於 j 產業的同質就業人數才行。至於區域競爭效果，則與傳統的移轉份額方程式一樣。結構基礎模型在研究細分類部門別產業時，有著實務上的價值，且其對於全國成長效果與產業組合效果的分析相當深入。

Arcelus (1984) 的研究則是有關 Esteban (1972) 同質性就業的修正中，最重要的進展之一。他將同質性就業視為理論的期望 (expected) 就業量，而實際就業量若與同質性就業不同，則稱為差異性成分 (differential component)，其對 Esteban (1972) 的式子作出了兩種不同型態的修正。第一種修正是將同質性就業的概念延伸到所有的就業成長來源，即全國成長效果分為預期的與差異的全國成長效果，產業組合效果也分為預期的與差異的兩種型態，至於區域競爭效果則是分為同質性就業的區域競爭效果與配置效果。但在這樣的設計下，若將所有產業予以加總，則結果將與傳統移轉份額方程式一樣，且將同質性就業用在所有產業的就業成長來源，這對於個別產業的研究，是違反經濟直覺且不合理的 (Loveridge 與 Selting, 1998)。

傳統移轉份額分析的計算多是使用比較靜態方式，即以基期作為權數對象，但若所計算的期間很長，則產業組成效果與區域的總就業人數將可能會影響到移轉份額分析的有效性。因為若期間過長，產業的組成將會大不相同，使用期初資料將無法反映產業結構變動的狀



況。有人以為，實際的全國成長效果應該是類似複利（*compounding interest*）一樣，必須隨時間變化，而改變其基期就業。Barff 與 Knight (1988) 便接受 Thirlwall (1967) 的建議，認為計算移轉份額分析的期間不宜過長，應可分為許多期間，每年計算其移轉份額的三種成長效果，這樣的作法被稱為「動態移轉份額」（*dynamic shift-share*），有許多學者也支持這樣的計算方式（如 Loveridge 與 Selting, 1998）。

雖然對於移轉份額方程式的修正與批判很多（華昌宜，1998），但卻因為移轉份額分析具有相當的價值與實用性，故仍被廣泛使用，並應用在其他領域上，如勞工生產力（Rigby, 1992；Esteban, 2000）、能源使用效率（Polenski 與 Lin, 1993）、國際貿易成長（Harward, 1995；Gazel 與 Schwer, 1998）、貨幣存量控制（Corrado 與 Matthey, 1997）、健保政策（Hoopes, 1997）、及區域整合（Esteban, 1994；Garcia-Mila 與 McGuire, 1993）。這顯示移轉份額分析並沒有因為其缺乏理論等原因而被忽略，反而因其具有很高的實用性與無可替代性而被廣泛使用。

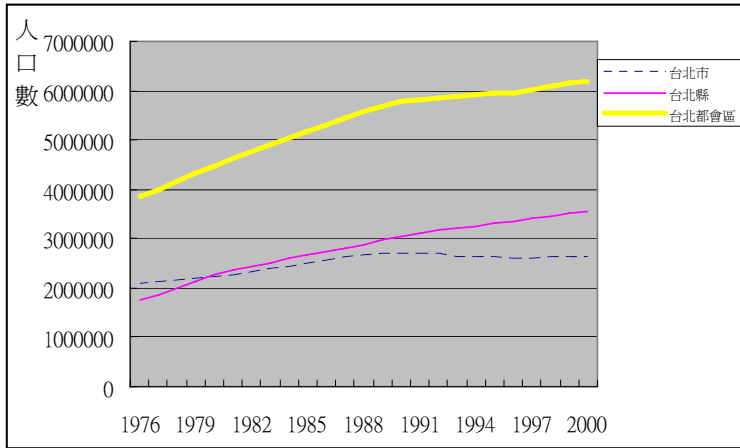
參、台北都會區就業成長的動態分析

一、台北都會區的發展概況

台北市與台北都會區分別是台灣的第一大都市與都會區，截至二〇〇〇年底，台北都會區的總人口數為 6,183,300 人，佔我國人口總數的 25% 以上，如圖 1。台北都會區的發展因此一直受到相當的關注。在就業方面，圖 2 顯示，台北縣市皆呈現了就業人數不斷增加的情況，這與台北市人口下降、台北縣人口成長減緩不同。在一九七六至二〇〇〇年之間，台北縣、市的就業平均年成長率大致相同，分別

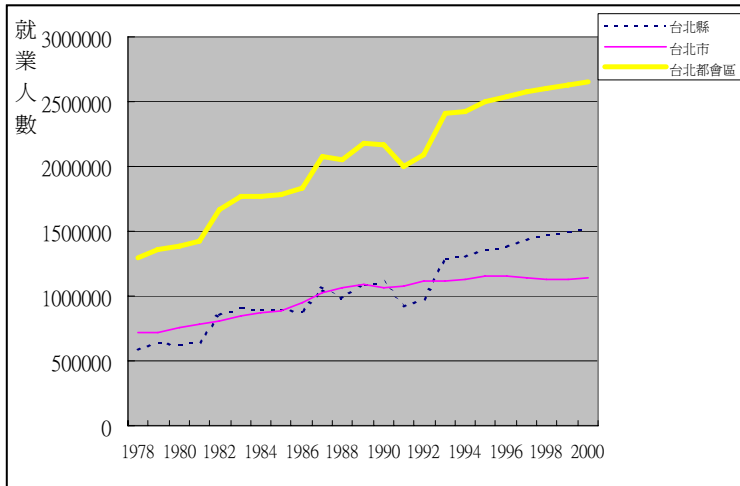


圖 1 台北都會區的人口變遷



資料來源：內政部，《人口統計季刊》，各期。

圖 2 台北都會區就業人數的變化



資料來源：行政院主計處，《人力資源調查統計年報》，各期。

是 3.08% 與 3.92%，都遠高於人口成長率。不過值得注意的是，台北市的就業人口已有趨緩的現象出現，這可能代表著台北市的整體經濟環境可能遇到了瓶頸，許多經濟活動移往鄰近的台北縣，甚至更遠的桃園縣。

二、資料說明與動態移轉份額分析

本文所使用的就業資料是來自於行政院主計處出版的《人力資源調查統計月報》，這是針對各縣市每月所作的抽樣調查整理所得，本文研究的時間範圍是由一九八一年一月至一九九九年八月為止，共有 224 個月樣本資料。人口資料來自於內政部出版的《人口調查統計月報》。

值得注意的是，由於本文所計算的資料期間，長達近二十年，又是月資料，「動態移轉額分析」方式是先計算出各月份的三種成長效果，再將其加總到最終期，這樣的計算方式有以下好處。首先，每個月更新就業情況，就如同計算複利一般。其次，經濟成長是「累積」的，故將每一月的就業變化作計算，再加總到分析的終期是很合理的。最後，這樣的方法不但能反映產業組合變化與區域總就業成長的三種成長效果，也能排除基期或期末可能產生異常變化的可能性。

爲了更清楚地瞭解動態移轉份額的計算方式，以下對這種方法予以扼要說明。一般所計算比較靜態方式的移轉份額爲：

$$\Delta l_{ij} = l_{ij}^0 \times \frac{\Delta E}{E^0} + l_{ij}^0 \times \left(\frac{\Delta e_j}{e_j^0} - \frac{\Delta E}{E^0} \right) + l_{ij}^0 \times \left(\frac{\Delta l_{ij}}{l_{ij}^0} - \frac{\Delta e_j}{e_j^0} \right) \quad (2)$$

上式中， $\Delta x = x^T - x^0$ ，上附標 T 是期末，0 爲期初，故 0 到 T 也就是所要研究的就業成長期間。由 (2) 式可知，三種效果的大小皆與期初產業的就業 (l_{ij}^0) 有關，若所研究的時段過長，則期初就業將無



法反映整體就業發展（或是產業的結構變化，或是區域發展狀況）。爲了避免此一問題，可以下式來改進：

$$\begin{aligned}\Delta l_{ij} &= (l_{ij}^T - l_{ij}^{T-1}) + (l_{ij}^{T-1} - l_{ij}^{T-2}) + \dots + (l_{ij}^1 - l_{ij}^0) \\ &= \Delta l_{ij}^T + \Delta l_{ij}^{T-1} + \dots + \Delta l_{ij}^1\end{aligned}\quad (3)$$

(3) 式是將 (2) 式的時段細分成多期，然後每一期皆可得到該期內的全國成長、產業組合、及區域競爭效果，這就是動態移轉份額的計算式子，也符合經濟成長是累積的特性。這種計算方式的好處是在既有的就業成長人數下，藉由細分時段，使得在計算每一期的就業成長效果時，期初就業人數不斷更新，以反映全國、產業、及區域就業的變化。

其次，比較各種成長效果在比較靜態與動態之下的差異性，則可以對就業成長的歷程有更深的瞭解。首先，根據 (2) 與 (3) 式中的比較靜態與動態移轉份額分析式，比較靜態與動態的全國成長效果可以分別改寫爲：

$$\begin{aligned}l_{ij}^0 \times \frac{\Delta E}{E^0} &= l_{ij}^0 \times \frac{(\Delta E^1 + \Delta E^2 + \dots + \Delta E^T)}{E^0} \\ &= l_{ij}^0 \times \frac{\Delta E^1}{E^0} + l_{ij}^0 \times \frac{\Delta E^2}{E^0} + \dots + l_{ij}^0 \times \frac{\Delta E^T}{E^0}\end{aligned}\quad (4)$$

$$NE_{ij}^1 + \dots + NE_{ij}^T = l_{ij}^0 \times \frac{\Delta E^1}{E^0} + l_{ij}^1 \times \frac{\Delta E^2}{E^1} + \dots + l_{ij}^{T-1} \times \frac{\Delta E^T}{E^{T-1}}\quad (5)$$

將 (4) 與 (5) 式作產業別加總，則可以分別得到：



$$\begin{aligned}\sum_j L_{ij}^0 \times \frac{\Delta E}{E^0} &= L_i^0 \times \frac{\Delta E}{E^0} = L_i^0 \times \frac{\Delta E^1}{E^0} + \dots + L_i^0 \times \frac{\Delta E^T}{E^0} \\ &= \sum_k \frac{L_i^0}{E^0} \times \Delta E^k\end{aligned}\quad (6)$$

$$\begin{aligned}\sum_j \sum_k NE_{ij}^k &= L_i^0 \times \frac{\Delta E^1}{E^0} + \dots + L_i^{T-1} \times \frac{\Delta E^T}{E^{T-1}} \\ &= \sum_k \frac{L_i^{k-1}}{E^{k-1}} \times \Delta E^k\end{aligned}\quad (7)$$

比較 (6) 式與 (7) 式，可以發現，當 $\frac{1}{T} \left(\sum_k \frac{L_i^{k-1}}{E^{k-1}} \right) > 1$ ，且研究期 $\frac{L_i^0}{E^0}$

間內，全國就業成長大多為正 ($\Delta E^k > 0$)，且該地區的就業人口相較於全國就業人口比例相對變動不大之下，則動態的全國成長效果將大於比較靜態的全國成長效果。³ 這也意謂，只要在 0 至 T 期之間，i 地區的就業人數佔全國總就業人數的比例愈來愈高——即 i 地區的就業人數成長高於全國的就業成長，則動態的全國成長效果將較大。反之，比較靜態計算的全國成長效果較大。這很類似複利與單利的計算，若 1 年期的利率皆為 5%，則 1 年中按月作複利所得到的本利必定大於 1 年只複利一次的本利。會產生這樣的結果就是因為複利是計息以後，以本金加上已計的利息為本金再作計息，使得所計算的基礎已較原本的本金為大所形成的。

其次，就產業組合效果來看，仍根據 (2) 與 (3) 式，比較靜態與

³ 若地區就業人口相較於全國就業人口比例在時間趨勢中產生很大的變化，則動態全國成長效果較大的推論將無法成立。



動態的產業組合效果可分別改寫為：

$$\begin{aligned}
 l_{ij}^0 \times \left(\frac{\Delta e_j}{e_j^0} - \frac{\Delta E}{E^0} \right) &= l_{ij}^0 \times \left(\frac{\Delta e_j^I}{e_j^0} - \frac{\Delta E^I}{E^0} \right) + \dots + l_{ij}^0 \times \left(\frac{\Delta e_j^T}{e_j^0} - \frac{\Delta E^T}{E^0} \right) \\
 &= \left(l_{ij}^0 \times \frac{\Delta e_j^I}{e_j^0} + \dots + l_{ij}^0 \times \frac{\Delta e_j^T}{e_j^0} \right) \\
 &\quad - \left(l_{ij}^0 \times \frac{\Delta E^I}{E^0} + \dots + l_{ij}^0 \times \frac{\Delta E^T}{E^0} \right) \tag{8}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 IM_{ij}^I + \dots + IM_{ij}^T &= l_{ij}^0 \times \left(\frac{\Delta e_j^I}{e_j^0} - \frac{\Delta E^I}{E^0} \right) + \dots + l_{ij}^{T-1} \times \left(\frac{\Delta e_j^T}{e_j^{T-1}} - \frac{\Delta E^T}{E^{T-1}} \right) \\
 &= \left(l_{ij}^0 \times \frac{\Delta e_j^I}{e_j^0} + \dots + l_{ij}^{T-1} \times \frac{\Delta e_j^T}{e_j^{T-1}} \right) \\
 &\quad - \left(l_{ij}^0 \times \frac{\Delta E^I}{E^0} + \dots + l_{ij}^{T-1} \times \frac{\Delta E^T}{E^{T-1}} \right) \tag{9}
 \end{aligned}$$

將 (8) 與 (9) 式作產業別加總，可以將比較靜態與動態的產業組合效果分別改寫為：

$$\sum_j \sum_k l_{ij}^0 \times \left(\frac{\Delta e_j}{e_j^0} - \frac{\Delta E}{E^0} \right) = \sum_j \sum_k l_{ij}^0 \times \frac{\Delta e_j^k}{e_j^0} - \sum_k L_i^0 \times \frac{\Delta E^k}{E^0} \tag{10}$$

$$\sum_j \sum_k IM_{ij}^k = \sum_j \sum_k l_{ij}^{k-1} \times \frac{\Delta e_j^k}{e_j^{k-1}} - \sum_k L_i^{k-1} \times \frac{\Delta E^k}{E^{k-1}} \tag{11}$$



欲比較比較靜態與動態的產業組合效果孰大是比較複雜的，因為除了比較產業本身的動態與靜態就業成長大小以外，還必須考量全國就業成長效果的比較靜態與動態的大小如下：

$$\sum_j \sum_k l_{ij}^{k-1} \times \frac{\Delta e_j^k}{e_j^{k-1}} - \sum_j \sum_k l_{ij}^0 \times \frac{\Delta e_j^k}{e_j^0} - a > 0 \quad (12)$$

上式中， a 為動態全國成長效果減去比較靜態全國成長效果的差額。在表 3 中，全國成長效果動態的皆大於比較靜態，在此之下〔即(9)=(8)= $a > 0$ 〕，若產業組合效果動態的估計值要大於比較靜態的估計值，則產業本身的動態成長效果必須要明顯大於比較靜態下的成長效果，即

$$\sum_j \sum_k l_{ij}^{k-1} \times \frac{\Delta e_j^k}{e_j^{k-1}} - \sum_j \sum_k l_{ij}^0 \times \frac{\Delta e_j^k}{e_j^0} \gg 0 \quad (13)$$

因此，在已知動態全國成長效果大於比較靜態之下，若動態的產業組合效果仍大於比較靜態的，則除了產業的就業人數長期時間趨勢

爲正 ($\Delta e_j > 0$) 之外，必須很明顯地 $\frac{\sum_j \left(\frac{1}{T} \sum_k \frac{l_{ij}^{k-1}}{e_j^{k-1}} \right)}{\sum_j \frac{l_{ij}^0}{e_j^0}} > 1$ ，即 i 地區的

各種產業歷年來的就業與全國各產業的就業平均比例的加總必須遠大於期初 i 地區之各產業與全國各產業的就業比例的加總。這表示 i 地區若存在著愈多高成長性的產業，則分子將大於分母，也就是動態產業組合效果若大於比較靜態所計算的，且大多數產業的就業時間趨勢是往上的，則可得到該地區的產業組合是較佳的；反之，則該地區的產



業組合中可能有許多低成長性的產業存在。

最後，有關區域競爭效果的動態與比較靜態的比較方面，由於無論是動態或是比較靜態的計算方式，其三種成長效果的總和（即就業變動， Δl_{ij} ）是相同的。故可將區域競爭效果視為剩餘效果（residual effect），亦即若動態下的全國成長效果或是產業組合效果皆大於比較靜態的，則很明顯地原來比較靜態所計算出來的區域競爭效果，有一部分是來自於未考慮全國成長或產業組合動態結構變化所得到的，故動態區域競爭效果將會小於比較靜態所計算的。

三、台北都會區的動態移轉份額分析

本文首先利用 (1) 式來計算一九八一年一月至一九九九年八月台北都會區總就業人數的三種就業成長來源，並比較動態與比較靜態方式所計算之移轉份額分析的差異性。此外，為比較一九八〇年代與一九九〇年代台北都會區的就業成長來源，因此將分為兩時段進行計算、比較。總就業成長乃先計算出中分類產業個別的全國成長、產業組合、及區域競爭效果後，再將所有產業予以加總，結果列於表 1⁴。

在表 1 中，我們可以發現，無論是動態或是比較靜態所計算下的全國成長效果皆為正，這顯示自從一九八〇年代以來，我國的就業是一直持續成長的。產業組合效果也是這樣，這表示我國大多數產業的就業人數是持續成長的。比較不一樣的是在區域競爭效果方面，兩種計算所得到的數字相差頗大，在一九八一年至一九九九年，動態的區域競爭效果約只有比較靜態的七分之一；在一九八一至一九九〇年間與一九九一至一九九九年，動態的區域競爭效果不但大於比較靜態所

⁴ 主要來自於每月的抽查資料，有時會有一些中分類產業當月未抽查到就業人數，若以當月為基準，計算就業變動，就會使得就業成長計算上產生很大的不同，也更證明動態移轉份額每月不斷地追蹤計算，可以把此一問題降到最低。



計算的，且由負變為正的效果。這樣的結果合理嗎？由 Barff 與 Knight (1988) 計算美國新英格蘭 (New England) 地區的就業變動來看，是有可能發生的⁵。此外，若計算無誤，這意謂在一九八一至一九九九年之間，台北都會區就業的結構與成長變化應是相當地大。

表 1 台北都會區總就業成長來源——比較靜態與動態移轉份額

單位：人

	1981:1 ~ 1999:8		1981:1 ~ 1991:1		1991:1 ~ 1999:8	
	比較靜態	動態	比較靜態	動態	比較靜態	動態
全國成長效果	565426	694700	346249	401138	248500	286274
產業組合效果	249735	328054	239995	205758	452177	122296
區域競爭效果	192194	273766	-15353	90019	-30381	183747

註：由於有一些產業在一九八一年並未列入計算（如環境服務業），或是產業過小有時未有就業資料（如暖氣及熱水供應業），故造成計算不同時段的結果有些不一致。

為了進一步瞭解台北都會區各產業的就業成長情況，我們可以參考表 2。在水電煤氣業方面，所有產業的就業成長皆低於全國成長的低成長產業，其中也只有電力供應業，台北都會區一直具有區位優勢。在營造業方面，整體上一九九〇年代就業成長性較佳，因為產業組合與區域競爭效果均為正，且除了土木建築業外，其他無論在一九八〇或一九九〇年代均是就業成長頗快的，其中更有電路管道工程業，台北都會區一直保有區位優勢。但值得注意的是，台北都會區在水電燃氣或是營造業中，具有區位優勢的產業多為低成長性的產業⁶。

⁵ Barff 與 Knight (1988) 計算 1939~1984 年間美國新英格蘭區的全國成長、產業組合、及區域競爭效果時，其動態與比較靜態分別得到 4395.6 與 5438.9、-31.1 與 -378.2、及 -1078.8 與 -1775。

⁶ 所謂低成長性產業是指產業組合效果為負，就業成長較全國平均就業成長為低者。反之，若產業組合效果為正，則為高成長性產業。



在商業方面，卻得到了有點令人意外的結果，因為商業是台北都會區最大的產業部門，但整體來看，台北都會區無論在一九八〇年代或是一九九〇年代均不具有區位優勢，而商業卻一直是屬於高成長性的產業。不過，可喜的是，在一九八〇年代中，台北都會區只有批發業具有區位優勢，但到了一九九〇年代，卻有零售業與進出口貿易業具有區位優勢。

在運輸、倉儲、及通信業的就業方面，整體產業的就業成長性不斷下降，但台北都會區卻在一九九〇年代後對其具有區位優勢。這樣的轉變主要來自於台北都會區對於運輸業的區位優勢大幅提高。台北都會區另一個重要的產業部門是金融與保險業，這也是台北都會區就業成長最有表現的產業。金融業一直是我國就業成長很快的部門，而台北都會區對其競爭優勢始終保持不墜，這對台北都會區的就業成長相當重要。不過在保險業方面，在一九九〇年代已有負面的區位效果出現。

最後，在其他服務業方面，整體來說這類產業具有高成長性，但很不幸地，台北都會區對這些產業並不具有競爭力。若仔細來看，在一九八〇年代，高成長產業只有個人服務業具有區域競爭力；到了一九九〇年代，則只有經紀與工商服務業。

綜言之，表 2 的數據雖然無法精確地讓我們瞭解各產業的成長過程，但卻能讓我們知道各產業在某一時段就業變動所累積的各種效果。表 2 顯示，台北都會區雖然是以服務業為主，但許多就業成長快速的產業在區域競爭上是不利的；相對地，許多就業成長趨緩的產業卻是台北都會區最具區位優勢的。只有電子業等少數產業具有維繫台北都會區就業成長的可能性，這樣的結果令人對台北都會區未來的就業成長展望憂心。



表 2 台北都會區中分類產業的就業成長來源——一九八一至一九九九年

單位：人

	全國成長人數		產業組合人數		區域競爭人數	
	1981~1990	1991~1999	1981~1990	1991~1999	1981~1990	1991~1999
總計	395417	286273	197073	120399	-149633	173350
農林漁牧礦業	20704	4108	-47851	-24754	-15729	-13570
農、牧、狩獵業	11793	3238	-15743	-12612	-15215	10171
林業及伐木業	90	54	-1384	-661	-1549	-6640
漁業	1580	418	2079	-2556	4230	-9723
煤礦業	6355	328	-21475	-6809	8026	2522
石油、天然氣礦業	71	41	-1139	-578	-6013	-4580
金屬礦業	483	2	-12179	-1427	-3199	0
其他礦業	332	27	1989	-112	-2009	-5319
製造業	123387	79077	-7536	-121965	17432	130092
食品與菸草業	5007	3187	-4689	-4469	-642	3482
紡織業	9918	3456	-21691	-16512	6749	18221
成衣及服飾品製造業	12471	7929	807	-22210	10169	11043
皮革、毛衣及其製品製造業	4418	1138	-13755	-9461	9991	3010
木竹製品及非金屬家具製造業	2675	1246	-3680	-7948	-5086	3579
造紙、紙製品及印刷出版業	8437	6277	-73	-4996	2992	4126
化學材料製造業	1498	746	-1757	-2113	4894	3518
化學製品製造業	-91	127	-2635	-6279	4468	-974
石油及煤製品製造業	464	38	6831	-869	-7690	634
橡膠製品製造業	1617	820	4545	92	-7538	-2666
塑膠製品製造業	6819	4796	-128	-18783	-1908	19113
非金屬礦物製品製造業	3186	2544	-29897	-15438	22664	13308
金屬基本工業	2137	789	-2247	-37859	-4375	40142
金屬製品製造業	13556	10221	18537	-7920	-15679	8172
機械設備製造修配業	6444	4533	1950	4682	7830	-7878
電力及電子機械器材製造修配業	27749	24565	41817	44073	-398	9636
運輸工具製造修配業	4045	2492	-7057	1534	1956	-4794
精密器械製造業	1663	914	-337	1927	-1790	3359
雜項工業製品製造商	11374	3260	5923	-19416	-9174	5062



表 2 (續)

單位：人

	全國成長人數		產業組合人數		區域競爭人數	
	1981~1990	1991~1999	1981~1990	1991~1999	1981~1990	1991~1999
水電燃氣業	2481	1555	-1650	-2844	-1643	-2238
電力供應業	1626	1217	-1134	-796	254	692
煤氣供應業	216	163	-93	-1675	-2093	-1210
暖氣及熱水供應業	7	0	-875	0	-164	0
自來水供應業	631	175	453	-373	360	-1720
營造業	31482	25514	-10491	3836	12755	28374
土木及建築工程業	20817	15745	-20230	-12196	2592	27833
電路及管道工程道	4066	4273	2242	11785	3768	6303
油漆、粉刷、裱糊、裱蓆業	5987	5033	2220	3780	8565	-5104
其他營造業	612	463	5277	467	-2170	-658
商業	103365	77171	131788	65097	-15274	-11297
批發業	10852	10683	29494	10978	18848	-16652
零售業	51110	34497	27853	45974	-17263	14249
進出口貿易業	23020	19219	44628	-17652	-13232	8523
餐旅業	18382	12773	29813	25797	-3628	-17415
運輸倉儲及通信業	30143	22276	-657	-37950	-11828	38823
運輸業	25780	19275	-3505	-13836	-3211	31986
倉儲業	87	267	-307	-61	-5027	-2578
通信業	4276	2735	3155	-24054	-3590	9415
金融保險業	10273	13927	38573	43259	4391	11397
金融業	7591	9003	21789	23914	4275	12975
保險業	2682	4924	16785	19345	116	-1578
其他服務業	73583	62645	94896	195721	-139738	-8230
經紀及工商服務業	-572	900	36782	67017	-84183	3791
公共行政及國防事業	19530	5429	308	-61106	-22690	10536
環境衛生服務業	252	18620	9287	255287	-568	-36232
社會服務業	31015	13247	38693	-137536	-28810	25059
娛樂及文化服務業	4034	11282	14172	111719	-3355	-29311
個人服務業	19243	13141	3270	-34509	976	19445
國際機構及外國駐在機構	83	27	-7615	-5152	-1107	-1519

資料來源：本研究計算。



四、動態移轉份額分析的時間趨勢

正如前面所提到的，若以某時段來觀察某產業的就業成長來源，則其成長效果會因為所選基期不同而產生偏差，即使利用動態移轉份額分析來作計算，雖可以修正基期過遠等問題，但仍然無法瞭解產業的就業成長發展趨勢。為了更清楚瞭解台北都會區製造業中分類各產業的三種成長效果的變化，我們將觀察時間數列資料。就全國成長效果來說（圖 3），由時間趨勢來看是不斷地往上，代表我國的經濟仍處於持續發展的情況。但一九九〇年代較一九八〇年代的成長較低，表示我國經濟成長力道趨緩⁷。

就產業組合效果來看（圖 4），在一九八〇年中期到一九九〇年初，是台北都會區產業組合效果成長最快，一九九〇年仍保持相當程度的成長。在區域競爭效果方面（圖 5），到了一九九〇年代，一直保持穩定正向，這可能是因為影響台北都會區就業成長最重要的製造業——電子業就業成長很快（參閱表 2），而電子業是我國主要的出口產業之一。不過，由表 2 發現，對照於一九八〇年代與一九九〇年代，台北都會區輕工業的區域競爭更為明顯，所有的輕工業皆具有區域競爭優勢，但很不幸地，這些產業的就業成長性卻也都是低於全國成長效果的低成長產業⁸。較為技術或資本密集的成長型產業，台北都會區只有在電子業與精密器械業具有區位優勢。因此，未來台北都會區必須發展更多的策略性與競爭力的產業，比如軟體產業或生物科技產業（黃仁德，1999；2002）。

⁷ 1995 年 4 月的就業有較大的變化（下降），是實際資料的計算結果。

⁸ 一般所指的輕工業為食品、紡織、成衣、皮毛、木竹、造紙與印刷等業。輕工業集中於大都市的區位選擇傾向，也可以在 Nakamura (1985) 探討日本都市聚集經濟的實證結果中發現。



圖 3 全國成長效果趨勢圖

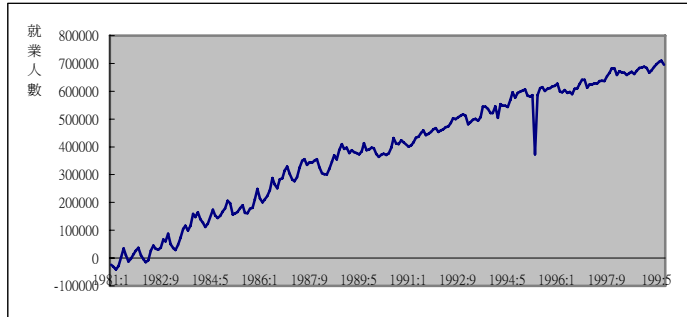


圖 4 產業組合效果趨勢圖

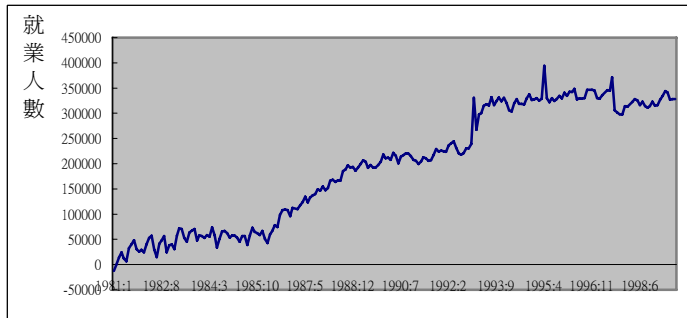
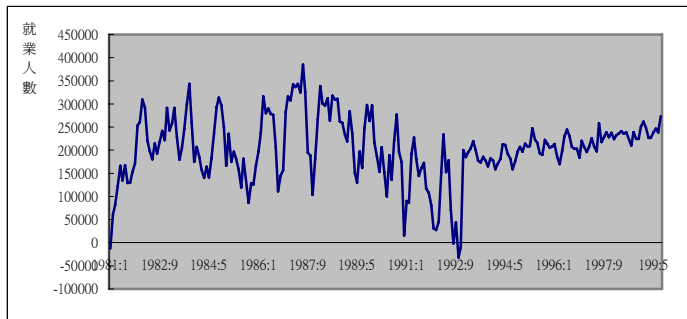


圖 5 區域競爭成長效果趨勢圖



肆、製造業就業成長來源的迴歸分析

爲了進一步瞭解台北都會區中分類製造業的就業成長，受到那一種成長效果的影響最大，因此我們將根據 Esteban (2000) 的多部門分析法，希望能瞭解各種就業成長來源對於中分類製造業各產業就業成長的影響力。如同 Esteban 的做法，我們的分析是以年資料進行。此外，爲了比較不同時期各種就業成長效果對於就業成長的影響力變化，我們利用一九八二至一九八五年與一九九五至一九九八年這兩個不同時段進行混合資料 (pooling data) 的計量分析。由於中分類製造業共有 19 種產業，且兩個不同時段皆是 4 年，故各有 76 筆資料⁹。

一、模型設定

爲了瞭解那一種就業成長來源對於台北都會區製造業的就業影響力最大，我們以各個就業成長來源分別對中分類製造業的就業變動作混合資料的迴歸分析¹⁰。因爲只以短期 (4 年) 作爲研究期間，時間趨勢效果應該不大，且以混合資料進行迴歸，故應無樣本是否是定態的問題。因此，我們直接迴歸以下的式子：

$$\Delta l_{ij} = l_{ij}^t - l_{ij}^{t-1} = a_k + b_k x_{k,t} + \varepsilon_{k,t} \quad (14)$$

⁹ 本研究引用 Esteban (2000) 的估計方法，雖然追蹤資料 (panel data) 可能是更好的估計方法，但由於樣本數過少下使用追蹤資料將會嚴重減少估計自由度，使本文實證研究無法完成。

¹⁰ 由於移轉份額分析方程式是一恆等式，故無法同時以所有的就業成長效果與就業變動進行多元迴歸的分析。



在 (14) 式中，k 代表各種就業成長來源，故 k 共有 NE、IE、以及 CE 等三種解釋變數，再加上分為兩個時段，故共有 6 條迴歸式，結果如表 3。

二、實證結果

在表 3 中，首先可以發現，在一九八〇年代所有的就業成長效果，估計係數的 t 統計值均是顯著的，但由於區域競爭效果的判定係數最大，應是最能解釋台北都會區製造業就業成長。這意謂在一九八〇年代，台北都會區對製造業而言，仍有著重要的區域競爭力。不過值得注意的是，產業組合效果與製造業就業成長竟呈負相關，這意謂台北都會區聚集的產業大多是一些成長性較差的產業。

表 3 製造業就業變動對各種就業成長來源迴歸結果

1982-1985 年	
$\Delta I_{ij} = 6661.86 + 0.467 * NE_{ij}$	$R^2 = 0.168$
<small>(1.61) (3.87)***</small>	
$\Delta I_{ij} = 988.02 - 0.497 * IE_{ij}$	$R^2 = 0.136$
<small>(2.50)** (3.41)***</small>	
$\Delta I_{ij} = 703.78 + 1.051 * CE_{ij}$	$R^2 = 0.959$
<small>(8.23)*** (41.87)***</small>	
1995-1998 年	
$\Delta I_{ij} = -1255.8 + 5.223 * NE_{ij}$	$R^2 = 0.265$
<small>(2.31)** (5.17)***</small>	
$\Delta I_{ij} = 196.15 + 1.073 * IE_{ij}$	$R^2 = 0.743$
<small>(0.762) (14.62)***</small>	
$\Delta I_{ij} = 529.32 + 0.932 * CE_{ij}$	$R^2 = 0.240$
<small>(1.20) (4.83)***</small>	

註: **與***分別代表在 5% 及 1% 水準下，t 統計值顯著。括弧中為 t 值。



但是，到了一九九〇年代情況似乎有了很大的改變，雖然所有估計係數的 t 統計值仍均顯著，但對於台北都會區製造業就業成長影響最大的無論是 t 值或是判定係數，均是產業組合效果，區域競爭效果反而落居次要甚至最後的地位，可見得台北都會區的區域競爭力已隨著都會人口增加、交通擁擠、以及地價上漲等產業聚集不經濟的發生而下降，取而代之的是產業本身的成長性成爲促成就業成長的最大因素。此外，全國成長效果也對區內製造業就業成長的影響增加，這表示台北都會區製造業的就業成長多來自於國內整體產業的成長，區域優勢的影響力反而不重要，這對台北都會區的未來發展是不利的。因爲若沒有了區位優勢，將無法吸引都會區外的人進駐，這樣將會使都會區發展呈現封閉發展，黃仁德、姜樹翰（1999）的研究中已經發現到這樣的徵兆。

第三節的移轉份額分析，主要在於瞭解各產業之各種就業成長效果的正負大小，而此節的迴歸分析，是要瞭解各種就業成長效果對於製造業就業成長的影響力。台北都會區的製造業各產業的就業成長，一九八〇年代以區域競爭效果爲主，一九九〇年代以產業組合效果爲主。雖然估計結果顯示台北都會區的區域競爭力下降，但產業組合若能調整到成長性較高的產業則應屬正面的。

伍、結 論

過去研究台北都會區產業與就業發展的文章，多強調策略產業的尋找，但對於都會區就業成長來源卻很少著墨。本文引用移轉份額分析理論，分別以動態移轉份額計算方法以及迴歸分析來作研究。首先，利用就業資料所計算出來的動態移轉份額，使我們可以瞭解全國就業效果、產業組合效果、以及區域成長效果的時間趨勢變化，這對於研究台北都會區的就業成長很有幫助。由產業內容來看，我們發現台北



都會區雖然是以服務業為主，但許多就業成長快速的產業在區域競爭上是不利的；相對地，許多就業成長趨緩產業卻是台北都會區最具區位優勢的。

由迴歸分析來看，在一九八〇年代，台北都會區對製造業而言，仍有著重要的區域競爭力。不過值得注意的是，產業組合效果與製造業就業成長竟呈負相關，這意謂台北都會區聚集的產業大多是一些成長性較差的產業。但到了一九九〇年代則產生巨大變化，是以產業組合效果為最重要。這表示台北都會區的區域競爭力雖然逐漸下降，但產業組合則能適時調整到成長性較高的產業。

在未來研究方面，如計算多個都會區的就業成長來源，也許可以得到更多的都會區就業市場政策參考；其次，本文以月資料作都會區就業的動態成長研究，也許利用不同的時間單位（如年或季）來觀察其影響是可以作探討的。



參考文獻

一、中文書目

- 黃仁德，1999，《台北市產業與就業發展策略之研究》，台北：台北市政府研考會。
- 黃仁德，2002，《如何提升台北市產業之發展－以生物科技產業為例》，台北：台北市政府研考會。
- 黃仁德、姜樹翰，1999，〈台北都會區的發展變遷與產業策略〉，《台灣銀行季刊》，vol.50: 160-183。
- 華昌宜，1998，〈結合移轉份額模式與經濟基礎模式：以分析地區資料之初探〉，《建築與城鄉研究學報》，vol.9: 11-22。
- 楊重信，1991，《台北都會區產業發展之研究》，台灣省住宅與都市發展局委託計畫。

二、英文書目

- Arcelus, F. J., 1984, An Extension of Shift-share Analysis, *Growth and Change*, vol.15: 3-8.
- Ashby, L. D., 1964, The Geographic Redistribution of Employment: An Examination of the Element of Change, *Survey of Current Business*, vol.44: 13-24.
- Barff, R. A. and P. L. Knight, 1988, Dynamic Shift-share analysis, *Growth and Change*, vol.15: 423-425.
- Bishop, K. C. and C. E. Simpson, 1972, Components of Change Analysis: Problems of Alternative Approaches to Industrial Structure, a Comment, *Regional Studies*, vol.6: 59-68.
- Corrado, C. and J. Matthey, 1997, Capacity Utilitization, *Journal of*



Economics Perspectives, vol.11: 151-167.

- Dunn, E. S. Jr., 1960, A Statistical and Analytical Technique for Regional Analysis, *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, vol.6: 98-112.
- Esteban, J., 2000, Regional Convergence in Europe and the Industry Mix: A Shift-Share Analysis, *Regional Science and Urban Economics*, vol.30: 353-364.
- Esteban, J., 1994, La Desigualdad Interregional en Europa y en Espana: Descripcion y Analisis, in R. Caminal, Esteban, J., de la Fuente and Vives, X. (eds.) *Crecimiento y Convergencia Regional en Espana y Europa*, vol.2 Fundacion de Economia Analitica, Barcelona: 13-84.
- Esteban, J., 1972, A Reinterpretation of Shift-share Analysis, *Regional and Urban Economics*, vol.2: 249-255.
- Fuchs, V. R., 1962, Statistical Explanations of the Relative Shift of Manufacturing Among Regions of the U.S., *Papers of Regional Science Association*, vol.8: 105-126.
- Garcia-Mila, T. and T. McGuire, 1993, Industrial Mix as a Factor in the Growth and Variability of States' Economies, *Regional Science and Urban Economics*, vol.23: 229-241.
- Gazel, R. C. and R. K. Schwer, 1998, Growth of International Export Among the States: Can a Modified Shift-Share Analysis, *International Regional Science Review*, vol.21: 185-204.
- Harward, D. J., 1995, *International Trade and Regional Economics: The Impact of European Integration on the United States*. Boulder, CR.: Westview.
- Hoppes, R. B., 1997, Shift-Share Analysis of Regional Health Care



Policy, *Regional and Urban Economics*, vol.2: 249-255.

Keil, S. R., 1992, On the Value of Homotheticity in the Shift-share Framework, *Growth and Change*, vol.23: 469-493.

Loveridge, S. and A. C. Selting, 1998, A Review and Comparison of Shift-Share Identities, *International Regional Science Review*, vol.21: 37-58.

Nakamura, R., 1985, Agglomeration Economies in Urban Manufacturing Industries: A Case of Japanese Cities, *Journal of Urban Economics*, vol.17: 104-124.

Polenski, K. R. and X. Lin, 1993, Conserving Energy to Reduce Carbon Dioxide Emissions in China, *Structural Change & Economic Dynamics*, vol.4: 249-265.

Rigby, D. L., 1992, The Impact of Output and Productivity Change on Manufacturing Employment, *Growth and Change*, vol.23: 405-427.

Richardson, H. W., 1978, The State of Regional Economics: A Survey Article, *International Regional Science Review*, vol.3: 1-48.

Thirlwall, A. P., 1967, A Measure of the Proper Distribution of Industry, *Oxford Economic Papers*, vol.19: 46-58.



Source of Employment Growth in Greater Taipei Metropolitan Area

*Shu-hen Chiang** & *Jen-te Hwang***

Abstract

Shift-share analysis focuses on the sources of employment growth of a region. Through researches of the last thirty years, shift-share analysis has been enormously improved and extended no matter from theoretical revisions or empirical methods. This paper applies three effects of this method, including national growth, industry mix and regional competition to compute employment growth of Greater Taipei metropolitan area. More importantly, we can easily understand time trend of these three effects under dynamic shift-share analysis and this is essential to study metropolitan development. To further know which effect is critical for metropolitan growth when time goes by, we use pooling data of manufacture and this data is divided into two intervals. In result, we find that there are different critical growth effects for different time intervals through econometric estimation.

Keywords: National growth, Industrial mix, Regional competition, Dynamic shift-share analysis

* Professor of Department of International Business, Chang-Jung University.

** Professor of Department of Economics, National Cheng-chi University.

