

都市化與氣候暖化關係之研究— 以台北都會區為例*

劉小蘭** 賴玫錡***

論文收件日期：98年11月17日

論文接受日期：100年2月23日

摘 要

本研究主要探討台北都會區都市化與氣候暖化之關係，實證分析是否都市化會造成氣溫的上升。本研究實證分析部分使用地理資訊系統（GIS）之內差法（interpolation）和空間分析方法，以及迴歸分析使用panel data之固定效果模型等工具；內插法之結果得到台北都會區年平均氣溫自1996年至2006年約上升1°C，有些地區甚至上升約2°C，且上升之溫度範圍有擴大的趨勢，呈現放射狀的溫度分布，此與都市蔓延之放射狀發展形態類似。使用空間分析方法則證實了一地人口數的增加會造成該地氣溫上升，並且也發現近來人口數多增加在都市外圍地區，這與上述氣溫分布和都市蔓延之放射狀發展形態也相符合。

迴歸分析結果顯示人口數對於氣溫有相當大之正相關，耕地面積、工廠面積對氣溫則呈現負相關，可見得擁有廣大綠地以及較低密度發展之工業使用可以降低區域之氣溫，減緩氣候暖化。另外在各鄉鎮市區固定效果估計量方面，可以歸納出若一地區有廣大的公園、綠地、或是有河川流域的經過，對於降低當地氣溫有明顯的幫助。因此必須重視都市化對氣候暖化的影響，以及如何防止氣候暖化的發生。

關鍵詞：地理資訊系統、氣候暖化、都市蔓延、追蹤資料模型

* 本研究接受國科會NSC96-2621-Z-004-001之補助，特此致謝。

** 教授，國立政治大學地政系，TEL：（02）2939-3091 # 51551，E-mail:slliou@nccu.edu.tw，通訊地址：台北市指南路二段64號政大地政系。

*** 碩士，國立政治大學地政系。

The Study of Relationship Between Urbanization and Climate Warming - An Example of Taipei Metropolitan Area*

Hsiao-Lan Liu** and Mei-Chi Lai***

Abstract

In this study, we research the relationship between urban sprawl and climate warming in Taipei metropolitan area. We analyze empirically whether the developed shape of urban sprawl causes rising temperatures.

The empirical analysis in this study is based on the Interpolation Method and Spatial Analysis of GIS, and the regression analysis is based on the Fixed Effect Model of Panel Data. The yearly average temperature increased about 1°C to 2°C in the Taipei metropolitan area from 1996 to 2006. Furthermore, the range of the increasing temperature has been trending upward and it reveals a radial distribution; it is similar to the radial developed shape of urban sprawl. By using Spatial Analysis, we prove that the temperature of an area increases when the population rises and we find that the population rises in most of the peri-urban areas. It also answers to the radial developed shape of urban sprawl and the distribution of the temperature as above.

The result of using the regression analysis shows that there is a positive correlation between population and temperature, and a negative correlation between the farmland areas and the temperature so that if there is a big green space, it can decrease the temperature in an area, and reduce climate warming. From the fixed effect estimation, we conclude that it helps decrease the temperature in an area where there is a big park, big green space or where a river passes through. The time trend of the fixed effect estimation indicates that the climate in the Taipei metropolitan area will be getting warm as time goes by. Therefore, we must take into account the influence of urban sprawl to climate warming, and how to prevent climate warming.

Keywords: urban sprawl, climate warming, GIS, panel data model

* This research has been supported by NSC 96-2621-Z-004-001, which is gratefully acknowledged.

** Professor, Department of Land Economics, National Chengchi University, TEL: +886-2-29393091 #51551.

*** Master, Department of Land Economics, National Chengchi University.

一、前 言

都市蔓延的生活型態通常是以汽車為主的交通型態，以及低密度大面積的房屋，沿著高速公路的發展…等，這些型態的特點是消耗大量能源，造成更多污染的產生。而這種發展型態逐漸演變成近年來全球環境變遷的後果，尤其影響在全球氣候暖化方面，全球的氣溫不斷的上升，使得南北極冰層的減少，以及其他各種天災的發生。

在台灣，由於追求經濟發展為主的情況下，市中心房地價的高漲，以及建商紛紛向都市外圍、郊區興建房屋，人們負擔不起高價住宅，紛紛往都市外圍遷移，使得都市有擴大現象。再加上政府大量興建快速道路及高速公路，造成了台灣都市有逐漸向外延伸的趨勢，形成都市蔓延的發展型態。土地使用方面，農業土地與綠地大量的變更成建築用地或是違法使用，破壞地景與自然生態，如此將造成嚴重的環境變遷，氣候暖化的發生。

以氣候暖化方面來說，在全球的尺度，氣候學的研究指出地表氣溫自1860年上升了0.3-0.6°C（在北半球為0.5-0.7°C）（Jones et al., 1999）。Lamprey et al.（2005）認為會造成如此原因是人類活動所造成的，人類影響氣候透過溫室氣體和浮質在大氣組成，而且也透過土地使用/土地覆蓋的改變影響氣候。聯合國世界氣象組織（WMO）和環境規劃署（UNEP）共同成立的「政府間氣候變遷專門委員會（Intergovernmental Panel on Climate Change, IPCC）」於2007年2月7日在法國發佈IPCC第四次評估報告，報告摘要即指出，全球暖化可能主要是人類活動所造成。並且也提出人類活動所產生溫室氣體以二氧化碳為主。大氣中的二氧化碳濃度從工業革命前的280ppm增加到2005年的379ppm。大氣二氧化碳濃度增加的主要來源為化石燃料的使用，其次是土地利用的改變。

因此本文將探討台北都會區近年來因都市蔓延，造成都市化面積不斷擴大，所產生之氣溫變化及影響氣溫變化之影響因素，以做為未來都市計劃之參考。因此內容將分為五大部分進行研究，首先為前言；第二部分為都市蔓延對氣候暖化的影響回顧；第三部分利用地理資訊系統之應用探討1996年至2006年近十年來台北都會區氣候暖化情形；第四部分則進一步實證分析台北都會區都市蔓延影響氣候暖化的因素；最後為結論與建議。

二、文獻回顧

過去各國皆重視經濟發展的資本主義時代，土地視為一項生產因素，經由土地之生產過程而產生許多利益，且由於人口的增加與聚集，使得都市快速的成長，進而有大量的土地開發。Svirejeva-Hopkins (2004) 認為當都市持續蔓延時，自然系統和地景的土地轉變，即一個「自然的」土地變成「都市化的」，這種轉變是不可避免的。然而都市長期以來不斷的發展，不論是小都市成長為大都市，大都市形成都會區等都市化過程；隨著都市成長及社會進步，交通旅次的增加是必然的，以及台灣土地使用的控管不夠完善，因此台灣的都市成長，可以認為是都市擴張甚至是都市蔓延的結果（王國權，2005）。

在認知經濟發展對環境造成的危害後，近年來各界紛紛注重在土地環境與自然生態的保護。布蘭德世界環境與發展委員會（The Brundtland World Commission on Environmental and Development）（1987）發現許多嚴重的環境問題是起因於快速的都市成長。現代化的都市和都市郊區忍受更多受污染的大氣和水體系統，少量的陽光和非都市化地區不同的微氣候。並且都市不是短暫存在的，都市長期以來氣溫之變化是由都市氣候暖化及熱島效應造成，因此以下針對台灣的都市熱島效應以及都市各國都市的氣候暖化研究做一整理回顧。

（一）都市熱島效應

Yamashita (1996) 認為都市氣候，特別是熱島現象，已經變成都是人類環境和全球氣候變遷的重要觀點，因為越來越多人們住在已開發或開發中國家的都市地區。所以都市熱島效應會造成氣溫增溫的現象，在部分人口集中的區域會較為顯著。尤其在台北都會區之熱島效應大於台灣中、小型之都市，台灣四大都會區之熱島現象因都市地理與人文條件不同而各具相異特徵，台北夏季午夜之都市熱島強度為 4.5°C 、台中為 2.7°C 、台南為 3.5°C ，以及高雄為 3.2°C （林憲德等，1999a）此外研究亦指出盆地地形的台北、台中都會區與海岸地形的台南、高雄都會區，具有完全不同的都市熱島現象之表徵。海岸地形的都會區，都市熱島現象受到海陸氣候極大的影響，使得白天熱島中心偏向內陸，晚上熱島中心則偏向海邊。雖然台中與台北同屬盆地地形，但台北都會區因具有大範圍、高度發展與複雜的商業、人為活動，而使得其都市熱島中心分佈不像台中集中與明顯（林憲德等，1999b）。且密集的商業區容易成為都市熱島的中心（林憲德等，2001）。孫振義與林憲德（2006）研究台南14個鄉鎮市也發現，在城鎮中心，或是重要的交通、經濟、文

教，與行政中心也會形成都市熱島。陳昭銘與汪鳳如（2000）的研究計算台灣地區都會區測站之暖化趨勢約44%應與都市熱島效應有關。鄭祚芳等（2007）也證實熱島效應是導致北京各地氣候變暖的主要原因，佔總增暖比重的47.5%~61.2%。因此在都市蔓延的情況下，人口往都市外圍移動，似乎會擴大都市熱島之範圍。

國內相關文獻多對於人口規模與都市熱島的研究，發現人口數、樓地板面積（林立人，1999）、人工物土地（林憲德等，2001）、建築物之分布、都市開發面積、公共設施用地、住商混合用地（鄭婉純，2004）與熱島效應呈正向關係；而綠地（或綠覆率）（林立人，1999；林憲德，2001；鄭婉純，2004；李洋毅，2006）及低度開發之工業用地（鄭婉純，2004）與緩和都市熱島有明顯之相關性。

國外文獻方面，Karl et al.（1988）的研究也與國內相一致，提出都市熱島強度通常隨城市人口數的增加而增強，其所導致的暖化現象則在10萬以上人口的城市較為顯著。Yamashita（1996）研究日本東京都會區都市熱島現象在晴天時熱島強度可以高達5°C；Kim and Baik（2004）研究韓國六大城市的熱島強度，在首爾為最高，每日平均最大熱島強度為3.34°C。因此不論國內外的都市，都存在著都市熱島效應之問題。

（二）各國都市化對長期氣溫之影響

Colin et al.（1999）研究賽普勒斯（Cyprus）兩個氣溫測站近100年的氣溫變化，結論平均溫度大約1°C/100年的增加趨勢。他認為賽普勒斯長期的溫度上升是因為在大氣中溫室氣體的改變所導致，更進一步的說，這些改變的部份可能是由於賽普勒斯都市化增加導致地方土地使用改變所造成的。

Sami et al.（1997）研究科威特（Kuwait）之氣溫變化，發現自1972年之後氣溫每年增加0.03°C-0.08°C，是為暖化的時代。他認為暖化之原因一部分是由於全球氣候變遷，其餘是由於人類都市化使地方氣候變遷。

Founda et al.（2004）觀察1897~2001年希臘雅典（Athens）國家天文台（the National Observatory of Athens（NOA））的氣溫資料。分析指出雅典每年的溫度在過去一世紀上升0.47°C。並且在過去10年，實證統計上有明顯暖化的趨勢，因此都市作用與雅典天文台溫度資料需要被注意。

Oh et al.（2005）觀察韓國的氣溫變化，10年的分析結果顯示都市地區溫度快速上升1.39°C（首爾），和鄉村地區上升0.43°C。而在Chupungnyeong（秋風嶺）地區在過去的30年間，溫度受都市化的影響只增加0.44~0.86°C之間。

張井勇與董文杰（2007）研究近10幾年來大陸東部的長期氣溫變化，發現都市

化和土地使用的改變可能增加地表平均溫度 $0.12^{\circ}\text{C}/10$ 年；以及增加地表最低溫度 $0.2^{\circ}\text{C}/10$ 年，和增加地表最高溫度 $0.03^{\circ}\text{C}/10$ 年。

徐森雄等（2007）研究台中與彭佳嶼兩氣象站之1949~2005年平均氣溫資料，分析其差異，藉以瞭解台中市於都市化發展過程中，各項因素與氣溫變化之關係。結果台中市自1949~2005年之年平均氣溫上升率為 0.005°C ，但如僅就1983年以後來看台中市之年平均氣溫上升率達 0.036°C 。推測至2050年台中市之年平均氣溫為 25.0°C 。並且也提出這氣溫上升遠低於台北自1980~1991年之年平均氣溫上升率 0.09°C 。

由以上國內外文獻可知，都市化的發展與氣溫上升有著相當密切之關係，因此必須要更加了解究竟氣溫上升是因為何項都市發展因素所造成的，以及若要使氣溫下降，又與哪些因素相關，有關文獻將在以下說明。

（三）影響都市暖化之相關因素

在台灣的研究方面，Wu（1994）以統計分析看出台灣地區氣溫全年有上升趨勢。此乃台灣近年來工商業急速發展，人口增加，建築物型態改變，交通運輸量激增等所致。徐森雄與唐琦（1994）與徐森雄等（2007）分別研究台北與台中的都市溫度變化，發現用電量、道路面積、機動車輛數、人口密度的增加與氣溫升高有明顯正相關，而水田面積則呈現負相關。

Philandras et al.（1999）研究利用雅典國家天文台之氣溫資料，發現雅典建築物的增加以及1970年之後人口、汽車數量的快速增加，配合降雨量的減少，都會使都市氣溫上升。

Quereda Sala et al.（2000）分別觀察1870~1996年西班牙近地中海地區氣溫測站的氣溫資料，以及1940~1996年鄉村地區27個氣溫測站的氣溫資料，並與前一資料做比較。研究結果在指出二十世紀的後50年，都市發展和人類工業會對區域溫度有 0.57°C 的影響，這觀察的結果會增加都市成長的包袱。

Kalnay and Cai（2003）研究認為人類活動對氣候最重要的影響是溫室氣體的排放和土地使用的改變，像是都市化和農業生產，但是很難分離這兩個影響程度，因為他們都是增加每日的平均地表溫度。

Chung et al.（2004）研究首爾29年的氣溫資料，發現首爾每年平均溫度上升 $0.52^{\circ}\text{C}/10$ 年。他認為溫度的上升與工業化有關連，因為南韓快速工業化發生在1970年代晚期和1980年代晚期。

任學慧與李元華（2007）研究大連市50年來的氣溫，發現大連市隨著經濟的高速發展，相繼出現了城市規模急遽擴大、城市結構和功能以及環境明顯改變、「三污」¹排放量劇增等現象，這對氣溫變化造成直接或間接的影響。結論認為城市人口數量、城市化水平、產業結構和下墊面²的性質改變是在都市化過程中影響氣溫的主導因子。

鄭祚芳等（2007）對北京與其它兩個測站的觀測結果，提出分析氣溫與全市道路長度、道路面積、用電量、污水排放量、用水總量、工業生產總值、GDP、戶籍人口等城市化指標間的相關係數發現，相關係數介於0.441~0.653之間，其中與戶籍人口之間的相關性最強，表示城市人口的變動對氣溫的影響最明顯，也表示城市化程度愈高的區域，氣溫對城市化過程愈敏感。

（四）小結

都市蔓延這個議題在世界各國均廣泛的被討論，所造成的各種負面的影響涉及各種層面，不論是人類社會、生物多樣性、環境生態方面。但是，都市蔓延這個課題卻又因為人口不斷的增加所造成的都市化地區的擴大，而無法有效的利用土地規劃與管制的方式獲得良好的控制，僅能緩和蔓延發展的速度而已。根據IPCC於2007年的報告表示，雖然全球各地的氣溫不同，但是預測到2100年平均氣溫會上升1.1-6.4°C，而且這個增加在北半球會比較大（IPCC, 2007）。

因此本研究期望藉由都市化所造成氣候暖化的影響，雖然氣候暖化可能由溫室效應或是熱島效應所產生，但本研究並未區分此兩種因素，僅以都市化與氣溫變化之關係加以研究，並以台北都會區研究做為佐證，對台灣當前土地規劃方式的缺失並且結合能源消耗及汙染排放減量的政策提出建議。

三、1996~2006年台北都會區氣候暖化情形

本研究之空間範圍主要為台北都會區，包含台北市與台北縣，資料來自於中央氣象局氣象測站44處與行政院環境保護署空氣品質測站26處1996、2001、2006年

1 三污為固體、氣體、液體汙染，如廢水、廢氣、廢渣。

2 包圍在地球外部的一層氣體總稱為大氣或大氣圈。大氣圈以地球的水陸表面為其下界，稱為大氣層的下墊面，包括地面、水面、植被、沙漠等。

三年之年平均氣溫資料，其測站位置如下圖¹³所示。得到氣溫資料後，利用地理資訊系統中的內插法⁴，計算出台北都會區各地氣溫選3個時間點觀察其表現情形，再描繪出擴散分布圖，判斷此3年分布圖所表示的擴散方向是否與都市蔓延之方向有關。

(一) 台北都會區歷年年平均氣溫

以下就選取中央氣象局的台北與淡水氣象測站來觀察1990~2006年台北都會區之年平均氣溫趨勢⁵（圖2），發現基本上年平均氣溫呈現上升的趨勢⁶，且台北測站氣溫比淡水測站高，可能是因為測站之位置的關係，台北測站位於都市中心，而淡水測站則位於都市郊區。並且自從1990~2006年這16年間台北與淡水測站所上升的氣溫均為0.3度。



圖1 研究範圍測站分布圖

資料來源：中央氣象局、行政院環境保護署，本研究繪製

3 實際上氣溫測站所取得的資料包括桃園縣部分，如此將對內插法所估計出來的氣溫更加準確。氣溫資料上僅取1996、2001、2006三年的資料，此10年之測站有所增加，所以這三個年度的測站總數不相同，1996年有54個測站、2001年增加到68個測站、2006年增加到70個測站。圖示部分僅列出2006年測站總數。

4 內差法之公式請見附錄一。

5 歷年溫度變化是引用中央氣象局之資料，內插法則引用中央氣象局及環保署之資料。

6 圖中顯示1996年溫度較平均值為低，根據IPCC（2007）全球平均溫在1990年代中期亦低於平均值（請詳見附錄二），雖然有可能產生都市化造成氣候暖化高估之可能，但整體平均仍為上升之趨勢。

接著對台北都會區（台北市、台北縣）與桃園縣1996、2001、2006三個年度分別利用內插法工具進行年平均氣溫分布範圍的分析。從圖3、圖4、圖5三張圖一起觀之，發現從1996年至2006年的10年之間，台北都會區氣溫最熱24~25°C的範圍出現；而且23~24°C的範圍更明顯的擴大，整個台北都會區與外圍地區的年平均氣溫約上升1°C，甚至是向南延伸至桃園縣，年平均氣溫也約上升1°C。可見這十年的時間台北都會區暖化現象之嚴重性。

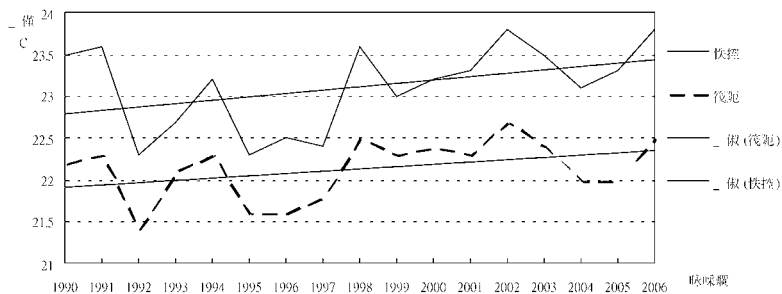


圖2 1990~2006年台北與淡水年平均氣溫變化圖
資料來源：氣候資料年報

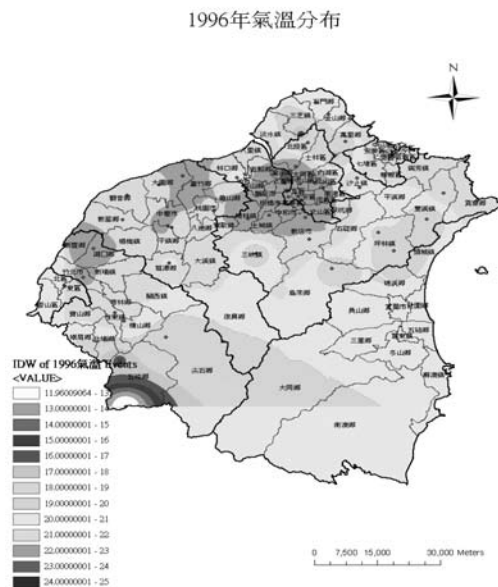


圖3 1996年北部地區年平均氣溫分布圖
資料來源：中央氣象局、行政院環境保護署、本研究繪製

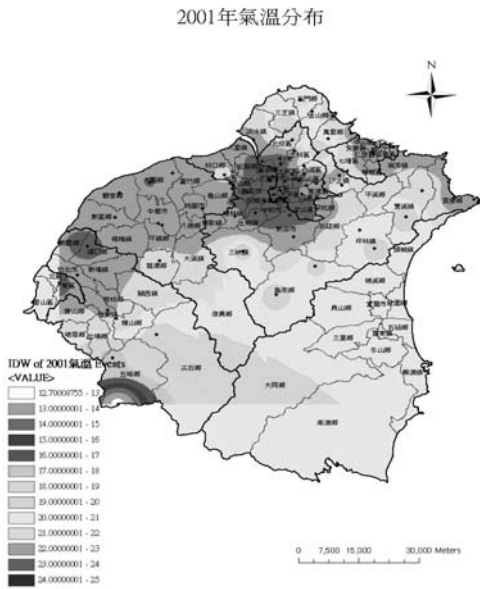


圖4 2001年北部地區
年平均氣溫分布圖

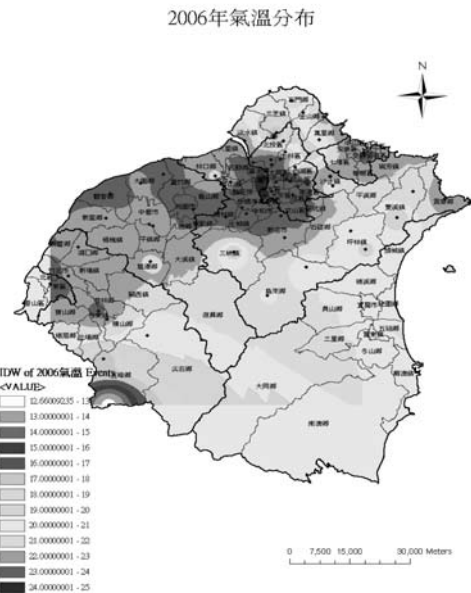


圖5 2006年北部地區
年平均氣溫分布圖

資料來源：中央氣象局、行政院環境保護署資料來源：中央氣象局、行政院環境保護署，本研究繪製

(二) 台北都會區年平均氣溫與人口聚集情形分析

由於都市蔓延主要是因為人口的移動所造成，與人口數有極大之相關性，並且就空間上來說，若能了解各地區人口增減之情形，將可對與上述年平均氣溫分布範圍做一比較，進一步探討其間之關係。因此以下利用地理資訊系統中的空間自相關分析（Spatial Autocorrelation為Global Moran's I）以及Cluster and Outlier Analysis（Anselin Local Moran's I為Local Moran's I）和熱點分析（Hot Spot Analysis）⁷來說明1996、2001、2006年台北都會區各村里人口數增減及聚集的情形與年平均氣溫之比較。

1. 空間自相關分析

1996~2001年與2001~2006年各村里人口數增減的Moran's I值為0.02、0.04，Z score為15.45、28.64，皆大於2.58（99%信賴水準），表示各村里人口增減呈現空間自相關情形，並且人口數增減在空間上有顯著的某種型態之聚集情形。

7 相關方法論及公式請參閱附錄一。

2. Local Moran's I

由以上空間自相關分析得知台北都會區各村里人口數的增減在空間上有顯著的某種型態之聚集，因此進一步從空間分布上分析各村里人口聚集情形。圖6、圖7說明了各村里人口增減的表現情形，發現同樣的在都市郊區有聚集的情形發生，如台北縣的泰山鄉、林口鄉、新店市、汐止市、新莊市、土城市。可以注意的是，台北市區也有聚集的情形，中山區、士林區、北投區。

3. 熱點分析

接著分別從1996~2001年、2001~2006年台北縣市各村里人口增減之熱點分析發現，圖8可以看出1996~2001年人口增加的聚集熱區位於台北都會區之外圍地區，如台北縣之林口鄉、五股鄉、新店市、土城市以及汐止市之一些村里；而在人口減少的冷區則多位於台北市中正、萬華、中山區，然而也有中高度的聚集在淡水鎮、蘆洲市、汐止市、三峽鎮、鶯歌鎮、內湖區、文山區一帶。

圖9則看出2001~2006年人口增加的熱區位於林口鄉、泰山鄉、五股鄉、蘆洲市，內湖區為主；而人口減少的冷區則同樣位於大同區、萬華區，以及三重市一小部分；另外中高度的人口聚集同樣位於汐止市、樹林市、新莊市以及淡水鎮，內湖區、文山區等部分。

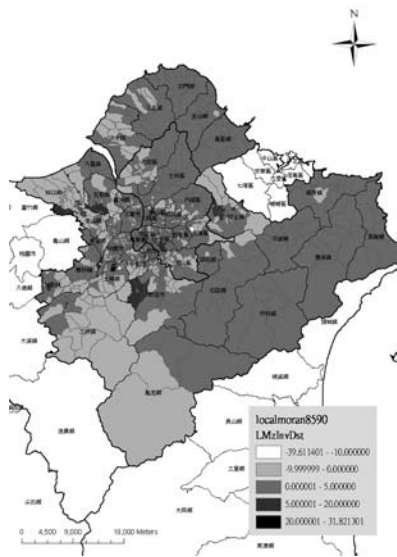


圖6 1996~2001年各村里人口分布之

Local Moran's I

資料來源：本研究整理

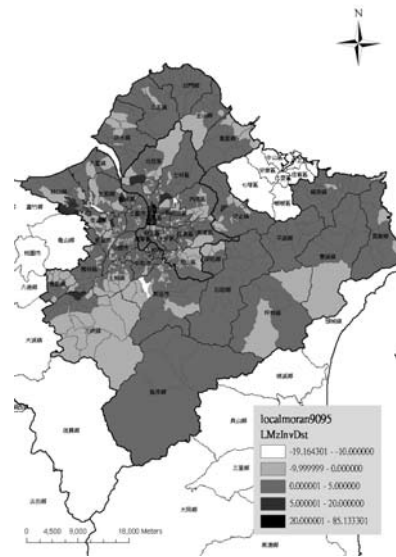


圖7 2001~2006年各村里人口分布之

Local Moran's I

資料來源：本研究整理

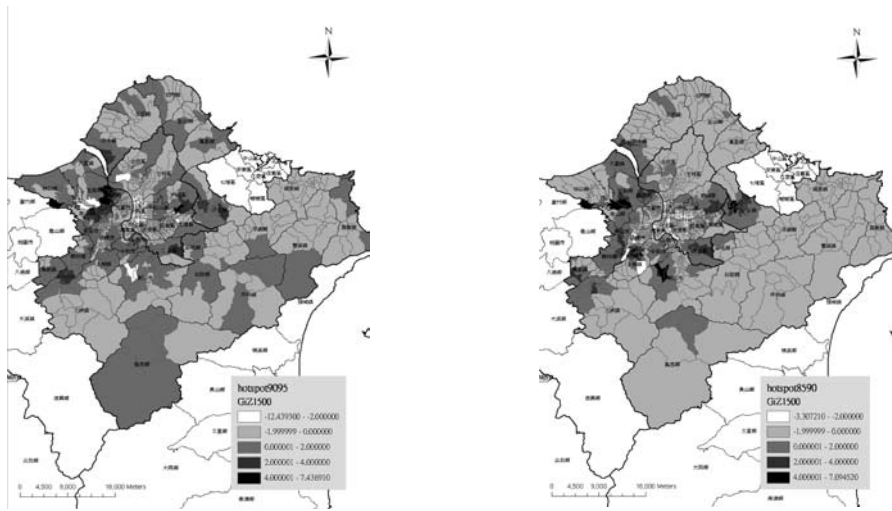


圖8 1996~2001年各村里人口增減之熱點分析 圖9 2001~2006年各村里人口增減之熱點分析

資料來源：本研究整理

資料來源：本研究整理

由此可發現人口的增加多位於台北都會區的郊區或外圍地區，且由圖中亦發現，一些台北都會區更外圍的地區，如三芝鄉、金山鄉、林口鄉、八里鄉等地的人口也有增加聚集情形，此可以認為台北都會區之都市蔓延有向都市外圍地區延伸的情況發生。

4. 人口聚集情形與年平均氣溫之比較分析

從以上三種分析得到近年來的人口聚集多位於台北縣地區，並且有呈現放射狀的發展，與溫度變化情形相一致。由熱點分析發現人口增加的地區如內湖區、土城市、新店市、汐止市、五股鄉、新莊市、三峽鎮、林口鄉等地區，年平均氣溫在1996~2006年約上升1°C，汐止市、五股鄉、蘆洲市一部分地區甚至有平均氣溫上升2°C（見圖10）。可見得氣溫暖化的地區是隨著都市蔓延的方向前進，因此可以推論都市蔓延實為都市氣溫暖化的原因之一；而平均氣溫的上升也可能是全球暖化溫室效應等問題所呈現出來之現象，可見這10年的時間台北都會區氣候暖化現象的嚴重性。

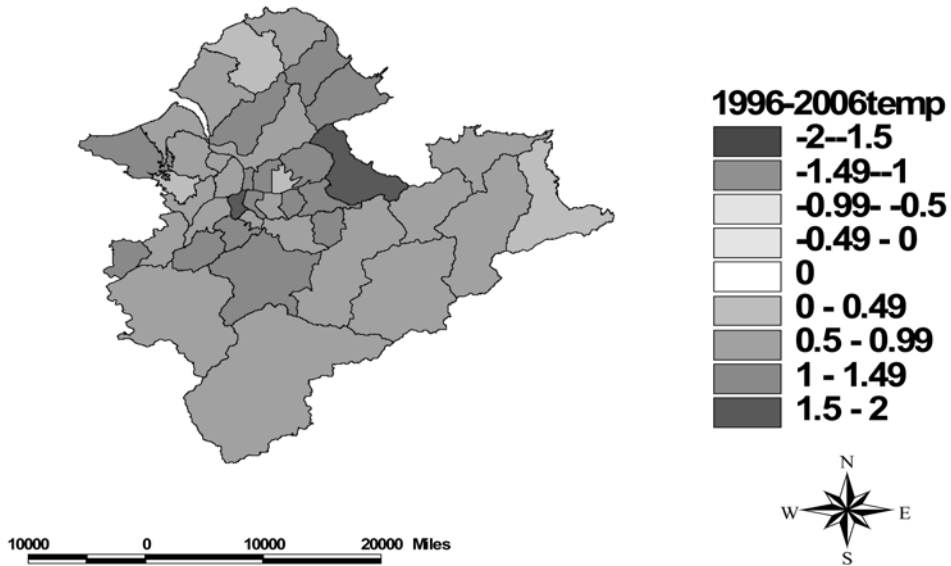


圖10 1996-2006年各區溫差圖

資料來源：本研究整理

四、台北都會區都市蔓延影響氣候暖化實證分析

由前一節之分析得知，台北都會區近年來氣溫有不斷上升之趨勢，且與都市化之方向相一致，因此本節將探討影響氣溫變動之因素；本研究使用limdep 7.0的panel data model模式進行實證分析，選取之資料為1996、2001、2006年台北都會區各鄉鎮市區之資料，由於本文選取之台北都會區實證變數礙於資料取得的關係，以各鄉鎮市區都市化指標變數為主，雖然主要都市中心部分已經都市化，然而位於郊區的鄉村地區若有都市化的情形發生，則表示都市呈蔓延發展型態。所以選取變數如下所選取之應變數為年平均氣溫（ $^{\circ}\text{C}$ ；由內插法所取得）；自變數有四個，分別為自台北縣統計要與台北市統計年鑑取得之總人口數（人）、耕地面積（平方公尺）、以及工商普查中二級產業之用地面積（平方公尺）。其統計資料如表1所示。

表1 實證變數敘述統計表

變數	平均值	標準差	最小值	最大值	個數
年平均氣溫	22.540	1.025	19.51	24.58	123
人口數	151253	131645.492	3502	544292	123
耕地面積	9023873.24	10517196.9	0	47956900	123
工業用地面積	547089.90	656494.97	0	2606657	123

資料來源：本研究整理

(一) 模型建立

本研究考慮上述之各項變數之間之關係後，以及測試長期追蹤資料模型 (panel data) 之變數組合以半對數線性模式較為合適。

由於台北都會區各鄉鎮年平均氣溫可能存在個別特質，影響各地之年平均氣溫。為了衡量這些個別特質效果 (individual-specific effect)，本研究的實證模型加入了台北都會區各鄉鎮市區特質效果，即代表在控制其他變數之後，各鄉鎮市區因其本身所具有之特性而對年平均氣溫的固定影響 (Arellano, 2003)，因此為固定效果模型 (Fixed Effect Model)，實證模型如下式 (1) 所表示：

$$TEMP_{it} = \beta_{0i}(v_i) + \beta_1(LPOP_{it}) + \beta_2(LARG_{it}) + \beta_3(LFA_{it}) + e_{it} \dots \dots \dots (1)$$

在式子中，i為台北都會區之41個鄉鎮市區，i= 1~41；t為年期，1996、2001、2006年共3年；TEMP_{it}為i鄉鎮市區中t年期之平均氣溫；v_i為各鄉鎮市區的虛擬變數 (group dummies)，因此β_{0i}即為各鄉鎮市之各別特質效果；LPOP_{it}為i鄉鎮市區中t年期之log人口數；LARG_{it}為i鄉鎮市區中t年期之log耕地面積；LFA_{it}為i鄉鎮市區中t年期之log工業用地面積；e_{it}為整體誤差。

(二) 模型實證結果分析

在panel data模型中，分為固定效果與隨機效果模型，本實證模型由於必須計算出個別特質效果，隨機效果模型之計算無法得知估計的固定效果 (Estimated Fixed Effects)，因此採用固定效果模型進行實證分析。

表2為式 (1) 實證結果分析，使用Limdep 7.0的panel data模式會自動建立固定效果模型，並且自動計算F Test、其中F Test之F值為18.83，P值達到α=0.01之顯著水準。

表2 實證結果

變數名稱	模型	固定效果模型 (Fixed Effect Model)		
		係數	t-ratio	P值
常數項 (constant)		—	—	—
log人口數 (LPOP)		3.3348	6.535	0.0000***
log耕地面積 (LARG)		-0.1186	-4.181	0.0001***
Log工廠面積 (LFA)		-0.0668	-2.998	0.0033***
R-square / Adj R-square		0.9111 / 0.8627		
F Test		18.83 (prob value= 0.0000)		

註：*、**、***分別代表雙尾檢定在90%、95%及99%信賴水準下顯著。

資料來源：本研究整理

各鄉鎮市區估計的固定效果（個別特質效果）如表3所示：

表3 台北都會區各鄉鎮市區固定效果統計量

鄉鎮市區	係數	標準差	鄉鎮市區	係數	標準差
松山	-15.4516**	6.28141	樹林	6.1237** ⁽²⁾	5.89450
信義	-16.0164**	6.34169	鶯歌	5.7897**	5.54402
大安	-17.5481*** ⁽²⁾	6.49821	三峽	5.8103**	5.52806
中山	-15.0461**	6.30528	淡水	5.9831** ⁽³⁾	5.70184
中正	-15.7579** ⁽⁵⁾	6.16375	汐止	6.1309** ⁽¹⁾	5.88478
大同	-14.5549**	6.04515	瑞芳	5.5205**	5.23509
萬華	-15.8115**	6.26547	五股	5.7155*	5.48426
文山	-15.7789**	6.35959	泰山	5.6864**	5.43358
南港	-13.5324**	5.96558	林口	5.5805**	5.30516
內湖	-15.8365**	6.36935	深坑	5.0855	4.83786
士林	-15.9379**	6.44955	石碇	4.5889	4.30559
北投	-15.3295**	6.36141	坪林	4.4786	4.18929
板橋	-18.0575*** ⁽¹⁾	6.75706	三芝	5.1389*	4.85887
三重	-16.3701**	6.58766	石門	4.7675	4.49504
中和	-17.1169** ⁽³⁾	6.60916	八里	5.2643*	5.00333
永和	-15.7361**	6.32670	平溪	4.4680	4.17257
新莊	-16.9172** ⁽⁴⁾	6.57449	雙溪	4.7373	4.46743

表3 台北都會區各鄉鎮市區固定效果統計量（續）

新店	-15.7599**	6.41544	貢寮	4.8918	4.58867
土城	-15.0390**	6.31483	金山	5.1129	4.81815
蘆洲	-14.3716**	6.16371	萬里	5.0568	4.75110
烏來	- 6.2571	4.29017			

註：1. ***、**、*分別表示在 $\alpha=1\%$ 、 5% 、 10% 的顯著水準下，以t分配檢定拒絕虛無假設。

2. 表中係數後括號之數字係扣除固定效果未顯著的鄉鎮市區後，該時期固定效果之排名。

以上實證結果得知，人口數與年平均氣溫在 $\alpha=0.01$ 之顯著水準下呈現顯著之正向關係，表示人口數的增加會使年平均氣溫便會上升；耕地面積、工廠面積則與年平均氣溫在 $\alpha=0.01$ 之顯著水準下呈現顯著之負向關係，表示耕地面積及工廠面積的增加對氣溫上升有緩和的效果。

另外在各鄉鎮市區之固定效果統計量方面，從表三可以發現，其他條件在控制之下（即不受自變數之影響下），台北都會區之都會中心、都會外圍區、衛星市鎮⁸各鄉鎮市區之固定效果係數為負的，而呈現正的係數大部份之都會郊區，表示台北都會區中心、外圍及衛星市鎮之氣溫在沒有受其他因素的影響下會是較低的。換句話說，台北都會區原本不應該有氣溫上升的情形，而會有氣溫上升的情形是其他因素所造成。

再從個別地區來看，幾乎大部分中間地帶基於本身的條件在台北都會區不應該有氣溫上升的情形發生（係數為負），然而在都會郊區地方有氣溫上升之現象；由於本身之條件而對於降低氣溫最顯著的前三名地區為板橋市、大安區（ $\alpha=0.01$ 之顯著水準）、中和市（ $\alpha=0.05$ 之顯著水準）。本研究推測較為顯著的原因為：

板橋市之西邊為大漢溪經過，東邊為新店溪經過，板橋北邊正好為大漢溪與新店溪交會之淡水河部分，在沿河岸部分也是廣大的河濱公園（如江子翠河口景觀河濱公園、浮洲河濱公園、大漢溪河濱公園），因此板橋市也可能是因為有公園和河流的經過，對當地氣溫有降溫的效果，根據2006年之資料，板橋市都市計劃已開發之公園綠地面積為41.96公頃。

大安區內有大安森林公園（佔地259,253平方公尺），公園內樹木與草坪為數眾多，因此大安區本身的條件可能對降低其地區氣溫有幫助，2006年區內已開發之公園綠地面積亦達47.36公頃。

⁸ 都會區之劃分可參見張郁旋（2001）。

中和市周圍地區（包括東部、北部）有新店溪經過，且在中和市的新店溪沿岸皆為廣大的河濱公園（華中橋河岸公園），都市計畫已開發之公園綠地面積為28.91公頃；如此可以認為中和市可能是因為有廣大公園或是河流的經過，對當地的氣溫有降溫的效果。

而由於本身之條件而對於氣溫上升最顯著的前三名地區為汐止鎮、樹林鎮及淡水鎮（ $\alpha=0.05$ 之顯著水準）。根據2006年都市計畫已開發之公園綠地面積來看，汐止鎮只開闢了0.4公頃，為台北都會區最少之鄉鎮，樹林為12.65公頃，淡水為3.61公頃，開闢之面積遠比都會中心地帶低。

（三）實證結果與分析

結果分析分為下列幾點敘述：

1. 人口數方面，發現人口數對年平均氣溫有非常顯著的影響，人口數與年平均氣溫呈現正向關係，即表示人口數越多的情況下，氣溫就會越上升。並且與之前空間分析方法的結論相同，人口數與氣溫是有顯著的正相關，可見得人口對區域氣溫之影響，以都市發展的發展情況來說，在人口部分主要是人口往都市外圍的聚集情形，本研究證實了這種現象的發生，實際上確實對區域氣溫造成影響。
2. 在耕地面積對氣溫的影響方面，有降低區域氣溫之效果，也證實了耕地可以吸熱、淨化空氣等效果，對減緩都市熱島之貢獻。都市蔓延發展形態會使得耕地減少，建築用地增加，造成都市散熱的不容易，易形成都市熱島，是氣候暖化之原因。因此如何減緩氣候暖化或都市蔓延形態之發展是重要的課題。
3. 工業用地面積對氣溫為負向之關係，此結果與鄭婉純（2004）之研究結果相同；其原因可能為工業用地之發展之密度較其他都市化用地為低（O'Sullivan, 2009），因此對氣溫有減緩上升之影響，至於詳細之原因有待進一步之研究。
4. 在各鄉鎮市區分別估計之固定效果統計量可以看出台北都會區的氣溫本來應該比現在之氣溫還低，可見得都市化對都市氣溫造成的影響，並且發現在擁有較大綠地面積或是有河流經過的地區，降溫之效果會比較明顯。

五、結論與建議

本研究證實了台北都會區在1996~2006年地研究期間內各地的氣候暖化範圍有擴大之現象，有許多全球性之因素會造成氣候暖化，然而本研究實證的都市化指標

確實也是為造成氣候暖化之因素之一。再加上蔓延總體指標之分析，台灣地區各項蔓延指標都有逐年增加的趨勢⁹，北中南主要都市也有氣候暖化現象，推估氣溫受到都市蔓延的影響將逐年上升。

(一) 台北都會區年平均氣溫上升範圍擴大

台北都會區年平均氣溫自1996年至2006年約上升1°C，有些地區甚至上升約2°C，且上升之溫度範圍有擴大的趨勢，甚至到達桃園縣地區，呈現放射狀的溫度分布，此與都市蔓延之放射狀發展形態類似。如此表示台北都會區有氣候暖化之現象，不僅在都市中心為嚴重，都市外圍部分地區也有氣候暖化的發生，不屬於本研究範圍的桃園縣，也有氣候暖化的趨勢。可見得台北都會區都市蔓延與氣候暖化存在有一定關係。

(二) 台北都會區年平均氣溫上升範圍擴大與都市蔓延有關

本研究先利用GIS對台北都會區各村里人口數做各項空間分析，結果表示人口聚集或增加的地方近年來沒有落在都市中心，反倒是位於都市外圍地區，如此可以反映台北都會區的人口往都市外圍地區增加，這種都市外圍有都市化的情形則表示有都市蔓延的發生，又這些地區恰巧為年平均氣溫上升之地區，因此可以證實人口數對地區氣溫之影響。

本研究迴歸分析以鄉鎮市區為單位，利用總人口數、耕地面積、工廠面積、等與年平均氣溫以panel data模式為分析，結果顯示人口數對於氣溫有相當大之正相關，此與上述利用GIS空間分析之結果相符；而耕地面積對氣溫則呈現負相關，可見得擁有廣大綠地可以降低區域之氣溫，可減緩氣候暖化；工廠面積則對氣溫呈現負相關，可能與工業區較低密度之開發有關。

另外在各鄉鎮固定效果估計量方面，可以歸納出若一地區有廣大的公園、綠地、其中許多樹木的種植、或是有河川流域的經過，對於降低當地氣溫有明顯的幫助，此與在第二章文獻回顧中許多研究結果，綠地可以降低區域氣溫相一致。

9 詳見劉小蘭等（2010）。

參考文獻

- 王國權，2005，台北都會區都市發展對都市能源消耗影響之研究，國立台北大學都市計劃研究所碩士論文。
- 任學慧、李元華，2007，大連市近 50 年氣溫變化與城市化進程的關係，乾旱區資源與環境，第 1 卷，第 21 期，頁 64-67。
- 朱健銘，2000，土地利用空間型態之研究，台灣大學地理學研究所碩士論文。
- 吳錫政，1995，台北都會區空氣汙染之價格估算—特徵價格法之應用，中興大學資源管理所碩士論文。
- 李洋毅，2006，綠化形態對都市熱島效應影響效果之研究，銘傳大學媒體空間設計研究所碩士論文。
- 沈恆立，2006，台北市空氣品質改善效益之經濟評估—特徵價格法之應用，中國文化大學經濟研究所碩士論文。
- 林立人，1999，臺北都市熱島效應之觀測解析，國立成功大學建築研究所碩士論文。
- 林憲德、李魁鵬、陳冠廷、林立人、郭曉青、陳子謙，1999a，台灣四大都會區都市熱島效應實測解析（一）—國內外都市熱島強度之比較，《建築學報》第 31 期。
- 林憲德、李魁鵬、陳冠廷、林立人、郭曉青、陳子謙，1999b，台灣四大都會區都市熱島效應實測解析（二）—夏季都市熱島時空分佈特性之初步解析，《建築學報》，第 31 期。
- 林憲德、陳冠廷、郭曉青，2001，台灣中型都市熱島現象與土地利用之觀測解析，《規劃學報》，第 28 期，頁 47-64。
- 孫振義、林憲德，2006，台南地區都市熱島強度全年變動之研究，都市與計劃，第 1 卷，第 33 期，頁 51-68。
- 徐森雄、唐琦，1994，「台北市之都市化對氣溫變化之研究」，《氣象學報》，第 4 卷，第 40 期，頁 296-300。
- 徐森雄、唐琦、陳品如、黃雅琳，2007，「臺中市之都市化對氣溫變化之影響」，作物、環境與生物資訊，第 4 期，頁 307-313。
- 翁淑貞，1992，台北都會區空氣汙染對住宅價格影響之研究，中興大學都市計劃研究所碩士論文。
- 張井勇、董文杰，2007，「土地覆蓋 / 利用變化對中國區域氣候的影響」，中國科學院研究生院學報，第 4 卷，第 24 期，頁 543-547。

- 張永欣，2007，以多變量地質統計方法進行雨量空間內插，中央大學應用地質研究所碩士論文。
- 張郁旋，2001，都會區產業空間分佈變遷及區位選擇因素之研究—以台北都會區為例，國立政治大學地政系碩士論文。
- 陳昭銘、汪鳳如，2000，台灣地區長期暖化現象與太平洋海溫變化之關係，大氣科學，第3卷，第28期，頁221-241。
- 黃紹東，2004，台南市東區住宅價格之空間自我迴歸分析，成功大學都市計劃研究所碩士論文。
- 鄒克萬，2000，區域人口分布之時空分析，台灣土地科學學報，第1期，頁33-50。
- 劉小蘭、許珮漩、蔡育新，2010，台灣地區影響都市蔓延因素分析，地理學報，第58期，頁49-63。
- 鄭祚芳、鄭艷、李青春，2007，近30年來城市化過程對北京區域氣溫的影響，中國生態農業學報，第4卷，第15期，頁26-29。
- 鄭婉純，2004，都市土地使用與都市氣溫之關係之研究—台中地區之實證研究，逢甲大學土地管理學系碩士論文。
- Anselin, L., 1995, Local Indicators of Spatial Association: LISA, *Geographical Analysis*, 27(2), pp. 93-115.
- Anselin, L., and A. Bera, 1998, Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics, New York, 155, pp. 237-289.
- Arellano, M., 2003, *Panel Data Economics*, New York: Oxford University Press.
- Brundtland's World Commission on Environment and Development, 1987, *Our common future*, New York: Oxford.
- Chung, Y. -S., M. -B. Yoon, and H. -S. Kim, 2004, On Climate Variations and Changes Observed in South Korea, *Climatic Change*, 66, pp. 151-161.
- Cliff, A. and J. K. Ord, 1981, *Spatial Processes: Models and Applications*, London: Pion.
- Colin, P., M. Silas, P. Stylianios, and A. Pinhas, 1999, Long term changes in diurnal temperature range in Cyprus, *Atmospheric Research*, 51, pp. 85-98.
- Founda, D., K. H. Papadopoulos, M. Petrakis, C. Giannakopoulos, and P. Good, 2004, Analysis of mean, maximum, and minimum temperature in Athens from 1897 to 2001 with emphasis on the last decade: trends, warm events, and cold events, *Global and Planetary Change*, 44, pp. 27-38.
- IPCC, 2007, *Climate Change 2007: Synthesis Report*, Cambridge, Cambridge University Press.

- Jones, P. D., E. B. Horton, C. K. Folland, M. Hulme, D. E. Parker, and T. A. Basnett, 1999, The use of indices to identify changes in climatic extremes, *Climatic Change*, 42, pp. 131-149.
- Kalnay, E., and M. Cai, 2003, Impact of urbanization and land-use change on climate, *NATURE*, 423, pp. 528-531.
- Karl, T. R., H. F. Diaz, and G. Kukla, 1988, Urbanization: Its Detection and Effect in the United States Climate Record, *J. Climate*, 1, pp. 1099-1123.
- Kim, Y. -H., and J. -J. Baik, 2004, Daily maximum urban heat island intensity in large cities of Korea, *Theor. Appl. Climatol*, 79, pp. 151-164.
- Lampthey, B. L., E. J. Barron, and D. Pollard, 2005, Impacts of agriculture and urbanization on the climate of the Northeastern United States, *Global and Planetary Change*, 49, pp. 203-221.
- O'Sullivan, A., 2009, *Urban Economics*, 7th, Irwin, New York, McGraw-Hill.
- Oh, S. N., Kim, Y. -H., and Hyun, M. -S., 2005, Impact of urbanization on climate change in Korea, 1973-2002, *Geophysical Research Abstracts*, 7, pp. 29-51.
- Philandras, C. M., D. A. Metaxas, and P. Th. Nastos, 1999, Climate Variability and Urbanization in Athens, *Theor. Appl. Climatol.*, 63, pp. 65-72.
- Quereda Sala, J., A. Gilolcina, A. Perez Cuevas, J. Olcina Cantos, A. Rico Amoros, and E. Montón Chiva, 2000, Climatic Warming in the Spanish Mediterranean: Natural Trend or Urban Effect (CICYT Project, National Climate Plan), *Climatic Change*, 46, pp. 473-483.
- Sami, A. -F., A. -H. Osama, and C. Walid, 1997, DATA BANK, The recent air temperature rise in Kuwait, *Renewable Energy*, 12(1), pp. 83-90.
- Yamashita, Shuji, 1996, Detailed Structure of Heat Island Phenomena from Moving Observations from Electric TRAM-CARS in Metropolitan Tokyo, *Atmospheric Environment*, 30(3), pp. 429-435.
- Svirejeva-Hopkins A., 2004, Urbanised Territories As A Specific Component of the Global Carbon Cycle, *Ecological Modeling*, 173(2-3), pp. 295-312.
- Upton, G. and B. Fingleton, 1985, *Spatial Data Analysis by Example*, New York: Wiley.
- Wu, M. J., 1994, The long-term variation of air temperature and rainfall in Taiwan, *Monthly Publ. Sci.*, 25(2), pp. 122-126.

附錄一 研究方法

一、距離反比內插法

一事物之現象若能以特定統計空間結構表示，則稱為區域化 (Regionalized)。若 $Z(x)$ 定義為位置 x 的隨機量測值，則 $Z(x)$ 稱為區域化變數 (Regionalized Variable) (張永欣, 2007)。空間推估法之基本原理乃利用已知值的點推估其他各點的值，所推估各點的值為區域化變數。一般常見之空間推估方法包含距離反比內插法 (inverse distance method)。

距離反比內插法係各點的估值受到該點到已知點距離的影響，其加權方式為距離次方的倒數。利用此法所內插出來的結果，其值介於已知值的最大與最小值之間。其數學表示式如 (2-3) 所示：

$$z_p = \frac{\sum_{i=1}^n w_i z_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \dots\dots\dots (2-3)$$
$$w_i = \frac{1}{d^k}, \quad k = 1, 2, \dots$$

目前，翁淑貞 (1992)、吳錫政 (1995)、沈恆立 (2006) 等利用此內插法配合 GIS，以環保單位之空氣品質測站資料計算台北都會區各村里之空氣品質及模擬出台北都會區等值線圖。本研究將以此方式模擬出台北都會區歷年之等溫線圖再利用 AutoCAD 軟體計算出各鄉鎮之年平均溫。

二、空間自相關分析

空間自相關 (Spatial Autocorrelation) 一詞按 Upton and Fingleton (1985) 定義為：「空間自相關是地圖資料的空間組織所呈現出來的特質，其特質為地圖上的空間所代表數值具有系統性與組織性的分布」，而系統性與組織性意指分布在空間上的地理現象，如果不是隨機分布，則是存在某種相互關係 (朱健銘, 2000)。空間自相關分析主要是為瞭解研究資料在空間現象的分布是否具有自相關性，亦即空間中存在的現象並非獨立存在，相鄰的空間單元彼此具有某種聚集或擴散的關聯，因此分析空間現象在空間分布是否具有相關性或隨機發生，稱之空間自相關分析。而近年來，隨著地理資訊系統技術的漸趨完善，相關的空間分析理論與方法學逐漸受重視；Anselin and Bera (1998) 即認為空間自相關的測試對於區域科學、不動產經濟學、都市及公共經濟學、農業與環境經濟學、交通經濟學、及地理經濟學等領域的相關研究皆相當重要。

在空間自相關分析方法上，按功能可分為全域型空間自相關（Global Spatial Autocorrelation）和區域型空間自相關（Local Indicators of Spatial Autocorrelation）兩種。全域型與區域型之空間自相關方法說明如下：

（一）全域空間自相關（Global Spatial Autocorrelation）

全域空間自相關主要衡量區域內每個空間單元之數值大小與區位關係，若區位相鄰的空間單元其數值大小相近，表示區域內存在空間自相關的關係。全域空間自相關的計算公式有Joint count、Moran’s I、Geary’s C等指標係數，其中以Moran’s I指標係數最具有代表性（Cliff and Ord, 1981）。因此，本研究以Moran’s I進行研究與說明，其全域空間自相關分析程序與方法說明如下（鄒克萬，2000；黃紹東，2004）：

1. 建立區位相鄰矩陣

進行空間自相關分析法時，首先應建立區位相鄰矩陣，以此瞭解資料之空間關係。區位相鄰矩陣 W_{ij} 是經過列式標準化（row-standardize）的形式，矩陣內對角線為0，非對角線為1的 $n \times n$ 矩陣。經過列式標準化之矩陣 W_{ij} 如公式（2-5）所示。

$$W_{ij} = \frac{c_{ij}}{\sum_{j=1}^n c_{ij}} \quad \text{for } i \neq j \quad \dots\dots\dots (2-5)$$

其中， c_{ij} 為各個空間單元間的關係，即 i 與 j （ $j=1,2,\dots,n$ ）區空間單元之二元關係矩陣。當 $c_{ij}=1$ 表示區位相鄰； $c_{ij}=0$ 表示區位不相鄰。

2. Moran’s I 值檢定

全域型Moran’s I係數公式如（2-6）所示。

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^{i=n} \sum_{j=1}^{j=n} W_{ij}} \times \frac{\sum_{i=1}^{i=n} \sum_{j=1}^{j=n} W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^{i=n} (x_i - \bar{x})^2} \quad \dots\dots\dots (2-6)$$

Moran’s I值結果介於-1到1之間，當Moran’s I值為正，代表空間屬性相似程度高，I值愈大表示空間分布之相關性愈強；當Moran’s I值為零，代表空間中各分區之屬性相似值和其他地區之空間相關位置無關連性，亦即空間分布呈現隨機或不具規則性之狀態；當Moran’s I值為負，代表空間相鄰地區之屬性不相似性程度高，亦即空間分布呈現負相關（Anselin, 1995）。

由上可知，全域空間自相關之功能在於描述某現象之整體分布情形，判斷此現

象在空間分布上是否具有某種程度的空間自相關而形成空間聚集特性。全域空間自相關雖可知道某現象之空間分布情形，但卻無法得知聚集在哪些區域；而區域空間自相關則可以確切指出聚集分布區位，其主要是因為區域空間自相關藉由統計顯著性的檢定方法，檢定聚集空間單元相對於整體研究範圍是否夠顯著，若顯著性大則代表該區域為現象空間聚集之地區（Anselin, 1995）。本研究進一步說明區域空間自相關之方法。

（二）區域空間自相關（Local Indicators of Spatial Autocorrelation, LISA）

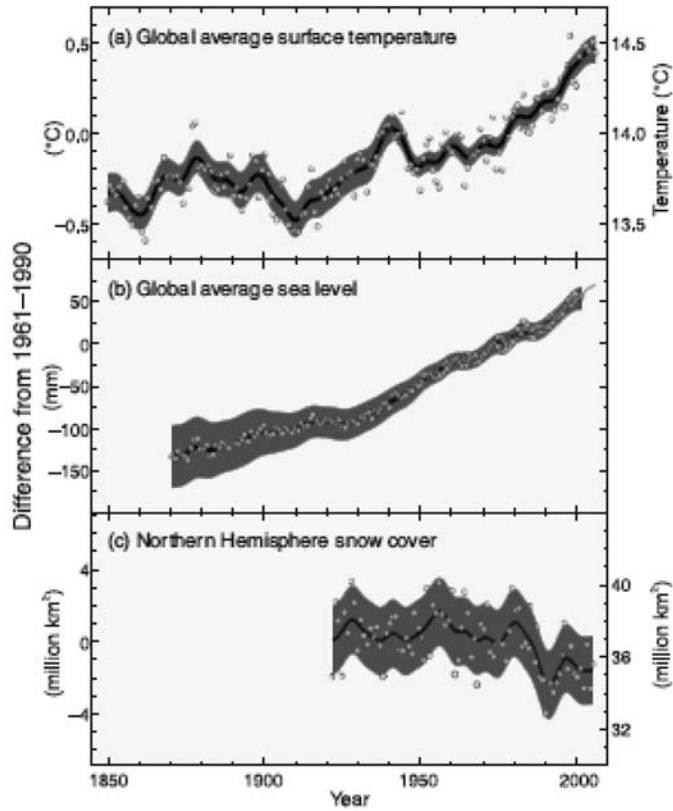
區域空間自相關主要是為衡量區域內空間聚集程度，並且找出空間聚集點（spatial hot spot）之所在區位。Anselin（1995）歸納出各種區域空間自相關研究方法，整理出區域空間自相關分析（LISA）通式，如公式（2-7）所示：

$$\Gamma_i = \sum_j w_{ij} y_{ij} \dots\dots\dots (2-7)$$

式中， Γ_i 表示i點的空間自相關強度， w_{ij} 為i與j之空間關係，而 y_{ij} 為i與j之觀察式。

將區域空間自相關之結果配合地理資訊系統軟體，可將聚集情形具體呈現在空間範圍上，根據LISA值其結果有四種定義。假設觀察變數為人口時，當 Γ_i 為正且i地區之人口比總平均人口高時，代表高人口數之地區被高人口數之地區圍繞；當 Γ_i 為正且i地區之人口比總平均人口低時，代表低人口數之地區被低人口數之地區圍繞；當 Γ_i 為負且i地區之人口比總平均人口高時，代表高人口數之地區被低人口數之地區圍繞，亦即人口空間分布呈現多寡分區相間之情形；當 Γ_i 為負且i地區之人口比總平均人口低時，代表低人口數之地區被高人口數之地區圍繞，即人口空間分布呈現多寡分區相間之情形。

附錄二 IPCC氣溫分布圖



附圖1 IPCC氣溫分布圖

資料來源：IPCC（2007）

附錄三 測候站歷年溫度

站號	站名	城市	1996年 (°C)	2001年 (°C)	2006年 (°C)
466880	桃園國際機場	桃園縣	23.01	22.40	23.51
466880	板橋	臺北縣	-	-	23.27
466900	淡水	臺北縣	21.63	22.32	22.53
466910	鞍部	臺北市	16.63	17.16	17.36
466940	基隆	基隆市	22.42	23.03	22.90
466920	臺北	臺北市	22.48	23.31	23.78
466930	竹子湖	臺北市	18.53	18.75	18.86
466960	松山機場	臺北市	23.06	23.17	23.47
467571	新竹	新竹縣	22.16	22.73	22.93
40C530	大潭	桃園縣	22.29	21.27	22.89
A0A460	華岡	台北市	-	22.40	21.98
72D080	五峰工作站	新竹縣	16.82	17.30	17.41
C0A510	大豹	臺北縣	18.94	19.35	19.38
C0A520	山佳	臺北縣	22.53	22.94	23.04
C0A530	坪林	臺北縣	19.93	20.41	20.61
C0A540	四堵	臺北縣	19.36	19.67	19.83
C0A550	泰平	臺北縣	18.84	19.15	19.30
C0A560	福山	臺北縣	-	19.56	20.92
C0A570	桶後	臺北縣	19.23	19.66	20.00
C0A580	屈尺	臺北縣	21.83	22.26	22.37
C0A590	大尖山	臺北縣	19.98	20.39	20.53
C0A860	大坪	臺北縣	19.52	20.23	20.39
C0A870	五指山	臺北縣	17.44	17.92	18.13
C0A880	福隆	臺北縣	21.99	22.33	22.39
C0A890	雙溪	臺北縣	21.37	21.89	21.99
C0A920	富貴角	臺北縣	20.84	21.28	21.51
C0A930	三和	臺北縣	20.17	20.61	20.88
C0A940	金山	臺北縣	21.77	22.43	22.82

站號	站名	城市	1996年 (°C)	2001年 (°C)	2006年 (°C)
C0A950	鼻頭角	臺北縣	22.11	22.58	-
C0A970	三貂角	臺北縣	21.83	22.38	22.43
C0A980	社子	臺北市	-	23.13	23.03
C0A990	大崙尾山	臺北市	-	19.75	19.88
C0A9A0	大直	臺北市	-	22.88	23.17
C0A9B0	石牌	臺北市	-	23.67	23.87
C0A9C0	天母	臺北市	-	23.26	23.52
C0A9D0	永和	臺北縣	-	23.29	23.49
C0A9E0	士林	臺北市	-	23.24	23.52
C0A9F0	內湖	臺北市	20.47	23.22	23.46
C0A9G0	南港	臺北市	-	22.89	23.13
C0A9H0	信義	臺北市	-	22.83	23.53
C0A9I0	三重	臺北縣	-	23.48	23.66
C0AC40	大屯山	臺北市	-	-	15.92
C0C450	新屋	桃園縣	21.78	22.43	22.57
C0D360	梅花	新竹縣	19.31	19.74	20.03
C0D470	竹東	新竹縣	21.23	21.57	21.98
C0E410	觀霧	新竹縣	11.96	12.70	12.66
交通	三重站	台北縣	23.37	23.94	24.37
大氣	土城站	台北縣	22.67	23.21	24.03
大氣	士林站	台北縣	22.74	22.92	23.96
大氣	大園站	桃園縣	21.70	23.07	22.85
大氣	中山站	台北市	22.78	23.49	23.84
交通	中壢站	桃園縣	21.49	22.56	22.98
大氣	古亭站	台北市	22.64	23.93	23.49
大氣	五權站(平鎮)	桃園縣	22.57	22.34	22.46
交通	永和站	台北縣	-	23.41	23.79
大氣	汐止站	台北縣	21.56	22.59	23.15
大氣	竹東站	新竹縣	21.93	22.55	23.56
大氣	林口站	台北縣	20.48	21.47	21.65

站號	站名	城市	1996年 (°C)	2001年 (°C)	2006年 (°C)
大氣	板橋站	台北縣	22.78	23.79	23.71
大氣	松山站	台北市	22.04	22.94	23.51
大氣	桃園站	桃園縣	21.91	22.52	23.96
大氣	仁愛站	基隆市	21.84	22.93	23.41
大氣	湖口站	新竹縣	22.32	23.38	22.98
大氣	菜寮站	台北縣	22.89	23.43	24.53
大氣	新竹站	新竹市	21.82	23.42	23.72
大氣	新店站	台北縣	22.40	23.43	23.43
大氣	新莊站	台北縣	22.86	23.26	23.40
背景	萬里站	台北縣	21.83	22.47	22.93
大氣	萬華站	台北市	22.71	23.78	24.58
大氣	龍潭站	桃園縣	20.90	21.55	21.85
背景	觀音站	桃園縣	21.87	22.55	23.71
交通	泰山站	台北縣	-	-	22.61