台灣土地研究 民國九十一年十一月 第五期 第67頁至第86頁 Journal of Taiwan Land Research Vol. 5, pp. 67~86

人口時空分布冪次定律的普遍性與恆常性 台灣本島實證研究

薛明生 賴世剛*

論文收件日期:九十一年五月十日 論文接受日期:九十一年六月十八日

摘 要

本文主在探討人口在時空分布下的自我組織特性,借重本島人口區域分布之時間及空間二因子變異數分析,以發現冪次定律是否受到該二因子之影響,亦即檢驗冪次定律的普遍性與恆常性。由於冪次定律代表都市層級與人口聚散的關係,因此就本研究之人口時空分布資料經都市排序與規模法則(City Rank-Size Rule)或Zipf's Law,檢證人口聚散差異性與冪次定律顯著性二者在時間與空間的變化。為瞭解人口差異迴歸係數與冪次定律顯著性之解釋性關係,並進行更進一階的相關分析。從本研究中發現冪次定律的存在不受時間與空間之限制,亦即其具有普遍性及恆常性,且在人口聚散差異大的地區具高強度。同時發現高速公路興建之公共政策對於人口分布冪次係數具有影響。

關鍵字:冪次定律、都市排序及規模法則、自我組織、 Zipf 法則

國立台北大學公共行政暨政策學系,台北市民生東路三段六十七號,電話: (02)2420-2951轉3222或 3224,電子郵件:khm943@ms27.hinet.net

^{*}國立台北大學地政系教授兼地政研究中心,台北市民生東路三段六十七號,電話:(02)2500-9595,傳真:(02)2502-0384,電子郵件:lai@mail.ntpu.edu.tw

Invariability and Universality of the Power Law of Population Distribution in Time and Space: A Case Study of the Taiwan Island

Min-Shen Hsueh, Shin-Kung Lai

Abstract

The paper investigates the characteristics of self-organization of population distributions across time and space. Based on two-way ANOVA analyses for regional population distributions on the Taiwan Island across time and space, we intend to discover whether the power law of the distribution structure is affected by the two factors, that is the research is grounded on the hypothesis that the power law of population distribution is both invariable and universal across time and space. Because the power law represents the relation between the formation of urban hierarchies and the level of population aggregations, drawing on the population distribution data of the Island in time and space we examine the evolutionary pattern of and relation between population aggregation trends and levels of significance of the power law through the city rank-size rule or Zipf's Law. In order to understand the explanatory relation between population distribution variations in terms of the coefficient of regression and levels of significance of the power law, a simple regression analysis is further conducted. The resulting evidence shows that the power law not only exists, but also persists in time and space; therefore our hypothesis is confirmed that it is both invariable and universal across time and space. The power law relation of population distributions is more evident in areas where population aggregations are more diverse. Public policies, such as highway constructions, have impact on the characteristics of the power law distribution of populations.

Keywords: power law, City Rank-Size Rule, self-organization, Zipf's Law

一、研究動機與目的

人口分布與都市發展會形成冪次定律 (Power law)的現象在文獻偶有探討 (Krugman, 1996; Savage, 1997; Batty, 1996及2000及賴世剛、高宏軒, 2001),但在其分析的模式運用上似乎仍未能廣為接受。冪次定律指的是:都市人 口達到一定程度時,其都市排序或次數與人口規模取對數後會呈現線性關係。其中 Krugman (1996)在其論述實證中發現:美國 130個都市於一百年(1890 1990)間其 所形成之冪次定律模式竟有逼近於-1斜率的線性關係。吾人發現複雜科學冪次定律 之文獻大都以物理學、生物學、天文學、氣象學甚至於企業管理或經濟學為主要內 涵,反倒是對於區域地理方面的引用似乎仍未普遍(Savage, 1997; Batty, 1996)。冪 次定律的現象是否真能引用至區域或都市規劃,猶待更有力的實證研究佐證之。台 灣地理特殊,都市間人口聚集之層級關係不明顯,因此為檢證該冪次定律之顯著 性,先前研究曾利用台灣本島鄉鎮人口資料按行政區進行初步檢證(薛明生、賴世 剛,2001),其結果發現:不論區域小如縣市或大至以中山高速公路是否沿經之二 區域區隔,均有冪次定律特性的存在。然而該研究尚未對人口空間分布冪次定律之 普遍性與恆常性作出結論。普遍性指的是冪次定律不受區域規模大小的影響,而恆 常性指的是該定律不受時間變動的影響。此外,對於台灣都市間之層級與人口分布 幂次定律的強弱關係,似乎仍有繼續深入研究必要,亦即進一步解釋冪次定律顯著 性與人口自組性形成之關係。關於此一方面亦有學者以報酬遞增觀點作相鄰關係模 式(指區域選擇受其週邊相鄰單元影響)、規模吸引模式(指聚落規模越大,對於住戶 的吸引力越強)及規模與相鄰都市混合模式之聚落體系,以電腦模擬實驗來探討區 域發展的脈動,其結論為該三種模式均能產生符合冪次定律的聚落系統(于如陵、 賴世剛,2001)。本文進一步透過實證資料而嘗試證明兩者解釋性關係,一則可使 幂次定律的形成原因作合理推測,再則對於台灣區域的都市層級界定亦給予新的且 更深入的詮釋。

因此,本文研究的目的便在探討冪次定律普遍性與恆常性,進而探究冪次定律 顯著性與人口分布冪次定律的解釋性關係以及高速公路興建對於人口分布自組性的 影響之檢證。換言之,人口分布的聚散差異性固然影響都市規模排序,然而是否從 另一角度而言,都市的排序會形成層級關係,而此一層級關係是否亦可強化冪次定 律人口分布的存在,值得深入探討。

本文第二節為都市排序與規模法則 (City Rank-Size Rule又稱之為Zipf' law)與 冪次定律(Power Law)的說明。冪次定律的都市發展現象既經多數國家檢證發現, 對於其定律的內涵以及其分析的工具應加以敘明。第三節說明本文之研究設計與研究方法。第四節陳述分析結果與發現。第五節為結論。

二、都市排序與規模法則(City Rank- Size Rule)及 幂次定律(Power Law)

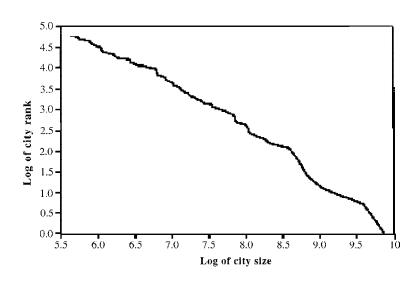
都市發展可以細胞自動體(cellular automata)的概念解釋,其發展以自我相似性 (self-similarity)方式不斷衍生擴張(Schroeder, 1991),因此學者對於都市發展亦有 以自我組織(self-organization)解析之(Alberti, 1999; Reid等, 2000)。所謂自我組 織係指系統行為來自於其內部各單元的互動結果並產生某種規律;由於其發展係由 下而上的方式運作,因此任何微小的差異性互動會產生不可預測的巨幅變異;而都 市發展的經濟性互動行為必然會因人群的接觸而創生出許多的社區,而這些社區雖 小但卻能充分地俱備其基本需求。此等經濟性的區塊形成後,相對地也形成了冪次 定律的規模結構。為論證冪次定律的普遍性與恆常性,須先就冪次定律內涵作一瞭 解,而研究冪次定律首先即須對都市排序與規模法則加以說明。都市排序與規模法 則(又稱為Zipf's law),主要為實證都市規模(即人口數)與大小都市間排序之關係的 研究工具。其初始為Auerbach在1913年為觀察語言學及都市規模之變動頻率與其等 排序二者關係所創用的工具(Savage, 1997), 迨至1949年為學者Zipf加以發展並建 構理論化基礎。其理論重點在於都市發展有二個動力即: 1.趨集力(force of unification)及2.分散力(force of diversification);這二種力量展現於同一區域內之單 元核心城市或多元核心城市的人口流動性上,一旦該二力量處於動態均衡狀態時, 其不同區域將呈現都市層級與都市規模的排序,即都市間之比例關係如 P_{。 1/n^a,} P_n表示第n級都市之人口數 , a表示為常數 , 以數學式表現則為 :

$$P(r) = K*r^{-q}$$
 (1)

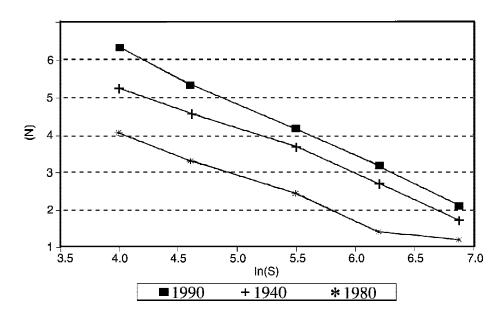
其公式符號定義為:K為最大都市人口數,P(r)係第r級冪次定律序列之人口,q為該二力量之消長係數(亦稱為Zipf force通常均假設等於1)。依據該規則若將都市排序及都市規模均以對數化(logarithm)處理,則可產生線性關係(Savage, 1997; Black, 2001)。基於本法則可充分展現都市發展規模結構,故本文引用該規則進行都市排序及都市規模的釋證。Krugman(1996)在其The self-organizing economy一書的論述中論及冪次定律與規模關係指出,都市人口與其都市排序取對數後呈反向比值的關係。其在美國的都市發展實證研究上,發現都市人口規模與其排序上似乎呈

現著幾近於斜率-1的Zipf's law直線現象,如圖一所示,其縱軸表都市排序取對數後的值,橫軸表都市規模(人口數)取對數後的值。

從實證發現美國近一百年來之 Zipf's law呈現穩定的規律性,如圖二所示:



圖一 1993年美國都市規模與排序示意圖(資料來源:Krugman, 1996)



圖二 美國都市規模與頻率百年示意圖(資料來源Krugman, 1996)

其縱軸為都市等級頻率取對數後的值,橫軸表都市規模(人口數)取對數後的值。

不過對於該一現象產生的原因似乎在文獻上並未有足夠或明確的論證過程,即有系統地說明該規律性是否為普遍存在的現象。 Zipf曾對時代(Times)雜誌內的423 篇文章,收集245,412個文字中最常使用之前50個文字作研究,發現"the"出現頻率高達15,861次,"of"出現7,239次,"to"則出現6,331次,Zipf將這些常使用的前50個文字出現次數加以排序後會出現近於-1斜率的冪次定律現象(Black, 2001)。此一現象其亦在都市層級與人口規模的實證上發現,即規模越小或排序越低者其等出現的頻率越多,反之,規模越大或排序越高者其等出現的頻率越少。雖然其對於都市個案之人口變化的拉力與推力(即指數q)二者均衡值為1的論證未能詳述,不過對於都市在q值為1時的層級排序呈線性關係確實認為是實證結果。

至於冪次定律則常見於生物學、物理學、天文學、企業管理甚至於經濟學等方面的運用,但對於其在都市發展與人口分布的關聯性內涵,似乎仍處於理論與實務二方面的歸納與推論中。儘管學界對於其形成的原因莫衷一是,但在文獻上發現其現象確實存在,只是原因猶待持續驗證與探討(Krugman, 1996)。雖然冪次定律現象為學界所認同其存在具普遍性,然而卻難以給予確定解釋,惟歸納起來仍有以下的見解:

(一)Krugman(1996)對冪次定律的見解有

Krugman認為由於人口的聚散會影響都市層級的排序,因此在排比各都市之層級關係以及基於負斜率之人口與都市關係(人口愈多表示其都市層級愈高),係按公式(1)所示,其區域總人口固然可獲知總體數據,但是對於其區域內之都市層級區分標準,仍需界定第一級都市的人口數,並依此從而展布都市層級的界定。而都市層級越高表示人口越集中的此一現象,使得都市間的排序現象會依冪次定律呈現比例關係。

(二)Simon(1955)之模型檢證見解

Simon 認為都市的成長是隨機性的,其等之發展顯現複雜性而無法以一、二變動因素加以解釋,因此都市之間的消長關係並非呈現直線式之線性關係。不過Simon 在實證模型中亦發現都市間的比率關係確實存在著冪次定律的現象。

(三)辛晚教(1982,引自高宏軒,1998)之見解

一區域內之各都市人口,同時並存著許多大小不同規模的都市,並且其等大小

不同的都市常呈現穩定關係的現象。

從以上學者對冪次定律的見解,可約納為以下:由於區域內各都市彼此之間的往來或發展,存有位階上的差異,如一國的首都或商業茂盛的城市,其等與相鄰都市之關係有如生產原料與製成品之供需關係,並且都市規模愈大者其活動機能也愈豐富,反之,都市規模愈小者其活動機能也愈簡單,因此區域內各都市之間的關係似乎確有層級性(hierarchy)現象存在。

從以上的特徵陳述,吾人可以約納冪次定律的特性,即人口流動所造成都市規模結構的變化,小規模聚落發生的頻率較高,反之大規模聚落發生的頻率較低,並且聚落之發展隨時間遞延而其人口逐漸累積或驅散,而且各都市間彼此關係,依其規模及發生次數取對數後會呈現線性階層關係。

雖然 Krugman(1996) 曾以 Simon(1955) 所提出都市隨機成長模型 (random growth model) 以解釋都市發展的冪次定律,但對於指數q的穩定性仍未能提出確切證明。即其模型假設都市成長以區塊(lump)方式形成,並且區塊成長的頻率密集;任一區塊之發展隨其內人口的選擇或將併從相鄰較大都市或另獨立發展,因此Simon設其區塊發展機率值為一固定值 ,其推導出 α 應等於 $1/1-\pi$ (α 乃指冪次定律的q值,1代表該區域發展的常數值)。由於因 $\alpha=q=1$,則在冪次定律的假設下,現實世界的觀察中小城市的出現頻率密集而且必然,然 $\alpha=1$ 时, π 值必為0,顯然與事實相矛盾。然而在都市發展實務過程中確然發現小區塊的成形 (如市集)與消失(併入相鄰城市)狀況,此一矛盾現象Simon未予檢證(于如陵、賴世剛,2001),殊為可惜。冪次定律所運用的公式雖然與Zipf's law雷同,但對於指數q因使用面向不同而另有既定內涵(Heinz等,1992),唯其使用在都市發展與人口分布上則多驗證指向q為1。

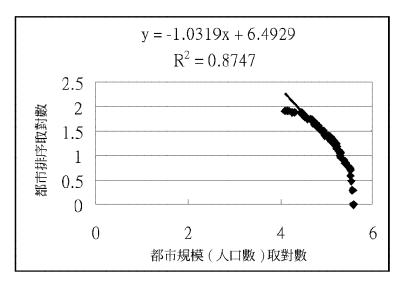
台灣地處島嶼,性質顯然有別於大陸型國家,其都市發展與人口分布是否必然 呈現冪次定律,是值得加以研究。而且如能透過多變量變異數分析檢證冪次定律之 恆常性與普遍性,對都市規模結構形成的了解將有幫助。因此本研究乃透過台灣本 島歷年人口分布資料蒐整與模組化探討冪次定律的普遍性與恆常性,並進而同時藉 高速公路興建之公共政策投入之模組化變數處理而探討其對冪次定律現象的影響。

三、研究設計與方法

由於冪次定律涉及人口分布及都市層級,其實證模型多屬面積廣闊地區 (Krugman, 1996; Savage, 1997; Allen, 1997)。而台灣本島面積雖不大,但都

市發展自成一體系,因此以台灣本島之特殊地理條件檢證冪次定律的普遍性與恆常 性,有助於吾人了解該定律是否存在於台灣都市規模結構中。儘管吾人曾以多變量 變異數分析(two-way ANOVA)檢證該定律存在於不同規模區域中 (薛明生、賴世 剛,2001);然而對於其在時間及空間上是否具有恆常性及普遍性,則須進一步分 析。本研究為了解高速公路興建之公共政策對人口分布自組性的影響,以及探討冪 次定律顯著性與人口聚散程度的解釋性關係,乃運用統計方法之簡單迴歸相關分析 檢證之。亦即,本研究之設計部份先就台灣本島地區之人口分布與各縣市鄉鎮以 "都市規模與排序法則"或Zipf's law檢試。簡言之,乃是將研究區各鄉鎮人口數排 序後,分別就排序序數與人口數二者對數化(即double log)處理,並進行簡單迴歸 分析,以檢釋出迴歸係數(即斜率slope)與判斷係數(即相關係數r-squared)。茲舉中 山高速公路沿經鄉鎮89年人口數分析如圖三所示。其迴歸方程式為 y = a + bx , y代 表都市排序取對數後之依變數, a為常數,在本例則為6.4929。另b為斜率,於本 例所示為-1.0319,其所顯示意義為人口聚散差異係數。斜率絕對值愈大表人口聚 散差異愈小,反之則愈大。此迴歸方程式的判斷係數為0.8747,表示都市排序規模 法則的顯著性,亦即冪次定律的顯著性。判斷係數愈大表冪次定律特性愈顯著,而 人口分布愈趨向自組性。

以此一模式將所有行政區域進行前述迴歸分析之後,再將此二參數彙總整理並再予迴歸相關檢證以證明二者之相關關係。所謂相關分析(correlation analysis)乃在



圖三 中山高沿經區89年都市排序與規模圖

檢測自變數與依變數之間的相關性。換言之,乃在測度一個變數與另一變數的共變數部分,亦即相關係數係經一標準化過程後,其等變數間之共變性。判斷係數(即相關係數的平方)指一個變數解釋另一變數的變異數,或稱之為兩個變數共同變異的部分與總變異的比例(楊孝容、李明政及趙碧華,1993;李麗貞,1996;詹志禹、賴世培,1996)。由於本研究所檢視之迴歸係數與判斷係數雖可反映冪次定律,但對於冪次定律顯著性與人口聚散關連之不明顯部分,仍需加以進一步探討與研究。因此本研究係將台灣本島各鄉鎮人口(根據台灣本島各縣市60年 89年人口統計彙編註1)資料,分別各按"年"組及不同規模之行政區域範圍,以都市規模與排序導出冪次定律之簡單迴歸方程式,並採用電腦軟體 SPSS (Statistical Package for the Social Science)進行簡單迴歸相關分析(simple regression correlation analysis)。

為達到迴歸相關分析之檢證,並檢測高速公路興建之公共政策的效果是否影響人口分布的自組性,以及人口聚散分布差異是否隨冪次定律顯著性變動而變動之假說,本研究所採用的方法乃是將本島人口空間分布的資料以區域規模別整理如表一所示:大規模區域如台灣本島(以下簡稱:本島)為一組;而中山高速公路沿經與未沿經地區為二組(以下簡稱:高速區、非高速)。中規模區域包括中山高速公路沿經及未沿經北部、中部及南部區域計畫區域為三組(以下簡稱:北高區、非北高、中高區、非中高、南高區、非南高),區域計畫北、中、南及東部區域為四組(以下簡稱:北區、中區、南區、東區)。最後即小規模區域為本島各縣市共18組。以上區

王—	ID t武乙烯王
₹₹	區域分類表

區域別	名 稱
大規模(1組)	台灣本島
大規模(2組)	高速區、非高速區
中規模(3組)	北高區、非北高、中高區、非中高、南高區、非南高
中規模(4組)	北區、中區、南區、東區
小規模(18組)	台灣本島各縣市

註1.由於本島各鄉鎮數受政策影響而有增減情形,如台北市 78年以前之區數量為16個,但之後則變更為12個以及在各年之全島鄉鎮數都或多或少有所變動,如60年全島鄉鎮數為352個,70年為351個,80年為346個,至於89年則為354個樣本,因此各區域之顯著性差異比較均以該年度綜合各樣本平均數後之平均數列計。

域別皆以鄉鎮行政界線為最小空間單元作區別。

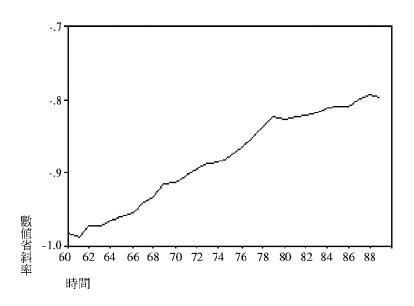
至於羃次定律之顯著性檢驗,雖然在吾人(薛明生、賴世剛,2001)之初步研究成果上,不論以中山高速公路有無經過之二組大區域,或者區域計畫北、中、南及東部區域,或者各縣市之小區域檢驗分析幾成顯著性(羃次定律顯著性r-squared達0.8以上,佔所有樣本的74.47%)。然而該結果僅為初步成果,對於羃次定律之恆常性與普遍性之檢驗則仍付闕如,換言之,羃次定律的恆常性與普遍性檢驗,需將區域大小之人口聚散情況加以綜合性考量檢驗,以檢驗出 Krugman 所謂 α 值(即各區域形成聚落體差異性的指標)在時間與空間上的無差異特性。因此以多變量變異數分析將大小區域如省、區(北、中、南、東四區)、縣之人口迴歸係數,按各年度排列整理並加以模組化處理作綜合性檢驗,以發現其等區域彼此之羃次定律普遍性與恆常性。因此乃假設各區域及時間(60年-89年)之冪次定律應無差異,即 $H0:\mu_{1k}(1=4)$ 。因此乃假設各區域及時間(10年-89年)之幂次定律應無差異,即 11,以 12,30年人口迴歸係數) = 13,以 13 。 14 。 14 。 15 。 16 。 16 。 17 。 18 。 19 。 1

四、結果分析

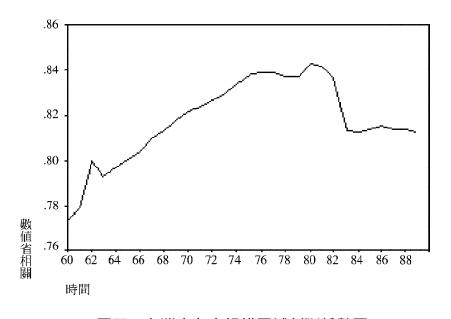
(一)台灣大、中及小規模區域之迴歸係數與判斷係數分析

- 1. 就台灣本島大規模區域人口聚散差異性之迴歸係數按年繪製如圖四,其人口聚散差異性與冪次定律顯著性之判斷係數按年繪製如圖五所示。 自圖四本島迴歸係數,表示台灣本島之人口分布差異性自民國 60年-0.9821至89年之-0.7967差異性,呈現逐年增大趨勢。顯示人口有逐年漸向都市集中的趨勢。自圖五本島判斷係數,表示本島之人口空間分布自組性(即冪次定律顯著性)自民國60年0.7735遞增至80年之0.8431為最高峰,惟隨即急速衰退至89年的0.8127。究其衰退原因似與民國82年興建北部第二高速公路所帶來的衝擊有關。
- 2. 就中山高速公路沿經區與未沿經區二者人口聚散差異性之迴歸係數按年繪製如圖六,其人口聚散差異性與冪次定律顯著性之判斷係數按年繪製如圖七所示。從圖六所表示之迴歸係數在高速公路沿經區之人口聚散差異性,小於高速公路未沿經區之人口分布差異性;而且二者的人口空間分布差異性變化均有逐年增大的趨勢(高速區斜率由民國60年之-1.2328增為民國89年之-1.0319;非高速區斜率由-0.9657增為-0.8121),並且從二者之人口聚散程度幾乎維持一平行狀態顯示,

台灣本島之人口聚集行為已呈現朝都市化穩定演變的趨勢。同時也顯示高速公路的興建可能是造成人口分布型態變動的原因。

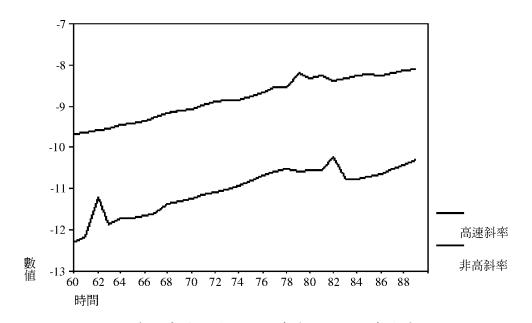


圖四 台灣本島大規模區域迴歸係數圖

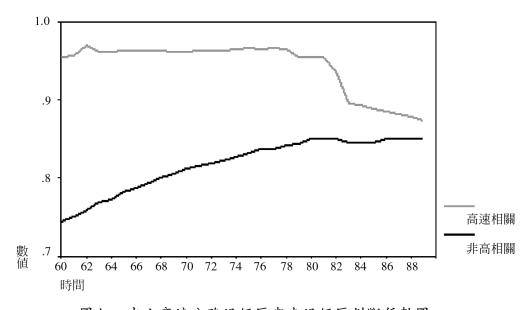


圖五 台灣本島大規模區域判斷係數圖

從圖七判斷係數方面發現,高速區之人口規模對其排序的對數關連性(即冪次定律的顯著性)呈維持平穩(60年為0.9543,81年為0.9549)而至(89年0.8747)下降趨勢,此一下降現象與興建北部第二高速公路似乎呈現吻合態勢;而非高速區之人



圖六 中山高速公路沿經區與未沿經區迴歸係數圖



圖七 中山高速公路沿經區與未沿經區判斷係數圖

口對其區域內之都市關聯性逐年遞增現象(高速區判斷係數由民國60年之0.9543減 爲民國89年之0.8747;非高速區判斷係數由0.7443增爲0.8505)觀察,表示高速區 人口聚散特性與其內之都市層級性或自我組織冪次定律顯著性之相關程度已有下 降情況;反之,非高速區之人口聚散特性與其內之都市層級性或冪次定律顯著性 已有增強趨勢。因此由圖六、圖七可判斷高速區及非高速區其等冪次定律顯著性 逐年趨向相同(converge),且高速公路的興建對人口空間差異性分布也確有影響。

3. 就中山高速公路沿經與未沿經北部、中部及南部區域三者人口聚散差異性之迴歸係數按年繪製如圖八,其人口聚散差異性與冪次定律顯著性之判斷係數按年繪製如圖九所示。

自圖八中山高速公路沿經與未沿經北部、中部及南部三區域之迴歸係數,表示北部區域之人口聚散差異性,以中山高速公路沿經區域(60年為-0.9833,89年為-0.7609)小於未沿經區域(60年-0.9142,89年-0.6006);中部區域之人口聚散差異性,以中山高速公路沿經區域(60年-1.8419,89年-1.2388)小於未沿經區域(60年為-1.4433,89年為-1.0889);南部區域之人口聚散差異性,以中山高速公路沿經區域(60年為-0.8620,89年為-0.9343)小於未沿經區域(60年為-0.9005,89年為-0.8479)。均顯示中山高速公路沿經區域人口分布較其他區域為均匀。

-.4
-.6
-.8
-.1.0
-.1.2
-.1.4
-.1.6
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8
-.1.8

自圖九中山高速公路沿經與未沿經北部、中部及南部三區域之判斷係數,表示

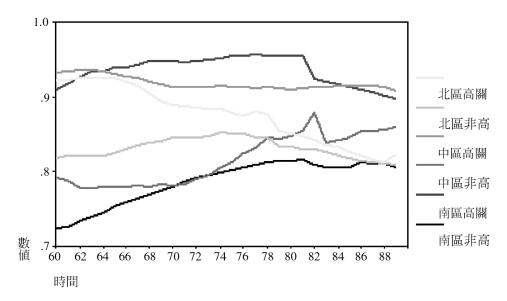
圖八 中山高速公路沿經與未沿經北區、中區、南區迴歸係數圖

60 62 64

時間

66 68

70 72 74 76 78 80 82 84 86 88



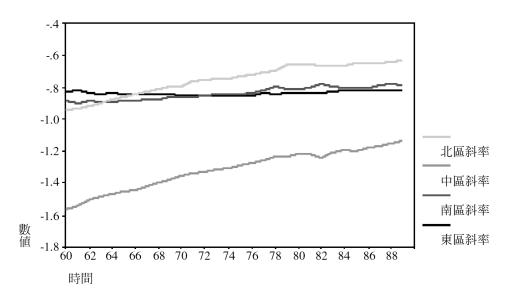
圖九 中山高速公路沿經與未沿經北區、中區、南區判斷係數圖

北部區域之冪次定律顯著性,以中山高速公路沿經區域(60年為0.9219,89年為0.8232)強於未沿經區域(60年為0.8173,89年為0.8093);中部區域之冪次定律顯著性,以中山高速公路沿經區域(60年為0.9324,89年為0.9079)強於未沿經區域(60年為0.7919,89為年0.8594);南部區域之冪次定律顯著性,以中山高速公路沿經區域(60年為0.9097,89年為0.9015)強於未沿經區域(60年為0.7238,89年為0.8978)。顯示中山高速公路沿經區人口分布雖較均匀,但也較符合冪次定律的規模結構及各區域冪次定律顯著性有趨向相同的趨勢。

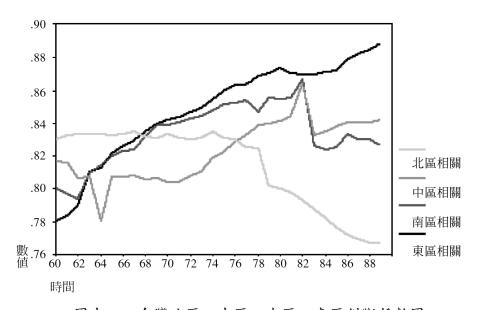
4. 就台灣區域計畫北、中、南及東四部區域四者人口聚散差異性之迴歸係數按年繪製如圖十,及其人口聚散差異性與冪次定律顯著性四者之判斷係數按年繪製如圖十一所示。

圖十表示北部、中部、南部及東部四區迴歸係數之人口分布差異性以中部區域最低(以89年列為-1.1368);北部區域之口分布差異性最大(以89年列為-0.6363);南部區域(以89年列為-0.7858)及東部區域(以89年列為-0.8184)則以南部區域差異性大於東部區域。顯示北部區域人口分布差異性或都市化特性最為顯著,而中部區域最不顯著。

圖十一表示北部、中部、南部及東部四區判斷係數之冪次定律顯著性,以北部區域由高漸低(60年為0.8298,89年為0.7678);東部區域之冪次定律顯著性逐年遞增(60年為0.7808,89年為0.8882);南部區域(60年為0.8002,89年為0.8261)及中



圖十 台灣北區、中區、南區、東區迴歸係數圖



圖十一 台灣北區,中區、南區、東區判斷係數圖

部區域(60年為0.8166,89年為0.8419)則以中部區域顯著性大於南部區域,有趣的是區域間冪次定律顯著性的差異有增加的趨勢。此與圖九北、中、南區分為中山高與非中山高所獲致的結果相反。可見區域計畫劃定的區域間人口分布規模結構有明顯差異。

5. 各縣市部分(計18組)因所涉各縣市人口聚散差異性之迴歸係數,與其人口聚散差異性及冪次定律顯著性之判斷係數變化複雜,僅略述特殊情形者。在迴歸係數部分除台北市79年因行政區自18個縮減為12個(60年為-1.1929,79年為-2.2775,89年為-1.9906),所造成的人口分布差異性降低,以及雲林縣(60年為-2.1155,89年為-1.8289)和彰化縣(60年為-1.7498,89年為-1.3721)之各鄉鎮人口聚散差異性小外,其他各縣市鄉鎮之人口聚散差異性幾乎有漸趨相同之勢,亦即各縣市之規模發展結構漸趨相融;於判斷係數部分則以宜蘭縣各鄉鎮(60年為0.5865,89年為0.6654)之冪次定律顯著性最低;而彰化縣(60年為0.9528,89年為0.9423)及花蓮縣(60年為0.9228,89年為0.9486)之各鄉鎮之冪次定律顯著性最高。顯示各縣市冪次定律顯著性亦有漸趨一致的趨勢。

(二) 羃次定律恆常性與普遍性變異數分析

雖然冪次定律顯著性在各區域組內檢驗呈現高程度,但是對於其在各區域間的顯著性則未見檢驗,為使本研究一貫性與完整性,因此進一步加以綜合檢驗,以明冪次定律是否具恆常性與普遍性。故自省及北、中、南、東四區以及各縣市之人口聚散性(及迴歸分析)之斜率部分予以檢驗^{註2},其主要效果之區域、時間及區域時間交互影響檢驗如表二:

表二 區域、時間以及二者交互影響主要效果(main effect)檢驗表

名	稱	DF	MS	F	Sig of F
品	域	2	0.63	4.59	0.011
時	間	29	0.02	0.16	1
區域b	y時間	58	0.00	0.02	1

註DF: 樣本自由度; MS:均方和; F: 變異數分析; Sig of F: 顯著性檢驗。

即區域與時間二者交互影響呈現 Sig of F為1大於0.05的顯著水準而呈現不顯著,而且在時間因子主要效果其Sig of F為1大於0.05而呈現不顯著,雖然區域因子主要效果其Sig of F為0.011小於0.05而呈現顯著,但在區域因子個別兩兩檢驗中發

註2. 所謂各區域間之時間與空間綜合檢驗,係指大規模省區域一組有,2,30年之人口迴歸係數;中規模北、中、南、東四區域四組各有1,2,30年之人口迴歸係數;以及小規模各縣市十八組亦各均有1,2,30年之人口迴歸係數。再將上述區組之人口迴歸係數全部加以綜合檢驗之。

現均呈不顯著,顯示區域因子間仍無顯著差異;亦即本研究之樣本:省、區(北、 中、南、東四區)及縣市作綜合性檢驗,發現各區域之羃次定律在時間與空間(區域) 向度上的檢驗,符合吾人設定各區域羃次定律無差異之假說。換言之,各區域之羃 次定律具有恆常性與普遍性。因此吾人對各區域之羃次定律無差異性假設成立,另 言之,即無法推翻虛無假設。即 $Ho: \mu_{1k}(1= 4)$ 區域。k=1,2,30年人口迴歸係數) = $\mu_{ik}(i=1)$ = 北、中、南、東四區。 k=1,2,30 年人口迴歸係數) = $\mu_{jk}(j=1)$ = 各縣市區 域。k=1,2, 30年人口迴歸係數),亦即表示各區域之羃次定律指數參數無顯著差 異,亦即表示各時間點冪次定律指數參數無顯著差異。此猶如自我組織特徵所旨: 系統行為來自於其內部各單元的互動結果而產生整體之規律。 Krugman(1996)雖然 在其探討都市隨機成長模型中,固未能明確檢證其都市發展之羃次定律的 α 值(即 $\alpha = 1/1 - \pi$, π 代表人口聚集區塊成型機率), 僅以 $\alpha = q = 1$ 概括論之; 吾人以台灣 人口時空分布實證中發現不論大規模區域、中規模區域或小規模區域及各時間點之 人口聚散程度檢驗並無顯著差異,此一結果與lpha 為一定值的假設吻合,但至於lpha 值 為何,應進一步從理論推導之。不論如何,從以上分析可知冪次定律之恆常性與普 遍性在台灣人口時空分布之實證檢驗,於多變量變異數分析檢驗該二特性確實存 在。

(三) 羃次定律顯著性與人口聚散性相關分析

由於判斷係數表示冪次定律的顯著性,而迴歸係數表示人口聚散的關係,從二者的相關分析檢測可知冪次定律與人口聚散之解釋性關係,藉以了解兩者是否互為影響乃進行相關分析。限於篇幅,本研究不擬全面性探討表一各區域之相關分析,而主要以各區域之判斷係數為依變數,迴歸係數為自變數建立線性迴歸模式。亦即在小規模區域之各縣市部分以其自身之迴歸係數與判斷係數檢驗,至於中、大規模區域之中山高速公路沿經區與未沿經區亦均以其自身之迴歸係數及判斷係數進行迴歸相關分析,其所得數據,經彙總整理資料如下表(表三、表四)。

經綜合分析發現人口聚散差異與冪次定律顯著性並無一定的關連性,例如:

表三 大規模及中規模各區迴歸係數與判斷係數之相關檢驗結果

各區	台灣省	高速區	非高速	北高區	非北高	中高區	非中高	南高區	非南高	北區	中區	南區	東區
檢驗													
相關	0.621	-0.477	0.964	-0.887	-0.067	-0.822	0.854	0.869	0.845	-0.774	0.780	0.558	-0.243
係數													

表ጠ	小規模區域之各縣市迴歸係數與判斷係數相關檢驗表
4X [2]	(1)从75天99196人。 ci fix 11 19 时 1 发 98 于 11数11不多X 10 1第17数间数 48

各區	北市	北縣	桃縣	竹縣	苗縣	中縣	彰縣	投縣	雲縣	嘉縣	南縣	高雄	高市
檢驗 相關	0.846	-0.391	0.193	-0.01	0.950	-0.847	-0.686	0.945	0.990	-0.465	-0.022	0.908	-0.997
係數	0.0.0	0.071	0.170	0.01	0.500	0.0.7	0.000	0.5 .0	0.,,0	07.00	0.022	0.500	

各區	高縣	屏縣	宜縣	花縣	東縣
檢驗 相關 係數	0.129	0.676	0.846	0.783	-0.941

- 1. 大規模區域之台灣本島人口聚散差異與冪次定律顯著性相關分析為 0.621 ,表示 其人口異動與其都市形成之規模結構解釋性關係為中程度。大規模區域之中山高 速公路沿經區和未沿經區 ,人口聚散差異與冪次定律顯著性相關分析 ,以高速公 路未沿經區(0.964)大於沿經區(-0.477)。表示高速公路沿經區之人口異動與其都 市形成之規模結構解釋性關係為中低程度且為負相關 ,但非高速公路沿經區為高 度正相關 ,顯見高速公路興建對人口分布時間與空間特性有影響。
- 2. 中規模中山高速公路沿經與未沿經之北部、中部及南部區域之人口聚散差異與幂次定律顯著性相關分析,以高速公路沿經北部區域(-0.887)大於未沿經北部區域(-0.067);高速公路沿經中部區域(-0.822)略低於未沿經中部區域(0.854),但屬不同方向;高速公路沿經南部區域(0.869)大於未沿經南部區域(0.845)。中規模北部、中部、南部及東部四區域之人口聚散差異與冪次定律顯著性相關分析,北部區域人口聚散差異與冪次定律顯著性相關分析為-0.774,中部人口聚散差異與冪次定律顯著性相關分析為-0.774,中部人口聚散差異與冪次定律顯著性相關分析為-0.243。四個區域以東部區域呈現低相關。顯見人口分布在時間與空間的特性具有區域性的差異。
- 3. 小規模各縣市鄉鎮之人口聚散差異與冪次定律顯著性相關分析,以桃園 (0.193)、新竹(-0.01)、台南(-0.022)及高雄縣(0.129)呈低相關;台北縣(-0.391)與 嘉義縣(-0.465)成中低相關;其他各縣市則呈中高或高相關。

五、 結論

幂次定律反映了都市發展規模結構與人口空間分布特性。即都市發展規模受人

口遷移之影響,進而造成都市階層系統的改變。傳統都市計畫理論主要以經濟學的 觀點探討都市核心形成或聚集之現象,冪次定律則以非經濟學的觀點探討的都市規 模結構與人口空間分布差異性關係。從本研究中之冪次定律顯著性與人口空間分布 分析中發現台灣本島人口空間分布有其既定結構。冪次定律之恆常性與普遍性在台 灣人口時空分布之實證檢驗,經多變量變異數分析檢驗顯然成立。全島人口分布 朝向都市化發展,而大致上冪次定律特性也逐年昇高。非高速區迴歸係數之人口聚 散差異性大於高速區之人口聚散性。換言之,非高速區之沿線鄉鎮都市極化發展現 象比較嚴重。而高速區與非高速區之人口分布都市化程度始終維持一穩定的差距, 即此二者之迴歸係數始終呈現近似等量差距的發展。另從高速區與非高速區人口聚 散之30年期間的觀察,二者都呈現人口空間分布差異逐漸擴大的趨勢。至於非高速 區之冪次定律顯著性與人口聚散其二者之迴歸相關分析係數幾為"正相關",而且關 連性甚強,表示人口分布差異性愈大,都市規模結構愈趨向冪次定律。高速公路沿 經區則成"負相關",顯示人口分布差異性愈大,冪次定律顯著性愈小。顯見二者之 人口空間分布的特性有著顯著的差異,而高速公路的興建可能是造成此種差異的主 要原因。另從省及北、中、南、東四區以及各縣市鄉鎮之人口迴歸係數變異數分 析,發現本研究之區域及時間的冪次定律顯著性具有普遍性與恆常性。並且自各區 域之人口時空分布相關分析發現,人口聚散差異與冪次定律顯著性並無一定的關連 性。

參考文獻

- 于如陵、賴世剛,(2001), 聚落體系形成之電腦模擬實驗,以報酬遞增觀點為基礎之探討,《台灣土地研究》第三期,頁83-106。
- 李麗貞,(1996)譯, 商用統計學,《曉園出版社》,台北。
- 楊孝容、李明政、趙碧華,(1993), 社會統計學,《黎明文化事業公司》,台北。
- 詹志禹、賴世培,(1996), 應用統計學 ,《國立空中大學》,台北。
- 賴世剛、高宏軒,(2001), 都市複雜空間系統自我組織臨界性之初探,《國立台灣大學建築與城鄉研究學報》第十期,頁31-43。
- 薛明生、賴世剛,(2001), 人口分布自組性之時空尺度特性-台灣本島之實證研究 《中華民國區域科學學會研討會論文》B3, 頁101-122。
- Alberti M., (1999), "Modeling the urban ecosystem: a conceptual framework", Environment and Planning B, vol.26, pp.605-630.

- Allen, Peter M., (1997), "Cities and regions as self-organizing systems models of complexity", Gordon & Breach science publishers.
- Batty, Micheal, (1996), "Urban change", Environment and planning B: vol.23, pp. 513-514.
- Batty, Micheal, (2000), "Editorial", Environment and planning B: vol.27, pp.167-168.
- Black, Paul E,(2001), "Zipf's Law"http://hissa.nist.gov/dads/HTML/zipfslaw.html
- Heinz, Otto Peitgen, Hartmut Jurgens & Dietman Saupe, (1992), "Fractals for the classroom "Springer-Verlag N.Y. Inc.
- Krugman, Paul, (1996), "The self-organizing economy", Blackwell Publishers.
- Reid, Robin S., Kruska Russell L., Muthui Nyawira, Taye Andualem, Wotton Sara, Wilson Cathleen J. & Wilson Woudyalew, (2000), "Land-use and land-cover dynamics in response to changes in climatic, biological and socio-political forces: the case of southwestern Ethiopia", Landscape ecology, vol.15 pp. 339-355.
- Savage, Stephen H., (1997), "Assessing Departures from log-normality in the rank-size rule", Journal of archaeological Science, vol.24 pp. 233-244.
- Schroeder, Manfred, (1991), "Fractals, Chaos, power laws", W. H. Freeman and Company N.Y. press.
- Simon, Herbert A., (1955), "On a class of skew distribution function", Biometrika, 52:425-440.