

台灣經濟發展過程之縣市成長與收斂實證

TAIWAN ECONOMIC DEVELOPMENT, GROWTH OF 25 COUNTIES AND CONVERGENCE

高慈敏*

私立銘傳大學財務金融系助理教授

Tzu-Min Kao

*Assistant Professor, Department of Finance,
Ming Chuan University*

摘要

本文延續 Baumol (1986) ; DeLong (1988) ; Barro and Sala-i-Martin (1992) 的研究，討論台灣區域發展過程區域發展收斂現象，實證雖支持 β 收斂假說，但整體解釋力偏低。本文再以關聯結構 (copula) 方法，就機率的角度，進行收斂假說的探討。首先，估計核函數。根據區域所得的核修勻函數，發現台灣的邊沁式社會福利函數，符合一階隨機優勢理論。其次，利用機率探討區域收斂現象，建構期初所得與成長率的機率關係。由歷史資料的聯合機率結構顯示，區域發展存在否極泰來的可能性。相對低所得水準的區域，有相當大的機率 (50%)，可以高度成長，但亦存在 33% 的機率，維持相對貧窮的現狀；反之，相對高所得水準的區域，維持高度成長之機率極低。

關鍵字：生產力、區域成長、核函數、隨機優勢理論、關聯結構

ABSTRACT

This article follows the researches of Baumol (1986), DeLong (1988), Barro and Sala-i-Martin (1992), and discusses the regional convergent facts of Taiwan. The empirical results support the hypothesis of β convergence but the explanatory power is low. Copula

*通訊作者，地址：台北市中山北路五段 250 號，電話，(02)2882-4564 轉 2179
E-mail：tmkao@mail.mcu.edu.tw

methods are applied to explore this finding. This article tries to incorporate the probability function, which is different from the mean and variance estimation method. Firstly, kernel density estimation of regional income has been used to describe the income distribution. The Bentham type social welfare function of Taiwan conforms to the first-order stochastically dominance theory based on the region smoothing kernel function. Secondly, probability analysis has been applied to explore the convergent facts. With the probability analysis, the relationship between growth and initial income is constructed. From the regional development perspective, the joint probability of historical data confirms the possibility of “out of the depth of misfortune comes bliss” meaning that there are chances for the poor to get out of the poverty. Poor counties have 50% probability to become better, but there are also 33% probabilities that they will stay at relative poverty. However, the growth rate of rich counties has low probability to surpass the current economical advantages.

Keywords: Productivity, Regional Growth, Kernel Function, Stochastic Dominance, Copula

壹、前言

經濟成長為國家發展之核心議題。根據世界經驗，因工業革命，技術創新驅動經濟成長，當勞動生產力大幅提升，超越基本維生需求，世界資本財得以快速累積，於是資本、研發持續累積，使經濟持續成長。台灣總體經濟發展經驗，被譽為經濟成長之奇蹟（growth miracle）之典型（Romer, 2006），除了因台灣年均成長率為世界之冠外，另一個原因是，台灣過去成長過程，始終維持所得分配的均度。

基於歷史、經濟、政治因素，經濟成長過程中，區域發展差異問題卻日益嚴重，亦為台灣政經發展一個絆腳石。在學理上，總體經濟學之成長理論提供一套完整分析架構，來探討成長與成長差異的議題。持平而論，區域不平衡問題，並非台灣獨有的問題。從「不平衡發展策略」之觀點，在國家資源有限下，若能重點投資較具生產力的區域或部門，並建構區域成長間之「群聚」與「關聯」機制，不平衡問題反而是經濟發展之助力而非阻力。

探討區域發展差異問題，為經濟與地理領域之重要議題。在經濟領域方面，國際貿易理論著名的南北模型（North-South Model）（Krugman, 1979），除了討論技術差距造成之比較利益差異外，亦探討產品循環週期，與國際企業跨國投資問題。南北模型主要核心議題為：技術創新與模仿如何造成國際間經濟實力的領先與追趕，或者是貧窮國家何時可以超越富國等。總體理論方面，Solow 的成長理論主要貢獻在經濟成長機制的建構，並提出黃金定律：在平衡穩定成長前提下，追求極大化福利之成長法則。Solow（1957）的成長帳（Growth Account），並提供一個解構（discompose）與追蹤成長來源的基礎。Baumol（1986）與 DeLong（1988）之後，以絕對收斂（absolute convergence）、相對收斂（relative convergence）之實證議題，引發長期的論辯與文獻發表¹。

實證上 Sala-i-Martin（2006）以世界所得分配實際資料，利用後驗直方圖，以無母數方法配適世界所得分配線。研究顯示在 1970 年代有 5 億 3 千 4 百萬人所得水準仍在貧窮線²之下，在 2000 年代貧窮人口已大幅降至 3 億 2 千 2 百萬人，表示世界公民因世界經濟成長大幅脫貧。Kuznets（1963）指出隨著經濟成長，所得分配狀況，會歷經惡化、穩定、遞減三個階段，呈倒 U 曲線。除了所得分配由惡化到穩定趨於平穩之典型外，Maddison（2003）指出經濟成長另一個課題為生產力成長遲緩（productivity slowdown）問題。在就業問題方面，Baumol（1967）指出生產力提升，固然使經濟成長充滿動能，但可能產生勞動替代效果，而有失業型成長問題（jobless growth），稱為生產力悖論（productivity paradox）。但生產力悖論引發之成本症（Baumol's cost disease），可以因「IT 製造」、「IT 使用」、「人力資本」、「知識型產業」治癒（Triplett & Bosworth, 2003；Breitenfellner & Hildebrandt, 2006）。

以上研究主要議題，主要聚焦於生產力與經濟成長。若以經濟發展收斂相關研究，主要有以下研究方向：第一為收斂速度的量度與衡量，以成長模型數值分析為主。藉由模擬，可以計算國際間追趕與競賽之總體變數時間路徑，以及其趨向穩定均衡解的過程。Barro and Sala-i-Martin（1992）按 Ramsey-Cass-Koopmans 模型計算美國州別收斂數度與變異度。Romer（2006）以簡單的經驗值，量度總體模型。當體系特性根符合穩定條件，則可趨於穩定均衡。不論絕對收斂假說或條件收斂假說，基於總體模型穩定均衡條件求取，則可計算起點至穩定均衡目標的時間。第二則遵循 Baumol（1986）；DeLong（1988）之研究模式，驗證 β 收斂。第三為邊界趨近法，如 Kumar and Russell（2002）與 Kumbhakar and Wang（2005）的模型，分別以資料包絡線（DEA）法與隨機邊界模型，探討技術收斂（technological catch-up）現象。

以上分析不論是以均數迴歸的方式，估計 β 係數，或是收斂速度的量度與衡量，仍以動差為收斂現象之分析基礎。本文思考以 Kumar and Russell（2002）之生產力收斂之

概念，但參酌 Sala-i-Martin (2006) 以核函數討論區域所得分配與收斂。此外，Sklar (1959) 關聯結構 (copula) 方法，近年在總體經濟 (Dowd, 2008) 與財務領域 (Bouye, Durrleman, Nikeghbali, Riboulet, & Roncalli, 2000)，已多被廣泛應用。關聯結構法，主要以機率的角度探討變數間相關與依賴關係，有別於傳統計量以配適均數方程為主。關聯結構法係藉由總體變數或財務變數之聯合機率分布之配適，以機率的角度，檢驗異中求同，或同中求異之可能性。本文將以聯合機率密度函數估計之關聯結構分析法方法，估計期初所得與區域成長之關係。

貳、研究方法

本文遵循 Sala-i-Martin (2006) 之研究方法，從機率的角度討論區域收斂現象。利用所蒐集區域平均勞動生產力、所得資料³，以歷史資料配適機率分配，估計核函數，並據以計算累加機率分配函數，再利用隨機優勢理論探討社會福利之變化。最後以關聯結構方法，就機率的角度，進行收斂假說的探討。以下分別說明之：

一、邊沁式社會福利函數與隨機優勢理論

假設存在 $F(Y)$ 、 $G(Y)$ 之所得分配之累加機率分配函數，則邊沁式社會福利函數 (朱敬一，1990；Eichberger & Harper, 1997) 可定義為：

$$W_F = \int U(Y)dF(Y) \quad (1)$$

$$W_G = \int U(Y)dG(Y) \quad (2)$$

上式中， W_F 、 W_G 分別代表所得分配為 $F(Y)$ 、 $G(Y)$ 下之社會福利函數， $U(Y)$ 代表所得之效用函數，假設邊際效用為正 ($U'(Y) > 0$)，且存在邊際效用遞減 ($U''(Y) < 0$)。若以下條件成立

$$G(Y) \leq F(Y), \forall Y \in R \quad (3)$$

則表示 G 對 F 有一階隨機優勢 (G first-degree stochastically dominates F, 簡稱 G FSD F); 若

$$\int_{-\infty}^Y G(Y) \leq \int_{-\infty}^Y F(Y), \forall Y \in R \quad (4)$$

則表示 G 對 F 有二階隨機優勢 (G second-degree stochastically dominates F, 簡稱 G SSD

F)。一階隨機優勢下，

$$W_G - W_F = \int U(Y)dG(Y) - \int U(Y)dF(Y) = \int U(Y)[dG(Y) - dF(Y)] \quad (5)$$

利用部分積分，由（5）式可推得

$$\begin{aligned} W_G - W_F &= U(Y)(G(Y) - F(Y)) \Big|_{-\infty}^{\infty} - \int U'(Y)[G(Y) - F(Y)]dY \\ &= -\int U'(Y)[G(Y) - F(Y)]dY \end{aligned} \quad (6)$$

因此在一階隨機優勢下， W_F 小於 W_G 。若兩個分配，平均數相同，但離散度不同，也就是著名的平均固定變異擴張（mean-preserving spreads，簡稱 MPS）議題。根據（6）式，再進行一次部分積分，

$$W_G - W_F = -U'(Y) \int_{-\infty}^Y [G(X) - F(X)]dX \Big|_{-\infty}^{\infty} + \int U''(Y) \int_{-\infty}^Y [G(X) - F(X)]dXdY \quad (7)$$

藉由上式，在二階隨機優勢下，因 $U'(Y) > 0$ ，且 $U''(Y) < 0$ ， W_F 小於 W_G 。

二、機率密度函數估計

本文描述所得分配之機率分配，係參照 Quah (1996、1997)；Sala-i-Martin (2006)；Kumar and Russell (2002) 等，以無母數方法，由實際觀測值，進行核平滑化求得 (Greene, 2005；Bowman & Azzalini, 1997；余清祥，1997)。核平滑化過程，若以存在 n 個觀測值，離散型核密度函數為例：

$$\hat{f}(Y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n K[Y = Y_i] \quad (8)$$

$$K = \begin{cases} 1, & \text{if } Y_i = Y \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

上式中 n 、 Y_i 、 $\hat{f}(Y)$ 、 K 分別表示樣本數、第 i 個觀測值以及對應 Y 之機率密度函數估計式與核函數。若 n^* 代表 $Y_i = Y$ 之個數，則

$$\hat{f}(Y) = \frac{n^*}{n} \quad (9)$$

若以連續型核密度函數而言，若存在 n 個觀測值

$$\hat{f}(Y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h} K \left[-1/2 < \frac{Y - Y_i}{h} < 1/2 \right] \quad (10)$$

$$K = \begin{cases} 1, & \text{if } K(A) \text{ true} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

上式中 h 表示環寬

$$\int_{-\infty}^{\infty} K(t) dt = \int_{-\infty}^{-1/2} K(t) dt + \int_{-1/2}^{1/2} K(t) dt + \int_{1/2}^{\infty} K(t) dt = 1 \quad (11)$$

當樣本數、環寬、核函數不同，則有不同配適結果。連續型核機率密度函數一般化設定如下：

$$\hat{f}(Y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{1}{h} K \left[\frac{Y - Y_i}{h} \right] \quad (12)$$

核函數 $\int_{-\infty}^{\infty} K(t) dt = 1$ ，採高斯函數形式為：

$$K_N(Y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-y^2/2}, \quad -\infty < y < \infty$$

或拉普拉斯函數：

$$K_L(Y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-|y|}, \quad -\infty < y < \infty$$

除了以上形式外，尚包括三角 (triangle)、長方 (rectangle)、三角函數 (cosine) 等多種形式。核修勻主要以配適 (fit) 性與平滑 (smoothness) 度為參數選擇之主要準則，根據觀測值與核函數進行參數選取。核函數估計過程中，除了核函數選取外，環寬 (bandwidth)⁴ 會影響個觀測值之加權數，故對平滑化過程扮演重要角色。

三、聯合機率密度函數估計

根據成長理論，生產力為經濟成長之關鍵因素，本文根據聯合機率密度函數估計之關聯結構分析法方法，估計生產力與平均勞動生產力關係。關聯結構法，主要以機率的角度探討變數間相關與依賴關係。Sklar (1959) 關聯結構方法，近年在總體經濟

(Dowd, 2008) 與財務領域 (Bouye et al., 2000)，已多被廣泛應用。主要觀念在於將總體變數或財務變數之聯合分配。

就平均產出水準成長率 (\dot{Y}) 與期初產出 (Y) 的的聯合機率密度函數而言，一組雙變數 (\dot{Y}, Y) 到達 (\dot{y}, y) 之聯合累積機率分配函數可定義為 (Trivedi & Zimmer, 2005)：

$$F(\dot{y}, y) = \Pr(\dot{y} \geq \dot{Y}, y \geq Y) \quad (13)$$

則超過 (\dot{y}, y) 以上之或存活函數 (survival function)，可定義為：

$$\hat{F}(\dot{y}, y) = \Pr(\dot{y} < \dot{Y}, y < Y) = 1 - F(\dot{y}) - F(y) + F(\dot{y}, y) \quad (14)$$

關聯結構法，之主要特色為兩階段建構：

第一階段：建立邊際機率分配。

第二階段：建立適當的 Copula 函數，描述相依 (dependence) 關係。

Copula 函數的選擇與配適，有助於多變量依賴程度之預測。Copula 函數為一個多維變數映射至均勻分配 (Uniform distribution) 的函數。根據 Sklar's 定理，可以找到唯一的 Copula 使得：

$$F(\dot{y}, y) = C[F_1(\dot{y}), F_2(y); \theta] \quad (15)$$

其中 $C[F_1(\dot{y}), F_2(y)]$ 表示一多變量的累積分配函數， F_1 、 F_2 為其邊際機率， θ 為 copula 函數家族之參數。根據以上聯合累積機率關係，可以推得以下聯合機率密度函數 (Trivedi & Zimmer, 2005；賴柏志，2004；賴亦豪、江福松、林煌傑，2010)：

$$\begin{aligned} f(\dot{y}, y) &= \frac{\partial F(\dot{y}, y)}{\partial \dot{y} \partial y} = \frac{\partial C[F_1(\dot{y}), F_2(y); \theta]}{\partial \dot{y} \partial y} = \frac{\partial C[u, v; \theta]}{\partial \dot{y} \partial y} \frac{\partial F_1(\dot{y})}{\partial \dot{y}} \frac{\partial F_2(y)}{\partial y} \\ &= c(u, v) f_1(\dot{y}) f_2(y) \end{aligned} \quad (16)$$

聯合機率密度函數其邊際函數為與相關性的結構 (dependent structure) 兩個部分。上式中 $u = F_1(\dot{y})$ ， $v = F_2(y)$ ， $c(u, v)$ 為 Copula 的密度函數。藉由 Copula 函數選取，與適當的參數估計數，使實際可觀察的聯合機率分配、邊際分配等資料，逼近一個可預測、檢驗的機率模式。藉由邊際分配及關聯結構分階段處理，使得我們可以更彈性的討論區域發展關係。包括貧窮縣市成長率的可能機率分布 $F_1(\dot{y})$ ，或者不同發展程度下，所得分配問題 $F_2(y)$ ，以及 1960 至 2010 年代，所造成結構化變動問題。

參、資料來源與整理

所得若依來源面計算包括：薪資、租金、利息、利潤等，統計實務上，我國縣市別家庭收支調查⁵之所得衡量，包括：基本所得、要素所得、可支配所得三種層次。家庭收支調查涵蓋：受僱人員報酬、產業主所得、財產所得收入、自用住宅設算租金收入、經常移轉收入、雜項收入等項目。關於所得衡量採計個人可支配所得；亦或已分配要素所得？衡量對象係以每戶所得；亦或每人所得計算？國際統計慣例，按分析目的不同分別有不同統計基礎（廖鈺郡，2009）。

本文實證統計過程，所得之衡量，係以個人為基礎。所得採計，基於統計資料跨年度取得完整性與一致性考量，主要採「平均每戶家庭收支按區域別分」之以縣市別每戶「已分配要素所得」除以「家戶人口數」計算之。統計資料涵蓋 1976 至 2010 年，以 1976 年為起點，依每五年為取樣點，分別為：1976、1981、1986、1996、2001、2006 年，但因 2011 年五都改制前縣市別資料取得限制，改以 2010 年取代。

家庭收支調查雖於 1954 年開辦，但因分層隨機抽樣與縣市別資料取得限制，本文另採 1961 至 2006 年間縣市別工商普查資料，延伸資料跨度至 1961 年，惟工商普查儘可以計算每位勞動者生產毛額（平均勞動生產力），並假設各地區就業者佔人口比例一致之情形間接衡量。若要詳細計算縣市別國內生產毛額（GDP）資料，則需蒐集縣市別生產、銷售、消費、投資、貿易等基礎統計資料，礙於本研究資源、人力限制，本文僅以勞動生產力⁶取代人均產出，未編製縣市別 GDP。

1961 年以前，本研究蒐集日治時代大正（1920s）與昭和（1930s）年間，台灣農業、工商統計等資料，進行間接分析。日治期間，因為統計資料蒐集不易，故無法進行完整的生產力分析，但由於台灣在 1920s 以來，歷經完整的產業結構轉變過程，故本文納入產出資料，便於瞭解區域發展之變遷。日治時期資料，主要來自「台灣日治時期統計資料庫」。戰後工商普查、家庭收支調查資料，開始有縣市調查始於民國五十年（1961 年），故本主要研究選定資料較完整之 1961 至 2006 年間，統計週期 5 年之普查資料，計算區域成長趨勢。

肆、實證結果分析

一、區域成長與收斂型態

根據所蒐集的資料比較發現，台灣經濟發展過程，區域發展與變遷過程，很難完全以經濟成長的角度去詮釋。日治時期，由所蒐集的經濟活動資料（表 1），可發現日治時代，主要米、糖生產以台中州、台南州為主。其他木竹籐生產以台北、台中州為重鎮；水產依序為台北州、高雄州、台南州；青果等生產以台中州、高雄州為主。若就商業活動而言，會社資本額以台北州最大，其次為台南州。由於缺乏完整的產出統計資料，但若 Kremer（1993）之論點成立，人口群聚之處，意味產出、生產力亦較高。故推論當時人口最多的台南州、台中州為全島經濟活動重要的核心地區。

戰後之統計資料顯示，1961 至 2006 年的資料比較發現，台灣 45 年間結構性轉變極大，如 2006 年全台 65% 的產值集中於北部地區；但 1960 年僅 45%。以生產資源而言，2006 年北部地區資本占全台 84%；但 1961 年僅 64%。2006 年北部地區就業人口 59%，但 1961 年僅 46%。以上資料顯示台灣發展顯現高度不平衡發展策略特質，即以台北與高雄為兩大成長極，吸引大量資金往兩大都會區集中。

若仿照 Baumol（1986）對經濟成長收斂假說之做法，以 1976 年至 2010 年家庭收支調查之縣市別每人所得（ Y/N ），或 1961 至 2006 年工商普查之每位就業人數所分得之生產毛額（平均勞動生產力= Y/L ），進行以下關係式之迴歸分析⁷：

$$\frac{(Y/N)_i^{2010}}{(Y/N)_i^{1976}} - 1 = 17.35 - 0.17 (Y/N)_i^{1976} + \hat{\varepsilon}_i, R^2 = 0.15, \bar{R}^2 = 0.10$$

(8.76)*** (-1.80)*

$$\frac{(Y/L)_i^{2006}}{(Y/L)_i^{1961}} - 1 = 279.13 - 13.78 (Y/L)_i^{1961} + \hat{\varepsilon}_i, R^2 = 0.44, \bar{R}^2 = 0.41$$

(7.53)*** (-3.89)***

以上實證發現，不論家庭收支調查或工商普查資料，均可支持 β 收斂假說之驗證結果。但時間跨度（1961-2006）之模型解釋能力較好，而以 1976 致 2010 年之家庭收支調查結果，解釋能力較差⁸。若將資料較完整之工商普查資料分別依 1961-1971 年與 1971-2006 年進行分析，可發現（表 2）：在 1961-1981 年， β 係數約為 -3.47 至 -1.25 間，顯著水準均在 0.01 以上。雖整體解釋度 R^2 不高，僅 0.31 至 0.49，但解釋能力較 1981-2006 期間好。在 1981-2006 整體解釋度極低， β 係數為 -0.01 至 -0.02，顯

表 1 日治時期州廳別統計資料

| 州廳別 | 米(甲) | 甘蔗收 | 木竹藤 | 水產(円) | 青果物(円) | 會社資 | 現住人口 |
|-----|-------------------|----------------------------|----------------------------|------------------|-------------------|----------------------------|--------------------------|
| | 大正 13 年 (1924) | 穫量(斤) 大正 13 年 (1924) | 生產(円) 大正 14 年 (1925) | 昭和 3 年 (1928) | 昭和 12 年 (1937) | 本額(円) 大正 13 年 (1924) | (人) 大正 13 年 (1924) |
| 台北州 | 99,393.68 | 96,024,912 | 1,772,550 | 8,482,965 | 85,772 | 293,072,115 | 810,086 |
| 新竹州 | 118,283.87 | 412,128,615 | 513,192 | 487,306 | 88,720 | 43,963,642 | 597,579 |
| 台中州 | 128,864.05 | 2,290,351,718 | 1,527,519 | 606,337 | 3,790,133 | 83,904,000 | 855,153 |
| 台南州 | 99,317.83 | 4,164,555,180 | 767,183 | 2,751,696 | 377,023 | 114,281,826 | 1,019,813 |
| 高雄州 | 84,940.52 | 1,583,328,684 | 442,917 | 4,951,146 | 3,719,417 | 78,646,500 | 577,971 |
| 花蓮廳 | 9,409.52 | 244,753,932 | 60,281 | 319,019 | 50,096 | 2,662,000 | 41,922 |
| 台東廳 | 6,446.62 | 48,689,851 | 9,115 | 465,740 | 20,854 | 2,715,450 | 54,200 |
| 澎湖廳 | — | — | 0 | 714,373 | 426 | — | — |
| 總數 | 546,656.09 | 8,839,832,892 | 5,092,757 | 18,778,582 | 8,132,441 | 619,245,533 | 3,956,724 |

資料來源：國立台灣大學法學院（2008），台灣日治時期統計資料庫。

表 2 台灣區域收斂現象之驗證（1961-2006 年）

| | 普通最小 平方法 | 分量回歸 | | |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | | 25% | 50% | 75% |
| 1961-1981 年 | | | | |
| 常數 | 49.56 (7.82)*** | 28.36 (5.84)*** | 35.47 (6.60)*** | 73.36 (5.59)*** |
| 期初所得 | -2.61 (-4.31)*** | -1.25 (-3.34)*** | -1.56 (-3.84)*** | -3.47 (-3.39)*** |
| R^2 | 0.49 | 0.32 | 0.32 | 0.31 |
| \bar{R}^2 | 0.47 | 0.29 | 0.29 | 0.27 |
| $\hat{\sigma}$ | 14.64 | 18.97 | 16.48 | 22.08 |
| 1981-2006 年 | | | | |
| 常數 | 8.55 (4.47)*** | 5.90 (3.11)*** | 5.27 (3.52)*** | 8.24 (7.14)*** |
| 期初所得 | -0.02 (-1.71) | -0.01 (-1.17) | -0.01 (-0.70) | -0.01 (-1.72) |
| R^2 | 0.12 | 0.09 | 0.07 | 0.07 |
| \bar{R}^2 | 0.08 | 0.05 | 0.02 | 0.03 |
| $\hat{\sigma}$ | 3.46 | 3.95 | 3.78 | 3.50 |

註：普通最小平方法與分量迴歸方程式遵循 Baumol（1986）為：

$$[(Y/L)_i^t / (Y/L)_i^0] - 1 = \alpha + \beta(Y/L)_i^0 + \hat{\varepsilon}_i。$$

資料來源：本研究自行整理。

著水準在 10% 左右，但 R^2 低於 0.12，無法支持具 Baumol (1986)；DeLong (1988) 之 β 收斂 (convergent) 現象。若再遵循 Barro and Sala-i-Martin (1992)，以非線性最小平方法進行分析：

$$\log[(Y/N)_i^{2010}/(Y/N)_i^{1976}] = \alpha + [(1 - e^{-\beta})]\log(Y/N)_i^{1976} + \hat{\varepsilon}_i。$$

若仿照 Barro and Sala-i-Martin (1992) 以非線性最小平方法，進行 Ramsey 成長模型收斂速度之量度。估計結果顯示模型解釋度 R^2 不高，僅為 0.18。1976-2010 年之係數 β 即收斂速度，估計結果為 0.31 (t 值 17.4)，在 10% 顯著水準顯著，常數項為 3.51 (t 值為 8.78)，在 1% 顯著水準顯著，符合模型收斂之結果。

若以本研究之實證結果與其他研究做比較：曾怡菁 (2007) 曾以台灣地區 22 縣市 1990 年至 2005 年資料，以空間自我相關分析以及空間計量模型，根據追蹤資料分析結果顯示台灣各縣市之間存在條件收斂。黃聖峰 (2004) 以縣市、鄉鎮之製造業與服務業平均薪資，發現台灣地區各鄉鎮的服務業以及製造業的薪資水準具有絕對收斂性，而其收斂速度以製造業較快。黃雅燕 (2006) 以 1996 年至 2001 年中國大陸 204 個地級城市為基礎，探討中國大陸各城市間是否存在條件收斂，分析顯示有條件收斂。至於產業結構變化，是否影響所得分配原因？根據邊裕淵 (1979) 以基尼係數解構探討農業走向工業化過程，所得分配均度變化情形，研究顯示台灣所得均度有提高現象。以上研究雖然時間跨度較少，但研究發現與本研究支持收斂之實證結果相近。

Bourguignon, Fournier, and Gurgand (2001) 探討台灣 1978-1994 年間，經濟高度成長，並伴隨產業、人口結構、都市化快速結構變動過程，所得分配仍穩定原因。其主要結論為 1979 年以來收入結構、勞動力參與行為及社會人口結構，巧妙地在結構變化中互相抵消，使所得分配達穩定性。陳正倉、林惠玲、陳忠榮與莊春發 (2007) 以為台灣過去中小企業為主體之生產結構，為維繫台灣能於經濟快速起飛中，經濟仍能持續穩定、所得分配平均內在穩定機制。

Chiang (2009a、b) 分別由區域發展之差異性、產業多樣化的角度，探討穩定力量的來源。以區域差異性對全國失業率之影響而言，Chiang (2009a) 根據台灣北、中、南、東四區域，在 1981-2004 年期間印證區域多樣性資料，探討多樣性與全國失業率關係，發現多元性帶來區域間勞動遷徙，降低全國整體失業率。Chiang (2009b) 再以區域產業多元性探討，1982 至 2004 年間台灣地區 23 個縣市失業問題。發現產業多元化可減少本地區勞動力市場的波動。

但台灣中小企業結構、區域多元化、產業多元化的特色，近年有弱化趨勢，導致近年所得均度確有惡化現象。Lee (2008) 指出台灣經濟成長，從 1986 年的 11.6% 下降到 2005 年的 4.1%，所得分配不均度亦隨之提高。Lee (2008) 將其歸因於家庭、經濟結構、政治和政策的變化，導致所得分配之惡化。

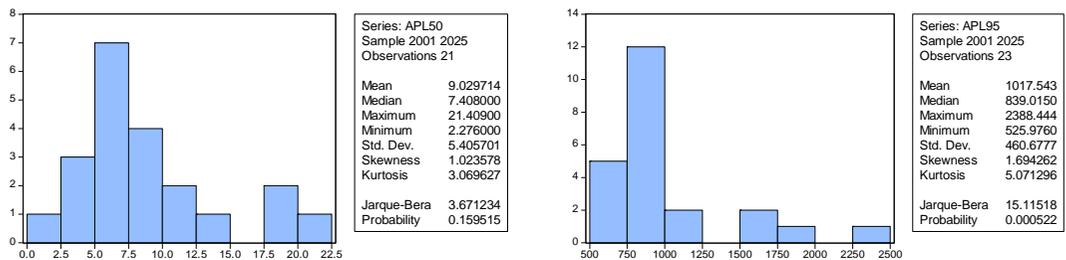
二、台灣區域所得分配與社會福利

本小節參照 Sala-i-Martin (2006) 與 Kumar and Russell (2002) 之作法，由實際觀測值求算核平滑化函數，圖 1 與圖 2 為分別以平均勞動生產力 (1961、2006 年) 以及縣市別每人所得 (1976-2010 年) 資料，所描繪之實際資料直方圖，以及據以平滑化後之圖形比較。由實際圖形，我們發現縣市別勞動生產力 1961、2006 年縣市別每人所得 (1976-2010 年)⁹ 實際資料與平滑後曲線，出現明顯雙峰 (twin-peak) 化或三峰分配的結果，這與 Quah (1996、1997) 之世界所得分配類似。但台灣高所得區域之機率，不論以每人所得或以勞動生產力觀察均極低。勞動生產力 2006 年資料出現明顯三峰分配狀態，同樣的中低所得俱樂部所得分配並不高。這樣的三峰分配型態，正如區域發展不平衡發展策略所描述的特色，亦即在資源有限的限制下，將資源集中投資幾個發展極 (polar)，再由發展極當區域發展之引擎，鏈動整體經濟發展。

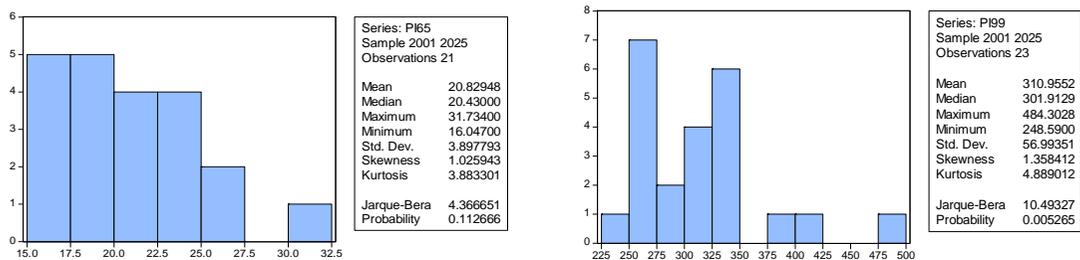
圖 1 資料顯示，無論所得或平均勞動生產力，先驗分配於工業化之初期無法拒絕付服從常態分配結果，Jarque-Bera 指標顯著水準 0.11 以上。近期 (2006 或 2011 年) 則不符合常態分配，Jarque-Bera 指標均呈顯著狀態。另偏態係數為正，呈現右 (正) 偏，峰度都超過 3 以上，屬高峽峰。每人產出之平均數，1961 年為 9 千元；2006 年則為 101 萬 8 千元。最高最低差距，由 1961 年之 1 萬 9 千元，擴大至 2006 年之 186 萬 2 千元。若以標準差衡量，在 1961 年高低差距為 3.54 個標準差，而 2006 年增加至 4.04 個標準差。若以變異係數¹⁰ 衡量，1961 年為 0.60；2006 年改善為 0.45。

圖 2 為根據第貳部分第二小節之機率密度函數估計過程，所進行之機率密度函數估計結果。根據平滑化結果，圖 2，A. 縣市別平均勞動生產力之左圖，為圖 1 直方圖以 1961 年平均勞動生產力資料平滑化結果，故仍出現雙峰分配，第一個高峰分布於 5 至 7 千而左右，第二個高峰則出現於 1 萬 7 千元至 2 萬左右；左圖為 2006 年資料平滑化結果，具三峰分配，第一個高峰落在 100 萬元左右，第二、三個高鋒分別位於 160 萬元與 290 萬元左右。若依個人所得進行平滑化，圖 3 顯示 1965 年高峰位於 2 萬元左右，而 2010 年第一個高峰在 30 萬左右，較低的高峰則位於 45 萬元左右。

A. 縣市別平均勞動生產力 (1961 與 2006 年)



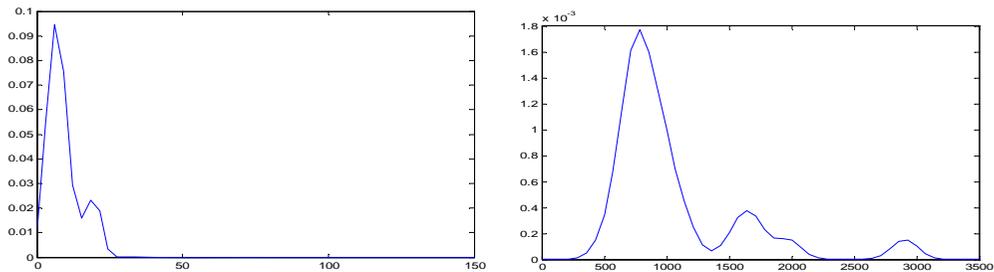
B. 縣市別每人所得 (1976 與 2010 年)



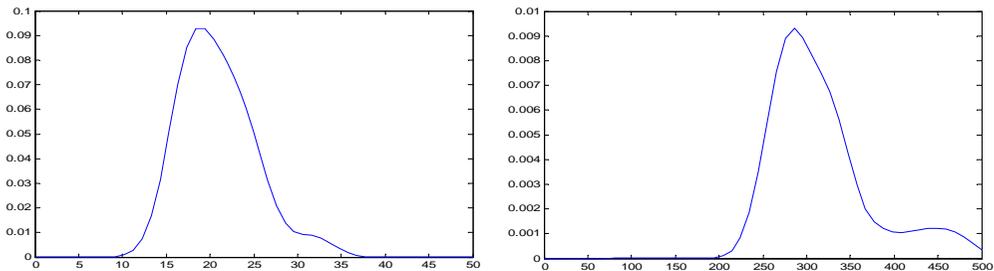
資料來源：本研究自行整理。

圖 1 實際觀測值所得分佈

A. 縣市別平均勞動生產力 (1961-2006 年)



B. 縣市別每人所得 (1976-2010 年)



資料來源：本研究自行整理。

圖 2 區域所得分配之核函數

若以威廉遜 (Williamson) 指標¹¹ 計算區域發展差距指數，1961 年為 0.56；1981 年降為 0.22；2010 年再降為 0.17，威廉指標顯示，區域所得差距逐年獲得改善。若以基尼係數觀察，1961 年為 0.30；1981 年為 0.09；2010 年為 0.08，顯示區域所得差距獲得改善 (表 3)。

若按邊沁式社會福利函數與隨機優勢理論重新檢驗社會福利的變化，按社會福利的觀點，既定所得分配不均度下，區域產出水準之提升，邊際效用為正，故有助於社會福利之提升；但若相同的平均產出水準，社會所得分配離散度增加，亦即平均固定變異擴張 (MPS)，則社會福利降低。但若二者都改變，對社會福利之影響，可由隨機優勢理論證明，台灣 2010 年一階隨機優勢於 2006 年，表示邊沁式社會福利函數增加；同理台灣 2006 年一階隨機優勢於 2001 年。同理可推得 1961 年以來以五年為一個衡量時間點，顯示社會福利函數逐年增加。由於一階隨機優勢理論成立，二階隨機優勢亦存在 (圖 3)。

附錄一為累積機率表，其中 1961、1965、1971 年無縣市別家庭收支調查資料，故以平均勞動生產力進行核平滑化計算。1976 至 2010 年資料則依各縣市每人平均所得資料進行衡量。

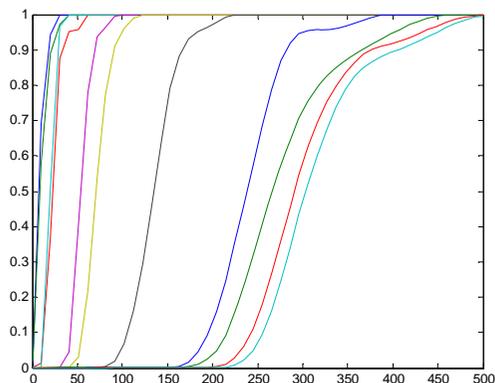
三、台灣區域發展之機率分析

本小節根據關聯結構 (Copula) 法，估計區域發展與平均勞動產出關係之聯合機率密度函數 (表 4)。根據 t-copula 函數，以極大化概似函數選取的參數，顯示期初每人產出水準與每人產出成長率的關係，相關係數為負值 (-0.61)。估計結果與表 2 有異曲同工之處，顯示期初每人產出高的區域，區域成長率反呈較低度成長。

若觀察其聯合機率分配 (表 4)，以十個分量來觀察，期初每人產出邊際分配以第四分量 (17 萬 3 千元) 機率最大 (40.7%)。若以成長率觀察，則集中於第三個分量 (5.26%)：

$$f_{y_j}(5.26 \geq y_j > 3.20) = \frac{436}{1000} = 43.6\%$$

$$f_{y_{70}}(173 \geq y > 121) = \frac{407}{1000} = 40.7\%$$



註：以上曲線由左至右分別為 1961 年至 2010 年累積機率曲線。

資料來源：本研究自行整理。

圖 3 區域所得分配之累積機率核函數

表 3 區域所得分配指標

| 指標 | 1961年 | 1966年 | 1971年 | 1976年 | 1981年 | 1986年 | 1991年 | 1996年 | 2001年 | 2006年 | 2010年 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 基尼係數 | 0.30 | 0.32 | 0.16 | 0.09 | 0.09 | 0.09 | 0.09 | 0.07 | 0.09 | 0.08 | 0.08 |
| 威廉遜指標 | 0.56 | 0.55 | 1.00 | 0.22 | 0.22 | 0.20 | 0.20 | 0.18 | 0.21 | 0.20 | 0.17 |

資料來源：本研究自行整理。

表 4 聯合機率密度配適與模擬

單位：‰

| 分量 | 期初 APL | | | | | | | | | | 邊際 機率 |
|---------|--------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----------|
| | 18.90 | 70.12 | 121.35 | 172.57 | 223.79 | 275.02 | 326.24 | 377.46 | 428.68 | 479.91 | |
| 19.64 | 0 | 5 | 16 | 11 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 33 |
| 17.59 | 0 | 1 | 23 | 11 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 38 |
| A 15.53 | 0 | 2 | 6 | 5 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 13 |
| P 13.48 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| L 11.42 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 2 |
| 成 9.37 | 0 | 1 | 44 | 41 | 8 | 2 | 1 | 0 | 1 | 0 | 98 |
| 長 7.31 | 1 | 3 | 76 | 194 | 68 | 14 | 2 | 1 | 1 | 10 | 370 |
| 率 5.26 | 0 | 0 | 32 | 141 | 144 | 65 | 9 | 1 | 18 | 26 | 436 |
| 3.20 | 0 | 0 | 0 | 4 | 7 | 9 | 1 | 0 | 3 | 6 | 30 |
| 1.15 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 | 2 |
| 邊際機率 | 1 | 12 | 198 | 407 | 231 | 90 | 13 | 2 | 24 | 44 | 1000 |

註 1：以上以 t-cupola 配飾結果，APL 成長率與期初 APL 之相關係數為-0.61。

註 2：以上資料係按所配適之雙元聯合機率分布函數，進行 1000 次模擬試驗之機率分布關係。

資料來源：本研究自行整理。

而若就聯合機率的角度，討論成長率居第三分量同時每人產出居第四分量之聯合機率：

$$f(7.31 \geq \dot{y} > 5.26, 173 \geq y > 121) = \frac{194}{1000} = 19.4\%$$

表示區域發展過程中，有19.4%的機率，發生期初每人產出偏中、低區域，其經濟成長率屬中、高速成長。

但若回到區域發展收斂的議題，若計算低每人產出較低區域未來成長的機率分配，則可以條件機率計算對應成長情境。以每人產出第二分量以下作為分析主體為例：

$$f_{y_{70}}(70 \geq y > 0) = \frac{12}{1000} = 1.2\%$$

$$f(19.64 \geq \dot{y} > 15.53 \mid 70 \geq y > 0) = \frac{6/1000}{12/1000} = 50\%$$

$$f(7.31 \geq \dot{y} > 0 \mid 70 \geq y > 0) = \frac{4/1000}{12/1000} = 33.33\%$$

以上分析顯示出一種不同於區域發展收斂的「均數配適」觀點，而可以呈現發展的可能性，亦即從台灣工業化的經驗，看區域發展的可能性，發現每人產出較低區域有50%的機率會高度成長，而有32%的機率維持低度成長。若計算每人產出較高區域成長率的機率分配，以每人產出第八分量以上作為分析主體：

$$f_{y_{70}}(480 \geq y > 377) = \frac{68}{1000} = 6.8\%$$

$$f(19.64 \geq \dot{y} > 15.53 \mid 480 \geq y > 377) = \frac{0/1000}{68/1000} = 0\%$$

$$f(7.31 \geq \dot{y} > 0 \mid 480 \geq y > 379) = \frac{66/1000}{68/1000} = 97\%$$

資料顯示每人產出較高地區減速的機率高（97%），但持續維持領先高速成長的可能性很低。以上為一個可預測、檢驗的機率模式，藉由邊際分配及關聯結構分階段處理，使得我們可以更彈性的討論區域發展關係。

伍、結論

若以國家發展理論來觀察檢視區域發展，有許多發展軌跡與經驗是相近的。台灣經濟發展過程，區域發展與變遷過程，很難完全以經濟成長的角度去詮釋。但不可懷疑的經濟成長，卻是區域發展諸多因素中的核心因素之一。本文嘗試以較長期的資料，來觀察區域發展的變遷。主要研究發現如下：

日治時期，台灣主要的米、糖生產以及人口，多集中台中州、台南州，因此1920至1930年代，台灣中南部為當時重要的發展核心區域。1960年代的資料顯示，生產重心慢慢北移至以台北縣市、高雄縣市兩個新的成長極。若根據Baumol (1986) 的方法與分量迴歸分析的結果，顯示區域發展有收斂狀態。若以非線性最小平方法對Ramsey模型收斂速度 (β) 之進行估計，亦符合模型收斂之結果。

若以成長過程，區域離散度的角度觀察：以最高、最低差距衡量結果顯示差距增加；標準差衡量結果，雖2006年標準差高於1961年；但變異係數、威廉指標、基尼係數觀察結果，均顯示區域所得差距改善。

按社會福利的觀點，既定所得分配不均度下，區域產出水準之提升，邊際效用為正，故有助於社會福利之提升；但若相同的平均產出水準，社會所得分配離散度增加，亦即平均固定變異擴張 (MPS)，則社會福利降低。故本文按邊沁式社會福利函數與隨機優勢理論重新檢驗社會福利的變化，發現台灣1961至2010年，每五年比較結果顯示具一階隨機優勢特性，表示社會福利函數呈增加狀態。

而若就機率的角度觀察，根據過去歷史資料，所配適的聯合機率關係顯示，區域發展存在否極泰來的可能性。長期而言，相對低所得水準的區域，有相當大的機率 (50%)，可以高度成長，但亦存在 33% 的機率，維持相對貧窮的現狀。

根據以上研究發現，在經濟成長與區域發展平衡之間，本文試圖提出以下政策建議：

1. 建構穩定與分配機制：台灣過去曾經歷快速成長、結構化變動卻保持所得分配平均，主要歸因於產業與區域多樣化發展，大型、中小企業並行等內在穩定機制。為因應國際競爭，台灣企業大型化、集中化之趨勢，雖可帶來規模、範疇經濟效益，過度集中反而無法發揮分散風險效果。政府應培育重點產業、尋找區域發展之成長極，但亦須重租稅制度、產業結構等方向，建構產業發展網絡，以發揮穩定、傳導作用。

2. 成長極策略：區域不平衡、城鄉差距惡化，影響社會與政治安定。但若從「不平衡發展」策略觀點，以生產力較高區域、產業，產生發展關鍵性效果，利用區域間「群聚」與「關聯」機制，以不平衡追求「成長」與「平均」。
3. 穩定中求發展：根據投資組合觀點，投資組合多樣化，相較於集中中化，屬不同投資策略。台灣屬小型開放體系，國際變化帶來風險與機會，區域多元化發展，可降低台灣整體經濟的波動性。全面的區域發展政策，可以發揮多樣性的經濟效應，因應不同的風險與機會。

註釋

1. 主要文獻可分為 β 收斂假說、 σ 收斂假說、條件收斂與俱樂部收斂說等。
2. 極端貧窮線 (the extreme poverty line) 只每日所得 1 美元，每年所得 340 美元。
3. 參見第三部分研究資料來源說明。
4. 環寬之選擇，採平均積分平方誤差 (mean integrated squared error)，或拇指法則 (rule of thumb)： $h = (4\hat{\sigma}^5/3n)^{1/5}$ ，其中 $\hat{\sigma}$ 為樣本標準差， n 為觀測值數目。
5. 1974 年至 1993 年原名「臺灣地區個人所得分配調查報告」，1994 年更名為「臺灣地區家庭收支調查報告」。
6. 平均勞動生產力為單位勞動產出，與人均產出水準差距在於人均產出水準=單位勞動產出 \times 勞動參與率 \times 十五歲人口比率。勞動力參與率=勞動力 \div 十五歲以上民間人口，十五歲人口比率=十五歲以上民間人口 \div 總人口。
7. 以下迴歸分析結果：***表示顯著水準為 1%；**表示顯著水準為 5%；*表示顯著水準為 10%。
8. 若考慮 2010 年金融危機之影響，若改以 1976 致 2006 年成長率， $(Y/N)_i^{1976}$ 係數為 -0.18， t 值為 -2.54 在 5% 顯著水準顯著，仍支持 β 收斂假說， R^2 仍偏低 (0.25)。
9. 基於篇幅限制，圖 2 僅列式 1961、2006 年或 1976、2010 年對照資料，其他年度資料參酌附錄二。
10. 以標準差除以平均數。

11. $I_w = \frac{[\sum(y_i - \bar{y})^2(L_i/L)]^{0.5}}{\bar{y}}$ ，其中 \bar{y} 為平均所得， L_i 為區域勞動人口， L 為總區域勞動人口。

參考文獻

一、中文部分

1. 朱敬一(1990)，個體經濟學，台北：雙葉書廊。
2. 余清祥(1997)，修勻Graduation統計在保險的應用，台北：雙葉書廊。
3. 國立台灣大學法學院（2008），日治時期統計資料庫，臺灣法實證研究資料庫建置計畫(TaDELS)，台北：台灣大學。
4. 曾怡菁(2007)，台灣各縣市所得收斂假說之檢定，世新大學經濟學研究所碩士論文。
5. 黃雅燕(2006)，中國大陸地級城市經濟成長收斂性假說驗證－空間Panel計量的應用，世新大學財務金融研究所碩士論文。
6. 黃聖峰(2004)，台灣各縣市經濟指標空間自相關分析－兼論工資收斂性假說，世新大學經濟學研究所碩士論文。
7. 陳正倉、林惠玲、陳忠榮、莊春發(2007)，產業經濟(第二版)，台北市：雙葉書廊。
8. 廖鈺郡(2009)，所得分配衡量方式之比較，行政院主計總處專題分析，台北市：行政院主計總處。
9. 賴奕豪，江福松、林煌傑(2010)，極端報酬下亞洲股市之蔓延效果：應用Copula分析法，經濟與管理論叢，6(2)，248-270。
10. 賴柏志(2004)，關聯結構(copula)在信用風險管理之運用，Retrieved January 10, 2011，取自：<http://www.jcic.org.tw/publish/040902.doc>。
11. 邊裕淵(1979)，工業化與農家所得分配，中央研究院三民主義研究所專題選刊，台北市：中央研究院三民主義研究所。

二、英文部分

1. Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. Journal of Political Economy, 100(21), 223-251.
2. Baumol, W. J. (1986). Productivity growth, convergence, and welfare: What the long-run data show. American Economic Review, 76(5), 1072-1085.
3. Baumol, W. J. (1967). Macroeconomics of unbalanced growth: The anatomy of urban crises. American Economic Review, 57, 415-426.
4. Bourguignon, F., Fournier, M., & Gurgand, M. (2001). Fast development with a stable income distribution: Taiwan, 1979-1994. Review of Income and Wealth, 2(47), 139-163.
5. Bouye, E., Durrleman, V., Nikeghbali, A., Riboulet, G., & Roncalli, T. (2000). Coupla for Finance: A Reading Guide and Some Application. Working paper, retrieved January 20, 2011, from http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1032533.
6. Bowman, A. W., & Azzalini, A. (1997). Applied Smoothing Techniques for Data Analysis, New York: Oxford University Press.
7. Breitenfellner, A., & Hildebrandt, A. (2006). High employment with low productivity? The service sector as a determinant of economic development. Monetary Policy & The Economy, 1, 110-135.
8. Chiang, S. H. (2009a). The effects of regional diversity on national unemployment through inter-regional migration: new evidence from Taiwan. Applied Economics, 41, 2505-2511.
9. Chiang, S. H. (2009b). The effects of industrial diversification on regional unemployment in Taiwan: Is the portfolio theory applicable? Annals of Regional Science, 43, 947-962.
10. DeLong, J. B. (1988). Productivity growth, convergence, and welfare: Comment. American Economic Review, 78(5), 1138-1154.
11. Dowd, K. (2008). Copulas in Macroeconomics. Journal of International and Global Economic Studies, 1(1), 1-26.

12. Eichberger, J., & Harper, I. R. (1997). Financial Economics. New York: Oxford University Press.
13. Greene, W. H. (2005). Econometric Analysis, (5th Ed.). New Jersey: Prentice Hall Press.
14. Kremer, M. (1993). Population growth and technological change: One million B.C. to 1990. Quarterly Journal of Economics, 108(3), 681-716.
15. Krugman, P. (1979). A Model of innovation, technology transfer, and the world distribution of income. Journal of Political Economy, 87(21), 253-266.
16. Kumar, S., & Russell, R. (2002). Technological change, technological catch-up, and capital deepening: Relative contributions to growth and convergence. American Economic Review, 92(3), 527-548.
17. Kumbhakar, S. C., & Wang, H. J. (2005). Estimation of growth convergence using a stochastic production frontier approach. Economics Letters, 88(3), 300-305.
18. Kuznets, S. (1963). Quantitative aspects of the economic growth of nations-VIII. Economic Development and Culture Change, 11, 1-80.
19. Lee, Y. F. (2008). Economic growth and income inequality: The modern Taiwan experience. Journal of Contemporary China, 17(55), 361-374.
20. Maddison, A. (2003). Development Centre Studies the World Economy: Historical Statistics. Paris: OECD.
21. Quah, D. (1996). Twin peaks: Growth and convergence in models of distribution dynamics. Economic Journal, 106, 1045-1055.
22. Quah, D. (1997). Empirics for growth and distribution: Polarization, stratification, and convergence clubs. Journal of Economic Growth, 2, 27-59.
23. Romer, D. (2006). Advanced Macroeconomics, (3rd Ed.). Boston: McGraw-Hill Press.
24. Sala-i-Martin, X. (2006). The world distribution of income: Falling poverty and convergence, period. Quarterly Journal of Economics, 121(2), 351-397.
25. Sklar, A. (1959). Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. Publications de l'Institut de Statistique de l'Université de Paris, 8, 229-231.

26. Solow, R. (1957). Technical change and the aggregate production function. Review of Economics and Statistics, 39, 312-320.
27. Triplett, J. E., & Bosworth, B. P. (2003). Productivity measurement issues in services industries, "Baumol's disease" has been cured. Journal Economic Policy Review, 9(3), 23-33.
28. Trivedi, P. K., & Zimmer, D. M. (2005). Copula modeling: An introduction for practitioners. Foundations and Trends in Econometrics, 1(1), 1-111.

102年01月14日收稿

102年01月22日初審

102年07月14日複審

102年10月11日接受

附錄

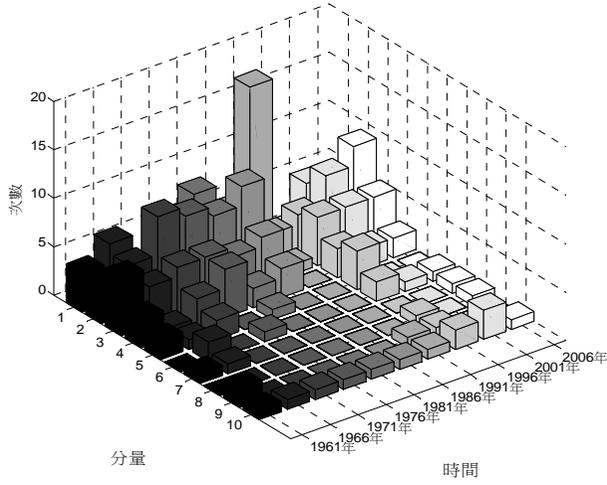
附錄一 累積機率

| 級距 | 1961年 | 1966年 | 1971年 | 1976年 | 1981年 | 1986年 | 1991年 | 1996年 | 2001年 | 2006年 | 2010年 |
|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| 0.00 | 0.01 | 0.02 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 10.20 | 0.69 | 0.58 | 0.01 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 20.41 | 0.94 | 0.89 | 0.37 | 0.51 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 30.61 | 1.00 | 0.97 | 0.88 | 0.97 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 40.82 | 1.00 | 1.00 | 0.95 | 1.00 | 0.04 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 51.02 | 1.00 | 1.00 | 0.96 | 1.00 | 0.40 | 0.03 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 61.22 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.78 | 0.22 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 71.43 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.94 | 0.54 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 81.63 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.96 | 0.77 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 91.84 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.91 | 0.02 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 102.04 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.96 | 0.07 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 112.24 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.99 | 0.16 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 122.45 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.30 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 132.65 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.47 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 142.86 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.64 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 153.06 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.79 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 163.27 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.88 | 0.01 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 173.47 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.93 | 0.02 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| 183.67 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.95 | 0.04 | 0.01 | 0.00 | 0.00 |
| 193.88 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.96 | 0.09 | 0.02 | 0.00 | 0.00 |
| 204.08 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.98 | 0.16 | 0.05 | 0.00 | 0.00 |
| 214.29 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.99 | 0.25 | 0.09 | 0.01 | 0.00 |
| 224.49 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.35 | 0.15 | 0.03 | 0.01 |
| 234.69 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.46 | 0.23 | 0.06 | 0.02 |
| 244.90 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.57 | 0.32 | 0.11 | 0.05 |
| 255.10 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.69 | 0.41 | 0.18 | 0.09 |
| 265.31 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.79 | 0.49 | 0.27 | 0.16 |
| 275.51 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.87 | 0.57 | 0.36 | 0.25 |
| 285.71 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.92 | 0.65 | 0.46 | 0.34 |
| 295.92 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.94 | 0.71 | 0.55 | 0.43 |
| 306.12 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.95 | 0.76 | 0.63 | 0.52 |
| 316.33 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.96 | 0.80 | 0.70 | 0.06 |
| 326.53 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.96 | 0.83 | 0.75 | 0.67 |
| 336.73 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.96 | 0.85 | 0.80 | 0.74 |
| 346.94 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.97 | 0.87 | 0.83 | 0.79 |
| 357.14 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.97 | 0.89 | 0.86 | 0.82 |
| 367.35 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.98 | 0.90 | 0.89 | 0.85 |
| 377.55 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.99 | 0.92 | 0.90 | 0.87 |
| 387.76 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.93 | 0.91 | 0.88 |
| 397.96 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.95 | 0.92 | 0.89 |
| 408.16 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.96 | 0.93 | 0.90 |
| 418.37 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.97 | 0.93 | 0.91 |
| 428.57 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.98 | 0.94 | 0.93 |
| 438.78 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.99 | 0.96 | 0.94 |
| 448.98 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.99 | 0.97 | 0.95 |
| 459.18 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.98 | 0.96 |
| 469.39 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.99 | 0.97 |
| 479.59 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.99 | 0.98 |
| 489.80 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 0.99 |
| 500.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 | 1.00 |

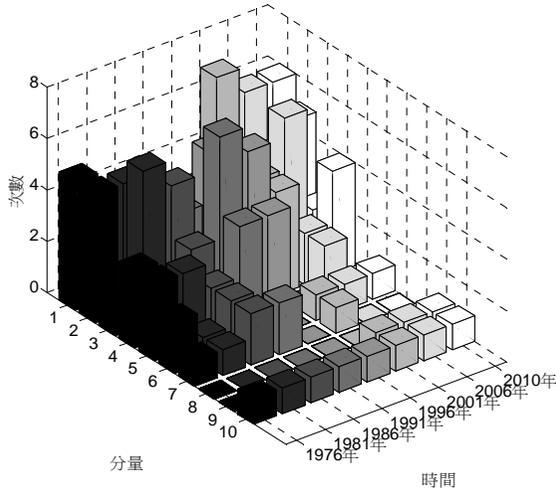
資料來源：本研究自行整理。

附錄二 歷年機率分布直方圖

A.縣市別平均勞動生產力（1961-2006年）



B.縣市別每人所得（1976-2010年）



附圖 1 各年度實際觀測值直方圖

資料來源：本研究自行整理。

作者介紹

Author's Introduction

姓名 高慈敏
Name Tzu-Min Kao
服務單位 私立銘傳大學財務金融系助理教授
Department Assistant Professor, Department of Finance, Ming Chuan University
聯絡地址 台北市中山北路五段 250 號
Address No.250, Sec. 5, Jhongshan N. Rd., Shihlin Dist., Taipei City 11103, Taiwan.
E-mail tmkao@mail.mcu.edu.tw
專長 貨幣銀行，總體經濟學，產業關聯分析
Specialty Money and Banking, Macroeconomics, Input-Output Analysis