

# 經濟發展與所得分配：均與富之辨\*

陳 寬 政\*\*

## 前 言

如果我們將經濟發展視為創造財富的過程，而將所得分配視為分享財富的安排，則「既富且均」的觀念不僅為當今各國政治與經濟政策的核心問題（Issue），而且是一個頗具爭論性的問題。自從Simon Kuznets（1955）提出經濟發展與所得不均的倒U形關係之假設以來，學者就已開發國家的歷史資料曾經產生過不少爭論（Kolko, 1962; Kravis, 1962; Perlo, 1964; Miller, 1966），經過長期而仔細的資料比對後，終於建立了Kuznets的假設（Adelman and Morris, 1973; Kristensen, 1974; Chenery and Syrquin, 1975; Williamson, 1976）。晚近，由於新興國家的經濟發展已經形成趨勢或潮流，又有些學者認為開發中國家的經濟發展過於依賴對外貿易與外來的投資，以致所得分配持續趨向不均（Chiot, 1977; Moulder, 1977; Evans and Timberlake, 1980）；另外，也有些學者因台灣與韓國經濟發展的實例而認為在某些特定的條件下，經濟發展與所得均等是可

\*本文初稿承同仁黃榮村、曹添旺、劉鶯訓、林忠正、朱雲鵬、邊裕淵、及賴景昌、施俊吉等多所教益，謹此致謝，但文責當然由作者自負。

\*\*中央研究院三民主義研究所副研究員。

以相容並存的( Fei and Ranis, 1975; Fei, Ranis, and Kuo, 1979; 陳昭南, 1980; Barrett and Whyte, 1982 )。這兩種見解均認為Kuznets的假設不適用於某些經濟之發展,前者預期在對外貿易或外來投資為經濟活動之主體時,經濟發展導致所得分配之不均;後者預期在(1)教育普及、(2)工資收入相對於財產收入的比重上昇、(3)中小企業興起、及(4)非農業所得佔農家收入的比重上昇等條件下,經濟發展導致所得分配之均等。但有趣的是,台灣地區的經濟發展同時滿足上述兩種見解所設定的條件,結果是其一預期所得分配趨向不均,另一則預期所得分配趨向均等。本文嘗試就所得分配「不均」之測度提供一個不同於這兩種主張的第三種觀點,期能有助於矛盾之解決。

## 一、均富的概念與所得分配

其實,上述的種種爭論均涉及所得分配研究的兩項基本問題,乃(1)資料可靠性及(2)概念運作的問題。雖然已有不少學者就所得分配之指標建構提出不少主張與貢獻( Champernowne, 1974; Atkinson, 1975; Cowell, 1977; 曹添旺、賴東昇、及陳昭南, 1980; 張福讓, 1980 ),却較少有人就概念與指標間的相干性做一檢討( 費景漢, 1977; 周建富及費景漢, 1977; 周建富, 1979 )。同時,資料可靠性雖然也是爭論的核心問題之一,却迄無系統性的資料效度與信度之評估,使各種正反互相抵觸的意見與主張得以同時並存而「辨愈不明」。本文係針對所得分配的概念運作,檢討所得「不均」的許多測量指標中,最為廣泛使用而且被充分了解的吉尼係數( Gini Coefficient of Concentration )之組成及其相關的推論,藉以引出新的觀點與見解。

在經濟發展的脈絡中,「均富」的概念指的是求富與求均的理念與行動,既要有所得之成長也要能消弭貧富間的差距。但是,我國的傳統哲學強調秩序與安和,則「均」似乎是較為受重視的觀念,所以子曰「不患寡而患不均」。也就是說,「均」與「富」是可以而且需分開處理的概念,雖然兩者在理論及實務上均有密不

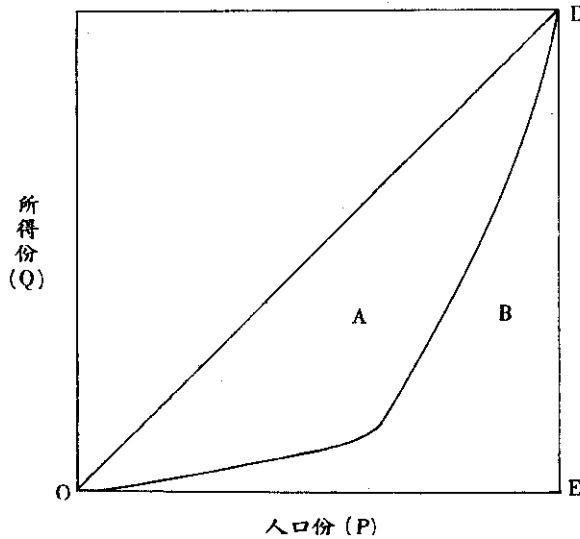
可分的關係。求均的理念與行動又可分為兩大類：一為實質的均等，另一則為機會的均等（Okun, 1975:65-87）；前者著重所得與財富之分配，後者強調影響所得與財富分配的因素，若不能了解並控制所得與財富分配的影響因素，則實質上的均等只是孫中山先生所說的「假平等」。例如，前述主張有利於所得均等的條件中，包括有教育普及與中小企業興起等，都涉及機會之均等（陳昭南，1980），亦即「立足點之平等」。但是，社會學對於機會均等之研究又指出，機會的社會結構是固定不變的，機會分配之趨向均等似乎只是機會創造或成長的結果（陳寬政，1980），則經濟發展（或社會發展，以求包括教育、文化、及溝通機會之成長）與所得、財富、及機會之分配確有密不可分的關係。將此項關係表示為數學上的函數關係，正是本文就所得成長與所得分配所欲檢討的目標與對象。換句話說，在本文的討論中，機會均等與實質均等是可以互相替換的（陳寬政及陳文玲，1982），雖然在實務上我們希望能控制前者而影響後者。

以上，我們主張「均」與「富」為不同的概念，則適用於所得成長的情況時，所得分配「不均」的測度需能獨立於所得的效果，以便追索兩者間的函數關係。吉尼係數是設計來測度所得不均的數種指標之一，於分離所得與不均時採用相對量（Relative Measures）為運作的基礎。簡言之，吉尼係數是從羅倫斯曲線（Lorenz Curve，見圖一）導出的一個係數；若以  $i$  ( $1 \leq i \leq k$ ) 表示圖一對角綫  $\overline{OD}$  上的任一點，令相對於  $i$  點的人數為  $n_i$ ，所得量為  $s_i$ ，則橫軸表示人口量的累積比  $P_i = \sum_{j=1}^i n_j / \sum_{j=1}^k n_j$ ，縱軸表示所得量的累積比  $Q_i = \sum_{j=1}^i s_j / \sum_{j=1}^k s_j$ 。如果將人口依所得大小順序排列，令低所得人口的位置  $i$  值小於高所得人口，自圖一  $O$  點開始累計人口份與所得份；當  $P$  與  $Q$  的相對增加可以對角綫  $\overline{OD}$  來表示時，每增加一個相對單位  $P$  值則  $Q$  亦增加一個相對單位，所得分配為「絕對均等」；當  $P$  與  $Q$  的相對增加可以沿兩股  $\overline{OE}$  及  $\overline{ED}$  來表示，所得集中於最後一組人（或個人），所得分配為「絕對不均」。使用實際觀察的所得資料來測繪  $P$  與  $Q$  的相對關係，結果當然是上述兩個極端之間，形狀應如圖一對角綫及兩股間所夾的曲綫，即羅倫

斯曲線  $L(i)$ 。  $L(i)$  愈向 E 點的方向移動則所得分配愈接近於絕對不均，愈向對角綫靠攏則所得分配愈接近於絕對均等。顯然，  $L(i)$  之移動可以圖一 A 或 B 的面積來測量，由於  $\overline{OE} = \overline{ED} = 1$ ，令吉尼係數  $G = 2A$ ，則  $0 \leq G = 1 - 2B \leq 1$ ，  $G$  愈接近於一表示所得分配愈不均等，愈接近於零表示所得分配愈均等。

由於  $2(A + B) = 1$  代表圖一的「標準」方塊，與總所得量的大小無關，則

圖一 羅倫斯曲綫與吉尼係數



吉尼係數在概念上是一個純粹的所得分配指標，  $G$  值之增減不受所得成長之影響。但是，此一標準化的程序也造成了問題，我們可以稱之為過度調整 (Over-Adjustment) 的問題。設想一個由兩人構成的社會，甲的所得為 4 元，乙為 6 元，總所得為 10 元，兩者的差距為  $D = 2$  元；再設想於經濟發展後，甲得 40 元而乙得 60 元，合計 100 元，但差距為  $D = 20$  元。就相對量的觀點而言，發展前後的所得差距均應表示為  $d = 0.2$ ，而且  $d$  在日常生活中不代表任何實質差距。改就絕對量的觀點而言，發展後的差距為發展前的十倍，若所得成長為實質成長，則差距之擴大有實質的意義。換句話說，標準化的程序有壓縮差距的效果，如果發展後甲乙兩人的所得差距為  $D = 51 \text{ 元} - 49 \text{ 元} = 2 \text{ 元}$ ，則相對差距為  $d = 0.02$ ，絕對差距

不變而相對差距縮小，反映於 G 值之計算上。概念上，吉尼係數為分離所得成長與所得分配而採用標準方塊的設計，運作上則標準化反而引進了所得成長的效果而壓縮差距，似乎含蘊著「先富而後均」的哲學預設，而不再強調「均」的獨特性與重要性。其實，此一預設原是無可厚非的，「均貧不如同富」至少是我們都能接受的原則，但以所得成長來測度所得分配似乎違背了「均」的概念意含與定義。

## 二、吉尼係數的函數分解

吉尼係數可適用於分組與不分組的所得資料，據曹添旺（1979:2-11）的解析，如果所得  $y_i$  ( $i = 1, 2, \dots, N$ ) 依大小順序排列 ( $y_i \leq y_j, i \leq j$ )，可以將  $y_i$  畫分為 K 組， $\sum_{j=1}^k n_j = N, \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_j} y_i = \sum_{i=1}^N y_i$ 。令 G 為根據所得分組計算的吉尼係數， $G^*$  為根據不分組所得計算的吉尼係數，而  $G_j$  為各分組內的吉尼係數， $p_j = n_j / N, q_j = \sum_{i=1}^{n_j} y_i / \sum_{i=1}^N y_i$ ， $G^* - G = \sum_{j=1}^k p_j q_j G_j$  表示不分組的吉尼係數  $G^*$  為組間吉尼係數 G 及組內吉尼係數  $G_j$  加權平均的和，則 G 為  $G^*$  的組間效果而  $\sum_{j=1}^k p_j q_j G_j$  為  $G^*$  的組內效果。由於  $\sum_{j=1}^k p_j q_j G_j \geq 0$ ，所以  $G^* \geq G$ ，依分組資料計算的吉尼係數小於不分組的吉尼係數；也就是說，分組資料的吉尼係數取組平均值計算所得分配的「不均」度而不考慮組內所得差異。如果  $G^*$  可以表示為  $y_i$  的函數  $G^* = G^*(y_i)$ ，則 G 為  $\bar{y}_j$  的函數  $G = G(\bar{y}_j)$ 。又據曹添旺、賴東昇、及陳昭南（1979:3）的說明，不分組的吉尼係數  $G^*$  為統計學上的均互差 D 之函數， $G^* = D / 2\bar{Y}$ ， $\bar{Y} = \sum_{i=1}^N y_i / N$ ；由於  $D = (2 / N^2) [ \sum_{i=1}^N \sum_{i < j} (y_j - y_i) ]$ ，所以

$$G^* = (1 / \bar{Y} N^2) [ \sum_{i=1}^N \sum_{i < j} (y_j - y_i) ] \quad (1)$$

但是，適用於分組資料而不考慮組內差異時，第 j 組的平均所得  $\bar{y}_j = \sum_{i=1}^{n_j} y_i / n_j$  可以代表組內個人或個別家戶的所得，則均互差可以改寫為  $D = (2 / N^2) [ \sum_{i < j}^k n_i n_j (\bar{y}_j - \bar{y}_i) ]$ ，代入(1)式後得分組資料的吉尼係數

$$G = (1 / \bar{Y}) [ \sum_{i < j}^k p_i p_j (\bar{y}_j - \bar{y}_i) ] \quad (2)$$

由於  $i < j$  而且所得分組係按大小順序排列，所以  $\bar{y}_j - \bar{y}_i = W_{ij} \geq 0$ 。顯然，吉尼係數可以表示為兩個組成元 (Components) 的乘積  $G = (1/\bar{Y}) \cdot (D/2)$ ，前面一個組成元  $(1/\bar{Y})$  為平均所得的倒數，後面一個組成元  $(D/2) = \sum_{i < j} p_i p_j (\bar{y}_j - \bar{y}_i)$  為所得差距的度量。若經濟發展可以所得成長來代表， $\bar{Y}$  的增加趨勢反映於吉尼係數的構造上，有迫使所得「不均」度降低的效果。為了進一步闡述所得成長對吉尼係數的效果，我們設定一個標準狀況以固定  $W_{ij}$ ，使  $\bar{Y}$  的增加由人口組成  $p_i$  來吸收，如表一。表一表示一個結構轉型 (陳寬政及陳文玲，1982)，於第一

表一 設想的職業結構轉型

職 業	工 資 ( 元 )	人 數		
		第 一 期	第 二 期	第 三 期
甲	5	1	3	5
乙	4	2	3	4
丙	3	3	3	3
丁	2	4	3	2
戊	1	5	3	1
總 人 數	N =	15	15	15
總 所 得	S =	35	45	55
吉 尼 係 數	G =	22 / 75	20 / 75	14 / 75
	$1/\bar{Y} =$	15 / 35	15 / 45	15 / 55
	$D/2 =$	154 / 225	180 / 225	154 / 225

期時人口以戊類職業為主，於第三期時改以甲類職業為主；第二期則為過渡時期，人口的職業組成自戊端逐漸移入甲端。由於表一的五類職業依工資的高低順序排列，職業結構的轉型同時涵蘊著所得成長的趨勢，使第一期的總所得為 35 元，第二期為 45 元，第三期為 55 元。事實上，表一的結構轉型不但固定職業別的所得差距  $W_{ij}$ ，而且固定勞動力的規模為  $N = 15$ ，使所得成長完全反映人口轉業的結果

( Fei and Ranis, 1964 ) 。

表一只是將雙元發展理論的現代部門擴張模型 ( Modern Sector Enlargement Model ) 改善為K部門之發展而已，與雙元模型的結果是完全一致的 ( Fields, 1979 )。我們可以將表一的安排視為一種實驗或模擬，令轉型前後兩期的人口分佈型態完全一致，因人口移入高所得組而發生所得成長的現象，以便考察G係數的兩個組成元  $1/\bar{Y}$  及  $D/2$  的行為。由於  $1/\bar{Y}$  為平均所得之倒數，於表一中因所得成長而呈現下跌的趨勢， $D/2$  則為人口分佈型態之加權測量 ( 以  $W_{ij}$  為權數 )，於轉型期間呈先增而後減的週期現象。顯然，表一G係數的下跌「趨勢」係由所得差距週期與所得成長所組成，其下跌幅度於第一、二期間較小而於第二、三期間較大，係因前者有D值之增加而後者有D值之減少所致。同時， $\bar{Y}$  與D之間因D之週期性而形成二次函數的關係，將此一函數表示為  $D = f(\bar{Y})$ ，可能就是Kuznets 所主張的倒U形曲綫。但是，從結構轉型的角度來討論D與 $\bar{Y}$ 的函數關係，因所得成長係人口自低所得組移入高所得組的結果， $\bar{Y} = f^{-1}(D)$  較能正確表達表一的意義。

由於台灣地區的經濟發展與所得分配已經被使用來反證Kuznets的倒U形曲綫 ( Fei and Ranis, 1964 )，引用為依賴理論 ( Dependence Theory ) 不適用於台灣地區的實證分析 ( 邊裕淵, 1979:3 )，表二使用台灣地區的實證資料分析所得成長與所得分配的關係，指出吉尼係數因所得成長而趨小的特性；所以未曾出現不均化的現象。表二顯示， $D$  值中所包含的  $W_{ij}$  係反映因經濟發展所形成的差距擴大或縮小； $D = f(\bar{Y})$ ，則所得成長確有導致「分佈」不均的人口組成  $p_i$  及所得差距  $W_{ij}$  的效果；當  $W_{ij}$  固定時， $D$  值愈大，愈接近於表一轉型的結果；當  $D$  固定時， $W_{ij} = \bar{y}_j - \bar{y}_i$  愈大表示兩組所得差距愈大。

大，顯示分配不均的特性。另一方面，以平均所得 $\bar{Y}$ 為 $W_{Lj}$ 的標準化分母，可以使 $G$ 侷限於零與一之間，則 $\bar{Y}$ 之增加又有迫使 $G$ 降低的效果，表二稱之為所得效果。此一所得效果也可細分為價格變動 $M$ 與實質所得 $\bar{Y}^*$ 兩個部份， $\bar{Y} = \bar{Y}^* \cdot M$ ；當 $\bar{Y}^*$ 固定不變時，價格上漲使 $\bar{Y}$ 跟著上漲，表現為 $1 / \bar{Y}$ 之下跌，但 $M$ 亦為 $W_{Lj}$ 的組成元而且 $G = (1/\bar{Y}) \cdot (D/2)$ ，價格變動的因素同時出現於吉尼係數的分子與分母而抵消，所以 $G$ 係數具有「尺度無關」的特性（周建富，1974:4）；當 $M$ 固定不變

表二 台灣地區的所得成長與所得分配，1964-1976\*

年 期	戶 平 均 所 得	吉 尼 係 數	所 得 效 果	分 佈 效 果
t	$\bar{Y}$ (萬元)	$G =$	$(1/\bar{Y})$	$(D/2)$
1964	3.0034 (4.1227)	0.3535	0.3330 (0.2426)	1.0616 (1.4571)
1966	3.3536 (4.3050)	0.3279	0.2982 (0.2323)	1.0996 (1.4115)
1968	4.0617 (4.6595)	0.3285	0.2462 (0.2146)	1.3343 (1.5308)
1970	4.7175 (4.9069)	0.2971	0.2120 (0.2038)	1.4014 (1.4578)
1972	6.0560 (5.7035)	0.3050	0.1651 (0.1753)	1.8474 (1.7399)
1974	9.3960 (5.6443)	0.3089	0.1064 (0.1772)	2.9032 (1.7432)
1976	11.6297 (6.4285)	0.2887	0.0860 (0.1556)	3.3570 (1.8554)

\*資料來源：邊裕淵，1979，表五及表六。括弧內數字係根據實質所得計算，詳見本文說明。

時， $\bar{Y}$ 之增加乃實質增加，確有迫使 $G$ 值下降的效果。表二指出，根據實質所得計算的 $1 / \bar{Y}$ 及 $D / 2$ 值較能正確說明 $G$ 值之變動，尤其是在1968年及1974年時， $G$ 值均相對於上一期有小幅回昇的現象。



### 三、所得成長與所得分配

以上的討論證明，測度所得分配「不均」的吉尼係數  $G$  為所得效果  $1 / \bar{Y}$  及分佈效果  $D / 2$  之乘積，平均所得  $\bar{Y}$  之成長可迫使  $G$  值降低，而所得成長又與  $D$  的增減週期形成  $D = f(\bar{Y})$  的函數關係。此地，我們引用一個雙元發展的模型（陳寬政及陳文玲，1982）來說明此項函數關係。假定人口（或家戶）可畫分為高所得及低所得兩組，分別以  $n_1$  及  $n_2$  表示其人（戶）數，則  $n_1 + n_2 = N$  為總人（戶）數；定義  $p = n_1 / N$ ， $q = n_2 / N$ ， $p + q = 1$ 。若以  $y_i$  表示個人或個別家戶的所得， $\bar{y}_1 = \sum_1^{n_1} y_i / n_1$ ， $\bar{y}_2 = \sum_1^{n_2} y_i / n_2$ ， $\bar{Y} = p\bar{y}_1 + (1 - p)\bar{y}_2$ ；進一步假定  $\bar{y}_1 = C$  及  $\bar{y}_2 = 0$  為固定的數值，則  $\bar{Y}$  之變遷（ $0 \leq \bar{Y} \leq C$ ）反映人口於兩組間的分佈變遷，類似於表一之設定。另以  $X_i$  為低所得組內個體  $i$  取得高所得的機率， $X_i \neq X_j$ ， $i, j = 1, 2, \dots, n_2$ ，表示個別能力與背景之差異。將表一結構轉型及表二所得成長視為時間的函數，則  $P(t)$  或  $\bar{Y}(t) = P(t)C$  可視為結構轉型及所得成長之指標；相對於任一時期的  $P(t)$ ，可以定義個體機率之變化率為  $dx_i / dt$ ，而且令

$$\frac{dx_i}{dt} = \frac{dx_j}{dt} = \alpha P(t) \quad (3)$$

表示技術傳散與行為適應的函數（Hamblin et al., 1973），或集體意識之擴張，或就業機會之增加。

由於  $n_1$  及  $n_2$  之消長決定於低所得組內的個體行為，累加低所得組的個體機率變化為高所得組的人數增加，

$$\frac{dn_1}{dt} = \sum_1^{n_2} \frac{dx_i}{dt} = n_2 \alpha P(t) ; \quad (4)$$

等式兩邊均除以  $N$ ，得

$$\frac{d}{dt} P(t) = \alpha P(t) [1 - P(t)] \quad (5)$$

很容易證明當  $\bar{Y}(t) = P(t)C$  時，

$$\bar{Y}(t) = C \int dP(t) = C / (1 + Ae^{-at}) \quad (6)$$

將所得成長表示為時間  $t$  的邏輯函數 ( Logistic Function )，係以  $C$  為上限的漸近綫。相對於任一時點的平均所得  $\bar{Y}(t)$ ，除  $G$  係數外，也可以用所得  $y_i$  的變異數來測度所得分配。若不考慮組內差距，所得的變異數

$$\begin{aligned} S(t) &= \sum^n [y_i - \bar{Y}(t)]^2 / N \\ &= C^2 P(t) [1 - P(t)] \end{aligned} \quad (7)$$

為  $P(t)$  的二次函數〔註一〕，可以取

$$\frac{dS(t)}{dP(t)} = C^2 [1 - 2P(t)] = 0$$

的  $P(t)$  值，得  $P(t) = 1/2$  時所得變異數  $S(t)$  達到其高峯點。換句話說，在所得成長的過程中，所得變異數發生增減的週期：當  $0 \leq P(t) \leq 1/2$  時， $S(t)$  遞增；當  $1/2 \leq P(t) \leq 1$  時， $S(t)$  遞減。

適用  $G$  係數於 (6) 式之所得成長，

$$\begin{aligned} G &= [1 / \bar{Y}(t)] [1 - P(t)] P(t) C \\ &= 1 - P(t) ; \end{aligned} \quad (8)$$

高所得組的人口比重愈大則  $G$  值愈低，即表二所主張的所得效果〔註二〕。(8)式指出， $G$  值的「尺度無關」特性乃因  $1 / \bar{Y}(t)$  與  $P(t)C$  互相抵消的結果，(7)式則指出  $C^2$  為  $S(t)$  的組成元，使所得變異數因所得測量尺度而有差異，而且使  $S(t)$  的範圍不限於零與一之間，產生比較上的問題。但是，如果我們接受(6)式所定義的成長模型，則係數標準化的問題不難解決：僅需設定一個任意極限  $C$  值，取分佈係數  $\phi$

$$0 \leq \phi = 4P(1 - P) \leq 1 ,$$

就構成一個「尺度無關」的標準化測量，而且  $\phi$  可以正確反映人口的所得異質性。其實， $\phi$  只是表一  $D$  值適用於雙元發展模型並固定  $C$  值的結果，為  $D$  之特例， $D = f(\bar{Y})$  所表示的二次函數至少於雙元模型中取得理論性的支持。如果台灣地區的所

得成長是一有限的過程，可以預期G係數的D值發生先增而後減的週期，則表二D值之上昇表示所得成長尚在加速發展的階段；當所得成長通過轉折點時，D值開始遞減。

(6)式定義所得結構轉型為一S形的成長曲線，而我們的分析也證明對應於所得結構之轉型有一倒U形的所得變異性曲線，為所得的拋物綫函數。同時，(5)式定義所得結構轉型的速率為 $P(t)$ 的拋物綫函數，取此一函數的斜率為零得結構轉型的轉折點為 $P(t) = 1/2$ ；當 $0 \leq P(t) \leq 1/2$ 時，新的生產技術不斷產生、引入與累積，所得的增加幅度愈來愈大，為加速發展的時期而所得差距有擴大的趨勢；當 $1/2 \leq P(t) \leq 1$ 時，現有知識與技術的邊際效用開始遞減，所得增加的幅度漸次緩和，為減速發展的時期而所得差距逐漸縮小。另外，(5)式定義結構轉型的出發點與終結點，當 $dP(t)/dt = 0$ 時， $P(t) = 1$ 或 $P(t) = 0$ 。最後，值得注意我們係使用(5)式的人口組成乘以極限所得C而導出所得的成長函數(6)，但(5)式假定全部人口均能流入現代的部門而有高所得水準。這當然不是一個必要的假定，令(4)式人口轉業之上限為 $r$ ，則 $1 \leq r \leq n_2$ 表示不完全的轉型。(4)式累加號終點改為 $r$ 並設 $K_0 = r/N$ ，則(5)式可相對修改為

$$\frac{d}{dt} P(t) = \alpha P(t) [K_0 - P(t)], \quad (9)$$

仍然可以導出所得成長的趨勢為時間的邏輯函數，僅參數(Parameters)需做相對的改變。顯然，(9)式比(5)式更適合於不同社會、文化、或經濟之比較，可以讓 $K_0$ 反映自然資源、知識與技術水準、文化價值、或社經結構的異同。

Kristensen (1974), Chenery and Syrquin (1975), 及Rostow (1980)均強調所得成長與結構轉型的關係，而且指出所得成長的主要限制因素是知識與技術之創造與傳佈。由於在現有的知識狀態(State of Knowledge)下，生產技術不可能無限發展，使所得成長受到限制，而現有的知識狀態正是Kuhn (1974)所謂「範型」的廣義解釋，則知識之累積與成長也是階段性的。Kristensen (1974):

Part 4) 將 122 個國家依所得水準畫分為高所得、中所得、及低所得三大類，發現高所得國家的經濟成長已經越過轉折點而逐漸緩慢下來，低所得國家仍維持較低的成長率，只有中等所得的國家呈現快速成長的現象。也就是說，如果以平均國民所得 (GNP per Capita) 定義(6)式的  $\bar{Y}(t)$ ，則  $\bar{Y}(t)$  的趨勢為 S 形的成長曲線，而此一曲線的轉折點表示成長趨勢由快速轉為緩慢，所得結構向高所得水準迫近而收斂，所以 Kuznets 的倒 U 形變異性曲線乃 S 形發展曲線之衍遞。例如，Williamson (1976) 收集了十餘項有關美國所得分配的研究資料，經仔細分析與排比後，指出在 1896 年至 1948 年間，美國人口的所得異質性呈先增而後減的週期現象，其高峯點在 1920 年至 1930 年間；而且自 1950 年以來，美國人口的所得結構在高所得水準上表現穩定的低異質性 (Danziger and Smolensky, 1977)。所以，Rostow (1980:259) 認為，無論是就靜態比較或歷史發展的證據來檢討，「慢來的人總會趕上早出發的人」。

#### 四、無模型的吉尼係數

在雙元模型的設定下， $D = f(\bar{Y})$  為二次函數，其一般形式可表示為

$$D = \bar{Y}(\alpha - \beta\bar{Y})。 \quad (10)$$

由於  $G = (1/\bar{Y})(D/2)$ ，代入(10)式得  $G = (1/2)(\alpha - \beta\bar{Y}) = \alpha_0 - \beta_0\bar{Y}$ ，為  $\bar{Y}$  的降低性函數。換句話說， $dG/d\bar{Y} = -\beta_0 < 0$ ，所得成長「保證」吉尼係數之降低，則吉尼係數所測度的不是所得分配，而是所得成長。但是，我們的模型忽略了所得組內的所得差距，使本文論點的外部效度 (External Validity) 受到許多限制。以台灣地區的經濟發展為例，假定實施土地改革以後才發生所得之成長，則人口自所得同質性頗高的農業流入異質性較高的製造業為此一成長趨勢的過程。在產業轉型的過程中，由於製造業的工人不擁有生產工具但工資異質性較農業部門為高，雖然工資所得佔總所得的比重持續上昇，所得分配的絕對差距  $D$  趨向不均。另一方面，教育發展也產生類似的結果。如果教育差異形成工作品質的差異而有所

得差距，則教育發展係將同質的人口「教育」為異質的人口，所得分配的絕對差距 D 亦隨之而擴大。本文所提出的雙元發展模型是一個高度簡化後的模型，如果產業轉型及教育發展都有一個極限，我們預期所得同質性較高的專門服務業及「普及」的高等教育為所得分配的收斂點，也就是從「均貧」達到「同富」的理想。

但是，我們也可以不依賴雙元模型的設定來討論所得成長與所得分配的關係；在所得成長的脈絡中，僅需設定  $D = f(\bar{Y})$  而不需討論函數的形式就可以從事吉尼係數的分解。由於  $G = (1/\bar{Y})(D/2)$ ，

$$\frac{dG}{d\bar{Y}} = \frac{f'(\bar{Y})}{2\bar{Y}} - \frac{f(\bar{Y})}{2\bar{Y}^2}$$

G 與  $\bar{Y}$  的相對變化視  $f'(\bar{Y})/\bar{Y}$  及  $f(\bar{Y})/\bar{Y}^2$  的差量而定。如果  $dG/d\bar{Y} > 0$ ，吉尼係數因所得成長而上昇；如果  $dG/d\bar{Y} \leq 0$ ，吉尼係數因所得成長而降低（或不變）。由於後者是本文討論的重點，我們先嘗試這一部份的分解與說明。當  $dG/d\bar{Y} \leq 0$  時， $f'(\bar{Y}) \leq f(\bar{Y})/\bar{Y}$  涵蘊著  $d\bar{Y}/\bar{Y} \geq dD/D$  的條件，表示在所得成長率大於（或等於）分佈效果增加率的情況下，G 因  $\bar{Y}$  之成長而降低（或不變）。無論絕對差距 D 是擴大、縮小、或不變，只要  $\bar{Y}$  之成長率大於（或等於）D 之增加率，「保證」G 因而降低（或不變）；換句話說，G 與 D 互不為充分或必要條件。在這種情況下，相對差距 G 與絕對差距 D 完全無關，則吉尼係數不是所得分配「不均」之測度，而係所得成長之測度。表三陳述三個設想的所得分配，人數均固定為  $N =$

表三 設想的所得成長與所得分配

所 得 分 配	$(1/\bar{Y}) \times (D/2) = G$		
1 ( 1 , 2 , 3 , 4 , 5 )	1/3	20/25	4/15
2 ( 2 , 4 , 6 , 8 , 10 )	1/6	40/25	4/15
3 ( 4 , 5 , 6 , 7 , 8 )	1/6	20/25	2/15

5, 第一及第二兩欄的比較指出, 當所得增加一倍而差距亦擴大一倍時, G 值維持不變, 第一及第三欄的比較則指出, 當所得增加一倍而差距維持不變時, G 值對折。顯然, 所得成長「壓縮」差距而表現於吉尼係數之計算上。

另一方面, 當  $dG/d\bar{Y} > 0$  時,  $f'(\bar{Y}) > f(\bar{Y})/\bar{Y}$  涵蘊著  $d\bar{Y}/\bar{Y} < dD/D$ ; 也就是說, 只有在差距擴大率大於所得成長率時, G 才能反映 D 的趨勢而顯示所得「不均」。這樣的結論明顯指出, 使用吉尼係數來測度所得分配「不均」時, 「求富」是被列為比「求均」更為優先的目標, 只有在差距擴大率超過所得成長率時才會有 G 值之增加, 從而引起學者及政府的注意, 才能謀求改善之道。反過來說, 使用吉尼係數為所得「不均」之測度, 必需假定所得差距之持續擴大不一定是壞事, 只要所得成長的速率大於差距擴大率, 差距之擴大反而是好事, 應該視為公平合理的所得再分配。其實, 表二及表三可以說明有關所得分配研究的許多爭論, 無論是學術見解的矛盾或日常生活經驗之衝突, 如果將所得分配「不均」之測度分解為所得成長與所得差距兩個部份, 則多數的爭論可以消弭於無形, 也使政府部門能據之而形成較為可靠的決策基礎。顯然, 本文所提出的分解程序不但不需補充除平均所得以外的其他資料, 而且其計算簡單易行, 僅需將歷年所得分配 G 值乘以平均所得  $\bar{Y}$  就可取得歷年所得差距 D 值, 做為比較與分析的素材。

本文的論證指出, 在經驗上歸納 G 與  $\bar{Y}$  的關係是不恰當的。由於  $G = (1/\bar{Y})(D/2)$ , 正確的途徑是在定義式的等號兩邊取對數, 令  $\log G = \log(D/2) - \log \bar{Y}$ ; 如果  $\log(D/2)$  是固定不變的數值, 則  $\log G$  為  $\log \bar{Y}$  的降低性函數殆無疑問; 如果  $\log(D/2)$  不是固定不變的數值而且與所得成長形成某種函數關係, 則僅比較  $\bar{Y}$  與 G 不能得到正確的結論。換句話說, 由於  $D = f(\bar{Y})$  是一個尚未有充分了解的函數, 在經驗上討論 G 與  $\bar{Y}$  的關係只能是片面而為臆測性的討論。另一方面, 我們也可借助模型設定而求了解 G 與  $\bar{Y}$  的關係。當  $D = f(\bar{Y})$  為二次函數時, 本文的討論指出只有  $D = \bar{Y}(\alpha - \beta\bar{Y})$  為合理的設定, 則  $G = \alpha_0 - \beta_0\bar{Y}$ ; 若  $dG/d\bar{Y} = 0$ , 則  $G = \alpha_0$  為一固定的數值, 與所得成長完全無關; 若  $dG/d\bar{Y} > 0$ , 則

$G = \alpha_0 + \beta_0 \bar{Y}$  為所得的增加性函數，而且與表二結果相抵觸。本文使用雙元發展的模型來說明所得成長與所得差距間的二次函數關係，假定人口自一個同質的低所得分佈因經濟發展而轉型為另一個同質的高所得分佈，取得  $dG / dY < 0$  的結論。當然，許多不同的模型設定可以取得相同的結論，我們不必視雙元發展模型為唯一可能的模型，但值得於此地強調此一模型的簡單性 (Simplicity)，對  $D$  與  $\bar{Y}$  的函數關係提出適切的說明。

## 五、結 論

以上就吉尼係數的構造檢討所得成長與所得分配的關係，發現吉尼係數使用平均所得  $\bar{Y}$  為標準化的分母，使  $G$  值限於零與一之間，而且為「尺度無關」的標準化係數；此種標準化程序的功能是排除價格上漲的效果，並且容許不同所得水準的人口之比較。但是，凡事有利必有其弊，以  $\bar{Y}$  為標準化的分母使  $G$  值受到所得成長的影響，以致所得效果與分佈效果混淆不清，對 Kuznets 的假設也不能做有效的檢證。本文的討論指出，以實質所得計算的  $D$  值較能正確反映所得「分佈」的狀況，則台灣地區的所得分配於過去十餘年中不是趨向均勻分佈，而是趨向不均分佈。根據本文所提出的雙元發展模型來做預測，如果所得成長有一極限，可以預期所得差距  $D$  值於所得成長通過轉折點時開始下跌，使所得趨向均勻分佈。相對於此項理論性的預期，我們可以繼續收集  $G$  值組成元 ( $1/\bar{Y}$  及  $D/2$ ) 的資料，於未來完成對  $D = f(\bar{Y})$  二次函數的有效檢證。換句話說，台灣地區經濟發展的歷史太短，尚不足以對所得成長與所得分配的關係形成確定的主張；現有的資料既不足以反證 Kuznets 的假設，也不足以支持依賴理論的預期。最後值得強調，本文僅就吉尼係數的組成檢討所得成長與所得分配的關係，既不肯定也不否定其他所得分配測量的功能及可能性。同時，本文既未討論經濟體系之運作如何促成所得成長的問題，也未討論所得成長應於「何時」通過轉折點的問題，那應該是經濟理論的題材，而不是社會學的題材。

## 註 釋

- 〔註 一〕在此一模型內計算所得差距D值，得 $D=2CP(1-P)$ ，較諸所得變異數S僅有 $2C$ 及 $C^2$ 的分別，所以 $D=2S/C$ 。
- 〔註 二〕當 $\bar{y}_1=a$ 而 $\bar{y}_2=a+b$ 時， $\bar{Y}=a+bP$ 且 $G=bP(1-P)/(a+bP)$ ，則G亦因所得成長而有增減週期（Fields, 1979; Stark and Yitzbaki, 1982）。顯然，(8)式的吉尼係數因設定 $a=0$ 而為特例。進一步令 $K=b/a$ ，則 $G=KP(1-P)/(1+KP)$ ，附表陳述G值因K及P之不同組合所產生的變化。例如當 $K=0.1$ 時，G值轉折點為 $P_0=0.4881$ ；高所得組人口比重自 $P=0.1$ 上昇至轉折點時，G值自0.009增至0.0238，自轉折點以後則G值跌回原點。在附表中尋求比較合乎實際狀況的組合，K值必需相對提高至 $K=9$ 的位置附近，則轉折點應位於 $P_0=0.25$ 左右。此地值得提出，一般而言高所得組的人口不應自 $P=0$ 開始擴張，而且所得差距K值愈大則轉折點愈向左移動，G值平均水平愈高。若經濟以 $K=9$ 而 $P_0=0.2403$ 為起始點而發展，G值為所得成長的降低性函數，但D值仍然在 $P=1/2$ 時通過轉折點。

附表 吉尼係數與所得差距

K	轉折點 $P_0$	高所得組的人口比重，P								
		0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
0.1	.4881	0.009	0.016	0.020	0.023	0.024	0.023	0.020	0.015	0.008
0.3	.4673	0.026	0.045	0.058	0.064	0.065	0.061	0.052	0.039	0.021
0.5	.4495	0.043	0.073	0.091	0.100	0.100	0.092	0.078	0.057	0.031
0.7	.4341	0.059	0.098	0.121	0.131	0.130	0.118	0.099	0.072	0.039
0.9	.4204	0.074	0.122	0.149	0.159	0.155	0.140	0.116	0.084	0.045
1.0	.4142	0.082	0.133	0.162	0.171	0.167	0.150	0.124	0.089	0.047
3.0	.3333	0.208	0.300	0.332	0.327	0.300	0.257	0.203	0.141	0.073
5.0	.2899	0.300	0.400	0.420	0.400	0.357	0.300	0.233	0.160	0.082
7.0	.2612	0.371	0.467	0.474	0.442	0.389	0.323	0.249	0.170	0.086
9.0	.2403	0.426	0.514	0.511	0.470	0.409	0.337	0.259	0.176	0.089
11.0	.2240	0.471	0.550	0.537	0.489	0.423	0.347	0.266	0.180	0.091
13.0	.2109	0.509	0.578	0.557	0.503	0.433	0.355	0.270	0.182	0.092
15.0	.2000	0.540	0.600	0.573	0.514	0.441	0.360	0.274	0.185	0.093



## 參考書目

### 一、中文部份

費景漢

1977 「小康、大同與均富」，中央研究院三民主義研究所專題選刊(1)。

周建富及費景漢

1977 「小康、大同與均富：【關心】的社會之所得分配與財政收支」，中央研究院三民主義研究所專題選刊(2)。

周建富

1979 「吉尼係數之公設式研究」，中央研究院三民主義研究所專題選刊(17)。

曹添旺

1979 「分組資料與家庭所得不平均度的關係」，中央研究院三民主義研究所專題選刊(18)。

曹添旺、賴東昇、及陳昭南

1979 「廣義的吉尼係數：所得有負時的吉尼係數及其修正」，中央研究院三民主義研究所專題選刊(22)。

邊裕淵

1979 「台灣所得分配之研究」，中央研究院三民主義研究所叢刊(1)。

陳昭南

1980 「民生主義與所得分配」，中央研究院三民主義研究所專題選刊(32)。

陳寬政

1980 「結構性社會流動影響機會分配的過程」，中央研究院三民主義研究所專題選刊(34)。

陳寬政及陳文玲

1982 「社會分化與收斂的模型」，社會科學整合論文集，頁125～42，陳昭南、江玉龍及陳寬政主編。台北：中央研究院三民主義研究所。

張福讓

1980 「均富的所得分配指標」，中央研究院三民主義研究所專題選刊(40)。

### 二、英文部份

Adelman, Irma and C. T. Morris

1973 *Economic Growth and Social Equity in Developing Countries*. Stanford: Stanford University Press.

Atkinson, A. B.

1975 *The Economics of Inequality*. London: Oxford University Press.

- Barrett, Richard E. and Martin K. Whyte  
1982 "Dependency theory and Taiwan: analysis of a deviant case." *American Journal of Sociology* 87 (March): 1064-89.
- Champernowne, D. G.  
1974 "A comparison of measures of inequality of income distribution." *Economic Journal* 84: 787-816.
- Chenery, Hollis and Moises Syrquin  
1975 *Patterns of Development, 1950-70*. London: Oxford University Press.
- Chiot, Daniel  
1977 *Social Change in Twentieth Century*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- Cowell, F. A.  
1977 *Measuring Inequality*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Danziger, Sheldon and Eugene Smolensky  
1977 "Income inequality: problems of measurement and interpretation," in Maurice Zeitlin (ed.): *American Society*, pp. 110-17. Chicago: Rand McNally College Publishing Company.
- Evans, Peter and Michael Timberlake  
1980 "Dependence, inequality, and growth in less developed countries," *American Sociological Review* 45 (August): 531-52.
- Fei, John C. H. and Gustav Ranis  
1975 "A model of growth and employment in the open dualistic economy: the cases of Korea and Taiwan." *Journal of Development Studies* 11 (January): 32-63.  
1964 *Development of the Labor Surplus Economy: Theory and Policy*. Homewood: Richard D. Irwin.
- Fei, John C. H., Gustav Ranis, and Shirley W. Y. Kuo  
1979 *Growth with Equity: The Taiwan Case*. New York: Oxford University Press.
- Felds, Gary S.  
1979 "A welfare economic approach to growth and distribution in the dual economy", *Quarterly Journal of Economics*, 93 (August): 325-53.
- Hamblin, Robert L., et al.  
1973 *A Mathematical Theory of Social Change*. New York: Wiley-Interscience.
- Kolko, Gabriel  
1962 *Wealth and Power in America: An Analysis of Social Class and Income Distribution*. New York: Frederick A. Praeger, Inc.
- Kravis, Irvin B.  
1962 *The Structure of Earnings*. Philadelphia: University of Pennsylvania Press.
- Kristensen, Thorkil  
1974 *Development in Rich and Poor Countries*. New York: Praeger.