

庭薪資所得分配之平均與否，幾乎與家庭所得分配平均無關（因為 R_w 極小），而在農業部門，則高所得家庭薪資所得分配愈不平均，反可促使農家所得分配平均化。

7. 由個人薪資所得分配不均的原因得知，個人薪資不論就教育別、性別、年齡別、工作性質別以及工作地點別等之分類，其差異都隨經濟之發展而縮小。但就迴歸分析的結果顯示，教育對個人薪資差異性的解釋能力有逐漸縮小的傾向，這是一不合理的現象，而性別、工作性質別的解釋能力反而較大，這同樣也是不合理的現象。但吾人用群體分割分析的結果顯示，工作性質別對薪資差異的解釋能力比教育高，這顯示本省教育不能配合社會的需要。

註 釋

〔註 一〕但本文在採用分解分析時僅分四種，薪資所得、財產所得、農業所得及其他所得，而其他所得中包括執行業務所得、營業所得、移轉所得及其他雜項所得。

〔註 二〕本研究需由原始調查資料著手，但主辦調查單位因時間過久及遷徙致使部分原始資料散失（假設是隨機散失）。茲將本研究所用的資料樣本與原始調查資料之樣本比較如下：

名 年 別 稱	全 國			農 家			非 農 家		
	本研究樣 本 A (戶)	主計處樣 本 B (戶)	A / B %	本研究 樣本 A	主計處 樣本 B	A / B %	本研究 樣本 A	主計處 樣本 B	A / B %
民國 53 年	1,247	3,000	41.57	767	1,232	62.26	480	1,768	27.15
55	2,418	3,000	80.60	861	1,343	64.11	1,557	2,139	72.79
57	3,014	3,023	99.70	969	1,393	69.56	2,045	2,054	99.56
59	3,528	3,600	98.00	1,089	1,380	100.00	2,148	2,220	96.76
61	5,736	5,760	99.58	1,502	1,507	99.67	4,234	4,258	99.44
63	5,820	5,900	98.64	1,298	1,345	96.51	4,522	4,555	99.28
65	9,440	9,442	99.98	2,409	2,409	100.00	7,031	7,033	99.97

〔註 三〕Bernoulli 認為經濟福利是所得水準之函數，即

$$\mu_1 = \log x_1 + x_1$$

式中 μ 為福利水準， x 為該家庭之所得水準， x_0 為維持生存之所得水準，而其不平均度指標之定義為

$$B = \frac{N \log x_0 + N x_0}{N \log x_1 + N x_1}$$

式中之 x_0 ， x_1 分別表示 N 個家庭 Q ，其家庭所得之算術平均數及幾何平均數。

Dalton 將 Bernoulli 之假說作兩項修正，一是予福利一極限 (M)，及所得之效用是以遞減的速度增加。故其福利函數定義為

$$W = M - \frac{1}{x}$$

不平均度指標 $D = \bar{x}_1 / \bar{x}_2$

式中之 x_1 為調和平均數，其所在範圍是 1 與 $\frac{N}{y}$ 間

Pareto 之所得分配法則 (Pareto's Law of Income Distribution) 是根據各國統計資料繪成圖形後，認為所得分配之函數式為 $N_i = A Y_i^{1-\alpha}$

式中 Y_i 表示某一個所得階層之所得。

N_i 表示高於所得 Y_i 之家庭數

A 為位置參數 (location parameter)

α 為分配型態參數 (distribution pattern parameter)

這實際上就是以上累加分配， α 所在之範圍 0 至 ∞ ， α 值愈大愈平均。

〔註 四〕Gini 集中係數則由 Lorenz 曲線導出，其分配式與 Pareto 分配式甚為接近，其中所不同的只是變數的意義不同，Gini 分配式為 $N_i = I_i^\beta / B$

式中 N_i 為所在 Y_i 以下之家庭數佔總家庭之比， I_i 則為這些 N 家庭中之所得在總所得之居之比率， β 為分配型態參數， β 值在 1 至 ∞ 間，分配愈平均 β 值愈小。故實質上 Pareto 與 Lorenz 曲線為一種事象的兩種表示方法，兩者可互換求得。

〔註 五〕所謂熵 (entropy) 在物理學上是指分子之亂度。由於物質有兩種傾向，一是亂度最大，另一則為能量最低，但此兩者是互相抵觸，但此兩力量協調即可得一均衡點。其以數學表示之結果即為將機率取對數。由於物理上兩個不同亂度的物質相混合，其亂度會變大，故將機率取對數時亦有些特性。Theil 將此概念應用到所得分配之衡量上，並利用熵之概念特性而作分割分析。將不平均度分成群內 (within the group) 及群間 (between groups) 之不平均度。

〔註六〕Cheng-Cherng Chen "Over Time Changes of Personal Income Distribution in Taiwan (1964 - 1975)" Economic Essays vol. VII, pp. 83 - 104.

Indices	ϵ	1964	1966	1968	1970	1972	1973	1974	1975
Atkinson Index	$\epsilon = 0.5$	0.08940	0.8857	0.9409	0.07316	0.07102	0.07985	0.07962	0.07183
	$\epsilon = 1.5$	0.23615	0.23272	0.24078	0.20481	0.19563	0.21092	0.19416	0.19303
	$\epsilon = 2.0$	0.30060	0.29376	0.30397	0.26821	0.25248	0.26853	0.24591	0.24713
	$\epsilon = 2.5$	0.36137	0.35002	0.36460	0.33280	0.30749	0.32405	0.29431	0.29919
	$\epsilon = 5.0$	0.59944	0.57464	0.63636	0.62465	0.55626	0.59905	0.50263	0.54471
Theil Index		0.1942	0.1913	0.2118	0.1542	0.1496	0.1945	0.1618	0.1550

〔註七〕如一家庭所得分配狀態為 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_5) = (1, 2, 4, 6, 7)$

$$y = (1/20, 2/20, 4/20, 6/20, 7/20)$$

$$\mu_y = 1 + (1/20) + 2(2/20) + 3(4/20) + 4(6/20) + 5(7/20)$$

$$= 76/20 = 3.8$$

μ_y 即為以所得等級 (1, 2, 3, 4, 5) 為權數，予所得比率 (1/20, 2/20, 4/20, 6/20, 7/20) 加權而得到的所得。

〔註八〕為簡便起見設個人的福利函數為 $\mu(y_1) = y_1^\alpha$ 若 $y_1 = 0$ 則 $\mu_1 = 0$, $\sum y_1 = 1$, $N \geq 2$, $0 \leq \alpha \leq 1$ 。若現有兩種分配型態，其 Gini 係數均相等。一是社會中有 (N-1) 人得 $1/2$ 所得，且分配完全相等，則社會總效用為

$$T\mu_B = T\mu_A = (N-1) \left[\frac{1}{2(N-1)} \right]^\alpha + \left(\frac{1}{2} \right)^\alpha$$

$$= \frac{1 + (N-1)^{\alpha-1}}{2^\alpha (N-1)^{\alpha-1}}$$

另一種分配型態為社會中有 $N/2$ 所得為 0，而另有 $N/2$ 則得到全部所得，且分配均等，則社會總效用為

$$T\mu_B = 0 + \frac{N}{2} \left(\frac{2}{N} \right)^\alpha = \frac{2^{\alpha-1}}{N^{\alpha-1}} = \frac{N^{1-\alpha}}{2^{1-\alpha}}$$

$$T\mu_A \geq T\mu_B$$

〔註九〕因新古典有堅強的實證支持，即在作實證研究時，結果相當一致。

〔註十〕農家在國內生產淨額 (N.D.P) 中所居之比率，在民國 42 年時高達 38%，到民國

50年就降為31.1%，至民國53年降為27.6%，民國59年時降為17.6%，到民國63年降為15.7%，至65年更降為13.8%。

〔註十一〕張漢裕教授在其“Income Disparity under Economic Growth in Taiwan Over Time Changes and Degree as Compared with Other Countries”一文中提到“Accounting to the findings of this paper, however, the size distribution did not move toward equalization unit until about 1968”。

〔註十二〕根據主計處說法，尚須進一步研究，方知問題癥結所在。

〔註十三〕若分成 g 個部門時

$$G(Y_g) = \sum (\bar{Y}_{g1} - \bar{Y}_{gj}) \theta_{g1} \theta_{gj} / \bar{Y} \quad \bar{Y}_{g1} \geq \bar{Y}_{gj}$$

$$G(Y_{g1}) = \phi_1 \theta_1 G(i)$$

$$G_{.} = 2 \sum \sum (Y_{gj}^m - Y_{g1}^m) \sum [(\sum Y_{gj}^m + \sum Y_{g1}^m) \cdot (g_1 + g_j)]$$

$$Y_{gj}^m > Y_{g1}^m$$

〔註十四〕依人口調整後，在民國65年時農家人口在總人口中之比率就為0.2850，非農家人口比率為0.7150，而農家所得比全國平均低26%，而非農家所得確比全國高出10.4%。因此農家與非農家以全國平均為標準計時，兩者相差36.4百分點。

$$0.364 \times 0.2850 \times 0.7150 / 0.2764 = 26.4$$

民國65年經人口調整後，可做部門間所得差距之說明能力提高為26.4%。

〔註十五〕其他所得包括執行業務所得、營業所得、移轉所得及其他雜項所得。

〔註十六〕例如有五個家庭其所得順序為

$$Y = (1, 2, 4, 6, 7)$$

其各家庭之工資所得對應為

$$W = (1, 2, 2, 4, 1)$$

則在求工資的Gini係數時須將工資依大小排列為

$$(1, 1, 2, 2, 4)$$

因此

$$\mu_w = [1(1) + 2(1) + 3(2) + 4(2) + 5(4)] / 10$$

$$= 3.7$$

$$G(W) = \frac{2}{5}(3.7) - \frac{6}{5}$$

$$= 0.28$$

但在求工資之Pseudo Gini係數時則將工資仍依家庭所得的順序排列，故

$$\mu_w = [1(1) + (2)2 + 3(2) + 4(4) + 5(1)] / 10$$

$$= 3.2$$

$$G(W) = \frac{2}{5}(3.2) - \frac{6}{5} = 0.08$$

〔註十七〕例如有五個家庭，其家庭所得分別為

$$Y = (-4, -2, 0, 4, 12)$$

$$\mu_y = [1(-4) + 2(-2) + 3(0) + 4(4) + 5(12)] / 10 = 6.8$$

$$G(Y) = \frac{2}{5}(6.8) - \frac{6}{5} = \frac{13.8 - 6}{5} = \frac{7.8}{5} = 1.56$$

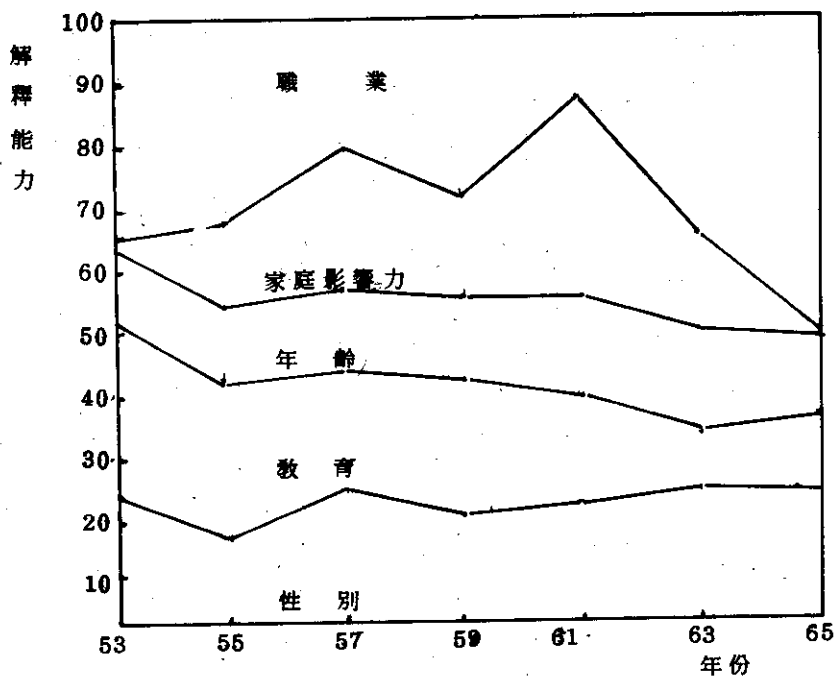
〔註十八〕作者原認為耕地面積愈小之農家勞動剩餘愈多，因此必需到農場以外去就業以求獲得工資。因而工資收入在低所得農家較多而在高所得農家較少，因而工資所得與農家所得呈負相關，故而工資所得分配愈不平均愈可促使農家所得的平均化。

〔註十九〕薪資所得之迴歸分析其主要作用在於評判市場對分化勞工的評價是否合理及對不同品質勞工需求之敏感度，不在於迴歸係數之顯著性與判定係數之大小之測驗。

〔註二十〕關於個人薪資所得分配之迴歸分析詳見江新煥、胡春田兩位之「個人工資不平均度屬性之研究」。中央研究院經濟研究所所得分配會議論文。

採用迴歸分析的結果，各屬性對薪資不平均的解釋能力如圖所示，性別的解釋能力大體在 22 % 左右，而教育所能解釋的部份就有縮小的趨勢，這是不合理的現象。家庭影響力所能解釋的部份有減少的趨勢，這甚為可喜。

迴歸分析各變數之解釋能力圖



〔註二十一〕Tinbergen 所謂之個人能力主要是指天賦之能力，就是指智商的高低而言。