

# 城鄉的工資不平均度與性別歧視\*

曹 添 旺\*\* 賴 景 昌\*\*\*

## (一)前 言

在經濟發展的過程中，由於資本累積、技術進步、及教育普及等因素，使得產業結構發生變化，從而一方面提高異質勞動力（Heterogeneous Labor Force）的需求，另一方面促進勞動力從同質（Homogeneity）趨向異質的演變。我們知道，勞工品質的不同與工資的差異有密不可分的關係。近年來，學者在研究勞工所得分配時，也逐漸重視工人屬性（Characteristics）對於工資的影響（Becker 1957，Bergmann 1971，Milkiel and Milkiel 1973，Fei, Ranis and Kuo 1979等）。

一般而言，市場制度對於分化勞工的評價，有合理的成分，也有不合理的成分。所謂合理的成分就是勞工的報酬應當反映他對生產力的貢獻；而不合理的成分，就是所謂歧視的問題〔註一〕。譬如教育、經驗、能力、年齡等因素都相當的女工，其待遇就往往因「生為女兒身」而比男工少〔註二〕。所以當代學者常常依照市場制度

---

\* 本文的理論架構，承蒙費景漢、賴東昇兩位教授悉心審閱，費神斧正。並蒙瞿海源、吳聰賢、張清溪、黃榮村、陳師孟、張苙雲、朱瑞玲、郭秋永諸教授惠賜許多寶貴的建議。另承顏素雲小姐協助計算，謹此一併致謝。但文中如有錯誤，仍當由作者負責。

\*\* 中央研究院三民主義研究所副研究員。

\*\*\* 中央研究院三民主義研究所助理研究員。

的工人評價的合理度與不合理度，來做進一步分析。例如 Sawhill (1973)，Holmes (1976)，Fei, Ranis and Kuo (1979)，江新煥、胡春田 (1979)，胡春田、賴景昌 (1981) 等，幾乎都以工資做被解釋變數，以性別、年齡、教育程度、工作地點、婚姻狀況、及職業性質等工人屬性做解釋變數，來從事迴歸分析，以便探討合理因素及不合理因素對於工資給付的影響。Sawhill (1973) 研究美國的實際資料，發現女工的工資只達男工的五分之三，乃是由於工資歧視與就業歧視的緣故。此外，Holmes (1976) 也證明加拿大有性別歧視的現象。

然而，這種迴歸分析法大都著重於工人屬性對「工資水準」的解釋，却忽略勞工分化的屬性對於「工資不平均度」的影響。爲了彌補這個缺陷，費景漢、曹添旺、賴景昌 (1981) 設立另一個分解分析 (Decomposition Analysis) 的理論模型，利用實際資料解析不平均度的合理成分與不合理成分，進而發現我國性別歧視的程度逐年減少。

但誠如 Fei, Ranis and Kuo (1980) 指出的：「工作地點對於分析工資所得分配的不平均度而言，極其重要」(頁 137)。Smith (1976, 1977) 利用美國 1973 年「當前人口調查」(Current Population Survey) 資料，證明了區域間存在著性別歧視程度的差異，而其程度的大小，依次爲南部、西部、中北部、東北部。Scully (1969) 則利用美國 1958 年「製造業普查」(Census of Manufacture) 資料、1960 年「人口普查」(Census of Population) 資料、「勞工統計局的工作中止分析」(BLS Analysis of Work Stoppage) 資料得到北方與南方的性別歧視型態大體上是呈一致性的結論(頁 769)。我們深感興趣的是，我國鄉村、城鎮與都市的工資不平均度到底是呈何種型態？而城鄉之間性別歧視的程度有何不同？〔註三〕

在下一節裡，我們將建立理論架構說明教育與性別兩種屬性對於工資不平均度的影響，並以此作爲實證研究的基礎。在第三節裡，我們利用民國 57 年至 63 年台灣省及台北市「家庭收支調查」資料從事實證研究，藉以驗證我們的理論。至於結論及一些補充說明則列於第四節。

## (二)理論架構

假設某一工作地點中有  $n$  個勞動者，他們的工資所得  $Y_i$  ( $i = 1, 2, \dots, n$ ) 是按「單調非遞減」( Monotonic Nondecreasing ) 的次序排列：

$$Y = ( Y_1 \leq Y_2 \leq \dots \leq Y_n ) \quad (1)$$

式中  $Y$  代表工資的所得分配型態 ( Income Distribution Pattern )，其不平均度可以用習見的吉尼集中係數 ( Gini Coefficient of Concentration，簡稱吉尼係數)  $G$  予以測度，而

$$G = M / ( 2 \mu ) \quad (2)$$

式中

$$M = ( 2 / n^2 ) \sum_{i=1}^n \sum_{j < i}^n ( Y_i - Y_j ) , \quad (3)$$

$$\mu = S / n , \quad (4)$$

$$S = \sum_{i=1}^n Y_i \quad (5)$$

分別代表式(1)中  $n$  個序數 ( Ordered Numbers ) 的均互差 ( Mean Difference )、平均工資所得和總工資所得。把式(3)至式(5)代入式(2)，即得

$$G = \sum_{i=1}^n \sum_{j < i}^n ( Y_i - Y_j ) / ( nS )$$

這正明白地告訴我們，所謂吉尼係數不過是  $n$  個工人的平均所得差距 ( Average Income Gaps ) 而已 ( Fei and Chou 1978，頁 188 )。

由於式(1)中  $Y$  只是按工資所得從小到大排好，因此，直接根據它計算的平均所得差距 ( 即吉尼係數 ) 自當不能反映其與工人屬性的關係。但許多文獻告訴我們，各個工人所具屬性 ( 如性別、教育、年齡等 ) 的不同，勢將影響他們所得的高低。換句話說，屬性的差異與工資不平均度之間應是息息相關的。

爲了進一步研究簡中的道理，我們先假定有兩類屬性——教育（ $C^1$ ）和性別（ $C^2$ ）——足以影響工人所得的高低，即

$$C^1 = ( C_1^1 = \text{小} < C_2^1 = \text{中} < C_3^1 = \text{大} )$$

$$C^2 = ( C_1^2 = \text{女} < C_2^2 = \text{男} )$$

式中 $C^1$ 和 $C^2$ 分別包括 $p (= 3)$ 及 $q (= 2)$ 個不同的值，「 $C_i^1 < C_j^1$ 」表示「 $C_i^1$ 較優於 $C_j^1$ 」，是指在先驗上我們認定身具 $C_i^1$ 的工人比身具 $C_j^1$ 的工人應獲得較高的工資收入（其餘類推）。

依照這些假定，我們就可以從式(1)中認定第 $k$ 個（ $k = 1, 2, \dots, n$ ）工人的第一類屬性是 $f^1(Y_k)$ ；第二類屬性是 $f^2(Y_k)$ ，而 $f^1$ 和 $f^2$ 分別爲從 $Y$ 映射到 $C^1$ 及 $C^2$ 的函數，即

$$f^1 : Y \rightarrow C^1, \quad f^2 : Y \rightarrow C^2$$

現在，且讓我們根據這兩類屬性，將 $Y$ 分成 $pq (= 6)$ 組，重新排列如下：

$$Y' = ( Y^{11}, Y^{12}, Y^{21}, Y^{22}, Y^{31}, Y^{32} )$$

$$Y^{ij} = \{ Y_k \mid f^1(Y_k) = C_i^1, f^2(Y_k) = C_j^2 \}, \quad (9)$$
$$i = 1, 2, 3 \quad j = 1, 2$$

而對應著相同兩種屬性之各個工人的所得，還是按照大小次序排列：

$$Y_{1ij}' \leq Y_{2ij}' \leq \dots \leq Y_{n_{ij}'}' \quad (10)$$
$$i = 1, 2, 3 \quad j = 1, 2$$

式中 $n_{ij}'$ 代表 $Y^{ij}$ 中的工人數目， $n_{ij}' \geq 0$ 〔註四〕，且

$$\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^q n_{ij}' = n \quad (11)$$

我們知道，儘管(1)、(9)兩式的吉尼係數相等，但因式(9)是代表已按工人屬性重新排列的分組資料，如果能夠進一步解析它的不平均度，或將有助於我們瞭解不同屬性與工資差異的關係。爲此，我們不妨先說明下列幾個符號的意義：

$$V(0, 0) \equiv \text{Sum} \{ | Y_a - Y_b | \mid f^1(Y_a) = f^1(Y_b) \},$$

$$f^2 ( Y_a ) = f^2 ( Y_b ) \}$$

= 中立的差量

$$V(0, 2) \equiv \text{Sum} \{ | Y_a - Y_b | \mid f^1 ( Y_a ) = f^1 ( Y_b ) , \\ f^2 ( Y_a ) > f^2 ( Y_b ) \}$$

= 性別敏感的差量

$$V(1, 0) \equiv \text{Sum} \{ | Y_a - Y_b | \mid f^1 ( Y_a ) > f^1 ( Y_b ) , \\ f^2 ( Y_a ) = f^2 ( Y_b ) \}$$

(12)

= 教育敏感的差量

$$V(1, 2) \equiv \text{Sum} \{ | Y_a - Y_b | \mid f^1 ( Y_a ) > f^1 ( Y_b ) , \\ f^2 ( Y_a ) > f^2 ( Y_b ) \}$$

= 性別敏感與教育敏感的差量

$$V(1, \bar{2}) \equiv \text{Sum} \{ | Y_a - Y_b | \mid f^1 ( Y_a ) > f^1 ( Y_b ) , \\ f^2 ( Y_a ) < f^2 ( Y_b ) \}$$

= 教育敏感與性別不敏感的差量

式中  $\text{Sum} \{ x \mid k \}$  代表滿足條件  $k$  之下的所有  $x$  的總和。根據這些定義，我們求得

$$V(0, 0) = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^q \sum_{l=1}^{n_{ij}} \sum_{m=l+1}^{n_{ij}} | Y_m^{ij} - Y_l^{ij} |$$

$$V(0, 2) = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^q \sum_{k=j+1}^q \sum_{l=1}^{n_{ij}} \sum_{m=1}^{n_{ik}} | Y_m^{ik} - Y_l^{ij} |$$

$$V(1, 0) = \sum_{i=1}^p \sum_{j=i+1}^p \sum_{k=1}^q \sum_{l=1}^{n_{ik}} \sum_{m=1}^{n_{jk}} | Y_m^{ik} - Y_l^{jk} |$$

(13)

$$V(1, 2) = \sum_{i=1}^p \sum_{j=i+1}^p \sum_{k=1}^q \sum_{l=k+1}^q \sum_{m=1}^{n_{ik}} \sum_{r=1}^{n_{lk}} | Y_m^{ik} - Y_r^{lk} |$$

$$V(1, \bar{2}) = \sum_{i=1}^p \sum_{j=i+1}^p \sum_{k=1}^q \sum_{l=k+1}^q \sum_{m=1}^{n_{jk}} \sum_{r=1}^{n_{il}} | Y_m^{jk} - Y_r^{il} |$$

如果我們令  $V$  代表上列各組工資絕對差異的總和，即

$$V \equiv V(0, 0) + V(0, 2) + V(1, 0) + V(1, 2) + V(1, \bar{2}) \quad (14)$$

並以式(13)代入式(14)，可得

$$V = \sum_{j=1}^n \sum_{j < i}^n (Y_i - Y_j) = (n^2 / 2)M = nSG \quad (15)$$

這個式子明白地顯示工資絕對差量總和 ( $V$ ) 與均互差 ( $M$ ) 及吉尼係數 ( $G$ ) 的相互關係。根據上述的關係，我們可就式(9)比較各個工人的屬性，分別計算如式(13)所列各組的工資絕對差量，從而推求  $n$  個工人的工資不平均度 ( $G$ )。跟式(2)或式(6)比較起來，不難看出我們已經按照工人的屬性把常見的吉尼係數解析成下列的形式：

$$G = \{V(0, 0) + V(0, 2) + V(1, 0) + V(1, 2) + V(1, \bar{2})\} / (nS) \quad (16)$$

但值得注意的是，到目前為止，上式仍然不能確定地表現屬性的差異對於工資不平均度的影響。因為式(12)的定義告訴我們，除了  $V(0, 0)$  滿足  $Y_a \geq Y_b$ ，致使  $|Y_a - Y_b| = Y_a - Y_b$  的條件以外，其餘的  $V(\cdot)$  都可能同時包含了  $Y_a \geq Y_b$  及  $Y_a < Y_b$  的情形。例如  $V(0, 2)$  雖代表各對第一種屬性（教育）相同而第二種屬性（性別）不同之工人的工資絕對差量。但事實上，這差量可能為正，也可能為負。換句話說，式(7)只是我們先驗的假設而已。在實際資料裡，或許有男工比教育程度相同的女工獲得更低的工資。所以，單從工資的絕對差量還是不容易瞭解在整個工資不平均度中，那些部份可藉用工人屬性的差異予以解釋？而那些部份是不行的？為回答這個問題，我們仿照式(12)，重新定義各組的工資「淨」差量如下：

$$D(0, 2) \equiv \text{Sum} \{Y_a - Y_b \mid f^1(Y_a) = f^1(Y_b), \\ f^2(Y_a) > f^2(Y_b)\}$$

$$D(1, 0) \equiv \text{Sum} \{Y_a - Y_b \mid f^1(Y_a) > f^1(Y_b), \\ f^2(Y_a) = f^2(Y_b)\}$$

$$D(1, 2) \equiv \text{Sum} \{ Y_a - Y_b \mid f^1(Y_a) > f^1(Y_b), \\ f^2(Y_a) > f^2(Y_b) \}$$

$$D(1, \bar{2}) \equiv \text{Sum} \{ Y_a - Y_b \mid f^1(Y_a) > f^1(Y_b), \\ f^2(Y_a) < f^2(Y_b) \} \quad (17)$$

並設D代表所有淨差量的總和：

$$D \equiv V(0, 0) + D(0, 2) + D(1, 0) + D(1, 2) + D(1, \bar{2}) \quad (18)$$

前面說過， $V(\cdot)$ 代表工資的絕對差量，包括了「支持」先驗假設的工資差量 ( $Y_a \geq Y_b$ )，也包括了「違反」先驗假設的工資差量 ( $Y_a < Y_b$ )；而 $D(\cdot)$ 代表的是工資的淨差量，是「支持」先驗假設之差量扣減「違反」先驗假設之差量後的「淨的」差量，也可稱做「淨支持」先驗假設的工資差量。仔細推敲 $V(\cdot)$ 與 $D(\cdot)$ ，不難發現在有違反假設的情況下，前者必然大於後者；其程度正是違反先驗假設的工資差量之兩倍。如果我們以 $S^{-1}(\cdot)$ 代表違反假設的差量，例如

$$S^{-1}(0, 2) \equiv \text{Sum} \{ |Y_a - Y_b| \mid f^1(Y_a) = f^1(Y_b), \\ f^2(Y_a) > f^2(Y_b); Y_a < Y_b \} \quad (19)$$

則可得到

$$V(0, 2) - D(0, 2) = 2S^{-1}(0, 2) \quad (20)$$

按照同樣的定義與推算，我們可以計算 $S^{-1}(1, 0)$ 、 $S^{-1}(1, 2)$ 及 $S^{-1}(1, \bar{2})$ 等各個違反假設的所得差量，從而求得

$$V - D = 2 \{ S^{-1}(0, 2) + S^{-1}(1, 0) + S^{-1}(1, 2) + S^{-1}(1, \bar{2}) \} \quad (21)$$

把這幾個關係式代入式16，即可把常見的吉尼係數分解成三個部份：

$$G = A + B + C \quad (22)$$

式中

$$A = \frac{V(0, 0)}{nS} = \text{「中立性」的不平均度}$$

$$B = \frac{2 \sum S^-(\cdot)}{nS} = \text{「違反假設」的不平均度}$$

$$C = \frac{\sum D(\cdot)}{nS} = \text{「淨支持假設」的不平均度}$$

更詳細的說，A代表C<sup>1</sup>和C<sup>2</sup>所不能解釋的工資不平均度。因為根據定義，V(0,0)是指兩類屬性都相同之工人的工資差量。由此可見，該項工資差量是來自C<sup>1</sup>及C<sup>2</sup>以外的因素，這就是我們把A稱為「中立性」(對C<sup>1</sup>及C<sup>2</sup>而言)不平均度的理由〔註五〕。而B是由各個違反先驗假設的差量S<sup>-</sup>(·)所構成的，故可叫做「違反假設」的不平均度。另一方面，C則包括各組淨支持先驗假設的所得差量，這一部份正是工人屬性可以解釋的工資差量。

一直到現在所討論的V(·)或D(·)都只是各組的「總」差量。但若要進一步剖析C的成分，實有必要考慮各組的「平均」差量。設T(·)代表相對應組中可相互比較工資差異的工人對數，即

$$T(0,0) = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^q \frac{n_{ij}(n_{ij}-1)}{2}$$

$$T(0,2) = \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^q \sum_{k=j+1}^q -n_{ij} n_{ik}$$

$$T(1,0) = \sum_{i=1}^p \sum_{j=i+1}^p \sum_{k=1}^q n_{ik} n_{jk} \quad (23)$$

$$T(1,2) = \sum_{i=1}^p \sum_{j=i+1}^p \sum_{k=1}^q \sum_{l=k+1}^q n_{jl} n_{ik}$$

$$T(1,\bar{2}) = \sum_{i=1}^p \sum_{j=i+1}^p \sum_{k=1}^q \sum_{l=k+1}^q n_{jk} n_{il}$$

並令T代表總對數：

$$T \equiv T(0,0) + T(0,2) + T(1,0) + T(1,2) + T(1,\bar{2})$$



$$= n(n-1)/2 \quad (24)$$

從而可把 C 看成各組「平均」差量的加數：

$$C = \frac{T}{nS} \{ \phi(0,2)d(0,2) + \phi(1,0)d(1,0) \\ + \phi(1,2)d(1,2) + \phi(1,\bar{2})d(1,\bar{2}) \} \quad (25a)$$

式中

$$\phi(\cdot) = T(\cdot) / T = \text{相對對數} \quad [\text{註六}]$$

$d(0,2)$  = 同等教育的男工比女工平均多獲得的工資收入

$d(1,0)$  = 性別相同而教育程度較高的勞動者平均多獲得的工資收入

$d(1,2)$  = 高教育的男工比低教育的女工平均多獲得的工資收入

$d(1,\bar{2})$  = 高教育的女工比低教育的男工平均多獲得的工資收入

如果我們將  $d(1,2)$  與  $d(1,\bar{2})$  視為兩種屬性交互影響的效果 (Interaction)，則我們可將式 (25a) 改寫成

$$C = \frac{T}{nS} \{ \phi(1,0)d(1,0) + \phi(0,2)d(0,2) \\ + \phi(1,2)f_{12}(d(1,0), d(0,2)) \\ + \phi(1,\bar{2})f_{1\bar{2}}(d(1,0), d(0,2)) \}$$

式中  $d(1,2) = f_{12}(d(1,0), d(0,2))$ ,  $d(1,\bar{2}) = f_{1\bar{2}}(d(1,0), d(0,2))$ 。前面二項為教育及性別影響工資差量的直接效果；後面二項則是教育及性別同時影響工資差量的交叉效果。但我們只知道這個交叉效果是  $d(1,0)$  與  $d(0,2)$  的函數，而在先驗上，却沒有充分的訊息瞭解其確切的函數型態。

不過，假使  $f_{12}$  與  $f_{1\bar{2}}$  具有相加的性質 (Additive Property)，則下列關係勢將成立：

$$d(1,2) = f_{12}(d(1,0), d(0,2)) = \eta d(1,0) + \eta' d(0,2) \quad (27a)$$

$$d(1,\bar{2}) = f_{1\bar{2}}(d(1,0), d(0,2)) = \eta d(1,0) - \eta' d(0,2) \quad (27b)$$

式中  $\eta$  與  $\eta'$  分別代表調整係數〔註七〕，即

$$\eta = \frac{d(1, 2) + d(1, \bar{2})}{2d(1, 0)}, \quad \eta' = \frac{d(1, 2) - d(1, \bar{2})}{d(0, 2)}$$

把 (27a)、(27b) 兩式代入式 (25a)，可得

$$C = \frac{T}{nS} \{ [\phi(1, 2)\eta + \phi(1, \bar{2})\eta + \phi(1, 0)]d(1, 0) \\ + [\phi(1, 2)\eta' - \phi(1, \bar{2})\eta' + \phi(0, 2)]d(0, 2) \} \quad (25b)$$

此時，我們就可以將兩種屬性所能解釋的工資差量 C 「截然」劃分成教育的貢獻及性別的貢獻。

由以上的討論，我們得知：如果我們同意交叉效果具備相加的性質，則可就式 (25b) 來判定教育及性別對於工資差異的解釋能力；否則只好利用式 (25a) 來判定這兩種屬性的直接效果與交叉效果。

### (三)實證研究

在本節裡，我們基於第二節的理論架構，分別對民國 57 年至 63 年每隔一年的資料加以分析〔註八〕。我們所使用的資料係台灣省及台北市政府主計處的「家庭收支調查」。

首先，依據勞工的性別（男、女）、教育（基礎教育、初級教育、高級教育、專科及大學教育）及工作地點（鄉村、城鎮、都市）將原始資料予以分組，並計算女工平均工資與女工男工平均工資的比率列於表一，而各年各區的男女人數則列於表二。由表一可以看出，就同一教育水準，同一工作地點的勞動者而言，女工的平均工資皆低於男工的平均工資。箇中原因固然很多，但是有一個重要的因素不能忽視，那就是性別的歧視，這值得我們進一步去追究。

爲了直接跟前節的理論模型聯結起來，我們集中注意不同工作地點性別與教育兩種屬性對於勞工所得有何不同的影響。我們於表三列出各個年度鄉村、城鎮、

表 一

年 別	教育程度		基 礎 教 育	初 級 教 育	高 級 教 育	專 科 及 大 學 教 育	總 計
	工作地點	村 鎮 市					
57	鄉	村	4,248 (0.40)	6,216 (0.36)	12,598 (0.53)	7,500 (0.35)	4,729 (0.39)
	城	鎮	6,070 (0.41)	12,633 (0.66)	13,771 (0.51)	19,996 (0.58)	7,761 (0.41)
	都	市	7,546 (0.34)	15,738 (0.59)	21,350 (0.65)	25,192 (0.58)	11,245 (0.41)
	總	計	5,486 (0.37)	11,882 (0.54)	16,436 (0.56)	23,445 (0.60)	7,301 (0.38)
59	鄉	村	6,470 (0.48)	11,698 (0.61)	16,028 (0.54)	23,810 (0.54)	7,352 (0.45)
	城	鎮	7,526 (0.43)	13,599 (0.54)	17,205 (0.53)	24,971 (0.60)	9,607 (0.43)
	都	市	11,864 (0.47)	15,773 (0.48)	22,731 (0.55)	29,064 (0.61)	15,664 (0.48)
	總	計	7,615 (0.46)	13,553 (0.54)	18,873 (0.55)	27,001 (0.60)	9,707 (0.45)
61	鄉	村	8,898 (0.48)	14,029 (0.54)	19,414 (0.56)	29,272 (0.68)	10,626 (0.47)
	城	鎮	10,478 (0.45)	16,825 (0.56)	22,193 (0.56)	27,617 (0.61)	13,893 (0.47)
	都	市	17,673 (0.46)	20,808 (0.45)	29,466 (0.58)	37,307 (0.55)	23,675 (0.50)
	總	計	11,668 (0.44)	17,405 (0.49)	25,354 (0.58)	34,893 (0.58)	16,091 (0.46)
63	鄉	村	15,809 (0.50)	20,401 (0.55)	33,220 (0.55)	61,347 (0.95)	19,780 (0.51)
	城	鎮	17,958 (0.45)	25,086 (0.54)	38,581 (0.61)	59,339 (0.80)	24,968 (0.50)
	都	市	25,781 (0.46)	25,993 (0.45)	37,999 (0.51)	53,639 (0.57)	33,645 (0.49)
	總	計	18,264 (0.46)	23,955 (0.51)	37,344 (0.56)	56,908 (0.69)	25,261 (0.49)

資料來源：台灣省及台北市「家庭收支調查」。

註：未括弧數字為該組女工的平均工資；括弧內數字為該組女工平均工資與男工平均工資的比率。

表 二

年 別	教育程度		基 礎 教 育	初 級 教 育	高 級 教 育	專 科 及 大 學 教 育	總 計
	工 作 地 點						
57	鄉	村	440 ( 803 )	24 ( 70 )	22 ( 69 )	1 ( 15 )	487 ( 957 )
	城	鎮	224 ( 467 )	27 ( 100 )	31 ( 136 )	5 ( 46 )	287 ( 749 )
	都	市	201 ( 503 )	30 ( 138 )	34 ( 190 )	19 ( 114 )	284 ( 945 )
	總	計	865 ( 1,773 )	81 ( 308 )	87 ( 395 )	25 ( 175 )	1,058 ( 2,651 )
59	鄉	村	518 ( 1,071 )	36 ( 136 )	27 ( 132 )	4 ( 40 )	585 ( 1,379 )
	城	鎮	398 ( 744 )	51 ( 150 )	58 ( 193 )	12 ( 68 )	519 ( 1,155 )
	都	市	148 ( 334 )	29 ( 105 )	45 ( 144 )	18 ( 80 )	240 ( 663 )
	總	計	1,064 ( 2,149 )	116 ( 391 )	130 ( 469 )	34 ( 188 )	1,344 ( 3,197 )
61	鄉	村	625 ( 1,010 )	78 ( 218 )	63 ( 208 )	14 ( 63 )	780 ( 1,499 )
	城	鎮	529 ( 1,007 )	115 ( 266 )	134 ( 388 )	26 ( 118 )	804 ( 1,779 )
	都	市	393 ( 1,013 )	97 ( 324 )	194 ( 555 )	111 ( 363 )	795 ( 2,255 )
	總	計	1,547 ( 3,030 )	290 ( 808 )	391 ( 1,151 )	151 ( 544 )	2,379 ( 5,533 )
63	鄉	村	367 ( 754 )	68 ( 176 )	62 ( 177 )	14 ( 60 )	511 ( 1,167 )
	城	鎮	469 ( 932 )	120 ( 303 )	142 ( 381 )	39 ( 190 )	770 ( 1,806 )
	都	市	139 ( 421 )	52 ( 179 )	122 ( 340 )	48 ( 197 )	361 ( 1,137 )
	總	計	975 ( 2,107 )	240 ( 658 )	326 ( 898 )	101 ( 447 )	1,642 ( 4,110 )

資料來源：同表一。

註：未括弧的數字為該組女工人數；括弧內的數字即為該組男工人數。

表 三

工作地點	年別	不平均度		A	A / G	B	B / G	C	C / G	G
		A	B							
鄉	57	0.1587	33.76	0.0756	16.08	0.2358	50.16	0.4702		
	59	0.1308	29.32	0.0795	17.81	0.2359	52.87	0.4462		
	61	0.0953	22.52	0.0999	23.61	0.2279	53.87	0.4231		
	63	0.0879	21.90	0.1109	27.64	0.2025	50.46	0.4013		
城	57	0.0894	21.41	0.0919	22.01	0.2362	56.58	0.4175		
	59	0.0840	20.63	0.0823	20.22	0.2409	59.15	0.4073		
	61	0.0715	18.26	0.1150	29.38	0.2049	52.36	0.3913		
鎮	63	0.0603	16.24	0.1138	30.64	0.1972	53.11	0.3712		
都	57	0.0698	18.46	0.1012	26.79	0.2068	54.75	0.3778		
	59	0.0612	17.20	0.1022	28.73	0.1924	54.07	0.3558		
	61	0.0571	16.01	0.1435	40.25	0.1559	43.74	0.3565		
市	63	0.0469	14.72	0.1243	39.03	0.1473	46.25	0.3185		

資料來源：同表一。

註：A / G、B / G、C / G以%表示。

都市「中立性」的不平均度（A）、「違反假設」的不平均度（B）、「淨支持假設」的不平均度（C）與吉尼係數（G）。如果採用吉尼係數作為衡量所得分配不平均度之指標的話，則表中很清楚的顯示鄉村、城鎮、都市勞動者的所得分配皆是逐漸趨向平均化的（詳見圖一）。

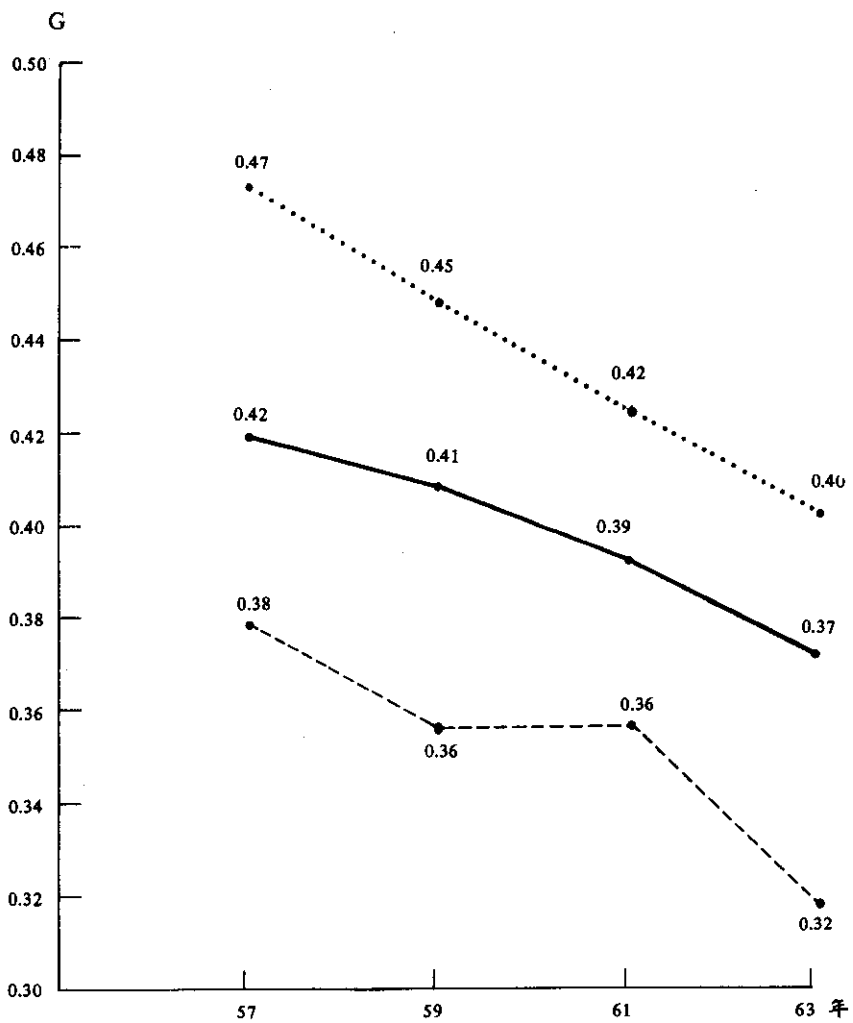
從圖一可以看出，就工作地點而言，每年的吉尼係數以鄉村最大，城鎮次之，都市最小，這很明顯的表示，都市化程度愈高的地方，工資分配愈平均。如果，我們把吉尼係數分解成A、B、C三個部分，則可進一步看出淨支持假設的不平均度對於吉尼係數的解釋能力最大（其所能解釋工資不平均度的比率，鄉村、城鎮、都市各年幾乎皆達到五成，詳細情形如圖二所示），這正顯示城鄉工資不平均度的成因，泰半皆源自教育與性別的不同〔註九〕。

不過，儘管城鄉不同的工資不平均度，幾乎都能由教育及性別兩種屬性解釋五成以上，但這兩種屬性個別的直接效果，或許會因地區不同而有所差別。我們接下來就要探討這個問題。

為了能夠充分瞭解淨支持假設不平均度（C）的成分，我們將鄉村、城鎮、都市各年的平均差量  $d(1, 0)$ 、 $d(0, 2)$ 、 $d(1, 2)$ 、 $d(1, \bar{2})$  及其相對對數  $\phi(1, 0)$ 、 $\phi(0, 2)$ 、 $\phi(1, 2)$ 、 $\phi(1, \bar{2})$ ，勞動者的教育分化度  $\frac{(n-1)p}{n(p-1)} \{ \phi(1, 0) + \phi(1, 2) + \phi(1, \bar{2}) \}$ ，勞動者的性別分化度  $\frac{(n-1)q}{n(q-1)} \{ \phi(0, 2) + \phi(1, 2) + \phi(1, \bar{2}) \}$  列於表四。從表中可以很明顯的看出鄉村、城鎮、都市教育的分化度皆逐年增加，而性別的分化度則鄉村大致維持在 0.83~0.90 左右，城鎮大致維持在 0.80~0.86 左右，都市大致維持在 0.71~0.78 左右。

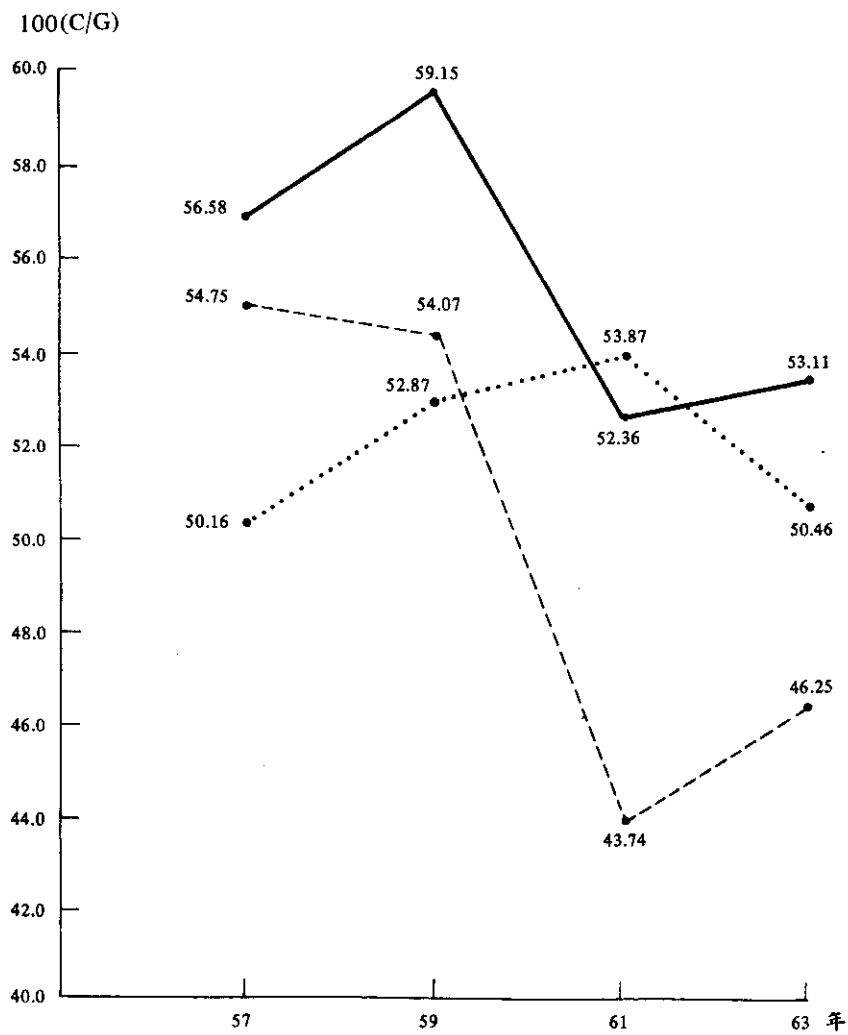
根據表三及表四，我們即可直接計算城鄉各年淨支持先驗假設不平均度的各種因素：教育屬性的直接效果、性別屬性的直接效果及兩種屬性的交叉效果。我們把這些效果列於表五。

圖一 吉尼係數



..... 代表鄉村, — 代表城鎮, --- 代表都市

圖二 「淨支持假設的不平均度」佔「總不平均度」的比率



.....代表鄉村，——代表城鎮，---代表都市



表 四

項目 年別	d				
	d(1, 0)	d(0, 2)	d(1, 2)	d(1, 2̄)	
鄉	57	9,209,5240	6,342,8620	16,466,3873	- 1,495,5506
	59	12,898,1423	6,966,9495	20,377,1839	581,5062
	61	12,348,5745	9,677,2073	22,928,4950	- 1,256,3362
	63	18,650,8288	16,374,6324	35,586,1975	- 1,429,1449
城	57	10,040,2099	8,834,9944	19,039,2786	- 1,488,4427
	59	12,528,1127	10,272,4740	23,561,5581	- 1,807,3394
	61	12,362,7655	13,319,0460	26,139,0817	- 3,731,4977
	63	19,336,0745	22,134,6148	41,711,0804	- 3,942,6557
都	57	10,987,7324	14,238,3938	25,114,6936	- 2,503,4177
	59	13,070,8342	14,472,1988	28,129,0036	- 5,039,8346
	61	14,752,7882	21,680,9314	36,677,3861	-10,176,9576
	63	20,167,8160	33,130,9294	52,083,6243	-17,275,5048

表 四 (續)

工作地點	項 目 年 別	$\phi(1, 0)$	$\phi(0, 2)$	$\phi(1, 2)$	$\phi(1, \bar{2})$	$\frac{(\phi(1, 0) + \phi(1, 2) + \phi(1, \bar{2}))}{(n-1)p/n(p-1)}$	$\frac{(\phi(0, 2) + \phi(1, 2) + \phi(1, \bar{2}))}{(n-1)q/n(q-1)}$
		鄉	57	0.1457	0.3422	0.0673	0.0378
	59	0.2046	0.2923	0.0865	0.0397	0.4408	0.8366
	61	0.2580	0.2551	0.1274	0.0679	0.6041	0.9004
村	63	0.3004	0.2136	0.1218	0.0884	0.6804	0.8471
城	57	0.3197	0.2084	0.1296	0.0629	0.6823	0.8010
	59	0.2931	0.2255	0.1291	0.0734	0.6604	0.8555
	61	0.3374	0.1854	0.1447	0.0988	0.7742	0.8575
鎮	63	0.3704	0.1613	0.1524	0.1056	0.8375	0.8383
都	57	0.4040	0.1509	0.1350	0.0698	0.8111	0.7108
	59	0.3958	0.1483	0.1444	0.0981	0.8501	0.7807
	61	0.4229	0.1242	0.1393	0.1221	0.9121	0.7709
市	63	0.4549	0.1059	0.1351	0.1250	0.9527	0.7315

資料來源：同表一。

表 五

工作地點	年別	效 果	$E_1 = \frac{Td(1,0)\phi(1,0)}{nS}$	$E_1 / C$	$E_2 = \frac{Td(0,2)\phi(0,2)}{nS}$	$E_2 / C$	$E_3 = \frac{Td(1,2)\phi(1,2)}{nS}$	$E_3 / C$	$E_4 = \frac{Td(1,2)\phi(1,2)}{nS}$	$E_4 / C$
			$E_1 = \frac{Td(1,0)\phi(1,0)}{nS}$	$E_2 = \frac{Td(0,2)\phi(0,2)}{nS}$	$E_3 = \frac{Td(1,2)\phi(1,2)}{nS}$	$E_4 = \frac{Td(1,2)\phi(1,2)}{nS}$				
鄉	57		0.0693	29.40	0.1122	47.56	0.0573	24.28	-0.0029	-1.24
	59		0.0964	40.84	0.0743	31.52	0.0644	27.28	0.0008	0.36
	61		0.0855	37.52	0.0663	29.08	0.0784	34.40	-0.0023	-1.00
	63		0.0852	42.10	0.0532	26.28	0.0660	32.57	-0.0019	-0.95
城	57		0.1021	43.23	0.0586	24.80	0.0785	33.23	-0.0030	-1.26
	59		0.0994	41.27	0.0627	26.03	0.0824	34.19	-0.0036	-1.49
	61		0.0850	41.49	0.0503	24.56	0.0771	37.62	-0.0075	-3.67
鎮	63		0.0847	42.96	0.0422	21.41	0.0752	38.13	-0.0049	-2.50
	57		0.0937	45.28	0.0453	21.92	0.0715	34.58	-0.0037	-1.78
都	59		0.0914	47.52	0.0379	19.71	0.0718	37.31	-0.0087	-4.54
	61		0.0760	48.75	0.0328	21.04	0.0622	39.92	-0.0151	-9.71
市	63		0.0770	52.25	0.0294	19.98	0.0590	40.07	-0.0181	-12.30

資料來源：同表一。

註：E<sub>1</sub>/C、E<sub>2</sub>/C、E<sub>3</sub>/C、E<sub>4</sub>/C以%表示。

綜觀 57 年至 63 年的資料，我們發現：

(1) 鄉村教育屬性的直接效果大幅度增加，由 57 年的 29.40% 增加到 63 年的 42.10%；而性別屬性的直接效果則大幅度減少，由 57 年的 47.56% 減少到 63 年的 26.28%。

(2) 城鎮教育屬性的直接效果則大致維持在 42% 左右；而性別屬性的直接效果則由 57 年的 24.80% 小幅度減少到 63 年的 21.41%。

(3) 都市教育屬性的直接效果逐年小幅度增加，由 57 年的 45.28% 增加到 63 年的 52.25%；而性別屬性的直接效果則由 57 年的 21.92% 微量減少到 63 年的 19.98%。

(4) 就城鎮、都市而言，各年教育屬性的直接效果皆大於性別屬性的直接效果。但就鄉村而言，57 年時性別屬性的直接效果大於教育屬性的直接效果，59 年以後則轉變為教育屬性的直接效果大於性別屬性的直接效果。

(5) 各年教育屬性的直接效果的大小，依序為都市、城鎮、鄉村；而各年性別屬性的直接效果的大小，則恰恰相反，依序為鄉村、城鎮、都市。

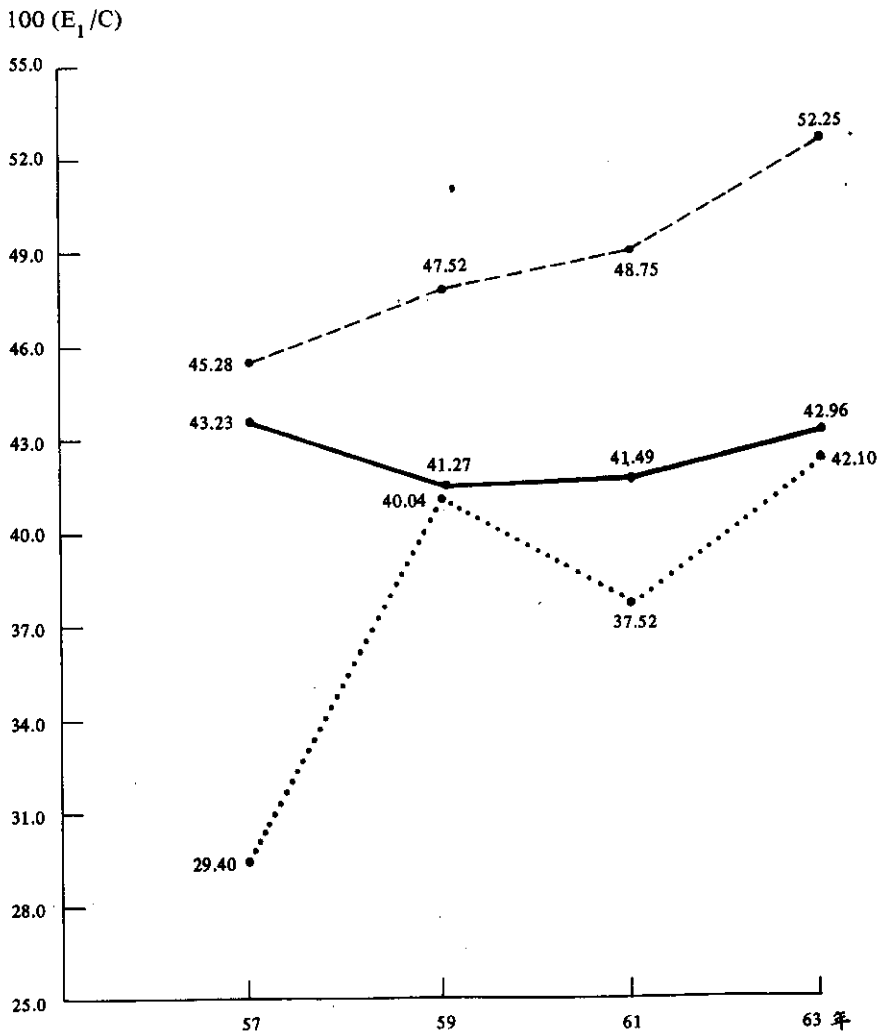
以上的發現顯示鄉村勞工評價的合理因素正逐年增加，而不合理因素正逐年減少。城鎮、都市對勞工評價的合理因素遠比不合理因素來得重要，而且都市較城鎮、鄉村給付工資較為合理。我們將這些結果顯示於圖三及圖四。

各年城鄉的資料也顯示交叉效果對於 C 的貢獻程度有增加的趨勢。我們知道，交叉效果是兩種屬性相輔相成的結果，但由於沒有充分訊息顯示交叉效果有多少是屬於教育屬性的貢獻，而有多少又是屬於性別屬性的貢獻，故在表五裏，我們將交叉效果列為另外的項目。

如果  $d(1, 2)$  及  $d(1, \bar{2})$  具備式 (27a) 及 (27b) 所示的相加性質，則我們就可將交叉效果  $d(1, 2)\phi(1, 2)$ 、 $d(1, \bar{2})\phi(1, \bar{2})$  予以劃分，從而將 C 截然分解成教育屬性的貢獻程度與性別屬性的貢獻程度。

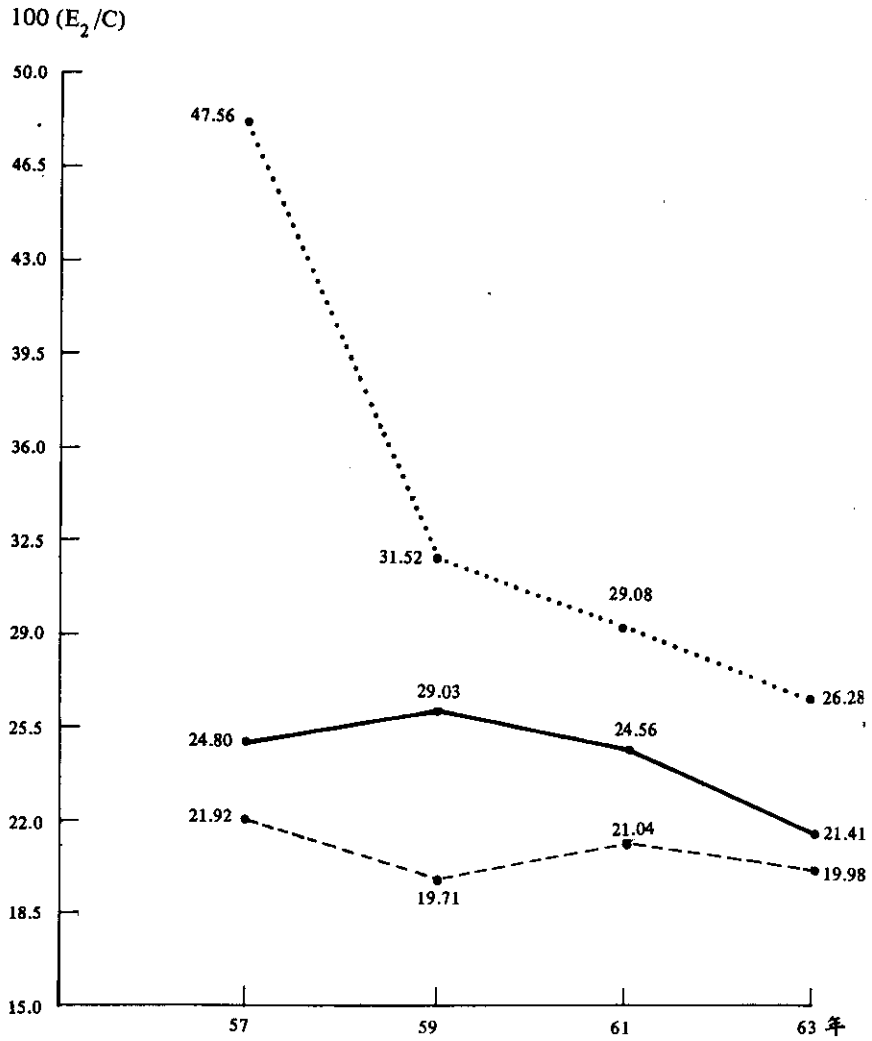
我們利用 (27a)、(27b) 兩式及表五的資料求得  $\eta$  及  $\eta'$ ，並將 C 劃分成教育

圖三 「教育屬性的直接效果」佔「淨支持假設的不平均度」的比率



..... 代表鄉村, — 代表城鎮, --- 代表都市

圖四 「性別屬性的直接效果」佔「淨支持假設的不平均度」的比率



.....代表鄉村，——代表城鎮，---代表都市

屬性的貢獻程度 ( $[\phi(1, 2)\eta + \phi(1, \bar{2})\eta + \phi(1, 0)]d(1, 0)T/nS$ ) 及性別屬性的貢獻程度 ( $[\phi(1, 2)\eta' - \phi(1, \bar{2})\eta' + \phi(0, 2)]d(0, 2)T/nS$ )。所得的結果列於表六，並將兩種屬性的解釋成分繪於圖五及圖六。

讀者很容易由表六看出各年鄉村、城鎮、都市教育屬性的貢獻程度逐年增加(鄉村由 57 年的 46.64% 增加到 63 年 69.07%，城鎮由 57 年的 65.98% 增加到 63 年的 72.18%，都市由 57 年的 68.90% 增加到 63 年的 78.02%)，性別屬性的貢獻程度則逐年減少(鄉村由 57 年的 53.36% 減少到 63 年的 30.93%，城鎮由 57 年的 34.02% 減少到 63 年的 27.82%，都市由 57 年的 31.10% 減少到 63 年的 21.98%)。由表五及表六，我們可以明顯看出，不管屬性交叉效果具備可加性與否，鄉村、都市工資的不平均源自教育差異的成分逐年增加，而源自性別差異的成分則大致呈減少的趨勢。另外，城鎮的資料顯示，假定兩種屬性的交叉效果不具可加的性質，則教育的直接效果大抵固定；但如果兩種屬性的效果可以截然劃分，則教育對於工資不平均度的解釋能力逐年小幅度增加。

表六城鄉的資料也顯示出另外一個很重要的結論：那就是當我們就各個年度比較教育屬性與性別屬性的貢獻程度時，發現每年都市教育屬性的貢獻程度大於城鎮教育屬性的貢獻程度，而城鎮教育屬性的貢獻程度又大於鄉村教育屬性的貢獻程度。都市性別屬性的貢獻程度小於城鎮性別屬性的貢獻程度，而城鎮性別屬性的貢獻程度又小於鄉村性別屬性的貢獻程度。這正顯示鄉村性別歧視的程度較城鎮為大，城鎮性別歧視的程度又較都市為大，此種結果恰好與表五的結果前後呼應。

#### (四) 結論與摘要

本文依據所得分配模型，從理論上探討城鄉工人屬性對工資分配的影響，並利用台灣的實際資料分析性別與教育的差異如何解釋工資的平均度，藉以探討城鄉是否有性別歧視的現象。在分析的過程中我們發現：

(1) 不管是鄉村、城鎮、抑或都市，同級教育的男工平均工資皆高於女工平均工

表 六

工作地點	項目 年別	$F_1 = [\phi(1,2)\eta + \phi(1,2)\eta + \phi(1,0)]d(1,0)T/nS$	$F_1 / C$	$F_2 = [\phi(0,2)\eta' - \phi(1,2)\eta' + \phi(0,2)]d(0,2)T/nS$	$F_2 / C$	$\eta$	$\eta'$
		鄉	57	0.1100	46.64	0.1258	53.36
	59	0.1447	61.31	0.0913	38.69	0.8125	1.4207
	61	0.1423	62.45	0.0856	37.55	0.8775	1.2496
村	63	0.1399	69.07	0.0626	30.93	0.9157	1.1303
城	57	0.1559	65.98	0.0804	34.02	0.8740	1.1617
	59	0.1591	66.02	0.0818	33.98	0.8682	1.2348
	61	0.1406	68.62	0.0643	31.38	0.9063	1.1213
鎮	63	0.1423	72.18	0.0549	27.82	0.9766	1.0313
都	57	0.1425	68.90	0.0643	31.10	1.0289	0.9698
	59	0.1409	73.23	0.0515	26.77	0.8832	1.1460
	61	0.1182	75.81	0.0377	24.19	0.8981	1.0805
市	63	0.1150	78.02	0.0324	21.98	0.8630	1.0467

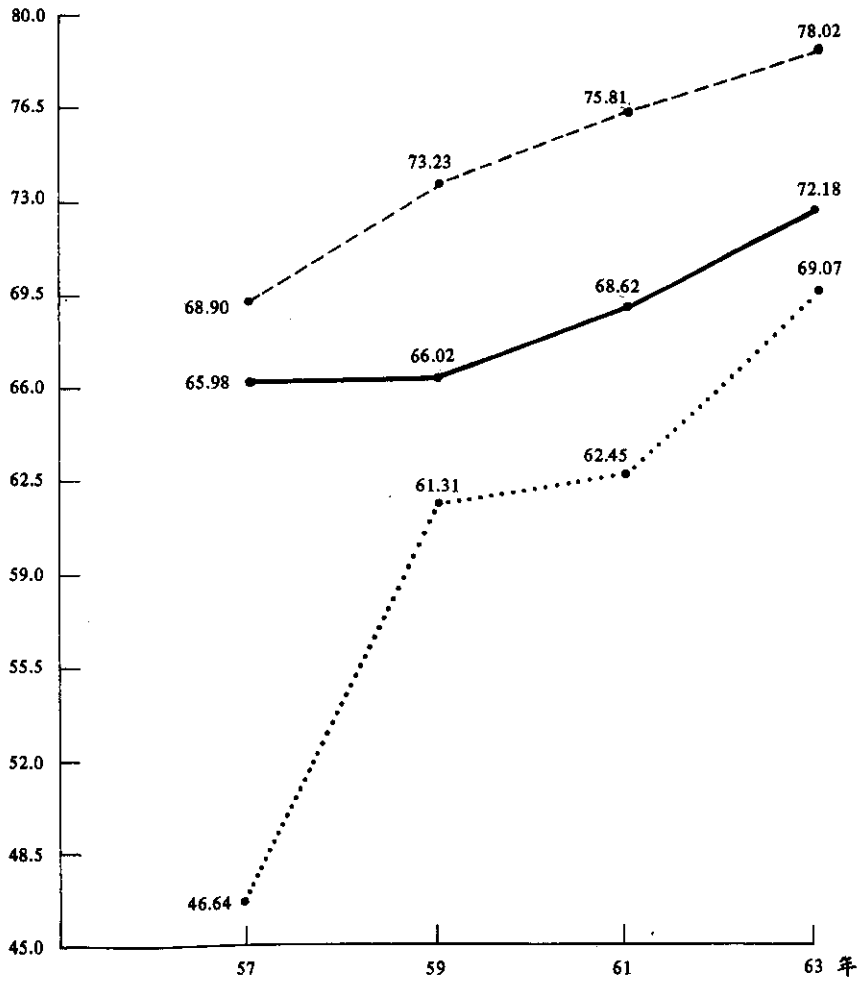
資料來源：同表一。

註： $F_1 / C$ 、 $F_2 / C$ 以%表示。



圖五 「教育屬性的貢獻程度」佔「淨支持假設的不平均度」的比率

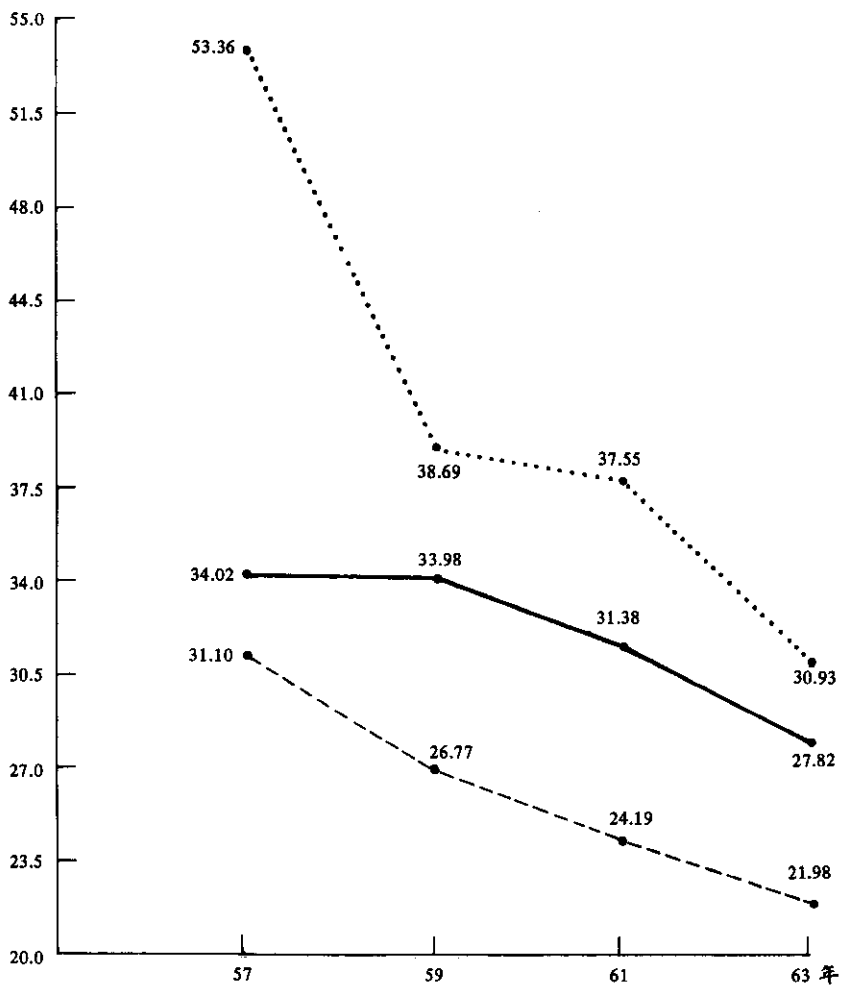
100 (F<sub>1</sub>/C)



..... 代表鄉村, — 代表城鎮, --- 代表都市

圖六 「性別屬性的貢獻程度」佔「淨支持假設的不平均度」的比率

100 (F<sub>2</sub>/C)



.....代表鄉村, — 代表城鎮, ---代表都市

資。

(2)鄉村、城鎮、都市歷年的工資所得分配皆愈來愈平均，淨支持假設的不平均度對這個工資不平均度的解釋能力歷年亦大致維持在五成以上。而且，都市化程度愈高的地方，工資所得分配愈平均。

(3)倘若我們進一步將淨支持假設的不平均度解析成教育屬性的直接效果、性別屬性的直接效果及兩種屬性的交叉效果，則可發現：就時間序列資料來說，教育屬性的直接效果之比重在鄉村、都市都呈上升的趨勢，而城鎮則大致固定；性別屬性的直接效果之比重都呈下跌的趨勢，尤以鄉村為最。再就橫剖資料來看，各年教育屬性的直接效果的大小，依序為都市、城鎮、鄉村。而各年性別屬性的直接效果的大小，則恰恰相反，依序為鄉村、城鎮、都市。

(4)如果我們假設教育與性別兩種屬性具備可加的性質，則鄉村、城鎮、都市教育屬性對淨支持假設的不平均度之貢獻程度逐年加大，尤其鄉村的趨勢最為明顯。而且，一般說來，城鄉教育屬性的貢獻程度皆大於性別屬性的貢獻程度〔註十〕。

(5)由(3)、(4)二點明顯看出我國城鄉皆有性別歧視的現象。然而，在經濟發展的過程中，我國鄉村、城鎮、都市皆顯示性別歧視程度愈來愈小。另一方面，教育——評價工資差異的合理因素——的功能却益形明顯。

(6)不管兩種屬性是否具備可加的性質，我們的研究在在顯示鄉村性別歧視的程度最大，城鎮次之，都市最小。這似乎表示都市化越高的地區，性別歧視的程度越低。

我們知道，家庭工資所得分配是當前重要的研究課題(Fei, Ranis and Kuo 1979 : 130)。本文雖以工人屬性的差異解釋「個人」工資分配的不平均度，但除非我們對於家庭的組成方式、結構、大小、及其成員屬性等因素有充分的瞭解，否則便無從就本文的結果推論「家庭」工資分配的不平均度。由此可見，從個人工資所得分配推論家庭工資所得分配時，勢須從事不同層次間的理論化(Cross Level Theorizing)，才能建立更具解釋力的理論。這正提示經濟學與其他社會科學相

互整合的重要性。

### 註 釋

- [註 一] 詳見費景漢 (1978 : 11)。
- [註 二] 在性別歧視的解釋上, Becker (1957) 強調工資歧視 (Wage Discrimination), Bergmann (1971) 則強調就業歧視 (Employment Discrimination)。
- [註 三] 本文所稱的都市、城鎮、鄉村係按照「台灣省家庭收支調查」的分層標準, 該標準乃依據人口數、人口密度及產業型態之性質, 將各縣市之鄉鎮市區分為(1)都市類(2)城鎮類(3)鄉村類三類。詳見台灣省政府主計處編印的各年「台灣省家庭收支調查報告」。
- [註 四] 理論上, 如果沒有樣本, 就是  $n_{ij} = 0$ , 但實證分析上, 我們的分組, 皆是  $n_{ij} > 0$ 。
- [註 五] A 也可以稱為「組內不平均度」, 詳見曹添旺 (1979)。
- [註 六] 從 (23) 及 (25a) 兩式得知

$$\phi(1,0) + \phi(1,2) + \phi(1,\bar{2}) = \frac{2n}{n-1} \sum_{i=1}^p \sum_{j=i+1}^p \theta_i \theta_j$$

$$\phi(0,2) + \phi(1,2) + \phi(1,\bar{2}) = \frac{2n}{n-1} \sum_{i=1}^q \sum_{j=i+1}^q \lambda_i \lambda_j$$

式中

$$\theta_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^q n_{ij} \quad (i=1, \dots, p), \quad \sum_{i=1}^p \theta_i = 1$$

$$\lambda_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^p n_{ij} \quad (j=1, \dots, q), \quad \sum_{j=1}^q \lambda_j = 1$$

根據上式的關係, 我們似乎可以定義  $\phi_1$  為工人的教育分化度,  $\phi_2$  為工人的性別分化度:

$$\phi_1 \equiv \left( \sum_{i=1}^p \sum_{j=i+1}^p \theta_i \theta_j \right) / \binom{p}{2} \left( \frac{1}{p} \right)^2 = \frac{p(n-1)}{n(p-1)} [\phi(1,0) + \phi(1,2) + \phi(1,\bar{2})]$$

$$\phi_2 \equiv \left( \sum_{i=1}^q \sum_{j=i+1}^q \theta_i \theta_j \right) / \binom{q}{2} \left( \frac{1}{q} \right)^2 = \frac{q(n-1)}{n(q-1)} [\phi(0,2) + \phi(1,2) + \phi(1,\bar{2})]$$

跟吉尼係數一樣,  $\phi_1$  及  $\phi_2$  的值介乎零與一之間。

- [註 七] 我們直接就可以將 (25a) 式化為

$$C = \frac{T}{nS} \{ [\phi(1,2)\eta + \phi(1,\bar{2})\eta + \phi(1,0)] d(1,0) \\ + [\phi(1,2)\eta' - \phi(1,\bar{2})\eta' + \phi(0,2)] d(0,2) \\ + \phi(1,2) [d(1,2) - \eta d(1,0) - \eta' d(0,2)] \\ + \phi(1,\bar{2}) [d(1,\bar{2}) - \eta d(1,0) + \eta' d(0,2)] \}$$

由此可見,  $\eta$  與  $\eta'$  是使交叉效果得以截然分解的係數。

- [註 八] 63年以後，因為沒有工人工作地點的資料，無法分析，故捨棄不用。
- [註 九] 但從表三可以看出違反假設之不平衡度的比重(B/G)，也略呈上升的趨勢。
- [註 十] 只有57年鄉村的資料為例外。

## 參考文獻

江新煥、胡春田

- 1979 個人工資分配不平衡度屬性之研究，中央研究院三民主義研究所專題選刊(19)。

胡春田、賴景昌

- 1981 「我國個人工資所得分配不均度的探討」，中央研究院三民主義研究所與國立中興大學經濟研究所合編：我國經濟發展與所得分配——邁向均富的社會，頁145～185。台北：國立編譯館。

曹添旺

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

費景漢

- 1978 「所得分配理論與當前經濟發展」，台灣所得分配會議論文集，頁7～20。台北：中央研究院經濟研究所。

費景漢、曹添旺、賴景昌

- 1982 性別歧視與工資不平衡度之研究，中央研究院三民主義研究所專題選刊(45)。

Becker, Gary S.

- 1957 *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.

Bergmann, Barbara R.

- 1971 "The effect on whites' income of discrimination in employment," *Journal of Political Economy* 79 (2): 294-313.

Fei, John C. H. and C. F. Chou

- 1978 "Empirical analysis and an axiomatic approach to the Gini coefficient," *Studies & Essays in Commemoration of the Golden Jubilee of Academia Sinica*, 185-204.

Fei, John C. H. Gustav Ranis and Shirley W. Y. Kuo

- 1979 *Growth with Equity: The Taiwan Case*. New York: A World Bank Research Publication.

Holmes, R. A.

- 1976 "Male-female earnings differentials in Canada," *The Journal of Human Resources*, 11 (1): 109-117.

Malkiel, B. C. and J. A. Malkiel

- 1973 "Male-female pay differentials in professional employment," *American Economic Review*, 63 (4): 693-705.

Sawhill, Isabel V.

- 1973 "The economics of discrimination against woman: some new finding," *The Journal of Human Resources*, 8 (3): 383-396.

Scully, Gerald W.

1969 "Interstate wage differentials: a cross-section analysis," *American Economic Review*, 59 (5): 757-773.

Smith, Sharon P.

1977 "Government wage differentials," *Journal of Urban Economics*, 4 (3): 248-271.

Smith, Sharon P.

1976 "Government wage differentials by Sex," *The Journal of Human Resources*, 11 (2): 185-199.