性別歧視與工資不平均度之研究*

費景漢　曹添旺　賴景昌

第一節　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「生爲女兒身」而比男工少〔註二〕。所以當代學者常常依照市場制

*本文的理論架構，承蒙台大數學系賴東昇教授悉心審閱，費神斧正。並蒙張慶輝、張清溪、陳寬政、邊裕淵、許嘉猷、林義男諸教授惠賜許多寶貴的建議。寫作期間，曾多次與中央研究院三民主義研究所諸同仁交換意見，獲益很多，另承顏素雲小姐協助計算，謹此一併致謝。但文中如有錯誤，仍當由筆者負責。

度的工人評價的合理度與不合理度，來做進一步分析〔 Sawhill 1973, Holmes 1976, Fei, Ranis and Kuo 1979，江新煥、胡春田 1979 ，胡春田、賴景昌 1981 〕。可是學者從事實證研究時，幾乎都採迴歸分析的方法。他們通常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，來探討合理因素及不合理因素對於工資給付的影響。 Sawhill (1973) 分析美國的實際資料，發現女工的工資只達男工的四分之三，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，本文擬設立一個理論模型，依據工人的屬性解析工資不平均度〔註三〕，並利用實際資料分析不平均度的合理成分與不合理成分。

在下一節裡，我們將建立理論架構，做爲分析的基礎。第三節擬用一個假想的例子說明教育與性別兩種屬性對於工資不平均度的影響，並以此爲理論分析與實證研究的溝通站。在第四節裡，我們利用民國 53 年至 67 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五節。

第二節　理論架構

假設討論中的經濟社會有 n 個勞動者，他們的工資所得 Y_i ($i=1, 2, \cdots, n$) 是按「單調遞增」(monotonic nondecreasing) 的次序排列：

$$Y=(Y_1 \leq Y_2 \leq \cdots \leq Y_n) \tag{1}$$

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

$$G = M / (2\mu) \tag{2}$$

式中

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

$$\mu = S/n, \tag{4}$$

$$S = \sum_{i=1}^{n} Y \tag{5}$$

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

$$G = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j<i}^{n} (Y_i - Y_j) / (nS) \tag{6}$$

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。

為了進一步探究箇中的道理，我們先假定有兩類屬性（ C^1 和 C^2 ）足以影響工人所得的高低，即

$$\begin{aligned} C^1 &= (C^1_1 < C^1_2 < \cdots < C^1_p) \\ C^2 &= (C^2_1 < C^2_2 < \cdots < C^2_q) \end{aligned} \tag{7}$$

式中 C^1 和 C^2 分別包括 p 及 q 個不同的值，「 $C^1_1 < C^1_2$ 」表示「 C^1_2 較優於 C^1_1 」，是指在先驗上我們認定身具 C^1_2 的工人比身具 C^1_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 ，⋯ ，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

$$f^1 : Y \to C^1 \ , \ f^2 : Y \to C^2 \tag{8}$$

現在，且讓我們根據這兩類屬性，將Y分成 pq組，重新排列如下：

$$Y' = (Y^{11}, \cdots, Y^{1q}, Y^{21}, \cdots, Y^{2q}, \cdots, Y^{p1}, \cdots, Y^{pq}) \tag{9}$$

$$Y^{ij} = \{Y_k \mid f^1(Y_k) = C^1_i, \ f^2(Y_k) = C^2_j\},$$
$$i = 1, 2, \cdots, p \qquad j = 1, 2, \cdots, q$$

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：

$$\begin{gathered} Y^{ij}_1 \leq Y^{ij}_2 \leq \cdots\cdots \leq Y^{ij}_{n_{ij}} \\ i = 1, \cdots, p \qquad j = 1, \cdots, q \end{gathered} \tag{10}$$

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

$$\sum_{i=1}^{p} \sum_{j=1}^{q} n_{ij} = n \tag{11}$$

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：

$$\begin{aligned}
V(0,0) &\equiv \mathrm{Sum}\{|Y_a - Y_b| \mid f^1(Y_a) = f^1(Y_b), f^2(Y_a) = f^2(Y_b)\} \\
V(0,2) &\equiv \mathrm{Sum}\{|Y_a - Y_b| \mid f^1(Y_a) = f^1(Y_b), f^2(Y_a) \succ f^2(Y_b)\} \\
V(1,0) &\equiv \mathrm{Sum}\{|Y_a - Y_b| \mid f^1(Y_a) \succ f^1(Y_b), f^2(Y_a) = f^2(Y_b)\} \\
V(1,2) &\equiv \mathrm{Sum}\{|Y_a - Y_b| \mid f^1(Y_a) \succ f^1(Y_b), f^2(Y_a) \succ f^2(Y_b)\} \\
V(1,\overline{2}) &\equiv \mathrm{Sum}\{|Y_a - Y_b| \mid f^1(Y_a) \succ f^1(Y_b), f^2(Y_a) \prec f^2(Y_b)\}
\end{aligned} \tag{12}$$

式中 $\mathrm{Sum}\{x \mid k\}$ 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

$$
\begin{aligned}
V(0,0) &= \sum_{i=1}^{p} \sum_{j=1}^{q} \sum_{\ell=1}^{n_{ij}} \sum_{m=\ell+1}^{n_{ij}} \left| Y_m^{ij} - Y_\ell^{ij} \right| \\
V(0,2) &= \sum_{i=1}^{p} \sum_{j=1}^{q} \sum_{k=j+1}^{q} \sum_{\ell=1}^{n_{ij}} \sum_{m=1}^{n_{ik}} \left| Y_m^{ik} - Y_\ell^{ij} \right| \\
V(1,0) &= \sum_{i=1}^{p} \sum_{j=i+1}^{p} \sum_{k=1}^{q} \sum_{\ell=1}^{n_{ik}} \sum_{m=1}^{n_{jk}} \left| Y_m^{jk} - Y_\ell^{ik} \right| \\
V(1,2) &= \sum_{i=1}^{p} \sum_{j=i+1}^{p} \sum_{k=1}^{q} \sum_{\ell=k+1}^{q} \sum_{m=1}^{n_{j\ell}} \sum_{r=1}^{n_{ik}} \left| Y_m^{j\ell} - Y_r^{ik} \right| \\
V(1,\overline{2}) &= \sum_{i=1}^{p} \sum_{j=i+1}^{p} \sum_{k=1}^{q} \sum_{\ell=k+1}^{q} \sum_{m=1}^{n_{jk}} \sum_{r=1}^{n_{i\ell}} \left| Y_m^{jk} - Y_r^{i\ell} \right|
\end{aligned}
\tag{13}
$$

如果我們令V代表上列各組工資絕對差量的總和，即

$$V \equiv V(0,0) + V(0,2) + V(1,0) + V(1,2) + V(1,\overline{2}) \tag{14}$$

並以式(13)代入式(14)，可得

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

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：

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

但值得注意的是，到目前爲止，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。因爲式(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$\check{V}(\cdot)$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相同而第二種屬性不同之工人的工資絕對差量。但事實上，這差量可能爲正，也可能爲負。換句話說，式(7)只是我們先

驗的假設而已。在實際資料裡，或許有第二種屬性較優（第一種屬性相同）的工人反而獲得更低的工資。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？爲回答這個問題，我們仿照式(12)，重新定義各組的工資「淨」差量如下：

$$
\begin{aligned}
D(0,2) &\equiv \mathrm{Sum}\{Y_a - Y_b \mid f^1(Y_a) = f^1(Y_b),\ f^2(Y_a) > f^2(Y_b)\} \\
D(1,0) &\equiv \mathrm{Sum}\{Y_a - Y_b \mid f^1(Y_a) > f^1(Y_b),\ f^2(Y_a) = f^2(Y_b)\} \\
D(1,2) &\equiv \mathrm{Sum}\{Y_a - Y_b \mid f^1(Y_a) > f^1(Y_b),\ f^2(Y_a) > f^2(Y_b)\} \\
D(1,\overline{2}) &\equiv \mathrm{Sum}\{Y_a - Y_b \mid f^1(Y_a) > f^1(Y_b),\ f^2(Y_a) < f^2(Y_b)\}
\end{aligned}
\tag{17}
$$

並設D代表所有淨差量的總和：

$$D \equiv V(0,0) + D(0,2) + D(1,0) + D(1,2) + D(1,\overline{2}) \tag{18}$$

前面說過，V（·）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（·）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（·）與D（·），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$S^-(\cdot)$代表違反假設的差量，例如

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

則可得到

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

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

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

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：

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

式中

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

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

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

更詳細的說，A代表C^1 和C^2所不能解釋的工資不平均度。因爲根據定義，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^1 及C^2以外的因素，這就是我們把A稱爲「中立性」（對C^1 及C^2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$S^{-}(\cdot)$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

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

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

$$T(1,2)=\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=i+1}^{p}\sum_{k=1}^{q}n_{ik}\quad n_{jk} \qquad (23)$$

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

$$T(1,\overline{2})=\sum_{i=1}^{p}\sum_{j=i+1}^{p}\sum_{k=1}^{q}\sum_{\ell=k+1}^{q}n_{jk}\quad n_{i\ell}$$

並令 T 代表總對數：

$$T \equiv T(0,0)+T(0,2)+T(1,0)+T(1,2)+T(1,\overline{2})=n(n-1)/2 \qquad (24)$$

從而可把 C 看成各組「平均」差量的加數：

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

式中

$\phi(\cdot) \equiv T(\cdot)/T =$ 相對對數

$d(\cdot) \equiv D(\cdot)/T(\cdot) =$ 平均工資差量

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

$$C=\frac{T}{nS}\{\phi(1,0)d(1,0)+\phi(0,2)d(0,2)+\phi(1,2)f_{12}(d(1,0),d(0,2))$$
$$+\phi(1,\overline{2})f_{1\overline{2}}(d(1,0),d(0,2))\} \qquad (26)$$

式中 $d(1,2)=f_{12}(d(1,0),d(0,2))$，$d(1,\overline{2})=f_{1\overline{2}}(d(1,0),d(0,2))$。前面二項為第一種屬性及第二種屬性影響工資差量的直接效果；後面二項則是兩種屬性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。

如果 f_{12} 與 $f_{1\overline{2}}$ 具有相加的性質（additive property），則下列關係將會成立

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

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

式中 η 與 η' 分別代表調整係數〔註六〕。上面式子代入式(25a)得

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

此時，我們就可以將兩種屬性所能解釋的工資差量 C「截然」劃分成第一種屬性的

貢獻及第二種屬性的貢獻。

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)來判定兩種屬性對於工資差異的解釋能力；否則只好利用式(25a)來判定兩種屬性的直接效果與交叉效果。至於兩種屬性對於交叉效果的貢獻必須進一步加以追究。

第三節 假想的例子

本節是要假想一套簡單而具體的資料，利用上節的理論模型從事分析，做爲我們下節實證研究的基石。假想經濟社會有十個勞動者（ $n=10$ ），他們的工資分配型態如下：

$$Y=(3,5,5,6,7,9,12,13,15,25)$$

根據這些資料可以直接求算總工資、平均工資及工資分配的不平均度如下：

$$S=100,\qquad \mu=10,\qquad G=0.328$$

現在我們按照各個勞動者的第一類屬性 C^1（教育程度，C^1_1 =小 $<$ C^1_2 = 中 $<$ C^1_3 =大 ； $p=3$)及第二類屬性 C^2（性別，C^2_1 =女 $<$ C^2_2 =男； $q=2$ ），把這十個工人分成六組，重新排列成

$$\begin{aligned} Y^1 &= ((6,12),\ 9,\ 3,\ (5,7),\ 13,\ (5,15,25)) \\ &= (\ Y^{11},\ Y^{12},\ Y^{21},\ Y^{22},\ Y^{31},\ Y^{32}\ ) \end{aligned}$$

由上式知

$$n_{11}=2,\ n_{12}=1,\ n_{21}=1,\ n_{22}=2,\ n_{31}=1,\ n_{32}=3$$

爲了說明方便起見，我們首先將各種差量的相關位置列於表一，然後將這些假想的資料列於表二，求算他們相互的所得差量，從而求得

(1)「中立的（ neutral ）」差量：$V(0,0)=48$

(2)「性別敏感的（ sex-sensitive ）」差量：$V(0,2)=34$ ，$D(0,2)=12$ ，$S^-(0,2)=11$

表 一

		小		中		大	
		女	男	女	男	女	男
小	女	D(0, 0)	D(0, 2)	D(1, 0)	D(1, 2)	D(1, 0)	D(1, 2)
	男		D(0, 0)	D(1, $\bar{2}$)	D(1, 0)	D(1, $\bar{2}$)	D(1, 0)
中	女			D(0, 0)	D(0, 2)	D(1, 0)	D(1, 2)
	男				D(0, 0)	D(1, $\bar{2}$)	D(1, 0)
大	女					D(0, 0)	D(0, 2)
	男						D(0, 0)

表 二

			小			中			大			
			女		男	女	男		女	男		
			6	12	9	3	5	7	13	5	15	25
小	女	6		6	3	-3	-1	1	7	-1	9	19
		12			-3	-9	-7	-5	1	-7	3	13
	男	9				-6	-4	-2	4	-4	6	16
中	女	3					2	4	10	2	12	22
	男	5						2	8	0	10	20
		7							6	-2	8	18
大	女	13								-8	2	12
	男	5									10	20
		15										10
		25										

(3)「教育敏感的（ education-sensitive ）」差量：$V(1,0)=120$, $D(1,0)=72$，$S^-(1,0)=24$

(4)「教育敏感與性別敏感的（ education-sensitive and sex-sensitive ）」差量：$V(1,2)=102$，$D(1,2)=60$，$S^-(1,2)=21$

(5)「教育敏感與性別不敏感的（ education-sensitive and sex-insensitive ）」差量：$V(1,\bar{2})=24$，$D(1,\bar{2})=12$，$S^-(1,\bar{2})=6$

而且 $V=328$，　　$D=204$，　　$\Sigma S^-(\cdot)=62$

從這些結果，不但可以求出

$$G=V/(nS)=0.328$$

也可以進一步將G分解爲：中立性不平均度（A）、違反先驗假設的不平均度（B）及「淨」支持先驗假設的不平均度（C）等三個部份，即

$$\begin{aligned} G &= A + B + C \\ &= \frac{V(0,0)}{nS} + \frac{2\Sigma S^-(\cdot)}{nS} + \frac{\Sigma D(\cdot)}{nS} \\ &= 0.048 + 0.124 + 0.156 \end{aligned}$$

在此，我們最關心的還是C的部份。爲能清楚地瞭解C的成份，我們先從表二求得

$T(0,0)=5$，　$T(0,2)=7$，　$T(1,0)=16$

$T(1,2)=13$，　$T(1,\bar{2})=4$，　$T=45$

進而求算下列四個「平均差量」

$d(0,2)=1.714$　同等教育的男工比女工平均多獲得的工資收入

$d(1,0)=4.500$　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

$d(1,2)=4.615$　高教育的男工比低教育的女工平均多獲得的工資收入

$d(1,\bar{2})=3.000$　高教育的女工比低教育的男工平均多獲得的工資收入

而各組的相對對數分別爲

$$\phi(0,0)=T(0,0)/T=0.111$$

$$\phi(0,2)=T(0,2)/T=0.156$$

$$\phi(1,0)=T(1,0)/T=0.356$$

$$\phi(1,2)=T(1,2)/T=0.289$$

$$\phi(1,\bar{2})=T(1,\bar{2})/T=0.089$$ 〔註七〕

以上的數値代入式(25a)，得

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

$$=\frac{T}{nS}\{\ 1.602\quad +\ 0.267\quad +\ 1.334\quad +\ 0.267\ \}$$

$$=\quad 0.072\quad +\ 0.012\quad +\ 0.060\quad +\ 0.012$$

上式明白地告訴我們，於「淨」支持先驗假設不平均度的各組因素中，教育屬性的直接效果佔46.17%(0.072/0.156)，性別屬性的直接效果佔7.69%(0.012/0.156)，而兩種屬性的交叉效果分別佔38.44%(0.060/0.156)和7.69%(0.012/0.156)。但對於「工資不平均度」而言，教育屬性的直接效果佔21.95%(0.072/0.328)，性別屬性的直接效果佔3.66%(0.012/0.328)，兩種屬性的交叉效果分別佔18.29%(0.060/0.328)及3.66%(0.012/0.328)。

如果d(1,2)與d(1,$\bar{2}$)具有相加的性質，則利用(27a)、(27b)兩式及以上的資料可以求得

$$\eta=0.846\ ,\qquad \eta'=0.471$$

再由式(25b)我們就可以將兩種屬性所能解釋的工資差量C明確的劃分成教育屬性的貢獻及性別屬性的貢獻，其所佔的比例分別爲87.63%(0.1367/0.156)及12.37%(0.0193/0.156)，但對於工資不平均度而言，其所佔的比率則分別爲41.68%(0.1367/0.328)及5.88%(0.0193/0.328)，故而不管交叉效果是否具有相加的性質，教育屬性對於工資差量與工資不平均度的解釋能力皆較性別屬

性來得大。

第四節　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 53 年至 67 年每隔一年的資料加以分析。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、專科教育、大學教育）及職業性質（軍公教、專業技術、服務、商、勞力、農林漁牧）將原始資料予以分組，並計算女工平均工資與男工平均工資的比率列於表三。由這個表可以看出：就同一教育水準、同一職業的勞動者而言，女工的平均工資低於男工的平均工資。箇中原因固然很多，但是有一點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，我們集中注意性別與教育兩種屬性對於勞工所得的影響。我們於表四列出各個年度「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）。如果我們採用吉尼係數作爲衡量所得分配不平均度之指標，則表中很清楚的顯示勞動者的所得分配是逐漸趨向平均化的。而吉尼係數分解的A、B、C三個不平均度中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各年至少都在五成以上，詳細的情形有如圖一所示）。這正顯示工資不平均度的成因，泰半源自教育與性別的不同。

接著我們要問，教育與性別的差異如何影響工資的不平均度？換句話說，教育屬性及性別屬性對於淨支持假設的不平均度（C）的個別貢獻程度爲何？爲了能夠充分瞭解各年C的成分，我們將各年的平均差量 $d(1,0)$、$d(0,2)$、$d(1,2)$、$d(1,\bar{2})$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$\phi(1,0)+\phi(1,2)+\phi(1,\bar{2})$，勞動者的性別分化度$\phi(0,2)+\phi(1,2)$

表　三

年別	教育程度／職業性質	基礎教育	初級教育	高級教育	專科教育	大學教育	合計
53	軍公教	0.6087	0.5924	0.6177		0.8008	0.6211
	專業技術						0.2073
	服務	0.5955	0.5492				0.5922
	商	0.1533	0.2365	0.2403			0.2688
	勞力	0.4053	0.5912	0.0753			0.3861
	農林漁牧	0.5392	0.5799				0.5340
	合計	0.4580	0.5389	0.4839		0.7609	0.4259
55	軍公教	0.3614	0.6632	0.6117	0.7254	0.4566	0.5514
	專業技術	0.3567				*1.1416	0.3760
	服務	0.4901	0.5037				0.4154
	商	0.5787	0.6270	0.7983	*1.1920	0.9150	0.6920
	勞力	0.4427	0.4213	0.2649			0.4328
	農林漁牧	0.5395	0.8537				0.5419
	合計	0.4074	0.5567	0.6590	0.6839	0.6130	0.4096
57	軍公教	0.4490	0.5739	0.6263	0.4642	0.6710	0.6012
	專業技術	0.0944	0.4277	0.0903	*1.3312	0.7127	0.3913
	服務	0.3433	0.4955	0.6470		0.2872	0.3524
	商	0.4304	0.6328	0.4530		0.3906	0.4655
	勞力	0.3419	0.4416	0.5095			0.3469
	農林漁牧	0.5339	0.4114				0.4937
	合計	0.3675	0.5396	0.5634	0.5008	0.6320	0.3749
59	軍公教	0.4730	0.5999	0.5599	0.5731	0.7096	0.5754
	專業技術	0.4158	0.6111	0.6145		0.5352	0.4127
	服務	0.5509	0.5174	0.5963			0.4991
	商	0.4362	0.5514	0.5486	0.5034	0.7212	0.5052
	勞力	0.4490	0.4546	0.3955			0.4411
	農林漁牧	0.5491	0.5522	0.1596		0.2826	0.5347
	合計	0.4555	0.5409	0.5504	0.5541	0.6527	0.4417
61	軍公教	0.6578	0.6074	0.6770	0.6618	0.6902	0.6758
	專業技術	0.2769	0.1217			0.3700	0.2772
	服務	0.4399	0.4308	0.4073	0.2203		0.4172
	商	0.4805	0.4351	0.5233	0.4392	0.6555	0.5018
	勞力	0.4814	0.5469	0.4945	0.4750		0.4896
	農林漁牧	0.3890	0.4248	0.2798	0.9590	0.1507	0.3453
	合計	0.4362	0.4922	0.5785	0.5846	0.6421	0.4623

表 三（續）

年別	教育程度 / 職業性質	基礎教育	初級教育	高級教育	專科教育	大專教育	合計
63	軍公教	0.2075	0.5269	0.4222		0.6566	0.4980
	專業技術	0.7803	0.5334	0.6499	0.6813	0.7199	0.6735
	服務	0.6813	0.5340	0.4841	0.5174	0.5927	0.5051
	商	0.4915	0.5287	0.5526	0.5999		0.4886
	勞力	0.4414	0.4855	0.4414	0.5996		0.4449
	農林漁牧	0.5294	0.4892				0.5264
	合計	0.4603	0.5315	0.5648	0.7093	0.6586	0.5130
65	軍公教	0.2082	0.0553	0.8479		0.7523	0.5620
	專業技術	0.5705	0.6089	0.5624	0.7097	0.5691	0.6016
	服務	0.7130	0.6348	0.5396	0.6226	0.6116	0.5668
	商	0.5586	0.5787	0.5098	0.6375	0.6001	0.5265
	勞力	0.4689	0.5666	0.4946	0.7928	0.4414	0.4878
	農林漁牧	0.5889	0.7057	0.1628	*2.4050	0.1148	0.5824
	合計	0.5140	0.5944	0.5700	0.7040	0.6094	0.5523
67	軍公教	0.3236	0.5044	0.6973		0.4749	0.4564
	專業技術	0.8401	0.6508	0.5439	0.7078	0.6287	0.6475
	服務	0.5819	0.6369	0.5522	0.6071	0.6212	0.5745
	商	0.6541	0.5168	0.5811	0.6831	0.6072	0.5779
	勞力	0.5049	0.5762	0.5596	0.5214	0.5228	0.5252
	農林漁牧	0.5492	0.5621	0.6360	*1.4345	0.5359	0.5177
	合計	0.5267	0.5813	0.5762	0.6968	0.6672	0.5747

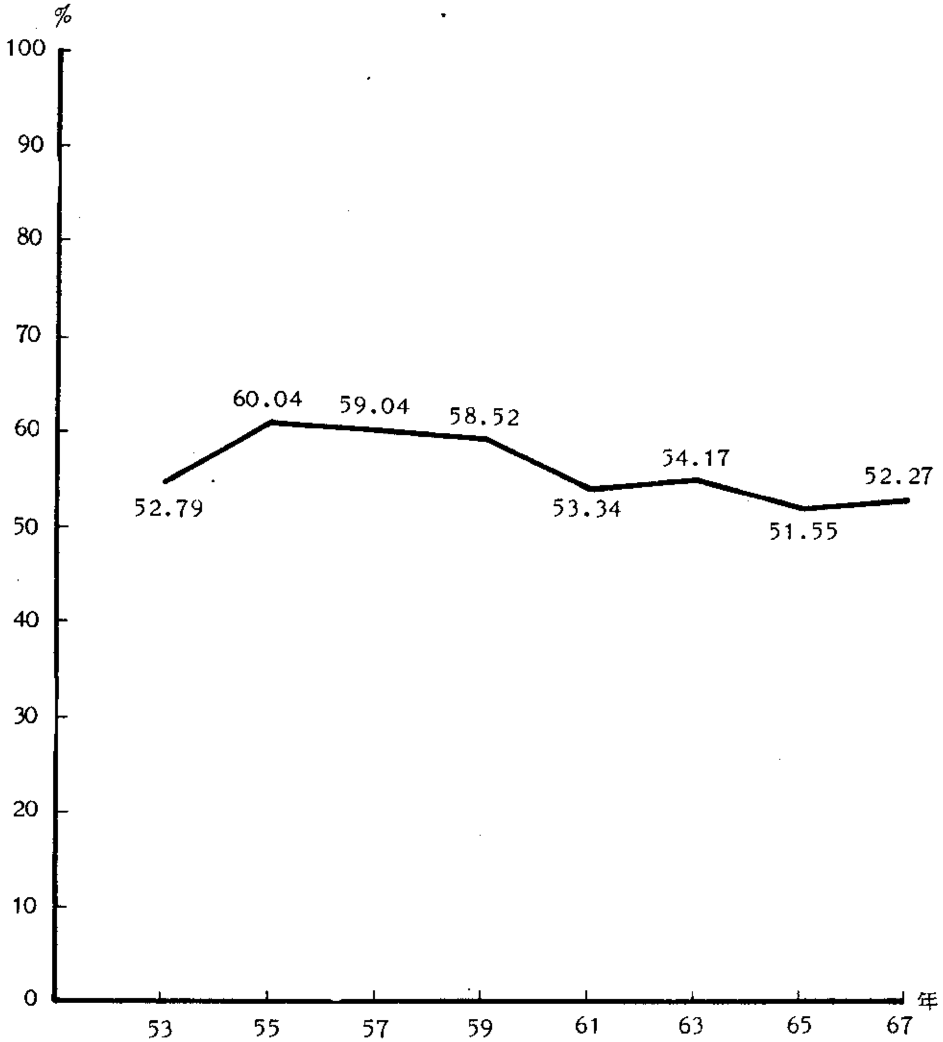
資料來源：台灣省及台北市「家庭收支調查」。

註：空格表示該組中沒有男工與（或）女工的資料。

軍公教包括軍事服務及無法分類之工作者；專業技術包括專門性、技術性及有關人員、服務包括佐理人員及服務工作者；商包括買賣工作者；勞力包括生產作業、運輸設備操作人員及體力人員；農林漁牧包括農林、畜牧、漁獵工作者。

*表示雖然女工平均工資與男工平均工資的比率超過一，然而由於樣本數太少，故不具代表性。

圖一　「淨支持假設的不平均度」佔「總不平均度」的比率



$+\phi(1,\bar{2})$列於表五。從該表中很明顯看出教育的分化度逐年增加，而性別的分化度則大致維持41％左右〔註八〕。

根據表四及表五，我們卽可直接計算各年「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六。

綜觀53年至67年的資料，我們發現教育屬性的直接效果對於解釋C的貢獻程度逐年增加，迄民國67年已經增加到50.71％，而性別屬性的直接效果於解釋C的貢獻程度則逐年減少，迄民國67年已經減少到15.82％。這正說明對於勞工評價的合理因素遠比不合理因素來得重要，並且合理因素的成分正逐年增加，而不合理因素的成分正逐年減少。我們把這個有趣的結果顯示於圖二。

表　四

不平均度／年別	A	A／G	B	B／G	C	C／G	G
53	0.1411	30.00％	0.0762	16.21％	0.2529	53.79％	0.4702
55	0.1159	24.27％	0.0749	15.69％	0.2867	60.04％	0.4775
57	0.1033	22.52％	0.0846	18.84％	0.2708	59.04％	0.4587
59	0.0970	22.27％	0.0837	19.21％	0.2549	58.52％	0.4356
61	0.0720	17.25％	0.1228	29.41％	0.2227	53.34％	0.4175
63	0.0612	16.01％	0.1140	29.82％	0.2071	54.17％	0.3823
65	0.0532	15.16％	0.1168	33.29％	0.1809	51.55％	0.3509
67	0.0426	12.99％	0.1139	34.74％	0.1714	52.27％	0.3279

資料來源：同表三

各年的資料也顯示交叉效果對於C的貢獻程度逐年增加。我們知道，交叉效果

表　五

項目／年別	d(1,0)	d(0,2)	d(1,2)	d(1,$\bar{2}$)	ϕ(1,0)	ϕ(0,2)	ϕ(1,2)	ϕ(1,$\bar{2}$)	ϕ(1,0)+ϕ(1,2)+ϕ(1,$\bar{2}$)	ϕ(0,2)+ϕ(1,$\bar{2}$)+ϕ(1,2)
53	8769.8774	4398.4004	13692.6993	1081.7048	0.1759	0.3188	0.0795	0.0341	0.2895	0.4324
55	12567.5570	6419.6963	19472.3518	2340.7002	0.2747	0.2348	0.1018	0.0535	0.4300	0.3901
57	12870.0368	9529.5017	22982.0095	- 86.8502	0.2886	0.2321	0.1195	0.0563	0.4644	0.4078
59	14836.3241	9319.7776	25070.2369	218.0620	0.2839	0.2325	0.1181	0.0663	0.4683	0.4169
61	16382.0195	15545.8827	32800.8269	-3527.7596	0.3564	0.1729	0.1473	0.1005	0.6042	0.4207
63	22421.1295	22882.3594	45751.3880	-5034.9632	0.3835	0.1528	0.1472	0.1080	0.6387	0.4080
65	27000.2104	27699.6682	54973.0790	-6929.1863	0.4004	0.1342	0.1446	0.1320	0.6770	0.4294
67	35023.2774	38313.2761	73443.8708	-9955.2890	0.4162	0.1187	0.1513	0.1497	0.7172	0.4197

資料來源：同表三。

圖　二

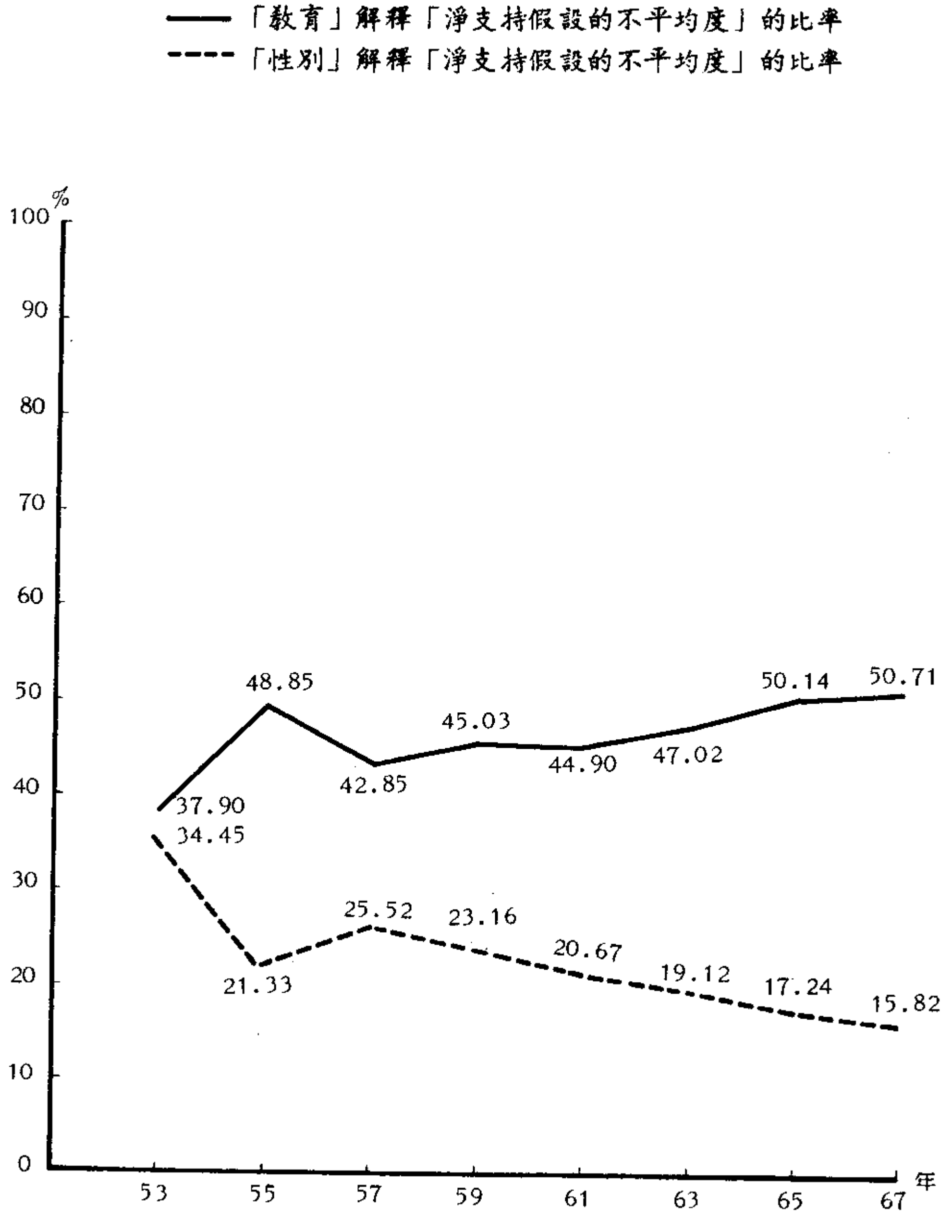

「敎育」解釋「淨支持假設的不平均度」的比率
「性別」解釋「淨支持假設的不平均度」的比率
%
100
90
80
70
60
50
40
30
20
10
0
48.85
45.03
50.14
50.71
37.90
42.85
44.90
47.02
34.45
25.52
23.16
20.67
19.12
17.24
15.82
21.33
53
55
57
59
61
63
65
67
年

表　六

效果 / 年別	$E_1=\frac{Td(1,0)\phi(1,0)}{nS}$	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	$E_4=\frac{Td(1,\bar{2})\phi(1,\bar{2})}{nS}$	E_4/C	E_3+E_4	$(E_3+E_4)/C$
53	0.0958	37.90%	0.0871	34.45%	0.0676	26.74%	0.0023	0.91%	0.0699	27.65%
55	0.1401	48.85%	0.0611	21.33%	0.0804	28.05%	0.0051	1.77%	0.0855	29.82%
57	0.1160	42.85%	0.0691	25.52%	0.0658	31.69%	-0.0002	-0.06%	0.0856	31.63%
59	0.1148	45.03%	0.0590	23.16%	0.0807	31.65%	0.0004	0.15%	0.0811	31.80%
61	0.1000	44.90%	0.0460	20.67%	0.0828	37.16%	-0.0061	-2.73%	0.0767	34.43%
63	0.0974	47.02%	0.0396	19.12%	0.0763	36.83%	-0.0062	-2.97%	0.0701	33.86%
65	0.0907	50.14%	0.0312	17.24%	0.0667	36.87%	-0.0077	-4.24%	0.0590	32.63%
67	0.0869	50.71%	0.0271	15.82%	0.0663	38.66%	-0.0089	-5.18%	0.0574	33.48%

資料來源：同表三。

是兩種屬性相輔相成的結果，但由於沒有充分的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，故在表六裏，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)兩式及表六的資料求得 η 與 η'，並將C劃分成教育屬性的貢獻程度（$[\phi(1,2)\eta+\phi(1,\bar{2})\eta+\phi(1,0)]d(1,0)T/nS$）及性別屬性的貢獻程度（$[\phi(1,2)\eta'-\phi(1,\bar{2})\eta'+\phi(0,2)]d(0,2)T/nS$）。所得的結果列於表七，並將兩種屬性的解釋成分繪於圖三。

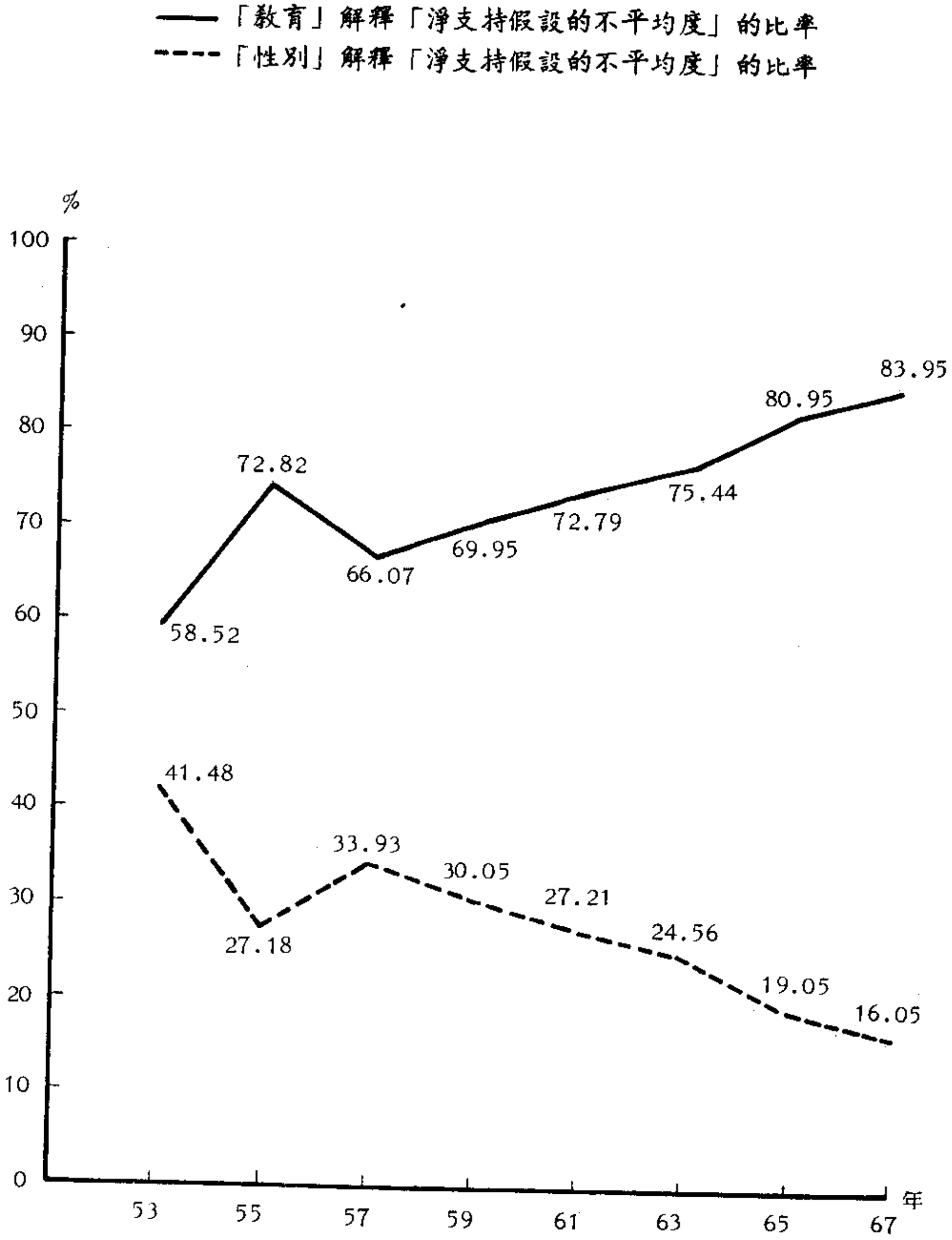
讀者很容易由表七看出各年教育屬性對於C的解釋能力皆大於性別屬性，而且教育屬性的貢獻程度逐年增加（由民國53年的58.52％增至67年的83.96％），性別屬性的貢獻程度則逐年減少(由民國53年的41.48％減至67年的16.04％）。這與屬性不具可加性的情況恰好前後呼應：兩者都說明工資的不平均源自教育差異的成分逐年增加，而源自性別差異的成分則逐年減少。換句話說，實際資料顯示在經濟發展的過程中，性別歧視的程度愈來愈小。

表　七

項目 / 年別	$F_1=[\phi(1,2)\eta+\phi(1,\bar{2})\eta+\phi(1,0)]d(1,0)T/nS$	F_1/C	$F_2=[\phi(1,2)\eta'-\phi(1,\bar{2})\eta'+\phi(0,2)]d(0,2)T/nS$	F_2/C	η	η'
53	0.1480	58.52 %	0.1049	41.48 %	0.8423	1.4336
55	0.2088	72.82 %	0.0779	27.18 %	0.8678	1.3343
57	0.1789	66.07 %	0.0919	33.93 %	0.8895	1.2104
59	0.1783	69.95 %	0.0766	30.05 %	0.8522	1.3333
61	0.1621	72.79 %	0.0606	27.21 %	0.8935	1.1684
63	0.1562	75.44 %	0.0509	24.56 %	0.9080	1.1097
65	0.1464	80.95 %	0.0345	19.05 %	0.8897	1.1174
67	0.1439	83.95 %	0.0275	16.05 %	0.9064	1.0884

資料來源：同表三。

圖　三


「教育」解釋「淨支持假設的不平均度」的比率
「性別」解釋「淨支持假設的不平均度」的比率
%
100
90
80
70
60
50
40
30
20
10
0
58.52
72.82
66.07
69.95
72.79
75.44
80.95
83.95
41.48
27.18
33.93
30.05
27.21
24.56
19.05
16.05
53
55
57
59
61
63
65
67
年

第五節　摘要與結論

本文依據所得分配模型，從理論上探討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不平均度，藉以探究是否有性別歧視的現象。在分析的過程中我們發現：

(1)、同級教育的男工平均工資高於女工平均工資，但其平均工資差異逐年呈減少的趨勢。不過，如果也把職業列入考慮，則趨勢就不那麼明顯。

(2)、歷年的工資所得分配愈來愈平均，而淨支持假設的不平均度對這個工資不平均度的解釋能力都在五成以上。

(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，則可發現教育屬性的直接效果之比重越來越大，而性別屬性的直接效果之比重却越來越小。

(4)、如果我們假設教育與性別兩種屬性具備可加的性質，則上述情形越發明顯：教育屬性對淨支持假設的不平均度之貢獻程度遠超過性別屬性，而且其貢獻程度逐年加大。

(5)、由(3)、(4)二點明顯看出我國也有性別歧視的現象，這與 Sawhill (1973), Holmes (1976) 研究美國及加拿大的結果大致相同。然而，在經濟發展的過程中，我國的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。

另外需要在此指出，本文為了簡化分析起見，只討論兩種屬性對所得不平均度的解釋。其實，兩種以上屬性的情形，除了比較複雜以外，道理應是相同。在日後的研究裡，我們擬將工人的工作經驗、工作地點、婚姻狀況、職業性質等因素也一併納入模型，以做更進一步的探討。

註　釋

〔註　一〕詳見費景漢（1978，頁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 discrımination）。

〔註　三〕其實，這是按「質的」分組標準，將原始資料分組而求算不平均度，見曹添旺(1979)。

〔註　四〕如果沒有樣本，就是 $n_{ij} = 0$。

〔註　五〕A也可以稱為「組內不平均度」，詳見曹添旺（1979）。

〔註　六〕我們直接就可以將（25a）式化為

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

由此可見，η 與 η' 是使交叉效果得以截然分解的係數。

〔註　七〕我們似乎可以定義 $\phi(1,2)$ 為教育機會歧視率，$\phi(1,\bar{2})$ 為教育機會反歧視率，$\phi(1,0)+\phi(1,2)+\phi(1,\bar{2})$ 為勞動者的教育分化度，$\phi(0,2)+\phi(1,2)+\phi(1,\bar{2})$ 為勞動者的性別分化度。

〔註　八〕我們性別分化度指標的變動趨勢，與性別吉尼係數所代表女工佔勞工比率的指標之變動趨勢完全一致，性別吉尼係數各年的值見江新煥、胡春田（1979）。

參考文獻

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

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(十八)。

江新煥、胡春田　1979　個人工資分配不平均度屬性之研究。中央研究院三民主義研究所專題選刊（十九）。

胡春田、賴景昌　1981　「我國個人工資所得分配不均度的探討」見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。

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 Commemeration 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 Findings," *The Journal of Human Resources,* 8: 3, 383-396.