

台灣製造業工資結構變動**

——不均度與流動測度之應用

張清溪*

一、引言

研究產業間工資差異的文獻，大多以變異係數（coefficient of variation）為其不均度的衡量標準；台灣過去有關的實證分析（見表一）可為例證。這與研究家庭所得分配者率皆以吉尼係數（Gini coefficient）為不均指標之作法，迥然不同，形成強烈對比。吉尼係數是從洛侖士曲線（Lorenz curve）而來，變異係數則是標準差（standard deviation）的修正，兩者似乎風馬牛不相及。但從研究不均度的觀點，它們都屬不均度指標，且分別對不同階層的不均變化有較強的敏感性。此兩指標與其他不均測度之間的關係，以及各種不均指標值的不同變化能否讓我們更深入了解所欲觀察之統計現象的內涵等問題，乃成爲一種有趣的研究對象。

上述不均測度（inequality measures），不論就單一期間的測量，或做多期的比較，基本上都是「靜態」指標，只能反映任一期的不均「狀況」或任兩期的變化「結果」（可說是「比較靜態」），而無法測出兩個分配（統計現象）之間的關連。舉例來說，完全相同的兩年工資變異係數，可能表示兩年有完全靜止不變的工資結構，但更可能是在工資高低異位之後，剛好使兩年有相同的分配。研究者對後者的變化，提出了所謂流動測度（mobility measures

* 國立台灣大學經濟學系教授，中央研究院三民主義研究所研究員。

表一 製造業各業工資的變異係數

年度	孫震	朱明里	洪慧燕	李庸三、黃國樞	吳家聲	本文
41						.288
42	.280	.179				.234
43	.207	.171		.31		.266
44	.222	.210				.303
45	.251	.226				.285
46	.295	.195				.276
47	.261	.229				.269
48	.273	.247				.288
49	.270	.249				.292
50	.288	.244		.28		.349
51	.244	.208				.318
52	.228	.203				.282
53	.241	.190				.302
54	.258	.213				.299
55	.280	.206		.23		.307
56	.281	.253				.319
57	.293	.213	.298			.291
58	.275	.234	.252			.261
59	.237	.185	.233			.226
60		.201	.188	.15		.223
61			.185			.195
62			.153		.189	.195
63			.191		.203	.208
64			.191		.200	.201
65				.14	.160	.159
66					.150	.147
67					.163	.152
68					.183	.165
69					.174	.169
70					.181	.183
71						.213
72						.192
73						.164

資料來源：孫震(1975)，頁506；朱明里(1974)，頁32；洪慧燕(1976)，頁14；李庸三、黃國樞(1979)，頁815；吳家聲(1984)，頁3。

說明：孫震是根據省建設廳台灣勞工統計報告所整理之二十個礦、製造業(食品、飲料、製菸、紡織、木製品、紙、皮革、橡膠製品、化學品、石油及煤煉製、窯業、金屬、機械器具、電工、雜工業、煤礦、金屬礦、石油礦、鹽、硫磺礦)之平均每日貨幣工資計算而得。孫教授在本文中(頁506)稱「測量台灣地區22個礦業及製造業工資差異」，該係包括「製造業」與「礦業」合計。

朱明里是以省建設廳台灣勞工統計報告之十六個製造業(食品、飲料、紡織、木產品、紙、皮革、橡膠、化學品、窯業、金屬、機械、電機、菸草、印刷、煉油、運輸)之每一小時平均工資(日給工資/每日工作時數)計算而得。

洪慧燕是以行政院主計處之勞工統計月報上載五十七年至六十一年薪資銜按表資料，用十六個製造業(食品、飲料、菸草、紡織、皮革毛皮及其製品、木竹藤柳製品、紙及紙製品、印刷、化學、石油煉製及煤製品、橡膠、金屬製品、機械、電機、運輸、雜項)每月平均薪資計算而得。

李庸三、黃國樞是以歷年工商普查資料，分二十個產業(食品、飲料、菸草、紡織、衣著服飾、木材及製品、傢俱及裝設品、紙及紙製品、印刷製版及裝訂、皮革毛皮及製品、橡膠、化學、石油及煤製品、非金屬礦產物、製品、基本金屬工業、金屬製品、機械製造修配、電機器材製造修配、運輸工具製造修配、雜項)，計算其每年平均每位員工薪資額之變異係數。

吳家聲則利用行政院主計處之勞工統計月報標準的二十分類資料(食品、飲料、紡織、成衣、皮革、木竹、紙印刷、化學材料、化學製品、石油煤製品、橡膠、塑膠、非金屬礦、基本金屬、金屬、機械、電子、運輸、精密機械、雜項)，計算平均每月薪資。

本文：分成十五個產業，分類方法及資料來源見附表一及附表二。

) 指標，希望藉著各種不同的方法，測量出不同分配之間的流轉交替內涵。

本文基於以上的認識，乃嘗試利用各種不均測度與流動測度，觀察台灣地區製造業中分類的產業薪資結構變化，冀以了解各年分配的狀況及歷年產業間薪資的流動過程。下文第二節將先檢討靜態不均度，比較其間的差異，再以台灣實證資料配合分析。第三節則以流動測度說明製造業薪資結構的變化，最後第四節為結論。本文所用原始資料及詳細的不均度與流動測度之計算結果，謹列於附表中，以供參考。

二、靜態不均度

1 各種不均度的比較 (註一)

作為分配不均之測度，一般希望它能盡量滿足下列不均度原則：

- (1) 必須要可計算；
- (2) 所得等比例增加時，不均度不受影響；即所謂尺度不相干 (scale irrelevance) 或「均數獨立」原則 (mean independent) 或「零階齊次式」；
- (3) 高所得移轉部份所得給低所得時，不均度應降低；或稱 P - D 移轉原則 (Pigou-Dalton transfer principles)；
- (4) 不均度應對稱 (symmetry)，即不因人而異 (impartiality between persons)，所得間的重新「排列」不影響不均度；
- (5) 與觀察個數無關，不因人多人少而使不均度劇烈變動；
- (6) 最好介於 0 與 1 之間；
- (7) 可分解 (decomposition)。

常用的不均度，包括變異係數 (coefficient of variation, 簡稱 CV)，對數標準差 (standard deviation of logarithms, 簡稱 L)，Theil 測度 (Theil entropy measure, 簡稱 T)，吉尼係數 (Gini coefficient, 簡稱 G) 以及 Atkinson 測度 (簡稱 A)，都不能完全滿足上述所有原則。這些測度的定義如下：

$$CV = \left[\frac{1}{n} \sum (Y_i - \bar{Y})^2 \right]^{\frac{1}{2}} / \bar{Y}$$

$$L = \left[\frac{1}{n} \sum (\ln Y_i - \overline{\ln Y})^2 \right]^{\frac{1}{2}}$$

$$T = \frac{1}{n} \sum \frac{Y_i}{\bar{Y}} \ln \frac{Y_i}{\bar{Y}}$$

$$G = \frac{2}{n} \sum i Y_i - \frac{n+1}{n}$$

$$A = 1 - \left[\frac{1}{n} \sum \left(\frac{Y_i}{\bar{Y}} \right)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$$

其中 Y_i 為第 i 人的所得， n 為總共人數， $\bar{Y} = \sum Y_i / n$ 為 Y_i 的均數；吉尼係數必須先依所得由低往高排列 ($Y_1 < Y_2 < Y_3 < \dots < Y_n$) 後，才能正確計算 G 值。

如上所說，各種不均度並不能完全滿足「不均度原則」，如 Theil 測度會因觀察個數變動而受到顯著影響，其他不均度也受到程度不等、方向不定的影響。但另一方面，以上所有不均度都滿足「對稱」原則，惟從動態觀點，這正是（靜態與比較靜態）不均度的缺陷（下文分析）。此外，不均度尚有兩個問題，一是分組與不分組之計算公式不同，一是不均度代表不同的社會福利函數，對測定不同階層所得移動的敏感度殊異。

分組的資料，如不考慮各組觀察個數之差異，則只要將上面公式之 n 改為組數 (r) 即可。但這顯然是假設各組有相同個數；因此，除非認定各組縱然觀察點不同但重要性依舊一樣，否則必須改用分組的公式〔註二〕如下：

$$CV^* = \left[\frac{1}{\sum_{i=1}^r n_i} \sum_{i=1}^r n_i (Y_i - \bar{Y})^2 \right]^{\frac{1}{2}} / \bar{Y}$$

$$L^* = \left[\frac{1}{\sum_{i=1}^r n_i} \sum_{i=1}^r n_i (\ln Y_i - \overline{\ln Y})^2 \right]^{\frac{1}{2}}$$

$$T^* = \frac{1}{\sum_{i=1}^r n_i} \sum_{i=1}^r n_i \frac{Y_i}{\bar{Y}} \ln \frac{Y_i}{\bar{Y}}$$

$$G^* = 1 - \sum_{i=1}^r \left[n_i \left(\sum_{j=1}^{i-1} 2 Y_j + Y_i \right) \right]$$

$$A^* = 1 - \left[\frac{1}{\sum_{i=1}^r n_i} \sum_{i=1}^r n_i \left(\frac{Y_i}{\bar{Y}} \right)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$$

其中 n_i 為第 i 組之觀察個數，一共有 r 組 ($i = 1, \dots, r$)， Y_i 是第 i 組之平均數， \bar{Y} 則為所有 Y_i 的加權平均數 ($= \sum_{i=1}^r n_i Y_i / \sum_{i=1}^r n_i$)；同樣的，吉尼係數要先由小而大排列 Y_i 值 (對應的 n_i 則依 Y_i 順序)。

第二個問題則表現在各不均度對同樣的「分配變化」有高低不同的不均趨勢衡量結果；有時甚至連不均度變動的方向都不相同，有些不均度表示分配已獲改善，有的則呈現惡化。此種現象實肇因於各不均度對所得移轉的「敏感區域」各不相同。所謂敏感區域，可用下面簡單例子說明。假設現有十個人，各人所得分別為 1000 元，900 元，800 元， \dots ，100 元；現在從高所得手中移轉十元給低所得者，則所有符合 P - D 移轉原則的不均度，其值均應下降。但到底下降多少，則視 10 元是由 1000 元所得者移轉給 900 元者、由 600 元者移轉給 500 元者、或 200 元者移轉給 100 元者等不同情形而定。同樣是在某一所得階層 (包括由最高所得者移給最低所得者之情形) 的移轉，各不均度下降的幅度也不相同。如果一個不均度對高所得間的移轉比對其他所得階層間的移轉 (同樣的絕對值) 下降幅度較大，則稱它的「敏感區域」是在高所得階層。

表面上看，由於 CV 是「均差平方」所組成，一般人很容易誤以為它對兩端 (「均差」較大) 的移轉較敏感，實則 CV 的移轉敏感是「中立性的」(neutral)，無所偏頗。L 與 T 因取對數時，「非線性」地縮小尺度，故兩者均強調低所得者之移轉效果；G 對中產階層的所得移轉敏感〔註三〕；A 則因 ϵ 值不同而異：當 $\epsilon = 0$ 時，A 與 CV 相同，是「中立性」的，當 $\epsilon \rightarrow \infty$ 則 A 代表 Rawlsian 福利函數，只在最低所得者獲得改善，才會降低 A 值。上述結論可歸納如下表。

表二 各不均度的敏感區域

不均度	CV	L	T	G
敏感區域	中立性	低所得階層	低所得階層	中間所得階層

有一點有必要一提的是，表二所列敏感區域是以「移轉同一絕對所得（如一百元）」，視各不均度下降幅度的大小而判斷的結果。如果以移轉同一「相對所得」為判斷標準，則C V的敏感區域變成是在高所得階層，T才是中立性的。

研究不均度的專家都同意，沒有一個「最好的」不均度；各不均度皆有其特性，如何選用端視研究標的以及研究者心目中的「社會福利函數」而定（因為不同的敏感區域正是反映不同的福利函數）。甚至連一般認為不良的不均度「變異數」，亦可能有其特殊作用〔註四〕。不過，如果希望了解各種層面的分配狀況，則似乎正可利用各不均度代表的敏感區域，加以綜合判斷；這也是本文下一小節所要做的。

2 台灣地區製造業薪資不均度

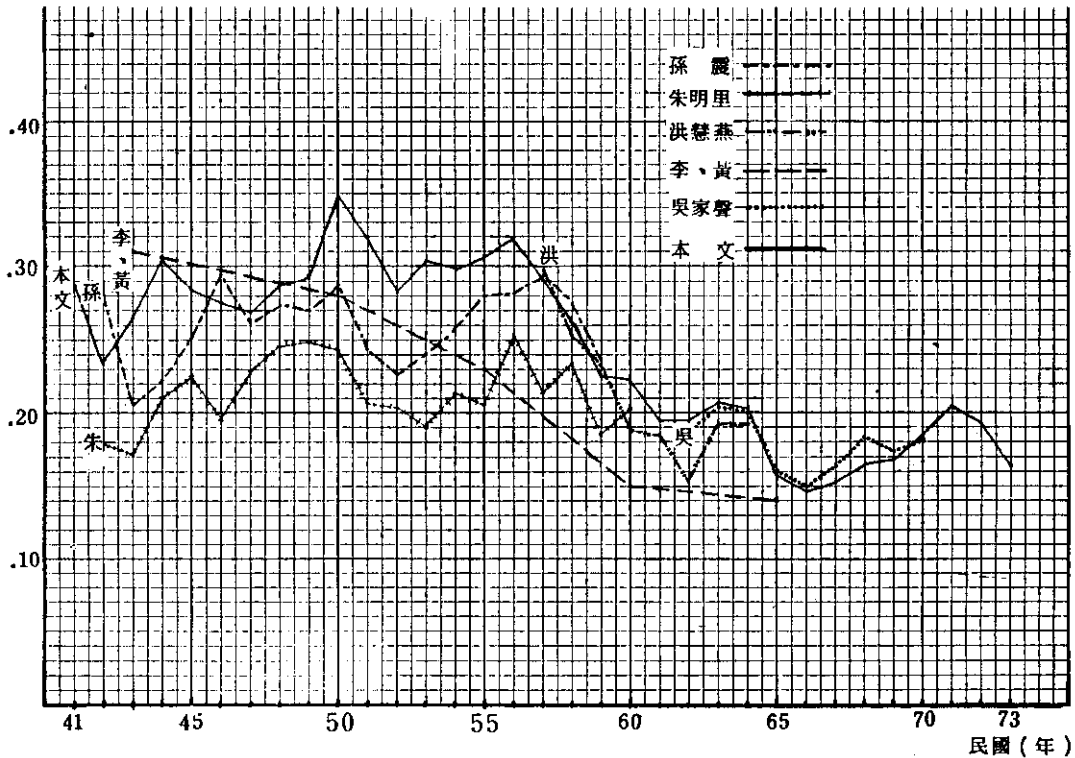
(1) 過去的研究

過去對我國製造業薪資不均度之研究（見表一及圖一），皆以變異係數（C V）為之。其中除了李庸三、黃國樞教授使用受雇員工加權之變異係數外，餘皆用未加權的計算公式。從表一中可以看出，除李、黃的數列外，其餘變異係數均大同小異：雖有少數年份有方向相反的C V值，但大多數年份的C V變動趨勢均相同，只是幅度稍異。這些差異應可歸諸於產業分類的分歧（見表一之「說明」）。惟獨，李、黃的數列與眾不同：其他人的變異係數，表現台灣製造業中分類產業平均薪資的差異，雖有下降的長期趨勢，但歷年之起伏波動頗大，特別是六十年以前的C V；李、黃的數列則呈現一致性的下降趨勢，尤以六十年以前為然。造成這種截然不同的薪資C V趨勢，可能有幾個原因：(1)只有李、黃的數列是利用「工商普查」資料計算的，餘均以「受雇員工調查」為準；(2)李、黃的C V曲線其實是由五點（見表一）所連出來的，中間年份可能有波動現象；(3)李、黃的C V是以受雇員工加權的，其餘則否。

上述三個可能原因中，只有第三個可以用現有資料驗證。我們分別算不加權的C V〔註五〕與加權的C V^{*}（上標w表示受雇員工「加權」weighted），並用時間趨勢去迴歸C V與C V^{*}值：

$$CV \text{ (或 } CV^* \text{)} = \alpha_0 + \alpha_1 \tau \text{ (或 } + \alpha_2 \tau^2 \text{)} + \epsilon$$

其中 $\tau = 1, 2, \dots, 33$ 表示時間趨勢變數。圖二顯示C V^{*}值確實比C V有較一致性的下降趨勢，而且 τ 的迴歸係數（ α_1 ）值也較大，判定係數R²值則高出很多（C V^{*}之變異被 τ 解釋的有82%，C V則只有60%；詳細的C V



圖一 我國製造業薪資變異係數

資料來源：表一。

與CV*值及迴歸係數值，見附表三)。

(2)分組資料之不均度應否加權

對於計算各業平均薪資這類分組的(薪資)分配不均度應否加權，似值得進一步討論。不加權直接以十五(或二十)個產業為觀察對象，一方面計算比較簡便，而且似乎正合乎衡量「產業間」薪資不均度的原委——探討各產業的平均薪資是趨於相同或相差更大。如欲知個別產業的盛衰興替、或產業別的要素結構等問題，則「產業」本身就是「觀察點」，計算不均度自不必以員工人數加權。但對產業別薪資不均度的研究通常是為了瞭解勞動市場是否流轉暢順(自由競爭程度)、各業間如何相互倚賴影響；就此目的而言，不均度的測量應同時考慮就業人數的變動。產業間互相競爭的結果，不但會表現在薪資水準的相對升降上，而且也會透過就業人數的異動作調整反應。如果各業相對薪資結構不變，但極高與極低薪資產業之就業人數相對減少；那與就業結構不變，

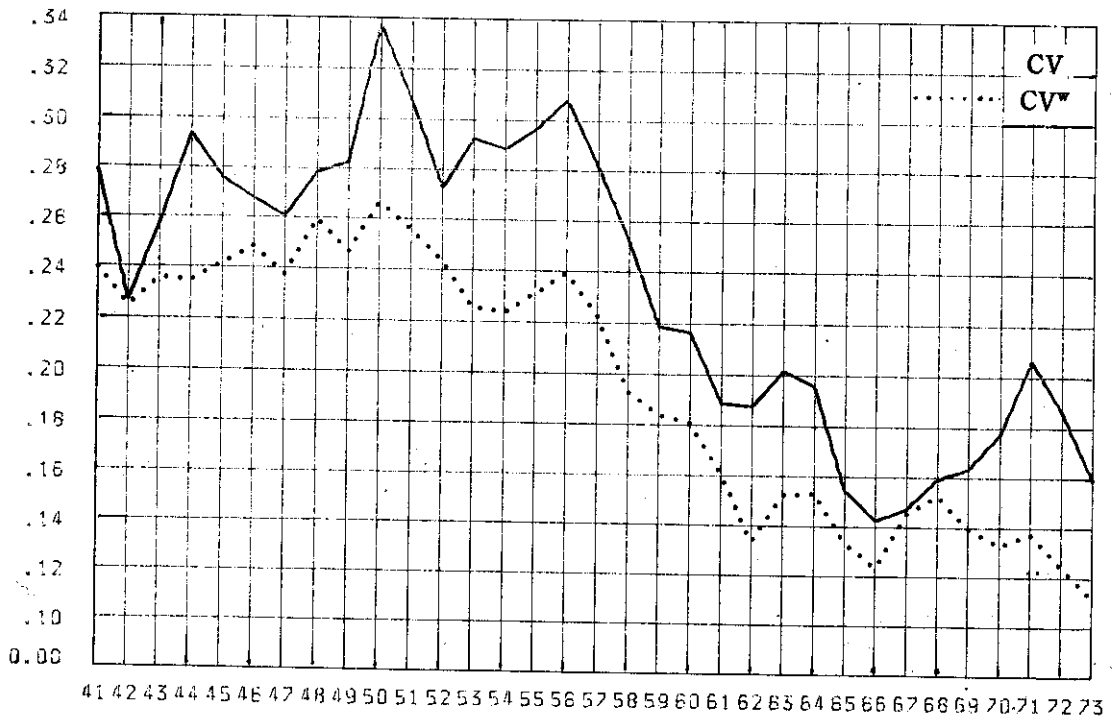
但薪資往中間調整的變動，均反映了自由競爭市場機能的發揮。以「受雇員工人數」作為不均指標的加權權數（見前面公式），正可兼顧這兩種結構變化。

當然，不加權而直接以產業為觀察單位的薪資不均測度，仍有其特定功能，已如前述。下文比較各種不均度時，我們乃分別計算各種加權與不加權的測度，比較其間的差別，以探討產業結構變化的內涵。

(3)各種測度的比較

Atkison (1970)在比較國際間的所得分配不均度時，發現敏感區域在高所得的測度，反映開發中國家的不均度較低，已開發國家較高；對低所得敏感的測度，則相反。他於是推論：低度開發國家有較多齊一性的低收入者，以及少數相差懸殊的高收入者。Atkinson 測度(A)就是在這種認識下發展出來的。

由於A測度是透過參數 ϵ 的選擇而代表不同敏感區域的不均測度，相當於其他測度的一般式，因此底下我們就利用一般人熟悉的變異係數(CV)，對



圖二 製造業薪資的變異係數

資料來源：附圖一（或附圖五）。

說明：上標_w表示加權的不均度。

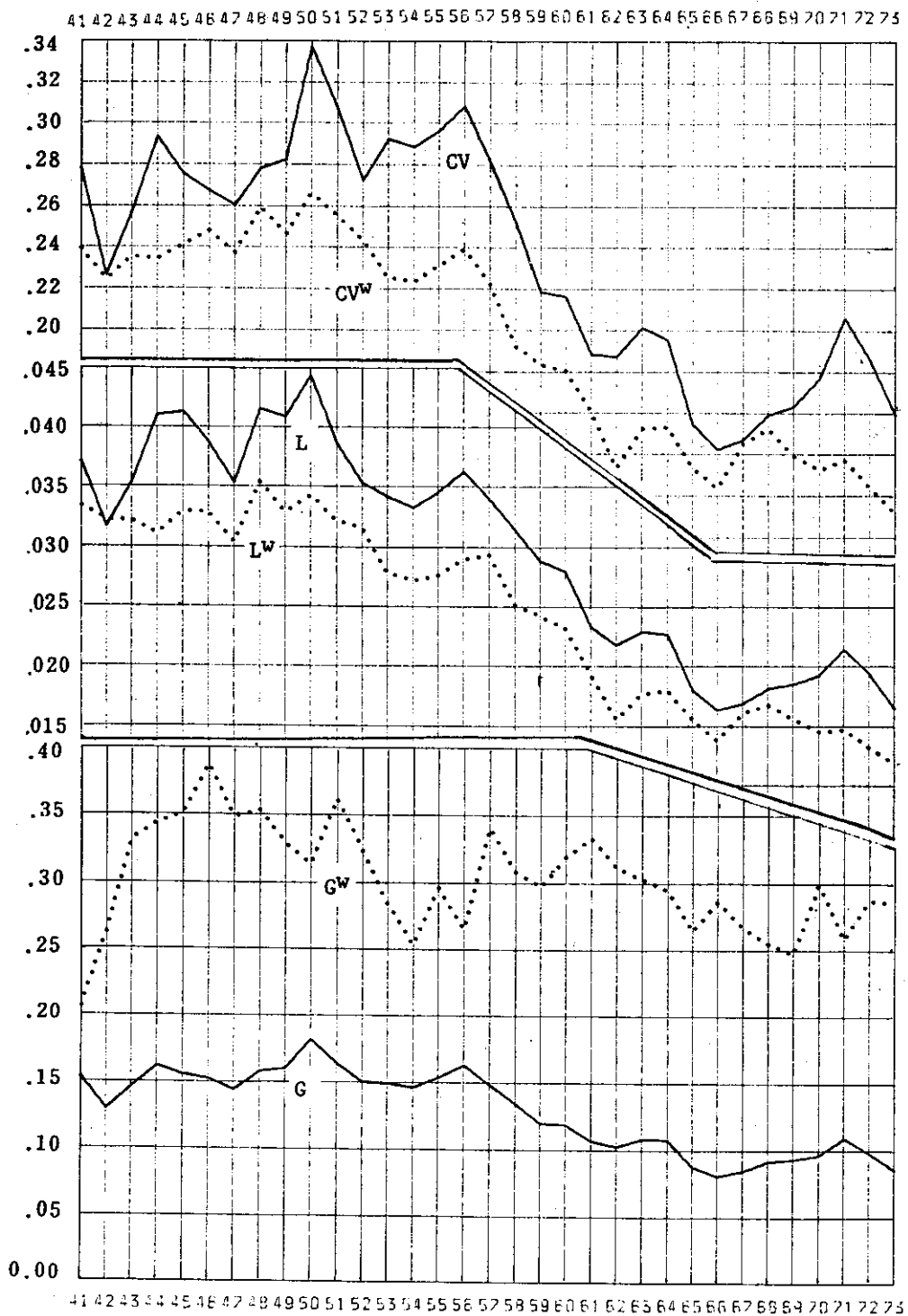
數標準差 (L) 及吉尼係數 (G) 來檢驗我國製造業分成十五個產業的平均每月薪資的分配情形。每一種測度均計算其加權與未加權的數值。爲了配合下文的需要，在正文中所引用的不均測度，均採都市消費者物價指數 (CPI，見附表一) 平減後的薪資不均測度，並將之繪成曲線圖；相關的實際數字及其不均度圖形則置於附錄中。

圖三包括 CV、L 與 G 的不加權 (實線) 與加權 (虛線) 數值。從圖三各條不均度曲線的比較中，我們約可獲得以下論點：

(A) 比較個別不均度的未加權 (實線) 與加權 (虛線) 曲線，除了 G 以外，都是加權的不均度較低；這無非反映大多數製造業受雇者都集中在中等薪資的產業裏。因爲除了 G 以外，一般不均度都是以某種形式的「均差」構成，因此當接近「均數」的產業人數比例較高，則將造成加權的不均度比不加權者 (不考慮人數，直接以產業爲單位) 爲低的結果。

(B) 幾乎毫無例外地，加權不均度比不加權者呈現較一致的長期下降趨勢。這在圖三中比較不容易看出，所以我們另外對所有不均度各做兩條迴歸，以時間 (τ) 及 τ 與 τ^2 解釋之。迴歸結果顯示 (見附表三、四)，加權不均度之迴歸式 R^2 較高，且時間變數係數一般也較大 (負的絕對值)。配合圖一的結果，我們相信各業工資差異有長期縮小的傾向，同時在因應市場變動的調整中，受雇員工也有移向中等薪資產業的趨勢。

(C) 上述受雇員工在產業間的異動情形，主要應是最高與最低兩端薪資的產業受雇人數減少，而且在 56 ~ 62 年間是高薪產業薪資相對下降，56 年以前及 62 年以後則是低薪產業之薪資與人數相對減少。我們作此判斷的理由如下：比較 CV^* 、 L^* 與 G^* (加權的不均度)，可以發現 (甲) G^* 雖有起伏波動，但平均水準下降有限；(乙) CV^* 與 L^* 則有明顯下降趨勢 (以上亦可由附表三的 R^2 中清楚顯示)；(丙) 56 年以前及 62 年以後， CV^* 與 L^* 的「走勢」幾乎完全一致，但後期 (62 年以後) 的 CV^* 與 L^* 的「水準」與前期 (56 年以前) 有極明顯不同 (雖然「趨勢」相同)，此乃鑒因於 56 年至 62 年之間 CV^* 降幅遠大於 L^* 。以上事實配合 CV、L 與 G 不同「敏感區域」特性，乃有上述推論。簡言之， G^* 水準不變表示中等薪資的產業變化較少，因爲 G 的敏感區在中間階層；56 年以前及 62 年以後 CV^* 與 L^* 同幅度變動，表示薪資差異減少來自薪資分配兩端的產業，但如再比較加權與未加權不均度，則可再推斷早期是以人數調整爲之，晚近則多表現在薪資上；56 至 62 年間 CV^*



圖三 製造業薪資不均度與加權 (w) 不均度

資料來源：附圖五、六、七、八。

下降較 L^* 為快， G^* 維持不變，那等於排除了中間及低薪階層的均平化，故知此一期間高薪產業的薪資相對下跌（人數則無明顯變化）。

(D) Theil 測度 (T) 因與對數標準差 (L) 有相同的敏感區，故上述推論均未用到 T 測度，由附表三、四及附圖二、三、六、七可知兩者變化極為類似〔註六〕。

三、流動測度

以上利用各種不均度的分析比較，確實可以進一步了解分配變化的本質。但這些不均度基本上仍是一種「靜態」指標，其「比較靜態」的分析並不涉及兩分配間的變遷過程。此外，兩個有完全相同「不均度」的分配，不表示其間沒有任何差異，但不均度的第四原則「對稱」卻將此種變化完全排除在其測度之外。要探知此類的問題，就有賴各種流動測度了。

1 各種流動測度的比較

(1) Hart 的動態模型

如我們將某一分配數列 (Y) 取對數再求均差為 $X (X = \ln Y - (1/n) \sum \ln Y)$ ，則 X 的變異數 $V(x)$ 即為對數變異數，是一個相當不錯的不均指標。Hart (1976) 認為，傳統上判斷第 1 期的分配是否比第 0 期均平，僅單純以 $V(X_1)$ 是否小於 $V(X_0)$ 而定。這種推論顯然忽視了兩期之間高低所得是否有上下交流的變動，因此上述判斷可能導致誤解。Hart 於是提出一個動態模型來修正上述判斷。

假設 Y_t 與 Y_{t-1} 呈聯合對數常態 (bivariate lognormal) 分配，且 Y_t 與 Y_{t-1} 間存有一次自我迴歸 (first-order autoregressive) 關係；亦即，

$$X_t = \beta X_{t-1} + \epsilon_t$$

X 即為上述 Y 的轉換函數。如此，當 $t = 1$ 時，可導出：

$$\frac{V(X_1)}{V(X_0)} = \frac{\beta^2}{1 - [\sigma_\epsilon^2 / V(X_1)]} = \frac{\beta^2}{R^2}$$

由於是簡單迴歸， $1 - [\sigma_\epsilon^2 / V(X_1)] = \rho^2$ (相關係數平方) = R^2 (判定係數)。

上述 $V(X_1) \geq V(X_0)$ 即決定於 $\beta^2 \geq R^2$ 。但在 $0 < \beta < 1$ 情況下，當

R^2 較低時，表示高低所得間有較明顯的上下交流，這從兩期總所得看來，應有均平化的作用，而且從強調激勵誘因的經濟學者看來，正是令人激賞之事。另一方面，如果低所得者之所得增幅超過高所得者，則 β 將因而下降，使所得較平均；但低的 β 可能有更低的 R 值而使 $V(X_1) > V(X_0)$ ，傳統上一律斷定為所得分配惡化，這也有問題。

準此，Hart 乃對傳統判斷所得分配均平或惡化提出修正條件（如表三）。由於 R^2 必定小於 1，故 R^2 與 β^2 之間有表三所列的三種關係。表三最右欄是根據 Hart 模型所推論的「接受傳統以 $V(X)$ 為不均指標所要附帶的條件」。以第(1)種關係而言，當 $R^2 = 1$ 時，即 $X_1 = \beta X_0$ ，第一期所得完全由第 0 期決定（兩期間完全沒有上下交流）；雖然所得差距縮小，但因完全沒有對流，所得分配是否「改善」尚有待斟酌；可是只要 R^2 不是很接近 1，表示在 $V(X)$ 下降之同時，高低所得亦有「流動」現象，那麼判定「分配改善」就沒什麼疑問了。第(2)種關係雖然所得差異擴大，但如有足夠的「交流」可以彌補（即 X_1 不能由 X_0 解釋的比例大， R^2 小；但最好是 β^2 也小，使 β^2 與 R^2 差距小），則所得並不一定惡化。換言之， $V(X)$ 擴大如果是所得流動的代價，則較大的 $V(X)$ 可能是更「理想」的分配。

Hart 這項修正，適用於兩期之間的流動性之分析，對三期以上的情形就有困難。Shorrocks 的流動測度正可彌補此一缺憾。

表三 Hart 的動態條件

	$V(X_1)/V(X_0)$	傳統的判斷	Hart 條件
(1) $\beta^2 < R^2 \leq 1$	< 1	分配改善	R^2 不能太接近 1
(2) $R^2 < \beta^2 < 1$	> 1	分配惡化	R^2 要大
(3) $R^2 \leq 1 \leq \beta^2$	> 1	分配惡化	R^2 不能太小

(2) Shorrocks 的流動測度

為了改進靜態不均度只衡量一年所得分配的缺點，我們可以將歷年所得累加，用「累加」過的所得重行計算不均度。只要高低所得間有流動現象，則「累加所得」的不均度就會下降。Shorrocks (1978 a、b) 即據此一原理提出所得僵固性與所得流動性測度。令 $I_{t-1,t}$ 為第 $t-1$ 至 t 期（即第 t 期）的所得不均度（如 CV 、 L 等）， $I_{0,T}$ 為 0 期至 T 期個別所得累加後所計算出的不

均度，則O期至T期之所得「僵固測度」(rigidity measure，簡稱 r)可定義為：

$$r = \frac{I_{0,T}}{\sum_{t=0}^T \omega_t I_{t-1,t}}$$

式中 $\omega_t = \bar{Y}_{t-1,t} / \sum_{t=1}^T \bar{Y}_{t-1,t}$ ，即第 t 期的平均所得占各期平均所得之和的比例，以此作為對應期不均度的權數 ($\sum_{t=1}^T \omega_t = 1$)。r 介於 0 與 1 之間：當各期分配完全相等時，r = 1，表示所得僵固性程度最高，完全沒有流動性。Shorrocks 流動測度 (Shorrocks mobility measure，簡稱 s) 等於 1 減去僵固測度：

$$s = 1 - \frac{I_{0,T}}{\sum_{t=1}^T \omega_t I_{t-1,t}}$$

s 越大，表示高低所得者之間互相的流動程度愈大，否則即愈小。s 測度可衡量任何期數間總合的流動情形，不限於兩期間之比較。綜合言之，Shorrocks 的流動測度是從各年所得不均度與歷年累加所得不均度之比較中，推算出所得流動情形。另一方面，Markandya 則採取完全不同的方式，從本期所得分配中，扣掉與去年 (或任何一年) 相同的不均度後，剩下來的兩期所得分配的不同，就定義為「m 流動測度」。

(3) Markandya 流動測度

Markandya (1982) 提出他的流動測度，是利用一個「等邊三角形」來解釋〔註七〕，底下我們用其中簡單數學的分析，說明此一測度的定義。

假設「基年」n 人的所得分別為 Y_1, Y_2, \dots, Y_n ；令 $X_i = Y_i / \frac{1}{n} \sum Y_i$ ，即 $\sum X_i = n$ 。今有某一年同樣 n 人的所得變成 Y_1', Y_2', \dots, Y_n' ，則 $X_i' = Y_i' / \frac{1}{n} \sum Y_i'$ ，同樣的 $\sum X_i' = n$ 。Markandya 的流動測度 (Markandya mobility measure，簡稱 m) 的定義，可用以下兩個步驟說明：一是先從 X_i' 中找出一個「相對所得不變」，但「不均度與 X_i 相同」的值 X_i^* ；第二步再衡量 X_i^* 與 X_i 之間「相對所得」的差異性，此一差異性就是 m。

求 X_i^* 之前，必須先選擇一「不均度」。假設以變異係數 (CV) 為準，則

X_i^* 之求法，等於解以下的極值：

$$\begin{aligned} & \text{極小化} \quad \Sigma (X_i^* - X_i')^2 \\ & (X^*) \text{ 受制於：} \begin{cases} \Sigma X_i^* = \Sigma X_i = \Sigma X_i' = n \\ \Sigma (X_i^* - 1)^2 = \Sigma (X_i - 1)^2 \quad i=1, \dots, n \end{cases} \end{aligned}$$

第一條限制式表示 X_i^* 的相對所得加總仍為 n ；第二條限制式則保證 X_i^* 的 CV 與 X_i 相同（如設定不同的「不均度」，只要改變此一限制式即可）；目標函數即為選擇 X_i^* ，使它與 X_i' 間的距離最短，等於是求取滿足限制條件下，「 X_i' 之相對所得與 X^* 相同」的各個 X 值。利用 Langrange 方程式求解法，可得

$$X_i^* = 1 \pm (X_i' - 1) \frac{\sigma_x}{\sigma_x'}$$

式中 $\sigma_x = \sqrt{\Sigma (X_i - 1)^2}$ ， $\sigma_x' = \sqrt{\Sigma (X_i' - 1)^2}$ ，即分別為 X_i 與 X_i' 的標準差，或 Y_i 與 Y_i' 的變異係數。

有了 X_i^* 後， m 測度的公式即為：

$$m = \frac{\sqrt{\Sigma (X_i^* - X_i)^2}}{2 \sqrt{\Sigma (X_i - 1)^2}}$$

如前所述， s 測度與 m 測度實為兩個完全不同的流動測度，兩個值並無一定的關係。簡言之， s 測度是以累加所得的變化來推斷個別所得者間所得的流動性； m 測度則是在衡量兩期所得分配間，「相對所得」的改變程度，即較低所得者是否變成較高所得者（則 m 較大），或仍停留在較低所得者行列（ m 較小）。 m 測度的缺點是只能衡量「兩期」（任何兩期）間的流動情形，但它才是真正對「流動性」的直接衡量，不再以不均度的變化來做間接推論。對 s 與 m 的衡量，最大的困難是資料缺乏，因為它們必須有同一觀察點的歷年資料（Hart 的動態模型亦然）。台灣的所得分配調查比較難以獲得該項資料，因此底下我們所做的實證分析，是以製造業十五個產業別的歷年資料為之，聊以充飢。

2 台灣製造業產業別薪資的流動測度

(1) Hart 動態條件

Hart 對分配是否惡化的判斷，是以 β^2 與 R^2 大小而定；當 $\beta^2 > R^2$ 時，表示本期所得分配不均度大於前期，但如 R^2 不大，則表示流動性大，故本期所得能解釋的前期所得之變異不大，因此只要 R^2 低於一定水準，甚至可判定其分配有改善！否則，如 $\beta^2 < R^2$ ，表示本期不均度較小，但如 R^2 很高（接近 1），則

表示本期所得絕大部份決定於前期所得，流動性低，甚至可說分配更不公平了。

到底 R^2 高到那裡、低到什麼程度，才應改變傳統的判斷，實在並無絕對標準。我們仍以主觀判斷，訂立下列規則：

當 $\beta^2 < R^2$ 時：	$R^2 < 0.7$	改善（附表三之√號）
（傳統的分配改善，	$0.7 \leq R^2 \leq 0.9$	未知（附表三之？號）
附表三之「+」號）	$0.9 < R^2$	惡化（附表三之×號）
當 $\beta^2 > R^2$ 時：	(a) $\beta^2 > 1$	
（傳統的分配惡化，	$R^2 < 0.5$	改善
附表三之「-」號）	$0.5 \leq R^2 \leq 0.6$	未知
	$0.6 < R^2$	惡化
	(b) $\beta^2 \leq 1$	
	$R^2 < 0.6$	改善
	$0.6 \leq R^2 \leq 0.8$	未知
	$0.8 < R^2$	惡化

對於 β 的求解，本文應用兩種方式，一是以普通最小平方法（OLS），不考慮各組不同的就業人數；另一法是「加權最小平方法」（WLS），以各產業受雇員工人數占全部員工比例之開根值（ $\sqrt{n_i / \sum n_i}$ ）為權數（見Bowen and Finegan, 1969, pp.776-778）。估計的詳細迴歸結果列於附表五。附表五顯示，台灣製造業薪資的 β 沒有負值，但有大於 1 者；而薪資均平化年份，似集中於早期，最近連續十年均無「改善」。

Hart 判斷方法，難免加入主觀標準。既然 β 是簡單迴歸的估計係數，則

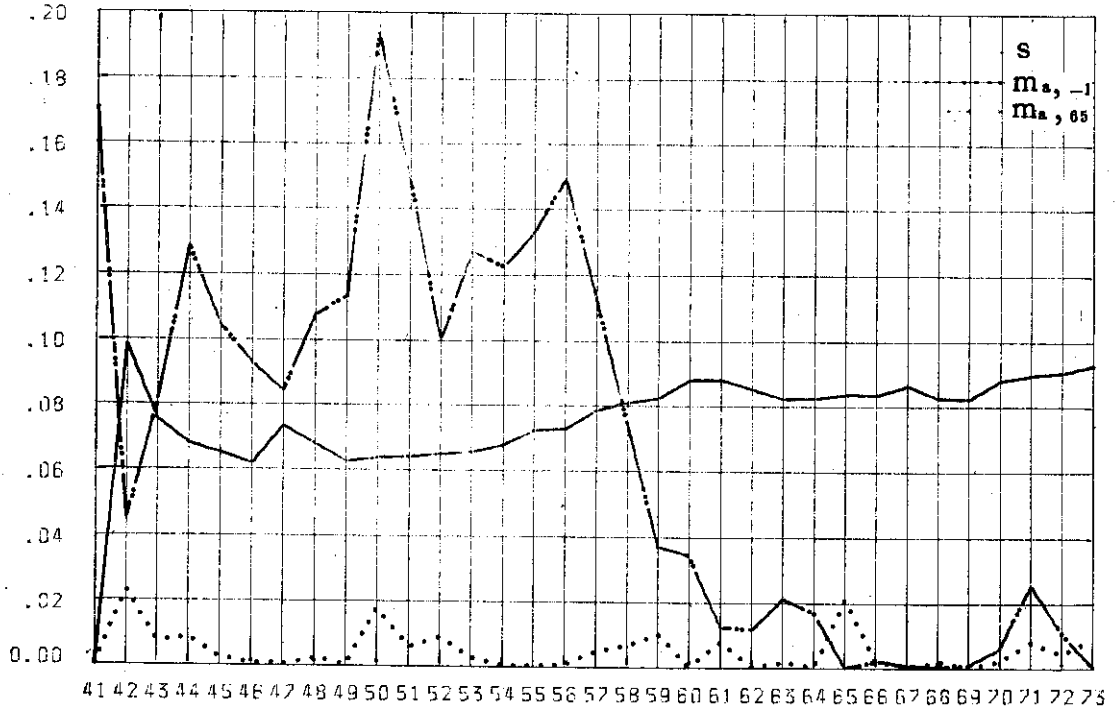
其 t 值為 \sqrt{F} ，再利用 $F = \frac{R^2(n-2)}{1-R^2}$ 的關係，可將 β^2 與 R^2 的關係轉化為

β 值之顯著程度；如此，上述主觀成份當可降低。

(2) s 測度與 m 測度

根據前述 s 測度與 m 測度公式所計算三十三年來台灣製造業薪資之流動情形，可歸納在圖四中（詳細結果列於附表六）。s 測度似說明歷年來台灣製造業薪資之流動性均保持在一定水準。除了 42 年有劇烈變動外（此可能肇因於 41 年與 42 年薪資資料的不一致性，早期特別是 41 年資料頗有問題），從 48 年起 s 測度呈緩慢上升之勢，這也可由「時間趨勢」迴歸估計

係數 (τ 係數，見附表六) 及其判定係數 (R^2) 明顯看出。



圖四 製造業薪資的流動測度

資料來源：附表六

至於 m 測度，則因 m 只能測量「兩期」之間的流動性，故分別以前一年為基年 ($m_{a,-1}$) 及 65 年為基年 ($m_{a,65}$)，計算 m 測度。 $m_{a,-1}$ 顯示，製造業薪資流動性較顯著的年份，分別在 42 - 44 年，50 - 52 年，57 - 59 年，61 年，65 年及 71 - 73 年。 $m_{a,65}$ 則顯示，跟 65 年薪資結構比較，六十年以前有非常不同的結構，65 至 69 年則缺乏高、低薪產業間的變化，70 - 72 年與 65 年又有明顯差異，但 73 年又回復到 65 年的對應結構。

前面已有說明， m 測度衡量的內涵與 s 測度是完全獨立的。圖四正可顯示此種差異性。

四、結 論

本文檢討了各種不均測度與流動測度，並以台灣製造業十五個產業別薪資為例，驗證各不均度與流動測度。

在不均度的比較靜態分析中，我們用下列準則判斷產業別薪資差異的變動：(i)未加權的薪資不均度變動，表示薪資結構本身的異動；(ii)以受雇員工人數為權數的加權不均度，則同時反映薪資結構與就業結構的變化；因此，未加權與加權不均度的差異，基本上可視為就業結構的改變；(iii)吉尼係數(G)之「敏感區域」在人數較集中的中間階層，對數標準差(L)在低所得階層，變異係數(CV)則為「中立性」的。基於以上原則，同時觀察加權與不加權的各種不均測度，可以更深入了解分配的變化內涵。以台灣41年至73年製造業薪資的各種不均度為例，我們的推論是：

(1) 56年以前的產業別薪資分配有惡化傾向，但被就業人數在產業間的移動所彌補，而使最後的分配大致維持不變；此種就業結構的轉變，主要是受雇員工從「低薪產業」移走。

(2) 56年至62年間，薪資差異明顯地大幅度的下降，而且這種變動應以高薪產業相對薪資下降為主。

(3) 62年以後，薪資不均情形繼續獲得改善。此期的變動主要是低薪產業之相對薪資獲得提高；就業結構的變動對不均度的下降貢獻較少，67-68年間且有提高不均度的變動，一直到最近數年才有促進均平的就業移動。

在流動性測度中，Hart 動態模型是用來修正傳統靜態不均度的均平與否之判斷，即在判斷不均度提高或下降中，加入流動性的考慮。據 Hart 的修正方式，台灣製造業薪資趨於均平化的年份主要是在55年以前以及61~63年。唯此項判斷不免加入主觀標準，如以迴歸係數之顯著性來替代「迴歸係數與判定係數的比較」，則主觀成份當可降低。s 測度顯示的是，48年以後的高低薪資產業有緩慢穩定的交流，但m測度則表示三十三年來有顯著流動的年份集中在42~44、50~52、57~59、61~65、71~73年。以47年為例，s 突升但m則明顯的下降，這正說明兩者衡量的內涵是不同的。

從本文的實證分析中，我們似從不均度的比較中獲得較多啓示。這些啓示，至少有一部分可由薪資與就業結構中直接算出，問題是我們很難知道「要算

些什麼」！不均度的比較就是告訴我們有什麼可加驗證的訊息。當然，不論是從不均度獲得的推論或流動測度計算出來的結果，更有意義的研究應在探討如何解釋這些現象；這尚待進一步的努力。

附 註

- ** 本研究動機來自吳崇慶的碩士論文(1984)。研究期間屢獲劉鶯釧教授的指正，並多得力於李顯立小姐的辛勞幫忙，以及中華經濟研究院資料室的協助，謹致謝忱。此外，本文乃係行政院國科會專題研究計劃(編號：N S C 74-0301-H002-08)下完成報告之一部份。
- 〔註一〕：本小節以及第三節理論部份，比較詳細的說明請查閱拙著(1984)頁96~100；唯本文已作了若干補充與修正。
- 〔註二〕：其中吉尼係數公式推算較煩，在張清溪、劉鶯釧(1984)(註十)有另一種方式的詳細過程。
- 〔註三〕：拙著(1984, 頁98)推導G之敏感區域時，使用「均互差」的吉尼係數。如改用本文所列更嚴謹的公式，結論仍然相同。不過有一點必要強調的是，G之敏感區域正確的說法是「分配密度較高的所得階層」；惟因大多數人都是在中間所得階層，故有正文中的結論。
- 〔註四〕：變異數的問題在於它隨均數增加而提高，不滿足前文所列第2個原則；但如認為所得提高才有分配均平與否的問題，換言之，如果人們對分配不均程度的「感覺」是在於「絕對」差額(而非「相對」差額)，則「變異數」正是表達這種「不均」的不均度。
- 〔註五〕：CV的公式，如用不偏估計的標準差除以均數，則該標準差之根號內應除以 $n + 1$ 而非 n 。本文為求與其他不均度一致，除表一外，均「除以 n 」。
- 〔註六〕：Theil 測度因計算上的問題，故在附表與附圖中未列出 T^* 及 T_0^* 。另外朱雲鵬先生提出CV分解成二資與就業量變動之公式，因CV無論如何分解，並無法表現其他不均度的不關敏感區，故與本文所述者不同。
- 〔註七〕：有興趣的讀者，請參閱拙著(1984)，頁104~110的說明。此一等邊三角形可用來解釋各靜態不均度與各流動測度的區別。

附表一 台灣地區製造業受雇員人薪資（十五行業別）

單位：元/月·人

業別	食品	飲料及菸草	紡織	木竹	紙·印刷	皮革、毛皮	橡膠	化學材料及製品	石油、煤	非金屬	基本金屬	機械	電子·電力	運輸	雜項	CPI
41	175	242	294	256	336	207	172	275	354	244	271	231	180	426	177	1809
42	221	312	358	248	438	276	265	313	452	378	302	418	243	425	415	2140
43	243	418	359	309	510	226	371	337	540	376	337	403	271	543	430	2175
44	299	443	366	312	596	320	196	431	686	478	377	450	347	577	433	2392
45	335	520	379	356	636	352	204	493	714	557	472	553	411	613	477	2643
46	375	635	407	398	700	416	248	541	731	607	493	602	462	745	504	2842
47	384	684	435	432	483	440	287	568	759	538	528	653	508	832	540	2878
48	409	715	478	442	778	438	268	600	813	720	615	724	572	887	553	3327
49	514	778	551	510	897	539	728	728	1012	863	703	866	604	1035	601	3941
50	685	931	685	685	1048	664	381	974	1592	931	822	1003	670	1237	633	4250
51	698	1028	625	779	1075	717	494	1026	1682	961	924	1011	834	1266	683	4350
52	744	1083	816	724	561	1082	561	1082	1563	1025	953	1028	860	1291	709	4445
53	836	1114	684	768	1137	809	672	1119	1882	1045	966	1086	961	1318	777	4437
54	958	1214	746	837	1193	816	792	1214	2023	1120	1148	1185	925	1394	809	4434
55	1012	1508	787	923	1275	787	949	1250	2150	1181	1202	1261	947	1467	812	4523
56	1184	1622	860	1102	1339	856	1190	1382	2466	1334	1463	1571	1110	1749	857	4675
57	1406	1788	925	1280	1447	934	1130	1522	2588	1506	1631	1635	1259	1704	933	5044
58	1517	1950	1130	1531	1671	997	1366	1699	2632	1666	1717	1717	1381	1908	986	5299
59	1701	2062	1307	1770	1904	1094	1582	1948	2933	2031	2188	1847	1699	2145	1111	5488
60	1927	2505	1442	2020	2195	1242	1739	2061	3034	2466	2335	2257	1857	2346	1307	5643
61	1888	2736	1708	2441	2395	1537	1923	2269	3969	2582	2873	2847	2380	2506	1633	5812
62	2453	3182	2191	2491	2891	1894	2394	2871	3969	2582	3888	3701	3187	4346	2932	6272
63	3380	4363	3336	3670	4393	3008	3694	5115	6363	4093	4416	4500	4220	5126	3516	9757
64	4130	5243	4021	4386	5101	3805	4661	5800	6625	4975	5179	5226	4902	6008	3939	10000
65	4572	5442	4993	5243	6163	4700	5633	5800	7253	5613	5946	6027	5372	7171	4635	10704
66	5299	6496	5631	5928	7114	5380	6312	8234	8058	6768	7268	7297	5763	8442	5589	11322
67	6258	7721	5631	5928	8674	6264	7451	9766	10217	7886	8678	8892	6981	9988	6381	12426
68	7442	8721	6583	6920	8674	6264	7451	10948	12859	9307	10582	10556	8499	11682	7334	14789
69	9710	12128	8196	8030	10220	8086	9025	10948	16289	11727	12147	11450	9869	13890	8816	17204
70	11639	15923	10305	9983	11485	10427	10566	13429	19392	12222	12877	11461	10651	14663	9575	17785
71	13643	17886	11318	10611	12636	10927	11295	14377	19371	12788	13675	12690	11548	15705	10528	18112
72	14135	19244	12226	11337	13433	11652	12983	14954	21880	15602	15192	14252	13550	18300	12640	18184
73	16209	19747	14592	12719	15327	14015	14866	16909								

資料來源：行政院主計處，中華民國勞工統計月報，七十三年，頁490~493（四十一至六十一一年）；頁402~445（六十二年~七十二年）；七十二年專科業主計處第四屆第四科內部報告。

說明：(1)主計處正利用七十年工商業者查資料進行修正薪資與工資資料，本表所列者為修正前資料。

(2)與現行二十個中分類比較，本表之「紡織」包括「紡織」；「化學材料及製品」包括「化學材料」、「化學製品」及「塑膠」；「基本金屬及製品」包括「基本金屬」及「金屬製品」；「電子·電力」包括「電力及電子機械器材製造修配」及「精密機械」。

(3)所有合併產業之薪資，六十一年以前之薪資原已相同，六十二年則利用受雇員工人數計算加權平均薪資。

(4)CPI為物價指數。

附表二 台灣地區製造業受雇員工人數 (十五行業別)

業別	食品	飲料及菸草	紡織	木材	紙、印刷	皮革、毛皮	橡膠	化學材料及製品	石油、煤	非金屬	基本金屬及製品	機械	電子、電力	運輸	雜項
41	49486	6497	43225	12867	7951	208	290	20911	1945	19322	9051	12134	175	4653	19818
42	56914	11528	56377	9807	6538	1514	5541	19359	4967	27569	14905	11310	2651	9219	6550
43	66582	10599	53260	10587	6424	907	5217	23159	3303	28057	16097	12978	3308	9723	3126
44	73672	16261	57788	10790	6796	904	5492	24222	3789	29738	17054	13473	3503	9606	3324
45	80544	16933	58113	11187	7055	993	5666	26432	4152	31824	17574	14437	3649	9660	3393
46	86062	18823	62692	12192	7686	1017	6202	30145	4512	34109	19160	15760	3975	9730	3624
47	90778	20707	67694	13293	8143	1099	6770	32012	5336	37035	20588	18272	4237	9751	3914
48	96608	23858	73637	14366	8451	1072	7331	35248	5366	39700	21956	19549	4514	9621	4147
49	81699	18009	95139	17491	11051	1385	8531	37191	4621	41655	26678	17634	9731	11771	5289
50	87590	18582	100276	19854	12422	1323	9119	40233	5456	43687	28341	17679	10751	15265	5793
51	91107	20067	108281	21302	13375	1417	9920	43120	6442	46942	30274	18858	11578	15325	6193
52	104929	20333	108440	22712	14017	1482	10464	49977	6607	48659	31662	21023	12285	15712	7834
53	112365	19642	105880	18744	14624	1525	11691	51569	7146	49254	54107	21699	22582	17700	3275
54	124270	17514	108578	27517	16998	1383	11333	59408	9846	49813	48330	28180	29566	20200	8969
55	135356	15869	112807	35140	19143	1276	11127	66518	12205	50709	43877	33879	35700	23558	13840
56	139561	15244	120226	38353	20313	1470	12189	74922	10348	50772	28369	36976	48201	30303	17476
57	83025	11607	163985	53392	43122	8135	20854	58742	4135	52797	63637	43606	62849	32868	42445
58	86451	11369	179273	56743	43677	10221	21646	60970	4538	51355	69107	46907	81858	35015	48924
59	89023	11597	189388	55370	45812	10413	21678	60952	5287	47276	74905	44589	92038	33975	47170
60	95035	11651	234539	69414	48793	9762	26493	69080	6864	55256	66541	45134	111205	35944	49203
61	100860	11891	259359	78912	50169	13846	29635	82250	7968	59167	83772	57066	159068	41557	54196
62	110397	15470	269836	88152	58747	17252	34341	68008	8430	70091	99756	65991	182624	53680	61881
63	105851	14412	283253	82784	57373	21862	30568	71721	8693	72424	105914	67655	188931	58332	61024
64	96173	13787	283365	78784	56232	20588	29460	71666	8843	70469	107662	65081	157338	56219	61333
65	97000	13892	305880	89409	58519	26483	32777	76855	8863	73249	127113	67770	212629	66333	75164
66	98602	13599	304272	95656	60713	31683	35098	77841	9057	77536	140818	67942	237115	66333	75164
67	97962	13848	307233	99946	60960	34452	39833	85215	9634	76906	150010	78110	272098	84543	70963
68	97899	14391	303535	100477	60834	34774	37743	89445	10468	78094	152226	85640	288341	97360	68808
69	98269	14523	287852	95534	61551	32991	38745	92811	10602	79684	162478	91269	306505	103721	70489
70	92282	14278	289931	99932	64810	31874	38120	86615	10903	81191	166885	100401	296412	112766	72413
71	88474	12513	272264	96854	65885	30775	37449	83035	11959	80550	164231	99105	262386	109053	77294
72	88265	12362	269870	99176	64037	33624	40143	83978	12423	81145	162108	97431	290863	106896	79368
73	93690	13809	278512	97905	66042	32880	41641	90262	12476	83569	166628	96462	360019	110786	88680

資料來源：四十一年及五十一年以前之「運輸工具」來自省建設廳之台灣勞工統計報告，四十二年，頁106、133；

四十二年及五十一年以前之「運輸工具」來自省建設廳之台灣勞工統計報告，四十二年，頁521~522 (「運輸工具」例外)；

五十七年起來自行政院主計處之中華民國勞工統計年報，七十三年，頁130~131 (五十七年至六十二年)；頁42~85 (六十二年及七十二年)；

七十三年為主計處內部資料。

說明：(1)與附表一同。

(2)所有合併員工人數，直接加總即得。

(3)五十一年以前之「非金屬製品」為「營業」。

附表三 未平減的製造業薪資不均度與時間迴歸係數

年	CV	CV*	CV _Q	CV _Q *	L	L*	T	G	G*	G _Q	G _Q *
41	.278	.239	.278	.239	.0485	.0437	.0370	.153	.206	.153	.206
42	.226	.224	.224	.216	.0400	.0409	.0258	.129	.262	.126	.160
43	.257	.235	.234	.222	.0444	.0405	.0330	.146	.331	.131	.243
44	.293	.234	.248	.220	.0507	.0385	.0428	.162	.344	.138	.288
45	.275	.241	.251	.220	.0503	.0401	.0396	.156	.351	.141	.314
46	.267	.248	.252	.221	.0466	.0395	.0368	.152	.387	.142	.322
47	.260	.237	.247	.218	.0422	.0364	.0334	.144	.349	.140	.318
48	.278	.259	.251	.222	.0487	.0414	.0405	.158	.353	.142	.322
49	.282	.246	.255	.218	.0466	.0375	.0408	.160	.328	.145	.317
50	.337	.266	.266	.225	.0501	.0386	.0547	.181	.313	.150	.340
51	.307	.255	.269	.226	.0434	.0361	.0446	.164	.362	.151	.343
52	.272	.243	.268	.226	.0393	.0353	.0360	.150	.323	.150	.360
53	.292	.225	.269	.221	.0381	.0311	.0388	.149	.284	.149	.379
54	.288	.223	.269	.222	.0371	.0303	.0378	.146	.253	.147	.374
55	.296	.231	.269	.224	.0384	.0307	.0403	.154	.296	.147	.345
56	.308	.239	.271	.222	.0400	.0322	.0440	.163	.265	.147	.343
57	.281	.222	.269	.208	.0371	.0322	.0374	.148	.340	.145	.296
58	.252	.192	.265	.202	.0341	.0272	.0308	.134	.308	.143	.298
59	.218	.183	.257	.199	.0311	.0261	.0244	.119	.297	.139	.294
60	.216	.180	.251	.195	.0300	.0250	.0237	.118	.319	.136	.293
61	.188	.160	.242	.187	.0250	.0207	.0178	.106	.333	.132	.294
62	.187	.133	.235	.181	.0230	.0165	.0170	.102	.311	.128	.311
63	.201	.152	.230	.177	.0231	.0178	.0191	.108	.303	.124	.312
64	.195	.153	.224	.174	.0227	.0181	.0184	.107	.294	.121	.303
65	.154	.133	.213	.165	.0180	.0155	.0117	.087	.264	.116	.283
66	.142	.123	.201	.157	.0162	.0136	.0099	.080	.286	.111	.280
67	.147	.145	.192	.155	.0167	.0159	.0108	.084	.266	.107	.258
68	.159	.152	.186	.155	.0177	.0164	.0126	.091	.254	.104	.252
69	.163	.139	.182	.151	.0177	.0149	.0132	.093	.246	.102	.248
70	.177	.132	.179	.147	.0181	.0136	.0151	.096	.299	.100	.248
71	.206	.137	.180	.144	.0201	.0138	.0199	.109	.258	.100	.253
72	.186	.124	.179	.139	.0182	.0124	.0163	.098	.287	.099	.264
73	.159	.111	.175	.133	.0155	.0111	.0120	.085	.285	.096	.262
時間迴歸係數											
τ	-4.5	-4.7	-2.6	-3.1	-1.2	-1.1	-1.0	-2.6	-1.5	-1.6	-.72 ^A
R ²	.60	.82	.56	.86	.89	.95	.63	.70	.64	.15	.02
τ	-13.	-10.	-13.	-8.6	-1.8	-1.3	-2.8	-6.2	-6.8	-7.4	-20.
τ^2	-.18	-.12	-.23	-.12	-.012 ^A	-.0049 ^A	-.038	-.078	-.12	-.13	-.42
R ²	.67	.86	.87	.96	.90	.95	.69	.75	.90	.22	.57

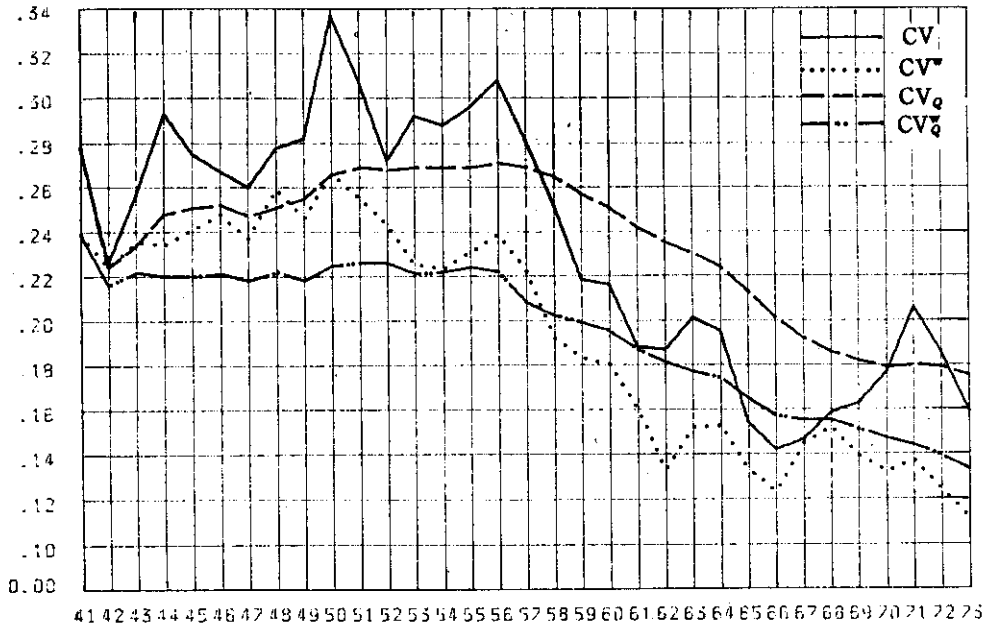
資料來源：根據附表一與附表二計算而得。

說明：

1 製造業十五個中分類產業用CPI未平減之薪資資料；

2 CV：變異係數，L：對數標準差，T：Theil測度，G：吉尼係數，上標W表示已用受雇員工人數加權（weighted）的不均度，下標Q表示累加自四十一年以來的薪資所得，所計算的不均度。

3 時間迴歸係數是以時間趨勢（ $\tau = 1, 2, \dots, 33$ ；或 τ 及 τ^2 ）為解釋變數迴歸對應不均度之係數（乘以1000），所有係數均非常顯著（有^A號者例外），R²為判定係數。

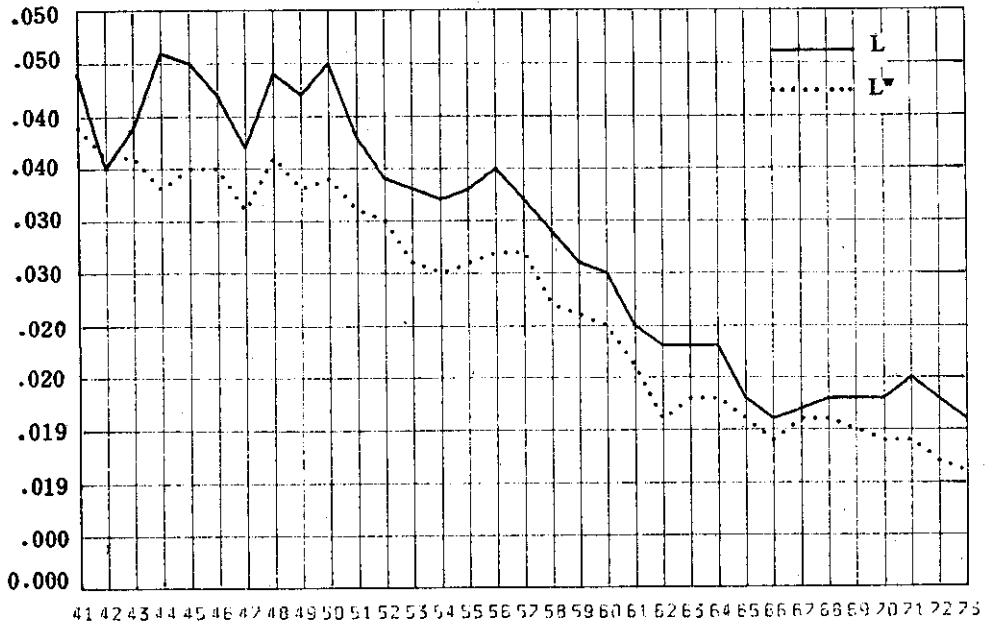


附圖一：未平減薪資的變異係數

資料來源：附表三。

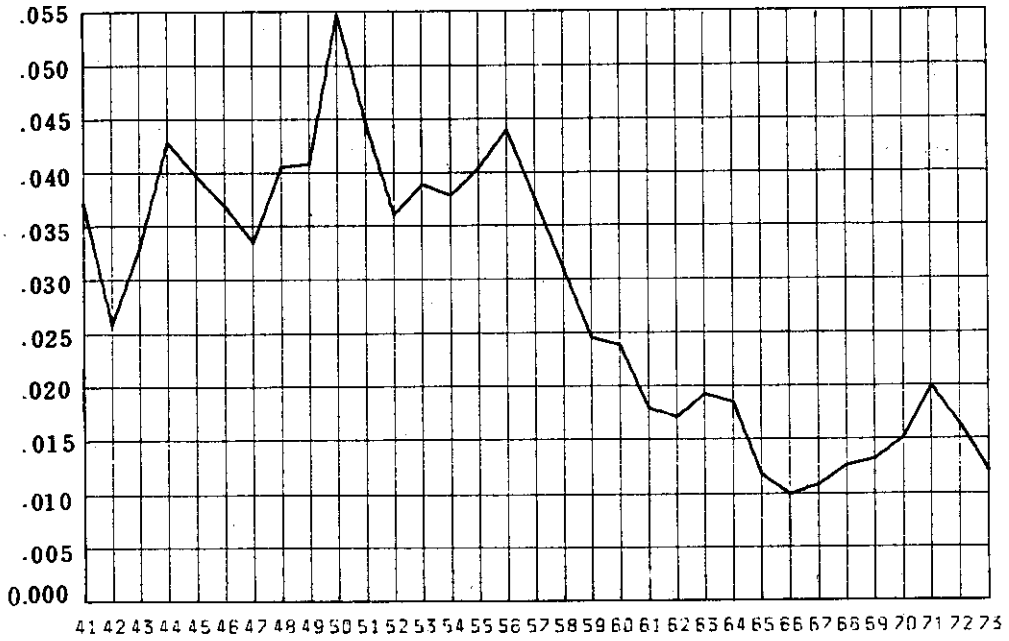
說明：上標_w表示以受雇員工人數加權；

下標_Q表示從41年起累加之薪資。



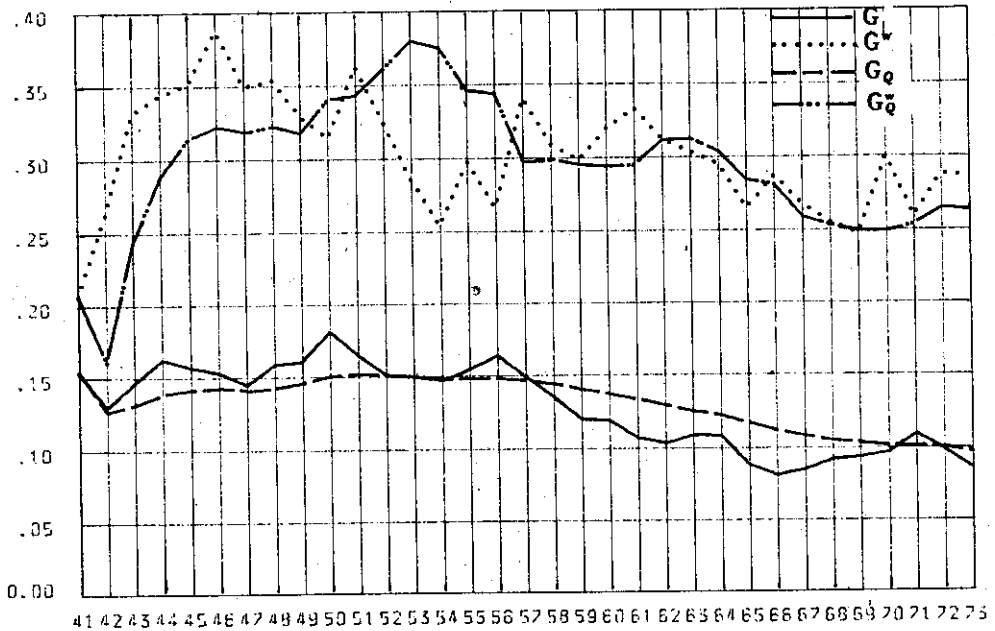
附圖二：未平減薪資的L測度

資料來源及說明：與附圖一同。



附圖三：平減後薪資的T測度

資料來源及說明：與附圖五同



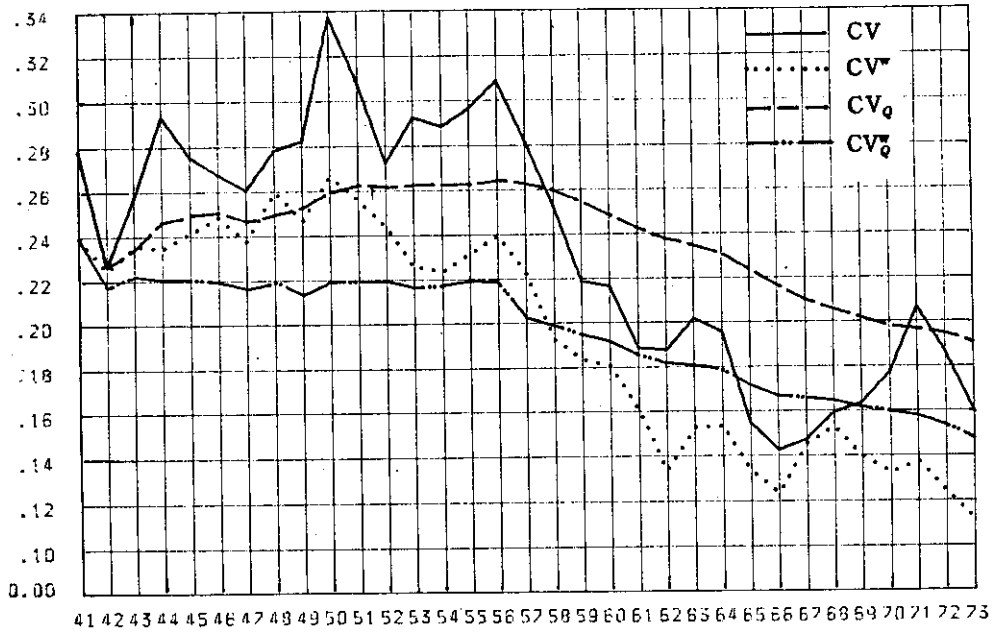
附圖四：未平減薪資的吉尼係數

資料來源及說明：與附圖一同。

附表四 平減後的製造業薪資不均度與時間週歸係數

年	CV	CV*	CV ₀	CV ₁	L	L*	L ₀	L ₁	T	T ₀	G	G*	G ₀	G ₁
41	.278	.239	.278	.239	.0370	.0333	.0370	.0333	.0370	.0370	.153	.206	.153	.206
42	.226	.224	.226	.224	.0316	.0322	.0284	.0284	.0258	.0252	.129	.262	.127	.157
43	.257	.235	.234	.222	.0353	.0321	.0278	.0271	.0330	.0271	.146	.331	.130	.218
44	.293	.234	.246	.220	.0410	.0310	.0282	.0256	.0428	.0300	.162	.344	.137	.287
45	.275	.241	.249	.220	.0413	.0329	.0282	.0247	.0396	.0310	.155	.351	.139	.293
46	.267	.248	.250	.219	.0387	.0328	.0280	.0240	.0368	.0314	.152	.387	.141	.316
47	.260	.237	.246	.216	.0352	.0303	.0272	.0233	.0334	.0304	.144	.349	.139	.317
48	.278	.259	.249	.219	.0415	.0353	.0273	.0232	.0405	.0313	.158	.353	.141	.320
49	.282	.246	.252	.213	.0408	.0328	.0274	.0223	.0408	.0321	.160	.328	.142	.310
50	.337	.266	.259	.219	.0444	.0342	.0276	.0223	.0547	.0337	.182	.313	.146	.310
51	.307	.255	.262	.219	.0386	.0321	.0274	.0219	.0446	.0342	.164	.362	.147	.339
52	.272	.243	.261	.219	.0352	.0315	.0269	.0215	.0360	.0340	.150	.323	.146	.338
53	.292	.225	.262	.216	.0341	.0278	.0263	.0209	.0388	.0338	.149	.284	.146	.336
54	.288	.223	.262	.217	.0332	.0271	.0257	.0205	.0378	.0335	.146	.253	.145	.334
55	.296	.231	.262	.219	.0345	.0276	.0251	.0201	.0403	.0333	.154	.296	.144	.349
56	.308	.239	.264	.218	.0362	.0290	.0247	.0198	.0440	.0335	.163	.265	.144	.324
57	.281	.222	.262	.202	.0339	.0293	.0242	.0186	.0374	.0329	.148	.340	.143	.318
58	.252	.192	.259	.198	.0314	.0251	.0236	.0179	.0309	.0321	.134	.308	.141	.316
59	.218	.183	.254	.194	.0288	.0242	.0229	.0175	.0244	.0307	.119	.297	.138	.293
60	.216	.180	.248	.191	.0279	.0232	.0223	.0170	.0237	.0296	.118	.319	.136	.294
61	.188	.160	.242	.185	.0233	.0193	.0216	.0163	.0178	.0281	.106	.333	.132	.295
62	.187	.133	.237	.181	.0217	.0155	.0209	.0159	.0170	.0269	.102	.311	.129	.296
63	.201	.152	.234	.180	.0229	.0177	.0205	.0157	.0192	.0262	.108	.303	.127	.295
64	.195	.153	.230	.178	.0226	.0180	.0200	.0155	.0184	.0253	.107	.294	.125	.290
65	.154	.133	.223	.171	.0180	.0155	.0193	.0148	.0117	.0240	.087	.264	.122	.288
66	.142	.123	.216	.166	.0163	.0137	.0186	.0143	.0099	.0225	.080	.286	.118	.281
67	.147	.145	.209	.165	.0169	.0161	.0179	.0141	.0108	.0212	.084	.266	.115	.277
68	.159	.152	.205	.164	.0181	.0168	.0175	.0140	.0126	.0203	.091	.254	.113	.288
69	.163	.139	.201	.161	.0185	.0156	.0170	.0137	.0132	.0195	.093	.246	.111	.278
70	.177	.132	.197	.159	.0192	.0145	.0166	.0134	.0151	.0189	.096	.299	.109	.256
71	.206	.137	.196	.157	.0214	.0147	.0164	.0131	.0199	.0185	.109	.258	.108	.255
72	.186	.124	.194	.153	.0194	.0132	.0160	.0126	.0163	.0181	.098	.287	.107	.253
73	.159	.111	.190	.147	.0165	.0118	.0156	.0120	.0120	.0174	.085	.285	.105	.250
時間週歸係數														
τ	-4.5	-4.7	-1.9	-2.6	-.83	-.76	-.49	-.52	-1.0	-.46	-1.6	-.058 ^A	-2.6	-1.2
R ²	.60	.82	.55	.91	.79	.89	.92	.94	.63	.59	.15	.00	.70	.63
τ	-13.	-10.	-9.6	-5.7	-1.7	-1.4	-.62	-.04 ^A	-2.8	-2.1	-7.3	-18.	-6.2	-5.1
τ ²	-.18	-.12	-.17	-.068	-.019	-.013	-.0028 ^A	-.010	-.038	-.036	-.13	-.40	-.079	-.086
R ²	.67	.86	.86	.95	.82	.91	.93	.97	.69	.86	.22	.64	.75	.88

資料來源與說明：與附表三同。

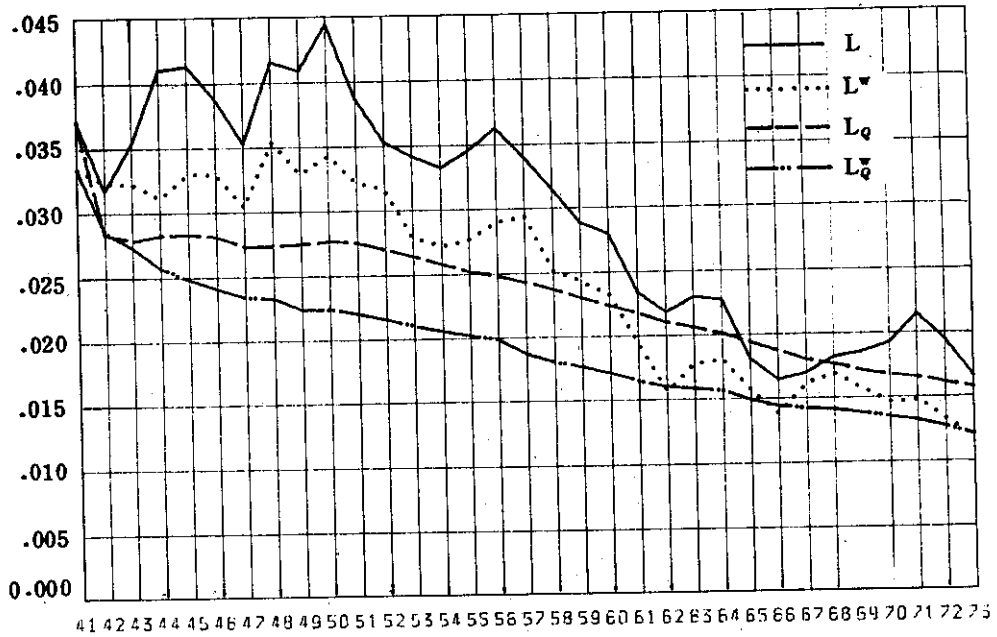


附圖五：平減後薪資的變異係數附

資料來源：附表四

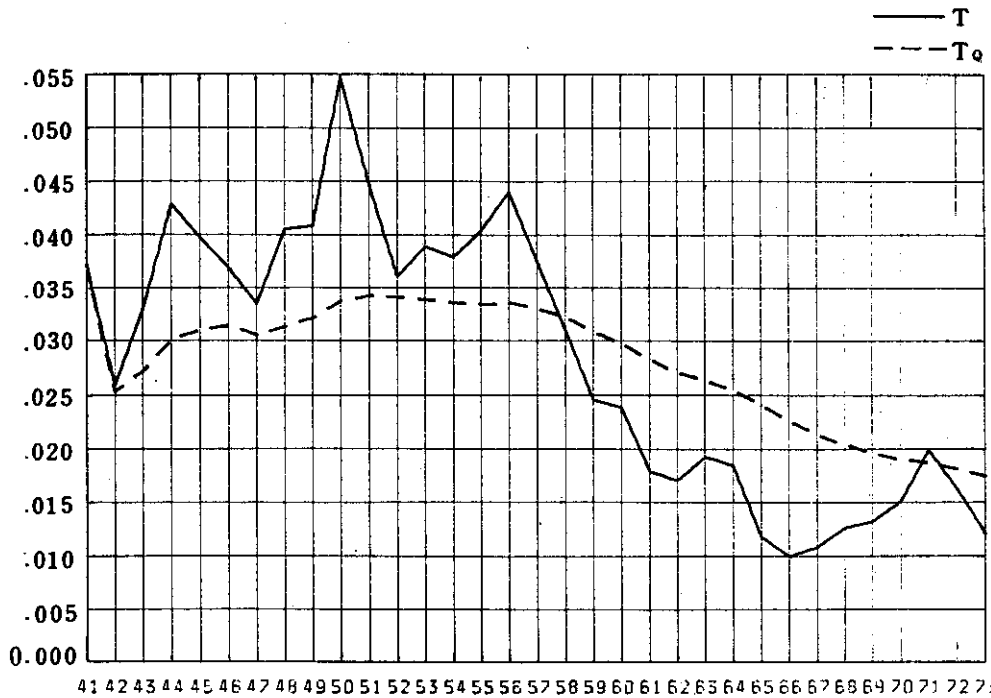
說明：上標 表示以受雇員工人數加權；

下標 表示從 41 年起累加的薪資。



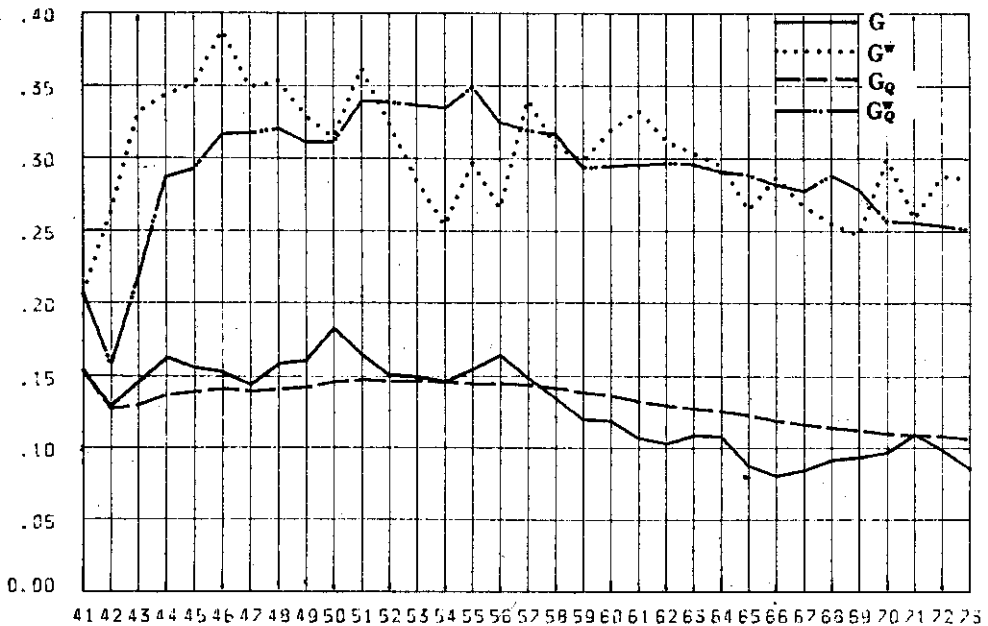
附圖六：平減後薪資的 L 測度

資料來源及說明：與附圖五同。



附圖七：未來減薪資的T測度

資料來源及說明：與附圖一同



附圖八：平減後薪資的吉尼係數

資料來源及說明：與附圖五同。

附表五 Hart 理論對分配均平化之判斷

年	未平減之薪資				平減後之薪資													
	OLS _b		WLS		OLS		WLS		OLS _b		WLS _b							
	β ²	R ² 改善?	β ¹	R ² 改善?	β ²	R ² 改善?	β ¹	R ² 改善?	β ²	R ² 改善?	β ¹	R ² 改善?						
42	.12	✓	.69	✓	.57	✓	.69	✓	.91	+	.99	+	.01	+	.82	+	.83	+
43	.46	✓	.92	-	.66	-	1.20	-	.94	-	1.35	-	.08	-	.73	-	.83	-
44	.68	-	1.17	-	.79	-	1.27	+	.94	-	.80	-	.22	-	1.32	-	.89	-
45	.90	-	.99	-	1.07	-	.99	-	.97	-	1.08	-	.76	-	1.17	-	.97	-
46	.69	+	1.06	-	.86	+	.97	+	.88	+	.90	+	.87	+	.87	+	.99	+
47	.39	+	.85	+	.74	+	.80	+	.96	+	.81	+	.53	+	.79	+	.96	+
48	.64	✓	.92	-	1.14	-	.84	-	1.18	-	.97	-	.80	-	1.00	-	.96	-
49	.73	✓	1.09	-	.94	+	.94	+	.98	+	.97	+	.80	+	1.02	-	.98	-
50	.62	✓	1.15	-	1.11	-	.91	-	.96	-	1.13	-	.63	-	.85	-	.93	-
51	.42	✓	.83	+	.82	+	.97	+	.98	+	.84	+	.78	+	.92	+	.96	+
52	.50	+	1.07	-	.82	+	.99	+	.98	+	1.00	+	.75	+	.89	+	.98	+
53	.56	✓	1.04	-	.90	+	.94	+	.96	+	.84	+	.34	+	.89	+	.98	+
54	.49	✓	1.09	-	.93	+	.96	+	.96	+	.84	+	.75	+	1.13	-	.95	-
55	.88	✓	1.04	-	.99	-	.95	-	.98	-	.89	-	.73	-	.76	-	.95	-
56	1.16	✓	1.00	-	1.09	-	.97	-	.97	-	1.00	-	.60	-	.81	-	.97	-
57	.96	✓	1.09	-	.86	+	.98	+	.94	+	.97	+	.77	+	1.23	-	.98	-
58	.71	✓	.80	+	.83	+	.96	+	.98	+	.72	+	.59	+	1.07	-	.95	-
59	.97	✓	.86	-	.91	+	.99	+	.98	+	.93	+	.72	+	.67	+	.97	+
60	.84	✓	.91	+	.94	+	.98	+	.99	+	.99	+	.89	+	1.08	-	.99	-
61	.44	✓	.55	+	.99	-	.63	-	.89	-	.64	-	.08	-	.91	-	.90	-
62	.26	✓	.52	+	.91	+	.77	+	.86	+	.53	+	.38	+	.66	+	.97	+
63	.50	✓	.66	+	1.04	-	.99	-	.93	-	1.14	-	.59	-	1.14	-	.98	-
64	1.10	✓	.91	+	.91	+	.98	+	.95	+	.93	+	.66	+	.66	+	.98	+
65	.82	✓	.63	-	.93	+	.99	+	.95	+	.84	+	.66	+	1.06	-	.98	-
66	1.12	✓	.87	-	1.09	-	.99	-	.94	-	.77	-	.91	-	.81	-	.97	-
67	.81	✓	.88	+	1.10	-	.99	-	.94	-	1.25	-	.91	-	1.27	-	.98	-
68	.76	✓	.93	+	.96	+	.99	+	.99	+	1.07	+	.94	+	1.14	-	.99	-
69	.77	✓	.69	-	1.05	-	.99	-	.98	-	.76	-	.69	-	.96	-	.97	-
70	.94	✓	.76	-	1.08	-	.99	-	.99	-	1.21	-	.76	-	.94	-	.98	-
71	1.14	✓	.88	-	1.08	-	.99	-	.96	-	.80	-	.88	-	.96	-	.99	-
72	1.01	✓	.94	-	.95	+	.99	+	.81	+	.80	+	.88	-	.96	-	.99	-
73	.88	✓	.89	+	.72	+	.96	+	.77	+	.82	+	.84	-	.89	-	.99	-

資料來源：與附表三同。

說明：OLS與WLS代表「普通的」與「加權的」迴歸方法；下標D表示以 $(\ln W - \ln W)$ 為解釋變數，其他的則以 $\ln W$ 為之，但加進「常數項」。「改善？」欄中，「+」「-」分別表示傳統判斷之分配「均平化」與「惡化」；「✓」「?」「x」則分別為根據Hart原則判斷為分配「均平化」、「不確定」與「惡化」。

附表六 流動測度

年	s	s _q	與上一年比較		與六十五年比較	
			m _{a, t-1}	m _{a, t-1}	m _{a, 65}	m _{a, 65}
41	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	.1076	1.2982
42	.0981	.0610	.0230	2.1762	.0449	1.2355
43	.0751	.0451	.0073	1.7589	.0808	1.2714
44	.0676	.0554	.0085	2.0014	.1284	1.3190
45	.0648	.0623	.0022	2.2726	.1039	1.2945
46	.0615	.0761	.0005	2.1326	.0925	1.2831
47	.0732	.0887	.0003	2.0652	.0839	1.2745
48	.0676	.0871	.0023	2.0144	.1075	1.2981
49	.0624	.1147	.0001	2.1529	.1131	1.3037
50	.0636	.1005	.0176	2.2023	.1936	1.3842
51	.0638	.1050	.0057	2.6189	.1487	1.3393
52	.0648	.1044	.0089	2.3893	.0997	1.2903
53	.0653	.1100	.0027	2.1100	.1269	1.3175
54	.0677	.0990	.0001	2.2625	.1219	1.3125
55	.0721	.0873	.0004	2.2347	.1330	1.3236
56	.0725	.0912	.0008	2.2963	.1495	1.3401
57	.0785	.1528	.0049	2.3895	.1120	1.3026
58	.0808	.1566	.0067	2.1851	.0739	1.2645
59	.0822	.1587	.0101	1.9599	.0367	1.2273
60	.0879	.1569	.0001	1.6888	.0343	1.2249
61	.0880	.1641	.0078	1.6772	.0121	1.2027
62	.0850	.1545	0.0000	1.4563	.0115	1.2021
63	.0821	.1418	.0018	1.4501	.0212	1.2118
64	.0822	.1341	.0004	1.5536	.0166	1.2072
65	.0835	.1449	.0210	1.5278	0.0000	1.1906
66	.0832	.1441	.0020	1.1925	.0020	1.1926
67	.0863	.1320	.0004	1.0979	.0006	1.1912
68	.0822	.1234	.0017	1.1420	.0004	1.1910
69	.0819	.1227	.0002	1.2325	.0010	1.1916
70	.0879	.1160	.0022	1.2631	.0059	1.1965
71	.0896	.1125	.0079	1.3782	.0256	1.2162
72	.0905	.1173	.0043	1.5986	.0106	1.2012
73	.0928	.1294	.0089	1.4467	.0003	1.1909
時間迴歸係數						
τ	.73	2.4	-.10 ^A	-35.	5.2	5.2
R ²	.44	.47	.03	.58	.43	.43
τ	2.5	-7.9	.80 ^A	-110.	19.	19.
τ ²	.038	-.23	.020 ^A	-1.6	-.59	-.59
R ²	.52	.76	.09	.66	.65	.65

資料來源：與附表三同。

說明：除以下各點外，餘與附表三同。

(1) 以平減資料計算而得；

(2) s 為 Shorrocks 的 s 流動測度，Q 為累加 41 年以後薪資資料所計算；

(3) m 為 Markandya 的 m 流動測度，a, b 之不同在於 X* 公式分別以 +、- 計算。

(4) m_{a, 65} 與 m_{a, 65} 之「時間趨勢」變數，是以 65 年為 0，前後年各為 1, 2, 3... 之算術級數。

參考文獻

朱明里

1974 台灣製造業薪資結構之研究，台大經研所碩士論文。

李庸三、黃國樞

1979 「台灣製造業部門之勞動需求」，台灣人力發展會議（南港：中研院經濟所），頁803～839。

吳家聲

1983 「台灣地區製造業工資水準及工資結構之分析」，台銀季刊，34:4（十二月），頁79～104。

1984 「產業間工資差異之分析——台灣製造業之實證研究」，台灣經濟，87（三月），頁1～33；88（四月），頁23～47。

吳崇慶

1984 薪資結構——台灣地區職業別與製造業之實證分析，台大經研所碩士論文。

洪慧燕

1976 台灣製造業工資與就業之變動——民國五十七年至六十四年，台大經研所碩士論文。

孫震

1975 「台灣地區工資結構與工資政策」，在李誠（編）台灣人力資源論文集（台北：聯經），頁505～528。

張清溪

1984 「所得不均度與流動測度」，經濟論文叢刊，12（五月），頁95～116。

張清溪、吳崇慶

1983 「由製造業工資變動看台灣勞動市場的競爭性」，台灣工業發展會議（南港：中研院經濟所，三月十八日至二十日），頁427～444。

張清溪、劉鶯釧

1984 「我國所得分配統計之檢討」，七十三年統計學術研討會（行政院主計處與中國統計學會，八月十七日至十八日）。

Atkinson, A. B.

1970 "On the Measurement of Inequality," Journal of Economic Theory, 2: 3 (September), 244-263.

Blackorby, C. and D. Donaldson

- 1978 " Measures of Relative Equality and Their Meaning in Terms of Social Welfare , " Journal of Economic Theory, 18 : 1 (June) , 59-80.

Bowen, W.G. and T.A. Finegan

- 1969 The Economics of Labor Force Participation. N.J. : Princeton University Press.

Hart, P.E.

- 1976 " The Comparative Statics and Dynamics of Income Distributions, " Journal of the Royal Statistical Society, Series A, 139 : 1 , 108-125.

Knight, J.B.

- 1971 " Wages and Employment in Developed and Underdeveloped Economics, " Oxford E.P. 23 : 1 (March) .

Markandya, A.

- 1982 " The Measurement of Earnings Mobility Among Occupational Groups, " Scottish Journal of Political Economy, 29 : 1 (February) , 75-88.

OECD

- 1971 " The Relation of Differential Wage Movement and the Redistribution of Labor Among Industries, " in Burton et al., Readings in Labor Market Analysis, 310-343.

Reder, M.W.

- 1962 " Wage Differentials Theory and Measurement, " Aspects of Labor Economics (N.J. : Princeton University Press for NBER) , 251-299. Reprinted in Burton et al., Readings in Labor Market Analysis (HRW, 1971) , 281-309.

Rees, A.

- 1961 Real Wage in Manufacturing 1890-1914. N.J. : Princeton University Press.

Reynolds, L.G.

1965 " Wages and Employment in a Labor Surplus Economy, " AER, 55:1 (March) .

Shorrocks, A. F.

1978a " The Measurement of Mobility, " Econometrica, 46 : 5 (September) , 1013-1024.

1978b " Income Inequality and Income Mobility, " Journal of Economic Theory, 19:2 (December) , 376-393.

Taira, K.

1966 " Wage Differentials in Developing Countries, A Survey of Findings, " IER, 7 : 1 (March) .

Wachter, M.L.

1970 " Cyclical Variation in the Inter-industry Wage Structure, " AER, 60 : 1 (March) .