

中央研究院

三民主義研究所叢刊

(1)

台灣所得分配之研究

邊 裕 淵

中華民國

臺灣 臺北 南港

中華民國六十八年十月

台灣所得分配之研究

邊 裕 淵

中華民國
台灣 台北 南 港
民國六十八年八月

獻 給 母 親

自序

呈獻在您面前的這本小小作品，是我的博士論文。它代表的是，我追尋學問境界的一個分界碑；追溯以往，有如柳永的「衣帶漸寬終不悔，爲伊消得人憔悴」，而目前則正是「衆裏尋他千百度，驀然回首，那人却在燈火闌珊處」的起步。回顧二十餘年的求學生涯，雖不是也無風雨也無晴，十頃波平，野岸無人舟自橫，但也無法吟嘯且徐行，一莎煙雨任平生。其中的辛酸苦澀，縱不致淚千行，但也相顧無言，無語東流。就這樣，催眠曲與細數海沙的童年時期，爲賦新詞強說愁和少女情懷總是詩的少女時代，有如沿著海灘的足印，方留戀時，已在時光的浪潮中消失了。我揮一揮衣袖，却帶不走一片雲彩。回首流年二十春，心中總有著那一份再再物華休的淡淡傷感。

畢竟，還是幸運的，在這坎坷崎嶇的求學路上，一雙曾經搖著搖籃的手，隨時扶持著我，照顧著我，也因此方有今日這一點小小成就。親愛的母親，我永遠敬愛您。

在這篇論文寫作期間，恩師費景漢博士悉心指導，諄諄教誨，雖然時常在觀念上引起爭議，但總能理出一頭緒而圓滿解決。在費老師嚴格的督促，以及他治學之道，對我影響甚爲深遠，我衷心表示感激。

這本論文是在環境優美且具濃郁學術氣氛的中央研究院三民主義研究所內完成的。今天能呈獻給您，皆來自陳昭南博士的鼎力協助與支持。陳教授是國內、外有名的儒冠學者。三民主義研究所在他的主持下，充滿著活力和濃厚的研究氣氛，書籍期刊不斷充實，同事們定期專題討論及不斷邀請專家學者蒞臨演講，對我的論文寫作幫助甚大。目前，我雖離開了這優美的環境，回到母校台大執起教鞭，但心中猶懷念著那份香醇濃郁化不開的友情及學術氣氛。

邊成隆弟對某些數學及物理觀念之澄清及石義行先生公務之餘對本論文之修潤和多年來的關懷，我衷心感謝。

最後，對於許許多多愛護我、關懷我的師長和朋友，我實無法一一表露我內心真摯的謝意，僅能借這本小小的作品呈獻給您，每一行每一字都充滿者我發自內心的無限祝福與謝意。

邊 裕 淵

中華民國六十八年四月

台灣所得分配之研究

目 錄

自序	
第一章 緒論	1
第二章 所得分配之衡量指標	6
第三章 功能性所得分配	22
第四章 家庭所得分配	34
第五章 決定所得分配之因素	45
第六章 經濟發展與農家所得分配	66
第七章 薪資所得分配不平均的原因	81
第八章 結論	99
註釋	107
參考文獻	112

台灣所得分配之研究

邊 裕 淵

第一章 緒 論

一、問題所在

經過了1950及1960年代，兩個強調經濟發展的十年計劃後，自1970年起，很幸運地經濟學研究的重心轉變為所得分配。分配是經濟學中最重要的研究主題之一，而其涉及範圍之廣泛與複雜遠超過消費理論及生產理論，截至目前分配理論尚無嚴密的架構設立。

各種生產因素的價格不同，乃由於該生產因素在生產過程中所發揮的功能不同，由此所產生的分配問題就稱為功能性所得分配（functional income distribution）。這種功能性所得分配是在市場價格機能完全發揮作用時，依照邊際學派的分配理論分配。然而，在一個市場價格機能不能充分發揮的經濟社會中，邊際學派的分配理論就不適用，分配未必能依生產因素所發揮的功能實行分配，故而不能稱功能性所得分配，當稱因素分配份額（factor income distributive share）。不論是功能性所得分配或因素分配份額，其乃是以生產因素為研究對象之分配問題。但社會畢竟是由人所組成的，生產因素也為人所佔有，故生產

成果最終仍爲人所享受，因此生產成果的分配以人爲準加以分析方有意義，也是最重要，這稱之爲個人所得分配（personal income distribution），本文研究的重心是後者，且以組成社會的基本單位——家庭爲研究的對象，稱之爲家庭所得分配（family income distribution）。

過去學者們對家庭所得分配問題之研究可分成三類：一是著重衡量的問題〔15〕，第二類則爲政策性的改善所得分配狀態方面著手研究〔28〕，第三類爲以歸納法研究經濟發展與所得分配之關係〔7〕。第一類所著重的是對所得分配不平均度的測度問題。其研究的範圍有二，一是衡量指標的研究，即尋求最適當的衡量指標，並爲該指標建立理論基礎。另一則爲衡量指標之應用，就是利用各種衡量指標以測度真實經濟社會中，家庭所得分配之不平均度。這一方面可了解各個衡量指標在應用時所產生的問題，如不一致性；另一方面也可明瞭所得分配狀態之變遷，或明瞭國與國間之分配比較。對於造成家庭所得分配不均的一些因素則鮮有深入研究，即使有也僅限於各個獨立因素的衡量研究，如依性別研究男與女所得分配，依教育水準別研究各教育水準的所得分配，而對這些個別因素與家庭所得分配間之關係則無說明。實際上，決定家庭所得的因素錯綜複雜，非簡單的獨立因素即可了解，需同時考慮幾個重要因素而研究其與家庭所得分配之關係。如此的研究方法就與傳統方法迥然不同。

過去學者們對家庭所得分配研究的第二個方向是認爲目前所得分配狀態不理想，而欲求補救之道。因此，研究政府各種財政政策的力量對所得重分配的可能性及效果。由於傳統的研究方法不是建立在一完整的理論體系上，因此也就不能明確的了解所得分配與影響所得分配諸因素間的關係，及無法確知改善所得分配當由何處着手，因而往往政府花費很大，而所得分配改善的程度却十分有限。

所得分配研究的第三種方法就是採用歸納法研究世界各國經濟發展與所得分配之關係，這些經濟學家有Kuznets、Adleman及Morris〔32，34，6〕等研究世界各國的所得分配之平均度時，得到一結論——發展中國家的所得分配要比先進國家平均些。這也可由Jerry Cromwell〔16〕之研究世界上67個發展程度不同

的國家（以平均每人所得之高低為評判發展程度之標準），發現所得分配之不平均度（以Gini 集中係數衡量）與發展程度呈反U型（inverse U type）的關係，即十分落後國家其所得分配不平均度反而較低，待所得水準提高，其分配之不平均度也隨之提高，但當所得達到一相當程度後，所得分配狀態又逐漸平均化。

再就Kuznets〔32〕曾研究西歐先進國家的經濟發展過程中所得分配之變化，也發現有上述之反U型。Weisskoff〔43〕研究阿根廷及墨西哥，Fishlow〔27〕研究巴西也都發現經濟發展與所得分配間的關係有一段時間是互相抵觸的，但達到一相當水準後又成為相輔相成的關係。

儘管世界各國不論就橫斷面之研究或縱斷的研究，大多數的結論均認為經濟發展與所得分配在開始時有互相抵觸的關係，至另一階段則呈相輔相成的關係，但有兩個國家例外，那就是我國及韓國。這兩個國家，其所得分配不平均度不但總維持在一較低的水準，而且隨著經濟快速成長，所得分配也未曾出現不平均化的傾向，這就涉及一國所採取的發展策略問題。這兩國在工業化之前，均先實行土地改革，而工業發展又採取進口代替（import substitution）之發展策略配合勞動密集的技術，致使能很成功地利用農業資源之移轉及剩餘勞動的吸收而步出口代替（export substitution）的發展階段〔3, 18, 20, 21〕。

總之，以上三種研究方法均未涉及家庭所得分配決定因子的問題，而此問題却是所得分配理論的尖端問題，是近數年來方為經濟學家所重視，而開始研究的新方向。本論文即為應和此時代而產生，這可由本研究之目的及方法知。

二、研究目的及方法

本文研究之主要目的在於明瞭由經濟發展之觀點探討影響所得分配不均的因子及其影響程度，由此可知未來欲改善所得分配狀態時當努力之重點所在。其次，我們從先進國家的經驗知，一國所得分配一旦惡化，欲使其恢復或改善其分配型態，往往需付出相當大的代價及長遠的時間。因此落後國家為避免重蹈覆轍，就需在發展之初審慎選擇發展策略。因此，本文也擬就台灣過去經濟發展的經驗對所得分配

產生一些什麼影響，並就統計分析以了解兩者之關係。

欲達本文研究之目的，本文研究的方法除了傳統的三研究重點外，尚採用因素分解分析（decomposed analysis）——將家庭所得依其來源而解析為薪資所得、財產所得、農業所得、執行業務所得、營業所得及其他所得〔註一〕。由此分析可知造成所得分配不均的因子及其影響程度。此外尚採用群體分割分析（segmental analysis）——將家庭依其性質分為農家及非農家，用此分析法就可知，促使家庭所得分配不平均的部門因素，部門間之因素。此外，群體分割分析也可用以分析家庭的其他分類標準。群體分割分析也可與因素分解分析合併研究，以明瞭所得來源分配不均之原因。

本文就實證分析言，不但採用時間數列的分析，並配合民國 65 年的統計資料作橫斷面（cross section）之分析。

三、資料來源

我國有關所得分配資料，最早的是在民國 42 年，張果為教授為財政部修正所得稅法草案，所舉辦的一次家庭收支調查〔1〕。後來台灣省政府主計處在民國 44 年時舉辦過「台灣省薪資階級家計收支調查」；民國 48 年台灣銀行經濟研究室也曾舉辦過「台灣省都市消費者家計調查」。民國 49 年張果為教授經農復會之贊助，而舉辦「台灣省家計收支調查」〔12〕；民國 50 年台灣省政府主計處又舉辦本省「攤販經濟調查」。此外農復會自民國 41 年起，每隔五年舉辦一次「台灣省農家收益調查」。台灣省政府農林廳自民國 47 年起，每年舉辦「台灣農家記帳調查」。這些有關所得分配的調查，有的因樣本過小，有的係部份或專業性調查，且因時間久遠，已無原始調查表資料可尋，故而無法作詳盡分析。僅可就其所發表的研究報告或調查報告作概略的分析，以為輔助早期缺乏統計資料之不足，作為對早期所得分配概貌之依據，以為研究之參考。

官方正式大規模的家庭所得分配調查是由民國 53 年才開始，民國 53 年行政院主

計處方舉辦規模較大之「台灣省家庭收支調查及個人所得分配調查」；此後，台灣省政府主計處又於民國 55 年及 57 年舉辦過台灣省家庭收支調查。至民國 59 年因台北市已改制院轄市，此後台灣省主計處則改為每年舉辦台灣省家庭收支調查，而調查的範圍則僅限於台灣省，不包括台北市在內。台北市政府主計處也自民國 59 年起，每年舉辦「台北市家庭收支調查與個人所得分配之研究調查」。由於台灣省與台北市分別舉辦家庭收支調查，對研究者甚為不便，於是行政院主計處於民國 63 年起將台灣省和台北市政府主計處所舉辦之家庭收支調查資料合併，同時也將民國 59 年、61 年及 62 年資料合併，而稱之為「台灣地區個人所得分配調查」，名雖為「個人」，實際上仍是以家庭為調查對象。

由於以上所述的官方正式發表的調查報告不盡符合研究之需要，故而與有關方面洽商取得原始調查資料，但因時間久遠，部份資料失散〔註二〕，致使因素分解分析所用的資料就與群體分割分析不一致。前者需用原始調查資料，後者可用官方發表的統計調查報告。此外，官方調查有兩個問題，一是調查的可靠性，另一為官方發表之調查報告中有關統計數字的正確性有待商榷，這兩個問題容後討論。

本文除了需要家庭所得分配資料外，尚需有關因素分配份額的資料。這項資料則由行政院主計處編印的「中華民國國民所得」獲得。致於其他有關研究所需之資料，在文中用到之處再列出該資料之來源。

四、本文結構

我們從先進國家的經驗知，一國所得分配一旦惡化，欲使其恢復過去的分配狀態，或改善其分配型態，往往需付出相當大的代價，而所收之效果則十分有限，且需較長的時間方能收到部份成效，因此落後國家為避免重蹈覆轍，在發展之初就當審慎的選擇發展策略。本文擬就由台灣經濟發展的經驗對所得分配產生的影響，就統計分析以了解兩者的關係，並分析決定所得分配的因素，試圖為所得分配問題尋求一新研究方向，同時本省發展的經驗、策略也可作為其他發展中國家在求「均富」時之參考。

爲達到前述研究之目的，本文將分八章分析。第一章爲緒論。第二章爲所得分配之衡量指標，說明衡量指標的重要性、種類、意義以及如何選擇所得分配之衡量指標。第三章討論功能性所得分配，說明功能性所得分配之意義，功能性所得分配與家庭所得分配之關係，以及台灣功能性所得分配之狀況。第四章爲家庭所得分配——群體分割分析，除說明本省歷年所得分配之概貌及趨勢外，並比較本省所得分配與世界其他國家之所得分配。並採用群體分割分析法說明本省所得分配不均之部門因素。第五章，決定所得分配之因素——因素分解分析。第六章，工業化與農家所得分配。第七章爲薪資所得分配不均的原因。第八章則爲結論。

第二章 所得分配之衡量指標

一、衡量指標的重要性

研究經濟發展與家庭所得分配首先遭遇到的就是衡量問題，即如何衡量所得分配之平均與否的問題。由於所得分配研究之最終目的在於找出決定所得分配原因之所在，亦即找尋決定所得分配型態之因素（factor of determination of income distributive pattern）。目前吾人尚無法明確的知曉這些因素，同時這方面的理論體系亦欠完整，故對此問題之研究，惟有從實際統計資料之觀察研究著手。研究統計資料所遭遇到的問題仍是「衡量」的問題。故本章就先研究衡量指標的有關問題。

本章擬分四節說明所得分配衡量有關的問題，一是衡量指標的重要性；二是衡量指標的種類及意義；三是衡量指標選擇之理性；四為分組資料所引起的衡量誤差問題。

假設一個國家在某一年內有 N 個家庭，其所得分配型態為下列式所示：

$$Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_N) \quad (2-1)$$

式中 Y_i 表示第 i 家庭一年之所得，同時為方便計，將各家庭的所得均所得大小順序排列，則 Y 為一單向增加向量（monotonic increasing vector），亦即（2-1）式中

$$Y_1 \leq Y_2 \leq Y_3 \dots \leq Y_N \quad (2-2)$$

所謂所得分配衡量指標就是要用一真實函數 $I(Y)$ 以衡量 Y 之不平均度。如 $I(Y^1) < I(Y^2)$ 則表示 Y^1 比 Y^2 平均。由於所得分配諸衡量指標其間可能產生衝突或不一致性，使我們無法判斷所得分配狀態究竟是否改善。例如有 A 、 B 兩組資料，有甲、乙兩種衡量所得分配不平均度的指標。若以甲指標衡量時，發現 A 組比 B 組資料平均些；但是若用乙指標衡量時，發現 B 比 A 平均些，於是就產生一問題——究竟何種指標更能反應真況，更適合衡量所得分配？關於衡量指標的研

究方大致可分成三種，一是統計及有關的方法（statistical and ad hoc methods）；二是社會福利函數法（social welfare function）〔8〕；三是公理性研究法（axiomatic method）〔22〕。吾人以爲以公理性研究法最能配合研究所得分配之需要而選擇適切的衡量指標。

設現有兩組所得分配資料， $A = (2, 3, 13)$ ， $B = (0, 6, 12)$ ，這兩組資料之總所得及平均所得均相等，試問這兩組所得分配資料究竟何者較平均？

若以 Gini 係數衡量時

$$G(A) = 11/27 ; G(B) = 12/27$$

$$G(B) > G(A)$$

所以 A 比 B 平均些。

但若以變異數表示時

$$\text{Var}(A) = 74/3 ; \text{Var}(B) = 72/3$$

$$\text{Var}(A) > \text{Var}(B)$$

A 又比 B 更不平均。

此時就無從判斷究竟是 A 比 B 平均，抑或是 B 比 A 平均。因爲其不平均度受不同衡量指標而異；此即所謂衡量指標之不一致性。此時若採用公理性研究法時，吾人提出一選擇公理（choice axiom），如規模無關性公理（axiom of scale irrelevance）——將兩組資料中每一所得單位之所得均增加一倍， $A^1 = (4, 6, 26)$ ， $B^1 = (0, 12, 24)$ ，而衡量結果，其值不變。顯然變異數不合乎此一公理，因變異數衡量的結果，變異數比原來增加了 4 倍，而以 Gini 指標衡量則其 Gini 係數仍與原來之 A 及 B 相等。因此就衡量所得分配時需合乎規模無關性公理而言，Gini 係數要比變異係數佳。因此就摒棄變異數而採用 Gini 係數作爲衡量所得分配平均與否的尺度。

二、衡量指標的種類及意義

歷來學者用以衡量不平均度時所採用的指標可以分成三大類，一是由統計學上借來的指標，如變異數 (variance)、變異係數 (coefficient of variation) 等；第二類則由所得分配理論所誘導出來的衡量指標〔15〕；第三類則為由經濟理論、物理等其他科學理論所誘導出來的衡量指標。第一類衡量指標常用以統計分配理論之衡量，但也可用以衡量所得分配之集中性；第二類指標及第三類較適用於所得分配不平均度之衡量。

關於由所得分配誘導出之指標極多，有由所得分配經驗論 (empirical laws of distribution) 所誘導出的指標，如 Pareto 指標，Gini 集中係數；有由所得分配之合理論所求得之指標，如 Gibratte 指標、Lydall 指標。有由福利理論之所得分配指標 (welfare theory of income distribution)，如 Bernoulli 指標、Dalton 指標等〔註三〕。這些衡量指標除 Gini 係數較常為學者們所採用外〔註四〕，其他兩類指標，如合理所得分配理論所求的指標及福利理論所求的指標，往往因概念不易為人們所接受，或經濟理論上不易求得完美適當的解釋，而為學者所放棄，但仍可成為所得分配衡量指標研究的起點，或許可有驚人的發現。

近年來學者由經濟學的個體理論所導出的衡量指標有 Atkinson 指標〔8〕。由物理學上之熵 (entropy)〔註五〕的概念誘導出來之 Theil 指標〔41〕，以及由統計學中之全距 (range) 所導出之 Oshima〔37〕指標。本文現就最為常用的所得分配衡量指標作詳盡的說明。

1. Oshima 指標

Oshima 指標又稱十分位指標，即將家庭所得依大小順序排列，並將家庭數分成十等分，而求最高所得的分位與最低所得分位之所得比數，即為 Oshima 指標，其意是指最高所得 10% 家庭的所得是最低所得 10% 家庭的所得之若干倍。其所在範圍是由 1 至 ∞ ，其值愈大則表示所得分配愈不平均。此一指標計算方便，其所得

的結果也易為人們瞭解，此亦表示最富十分位家庭與最貧十分位家庭的相對所得差距。

此指標的缺點是無嚴密的理論根據，同時中間 80% 家庭的所得分配狀態無法知曉。但因其簡明易懂，故仍常為國際間用以比較所得分配不平均度的指標。此外學者也有時採用五分位指標，而其表示的概念是一樣，不同者僅為將家庭分成五分位，而表示的是最高所得 20 % 家庭與最低所得 20 % 家庭之所得比數。

2 Atkinson 指標

Atkinson 指標是由社會福利函數 (social welfare function) 出發，同時 Atkinson 也發現許多衡量指標的背後均有一不同形式的社會福利函數 [8]。Atkinson 指標之社會福利函數的概念是在所得分配狀態完全平均的情況下，我們希望達到現有福利水準時，所需的所得水準，因此其社會福利函數之特有形式為：

$$U(Y) = A + B \frac{Y^{1-\epsilon}}{1-\epsilon} \quad \epsilon \neq 1 \quad (2-3a)$$

$$U(Y) = \log_e Y \quad \epsilon = 1 \quad (2-3b)$$

由此社會福利函數所隱含之不平均度衡量指標為：

$$I = 1 - \left[\sum \left(\frac{Y_i}{\mu} \right)^{1-\epsilon} f(Y_i) \right]^{1/1-\epsilon} \quad (2-4)$$

式中 I 就是 Atkinson 指標的不平均度， Y_i 為 i 家庭之所得， μ 為全社會之家庭平均所得， $f(Y_i)$ 為 Y_i 家庭所得之戶數佔總戶數之比率，亦即所得之機率分配。 ϵ 則表示對分配不均的厭惡程度或不同所得水準移轉之相對敏感程度；即當 ϵ 增大時，表示我們對低所得水準之所得增加特別重視。換言之，較大的 ϵ 值就表示該經濟社會較重視分配的問題。

Atkinson 指標所表示的意思是，要使社會福利水準維持目前的一樣，若所得分配完全均等時，則可降低的所得幅度。如 $I = 0.3$ ，即表示，若所得分配均等時，可將所得水準降低 30%，而其社會福利水準與目前之所得分配狀態相同。因此 Atkinson 指標所在之範圍是在 0 與 1 之間，Atkinson 指數愈低就表示所得分配

狀態愈平均。同時，由於 Atkinson 指標式，

$$I = 1 - \left[\sum \left(\frac{Y_i}{\mu} \right)^{1-\epsilon} f(Y_i) \right]^{1/1-\epsilon}$$

$$\text{而 } \frac{dI}{d\epsilon} > 0$$

所以當 ϵ 增大時， I 也增加，因此達到現有福利水準所需完全平均所得水準就更低了。

Atkinson 指標以社會福利函數為基礎，且該指標有經濟上的意義，故為學者所願採用。但也正因 ϵ 值的選擇不同，使 Atkinson 指標產生不一致性。換言之，當 $\epsilon = x$ 時，衡量兩組所得分配型 A 及 B，求得之結果為 I_A 比 I_B 小，也就是 A 比 B 平均些，當 $\epsilon = x^*$ 時，則衡量結果正好相反，就是 I_A^* 比 I_B^* 為大，即 B 比 A 平均些。造成 Atkinson 指標衡量上的一致性之主要原因是由於其社會福利函數之假設而得，即社會福利函數當 $\epsilon > 1$ 時，隨 ϵ 之增大，其社會福利以遞減的速度增加，即

$$U(Y) = A + B \frac{Y^{1-\epsilon}}{1-\epsilon} \quad \epsilon > 1$$

$$\frac{dU}{d\epsilon} > 0$$

$$\frac{d^2 U}{d^2 \epsilon} < 0$$

致使當 ϵ 增大時，予低度所得者一較大的不平均度權數，所以當 ϵ 增加時，低所得者對不平均度之解釋能力加強。而此一解釋能力之加速數是呈幾何級數增加。以致當 ϵ 值小時與 ϵ 值大時 Atkinson 指標會產生不一致性〔註六〕。

由於 Atkinson 指標有不一致性問題存在。同時 ϵ 之選擇本身就是一相當武斷及困難的問題。吾人可藉其理論的基礎而另求一以社會福利函數為基礎，而導出社會福利函數衡量不平均度的一般性指標，即假定社會上每人所得相同時其社會的總

福利水準最高，因此只要所得水準非均等就使社會總福利水準減少，且分配愈不平均福利水準降低的也愈多，故其指標可定義為

$$S.W.I = \frac{\sum_{i=1}^N U(Y_i) f(Y_i)}{U(\bar{Y})} \quad (2-6)$$

式中之 S.W.I 表示社會福利指數 (social welfare index)， $f(Y_i)$ 為家庭所得之機率分配， $U(\bar{Y})$ 則表示所得為平均數時之效用函數。吾人就可利用， $E = 1 - S.W.I$ 表示所得分配不平均度，同時 E 之意義也與 Atkinson 指數之 I 相當，而其確不拘於社會福利函數的形式，同時也不產生如 Atkinson 指標的不一致性問題，但社會福利函數之認定則是較困難的問題。

3 Theil 指標

Theil 指標是 Henri Theil 由物理學中之熵 (entropy) 的概念所導出，所謂熵的定義則指機率之對數，若機率為 P_i ，則其熵就是 $\log P_i$ ，由於其對機率取對數就有一特性產生，因機率所在範圍是 0 與 1 之間，故熵所在之值就在 $-\infty$ 與 0 間，故兩熵之和小於或等於兩和之熵，即設有兩機率值 P_i 及 P_j ，則 $\log P_i + \log P_j \leq \log (P_i + P_j)$ 。Theil 將熵之概念應用到所得分配衡量時，由於 $P_i < 1$ ，故 $\log P_i < 0$ ，所以將熵定義為這樣：

設有 N 個家庭，其所得分配型態為 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_N)$

$$\text{令 } y_i = Y_i / \sum_{i=1}^N Y_i$$

則熵就定義為

$$H(y) = \sum_{i=1}^N y_i \log \frac{1}{y_i} = - \sum y_i \log y_i \quad (2-7)$$

式中 $H(y)$ 即為熵，而 y_i 為 i 家庭之所得比率，因 $\sum_{i=1}^N y_i = 1$ 且 $0 \leq y_i \leq 1$ ，合乎機率分配之要求，故 Theil 指標之衡量不平均度定義為

$$T = \log N - H(y)$$

$$\begin{aligned}
 &= \log N + \sum_{i=1}^N y_i \log y_i \\
 &= \sum_{i=1}^N y_i \log N y_i
 \end{aligned}$$

其所在之範圍在 0 與 $\log N$ 間，當分配完全平均時， $T = 0$ ，反之則為 $\log N$ 。

將此 N 個家庭依某種特性分成若干組時，Theil 指標就可同時衡量組間之不平
均度和組內之不平均度。

若將 N 家庭依某一特性分成 G 組，而各組內有 N_g 戶，即 $\sum_{g=1}^G N_g = N$ ，則熵
之定義為

$$\begin{aligned}
 H(y) &= \sum_{g=1}^G \left\{ \sum_{i \in N_g} y_i \log 1/y_i \right\} \\
 \sum_{i \in N_g} y_i \log 1/y_i &= Y_g \sum_{i \in N_g} \frac{y_i}{Y_g} \left(\log \frac{1}{y_i/Y_g} + \log \frac{1}{Y_g} \right) \\
 &= Y_g H_g(y) + Y_g \log \frac{1}{Y_g}
 \end{aligned}$$

$$(\because Y_g = \sum_{i \in N_g} y_i \quad g=1, 2, \dots, G)$$

$$H_g(y) = \sum_{i \in N_g} \frac{y_i}{Y_g} \log \frac{1}{y_i/Y_g} \quad g=1, 2, \dots, G)$$

$$H(y) = \sum_{g=1}^G Y_g H_g(y) + \sum_{g=1}^G Y_g \log \frac{1}{Y_g} \quad (2-8)$$

因此 Theil 指標為

$$T = \log N - H(y)$$

$$\begin{aligned}
 &= \log N - \left\{ \sum_{g=1}^G Y_g H_g(y) + \sum_{g=1}^G Y_g \log \frac{1}{Y_g} \right\} \\
 &= \log N - \sum_{g=1}^G Y_g \log N_g - \sum_{g=1}^G Y_g \log \frac{1}{Y_g} + \sum_{g=1}^G Y_g \{ \log N_g - H_g(y) \} \\
 &= \sum_{g=1}^G Y_g \log \frac{Y_g}{N_g/N} + \sum_{g=1}^G Y_g \{ \log N_g - H_g(y) \} \\
 \therefore Y_g &= \frac{N_g \cdot \bar{y}_g}{N \cdot \bar{y}}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \therefore T &= \sum_{g=1}^G Y_g \log \frac{\bar{y}_g}{\bar{y}} + \sum_{g=1}^G Y_g [\log N_g - H_g(y)] \\ &= \sum_{g=1}^G Y_g \log \frac{\bar{y}_g}{\bar{y}} + \sum_{g=1}^G Y_g T_g \end{aligned} \quad (2-9)$$

式中 \bar{y} 為平均所得份額，即 $1/N$ ， \bar{y}_g 則為第 g 組之平均所得比率， T_g 則為 g 組之分配不平均度。上式右邊第一項表示組間的分配不平均度 (between-set inequality)；第二項表示以該組所得份額 (Y_g) 為權數之組內不平均度 (within the set inequality)。

Theil 指標之優點在於其可作為群體分割分析，即可將所得依某種特性分成若干部門或群 (group)，從而可知造成所得分配不均的是那一個部門，同時也可知部門間之差異性大小，以為未來所得重分配之依據，或改善所得分配之參考。但 Theil 指標之缺點則在於其不平均度受規模大小的影響，即 N 之影響；因此在比較大國與小國之所得分配時就可能產生武斷性 (arbitrary)。

4. Gini 指標

Gini 指標可由兩種概念導出，一是統計學上的均互差概念，另一是所得分配經驗編導出之 Lorenz 曲線的概念求得 [23, 39]。

由均互差概念所求得的 Gini 集中係數，其意義相當於以均互差為中心之變異係數，其所不同之處僅在於兩倍的 Gini 集中係數即為變異係數。其計算式如下。

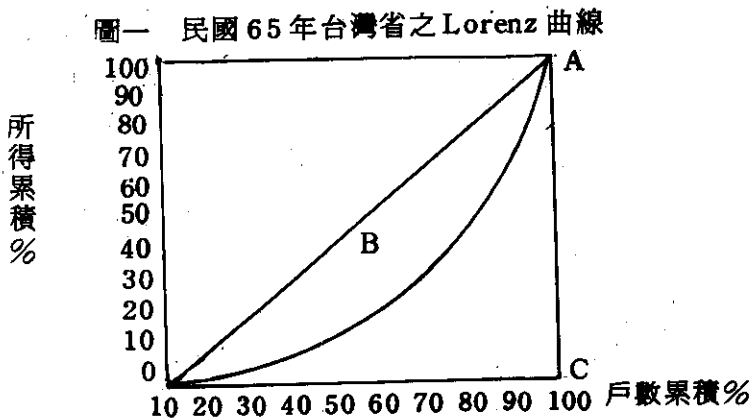
$$G(Y) = g / 2\bar{Y} \quad (2-10)$$

$$g = \frac{2}{N(N-1)} \left[(N+1) \sum_{i=1}^N Y_i - 2 \sum_{i=1}^N (N-i+1) Y_i \right]$$

式中 $G(Y)$ 表示所得 Y 之 Gini 集中係數， g 為所得之均互差， \bar{Y} 為平均每戶所得， Y_i 為第 i 戶家庭之所得， N 為家庭總戶數，Gini 集中係數所在之範圍為由 0 至 1。所得分配愈不平均其值亦愈大。

Lorenz 曲線以圖示法說明家庭所得分配的不平均程度，其需先將各家庭所得

依所得大小排列，並分別將各所得分成若干組，分別計算各組所得之%及其對應的戶數佔總戶數之%，同時並求各組所得累積之%與戶數累積%，然後依此累積戶數%及其對應之累積所得%，繪成圖形。通常以橫軸表示戶數累積%，以縱軸表示所得累積%。現以民國 65 年台灣省家庭所得分配之 Lorenz 曲線為例，說明如下：如圖一所示，最低所得 10% 家庭其所得僅佔總所得之 3.75%，最低所得 20% 家庭其所得佔總所得之 8.89%，……最低所得 90% 之家庭其所得佔總所得之 77.4%，將這些點連接起來即為 Lorenz 曲線。若所得分配完全均等時，戶數累積之%當與其對應所得累積之%相等，即 1% 家庭當擁有總所得 1% 之所得，10% 家庭則擁有 10% 之總所得，依此類推。此時 Lorenz 曲線就成為對角線 OA；當分配最不公平時，則 (N-1) 人所得為零，只有一人佔了所有所得，此時 Lorenz 曲線就為 OCA 線。因此所謂所得分配之平均與否，則視 Lorenz 曲線與對角線所圍成的新月形面積；即 B 面積之大小而定。面積愈大愈不公平。而所謂 Gini 集中係數則為 B 面積與 $\triangle OCA$ 面積之比，而 $\triangle OCA = 1/2$ ，故 Gini 集中係數即為 2B。而 B 之計算方式為：



資料來源：台灣省家庭收支調查報告（民國 65 年） 台灣省政府主計處編印

$$B = \frac{1}{2} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \phi_i \theta_i - \sum_{i=1}^N \left(\sum_{j=1}^i \theta_j \right) \phi_i$$

式中 ϕ_i 表示第 i 組家庭之所得佔總所得之%， θ_i 則表示第 i 組家庭戶數佔總戶

之%， n 則表示所分之組數。在大多數情況下，分組愈多，所求得之 B 值就愈大。因此分組資料應用時，通常假定該組內各資料是集中於組中點，即假定各組所得內之家庭其所得均相等，然實際上組內亦有分配不均的現象產生。若因分組之多寡而影響衡量的結果，則使該衡量指標失去客觀衡量標準。因此，通常在作國際間之比較或作時間數列之研究時，採用兩種方法，一是不分組（這是最能表顯真況），另一則是採用十分位分組，即令 $\theta_1 = 10\%$ 。

Gini 係數若不分組時之簡便計算式為 [22 , 25]，先將所得依大小順序列（先小後大），分別求各家庭所得在總所得中所居之比重，即

$$Y = (Y_1 , Y_2 , \dots \dots Y_N) , Y_1 \leq Y_2 \leq \dots \dots \leq Y_N$$

$$\sum_{i=1}^N Y_i = Y$$

$$\text{令 } y_i = Y_i / Y \quad \therefore \sum_{i=1}^N y_i = 1$$

因此 Gini 集中係數之計算式如下：

$$G(Y) = \alpha \mu_y - \beta \quad (2-11)$$

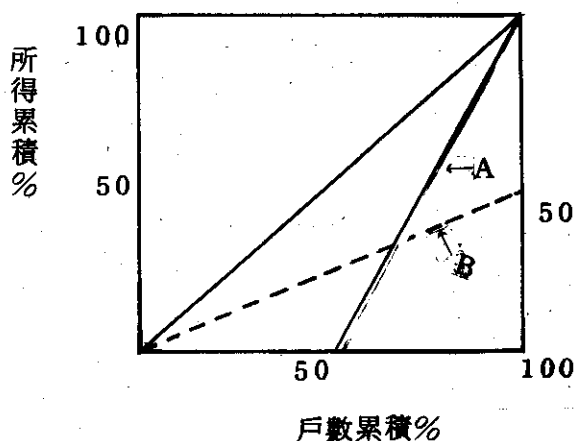
$$\alpha = 2 / N , \quad \beta = (N+1) / N$$

$$\mu_y = \sum_{i=1}^N \lambda_i y_i \quad \lambda_1 = 1 , \lambda_2 = 2 , \dots \dots , \lambda_N = N$$

式中之 λ_i 為所得等級 (income rank)，因此 μ_y 即以所得等級為權數之所得加權平均數〔註七〕。由於在固定戶數 N 的情況下， α 及 β 為常數，因此不平均度就取決於 μ_y 之大小， μ_y 愈大則 Gini 係數也愈大。由 μ_y 之構成性質可知，它對高所得者予一較大的不平均權數 (λ_i)，其意指高所得者所得增加對所得分配惡化的效果甚強；即若高所得者與低所得者若以同一比率增加所得，則以 Gini 集中係數衡量則使衡量結果所得分配狀態會惡化。換言之，我們若認為所得分配之不平均是一項罪惡，平均則為一種福利，以 Gini 集中係數衡量時，予高所得者增加某一比率所得所造成之罪惡要比低所得者增加同一比率所得所得到之福利為大。

Gini 集中係數的缺點是同樣的係數所含的經濟意義不同〔7〕。但該指標確無法顯示。例如圖二中之二種不同所得分配狀態，A及B，其Gini 集中係數一樣

圖二 同一Gini係數之不同分配型態



，均為 0.5，但其所含經濟意義則不同。A之分配型態是 50 %的人毫無所得，而另有 50 %的人佔了全部的所得，且佔有所得的人間之分配却完全平均。B的分配型態則為 $(N-1)$ 人佔 50 %的所得，但分配却完全平均。只有一人，他也佔了 50 %之所得。

在A型的分配型態，有 50 %的人無所得而處於死亡邊緣，而另一階層的人却生活在優裕的生活中。在B型的分配型態則只有一人所得特別高，其餘的人都一樣。就社會學的觀點，顯然前者易鬧社會革命，而後者的社會狀況則較前者安定。同時就經濟學的立場言，我們若假定所得的邊際效用遞減律存在，則後者之福利也大於或等於前者〔註八〕。由此知Gini 集中係數與社會效用函數間也有不一致性發生的可能。

三、衡量指標的選擇之理性

由前節之說明知，Oshima 指標簡明易解，但因其所知曉的僅最高及最低所得 10 %之家庭。Theil 指標雖可作群體分割分析，但其受研究家庭數量之影響，使

之失去科學性，且其採用熵的概念，經濟上無法求得較佳的解釋。Atkinson 指標受 ϵ 之影響而容易發生不一致性，且 ϵ 之選擇也很困難。Gini 指標在極端情況下易產生不一致性，但由於 Gini 指標是屬於線型即可作群體分割分析也可作因素分解分析。由於各種指標均有優缺點，因此就產生一衡量指標選擇之合理性問題。

關於衡量指標選擇的問題，學者們多採用公理性研究法 (axiomatic approach)，所謂公理性研究法就是針對研究的問題提出幾個最為一般所接受的公理 (axiom)，再就各種衡量指標研究其是否合乎所提之公理，而採用滿足這些公理之指標。

通常所得分配衡量指標所提的公理有三〔22, 26〕，一是規模無關性公理 (Axiom of Scale Irrelevance)，所謂規模無關性就是，有 N 個家庭其分配型態為 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_N)$ ，若 $X_i = a Y_i$ ，則 $X = (X_1, X_2, \dots, X_N) = (a Y_1, a Y_2, \dots, a Y_N)$ ，則 Y 之不平均度與 X 之不平均度相等，合乎此一公理就滿足規模無關性。二是對稱的公理 (Axiom of Symmetry)。設有 $\lambda = (1, 2, \dots, N)$ ，則 λ 之另一順列為 $r = (r_1, r_2, \dots, r_N)$ 則 $Y_\lambda = (Y_1, Y_2, \dots, Y_N)$ ，而 $Y_r = (Y_{r_1}, Y_{r_2}, \dots, Y_{r_N})$ ，若衡量結果， Y_λ 之不平均度與 Y_r 之不平均度相等，則該衡量指標就滿足對稱的公理。三是等級不變而平均化公理 (Axiom of Rank-Preserving Equalization)。所謂等級不變而平均化之意是，設有 N 個家庭，其分配型態為 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_N)$ ，且 $Y_1 \leq Y_2 \leq \dots \leq Y_N$ ，在不改變所得順位的情況下，若高所得者將所得移轉一部份低所得者，則可使所得分配平均化。至於在這公理下所得移轉之最大限度是多少？這是本節要解答的問題。設 $Y_j > Y_i$ ，令 $X_j = Y_j - h$ ， $X_i = Y_i + h$ ，即 j 家庭要將所得移轉 h 給 i 家庭。若 $j = i + 1$ 則 $h \leq \frac{1}{2} (Y_j - Y_i)$ ，但若 $j > i + 1$ 時則 $h \leq \min \{ (Y_j - Y_{j-1}), (Y_{i+1} - Y_i) \}$ 。

一般所得分配衡量的指標多能滿足這三個通性公理，本文中之 Theil 指標，Atkinson 指標以及 Gini 指標也都能滿足這三個公理。但為達到本論文之研究目

的，故本文所選擇的衡量指標尚須滿足兩個條件，一是需滿足經濟學上之所得邊際效用遞減律，合乎此一條件可使所得分配理論建立在經濟學領域，且可獲得適宜的經濟解釋。二是可作因素分解分析及群體分割分析。合乎此一條件可使吾人明瞭現實社會中所得不平均之原因，及造成分配不均的部門。Theil 指標之基本概念是由物理學上之亂度的概念所誘導出，故不能滿足所得邊際效用遞減律的原則，但其可作群體分割分析，而不能作因素分解分析，故不能合乎本研究之需要故不採用。至於 Atkinson 指標雖然合乎邊際效用遞減律（加速遞減），但截至目前尚不能作因素分解分析及群體分割分析，雖然有嚴密的理論基礎，為使衡量指標的一致性，故本文也不採用該指標。Gini 指標雖為由所得分配經驗論中導出，但却能合乎所得效用遞減律，同時也因 Gini 指標是一線型（linear form），故也宜因素分解分析及群體分割分析。總之，雖然大多數衡量指標都合乎上述之三個公理，但仍不能決定何種指標較佳。因此，本文所採用的衡量指標以 Gini 集中係數為主，但也輔之以易為人解的 Oshima 指標。

四、分組資料所引起的衡量誤錯問題

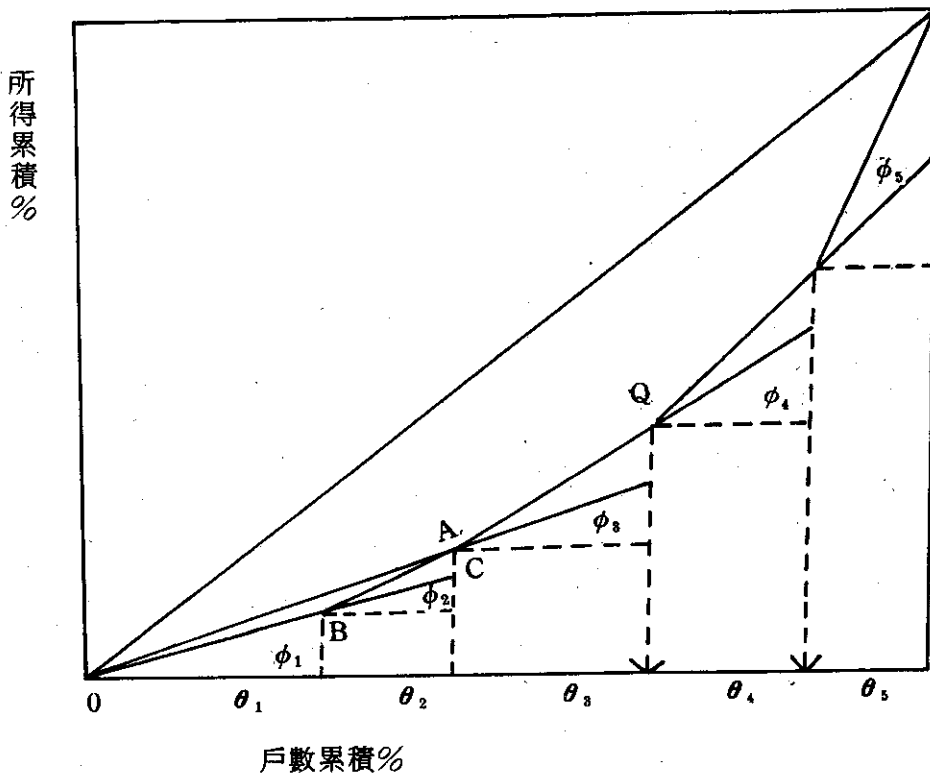
由於原始統計資料的難求及龐大複雜，學者們在研究時往往使用次級資料，而次級資料的使用往往產生兩種誤差，一是次級資料多為分組資料，因而在作分解分析或分割分析時，忽略了或減弱了或歪曲了因素的解釋能力，或部門內所得差異減低了。二就總體言，分組資料使得不平均度降低。因分組時，是假定在這一組內其分配是完全均等的。即設有 N 個家庭 $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_N)$ 且 $Y_1 \leq Y_2 \leq \dots \leq Y_N$ ，將此 N 個家庭分成 g 組，各組之總所得為 Y_j ，各組之戶數為 N_j ，而各組之平均所得 \bar{Y}_j ， $\bar{Y}_j = Y_j / N_j$

$$\text{因此 } Y^* = \left[\overbrace{(\bar{Y}_1, \bar{Y}_1, \dots, \bar{Y}_1)}^{n_1 \text{ 個}}, \overbrace{(\bar{Y}_2, \bar{Y}_2, \dots, \bar{Y}_2)}^{n_2 \text{ 個}}, \dots, \overbrace{(\bar{Y}_g, \bar{Y}_g, \dots, \bar{Y}_g)}^{n_g \text{ 個}} \right]$$

本文擬就 Gini 係數為例，研究分組資料與不分組資料在測量時所造成的誤差究竟有多大。即說明 $G(Y)$ 與 $G(Y^*)$ 之最大誤差為多少。

設圖三所示之 Lorenz 曲線是依所得而分成 5 個等級，各組之戶數比率分別為 $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4, \theta_5$ ，各組之所得比率則為 $\phi_1, \phi_2, \phi_3, \phi_4, \phi_5$ ，由於 Lorenz 曲線是依所得大小累積比率所求得，因此由原點 0 出發，至曲線上任何一點，則表示該點所對應所得水準以下家庭之平均家庭所得，如 A 點，則 0A 與橫軸所夾之角表示 $\theta_1 + \theta_2$ 這些家庭之平均所得，因為 Lorenz 曲線是由一單向增加向量求得，故曲線上之斜率是愈來愈大，根據此一特性，分組資料與不分組資料在計算 Gini 係數時最大低估的部分就是，假設該組的家庭數 (N_g) 中有 ($N_g - 1$) 個家庭所得與前組之最高所得者相同，而僅有一人其所得特別高，即如圖三中第二個所

圖三 分組資料之最大誤差



得階層，其有 N_2 戶家庭， $\theta_2 = N_2 / N$ ，其中 $N_2 - 1$ 之所得與第一階層之平均所得一

樣，只有一人其所得為總所得之 $\phi_2 - \frac{\phi_1}{\theta_1} \cdot \frac{(N_2 - 1)}{N}$ ，故知由於採用分組資料，就第二個所得階層言，其最大可能低估的部份就是如圖三之 $\triangle ABC$ ，這部份也就是第二所得階層之內部最大可能之不平均度。其餘所得階層可依此類推。因此分組資料之最大低估不平均度之部份為：

$$dQ = \frac{1}{2} \theta_1 \phi_1 + \frac{1}{2} \theta_2 \left(\phi_2 - \frac{\phi_1}{\theta_1} \theta_2 \right) + \frac{1}{2} \theta_3 \left(\phi_3 - \frac{\phi_2}{\theta_2} \theta_3 \right) \\ + \frac{1}{2} \theta_4 \left(\phi_4 - \frac{\phi_3}{\theta_3} \theta_4 \right) + \frac{1}{2} \theta_5 \left(\phi_5 - \frac{\phi_4}{\theta_4} \theta_5 \right)$$

dQ 就是因採用分組資料致使 Lorenz 曲線與所得均等線所圍面積 Q 所損失的部份，亦即低估不平均的部份，而低估不平均的程度為：

$$D. I. = \frac{dQ}{Q + dQ} = \frac{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^5 \phi_i \theta_i - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^5 \frac{\phi_i}{\theta_i} \theta_{i+1}}{\frac{1}{2} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^5 \phi_i \theta_i - \sum_{i=1}^5 \phi_i \left(\sum_{j=1}^5 \theta_j \right) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^5 \phi_j \theta_j - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^5 \frac{\phi_i}{\theta_i} \theta_{i+1}}$$

現將上式改成一般式，若將原始資料分成 n 組，而各組之所得及戶數之比率分別為 $(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_n)$ 及 $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_n)$ ，

$$\sum_{i=1}^n \theta_i = 1; \sum_{i=1}^n \phi_i = 1; 0 \leq \theta_i \leq 1; 0 \leq \phi_i \leq 1; \text{同時 } \frac{\phi_1}{\theta_1} \leq \frac{\phi_2}{\theta_2} \dots \leq \frac{\phi_n}{\theta_n} \text{ 於是分}$$

組資料低估不平均度最大為：

$$D. I. = \frac{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \phi_i \theta_i - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \frac{\phi_i}{\theta_i} \theta_{i+1}}{\frac{1}{2} + \sum_{i=1}^n \phi_i \theta_i - \sum_{i=1}^n \phi_i \left(\sum_{j=1}^n \theta_j \right) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \frac{\phi_i}{\theta_i} \theta_{i+1}} \quad (2-11)$$

若採用戶數十分位法以計算 Gini 係數，其與原始資料所求 Gini 係數最大的低估程度為：

$$\theta_i = \frac{1}{10}$$

$$D. I = \frac{\frac{1}{2} \cdot \frac{1}{10} \cdot \phi_{10}}{\frac{1}{2} + \frac{1}{10} \left(\frac{21}{20} \phi_1 + \frac{19}{20} \phi_2 + \dots + \frac{5}{20} \phi_9 + \frac{2}{20} \phi_{10} \right)}$$

因此在十分位下，最大損失面積為當 $\phi_{10} = 1$ ，亦即分配最不公平時（ $\phi_1 = \phi_2 = \dots = \phi_9 = 0$ ），此時低估的程度即為 $\frac{1}{10}$ ，即 10%。同理可證在五等分位下，分組資料與原始資料所求得之 Gini 係數之誤差不得超過 20%。因此 n 等分位下，分組資料與原始資料所求得之 Gini 係數最大不得超過 $\frac{1}{n}$ 。

第三章 功能性所得分配

經濟理論對所得分配問題之探討分成兩方面來研究，一是個人所得分配（personal income distribution），二為功能性所得分配（functional income distribution）。這兩種研究方向，透過部門間效率的差異而互相影響，進而影響國民經濟的運行，故這兩方面的研究是互補且必需同時研究，方有助於對分配問題之了解。因此本章將分三節討論功能性所得分配，第一節討論功能性所得分配之意義及其理論；第二節說明因素分配份額與家庭所得分配之關係；第三節則為台灣國民所得分配之結構。

一、功能性所得分配之意義及其理論

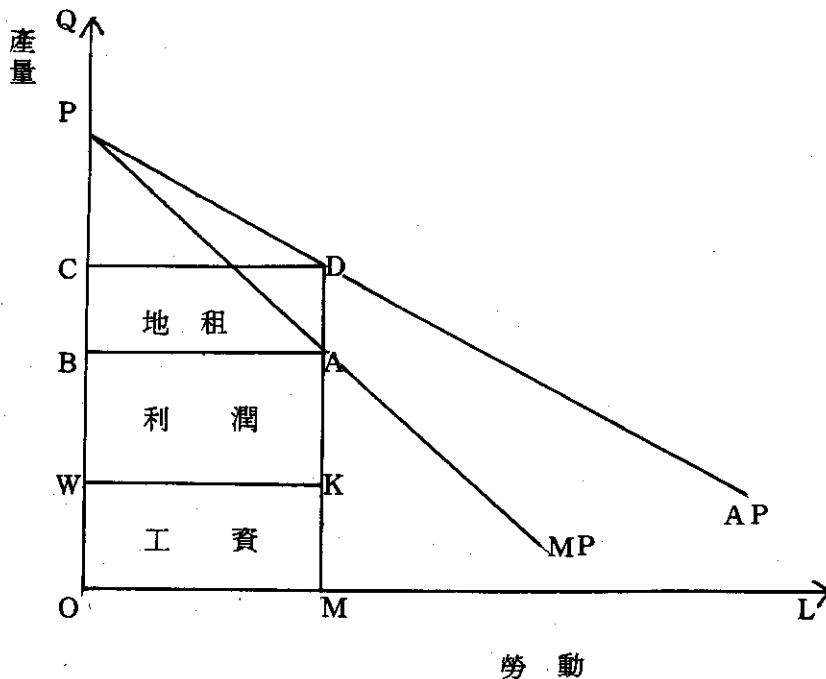
自十八世紀末葉起，功能性所得分配就已成爲經濟學家研究的主题之一。經濟學家依其對功能性所得分配研究之方法及理論思想的不同可分成三類〔17〕，第一類是自動及調和分配的法則（principles of automatic and harmonic distribution）——所謂自動的法則就是經濟當局不採用任何措施以試圖改變分配的結構，亦即由市場法則決定的。所謂調和的法則即認爲分配已達到最適當或最佳的意思。顯然這一類的經濟學派具有濃厚的個人自由主義思想。這一類的經濟學派則多爲所熟悉的有：(1) Ricardian 或古典學派，(2) 新古典學派，(3) Post-Keynesian 或 Kaldor-Pasinetti，以及(4) 美國所謂的線型計劃學派（linear programming）。第二類是自動分配及支配的法則。這些理論如衆所週知，必有一強有力的支配權力集團，試圖運用其權力以改變功能性所得分配。這一類的經濟學家有(1) 由 Ricardo 之經濟剩餘分配法則所誘導出來的 Marx 理論；(2) 制度理論（institutional theory），即 Kalecki 之加成理論（mark-up theory）。第三類是非自動及非調和分配的法則，這派學者顯然主張透過權力的磋商和聯盟或合併以改變國民所得的分配，尤其是經濟剩餘的分配，Von Neuman 及 Morgenstern 就很成功地運用賽

局理論 (theory of games) 分析所得分配之結構。Nyblen 也用系統分析法 (systematic approach) 來分析功能性所得分配。

本文擬由 Ricardo [30] 之分配理論起說明，再次說明由 Ricardo 分配理論所導出的兩派理論，即 Marx 及新古典學派的分配理論，最後再研究 Kaldor-Pasinetti 的分配論。

Ricardo 之分配論是基於兩個獨立的法則，即邊際法則 (marginal principle) 和剩餘法則 (surplus principle)。Ricardo 以邊際法則解釋地租的份額，以剩餘法則解釋工資及利潤之分配。Ricardo 之分配模型中，假設農業部門勞動的生產力將決定工業部門的分配。因此其因素分配狀如圖四所示，AP 為勞動平均生產力曲線，MP 為勞動邊際生產力曲線，在既定的勞動量 OM 下，總生產為 OCDM

圖四 Ricardo 之分配圖



資料來源：Nicholas Kaldor [30]

，則地租所分配到的份額是AP與MP之差和勞動平均生產力DM之比，至於工資率則並非決定於勞動邊際生產力，而是固定在某一水準（這是受Malthus人口論的影響，而認為工資率總維持在求生存水準），其暗含勞動的供給在該供給價格下是無限制供應。因此對勞動的需求也不是決定於勞動的邊際生產力，而是決定於資本的存量。因此透過資本的累積使企業對勞動的需要增加，但由於真實工資率不變，所以隨資本的增加，勞動分配之份額就相對的減少。由於Ricardo假定農業工資率是在求生存的水準，因此工業部門的貨幣工資率之高低就視工業產品與農產品的交易條件而定，但其實質工資水準乃僅就維持生存。而資本家之資本量在兩部門的分配量則以其資本利潤率在兩部門相等為原則。

Marxian理論主要是由Ricardo〔17，30〕之剩餘理論所誘導出來，而主要的分析差異有二，(1)Marx忽視報酬遞減法則的存在，因此他不區分地租與利潤；(2)Marx將勞動的供給價格視為固定於以一般商品衡量的水準，而此水準即為勞動的再生成本（cost of reproduction of labor），因此Marx認為利潤之份額（包括地租在內）是單位勞動的生產扣除勞動供給成本的剩餘部份佔單位勞動產出之比率。Marx認為由於農村中有產業預備軍（reserve army）存在，故而工資水準可固定，當資本家資本累積的結果，使之對勞動的需求增加，而逐漸使產業預備軍消失，當勞動剩餘消失後，工資就會上漲，致利潤率下降，使得資本主義也就面臨危機（此危機使資本累積速率降低，以致對勞動需求減少，因此產業預備軍又再度出現）。在Ricardo的理論中認為資本家之所以願意累積資本是為了高利潤率，意即只要利潤率超過資本使用之風險及其他必要的開支，資本家就意繼續累積資本。Marx則認為資本家所以累積資本是因為資本家彼此間競爭，故而必需不斷的累積資本，別無它求。這可由生產規模的不斷擴大得證，經由資本家的不斷競爭，最後使生產更為集中於更少數的資本家，而逐漸演變成獨佔資本主義（monopoly capitalism）。Marx認為由於有效需求之不足，促使資本家的利潤既無法消費也無法投資，這就使資本主義市場制度瓦解。Marx將這種現象稱之為剩餘價值的實現（

realising surplus value) 。

新古典分配理論則由 Ricardo 之邊際法則所誘導出來的，但有兩點不同之處，(1) Ricardo 之代替法則 (Principle of substitution) 僅適用於勞動對土地，而新古典分配理論則適用於任何因素間；(2) Ricardo 將固定因素 (土地) 之所得視為剩餘 (勞動平均生產力與勞動邊際生產力之差) ，而新古典理論則正好相反，認為任何因素在完全競爭的情況下，其報酬當等於其邊際生產力。這一派分配理論一直是功能性所得分配研究的主派。〔註九〕

最後，Kaldor-Pasinetti 將所得 Y 區分成兩類，工資 (W) 及利潤 (P) ，分成兩類的主要意義是在於兩者之邊際消費傾向不同，工資所得者之邊際儲蓄傾向 (s_w) 要比資本家的邊際儲蓄傾向 (s_p) 小，因此其分配模型為就

$$Y \equiv W + P \quad (3-1)$$

$$I \equiv S \quad (3-2)$$

$$S = S_w + S_p \quad (3-3)$$

而 $S_w = s_w W$, $S_p = s_p P$

$$I = S_p + S_w = s_p P + s_w W = s_p P + s_w (Y - P) \\ = (s_p - s_w) P + s_w Y$$

$$\frac{I}{Y} = (s_p - s_w) \frac{P}{Y} + s_w$$

$$\frac{P}{Y} = \frac{1}{s_p - s_w} \frac{I}{Y} - \frac{s_w}{s_p - s_w} \quad (3-4)$$

就上式知，在既定的 I 及 s_w 下，利潤分配到之份額決定於投資與所得之比。而在通常情況下 $s_p > s_w$ ，式中之 $\frac{1}{s_p - s_w}$ 即為所得分配敏感係數 (coefficient of sensitivity of income distribution) ，此係數表示投資在所得中比率的變動所引起利潤份額的變動程度。Kaldor-Pasinetti 的分配理論可與成長理論結合說明經濟成長的原理。

我們雖概略的說明了Ricardo-Marxian, 新古典學派及Keynesian (Kaldor-Pasinetti) 的分配理論, 而這些理論均息息相關, 雖然吾人不能說均與邊際生產力有完全相關, 但至少這是一個重要的分配依據, 且普遍為現代經濟學家所接受, 故本文也接受邊際學派的分配理論, 而將新古典學派的勞動同質 (homogeneity) 的假設除去, 而以勞動異質 (heterogeneity) 為說明。

二、因素分配份額與家庭所得分配之關係

設有N個家庭, 若能將每個家庭之所得依新古典學派的理論可明確的由所得來源分成兩類, 一是薪資所得, 另一為財產所得。但實際上勞動因勞動品質的差異其所獲得報酬也就不同, 且各種品質間的差異甚大, 故本文將勞動力區分成M種, 而資本則仍為一種。

設社會上有M種勞動, 其數量分別為

$$L^1, L^2, \dots, L^M \quad (3-5)$$

資本量為K, 其總生產函數 (aggregate production function) 為

$$Y = f(K, L^1, L^2, \dots, L^M) \quad (3-6)$$

Y為固定規模報酬, 各種勞動及資本報酬率分別為 w_i 及 π

$$w_i = \frac{\partial f}{\partial L^i} \quad i = 1, 2, \dots, M \quad (3-7)$$

$$\pi = \frac{\partial f}{\partial K}$$

$$\phi_{w_i} = \frac{w_i L^i}{Y} \quad i = 1, 2, \dots, M$$

$$\phi_{\pi} = \frac{\pi K}{Y}$$

而
$$\sum_{i=1}^M \phi_{w_i} + \phi_{\pi} = 1$$

$$Y = \pi K + w_1 L^1 + w_2 L^2 + \dots + w_M L^M \quad (3-7)$$

設已知N個家庭，其對各種生產因素的擁用情形為

$$\text{資本} (K_1, K_2, \dots, K_N) \quad (3-8)$$

$$(L_1^i, L_2^i, \dots, L_N^i) \quad i = 1, 2, \dots, M \quad (3-9)$$

因此財產之分配狀況為

$$\pi = (\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_N) = \pi(K_1, K_2, \dots, K_N) \quad (3-10)$$

$$W^i = (W_1^i, W_2^i, \dots, W_N^i) = w_i (L_1^i, L_2^i, \dots, L_N^i) \quad (3-11)$$

若全國N個家庭之所得分配狀態為

$$\begin{aligned} Y &= (Y_1, Y_2, \dots, Y_N) \\ &= (\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_N) + (W_1^1, W_2^1, \dots, W_N^1) \\ &\quad + (W_1^2, W_2^2, \dots, W_N^2) + \dots + (W_1^M, W_2^M, \dots, W_N^M) \\ &= \pi(K_1, K_2, \dots, K_N) + w_1 (L_1^1, L_2^1, \dots, L_N^1) \\ &\quad + w_2 (L_1^2, L_2^2, \dots, L_N^2) + \dots + w_M (L_1^M, L_2^M, \dots, L_N^M) \end{aligned} \quad (3-12)$$

由(3-12)式知一家庭所得分配，實際決定於兩個因素，一為家庭所擁有的各項資產的分配型態 (family ownership assets distributive pattern) — 包括人力資產 (human capital assets) 及實物資產 (physical capital assets)，也就是各家庭所擁有生產因素之組成形態。另一為生產因素的價格，而此二因素也決定了因素的所得分配份額。故知因素所得分配份額與家庭所得分配間實有密切相關性。

在一般的情況下，勞動所得分配狀況要比財產所得分配狀況平均些。因此，人們心中就存在一假說，即若勞動所得份額增加，則財產所得份額相對地減少，則可使家庭所得分配平均化。人們往往也以因素分配份額之變化作為所得分配平均化或不平均化之依據。此一假說乍看之下似乎很正確，實際上確有待商榷。關於這一點擬於第五章中詳加討論。

三、台灣國民所得分配結構之變化

在前述簡單理論上，雖可將國民所得歸屬於薪資所得及財產所得。然而實際上，由於在私有財產制度下，家庭佔有財產的不同，財產運用的組織及方式之不同致使國民所得無法明確的依照理論歸屬，故本節乃以我國國民所得的分配方式為分析的依據。

台灣國民所得分配之結構分成受僱人員報酬（勞動所得）、混合所得、民間之財產所得、公司儲蓄、政府之財產及企業所得、營利事業所得稅、及公債利息之扣除等七項，各項所得在國民所得中所佔之比率則如表一所示。由表一中之統計資料顯示，受僱人員的報酬比率有逐漸增加的趨勢，由民國 41 年之 42.5 % 增為 53 年之 46.4 %，年平均增加率為 0.7 %，又至 65 年時更提高為 59.7 %，年增加率為 2.1 %。而混合所得比率則有日趨下降的趨勢，在同一期間內，由 30.2 % 降為 23.2 %，再下降為 11.8 %。前期下降速率為 2.2 %，後期則高達 5.6 %。民間之財產所得所居之比率在民國 62 年以前大體固定在 23 % 左右，但 63 年 65 年間則有逐漸下降的傾向。這是因為受國際經濟不景氣的影響，而使民間投資意願降低，因而民間投資減少。這可由國內資本形成中民間部份大幅降低知，在民國 62 年時，民間投資佔總投資之比率為 62 %，過去最高時曾高達 69.2 %（民國 54 年），但至民國 64 年時，此一比率下降為 39.7%，至民國 65 年更下降為 37.3%。相

表一 國民所得分配表

單位：%

年 份	國民所得	受僱人員 報 酬	混合所得	民間之財產 所 得	公司儲蓄	政府之財產 及企業所得	營利事業 所 得 稅	減：公債 利 息
民國 41 年	100.0	42.5	30.2	22.3	0.5	2.8	1.8	-0.1
42	100.0	40.3	32.6	23.3	0.7	2.0	1.2	-0.1
43	100.0	46.1	26.3	24.0	0.6	1.9	1.3	-0.2
44	100.0	45.6	27.2	22.4	0.9	2.5	1.6	-0.2
45	100.0	46.8	26.2	20.6	1.2	3.8	1.6	-0.2
46	100.0	45.8	26.0	21.8	1.3	3.7	1.5	-0.1
47	100.0	46.4	25.4	21.7	1.4	3.6	1.6	-0.1
48	100.0	45.3	24.7	23.1	1.6	3.7	1.8	-0.2
49	100.0	45.6	26.7	20.5	2.2	3.5	1.6	-0.2
50	100.0	46.1	25.8	21.4	1.8	3.8	1.3	-0.2
51	100.0	47.8	24.1	22.0	0.8	4.5	1.0	-0.2
52	100.0	46.9	21.9	24.0	1.8	4.6	1.0	-0.2
53	100.0	46.4	23.2	21.9	2.4	5.3	1.0	-0.2
54	100.0	48.3	22.5	21.5	2.0	5.0	1.0	-0.3
55	100.0	48.9	21.8	21.7	1.5	5.5	1.0	-0.4
56	100.0	49.8	18.8	23.5	2.2	5.3	0.8	-0.4
57	100.0	51.2	17.1	22.7	3.1	5.5	0.9	-0.5
58	100.0	52.0	14.9	22.9	3.9	5.8	1.0	-0.5
59	100.0	52.4	14.0	24.3	3.2	5.4	1.2	-0.5
60	100.0	54.1	12.2	24.7	2.6	5.5	1.4	-0.5
61	100.0	54.8	11.8	23.5	2.5	6.3	1.6	-0.5
62	100.0	55.6	11.5	25.0	2.1	4.4	1.8	-0.4
63	100.0	57.1	12.9	20.1	2.7	5.3	2.2	-0.3
64	100.0	58.8	13.2	18.2	2.8	4.9	2.4	-0.3
65	100.0	59.7	11.8	17.9	3.1	5.6	2.3	-0.4

資料來源：中華民國國民所得 行政院主計處編印

對地政府或公營事業的投資大增，但因政府及公營事業所投資的交通事業、石化、鋼鐵、造船等重工業均屬長期投資，投資報酬一時尚無法收回，故而政府之財產及企業所得在國民所得中所居之比率雖然略為增加，但 63 年至 65 年並未大幅提高。

表一中混合所得居之比率逐漸下降之主要原因是，隨經濟之發展農業在國民經濟中之地位下降所致〔註十〕。而農業勞動也逐漸流向非農業部門，這些由農業部門流出之勞動多以賺取勞動所得為主，故而使受僱人員報酬在國民所得中之比率提高。為消除這種因經濟結構之改變而造成扭曲因素所得分配份額，吾人可由製造業及工業的因素所得分配狀態知因素所得分配份額變動之概貌，如表二及圖五所示。

由表二及圖五中之資料顯示，製造業中勞動所得分配份額與整個工業中勞動所得分配份額趨勢一致，但工業中勞動所得分配份額要比製造業高。這表示工業中之礦業、營造業以及水、電、瓦斯等公用事業中勞動報酬所居之比率甚高。製造業中勞動所得分配份額之變化大致分成兩階段，即由民國 41 年至 61 年，這是一個勞動所得分配份額遞減的階段，由 77.78% 降為 46.71%。另一則為由 61 年至 65 年勞動所得分配份額又逐漸提高，至 65 年時提高為 70.80%。因而有些學者就認為由民國 41 年至 61 年間所得分配是逐漸不平均化〔註十一〕。

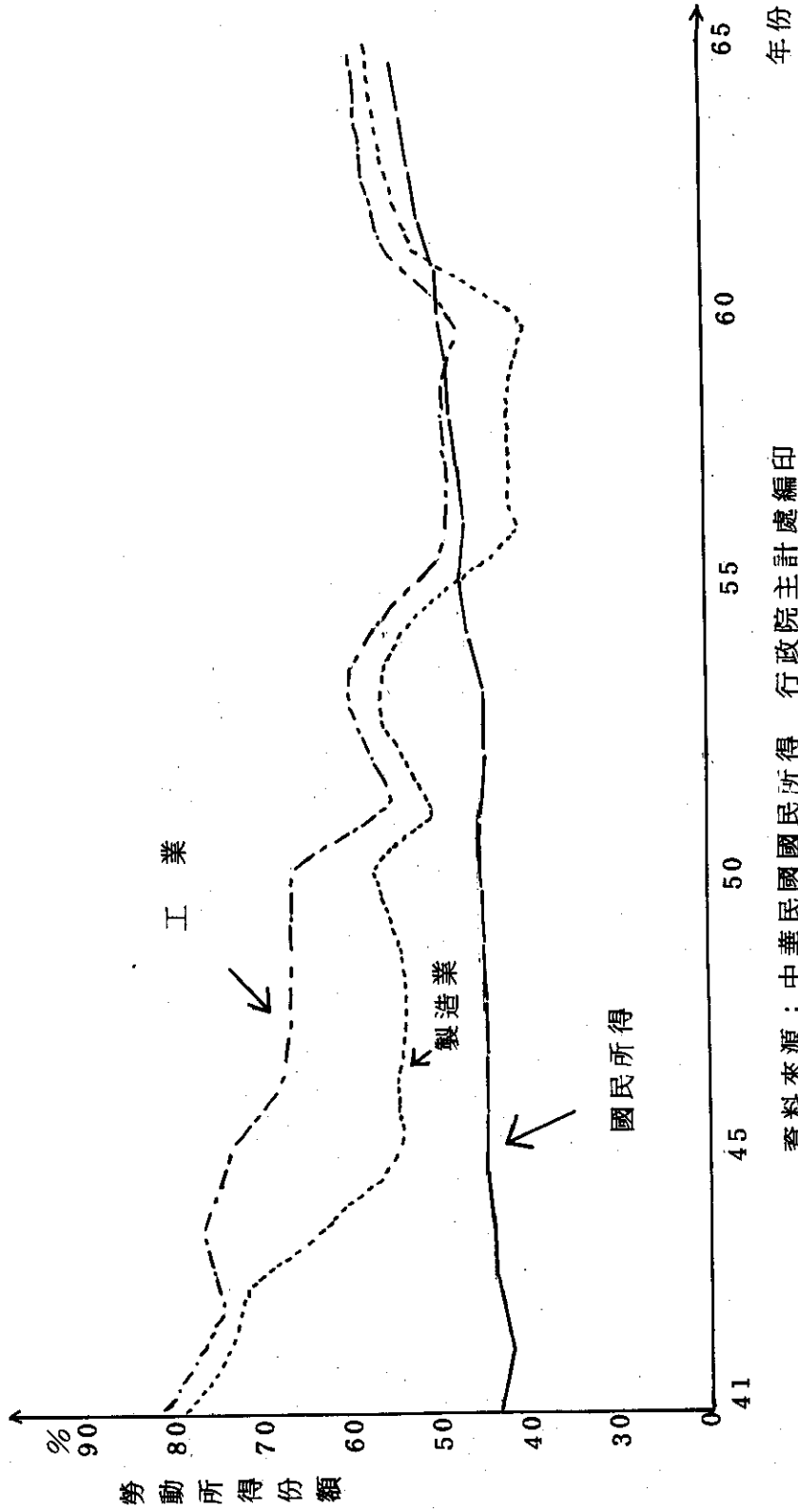
由於因素所得分配份額的高低與經濟發展的階段性有密切的關係，同時也與發展策略之選擇，包括領導產業的選擇、技術進步的型態等均有關。這可由世界各國在 1975 年時，各國之勞動所得份額與每人所得間之關係知，如圖六所示，當經濟發展達到一相當階段後，勞動所得分配份額也較高，如平均每人所得在 2,000 美元以上的國家，除委內瑞拉，勞動所得份額僅 39.8%，其他國家都在 60% 以上，英國更高達 84%，而平均也有 70%。而每人所得在 2,000 美元以下的國家，以我國勞動所得分配份額最高為 58.3%。大體言之，所得較低的國家其勞動所得分配份額也愈低。

表二 勞動所得分配份額

年 份	國民所得	製 造 業	工 業	年 份	國民所得	製 造 業	工 業
民國41年	0.4251	0.7778	0.8040	民國54年	0.4749	0.5935	0.6374
42	0.4049	0.7272	0.7699	55	0.4801	0.5909	0.6377
43	0.4606	0.6985	0.7231	56	0.4778	0.5337	0.5891
44	0.4560	0.7032	0.7656	57	0.4842	0.4949	0.5627
45	0.4675	0.6360	0.7469	58	0.4957	0.4667	0.5313
46	0.4588	0.5842	0.6891	59	0.4902	0.4720	0.5264
47	0.4469	0.5920	0.6791	60	0.5042	0.4865	0.5379
48	0.4490	0.5788	0.6644	61	0.5067	0.4671	0.5198
49	0.4524	0.5752	0.6549	62	0.5557	0.6197	0.6443
50	0.4549	0.5861	0.6604	63	0.5707	0.6664	0.6892
51	0.4557	0.6096	0.6687	64	0.5832	0.6988	0.7034
52	0.4488	0.5057	0.5572	65	0.5908	0.7080	0.7088
53	0.4509	0.5401	0.5777				

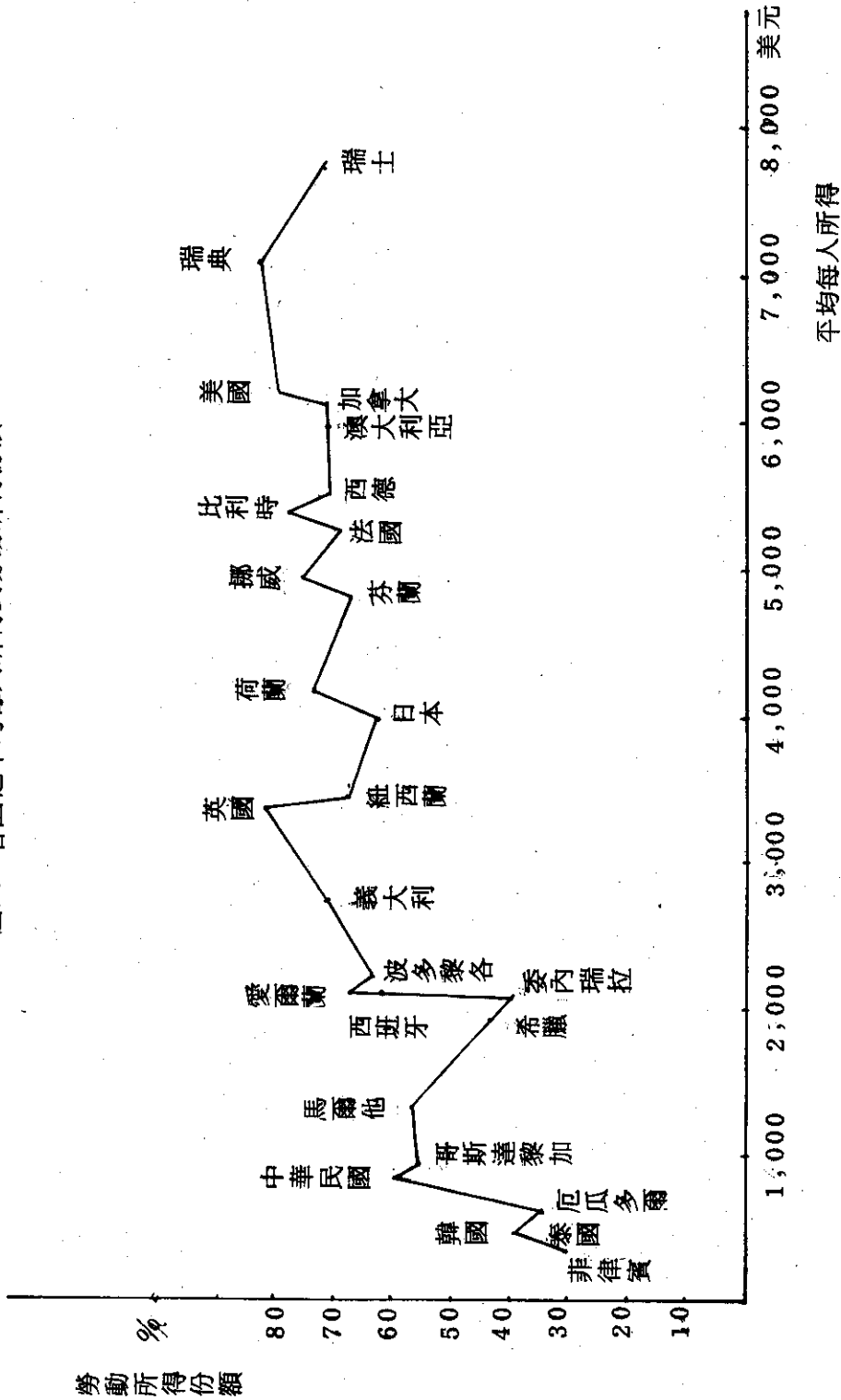
資料來源：中華民國國民所得 行政院主計處

圖五 勞動所得分配份額圖



資料來源：中華民國國民所得 行政院主計處編印

圖六 各國之平均每人所得及勞動所得份額



資料來源：中華民國國民所得 行政院主計處編印

第四章 家庭所得分配

要研究經濟發展與家庭所得分配時，首先要知道經濟發展過程中家庭所得分配變化的情形。近代學者對此一問題之研究，首先就由時間數列著手研究。但為配合近代經濟發展理論，而將台灣的經濟發展分農業與非農業兩部門之雙元性經濟發展型態，如Fei-Ranis-Kuo 就以此法研究台灣的經濟成長與所得分配問題〔19〕。至於Fei-Ranis-Kuo 文中所採用的因素組成法（factor component）將於第五章中討論。本章則以群體分割分析法來研究，此分析法之核心問題就是將所得分配不平均區分為部門內效果、部門間效果以及例外效果。

群體分割分析法、因素分解分析法同屬理論尖端之研究，即以一公式有系統的處理資料，因此資料的正確與否就成為一重要問題。本章所採用的資料為台灣省及台北市政府主計處所發表的分組資料，而不採用該處及行政院主計處所公佈的有關不平均度資料。不採用官方所公佈的資料是因為該資料有相當的誤差，以致對其正確性產生懷疑。至於採用分組資料與不分組資料所產生的誤差，在第二章中已有明確的理論基礎，本章僅運用該理論並以實證證明。故而本章擬分四節討論，第一節為台灣家庭所得分配資料問題；第二節為台灣家庭所得分配之概貌及趨勢；第三節則討論台灣與其他國家所得分配之比較；第四節則為家庭所得分配之部門分析。

一、台灣家庭所得分配資料問題

由第二章中之第三節知，分組資料與不分組資料在求所得分配之不平均度時，有相當程度的差異，但應用分組資料時之最大低估不平均度的程度為：

$$G. I = \frac{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \phi_i \theta_i - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \frac{\phi_i}{\theta_i} \theta_{i+1}^2}{\frac{1}{2} + \sum_{i=1}^n \phi_i \theta_i - \sum_{i=1}^n \phi_i \left(\sum_{j=1}^n \theta_j \right) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \frac{\phi_i}{\theta_i} \theta_{i+1}^2}$$

吾人根據官方所公佈的 Gini 係數， $G(Y)$ ，官方所作之依戶數十等分位的家庭所得統計表所求得之 Gini 係數， $G_{10}(Y)$ ，依官方分組資料所求得之 Gini 係數， $G_s(Y)$ ，及其所造成的最大可能誤差均列於表三。由表三的統計結果顯示，台灣省政府主計處所公佈的 Gini 係數均高於以十分位所求得之 Gini 係數，這原屬正常。但問題是分組資料所產生的誤差不得超過 $\frac{1}{10} \times \phi_{10}$ ，即表三中之(B)欄。因此(A)欄加(B)欄所得之結果就是在不分組時，該分配之最大 Gini 係數，即表示於(C)欄。在正確的情況下，官方所公佈之 Gini 係數當比(C)欄所示之 Gini 係數小。然依據台灣省政府主計處所公佈之十分位統計資料計算結果，除民國 57 年的結果顯示官方之 Gini 係數 0.362 比不分組之最大 Gini 係數 0.369 小外，其餘諸年官方之 Gini 係數均較不分組之最大 Gini 係數大。因此可斷定官方所公佈之 Gini 係數不正確或是官方所作之十分位統計表有誤差。

再由官方之「家庭經常收支依所得組分」之統計表，求 Gini 係數，所得結果列於表三之(D)欄，依第二章的方法求出該分組資料下之最大可能的誤差，將其結果列於同表之(E)欄， $(D) + (E) = (F)$ 欄，即為不分組時之最大 Gini 係數。因此官方公佈之 Gini 係數當小於(F)欄之係數。由表三之台灣省政府主計處所公佈之台灣省家庭所得之 Gini 係數與由該處所公佈之分組資料所求得之不分組時最大 Gini 係數相比較，前者均大於後者。故知，不是該處所公佈之 Gini 係數算法不正確，就是該處所公佈之統計表有誤差〔註十二〕

再看台北市政府主計處所公佈之 Gini 係數，其比以十分位所求得之 Gini 係數都小，可見其低估所得分配不均度之嚴重。或是計算的錯誤，或是分組資料的不正確，尚須進一步探討。

行政院主計處為使學者們便於應用有關所得分配之資料，而將台灣省及台北市合併而稱台灣地區之所得分配調查報告。根據其合併資料所求得之 Gini 係數（即官方所公佈之 Gini 係數）當比(F)欄中的不分組之最大 Gini 係數小方屬正確性，但實際上却相反。故知行政院主計處的公佈不平均度也有問題，或是其

分組不正確。

根據作者研究的結果顯示，我國有關統計當局對所得分配所公佈之不平均係數均有相當的誤差。這種誤差的來源有二，一是計算的錯誤，另一則為分組統計之錯誤。但由十分位所求得之Gini係數與依官方分組資料所求得之Gini係數相比較，前者比後者低，且趨勢也頗一致，誤差也不大，因而吾人斷定分組統計的錯誤之可能性不大，而計算方式的錯誤較可能些。

由於官方所公佈的Gini係數有誤差，故本文不擬採用該統計數字，而採用以官方分組資料所求得的Gini係數作為衡量台灣地區分配狀態。因為由該分組所求得的Gini係數與真實的Gini係數之誤差不致太大，最大的一年是民國62年之1.46%。由53年至65年其每隔一年計算所得之誤差平均尚不足1%。故可表示真實分配狀況。

二、台灣家庭所得分配之概貌及趨勢

我國最早有關所得分配資料，最早的是民國42年，張果為教授為財政部修正所得稅法草案，所舉辦的一次家庭收支報告。民國49年張果為教授經農復會的贊助，而舉辦「台灣省家計收支調查」，其樣本數極少，分別為301戶及812戶，而其資料的可靠性爭議頗多，但仍可作為我們過去所得分配狀況之參考，根據此一蛛絲馬跡以了解當時所得分配的概況。根據張教授在民國42年所主持之家庭收支調查資料顯示，本省有75%之家庭其所得低於平均所得，而這75%家庭之所得佔總所得之比率僅為35%左右。由於該項調查已無原始資料可研究，故僅能就其所發表之統計表研究，最高所得10%的家庭其所得佔總所得之45%，而最高所得20%家庭之所得與最低所得20%家庭之所得比為16與1之比。由Gini集中係數衡量，其不平均係數高達0.6206，由這些統計數字顯示，本省所得分配狀況在民國42年時是相當不平均。

民國49年時，張教授曾主持「台灣省家庭收支調查」，根據調查的結果顯示

表三 官方公佈之 Gini 係數誤差表

年 份	官方公佈之 Gini 係數 G(V)	依 十 分 位			依 官 方 分 組 資 料				
		Gini 係數 (A) G ₁₀ (V)	最大可能誤差(B)	不分組之最大 Gini 係數 (C) = (A) + (B)	最低估率 % (B) / (C)	Gini 係數 G ₅ (V) (D)	最大可能誤差(E)	不分組之最大 Gini 係數 (F) = (D) + (E)	最大低估率 (E) / (F)
民國 53 年	0.360	0.3213	0.0261	0.3474	7.51%	0.3283	0.0018	0.3301	0.55%
55	0.358	0.3228	0.0261	0.3489	7.48	0.3239	0.0017	0.3256	0.52
57	0.362	0.3323	0.0267	0.3690	7.24	0.3346	0.0017	0.3363	0.51
59	0.321	0.2887	0.0238	0.3125	7.62	0.2948	0.0019	0.2967	0.64
61	0.308	0.2772	0.0277	0.2999	7.57	0.2823	0.0036	0.2859	1.26
63	0.306	0.2754	0.0230	0.2984	7.71	0.2806	0.0040	0.846	1.41
65	0.311	0.2796	0.0229	0.3025	7.57	0.2831	0.0024	0.2855	0.84
59	未公佈	0.2505	0.0210	0.2715	7.73	0.2528	0.004	0.2572	1.71
61	0.279	0.2976	0.0238	0.3214	7.41	0.3037	0.0012	0.3049	0.39
63	0.219	0.3201	0.0274	0.3475	7.88	0.3258	0.0013	0.3271	0.40
65	0.230	0.2591	0.0222	0.2813	7.89	0.2646	0.0014	0.2660	0.53
59	0.331	0.2937	0.0239	0.3176	7.53	0.2987	0.0041	0.3028	1.35
61	0.327	0.2912	0.0238	0.3150	7.56	0.2955	0.0037	0.2992	1.24
62	0.336	—	—	—	—	0.3099	0.0046	0.3145	1.46
63	0.319	0.2875	0.0241	0.3116	8.38	0.2990	0.0034	0.3024	1.12
64	0.312	0.2802	0.2322	0.3034	7.65	0.2954	0.0028	0.2982	0.94
65	0.307	0.2762	0.0225	0.2987	7.53	0.2788	0.0026	0.2814	0.92

資料來源：台灣省家庭收支調查報告

台北市家庭收支調查與個人所得分配研究報告

台灣地區個人所得分配調查報告

台灣省政府主計處編印

台北市政府主計處編印

行政院主計處編印

表四 台灣地區家庭所得分配狀態

年 份	樣 本 數	抽 樣 比 率	Gini 係數*	Oshima 指標	五分位指標
民國 42年	301	—	0.6206	27.44**	15.98**
49	812	—	0.5162	15.20**	9.12**
53	3,000	1.46%	0.3283	8.63	5.53
55	3,000	1.32	0.3239	8.19	5.25
57	3,000	1.26	0.3346	8.45	5.28
59	3,600	1.60	0.2987	7.15	4.58
61	5,730	2.04	0.2955	6.85	4.49
63	5,900	2.03	0.2990	6.84	4.37
65	9,442	3.03	0.2788	6.35	4.18

資料來源：詳見第一章之第三節「資料來源」

*：均以所發表之統計表（分組資料）計算，故會低估不平均度，但不致太嚴重（不超過1.5%）

**：採用直線平均法估計

，最高所得 20 % 家庭之所得與最低所得 20 % 家庭之所得比為 9 比 1 。最高所得 10 % 家庭之所得佔總所得之比率也降為 35.83 % 。其 Gini 係數為 0.5162 ，仍是相當的不平均，但比民國 42 年時之 0.6206 已改善許多了。

從民國 53 年後，本省方有大規模且較完善的家計收支調查資料，根據該項統計資料以 Oshima 指標來衡量我國所得分配之狀況，在民國 53 年時為 8.63 ；至民國 55 年時，該比數下降為 8.19 ；然至民國 57 年時，該比數也回升為 8.45 ，但至 59 年，該指標的比數又下降為 7.15 ，至 61 年時又下降為 6.85 ，63 年時則下降為 6.84 ，到民國 65 年更下降為 6.35 。因此就 Oshima 指標衡量的結果顯示，除民國 57 年略為上升，其餘諸年均是逐漸下降。故就長期言，我國所得分配是趨於平均化。

前節提及，官方所公佈之全國家庭所得分配之 Gini 係數有相當大的誤差。故在下節中所賴以求農家或非農家之家庭所得不平均 Gini 係數，均以吾人所收集之原始資料計算而得。但全省家庭之家庭所得分配的 Gini 係數，可由官方的分組資料求得（其雖有誤差，但其最大誤差不超過 1.5 % ，故尚可採用）。就 Gini 係數言，在民國 53 年時為 0.3283 ，至 55 年時降為 0.3239 ，但 57 年又略為回升為 0.3346 ，至 59 年則下降為 0.2987 ，到 61 年時則降為 0.2955 ，63 年時再降為 0.2990 ，到民國 65 年更下降為 0.2788 ，故知以 Gini 係數衡量的結果判斷，我國經濟成長過程中，所得分配之狀況仍是趨向平均化。若用 Atkinson 及 Theil 指標在數學上雖然略有些不一致，但其趨勢仍是逐漸平均化〔 13 〕。

三、台灣與其他國家所得分配之比較

從上節之分析知，台灣隨經濟發展的結果，所得分配狀況也逐漸趨向平均化，這在世界各國的發展史上誠屬難得，現在再由世界各國不同發展程度的國家看其所得分配狀況〔 7, 16 〕，就可知我國在「均富」目標所作之努力。

發展中國家所得分配之不均以其最低所得 20 % 人口觀察，其平均所得水準之低，實令人難以置信。根據聯合國發表的 40 個發展中國家資料顯示，最貧窮 20 %

人口之平均每人所得要比全國平均每人所得低 28 % 。而這些發展中國家有些國家其所得水準已超過國際「貧窮線」（1968 年每人每年平均所得 100 美元），如巴西、哥倫比亞、牙買加、秘魯、巴拿馬、墨西哥、黎巴嫩等國，其平均所得比我國高，但仍有 40 % 之人口，其所得低於國際貧窮線。這些國家的所得分配可謂極不公平，因此所得重分配就是這些國家的核心問題。

第二類型的國家，其最低所得之 20 % 人口，或甚至更多的人口需仰賴基於人道及政治面予以救濟。這些國家有亞洲的印度、巴基斯坦，和一些非洲的國家如肯亞、坦桑尼亞、賴及利亞、達荷美、薩爾瓦多等。這些國家所得分配雖然較前一類型國家平均些，但由於其平均每人所得太低，致使最低熱量吸收量和營養平衡的條件都無法滿足；根據統計資料顯示，印度在 1968 年時有一億一仟萬人，其平均每人所得僅為 38 美元。而坦桑尼亞，在 1967 年時，則有 40 % 的人口，其每人每年之所得尚不及 30 美元。這一類國家在貧窮和人類悲慘生活方面與經濟發展的基本目標相去甚遠，談所得分配是無意義的。

從過去 20 年的經驗顯示，發展中國家不可能透過所得重分配的財政政策而解除低所得階級的困境，其原因甚多，其中最主要的乃是國民所得太低的緣故，因此重分配政策予窮人利益所作之努力並無成效。此外，事實顯示，大部份開發中國家的經濟利益為高所得階層所享受——最富的 20 % 人口，而部份最貧的 20 % 人口或更多的人並未由經濟的進步的過程中分享到一絲益處。由於經濟成長的利益分配不公平，對許多國家的社會和政治團結產生不利的影響，經由社會和政治的動亂，以致更妨害經濟的進步。

第三類型國家，其所得水準比台灣低，但其分配之平均度與台灣相近，這類的國家有查得、尼日、烏干達、思麗蘭卡、泰國等。這些國家可暫時不談所得分配問題，而當求經濟的發展，以提高每人平均所得為首要目標。

第四類型國家，每人所得水準與台灣相近，且所得分配之平均度也相仿。這些國家有蘇利蘭、韓國等國。這類國家在經濟發展與所得分配不能兼顧時，仍當以經

濟發展爲重。

第五類型的國家，其國民所得水準比台灣高，但所得分配狀況比台灣不平均。這些國家有阿根廷、智利、荷蘭、波多黎各、西德、委內瑞拉、紐西蘭、芬蘭、巴西、南美、法國等國。這些國家應對所得分配問題重視。

第六型國家是所得水準比台灣高，而分配之平均度亦與台灣相近。這類的國家如瑞典、丹麥、英國、美國、加拿大、日本、澳洲、挪威等國。這些國家除日本外，均對所得重分配，作過相當的努力，方有今日的成就。

最後一類是共產國家，由於落後的共產國家資料不易獲得，故不知其分配狀態。但顯然可以了解的是，落後共產國家其階級間的所得差異甚大，而階級內部的差異倒是很小。本文所列舉的共產國家都是所得水準較高的國家，這些國家在1970年時，每人所得已超過美金1,000元。由於共產主義國家都特別標榜分配之平均化，所以大多數的共產國家其所得分配狀況都比較平均些。這些國家中最平均的是東德（Gini係數在1968年時爲0.239），其次爲波蘭、捷克、匈牙利等也都是很平均，但是發展程度最高的南斯拉夫則比台灣及以色列略爲不平均。

四、所得分配之部門分析—羣體分割分析

1. 分析模型

吾人若將所有的家庭依其家庭的特質分成若干部門，而欲知各部門所得分配對家庭所得分配不均的解釋能力，部門間相對所得的差異對家庭所得分配不均的影響力。這些都可經由羣體分割分析而明瞭，同時這也可使我們知道改善所得分配所當著重的部門或努力的方向。

現將家庭依家庭所得的特性分成農家與非農家兩部門，在採用此分析法時，往往隱含一假設，即假定其部門間家庭所得有一定的高低順序。不但是部門間有一定的所得順序，同時假定高所得部門中之每一家庭其所得也都比低所得部門中任何一家庭之所得高。因此我們就可將整個家庭所得分配不均的原因分成三類：一是部門

間所得差異效果 (inter-sectoral inequality effect)，這是由於農家與非農家所得差距所造成的部門間所得差異；二是部門內所得分配不均效果 (intra-sector inequality effect)，三是例外效果 (cross over effect)，其意義與我們的假設不符合所造成的差異，亦即農家所得比非農家所得高時所造成的例外差異。因此可將家庭所得分配之關係式，以下式表示 [註十三]。

$$G(Y) = G(Y_s) + G(Y_n) + G(Y_e) + G_e \quad (4-1)$$

$$G(Y_s) = (\bar{Y}_s - \bar{Y}_n) \theta_s \theta_n / \bar{Y}$$

$$= \frac{N_s Y_s - Y_n N_n}{N \cdot Y} \quad \text{令 } N_s / N = \theta_s, N_n / N = \theta_n$$

$$Y_s / Y = \phi_s, Y_n / Y = \phi_n$$

$$= \theta_s \phi_n - \phi_s \theta_n \quad (4-2) \quad (4-2)$$

$$G(Y_n) = \phi_n \theta_n G_n \quad (4-3a) \quad (4-3a)$$

$$G(Y_s) = \phi_s \theta_s G_s \quad (4-3b) \quad (4-3b)$$

$$G_e = 2 \sum (Y_i^s - Y_i^n) / [(\sum Y_i^s + \sum Y_i^n) \cdot N]$$

$$\text{但 } Y_i^s > Y_i^n \quad (4-4) \quad (4-4)$$

式中 $G(Y_s)$ 即為部門間之差異效果， \bar{Y}_s 為非農業部門家庭之平均所得； \bar{Y}_n 為農家平均戶所得； θ_s 為非農家之戶數比， θ_n 為農家之戶數比； \bar{Y} 為全國平均每戶之所得， ϕ_s 為農家總所得在總所得中所居之比率， ϕ_n 為非農家之總所得在總所得中所居之比率， $G(Y_n)$ 為加權後之農家部門內所得分配不平均度， $G(Y_s)$ 則為加權後之非農家部門內所得分配不平均度。 G_s 及 G_n 則分別表示農家及非農家部門內之所得分配不平均度， G_e 為例外效果， N 為家庭總戶數。若欲知各種效果對所得分配不平均度說明能力之大小，即將各種效果除以家庭所得分配不平均度即可，即

$$G(Y) / G(Y) = 1 = G(Y_s) / G(Y) + G(Y_n) / G(Y) + G(Y_e) / G(Y)$$

$$+ G_e / G(Y)$$

$$= F_s + F_n + F_e + F_e \quad (4-5)$$

表五 台灣部門所得分配表

年 份		53	55	57	59	61	63	65
1	Y (元)	30,034	33,536	40,617	47,175	60,560	93,960	116,297
2	Y _n (元)	30,173	34,080	44,603	53,089	64,565	101,443	121,887
3	Y _a (元)	29,503	32,319	31,967	35,439	49,033	71,832	100,041
4	θ_n (%)	58.93	55.23	53.92	68.80	73.84	77.20	74.48
5	θ_a (%)	41.07	44.77	46.08	31.20	26.16	22.80	25.52
6	ϕ_n (%)	59.49	56.53	62.02	77.69	78.80	82.70	78.05
7	ϕ_a (%)	40.51	43.47	37.98	22.31	21.20	17.30	21.95
8	G _n	0.3413	0.3379	0.3403	0.3218	0.3186	0.3113	0.2879
9	G _a	0.3176	0.3211	0.3079	0.2916	0.2943	0.2879	0.2764
10	G (Y _g)	0.0056	0.0130	0.0772	0.0836	0.0495	0.0554	0.0357
11	G (Y _n)	0.1197	0.1055	0.1138	0.1720	0.1854	0.1987	0.1668
12	G (Y _a)	0.0528	0.0625	0.0539	0.0188	0.0163	0.0114	0.0155
13	G _e	0.1502	0.1429	0.0897	0.0243	0.0443	0.0335	0.0608
14	G (Y)	0.3283	0.3239	0.3346	0.2987	0.2955	0.2990	0.2788
15	F _g	0.0171	0.0401	0.2307	0.2799	0.1675	0.1853	0.1280
16	F _n	0.3646	0.3257	0.3401	0.5758	0.6274	0.6645	0.5982
17	F _a	0.1608	0.1030	0.1611	0.0629	0.0552	0.0381	0.0556
18	F _e	0.4575	0.4412	0.2681	0.0814	0.1499	0.1120	0.2181

資料來源：台灣省家計收支調查報告

台灣省政府主計處編印

台北市家庭收支調查與個人所得分配研究報告

台北市政府主計處編印

台灣地區個人所得分配調查報告

行政院主計處編印

式中之 F_g , F_a , F_n , 及 F_e 分別表示部門間差異、農家內部、非農家內門分配不均、以及例外效果等之解釋能力。

2 台灣部門所得分配之實證分析

現將本省有關部門所得分配資料列於表五，表五中之 F_g 表示農家與非農家所得差距對所得分配不均之解釋能力，由該統計數字顯示，在民國 59 年以前該項說明能力有逐增加的趨勢，尤其是民國 55 年至 57 年增加的更快，而這時正好是農業生產條件最壞的時候。換言之， F_g 實可表示農家所得與非農家所得差距的指標，該項解釋能力愈高則表示農家所得與非農家所得差距愈大。省政府家計收支調查資料顯示民國 59 年是農家所得與非農家所得差距最大的一年。至民國 61 年後 F_g 說明能力因政府積極從事繁榮農村經濟建設而略為縮小，但也穩定於 18% 左右。

表五中之 F_n 及 F_a 之統計數字顯示，兩者是互為消長，當非農家部門對所得分配不均之說明能力提高後，農家部門之解釋能力就降低了。大體言之，非農家部門之說明能力有提高的趨勢，而農家部門則呈下降的趨勢。這主要的原因乃是由於經濟結構之轉變，由農業經濟社會轉變為工業經濟為重心之經濟社會，因而使農業家庭之比率下降，而農業所得之比重也下降，致使農業部門與非農業部門家庭所得分配不平均度所予之權數有很大的變動。如在民國 53 年時，農家與非農家部門分配不均所予之權數 ($\phi_1 \theta_1$) 分別為 0.1664 及 0.3506，然到民國 65 年時其所予之權數分別為 0.0560 及 0.5813，致使說明能力也有很大的轉變。

表五中之最後一項 F_e 為例外效果在家庭所得分配不平均中所居之比率，這一比率表示不支持非農家所得大於農家所得此假說之比率。該比率在民國 53—59 年呈遞減的趨勢，這正好與 F_g 的趨勢相反， F_g 表示農家所得與非農家所得在 53—59 年間日益擴大，而由 F_e 的下降說明農家所得高於非農家所得的戶數及所得數額愈來愈少。因此由 F_e 之變化也可知農家所得與非農家所得相對差距之變化。由 61—65 年則因政府對農業部門的投資增加、保證價格的實施，使農民直接受惠，故而使 F_e 略增，此外由 F_g 之數字顯示，此一比率似乎沒有想像中那麼嚴重，此乃因有一部份的低估。由於本資料的所得是以戶為單位計算，即 θ_a 以戶為單位求得。

一般言之，農家每戶人口比非農家每戶人口，在民國 53～55 年高出 21 %，因此農家平均每人所得要比非農家低 33 %，比全國平均每人所得低 26 %，若依此一比率計算則 F_0 的解釋能力將高達 26.4 %。〔註十四〕

由本節分析的結果知，未來欲使所得分配的狀況令人滿意，提高農民所得，縮小農家與非農家所得差距不失為一有效的方法。例如將農民所得提高為全省平均所得之 80 %，若農業人口仍佔全省人口之 25 % 時，也就相當於農家所得為非農家之 75 %（平均每人所得），則可使所得分配不平均度下降 10 %（其他解釋因子不變）。

第五章 決定所得分配之因素

研究經濟發展與家庭所得分配時，首先要注意者為經濟發展理論體系。傳統之看法，將所得區分為薪資所得與財產所得，而經濟發展理論亦含有此看法，如經濟發展首重資本累積，而認為資本累積是經濟發展的原動力。此外經濟發展也就是求勞動生產力的提高。凡此種種均與傳統的功能性所得分配有關。

同樣的道理，研究家庭所得分配亦當由經濟發展觀點出發，而在處理此問題的方法就是採用因素分解分析，而將家庭所得來源分成薪資所得（W），財產所得（ π ），農業所得（A）以及其他所得（X）。本章第一節就要研究分析模型，依家庭所得分配 Gini 係數之因素分解公式〔24〕

$$G(Y) = \phi_w R_w G(W) + \phi_\pi R_\pi G(\pi) + \phi_A R_A G(A) + \phi_X R_X G(X)$$

將家庭所得分配不均之原因歸屬於各所得來源，同時將各所得來源與家庭所得分配不均之關係說明，即各所得來源對家庭所得分配之不均，透過該所得在家庭所得中所居之份額（ ϕ_i ），該所得與家庭所得之相對相關性（ R_i ）以及該因素所得之分配 $G(i)$ 等三種因子。在 Fei - Ranis - Kuo 之文中也採用，因素分解分析，惟 Fei - Ranis - Kuo 所採用之因素分解公式為一簡化形式，即假定 $R = 1$ ，故其公式為

$$G(Y) = \phi_w G(W) + \phi_\pi G(\pi) + \phi_A G(A) + \phi_X G(X)$$

因此就產生誤差，同時 Fei - Ranis - Kuo 之假定 $R_i = 1$ 更有待商榷。

第二節為就時間數列看家庭所得分配不平均度變動之效果分析。第三節為台灣家庭所得來源之分析—時間數列之分析。由於時間數別資料之不完善，故而第四節討論民國 65 年資料之橫斷面分析。

一、分析模型

設一個家庭所得（ Y_i ）由數種不同的所得來源構成，如薪資所得（ W_i ），財產

所得 (π_i) 農業所得 (A_i) , 其他所得 (X_i) [註十五] 等, 則

$$Y_i = W_i + \pi_i + A_i + X_i \quad (5-1)$$

而各項所得來源在整個所得中所佔之份額, 分別為 ϕ_w , ϕ_π , ϕ_A 及 ϕ_x , 而令

$$Y = \sum_{i=1}^N Y_i; W = \sum_{i=1}^N W_i; \pi = \sum_{i=1}^N \pi_i; A = \sum_{i=1}^N A_i; X = \sum_{i=1}^N X_i$$

$$Y = \sum Y_i = W + \pi + A + X \quad (5-2)$$

$$\phi_w = W/Y; \phi_\pi = \pi/Y; \phi_A = A/Y; \phi_x = X/Y$$

$$\phi_w + \phi_\pi + \phi_A + \phi_x = 1$$

所以家庭所得分配型態, 依所得來源可寫成下列形式:

$$(Y_1, Y_2, \dots, Y_N) = (W_1, W_2, \dots, W_N) + (\pi_1, \pi_2, \dots, \pi_N) + (A_1, A_2, \dots, A_N) + (X_1, X_2, \dots, X_N) \quad (5-3)$$

若衡量指標可同時衡量上式之等式兩方, 那麼我們就可以知道造成所得分配不均之主要因素是什麼。在我們常用的指標中, Atkinson 指標為一指數形成, Theil 指標為一對數形式, 均不能作因素分解分析 (decomposed analysis), 因而不合乎本文研究之需要, 惟有 Gini 指標是一種線型 (linear form) 能適合作因素分解分析, 所以我們以 Gini 集中係數衡量, 在衡量時遭遇到一個問題, 那就是以 Gini 集中係數來衡量分配之不均, 係先將所得依大小順序排列, 即 $Y_1 \leq Y_2 \leq \dots \leq Y_N$, 但與所得對應之薪資所得 (W) 財產所得 (π) 及農業所得 (A)、其他所得 (X) 則未必為一單向增加的向量。例如, 在正常情況下, 財產所得與家庭所得間之關係當成正向, 即家庭所得愈高者, 其財產所得之量當愈多, 故財產所得 (π) 實為一單向增加向量 (monotonic increasing vector), 至於薪資所得 (W) 農業所得 (A) 可能在某一家庭所得水準下才為單向增加向量, 在該水準以上則又可能演變成單向減少向量。因此, 家庭所得之等級與各個所得組成份子之等級常有不一致的問題存在, 在衡量時就易遭遇到此問題。本文擬以 Pseudo-Gini 集中係數的概念 [19, 22] 來解決該問題。

Pseudo-Gini 集中係數之意是指, 某一所得來源之分配不以其本身數列的大

小順序作為衡量標準，而是以家庭所得大小順序為衡量的標準。例如薪資所得的向量為 (W_1, W_2, \dots, W_N) 其不為一單向增加向量，但與其對應之家庭所得 (Y_1, Y_2, \dots, Y_N) 為一單向增加向量。因此在計算 W 之 Pseudo-Gini 集中係數時，以 Y 之順序為加權之權數而求得之 Gini 集中係數，如此 Gini 集中係數定然要比 Pseudo-Gini 集中係數大。兩者之差異乃在於所予之權數不同〔註十六〕。換言之，其差異在於本身的順序與家庭所得之順序的序列相關。其證明如下：以薪資所得 (W) 為例證明，其餘的可類推。

$$\text{令 } G(W) = \alpha \mu_w - \beta$$

$$\alpha = 2/N, \quad \beta = (N+1)/N \quad (5-4)$$

$$\mu_w = \sum_{j=1}^N \gamma_j W_j, \quad \gamma_j = W_j / \sum_{j=1}^N W_j$$

$$\gamma_j = 1, 2, \dots, N \text{ 即 } \gamma_1 = 1, \gamma_2 = 2, \dots, \gamma_N = N$$

式中 W_j 已按薪資所得之大小排列，即 $(W_1; W_2; W_3 \dots W_N)$ 且 $W_1 \leq W_2 \leq \dots \leq W_N$ ， γ_j 即表示 W_j 之順序。而工資分配之 Pseudo-Gini 係數之意義及計算方式為：

$$\bar{G}(W) = \alpha \bar{\mu}_w - \beta \quad (5-5)$$

$$\alpha = 2/N, \quad \beta = (N+1)/N$$

$$\bar{\mu}_w = \sum \lambda_i W_i \quad \lambda_i = 1, 2, \dots, N \quad \lambda_1 = 1, \lambda_2 = 2, \lambda_N = N$$

式中 W_i 雖未按大小順序排列，但其予之權數則依所得的大小順序 λ_i 。因此 Pseudo-Gini 之意是指其計算方式與 Gini 係數相同，惟其所予之權數有所不同，故而加 Pseudo 以區別之。同理可求其他所得來源的 Pseudo-Gini 係數，所以所得分配依所得來源來衡量的結果就可寫成下列形式：

$$G(Y) = \phi_w \bar{G}(W) + \phi_\pi \bar{G}(\pi) + \phi_A \bar{G}(A) + \phi_x \bar{G}(X) \quad (5-5)$$

式中之 $\bar{G}(W)$ 、 $\bar{G}(\pi)$ 、 $\bar{G}(A)$ 及 $\bar{G}(X)$ 分別表示 W ， π ， A 及 X 之 Pseudo-Gini 集中係數。

至於 Gini 集中係數與 Pseudo-Gini 集中係數之關係可由下面諸式求得：

$\bar{W} = 1/N$ $\bar{r} = \bar{\lambda} = (1+2+\dots+N)/N = (N+1)/2$ W 及 r, λ 分別表示 W, r, λ 之平均數。

$$\begin{aligned}
\text{Cov}(W, r) &= \sum (W_j - \bar{W})(r_j - \bar{r}) \\
&= \sum r_j W_j - N\bar{W}\bar{r} \\
&= \mu_{wr} - (N+1)/2 \\
&= (N/2) \{ (2/N)\mu_{wr} - (N+1)/N \} \\
&= (N/2)G(W) \tag{5-6}
\end{aligned}$$

$$\text{同理可求 } \text{Cov}(W, \lambda) = (N/2)\bar{G}(W) \tag{5-7}$$

現若設 W 及 r 間之相關係數為 $R(W, r)$ ， W 與 λ 間之相關係數為 $R(W, \lambda)$ ，則

$$\begin{aligned}
R(W, \lambda) &= \text{Cov}(W, \lambda) / \sigma_w \sigma_\lambda \\
R(W, r) &= \text{Cov}(W, r) / \sigma_w \sigma_r \\
R_w &= R(W, \lambda) / R(W, r) \\
&= \text{Cov}(W, \lambda) / \text{Cov}(W, r) \\
&= \bar{G}(W) / G(W) \tag{5-8}
\end{aligned}$$

R_w 為 $R(W, \lambda)$ 與 $R(W, r)$ 之相對相關係數，其所在範圍為 +1 至 -1 間。 $R_w = 1$ 之經濟的意義就是我們假設家庭所得與各組成份子間有完全等級正相關，意即假設家庭所得愈高者其所得組成份子之所得亦高。 R_w 之高低表示能支持此一假設的比率。換言之， R_w 就是說家庭所得愈高之家庭其薪資所得也愈高，能支持此一假說的比率。

有了這相對相關係數之概念或支持假說的概念後，家庭所得不平均度與所得來源分配之不均式，就可寫成下列式子：

$$G(Y) = \phi_w R_w G(W) + \phi_\pi R_\pi G(\pi) + \phi_A R_A G(A) + \phi_x R_x G(X) \tag{5-9}$$

由此亦可造成家庭所得分配不均的原因，或知道各個所得組成因素所造成的不平均

程度，也可由此知各個所得來源對家庭所得分配不平均之解釋能力

$$1 = \frac{\phi_w R_w G(W)}{G(Y)} + \frac{\phi_\pi R_\pi G(\pi)}{G(Y)} + \frac{\phi_A R_A G(A)}{G(Y)} + \frac{\phi_x R_x G(X)}{G(Y)}$$

$$= F_w + F_\pi + F_A + F_x \quad (5-10)$$

式中 F_w 、 F_π 、 F_A 、 F_x 分別表示 W 、 π 、 A 及 X 對總所得不平均度之說明能力。

二、家庭所得分配不平均度變動之效果分析

前節對家庭所得分配依所得來源之不同而作了靜態分析。現在我們可經由時間之變化，採用動態的分析，藉以明瞭所得分配在時間的過程中，改善或惡化的原因。這些原因可分成三類。一是因素所得分配份額效果 (factor income distributive share effect)；二是因素之家庭分配效果 (factor family distribution effect)；三為相對相關效果 (relative correlation effect)。

$$\frac{dG(Y)}{dt} = A + B + C \quad (5-11)$$

$$A = R_w G(W) \frac{d\phi_w}{dt} + R_\pi G(\pi) \frac{d\phi_\pi}{dt} + R_A G(A) \frac{d\phi_A}{dt} + R_x G(X) \frac{d\phi_x}{dt} \quad (5-12a)$$

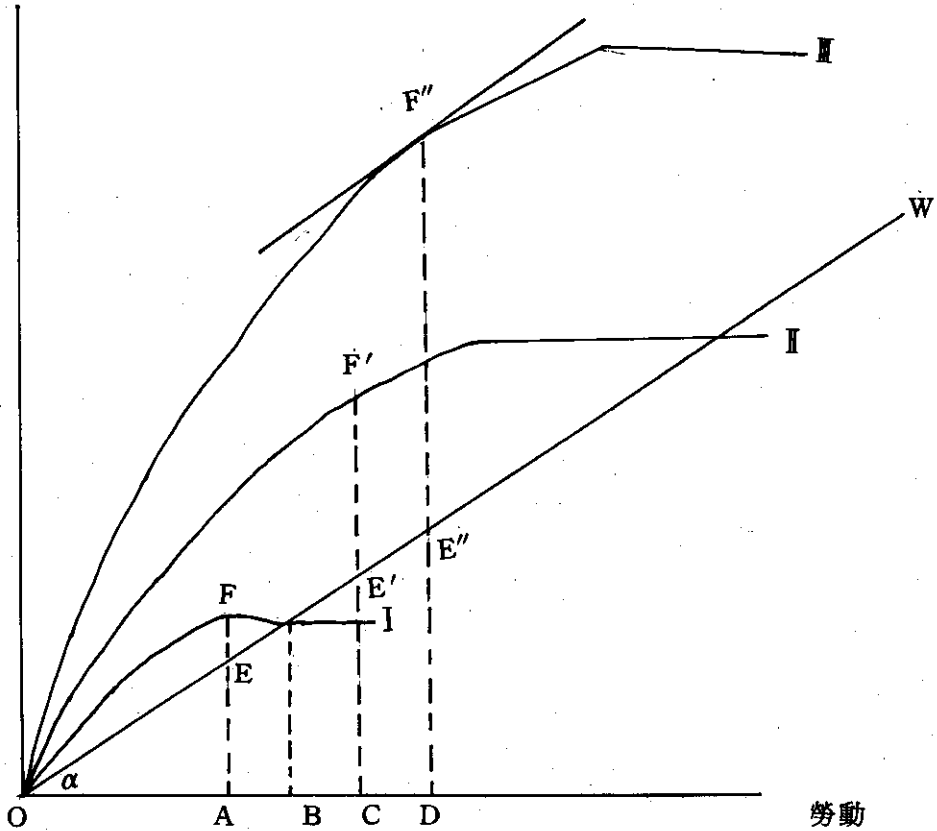
$$B = \phi_w R_w \frac{dG(W)}{dt} + \phi_\pi R_\pi \frac{dG(\pi)}{dt} + \phi_A R_A \frac{dG(A)}{dt} + \phi_x R_x \frac{dG(X)}{dt} \quad (5-12b)$$

$$C = \phi_w G(W) \frac{dR_w}{dt} + \phi_\pi G(\pi) \frac{dR_\pi}{dt} + \phi_A G(A) \frac{dR_A}{dt} + \phi_x G(X) \frac{dR_x}{dt} \quad (5-12c)$$

式中 A 為功能性所得分配效果，功能性所得分配與經濟發展的階段有密切的關係。一般言之，在有勞動剩餘的經濟社會裏，工資幾乎是固定的（真實工資約在求生存工資水準），因此當經濟成長後，只要社會上有剩餘勞動存在，而採用的生產技術

圖七 因素報酬份額之變動

產出



為勞力集約式 (labor intensive)，則經濟成長的效果，或技術改良、生產力提高的部份均為資本家所享受。如圖七所示，原來之生產函數為 I，社會上之勞動量為 OA ，此時之工資率為 OW 所表示之斜率 (即 $\tan \alpha$)。而此項工資率為維持生存所必須的工資率。換言之，工資率若低於此水準，勞動者將飢餓而死亡，使勞動供給減少。在生產函數為 I 的情況，在現有生產技術及生產能量下，整個社會所能養活的人口數 (或勞動力) 為 OB 所示之數量，由於工資率為 $\tan \alpha$ ，整個社會會生產 AF 產量，其中 AE 是支付工資，資本家獲得 EF 投資，使下一時期生產能力增加為生產函數 II，同時人口也增加至 OC ，在 OC 時，勞動邊際生產力顯然大於零，但仍低於工資率，仍有剩餘勞動現象存在，故工資率不會提高。故此時工資支

付總額為 CE' ，而資本家取得 $E'F'$ 部份， $E'F'$ 中除了一部份是以前投資所當獲得的報酬外，尚有一部份是勞動邊際生產力比在 A 時增加的部份。因此 $E'F'$ 在整個生產 CE' 中所屬之份額就比原來 FE 在 AF 中所佔之所得份額大，這種資本所得份額將持續增加，直到勞動剩餘現象消失為止，即也無隱藏性失業存在，亦即至勞動邊際生產力等於工資率，即如圖七所示之生產函數 III 。勞動為 OD 。此時資本所得份額為 $E''F''/DF''$ ，也為該技術條件及經濟條件下，最大的所得分配份額。

當經濟發展過了經濟發展的轉捩點後，勞動剩餘的現象消失，因素所得分配份額就未必對資本家有利。這就需視未來發展之措施、策略、技術選擇等問題而定。故在經濟發展之初期因素所得分配份額對資本家有利，而在發展之晚期就不一定。一般認為當經濟發展到一相當程度後，所得份額會固定。在通常情況下，資本所得的分配不平均度要比勞動所得分配不平均度大，所以許多經濟學家認為所得分配狀態在經濟發展初期會惡化，至相當程度後又會逐漸平均化。換言之，經濟學家認為由經濟發展過程中因素分配份額之變動也足以說明經濟發展與所得分配之平均度呈 U 型之可能性極大。這種說法不完全正確，其尚須視相對相關效果之大小而定。

B 為因素家庭分配效果，是表示各所得組成因素分配狀況之變化對家庭所得分配的效果。影響該項分配變動的因素隨組成份子之不同而異。如工資所得分配，一方面受教育水準、年齡、性別、職業等之差異影響；另一方面又受該家庭所擁用的勞動人數之影響；亦即因素所得分配是受該因素之質與量的分配影響。

C 為相對相關效果，表示各因素所得的順序與總所得順序關係之變化。換言之，吾人假設因素所得與家庭所得的順序當一致。然實際上，因家庭性質不同，其所得構成的項目及比重也就不同，所以因素所得與家庭所得的順序也就不一致了，而相對相關效果就是說明因素所得順序與家庭所得順序相一致的一比率，也就是支持吾人假設的一比率。

在前第三章第三節中曾提及，由於在通常情況下，資本所得（財產所得）分配之不平均度要比勞動所得分配不平均度大，所以許多經濟學家就認為若勞動所得份

額提高，就可使家庭所得分配平均些。這一論調有待商榷，因為當我們了解家庭所得分配不平均度變動之諸效果後，就知道決定家庭所得分配不平均度變化的效果有三，除了因素所得分配份額效果外，尚須視因素之家庭分配效果及相對相關效果。即設家庭所得 Y 僅區分成勞動所得 W 及資本所得 π ，則其所得不平均度可分解為：

$$G(Y) = \phi_w R_w G(W) + \phi_\pi R_\pi G(\pi)$$

現若已知 $G(W) < G(\pi)$ ，而勞動所得與家庭所得及資本所得與家庭所得間之相對相關程度不變，即 R_w 及 R_π 不變而僅因素所得分配份額改變，設 ϕ_w 提高而 ϕ_π 下降，則家庭所得分配狀況 $G(Y)$ 是否一定會平均化？

$$\frac{dG(Y)}{dt} = R_w G(W) \frac{d\phi_w}{dt} + R_\pi G(\pi) \frac{d\phi_\pi}{dt}$$

若 $d\phi_w > 0$ ， $d\phi_\pi < 0$ 而欲使 $dG(Y) < 0$ 則

$$R_w G(W) \frac{d\phi_w}{dt} < -R_\pi G(\pi) \frac{d\phi_\pi}{dt} \quad (5-13)$$

因為 $\phi_w + \phi_\pi = 1$

$d\phi_w + d\phi_\pi = 0$ 所以 $d\phi_w = -d\phi_\pi$

因此欲使 $dG(Y) < 0$ ，時必需使 $R_w G(W) < R_\pi G(\pi)$ 因此若 R_w 很大，而 R_π 較小時， ϕ_w 之增加有時反使家庭所得分配不平均，故知因素分配份額對家庭所得分配之影響，需視相對相關係數之大小及因素之家庭分配平均與否。相對相關係數與該因素之家庭分配不平均度之乘積愈大，則該因素所得份額增加，愈使所得分配不平均化。反之，若其乘積愈小，則該因素所得份額增加，就可使所得分配平均化。

三、台灣家庭所得來源之分析—時間數列

1. 因素所得分配份額之變動

現吾人將家庭所得依其來源之不同可解析為薪資所得 (W)，財產所得 (π)

), 農業所得 (A) 以及其他所得 (X) 等四種。根據台灣省及台北市家計收支調查資料所求得之薪資、財產、農業及其他所得在總所得中所居之比率則如表六中之 ϕ_i 所示。大體言之, 薪資所得所居之份額 ϕ_w , 在民 53 ~ 61 年間逐漸提高, 而 61 ~ 65 年又呈略降的情形。此乃因 53 ~ 61 年間正是本省經濟快速成長之時期, 國內生產毛額年平均成長率高達 10.4%, 同時本省所發展及快速成長的產業多屬勞動密集的產業, 如紡織業、電子業, 因此對勞動需求較大, 致使這一時期之 ϕ_w 提高, 到 62 年以後, 由於過去經濟過度繁榮以及國際經濟的不景氣, 國內經濟亦受影響, 使經濟成長減緩, 63 年至 65 年內國生產毛額年平均成長率僅為 5.2%, 62 年至 65 年平均成長率僅為 6.9% (62 年仍屬高成長率時期, 達 12%) 因而對勞動需求減少, 致使勞動所得份額略為下降。

財產所得所居之份額 (ϕ_r) 大致固定, 農業所得所居之份額 (ϕ_A) 則呈下降的趨勢, 這是經濟結構轉變所造成的必然結果。其他所得所居之份額 (ϕ_x) 則無明顯的趨勢可言。

本省家庭所得分配資料之因素所得分配份額與中華民國國民所得的因素所得分配份額有些出入。現將中華民國國民所得之因素所得依家庭所得分配資料之分類分成農業所得、薪資所得、財產所得及其他所得, 並將其繪成時間數列圖, 即圖八。將兩者相比較時發現, 國民所得資料之薪資所得份額比家庭所得之資料為低。但財產所得與農業所得則又比家庭所得資料高了許多。國民所得資料其他所得所佔之比率也比較低。由這兩種資料來源比較, 顯然知道家庭所得資料中最嚴重的問題是財產所得所居之比率太過偏低, 這是因為高所得的抽出比率偏低所致。再者由家庭所得資料與國民所得中之可處分所得相比, 前者約為後者之 75 ~ 80%, 這也證明家庭所得分配資料較偏低, 同時所抽的樣本也較偏向於中、低所得階層, 這也可能是依我國統計當局所有資料顯示所得分配不平均度較低的原因之一。

2 因素所得分配之變動

由表六資料顯示, 民國 53 ~ 57 年間分配大致固定在 0.55 左右, 但 57 年以

後則呈平均化傾向（除民國 61 年外），這與經濟發展的階段性有關。在民國 57 年前勞動品質差異反映在工資上的差異較大，即技術工人與非技術工人間之工資差異較大。因為非技術工人之供給過多，致使其工資不易上漲。至民國 57 年後，因勞動集約式的工業快速發展而使之對非技術性之工人需求大增，故而其工資亦隨之上升，使技術工人與非技術人工資間之差異縮小，故而工資所得分配也逐漸平均化。此外加上教育之普及使教育水準之差異縮小，使勞動品質之差異也逐漸縮小。

財產所得分配狀態大體言之要比工資所得分配不平均些，但其分配型態無明顯的趨勢可言。至於農業所得分配型態大體言之，反而逐漸不平均的傾向，研究其原因乃是因農家戶數的不斷減少，致使擁有農業所得的戶數減少。換言之，就分配之立場言，無農業所得之戶數增加，自然促使該項所得分配不平均化的力量之一，這與農家所得分配之平均與否無關，不可混為一談。另一項所得來源為其他所得，其他所得中包括執行業務所得、業務所得、移轉所得及其他所得等項目，主要的是執行業務所得及營業所得，其所居之比率達該項所得之 80 % 以上。該項所得之不平均度大致維持在吉尼係數為 0.8 左右，亦無明顯趨勢可言。由於各個家庭性質不同，其所得的來源也不同，因此各家所擁有的所得種類不同。如有些家庭僅有薪資所得及其他所得，有些家庭有薪資所得及財產所得，有些家庭則只有農業所得及薪資所得。因此，因素所得分配要比家庭所得不平均些。

3. 相對相關係數之變化

由表六中之相對關係數知，工資的相對相關係數在民國 53 ~ 61 年間逐漸上升，而 61 年以後又逐漸下降。分析其原因乃是各家庭的所得來源不同的原故。雖然在理論上，高所得家庭與低所得家庭之所得結構當截然不同，但若當某種所得在總所得中之比率很高時，該所得來源與總所得的關係自然較為密切而具決定性。因此大體言之，就時間的過程言， R_1 之大小與 ϕ_1 間有密切關係。當 ϕ_1 較大時 R_1 通常也較高些。財產所得與家庭所得的關係較為密切，這也是較正常的現象，因財產所得多集中於高所得家庭。農業所得與總所得的關係呈逐漸下降，即至 65 年其相對

表六 台灣家庭所得來源分配表

來源別		年份	53	55	57	59	61	63	65
因素所得份額 (ϕ_i)	ϕ_w		0.3318	0.4434	0.4906	0.5348	0.6440	0.6052	0.5914
	ϕ_π		0.0786	0.0844	0.1024	0.0864	0.1085	0.1129	0.1068
	ϕ_A		0.4153	0.2512	0.1475	0.1611	0.0916	0.0885	0.0905
	ϕ_x		0.1743	0.2209	0.2595	0.2195	0.1546	0.1938	0.2165
Gini集中係數 G(i)	G(W)		0.5430	0.5506	0.5495	0.4940	0.4386	0.4548	0.4520
	G(π)		0.5934	0.7010	0.6989	0.6376	0.6881	0.6887	0.6273
	G(A)		0.6638	0.7730	0.8055	0.7674	0.8503	0.8797	0.8566
	G(X)		0.8787	0.8095	0.7935	0.8128	0.8370	0.8075	0.7877
相對相關係數 (R_i)	R_w		0.3204	0.4313	0.4789	0.5516	0.7003	0.6154	0.5942
	R_π		0.5870	0.6261	0.6903	0.6259	0.6646	0.7022	0.6668
	R_A		0.6962	0.4662	0.2171	0.1572	0.0996	0.1506	0.1131
	R_x		0.4998	0.5313	0.6005	0.5498	0.3987	0.4176	0.4488
家庭所得吉尼係數 G(Y)		0.3535	0.3279	0.3285	0.2971	0.3050	0.3089	0.2887	
因素解釋能力 (F_i)	F_w		0.1633	0.3211	0.3944	0.4905	0.6364	0.5484	0.5501
	F_π		0.0774	0.1130	0.1504	0.1136	0.1627	0.1768	0.1547
	F_A		0.5430	0.2761	0.0785	0.0654	0.0254	0.0380	0.0304
	F_x		0.2162	0.2998	0.3764	0.3303	0.1692	0.2367	0.2650

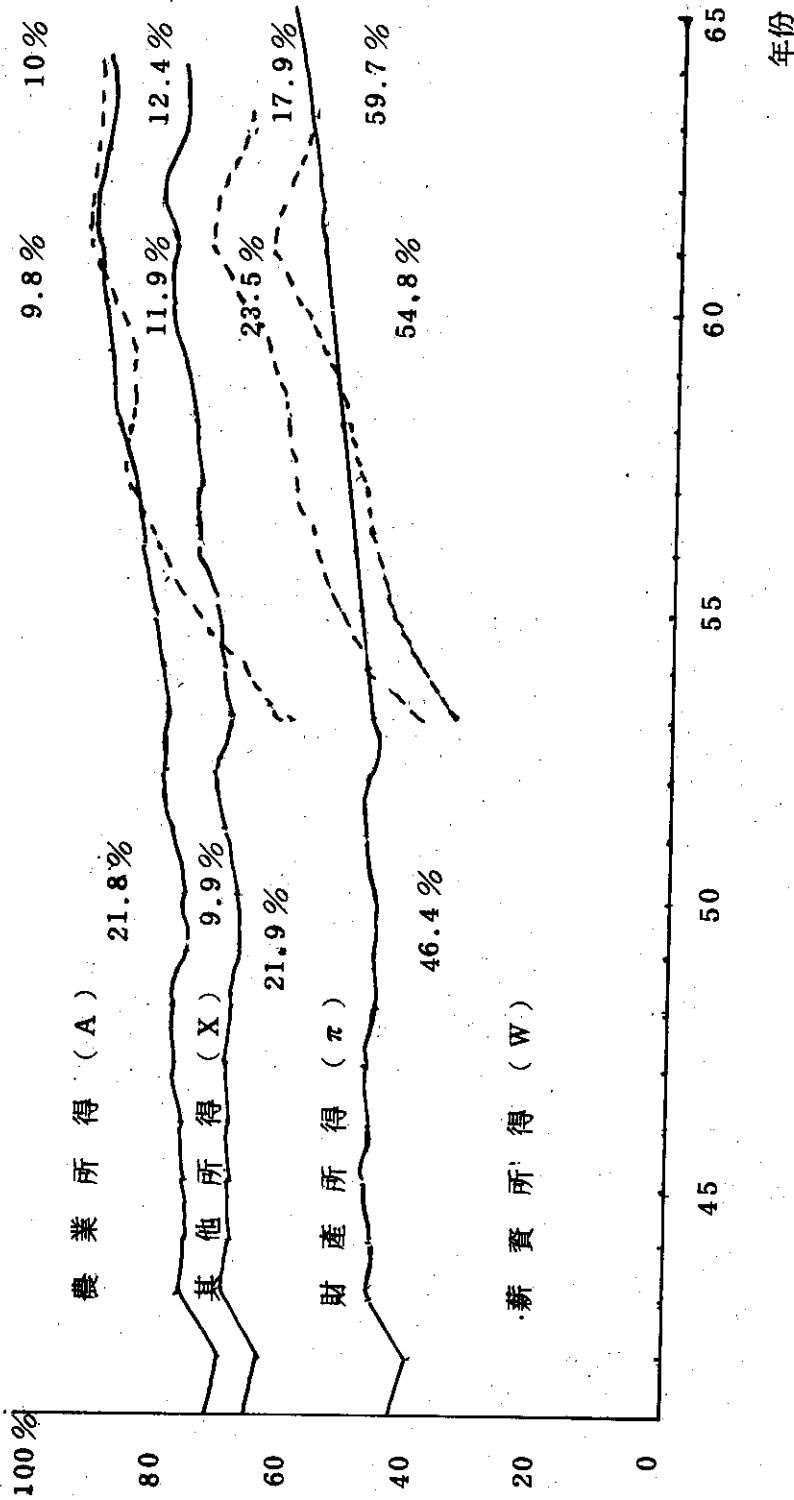
資料來源：台灣省家計收支調查

台灣省政府主計處

台北市家庭收支調查

台北市政府主計處

圖八 國民所得分配



資料來源：中華民國國民所得 行政院主計處編印 同表六

相關係數僅 0.1131，幾無相關。而其他所得則無明顯趨勢。其中農業所得與總家庭所得的相對相關係數之逐漸下降與薪資所得的相對相關係數之變化有密切關係。因農家勞動的外移多至非農業部門，並由非農業部門獲得薪資報酬。因此，促使薪資報酬之高低與家庭所得高低的關係增加，也因此農業所得在所得中之比重下降使得其相關關係亦下降。而民國 61 年後農業外移的現象，因經濟之不景氣而減少，農業部門因政府的「加速農村經濟建設方案」的付諸實行而改善，故使 63 年農業所得與家庭所得的關係提高，薪資所得與家庭所得的關係反而略降。

4. 因素解釋能力之變化

表六中 F_1 表示各因素所得對台灣家庭所得分配不均的解釋能力。工資所得 (F_w) 的說明能力在民國 61 年以前有逐漸增加的趨勢，由民國 53 年之 16.33% 增年 61 年 63.64%，其說明能力增加之最主要原因是工資所得在整個家庭所得中之重要性逐漸增加。但 61 年後略為下降，至 63 年降為 55.01%，這下降，一方面是 ϕ_w 之下降，另一方面是 R_w 之下降所致。由財產所得分配不均致使台灣所得分配不均的說明能力 (F_r) 大約維持在 15% 左右。農業所得之說明能力 (F_A) 却逐年下降，由民國 53 年之 54.3% 降為 65 年之 3.04%，幾乎無說明能力。倒是其他所得的說明能力總居一相當重要的地位，由 16.92% 至 37.64%，而該項所得所包括的項目又很含混，有高所得的醫師、律師、會計師等之執行業務所得，有一般自營商店及工廠的營業所得，故本文有進一步分析的必要。

5 其他所得之分析

現將其他所得分成四類，一是營業所得 (X_1)，二是執行業務所得 (X_2)，三是移轉所得 (X_3)，四是其他雜項所得 (X_4)，其他雜項所得為一平衡項，即家庭總所得減去 ($W + \pi + A + X_1 + X_2 + X_3$) 所得之數，因此有些家庭之負債也列入該項，此外尚包括一些雜項收入，如賣舊報紙及破爛所得，及一些獎金收入等。因此，該項收入在有些家庭就為負。在這種有負的情況下，其 Gini 係數就可能大於 1^{〔註十七〕}。茲將本省其他所得析分後，各項所得之份額、分配狀況及其與家庭總所

得之相對相關係數以及解釋能力均列於表七。

這些所得中以營業所得所居之份額較大，其其他雜項所得次之，執行業務所得又次之，移轉所得最少。這些所得在家庭間之分配都很不平均。尤其是以執行業務所得之 Gini 係數幾乎接近 1，移轉所得之 Gini 係數亦甚高。再由相對相關係數看，除執行業務所得與家庭所得之相對相關係數較高之外，其餘均低。這項所得之相對相關係數高是很正常，因有這項所得者一般所受之教育較高，而且其從事的職業也是高所得之職業。較不合理的是移轉所得，其相對相關係數雖然很低，但為正。依常理，移轉所得之 R_x 當為負，因所得高者常無該所得，而所得低者方有，故知本省的社會福利事業尚不完善。

6. 非農家所得來源之分析

依上述同法將非農家所得來源之因素分解分析結果列於表八（農家的在第六章討論）。非農家所得分配狀態在趨勢上言是逐漸平均，但這種平均化是有起伏的，即有時有不平均化的現象產生。非農家的所得中以薪資所得最重要，其他所得次之（以營業所得為主）。非農家所得之薪資所得及其他所得比全國的平均，但財產所得及農業所得則比全國不平均，尤其是農業所得，其 Gini 係數相當高；同時財產所得與家庭總所得之相關性也較高，這說明了非農家所得中財產分配狀態較全國不平均，而它說明非農家所得不平均的程度也比全國高些。至於農業所得之相對相關係數很低或為負，很低表示與家庭所得之高低無關，為負則表示反而成為分配平均化的力量，亦即該項所得分配愈不平均，愈可促使家庭所得分配的平均。

由於其他所得項之說明能力甚高，故也將其分析列於表九。

7. 台灣家庭所得分配之變動效果分析

民國 53 ~ 65 年間，台灣家庭所得分配就現有統計資料及 Gini 係數所表示的是有逐漸平均化的傾向，其平均化的原因依 (5 ~ P1) 式可分成 (5 ~ 12a - c) 三類，一是因素所得分配效果 (A)，二是因素之家庭分配效果 (B)，三是相對相關效果 (C)，利用 (5 ~ 11) 至 (5 ~ 12c) 式將其結果說明如下，民國 53

~65年間Gini係數下降了0.0648，其中有63.59%的原因是歸屬於相對相關效果的變動，其中又以農業所得之相關係數下降所造成的說明能力最大。因素所得份額效果的解釋比率為16.13%，其中又以農業所得份額下降的解釋力較大。再次為因素所得分配效果的解釋能力只有20.28%。因此知，本省家庭所得分配平均化，主要是由於各因素所得與家庭總所得間相對相關係數下降所造成的。若就四種所得來源對所得分配平均化所付的貢獻言，除農業所得之因素所得分配效果、相對相關效果，以及薪資所得和其他所得之家庭分配效果對促進平均化有貢獻外其他各項對家庭所得分配均為負效果，即反促使所得分配不平均的力量。

四、民國65年之橫斷面所得來源分析

前面一節是以時間數列分析台灣所得來源與家庭所得分配間之關係。由於本文所採用之53~63年資料，因部分散失，致使分析可能產生偏誤，但民國65年之資料則十分完整，故擬對65年之台灣家庭所得依經濟發展程度常用之分類分成五組，即每戶每年所得在六萬元以下（相當每人每年所得在300美元以下），6萬~10萬元（相當300~500美元），10萬~20萬（相當500~1,000美元），20萬~30萬元（相當1,000~1,500美元）及30萬元以上（1,500美元以上）。分析以上各組之所得結構、各因素之分配狀態以及各個組成因素與家庭總所得間之相對關係，以彌補時間數列資料之不足。現將民國65年之有關資料列於表十及表十一。

1. 因素所得分配份額

農業所得在家庭中所居之份額（ ϕ_A ）隨所得之增加而下降。薪資所得份額則在所得水準較低時，隨所得之增加而提高，但達到一相當程度後則逐漸下降，故知薪資所得份額與家庭所得水準間之關係是呈逆U型（inverse U shape）。至於財產所得份額則呈遞增的形式（6~10萬元之 ϕ_P 比6萬元以下之 ϕ_P 低，此乃因本資料之財產所得為租金、利息及利潤之合計，而低所得者之財產所得多為設算租金，由於6萬元以下者之所得低，故相對之租金在所得中之比率就高了，而高所得者除

表七 其他所得之析分與家庭所得之關係——全國

來源別		年份						
		53	55	57	59	61	63	65
份額 (ϕ_{x_i})	ϕ_{x_1}	0.1109	0.1447	0.1823	0.1558	0.1004	0.1421	0.1465
	ϕ_{x_2}	0.0086	0.0336	0.0160	0.0061	0.0040	0.0065	0.0085
	ϕ_{x_3}	0.0028	0.0059	0.0072	0.0073	0.0076	0.0057	0.0075
	ϕ_{x_4}	0.0520	0.0367	0.0539	0.0503	0.0426	0.0395	0.0540
Gini 係數 ($G(X_i)$)	$G(X_1)$	0.8881	0.8848	0.8596	0.8818	0.8999	0.8773	0.8697
	$G(X_2)$	0.9951	0.9646	0.9941	0.9960	0.9968	0.9948	0.9947
	$G(X_3)$	0.9797	0.9872	0.9735	0.9846	0.9842	0.9871	0.9856
	$G(X_4)$	1.1312	1.0964	0.9281	0.9195	0.9544	0.8587	0.8946
相對相關係數 (R_{x_i})	R_{x_1}	0.4365	0.5310	0.5557	0.5398	0.3537	0.4489	0.4551
	R_{x_2}	0.6287	0.4885	0.9463	0.6251	0.5428	0.5694	0.6476
	R_{x_3}	-0.0163	0.2223	0.2765	0.3153	0.4301	0.3499	0.2500
	R_{x_4}	0.4832	0.3313	0.4306	0.3864	0.3504	0.3388	0.2322
解釋能力 (F_{x_i})	F_{x_1}	0.1216	0.2073	0.2651	0.2496	0.1048	0.1812	0.2000
	F_{x_2}	0.0152	0.0483	0.0457	0.0134	0.0071	0.0119	0.0190
	F_{x_3}	-0.0001	0.0039	0.0059	0.0076	0.0105	0.0064	0.0064
	F_{x_4}	0.0804	0.0407	0.0656	0.0602	0.0467	0.0372	0.0389

資料來源：同表六

表八 台灣非農家所得來源分配表

來源別		53	55	57	59	61	63	65
因素所得份額 (ϕ_i)	ϕ_w	0.5142	0.5849	0.5672	0.6311	0.7093	0.6548	0.6478
	ϕ_π	0.1068	0.0933	0.1113	0.0876	0.1175	0.1220	0.1124
	ϕ_A	0.0210	0.0125	0.0080	0.0061	0.0048	0.0077	0.0077
	ϕ_x	0.3580	0.3092	0.3136	0.2752	0.1668	0.2159	0.2357
吉尼集中係數 $G(i)$	$G(W)$	0.4870	0.4796	0.4614	0.4235	0.3920	0.4204	0.4086
	$G(\pi)$	0.6952	0.7767	0.7506	0.7000	0.7096	0.7018	0.6489
	$G(A)$	0.8460	0.9083	0.9156	0.9192	0.9711	0.9852	0.9872
	$G(X)$	0.7296	0.7528	0.7486	0.7636	0.8179	0.7827	0.7675
相對相關係數 (R_i)	R_w	0.5411	0.5477	0.5297	0.5582	0.7224	0.6425	0.6038
	R_π	0.6646	0.6583	0.7261	0.6413	0.6760	0.7048	0.6722
	R_A	0.0905	0.3371	0.2126	0.0832	0.0234	0.0295	0.0644
	R_x	0.6194	0.5798	0.5852	0.5165	0.3378	0.4501	0.4322
家庭所得吉尼 係數 $G(Y)$	0.3484	0.3325	0.3351	0.2966	0.3057	0.3129	0.2869	
因素解釋能力 F_i	F_w	0.3889	0.4621	0.4139	0.5030	0.6571	0.5651	0.5560
	F_π	0.1416	0.1435	0.1810	0.1326	0.1844	0.1928	0.1709
	F_A	0.0051	0.0115	0.0047	0.0016	0.0004	0.0007	0.0017
	F_x	0.4644	0.4059	0.4100	0.3659	0.1508	0.2431	0.2715

資料來源：同表六

表九 其他所得之析分與家庭所得之關係——非農家

來源 年份 別		53	55	57	59	61	63	65
份 額 (ϕ_{11}^2)	ϕ_{11}^2	0.2197	0.2095	0.2247	0.2027	0.1098	0.1613	0.1671
	ϕ_{12}^2	0.0200	0.0500	0.0213	0.0091	0.0046	0.0076	0.0106
	ϕ_{13}^2	0.0059	0.0085	0.0092	0.0104	0.0092	0.0067	0.0085
	ϕ_{14}^2	0.1125	0.0412	0.0584	0.0530	0.0432	0.0403	0.0493
Gini 係數 $G(X_i^2)$	$G^2(X_1)$	0.8114	0.8461	0.8195	0.8338	0.8878	0.8589	0.8495
	$G^2(X_2)$	0.9912	0.9535	0.9922	0.9939	0.9959	0.9939	0.9932
	$G^2(X_3)$	0.9686	0.9838	0.9780	0.9791	0.9818	0.9848	0.9830
	$G^2(X_4)$	0.8502	1.0957	0.9208	0.8996	0.9442	0.8145	0.8840
相對 相關 係數 (R_{11}^2)	R_{11}^2	0.5306	0.5473	0.5214	0.4864	0.2852	0.4246	0.4188
	R_{12}^2	0.6647	0.4782	0.8063	0.6075	0.4926	0.5779	0.6279
	R_{13}^2	-0.3145	0.2650	0.2423	0.2606	0.3952	0.3251	0.1739
	R_{14}^2	0.2850	0.2882	0.4119	0.3811	0.3055	0.3261	0.2426
解釋 能力 (F_{11}^2)	F_{11}^2	0.2715	0.2918	0.2865	0.2772	0.0909	0.1880	0.2072
	F_{12}^2	0.0378	0.0686	0.0508	0.0185	0.0074	0.0140	0.0230
	F_{13}^2	-0.0052	0.0067	0.0065	0.0089	0.0117	0.0069	0.0051
	F_{14}^2	0.1606	0.0391	0.0661	0.0613	0.0408	0.0342	0.0369

資料來源：同表六

了租金外，尚有利息及利潤的收入，這才是財產所得分配不均的主要原因。) 其他所得在家庭所得中之地位僅次於薪資所得，且其所得份額與家庭所得水準間呈U型，但是高所得家庭與低所得家庭之其他所得之構成不同，低所得者以營業所得及雜項其他所得為主，高所得者則以營業所得及執行業務所得為主。

2. 因素分配效果

農業所得之分配不平均度甚高，且隨所得水準之提高而不平均化。薪資所得分配在最高所得階層及最低所得階層之分配較不平均，在中間所得階層其不平均度大致差不多。財產所得分配較無明顯的趨勢變動。其他所得之分配呈逆U型之變化。就民國65年橫斷面資料顯示，主要的所得組成其分配都呈逆U型的分配。

3. 相對相關係數

諸因素所得與家庭總所得之關係並不密切，這說明即使在同一所得階層中，各個家庭所得的組成差異仍然很大，這也就是說，雖彼此間的所得差異很小(各所得階層的Gini係數多很小)，但各個家庭賴以維生的方法却不相同。其中最高所得階層之薪資所得與家庭所得之相對相關係數為負，但為負之值甚小，這表示對高所得階層言，薪資所得分配與所得分配的平均化無明顯的關係。

4. 解釋能力

在低所得階層中是以薪資所得對該階層之所得分配具決定性，農業所得次之，隨著所得水準之提高，這兩項所得的解釋能力均下降了，取而代之的是財產所得及其他所得的說明能力提高了。

至於非農業部門的橫斷面分析結果列於表十一。

表十 民國六十五年台灣家庭所得組別之所得來源分配表

效果別	所得組別 來源別	全體平均	每戶每年	每戶每年	每戶每年	每戶每年	每戶每年
			六萬元以下	六萬~十萬元	十萬~廿萬元	廿萬~卅萬元	卅萬元以上
因素所得份額 (ϕ_i)	ϕ_A	0.0905	0.1756	0.1332	0.0824	0.0611	0.0608
	ϕ_w	0.5914	0.5331	0.6255	0.6045	0.5828	0.3742
	ϕ_π	0.1068	0.0849	0.0721	0.1035	0.1251	0.2323
	ϕ_x	0.2165	0.2063	0.1693	0.2096	0.2310	0.3327
Gini集中係數 G(i)	G(A)	0.8566	0.7467	0.7919	0.8679	0.9163	0.9174
	G(W)	0.4520	0.4693	0.3370	0.3475	0.3526	0.4785
	G(π)	0.6273	0.5572	0.5699	0.5231	0.4460	0.5580
	G(X)	0.7877	0.7502	0.7865	0.7258	0.7023	0.6381
相對相關效果 (R_i)	R_A	0.1131	0.1780	0.0191	0.0297	0.0651	0.0924
	R_w	0.5942	0.4481	0.2276	0.2847	0.2561	-0.0399
	R_π	0.6668	0.0373	0.1542	0.3326	0.2476	0.5343
	R_x	0.4488	0.0004	0.1823	0.2058	0.1778	0.4068
所得Gini係數 G(Y)		0.2887	0.1373	0.0806	0.1113	0.0990	0.1537
因素解釋能力 (F_i)	F_A	0.0304	0.1700	0.0250	0.0194	0.0368	0.0335
	F_w	0.5501	0.8165	0.5952	0.5373	0.5316	-0.0465
	F_π	0.1547	0.0129	0.0786	0.1618	0.1396	0.4506
	F_x	0.2650	0.0005	0.3012	0.2813	0.2914	0.5619
平均每戶所得		127,519	45,804	80,832	138,170	253,890	532,801

資料來源：同表六

表十一 民國六十五年台灣非農家所得組別之所得來源分配表

效果別	所得來源別	全體平均	每戶每年	每戶每年	每戶每年	每戶每年	每戶每年
			六萬元以下	六萬~十萬元	十萬~廿萬元	廿萬~卅萬元	卅萬元以上
因素所得份額 (ϕ^i)	ϕ^A	0.0077	0.0143	0.0132	0.0074	0.0024	0.0133
	ϕ^B	0.6478	0.6550	0.7233	0.6545	0.6266	0.4002
	ϕ^C	0.1124	0.0754	0.0684	0.1080	0.1312	0.2471
	ϕ^D	0.2357	0.2552	0.1950	0.2301	0.2398	0.3394
Gini集中係數 (G^i)	$G(A^i)$	0.9872	0.9784	0.9801	0.9875	0.9951	0.9784
	$G(W^i)$	0.4086	0.2298	0.2633	0.3111	0.3153	0.4535
	$G(\pi^i)$	0.6489	0.6538	0.6604	0.5395	0.4364	0.5439
	$G(X^i)$	0.7675	0.6947	0.7717	0.7069	0.6895	0.6808
相對相關效果 (R^i)	R^A	0.0644	0.2298	-0.1211	0.1310	-0.3155	-0.0229
	R^B	0.6038	0.5373	0.2636	0.2945	0.3067	-0.0190
	R^C	0.6722	0.0462	0.1455	0.3408	0.2376	0.5940
	R^D	0.4522	0.0255	0.1643	0.1886	0.1540	0.3854
所得 Gini 係數 $G(Y^i)$		0.2869	0.1492	0.0799	0.1114	0.0989	0.1586
因素解釋能力 (F^i)	F^A	0.0017	0.0216	-0.0197	0.0086	-0.0076	-0.0019
	F^B	0.5560	0.9329	0.6283	0.5381	0.6127	-0.0217
	F^C	0.1709	0.0153	0.0823	0.1781	0.1376	0.5034
	F^D	0.2715	0.0303	0.3095	0.2752	0.2575	0.5202
平均每戶所得		133,889	45,018	81,310	139,243	254,445	539,208

資料來源：同表六

第六章 經濟發展與農家所得分配

在我國經濟發展的過程中，農業曾扮演了相當重要的角色，為我國經濟發展的原動力，故本章就是要討論經濟發展對農家所得分配之影響。

本文將生產部門分農業部門及非農業部門，而農業及非農業部門所造成的所得如圖九所示有三種，即薪資所得（ W ），財產所得（ π ）及農業所得（ A ）。這是 Fei-Ranis-Kuo 文中之基本分類，但其將農業部門的所得視為農家的所得，這是一項混合所得，因在家庭農產制度下，無法區分財產所得及工資所得。然實際上，農業部門的所得除了分配到農家的農業所得外，也有一部分所得支付給非農業部門，如地租（向地主租地）及工資（僱工）。至於非農業部門則為商業性的組織，其只有工資所得及財產所得。

將這三種收入重新分配至 N 個家庭

$$Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_N) \\ = (W_1, W_2, \dots, W_N) + (\pi_1, \pi_2, \pi_N) + (A_1, A_2, \dots, A_N)$$

Fei-Ranis-Kuo 之分析方式尚有三點值得商榷：

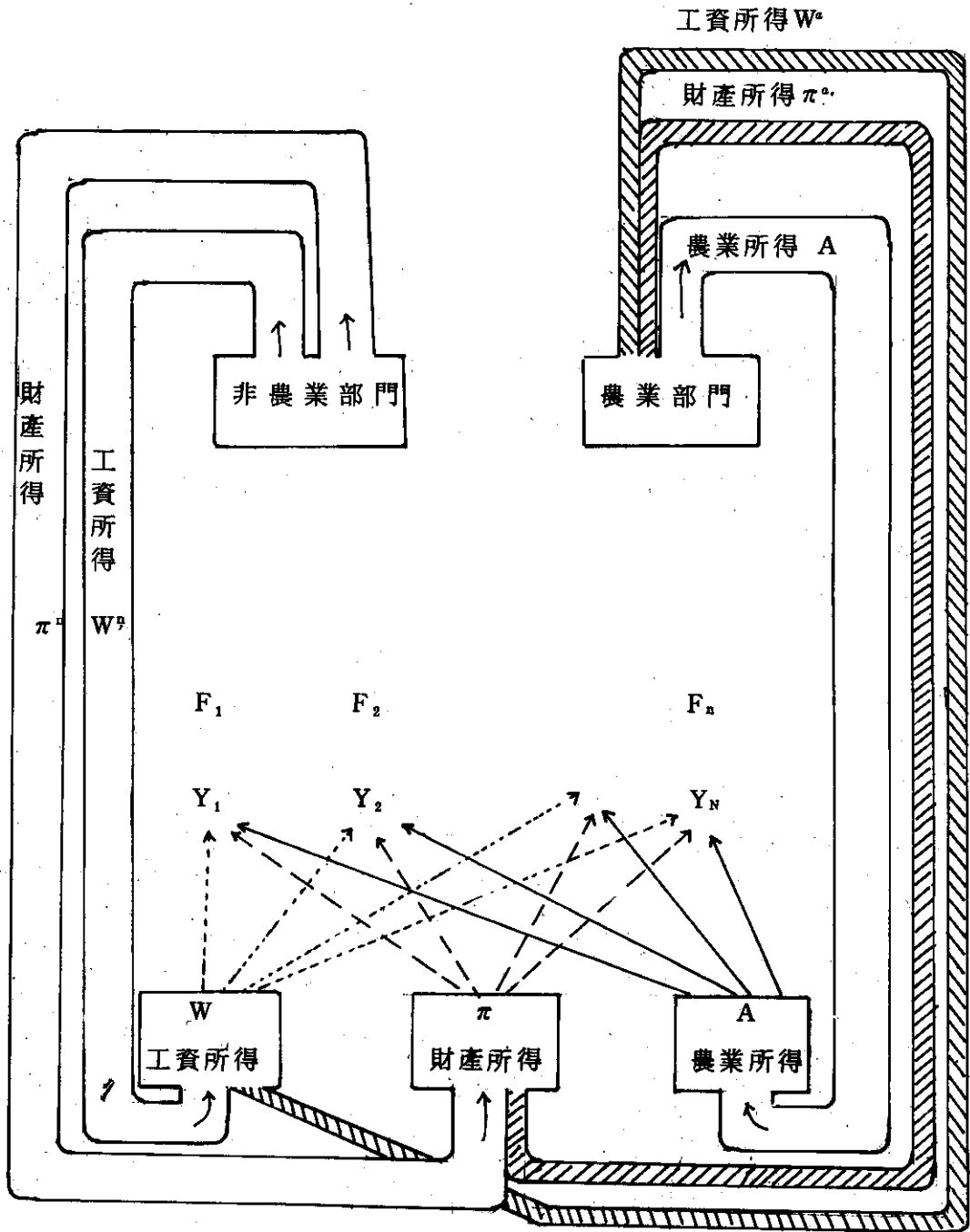
(1) 當其區分二部門之支出時，無具體的統計數字依據，僅屬理論性的假定，而將農業部門對非農業部門之工資及財產的支出忽略，即如圖九中之兩斜線流道忽略，本文亦無法解決此一問題，這是未來研究有待努力之處。

(2) 採用因素分解分析時仍如第五章所述，忽略了相對相關效果（ R ）。

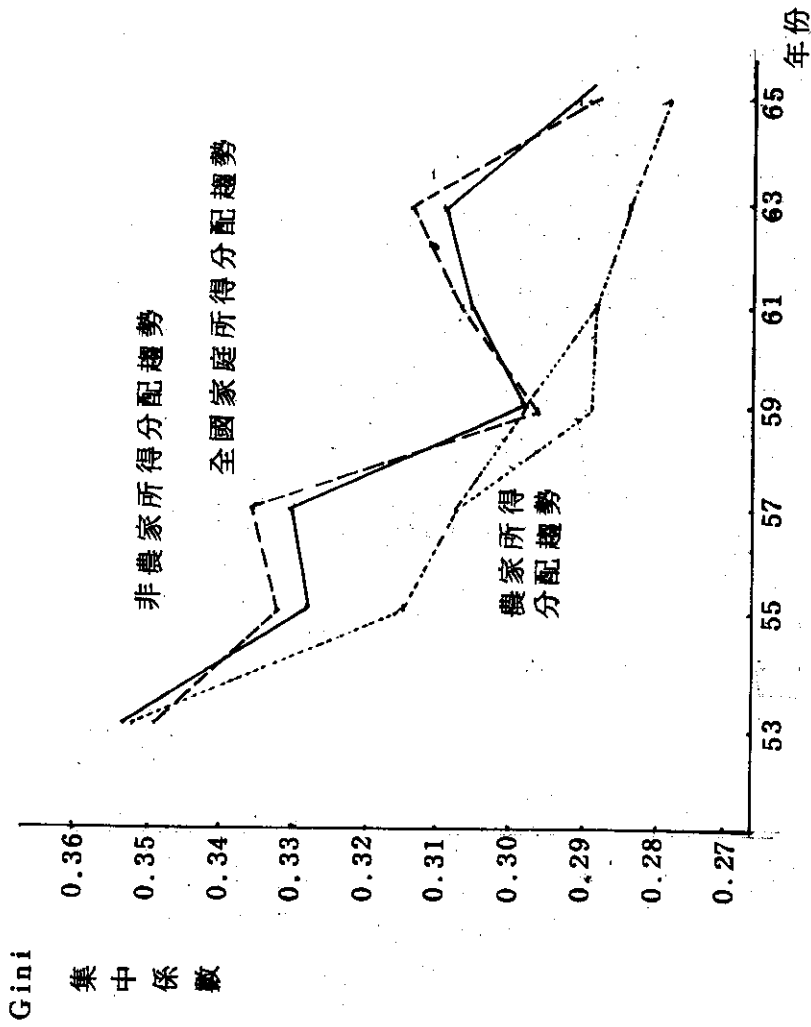
(3) 本研究所採用之資料與 Fei-Ranis-Kuo 略有不同，Fei-Ranis-Kuo 之資料是官方公佈的資料，而本文所用的是原始資料，故至少無分組資料的誤差存在。

本章共分五節，第一節為台灣農業經營的特質；第二節為台灣農家所得分配之概貌；第三節則為台灣農家所得分配之因素——因素分解分析；第四節是民國 65 年農家所得分配之分析；第五節是農家所得分配平均化的原因。

圖九 所得分配流程圖



圖十 台灣家庭所得分配趨勢圖



資料來源：表六、八、十二之 13 行

一、台灣農業經營的特質

台灣農業因受自然條件的限制（人地比例高），所以農業經營就自然發展成小農經營，再加上傳統的遺產繼承制度及土地政策，更加強了農地經營的細分化。根據民國 64 年農漁業普抽樣調查初步報告顯示，本省農民耕地面積在 0.5 公頃以下的農戶數佔總戶數之 42%，1 公頃以下則高達 71%，3 公頃以上則僅 2.6%，由此可知台灣農家耕地規模甚為狹小（平均每戶耕地面積也僅 1.06 公頃）。由於耕地面積的狹小，使農業的收入往往不足以維持農家的生計。根據台灣省政府農林廳之「台灣農家記帳報告」資料顯示，農業所得在農家家計費用所居之比率，在民國 65 年時，全省農戶平均為 75.03%（記帳農戶之耕地面積平均為每戶 1.34 公頃，比平均高出 30%），而耕地規模在 2 公頃以上者，則可維持生計。由此知，本省農家在農業上的收入不足以維持農民的生計，故必需仰賴農場外的收入。

隨著經濟的發展，經濟結構的轉變，台灣農家的所得結構也發生重大的變化。農業所得隨著農業生產技術的改善、品種的改良以及農場經營方式的改善，使農家的農業所得也逐漸提高；在非農業所得方面，則隨工商業迅速發展，使農業外或農場外的就業機會增加，農家的非農業所得日益增加，且由於非農業所得快速增加，致使非農業所得在農家所得中所居之比重逐漸提高，在民國 50 年時非所得所居之比率僅 13.3%，至 55 年，該比率提高為 18.32%，到民國 60 年更提高為 28.15%，至 65 年時則更高達 46.28%。同時就耕地規模別看，耕地規模愈小者，其非農業所得所居之比重愈大。在民國 65 年時，0.5 公頃以下之農戶，該比重高達 70.37%，0.5～1.0 公頃者為 57.86%，1.0～1.5 公頃者為 44.88%，1.5～2.0 公頃者為 38.89%，即使耕地規模在 2 公頃以上的農戶也有 30.19% 的所得來自非農業。由以上這些資料知，非農業所得對農家經濟的重要性，甚至已有反賓為主，而將農業演變成副業的地位。

由於農家所得是由農業所得及非農業所得所組成，故農家所得結構形態的改變，對農家所得分配之狀態也隨之變動，至於非農業所得分配對農家所得分配究竟有

什麼影響，吾人可提出二個不同的假說（hypothesis），一是非農業所得分配愈不平均愈可促使農家所得分配之平均化；二是非農業所得分配愈平均則愈可使農家所得分配平均化。這兩個迥然不同的假說均有理論基礎可支持。至於本省之非農業所得分配狀態對台灣農家所得分配之關係究竟合乎那種假說及其合乎之理由，這是本章研究的主题。

二、台灣農家所得分配之概貌

由於本省在民國 53 年以前缺乏有關農家所得分配之資料，故在民國 53 年以前有關農家所得分配狀況則無法知曉。民國 53 年以後則根據台灣省政府主計處之「台灣省家計收支調查」資料，採用 Gini 集中係數作為衡量所得分配不平均度之指標。在民國 53 年時 Gini 係數為 0.3514，55 年時降為 0.3185，民國 57 年時再降為 0.3047，民國 59 年更降為 0.2874，61 年又降為 0.2862，至 63 年則降為 0.2804，民國 65 年時已下降為 0.2764。由於 Gini 係數逐年下降，顯示台灣農家所得分配是逐漸趨向平均化。由圖十顯示農家所得分配要比全國家庭所得分配及非農家之所得分配平均些。這正合乎 Kuznets 研究各國所得分配所得到的一個假說〔33〕，即農業部門所得分配要比非農業部門之所得分配更平均些。

三、決定台灣農家所得分配之因素—分解分析

將台灣農家所得依其來源分成農業所得、薪資所得、財產所得及其他所得。各所得之分配份額，各所得之狀態，其與總所得之相對相關係數，以及各因素所得解釋能力均列於表十二。

1. 因素所得份額之變化

由表十二中之因素所得份額資料顯示，農業所得份額（ ϕ_A ）在長期間有下降之趨勢。雖然民國 63 年因「加速農村經濟建設」方案之實施，使 ϕ_A 又一度提高，但就趨勢言，仍呈下降。相反的，薪資所得份額（ ϕ_A^s ）却呈增加的趨勢。財產所得所佔之份額很小，無明顯的趨勢，而其他所得份額則有上升的傾向。農業所得份

表十二 台灣農家所得來源分配表

來源別		53	55	57	59	61	63	65
因素所得份額 (ϕ_i)	ϕ_w^a	0.2302	0.2066	0.2998	0.3545	0.4159	0.3950	0.3890
	ϕ_w^b	0.0628	0.0696	0.0804	0.0789	0.0773	0.0742	0.0869
	ϕ_A^a	0.6348	0.6507	0.4949	0.4512	0.3946	0.4305	0.3875
	ϕ_A^b	0.0720	0.0732	0.1249	0.1153	0.1122	0.1003	0.1476
吉尼集中係數 (G_i)	$G^a(W)$	0.5320	0.6014	0.5907	0.5475	0.5053	0.5106	0.5107
	$G^a(\pi)$	0.4630	0.4375	0.4310	0.4560	0.4476	0.4707	0.4535
	$G^a(A)$	0.4779	0.4083	0.4422	0.4353	0.4659	0.4771	0.4717
	$G^a(X)$	0.0282	0.9258	0.8854	0.8840	0.8867	0.9075	0.3970
相對相關係數 (R_i)	R_w^a	0.4329	0.3182	0.4236	0.5037	0.5432	0.4929	0.4954
	R_w^b	0.5821	0.6341	0.5694	0.6305	0.5891	0.5921	0.6346
	R_A^a	0.8788	0.8413	0.6391	0.5539	0.5143	0.5724	0.5559
	R_A^b	0.5376	0.5331	0.6343	0.5701	0.5739	0.4696	0.4184
家庭所得吉尼係數 $G(Y)$		0.3514	0.3185	0.3047	0.2874	0.2862	0.2804	0.2764
因素解釋能力 (F_i)	F_w^a	0.1509	0.1242	0.2462	0.3402	0.3989	0.3546	0.3561
	F_w^b	0.0482	0.0606	0.0648	0.0789	0.0712	0.0738	0.0905
	F_A^a	0.7587	0.7018	0.4590	0.3785	0.3303	0.4193	0.3676
	F_A^b	0.0398	0.1134	0.2302	0.2023	0.1995	0.1525	0.1870

資料來源：同表六

*：因其他所得中有負所得，將負所得部份亦一樣的予權數

而計算，致使不平均度大於 1。

額的下降及薪資所得份額的提高，是小農隨經濟發展所產生的必然結果。由表十二中之 ϕ_A^* 及 ϕ_w^* 之係數顯示，在民國61年前 ϕ_A^* 下降速率較61年後快，而 ϕ_w^* 則在61年前上升較快（53～61年共上升18.57個百分點），53～61年間正值本省經濟最快速成長時期，這一期間本省國內生產毛額（G.D.P）年平均成長率達10.2%，而製造業之年平均成長率更高達20.3%，總就業勞動的年增加率為5.05%，而農業勞動的年增加率為-0.58%，非農業勞動的增加率為8.80%，其中製造業勞動的需求增加率年平均高達11.42%。由此知，這一期間農業勞動外移的速率甚快，其所以能快速與就業機會的增加有關。因而使薪資所得快速增加，而相對的農業所得的增加就受自然的限制，增加有限。因此隨著經濟的成長，農家之農業所得之份額會下降，而薪資所得之份額相對提高。至民國62年後，因受世界經濟不景氣的影響，本省經濟成長就不如以往這樣快速，使得一部份處於邊際的廠商紛紛倒閉，非農業部門之就業機會也因此大減，甚至使原就業人口都遭到失業，好在我國傳統社會思想的維繫，使這些失業人口又返回農村，從事農業（我國農村社會思想是離農不離鄉，現仍存在於農村），所以民國61年～65年間 ϕ_A^* 略為下降，而 ϕ_w^* 在63年反而上升（部份原因是稻米保證價格的實施，使農民所得大幅提高）。

2. 因素分配狀況之變化

至於因素分配的狀況，除家庭薪資所得分配 $G_A(W)$ ，由55年起有傾向平均的趨勢，其他所得之分配也略為平均化外，但其不平均度仍然很高。財產所得分配及農業所得分配大致無明顯變動。同時有一有趣的現象是，農家財產所得分配要比薪資所得分配平均些。此乃因財產所得中所包括之內容是租金、利息及投資利潤，其中大多為租金（自己房屋的設算租金），故使農家財產所得相對的平均。

至於其他所得析分的結果則列於表十三，由該表知，其他所得中仍以營業所得為主，雜項所得次之，而執行業務所得及移轉所得極低，兩者合併尚不及1%，但這些所得之分配狀態都極不平均，尤其是雜項所得，在民國53、55及63年均大

表十三 其他所得之析分與家庭所得之關係——農家

來 年 源 別 份		53	55	57	59	61	63	65
份 額 ($\phi_{x_i}^a$)	$\phi_{x_1}^a$	0.0504	0.0364	0.0768	0.0681	0.0680	0.0608	0.0720
	$\phi_{x_2}^a$	0.0023	0.0062	0.0028	0.0006	0.0019	0.0019	0.0009
	$\phi_{x_3}^a$	0.0010	0.0014	0.0025	0.0014	0.0020	0.0014	0.0038
	$\phi_{x_4}^a$	0.0184	0.0292	0.0428	0.0452	0.0404	0.0361	0.0710
Gini 係 數 ($G^a(x_i)$)	$G^a(x_1)$	0.9331	0.9450	0.9427	0.9725	0.9317	0.9370	0.9217
	$G^a(x_2)$	0.9967	0.9710	0.9966	0.9988	0.9988	0.9976	0.9984
	$G^a(x_3)$	0.9815	0.9908	0.9557	0.9879	0.9829	0.9925	0.9907
	$G^a(x_4)$	1.7790	1.0849	0.9427	0.9532	0.9743	1.0304	0.9103
相對 相關 係數 ($R_{x_i}^a$)	$R_{x_1}^a$	0.4665	0.5590	0.6705	0.6238	0.5698	0.4958	0.5045
	$R_{x_2}^a$	0.6135	0.4078	0.8103	0.0999	0.6888	0.1486	0.2587
	$R_{x_3}^a$	0.4651	0.0185	0.3269	0.2943	0.4633	0.2742	0.5285
	$R_{x_4}^a$	0.4902	0.4560	0.4597	0.3796	0.4785	0.2740	0.2482
解釋 能力 ($F_{x_i}^a$)	$F_{x_1}^a$	0.0624	0.0604	0.1593	0.1437	0.1261	0.1007	0.1211
	$F_{x_2}^a$	0.0040	0.0077	0.0074	0.0002	0.0046	0.0010	0.0008
	$F_{x_3}^a$	0.0013	0.0001	0.0026	0.0014	0.0032	0.0014	0.0072
	$F_{x_4}^a$	0.0456	0.0454	0.0609	0.0569	0.0658	0.0363	0.0580

資料來源：同表六

於 1，故知農家在這三年負債的情況較嚴重。因此該所得對農家所得分配不平均的解釋能力也較強些。

3. 相對相關係數之變化

由表十二之相對相關係數知。除民國 53～55 年間農業所得之高低與農家所高低的相關性較大外，其餘諸年及諸因素與農家所得的相關性都不算太高。分析其原因乃是因本省農家耕地規模小，不能僅仰賴一種所得來源，致使家庭所得之間各種所得來源有互補的作用。這使得農家所得分配較平均，同時也使因素與總所得之關係減弱。這個道理可由兩種主要所得 A^* 及 W^* 之與 Y^* 的相關性知，當 ϕ_A^* 高時，在 53 年達 63.48%，55 年時為 65.07%， A^* 為農家所得的主要來源，因此 A_1^* 之高低就直接影響 Y_1^* 之高低，故此時兩者關係密切，所以 R_A^* 也高達 0.8788 及 0.8413。待後來 ϕ_A^* 逐漸減小，取而代之的是 ϕ_W^* 之逐漸提高，這表示 A^* 在 Y^* 中之重要性降低，而 W^* 之重要性提高，故 R_A^* 就下降，而 R_W^* 就上升。

4 解釋能力之變動

各所得來源對所得分配不平均度的解釋能力受三方面因素的影響， ϕ_i^* ， G_i^* 及 R_i^* ，由於 G_i^* 之變化甚小，及 R_i^* 亦受 ϕ_i^* 之影響，所以 F_i^* 也是受 ϕ_i^* 之影響較大，其波動的方向幾乎與 ϕ_i^* 之變動一致。由資料顯示，農業所得對農家所得的解釋能力在 53～61 年間呈迅速下降而 61～65 年間又略上升。相反的，薪資所得的說明能力 (F_w^*) 則在 53～61 年間逐漸上升，而 61～65 年間反略為下降。財產所得對農家所得分配之不平均度的說明力尚不及 10%，相反的其他所得之說明力反而較高。

5 台灣農家所得分配之變動效果

民國 53～65 年間，農家所得分配狀態呈現一路平均化，將其原因歸納為三，一是因素份額效果 (A)，二是因素家庭戶分配效果 (B)，三是相關效果 (C)。而將其列於表十四中。由於民國 53～59 年間所得分配平均化的速率快，而 59～65 年間速率緩慢，故表十四也分這兩個時期。不論是前期、後期或全期，其解釋原因

最強乃是相關效果 (C)，平均高達 73.67%，因素效果 (B) 次之為 36.34%，而因素份額效果 (A) 為 -10.21%，不論在何時期，因素份額效果反而是促成分配不均的原因，即因素份額的變動反使 Y^* 之分配惡化。就四種所得來源對農家所得分配平均化的貢獻言，仍以農業所得之貢獻最大，尤其是農業所得之因素份額效果及因素分配效果更顯著。

四、民國65年農家所得分配之分析

由於 53 ~ 63 年吾人所擁有的資料不十分完整，而 65 年之資料則十分完整，因此擬對 65 年作一橫斷面之分析。為了解不同所得階層之組成、各組成因素的分配狀態、以及各個組成因素與家庭總所得間之相對關係，以彌補時間數列資料之不足，循此宗旨，將所得依家庭所得之大小分成五組，而所分之組大約相對應於發展的程度。即分成每戶每年所得在 6 萬元以下（相當每人每年所得在 300 美元以下），6 ~ 10 萬元（相當 300 ~ 500 美元），10 ~ 20 萬元（相當 500 ~ 1,000 美元），20 ~ 30 萬元（1,000 ~ 1,500 美元）及 30 萬元以上（1,500 美元以上）等五組。

1. 因素所得分配份額

由表十五的資料顯示，農業所得在家庭所得中所居之比率，在高所得家庭與低所得家庭間無顯著的差異。這實在不足為奇，因為這些都是農業家庭，而其農業所得與耕地面積具有密切的相關性。恰好其農業所得之高低與耕地面積的關係為 1 比 1 的關係。在每戶所得在 6 萬元以下的家庭其耕地面積平均每戶僅 0.37 公頃，而所得在 30 萬元以上農戶其耕地面積平均達 3.74 公頃，兩者耕地面積之比為 1 比 10.1。而所得之比則為 1 與 10.4 之比，因而使農業所得比率在高所得與低所得家庭間無明顯差異。財產所得份額與 30 萬元以下的家庭幾乎無差異，但 30 萬元以上的家庭該所得份額就較高些。差異較大的是薪資所得份額與其他所得份額，薪資所得份額在 6 ~ 20 萬元的家庭最高；而 6 萬元以下及 20 ~ 30 萬元家庭次之，最高所得的家庭反而較低，但其他所得則恰好相反，然其他所得的組成在高低所得階

表十四 台灣農家所得分配變動效果表

時期	原數 因 量	家庭所得分配變動 $dG(Y^a)$	變		動			效		果
			A + B + C = D	A因素所得份額效果	B因素分配	C相對相關	效	果		
53 ~ 59	變動量 解釋能力	-0.0640	-0.0877	0.0042	-0.0345	-0.0574	100 %	-4.79 %	39.33 %	65.45 %
			100 %							
59 ~ 65	變動量 解釋能力	-0.0110	-0.0120	0.0060	-0.0020	-0.0160	100 %	-50.00 %	16.67 %	133.33 %
			100 %							
53 ~ 65	變動量 解釋能力	-0.0750	-0.0997	0.0102	-0.0365	-0.0734	100 %	-10.23 %	36.61 %	73.62 %
			100 %							

資料來源：由表十三計算得

層則迥然不同。在低所得階層以小型自營的商店或家庭副業為主，而高所得階層則以營業所得及執行業務所得為主。

2 因素所得分配

因素所得分配大體可分成三類，一是農業所得分配，其是隨所得水準之提高而不平均化；二是其他所得之分配則隨所得水準之提高而平均化；三為薪資所得分配與財產所得分配，兩者之分配趨勢相同，在 10 萬元以下之家庭，這些因素的分配隨家庭所得之提高而平均化，但 10 萬元以上之家庭則適得其反，隨著家庭所得水準之提高而該二因素之分配反而不平均。

3 相對相關係數

各因素所得與家庭所得的相對相關係數，大體言之都不高。這說明本省農家雖然家庭總所得相差不大（可由各個所得層之 Gini 係數知，其 Gini 係數都很低，最高者為 0.1176），但所得結構的差異性却很大。值得特別注意的是 20～30 萬元的所得層與 30 萬元以上的所得層，其薪資所得的相對相關係數居然為負，同時最高所得層之財產所得的相對相關係數也為負。負的相對相關係數表示，該因素所得的等級與家庭總所得的等級成反向的比率較大，因此該因素所得分配的不均不但是促成家庭所得分配不均的原因。相反的，反而是促使所得分配平均化的力量。因此該項所得分配愈不平均，愈可促進所得分配的平均化。最高所得層的薪資所得與家庭總所得之相對關係數高達 -0.7253，這說明在這一所得階層中，較低的所得者乃以薪資所得與農業所得為主，而較高所得者則以農業所得或其他所得為主，而使家庭總所得間之差異縮小。

4 解釋能力

至於各所得層中各所得來源的解釋能力，在低所得層中則以薪資所得的解釋能力最高，而農業所得次之，在中等所得層（6～20 萬元）家庭，薪資所得與農業所得的解釋能力差不多。但當所得提高後，農業所得的解釋能力反而增加，而薪資所得分配之不均反成為所得平均化的力量，即其已不成為說明所得分配不均之原因

表十五 民國六十五年台灣農家所得組別之所得來源分配表

效果別	來源別	所得組別	全體平均	每戶每年	每戶每年	每戶每年	每戶每年	每戶每年
				6萬元以下	6~10萬元	10~20萬元	20~30萬元	30萬元以上
因素所得份額 (ϕ_i^a)	ϕ_A^a		0.3875	0.4247	0.3963	0.3738	0.3936	0.4014
	ϕ_W^a		0.3890	0.3450	0.4109	0.4101	0.3351	0.1875
	ϕ_π^a		0.0869	0.0994	0.0801	0.0862	0.0905	0.1263
	ϕ_X^a		0.1476	0.1308	0.1127	0.1299	0.1808	0.2847
Gini 集中係數 $G(i^a)$	$G(A^a)$		0.4717	0.3682	0.3813	0.4148	0.4733	0.5084
	$G(W^a)$		0.5107	0.5481	0.4223	0.4253	0.5111	0.5224
	$G(\pi^a)$		0.4535	0.3926	0.3298	0.3804	0.4446	0.5827
	$G(X^a)$		0.8370	0.8675	0.7980	0.7903	0.7780	0.6579
相對相關效果 (R_i^a)	R_A^a		0.5559	0.2500	0.1972	0.2445	0.2580	0.4620
	R_W^a		0.4954	0.4198	0.1537	0.2133	0.0458	-0.7253
	R_π^a		0.6346	0.0254	0.2244	0.2700	0.3221	-0.1623
	R_X^a		0.4184	-0.0166	0.1900	0.2399	0.3213	-0.5353
所得 Gini 係數 $G(Y^a)$			0.2764	0.1174	0.0815	0.1086	0.0984	0.1116
因素解釋能力 (F_i^a)	F_A^a		0.3676	0.3330	0.3656	0.3491	0.4884	0.8448
	F_W^a		0.3561	0.6762	0.3372	0.3426	0.0797	-0.6366
	F_π^a		0.0905	0.0084	0.0823	0.0815	0.1317	-0.1070
	F_X^a		0.1870	-0.0161	0.2099	0.2268	0.4593	0.8984
平均每戶所得			108,926	47,073	79,803	134,159	250,792	490,908

資料來源：同表六

。隨著所得的提高，其他所得的解釋能力也逐漸增加。

從前兩節的時間數列分析及橫斷面靜態的分析，結果顯示兩者有不同的結論產生，就時間數列分析言，支持第一個假說，就是薪資所得分配愈平均愈可促使農家所得分配平均化。但就橫斷面研究的結果就不再那麼支持第一種假說，而是當所得水準較低時可支持第一種假說，但所得水準較高的農家則支持第二種假說，這是作者所沒想到的結論〔註十八〕。

五、農家所得分配平均化的原因

台灣農家所得分配不但不平均度較低，同時自 53 年至 65 年間呈現出逐漸平均化。追究其原因，前者係因政府於民國 38 年實施土地改革，使土地的財產權及使用權得以平均，使得農業所得得以平均，所以使農家所得分配的不平均度低，但土地改革的平均化效果，到 53 年時差不多已不重要了，此時自耕農已高達 67%，半自耕農為 20%，佃農僅 13%。同時由農業所得分配之不平均度看，其總在 Gini 係數 0.45 左右，並無平均化的趨向。

至於 53～65 年間農家所得分配逐漸平均化之最主要的原因乃是工業化的結果。而本省農家所得分配不平均的諸來源解釋能力中，薪資所得的解釋能力有逐漸提高的傾向，故本節就以工業化與薪資所得分配為主題說明。

從第三節及第四節的動態分析及靜態分析得到兩個不同的結論，其所以有此不一致現象產生的原因乃是因本省農家絕大多數的農家耕地面積都十分狹小。而這些小農家賴以生計的主要來源乃是薪資所得，因此薪資所得的高低與農家所得的高低就成正向的相關。至於靜態分析時，高所得階層的薪資所得，其所得數額雖然很高，但其在家庭所得中所居之重要性却降低了。這一方面是高所得階層的家庭其農業耕地面積亦較大，故自己農場上的勞動需要也較多，故勞動力之剩餘也就相對於較低所得農家為少；二則是有些高所得的農家在本鄉鎮附近開設商店或其他營業性的事業，因而也吸收了一部份自家的剩餘勞動，故而使得該所得階層的其他所得所居

之比重加大；三則高所得階層家庭的成員，至農業外就業者，教育程度通常也較高些，賺款也較高些。因此在高所得階層中，由於所剩餘之勞力不多，有些就自營事業，有些則往非農業部門賺取薪資所得，而賺取薪資所得者與自營事業的其他所得不同，後者實際上還包括了一部份的財產所得（其為混合所得），前者則為純勞動所得，致使高所得階層者的薪資所得與其他所得成互補，而薪資所得則多存於高所得階層中之較低所得家庭，致使高所得階層之薪資所得與家庭所得呈高度負相關。

影響本省農家薪資所得的因素甚為複雜〔2〕，大體可分成二類，一是農家本身的條件，諸如農家的耕地規模、農場經營的內容，如洋菇、蘆筍農家對勞動的需求比蔗農大，致使家庭勞動的剩餘少，外出就業就少些，此外尚有受家庭人數的多寡、勞動品質——包括勞動者之性別、年齡及教育程度等因素之影響。

除了農家本身所具之條件外，尚受其他外在因素的影響，這些因素有工資率之高低、就業機會的多寡以及兼業時之交通費。這些因素與經濟成長的速率，企業組織的型態等均有密切的關係，我國工商業組織結構與大多數發展中國家和菲律賓、馬來西亞及中、南諸國不同，我國在經濟發展之早期鮮有大企業存在，多為中小企業。而我國所謂之大企業與其他國家之大企業相比，也只能算中型企業。我國無大企業存在的最主要原因是我國無明顯的雙重性（Dualism）存在，不論在技術上、地域上均無明顯的傳統部門及現代化部門並存的現象。正因我國中、小企業為數甚多，是我國企業的主要組織型態，過去在以製造業產品為主，發展勞動密集的生產方式及產業，加之本省中小企業多散佈於全省，即在地域上也較其他落後國家分散，致使農村中的剩餘勞動得以順利外移，這種工業地域的分散性不但對經常性勞動剩餘的移轉有利，尤其對季節性勞動剩餘勞動的吸收更為重要。但這種地域分散性的重要性隨交通網的建立、都市化及經濟發展階段的提高，漸漸失去其重要性。

第七章 薪資所得分配不平均的原因

在過去台灣經濟發展與所得分配過程中，薪資所得在家庭所得中所居之比率逐漸增加，同時薪資所得在家庭所得分配不平均的解釋能力，在民國 65 年時達 55%，最高時曾達 63%。這項解釋能力隨著經濟的成長、教育的普及，其重要性可能還會增加。所以研究家庭所得分配就需要研究薪資所得決定的因素。薪資所得在時間過程的變化及其決定因子在前面諸章均無法知曉，而本章與前面諸章配合，作深入的研究。

研究薪資所得首先要注意的是，勞動不像傳統經濟學所說的是一同質的 (homogeneous)，而是有相當差異性的異質的 (heterogeneous)，如至少可依年齡、性別等標準將勞動者予以區分〔36〕。在開發中國家由農業經濟社會步入現代的工業經濟社會，勞動因經濟發展的需要而逐漸分化，又由於對各分化勞動需求敏感不同，使薪資所得分化，而薪資所得之分化實在就是工業化對勞動需求的一評價標準。

家庭就是佔有分化勞動者之單位，故家庭薪資收入實在決定於各家庭佔有分化勞工之狀況，而本章就擬由此一角度開始研究。第二節再討論個人薪資所得分配決定的一因素及研究方法；第三則對台灣個人薪資所得作一實證研究。

一、家庭薪資所得之分析

首先我們依據勞動者所具備的屬性及其特質可將勞動者依教育水準、年齡、性別、工作地點及工作性質等五個標準區分成 720 種勞動，即將教育區分成基礎教育、初級教育、高級教育、專科教育、大學及以上等五類。年齡分成 25 歲以下，25~45 歲，45~60 歲及 60 歲以上。性別則為男及女。工作地點則分成鄉村、城鎮及都市等三類。工作性質則分軍公教人員（包括公營事業從業人員），專門技術人員（工程師、醫師、會計師、律師、管理人員），服務工作者（佐理人員及其他服務業者），商（買賣工作者），勞力工作者（體力、運輸及直接生產工人），其他（農林漁牧及其他）等六類。

根據上述的分類標準將勞動者區分為 $5 \times 4 \times 2 \times 3 \times 6 = 720$ 個不同品質的勞動，其平均工資為 W_k ， $k = 1, 2, \dots, 720$ 。以 W_k^* 表示各類勞動充分就業時之工資率。至於充分就業工資之決定是本研究方法的難題之一，但原則上，可根據各種勞動特質性下之工資分配狀態而定，如均數、衆數、分散度或其他方法判斷該勞動特質下之充分就業工資。若知各個勞動者之工資所得與充分就業工資之比就成為該勞動者之就業率 (P_i^j)

$$P_i = W_{i_j} / W_k^* \quad \begin{array}{l} i = 1, 2, \dots, N \\ j = 1, 2, \dots, n_j \\ k = 1, 2, \dots, 720 \quad k \in 720 \end{array} \quad (7-1)$$

在有勞動剩餘的情況下， $W_{i_j} < W_k^*$ ，故 $0 < P_i < 1$ ， W_k^* 表示勞動品質的差異， P_i 可知勞動剩餘的程度。

現設一個家庭有 n_j 個就業人口，則該家庭之薪資所得為：

$$W_i = W_{i_1}^k + W_{i_2}^k + \dots + W_{i_{n_j}}^k \quad k \in 720 \quad (7-2)$$

式中 W_i 為第 i 家之家庭薪資所得， $W_{i_j}^k$ 則表示第 i 家庭第 j 個勞動者之薪資所得。由於

$$\begin{aligned} W_i &= W_{i_1}^k + W_{i_2}^k + \dots + W_{i_{n_j}}^k \quad i = 1, 2, \dots, N \quad k \in 720 \\ &= W_{k_1}^* P_i^1 + W_{k_2}^* P_i^2 + \dots + W_{k_{n_j}}^* P_i^{n_j} \end{aligned} \quad (7-3)$$

$$W^* = W_{k_1}^* + W_{k_2}^* + \dots + W_{k_{n_j}}^* \quad (7-4)$$

(7-4) 式中之 W_i^* 表示第 i 個家庭中每個就業人口均已充分就業時所得之家庭薪資，故

$$P_i = W_i / W_k^* \quad (7-5)$$

P_i 為第 i 家庭之就業率。

$$\begin{aligned} \text{令 } \bar{W}_i &= (W_{i_1} + W_{i_2} + \dots + W_{i_{n_j}}) / n_j \quad k \in 720 \\ &= W_i / n_j \end{aligned}$$

$$V_i = (W_{k_1}^* + W_{k_2}^* + \dots + W_{k_{n_j}}^*) / n_j$$

$$= W_i^* / n_j \quad (7-7)$$

$$W = V_i P_i \quad (7-8)$$

$$W_i = n_j V_i P_i$$

設全國有 N 個家庭，其工資所得分別為 (W_1, W_2, \dots, W_N) ，則由上式 $W_i = n_j V_i P_i$ 知

$$(W_1, W_2, \dots, W_N) = (n_1 V_1 P_1, n_2 V_2 P_2, \dots, n_N V_N P_N)$$

$$\text{若令 } n_1 + n_2 + \dots + n_N = L \quad (7-10)$$

$$\text{則 } V = (n_1 V_1 + n_2 V_2 + \dots + n_N V_N) / L \quad (7-11)$$

$$(7-12)$$

V 為全國充分就業時之工資率， L 為全國之總勞動力。

$$W = W_1 + W_2 + \dots + W_N \quad (7-13)$$

$$W^* = W_1^* + W_2^* + \dots + W_N^* \quad (7-14)$$

W 為全國之薪資所得， W^* 為全國充分就業時之薪資所得。此時全國之就業率 P

$$P = W / W^* \quad (7-15)$$

因此

$$(W_1, W_2, \dots, W_N) = (n_1 V_1 P_1, n_2 V_2 P_2, \dots, n_N V_N P_N)$$

$$= LVP \left(\frac{n_1 V_1 P_1}{LVP}, \frac{n_2 V_2 P_2}{LVP}, \dots, \frac{n_N V_N P_N}{LVP} \right)$$

$$= LVP (n_1^* V_1^* P_1^*, n_2^* V_2^* P_2^*, \dots, n_N^* V_N^* P_N^*)$$

$$(7-16)$$

$$n_i^* = n_i / L \quad V_i^* = V_i / V \quad P_i^* = P_i / P$$

表中 n_i^* 表示第 i 家庭之勞動在全國勞動量中所佔之比率， V_i^* 則表示第 i 家庭之相對充分就業工資率， P_i^* 則為第 i 家庭之相對就業率。

由上式 (7-16)，可知家庭工資所得受就業人數、工資率及就業率的影響，同時式中之 LVP 就是總工資，而 $n_i^* V_i^* P_i^*$ 則為各家庭佔總工資所得之比率，故

$\sum_{i=1}^N n_i^* V_i^* P_i^* = 1$ 。我們若能找尋出一衡量指標，同時可衡量(7-16)式之左右兩方，而且可將 n_i^* ， V_i^* ， P_i^* 分別分解衡量其不平均度，則家庭薪資所得分配不平均的原因就可知道，即可明瞭家庭所得分配不平均的原因是，由各家庭所擁有的人力資產的數量不同所造成的不平均度有多少，由勞動品質差異所造成的不平均度有多少，以及由於就業率差異所造成的不均有多少？但不幸，截至目前尚無法找出令人滿意的衡量指標，故這是我們在衡量指標上，尚待努力研究的問題之一。

二、個人薪資所得分析模型

由於家庭薪資所得分配決定因素中，各家庭所擁有勞動數量的因素是屬於外在的自然因素，另一就是就業率，這一因素是受經濟的條件及個人勞動品質的影響。此外還有一重要因素就是勞動品質的差異，而這項差異是研究家庭薪資所得的重要因素，且就直覺上說，這項因素對對家庭薪資所得的解釋能力也最大。故本節就擬對此問題作一研究，同時說明迴歸分析法及群體分割分析法，以尋求薪資所得的決定因素。

1. 迴歸分析法

勞動品質的決定因素，就吾人所知大致可歸納為五個因素，分別為教育水準、性別、年齡、職業別、工作地點等，其中年齡、性別則由自然決定，個人無力改變。教育水準及職業、工作地點則可由個人的力量改變，是屬後天的因素。由這些因素配合個人工資，我們就可配得一迴歸方程式，如下式(7-17)：

$$w = a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2 + a_3 x_3 + a_4 x_4 + a_5 x_5 \quad (7-17)$$

x_i 則表示勞動的特質，分別為教育水準、性別、年齡、職業別、工作地點等。用迴歸分析法，首先遭遇到的問題仍是衡量的問題，即如何將質的變數數量化，當然教育可以用受教育的年限，性別可用虛擬變數法，至於年齡、職業及工作地點就不易數量化，或依所得水準而予一順序(rank)，或依其他標準，這都可能涉及武斷性。

若吾人對質的數量化問題都能解決，則可求得迴歸係量 \hat{a}_1 ，同時亦可求得薪資所得之估計 \hat{w} ，

$$\hat{w} = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 x_1 + \hat{a}_2 x_2 + \hat{a}_3 x_3 + \hat{a}_4 x_4 + \hat{a}_5 x_5$$

令 $\bar{w} = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 \bar{x}_1 + \hat{a}_2 \bar{x}_2 + \hat{a}_3 \bar{x}_3 + \hat{a}_4 \bar{x}_4 + \hat{a}_5 \bar{x}_5$

$$\phi_1 = \frac{\hat{a}_1 \bar{x}_1}{\bar{w}} \quad \text{但} \quad \sum_{i=1}^5 \phi_i \neq 1 \quad (7-18)$$

也就可採用因素分解分析法

$$\begin{aligned} \hat{G}(w) &= G(a_0) + \phi_1 \bar{G}(x_1) + \phi_2 \bar{G}(x_2) + \phi_3 \bar{G}(x_3) + \phi_4 \bar{G}(x_4) \\ &\quad + \phi_5 \bar{G}(x_5) \\ &= \phi_1 R_1 G(x_1) + \phi_2 R_2 G(x_2) + \phi_3 R_3 G(x_3) + \phi_4 R_4 G(x_4) \\ &\quad + \phi_5 R_5 G(x_5) \quad (7-19) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} I &= \frac{\phi_1 R_1 G(x_1)}{\hat{G}(w)} + \frac{\phi_2 R_2 G(x_2)}{\hat{G}(w)} + \frac{\phi_3 R_3 G(x_3)}{\hat{G}(w)} + \frac{\phi_4 R_4 G(x_4)}{\hat{G}(w)} \\ &\quad + \frac{\phi_5 R_5 G(x_5)}{\hat{G}(w)} \end{aligned}$$

$$= Fx_1 + Fx_2 + Fx_3 + Fx_4 + Fx_5 \quad (7-20)$$

(7-20) 式中之 Fx_i 分別說明各勞動特性之解釋能力。由此 Fx_1 可知影響個人薪資所得不均度努力的方向，如教育。當然有些制度上的因素如性別之工資差異性，就屬於合理性的問題，欲改變這種制度上的因素就需要相當的時間才能改變。此外，採用迴歸分析法時，若 $\hat{G}(w)$ 與 $G(w)$ 相差過大時，顯然有些重要因素未考慮或遺漏，或是質的變數數量化不合理，或是迴歸式的形態不對。雖然迴歸分析有這些問題產生，但其仍可作為一種判斷各勞動特質評價的合理性之標準。〔註十九〕。

2 群體分割分析法

由於迴歸分析法涉及質的資料數量化問題，易產生武斷性 (arbitrary)。另

有一種分析法則無此問題存在，那就是採用群體分析法研究。所謂群體分割分析就是將全國的勞動者，依某些特質而區分成若干群體。

設全國有 L 個勞動者，其個人薪資為

$$(W_1, W_2, \dots, W_L) \quad (7-21)$$

每個勞動者分別只有各種特質，若現將 L 個勞動者，依性別區分成兩個群體，各個群體分別含有 g_1 及 g_2 個勞動者。則

$$(W_1, W_2, \dots, W_L) = \left[\left(\overbrace{W_1, W_2, \dots, W_{g_1}}^{g_1} \right), \left(\overbrace{W_{g_1+1}, \dots, W_{g_1+g_2}}^{g_2} \right) \right] \quad (7-22)$$

吾人可用 Gini 係數之分割法，同時可衡量 (7-22) 式的左右兩方得：

$$G(W) = G(W_g) + G(W_t) + G(W_e) \quad (7-23)$$

式中之 $G(W_g)$ 表示群體間之不平均度， $G(W_t)$ 則表示群體內之不平均度，而 $G(W_e)$ 則表示例外效果。

$$G(W_g) = (\bar{W}_{g_1} - \bar{W}_{g_2}) \theta_1 \theta_2 / \bar{W} \quad \bar{W}_{g_1} > \bar{W}_{g_2} \quad (7-24)$$

$$\bar{W}_{g_1} = (W_{g_1}^1 + W_{g_1}^2 + \dots + W_{g_1}^{g_1}) / g_1$$

$$G(W_t) = \sum_{i=1}^2 \theta_i \phi_i G(W_{g_i}) \quad (7-25)$$

$$G_{e_i} = 2 \sum (W_{g_2}^j - W_{g_1}^i) / \left[\left(\sum_{i=1}^{g_1} W_{g_1}^i + \sum_{j=1}^{g_2} W_{g_2}^j \right) (g_1 + g_2) \right] \quad (7-26)$$

$$W_{g_2}^j > W_{g_1}^i$$

$$\frac{G(W)}{G(W)} = 1 = \frac{G(W_g)}{G(W)} + \frac{G(W_t)}{G(W)} + \frac{G(W_e)}{G(W)}$$

$$= F_{W_g} + F_{W_t} + F_{W_e} \quad (7-27)$$

(7-27) 式之 F_{wg} , F_{wt} 及 F_{we} 分別表示群體間之不平均度, 群體內之不平均度, 以及例外效果在個人薪資所得分配不平均度 $G(W)$ 所佔之說明能力。一般言之, F_{wg} 愈大則表示該分類標準所表示的變數對個人薪資所得具有較大影響力。 F_{wt} 大則表示尚有重要因素未考慮, 若 F_{we} 大, 則說明該分類標準的變數不具重要性。

採用群體分割分析的優點是可避免質資料的數量化, 同時可依多重標準分類, 以明白影響個人薪資所得的因素及影響程度。缺點是當樣本不夠大時, 經過多重標準分類後, 有些群體的樣本就太少, 可能會影響精確度。

三、台灣個人薪資所得的實證分析

1. 個人薪資所得分配之概況

本省個人薪資所得分配之不平均度, 以 Gini 係數表示, 則是日趨平均化, 如民國 53 年時為 0.4702, 而至民國 65 年則降為 0.3508。至於其日趨平均化的原因, 截至目前尚無良好的分解分析或其他分析法有系統而科學的說明, 僅能就直覺或臆測的說, 由於教育的普及使得勞工的知識水準提高, 工資的差異性縮小(這可由下一段說明獲證), 或是交通的發展, 使得地域間的工資差異縮小, 或由於經濟的發展或是本省勞動密集產業的快速成長, 致使對低素質的勞工需求增加比高素質勞工的需求增加的快, 因而使工資差異縮小。至於農業勞動的薪資所得分配不平均度與非農業勞動的薪資所得不平均度則如圖十一所示。

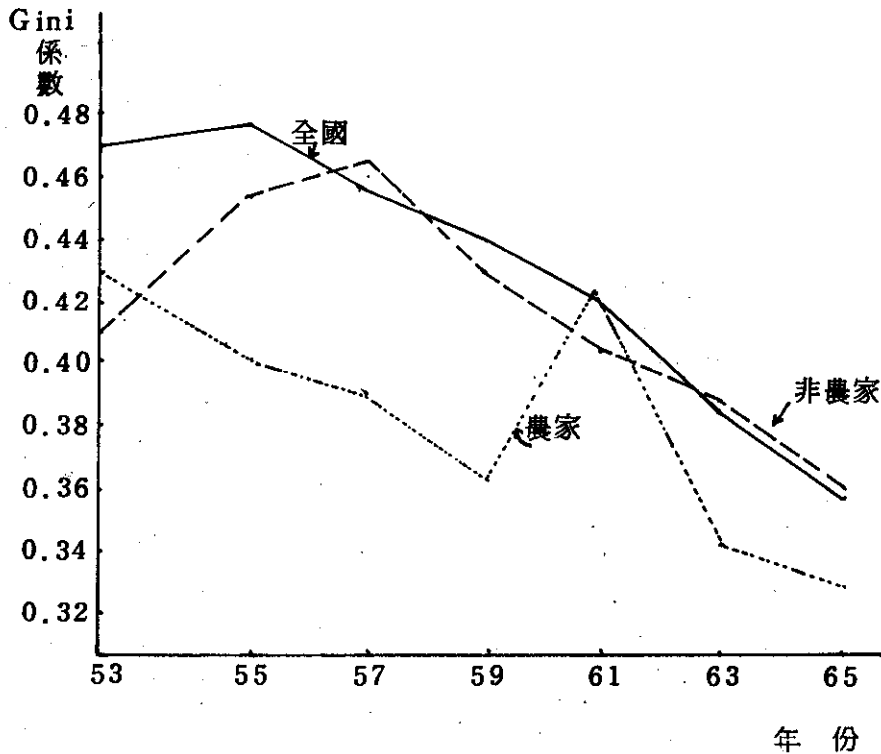
2. 個人工資之差異

本文採取群體分割分析法以研究台灣個人薪資所得決定的重要因素〔註二十〕。在找尋重要因素之前, 讓我們先明瞭就我們直覺上認為影響個人薪資所得的五個因素, 教育水準、年齡、性別、工作地點、工作性質等, 分別就各因素內部薪資所得的差異性作一全盤性的了解。現將其薪資的差異情況列於表十六。

(1) 教育水準

教育水準依我國的教育體制分成基礎教育(小學及以下)、初級教育(初中、

圖十一 個人薪資所得之 Gini 係數圖



初職)，高級教育（高中、高職），專科教育（三專、二專、五專），大學及以上等五級。基礎教育的薪資報酬最低，故以該教育水準的薪資所得為基礎（1）而求其他教育水準之相對薪資率。由表十六的統計數字可將教育對個人薪資所得的影響力歸納成兩點，第一是受教育水準愈高，獲得高薪資的可能性愈大；第二是教育程度與薪資的差異性有逐漸縮小的傾向。

(2) 年齡

年齡依其大小分成 25 歲以下，25～45 歲，45～60 歲以及 60 歲以上等四組。除了民國 53 年以外，年齡與個人薪資間的關係，是隨著年齡的提高、學識及經驗的累積，其薪資也逐漸提高。但到了 60 歲以上則因年老體衰，以致薪資所得又降低。就時間趨勢言，年齡與薪資的差異也逐漸縮小。

(3) 性別

表十六 個人工資差異表

	年 份	53	55	57	59	61	63	65
教 育 別	基礎教育	1	1	1	1	1	1	1
	初級教育	1.97	1.77	1.68	1.64	1.41	1.23	1.13
	高級教育	2.62	2.45	2.27	2.26	1.81	1.77	1.54
	專科教育	2.86	3.06	3.26	2.67	2.17	1.98	1.85
	大學以上	3.86	4.06	3.10	3.28	2.71	2.60	2.30
年 齡 別	25歲以下	1	1	1	1	1	1	1
	25~45	2.13	2.17	2.39	2.17	2.05	1.97	1.84
	45~60	2.34	2.77	2.75	2.42	2.52	2.22	2.08
	60 以上	2.46	2.09	2.34	2.26	2.23	2.22	1.83
性 別	男 / 女	2.35	2.44	2.66	2.26	2.16	1.95	1.81
工 作 地 點 別	鄉	1	1	1	1	1	1	1
	城 鎮	1.60	1.79	1.62	1.35	1.32	1.29	1.21
	都 市	2.28	2.87	2.45	2.06	2.20	1.83	1.79
工 作 性 質 別	軍 公 教	3.25	5.00	3.51	3.54	2.08	2.82	2.61
	專業技術	8.15	5.50	4.73	3.76	3.12	4.28	3.83
	服 務	2.03	2.56	2.22	2.11	1.41	3.25	2.81
	商	3.73	5.22	4.41	3.71	2.31	2.30	2.07
	勞 力	1.78	2.72	1.92	1.92	1.16	2.09	1.88
	其 他	1	1	1	1	1	1	1

資料來源：同表六

性別的差異使得男性勞動者之薪資比女性為高，但好在這種差異性也逐漸縮小。而且在某些職業中也都實施同工同酬制，以示無性別差異待遇。

(4) 工作地點

一般言之，都市化程度高的地方，其移轉成本以及生活成本也較高些，故而薪資也較高些。所以工作地之薪資差異是隨都市化的程度而異，但這種差異又隨時間的過去而逐漸縮小。

(5) 工作性質

就工作性質言，吾人將其分成六類，即軍公教、專業技術、服務業、商業、勞力以及其他等。其中專業技術工作者的薪資所得最高。就時間趨勢言，各種工作性質間之差異性則有縮小的趨勢，但各工作性質的薪資差異的次序則有變更。在民國61年以前服務業者之薪資要比軍公教人員低，但61年以後則相反。

總之，不論以何種勞動特性分類，就時間的過程言，都使工資的差異縮小。但這些勞動特質中，以教育及職業的差異性較大。故下面就工作性質與教育的分類，採用群體分割分析法以說明各因素對個人薪資所得分配不均之解釋能力。

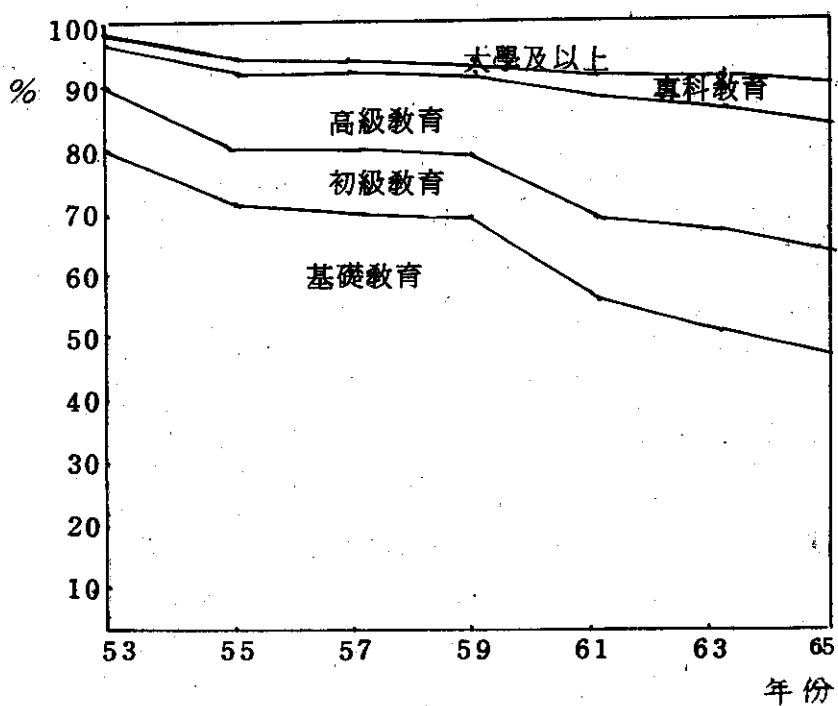
3. 以教育及工作性質分類之群體分割分析

(1) 以教育分類之群體分割分析

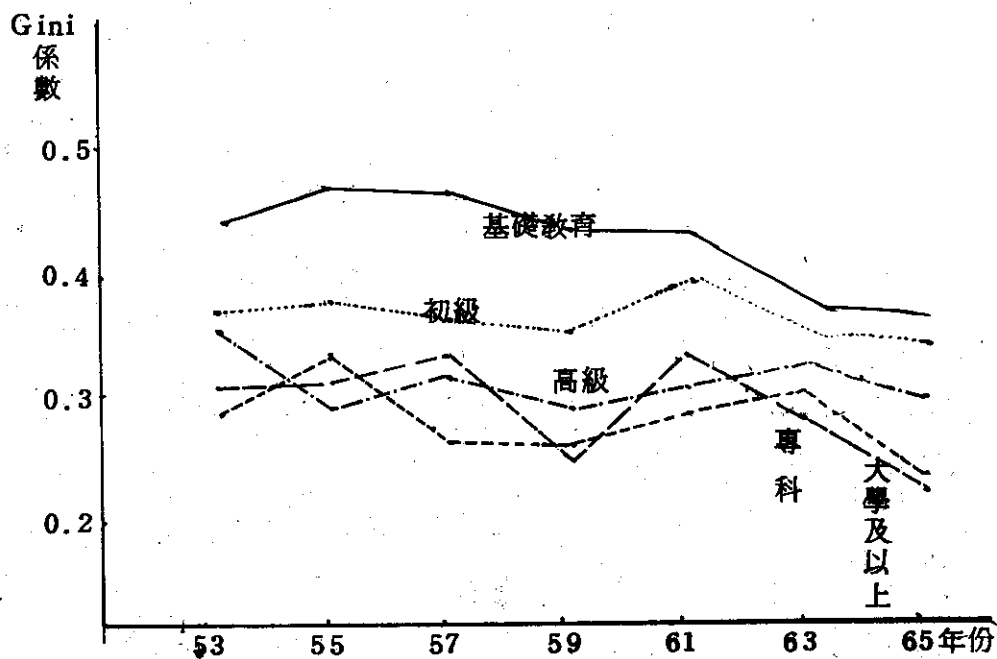
以教育程度之高低將勞動者分成五類，其各年各類教育在整個勞動者所居之比率，如圖十二所示，在民國53年時受基礎教育勞動者佔全體勞動者之比率為83.5%，但隨著經濟發展，受基礎教育之勞動所居之比率就逐漸下降為48.7%，取而代之的為初級教育、高級教育勞動者，兩者呈大幅度增加，而專科教育及大學以上的勞動者所居之比率也增加中。

至於各教育程度內的薪資所得分配不平均度，以Gini係數表示在圖十三，由圖中知，各教育程度的內部薪資所得分配雖都有趨向平均化的傾向，此以基礎教育者的趨勢最明顯，但受基礎教育者之薪資所得分配最不平均，受初級教育者次之，其他三種教育程度則互呈平均及不平均。

圖十二 勞動者之教育程度結構



圖十三 不同教育程度之薪資分配之不平均度



從圖十二、十三兩圖知，本省勞動者的素質是提高了，但受教育愈少者，其工資的差異也愈大。

以教育為分類標準之群體分割分析結果列於十七，其中群體間的解釋能力僅有 45 % 左右，且還相當的穩定，但群內的解釋能力 (F_w) 之解釋能力則呈下降的傾向。而例外效果的解釋能力却增加了，這說明學校教育以外的某些因素相對的重要起來了。換言之，受低教育的勞工其賺錢能力 (earning power) 超過高教育水準者愈來愈多。這種現象在表十八之非農家更明顯，在非農家中依教育別分類的群體分割分析結果顯示例外效果更強，在民國 65 年時高達 36.3 %，而教育所得解釋的僅有 39.14 %

2 以工作性質分類之群體分割分析

以工作性質將勞動分成六類，使用群體分割分析，結果顯示工作性質別的群間效果除了民國 61 年之解釋能力為 44.06 % 外，其餘諸年都在 55 % 以上，但其群內的解釋能力却逐有下降的傾向，同時解釋能力除 53 年為 20.46 % 外，其餘均在 20 % 以下，65 年時僅為 16.31 %，但例外效果仍大。

3 將教育與工作性質雙重分類之群體分割分析

依教育與工作性質雙重分類再作分割分析，結果群間的解釋能力比工作性質一項分類的結果略為提高，但提高的不多。因此知，工作性質與教育間就已具高度相關性。群內效果的解釋能力大致平穩的維持在 19 % 左右。例外效果則無明顯的趨勢。再以性別將教育與工作性質別區分的結果亦示之於圖十四，得到一有趣的結果，即男性勞工之群內效果的解釋能力小於女性勞工，但男性之例外效果解釋能力則高於女性勞工，致使男、女兩性勞工之群間效果差不多。

4 地域別薪資所得分配

本省勞動力在地域間之分配如圖十五所示，鄉村勞動力所佔之比率除了 57 年外，大體都在 27 % 左右，但城鎮勞動之比重則有下降的傾向，而都市勞動比重則有增加的趨勢，這顯示都市化的程度更高了。但就薪資所得的分配言，除鄉村地區

表十七 教育別與職業別之個人薪資所得

年 份		53	55	57	59	61	63	65		
職 業 別	效 果 別	G(W _g)	0.1647	0.2267	0.2020	0.1959	0.1767	0.1895	0.1493	
		G(W _l)	0.2556	0.1937	0.1860	0.1740	0.1319	0.0960	0.0932	
		G(W _e)	0.0499	0.0571	0.0707	0.0657	0.1089	0.1001	0.1083	
	解 釋 能 力	F _{w_g}	0.3502	0.4748	0.4403	0.4496	0.4231	0.4914	0.4256	
		F _{w_l}	0.5437	0.4056	0.4055	0.3993	0.3158	0.2490	0.2657	
		F _{w_e}	0.1061	0.1196	0.1542	0.1509	0.2609	0.2595	0.3187	
	個人薪資Gini係數 G (W)		0.4702	0.4775	0.4587	0.4356	0.4175	0.3856	0.3508	
	職 業 別	效 果 別	G(W _g)	0.2850	0.3138	0.2637	0.2571	0.1840	0.2294	0.1996
			G(W _l)	0.0962	0.0806	0.0885	0.0848	0.0784	0.0686	0.0572
G(W _e)			0.0890	0.0831	0.1065	0.0937	0.1551	0.0876	0.0940	
解 釋 能 力		F _{w_g}	0.6061	0.6572	0.5749	0.5901	0.4406	0.5950	0.5688	
		F _{w_l}	0.2046	0.1688	0.1930	0.1946	0.1878	0.1779	0.1631	
		F _{w_e}	0.1893	0.1740	0.2322	0.2152	0.3715	0.2271	0.2680	
人 數		1,618	2,807	3,709	4,541	7,912	7,390	11,440		
平 平 薪 資		8,091	12,321	15,997	30,579	29,181	50,280	59,728		

資料來源：同表六

表十八 非農家之教育別與職業別之個人薪資所得

年 份		53	55	57	59	61	63	65	
教 育 別	效 果 別	$G(W_g^a)$	0.1559	0.1875	0.1738	0.1635	0.1690	0.1568	0.1267
		$G(W_f^a)$	0.1772	0.1380	0.1383	0.1207	0.1374	0.0781	0.0795
		$G(W_e^a)$	0.0983	0.0762	0.0808	0.0811	0.1128	0.1059	0.1175
	解 釋 能 力	F_{wg}^a	0.3613	0.4668	0.4423	0.4474	0.4030	0.4600	0.3914
		F_{wf}^a	0.4107	0.3435	0.3520	0.3303	0.3276	0.2291	0.2456
		F_{we}^a	0.2279	0.1897	0.2057	0.2220	0.2692	0.3109	0.3630
個人薪資Gini 係數 $G(W^a)$		0.4314	0.4018	0.3929	0.3653	0.4192	0.3408	0.3237	
職 業 別	效 果 別	$G(W_g^a)$	0.2129	0.2205	0.1829	0.1704	0.1744	0.1743	0.2313
		$G(W_f^a)$	0.0931	0.0924	0.0874	0.0824	0.0792	0.0688	0.0671
		$F(W_e^a)$	0.1254	0.0889	0.1226	0.1125	0.1656	0.0977	0.0253
	解 釋 能 力	F_{wg}^a	0.4935	0.5488	0.4654	0.4666	0.4160	0.5115	0.7147
		F_{wf}^a	0.2158	0.2380	0.2223	0.2257	0.1889	0.2019	0.2073
		F_{we}^a	0.2907	0.2213	0.3121	0.3080	0.3951	0.2867	0.0780
人 數		583	1,753	2,425	2,683	4,992	5,569	8,365	
平均薪資		12,445	16,290	20,205	23,907	31,187	58,403	67,034	

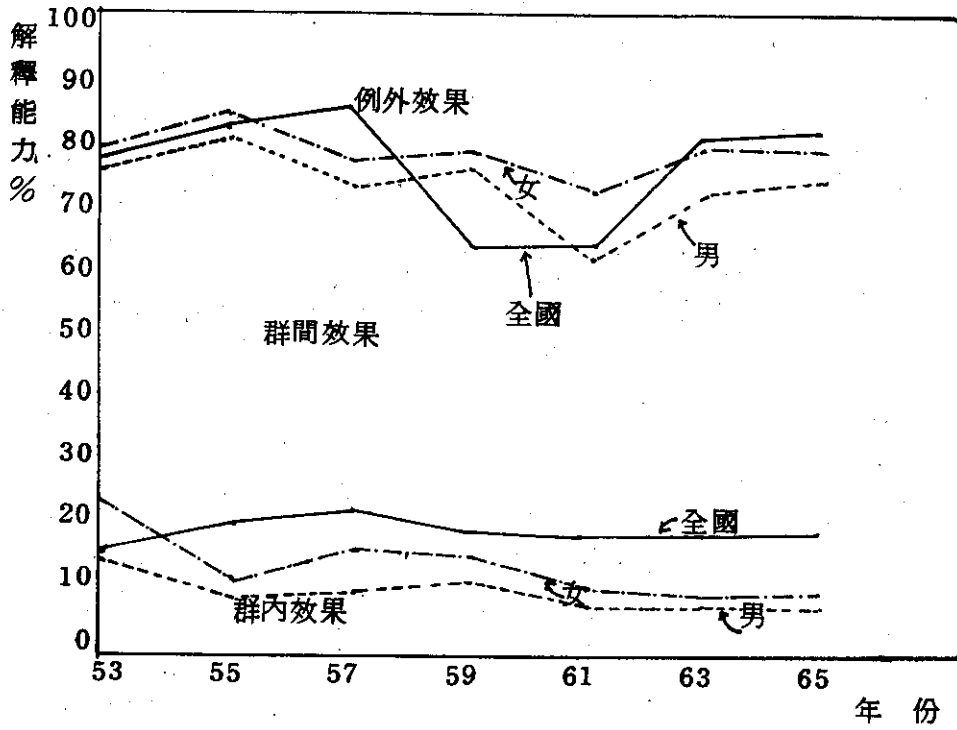
資料來源：同表六

表十九 農家教育別與職業別之個人薪資所得

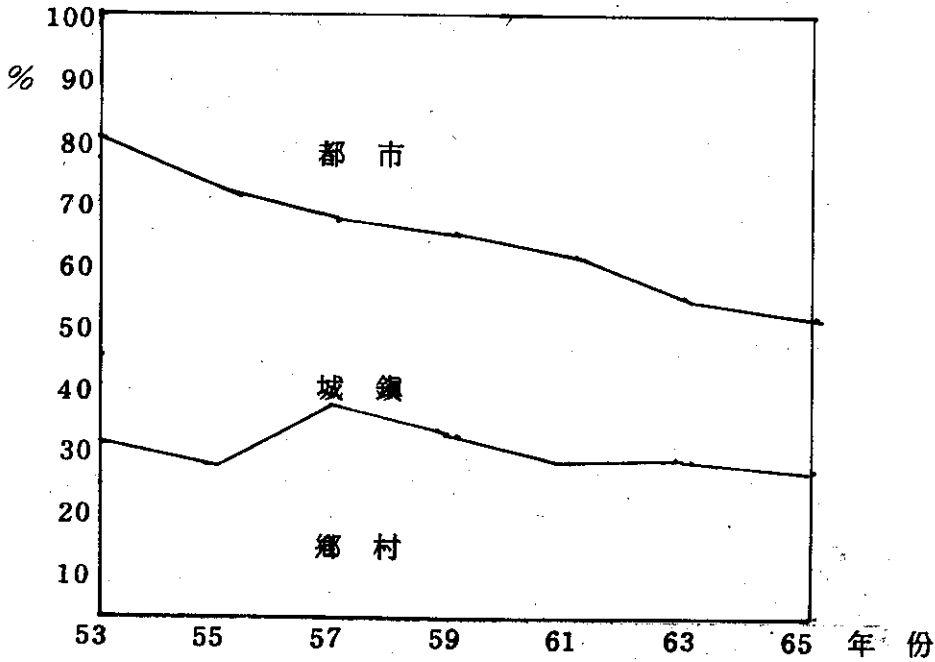
年 份		53	55	57	59	61	63	65	
教 育 別	效 果 別	$G(W_{\%}^2)$	0.0709	0.1284	0.1054	0.0926	0.1952	0.0934	0.1303
		$G(W_{\%}^1)$	0.3061	0.3018	0.3066	0.2850	0.1175	0.1886	0.1377
		$G(W_{\%}^0)$	0.0323	0.0252	0.0567	0.0510	0.0931	0.1065	0.1892
	解 釋 能 力	$F_{\%}$	0.1732	0.2820	0.2249	0.2160	0.4809	0.2404	0.3647
		$F_{\%}$	0.7478	0.6628	0.6541	0.6650	0.2896	0.4854	0.3854
		$F_{\%}$	0.0789	0.0553	0.1211	0.1190	0.2294	0.2742	0.5297
個人薪資Gini 係數 $G(W^a)$		0.4093	0.4553	0.4687	0.4286	0.4058	0.3885	0.3572	
職 業 別	效 果 別	$G(W_{\%}^2)$	0.1792	0.2539	0.2583	0.2278	0.2025	0.2102	0.1994
		$G(W_{\%}^1)$	0.1713	0.1433	0.1164	0.1186	0.0750	0.0994	0.0853
		$G(W_{\%}^0)$	0.0588	0.0582	0.0940	0.0822	0.1283	0.0789	0.0725
	解 釋 能 力	$F_{\%}$	0.4378	0.5575	0.5511	0.5315	0.4991	0.5410	0.5581
		$F_{\%}$	0.4185	0.3146	0.2483	0.2768	0.1847	0.2558	0.2388
		$F_{\%}$	0.1437	0.1278	0.2006	0.1918	0.3161	0.2031	0.2030
人 數		1,035	1,054	1,284	1,858	2,920	1,821	3,075	
個人薪資		5,638	5,719	8,049	10,310	25,753	25,439	39,855	

資料來源：同表六

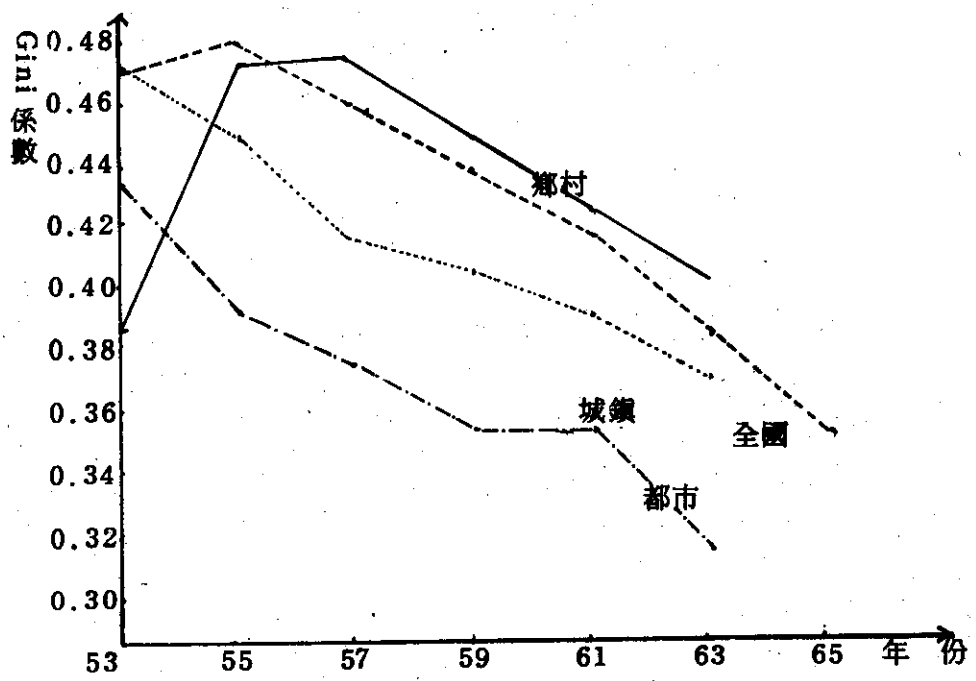
圖十四 教育與工作性質雙重分類之群體分割分析



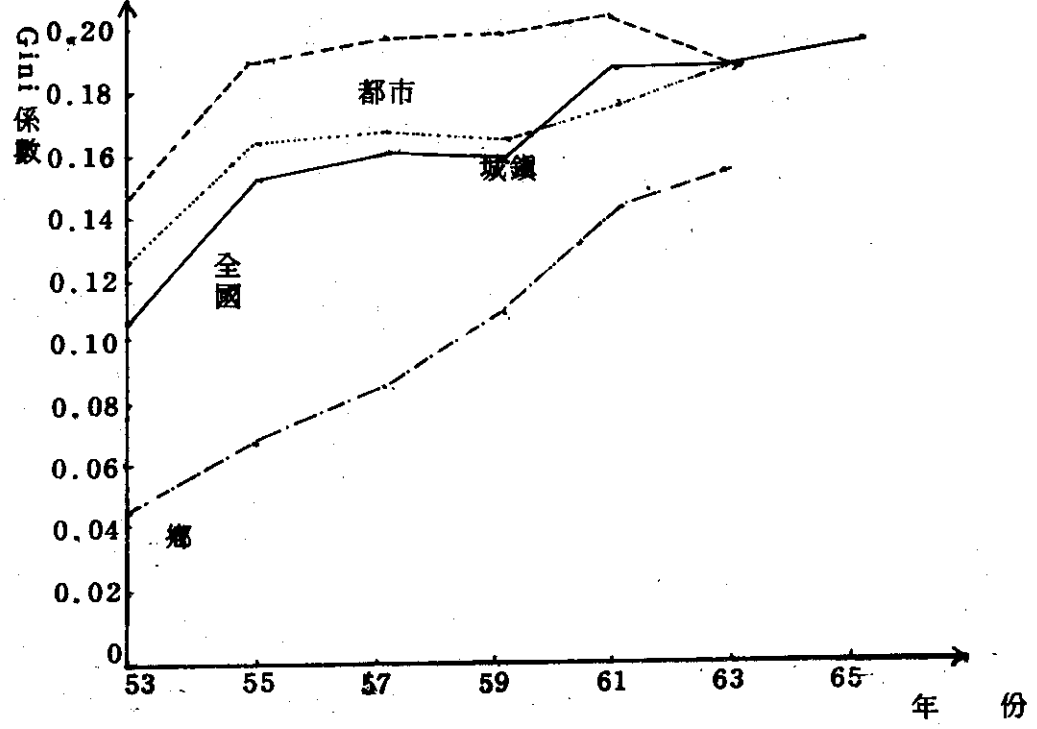
圖十五 勞動之工作在地域間之分配



圖十六 薪資所得分配在地域間之差異



圖十七 地區別之教育分配不平均度



由民國 53 ~ 57 年有一明顯的不平均外，大致都趨向平均化。如圖十六所示，就地區間教育的分配情況言，各地區的教育分配均有趨向平均的傾向。如圖十七所示，即本省教育水準雖然逐年提高，但個人受教育的年限的差異確變大了。但是以都市的差異性最大，其次為城鎮，最平均的是鄉村。

綜上所述，本省工資之差異性的確在縮小，不論就相對工資差異，或以 Gini 係數表示，都呈現平均化的傾向。同時由勞動者之教育程度結構知，高教育的勞動增加較快，故教育水準也隨之提高。但教育水準對薪資所得分配不均的解釋能力確不及工作性質別重要，這可能隱含我國的教育制度與勞動需求不能完全配合，同時我國教育的分配確有不平均的傾向。雖然有不平均的傾向，但是其 Gini 係數所顯示的不平均度確都很小。

隨著未來經濟的發展，對高技術水準勞動的需求勢必增加，使得經濟社會對不同勞動品質的評價更趨合理，同時也促使教育對薪資所得的重要性加強，因此就產生一衝突的問題，就是技術的發展將使薪資所得分配不平均，而教育水準的提高則是促使薪資所得平均一力量，因此薪資所得分配究竟會如何變動，就需視這兩種力量的大小。故技術發展與教育之間的關係是今後研究個人薪資所得分配的一新方向。

第八章 結 論

由前述幾章分析的結果知，台灣經濟既可維持高速率的成長，另一方面也顧及所得分配之平均化。換言之，即國民經濟成長的果實惠及全民。同時，本省之所得分配不平均度也較他國為低。此外，本文也對所得分配決定的因素加以研究，但對所得分配平均化的原因，雖在文中曾提及，但未作有系統的說明，本章為彌補這一缺點，故第一節就說明經濟發展過程中所得分配平均化的原因。由於我們所採用的研究方法或所採用的衡量指標，均暗含所得分配愈平均愈好，這種概念涉及經濟哲學，實有商榷的餘地，故本文對此問題提出一些近代學者的看法，所以第二節為適當所得分配之概念，第三節則為結論。

一、所得分配平均的原因

本節欲說明的是促使本省所得分配長期間平均化以及較其他國家為低之原因。這些原因可歸納為四點，一是土地改革使得農業所得分配平均化；二是中小企業為數眾多而使所得分配較平均；三為剩餘勞動的利用；四是政府政策的使用得當使所得分配平均化。現分別說明如下：

1. 土地改革使農業所得分配平均化

許多經濟學家認為土地改革在經濟上是沒有多大意義，尤其是晚近的 Steven N. S. Cheung 及蕭鏡如 (J. C. Hsiao) [29] 等認為租佃制度效率與耕者有其田同樣具有效率。這些學者都是由個體理論的觀點研究這一問題。若就經濟發展之立場來研究，就可發現其有深遠的經濟意義。

在一勞動剩餘的社會，實際上地주는獨佔者，而勞動則是競爭性的，故若採用租佃制度，則其農業生產函數為

$$Y^* = F(N, L) \quad \bar{N} = N$$

由於有勞動剩餘現象存在，所以勞動邊際生產力與工資之關係為

$$f_L^* = \frac{\partial Y^*}{\partial L} \leq W \quad , \quad \text{因此租率之決定爲}$$

$$r = \frac{Y^* - WL}{Y^*} = \frac{F(\bar{N}, L) - WL}{F(\bar{N}, L)} = 1 - \frac{WL}{F(\bar{N}, L)}$$

$$\frac{\partial r}{\partial L} = - \frac{W[F(\bar{N}, L) - f_L^* L]}{[F(\bar{N}, L)]^2} < 0$$

所以在有勞動剩餘的經濟社會，勞動移出的結果會促使地主提高租率而剝削了農民的勞動生產剩餘部份。使得佃農未能因經濟成長而獲得絲毫利益，若實施耕者有其田政策，農民的收益曲線就為 f_L^* ，而工業化的結果，一部份勞動外移至非農業部門，農民之收益就增加 $\int_0^W (w - f_L^*) dL$ ，因此使經濟成長的果實由全民分享。故耕者有其田政策就經濟公平而言，有更促進社會公平的功效〔5〕。

本省自民國38年實施土地改革分三階段實施，三七五減租、公地放領、耕者有其田，以耕者有其田為最終目標，以為經濟發展的準備工作。將土地改革前後的農業生產、勞動投入、勞動生產力、複種指數以及所得分配作一比較。

由表二十知，由於土地改革使得所得分配對勞動所得有利，而土地所得份額相對的下降。一般言之，勞動所得要比財產所得分配平均些，況且土地改革也使財產分配平均化，自然使得農業生產在家庭間之分配比過去改善。同時也因增產效果為全民分享，而使人民願意增加勞動之投入，以使在現有的土地面積下求產量的最大。這可由土地改革前後之農業生產指數，平均每一勞動者工作日數及複種指數的增加獲證。

土地改革在經濟理論及台灣的實證例子中，確實有促使經濟公平的功效。但這種努力非短期間可完成的，本省在民國38年土地改革時自耕農在總農戶中所居之比率僅36%，至民國51年時增為65%，至61年時則增為78%，而佃農之比率在同一期間則由39%降為14%，再降為10%。由此知在民國51年前地權的平均化很明顯。而當時農民所得的主要來源乃是土地，即農業生產，故地權之平均可直接的促進所得之平均化。民國51年後地權雖然也

表二十 台灣農業土地改革前後經濟情況之比較 民國30年=100

時期	年份	農作物 生產指數	平均每工 勞動者工 作日(日)	勞動生產 力指數*	複種指數	土地所得 份額**	資本所得 份額**	勞動所得 份額**
土地改革前	民國30年	100.0	155.2	100.0	138.0	52.20%	11.48%	36.32%
	31	102.6	154.6	100.2	135.1	51.99	11.44	36.07
	32	96.4	159.5	95.0	133.2	45.65	10.04	44.31
	42	133.9	167.6	111.5	172.5	37.39	8.23	54.38
	43	135.6	164.8	116.7	173.8	38.05	8.37	53.58
土地改革後	44	133.5	163.1	122.8	171.3	38.19	8.40	53.41
	45	145.4	170.2	128.5	175.5	36.28	7.98	55.74

資料來源：台灣農業年報 台灣省政府農林廳編印

*：T. H. Lee and Y. E. Chen "Growth Rate of Taiwan Agriculture 1911—1972", J.C.R.R. Jan. 1975。

**：謝森中、李登輝，台灣農業發展之經濟分析，J.C.R.R. 特刊28號

逐漸平均化，由於本省經濟也邁入現代化成長之途，農民之非農業所得所居之比率提高，至民國 65 年時已高達 48%，幾佔農家所得的半數。由以上這些數字足可證明在民國 51 年前農家所得的確是在平均化。同時當時農業在經濟上之地位也相當的重要，農業人口之比率達 50% 以上，故土地所有權之平均化是一項財產的重分配，自可促使所得分配的平均化。後期則因經濟結構的轉變，農業外的就業會增加，致使農民所得中非農業所得所佔之比率愈來愈大，地權之平均已失去重要性了。

2. 中小企業數量甚多

我國工商業組織結構與大多數發展中國家如菲律賓、馬來西亞、及中南美諸國不同，我國早期少有大企業存在，多為中小企業。而我國早期所謂之大企業與其他國家之大企業相比，則仍只能算中型企業。我國無大企業存在的原因是我國無明顯的結構雙重性（Dualism）存在，即不論在技術上、地域上均無明顯的傳統部門及現代化部門並存的現象。正因我國中小企業為數極多，是我國企業的主要型態，過去在以製造業產品推動發展之中，中小企業曾屬十分重要的角色，而經營中小企業者多為中產階級。這也是表示我國財產所得分配較平均的一項證明，致使我國財產所得分配也較為平均。這是我國所得分配所以較平均的一主要原因，但這是一項靜態的原因。

3. 剩餘勞動之利用

若將家庭所得僅區分成勞動所得及財產所得時，勞動所得所居之比率可高達 65% 以上。因此勞動所得分配之平均與否就成為影響所得平均與否之重要因素之一。

在經濟發展轉捩點之前，本省有剩餘勞動存在，真實工資率大致穩定，故生產力提高過程中，由於財產所得多用於儲蓄而再投資，故比較平穩的工資是導致高儲蓄率及高成長率的主因，由於一般人認為財產所得分配要比工資所得分配不平均，因此在工資率平穩及財產所得提高之高速成長中，當會造成所得分配不平均。然證之於台灣則不然，此乃因本省中小企業多，故財產之分配已屬分散，故財產所得分配的惡化對所得分配之不平均影響力不大。至於勞動所得之分配取於工資率及就業

量。早期工資雖然平穩，但呈緩慢上升（比勞動生產力提高慢），加之本省工業發展型態適當，採用勞動密集的生產技術及產業，又因本省中小企業多且散佈於全省，即在地域上也較其他落後國家分散，致使農村中剩餘勞動得以順利外移，而使剩餘勞動力逐漸消失，在剩餘勞動力逐漸消失過程中，每一家之平均就業量就繼續增加。在民國 42 年時平均每戶就業人口為 1.75 人，至民國 50 年增為 1.90 人，至民國 55 年則增為 1.96 人，至民國 61 年則增為每戶就業人口達 2.30 人，以後諸年總在 2.30 人左右，無甚變化。故知在 61 年前就業人口的增加就成為促成工資分配平均化之力量之一。郭婉容教授〔4, 31〕認為經濟發展過程中，婦女參與率的大幅提高是促使就業增加的重要因素之一。後期因勞動剩餘現象不存在，而工業結構正處於轉變之過渡時期，對非技術工人之需求仍然很大，故而使其工資上升，使技術工人與非技術工人間之差距縮小，致使工資所得分配也逐漸平均化，加之教育之普及使教育水準之差異縮小，勞動品質之差異也逐漸縮小。

4 政府政策之得宜

政府在所得分配過程中有直接影響力的政策可分三方面，一是租稅政策，二是政府之支出政策，三是政府的生產（包括軍公教人員之勞務生產及公營事業）。

就租稅政策言，所得稅採取累進稅率，這在正常情況下是可促成所得分配平均化，由於我國所得稅在政府整個歲入中所居之比率僅為 10% 左右，在國民所得中所居之比率僅 2% 左右，故對所得平均化之效果不大。課征技術不佳時，反而可能造成真實所得分配之惡化。因有能力逃稅及漏稅者多為高所得者，而一般薪資所得者（中、低所得階段）反需納稅，故納稅反使分配不平均。

間接稅（主要貨物稅、關稅）就世界其他國家情形言，為一比例稅，對所得分配是屬中性的，但我們不以為然，其雖為比例稅，若能對低所得者所消費的物品課征低之稅率，而對高所得者之消費品課征較高之稅，即可透過高低所得者消費結構之不同而予不同之稅率，亦可達到所得分配平均化。根據本省統計資料顯示，課征間接稅後，確實可使實質所得分配平均化些，如民國 53 年末課征稅前之 Gini 係數為 0.3283，而課征後為 0.3237，

民國 61 年，未課征前爲 0.2823，課征後爲 0.2819，故本省稅制大致言之，尙稱合理，間接稅結構之合理也足促使本省真實所得分配原因之一。

另一方面我國軍公教人員在整個勞動數量中所佔之比率在民國 65 年底時約爲 14.4%，這與其他國家相比較是相當高的，而當年軍公教人員之所得佔可支配所得之 14.5%，其與平均數相當，故在全國所得分配中是屬中產階級。但在早期則軍公教人員的待遇比平均略低，近年來政府致力於軍公教人員待遇之改善，而使之與其他行業者待遇差距縮小，這也是促使所得分配較平均及平均化原因之一。至於公營事業，雖常遭人詬病，認爲其經營效率較民營差。然就其經營本質言，則在發達國家資本，免使集中於少數人之手，而影響國計民生，故也有使我國所得分配狀態較平均的作用。此外政府的福利支出，因無資料可尋，若僅以移轉支出表示，毫無疑問將是促使平均化之力量。但由於這項所得有限，故效果不彰，而這項政策是各國改變所得分配型態最常用的消極政策之一，我政府對該項政策之作用也逐漸重視。

二、適當所得分配之概念

過去經濟學家或政治家對想得分配問題的研究均重視家庭所得分配之不平均度，在衡量指標上也往往暗含所得分配愈平均愈好，然所得分配真是愈平均愈好嗎？當然不是。因爲各個家庭的所得果眞均等，可能會促使社會失去求進步的意願；同時在經濟發展的過程中，勞工分化是很自然的趨勢，而財產的適度集中也有其必要性，故無理由說所得分配是愈平均愈好。

目前許多經濟學家對於「公平」與「合理」之定義多採取不可知論（agnosticism）的態度，如早期歐洲自由主義經濟學家或曼徹斯特自由派（Manchester liberals），認爲一個人從社會取得所得與他對該社會提供其所擁有的有效生產因素對生產的貢獻應相當。這是典型個人主義或邊際學派的所得分配理論。這一分配論顯然是涉及每個個人與一抽象個體社會的關係，而未涉及個人間之關係，然實際社會則爲人與人彼此間均有善惡不同程度的關係，故大家所熱愛的邊際學派分配理論

並不完全適當。

合理之新觀念有二個含意，一是自然因素，即土地及資本的合理擁有權之爭論；第二是個人能力的因素，由於個人的稟賦不同，因此對於個人之間的分配，也不一定必須平等。所謂社會經濟最適狀況是指在自然環境及自然律之限制下，社會福利能達到最大。而所謂之社會福利均以公平態度一視同仁，然而社會福利之極至並非表示每人之福利相等。因為社會福利是隨著社會變數與參與數而變化，甚至可說，這些參數及變數與社會中的每個角色都有關係。它除了包括人爲的因素，如所得、友誼、宗教信仰等外，個人與社會間的界限是人們主要討論的問題，同時也隨著時間而改變。

所謂適當的所得分配不必涉及公平，同時可能還要犧牲某些社會福利才能達成。因此，需借助政府的力量對所有所得在形成過程中加以干預，而干預之目的在於改善所得分配之型態，這就是所得分配政策。所得分配政策包括對各種生產因素供需力量之改變，如租稅、教育、社會安全、工業技術、社會立法等。利用這些所得分配政策干預所得分配型態，使其能達到不失求進步之誘因，而大家對此分配型態感到滿意，這當然是十分抽象的概念，但 Tinbergen [42] 提出一較具體的概念，即採用定額稅 (lump sum tax)，根據個人能力之高低課稅，而不根據其應用才能的結果課稅〔註二十一〕。換言之，就是所得分配不平均的原因都歸於個人天賦才能與其應用才能之差，就是適當所得分配。但費教授則主張重視機會的均等以消除階級對立之意識。所謂機會的均等最主要的是受教育及就業的機會均等，並附之以嚴格執行遺產稅及贈與稅，以使下一代國民有均等的機會得財產權。

三、結 論

綜前所述可得下列結論

1. 台灣家庭所得分配隨著經濟發展而逐漸平均化，其原因可歸為四。一是土地改革使我國所得分配在經濟發展起步時就較他國平均，同時促使早期所得分配平均化

，又使農村勞動得以順利移轉至非農業部門。二是中小企業數量甚多，亦即使我國財產分配較他國平均，致使財產所得分配也較平均，故使我國所得分配之不平均度較低。三是剩餘勞動之利用，在早期使農村剩餘勞動的就業量及就業率也因本省工業區位的分散而提高，因而使所得分配得以平均化。後期勞動品質的差異性因教育水準之提高而縮小，以及經濟結構未能及時隨勞動剩餘現象的消失而改變，致透過勞動市場的機能而使工資差異縮小。第四是政府部門的政策適宜，促使我國之所得分配得以改善。

2 由群體分割分析的結果知，農業與非農業部門內之所得分配改善狀況的解釋能力不大，但非農業部門對所得分配不均的解釋能力確增加了，而這種增加主要是由於經濟結構改變所造成的，即由戶數比重（ θ_a ）及所得比重（ ϕ_a ）增加所致。但農家與非農家之部門間所得差異效果並不如想像那樣大。但是例外效果却逐漸縮小，這說明了農家所得超過非農家所得的家庭數也減少了，這表示農家所得比非農家貧窮的指標之一。因此縮小農家與非農家所得差距是改善家庭所得分配之有效方法之一。

3 由因素分解分析知，薪資所得分配不均的解釋能力有逐漸提高的傾向，其目前的解釋能力已高達 60 % 左右，但農業所得的解釋能力則逐漸下降。此外其相對相關效果明顯的與 Fei-Ranis-Kuo 之假定 $R = 1$ 不符合。而 R_i 之變動大體與所得份額 ϕ_i 之變動同方向。

4 農家所得分配要比全國及非農家之所得分配平均，同時農家所得分配也是邁向逐漸平均化，其平均化的主要效果是來自相對相關效果。

5 由靜態的資料分析知，農家所得之高低與農業所得份額的高低幾無關係。這顯示農業所得與農家耕地面積呈高度正相關。同時，所得愈高之農家，農業所得分配對分配不平均度之解釋能力也愈高，而薪資所得之解釋能力反愈低。

6 由時間數列資料分析的結果顯示，支持薪資所得分配愈平均愈可促使所得分配平均化之說法，但就橫斷面資料分析，則不完全支持該假說。就全國言，高所得家

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

$$\mu_i = \log x_i + x_i.$$

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

$$B = \frac{N \log x_0 + N x_0}{N \log x_n + N x_n}.$$

式中之 x_0 ， x_n 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 $D = \bar{x}_n / \bar{x}_a$

式中之 x_n 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 $\mu(y_i) = y_i^\alpha$ 若 $y_i = 0$ 則 $\mu_i = 0$, $\sum y_i = 1$, $N \geq 2$, $0 \leq \alpha \leq 1$ 。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

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

$$G(Y_{g_i}) = \phi_i \theta_i G(i)$$

$$G_i = 2 \sum \sum (Y_{g_j}^m - Y_{g_i}^m) \sum [(\sum Y_{g_j}^m + \sum Y_{g_i}^m) \cdot (g_i + g_j)]$$

$$Y_{g_j}^m > Y_{g_i}^m$$

〔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

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

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

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

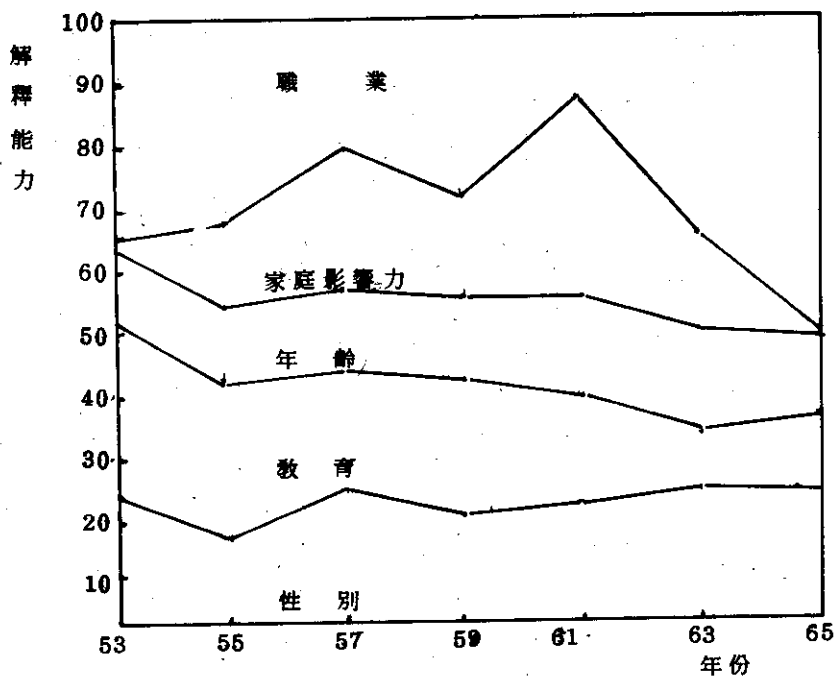
〔註十八〕作者原認為耕地面積愈小之農家勞動剩餘愈多，因此必需到農場以外去就業以求獲得工資。因而工資收入在低所得農家較多而在高所得農家較少，因而工資所得與農家所得呈負相關，故而工資所得分配愈不平均愈可促使農家所得的平均化。

〔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。

參 考 文 獻

- [1] 張果爲：“民國四十二年台灣個人所得分配之估計—巴累托公式之檢討與應用”，社會科學論叢，第七輯。
- [2] 張漢裕：“台灣農家所得之變化及其影響因素之分析”，台灣大學經濟研究所，經濟論文叢刊第三輯。
- [3] 邊裕淵：“台灣經濟發展轉捩點理論與政策之研討”，台大農業經濟研究所，中華民國六十年十二月。
- [4] 郭婉容：“台灣所得分配之過去及展望”，台灣經濟發展方向及策略研討會，中央研究院經濟研究所。
- [5] 邊裕淵、石義行：“經濟發展階段與耕者有其田之效率”，中央研究院三民主義研究所籌備處，專題選刊（十六），中華民國六十七年十一月。
- [6] Adelman, Irma and T.C. Morris , Economic Growth and Social Equity in Developing Countries , Stanford University Press , 1973 .
- [7] Ahluwalia , M.S. and H.B. Chenery , “ Redistribution with Growth ” , World Bank Press , 1974 .
- [8] Atkinson , A.B. , “ On the Measurement of Inequality ” , Journal of Economic Theory 1970 (Sept.) , PP224-263 .
- [9] Benson, Richard A. , “ Gini Ratio Some Consideration Affecting Their Interpretation ” , American Journal of Agricultural Economics , vol.52 (No.3) 1970 (Aug.) , PP 444-447 .
- [10] Champernowne , D.G. , “ The Distribution of Income between Person ” , Cambridge University Press , 1973 .
- [11] Chang Han-yu , “ Income Disparity under Economic Growth in Taiwan Over Time Changes and Degree as Compared with Other Countries ” , Industry of Free China , 1977 (June) , PP 2 - 17 .
- [12] Chang kowie
“Personal Income (and Consumption) in Taiwan ” , Directorate - General of Budget, Account and Statistics , Executive Yuan 1960 .
- [13] Chen Cheng- Cherng , “Over Time Changes of Personal Income Distribution in Taiwan (1964-1975) ” , Economic Essays , vol. VII, 1977 (Nov.) , PP 83-104 .
- [14] Colisk, John , “ An Exploratory Model of the Size Distribution of Income ” Economic Inquiry , vol XV (No.3) , 1977 (July) , PP 345 - 366 .
- [15] Creedy, John , “ Notes and Memoranda Pareto and the Distribution of

- Income", The Review of Income and Wealth, Series 23 (No.4), 1977 (Dec.), PP 405-411.
- [16] Cromwell, Jerry, "The Size Distribution of Income An International Comparison", The Review of Income and Wealth, Series 23 (No.3), 1977 (Sept.), PP291-308.
- [17] Dagum, Camilo "A Stochastic Model of the Functional Distribution of Income", The Review of Income and Wealth. Series 23 (No.2), 1977 (June), PP175-193.
- [18] Fei, John C.H. and Gustav, Ranis, "A Model of Growth and Employment Open Dualistic Economy: The Case of Korea and Taiwan", Journal of Development Studies, vol.11 (No.2), 1975 (Jan.), P1-38.
- [19] Fei, John C.H., Gustav Ranis, Shirley Kuo, "Growth and the Family Distribution of Income by Factor Components", Quarterly Journal of Economics, vol. XCII (No.1), 1978 (Feb.), PP17-53.
- [20] Fei, John C.H. and Gustav Ranis, Development of Labor Surplus Economy: Theory and Policy, Economic Growth Center Press, 1964.
- [21] Fei, John C.H. and D.S. Paauw, The Transition in Open Dualistic Economics, Yale University Press, 1973.
- [22] Fei, John C.H. and Gustav Ranis, "Income Inequality and Additive Factor Components", Economic Growth Center Discussion Paper, Jan. 1974.
- [23] Fei, John C.H. and Gary S. Fields, "On Inequality Comparisons", Economic Growth Center Discussion Paper, April, 1974.
- [24] Fei, John C.H., Gustav Ranis., Shirley Kuo "Growth with Equity" Manuscript, 1976.
- [25] Fields, Gary S. "On Inequality and Economic Development", Economic Growth Center Discussion Paper, Aug. 1975.
- [26] Fields, Gary S. "Poverty, Inequality, and the Measurement of Development Performance", Economic Growth Center Discussion Paper, Dec. 1977.
- [27] Fishlow, A., "Brazilian Size Distribution of Income", American Economic Review, vol.62 (No.2), May 1972., PP 217-238.
- [28] Harberger, Arnold C. and Martin J. Barley, "The Taxation of Income from Capital", The Brookings Institution Press, 1969.
- [29] Hsiao J.G. "The Theory of Share Tenancy Revisited" Journal of Political Economy, vol.83 (No.4), 1975 (Oct.), PP 1023-1050.
Cheung, S.N.S. "Private Property Rights and Share Cropping", J.P.E.

- vol 76 (No. 6), 1968 (Nov./Dec.).
- [30] Kaldor, Nicholas. "Alternative Theories of Distribution" Review of Economic Studies, vol. XXII (No. 2), 1956 (May), PP 83 - 100.
- [31] Kuo Wan-Yong. "Income Distribution by Size in Taiwan Area Changes and Causes, " Reprinted from Income Distribution Employment and Economic-Development in Southeast and East Asia, vol. 1, 1975 (July), PP 80 - 170.
- [32] Kuznets, Simon, Modern Economic Growth Rate, Structure and Spread, Harvard University Press, 1965.
- [33] ——— "Economic Growth and Income Inequality", American Economic Review, vol. 45 (No. 1), 1955 (March), PP 1-28.
- [34] ——— "Quantitative Aspects of Economic Growth of Nations, V, Distribution of Income by Size", Economic Development and Cultural Changes, vol. 11 (No. 2), 1963 (Jan), P 1-80.
- [35] Lampman, Robert J., "Transfer Approach to Distribution Policy", American Economic Association, vol. 60 (No. 2), 1970 (May), PP 214-242.
- [36] Mincer, J. "Investment in Human Capital and Personal Distribution of Income", Journal of Political Economy, vol. 66 (No. 4), 1958 (Aug.), PP 281-302.
- [37] Oshima, H. T., "Income Inequality and Economic Growth : The Postwar Experience of Asia Countries", Malayan Economic Review, vol. XV (No. 20), 1970 (Oct.) PP 7-41.
- [38] Osberg, Lars, "Stochastic Process Model and Distribution of Earnings", The Review of Income and Wealth, Series 23 (No. 3), 1977 (Sept.), PP 205 - 217.
- [39] Pyatt, Graham, "On the interpretation and Disaggregation of Gini Coefficients", The Economic Journal, vol. 86, 1976 (June), PP 243-255.
- [40] Ranis, Gustav, "Growth, and Distribution : Trade offs or Complements ?", Economic Growth Center Discussion Paper, May 1976.
- [41] Theil, H.
Economic Forecasts and Policy, Rand McNully and Company, 1967 , Chicago.
- [42] Tinbergen, Jan,
Income Distribution—Analysis and Policies, Amsterdam, North-

Holland Publishing Company , 1975.

[43] Wiles, Peter

Distribution of Income, East and West, North Holland Publishing
Company, Amsterdam, 1975.

[44] Weisskoff, F.B. " Income Distribution and Economic Growth in
Puerto Rico, Argentina and Mexico ", The Review of Income and
Wealth, Series 16 (No. 4), 1970 (Dec.), PP 381 - 399.

THE INSTITUTE OF THREE
PRINCIPLES OF THE PEOPLE
ACADEMIA SINICA

MONOGRAPH SERIES

(1)

INCOME DISTRIBUTION IN TAIWAN

YU-YUAN BIAN

NANKANG, TAIPEI, TAIWAN
REPUBLIC OF CHINA

OCTOBER 1979