

中央研究院
三民主義研究所

專題選刊

(二十)

工業化與農家所得分配

邊 裕 淵

中華民國
臺灣 臺北 南港

中華民國六十八年一月

(七十五年重新排印出版)

工業化與農家所得分配*

邊 裕 淵

一、引 言

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生產的細分化。根據民國64年農漁業普查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公頃以上者僅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「台灣農家記賬報告」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%（記賬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以維持生計。

*本文為中央研究院三民主義研究所籌備處「台灣經濟發展與所得分配」研究計劃之一部份。作者感謝計劃主持人費景漢及陳昭南兩位先生的指導。此外，本文所有的計算均由胡春田先生協助完成，特此致謝。

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，則隨工商業迅速的發展，使農業外或農場外的就業機會增加，使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 年時非農業所得所居之比率僅 13.5 %；至 55 年，該比率提高成爲 18.32 %，到民國 60 年更提高爲 28.15 %，至 65 年時則更高達 46.28 %。同時就耕地規模來看，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 公頃者爲 57.86 %，1.0 ~ 1.5 公頃者爲 44.88 %，1.5 ~ 2.0 公頃者爲 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。甚至已有反賓爲主，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，這是本文研究的主題。

本研究之資料主要是根據台灣省及台北市政府主計處之「家計收支調查」的原始調查資料〔註一〕。至於其他輔助的資料還有台灣省政府農林廳之「台灣農家記賬報告」，農漁業普查資料……。在分析方法上採用 Gini 集中係數作爲衡量指標，並配合該指標之分解分析 (Decomposed analysis) 及分割分析 (Segmental analysis)。

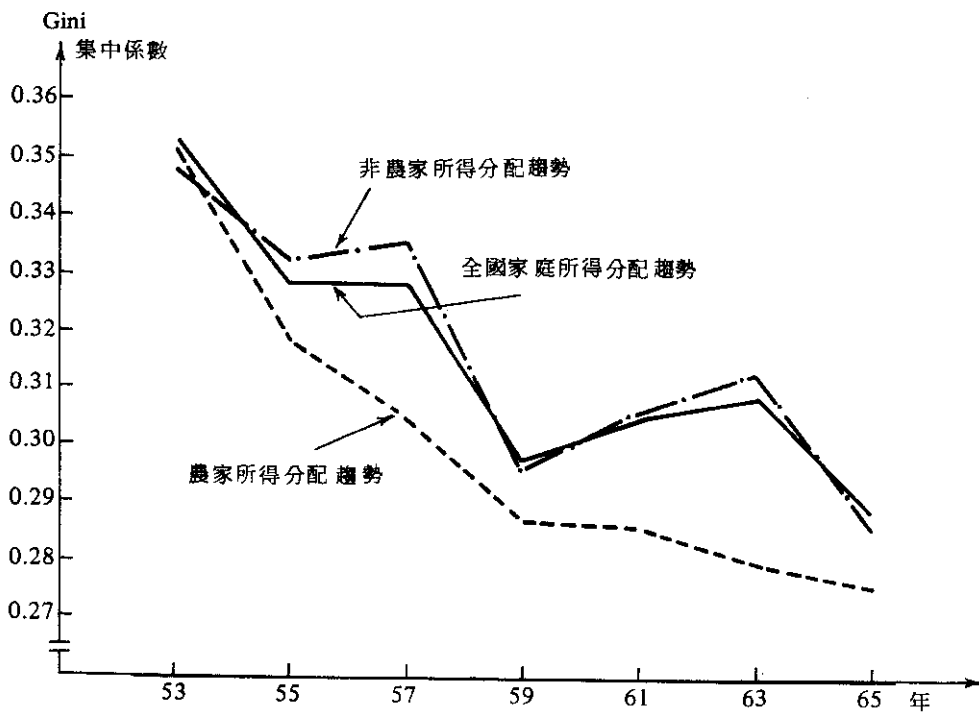
本研究大致分五節說明，除第一節爲引言外；第二節爲台灣農家所得分配——

分解分析；第三節為民國 65 年農家所得分配之分割分析；第四節為農家所得分配平均化的原因；第五節結論。

二、台灣農家所得分配——分解分析

1. 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。自民國 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 0.3185，57 年時再降為 0.3047，民國 59 年時更降為 0.2874，61 年時又降為 0.2862，至 63 年時則降為 0.2804，民國 65 年時已下降為 0.274。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。由圖一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〔註二〕。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。



圖一 台灣家庭所得分配趨勢圖

2. 決定農家所得分配之因素——分解分析

設有 M 個農家，各農家之所得 (Y_i^a) 依其來源可分成四種：一是農業所得 (A_i^a)，二是薪資所得 (W_i^a)，三是財產所得 (π_i^a)，四是其他所得 (X_i^a)，即

$$Y_i^a = A_i^a + W_i^a + \pi_i^a + X_i^a$$

而各項所得來源在整個家庭所得中所佔之份額分別為 ϕ_A^a ， ϕ_W^a ， ϕ_π^a 及 ϕ_X^a ，而令

$$Y^a = \sum_{i=1}^M Y_i^a \quad A^a = \sum_{i=1}^M A_i^a \quad W^a = \sum_{i=1}^M W_i^a \quad \pi^a = \sum_{i=1}^M \pi_i^a \quad X^a = \sum_{i=1}^M X_i^a$$

$$Y^a = A^a + W^a + \pi^a + X^a$$

$$\phi_A^a = A^a / Y^a \quad \phi_W^a = W^a / Y^a \quad \phi_\pi^a = \pi^a / Y^a \quad \phi_X^a = X^a / Y^a$$

$$\phi_A^a + \phi_W^a + \phi_\pi^a + \phi_X^a = 1$$

所以農家所得分配型態，依其所得來源可寫成下列形式：

$$(Y_1^a, Y_2^a, \dots, Y_M^a) = (A_1^a, A_2^a, \dots, A_M^a) + (W_1^a, W_2^a, \dots, W_M^a) + (\pi_1^a, \pi_2^a, \dots, \pi_M^a) + (X_1^a, X_2^a, \dots, X_M^a)$$

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平均的主要因素。在衆多的指標中吾人僅知 Gini 指標即可作分解分析，又適作分割分析，所以本文就以 Gini 係數來衡量分配之不平均，係先將農家所得依大小順序排列，即 $Y_1^a \leq Y_2^a \leq \dots \leq Y_M^a$ ，但與之對應之農業所得 (A^a)、薪資所得 (W^a)、財產所得 (π^a) 及其他所得 (X^a) 則未必為一單向增加向量。例如在正常情況下，財產所得與家庭所得間當呈正向，即家庭所得愈高者其財產所得通常也愈高。又如工資所得其與家庭總所得間之關係就不是那麼確定。在某一所得水準之下，兩者可能呈正向關係，但當所得水準超過某一水準後，薪資所得與家庭所得可能無關或甚至為單向減少的關係。又如移轉所得與家庭所得間之關係是反向。因此家庭所得的等級與各個所得組成份子間之等級常有不一致性存在。本文擬以 Pseudo-Gini 係數的概念來解決該問題。

Pseudo-Gini 係數之意是指，某一所得來源之分配不平均度不以該所得來源本身之大小順序為加權之權數，而仍以家庭所得大小之順序作為權數之標準。例如薪資所得之向量依家庭所得之順序時為 $(W_1^*, W_2^*, \dots, W_M^*)$ ，這不一定是單一向增加的向量，但與之對應之家庭總所得則為 $(Y_1^*, Y_2^*, \dots, Y_M^*)$ 則為一單向增加向量。因此在計算薪資所得之 Pseudo-Gini 係數時，以 Y^* 之順序為加權之權數而得，如此所求得之 Gini 係數定然要大於或等於 Pseudo-Gini 係數。兩者之差異乃在於所予之權數不同。換言之，其差異在於該因素之順序與家庭所得之順序的相對相關程度。其證明如下：仍以薪資所得 (W^*) 為例證明。其餘的可類推。

$$\text{令 } G(W^*) = \alpha U_w^* - \beta$$

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

$$U_w = \sum_{j=1}^M r_j w_j^{*r} \quad w_j^{*r} = W_j^{*r} / W^*$$

$$r_j = 1, 2, \dots, M$$

$$\text{即 } r_1 = 1, \quad r_2 = 2, \dots, r_j = j, \quad r_M = M$$

式中之 W_j^{*r} 則表示已按薪資所得之大小排列，即 $(W_1^{*r}, W_2^{*r}, \dots, W_M^{*r})$ 且 $W_1^{*r} \leq W_2^{*r} \leq \dots \leq W_M^{*r}$ ， r_j 則表示 W_j^{*r} 之順序，由此求得者為薪資所得之 Gini 係數 $G(W^*)$ 。而薪資所得分配之 Pseudo-Gini 係數之意義及計算方式為：

$$\bar{G}(W^*) = \alpha \bar{U}_w^* - \beta$$

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

$$\bar{U}_w^* = 2 \sum \lambda_i w_i^* \quad \lambda_i = 1, 2, \dots, M$$

式中之 W_i 未依大小順序，而是依農家所得 Y_i^* 之順序排列，其所予之權數 λ_i 亦即為 Y_i^* 之順序，由此而求得之分配不均係數稱之為 Pseudo-Gini 係數。因此農家所得分配依所得來源來衡量，其結果就可寫成下列形式

$$G(Y^*) = \phi_w^* \bar{G}(W^*) + \phi_A^* \bar{G}(A^*) + \phi_\pi^* \bar{G}(\pi^*) + \phi_x^* \bar{G}(X^*)$$

式中之 $\bar{G}(W^*)$ ， $\bar{G}(A^*)$ ， $\bar{G}(\pi^*)$ 及 $\bar{G}(X^*)$ 分別表示 W^* ， A^* ， π^* 及 X^* Pseudo-Gini 係

數。

至於 Gini 係數與 Pseudo-Gini 間之關係可由下面諸式求得：

$$\bar{w}^* = 1 / M \quad \bar{r} = \bar{\lambda} = (1 + 2 + \dots + M) / M = (M + 1) / 2$$

\bar{w}^* , \bar{r} , $\bar{\lambda}$ 分別為 w^* , r_j 及 λ 之平均數。

$$\begin{aligned} \text{Cov}(w^*, r) &= \sum_{j=1}^M (w_j^{*r} - \bar{w}^*) (r_j - \bar{r}) \quad j = 1, 2, \dots, M \\ &= 2 (r_j w_j^{*r} - \bar{M} w^* r) \\ &= U_w^* - (M + 1) / 2 \\ &= (M / 2) \bar{G}(W^*) \end{aligned}$$

同理 $\text{Cov}(w_j^*, \lambda) = (M / 2) G(W^*)$

現若設 w_j^* 與 r 間之相關係數為 $R(W^*, r)$; W 與 λ 間之相關係數為 $R(w_j^*, \lambda)$

則

$$\begin{aligned} R(w^*, r) &= \text{Cov}(w^*, r) / \sigma_w^* \sigma_r \\ R(w^*, \lambda) &= \text{Cov}(w^*, \lambda) / \sigma_w^* \sigma_\lambda \\ R_w^* &= R(w^*, \lambda) / R(w^*, r) \quad \sigma_r = \sigma_\lambda \\ &= \text{Cov}(w^*, \lambda) / \text{Cov}(w^*, r) \\ &= \bar{G}(W^*) / G(W^*) \end{aligned}$$

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^* 之經濟意義就是我們假設家庭所得分配與各組成份子間有完全正相關，意即假定家庭所得愈高者其各所得組成份子之所得亦高。能支持此一假設之比率就謂之相對相關係數。

有了這一相對相關係數之概念或支持假設的概念後，家庭所得之不平均度與所得來源分配之不平均度的關係就可寫成下列形式：

$$G(Y^*) = \phi_A^* R_A^* G(A^*) + \phi_W^* R_W^* G(W^*) + \phi_\pi^* R_\pi^* G(\pi^*) + \phi_X^* R_X^* G(X^*)$$

$$1 = \frac{\phi_A^* R_A^* G(A^*)}{G(Y^*)} + \frac{\phi_W^* R_W^* G(W^*)}{G(Y^*)} + \frac{\phi_\pi^* R_\pi^* G(\pi^*)}{G(Y^*)} + \frac{\phi_X^* R_X^* G(X^*)}{G(Y^*)}$$

$$= F_A^* + F_W^* + F_\pi^* + F_X^*$$

由此式可知造成農家家庭所得分配不均的所得來源因素，或知道各個所得組成因素所造成的不平均度，也可明瞭各個所得來源對家庭所得分配不平均之解釋能力，式中之 F_A^* 、 F_W^* 、 F_π^* 及 F_X^* 就分別表示 A^* 、 W^* 、 π^* 及 X^* 對總所得分配不均 $G(Y^*)$ 之解釋能力。此外，我們還可經由時間之變化而明瞭所得分配變動的原因，這些原因可分成三類。一是因素份額效果 (factor share effect)；二是因素之家庭分配效果 (factor family distribution effect)；三是相對相關效果 (relative correlation effect)。

$$\frac{dG(Y^*)}{dt} = A + B + C$$

$$A = R_A^* G(A^*) \frac{d\phi_A^*}{dt} + R_W^* G(W^*) \frac{d\phi_W^*}{dt} + R_\pi^* G(\pi^*) \frac{d\phi_\pi^*}{dt} + R_X^* G(X^*) \frac{d\phi_X^*}{dt}$$

$$B = \phi_A^* R_A^* \frac{dG(A^*)}{dt} + \phi_W^* R_W^* \frac{dG(W^*)}{dt} + \phi_\pi^* R_\pi^* \frac{dG(\pi^*)}{dt} + \phi_X^* R_X^* \frac{dG(X^*)}{dt}$$

$$C = \phi_A^* G(A^*) \frac{dR_A^*}{dt} + \phi_W^* G(W^*) \frac{dR_W^*}{dt} + \phi_\pi^* G(\pi^*) \frac{dR_\pi^*}{dt} + \phi_X^* G(X^*) \frac{dR_X^*}{dt}$$

式中之 A 為因素份額效果，B 為因素之家庭分配效果，C 為相對相關效果〔註三〕。

3. 台灣農家所得來源實證分析

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。各所得之份額，各所得之分配狀態，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二。由因素所得份額觀之，農業所得份額 (ϕ_A^*) 有長期下降的傾向，相反的薪資所得的份額 (ϕ_W^*) 却成增加的趨勢，財產所得份額大體變動不大，而

表一 台灣農家所得來源分配表

效果別	年 來 源 別	份	53	55	57	59	61	63	65
因素所得份額	ϕ_A^a		0.6348	0.6507	0.4949	0.4512	0.3946	0.4305	0.3875
	ϕ_W^a		0.2302	0.2066	0.2998	0.3545	0.4159	0.3950	0.3890
	ϕ_π^a		0.0628	0.0696	0.0804	0.0789	0.0773	0.0742	0.0869
	ϕ_X^a		0.0720	0.0732	0.1249	0.1153	0.1122	0.1003	0.1476
Gini集中係數 $G(i^a)$	$G(A^a)$		0.4779	0.4083	0.4422	0.4353	0.4659	0.4771	0.4717
	$G(W^a)$		0.5320	0.6014	0.5907	0.5475	0.5053	0.5106	0.5107
	$G(\pi^a)$		0.4630	0.4375	0.4310	0.4560	0.4476	0.4707	0.4535
	$G(X^a)$		1.0282 *	0.9258	0.8854	0.8840	0.8867	0.9075	0.8370
相對相關係數 (R_i^a)	R_A^a		0.8788	0.8413	0.6391	0.5539	0.5143	0.5724	0.5559
	R_W^a		0.4329	0.3182	0.4236	0.5037	0.5432	0.4929	0.4954
	R_π^a		0.5821	0.6341	0.5694	0.6305	0.5891	0.5921	0.6346
	R_X^a		0.5376	0.5331	0.6343	0.5701	0.5739	0.4696	0.4184
農家所得Gini係數 $G(Y^a)$			0.3514	0.3185	0.3047	0.2874	0.2862	0.2804	0.2764
因素解釋能力 (F_i^a)	F_A^a		0.7587	0.7018	0.4590	0.3785	0.3303	0.4193	0.3676
	F_W^a		0.1509	0.1242	0.2462	0.3402	0.3989	0.3546	0.3561
	F_π^a		0.0482	0.0606	0.0648	0.0789	0.0712	0.0738	0.0905
	F_X^a		0.0398	0.1134	0.2302	0.2023	0.1995	0.1525	0.1870

資料來源：台灣省政府主計處之台灣省家計收支調查。

台北市政府主計處之台北市家庭收支調查。

*：因其他所得中有負所得，將負所得部份亦求分配加上致使不平均度大於1。

其他所得包括執行業務所得，營業所得及其他所得，該項所得份額也有上升的傾向。農業所得份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年平均成長率高達10.2%，而製造業的年平均成長率更高達20.3%，而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%，而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。致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，因而隨著經濟的成長，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，使之非農業部門之就業機會大減，而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鄉不離農），所以61～65年間 ϕ_w^* 略為下降，而 ϕ_A^* 在63年反而上升（部份原因是稻米保證價格實施，使農民所得大幅提高）。

至於因素分配的狀況，除家庭薪資所得分配 $G(W^*)$ ，由55年有傾向平均的趨勢，其他所得也略為平均化外，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在農家財產所得分配反比薪資所得分配平均些。此乃因財產所得中未包括土地的所得，其所包括之內容是租金、利息及投資利潤，其中大多為租金（自己房屋的沒算租金）故使農家財產所得相對的平均。

由表二中之相對相關係數看，發現除在民國53～55年間農業所得高低與農家所得高低的相關性較大，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，同時也使各因素與總所

表二 台灣農家所得分配變因效果表

時 期	原 數 因 量	家庭所得 分配變動 dG(Y*)	變 動 效 果			
			A+B+C=D	A 因素所得份額效果	B 因素分配效果	C 相對相關效果
53 ~ 59	變 動 量	-0.0640	-0.0877	- 0.0042	- 0.0345	- 0.0574
	解釋能力		100%	100%	39.33%	65.45%
59 ~ 65	變 動 量	-0.0110	-0.0120	- 0.0060	- 0.0020	- 0.0107
	解釋能力		100%	-50.00%	16.67%	133.33%
53 ~ 65	變 動 量	-0.0750	-0.0999	- 0.0102	- 0.0363	- 0.0736
	解釋能力		100%	-10.23%	36.48%	73.82%

資料來源：由表一計算得。

得間之關係減弱。這個道理可由兩種主要所得 A^* 及 W^* 之與 Y^* 之相關性知，當 ϕ_A^* 高時，在53年達63.48%，55年時為65.07%時， A^* 為農家所得的主要來源，因此 A^* 之高低就直接影響 Y^* 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，還表示 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。

各所得來源對所得分配之不平均度的解釋能力受三個因素的影響， 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。

至於由53~65年間農家所得分配狀態呈現出一路平均化的原因是什麼，這可由表二知，吾人將其原因分成三類：一是因素份額效果(A)、二是因素分配效果(B)、

三是相關效果(C)。由於 53 ~ 59 年間所得分配化的速率較快，而 59 ~ 65 年間速率緩慢，故表二也分這兩個時期。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 73.82%，因素分配效果(B)次之為 36.48%，而因素份額效果(C)，為 -10.23%。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。其主要原因是後期其他所得份額增加，而 X* 的分配又很不平均，其 Gini 係數都在 0.8 以上；致使因素份額的變動反使 Y* 更不平均。

三、民國65年農家所得分配之分割及分解分析

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 萬 ~ 10 萬元（相當 300 ~ 500 美元），10 萬 ~ 20 萬元（相當 500 ~ 1,000 美元），20 萬 ~ 30 萬元（1,000 ~ 1,500 美元）及 30 萬元以上（1,500 美元以上）等五組。

由表三的資料顯示，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。財產所得份額在 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

表三 民國六十五年台灣農家所得來源分配表

效果 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	6萬~10萬元	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_x^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_x^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_x^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：同表一。

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，而較高所得階層則以營業所得及執行業務所得為主。

至於因素所得之家庭分配狀態，大體可分成三類，一是農業所得分配隨所得之提高而不平均化；二是其他所得分配則隨所得水準之提高而平均化；三是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。

各因素所得與家庭所得的相對效果，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例較大，因此該因素所得分配的不均不但不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。由最高所得層的薪資所得與家庭總所得之相對相關係數高達 -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及農業所得為主，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。

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。隨著所得的提高，其他所得的解釋能力也逐漸增加。

四、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。

從第二節及第三節的動態分析及靜態分析得到兩個不同的結論，在動態分析的結果顯示，薪資所得分配愈平均愈可促使所得分配的平均化。但在靜態的分析結果就不完全支持此一假說，而需視農家的經濟條件而定，在中、低所得階層尚能支持該假說，到較高及高所得階層則相反，薪資所得分配愈不平均則愈可促使該所得層之分配平均。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。因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，故賺款也較高些。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，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如菲律賓、馬來西亞及中、南美諸國不同，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元性（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，漸漸失去重要性。

五、結 論

綜前所述可得到下列八點結論

1. 台灣農家所得不但隨著經濟的發展逐漸提高，同時其分配狀態也是逐漸邁向平均化。

2. 農家所得結構中，農業所得之比重逐漸降低，但其分配狀態則大致不變。薪資所得所居之重要性却加強了。

3. 對農家所得分配不平均度之解釋能力言，農業所得之說明力逐年下降，相反的薪資之說明能力加強了，而其他所得亦居相當重要性。

4. 農家所得分配變動的主要效果是來自相對相關效果，其次是因素分配效果，再次則為因素所得份額效果。

5. 就靜態的資料分析結果知，農家所得的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。

6. 高所得階層的農家，其薪資所得所居之比率低，而其他所得之份額較高。因致薪資所得分配不平均反而成爲該所得階層分配平均的原因之一。

7. 就橫斷面研究顯示所得愈高，農業所得對分配不平均度的解釋也愈高，而薪資所得却愈低，其他所得的解釋能力也隨所得之提高而提高。

8. 台灣農業所得分配較平均乃是因土地改革的結果，但是逐漸平均化則受本省工業發展快速以及工業位置分散的影響較大。

附 註

〔註 一〕該資料因時間過久及延遲，致使部份資料散失（但假定是隨機散失），故本研究的農家資料與主計處所有之標本比率爲，53年62.26%，55年64.11%，57年69.56%，59年100%，61年99.67%，63年96.51%，65年100%。

〔註 二〕Simon Kuznets "Economic Growth and Income Inequality" *American Economic Review*, March 1955, pp. 1-28.

〔註 三〕詳見邊裕淵“台灣家庭所得分配之研究”中華民國66年中國經濟學會年會論文。

參考文獻

1. 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期。

2. 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。
3. 邊裕淵：“台灣家庭所得分配之研究”中華民國66年中國經濟學會年會論文。
4. 郭忠義：“台灣農家農業外所得之研究”國立中興大學農學經濟系，中華民國65年12月。
5. Chang Han-yu “Income Disparity under Economic Growth in Taiwan Over Time Changes and Degree as Compared with Other Countries,” *Industry of Free China*, June 1977.
6. 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*, July 1975.
7. Kuznets, Simon “Economic Growth and Income Inequality” *American Economic Review*, Vol. 45, (No. 1) 1955. (March) pp. 1-28.
8. Oshima, H. T. “Income Inequality and Economic Growth: The Postwar Experience of Asia Countries,” *Malayan Economic Review*, Oct. 1970.
9. Ranis, Gustav, John Fei, Shirley Kuo, “Growth and Family Distribution of Income by Factor Components – The Case of Taiwan,” Economic Growth Center, Yale University, March 1975.