

日治時代臺灣農家所得之分析

張素梅、葉淑貞*

摘要

從經濟理論而言，家庭所得是家庭儲蓄行為的最重要決定因素。作者研究日治時代臺灣農家的儲蓄行為時，發現農家所得對農家儲蓄額有決定性的影響。不過，他們也發現當時農家的儲蓄率雖然相當高，但是從一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間，全體農家的儲蓄額及儲蓄率卻呈現下降的趨勢。為深入了解日治時代臺灣農家的經濟狀況，本文運用一九一八～一九三七年間之農家的資料，剖析日治時代臺灣農家的所得水準及其變遷，並採用農家所得變異數、差異係數、基尼係數等統計測定數以及迴歸分析、巴特力檢定等統計方法，探討農家所得之重要決定因素與所得分配不均度的問題，得到四個主要的結論。(1)在一九一八～一九二一年至一九三六～一九三七年間，政府農業技術革新政策，削弱了經濟不景氣對臺灣農家所得的不利影響。(2)全體農家所得分配的不均度，從一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間，有明顯減低的趨勢。(3)一九一八～一九二一或一九三一～一九三四期間，農家擁有之生產因素數量（特別是勞力、資本財）是農家所得的重要決定因素。(4)農家種作別、居住地域別或生產因素數量類別在一九一八～一九三四年間，都對農家所得變異數有統計上顯著的影響。不過，農家身份別只有在一九一八～一九二一期間，對所得變異數有顯著的影響。

關鍵詞：農家所得變異數、差異係數、基尼係數、迴歸分析、巴特力檢定

*作者為國立臺灣大學經濟學系教授。

本文初稿係在國科會專題計劃「日治時代臺灣農家所得之分析」（編號：NSC 86-2415-H-002-014）之補助下完成，謹此誌謝。作者感謝兩位匿名評審人提供寶貴的意見與建議，也感謝研究助理李嘉雯小姐在資料整理上的細心協助。

- 一、前言
 - 二、農家所得水準的變遷
 - 三、農家所得分配不均度的變遷
 - 四、農家所得的決定因素及分配不均度
 - 五、結論
-

一、前言

從經濟理論而言，家庭可支配所得是家庭消費或儲蓄行為的最重要決定因素。作者⁽¹⁾ 研究日治時代臺灣農家的儲蓄行為時，發現農家可支配所得是農家儲蓄額的最重要決定因素。此外，他們也發現當時農家的儲蓄率雖然相當高，不過從一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間，全體農家的儲蓄額及儲蓄率卻呈現下降的趨勢。因此，為深入了解日治時代臺灣農家的經濟狀況，本研究擬進一步分析農家的所得水準與所得分配的不均度。

長久以來，經濟的發展以及所得分配不均度的問題，一直是經濟學家關心的課題之一。對於「經濟的成長與所得分配不均度的減低，兩者之間是否存在著抵換關係？」這樣的問題，儘管學者之間仍然有不甚一致的看法，但是 Kuznets⁽²⁾ 經過實證的研究，認為所得分配的不均度一開始隨著經濟的發展（所得的提高）而提高，不過當經濟發展至某一個水準之後，所得分配的不均度則隨著經濟的成長而逐漸降低。研究所得分配的學者，Soltow⁽³⁾ 及 Kravis⁽⁴⁾ 曾對英國、挪威及美

(1) 張素梅、葉淑貞，〈日治時代臺灣農家儲蓄行為之分析〉，《經濟論文叢刊》24: 4 (1996)，頁 509-535。

(2) S. Kuznets, "Economic Growth and Income Inequality," *American Economic Review* 45: 1 (1955), pp. 1-28.

(3) Lee Soltow, "The Distribution of Income Related to Changes in the Distributions of Education, Age, and Occupation," *Review of Economics and Statistics* 42: 4(1960), pp. 450-453.

(4) I. B. Kravis, "International Differences in the Distribution of Income," *Review of Economics and Statistics* 42: 4 (1960), pp. 408-416.

國的所得分配不均度加以探討。Soltow 發現英國從一九一三年以來，所得分配不均度有急劇的降低，他也發現挪威的八個城市從一八四〇年以來，直到一九六〇年間（除了一九三〇及一九三八以外），所得分配不均度有明顯減低的趨勢；而其中有五個城市，第二次世界大戰後的所得分配比戰前更為平均。Kravis 以基尼係數（Gini Coefficient）測度所得分配的不均度，實證分析的結果，他發現美國的所得分配不均度，於一九三五～一九五八年這段期間逐漸降低。

然而，有關臺灣所得分配的各種重要主題，學者們已有相當程度的投入分析，且有非常具體的成果。不過，這些研究全是針對「戰後臺灣所得分配的有關問題」加以探討，至於對「戰前的研究」，則是完全空白。日治時代臺灣經濟的發展，事實上是戰後臺灣經濟快速發展的基礎，因此了解日治時代臺灣所得分配有關的問題，有其重要性。

對於二次大戰前的臺灣而言，農業生產活動基本上是相當重要的經濟活動。農家所擁有之生產因素（例如土地、勞力、資本）的數量及其報酬率的差異，不但對農家所得有所影響，實際上更將透過其對農家所得的影響，而進一步影響農家所得分配的不均度；⁽⁵⁾ 除此之外，政府的農業政策、技術的進步、後天的教育等等，這些足以影響農家生產因素所有權之分配或報酬率的因素，可能也將對農家所得分配不均度有決定性的影響。因此，探討日治時代臺灣農家所得的變化及其影響因素，將對戰前臺灣農家所得分配問題的了解，有相當大的助益。

基於以上的認識，本研究將利用可能獲得的資料，配合適當的統計方法，分析日治時代臺灣農家所得水準，並探討農家所得分配不均度的問題。日治期間，臺灣總督府殖產局總共對臺灣農家經濟進行三次調查（一九一八～一九二一年、一九三一～一九三四年及一九三六～一九三七年）。第一次調查米作、蔗作、茶作、雜作四類農家，第二次只完成米作、蔗作、茶作三類農家的調查，第三次只對米作農家調查。由於茶作、雜作農家樣本戶數很少，而且日治時代臺灣農家基本上以米作、蔗作為主體，因此本文只選米、蔗作兩類農家作為分析對象。以下第二節將運用一九一八～一九三七年間之農家的資料，對日治時代臺灣農家的所得水

(5) Bruce L. Gardner, "Determinants of Farm Family Income Inequality," *American Journal of Agricultural Economics* 51: 4 (1969), pp. 753-769.

準及其變遷，進行解析的工作。第三節採用差異係數及吉尼係數等統計測定數，配合收集到的資料，分析戰前臺灣農家所得分配不均度的變遷。第四節，一方面利用迴歸分析方法，探討日治時代臺灣農家所得的重要決定因素；另一方面，採用適當的統計方法，探究哪些因素對日治時代臺灣農家所得分配不均度有所影響。最後一節則是本文的結論。

二、農家所得水準的變遷

一九一八～一九二一至一九三六～一九三七年間，臺灣農家的儲蓄額以及儲蓄率雖然都在減低，但是農家的實質消費水準卻呈現上升的趨勢。⁽⁶⁾ 為對日治時代臺灣農家的經濟狀況有更深一層的了解，本文進一步解析該段期間之農家所得水準。為此，我們首先運用可能獲得的農家資料，計算並分析農家所得水準的變動情況。

從表 1 的資料，我們發現全體農家的可支配所得在一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間減少了 99.15（或 316.44）圓，而所得縮減了 72.36（或 289.73）圓；就米作農家而言，從一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間，農家可支配所得或農家所得都急速下降，而後到了一九三一～一九三四至一九三六～一九三七期間，雖然可支配所得或所得仍然在下降，但相對上程度已減緩很多。可是如果我們觀察蔗作農家的資料，則發現在一九一八～一九二一至一九三一～一九三四期間，可支配所得或所得卻是劇烈地提升。米作與蔗作農家所得水準的變動型態為何完全不同，到底原因何在呢？為探究這個問題，以下先針對米作農家所得水準以及所得的組成加以解析。

農家的所得基本上可以分成兩個來源，亦即農業所得與非農業所得，到底米作農家所得的減少主要起因於哪一個來源？表 2 的資料告訴我們，米作農家所得的下降，在一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年與一九三一～一九三四至一九三六～一九三七年兩個期間，原因不同。在一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間，所得急速下降的主因是農業所得之減少，此一期間農業所得

(6) 張素梅、葉淑貞，〈日治時代臺灣農家儲蓄行為之分析〉，頁 509-535。

表1 農家所得水準的變遷

年別	農家別	按 GDP 平減指數平減 (1937=100)		按農家收入指數平減 (1927-1929=100)	
		所得	可支配所得	所得	可支配所得
1918-1921 ^a	全體(91 戶)	1,423.25 圓	1,423.25 圓	1,636.49 圓	1,636.49 圓
	米作(67 戶)	1,512.50	1,512.50	1,739.10	1,739.10
	蔗作(24 戶)	1,173.94	1,173.94	1,349.82	1,349.82
1931-1934	全體(74 戶)	1,350.89	1,324.10	1,346.76	1,320.05
	米作(47 戶)	1,135.70	1,110.90	1,132.30	1,107.30
	蔗作(27 戶)	1,725.37	1,695.21	1,720.09	1,695.03
1936-1937	米作(22 戶)	1,021.26	995.00	1,026.20	999.80

資料來源：臺灣總督府殖產局，《大正七十一年臺灣農業經濟調查第二報》（臺北：臺灣總督府殖產局，1923）；臺灣總督府殖產局，《農家經濟調查其ノ一（米作農家），農業基本調查書，第三十》（臺北：臺灣總督府殖產局，1934）；臺灣總督府殖產局，《農家經濟調查其ノ三（蔗作農家），農業基本調查書，第三十四》（臺北：臺灣總督府殖產局，1936）；臺灣總督府殖產局，《農家經濟調查（米作農家），農業基本調查書，第三十七》（臺北：臺灣總督府殖產局，1938）；吳聰敏，〈1910 年至 1950 年臺灣地區國內生產毛額之估計〉，《經濟論文叢刊》19: 2(1991)，頁 127-175。Shu-jeu Yeh（葉淑貞），“Economic Growth and the Farm Economy in Colonial Taiwan, 1895-1945,” (Ph.D. Dissertation, Univ. of Pittsburgh, 1991); 張素梅、葉淑貞，〈日治時代臺灣農家儲蓄行為之分析〉，頁 515，表 2。

註：^a 殖產局對臺灣農家進行的三次調查，關於「諸負擔」項，1931-1934 年的報告將它分為農業諸負擔、農業與家事以外諸負擔、及家事諸負擔三部分，而三部份分別被歸入農業經營費、農業家事以外經費、及家計費之中。1936-1937 年的調查報告與 1931-1934 年相同，只不過缺了農業家事以外諸負擔，張素梅、葉淑貞判斷該期間的調查中農家無此項負擔。至於 1918-1921 年的調查報告，只提供公課負擔一個項目，納於農業經營費之中。因從調查報告知家事諸負擔主要是所得稅及戶稅，且日治時代的戶稅與個人所得稅遲至 1920 年及 1921 年才開徵，所以判斷 1918-1921 年間，農家無家事諸負擔。以上的說明摘錄自張素梅、葉淑貞，〈日治時代臺灣農家儲蓄行為之分析〉，頁 513。

的短少額佔所得縮減額的 94.45%（或 86.85%）。然而在一九三一～一九三四至一九三六～一九三七期間，農業所得已經轉而提高，但是農家所得卻依然持續下降，這是由於非農業所得大幅下降的關係。因此在這個期間非農業所得的下降額佔總所得下降額的比例，高達 188%（或 201%）。⁽⁷⁾

(7) 由於米作農家的家事諸負擔所佔一直都很微小，而且隨時間調增的額度相當有限，因此米作農家可支配所得之下降是所得跌落所致，而不是租稅負擔的加重。張素梅、葉淑貞，〈日治時代臺灣農家儲蓄行為之分析〉，頁 516。

表 2 米作農家各種來源之所得的變動額

年別	平減指數	可支配所得	所得	農業所得	非農業所得
1918-1921 至	GDP 平減指數	-401.6	-376.8	-355.9	-20.9
1931-1934	農家收入指數	-631.6	-606.9	-527.1	-79.8
1931-1934 至	GDP 平減指數	-115.9	-114.5	100.5	-214.9
1936-1937	農家收入指數	-107.7	-106.0	107.1	-213.1

資料來源與註：同表 1。

從表 2 資料的分析，我們得知米作農家所得之下降，在一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間乃是農業所得急速下降所致，而在一九三一～一九三四至一九三六～一九三七年間則起因於非農業所得之大幅縮減。為探尋米作農家所得變遷的深層因素，本文試圖進一步分析米作農家這兩類所得變動的原因。同時也要解析為何在一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間，當米作農家所得（或可支配所得）大幅下降之際，蔗作農家的所得（或可支配所得）卻反而上升。

在一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間，有兩個可能對米作農家之農業所得造成相當衝擊的事件發生，亦即蓬萊米的引進與推廣，以及經濟大恐慌。一九二四年以來，蓬萊米引進臺灣，而一九二六年是米作農家由「在來種」轉向「蓬萊種」最急速的一年，以後這種轉向持續進行。⁽⁸⁾ 蓬萊米引進之後，化學肥料消費量增加，農業經營費相對提高。如果由於推廣之初，單位面積生產量的擴張無法使收入的增加超過經營費的提高，則可能導致栽種蓬萊米之農家的農業所得下降。又在一九三〇年代初期，臺灣經濟曾經發生嚴重的蕭條景況，百物價格皆大幅下跌，如果稻米收穫量的增加幅度無法彌補價格下跌的損失，則農業的收入也會因而減少。不過這個因素會同時波及在來米作與蓬萊米作兩種農家之所得，而不會只影響蓬萊米作農家。

由於只有一九二五年二期至一九二七年一期、以及一九二九年二期至一九三一年一期蓬萊米與在來米之耕種收入與經營費資料，我們乃選取最接近一九一八

(8) 張漢裕，〈日據時代臺灣米穀農業的技術開發〉，收於氏著，《經濟發展與農村經濟》（臺北：張漢裕博士論文集出版委員會，1974），頁 363-394。

～一九二一年與一九三一～一九三四年之同期作，即一九二六年一期作與一九三一年一期作，比較各種稻作之收入與經營費，以便了解米作農家農業所得之下降是否可歸諸於蓬萊米轉作。計算結果列於表 3。從一九二六年到一九三一年，平均每甲米作的利潤下降了 80.98 圓或 74.78 圓，而其中無論蓬萊或在來都呈相同的變動型態，不過在來下跌的幅度超過蓬萊。蓬萊米的利潤下降不及 60 圓，但是在來的利潤減少額達 100 圓左右。既然兩種米作的利潤都減少，而且蓬萊米作利潤的減少額度小於在來米作，我們不宜將農家農業所得的降低歸諸於蓬萊米的轉作這個因素。

如果再深入比較兩種米作經營費與收入的變動，則我們更能釐清米作農家所得之減少並非起因於蓬萊米的轉作。無論在一九二六年或一九三一年，蓬萊米的經營費確實都高於在來米，一九二六年超出 30%，而在一九三一年也仍然高出 18%。然而在這兩年間，不只蓬萊米，連在來米的經營費也提高，蓬萊米提高的額度很有限，反之在來米卻提高相當多（見表 3）。當實質農業經營費提高之際，實質農業收入不但未見增加，反而減少，而且收入減少的現象也是同時發生於蓬萊與在來兩個稻種。因此兩種米作收入同時減少，而經營費則同時增加，可能係受到共同因素的作用，其中經濟大恐慌應是主要因素。

表 3 各種稻作之收入與經營費之比較

稻種	按 GDP 平減指數平減			按農家收入指數平減		
	收入	經營費	利潤	收入	經營費	利潤
1926 年一期作						
在來(48 戶)	348.01	295.24	52.48	322.07	273.23	48.84
蓬萊(32 戶)	470.97	382.44	88.53	435.86	353.93	81.93
全體(80 戶)	397.20	330.12	67.07	367.59	305.51	62.07
1931 年一期作						
在來(36 戶)	263.31	341.98	-57.74	263.31	312.40	-49.09
蓬萊(32 戶)	435.83	404.95	30.88	398.13	369.91	28.21
全體(68 戶)	357.70	371.61	-13.91	326.75	339.46	-12.71

資料來源：臺灣總督府殖產局，《主要農產物經濟調查其ノ一水稻》（臺北：臺灣總督府殖產局，1927）；臺灣總督府殖產局，《米生產費調查其ノ二》，（臺北：臺灣總督府殖產局，1932）。

註：單位為圓。

我們觀察到在經濟大恐慌時，米價跌降的幅度超過一般物價水準，而農業工資的跌落速度則又遠不及一般物價水準，以致於單位面積米作之利潤乃陡降。蓬萊與在來的平均價格從一九二六年每斤 0.0778 圓，下降到一九三一年的 0.0359 圓，跌幅高達 53.86%，超過 GDP 平減指數之 42.51%，以及農家收入指數之 41.72% 的跌幅。⁽⁹⁾ 經濟恐慌對米作農家的另一層打擊，就是農業投入價格之下降速度不及米價或一般物價水準。當一九二六～一九三一年間米穀價格下跌 53.86% 之際，農業部門的工資卻下跌有限或甚至上升，⁽¹⁰⁾ 肥料物價指數下跌的幅度較大，但也只有 46.31%。⁽¹¹⁾ 稻作的投入成本中若扣除地租，以工資所佔最多，工資成本的比重幾乎是肥料成本的兩倍。在此一期間工資下降的幅度也遠小於各種物價，故以 GDP 平減指數以及農家收入指數計算之實質經營費之增漲就很有可能發生。因此，透過各種價格調整幅度的不一致，經濟大恐慌導致單位面積米作利潤之急劇下落。

表 4 稻穀單位面積產量與價格

稻 種	1926 年一期作		1931 年一期作	
	產量(斤)	價格(圓/斤)	產量(斤)	價格(圓/斤)
在 來	4,763	0.0712	5,080	0.0301
蓬 萊	5,304	0.0877	5,922	0.0414
全 體	4,963	0.0788	5,476	0.0359

資料來源：同表 3。

農業所得除了來自於農業的利潤之外，還有農家自有投入因素的報酬。在一九二六～一九三一年間，每甲米作的實質家庭勞動工資從 60.70 圓，提高到 84.81 圓；而自給肥料支出從 33.52 圓，降為 20.25 圓；兩項總計只提高了 10.84 圓。自

(9) 在 1926-1931 年間，GDP 平減指數從 103.41% 降為 59.45% (吳聰敏，〈1910 年至 1950 年臺灣地區國內生產毛額之估計〉，頁 127-175)；農家收入指數從 111.74% 降至 65.08% (Shu-jen Yeh [葉淑貞]，"Economic Growth and the Farm Economy in Colonial Taiwan, 1895-1945")。

(10) 臺北市男性農業勞動每日工資從 1.0 圓升至 1.2 圓，臺中市及臺南市則從 0.70 圓，分別跌為 0.65 與 0.60 圓。臺灣省行政長官公署，〈臺灣省五十一年來統計提要〉(臺北：臺灣省行政長官公署統計室編印，1946)，頁 847-855。

(11) 肥料物價指數從 116.29% 降至 62.44% (Shu-jen Yeh [葉淑貞]，"Economic Growth and the Farm Economy in Colonial Taiwan, 1895-1945," 電腦檔案)。

有因素還有土地，地租雖然是自耕農之自有因素報酬，但卻是佃農的農業成本。在此一期間，每甲自耕地的實質地租也只增加了 9.22 圓。將這些自有因素報酬的增加和起來，依然少於表 3 所列之農業利潤的短少額，以致於農家從單位面積的米作所獲取之所得才會下降。米作農家專業化的程度相當高，因此米作所得之下跌必然牽引農業總所得的跌勢。⁽¹²⁾

以上討論的是經濟大恐慌如何不利於米作農家，在此一期間，也有一些有助於米作農家提高所得之因素出現，只不過其影響力量不如經濟大恐慌。最重要的有利因素是蓬萊米的引進與推廣。表 4 的資料顯示，蓬萊米單位面積產量高於在來米，單位面積產量提高的速度也大於在來米，然而價格下跌的幅度卻小於在來米，因此蓬萊米收入減少的幅度小於在來米。另一方面，蓬萊米作的肥料對勞動之密集度高於在來米，故當經濟不景氣，導致肥料價格下降速度超過工資時，蓬萊米作之經營費提高的幅度就比較小。⁽¹³⁾ 這就是為什麼在表 3，我們看到蓬萊米作所得下降的幅度小於在來米作的原因。從這一個角度來看，若非蓬萊米的轉作，一九三〇年代初期的經濟大恐慌對米作農家所得之衝擊必然更大。

又在此一期間，米作農家經營農場也縮小了，使得農業所得佔總所得的比例減低，可能也使農家所得不至於更加下跌。各種不同來源的資料都顯示米作農家之總經營地以及米作面積都有縮小之勢。農家經濟調查報告指出一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間，每個米作農家平均經營地面積從 3.62 甲變成 3.27 甲。而水稻的種植面積，根據主要作物經濟調查，一九二六年一期作是 3.46 甲；生產費調查則告訴我們，一九三一年一期作是 2.74 甲。⁽¹⁴⁾ 農作面積縮小可能使農家的部份資源轉用於非農業部門，因此非農業所得佔總所得之比例從 25.47%，提高至 32.0%。⁽¹⁵⁾ 如果在前述不景氣的情況下，米作經營相對於其他活動不利，則農場縮小以致於農業所得比重下跌，可能也減弱經濟不景氣對米作農

(12) 1926 年與 1931 年一期作之水稻種植面積佔農場總面積比率分別高達 73.79%、74.85%。臺灣總督府殖產局，《主要農產物經濟調查其ノ一水稻》（臺北：臺灣總督府殖產局，1927）；臺灣總督府殖產局，《米生產費調查其ノ二》（臺北：臺灣總督府殖產局，1932）。

(13) 在 1931 年的一期作，在來米與蓬萊米之肥料支出對工資成本的比率分別是 44% 與 62.45%。

(14) 臺灣總督府殖產局，《主要農產物經濟調查其ノ一水稻》；臺灣總督府殖產局，《米生產費調查其ノ二》。

(15) 以上數字可以從表 1 與表 2 之資料來源處計算獲得。

家的影響。

又當農業勞動工資下降速度不如肥料物價指數時，農家也調整了米作的勞動與肥料投入比率，因而減弱農業所得的下降速度。在一九二六～一九三一年間，肥料物價指數與農業勞動工資之比率，從 1.4858 降為 0.7334，也就是說肥料相對於勞動便宜了 50% 以上。⁽¹⁶⁾ 若以豆餅之價格，將肥料支出換算為數量單位，則每甲米作之肥料投入量從 522.30 斤，提高為 845.42 斤，⁽¹⁷⁾ 反之每甲地之勞動投入從 136.51 日，降為 93.23 日。⁽¹⁸⁾ 因此，米作的肥料勞動密集度便從 3.83，提高為 9.07。

總之，一九三〇年代初期米作農家所得水準之所以下降，根本原因在於經濟不景氣下拉農家所得之力量，超過蓬萊米之普及、農家轉投部份資源於非農業部門、以及生產因素密集度調整等上提農家所得之力量。如果以上的推論正確，則我們不禁要問為何經濟不景氣未曾降低蔗作農家的所得水準。以 GDP 平減指數計算，在一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間，蔗作農家的實質所得從 1173.94 圓，增至 1725.37 圓，而稅負擔（實質家事諸負擔）大約提高了 30.11 圓，⁽¹⁹⁾ 因此其實質可支配所得隨著農家實質所得的擴張，而從 1173.94 圓，提高為 1695.21 圓。

那麼為何當米作農家受到經濟不景氣所影響，以致於所得下降之際，蔗作農家的所得卻提高呢？主要原因在於甘蔗品種改良的有利因素超過不景氣的不利影響。在一九二六～一九三一年間，每公頃蔗田的平均收穫量從 430 公擔，提高到 684 公擔，增加率高達 59%。⁽²⁰⁾ 蔗田生產力提高之主要因素為甘蔗品種的改良，日治時代甘蔗品種歷經數次的改良與更替。從一九二〇年代中期以後，每甲產量高達 11 萬斤的爪哇大莖種，快速取代每甲產量只有約 6 萬斤的爪哇細莖種。⁽²¹⁾ 而此一期間蔗價受到經濟蕭條的波及，也在下跌，從每公擔 1.0064 圓下跌至

(16) 此處的工資乃是臺北市、臺中市、臺南市三地之算術平均數。

(17) 肥料支出從 50.14 圓變為 40.58 圓，但是豆餅每斤從 0.096 圓變為 0.048 圓。

(18) 工資支出從 109.21 圓變為 76.45 圓，但是勞動日資從 0.80 圓變為 0.82 圓。

(19) 以上數字可以從表 1 與表 2 之資料來源處計算獲得。

(20) 臺灣省行政長官公署，《臺灣省五十一年來統計提要》。

(21) 盧守耕，〈臺灣之糖業及其研究〉，收於臺灣銀行金融研究室編，《臺灣之糖》（臺北：臺灣銀行，1949），頁 1-23。

0.8611 圓，不過跌幅只有 14.44%，遠不及甘蔗收穫量提高的程度。因此相對於米作，技術革新對蔗作農家所得提高之影響力，超過經濟不景氣對其所得降低之效果。

以上重點在於找尋一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間，農家所得水準變動的深層因素，接著探討一九三一～一九三四至一九三六～一九三七年間的情況。由於一九三六～一九三七年的農家調查，只對米作農家進行調查，因此在一九三一～一九三四至一九三六～一九三七這段期間，我們只對米作農家的所得水準解析。從表 1 以及表 2 所列的資料，我們知道此一期間米作農家所得之縮減，乃是非農業所得急劇跌落所致。在這段期間農業所得已經從 771（或 769）圓，回升至 872（或 876）圓；但是非農業所得卻從 364（或 363）圓，大幅下洩至 149（或 150）圓。根據農家經濟調查，農家從非農業部門所賺取的所得有財產利用、農業以外生產物、勤勞、兼業、贈與，其中以財產利用、勤勞、以及兼業三個來源最屬重要。⁽²²⁾ 在一九三一～一九三四年的米作農家之非農業所得中，三個來源之所得的比重依次為 34.43%、34.17%、3.76%。在一九三一～一九三四至一九三六～一九三七年間，以 GDP 平減指數計算之實質兼業所得雖然增加了 12.03 圓，但是財產利用所得以及勤勞所得卻分別減少了 101.79 圓以及 116.75 圓。⁽²³⁾ 後兩個來源之所得總計跌落了 218.54 圓，超過非農業所得之總下降額。是故，一九三一～一九三四至一九三六～一九三七年間米作農家所得下降的因素，已經可以追溯至非農業所得中的財產利用以及非農就業（勤勞）等兩項目。這兩個來源所得之急速跌落可能是經濟景氣波動所致，也可能是資料問題所致。

在經濟復甦的過程中，可能農業的經營相對於非農業變得有利。我們缺乏一九三一年以後的農產支出資料，無法直接判斷此一推測是否成立，但是卻發現在經濟復甦的過程中，米穀產地價格也逐漸回升，而且米穀技術的革新也持續著，但是生產因素價格的上漲幅度卻遠不如稻米的收入。在一九三一～一九三七年間，蓬萊米與在來米價格的上升幅度分別達 76.26% 與 106%；⁽²⁴⁾ 單位面積產量

(22) 財產利用所得包含有出租地的地租、貸款利息等項目；勤勞所得指受雇於非農業部門，例如其他產業部門、學校、鐵路局、郵局、鄉鎮公所等，所賺取的所得；而兼業則是指農家經營商業或拉馬車等其他行業，所獲取的利潤。

(23) 計算以上數據的參考文獻，與表 1 同。

(24) 每公石蓬萊從 7.54 圓提高為 13.29 圓，在來從 5.64 圓上升至 11.33 圓。

分別提高了 18.06% 及 8.86%。⁽²⁵⁾ 單位面積收入擴張了 108.10% 以及 124.25%，若以 GDP 平減指數換算，實質單位面積收入也增漲了 55.26% 以及 67.31%。而在相同期間裡，農業的工資以及肥料價格上升的幅度卻遠不及米價。⁽²⁶⁾ 在這種情況下，米作的利潤以及所得可能轉而提高不少。

相對於農作利潤之提高，在經濟復甦的過程中，利率以及非農部門工資之提高幅度可能比較小。以臺灣銀行及彰化銀行的定期存款利率為例，在一九三一～一九三七年間，前者從 0.45%-0.52%，下降為 0.35%-0.39%；而後者則從 0.47%-0.57%，下跌為 0.37%-0.38%。可見當米價大幅回升時，存款利率反而下降著。⁽²⁷⁾ 又在相同期間，臺北市臨時短工每日工資下降了 11.11%，臺中市上漲了 13.85%，而臺南市則固定不變，平均而言，工資的上升速度遠不如米價。⁽²⁸⁾ 經濟復甦過程所導致的這些不對稱影響，可能因而造成農家勞動以及資金投入於非農業部門比投入於農業部門不利，以致於財產利用所得以及勤勞所得大幅下降。

雖然資源從非農業部門轉投農業部門比較有利，但是此一期間農家的農場面積繼續縮小。根據農家經濟調查的結果，米作農家之經營地從一九三一～一九三四年之 3.53 甲，降至一九三六～一九三七年之 3.05 甲。是故，一方面農業所得就無法增加至足以彌補非農業所得流失的程度，另一方面，即使非農業部門的投資比較不利，農家仍然不得不將部份過剩資源投於比較不利的途徑。不過由於缺乏詳細的資料，以上只是提出可能的思考方向。此外，一九三六～一九三七年的調查樣本太少，只有 22 戶，或許有一部份的非農業所得變動是起因於抽樣的誤差，凡此種種問題仍有待進一步的分析。

本節的分析指出，在時間的演進過程中，農家所得水準的變動係經濟景氣波動、技術革新、農家資源調配、以及農家資源多寡等因素交互作用的結果。經濟不景氣對米作所得之打擊最嚴重，以致於一九三〇年代初期的經濟大恐慌，帶給米作農家的摧殘程度，超過於米作技術革新、以及農家資源重新配置等的助益程

(25) 每公頃地之蓬萊產量從 24.08 公石提高為 28.43 公石，在來從 21.68 公石上升至 23.60 公石。

(26) 例如男性勞動工資，在臺北市從 1.2 圓跌到 1.1 圓，在臺中市從 0.65 圓提高至 0.70 圓，而在臺南市依然維持於 0.60 圓。又肥料物價指數從 0.6244 上升至 0.8764，漲幅只有 40.36%，低於米價甚多。

(27) 事實上在農村的金融借貸居有重要地位的是勸業銀行，但是我們缺乏此一期間勸業銀行的利率資料。

(28) 三個地區之工資分別從 0.9、0.65、0.9 圓，變為 0.8、0.74、0.90 圓。臺灣省行政長官公署，《臺灣省五十一年來統計提要》。

度，從而導致米作農家所得，尤其是農業所得的巨幅墜落。面臨此種經濟景況的巨變，蔗作農家是比較幸運的一群。他們受不景氣打擊的程度遠不如米作農家，另一方面技術革新對蔗作農家所得之助益超過米作農家，也蓋過經濟不景氣的不利影響。接著在經濟復甦年代，米作經營變得相對有利。但是農家的經營地面積卻縮小，以致於必須將部份資源投入於相當不利的途徑，例如借貸以及非農就業。因此農業所得雖然上升但是幅度終究不若非農業所得的流失，從而導致米作農家所得之繼續下跌。以上的分析告訴我們，在一九一八～一九二一至一九三六～一九三七年間，政府對農業技術革新的努力，削弱或導正了經濟不景氣對臺灣農家所得的不利影響。

三、農家所得分配不均度的變遷

日治時代日本對臺灣的殖民政策，到底是剝削式地或是發展式的？直到目前為止，這樣的問題仍存在著不少的論爭；不過，大多數的相關文獻都認為日治時代臺灣的經濟成長頗為快速。⁽²⁹⁾然而在經濟快速成長的過程中，所得分配不均度的變遷，又是如何呢？對於這個問題，迄今仍缺乏具體的研究成果。⁽³⁰⁾

由於農業生產活動在日治時代的臺灣，基本上是很重要的經濟活動，而農業生產活動又是以農家為主體，所以探討農家所得分配不均度的變遷，事實上是了解日治時代臺灣之所得分配的初步工作。臺灣總督府殖產局雖然於一九一八～一九二一年、一九三一～一九三四年、一九三六～一九三七年對農家進行了三次調查，可是第三次只調查米作農家，而且樣本戶數少（只有 22 戶），因此，為探究日治時代臺灣農家所得分配之不均度的變遷，本文主要是以一九一八～一九二一年及一九三一～一九三四年兩個期間的農家資料，作為解析的對象。

我們在第二節的分析，發現從一九一八～一九二一至一九三一～一九三四期間，米作與蔗作農家所得水準的變遷，態勢完全相反。那麼，兩種作物別之農家

(29) 張素梅、葉淑貞，〈日治時代臺灣農家儲蓄行為之分析〉，頁 509-535。

(30) 傳統經濟史家雖然關心日治時代臺灣的所得分配，但是由於研究方法以及資料的限制，無法直接測度日治時代臺灣所得分配的不均度，而只從影響分配途徑的角度去推論分配的型態及其相關問題。請參見葉淑貞，〈臺灣「新經濟史」研究的新局面〉，《經濟論文叢刊》22: 2 (1994)，頁 138-139。

所得分配不均度的變動態勢，在該段期間內又是如何呢？還有，不同身份別的農家，在時間的演進過程中，所得分配不均度如何的變動？為分析這些問題，並且基於簡單性及普遍性的原則，本文選擇以差異係數（Variation Coefficient）及基尼係數（Gini Coefficient）測度日治時代臺灣農家所得分配的不均度。運用上述兩個期間的農家資料，首先我們按農家種作別（米、蔗作）及農家身份別計算農家所得的差異係數，並將其結果列於表 5。

表 5 農家所得的統計測定數

農家別	1918-1921				1931-1934			
	樣本戶數 (戶)	平均數 (圓)	標準差 (圓)	差異係數	樣本戶數 (戶)	平均數 (圓)	標準差 (圓)	差異係數
全體	91	1,967.17	2,427.22	1.2339	74	1,007.87	760.40	0.7545
米作	67	2,090.60	2,735.58	1.3085	47	847.36	539.63	0.6368
蔗作	24	1,622.58	1,187.79	0.7321	27	1,287.28	990.25	0.7693
自耕農	45	1,359.23	863.28	0.6351	25	1,299.08	760.93	0.5857
半自耕農	32	1,741.28	1,225.65	0.7039	25	959.11	831.26	0.8667
佃農	5	985.69	443.72	0.4502	24	755.32	590.47	0.7817
地主	9	6,355.26	5,631.39	0.8861	—	—	—	—

資料來源：同表 1。

註：1936-1937 年，米作農家所得的差異係數為 0.4928。

從表 5，我們發現在一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間，全體農家所得差異係數從 1.2339 急速降到 0.7545。如前面一節的分析，戰前的臺灣，農家擁有生產因素數量及報酬率的差異、政府的農業政策、技術的革新以及世界經濟的不氣等因素交互作用的結果，而對米作、蔗作農家的所得有不同的影響，然而是否因此也導致對米作、蔗作農家所得分配之不均度有不同的影響？表 5 的資料告訴我們，在日治期間，米作農家所得分配不均度持續且急劇地在降低，米作農家所得的差異係數從一九一八～一九二一年的 1.3085，驟然降至一九三一～一九三四年的 0.6368，而後再降至一九三六～一九三七年的 0.4928。不過，蔗作農家的情況與米作農家，顯然不一樣；蔗作農家所得的差異係數不是隨著時間的演進而減低，反而是呈現些微的上升，從一九一八～一九二一年的 0.7321 而提高為

一九三一～一九三四年的 0.7693。

既然，在一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間，米作、蔗作農家同時都有品種改良、生產技術進步的事實，而且也同時面對世界經濟的不景氣，然而爲什麼米作農家所得分配隨時間演進而越來越平均之際，蔗作農家卻反而越不平均呢？我們猜測其重要原因之一，可能在於耕地面積大小及耕地分配的改變。一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年這段期間，米作農家每戶的耕地面積從 3.62 甲降爲 3.53 甲，蔗作農家則由 3.76 甲增至 7.18 甲；而且米作農家耕地面積的差異係數從 0.5684 減低至 0.4358，蔗作農家卻由 0.2638 劇烈上升爲 0.5604（以上的數據，請見附表 1）。因此相對於米作農家，每戶耕地面積的增加及耕地分配不均度的上升，可能是導致蔗作農家所得分配更加不平均的重要原因。

表 5-1 農家可支配所得的統計測定數(1931-1934)

農家別	樣本戶數 (戶)	平均數 (圓)	標準差 (圓)	差異係數
全 體	74	987.91	746.82	0.7560
米 作	47	828.84	527.54	0.6365
蔗 作	27	1,264.82	973.77	0.7699
自耕農	25	1,268.94	745.76	0.5877
半自耕農	25	941.31	818.76	0.8698
佃 農	24	743.72	583.04	0.7839

資料來源：同表 1。

註：1936-1937 年，米作農家可支配所得的差異係數為 0.5021。

理論上而言，土地分配的不均，必然造成財富分配的不均。然而，戰前的臺灣，除了日治初期的土地改革（廢除大租權）外，透過租佃制度的存在，使得資源秉賦不同的農家，可以重新組合生產資源，而將土地與勞力做更有效率的結合，這種種事實勢必導致農家所得的重分配。⁽³¹⁾ 表 5 的資料告訴我們，從農家身份別的角度來看，不論是一九一八～一九二一年或是一九三一～一九三四年，自耕農

(31) 葉淑貞，〈臺灣「新經濟史」研究的新局面〉，頁 127-167。

身份的農家一直都是所得分配較為平均的一群。⁽³²⁾而且隨著時間的演進，自耕農所得分配的不均度減低，所得的差異係數從 0.6351 降為 0.5857。事實上從表 5 及表 5-1，我們也發現一九三〇年代初期，所得稅的課徵並未導致自耕農、半自耕農或佃農之可支配所得分配不均度的減低。

雖然曾有學者指出日治時代的租稅結構偏重於土地稅和消費稅，而輕於所得稅，⁽³³⁾可是我們仍然想要知道日本政府對農家課徵所得稅之後，農家的可支配所得之分佈是否更為平均？由於日治時代的戶稅與個人所得稅遲至一九二〇年及一九二一年才開徵，所以我們僅能就一九三一～一九三四年的資料，探討所得稅的課徵對農家所得分配的影響。從表 5 及表 5-1 的資料，整體而言，我們發現米作、蔗作農家及全體農家之可支配所得的差異係數與農家所得相比較，並沒有很明顯的差別。因此我們推測所得稅的課徵，對農家所得分配不均度的降低，並沒有貢獻。

以上的分析是以差異係數為基礎。其次，我們以吉尼係數測度所得分配的不均度，並將得到的結果列於表 6。全體農家所得的吉尼係數從一九一八～一九二一年的 0.4120，降為一九三一～一九三四年的 0.3313。米作農家所得之吉尼係數的變動趨勢與全體農家相一致，從一九一八～一九二一年的 0.4330，劇烈降至一九三一～一九三四年的 0.3212；然而蔗作農家的情況，則呈現完全相反的態勢，其吉尼係數隨時間的演進，不但沒有減低，反而明顯地上升（從 0.2758，提高至 0.3316）。

如果檢視農家身份別與種作別的吉尼係數（見表 6），我們發現日治期間（從一九一八～一九二一年至一九三一～一九三四年間），自耕農身份的農家一直是所得分配較為平均的一群。⁽³⁴⁾除此之外，一九三一～一九三四年的資料顯示出各種身份別的農家，可支配所得與所得的吉尼係數，彼此之間並沒有明顯的差別；而且，全體、米作或蔗作農家所得與可支配所得的吉尼係數，分別幾乎相等。因此，吉尼係數提供的訊息仍然是「一九三〇年代政府課徵所得稅的結果，基本上

(32) 1918-1921 年的資料中，雖然佃農身份之農家所得的差異係數只有 0.4502（比自耕農更低），但因為 91 戶農家當中，屬於佃農身份者只有 5 家，所以略去而不與其他身份者相比較。

(33) 葉淑貞，〈日據臺灣租稅結構之分析〉，《經濟論文叢刊》21: 2（1993），頁 179-227。

(34) 1918-1921 年的資料，不考慮佃農身份的吉尼係數，理由與註 32 同。

表 6 農家所得的吉尼係數

農家別	1918-1921		1931-1934	
	樣本戶數(戶)	吉尼係數	樣本戶數(戶)	吉尼係數*
全體	91	0.4120	74	0.3133 (0.3314)
米作	67	0.4330	47	0.3212 (0.3210)
蔗作	24	0.2758	27	0.3316 (0.3316)
自耕農	45	0.3135	25	0.2870 (0.2870)
半自耕農	32	0.3303	25	0.3238 (0.3241)
佃農	5	0.2223	24	0.3074 (0.3086)
地主	9	0.3678	—	—

資料來源：同表 1。

註：*括弧內之數據為農家可支配所得的吉尼係數。

並未促使農家可支配所得的分配趨於更平均」。

綜合以上的分析，我們有下列幾個重要的發現。第一：日治時代臺灣全體農家所得分配的不均度，隨時間的演進而降低。第二：米作農家所得分配不均度，從一九一八～一九二一年起，迄於一九三六～一九三七年止，有明顯減低的趨勢。可是，蔗作農家所得分配不均度，則是隨時間的演進而提高。米、蔗作農家所得分配不均度的變動態勢完全相反，可能的解釋是耕地面積大小以及耕地分配的改變。第三：自耕農是三種身份別的農家當中，所得分配較為平均的一群。第四：日治時代所課徵的所得稅，基本上對農家所得分配不均度的減低並沒有顯著的貢獻。

四、農家所得的決定因素及分配不均度

本文的第二及第三節，我們運用簡單的統計測定數，解析日治時代農家所得水準及其分配不均度，在時間的演進過程中如何的變遷。從經濟理論的觀點，農家持有的生產因素數量及其報酬率的不同，是農家所得的最重要決定因素。然而值得注意的是，政府因素（例如政府所採的農業政策）、社會因素（例如農家種作

別、身份別)、以至於地域因素(氣候、土壤肥沃度的不同),都有可能透過其對生產因素所有權的分配或對生產力的影響,進而影響農家的所得。日治時代總督府殖產局進行的農家調查,事實上提供豐富的資料,讓我們能以簡單的計量分析方法,探討戰前臺灣農家所得的決定因素。基於此,本節首先將運用農家資料實證分析日治時代臺灣農家所得的決定因素。然後,進一步以統計方法探討「農家所得的重要決定因素對分配不均度是否有顯著性的影響」。

(一)農家所得決定因素的實證分析

為探討日治期間臺灣農家所得的決定因素,我們以經濟理論為基礎,並參考過去有關研究的經驗,建立實證分析的模型如下:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 Land + \beta_2 L + \beta_3 Organ + \beta_4 Status(1) + \beta_5 Status(2) + \beta_6 Status(3) + \beta_7 Res(1) + \beta_8 Res(2) + \beta_9 Res(3) + \beta_{10} K + \epsilon \quad (1)$$

式(1)中,各符號所代表的意義,說明於下:

Y : 農家所得。

$Land$: 農家耕地面積。

L : 農家農業從業者能力換算員數。

$Organ$: 農家種作別,以下面的方式處理:

$$Organ = \begin{cases} 1, & \text{米作農家。} \\ 0, & \text{蔗作農家。} \end{cases}$$

$Status$: 農家身份別,以下面的方式處理:

$$Status(1) = \begin{cases} 1, & \text{自耕農。} \\ 0, & \text{其他。} \end{cases}$$

$$Status(2) = \begin{cases} 1, & \text{半自耕農。} \\ 0, & \text{其他。} \end{cases}$$

$$Status(3) = \begin{cases} 1, & \text{地主。}^{(35)} \\ 0, & \text{其他。} \end{cases}$$

(35) 1931-1934年的農家資料,就農家身份別而言,分為自耕農、半自耕農、佃農,但1918-1921年則分為自耕農、半自耕農、佃農及地主,因此 $Status(3)$ 此虛擬變數僅適用於1918-1921年之資料。

參考組是佃農身份的農家。

Res ：農家居住地域別，以下面的方式處理：

$$Res(1) = \begin{cases} 1, \text{北部。} \\ 0, \text{其他。} \end{cases}$$

$$Res(2) = \begin{cases} 1, \text{中部。} \\ 0, \text{其他。} \end{cases}$$

$$Res(3) = \begin{cases} 1, \text{南部。} \\ 0, \text{其他。} \end{cases}$$

參考組是東部的農家。

K ：農家擁有的資本財數量。⁽³⁶⁾

ϵ ：干擾項。

分別運用一九一八～一九二一年及一九三一～一九三四年的農家資料，以普通最小平方方法（OLS）對式(1)估計，得到的結果如表 7 所示。

從表 7 所列的估計結果，我們發現在一九一八～一九二一或一九三一～一九三四年間，農家所擁有的生產因素——土地、勞力、資本，與理論預期完全一致，分別對農家所得具有正方向且統計上顯著性的影響。⁽³⁷⁾ 農家栽植的作物別，事實上將透過生產函數以及作物市場價格的不一樣，而對農家的農業所得有所影響，因此進一步導致農家所得水準的差異。基於此，農家種作別的不同也是農家所得高低的來源之一。雖然，實證結果我們發現，當其他條件維持不變之下（*Ceteris Paribus, C. P.*），相對於蔗作農家而言，在一九一八～一九二一年間，米作農家的所得水準較高，而一九三一～一九三四年間，米作農家的所得水準反而較低；不過，米、蔗作農家所得水準的差異，在兩段期間都不具統計上顯著性。

日治初期的臺灣，雖然廢除了大租權，但是租佃制度仍然存在。農家的身份（*Status*）從租佃關係的角度區分為自耕農、半自耕農、佃農及地主。佃租或地租

(36) 臺灣總督府殖產局在 1918-1921 年調查的農家資料，有「農業資本(包括建物、動物、植物、農具、現物及現金)」的資料，而 1931-1934 年則有「農業用財產與農業用以外之財產」的資料，本文分別以各該資料度量「農家擁有之資本財數量」。

(37) 1918-1921 年的實證結果，農家耕地面積（*Land*）對農家所得的正向影響，在 $\alpha=5\%$ 水準下雖然不具統計上顯著性，但是其 *t* 值不小（0.773）。

表 7 農家所得決定因素實證模型的估計結果

	1918-1921	1931-1934
Constant	-850.480 (-1.285)	-511.100** (-2.066)
Land	64.131 (0.773)	123.050*** (5.013)
L	152.820** (2.305)	103.020*** (2.819)
Organ	70.265 (0.210)	-20.195 (-0.130)
Status(1)	-271.87 (-0.415)	334.460** (2.222)
Status(2)	-81.731 (-0.124)	72.957 (0.514)
Status(3)	2657.400*** (3.212)	—
Res(1)	532.94 (1.055)	374.010** (2.188)
Res(2)	-270.510 (-0.473)	219.330 (1.128)
Res(3)	403.190 (0.787)	223.290 (1.359)
K	0.980*** (7.034)	0.063** (2.558)
R^2	0.7817	0.6435
\bar{R}^2	0.7544	0.5934
F	28.6466 [†]	12.8369 [†]
n (戶)	91	74

註：括弧內的數值是 t 值。

***表示兩端檢定，在 $\alpha=1\%$ 水準下顯著。

**表示兩端檢定，在 $\alpha=5\%$ 水準下顯著。

*表示兩端檢定，在 $\alpha=1\%$ 水準下顯著。

[†]表示右端檢定，在 $\alpha=1\%$ 水準下顯著。

實際上是耕地出租者的所得，卻是耕地承租者的農業生產費用。因此，「農家身份別」的不同，很可能將透過土地所有權的分配、佃租的數量、及其他特別的因素交互作用，進而影響農家的所得水準。⁽³⁸⁾表 7 的實證結果顯示，在一九一八～一九二一年，自耕農（或半自耕農）與佃農彼此之間，所得並沒有顯著性的差別（C.P.）；可是地主身份的農家所得，則在統計上相當顯著地高於佃農（C.P.）。對於這種現象的解釋，我們認為很可能是因地主兼營了碾米業，而透過米穀商品的買賣，使得地主的經濟條件處在更有利的情況。再看一九三一～一九三四年的實證結果，半自耕農身份的農家所得，在其他條件維持相同情況下（C.P.），比佃農為高，但不具統計上顯著性；不過，自耕農身份的農家所得則比佃農顯著地為高（C.P.）。⁽³⁹⁾

值得我們注意的另一個農家所得的重要決定因素是「居住地域別」（Residence）。日治時代的臺灣農家，其居住地通常就在耕地附近，而耕地收穫量的高低，除了受投入的土地、勞力、資本等生產因素的影響以外，基本上土壤肥沃度的不同或氣候的差異，可能也是重要的因素。由於本文所分析之農家資料的樣本戶數不是很大，因此，我們在探討「農家居住地域」此變數對農家所得的影響時，只把該變數按地理位置分成北、中、南、及東部四群。從表 7 的估計結果，我們發現在一九一八～一九二一年，農家所得並沒有因為「地域別」的不同而有顯著的差別。可是到了一九三一～一九三四年，北部、中部或南部的農家所得，在其他條件維持相同時，都比東部農家為高。其中，北部與東部的差異，在 $\alpha = 5\%$ 水準下，具統計上顯著性；而南部（或中部）與東部的差異，則不具統計上顯著性，不過其對應的 t 值並不小（1.359 及 1.128）。雖然臺灣早在日治之前就有埤圳的設施，但是事實上直到日治期間，大規模的灌溉設施才陸續完成，其中以嘉南大圳最為著名。嘉南大圳的灌溉工程開始於一九二〇年，而於一九三〇年五月完工，大圳的完工，勢必給「南部農家所得的提高」帶來非常大的助益，而也因此導致南部、東部農家所得之間的差異。

本節對日治期間臺灣農家所得之決定因素實證分析的結果，主要的結論是：

(38) 例如日治時期的地主，多數兼營碾米業。涂照彥，《日本帝國主義下的臺灣》（臺北：人間出版社，1993），頁 73。

(39) 「農家身份別」在 1931-1934 年的農家資料上，只分為自耕農、半自耕農及佃農。

第一：農家擁有的生產因素是農家所得的重要決定因素；其中，以勞力與資本兩個因素對所得的影響最為顯著。種作別雖然對農家所得有影響，但是並不顯著。第二：農家身份別的不同對所得的影響，在一九一八～一九二一年間，以地主身份最為顯著，而一九三一～一九三四年間，則是自耕農身份者。第三：居住地區的不同對農家所得也有所影響。這可能與氣候以及灌溉設施有關連。

(二)農家所得分配不均度的影響因素

從前一小節的實證分析，我們發現農家擁有的生產因素（土地、勞力、資本）、身份別（自耕農、半自耕農、佃農、地主）、及農家居住地域別（北、中、南及東部）等因素，對日治時代臺灣農家的所得水準都有重要的影響；雖然農家種作別（米、蔗作）此因素對農家所得並沒有顯著影響，不過本文第3節的分析，發現米、蔗作農家所得分配的不均度，在日治期間的變動態勢並不一致。這些影響農家所得的主要因素，事實上可能進而也對農家所得分配不均度有直接的影響，甚至各個重要因素也可能交互作用，而後對不均度產生間接的影響。

農家所得的變異數是衡量所得分配不均度的指標之一。以多元迴歸分析方法分析農家所得的決定因素之後，若要探討農家所得之變異數是否具齊一性，以便初步決定了解「農家所得分配不均度的影響因素」，基本上可以運用 Goldfeld and Quandt Test，分析殘差項（Residuals）變異數是否為均齊變異（Homoscedasticity）。⁽⁴⁰⁾ 殘差項如果是均齊變異，則影響所得分配不均度之原因是多元迴歸分析模型中的各個解釋變數（農家所得的各個重要決定因素）所引起，但是若為不均齊變異（Heteroscedasticity），則除了上述因素外，尚有其他因素。不過，Goldfeld and Quandt Test 方法本身仍存在一些限制，⁽⁴¹⁾ 而且本文實證分析模

(40) Goldfeld and Quandt Test 方法，請見 S. M. Goldfeld and R. E. Quandt, "Some Tests for Homoscedasticity," *American Statistical Association Journal* (1965), pp. 539-547.

(41) 以 Goldfeld and Quandt Test 方法檢定殘差項具「齊一性 (Homoscedasticity)」的假設，基本上必須先對「不齊一性的形式 (The Form of Heteroscedasticity)」加以設定；此外，當不齊一性的形式設定後，就某一特定解釋變數而言，按其數值大小順列後，數值「居於中間者」要被丟棄，而哪些數值被認定為「居中間者」，事實上相當主觀、隨意。以上的論述，請參見 Aigner, *Basic Econometrics, The Prentice-Hall Series in Mathematical Economics* (1971), pp. 124-131. 或見 R. S. Pindyck and D. L. Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Forecasts* (New York: McGraw Hill Book Company, 1981), pp. 148-150.

型(式(1))中，如農家種作別、農家身份別及農家居住地域別三個解釋變數，分別都是質化的變數，無法按各該變數數值大小排序以進行 Goldfeld and Quandt Test。因此，基於 Goldfeld and Quandt Test 方法本身的限制以及本文資料的限制，本文僅分別從農家所得的各個重要決定因素（單變數分類），探討該變數是否導致農家所得變異數的不齊一性。所以，為探討這些影響農家所得水準的因素，是否對農家所得分配不均度有顯著性的影響，本文採用 F 檢定及巴特力檢定法(Bartlett's Test)對「農家所得變異數齊一性」的假設加以檢定。⁽⁴²⁾

基於本節所採用之統計方法的限制，在農家所得水準的決定因素當中，對於質化(Qualitative)的變數，例如農家種作別、身份別以及居住地域別而言，本文在探討農家所得分配不均度是否受這些變數影響時，分類的方式與前一小節完全相同。種作別分成米、蔗作兩個類別，身份別分成自耕農、半自耕農、佃農（但一九一八～一九二一年的資料，則另外加上地主一個類別），居住地域別分為北部、中部、南部及東部四個類別。然而，對於量化(Quantitative)的變數，例如農家擁有的生產因素（土地、勞力、資本），我們則以各該變數的平均數為基準，將農家分成三個類別，而後檢定三個類別之農家所得的變異數彼此是否相等。⁽⁴³⁾

首先，為分析「農家種作別」此因素對農家所得分配不均度有無影響，本文運用臺灣總督府殖產局調查的農家資料，對農家所得變異數齊一性與否進行檢定，並且將檢定的結果列於表 8。根據 F 檢定的結果，我們發現不論是一九一八～一九二一年，或是一九三一～一九三四年，「農家種作別」此因素對農家所得分配的不均度，都有統計上顯著性的影響。

接著，我們檢定一九一八～一九二一年及一九三一～一九三四年的日治期間，臺灣農家所得的變異數，隨著農家身份別的不同，是否彼此都相等？由於農家身份別，於一九一八～一九二一年分成自耕農、半自耕農、佃農及地主四類別，而於一九三一～一九三四年分為自耕農、半自耕農及佃農三類別，且各該年次下，各類別的樣本戶數彼此並不完全相等，因此本文在探討農家所得的變異數，是否

(42) 巴特力檢定法，請見 J. Neter, W. Wasserman and M. H. Kutner, *Applied Linear Statistical Models* (Homewood: Richard D. Irwin, Inc., 1985).

(43) 對於某一生產因素（例如土地）而言，分類的方式，請見附表 3 之註的說明。又如何將量化的變數加以分類，基本上非常的隨意，因此，分類的方式不同，得到的結果也可能不盡相同。

表 8 種作別農家所得變異數齊一性檢定(顯著水準 $\alpha=5\%$)

$$(H_0: \sigma_{米}^2/\sigma_{蔗}^2=1, H_1: \sigma_{米}^2/\sigma_{蔗}^2 \neq 1)$$

	1918-1921	1931-1934
農家所得變異數(s_i^2)*		
米作	(2735.58) ²	(539.63) ²
蔗作	(1187.79) ²	(990.25) ²
F 觀察值 = s_i^2/s_j^2	5.3042	3.3674
F 臨界值	$2.04 < F_{66,23;0.025} < 2.11$	$2.03 < F_{46,26;0.025} < 2.09$
決策	A_1 (拒絕 H_0)	A_1 (拒絕 H_0)

註：* 農家所得變異數之數值係從表 1 的資料來源處計算得到。

隨著身份別不同而仍然具齊一性 (Homogeneity) 的問題時，改為採用巴特力檢定法。

巴特力檢定法的檢定統計量「B」如式(2)所示：

$$B = \frac{1}{C} (df_T \ln MSE - \sum_{i=1}^r (df_i) \ln s_i^2) \quad (2)$$

式(2)中，

$$C = 1 + \frac{1}{3(r-1)} \left[\left(\sum_{i=1}^r \frac{1}{df_i} \right) - \frac{1}{df_T} \right]。$$

MSE ：平均機遇差值平方和 (Mean Squares due to Error)。

s_i^2 ：第 i 類別下，樣本農家所得之變異數。

df_i ： s_i^2 對應的自由度。

df_T ：各類別下 s_i^2 之自由度的和，即 $\sum_{i=1}^r df_i$ 。

然而，為計算檢定統計量「B」之觀察值方便起見，我們將有關數據先予計算，並將結果列於表 8-1。

根據表 8-1，我們進一步計算得到巴特力檢定統計量的觀察值如下：

表 8-1 身份別農家所得變異數齊一性的檢定——巴特力檢定

年別	農家身份別	s_i^2	$df_i = n_i - 1$	$(df_i) s_i^2$	lms_i^2	$(df_i) lms_i^2$
1918-1921	自耕農(45戶)	$(863.28)^2$	44	32,791,103.77	13.5215	594.9450
	半自耕農(32戶)	$(1225.65)^2$	31	46,568,755.60	14.2225	440.8960
	佃農(5戶)	$(443.72)^2$	4	787,549.75	12.1904	48.7616
	地主(9戶)	$(5631.39)^2$	8	253,700,426.70	17.2722	138.1778
			$df_T = 87$	333,847,835.82		1,222.7804
				$MSE = 333,847,835.82/87 = 3,837,331.45$		
				$\ln MSE = 15.1603$		
1931-1934	自耕農(25戶)	$(760.93)^2$	24	13,896,347.16	13.2691	318.4580
	半自耕農(25戶)	$(831.26)^2$	24	16,583,836.50	13.4459	322.7012
	佃農(24戶)	$(590.47)^2$	23	8,019,060.88	12.7618	293.5223
			$df_T = 71$	38,499,244.54		934.6815
				$MSE = 38,499,244.54/71 = 542,242.88$		
				$\ln MSE = 13.2035$		

註：表中的 n_i 是各類別下之農家戶數，其他符號所代表的意義如式(2)所示。

$$1918-1921 \text{ 年：} B = 91.8927 > \chi_{4-1,0.05}^2 (= 7.81)$$

$$1931-1934 \text{ 年：} B = 2.7160 < \chi_{3-1,0.05}^2 (= 5.99)$$

因此，在一九一八～一九二一年間，「農家所得變異數隨著農家身份別的不同而彼此仍然都相等」的假設，在顯著水準 $\alpha = 5\%$ 下，被拒絕。可是，到了一九三一～一九三四年間，樣本資料顯示「農家所得變異數齊一性」的假設，卻不被拒絕。從二〇年代到三〇年代，農家所得的變異數隨著身份別的不同，為何先是彼此不相等，而後轉為相等呢？或許是一九一八～一九二一年的農家資料中，佃農及地主身份的樣本戶數太少（分別只有 5 戶及 9 戶）而造成。不過，也可能有更深層的因素，這些問題有待進一步的探討。

前述農家居住地域別，可能因為氣候、土壤或其他因素而對日治時代臺灣農家所得有所影響。然而，為探討農家所得變異數是否因為居住地區不同而顯著地不相等，本文以表 8-2 的數據，計算得到巴特力檢定統計量的觀察值如下：

$$1918-1921 \text{ 年：} B = 68.6918 > \chi_{4-1,0.05}^2 (= 7.81)$$

$$1931-1934 \text{ 年：} B = 21.1422 < \chi_{4-1,0.05}^2 (= 7.81)$$

表 8-2 地域別農家所得變異數齊一性的檢定——巴特力檢定

年別	地域別	s_i^2	$df_i = n_i - 1$	$(df_i) s_i^2$	lns_i^2	$(df_i) lns_i^2$
1918-1921	北部	$(816.77)^2$	21	14,009,377.89	13.4107	281.6250
	中部	$(4,145.24)^2$	21	360,843,307.80	16.6594	349.8481
	南部	$(1,184.59)^2$	37	51,920,378.32	14.1543	523.7092
	東部	$(1,752.72)^2$	8	24,576,219.19	14.9378	119.5028
			$df_T = 87$	451,349,283.20		1,274.6851
				$MSE = 451,349,283.20/87 = 5,187,922.80$		
				$ln MSE = 15.4618$		
1931-1934	北部	$(1,140.89)^2$	19	24,730,969.85	14.0791	267.5034
	中部	$(393.98)^2$	11	1,707,422.64	11.9526	131.4786
	南部	$(627.73)^2$	25	9,851,123.82	12.8842	322.1055
	東部	$(466.09)^2$	15	3,258,598.32	12.2888	184.3314
			$df_T = 70$	39,548,114.63		905.4189
				$MSE = 39,548,114.63/70 = 564,973.07$		
				$ln MSE = 13.2445$		

註：同表 8-1。

因此，一九一八～一九二一年或一九三一～一九三四年的日治期間，農家的所得，隨著農家居住地域別的不同，變異數顯著地不相等（ $\alpha = 0.05$ ）。

相對於以上分析的三個質化變數，我們將農家所得的三個量化決定因素，對所得變異數有無顯著影響的統計檢定過程及結果，合併列示於附表 2A—2C。根據巴特力檢定的結果，我們發現農家所擁有的生產因素（耕地面積、勞力數量或資本財數量），在 $\alpha = 5\%$ 水準下，都對農家所得變異數的不齊一性有相當顯著的影響。

透過以上的統計檢定，我們初步發現農家身份別在一九一八～一九二一年間，對所得變異數有影響，可是，到了一九三一～一九三四年間，卻沒有顯著的影響；此外，從一九一八～一九二一年至一九三一～一九三四年的日治期間，農家種作別、居住地域別及農家擁有的土地、勞力、資本財數量，對農家所得之變異數都有顯著的影響。然而，從本文的分析，我們無法評斷這些因素究竟透過何種途徑、如何導致農家所得變異數的不齊一性。

五、結論

從本文對日治時代農家所得水準及變遷的解析，我們得到如下的結論。第一：米作農家可支配所得或所得，在一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間，一直在急速下降，而到一九三一～一九三四至一九三六～一九三七期間，雖然仍在下降，但是相對上程度已減緩。第二：相對於米作，蔗作農家由於技術革新對農家所得提高的影響力，超過經濟不景氣對其所得降低之效果，因此，在一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間，其可支配所得或所得反而大幅上升。第三：整體而言，從一九一八～一九二一至一九三六～一九三七年間，政府農業技術革新政策，削弱了經濟不景氣對臺灣農家所得的不利影響。

透過差異係數或基尼係數對農家所得分配不均度的討論，我們發現日治時代全體農家所得分配的不均度，隨時間的演進而有降低的趨勢。可是，農家種作別不同，所得分配不均度的變動情形也隨著不同。米作農家從一九一八～一九二一年至一九三六～一九三七年止，所得分配越來越平均；蔗作農家則是完全相反的變動態勢，其原因可能與耕地面積大小、耕地分配的改變有密切的關連。至於，所得稅的課徵，在日治時代對所得分配不均度的減低，似乎沒有明顯的貢獻。

關於農家所得的重要決定因素，則以生產因素的數量對農家所得的影響最為明顯。在有資料可分析的這段期間（一九一八～一九二一年至一九三一～一九三四年），又以勞力與資本財兩個生產因素的影響最為顯著；而土地只在一九三一～一九三四年間對所得有顯著影響。在一九一八～一九二一年間，農家身份別此因素當中，只有地主的所得與佃農身份者有顯著的差異（C.P.）；而在一九三一～一九三四年間，也只有自耕農與佃農之間的差異具有統計上的顯著性。相對於前面四個重要因素，農家居住地域別對所得的影響，就沒有那麼的明顯。不過，隨著時間的演進，地域別的影響，漸漸突顯出來，這可能與灌溉工程的建造完成有關。至於，農家種作別雖對所得有影響，但並不顯著（C.P.）。

因為，農家所得的重要決定因素將透過其對所得的影響，可能進而影響所得分配的不均度，所以本文採用 F 檢定及巴特力檢定的統計方法，探討農家所得變異數齊一性的問題。

綜合而言，農家身份別只有在一九一八～一九二一期間，對所得變異數有影響；而從一九一八～一九二一至一九三一～一九三四年間，種作別、居住地域別或生產因素數量類別不同，農家所得變異數彼此顯著地不相等。不過，這些因素如何導致所得變異數的不齊一，有待更進一步的探討。

定稿日期：2003.09.12

附錄

附表 1 農家耕地面積的統計測定數

農家別	1918-1921			1931-1934		
	平均數 (甲)	標準差 (甲)	差異係數	平均數 (甲)	標準差 (甲)	差異係數
米 作	3.6201	2.0576	0.5684	3.5271	1.5372	0.4358
蔗 作	3.7574	0.9914	0.2638	7.1808	4.0239	0.5604

資料來源：同表 1。

附表 2A 農家所得變異數齊一性的檢定** (耕地面積別)

年別	耕地面積別*	s_i^2	$df_i = n_i - 1$	$(df_i) s_i^2$	$ln s_i^2$	$(df_i) ln s_i^2$
1918-1921	0-2.7245 甲	$(1,591.74)^2$	28	70,941,814.37	14.7452	412.8647
	2.7245-4.5881 甲	$(711.63)^2$	40	20,256,690.28	13.1351	525.4046
	4.5881 甲以上	$(4,347.24)^2$	20	377,969,912.30	16.7546	335.0919
			$df_T = 88$	469,168,416.95		1,273.3612
				$MSE = 469,168,416.95 \div 88 = 5,331,459.28$		
				$ln MSE = 15.4891$		
1931-1934	0-3.2484 甲	$(451.05)^2$	25	5,086,152.56	12.2232	305.5789
	3.2484-6.4720 甲	$(476.32)^2$	35	7,940,825.98	12.3322	431.6263
	6.4720 甲以上	$(1,208.35)^2$	11	16,061,206.95	14.1940	156.1342
			$df_T = 71$	29,088,185.49		893.3394
				$MSE = 29,088,185.49 \div 71 = 409,692.75$		
				$ln MSE = 12.9232$		

註：* 農家按生產因素數量分成三個類別，而分類的準則是 $x < \bar{x} - 0.5s_x$ 為第一類別， $\bar{x} - 0.5s_x \leq x < \bar{x} + 0.5s_x$ 為第二類別， $x \geq \bar{x} + 0.5s_x$ 為第三類別。又 n_i 是各該類別的農家戶數。 \bar{x} 及 s_x 的數據，見附表 3。

** { 1918-1921 年： $B = 88.2152 > \chi_{3-1,0.05}^2 (= 5.99) \rightarrow A_1$ 。
 1931-1934 年： $B = 23.6358 > \chi_{3-1,0.05}^2 (= 5.99) \rightarrow A_1$ 。

附表 2B 農家所得變異數齊一性的檢定** (勞力數量別)

年別	勞力數量別*	s_i^2	$df_i = n_i - 1$	$(df_i) s_i^2$	lms_i^2	$(df_i) lms_i^2$
1918-1921	0-3.8633 人	$(1,097.98)^2$	39	47,016,843.14	14.0025	546.0957
	3.8633-6.7961 人	$(1,396.95)^2$	34	66,349,956.29	14.4841	492.4592
	6.7961 人以上	$(4,838.62)^2$	15	351,183,652.60	16.9688	254.5315
			$df_T = 88$	464,550,452.03		1,293.0864
		$MSE = 464,550,452.03 \div 88 = 5,278,982.41$				
		$\ln MSE = 15.4792$				
1931-1934	0-3.2985 人	$(577.36)^2$	21	7,000,235.96	12.7269	267.0556
	3.2985-5.1151 人	$(530.48)^2$	36	10,130,725.09	12.5476	451.7123
	5.1151 人以上	$(1,242.81)^2$	14	21,624,073.75	14.2503	199.5036
			$df_T = 71$	38,755,034.80		918.2715
		$MSE = 38,755,034.80 \div 71 = 545,845.56$				
		$\ln MSE = 13.2101$				

註：*同附表 2A。

** $\begin{cases} 1918-1921 \text{ 年} : B = 67.8350 > \chi_{3-1,0.05}^2 (= 5.99) \rightarrow A_1 \circ \\ 1931-1934 \text{ 年} : B = 19.2208 > \chi_{3-1,0.05}^2 (= 5.99) \rightarrow A_1 \circ \end{cases}$

附表 2C 農家所得變異數齊一性的檢定** (資本財數量別)

年別	資本財數量別*	s_i^2	$df_i = n_i - 1$	$(df_i) s_i^2$	lms_i^2	$(df_i) lms_i^2$
1918-1921	0-693.15 圓	$(641.33)^2$	21	8,637,387.55	12.9271	271.4689
	693.15-2,135.05 圓	$(1,226.40)^2$	52	78,210,961.90	14.2237	739.6312
	2,135.05 圓以上	$(4,704.49)^2$	15	331,983,392.00	16.9125	253.6882
			$df_T = 88$	418,831,741.00		1,264.7883
		$MSE = 418,831,741.00 \div 88 = 4,759,451.61$				
		$\ln MSE = 15.3756$				
1931-1934	0-962.3 圓	$(201.24)^2$	12	485,970.45	10.6090	127.3080
	962.3-3,697.1 圓	$(584.13)^2$	49	16,719,185.00	12.7402	624.2721
	3,697.1 圓以上	$(1,228.11)^2$	10	15,082,541.70	14.2265	142.2646
			$df_T = 71$	32,287,697.20		893.8447
		$MSE = 32,287,697.20 \div 71 = 454,756.30$				
		$\ln MSE = 13.0275$				

註：*同附表 2A。

** $\begin{cases} 1918-1921 \text{ 年} : B = 86.4999 > \chi_{3-1,0.05}^2 (= 5.99) \rightarrow A_1 \circ \\ 1931-1934 \text{ 年} : B = 30.1549 > \chi_{3-1,0.05}^2 (= 5.99) \rightarrow A_1 \circ \end{cases}$

附表 3 農家生產因素的統計測定數

生產因素別	1918-1921		1931-1934	
	平均數(\bar{x})	標準差(s_x)	平均數(\bar{x})	標準差(s_x)
耕地面積(甲)	3.6563	1.8636	4.8602	3.2236
勞力數量(人)	5.3297	2.9328	4.2068	1.8166
資本財數量(圓)	1414.1	1441.9	2329.7	2734.8

資料來源：同表 1。

引用書目

吳聰敏

1991 〈1910年至1950年臺灣地區國內生產毛額之估計〉，《經濟論文叢刊》19(2): 127-175。

涂照彥

1993 《日本帝國主義下的臺灣》。臺北：人間出版社。

張漢裕

1974 〈日據時代臺灣米穀農業的技術開發〉，收於氏著，《經濟發展與農村經濟》，頁363-394。臺北：張漢裕博士論文集出版委員會。

張素梅、葉淑貞

1996 〈日治時代臺灣農家儲蓄行為之分析〉，《經濟論文叢刊》24(4): 509-535。

葉淑貞

1993 〈日據臺灣租稅結構之分析〉，《經濟論文叢刊》21(2): 179-227。

1994 〈臺灣「新經濟史」研究的新局面〉，《經濟論文叢刊》22(2): 127-167。

盧守耕

1949 〈臺灣之糖業及其研究〉，收於臺灣銀行金融研究室編，《臺灣之糖》，頁1-23。臺北：臺灣銀行。

臺灣總督府殖產局

1923 《大正七十一年臺灣農業經濟調查第二報》。臺北：臺灣總督府殖產局。

1927 《主要農產物經濟調查其ノ一水稻》。臺北：臺灣總督府殖產局。

1932 《米生產費調查其ノ二》。臺北：臺灣總督府殖產局。

1934 《農家經濟調查其ノ一（米作農家），農業基本調查書，第三十》。臺北：臺灣總督府殖產局。

1936 《農家經濟調查其ノ三（蔗作農家），農業基本調查書，第三十四》。臺北：臺灣總督府殖產局。

1938 《農家經濟調查（米作農家），農業基本調查書，第三十七》。臺北：臺灣總督府殖產局。

臺灣省行政長官公署

1946 《臺灣省五十一年來統計提要》。臺北：臺灣省行政長官公署統計室編印。

Aigner, D.J.

1971 *Basic Econometrics, The Prentice-Hall Series in Mathematical Economics*, pp. 124-131.

Gardner, Bruce L.

1969 "Determinants of Farm Family Income Inequality." *American Journal of Agricultural Economics* 51(4): 753-769.

Goldfeld, S. M. and R. E. Quandt

1965 "Some Tests for Homoscedasticity." *American Statistical Association Journal*, pp. 539-547.

Kravis, I. B.

1960 "International Differences in the Distribution of Income." *Review of Economics and Statistics* 42(4): 408-416.

Kuznets, S.

1955 "Economic Growth and Income Inequality." *American Economic Review* 45(1): 1-28.

Neter, J., W. Wasserman and M. H. Kutner

1985 *Applied Linear Statistical Models*. Homewood: Richard D. Irwin, Inc..

Pindyck, R. S. and D. L. Rubinfeld

1981 *Econometric Models and Economic Forecasts*, pp. 148-150. New York: McGraw-Hill Book Company.

Soltow, Lee

1960 "The Distribution of Income Related to Changes in the Distributions of Education, Age, and Occupation." *Review of Economics and Statistics* 42(4): 450-453.

1968 "Long-Run Changes in British Income Inequality." *Economic History Review*, Ser. 2, 21(1): 17-29.

Yeh, Shu-jen (葉淑貞)

1991 "Economic Growth and the Farm Economy in Colonial Taiwan, 1895-1945." Ph.D. Dissertation, Univ. of Pittsburgh.

An Analysis of Farm Households' Income in Japanese Colonial Taiwan

Su-mei Chang and Shu-jen Yeh

ABSTRACT

According to economic theory, income level is the most important factor of households' savings. When exploring farm households' saving behavior in Taiwan during the Japanese colonial period, Chang and Yeh find out that income has a decisive effect on savings. In spite of the fact that the savings rate of farm households at that time was quite high, they discover that both the amount of saving and the savings rate of farm households decreased from 1918-1921 to 1931-1934. In order to completely understand the economic condition of farm households in the pre-war era, this article uses the available data of farm households during 1918-1937 and adopts statistical measures of variance of farms' income, the coefficient of variation and the Gini coefficient to analyze the changing trends of income level and inequality of income distribution. In addition, this article employs statistical methods of regression analysis and the Bartlett test to search for the determinants of farm households' income and the factors affecting income inequality. Four major conclusions are derived. (1) During the period of 1918-1921 to 1931-1934, the government's policy of technological innovation in agriculture reduced the disadvantage of economic depression on farm households' income. (2) Farm households' income inequality, measured by both the coefficient of variation and the Gini coefficient, decreased from 1918-1921 to 1931-1934. (3) The most important determinants of farm households' income level were the quantities of inputs, especially labor and capital. (4) Farms' organization, residence, and factors of production all had a statistically significant effect on households' income inequality.

Keywords: Variance of Farms' Income, Coefficient of Variation, Gini Coefficient, Regression Analysis, Bartlett Test