

# 台灣農家所得分配與貿易自由化

許聖章\*

## 摘要

關鍵詞：農家所得、貿易自由化、WTO

JEL 分類代號：J43, Q12, Q17

在 1990 年代初期，台灣隨著貿易逐漸自由化，農家所得分配也開始產生變化。因農家農業所得及兼業所得下降，使農家整體所得相對非農家所得大幅滑落，同時農家所得分配不均度相對於非農家亦大幅降低，主要因農家農業所得及兼業所得大幅下降所致。本文利用『台灣地區家庭收支調查』之資料，評估台灣在 2002 年正式加入 WTO 後，農家所得分配所受到的影響。而實證結果顯示，農家所得分配不均度相對於非農家在加入 WTO 後開始增加。不均度增加的原因來自於兩部分，一為相對高所得的農家與非農家在加入 WTO 後，其所得的差距有減少的趨勢；另一為在同時相對低所得的農家與非農家，其所得的差距卻呈現增加的趨勢所致。

---

\* 國立高雄大學應用經濟系助理教授。作者感謝行政院農業委員會提供本文之研究計畫補助，及兩名匿名審稿人和在國立台灣大學農業經濟系演講時參與者，所提供的各項寶貴意見。文中論點謹代表作者個人立場，如有任何疏漏及謬誤，概由作者負責。

# 台灣農家所得分配與貿易自由化

許聖章

## 壹、前言

農家所得穩定與否一直為世界各國政府所重視，但依各國經濟發展的程度不同，其所面對的問題也有所差異(Mishra and Sandretto, 2002; Reardon et al., 2001; OECD, 2003; McNamara and Weiss, 2005)。農家所得除農民從事農業生產之所得外，亦包括農民及其家庭成員兼業之非農業所得。由於農業生產所得易受天然環境影響，農家兼業所得不但可提高農家所得水準，對農家所得亦具穩定的效果。農家兼業所得佔農家所得的比例，雖受農家耕種面積大小的影響，但亦將隨整體經濟結構的調整而改變。然而農家兼業所得的多寡，則受農家成員的人力資本及當時勞動市場條件的影響。由於農家勞動力一般屬非技術勞力，而非技術勞動力的報酬則因一個國家經濟發展程度的不同，其受貿易自由化的影響將有所差異。對開發中國家而言，其勞動市場擁有相對豐富的非技術勞工，在相對比較利益之下，勞力密集產業的增加將使勞動市場對非技術勞工的相對需求增加，進而提高非技術勞工的薪資水準，農家兼業所得也將因而得以提升。但對已開發國家則不然，貿易自由化將使其低技術勞工，必須面對來自其它薪資水準較低國家，其低技術勞工的競爭，因此對農家兼業所得將負面的影響(Wood, 1994, 1997)。

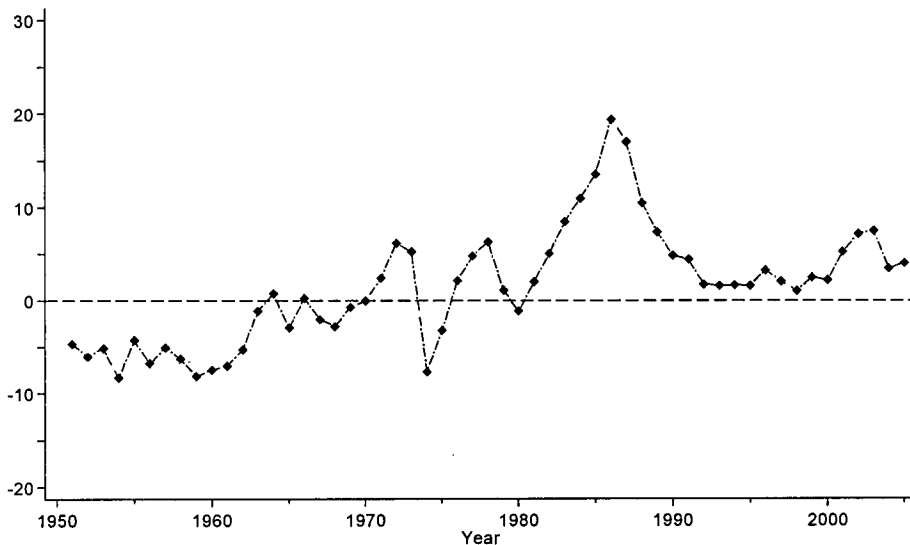
台灣農家大多屬小農且兼業的比例相當高，其兼業所得佔整體農家所得的相當高，而對外貿易在台灣經濟發展一直扮演著重要的角色，由圖 1 我們可以看到台灣地區淨出口額佔國內生產毛額的比率，從 1980 年代初期快速的增加，直到 1980 年代中期後才開始下降，但仍然維持相當高的比例。不過，到了 1990 年代初期，淨出口額佔國內生產

國立中興大學

National Chung Hsing University

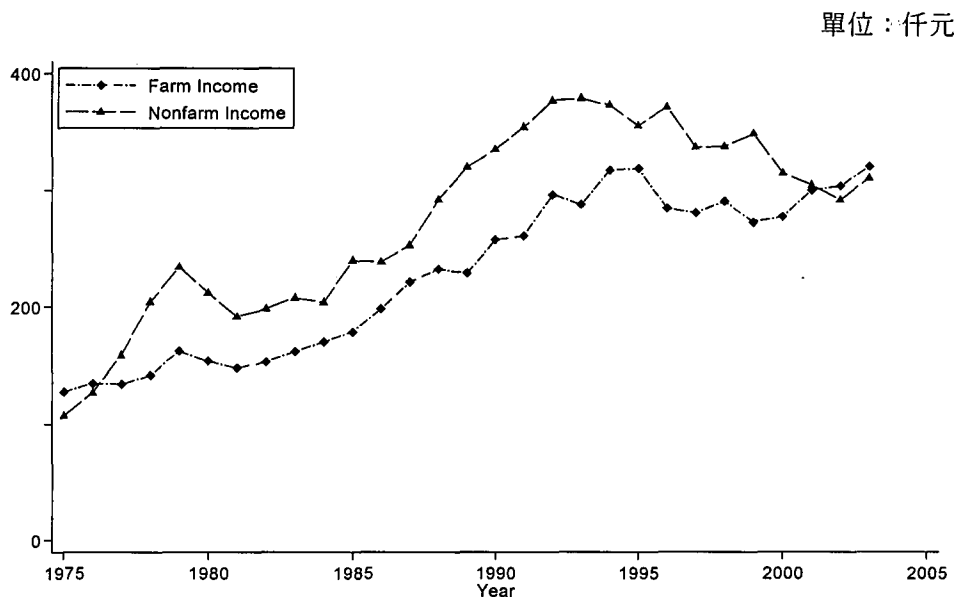
毛額的比率則只維持在 2% 左右。而貿易自由化所帶來的市場開放對農家所得的衝擊可以分為兩部分，一為因農產品市場開放，在競爭力不足的情況下而導致農業所得下降；另一為因貿易自由化所帶來的產業結構轉變，使勞動市場對非技術勞工需求的改變，進而影響農家兼業所得。由圖 2 中之農家農業與兼業受雇薪資平均所得，我們可以觀察到農業平均所得從 1975 起呈現逐年上升的趨勢，但再 1995 年後，農業平均所得卻逐年下滑，直到 2000 年後才再度翻轉為上升趨勢。我們在同時也看到農家之兼業受雇薪資所得，在 1970 到 1980 年代出口暢旺的同時，除在 1980 年左右有過短暫的下滑外，從 1975 起亦呈現逐年上升的趨勢，然而自由貿易競爭所造成的傳統產業外移，使得勞動市場對非技術勞工的需求降低，而農民又多屬於非技術勞工，所以在 1993 年後農家之兼業所得開始逐年下降，直到 2003 年才微幅上揚。另外，自由貿易不但影響農家所得分配，非農家所得亦會受其影響。如圖 3 所示，在民國 82 年以前，雖然農家與非農家之受雇薪資所得皆呈

單位：%



資料來源：表 1 及 13，第二章，94 年國民所得年報，民國 95 年，行政院主計處。

圖 1 台灣地區淨出口額佔國內生產毛額之比率

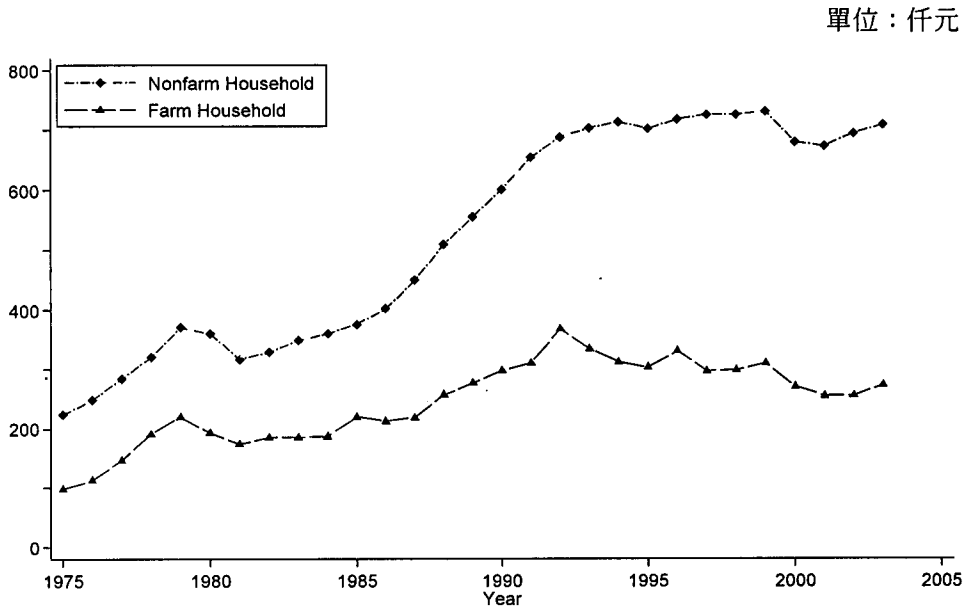


資料來源：台灣地區家庭收支調查 1976-2004。

圖 2 台灣地區農家之農業所得(Farm income)與兼業受雇薪資所得(Nonfarm Income)

上升的趨勢，但到了民國 82 年之後，兩者間的差異卻是逐年增長。整體而言，農家與非農家受雇薪資所得之差額，呈現逐年遞增的現象。而由圖 2 我們也發現農家兼業所得佔農家總所得的比例較農業所得為高，也因此自由貿易對農家所得的影響除了農業所得外，對農家兼業所得的影響亦將不容忽視。

因此本文想瞭解在台灣，貿易自由化對農家所得分配之影響為何，尤其在 2002 年台灣加入 WTO 後，農家所得分配變化的情形。Aderson et. al. (2004)依據 GTAP (Global Trade Analysis Project)模型模擬中國大陸在加入 WTO 後對農家所得的影響，其結果顯示中國大陸在加入 WTO 後，農家與非農家間所得不均的程度將加劇。所以，我們亦想瞭解貿易自由化對農家與非農家所得分配之相較影響程度，在相較於非農家所得分配下，農家所得不均的程度是否有惡化的情形。



資料來源：台灣地區家庭收支調查 1976-2004。

圖 3 台灣地區農家與非農家平均每年受雇薪資所得之比較

本文共分五節，除本節前言說明研究背景及動機外，下一節將回顧有關貿易自由化對勞動市場技術勞工及非技術勞工工作報酬之文獻。評估加入 WTO 對農家所得分配之實證模型，則將於第三節中加以說明。第四節，則將介紹本研究使用的資料，並作簡單的分析。第五節為實證結果分析，而第六節為本研究之結論及未來可能的研究方向。

## 貳、文獻回顧

在經濟發展的過程中，農家所得的維持在不同發展階段一直受到各國政府的重視。在開發中國家，為改善農家所得低落所造成鄉村地區貧窮問題，政府可以藉由提高農民

國立中興大學

National Chung Hsing University

農業生產力以增加農家所得，但可能受限於耕種環境及農業資本的不足，農家所得可以增加之幅度有限，非農業所得的增加反而對農家所得的提升有相當大的幫助。Chinn (1979) 由台中地區的農家記帳資料發現早期台灣農家所得的提升除了農業生產力因土地改革而提升外，主要來自於農民兼業之非農業所得的增加。而從 1990 年代拉丁美洲的 11 國家資料中，Reardon et al. (2001)和 Berdegueé et al. (2001)的研究亦發現鄉村地區的非農業所得對鄉村地區貧窮問題的改善有很大的助益。因此如何提高鄉村地區的非農業就業機會，對貧窮的鄉村地區將是重要的課題。非農業所得不僅佔開發中國家的農家所得相當大的比例，其對已開發國家的農家所得亦扮演著穩定的角色，由美國的歷史資料顯示，非農業所得對農家所得的穩定有很大的幫助，尤其是當農業所得低迷時，農家成員可藉由轉換至非農部門工作，使其農家家計所得得以維持在一定的水準(Mishra and Sandretto, 2002)。

但農民兼業所得的多寡，將視當時勞動市場條件而定。隨著全球化的腳步，貿易自由化對於已開發國家而言，其勞動市場擁有較豐富的技術勞工，自由貿易將使相對比較劣勢的低技術產業外移，造成勞動市場對本國非技術勞工的相對需求減少，進而降低本國非技術勞工之工資。因此，自由貿易將使已開發國家的工資或所得不均程度加劇(Sachs et al., 1994; Leamer, 1996; Baldwin and Cain, 2000; Haskel and Slaughter, 2001; Acemoglu, 2003)。然而，對開發中國家而言，其勞動市場擁有相對豐富的非技術勞工，依據 Hecksher-Ohlin-Samuelson 的貿易理論，在比較利益之下，勞力密集產業的增加將使勞動市場對非技術勞工的相對需求增加，提高非技術勞工的薪資水準。所以，自由貿易將有助於開發中國家工資或所得不均程度的降低(Wood, 1994, 1997; Krueger, 1981)。在貿易自由化的過程中，開發中國家也可能經由技術的引進，使其產業升級進而對技術勞工的需求相對增加，亦即發生所謂的非中立性的技術進步，使開發中國家的工資或所得不均程度也可能因此增加(Robbins, 1994, 1996; Wood, 1997; Savvides, 1998; Robbins and Gindling, 1999; Beyer et al., 1999; Acemoglu, 2003; Attanasio et al., 2003; Bin, 2003; Arbache et al., 2004; Reshef, 2005; Airola and Juhn, 2005)。所以對於開發中國家而言，自由貿易對本國工資或所得分配的影響將可能是正向或負向的。

早期實證研究發現亞洲四小龍等國家，在開放自由貿易後(1960 年代的韓國和台灣及 1970 年代的新加坡)，技術勞工與非技術勞工間的薪資差異有因此而下降(Wood, 1994)。然而對拉丁美洲國家而言，這其中包括阿根廷(Robbins, Gonzales and Menedez, 1995)、智利(Robbins, 1995a)、哥倫比亞(Robbins, 1996a)、哥斯大黎加(Robbins and Gindling, 1997)和烏拉圭(Robbins, 1995b, 1996b)，在 1980 及 1990 年代開放自由貿易後，其技術勞工與非技術勞工間的薪資差異反而上升。Wood(1997)歸類出導致貿易自由化對亞洲四小龍等國家的薪資結構影響與拉丁美洲國家實證結果不一致的兩個可能原因。其一為亞洲四小龍等國家之國情與拉丁美洲國家不同，拉丁美洲國家擁有大量的自然資源，而亞洲四小龍卻只有少量的自然資源。另外貿易政策上亦有差異，亞洲四小龍為出口導向的貿易自由化，其在低勞力密集產業進口部分，仍然存在相當高的關稅，而拉丁美洲國家則一開始就降低勞力密集產業關稅。最後則為開放自由貿易時間的不同，拉丁美洲國家開放的時間剛好與中國、印度、印尼、孟加拉及巴基斯坦等低所得國家，開放的時間大致相同。在中國等低所得國家加入全球市場後，由於非技術勞工的供給大幅度增加，使勞力密集產品的價格也跟著降低，進而造成非技術與技術勞工的相對工資水準降低。另外在 1980 和 1990 年代技術的進步為非中立性，勞動市場對技術勞工的需求相對增加。因此貿易自由化一方面增加對非技術勞工的需求，進而提高非技術勞工的工資水準；另一方面，藉由與國外市場的接觸及外來先進技術的引進，使得勞動市場對技術勞工的需求增加，其工資水準也因此增加。雖然非技術勞工的工資水準因貿易自由化而提高，但技術勞工與非技術勞工間的薪資差異卻可能因此而上升(Robbins, 1995a)。

近年有關自由貿易對中國勞動市場的影響亦引起經濟學家相當多的注意，技術勞工與非技術勞工間之薪資差異在 1990 年後期有明顯的增加。在相同技術水準之下，貿易的確會降低技術勞工與非技術勞工間之薪資差異，但同時間非中立性技術的進步卻提高技術勞工與非技術勞工間之薪資差異(Li and Xu, 2003)。而中國的貿易自由化除了影響中所得國家的薪資結構外，其持續的經濟成長所造成影響亦不容忽視。Chang and Hsu (2006) 利用 CGE 模型模擬中國經濟成長對亞洲國家薪資結構的影響，其結果顯示中國開放及經濟成長將會助長亞洲各國(日本除外)技術勞工與非技術勞工間之薪資差異。

但簡單的 Hecksher-Ohlin-Samuelson 的貿易理論並不足以完全解釋開發中國家在貿易自由化的過程中，對勞動市場薪資結構的影響。Xu (2003)考慮加入非貿易產品因而對要素價格的間接影響，進而能解釋開發中國家在貿易自由化的過程中，所觀察到的工資不均程度惡化的現象。在「技術密度逆轉(skill-intensity reversals)」的假設下，Reshef (2005)企圖修正 Hecksher-Ohlin 的貿易模型，進而提出貿易自由化可能是全球性工資不均程度惡化現象的重要原因。台灣在這系列研究中提供一個特別的角色，早期實證研究一般將台灣歸類為開發中國家，但隨著經濟的成長，近期研究則漸漸將台灣視為準已開發國家(Chen and Hsu, 2001) 或已開發國家(Chang and Hsu, 2006)。也因此，貿易自由化對台灣農家所得分配的影響為負面或正面，將更不易評估。

### 參、實證模型

以下要分析在台灣加入 WTO 後，農家所得分配本身是否受到影響及相較於非農家所得分配，其不平均的程度是否有惡化的情形。一般衡量機率分配不均程度的方式有很多種，如變異數或吉尼指數(Gini Index)，而由薪資所得分配的相關文獻<sup>1</sup>，我們可以利用所得分配中不同分位數之差額來衡量所得分配不均程度的大小。本文中所用方法是比較農家與非農家所得分配<sup>2</sup>之相同分位數間及農家與非農家所得不均程度差異，在台灣加入

---

<sup>1</sup> 請參考 Murphy and Welch(1992)及 Juhn, Murphy, and Pierce(1993)。

<sup>2</sup> 因為農家所得平均而言低於非農家所得，且農家所得分配不均的程度亦低於非農家所得分配，以非農家所得分配為比較之基準，回歸分析中之被解釋變數和部分解釋變數將成為負值。



WTO 後是否顯著的變化。我們將利用橫斷及時間數列資料(Panel data)並以固定效果模型(Fixed effect model)<sup>3</sup>來分析加入 WTO 後對農家所得分配的影響：

$$DW_{Kit} = \beta_0 + \beta_1 Ratio_{it} + \beta_2 DYR_{it} + \beta_3 Ratio_{it} \times DYR_{it} + \beta_4 UMP_{it} + \beta_5 DSYR_{it} + \beta_6 DAGE_{it} + u_i + v_{it} \quad (1)$$

其中， $DW_{Kit}$  代表第  $i$  地區在第  $t$  年之第  $K$  十分位數之農家與非農家所得之差。如  $K$  等於 5，則其代表農家與非農家所得之中位數之差，因所觀察到之所得分配實為一相對概念，所以利用農家與非農家所得相同分位數之差，做為迴歸分析的被解釋變數。 $Ratio_{it}$  代表  $i$  地區在第  $t$  年農業產值與工業產值的比，用以代表該地區產業受貿易自由化的相對影響程度。 $DYR_{it}$  則代表  $i$  地區在第  $t$  年外在環境改變的虛擬變數，若資料年度為加入 WTO 之後則等於 1，其它則設其為 0。 $Ratio_{it}$  與  $DYR_{it}$  的交叉項則為衡量農業與工業產值對農家與非農家所得差距  $DW_{Kit}$  的影響，在加入 WTO 後是否有顯著的變化，或解釋為加入 WTO 之後  $DW_{Kit}$  改變大小受農業與工業產值比的影響程度。 $UMP_{it}$  則為  $i$  地區在第  $t$  年之失業率，因每家戶之平均受雇員工薪資所得會受到受雇人數的影響，若該地區之失業率越高，則表示非農家就業人數及農家兼業的可能性因此降低，所以將可能影響農家與非農家所得的差距。 $DSYR_{it}$  為  $i$  地區在第  $t$  年農家與非農家之家戶平均教育年數之差，因平均而言教育程度較高其薪資所得亦較高，因此若該地區農家與非農家家戶平均教育年數之差較高，則農家與非農家所得差距將因此而提高。 $DAGE_{it}$  為  $i$  地區在第  $t$  年農家與非農家家戶平均年齡之差，一般而言依據人力資本理論，隨著年齡增長其所得將逐漸上升，但上升的速度會隨著年齡增長而慢慢遞減。因農業人口老化，農家家戶平均年齡將較非農家為高，若農家與非農家家戶平均年齡之差距愈大，農家與非農家所得差距將不會降

<sup>3</sup> 相較於隨機效果模型，固定效果模型較適合用於以區域為橫斷面單位之加總資料的政策分析模型(Wooldridge, 2005)。

低反而會因此而提高。 $u_i$  則代表  $i$  地區特有而不隨時間改變但卻無法觀察到的特徵。 $v_{it}$  為隨機誤差，在此我們假設其為標準常態分配。

另外，因每一家計單位之總所得可能受到家中工作人數多寡之影響，我們可利用每家計單位 25-64 歲人口數占其總人口數的比例，來代表家中工作人數對所得分配之影響。因此我們可將模型假設(1)修正為模型假設(2)，如下所示：

$$DW_{Kit} = \beta_0 + \beta_1 Ratio_{it} + \beta_2 DYR_{it} + \beta_3 Ratio_{it} \times DYR_{it} + \beta_4 UMP_{it} + \beta_5 DSYR_{it} + \beta_6 Adratio\_ua_{it} + \beta_7 Adratio\_a_{it} + u_i + v_{it} \quad (2)$$

其中， $Adratio\_ua_{it}$  代表第  $i$  地區在第  $t$  年平均非農家青壯年人口之比例，而  $Adratio\_a_{it}$  則代表該地區在第  $t$  年平均農家青壯年人口之比例。青壯年人口比例較高，則表示其就業人口比例亦會較多，因此將提高每家戶之平均所得。所以，某地區非農家家戶之青壯年人口比例較高，則農家與非農家所得差距將因此而提高。反之，若農家家戶之青壯年人口比例較高，則農家與非農家所得差距將因此而降低。最後，模型假設(2)中  $u_i$  和  $v_{it}$  的定義則與模型假設(1)相同。

除了分析農家與非農家所得分配相同分位數之差異變化外，我們進一步將探討農家與非農家所得分配的相對不均程度是否受加入 WTO 之影響。本文中我們利用農家與非農家所得不同分位數差之差異變動，來衡量農家與非農家所得相對不均程度的變化。在實證模型的設定上，將與模型假設(1)和(2)類似，不過被解釋變數將定義為農家與非農家所得第  $K$  與第  $J$  分位數差之差額。我們將分別探討第 90 與第 10 分位數差、第 90 與第 50 分位數差、第 50 與第 10 分位數差等三種狀況。

## 肆、資料來源及所得結構之現況描述

### 一、資料來源及處理

本文中所使用資料是由行政院主計處所提供之 1976-2004 年「台灣地區家庭收支訪問調查」(以下簡稱家庭收支調查)之原始資料。家庭收支調查主要收錄家庭中每一個成員的社會經濟特性，包括家庭成員的年齡、性別、教育程度、所得、婚姻狀況、行職業、工作部門、居住地區等，並包含個人年所得資料，這是國內唯一長期而詳細的橫斷面個體資料。而本文將只分析家戶中其經濟戶長之年齡在 25 至 64 歲間的樣本。本文中農家之定義為經濟戶長之經濟特性為農業自營作業者，其餘則為非農家。家戶所得為家戶中每人受雇薪資所得與產業所得<sup>4</sup>之加總，並以國內生產毛額之消費支出指數平減。

教育年數則依據教育程度之不同加以換算，不識字或自修為 0、國小或初職為 6、國中或初中為 9、高中或高職為 12、專科為 14、大學為 16 而大學以上為 18。有關地區之分類，為能比較相同地區內農家與非農家所得分配之差距，每一區域內需包含農家與非農家之樣本。因此我們將台北市、基隆市與台北縣合併；新竹市與新竹縣合併；台中市與台中縣合併；嘉義市與嘉義縣合併；台南市與台南縣合併；高雄市、高雄縣及澎湖縣合併，未合併之縣市則各成一區，將樣本劃分為 15 個地區。最後，各地區之失業率及農業與工業之產值則來自行政院主計處所公布之各縣市重要統計指標<sup>5</sup>。由於行政院主計處所公布之各縣市資料只限於 1998 年後，因此實證迴歸分析期間將從 1998 至 2003 年為止，

---

<sup>4</sup> 受雇薪資所得包含本業薪資、兼業薪資及其它收入，如加班費、各類獎金等。若該家戶為農家，則產業所得包括農、林、漁業之淨收入；若該家戶為非農家，則產業所得包括營業及執行業務之淨收。所以本文中所稱之『農家/非農家所得』並不包含財產所得收入，如利息收入、投資收入等。

<sup>5</sup> 請參考下列網址<http://win.dgbas.gov.tw/dgbas03/bs8/city/default.htm>。

而這段時間正包含台灣加入 WTO 的前後期間。迴歸分析中所使用的變數之定義及簡單統計量，見表 1。

表 1 相關變數定義及簡單統計量

變數名稱	定義	平均數	標準差	最大值	最小值	樣本數
DW90	農家與非農家所得第 90 分位數差 (千元)	-302.01	293.36	478.18	-980.99	90
DW75	農家與非農家所得第 75 分位數差 (千元)	-236.22	152.38	56.34	-621.75	90
DW50	農家與非農家所得第 50 分位數差 (千元)	-197.93	120.63	64.41	-521.62	90
DW25	農家與非農家所得第 25 分位數差 (千元)	-167.03	122.00	207.70	-519.96	90
DW10	農家與非農家所得第 10 分位數差 (千元)	-95.65	119.67	207.03	-385.12	90
DW9010	農家與非農家所得第 90 與第 10 分位數差之差額(千元)	-206.36	312.20	500.40	-1072.0 0	90
DW9050	農家與非農家所得第 90 與第 50 分位數差之差額(千元)	-104.08	256.06	487.34	-761.09	90
DW5010	農家與非農家家戶第 50 與第 10 分位數差之差額(千元)	-102.28	127.78	192.22	-433.33	90
Ratio	農業與工業產值比之對數	-3.53	1.52	-1.50	-7.24	90
DYR	= 1，假如年度大於或等於 2002； = 0，其它	0.33	0.47	0.00	1.00	90
UMP	失業率(%)	3.83	1.16	1.68	5.51	90
DSYR	農家與非農家家戶平均教育年數 差	-1.88	0.64	-0.10	-3.63	90
DAGE	農家與非農家家戶平均年齡差	6.32	2.74	13.15	-0.64	90
Adratio_ua	非農家家戶 25-54 歲人口比例	0.50	0.02	0.55	0.44	90
Adratio_a	農家家戶 25-54 歲人口比例	0.41	0.06	0.65	0.29	90

資料來源：台灣地區家庭收支調查 1999-2004 及行政院主計處所公布之各縣市重要統計指標。

## 二、所得結構之現況描述

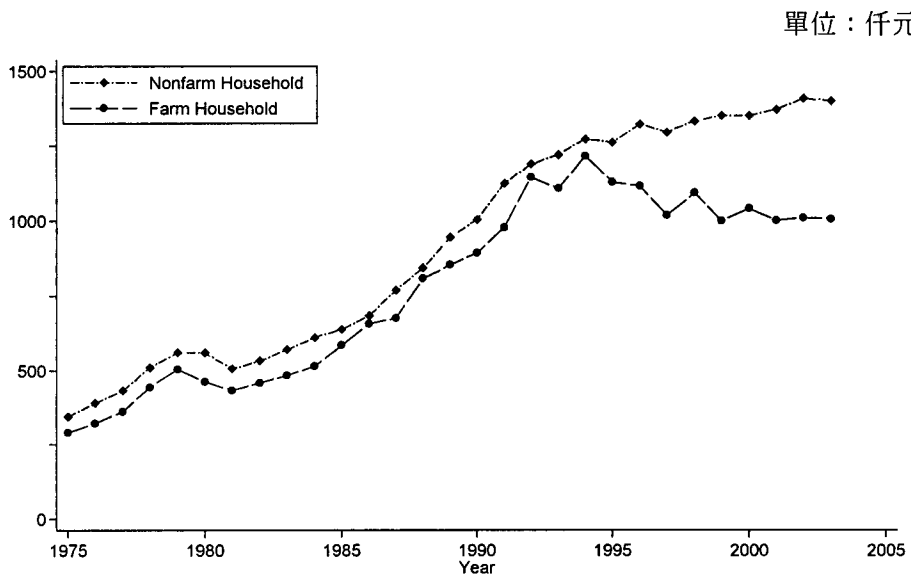
首先我們將比較過去二十幾年來農家及非農家所得之第90與第10分位數差額的變化情形(圖4)，可發現非農家所得分配第90與第10分位數之差額呈現逐年上升的趨勢，但農家所得分配中第90與第10分位數之差額雖從1975年起亦呈現逐年上升的趨勢，不過自1994年後卻開始遞減。將農家與非農家所得分配第90與第10分位數之差相減，由圖7可以發現相較於非農家家戶所得分配，農家所得分配中第90與第10分位數之差額呈現逐年縮減的趨勢。尤其在1994年之後，農家所得之第90與第10分位數差額相較於非農家所得之第90與第10分位數差額減少約35萬元。

若進一步將第90分位數與第10分位數之差額拆解成兩部分，一為第90分位數與中位數之差，另一為中位數與第10分位數之差額，來辨別所得分配不均度改變的過程中，乃起因於高所得家庭所得或低所得家庭所得的改變所致。從圖5中可發現非農家所得之第90分位數與中位數之差額的變動趨勢與其第90與第10分位數之差額的變動趨勢相似，兩者都逐年上升。但農家所得第90分位數與中位數之差額，自1990年代初期卻開始下降。同樣由圖7可看到，相較於非農家家戶所得分配，農家所得分配中第90與中位數之差額亦呈逐年縮減的趨勢。最後比較農家所得中位數與第10分位數之差額與非農家所得中位數與第10分位數之差額，由圖6及圖7顯示，這兩者間的差額亦從1994年起開始大幅度的減少，起因同樣是因為農家所得中位數與第10分位數之差額在1990年代初期開始下降有關。

另外可比較過去二十幾年來農家與非農家所得在相同分位數上差額的變化，來瞭解農家與非農家所得分配相對間的變化。由圖8可發現農家與非農家所得之第90分位數的差額有逐年增加的趨勢，相較於1975年2003年農家與非農家所得之第九十分位數差額增加將近45萬元。而農家與非農家所得之中位數差額亦逐年上升，但在1997年後則開始慢慢遞減。相較於1975年，2003年農家與非農家所得之中位數差額增加將近20萬元，

其增加幅度小於第 90 分位數。另外，我們亦可以觀察到農家與非農家所得之第 10 分位數差額的變動趨勢，在 1992 年以前與前兩者趨勢一致，但在 1992 年之後第 10 分位數差額則逐年減少。

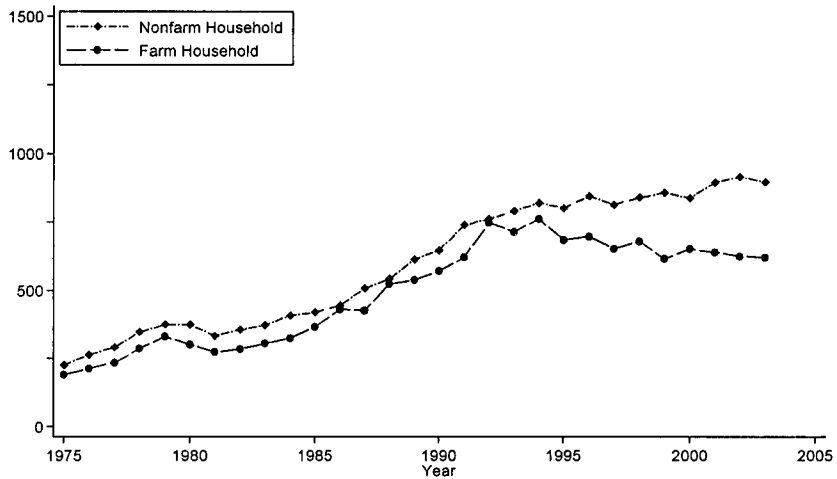
由以上的資料分析顯示，我們可以發現在 1990 年代中期後，農家所得分配相對於非農家所得分配其不平的現象似乎有逐年趨緩的現象。但此一現象對農家而言並不代表是好消息，因為農家所得分配沒有惡化乃源自於本來高所得(第 90 分位數)之農家其所得相對於高所得之非農家減少之故。



資料來源：台灣地區家庭收支調查 1976-2004。

圖 4 台灣地區農家與非農家年所得第 90 與第 10 分位數差額之變動

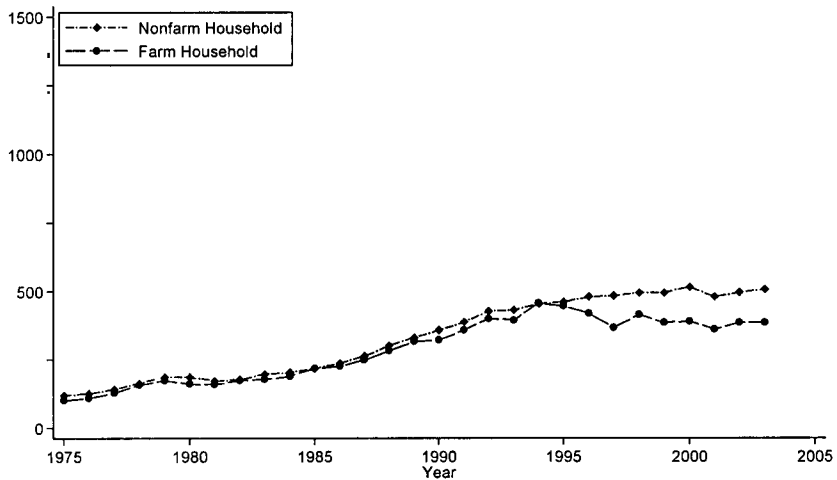
單位：仟元



資料來源：台灣地區家庭收支調查 1976-2004。

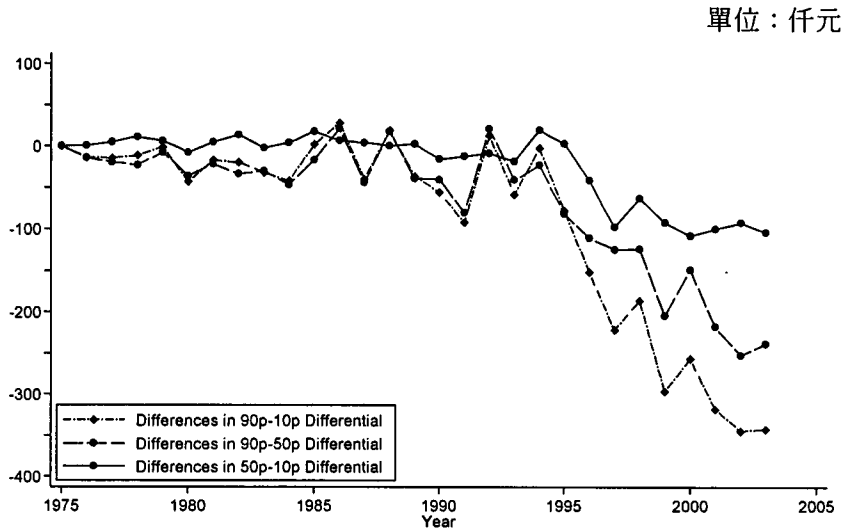
圖 5 台灣地區農家與非農家年所得第 90 與第 50 分位數差額之變動

單位：仟元



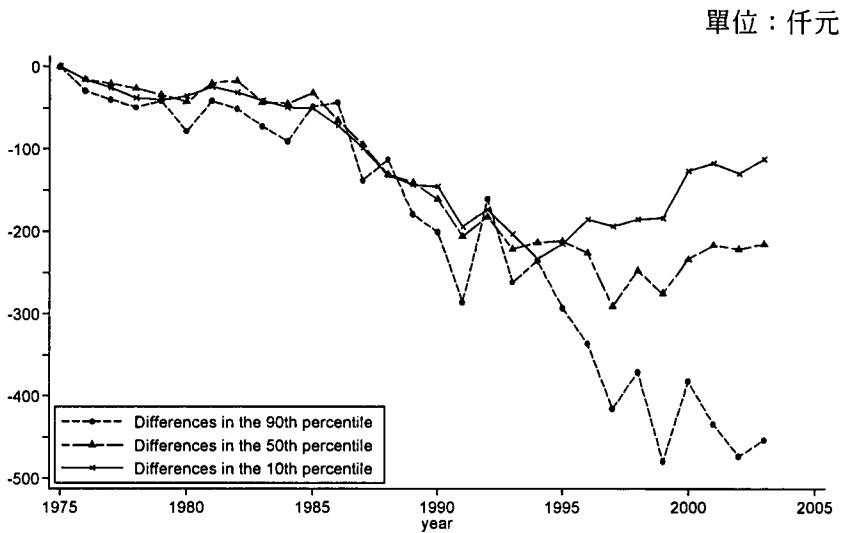
資料來源：台灣地區家庭收支調查 1976-2004。

圖 6 台灣地區農家與非農家年所得第 50 與第 10 分位數差額之變動



資料來源：台灣地區家庭收支調查 1976-2004。

圖 7 台灣地區農家與非農家年所得不同分位數差之差額變化，以 1975 為基期年



資料來源：台灣地區家庭收支調查 1976-2004。

圖 8 台灣地區農家與非農家所得相同分位數差額之變化，以 1975 為基期年



## 伍、實證結果分析

### 一、農家與非農家所得分配相同分位數之比較

依據模型假設(1)及(2)之估計結果，分別列在表2中的單數行及雙數行。其中，第1及2行代表農家與非農家所得分配第90分位數差額的估計結果，若依據模型假設(1)，當控制各地區之失業率、家戶平均教育年數及家戶平均年齡差額後，農業與工業產值比對農家與非農家所得分配第90分位數差額有正向，但不顯著的影響。也就是若農家所得分配第90分位數高於非農家，則以農業為重之地區，其農家與非農家所得分配第90分位數差額會較大。不過值得注意的是，在資料中農家與非農家所得分配第90分位數差額為負數，所以農業與工業產值比較高的地區，其農家與非農家所得分配第90分位數差額的絕對值會較小。而  $DYR_{it}$  前之係數為正，但因農家與非農家所得第90分位數差額為負數，表示加入WTO後，此差額絕對值有減少的趨勢，但統計上並不顯著； $Ratio_{it}$  與  $DYR_{it}$  交叉項前之係數為負，表示加入WTO後，農家與非農家所得分配第90分位數差額之絕對值減少的幅度，在農業與工業產值比率較高的地區會較小，但在統計上並不顯著。失業率對農家與非農家所得分配第90分位數差額亦無統計上顯著的影響，但家戶平均教育年數差額對第90分位數差額的影響為正向，且在5%顯著水準下顯著異於零，因第90分位數差額為負數，其表示農家家戶平均教育年數每增加一年，農家與非農家所得分配第90分位數差額的絕對值將縮小約16萬9千元。家戶平均年齡差額對第90分位數差額的影響為負向，且在5%顯著水準下顯著異於零，其表示農家家戶平均年齡每增加一歲，農家與非農家所得分配第90分位數差額的絕對值將增加約2萬6千元。

但若將把家戶平均年齡換成非農家及農家中青壯年人口比例時，如表2第2行所示，雖然各解釋變數之估計係數大小與模型假設(1)結果類似，但顯著性卻稍有改善。農業與

表 2 加入 WTO 對農家與非農家年所得分配之影響

	DW90		DW75		DW50		DW25		DW10	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ratio	173.66 (285.59)	335.68 (290.87)	-2.74 (111.30)	-35.30 (116.31)	-6.26 (111.57)	16.10 (120.18)	165.10 (130.52)	213.87 (164.14)	105.85 (88.07)	157.34 (113.50)
DYR	140.90 (159.64)	234.38 (149.67)	88.79 (70.63)	67.13 (70.57)	-34.46 (52.50)	-14.69 (56.54)	-14.27 (68.27)	28.69 (81.81)	-83.40 (58.30)	-44.22 (69.55)
DYR*Ratio	-32.47 (39.28)	-52.27 (39.65)	-24.22 (17.20)	-17.72 (18.72)	11.62 (14.84)	7.36 (16.92)	8.91 (19.75)	-1.27 (25.16)	18.34 (15.44)	9.70 (18.84)
UMP	-35.61 (36.98)	-36.78 (35.12)	13.98 (18.16)	10.79 (17.89)	23.04 (11.67)*	22.45 (11.53)*	-9.00 (13.87)	-8.50 (14.12)	19.62 (13.70)	19.11 (14.30)
DSYR	168.74 (61.26)**	183.30 (61.96)**	76.17 (24.70)**	71.93 (24.01)**	83.95 (18.27)**	90.98 (19.63)**	70.69 (24.09)**	85.55 (26.35)**	64.90 (18.83)**	76.37 (22.71)**
DAGE	-26.22 (12.33)**		0.62 (6.35)		-9.78 (5.03)*		-17.68 (6.03)**		-15.95 (4.84)**	
Adratio_ua		-2932.11 (1574.81)*		304.96 (817.26)		39.96 (655.20)		125.70 (704.37)		-305.92 (766.93)
Adratio_a		828.74 (718.27)		459.92 (288.48)		246.56 (282.49)		203.31 (303.00)		362.22 (238.37)
常數項	-304.46 (994.88)	115.38 (1231.80)	-141.29 (389.51)	-361.13 (498.13)	-47.34 (393.64)	-295.59 (522.09)	-477.59 (448.76)	-884.42 (577.65)	-316.73 (301.26)	-573.70 (437.28)
樣本數	90	90	90	90	90	90	90	90	90	90
F Statistics	3.25**	2.74**	3.03**	3.64**	6.07**	5.18**	5.30**	2.67**	6.01**	4.68**

註：被解釋變數為農家與非農家所得相同分位數之差額，單位為仟元。括弧中為 White-robust 標準差。\*\*代表 5% 之顯著水準；\*代表 10%之顯著水準。

資料來源：本研究整理。

工業產值比對農家與非農家所得分配中第 90 分位數差額的影響為正向，但 10%顯著水準下並不顯著異於零。這表示若某地區農業與工業產值比增加 1%，則農家與非農家所得分配第 90 分位數差額的絕對值將減少 33 萬 6 千元。加入 WTO 後，農家與非農家所得分配第 90 分位數差額的絕對值增加 23 萬 4 千元，且在 10%顯著水準下並不顯著異於零。農業與工業產值比在加入 WTO 後，對農家與非農家所得分配第 90 分位數差額的影響與模型假設(1)結果類似。此時，農家家戶平均教育年數每增加一年，農家與非農家所得分配第 90 分位數差額的絕對值將縮小約 18 萬元。非農家家中青壯年人口比例的影響為負向，且在 10%顯著水準下顯著異於零，其表示當非農家家中青壯年人口比例提高 1 個百分點，則農家與非農家所得分配第 90 分位數差額的絕對值將增加約 293 萬。但農家家中青壯年人口比例對農家與非農家所得分配第 90 分位數差額的影響為正向，但統計上並不顯著。

表 2 第 3 至 8 行代表農家與非農家所得分配第 75、50 及 25 分位數差額的估計結果。不管在哪一個模型假設下，家戶平均教育年數差額對這三種分位數差的影響均為正向，且在 5%顯著水準下顯著異於零。農家家戶平均教育年數每增加一年，對農家與非農家所得分配第 75 分位數之差的絕對值將減少約 7 萬 2 千元至 7 萬 6 千元；對第 50 分位數之差的絕對值將減少約 8 萬 4 千元至 9 萬 1 千元；對第 25 分位數之差的絕對值將減少約 7 萬 1 千元至 8 萬 6 千元。而其它變數對第 75 分位數差額的影響，在統計上均為不顯著的。在第一個模型假設下，農家與非農家家戶平均年齡差額對農家與非農家所得分配第 25 及 10 分位數差額之影響為負向，且在 5%顯著水準下為顯著。由於農家家戶平均年齡大於非農家家戶平均年齡，所以估計結果表示隨著農家家戶平均年齡的提高，第 50 及 25 分位數差額的絕對值將加大。農家家戶平均年齡每增加一年，第 25 分位數差額的絕對值將增加 1 萬 8 千元，而第 10 分位數差額的絕對值將增加 1 萬 6 千元。

最後表 2 第 9 及 10 行代表農家與非農家所得分配第 10 分位數差額的估計結果。在不同模型假設下，農業與工業產值比對農家與非農家所得分配第 10 分位數差額的影響均

為正向，但在 10%顯著水準下並不顯著異於零。因農家與非農家所得分配第 10 分位數差額為負值，正向效果表示若某地區農業與工業產值比增加 1%，則該地區農家與非農家所得分配第 10 分位數差額的絕對值將減少 10 萬 5 千元至 15 萬 7 千元。同時在加入 WTO 後，第 10 分位數之差額的絕對大小亦是縮小的，這與圖 8 農家與非農家所得分配第 10 分位數差額所觀察到的趨勢一致，但在 10%顯著水準下並不顯著異於零。

## 二、農家與非農家所得分配不均程度之比較

在這一節中，我們將分析農家與非農家所得分配不均程度在加入 WTO 後，是否有顯著的變化。表 3 中之第 1 及 2 行分別代表在模型假設(1)和(2)下，農家與非農家所得第 90 與第 10 分位數差之差異的估計結果。在不同模型假設下，雖然係數估計值大小有些微差異但其影響方向均一致。由於農家與非農家所得第 90 與第 10 分位數差之差額為負，表示農家所得不均程度較非農家為小，因此解釋變數對此差額影響為正向，雖表示農家所得不均程度與非農家不均程度差距縮小，但這其表示農家所得分配之不均程度的增加。反之，若解釋變數對此差額影響為負，則表示農家所得分配之不均程度的降低。

農業與工業產值比對農家與非農家所得第 90 與第 10 分位數差之差異影響為正向，但在 10%顯著水準下並不顯著異於零。正向效果表示若某地區農業與工業產值比增加，農家所得分配之不均程度相較於非農家所得分配會因此增加。其次，估計結果顯示在加入 WTO 前，農業與工業產值比增加 1%，則農家與非農家所得第 90 與第 10 分位數差之差額的絕對大小將增加 6 萬 7 千元至 17 萬 8 千元。因  $Ratio_{it}$  與  $DYR_{it}$  交叉項之係數為負，在模型(2)假設下顯著異於零，農業與工業產值比在加入 WTO 後，對農家與非農家所得第 90 與第 10 分位數差之差異的正向影響將減低。在加入 WTO 後，農家所得第 90 與第 10 分位數之差相較於非農家所得第 90 與第 10 分位數之差的絕對大小將會增加，且其增加的效果會隨農業與工業產值比的增加而縮減。這表示農家所得分配之不均度相較於非農家所得分配之不均度，在加入 WTO 後有增加的現象。在其它變數方面，失業率對農

家與非農家所得第 90 與第 10 分位數差之差異之影響為負向，且在統計上並不顯著異於零，其負向效果表示某地區失業率提高對該地區農家所得不均程度的影響大於對非農家所得不均程度的影響。家戶平均教育年數差額對農家與非農家相對所得不均程度之影響亦為正向，且在統計上不顯著異於零。其正向效果表示農家與非農家家戶平均教育年數之差額每增加一年，農家與非農家所得第 90 與第 10 分位數差之差額的絕對大小將縮減

表 3 加入 WTO 對農家與非農家年所得分配不均程度之影響

	DW9010		DW9050		DW5010	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Ratio	67.81 (266.91)	178.34 (250.02)	179.92 (201.96)	319.58 (203.70)	-112.11 (102.77)	-141.24 (100.37)
DYR	224.31 (155.89)	278.60 (137.14)**	175.36 (134.52)	249.08 (120.64)**	48.94 (64.66)	29.53 (64.94)
DYR*Ratio	-50.81 (38.67)	-61.97 (35.15)*	-44.09 (31.52)	-59.62 (30.06)*	-6.72 (18.08)	-2.35 (17.09)
UMP	-55.23 (36.88)	-55.89 (36.35)	-58.64 (32.98)*	-59.24 (31.55)*	3.42 (16.47)	3.34 (17.04)
DSYR	103.84 (63.11)	106.94 (64.07)	84.80 (52.90)	92.32 (52.44)*	19.05 (22.92)	14.62 (25.11)
DAGE	-10.27 (12.55)		-16.44 (9.25)*		6.17 (6.17)	
Adratio_ua		-2626.19 (1503.43)*		-2972.07** (1310.36)		345.88 (810.94)
Adratio_a		466.52 (731.08)		582.17 (569.67)		-115.66 (303.96)
Constant	12.27 (942.55)	689.08 (1137.77)	-257.13 (701.58)	410.97 (839.82)	269.40 (368.50)	278.11 (483.35)
樣本數	90	90	90	90	90	90
F Statistics	1.83	1.98*	3.05	2.82**	0.81	0.46

註：被解釋變數為農家與非農家不同分位數差之差額，單位為仟元。括弧中為 White-robust 標準差。\*\*代表 5%之顯著水準；\*代表 10%之顯著水準。

資料來源：本研究整理。

約 10 萬元。在家戶成員的年齡結構方面，依據第二個模型假設，非農家青壯人口比例增加會提高農家與非農家相對所得不均程度，且其效果在 5% 顯著水準下顯著異於零。而農家青壯人口比例增加雖會降低農家與非農家相對所得不均程度，但其效果卻不顯著。

接下來我們進一步分析農家與非農家所得第 90 與第 10 分位數差之差額的變化，究竟是因爲所得分配前半部變化所造成或爲後半部變化所造成。由表 3 中之第 3 至 4 行，我們可以發現模型中各個解釋變數對第 90 與第 50 分位數差之差額的影響方向與程度大小和對第 90 與第 10 分位數差之差異的估計結果類似，而且在第二個模型假設下，失業率及家戶平均教育年數差額對第 90 與第 50 分位數差之差額均有統計上顯著的影響。顯示各個解釋變數對農家與非農家所得第 90 與第 10 分位數差之差額變化的影響，主要來自第 90 與第 50 分位數差之差額變化所造成。由表 3 中之第 5 至 6 行，第 50 與第 10 分位數差之差額在我們所涵蓋的樣本期間並無顯著的變化，且模型中的各個解釋變數對第 50 與第 10 分位數差之差額亦無顯著的影響。因此我們可以歸納出，在我們所觀察的這段期間，農家相對於非農家所得分配不平均程度的變化，主要是受相對所得較高之農家與非農家家戶所得變動的影響。

## 陸、結論

在 1990 年代初期之前，台灣產業多屬勞力密集，文獻顯示貿易的自由化將對非技術勞工報酬將有正面的幫助。所以在這段時期無論是農家或非農家之薪資所得都呈現上升的趨勢，而且農家與非農家所得差距並不大。但從 1990 年代初期起，隨著自由貿易競爭導致的產業外移及技術進步，非技術勞工的工作機會降低，連帶使農家兼業所得開始下降。在此同時農家與非農家所得差距開始不斷的上升，尤其對相對高所得的農家與非農家家戶，其兩者間所得差距增加幅度更大。尤其 2002 年台灣正式加入 WTO 後，一般認爲農民將遭受更多來自國外的競爭，也因此農家與非農家所得差距可能將更進一步惡化。

本文利用「台灣地區家庭收支調查」及縣市別之相關資料，並以固定效果模型估計加入 WTO 對農家所得分配的影響。實證結果顯示台灣在 2002 加入 WTO 後，對相對高所得(第 90 分位數)的農家與非農家家戶而言，其所得的差距有減少的趨勢。而對相對低所得(如第 10 分位數)的農家與非農家家戶而言，其所得的差距卻呈現增加的趨勢。若比較農家與非農家所得分配不均程度的變化，農家所得分配不均程度(第 90 與第 10 分位數之差額)相較於非農家所得分配不均程度，在加入 WTO 後增加約 22~28 萬。而農家所得分配不均程度的增加主要來自農家所得上層分配不均程度(第 90 與第 50 分位數之差額)的提高，農家所得下層分配不均程度(第 50 與第 10 分位數之差額)在加入 WTO 後雖亦增加但統計上並不顯著。此外，農家與非農家間的教育程度差別，亦是影響農家與非農所得分配相對變動的重要因素，農家教育水準的提升對農家所得的提高有著相當大的助益，而且對其對農家所得分配中各分位數的影響都是正面的。

在台灣加入 WTO 後，農家所面對的貿易競爭增加，農家所得分配不平均的程度擴大，探究其原因主要是因為高所得農家相對所得提高，而低所得農家所得相對降低所致。所以對較具競爭力之農家而言，加入 WTO 可使其產品更容易打入國際市場，對其所得將有正面的幫助。反之對不具競爭力之農家，加入 WTO 使其面對更嚴酷的競爭，由於其產品不具競爭力進而反映在其農家所得的下降。所以加入 WTO 對台灣農家並非全然是負面的影響，如果政府能一方面有效幫助較具競爭力農家，進一步提升其競爭優勢，另一方面對不具競爭力之農家能鼓勵其離農，則貿易的更加自由化，將轉而成為幫助台灣農業轉型的重要推手。

由於縣市別資料的限制，在我們的實證分析中所使用資料未能溯及至 1990 年代初期，且資料中加入 WTO 後所涵蓋的期間較短。任一政策改變所造成的影響，有時須經較長時間才可觀察到其效果。所以前述觀察的趨勢在長期是否會持續下去，將是未來值得研究的重要課題。

## 參考文獻

### 一、英文部份

1. Acemoglu, D., 2003, "Patterns of Skill Premia," *Review of Economic Studies*, 70(2): 199-230.
2. Airola, J. and C. Juhn, 2005, "Wage Inequality in Post-reform Mexico," Working Paper, University of Houston.
3. Anderson, K., J. Huang, and E. Ianchovichina, 2004, "Will China's WTO Accession Worsen Farm Household Incomes?," *China Economic Review*, 15(4): 443-456.
4. Arbache, J. S., A. Dickerson, and F. Green, 2004, "Trade Liberalization and Wages in Developing Countries," *The Economic Journal*, 114 (493): F73-96.
5. Attanasio, O., P. K., Goldberg, and N. Pavcnik, 2005, "Trade Reform and Wage Inequality in Colombia," NBER Working Paper 9830, *National Bureau of Economic Research*, Cambridge.
6. Baldwin, R. E. and G. G. Cain, 2000, "Shifts in Relative U.S. Wages: The Role of Trade, Technology, and Factor Endowments," *The Review of Economics and Statistics*, 82(4): 580-595.
7. Berdegué, J. A., E. Ramírez, T. Reardon, and G. Escobar, 2001, "Rural Nonfarm Employment in. Incomes in Chile," *World Development*, 29(3): 411-425.
8. Chang, C. C. and S. H. Hsu, 2006, "China's Growth and Relative Wage in East Asian Economies," working paper, Institute of Economics, Academia Sinica.
9. Chinn, D. L., 1979, "Rural Poverty and the Structure of Farm Household Income in Developing Countries: Evidence from Taiwan," *Economic Development and Cultural Change*, 27(2): 283-301.
10. Chen, B. L. and M. Hsu, 2001, "Time-Series Wage Differential in Taiwan: The Role of International Trade," *Review of Development Economic*, 5(2): 336-354.



11. Gallego, F., 2006, "Skill Premium in Chile: Studying the Skill Bias Technical Change Hypothesis in the South," Working Paper, The Central Bank of Chile.
12. Görg, H. and E. Strobl, 2002, "Relative Wages, Openness and Skill-Biased Technological Change," Discussion Paper, The Institute for the Study of Labor (IZA).
13. Haskel, J. and M. J. Slaughter, 2001, "Trade, Technology and UK Wage Inequality," *The Economic Journal*, 111 (468): 163-187.
14. Juhn, C., K. M. Murphy, and B. Pierce, 1993, "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill," *Journal of Political Economy*, 101(3): 410-442.
15. Krueger, A. O. 1981, *Trade and Employment in Developing Countries*, Chicago: University of Chicago Press.
16. Leamer, E. E., 1996, "Wage Inequality from International Competition and Technological Change: Theory and Country Experience," *American Economic Review*, 86(2): 309-314.
17. McNamara, K. T. and C. Weiss, 2005, "Farm Household Income and On- and Off-Farm Diversification," *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 37(1): 37-48.
18. Mishra, A. K. and C. L. Sandretto, 2002, "Stability of Farm Income and the Role of Nonfarm Income in U.S. Agriculture," *Review of Agricultural Economics*, 24(1): 208-21.
19. Murphy, K. M. and F. Welch, 1992, "The Structure of Wages," *Quarterly Journal of Economics*, 107(1): 285-326.
20. Organization for Economic Co-operation and Development, 2003, *Farm household income: Issues and policy responses*, Paris and Washington, D.C.
21. Reardon, T., J. A. Berdegue, and German Escobar, 2001, "Rural Nonfarm Employment and Incomes in Latin America: Overview and Policy Implications," *World Development*, 29(3): 395-409.
22. Reshef, A., 2005, "Heckscher-Ohlin and the Global Rise of Skill Premia: Factor Intensity Reversals to the Rescue," Manuscript, New York University.
23. Robbins, D. and T. H. Gindling, 1999, "Trade Liberalization and the Relative Wages for More-Skilled Workers in Costa Rica," *Review of Development Economics*, 3(2): 140-154.
24. Sachs, J. D., Howard J. Shatz, A. Deardorff, and Robert E. Hall, 1994, "Trade and Jobs in U.S. Manufacturing," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1994(1): 1-84.

25. Savvides A., 1998, "Trade Policy and Income Inequality: New Evidence," *Economics Letters*, 61(3): 365-372.
26. Wood, A., 1994, *North-South trade, Employment, and Inequality: Changing Fortunes in a Skill-driven World*, Oxford: Clarendon Press.
27. Wood, A., 1997, "Openness and Wage Inequality in Developing Countries: The Latin American Challenge to East Asian," *World Bank Economic Review*, 11(1): 33-57.
28. Wooldridge, J., 2005, "Introductory Econometrics: A Modern Approach," South- Western College Publication; 3rd edition.
29. Xu, B., 2003, "Trade Liberalization, Wage Inequality, and Endogenously Determined Nontraded Goods," *Journal of International Economics*, 60: 417-431.

# Trade Liberalization and Income Distribution of Farm Households in Taiwan

Sheng-Jang Sheu\*

## Abstract

**Keywords:** Farm household income, Trade liberalization, WTO

**JEL Classification:** J43, Q12, Q17

As trade starts to liberalize in Taiwan during the early 1990s, the income distribution of farm households has changed dramatically. Both farm and nonfarm income of farm households decline, and the income inequality of farm households decreases relatively to nonfarm households. In this paper, we use data from the Survey of Family Income and Expenditure to assess the effect of further trade liberalization on the income distribution of farm households after Taiwan is admitted to World Trade Organization (WTO). Our empirical result shows that the income inequality of farm households relatively to nonfarm households increases after Taiwan joins the WTO. The reason is that the income of high-income farm households increases relatively to their counterpart in nonfarm households, while the income of low-income farm households decreases relatively to their counterpart in nonfarm households.

---

\* Assistant Professor, Department of Applied Economics, National University of Kaohsiang.