

國立臺灣大學社會科學院社會學系（所）

碩士論文

Department or Graduate Institute of Sociology

College of Social Sciences

National Taiwan University

Master's Thesis

人口變遷與台灣家戶收入不平等

Demographic Change and Income Inequality in Taiwan



張怡婷

Yi-Ting Chang

指導教授：蘇國賢 博士

李瑞中 博士

Advisor: Kuo-Hsien Su, Ph.D.

Jui-Chung Allen Li, Ph.D.

中華民國 101 年 7 月

July 2012

中文摘要

台灣家戶收入在過去 30 年間變得越來越不平等，多數經濟學解釋將之歸因於勞動市場的變化，本研究則強調人口變遷的影響。我使用 1981 至 2006 年主計處家庭收支調查資料，並採取以分量迴歸 (Quantile Regression) 為基礎的反事實分析方法 (Bishop et al. 1997; Machado and Mata 2005) 探究年齡、教育、婚姻狀況、家戶規模等人口因素對家戶收入不平等的效果。我首先分析 1981 至 2000 年間家戶收入不平等的變化模式，其次探討各種人口因素對歷年家戶總收入基尼係數的邊際效果及其跨時變化，最後將家戶收入不平等趨勢分解為人口組成變化效果與報酬結構變化效果，比較兩者的相對貢獻。結果發現：台灣家戶收入差異擴大的主要來源是經濟弱勢家戶收入成長率顯著低於全國家戶收入的平均成長率；而戶長年齡、戶內就業人數以及戶長為大學畢業等因素對於不平等有較大的影響，且影響力有逐年增加的趨勢，其中又以戶長年齡效果增加的幅度最大。整體而言，我國家戶收入不平等的成長主要來自於人口組成的改變，報酬結構變化雖然也會增加不平等，但效果相對很小。報酬結構的變化大幅提昇了所有階層的家戶收入，但人口組成的改變格外不利於經濟弱勢家戶，導致整體收入不平等持續惡化。

關鍵字：人口變遷、收入不平等、分量迴歸、因素分解法。

ABSTRACT

Taiwan experienced significant increases in the degree of income inequality over the past three decades. This trend has renewed interest in the study of the factors that may explain changes in income inequality. In this thesis, I focus on the effects of demographic change. I use the Survey of Family Income and Expenditure (SFIE) data for the period 1981-2006. I apply counterfactual decomposition methods (Bishop et al. 1997 ; Machado and Mata 2005) based on conditional quantile regressions to investigate the effects of demographic factors on income inequality. The results show that the impact of age was quite substantial. The effects of age, college education, marital status, and number of earners in the household on income inequality have grown larger across time, while the influence of household size has decline. I further decompose the trend of income inequality into changes in the composition of demographic characteristics and changes in the return to these characteristics. I find evidence that changes in the demographic composition in 1980s and 1990s are responsible for the rising inequality. In contrast, changes in the return have only a minor role. Thus the main driving force of rising inequality is the change in demographic composition.

Key Words: demographic change, income inequality, quantile regression, decomposition.

目錄

第一章 導論.....	1
第一節 研究動機.....	1
第二節 研究目的.....	4
第二章 不平等的基本趨勢與文獻回顧.....	6
第一節 台灣家戶收入不平等的基本趨勢.....	6
第二節 文獻回顧.....	7
一、需求變化；經濟結構變遷.....	7
二、供給變化；社會人口變遷.....	12
三、整合性觀點.....	21
四、小結.....	23
第三章 資料與方法.....	25
第一節 家庭收支調查資料.....	25
第二節 方法與模型.....	26
一、不平等測量.....	26
二、人口因素之邊際效果的估計方法.....	28
三、反事實因素分解法.....	31
第三節 變項.....	34
第四章 實證分析.....	36
第一節 1981-2000 年家戶收入不平等變化模式.....	36
一、家戶收入及其主要收入來源的分配變化.....	36
二、家戶收入差異擴大的位置.....	39
第二節 分量迴歸分析與人口因素之邊際效果.....	41
一、平均家戶收入之敘述性統計分析：依各種家戶屬性分組.....	41
二、人口屬性之「報酬」變化.....	43
三、人口因素對家戶收入不平等的邊際效果與趨勢變化.....	51
第三節 1988 至 2000 年家戶收入不平等變化趨勢分解.....	57
第五章 結論與討論.....	59
第一節 結論.....	59
第二節 研究限制.....	62
第三節 未來研究方向與總結.....	63
參考文獻.....	64
一、國內文獻.....	64
二、國外文獻.....	69

表與圖.....	74
表一 自變項之敘述性統計.....	75
表二 家戶總收入及其主要收入來源之吉尼係數：1981年與2000年.....	77
表三 戶數十等分位組家戶總收入之比例及成長率：1981年與2000年.....	77
表四 戶數十等分位組家戶勞動收入之比例及成長率：1981年與2000年	78
表五 戶數十等分位組家戶資本收入之比例及成長率：1981年與2000年	79
表六 家戶收入不平等測量：1981年與2000年.....	79
表七 平均家戶收入之敘述性統計分析：依家戶屬性分組.....	80
表八 吉尼係數與對家戶收入不平等之邊際效果：1988-2006年.....	81
表九 家戶收入分配變化因素分解：1988-2000年.....	83
圖一 歷年台灣家戶可支配所得吉尼係數：1976-2010年.....	84
圖二 戶數十等分位組之平均家戶收入變化趨勢：1976-2009年.....	84
圖三 分量迴歸係數.....	85
圖四 1988年與2000年之家戶收入預測值在戶長20至64歲之間的變化： 以分量分組.....	88
圖五 1988年與2000年之家戶收入預測值在戶長20至64歲之間的變化： 以戶長是否為大學畢業分組.....	89
圖六 對家戶收入不平等之邊際效果：1988-2006年.....	90
附錄 家戶收入分配變化因素分解（反事實時序二）：1988-2000年.....	92



第一章 導論

第一節 研究動機

台灣家戶收入在過去三十年間變得愈來愈不平等。根據行政院主計處公布資料，自 1980 年代起，家戶收入不平等便持續向上攀升，1981 年至 2000 年，基尼係數（Gini coefficient）從 0.287 增加到 0.350，成長近 22%，五等分位所得差距倍數也從 4.17 成長到 6.39（行政院主計處 2011），說明貧富差距明顯擴大。

「不平等」的議題是社會學的核心，經濟不平等則是社會階層化與地位分化的決定因素（Wilkinson and Pickett 2009）。然而回顧近三十年國內外的相關文獻，經濟學研究幾乎主導了對此一趨勢變化的解釋。多數經濟學者認為家戶收入不平等的成長源自於勞動市場的變化，本研究則嘗試從社會學的觀點，重新檢視人口變遷，特別是年齡、教育、家戶類型等因素的影響。

議題背景

1981 年至 2000 年期間台灣經濟雖持續成長走勢，但相伴的卻是家戶收入不平等的逐年攀升。此一趨勢扭轉了 1960 至 1970 年代貧富差距隨經濟發展逐漸減少的情況，也顛覆了經濟成長作為經濟平等化手段的信念。經濟學界因此重新思考經濟成長與收入分配不均之間關連：究竟是因為經濟成長本身的平等化效果有所改變？還是因為其他因素的「干擾」，使得經濟成長的功能無法充分發揮？

過去經濟學者以「剩餘勞動力假說」解釋 1980 年代以前的收入平等化趨勢

(朱雲鵬 1989；曹添旺等 1994)，即認為台灣的勞力密集式經濟成長，恰好為具有較多剩餘勞動力的中下階層農家提供就業機會，結果一方面提昇了非農業收入，另一方面也使農家與非農家之間的收入分配更平等化。總之，多數經濟學者相信，家戶收入的平等化源自於台灣特殊的經濟發展模式。(例如：梁國樹 1978；邊裕淵 1979；Fei et al. 1979；Galenson 1979；陳昭南 1980；Kou et al. 1981；劉克智 1981；劉鶯釧 1983；朱雲鵬 1983；Chu 1984；朱雲鵬、陳昭南 1988)

1980 年代初，家戶收入不平等開始成長，但另一方面，個人薪資不平等仍呈下降趨勢，意味著薪資平等化的力量並未減弱。許多經濟學者因此在經濟因素之外尋求對不平等變化的解釋。一些學者注意到人口變遷對於家戶組成的影響，認為 1980 年代正值家庭結構由擴大家庭轉向核心家庭的轉型期，由於家戶總人數與家戶收入成正比，因此家戶規模不均會導致不平等上升，這是社會發展不可避免的「正常」現象(朱雲鵬 1989；曹添旺等 1994；吳昭明 1996a, 1996b；吳慧瑛 1998)。

然而，至 1990 年代，不僅家戶收入不平等持續成長，個人薪資不平等也轉趨上揚，顯示在家戶規模不均之外還有其他因素在帶動不平等上升。部分學者重新檢視勞動市場的供給面變化，將之歸因於產業變遷效應：由於製造業衰退，服務業與科技業成長，意味著由薪資分配較為平均的勞力密集產業，逐漸轉向薪資差距較大的資本與技術密集產業，此一經濟結構的變化使薪資不平等成長(劉瑞文 2001；莊寬文 2006)。由於薪資是家戶收入的主要來源，薪資分配的惡化自然反映在家戶收入不平等上。但其他實證研究結果卻顯示，經濟發展、產業變遷與收入分配變化之間並沒有顯著的關連(Warr and Wang 1999；陳亭宇 2011)。

產業變遷假設欠缺實證支持，另一方面，社會人口面解釋愈發引起經濟學界的重視。部分學者持續強調家庭結構變化對於收入分配的影響。這一類研究發現，在控制了家戶總人數的變化以後，戶內就業人數差異的效果是家戶收入不平等的主要來源(朱雲鵬 1990；曹添旺 1995；林金源 1995；吳慧瑛 1998；莊文寬 2006)。為進一步分析「就業效果」，學者將收入不平等依戶內薪資所得者屬性進行分解，

發現戶長年齡、教育、性別等「人力資本」因素對不平等的效果長期遞增，且戶長從業部門、行職業與居住地效果逐年遞減（林金源 1995，1997）。最後以傳統家庭解體所導致的「家戶間人力資本分配不均」作為家戶收入不平等成長的主要解釋。儘管這一類研究強調人口變遷與家庭結構變化的效應，然而所謂的家庭結構因素與人口因素，被簡化為就業人數或人力資本量的效果，根源實來自於勞動市場所得因素。就結果論，只是以另一種形式的收入差異回答收入差異問題。

家戶規模的變化只是近三十年社會人口變遷對家戶組成影響的一部分。除此之外，人口老化、教育擴張、未婚率與離婚率上升等等因素對於家戶收入不平等的影響，在這一類經濟學解釋中並沒有得到充分的理解與重視。此一問題在相當程度上牽涉到過去研究所使用的理論預設與分析技術。就前者而言，在經濟學觀點下，人口因素與家戶組成被簡化為勞動市場的供給面。典型的供需框架採用傳統人力資本理論，即假設每一種人力資本（例如戶長年齡、教育、性別）會對應於某種單一「價格」。由於預設「價格」效果的同質性，家戶組成所代表的「人力資本總量」差異被當作是理解收入不平等的唯一面向，增加人力資本的投資則被視作緩解收入不平等的良方（Topel 1997:72）。

就實證分析取徑而言，傳統人力資本理論又與常見的平均迴歸（mean regression）一致，也就是透過最小平方法（least squares methods）估計各種人力資本對收入的「平均價格」（Mincer 1974）。例如，以戶長年齡、教育、性別等家戶屬性為變項，求得其係數代表該人力資本量每變動一單位對平均收入的影響。這種方法關心的是各種屬性對收入的「平均效果」，問題是當價格效果存在異質性的時候，平均迴歸便無法整描述該屬性對於整體收入分配的「分配效果」（Machado and Mata 2005），進而會導致對該屬性之影響力的估計偏誤。

從社會學觀點來看，這種分析框架過分地簡化了人口因素與勞動市場之間的互動關係，忽略了社會經濟制度分化過程所產生的多樣性。不平等的發生與再製應該被置於異質的社會制度與脈絡中，而不是同質的競爭市場中加以理解

（Neckerman and Torche 2007）。實證上，過去也曾有研究透過不同的假設模型（曹

添旺、張植榕 1998，2000)，¹發現各種家戶屬性效果的確在不同收入階層有所差異。以戶長年齡的效果為例，戶長年齡增加對於中高階層家戶收入有正面效果，但對於低收入階層反而降低家戶收入（曹添旺、張植榕 2000）。換言之，戶長年齡的效果不是同質的，這種異質性也會產生分配效果。戶長平均年齡增加，一方面可能提升家戶平均收入，另一方面也可能透過減少下層家戶收入，導致家戶收入分配離散度擴大，使不平等升高。在解釋不平等上，分配效果比平均效果更重要，卻為過去多數研究所忽略。就此一觀點而言，戶長年齡與其他人口因素的變化究竟對家戶收入不平等產生什麼影響，仍是一個有待回答的問題，也構成了本研究的動機。

第二節 研究目的

本研究的目的是探討台灣人口變遷對於 1980 年代以來家戶收入不平等成長的影響。既有文獻雖然已有相關討論，但進一步的研究仍有需要，基於以下理由：一，過去研究處理的主要是各種家戶屬性與人口因素對收入的「平均效果」，忽略了效果「異質性」對於收入分配的影響。二，透過既有文獻，我們仍無法確知各種人口因素的變化對於收入不平等究竟產生了什麼影響？各種因素的相對重要性如何？

為了超越「平均效果」，在本研究中我採用分量迴歸（quantile regression；Koenker and Bassett 1978）以描述各種人口屬性「報酬」內部的異質性。分量迴

¹ 曹添旺、張植榕（1998，2000）直接利用曹添旺與張植榕（1998）的迴歸結果，分析家庭居住地區、就業人口的質量、家庭擁有的資產、戶長教育程度、性別及年齡等解釋變數，在高低所得階層的分布狀況對解釋「家庭」所得分配的強度。依據家庭屬性對各所得階層之所得影響，以及高低所得階層擁有解釋變數的分布狀況是否相同，設立三種不同模型。模型一假設家庭屬性對各所得階層的影響均相同，而且各階層解釋變數的分布狀況也相同；模型二假設家庭屬性對各所得階層的影響相同，但各階層解釋變數的分布狀況不同；模型三假設家庭屬性對各所得階層的影響與解釋變數的分布狀況均不同。之後即根據不同的假設模型計算各屬性不均度影響家庭所得不均度的比例。

歸可被視為平均迴歸的自然延伸，差異在於，它可以就分配中各分量位置給予不同的係數，因此可以捕捉係數在不同收入階層之間的變異。透過此一統計方法，我可以檢視對各種人口屬性之「報酬」所呈現的結構形態及其分配效果，相對於傳統人力資本理論預設價格具有同質性，此一面向的探討是過去研究所欠缺的。

其次，為充分理解人口變遷對於家戶收入不平等的影響，必須再進一步區分兩種不平等來源，即：人口屬性的組成變化，以及對人口屬性之「報酬」的變化。在分量迴歸的基礎上，此一問題可透過反事實因素分解法（counterfactual decomposition method；Machado and Mata 2005）得到解決。反事實因素分解法的基本原理，是在維持「報酬結構」不變的假設下，估計人口組成變化對不平等的效果，同理，也可以在維持人口組成不變的假設下，估計報酬結構變化的效果。就本研究的興趣而言，透過這個方法，我可以回答一個關鍵的假設性問題：若人口組成沒有發生變化，家戶收入不平等會有何不同？或反之，若對各種人口屬性的報酬結構沒有改變，家戶收入不平等又會有何變化？本研究使用行政院主計處 1981 年至 2006 年「家庭收支調查」資料進行分析。由於界定家戶類型所需的「戶長婚姻狀況」變項為資料庫自 1988 年起新增變項，因此部分分析將以 1988 年為起點。

本研究的實證分析分為三個部分：首先，我分析 1981 年到 2000 年之間不平等的變化模式，檢視家戶收入不平等成長的主要來源。其次，為了解各種人口因素的相對影響力，我透過反事實分析，探討戶長年齡、教育、婚姻狀況等因素對於歷年家戶收入吉尼係數的邊際效果及其趨勢變化。最後，將 1988 年至 2000 年間的家戶收入不平等成長趨勢，分解為人口屬性的組成變化效果，與報酬結構變化效果，討論兩者對不平等的不同影響。

第二章 不平等的基本趨勢與文獻回顧

第一節 台灣家戶收入不平等的基本趨勢

[圖一]

圖一為行政院主計處公布的歷年家戶可支配所得基尼係數²。圖一顯示，在過去 30 年，台灣家戶收入不平等趨勢有兩次轉折，分別發生在 1981 年與 2001 年前後。1980 年代以前，家戶收入不平等有逐年下降的趨勢；1981 年至 2000 年間，不平等逐年攀升，呈現為一段相當穩定、持平的線性成長；2001 年不平等有一次明顯的躍升，其後再下降，進入另一波較不規則的成長。由於本研究的興趣在於人口變遷對不平等的影響，相對而言人口變遷的效應是長期而穩定的，因此以 1981 年至 2000 年的不平等成長趨勢為主要的分析對象。

1980 年代以前的平等化趨勢，很早就吸引了國內外經濟學者的興趣。美國經濟學者 Simon Kuznets(1955)經典的「倒 U 型曲線」假設(Inverted-U Hypothesis)，曾經預測收入不平等會隨著經濟發展先升後降。然而台灣在經濟快速成長的時期，仍然保持收入的平等化，因此作為發展經濟學理論的「特異類型」(Barrett and Whyte 1982)，成為許多研究的主題。(例如：梁國樹 1978；邊裕淵 1979；Fei et al. 1979；Galenson 1979；陳昭南 1980；Kou et al. 1981；劉克智 1981；劉鶯釧 1983；朱雲鵬 1983；Chu 1984；朱雲鵬、陳昭南 1988) 這些研究在觀點上相互補充、彼此強化，構成了具代表性的「剩餘勞動力假說」，即認為台灣的勞力密集式經濟成長，恰好為具有較多剩餘勞動力的中下階層農家提供了就業機會，雙

² 根據行政院主計處定義，可支配所得為受僱人員報酬、產業主所得、財產所得淨額、自用住宅及其他營建物設算租金，以及經常移轉所得淨額等所得項目之加總，亦即家戶所得收入總計減去非消費支出。(行政院主計處 2011)

方條件配合的結果，一方面提昇了非農業收入，另一方面也使農家與非農家之間的收入分配更平等化。(朱雲鵬 1989；曹添旺等 1994) 換言之，勞力密集式經濟所帶來的受雇薪資平等化，被認為是造成收入平等化的主因，此一解釋是往後多數研究者理解台灣收入不平等趨勢變化的起點。

平等化趨勢在 1980 年代初期逆轉，先是家戶收入不平等轉趨上揚，至 1990 年代中期，個人收入不平等也開始快速成長。許多研究企圖解釋此一趨勢變化，基本的共識是：台灣在過去 30 年所經歷的產業變遷與人口變遷—或用經濟學的语言來說，勞動市場的需求面變化和供給面變化—兩者都對不平等成長有顯著的影響。以下將回顧相關文獻，除了以收入為被解釋項的研究之外，回顧範圍也包括社會階層研究、貧窮研究等同樣以經濟不平等為主題的研究，希望藉此整合來自不同領域的研究成果。



第二節 文獻回顧

一、需求變化；經濟結構變遷

台灣在過去半個世紀經歷了劇烈的經濟結構變遷，自 1960 年代初期工業擴張，農業人口大量流入製造部門，至 1980 年代中期，製造業衰退，服務業、科技業快速發展，進入後工業社會轉型。(文崇一 1989；李碧涵 1994，1996) 經濟結構變遷展現在兩方面：職業結構的變化與報酬機制的變化。無論是經濟學或社會學，主流解釋都傾向於將收入不平等的成長趨勢歸因於此二因素的變化。

(一) 職業結構變化

在職業結構變化方面，過去研究大致有三種取徑，分別是：社會流動分析、

階級結構分析，以及直接從行職業組成變化來解釋收入的研究。三種取徑都嘗試從職業結構變化來解釋產業變遷對不平等的效應，以下逐一說明。

1. 社會流動分析

產業變遷造成各部門就業相對比例的消長，可以預期的是職業與社會階級流動增加。1980年代製造業取代農業造成大量結構性流動，農業人口減少而工人人口增加，可解釋一半以上的整體社會流動。(許嘉猷 1989; 謝雨生、余淑媗 1990) 然而，社會流動性增加並不意味著台灣的機會結構就變得更平等。1990年代，農村人口流向勞工與服務業階級仍是整體社會流動的主因，但是扣除掉結構流動，會發現出身與成就的關聯並未大幅降低，農工階級向上流動呈相對弱勢，藍領階級與白領階級之間仍有明顯區隔(蔡瑞明，1997; 孫清山、黃毅志 1997)，社會流動性的增加只發生在女性之間(Yu and Su 2008)。就產業變遷對社會流動的影響而言，可以推論在職業結構穩定後，社會流動規模會減少，農工階級向上流動更加困難，不平等的惡化會更加明顯(張苙雲，1997)。

2. 階級結構分析

職業結構的變化會牽動社會階級結構的變化，階級結構分析也是連結產業變遷與不平等趨勢變化的解釋路徑之一。除了快速的工業化，台灣經濟發展的另一特色是發達的中小企業，這種特殊的產業條件，使得台灣的階級結構一直維持著大量的勞工階級人口，以及比例偏高的小資產階級與小僱主，後二者被視為是避免階級結構極化最主要的緩衝。(許嘉猷 1987, 1990, 1994) 從代內的階級流動過程來看，台灣零細化的產業結構，提供勞工自行創業的機會，抵抗了勞工階級的普羅化。(謝國雄 1989; 熊瑞梅、黃毅志，1992)

隨服務業與科技業發展，1990年代由專業、管理階級所組成的新中產階級，佔有越來越顯著的地位，成為僅次於勞工階級的「新生階級」(蕭新煌 1994)。

高科技的成長也改變了「黑手變頭家」意義，因為勞工雖然仍有機會變老闆，但大都是非專業的小老闆，欠缺變成具專業性階級的機會。據此，可以推論科技業成長，專門技術職業比例提高，可能造就許多專業資產階級的就業機會，「黑手變頭家」的階級流動機會則會減少。(許嘉猷、黃毅志 2002)

階級結構研究雖然企圖對經濟不平等趨勢變化提出解釋，但卻遭遇以下兩方面的瓶頸。一是如果要從階級結構的變化來解釋不平等成長，問題的關鍵在於如何解釋新興中產階級的角色；然而由於高等教育普及，使大學學歷作為專業人員指標，逐漸失去效度，造成新興中產階級的定位困難。(許嘉猷 2000)另一方面，1990 年代以後台灣的階級結構已呈現相對穩定狀態，但收入差異仍持續成長，顯示後期的收入差異並非受階級結構變化的影響，而是階級內與階級間所得差距擴大的結果。(蘇國賢 2008)

3. 從行職業組成變化解釋收入分配

相較於社會流動或階級結構分析，直接以行職業組成變化來解釋收入分配變化的研究，為產業變遷假設提供較有力的支持。蔡明璋(1995)分析地區家戶收入的決定因素，認為台灣服務業成為經濟成長的主要部門，吸收了高教育人口，再加上政府部門對行政官僚提供較高薪資，因此服務部門有明顯中產階級化的傾向，因而在服務業具有優勢的地區，產生較高的就業率，也提高了家戶平均收入。劉瑞文(2001)分析產業變遷對就業人口與收入分配的影響，結果發現產業變遷過程中，就業人口從農業及傳統製造產業釋出，由資訊、電子以及服務業所吸納，低技術人員比例減少，高技術人員需求增加；而資訊、電子、服務業的報酬增加較多，報酬流向家戶收入所造成的分配變異較大，因此造成家戶收入不平等的成長。

呂朝賢(2010)的研究將貧窮度(FGT 指數)分解為經濟成長、再分配(移轉收入)與行業別人口組成的貢獻，結果也發現行業別人口組成確實會影響貧窮

度，其中，無業家戶人口與服務業人口比例增加，以及兩者具有較高的貧窮率，是台灣整體貧窮度惡化的主因。值得注意的是，雖然上述研究都認同產業結構的組成會對收入分配產生影響，但是對於服務業成長的效果並沒有一致看法。

另一方面，也有部分研究並不支持產業變遷影響收入不平等的假設。Warr and Wang (1999) 指出雖然工業部門的經濟成長確實有助於降低鄉村貧窮率，但整體而言，產業變遷對於收入不平等並沒有顯著影響。陳亭宇 (2011) 的研究同時對縣市所得成長率與所得差距倍數進行分析，結果也發現工業就業人口對收入成長有正向影響，農業與服務業人口對收入成長有負向影響，但各職業別人口比率對於收入不平等的影響並不顯著。

此外，產業變遷解釋也因忽略政治因素而招致批評。林忠正 (1990) 研究指出收入分配與政治力量有高度關連；在政治權力集中的政治制度下，公營事業範疇的擴大與大型企業集團的擴張，收入分配會趨於不均，而小型企業數量的成長，則有助於平等化；當政府支出佔全國總生產毛額之比率增加，收入分配也會隨之改善。蔡明璋 (1996) 的研究則結合產業區位理論與政治經濟模型來分析縣市貧窮率，結果發現政經資源不足的縣市，貧窮率較高，顯示政經資源的分配也是決定力量；此外，以製造業為主的地區，貧窮率較低，服務業則有排除低教育程度的下層階級傾向，因此會增加貧窮率，然而服務業並沒有產生普遍的作用，換言之，台灣並沒有發生大規模的去工業化。

(二) 報酬機制變化

另一類同樣強調經濟變遷效果的研究，是透過報酬機制的變化來解釋收入不平等成長。新古典經濟學對報酬的討論立基於人力資本理論；人力資本指的是「與經濟生產活動有關的知識專業技能」；在勞動市場上，個人擁有的人力資本越高，在生產工作上的效率也越高，貢獻越大，因而得到較多收入。(Becker 1975; Smith 1990; Wright 1979; Fleisher and Kniesner 1984) 社會學功能論也有類似觀點，即

認為社會上有些職位比較重要，且需要特殊專業技能；社會為了鼓勵人們接受技能訓練，追求重要職位，必須根據職位的重要性與所需技能設定報酬，而發揮職業功能所需的專業技能就成為階層分化的基準，個人需靠技能勝任職務，並得到較高收入。(Davis and Moore 1945) 根據上述觀點，經濟變遷對於收入分配的影響，主要是透過勞動市場對於各種人力需求的改變，所造成的報酬分配變化。

許多經濟學研究因此聚焦在薪資分配變化對家戶收入不平等的影響。朱雲鵬與陳昭南(1988)認為職業分工的精密化與勞動力異質化，造成薪資差異擴大，是收入分配惡化的主因。林金源、朱雲鵬(2002)分析1987至2000年的個人薪資不均度，將他們將勞動市場簡化為兩種無法觀察的技能屬性的市場，各種勞動力差異化為兩種技能數量的不同，再將薪資表達為兩種技能的數量和價格函數，進而將薪資不均度分解為需求因素、供給因素和其他殘差因素的貢獻，結果發現需求因素的變化是薪資不均度上升的主因，其貢獻約佔52%，供給因素亦造成不均化，貢獻約為28%。

曹添旺(1996)將家戶收入不平等依收入來源進行因素分解，也發現薪資不平等確是家戶收入不平等的主要來源。為了進一步檢視人力資本分配對家戶收入不平等的影響，曹添旺、張植榕(1998, 2000)比較各種人力資本屬性在不同階層的分配，及其對家戶收入的影響，結果發現不僅各階層家戶所擁有各種屬性的相對數量不同，對各種屬性的報酬也在不同收入階層展現出不同的效果，例如：戶長教育程度對高階層家戶收入的效果，大於對中低階層家戶的效果；戶長年齡對高階層家戶收入的效果也較大，對於中低階層家戶收入反而有負面效果。換言之，各種「人力資本」在家戶間的分配不均，以及其報酬效果在不同階層間的差異，都是導致家戶收入不平等成長的因素。

雖然上述研究企圖將薪資分配的惡化歸因於職業分工的深化，但是對於職業分工究竟是如何影響勞動市場對人力資本的報酬機制，進而影響薪資分配，卻無法提出確切解釋。此現象一反映了兩個問題：一是能夠代表「職業分工深化」的需求變化本身很難測量，導致缺乏直接證據；二是研究發現「教育、年齡的報酬

效果會隨收入階層而異」，與傳統人力資本理論對人力資本報酬具有同質性（homogeneity）的預設有所矛盾，因而造成解釋上的限制。

綜上所述，雖然有許多研究嘗試從經濟結構變遷來解釋家戶收入不平等的成長，然而這種經濟面解釋本身也遺留許多問題：一方面，產業變遷、職業結構變化與收入分配變化之間的關聯尚待釐清，另一方面，薪資分配惡化的原因仍是一個開放的問題。從社會學觀點來看，聚焦在經濟結構變化的經濟學取徑忽略了非市場力量對於供需關係的形塑與制約（Morris and Western 1999），上述待解的議題需要在產業面分析之外，整合人口面與政策制度面分析才能得到進一步理解。

二、供給變化：社會人口變遷

（一）教育效果

在對勞動市場供給面變化的討論中，教育擴張的效果最受關注。台灣的教育擴張主要是大學教育供給增加的結果。自 1960 年代初期，政府就將人力計畫納入經濟發展計畫的一環，為了因應快速工業化對技術勞工的需求，大量增設專科學校，然而直到 1987 年解嚴前，高等教育維持著高度的集中化。1990 年代，政府放鬆對教育政策的控制，在社會需求的驅動下，高等教育開始迅速擴張。一般而言，高教育程度與較高的收入相關，但是高等教育擴張對於收入不平等有何影響，卻是一個實證問題。

教育與收入之間的因果關係本身就是一個爭議點。經濟學與社會學都廣泛接受的是人力資本論的解釋，即：教育會增加個人的人力資本，提高生產工作的效率，進而提昇收入。（Becker, 1964; Blau and Duncan, 1967; Mincer, 1974）相反地，替代性觀點則視教育為一種篩選機制（Collins 1979）：只有具有特定特質的人會被篩選進大學，而這些特質又會帶來較高的收入。換言之，教育與收入之間的因果關係至少在某種程度上是虛假的，因為一個人念大學和具有較高收入，兩者都

是個人特質的結果。從這個角度來看，誰會從篩選機制和教育報酬中獲得較多利益才是問題的關鍵。

高等教育擴張意味著高教育程度人口比例的增加，卻不必然帶來教育機會的平等化。過去的研究指出：1990 年代以前，台灣各級升學機會都相當不平等，在各種因素中家庭背景（父親教育）的影響最大（黃毅志 1990）；教育擴張後，性別與族群的教育機會差異趨緩（蔡淑鈴 2004；陳婉琪 2005），但家庭背景的效果仍顯著，甚至有隨時間增加的趨勢（蔡淑鈴、瞿海源 1992；謝雨生 1994；黃毅志 1995；謝雨生、黃美玲 2004）。高等教育擴張雖然使家庭背景效果有隨教育階段進程遞減的趨勢（黃美玲、謝雨生 2007），但高等教育的需求競爭也從「有沒有」延伸到「好不好」的類別問題，菁英家庭背景的優勢轉而反映在「重學術、輕職業取向」的學校偏好（蔡淑鈴，2004）。就高學歷而言，教育年數越高，現職收入越高（章英華、黃毅志 2008），且勞動市場對教育的重視有隨時間加深的趨勢（薛承泰，1995）。目前研究指出，1990 年代高等教育擴張以來，大學畢業報酬仍維持穩定（Baraka 1999；Tsai and Xie 2008）。然而高等教育擴張所造成同級教育內部分化，是否也可能導致教育報酬的分化進而影響收入分配，仍有待進一步研究。

經濟學研究傾向從勞動力的供給變化解釋教育擴張對薪資分配的效果，亦即：教育擴張會使高教育勞動力增加，導致不同教育程度間薪資差距縮小，從而有助於薪資平等化。（劉鶯釧 1992）教育擴張的平等化效果可以進一步拆解為壓縮效果（the wage compression effect）與組成效果（the composition effect）；壓縮效果是指高教育程度勞動力增加，低教育勞動力的供給減少，兩者間的薪資差異會不斷縮小；而組成效果是指人口組成由低教育程度佔多數，轉變為高教育程度佔多數，薪資不平等會先升後降；換言之，長程而言，兩種效果都會減少薪資不平等。（Robinson 1976；Knight and Sabot 1983）

江豐富（1992）的研究分析 1978、1986 年資料，發現台灣教育擴張的「組成效果」上升幅度超過「壓縮效果」的下降幅度，致使薪資不平等上升，但推論

若教育持續擴張，薪資不平等終會下降。而此一推論得到了 Gindling and Sun (2000) 的支持，他們將個人薪資差異分解為教育量效果（代表組成效果）、教育報酬效果（代表壓縮效果），及其他未知效果，結果發現教育擴張的壓縮效果在 1979 至 1994 年有平等化作用，組成效果對不平等的影響呈現先升後降；1970 年代後期到 1980 年代初期增加不平等；1980 年代後期到 1990 年代則有平等化效果；整體而言，1978 至 1995 年教育擴張的效果是平等化，如果教育擴張沒有發生，薪資不平等程度會比實際更大。

1990 年代教育對薪資平等化的效果減弱，許多研究推論是科技變遷所帶來的需求變化而導致教育報酬增加，因而抵消了教育擴張的平等化效果；另一方面，教育報酬的成長又被當作是支持科技變遷效果的主要證據。

鄭保志（2004）的研究發現，教育不均度在越晚出生的世代中越低，然而薪資不平均度在世代間卻無顯著差異，推論是因為越年輕世代所面對的教育報酬越高，恰好抵消了教育不均度下降的效果。Vere（2005）使用多階段 Theil 指數因素分解法（multiple-stage Theil decomposition）分析整體薪資差異，³發現由教育擴張造成的不同世代之間的薪資差異縮小，是導致 1980 年代薪資平等化的重要因素，而科技變遷所導致的教育報酬變化（同世代、同產業部門內，不同教育程度之間薪資差異擴大）則可以解釋 1990 年代超過 70% 的薪資不平等成長，由於供給和需求因素相互抵消，導致教育報酬在不同世代間沒有顯著差異。

Lin（2007）對 1976 年至 2003 年台灣家戶收入吉尼係數進行迴歸分析，以「教育吉尼係數」（education Gini coefficient）測量教育不平等，以「高科技產品佔總出口之比例」測量對市場對技術勞動力的需求，結果發現教育平等化使收入不平等下降，但科技變遷所造成的需求面變化使收入不平等上升，推論後者效果大於前者使收入不平等成長。此外，陳建良（2010）分析 1990、2008 年之男性

³ Vere（2005）的方法是將總體的薪資差異依序拆解為世代、產業部門、教育程度以及性別的效果，在「假設同世代人口組成不變」的條件下，以世代所造成的薪資差異，代表由教育擴張所造成的人口組成變化效果（供給因素），在控制世代與部門差異的條件下，以教育程度所造成的薪資差異，代表由科技變遷所造成的教育報酬變化效果（需求因素）；值得注意的是，這個分析方法建立在相當特定的假設上，另外以不同順序進行因素分解，可能導致不同結果。

薪資分配，結果也發現教育的組成變化有助於改善薪資分配，而教育的報酬變化效果則會惡化薪資分配，是導致薪資不平等成長最主要的因素。

總之，過去研究指出：教育擴張造成的教育組成變化具有平等化效果，而 1990 年代薪資不平等成長主要是由教育報酬變化所引起的。從簡單的經濟學邏輯推論，應是教育的報酬變化效果抵消了教育組成變化效果，導致教育整體的平等化效果減弱，甚至轉為惡化不平等力量。然而，如前所述，科技變遷所造成的需求變化本身很難測量，教育報酬成長並不能作為科技變遷的直接證據，教育的平等化效果減弱，究竟是源自於教育擴張、科技變遷或其他因素的變化，仍有待進一步檢驗。

(二) 年齡效果

二十世紀台灣最主要的人口變遷是人口轉型，人口轉型所造成的年齡組成劇烈變化對收入分配有相當大的影響。台灣的人口轉型起自 1920 年代的死亡率長期大幅下降，而出生率則是遲自 1950 年代才下降，導致人口量在這一段時期快速成長。人口轉型對年齡結構的影響大致可分為兩個階段：由於早期的死亡率下降主要是嬰幼兒死亡率下降，嬰幼兒佔總人口數持續上升，造成人口年輕化；迨至出生率也隨之下降後，後續人口增加趨緩，年輕人口比例下降，加上死亡率下降後期，主要來源為老人死亡率下降，人口老化成為不可避免的趨勢。(王德睦 2002)

由於人口轉型，台灣在 1947 至 1967 年之間形成生育高峰期(陳寬政等 1986)。這群人口類似歐美國家的戰後嬰兒潮世代，相較於其較早或較晚的世代，具有較大的人口量，隨其進入不同生命階段，會對各種社會經濟制度產生衝擊。當這群人口邁入勞動年齡，會造成勞動人口組成的年輕化。根據新古典經濟理論推論，年輕勞動人口由於經驗不足，在勞動市場的價值低於中、壯年的勞動力，因此勞

動市場中年輕人口比例愈高，會壓低初入勞動市場的薪資，導致整體薪資差異擴大。(蘇國賢 2008) 當這群人口年齡增長，台灣的老年人口會快速增加，由於退出勞動市場而缺乏薪資，老年人口較高的貧窮率可能成為導致收入分配惡化的因素之一。(王德睦 2002)

Esterlin (1961, 1987) 根據對美國嬰兒潮世代的研究，提出一個世代的人口量會影響該世代之貧窮率的假設；在資源有限的條件下，人口量愈高的世代，會面臨愈高的競爭壓力，落入貧窮的機會也愈大。呂朝賢等 (1999) 檢驗 Esterlin 的假設，使用 APC 模型 (Age-Period-Cohort Model) 分析世代效果、年齡效果與時期效果對 1981、1986、1991、1996 年家戶貧窮率的影響，發現在台灣生育量高峰期出生之人口世代的貧窮率雖然高於平均水準，但在生育量高峰期之後出生的世代，其貧窮率又高於前者，結果不符合 Esterlin 的假設。

儘管可以預期年齡結構變化會對收入分配產生影響，但早期經濟學的收入不平等研究並不真正關心年齡的效果，所謂的年齡效果被定義為由生命週期所造成差異，反而是作為不平等測量上的誤差而受到注意。Paglin (1975) 的研究為這種觀點提供了理論與方法基礎，他將整體家戶收入差異分解為由戶長年齡所造成的差異，以及其他來源的差異；將年齡所造成的差異，界定為由個人位於不同生命階段所造成的差異，因此與「不平等」概念無關，而發生在同年齡間的差異，則是由年齡以外之社會階級因素所導致的差異，因而才是有「不平等」意義的差異；將這種方法應用到美國 1947 至 1972 年的家戶收入不平等，他發現生命週期效果導致了 50% 的「高估」。

受到 Paglin 的啟發，Chu and Jiang (1997) 使用因素分解法，估計台灣就業人口的年齡組成變化對於家戶收入不平等的影響。將家戶成員依年齡分組視為不同收入來源，分解家戶的薪資收入，結果發現 1977 至 1993 年間年齡結構的變化對不平等的影響是負的 (也就是說，如果就業人口的年齡結構維持在 1977 年，不平等會比實際觀察到的更高)，年齡組成變化的效果會抵消其他因素所造成的不平等成長，換言之，它會導致對家戶收入不平等的「低估」。

另一方面，隨著人口老化問題的浮現，有研究注意到人口的年齡組成效果 (Schult 1997)，不僅會透過年齡別的平均收入差異，同時也會透過年齡群體內部的收入差異影響收入分配。也就是說，如果將家戶依戶長年齡分組，會發現不同年齡組之間，不僅組平均收入不同，組內的收入變異度也不同；一般來說，組平均收入會隨年齡增加，但年齡越高，組內收入差異也越大，因此人口老化會導致不平等成長。

Schult(1997)的研究將個人收入不平等依年齡分組進行因素分解，根據 1976 至 1995 年台灣年齡別人口比例的變動，調整年齡組間差異與組內差異的權重，計算年齡結構變化對於收入不平等的影響，發現如果年齡結構維持在 1976 年，收入不平等會較低，年齡結構的變化可以解釋家戶每人收入不平等微幅成長 (5.9%) 中的 1/2 至 1/3。此外，俞哲民 (2008) 分析 1988 至 2005 年各縣市收入分配與人口老化之關係，也發現老年人口比例與收入不平等為正相關。

綜上所述，實證研究對於年齡效果看法分歧。早期的研究相對偏重年齡別的組間差異 (年齡越大收入越多) 效果，忽略組內差異，認為年齡結構變化會減少收入不平等；後期研究則將組內差異 (年齡越大收入差異越大) 效果同時納入考量，研究發現支持人口老化會增加不平等的假設。然而，無論是前、後期那一種觀點，都預設了「年齡效果對於所有人都是同質的」，也就是將由年齡所造成的收入差異，視為是由不同生命階段所給定的，亦即假設這些差異不會隨時間變化，或至少不去追問變化來源，因而造成觀察視野的限制，這也意味著仍有必要進一步檢視年齡效果對收入不平等的影響。

(三) 家戶變遷

家戶組成行為與收入不平等有密切的關聯。因為家戶組成決定了個人薪資所得與其他收入如何集聚 (或沒有集聚) 為家戶收入。家戶組成行為的變化對於收入不平等的結構與程度可能產生相當重要的後果。(McCall and Percheski 2010)

儘管個人的薪資不平等源自於勞動市場，然而充分理解收入不平等，需要在勞動市場之外考慮收入在家戶之間如何集聚與分配。部分學者甚至主張家戶變遷應是對工業化社會之經濟不平等成長最主要的社會學解釋（Esping-Andersen 2007；McLanahan 2004）。

1. 家戶規模效果

在各種社會人口變遷的效應中，經濟學家最早注意到家戶規模對收入不平等的影響。1980年代家戶收入不平等開始成長，但個人收入不平等仍維持穩定，許多研究將此一趨勢，歸因於家庭結構轉型所造成的家戶規模不均。這種解釋立基於工業化理論對於家庭結構變遷的看法（Goode 1970），即認為1980年代台灣的家戶結構正值由擴大家庭轉向核心家庭的轉型期，而戶內總人數及未成年人數減少是家庭結構轉型的典型特徵，是社會發展不可避免的「正常」現象（吳昭明 1996a，1996b；曹添旺等 1994）。

由於家戶人數往往與家戶總收入成正比，轉型期間家戶人數分配不均，自然導致家戶收入不平等的增加。待家庭轉型完成，人口規模分配趨於均衡，不平等應可趨於緩和（吳慧瑛 1998）。部分研究也指出，如果扣除掉戶內人數不等這個因素，直接觀察個人收入分配，則幾乎看不出台灣的收入不平等有任何上升的趨勢（朱雲鵬 1989；曹添旺 1996）。⁴在家戶規模維持穩定的時候，以家戶為收入單位並沒有問題，但是當戶內人數逐年減少時，以家戶為單位所做的不平等跨年

⁴ 另一部分同樣著眼於家戶結構變遷的研究，則注意到家戶規模縮小這個趨勢本身，對於個人收入分配可能有平等化的效果。根據經濟學研究的發現，家戶規模雖然常與家戶總收入呈現正相關，然而卻與家戶平均每人收入呈現負相關。這是因為大規模家戶的就業者相對多，但未成年子女亦較多，有部分成年人需要犧牲工作照顧子女，因此隨著人口規模擴大，家戶總收入增加的速度趨緩，且收入增加速度比人數增加慢，使得人口規模與平均每人收入呈反向關係。（Kuznets 1981）換言之，家戶規模不只會影響家戶總所得，也會影響家戶平均每人的收入分配。家戶規模縮小雖然會透過人數分配不均，而導致家戶收入不平等成長，但是也會導致個人收入平等化。有部分實證研究支持這樣的看法（劉克智 1983；劉鶯釧 1982），不過稍後的研究卻發現，雖然家戶規模縮小有助於平等化，但因家戶總收入差異成長的幅度更大，因此家戶平均每人收入不平等還是增加（朱雲鵬 1991）。

比較就不再有意義（Kuznets 1976）。從這個觀點來看，與其說家戶規模不均導致家戶收入分配惡化的原因，不如說家戶收入不平等的增加，只是一種以「家戶」為分析單位所造成的偏誤。

2. 戶內就業人數效果

1990 年代，不僅家戶收入不平等持續成長，個人收入不平等也轉趨上揚，顯示「家戶規模不均」的效果已不再能「完美」解釋家戶收入分配趨勢與個人收入分配趨勢之間的分離，許多研究者選擇轉而透過「戶內就業人數」重新檢視家戶變遷的對家戶收入分配的影響，認為：雖然家戶規模縮小是所有家戶共同的趨勢，但在此轉換過程中，富有家庭減少的是非勞動人口，貧窮家庭所流失的既有非勞動人口也有勞動人口，因此家戶變遷影響收入分配的關鍵不在於家戶總人數的分配不均，而在於戶內就業人數（人力資本）的分配不均。⁵

朱雲鵬（1990）的研究對 1980 與 1986 年台灣家庭每等成年男人的收入不平等進行因素分解，結果發現就業人數所造成的收入差異確是主要影響因素，可解釋 23% 的家戶收入不平等，此一結論也得到後續研究的支持。吳慧瑛（1998）的研究先將家戶收入不平等依家戶人數分組分解，發現家戶收入不平等成長主要是由組間差異擴大所致，接著對家戶收入不平等進行迴歸分析，同時考慮家戶規模、戶內就業人數及其他家戶結構特徵，發現戶內就業人數確是主要影響因素，就業者的平均教育有助於改善家戶收入不平等，就業者年齡則會惡化不平等。

其他相關研究則指出：高低收入階層家戶的就業人數差異有逐年擴大的現象（曹添旺 1995；林金源 1995；莊文寬 2006），單一與無就業者家戶的收入差異已成為家戶收入不平等成長的主因之一，且各種人力資本屬性如教育、年齡，對於單一與無就業者家戶收入差異的貢獻有逐年擴大的趨勢（林金源 1997）。

⁵ Kuznets (1980) 將 1980 年以前的家戶收入平等化也歸因於戶內就業人數效果。他分析 1970 至 1980 年代台灣的收入分配，發現 80 年代之前家戶收入分配改善的原因，並不是個人收入趨向平均，而是高收入家戶的所得人口減少，低收入家戶的所得人口增加，使得家戶收入呈現平等化。

以戶內就業人數為主要解釋因素的觀點，承繼了前階段研究對家戶人數的興趣，也延續了其限制，所謂的家庭結構因素被化約為人數效果，且根源實來自於勞動市場所得因素。然而，這類研究也提供了一項重要發現，即家戶規模縮小的趨勢，對於不同階層家戶可能有不同意義，可能產生完全相反的效果。

3. 家戶類型效果

家戶間就業人口（人力資本）分配日趨不均，引起了研究者進一步探討特定家戶類型效果的興趣。吳昭明（1996）的研究發現，三代家庭與核心家庭的就業人數較多，收入也較多，收入變異度小，而夫妻二人戶與單人戶就業人數較少，收入也少，收入變異度大；前者的比例減少而後者增加，會導致家戶收入不平等成長。

除了核心家庭逐漸取代傳統擴大家庭，台灣的家戶結構變遷也深受婚育行為變化與人口老化的衝擊。遲婚、不婚、離婚率的升高，導致單身與單親家庭比例增高，而相對於已婚家庭，無論是在財富的取得或累積上，後者都比前者更具優勢，再加上經濟地位相當的同質婚配所造成的加成效果，往往導致家戶收入差異的擴大。（蘇國賢 2008）許多來自不同領域的研究紛紛指出各種非典型家庭的貧窮問題，老年家戶、單人家戶、女性戶長家戶以及單親家戶，都被證明相對於整體平均有較高的貧窮率，⁶這幾種家戶類型的比例在過去 30 年有明顯的成長（鄭清霞 2009）。

張清富（1992）分析 1981 與 1990 年低收入戶資料，發現低收入戶戶長的婚姻狀況有明顯改變，已婚比例下降，婚姻解組有愈來愈嚴重的趨勢，女性戶長喪偶與離婚者增加，是形成貧窮的關鍵。王德睦等（2008）以家戶類型變遷來解釋 1990 至 1995 年間的貧窮率變化，他們將整體貧窮率分解為所得成長、所得不均

⁶ 老人貧窮研究與單人戶貧窮研究如：薛承泰（2001，2002a，2008）；單親戶貧窮研究如：薛承泰（2000，2002b，2006）；女性貧窮研究如：李安妮（1998）呂朝賢（1996）、薛承泰（2004）。

以及家戶變遷(各種家戶類型的貧窮率變化)的貢獻,結果發現高貧窮風險家庭,如單親家戶或單人家戶的比例與貧窮率變化,對於台灣總體貧窮率的變化有顯著的影響。這類研究成果說明了家戶變遷的意義,不能被化約為戶內人數,或就業人數的變化,不同家戶類型對於收入不平等可能存在著不同效果。

三、整合性觀點

綜觀上述對於台灣家戶收入不平等成長的各種解釋,可合理推論在影響收入不平等的機制當中,可能隱含了源自於人口因素變化與經濟因素變化的不同效果,不同效果可能相互強化也可能彼此抵消,為了發展對不平等趨勢變化的動態解釋,需要一種能夠衡量不同效果之相對影響力的分析框架,而過去已有部分研究做過類似嘗試。

Chu (1997) 對台灣的薪資收入進行分解,結果發現 1966 至 1977 年的收入平等化有超過半數可被人口的教育結構與教育報酬的變化所解釋,而 1981 至 1992 年間,這種薪資平等化力量相對穩定,但勞動參與行為與家戶組成的變化仍導致家戶收入不平等的成長。Fields and O'Hara (1999) 的研究發現性別薪資差異和教育報酬的變化都是造成台灣薪資分配惡化的力量,而人力資本分配的平均化則抵消了其部分效果。

Bourguignon et al. (2001) 分別對個人收入不平等與家戶收入不平等進行因素分解,分解為價格效果(薪資結構)、勞動參與效果(就業率),與人口效果(人口教育結構、家戶人口數)等三種因素的貢獻,結果發現薪資結構的變化確是帶動收入不平等上升的主要來源,但是在考慮與其他因素的共同作用以後,薪資結構變化的效果,在「個人」與「家戶」兩種分析單位上呈現出不同的結果:如果以個人為收入單位,薪資結構的效果會被女性就業率增加,以及家戶人數的效果所抵消;如果以家戶收入單位,則由於就業成長集中於中上階層家庭,以及家戶規模不均,結果導致家戶收入不平等成長。

綜上所述，可以將過去研究對不平等趨勢變化的解釋，歸納為三個階段的變化：1980 年代以前薪資分配的平等化，主要是教育組成與教育報酬的效果；1980 年代至 1990 年代初，薪資分配維持穩定，但家戶規模不均的效果使家戶收入分配惡化；1990 年代中期以後，薪資結構的效果也轉為帶動不平等成長的力量，主因是教育報酬的變化，但教育組成的平等化效果抵消了部分的不平等成長，若以家戶為收入單位，薪資結構的效果，會被就業成長在家戶間分配不均的效果所加強，進而導致家戶收入不平等持續成長。簡言之，過去研究主要將不平等的趨勢變化解釋為「教育組成」、「教育報酬」、「家戶規模」與「戶內就業人口」等因素效果之間的消長，然而各因素的相對影響力仍無定論。

近年林維徵（2008）與陳建良（2011）的研究，率先將分量迴歸與 Machado and Mata 的反事實因素分解法，應用到分解台灣家戶收入分配的變化，分析結果除了支持上述看法，且更深入地指出：「家戶屬性的組成變化」是導致收入分配惡化的主要力量。⁷換言之，雖然主流解釋認為報酬機制的變化，特別是教育報酬成長，是帶動家戶收入不平等成長的主要因素，但是人口組成變化所發揮的影響可能更大。這一點發現相當重要，也是兩篇研究的貢獻之處。

然而，林維徵（2008）與陳建良（2011）的研究仍遺留以下問題：首先，兩篇研究對單一因素效果的估計結果有偏誤，因此我們仍無法從中得知哪些家戶屬性對不平等的影響較重要；此一問題牽涉到 Machado and Mata 方法本身的限制，其原設計以「非條件再加權」（unconditional reweighting）的方式估計單一因素之組成變化效果，⁸但如果不同因素之間相關，估計結果會混淆不同因素的組成效

⁷ 林維徵（2008）使用的「家戶屬性」自變項包括：戶長年齡、戶長性別、男性戶長教育年數、女性戶長教育年數、家戶規模、戶長在公部門、居住在都市、居住在台北、居住在北部、居住在中部及居住在南部。陳建良（2011）使用的「家戶屬性」自變項包括：戶長年齡、戶長年齡平方、戶長性別、戶長教育年數、戶長教育年數平方、家戶規模、夫妻家戶及所得人數。

⁸ Machado and Mata 原設計以非條件再加權（unconditional reweighting）方式，透過放回抽樣的再抽樣程序來調整樣本中特定屬性的組成，例如：將 2000 年樣本中的教育組成，抽成和 1988 年相同的比例，但是當高教育程度的樣本中男性比例較多的時候，直接調整大學畢業戶長的比例，也會同時改變男性的比例，如此一來，在估計教育組成變化效果的時候，性別組成的變化效果也會被併入計算。林維徵（2008）與陳建良（2011）所估計的單一屬性組成效果之加總與整體屬性組成效果並不一致，即印證了此一問題。

果而導致偏誤 (Fortin et al. 2011:87)。

其次，兩篇研究對「報酬結構變化效果」的看法不一；林維徵 (2008) 分析 1980 年至 2005 年的分配變化，發現報酬結構變化的效果會小幅增加不平等，陳建良 (2011) 分析 1980 年至 2010 年分配變化，結果卻顯示報酬結構變化效果會大幅減少不平等。此一差異有一些可能來源，⁹其中特別值得注意的是報酬結構變化效果在 2005 年至 2010 年期間可能存在異質性。從歷年吉尼係數趨勢來看，2001 年以後家戶收入不平等變化較不規則。由於反事實因素分解法所提供的是兩個時間點之間報酬結構變化對不平等變化造成的「淨」影響，因此以不同年度為觀察點可能導致不同的結果。為了修正上述問題，本研究將使用替代性的方法 (Bishop et al. 1997；Mai 2003) 逐年估計單一因素對不平等的效果，以觀察各因素效果的變化趨勢，並且在此基礎上進行不平等趨勢分解。

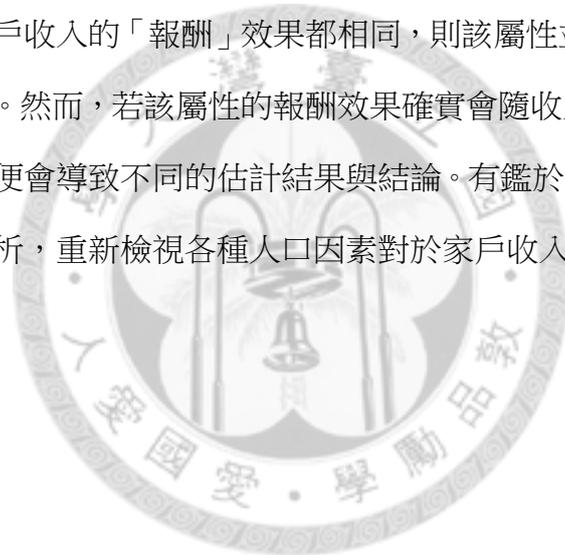
四、小結

總而言之，過去的研究顯示台灣的家戶不平等成長是人口變遷與經濟變遷兩者共同作用的結果。主流解釋強調產業變遷所導致的薪資結構變化是帶動不平等成長的決定力量。但是也有一些研究指出產業與職業組成變化所能夠解釋的不平等成長相對少，或甚至不顯著。相反地，另一部分研究則顯示，更重要的是發生在所有產業部門內部的不平等變化，主要源自於年齡、教育、家戶規模、戶內就業人口、家戶類型等人口因素的效果。然而究竟各種人口因素對家戶收入不平等產生了多少影響？人口變遷與經濟變遷何者才是收入不平等成長的主要因素？

⁹ 其他可能的差異來源包括：部分自變項不同 (請見註 7)；估計過程中再抽樣 (resampling) 造成的誤差。(反事實因素分解法的再抽樣程序請見第三章第二節) 例如：陳建良 (2011) 透過再抽樣程序所重建的 2010 年吉尼係數明顯偏低 (重建 0.262；實際 0.342)，甚至低於他重建的 1980 年吉尼係數 (重建 0.264；實際 0.278)，導致其重建結果中 30 年間的整體不平等變化反而呈現小幅負成長 (重建變化 -0.002；實際變化 0.064)，不僅與林維徵 (2008) 的重建結果相反，也與不平等的實際趨勢相反。林維徵 (2008) 重建的 1980 年吉尼係數為 0.267；重建 2005 年吉尼係數為 0.325 (實際為 0.340)，根據重建的吉尼係數估計 1980-2005 年收入不平等整體變化為 0.058 (重建變化：0.058；實際變化：0.062)，和實際的不平等趨勢一致。

既有文獻尚無定論。

針對上述問題，本研究將透過反事實分析來回答：若某一因素的效果沒有發生，家戶收入不平等會有何變化？如果人口組成沒有改變，或反之，如果報酬結構維持不變，家戶收入不平等會有何變化？本研究的分析以分量迴歸為基礎。分量迴歸提供自變項在分配中任一點（分量）上的邊際效果，因此不僅可以較完整地描述整體分配的形態，更重要的是能夠捕捉自變項與依變項之間關係在其條件分配中的變化，亦即該變項之「報酬」效果在收入階層間的變異。過去的統計方法缺乏此一彈性（flexibility），因此在估計各種人口因素對不平等的效果時，並沒有考慮這種「內部不平等」（within-levels inequality）的可能影響。如果某種家戶屬性對於所有家戶收入的「報酬」效果都相同，則該屬性並不會透過其內部不平等影響收入分配。然而，若該屬性的報酬效果確實會隨收入階層而異，那麼忽略此一不平等來源便會導致不同的估計結果與結論。有鑑於此一可能性，本研究將透過分量迴歸分析，重新檢視各種人口因素對於家戶收入不平等的影響。



第三章 資料與方法

第一節 家庭收支調查資料

本研究使用行政院主計處之大型資料庫「家庭收支調查資料」進行分析。家庭收支調查始於 1964 年(原名「個人所得分配調查」),自 1972 年起為每年辦理,調查對象為居住於台灣地區內具有中國民國國籍之個人及其所組成之家庭(指共同經濟生活者所組成之家庭)。¹⁰該資料庫原為調查台灣地區各階層家庭之收支狀況而設計,由於具備家庭戶口、所得收支與消費支出等資料,因此相當適合用於家戶收入不平等研究。

該調查對家庭之定義採取「經濟家戶」概念,為所得貢獻度或消費支持度構成的「經濟連帶」,戶內人口的界定是以「與戶長同戶籍且共同生活」原則,但如果「在外生活者」或不同戶籍但共同生活者,也屬於戶內人口。¹¹戶長亦採「經濟戶長」,為收入最多且負擔主要家庭生計者,而不同於一般以尊長者為戶長之定義。¹²

¹⁰ 家戶收支調查採訪問調查與記帳調查並行。抽樣方法採分層兩段隨機抽樣,以村里為第一抽樣單位,村里內之戶為第二抽樣單位。各村里以就業人口產業結構比例(戶籍登記資料),分為都市、城鎮、鄉村三層(台北市與高雄市之村里均視為都市層)。

¹¹ 自 1986 年起,戶內組成者分為三種:與戶長同戶籍且共同生活;與戶長同戶籍但非共同生活;與戶非同戶籍但共同生活。但後者需符合下列原則:1.其個人所得 50%以上提供家用。2.其個人生活費用 50%以上由家庭供給。3.其個人所得提供金額佔該戶家計費用 50%以上。

¹² 如某成員收入雖較其他成員為多,但並未負擔家庭主要生計,不視為經濟戶長,而以收入次多且負擔家庭主要生計者為經濟戶長。若該戶內有二人以上,其收入相若,且負擔家計之重要性亦相差無幾,則以年長者為經濟戶長。如該戶各成員均無職業又無收入,則以戶籍戶長為經濟戶長。

在第一個分析中，我將根據台灣家戶收入不平等成長之長期趨勢，選取 1981 至 2000 年之資料來觀察家戶收入不平等模式的變化。第二、三部分戶長年齡、教育及婚姻狀況等因素之邊際效果分析，則以 1988 至 2000 年為觀察時段。由於界定「戶長婚姻狀況」變項為資料庫在 1988 年以後的新增變項，因此改以 1988 年資料為分析起點。如前所述，1981 年至 2000 年間的家戶收入不平等變化呈現相當穩定的線性成長，因此理論上部分分析改以 1988 年為起點，應不致影響本研究的主要結論。

第二節 方法與模型

一、 不平等測量

不平等測量立基於研究者對「不平等」的理解。在概念上「不平等」被定義為「平等」的缺席，而平等則意味著資源的平均分配，即在分配中的每個人都能獲得在絕對意義上等量，或在相對意義上等比例的資源。然而平等極少存在於現實世界，不平等研究則試圖就現實「偏離」於平均分配的程度來量化不平等。在此意義上，不平等可被理解為一種分配差異，而研究者可就此分配差異進行各種不平等測量，並且使用摘要性的不平等指標來比較不同社會、群體，或不同時間點之間的分配差異。(Hao and Naiman 2010)

在本研究中，我將使用以下幾種不平等測量：吉尼係數(Gini index)、 p_{10}/p_{50} 、 p_{90}/p_{50} (quantile ratio) 以及 $GE(-1)$ 、 $GE(0)$ 、 $GE(1)$ 、 $GE(2)$ (Generalised Entropy Index)。它們都是建立在「相對不平等」概念上的不平等測量，基於對分配本身的不同價值判斷，它們對於發生在各分配位置的不平等變化，有著不同的敏感性。吉尼係數對於發生在分配中層的不平等變化特別敏感。 p_{10}/p_{50} 、 p_{90}/p_{50} 分別對

分配頂層、底層敏感。GE 的敏感性則會隨敏感性參數(sensitivity parameter)的設定變化，參數值越大對頂層越敏感(參數設定由-1、0、1 至 2，代表敏感性由底層至頂層)。根據不同敏感性，這些不平等測量會就同一分配差異得出不同的結果，而將這些結果相互比較，即可推論不平等變化在分配中的發生位置。

(一) 吉尼係數

吉尼係數之公式可表示為：

$$\hat{G} = 1 - \frac{\hat{\phi}}{\hat{\mu}} \quad (1)$$

其中 $\hat{\phi} = \sum_{i=1}^n \left[\frac{(V_i)^2 - (V_{i+1})^2}{[V_1]^2} \right] y_i$ ， $\hat{\mu}$ 為家戶收入變項 y 之平均數，

且 $y_1 \geq y_2 \geq \dots y_{n-1} \geq y_n$ 及 $V_i = \sum_{h=i}^n w_h$

w_i 為第 i 戶之抽樣權重(weight) \times 第 i 戶之戶內人口數

吉尼係數的值可為 0 至 1，0 代表一個社會中的收入完全平等分配，越接近 1 代表不平等程度越高，吉尼係數等於 1 代表所有收入都集中於一個家戶。作為最被廣泛使用的不平等測量，吉尼係數的優勢之一在於它為收入分配提供相對直觀的解釋。其估計結果可以被詮釋為母體中，所有家戶收入之間的標準化平均絕對差異，也就是所有家戶收入間的「平均」距離，捕捉了不平等研究所關心的「相對剝奪」概念。(Cowell 2000)

(二) Quantile Ratio

quantile ratio 之公式可表示為：

$$\widehat{QR}(p_1, p_2) = \frac{\hat{Q}(p_1)}{\hat{Q}(p_2)} \quad (2)$$

其中 p_1 與 p_2 為百分位數 (percentile)，

且 $Q(p)$ 代表 p 的分量(quantile)，亦即 $P \leq p$ 的樣本在母體中所佔之比例。

本研究中所使用的 quantile ratio 為 $p10/p50$ 及 $p90/p50$ 。將所有家戶依照收入高低排序， $p10/p50$ 代表最低 10%之家戶收入除以 50%之家戶收入的倍數，因此屬於底層敏感， $p90/p50$ 代表最高 10%之家戶收入除以 50%之家戶收入的倍數，因此屬於頂層敏感。

(三) Generalised Entropy Index

Generalised Entropy Index 之公式可表示為：

$$GE(\theta) = \begin{cases} \frac{1}{\theta(\theta-1)\sum_{i=1}^n w_i} \sum_i w_i \left[\left(\frac{y_i}{\bar{\mu}}\right)^\theta - 1 \right] & \text{if } \theta \neq 0, 1 \\ \frac{1}{\sum_{i=1}^n w_i} \sum_i w_i \log\left(\frac{\bar{\mu}}{y_i}\right) & \text{if } \theta = 0 \\ \frac{1}{\sum_{i=1}^n w_i} \sum_i \frac{w_i y_i}{\bar{\mu}} \log\left(\frac{y_i}{\bar{\mu}}\right) & \text{if } \theta = 1 \end{cases} \quad (3)$$

其中 θ 為一敏感參數，隨著 θ 的變動，賦予收入分配位置的權重也會跟著改變， θ 可為任何實數， θ 為正，值越大，GE 對頂層的收入差異越敏感， θ 為負，值越小，則對底層的收入差異越敏感。

本研究中所估計之 Generalised entropy index 為 $GE(-1)$, $GE(0)$, $GE(1)$, $GE(2)$ ，敏感參數由 -1 至 2，分別為底層至頂層敏感的不平等指標。理論上 $GE(\theta)$ 的值介於 0 與無限大之間， $GE(\theta)$ 等於 0 代表收入平等分配，而 $GE(\theta)$ 的值愈大，代表收入分配愈不平等。

二、人口因素之邊際效果的估計方法

自 Paglin (1975) 對年齡效果的討論以來，如何估計人口因素之邊際效果的方法議題本身也成為一個重要的研究問題。傳統的因素分解法主要是透過各種具「可分解性」(decomposability) 之不平等指標來進行因素分解。¹³ 傳統的因素

¹³ 具可分解性的不平等指標如，Theil 指數、變異係數。

分解法 (Fei et al. 1979) 僅能就單一因素進行分解，其限制是無法處理不同因素間的共變關係，因此傾向於高估單一因素的解釋力。¹⁴為克服此一問題，Bishop et al. (1997) 提出一種以迴歸模型為基礎的替代方法，用以估計各種單一因素對於收入不平等的影響；其基本原理是以迴歸模型控制不同因素，「分離」出單一變項對於不平等測量的邊際效果；Bishop et al. (1997) 使用平均迴歸模型估計收入函數，同樣的原理也可應用於分量迴歸模型 (Mai 2003)。

分量迴歸 (以下簡稱 QR) 是平均迴歸 (以下簡稱 OLS) 的自然延伸。兩者的主要差異在於，OLS 估計的是變數對於收入的「平均」效果，QR 則能夠選取任一特定分量，估計變項在該「分量」的邊際效果 (Hao and Naiman 2007)，因此，透過 QR 可以更完整地估計各種因素對於整體分配的影響。

(一) 分量迴歸模型(Quantile Regression Model)

分量迴歸模型 (以下簡稱 QRM) 是以最小化絕對值離差法 (minimum absolute deviation) 求取參數估計值。透過給予依變項 Y 的各個分量不同權重，可以估計自變項 x_i 在不同分量下對 Y 的影響。

若 Y 為一隨機變數且其機率分配函數 (probability distribution function) 如下：

$$F(y) = P(Y \leq y) \quad (1)$$

則 Y 的第 p 分量 $Q(p)$ 可定義為：

$$Q(p) = F_Y^{-1}(p) = \inf \{F_Y(y) \geq p\}, \text{ 其中 } p \in [0, 1]$$

第 p 分量 $Q(p)$ 的條件分量函數 (the p th conditional quantile function) 可表示為：

$$Q^p(y|x) = \beta^p x \quad (2)$$

其中 β_p 為自變項 x 的 QR 係數，可以被解釋為各種因素在不同條件分配位置中的報酬率。在本研究中，自變項為一系列人口因素及勞動力因素，依變項則為取

¹⁴ 舉例而言，根據年齡進行因素分解時，研究者無法同時區分和控制其他如性別、教育、居住地區等因素的影響，而這些因素對收入的影響可能隨年齡而異，因此在計算時也會被併入年齡效果，導致對年齡效果的高估。

自然對數後的家戶總收入。

在給定 $p \in [0, 1]$ 的情況下，可用極小化離差絕對值總和法求解 β_p ：

$$n^{-1} \sum_{i=1}^n \rho_p(y_i - x_i' \beta)$$

其中

$$\rho_p(u) = \begin{cases} pu & \text{for } u \geq 0 \\ (p-1)u & \text{for } u < 0 \end{cases} \quad (3)$$

β_p 詳細的推論過程可參考 Koenker and Bassett (1978)、Koenker and Hollock (2001)。

(二) Bishop et al. (1997) 的估計方法

首先，要利用 QRM 來估計家戶收入函數。分別估計分量 0.10、0.25、0.50、0.75、及 0.90 的條件分配，並且依這五個分量將樣本分為五組。

其次，根據所求得的係數 β ，可再創造一個新的收入估計式，以計算扣除掉特定社會人口因素變項之效果的「調整後」收入 (adjusted income)。以下以扣除「家戶規模」效果的計算方式為例。

「調整後」(扣除家戶規模效果後) 收入對數 (log age-adjusted income) 之估計式可表示為：

$$\ln Y^* = \ln Y - \beta \times \text{家戶規模} \quad (4)$$

其中， β 為根據式 (3) 所求得的迴歸係數。

接著，可計算兩種吉尼係數。一是根據「調整後」收入 (Y^*) 計算的「調整後」(扣除掉家戶規模效果) 的吉尼係數 (age-adjusted Gini)，一是根據實際家戶收入 (Y) 計算的標準吉尼係數。最後，將「調整後」(扣除掉家戶規模效果) 的吉尼係數與標準吉尼係數相減，所得結果即為家戶規模對家戶收入不平等之邊際效果。

三、反事實因素分解法

Machado and Mata (2005) 所提出的反事實因素分解法，是 Blinder-Oaxaca 因素分解法 (Blinder-Oaxaca—decomposition; Oaxaca 1973; Blinder 1973) 的延伸，後者的原理是將兩個群體之間的平均收入差異，分解為兩種來源：一方面是兩個群體內個人特質的平均差異—亦即組成效果；另一方面，是在各群體內部，對個人特質的報酬差異—亦即報酬效果。Blinder 和 Oaxaca 原本使用 OLS 估計收入函數，Machado and Mata 則改用 QRM，使這種方法可應用於收入分配變化的分解。

反事實因素分解法可將發生在兩個時間點（在本研究中為 1988 與 2000 年）之間的收入分配變化，分解為變數組成的貢獻（人口屬性之組成變化效果）以及在給定變數下之條件分配的貢獻（對人口屬性之報酬結構的變化效果）。這個方法的關鍵在於透過 QRM 的條件分量過程，來完整描述家戶收入的條件分配。透過 QR 係數與各變數組成分別建構「實際」與「反事實」的邊際分配 (marginal distribution)，將實際的邊際分配與反事實的邊際分配相比較，就可以估計變數組成之邊際效果與條件分配之邊際效果。

在本研究中，家戶收入在第 p 分量 $Q(p)$ 的條件分量函數可表示為：

$$Q_t^p(y_t|x_t) = \beta_t^p x_t \quad (5)$$

其中 x_t 為任一人口因素變項 x 在時間 t 的值， β_t^p 則為該變項在時間 t 的 QR 係數。

以 C_t 代表 x_t 在時間 t 的實際組成，根據式 (9) 所求得的 QR 係數 β_t^p 與 C_t 可估計實際的邊際分配，表示為：

$$F(y_t|\hat{\beta}_t; C_t) = (\hat{\beta}_t; C_t) \text{ 其中 } t = 1988, 2000 \quad (6)$$

而反事實的邊際分配，可表示為：

$$F(y_t|\hat{\beta}_t; C_s) = (\hat{\beta}_t; C_s) \text{ 其中 } t = 1988, 2000, s = 1988, 2000, \text{ 且 } t \neq s \quad (7)$$

反事實的邊際分配可以被解釋為：如果將時間 t 的人口屬性組成調整為時間 s 的水準，其餘維持不變，所得出的家戶收入分配。

根據式 (10) 所建構的實際邊際分配，可估計任何不平等測量（在本研究中使用吉尼係數），表示為： $\hat{I}(\hat{\beta}_t; C_t)$ 。同樣地，根據式(11)所建構的反事實邊際分配，可估計同一不平等測量，表示為 $\hat{I}(\hat{\beta}_t; C_s)$ 。透過比較兩個不平等測量，可進行以下的因素分解：

$$\begin{aligned} \Delta \hat{I} &= \hat{I}_{2000} - \hat{I}_{1988} \\ &= I(\hat{\beta}_{2000}; C_{2000}) - I(\hat{\beta}_{1988}; C_{1988}) \\ &= \{I(\hat{\beta}_{2000}; C_{2000}) - I(\hat{\beta}_{2000}; C_{1988})\} + \{I(\hat{\beta}_{2000}; C_{1988}) - I(\hat{\beta}_{1988}; C_{1988})\} \quad (8) \end{aligned}$$

其中，不平等差異（吉尼係數的差異）會被分解成兩個差異項。第一個差異項代表的是將係數固定在 2000 年水準，但是讓人口屬性組成隨時間變化，由此可捕捉人口屬性組成變化對整體不平等變化的貢獻。第二個差異項代表的是固定 1988 年的人口屬性組成，但是讓對該屬性的報酬（係數）隨時間變化，由此可捕捉報酬變化對整體不平等變化的貢獻。

式 (8) 中，假設不平等變化的發生時序是由 1988 至 2000 年，但這種預設具有任意性。因此，可進行不同時序的反事實因素分解，也就是將係數固定在 1988 年，人口屬性組成調整為 2000 年，分解式可表示為：

$$\Delta \hat{I} = \{I(\hat{\beta}_{1988}; C_{2000}) - I(\hat{\beta}_{1988}; C_{1988})\} + \{I(\hat{\beta}_{2000}; C_{2000}) - I(\hat{\beta}_{1988}; C_{2000})\} \quad (9)$$

兩種時序的估計結果可作為對照。

式 (8)、(9) 中的不平等測量是根據邊際分配所求得的结果，而邊際分配的建構又是以 QRM 的估計結果為基礎。因此對大量的分量進行 QRM 計算，將有助於更完整地描述分配，同時也有助於評估不平等測量結果中的未解釋變異：

$$I = \hat{I} + \hat{\varepsilon} \quad (10)$$

接下來，我將就兩種程序—建構實際邊際分配（程序一）、建構反事實邊際分配（程序二）進行步驟分解。兩個程序都在為相應的邊際分配建構樣本，根據以下原則，即：隨機選取一個分量值（介於 0、1 之間），從一年度資料中抽取一行變數資料，將它插入同一年度或另一年度之該分量的 QRM 中，所得出的依

變項值將會具有正確的邊際分配。

程序一 建構 1988、2000 年實際邊際分配之樣本

- (1) 從 $U [0, 1]$ 區間中隨機選取一個 U 。
- (2) 使用完整的 1988 年資料估計第 U 個分量 QR。
- (3) 使用自體重複抽樣 (bootstrap sample) 從 1988 年資料中抽出 40 個樣本，並且得出 40 個以 QRM 估計為基礎的家戶收入預測值。¹⁵
- (4) 重複步驟(1)至(3)，共 500 次。
- (5) 步驟(3)的計算結果 (共 $500 \times 40 = 20,000$ 個配適值) 即可視作 1988 年家戶收入之邊際分配的隨機樣本。
- (6) 使用 2000 年資料，重複步驟(1)至(5)。計算結果即為 2000 年家戶收入之邊際分配的隨機樣本。

程序二 建構反事實的邊際分配之樣本

- (1) 根據先前從 1988 年資料中隨機抽出的各行變數 x_{1988} ，以及先前由 2000 年資料估計所得的 QR 係數 $\hat{\beta}_{2000}$ ，計算條件分量，即可作為反事實邊際分配 $y^*(\hat{\beta}_{2000}; x_{1988})$ 的樣本。
- (2) 建構相反時序的反事實邊際分配樣本，即根據從 2000 年資料中隨機抽出的各行資料 x_{2000} ，以及由 1988 年資料估計所得的 QR 係數 $\hat{\beta}_{1988}$ ，計算條件分量，即可作為反事實邊際分配 $y^*(\hat{\beta}_{1988}; x_{2000})$ 的樣本。

根據 1988 與 2000 年的邊際分配，可估計不平等測量的整體變化。反事實因素分解的結果則可將不平等測量的變化分解為組成變化效果的貢獻與報酬變化效果的貢獻。不同時序的反事實因素分解結果可作為替代性測量。

¹⁵ Machado and Mata 的原方法只抽出一行變數，本研究則根據 Hao and Naiman (2010) 的方法，以自體重複抽樣抽出 40 行資料，以增加模擬邊際分配的樣本數目。

第三節 變項

本研究採用的依變項為家戶總收入取對數。家戶總收入為家戶收支調查資料中以下收入項目之總和：受雇人員報酬、產業主所得、財產所得收入、自用住宅及其他營建物設算租金、經常移轉收入(不包含從政府的移轉收入)、雜項收入。

在第一個分析中，我會進一步檢視家戶總收入的兩個主要來源：總勞動收入與總資本收入。總勞動收入，包含受雇人員報酬和產業主所得。總資本收入，包含財產所得收入與自用住宅及其他營建物設算租金。

以下為討論方便，將自變項分為三組(自變項之敘述性統計請見表一)：

一、人口因素：家戶總人數(連續變項)、戶長年齡(連續變項)、¹⁶戶長性別(女性=1，男性=0)、是否為老年戶長(老年戶長=1，非老年戶長=0)¹⁷，以及戶長婚姻狀態(分為已婚、從未結婚、及離婚或喪偶，以已婚為參考組，建立兩個虛擬變項)。

二、勞動力因素：戶內所得者人口數(連續變項)、¹⁸以及戶長是否為大學畢業(大學畢業=1，非大學畢業=0)。

三、其他控制變項與交互作用項：層級、¹⁹縣市(共含包 23 個縣市，以台北縣為參考組，建立 22 個虛擬變項)、自有住宅、²⁰農戶別、²¹戶長年齡×是否為大學

¹⁶家戶收支調查對戶長採「經濟戶長」定義：(1)戶內成員中，收入最多且負責維持家庭主要生計者；(2)如某成員收入雖較其他成員為多，但並未負擔家庭主要生計，不視為經濟戶長，而以收入次多且負擔家庭主要生計者為經濟戶長；(3)若該戶內有二人以上，其收入相若，且負擔家計之重要性亦相差無幾，則以年長者為經濟戶長；(4)如該戶各成員均無職業又無收入，則以戶籍戶長為經濟戶長。

¹⁷ 老年定義為 65 歲以上。

¹⁸「所得收入者」之定義為：凡戶內成員年收入達 103,000 元(每月基本工資 17,280×6)以上者，以及家庭非公司企業主要負責人均屬之，另無業者家庭則需擇一財產所得或經常性移轉收入負責人屬之。

¹⁹ 層級依各村里(台北市及高雄市除外)之就業人口產業結構比例(戶籍登記資料)，分為都市、城鎮、鄉村三層，其分層標準為：(1)村里內農、林、漁、牧、礦業之就業人口占該村里所有就業人口之比例大於 45%之村里為鄉村村里。(2)村里內農、林、漁、牧、礦業之就業人口比例小於 25%，且服務業就業人口比例不小於 40%之村里為都市村里。(3)其他村里為城鎮村里。

²⁰ 住宅自有定義為：現住房屋所有權係屬戶內成員之任何一人或其直系親屬者。

畢業、戶長婚姻狀態× 女性戶長，以及老年戶長×女性戶長。

[表一]



²¹ 農戶別之定義為：一般家庭從事農作物之栽培；家畜、家禽、及蜂、蠶等飼養生產事業。

第四章 實證分析

實證分析分為三個部分：首先檢視 1981 年至 2000 年家戶收入主要來源對不平等的影響，以及家戶收入不平等成長的模式；其次，報告迴歸分析的結果，透過迴歸係數分析對各種人口屬性的報酬，以及各種人口因素對不平等的邊際效果及其跨時變化；最後，討論反事實因素分析的估計結果，也就是將家戶收入不平等的成長趨勢，分解為人口組成變化效果與報酬結構變化效果，討論兩者對家戶收入不平等的影響。歷年收入均按行政院主計處公布之消費者物價指數（Consumer Price Index, CPI）以 2000 年為基期加以調整。

第一節 1981-2000 年家戶收入不平等變化模式

一、家戶收入及其主要收入來源的分配變化

為了解 1981 年至 2000 年家戶收入不平等成長的模式，我將檢視家戶勞動收入與資本收入對家戶總收入不平等的影響，並且分析收入差異擴大在收入階層中的發生位置。依照家戶收支調查資料的格式，家戶總收入包括四種收入：勞動收入，資本收入，經常性移轉收入，及雜項收入。家戶總收入不平等應是這四種收入不平等的加權平均，而權重當與四種收入來源佔總收入的比例有關，其中，勞動收入（薪資收入與營業收入）約佔 80%，資本收入（財產收入與營建物租金收入）約佔 10%，兩者合計約佔總收入的 90%。以下從這兩種主要收入來源的分

配狀況，探討家戶收入不平等成長的模式。

(一) 家戶總收入及其主要收入來源之吉尼係數變化

[表二]

1981 與 2000 年家戶總收入及其主要收入來源之吉尼係數的估計結果，列於表二。從表二可以看出，在 1981 至 2000 年間，家戶總收入不平等有顯著的成長，勞動收入不平等的成長幅度較總收入更大，資本收入的不平等則有下降的趨勢；家戶總收入吉尼係數成長了 11.5%，勞動收入吉尼係數成長了 32.2%，相反地，資本收入的吉尼係數減少了 10.5%。可以推論，如果資本收入的平等化沒有發生，家戶總收入不平等會呈現更大幅度的成長。

(二) 家戶總收入分配變化

[表三]

吉尼係數對分配狀況的描述較簡化，因此我進一步將家戶總收入及其主要收入來源依十等分位組的分配狀況列表呈現。表三是各十等分位組的家戶總收入之加總佔整體家戶總收入之比例及收入成長率。表三顯示，1981 至 2000 年間，平均家戶總收入的年度成長率為 4.9%，十等分位組中，從第五組到第十組的收入成長率都高於整體平均，可見，相較於美國 (Gramlich et al. 1993)，台灣並沒有呈現收入成長集中於頂層的極化現象。然而，從收入比例來看，第一組到第四組等家戶總收入所佔比例明顯逐年減少，而第五組所佔比例持平，第六組到第十組所佔比例則有微幅增加的趨勢。這意味著，雖然收入成長普遍發生在各階層家戶，但是上層家戶收入成長速度大於下層家戶，結果仍導致收入不平等成長。

(三) 家戶勞動收入分配變化

[表四]

表四為各十等分位組的家戶勞動收入佔整體勞動收入之比例及收入成長率。從表四可以看出，家戶勞動收入分配的惡化較家戶總收入來得明顯。二十年間平均家戶勞動收入的年度成長率為 4.1%。其中，第六組至第十組的成長率在整體平均以上，愈往上層的組別成長愈多，由中層往下層組別的成長幅度逐漸減少。底層收入反而呈現負成長；第二組的家戶勞動收入年度成長率只有 0.1%，第一組的實際勞動收入則降為零。從收入比例來看，第一組與第二組所佔比例明顯大幅減少，第九與第十組的收入比例增加最多，其他各組的變化相對小。

由此可見，勞動收入差異的擴大，主要是發生在最低與最高 20% 的家戶收入之間，貧者愈貧，富者愈富，中間階層的變化不大。勞動收入佔總收入比例雖有逐年減少的趨勢，但仍是最主要的收入來源，因此勞動收入分配的惡化也傾向於主導家戶總收入不平等的成長。

(四) 家戶資本收入分配變化

[表五]

另一方面，家戶資本收入佔家戶總收入比例有增加的趨勢。表五是各十等分位組的家戶資本收入佔整體資本收入之比例及收入成長率。在這二十年間，資本收入的成長速度超越了勞動收入，資本收入分配的趨勢則和勞動收入恰好相反。家戶平均資本收入的年度成長率為 6.7%，第一組到第五組的收入成長都在平均之上，反而是第六組到第十組的收入成長低於平均。換言之，下層各組的成長速度比上層更快。因此下層各組的家戶資本收入佔整體比例均有小幅的增加，上層各組則有微幅的減少，使資本收入分配呈現平等化的趨勢。雖然資本收入在家戶

間的分配變得較為平均，但是從表五可知，其不均度仍遠高於勞動收入與總收入，因此資本收入佔總收入比例逐年增加，也會造成家戶總收入不平等的成長。

總而言之，由於勞動收入佔家戶總收入約 80%，因此勞動收入分配的惡化的確是導致家戶收入不平等成長的主要因素。然而，還有一部分的不平等成長應歸因於家戶總收入的組成變化，亦即家戶資本收入佔總收入比例之於家戶勞動收入的成長。

二、家戶收入差異擴大的位置

(一) 戶數十等分位組之平均家戶收入成長差異



【圖二】

為了更清楚呈現各階層家戶收入成長的差異，我將 1976 至 2009 年戶數十等分位組之平均家戶收入成長趨勢繪於圖二。圖二中五條線分別代表十等分位組中第一、三、五、七、九組之平均家戶收入，除以該組在 1981 年的值。

從圖二可見，1981 年以後各組收入的比值均大於一，代表各組的平均家戶收入相對於 1981 年均有所成長。從斜率來看，1992 年以前各組收入成長的速度相差不多，唯獨第一組收入成長明顯較緩慢，1992 年以後，第三組的成長速度也開始落後，相較之下，上層各組仍以相近的速度穩定成長。1996 至 2009 年，所有階層都經歷了收入負成長，然而各組下降的幅度不一，拉開各階層之間的距離。整體家戶收入負的成長在 2001 年最顯著，受到國際景氣急速下滑，以及美國九一一事件的影響，國內外需求低迷，失業率上升，家庭平均收入減少（行政院主計處 2012），所有階層的家戶收入都呈現負成長，但下層家戶收入衰退的幅

度遠大於上層家戶，導致收入差異擴大，不平等也大幅躍升。

整體而言，在整體收入成長期，中上層家戶收入快速成長，而底層家戶收入成長相對不足，是整體收入差異擴大的主要來源。1996 年以後收入成長由停滯轉為負成長，愈往下層衝擊愈大，但是頂層所受到的影響相對少，進一步擴大了各組之間的差距。此一發現與過去研究（王德睦等 2008；呂朝賢 2010）的結果一致：台灣的經濟成長利益並未雨露同霑，而是造成分配不均。經濟弱勢家戶在經濟成長之際，受益程度相對不足，在經濟衰退之際，又受害最深。

（二）不平等測量變化

[表六]

圖二顯示 1981 至 2000 年收入差異的擴大主要源自於底層的變化，接下來，我將透過對各階層敏感度不同的不平等測量，進一步確認此一不平等的變化模式。不平等測量的估計結果列於表六。首先， $p10/p50$ 與 $p90/p50$ 分別描述最低與最高 10%之家戶收入除以 50%之家戶收入的倍數。二十年間， $p10/p50$ 減少 22.43%， $p90/p50$ 增加 3.20%，意味著貧者愈貧，富者愈富，不平等加深，也印證了底層家戶收入變化的程度大於頂層家戶。對分配中層敏感的吉尼係數增加 11.52%，則顯示中間階層家戶的收入不平等也有增加。

GE 的敏感性隨參數不同，這裡使用四種參數（-1、0、1 和 2），隨參數值越大， GE 從底層敏感逐漸轉為頂層敏感。如表六所示，各年的 $GE-1$ 、 $GE2$ 均大於 $GE0$ 、 $GE1$ ，代表各年都是底層家戶與頂層家戶的收入不平等較大，中間階層的不平等相對小。此外，1981 至 2000 年間 GE 值均有增加，成長率隨參數-1 至 2 遞減，底層敏感的 $GE-1$ 增加最多(45.67%)，頂層敏感的 $GE2$ 增加最少(18.41%)，意味著 20 年間不平等成長的主要來源，是底層家戶收入差異的增加，愈往上層家戶收入差異增加愈少。此一趨勢呼應了圖二呈現的狀況，收入成長所造成的不

平等，主要來自於底層家戶收入成長率顯著低於整體家戶收入的平均成長率，中上階層家戶之間的收入差異則相對穩定。

總而言之，以上分析說明了，1981 至 2000 年間的家戶收入不平等成長主要是源自於底層家戶收入成長相對於整體收入成長的差異。這也意味著，不平等的加深較集中在特定階層而不是均質地發生。相較於 OLS，QR 更適於捕捉此一不平等變化的特性。接下來，我將使用 QR 與反事實分析，探究各種人口因素對此二十年家戶收入不平等成長的影響，同時檢視各種因素的效果是否隨不同階層而異，進而影響家戶收入分配的變化。

第二節 分量迴歸分析與人口因素之邊際效果

一、平均家戶收入之敘述性統計分析：依各種家戶屬性分組

[表七]

在進行迴歸分析以前，先檢視主要變項的敘述性統計數據，並比較各種家戶屬性與平均家戶收入的變遷趨勢。表七是 1988 年與 2000 年樣本中各種家戶屬性之比例及其平均家戶收入。如表七所示，從 1988 到 2000 年，戶長平均年齡增加了 3.86 歲，戶長平均教育年數增加了 1.01 年，家戶總人數減少了 0.67 人，反映了人口平均年齡增加、教育程度提高、家戶規模縮小等我國人口變遷的主要特徵。

以戶長年齡分組可以看到，在 1988 年，戶長 25-34 歲與 35-44 歲家戶佔總家戶比例最高（兩組合計佔總家戶的 58%）。至 2000 年，比例最高的組別上升至戶長 35-44 歲與 45-54 歲（兩組比例合計佔 55%），戶長 34 歲以下家戶比例大幅減少，戶長 65 歲以上家戶比例則增加了 7%，反映了戶長的中高齡化趨勢。平均

收入方面，無論 1988 年或 2000 年，家戶收入都先隨戶長年齡增加，至 45-54 歲組達到高峰，之後再隨年齡遞減至 65 歲以上組最低。十三年間，收入愈高的年齡組，收入成長幅度也愈大，意味著戶長年齡組間的收入差異有擴大的趨勢。

過去有研究發現(饒志堅 2008)，將勞動人口依年齡分組，在 1991 年以前，25 歲以下組雖然是年齡組中平均收入最低的一組，卻也是平均薪資增幅最大的一組，但是在 1991 年以後，平均收入最高與薪資增幅最大的都是 45-54 歲組。此一趨勢與本分析的發現一致，這也意味著家戶收入隨戶長年齡成長的生命週期曲線可能有世代差異。

就戶長性別而言，以男性戶長家戶為主，但女性戶長家戶有顯著的成長。十三年間，女性戶長的比例從 11% 成長到 19%，男性戶長的比例則從 91% 減少到 81%。女性戶長家戶的平均收入明顯低於男性戶長家戶，且收入成長幅度也較低，因此戶長性別的收入差異有擴大的趨勢。

以戶長婚姻狀態分組，戶長為已婚的比例最高，1988 年和 2000 年分別佔 82% 和 73%，但有逐年減少的趨勢。單身戶長當中，戶長「從未結婚」的比例又高於戶長「離婚或喪偶」，兩者比例都逐年成長。十三年間戶長「從未結婚」與「離婚或喪偶」分別從 11% 和 7%，增加到 14% 和 12%。平均家戶收入與收入成長率最高的都是已婚戶長家戶，其次為單身戶長之家戶，「離婚或喪偶」戶長家戶收入與收入成長率最低，且遠低於整體之平均。

以戶內就業人數分組，就業人數為 1 位的比例最多，其次是 2 位，再次是 0 位。十三年間比例變化主要發生在 0 位與 1 位之間，前者增加 2%，後者減少 2%。就業人數較多的家戶平均收入較高。就業人數為 2 位的家戶收入成長幅度最大。就業人數為 0 位之家戶收入與收入成長皆遠低於整體平均。

就戶長是否為大學畢業而言，以「戶長為非大學畢業」佔多數，但 1988 年至 2000 年從 91% 下降到 88%。「戶長為大學畢業」的比例則從 9% 成長到 12%。「戶長為大學畢業」之家戶的平均收入較高，且收入成長幅度也較大，因此戶長為大學畢業與非大學畢業家戶之間的收入差異有擴大的趨勢。

總而言之，雖然在這十三年間，所有類型家戶的平均收入都增加了，但是原本收入愈高的優勢群體，收入成長也愈多，導致各群體間收入差異皆擴大。另一方面，收入成長遠低於整體平均的家戶類型（例如：老年戶長家戶，無就業人口之家戶，以及戶長為離婚或喪偶之家戶），其比例則有逐年增加的趨勢，意味著家戶類型的組成變化可能和不平等成長相關。然而各種因素究竟產生什麼影響？哪些因素對家戶收入不平等的影響較大？這些問題必須透過迴歸分析與反事實分析的結果來回答。接下來，我要根據迴歸結果，分析對各種人口屬性的「報酬」在這十三年間的變化，並且觀察各種人口因素對家戶收入吉尼係數之邊際效果的趨勢變化。

二、人口屬性之「報酬」變化

為了更清楚呈現 QR 在不同「分量」的估計結果，並且與 OLS 結果作比較，我將兩種迴歸結果摘要繪於圖三。圖三為每一變項在 1988 至 2006 年間的係數變化，圖中四條線分別代表分量 0.10、0.50、0.90 之 QR 係數，以及 OLS 係數的估計結果。比較一變項在不同分量上的係數，可以推論該變項對家戶收入不平等的影響。依變項為家戶收入取自然對數，因此二個分量之間的係數差異可測量該變項對此二分量收入之比率（ratio）的影響。

[圖三]

（一）戶長年齡

首先檢視「戶長年齡」對家戶收入的效果。圖 3 顯示，戶長年齡愈大，收入

愈多（戶長年齡係數為正），但收入成長的幅度隨年齡增長而減少，（戶長年齡平方係數為負）。比較不同分量的係數，可以看到早期戶長年齡對底層家戶收入的效果大於頂層，但戶長年齡對底層收入的效果逐年減少，對頂層的效果逐年增加。1995 年以後，對頂層的效果超越底層，且兩者間差距逐漸擴大。這代表年齡效果對頂層收入成長愈來愈重要，對提昇底層收入的效果卻愈來愈小，意味著年齡效果會擴大收入離散度，且此一效果逐漸增強。戶長平均年齡愈大，收入離散度愈大。即便戶長年齡組成不變，戶長年齡報酬本身的變化也會使不平等逐年上升。

過去研究主要從「生命週期」效果來推估年齡效果，也就是假設年齡所造成的收入差異是由不同生命階段所給定的（Chu and Jiang 1997；Schult 1997），因此認為年齡對不平等的影響僅取決於年齡組成。這種作法預設了年齡效果對所有人都是同質的。然而本分析顯示，年齡效果不僅存在異質性，而且會隨時間變化，這種異質性本身也是收入差異的來源，這意味著過去研究可能低估了年齡的效果。

（二）戶長是否為大學畢業

接著看「戶長是否為大學畢業」的效果。圖三顯示，戶長為大學畢業之家戶收入較高（「戶長為大學畢業」係數為正），戶長為大學畢業之家戶收入隨戶長年齡成長較多（「戶長為大學畢業×戶長年齡」係數為正）。這可能是因為戶長為大學畢業會影響其他人力資本的累積使收入成長較快，也可能是因為大學畢業報酬本身有世代差異。

比較不同分量係數，「戶長大學畢業」與「戶長大學畢業×戶長年齡」兩種效果的相對重要性隨不同階層而異：「戶長大學畢業」對底層家戶收入較重要，對頂層效果較小；相反地「戶長大學畢業×戶長年齡」對頂層家戶收入的重要性

較大，對底層效果較小。這意味著，戶長為大學畢業雖然會提昇顯著底層家戶收入，但使底層家戶收入隨戶長年齡成長的效果較弱。反之，戶長為大學畢業的報酬雖然對頂層家戶收入較不重要，但戶長為大學畢業會持續使頂層家戶收入隨年齡成長較多。此一效果會同時導致「大學」群體內部與整體家戶收入離散度隨時間擴大。戶長平均年齡愈大，戶長為大學畢業的效果會使不平等增加愈多。

十三年間，「戶長為大學畢業」對所有階層家戶收入的效果都隨時間增加，底層最增加最多；而「戶長為大學畢業×戶長年齡」對所有階層家戶收入的效果都隨時間減少，也是底層減少最多。換言之，整體而言，戶長大學畢業報酬變得愈來愈重要，但「戶長大學畢業使家戶收入隨年齡成長較多」的效果則逐漸減弱。此一變化又在底層特別顯著。是否與高等教育擴張的效應有關，值得進一步探究。

(三) 戶長為大學畢業與戶長年齡的交互作用

為更清楚呈現「戶長為大學畢業」與「戶長年齡」交互作用對於不同階層家戶收入的影響，我根據迴歸結果，分別就不同分量與「戶長是否為大學畢業」估計家戶收入預測值，以觀察各組家戶收入如何隨戶長年齡變化。圖六為 1988 年與 2000 年之家戶收入預測值在戶長 20 至 64 歲之間的變化，以「分量」分組；圖中二條線分別代表「戶長為大學畢業」與「戶長為非大學畢業」之家戶收入；皆假設戶長為男性、已婚、非農戶、家戶規模與戶內就業人數等於平均值、居住在台北市、自有住宅之家戶。

[圖四]

1. 「大學」與「非大學」間的不平等

從圖四中可以看到，在所有「分量」組中，大學畢業戶長家戶的收入均高於非大學畢業戶長家戶，且兩者之間的收入差異隨戶長年齡而擴大。由於大學畢業戶長家戶的收入較高（「戶長大學畢業」的效果），收入隨年齡成長又較多（「戶長大學畢業×戶長年齡」的效果），因此兩者之間的收入差異不僅會持續存在且會隨年齡增加。

比較 1988 年與 2000 年的估計結果，由於「戶長大學畢業」的報酬增加，「戶長大學畢業×戶長年齡」效果雖有減弱但仍顯著，「大學」與「非大學」家戶在各年齡之間的收入差異變得更大。這意味著即便戶長年齡組成不變，報酬結構的變化本身就會使「大學」與「非大學」之間的不平等成長。

2. 「大學」內部的不平等

由於「戶長大學畢業」與「戶長大學畢業×戶長年齡」的效果也隨階層而異，代表戶長大學畢業對家戶收入的效果並不是均質的。此一效果也會在大學畢業戶長家戶之間造成收入差異。因此，接下來我要檢視此一效果對「戶長為大學畢業」家戶群體內部不平等的影響。圖五同樣是 1988 年與 2000 年之家戶收入預測值在戶長 20 至 64 歲之間的變化，但根據「戶長是否為大學畢業」分組，圖中四條線分別代表分量 0.10、0.50、0.90 之 QR 與 OLS 的估計結果。

[圖五]

如圖五所示，「大學」組內收入離散度隨戶長年齡擴大的程度會大於「非大

學」組。由於「戶長大學畢業×戶長年齡」的效果使「大學」組的收入成長幅度大於「非大學」組，此一效果又愈往上層愈大，因此上層收入特別大幅的成長會使「大學」組內的收入離散度更快速擴大。比較 1988 年與 2000 年的估計結果，此一效果有增強的趨勢，意味著即便戶長年齡組成不變，報酬結構的變化仍傾向使「大學」組內的收入離散度增加。

過去研究（江豐富 1992；Gindling and Sun 2000；鄭保志 2004；Vere 2005；陳建良 2010）認為：台灣教育擴張所造成的教育組成變化會縮小不同教育程度之間的收入差異，因而具有平等化效果。不平等增加則是由教育報酬成長所引起的，兩者相互抵消，導致平等化效果減弱。這種看法隱含了將各種類型的勞動力視為內部同質的群體，或至少每個群體都具有相同程度之異質性的預設。本分析則發現：「戶長為大學畢業」報酬的效果不僅是異質的，且報酬結構的效果有使大學畢業戶長家戶之間收入離散度隨時間擴大的傾向。當「大學」群體內部的收入離散度大於「非大學」時，「大學」的比例增加本身就會導致不平等成長。換言之，教育程度提高並不必然伴隨收入的平等化，反而可能加深不平等。

（三）戶長性別

圖三顯示，平均而言，女性戶長家戶收入較少（「戶長為女性」OLS 係數為負）。比較不同分量係數，此一性別差異愈往底層愈大，但在頂層不顯著。這意味著，相較於男性戶長家戶，女性戶長家戶群體內的收入離散度更大，女性戶長家戶佔整體比例愈大，不平等也愈大。

在所有階層，此一性別差異都隨時間減弱，且在底層減弱最多，代表底層女性戶長家戶相對於男性家戶的經濟弱勢逐漸改善。頂層的女性戶長家戶收入甚至在部分年度高於男性家戶。這意味著，在頂層「經濟戶長為女性」比例增加反而傾向使不平等惡化。

過去研究指出，1990 年代以來我國女性戶長家戶比例明顯上升，且相較於男性戶長家戶具有較高的貧窮率，因此關心我國是否有「貧窮女性化」的趨勢（呂朝賢 1996；薛承泰 2004；王德睦、何華欽 2006）。從本分析的結果來看，隨著女性戶長比例的成長，底層女性戶長家戶相對於男性家戶的經濟劣勢反而有減輕的趨勢。這意味著，雖然女性戶長家戶的比例成長傾向使不平等惡化，但隨著底層女性家戶之於男性家戶的相對劣勢逐漸改善，此一效果有也有逐漸減弱的趨勢。

（四）戶長婚姻狀況

圖三顯示，相對於已婚戶長家戶，戶長「從未結婚」與「離婚喪偶」家戶收入均較低（係數均為負）。其中，「離婚喪偶」對收入的負面效果又大於「從未結婚」，兩種效果都有隨時間增強的趨勢。比較不同分量係數，兩種負面效果均對底層最大，愈往頂層愈小。意味著單身戶長群體內部的收入離散度大於已婚戶長。單身戶長家戶佔整體的比例愈高，不平等愈大。

既有文獻指出，單身戶長家戶相對於已婚戶長家戶具有較高的貧窮率（張清富 1992；蔡明璋 2008），但各類單身戶長家戶的貧窮機會差異並不顯著（呂朝賢 1999）本分析則顯示，戶長「離婚或喪偶」對底層家戶收入的負面效果大於戶長「從未結婚」。「從未結婚」相對於「離婚或喪偶」的負面效果較小，此一差異又在底層家戶與頂層家戶特別明顯。

（五）戶長性別×戶長婚姻狀況

先看「戶長從未結婚」效果的性別差異。平均而言，「從未結婚」對男性家

戶較不利，對女性家戶的負面效果較小（「戶長為女性×戶長從未結婚」OLS 係數為正）。比較不同分量係數，可以看到這種性別差異的效果會隨階層而異。對底層家戶而言「戶長從未結婚」的效果有顯著的性別差異，對女性戶長家戶的負面效果較小，其效果越往上層愈微弱，對頂層家戶而言「戶長為女性」反而會強化「戶長從未結婚」的負面效果。

十三年間，「從未結婚」對女性家戶的負面效果隨時間增強。在底層，從未結婚女性家戶之於男性家戶的相對優勢逐漸減弱，趨向不顯著。在頂層，從未結婚女性家戶的相對劣勢則逐漸加深。

「戶長離婚或喪偶」方面。平均而言，「離婚或喪偶」對女性家戶較不利，對男性家戶的負面效果較小（「戶長為女性×戶長離婚或喪偶」的OLS係數為負）。比較不同分量係數，此一效果在頂層特別顯著，然後逐漸往下層遞減。至底層「離婚或喪偶」反而相對不利於男性家戶。也就是說，愈往上層，「戶長離婚或喪偶」對女性家戶負面效果愈大，相反地，在底層「離婚或喪偶」對男性的負面效果較大。

十三年間，離婚或喪偶女性家戶之於男性家戶的相對劣勢有改善的趨勢。但實際上，「離婚或喪偶」對女性家戶的負面效果並沒有減弱，主要是因為「離婚或喪偶」對男性家戶的負面效果成長更多。

以上分析顯示：「從未結婚」與「離婚或喪偶」和戶長性別有類似的交互作用，亦即：兩種效果皆對底層女性戶長家戶較有利，對頂層女性戶長家戶較不利。這意味著在經濟上最弱勢的是底層的單身男性家戶。

（六）家戶規模與戶內就業人數

圖三顯示，家戶規模愈大，家戶收入愈多。比較不同分量的係數，家戶規模對中下層家戶收入的效果逐年增加，對頂層的效果則相對穩定，兩者間的差異隨

時間擴大。1995 年以前，家戶規模對頂層家戶收入較重要，意味著家戶規模會擴大收入離散度，使不平等增加。1995 年以後，家戶規模對中下層的效果超越頂層，家戶規模對中下層家戶收入愈來愈重要。這意味著家戶規模的差異對於中下層家戶之間的收入差異影響較大。一方面代表中下層家戶規模增加有助於減少收入差異，另一方面也意味著家戶規模縮小對於中下層家戶收入較不利。

「就業人數」方面，就業人數愈多，家戶收入愈多。比較不同分量係數，此一效果對底層家戶最重要，愈往上層重要性愈低。這意味著，就業人數的差異對於底層家戶收入差異的影響最大。底層家戶的就業人數增加有助於減少收入差異，但戶內就業人數減少也對底層最不利。十三年間，就業人數效果對所有階層家戶收入的重要性都逐漸增加，但頂層增加最多，使得就業人數的效果在不同階層間的差異縮小。這也意味著，此一效果使頂層收入增加較多，使不平等增加。

(七) 戶長為老年

圖三顯示，老年戶長家戶收入較低（「戶長為老年」係數為負）。此一效果愈往上層愈大。這意味著戶長為老年的效果對上層家戶收入較不利，有助於減少收入離散度。在所有階層，戶長為老年對收入的負面效果都隨時間減弱。

由於老年人口具有相對較高的貧窮率(王德睦、呂朝賢 1997; 薛承泰 2002)，因此一般認為老年人口與老年戶長家戶的比例增加會使不平等惡化。但從 QR 係數的分析結果來看，由於「戶長為老年」對上層家戶收入的負面效果較大，因此老年戶長的比例成長可能反而有減少收入差異的效果。

(八) 戶長為老年×戶長為女性

圖三顯示，老年戶長對家戶收入的負面效果，會隨戶長為女性而增強（係數為負）。但此一性別差異僅在頂層特別大，對其他階層的效果很小。在所有階層，此一效果都隨時間減弱，逐漸趨向不顯著。

一般認為，家庭內代間與代內經濟移轉為老人主要收入來源，尤其是女性老人，因女性的經濟依賴程度較大。在離婚與喪偶比例增加、子女數減少的趨勢下，老年女性較無來自配偶或子女的經濟資源，會較老年男性更處於經濟弱勢（李美玲 1997）。本分析則顯示，此一性別差異僅對頂層家戶顯著，且其效果逐年減弱。

（九）小結

總而言之，QR 係數的結果清楚地顯示，各種人口屬性的「報酬」在各階層皆不同，呈現特定的結構形態，這種結構形態本身也會產生「分配效果」。而 OLS 只能估計每種報酬的「平均效果」，因此會忽略報酬結構對不平等的影響。就各種報酬結構的變化趨勢而言，「戶長年齡」、「戶長大學畢業×戶長年齡」與「戶內就業人數」均對頂層家戶較有利，對底層較不利，可能是家戶收入不平等成長的重要來源。然而，各因素對不平等的影響還要取決於人口組成的狀況。因此接下來，我要根據迴歸結果，同時就各因素的報酬（係數）與組成（變數）估計它們對不平等的邊際效果。

三、人口因素對家戶收入不平等的邊際效果與趨勢變化

（一）人口因素之邊際效果

為了解各種人口因素對家戶收入不平等的相對影響力，我根據迴歸結果估計

下列因素對歷年家戶收入吉尼係數的邊際效果，包括：戶長年齡、戶長是否大學畢業、戶內就業人數、家戶規模、單身女性戶長等因素，並將結果列於表八。

表八報告標準（調整前）家戶收入吉尼係數（欄 1），以及扣除上述因素效果後的「調整後」吉尼係數（欄 2 至 8），各因素的邊際效果分為兩項（列於欄 9 至 15），第一項為絕對差效果，亦即標準吉尼係數與調整後吉尼係數的絕對差，第二項為百分比效果，亦即該絕對差效果佔當年標準吉尼係數的百分比。各因素之百分比效果在 1988 至 2006 年的變化與 OLS 的估計結果摘要於圖六。

[表八]

[圖六]

1. 戶長年齡之邊際效果

表八中欄 2 為扣除「戶長年齡」效果後的調整後吉尼係數，欄 9 為其邊際效果。估計結果顯示，「戶長年齡」的效果會增加不平等，十三年間有相當大幅的成長。1988 年其絕對差效果為 0.0175，百分比效果為 5.7%；至 2000 年絕對差效果成長到 0.1310，百分比效果為 40.9%；2000 年之後的成長速度雖然趨緩，但百分比效果仍在 40% 上下。換言之，2000 年以後「戶長年齡」的效果可以解釋高達 40% 的家戶收入不平等，十三年間其影響力成長近 35%。

「戶長年齡」效果的快速成長有三種來源：一，戶長年齡愈高，家戶收入差異愈大，在此十三年間我國家戶戶長有顯著中高齡化，此一組成變化會導致家戶收入不平等成長。二，戶長年齡「報酬結構」的離散度擴大。上層家戶的戶長年齡報酬逐年增加，下層的戶長年齡報酬卻逐年減少，換言之，上層家戶收入隨戶長年齡成長得愈來愈多，下層家戶收入隨戶長年齡成長卻愈來愈少，即便戶長年齡組成不變，此一報酬變化效果本身就會導致不平等惡化。三，戶長年齡與戶長

為大學畢業有顯著的交互作用，也就是說，若戶長為大學畢業，家戶收入會隨戶長年齡成長更多，且此一交互作用愈往上層愈強，也會擴大收入離散度。三種效果的結合，使「戶長年齡」效果在 1988 年之 2000 年間呈現相當驚人的成長。

從圖六中可以看到，由於 OLS 無法捕捉「戶長年齡」與「戶長年齡×戶長為大學畢業」報酬在不同階層之間的變異，導致對「戶長年齡」效果的嚴重低估。比較圖三中兩種迴歸結果，OLS 所估計的戶長年齡「平均報酬」，大幅低估了 1995 年以後戶長年齡效果對頂層收入的重要性，又高估了對戶長年齡對中下層收入的效果。隨著報酬結構在階層間的離散度逐漸擴大，OLS 的估計誤差也愈來愈大。

2. 戶長是否為大學畢業之邊際效果

欄 3 為扣除「戶長是否為大學畢業」效果後之調整後吉尼係數，欄 10 為其邊際效果。估計結果顯示，「戶長是否為大學畢業」的效果會增加不平等。十三年間，「戶長是否為大學畢業」對不平等的影響力也逐漸成長，但成長幅度遠不及「戶長年齡」。1988 年，其絕對差效果為 0.0120，百分比效果為 3.9%；至 2000 年，其絕對差效果成長至 0.0165，百分比效果為 5.2%；2000 年後的成長趨緩，百分比效果約在 5%至 6%之間波動。

「戶長是否為大學畢業」效果的成長也有三種來源：一，戶長為大學畢業的「報酬」逐年成長，使戶長為大學畢業與非大學畢業家戶的收入差異擴大；二，「戶長為大學畢業」與「戶長年齡」交互作用對底層大學畢業戶長家戶愈來愈不利，使大學畢業戶長家戶之間的收入離散度也逐漸擴大。三、當「大學畢業」家戶群體內部的收入差異大於「非大學畢業」家戶時，「大學畢業戶長比例成長」此一組成變化也會使不平等增加。

從圖六中可以看到，OLS 也傾向於低估「戶長為大學畢業」對不平等的效果，但兩種迴歸的估計結果相對接近。比較圖三中兩種迴歸係數的結果，OLS 所估計的「平均報酬」，特別傾向忽略「戶長為大學畢業」效果在底層的異質性。

亦即，大學畢業報酬雖然對底層家戶收入較重要，卻相對較不會隨戶長年齡增加。由於忽略了「戶長為大學畢業」效果內部的階層化，OLS 的估計結果會傾向於高估「大學」與「非大學」之間的不平等，低估「大學內部」的不平等。

3. 戶內就業人數之邊際效果

欄 4 為扣除「戶內就業人數」效果後之調整後吉尼係數，欄 11 為其邊際效果。估計結果顯示，「戶內就業人數」的效果會增加不平等，1990 以前的效果很小，隨後十年快速成長，僅次於「戶長年齡」。在 1988 年，其絕對差效果為 0.0048，百分比效果僅 1.6%；至 2000 年絕對差效果成長到 0.0286，百分比效果為 8.9%；2000 年後成長趨緩，百分比效果約在 7% 至 8% 之間波動。

圖六顯示，OLS 大幅高估了「戶內就業人數」對不平等效果。比較圖三中「戶內就業人數」的兩種迴歸結果，可以看到 OLS 所估計的「平均報酬」一方面高估了就業人數對上層家戶收入的效果，另一方面又低估了其對下層家戶收入的效果。隨著「戶內就業人數」報酬結構的離散度逐漸縮小，OLS 的估計結果也逐漸趨近於 QR 估計結果。

4. 家戶規模之邊際效果

欄 5 為扣除「家戶規模」效果後之調整後吉尼係數，其邊際效果列於欄 12。估計結果顯示，「家戶規模」的效果會增加不平等。十三年間對不平等的影響有隨時間減少的趨勢，但幾乎不顯著。絕對差效果在 0.0085 到 0.0202 之間，百分比效果在 2.8% 至 6.5% 之間，相對接近「戶長為大學畢業」的波動範圍。

從圖六中可以看到，OLS 會先低估、再高估「家戶規模」對不平等的效果。同樣地，這是由於 OLS 無法捕捉「家戶規模」報酬的異質性所導致。圖五顯示，「家戶規模」報酬所有家戶收入的效果都隨時間成長，但上層成長較少，因此

OLS 所估計的平均報酬會高估「家戶規模」對上層收入的重要性，進而高估「家戶規模」對不平等的效果。

5. 單身女性戶長之邊際效果

欄 6 為扣除「單身女性戶長」效果後之調整後吉尼係數，其邊際效果列於欄 13。扣除「單身女性戶長」效果，代表將樣本中所有單身女性戶長的婚姻狀況調整為已婚，其餘條件維持不變。從 1988 至 2000 年，樣本中的單身女性戶長比例從 6% 逐年成長到 12%。估計結果顯示，假設這些單身女性戶長為已婚狀態，則家戶收入不平等會較實際來得低一點。換言之，「單身女性戶長」的效果會小幅增加不平等，且隨著單身女性戶長比例的成長，其效果有逐年增強的趨勢。1988 至 2000 年，其絕對差效果從 0.0026 成長到 0.0039，百分比效果從 0.2% 成長到 1.2%。

接著，我將「單身女性戶長」的效果進一步拆解為「離婚或喪偶女性戶長」與「從未結婚女性戶長」的效果。扣除「離婚或喪偶女性戶長」與「從未結婚女性戶長」效果後所得到的調整後吉尼係數列於欄 7 與欄 8，邊際效果分別列於欄 14 欄 15。十三年間，「離婚或喪偶之女性戶長」的比例從 3.8% 成長到 7.3%。估計結果顯示「離婚或喪偶之女性戶長」會增加不平等，是「單身女性戶長」效果的主要來源。隨著離婚或喪偶之女性戶長比例增加，其效果有隨時間成長的趨勢。1988 至 2000 年，其絕對差效果在 0.0014 到 0.0037 之間，百分比效果大約從 0.5% 成長到 1%。

另一方面，「從未結婚女性戶長」的比例從 1988 年的 2.6% 成長到 2000 年的 4.9%，但估計結果顯示「從未結婚女性戶長」的效果很小，甚至在部分年度還使不平等微幅下降。十三年間其絕對差效果在 0.006 到 -0.008 之間，百分比效果在 0.01% 至 -0.02% 之間。

以上結果顯示：「離婚或喪偶女性戶長」與「從未結婚女性戶長」對家戶收

人不平等的效果不同。相對於「已婚」的狀況而言，若女性戶長為「離婚或喪偶」會使不平等上升，「從未結婚」沒有顯著影響或反而使不平等下降。過去研究曾指出「離婚或喪偶」女性戶長家戶相對於已婚女性戶長具有較高貧窮風險（呂朝賢 1999），因此「離婚或喪偶女性」戶長比例增加會使不平等上升，相對可以預期。比較特別的是「從未結婚」女性戶長的效果。從報酬結構來看，此一「從未結婚女性戶長」使不平等下降的效果可能有兩種來源，一是「從未結婚」會使頂層女性家戶收入減少，二是「從未結婚」反而使底層女性家戶收入增加。

從圖六中可以看到，OLS 對「離婚或喪偶之女性戶長」與「從未結婚女性戶長」兩種效果都高估。這是因為兩種因素都對上層家戶的負面效果較大（見圖四），對底層的負面效果較小，以 OLS 的「平均報酬」推估，會高估它們對下層家戶收入的負面影響，又低估它們對上層家戶收入的負面影響。

6. 小結

總而言之，以上實證結果顯示，年齡、教育、家戶規模、戶內就業人數、單身女性戶長家戶等因素，的確會增加家戶收入不平等。其中，「戶長年齡」對家戶收入不平等的邊際效果是各種因素中最大的，遠超過「戶內就業人數」與「戶長是否為大學畢業」的效果。「戶內就業人數」的效果又高於「戶長是否為大學畢業」與「家戶規模」的效果。「單身女性戶長」的效果主要來自「離婚或喪偶女性戶長」，「從未結婚女性戶長」的效果很小，甚至反而會降低不平等。此外，比較 OLS 與 QR 的估計結果，再次印證了各種報酬效果的異質性會影響各因素對不平等的效果，「報酬結構」的離散度愈大，OLS 估計結果的誤差也愈大。

就各效果的變化趨勢而言，除「家戶規模」、「從未結婚女性戶長」以外，其他因素的效果都明顯隨時間成長，與 1988 至 2000 年間不平等變化的趨勢一致。基本上對不平等效果愈大者，十三年間成長也愈快。過去的解釋相對偏重戶長教育、家戶規模和戶內就業人數對不平等的影響，本分析則發現戶長年齡的效果遠

超過前三者，且在十三年間呈現驚人的成長，這意味著年齡效果對台灣家戶收入不平等的影響可能更為關鍵。

第三節 1988 至 2000 年家戶收入不平等變化趨勢分解

1988 年至 2000 年間家戶收入不平等有顯著的成長，上一節的結果顯示年齡、教育、家戶規模、戶內就業人數、離婚或喪偶女性戶長家戶等因素的效果都會使不平等增加。然而不平等變化可能是源自於這些社會人口屬性的組成變化 (α 的變化)，也可能是源自於對這些屬性之報酬結構的變化 (β 的變化)。整體而言，人口組成的變化與報酬結構的變化，兩種效果對台灣家戶收入不平等成長的影響分別為何？最後我要透過不平等趨勢分解的分析結果來回答這個問題。

[表九]

表九為 1988 年至 2000 年家戶收入分配變化之因素分解的估計結果。表九中欄 1、2 為 1988 年與 2000 年的邊際收入分配，欄 3 為此十三年間收入分配變化的估計結果；欄 4、5 為將分配變化分解為人口組成變化效果與報酬結構變化效果；²²欄 6 為殘差變化。

欄 1 至欄 3 摘要了收入分配的估計結果（分量 0.10、0.25、0.50、0.75 以及 0.90），欄 3 顯示，1988 至 2000 年間所有階層的家戶收入都成長了，但是愈往上層，收入成長的比例愈多。欄 4 為人口組成變化效果，亦即分配變化中可被人口組成變化解釋的部分。除分量 0.90 以外，人口組成變化效果都是負的，代表人口組成變化使頂層以外其他階層的家戶收入減少（若人口組成維持在 1988 年不

²² 「人口組成變化效果」等於：2000 年的實際邊際分配，減掉將人口組成維持在 1988 年不變的反事實分配。「報酬結構變化效果」等於：將人口組成維持在 1988 年不變的反事實分配，減掉 2000 年的實際邊際分配。

變，讓報酬結構隨時間變化至 2000 年水準，反事實的家戶收入預測值會高於 2000 年實際家戶收入），且愈往下層，人口組成變化使家戶收入減少愈多，相反地，在頂層反而會使家戶收入增加。整體而言，人口組成變化效果使不平等上升。

欄 5 為報酬結構變化效果，亦即分配變化中可被報酬結構變化解釋的部份。在所有分量，報酬結構變化效果都是正的，代表報酬結構變化使所有階層家戶收入都增加（若人口組成維持在 1988 年不變，讓報酬結構隨時間變化至 2000 年水準，反事實的家戶收入預測值會高於 1988 年實際家戶收入），且愈往下層，報酬結構變化使家戶收入增加愈多。整體而言，報酬結構變化效果也導致不平等增加，但影響相對小。²³

綜上所述，反事實因素分解的估計結果顯示：台灣家戶收入不平等成長的主要來源是人口組成變化效果，雖然報酬結構變化效果也使不平等增加，但效果相對小。確切而言，報酬結構的變化效果是整體家戶收入成長的主要來源，且對各階層家戶的效果差異不大，僅使不平等微幅上升。但人口組成變化效果對底層家戶特別不利，且其負面效果往上層遞減，反而使頂層家戶收入增加，因此使不平等增加較多。對底層家戶而言，人口組成變化的負面效果會抵消報酬結構變化所帶來的正面效果，導致下層家戶的收入成長相對於整體收入成長顯著不足，進而導致不平等惡化。

²³ 相反時序的因素分解估計結果請見附錄。相反時序的反事實分配為將報酬結構維持在 1988 年水準，讓人口組成隨時間變化至 2000 年水準。估計結果中報酬結構變化效果值稍有不同，特別是對吉尼係數的效果較大。儘管如此，從兩種估計結果中得出的結論相同，亦即人口組成變化和報酬結構變化都會導致不平等增加，且人口組成變化的效果較大。

第五章 結論與討論

第一節 結論

本研究探討人口變遷與台灣家戶收入不平等之間的關聯。首先，我分析 1981 年至 2000 年間台灣家戶收入不平等的變化模式。結果發現，在這二十年間，家戶收入差異擴大的主要來源，是底層家戶收入成長率顯著低於整體家戶收入的平均成長率。換言之，台灣經濟快速成長的利益並未雨露均沾，經濟弱勢家戶受益程度相對不足，是不平等成長的主要來源。

其次，為了解各種人口因素對不平等的相對影響力，我估計「戶長年齡」、「戶長是否為大學畢業」、「家戶規模」、「戶內就業人數」以及「單身女性戶長」等因素對歷年家戶收入基尼係數的邊際效果。估計結果顯示，以上因素都使不平等增加，且除「家戶規模」外，上述因素對不平等的影響都隨時間成長，與家戶收入不平等的實際變化趨勢一致。

在本分析中，「戶長年齡」效果成為我國家戶收入不平等成長的關鍵。基於以下理由：一，戶長年齡組成顯著中高齡化。戶長年齡愈高，家戶收入差異愈大，此一組成變化會導致家戶收入不平等成長。二，戶長年齡的「報酬結構」離散度逐漸擴大。亦即，上層家戶收入隨戶長年齡增幅愈來愈大，下層家戶收入隨戶長年齡成長愈來愈少。即使戶長年齡組成不變，此一報酬變化效果本身就會導致不平等惡化。三，「戶長年齡」與「戶長為大學畢業」有顯著的交互作用。也就是說，若戶長為大學畢業，家戶收入隨戶長年齡增幅更大，且此一效果愈往收入分配頂層愈強，也使收入分配離散度擴大。三種效果的結合下，「戶長年齡」對家戶收入基尼係數的解釋力從 1988 年的 5.7% 逐年攀升到 2000 年的 40.9%，呈現

相當驚人的成長。

這樣的結果意味著我國家戶收入不平等有深化的傾向。因為戶長年齡效果與階層差異存在交互作用且逐漸增強，代表戶長年齡效果傾向於強化階層效果，不平等可能隨時間繼續成長。過去研究曾在美國嬰兒潮世代觀察到類似趨勢

(Crystal and Shea 1990; Easterlin et al. 1993; O’Rand 1996)。此一發現被視作「優勢累積假設」(hypothesis of cumulative advantage)的證據。優勢累積假設認為：在經濟轉銜(economic transition)過程中，資源愈多的人能夠得到愈多經濟報酬，因此個人之間的相對不平等會隨年齡增加(Crystal and Shea 1990)。在看似個人性的生命過程中，隱含著某種社會性的階層化機制，並且受到社會經濟變遷的形塑。(Dannefer 2003; Elder and Johnson 2003; DiPrete and Eirich 2006)這可能是年齡本身的效果，也可能源自於某種尚未被觀察到的制度效果與個人生命過程的交互作用。因此未來的研究方向是進一步追問關鍵的「資源」是什麼，哪些社會經濟制度與生命過程的關係發生了變化，嘗試解釋這種機制。

在本分析中，「戶長為大學畢業」就是優勢累積過程中的一種「資源」。「戶長為大學畢業」與「戶長年齡」顯著的交互作用，代表「大學」家戶收入不僅高於「非大學」家戶，而且前者收入隨戶長年齡累積也較多。這意味著「大學」與「非大學」家戶之間的收入不平等不僅持續存在，且不平等程度隨著時間加深。此外，由於「戶長為大學畢業」與「戶長年齡」交互作用的效果也有階層差異，代表高低階層「大學」家戶之間收入累積的程度也有所不同。這意味著「大學」家戶內部的不平等又會較「非大學」家戶增加得更快。

針對上述現象，有幾種可能解釋：一，大學教育程度可能與其他未被觀察到的能力(或「資源」)存在交互作用，由於大學畢業與較高的收入相關，因此能力上的差異會被較高的收入進一步放大。二，教育過度擴張，可能使大學畢業者必須接受低技術、低薪資的工作，導致大學畢業者之間的收入離散度逐漸擴大。三、教育品質的差異可能是未被觀察到的因素，較高的教育品質與較高的經濟潛力相關，而愈高的教育階段所累積的教育品質差異可能愈顯著。(Martins and

Pereira 2004)

過去經濟學研究曾一再指出（例如：Chu 1997；Fields and O'Hara 1999；Bourguignon et al. 2001；Vere 2005；Lin 2007），教育擴張使人口教育程度提昇是 1980 年代以來最主要的收入平等化力量。然而本研究結果顯示，戶長為大學畢業雖顯著提昇下層家戶收入，但收入不平等在大學畢業戶長家戶之間加深得更快。這意味著過去研究高估了教育的經濟保護作用。教育擴張的效果可能也會使家戶收入不平等繼續升高。

社會學觀點不僅關心不平等的分配結果，更關心不平等是否透過某種機制而得以持續存在，抑或能夠透過更多的社會流動而得到平衡。從本研究結果來看，戶長年齡與教育程度的差異皆有隨時間加深家戶收入不平等的傾向，代表曾經在經濟與教育競爭中落後的弱勢者，往後便很難再拉近自身與優勢者之間的收入差距。這意味著流動性可能很小甚至逐漸減少。如果不平等升高，流動性不增反減，長程的後果將會是更嚴重的不平等。

最後，我將 1988 年至 2000 年的家戶不平等成長趨勢分解為人口屬性的組成變化效果與報酬結構變化效果。結果發現，1988 年至 2000 年台灣家戶收入不平等成長的主要來源是人口組成變化的效果。報酬結構變化的效果使所有階層的家戶收入均大幅成長，但人口組成變化的效果對底層家戶特別不利，導致底層家戶的收入成長相對不足。必須強調的是，因素分解僅為描述性分析，並且忽略了家戶組成行為與勞動市場經驗之間的行為連結。人口變遷與勞動市場發展之間的關係仍是未來研究的重要議題。在充分理解兩者的關係以前，分析者無法更確實地區辨人口組成變化與勞動市場變化所造成的收入分配後果。然而本研究的分析結果顯示，即便報酬結構完全沒有改變，人口組成的變化也會導致家戶收入不平等成長。

第二節 研究限制

本研究存在以下限制。首先，必須強調，本研究對家戶收入不平等變化與各種因素之間的關係僅能做描述性分析，而非因果性分析。

其次，本研究的設計無法進一步分析戶長年齡效果異質性的來源。戶長年齡效果裡面可能包含「時期效果」(period effect)與「世代效果」(cohort effect)。例如，經濟成長可能對於連續多個世代產生相對一致的影響，但也可能在不同世代之間造成差異。不同世代成員從經濟成長中受益的程度可能不同，進而導致不平等的後果。同理，本研究也無法確知戶長大學畢業報酬的差異中，是否包含由世代效果或時期效果所造成的差異。儘管已有研究指出 1990 年代高等教育擴張以來，大學畢業報酬仍維持穩定 (Tsai and Xie 2008；Baraka 1999)。但在本研究結果中，戶長大學畢業報酬分配的離散度有擴大的趨勢。然而受限於研究設計，我無法進一步分析此一大學報酬變化與教育政策變化之間的關聯。

第三，本研究使用橫斷性的資料，可能存在遺漏變數 (omitted variable)。因為收入不平等並分隨機分布於不同區域、縣市之間。不平等較高的區域可能在許多方面不同於不平等較低的區域。各種屬性與收入不平等之間的關係可能存在區域性的變異。儘管本研究已將居住層級、縣市等因素設為控制變項，但仍無法完全避免未被測量到的其他潛在相關變項。(Evans et al. 2004)

第四，本研究所使用年齡、教育、婚姻狀況等人口變項，均以戶長屬性為代表，而未能以更系統性的方式考慮所有家戶成員屬性、成員之間的關係，以及個別成員的收入狀況，因而未能更進一步處理家戶組成或同質婚等因素與家戶收入不平等之間的關聯。第五，受限於資料，本研究只考慮收入 (income) 不平等，而沒有處理財富 (wealth) 與薪資 (earning) 的不平等。第六，本研究分析的是政府移轉前與稅前的家戶總收入，因此沒有處理政府的重分配，亦即稅制與社會

福利政策變化對於的家戶收入不平等的影響。最後，受限於使用的分析方法，本研究僅能分解整體的人口組成變化與報酬變化效果，而未能就單一因素的組成變化與報酬變化效果的進行因素分解。

第三節 未來研究方向與總結

儘管存在上述限制，本研究結果指出：由「年齡」所造成的不平等與我國家戶收入不平等的持續成長，兩者間存在相當重要的關聯。此一議題在過去文獻中沒有得到太多重視，因為長期以來多數研究者聚焦在年齡每增加一歲的「平均報酬」，而忽略了年齡報酬的異質性也可能導致收入差異。為更進一步理解年齡與其他人口因素對於收入不平等的影響，需要未來研究繼續探究對各種人口屬性之報酬的異質性來源，亦即，解釋在人口屬性相同的個人或群體之間收入不平等的成長是如何發生的。例如，針對戶長年齡與教育報酬的差異，可進一步追問：年齡效果異質性是否與世代差異有關？我國的經濟成長時期與不同世代的生命過程是否產生不同的交互作用進而導致不平等的後果？大學畢業報酬是否有世代差異？大學畢業報酬的變化與高等教育擴張之間的關聯為何？上述問題本研究無法回答，但值得進一步探究。

參考文獻

一、國內文獻

- 文崇一(1989)台灣的工業化與社會變遷。台北：東大圖書公司。
- 王德睦(2002)台灣的人口轉型、人口老化與貧窮。見王振寰編，台灣社會，頁103-134。台北：巨流。
- 王德睦、呂朝賢(1997)人口老化與貧窮。見孫得雄等編，人口老化與老年照顧，頁69-87。中華民國人口學會。
- 王德睦、何華欽(2006)台灣貧窮女性化的再檢視。人口學刊33:103-131。
- 王德睦、何華欽、劉一龍(2008)所得成長、所得不均與家戶變遷對貧窮率之影響：以台灣地區1990年至2004年為例。台灣社會福利學刊7(1):29-63。
- 行政院主計處(2011)九十九年家庭收支調查報告。台北：行政院主計處。
- 朱雲鵬(1983)小型開放經濟的所得分配和經濟發展。中央研究院三民主義研究所：第三次社會指標會議。
- (1984) Growth, Distribution and Stability in Taiwan, *Industry of Free China* 62(2):19-27。
- (1989)1980 至 1986 年間台灣所得分配變動趨勢的分析。見伊慶春等編，台灣社會現象的分析，頁437-455，台北：中央研究院三民主義研究所叢刊。
- (1990)1980 與 1986 年台灣所得分配的因素分解分析。人文及社會科學集刊3(1):45-167。
- (1997) Employment Expansion and Equitable Growth: Taiwan's Postwar Experience, Working Paper, Sun Yat-Sen Institute for Social Science and Philosophy, Academia Sinica, Taipei, Taiwan. Processed.
- (1991)家戶大小與所得分配：1980 與 1989 年台灣實證研究。中國經濟學會年會論文集，頁287-307。
- 朱雲鵬、陳昭南(1988)臺灣所得分配變動趨勢的分析。見祝萍編，迎接挑戰、開創新政——一次海內外知識分子的大辯論，頁227-249。台北：時報出版公司。
- 江豐富(1992) The Role of Educational Expansion in Taiwan's Economic Develop, *Industry of Free China*, 77(4):37-68。
- 吳昭明(1996 a)台灣地區家庭組織型態與所得分配之研究。主計月報81(1):40-50。
- (1996 b)台灣地區家庭組織型態與所得分配之研究-續-。主計月報81(2):54-59。
- 吳慧瑛(1998)家戶人口規模與所得分配，1976-1995。經濟論文26(1):19-50。

- 李安妮(1998)貧窮的性別差異分析。第二屆家庭與社會資源分配學術研討會論文。南港：中央研究院中山人文社會科學研究所。
- 李美玲(1997)台灣老年女性的經濟處境與經濟安全。見孫得雄等編，人口老化與老年照顧，頁151-176。中華民國人口學會。
- 李碧涵(1994)台灣地區後工業轉型之國家與社會。中山學術論叢12: 245-282。
- (1996)台灣企業經濟之結構調整與後工業轉型。中山學術論叢14: 81-121。
- 呂朝賢(1995)貧窮的性別與婚姻屬性差異。婦女與兩性學刊6:25-54。台灣大學人口研究中心。
- (1996)貧窮女性化與貧窮程度的性別差異，人文及社會科學集刊8(2):221-256。
- (2010)台灣貧窮近似決定因素：成長、再分配與人口效果。台大社會工作學刊22:109-152。台灣大學社會工作學系。
- 呂朝賢，王得睦，王仕圖(1999)年齡、時期、人口年輪與台灣的貧窮率，人口學刊20:125-138。台灣大學人口研究中心。
- 林金源(1995)家庭結構變化對台灣所得分配的影響。台灣經濟學會年會論文集，頁161-178。
- (1997)家庭結構變化對台灣所得分配及經濟福利分配的影響。人文及社會科學集刊9(4):39-63。
- 林金源、朱雲鵬(2002)台灣跨期薪資所得不均度之研究：因素分析法的應用。經濟論文30(3):341-361。
- 林維微(2008)台灣家戶的所得分配：分量迴歸之擬真分析。南投：暨南大學經濟學系研究所碩士論文。
- 俞哲民(2008)人口老化對於所得分配之影響—以台灣二十三個縣市為例。台北：政治大學財政研究所碩士論文。
- 姜智倫(2008)工資性別歧視之分解：分量迴歸分析。南投：暨南大學經濟學系研究所碩士論文。
- 許嘉猷(1987)台灣的階級結構。中國社會學刊11:25-60。
- (1989)台灣代間社會流動初探：流動表的分析。見伊慶春、朱瑞玲編，台灣社會現象的分析，頁517-549。台北：中央研究院三民所。
- (1990)台灣的階級流動及其與美國的一些比較。中國社會學刊14:1-30。
- (1994)階級結構的分類，定位與估計：台灣與美國實證研究之比較。見許嘉猷編，階級結構與階級意識比較研究論文集，頁21-72。台北：中央研究院歐美研究所。
- (2000)。台灣都會地區的階級結構、階級流動與再製。見劉兆佳等編，市場、階級與政治：變遷中的華人社會，頁13-43。香港：香港中文大學香港亞太研究所。
- 許嘉猷、黃毅志(2002)跨越階級界限？：兼論「黑手變頭家」的實證研究結果及與歐美社會之一些比較。臺灣社會學刊27:1-76。

- 孫清山、黃毅志(1997)台灣階級結構：流動表和網絡表的分析。見張苙雲等編，九〇年代的台灣社會（上），頁 57-102。台北：中央研究院社會學研究所。
- 張苙雲(1997)導論。見張苙雲等編，九〇年代的台灣社會（上），頁 57-102。台北：中央研究院社會學研究所。
- 張清富(1992)貧窮變遷與家庭結構。婦女與兩性學刊 3:41-58。
- 章英華、黃毅志(2008)台灣地區教育分流對階層位置影響之變遷：1997 年與 2005 年的比較。台灣的社會變遷 1985-2005：台灣社會變遷調查計畫第十一次研討會論文。台北：中央研究院社會學研究所。
- 黃毅志(1990)台灣地區教育機會之不平等性。思與言 28(1):93-124。
- (1999)教育階層、教育擴充與經濟發展。見，社會階層，社會網絡，與主觀意識：台灣地區不公平的社會階層體系之延續，頁 145-176。台北：巨流圖書公司。
- 黃美玲、謝雨生(2007)家庭社會階級對於教育進階轉換的影響效應及其變遷。台灣的社會變遷 1985-2005：台灣社會變遷調查計畫第十一次研討會論文。台北：中央研究院社會學研究所。
- 陳孟甫、林弘文(2007)1994~2005 年台灣家庭所得不均度的分解與變化分析。台灣經濟論衡 5(6):1-22。
- 陳昭南(1980)民生主義與所得分配，中研院三民主義研究所。
- 陳婉琪(2005)族群、性別與階級：再探教育成就的省籍差異。台灣社會學 10:1-40。
- 陳建良(2007)台灣公私部門工資差異的擬真分解—分量迴歸分析。經濟論文 35(4):473-520。
- (2009)台灣男性工資不均度之長期變化：分配觀點之分析。2009 年台灣實證經濟學研討會論文。
- (2010)台灣教育擴張與工資分配的跨時變化趨勢。2010 年台灣經濟學會年會論文。
- (2011)台灣所得分配變化趨勢之分解。2011 年總體經濟計量模型研討會論文。
- 陳寬政、王德睦、陳文玲(1986)台灣地區人口變遷的原因與結果。人口學刊 (9):1-23。
- 梁國樹(1978)台灣輸出擴展的就業與分配效果。台灣所得分配會議論文。台北：中央研究院經濟研究所。
- 莊文寬(2006)我國經濟發展與所得分配的演變。行政院主計月刊 608:49-61。
- 曹添旺(1995)所得階層與所得分配。行政院國家科學委員會專提研究計畫成果報告。
- (1996)台灣家庭所得不均度的分解與變化試析，1980~1993。人文與社會科學集刊 8(2):181-219。
- 曹添旺、張植榕(1998)家庭屬性與家庭所得。台灣經濟學會 1998 年年會論文集，

- 頁 213-242。台北：台灣經濟學會。
- (2000)台灣家庭高低所得階層性分析與所得分配。國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學 10(3):344-361。
- 曹添旺、楊文山、麥朝成、林忠正(1994)貧富差距問題—社會及經濟層面探討。台北市：行政院研考會。
- 楊鴻彬(2006)台灣地區 1994-2004 年男女工資結構變化之實證研究。嘉義：中正大學國際經濟研究所碩士論文。
- 熊瑞梅、黃毅志(1992)社會資源與小資本階級。中國社會學刊 16:107-138。
- 劉克智(1979)台灣人口成長與經濟發展。台北：聯經出版社。
- (1981)台灣家庭發展過程中所得不均的決定因素。台灣所得分配會議論文。台北：中央研究院經濟研究所。
- (1983)台灣人口因素對所得分配的影響。見于宗先編，台灣的所得分配，頁 339-362。台北：中央研究院經濟研究所。
- 劉瑞文(2001)產業結構變遷對國內就業與所得分配的影響。經濟論文叢刊 29(2):203-233。
- 劉鶯釧 (1982)台灣的家庭生命循環與所得分配。社會科學論叢 30:339-362。
- (1983)台灣地區家庭所得分配之多因素分析。中山社會科學研究所叢刊 12:109-136。
- (1992)家庭所得分配的勞動經濟分析—台灣雙薪家庭實證。見施俊吉編，勞動市場與勞資關係，頁 163-188。台北：中央研究院。
- 鄭保志(2004)教育擴張與工資不均度：台灣男性全職受雇者之年群分析。經濟論文叢刊 32(2):233-265。
- 鄭清霞(2009)台灣經濟家戶組成與特性的變遷—1976年至2004年。台灣社會福利學刊7(2):47-100。
- 蔡明璋(1995)地區家庭收入的決定因素：區域階層化的初步分析。人文及社會科學集刊6(2):231-256。
- (1996)台灣的貧窮：下層階級的結構分析。台北：巨流圖書公司。
- (2008)台灣的貧窮問題與分配政策的進步方向。主計月刊635:64-72。
- 蔡淑鈴(1986)職業地位結構—台灣地區的變遷研究。見瞿海源、章英華編，台灣社會與文化變遷，頁 299-351。台北：中央研究院民族學研究所。
- (1988)社會地位取得：山地、閩客及外省之比較。見楊國樞、瞿海源編，變遷中的台灣社會，頁1-44。台北：中央研究院民族學研究所。
- (2004)高等教育的擴展對教育機會分配的影響。台灣社會學17: 47-88。
- 蔡淑鈴、瞿海源(1992)台灣教育階層化的變遷。國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學 2:98-118。
- 蔡瑞明(1997) Leaving the Farmland: Class Structure Transformation and Social Mobility in Taiwan. 見張苙雲等編，九〇年代的台灣社會，頁 15-55。台北：中央研究院社會學研究所。

- (2008)台灣社會階層與社會流動的研究：一個倒U字形的發展趨勢？見謝國雄編，群學爭鳴—台灣社會學發展史，頁137-176。台北：群學出版社。
- 薛承泰(1995)台灣的地位取得研究：回顧與前瞻。見章英華等編，社會調查與分析—社會科學研究方法檢討與前瞻之一，頁358-395。台北，南港：中央研究院民族學研究所。
- (2000)台灣地區單親戶之貧窮：以1998年為例。台大社會工作學刊2:151-189。台灣大學社會工作學系。
- (2001)台灣地區單人戶之特性、趨勢與貧窮。行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告。
- (2002 a)一九九〇年代台灣地區單人戶的特性—兼論老人單人戶之貧窮。人口學刊25:57-90。台灣大學人口研究中心。
- (2002 b)台灣地區單親戶的變遷：1990年與2000年普查的比較。台大社會工作學刊6:1-33。台灣大學社會工作學系。
- (2004)台灣地區貧窮女性化現象之探討：以1990年代為例。人口學刊29:95-121。台灣大學人口研究中心。
- (2006)台灣地區單親戶的數量、分佈與特性：以1990年普查為例。人口學刊17:1-30。台灣大學人口研究中心。
- (2008)家庭變遷與老人家戶經濟狀況。主計月刊635:57-63。
- 謝雨生(1994)台灣社會地位取得之城鄉差異及變遷。見劉兆佳等編，發展與不平等：大陸與台灣之社會階層與流動，頁381-425。香港：香港中文大學亞太研究所。
- 謝雨生、余淑宜(1990)台灣的社會階級結構及其流動。中國社會學刊14:31-63。
- 謝雨生、黃美玲(2004)台灣不同社會階級家庭子女教育取得的家庭效應。見劉兆佳等編，香港、台灣和中國內地的社會階級變遷，頁237-270。香港：香港中文大學香港亞太研究所。
- 謝國雄(1989)黑手變頭家：台灣製造業中的階級流動。台灣社會研究季刊2(2):11-54。
- 蕭新煌(1994)新中產階級與資本主義：台灣、美國與瑞典的初步比較。見許嘉猷編，階級結構與階級意識比較研究論文集，頁73-108。台北：中央研究院歐美研究所。
- 邊裕淵(1979)工業化與農家所得分配。中央研究院三民主義研究所專題選刊。
- 蘇國賢(2008)台灣的所得分配與社會流動之長期趨勢。見王宏仁等編，跨戒：流動與堅持的台灣社會，頁187-216。台北：群學出版社。
- 饒志堅(2000)所得分配與薪資變化之經濟特性分析。主計月刊633:19-29
- 饒志堅、李貳連(2006)當前所得分配之迷思與對策。主計月刊608:62-69。
- Sun, Way and Gindling, Thomas H. (2000) Educational Expansion and Income Inequality in Taiwan: 1978-1995. 人文及社會科學集刊12(4):587-629。

二、國外文獻

- Baraka, J.L. (1999) Returns to education in Taiwan: A cross-sectional and cohort analysis. Princeton University, Woodrow Wilson School of Public and International Affairs, Research Program in Development Studies. in its series Working Papers with number 222.
- Barrett, Richard E., and Martin K. Whyte (1982) Dependency Theory and Taiwan: Analysis of a Deviant Case. *American Journal of Sociology* 87:1064-108.
- Becker, Gary S. (1964) *Human Capital: a Theoretical and Empirical Analysis*, with Special Reference to Education. Columbia University Press, New York.
- (1975) *Human Capital*. University of Chicago Press, Chicago.
- Bishop, John A., John P. Formby, and W. James Smith, (1997) Demographic Change and Income Inequality in the United States, 1976-1989. *Southern Economic Journal* 64 (1):34-44.
- Bourguignon, F., Fournier, M. and Gurgand, M. (2001) Fast Development with a Stable Income Distribution: Taiwan, 1979-94. *Review of Income & Wealth* 47 (2):139-163.
- Chu, C. Y. Cyrus and Lily Jiang (1997) Demographic Transition, Family Structure and Income Inequality: Theory and Empirical Evidence of Taiwan. *Review of Economics and Statistics* 4:665-669.
- Collins, Randal (1979) *Credential society*. New York: Academic Press.
- Cowell, F.A (2000) Measurement of Inequality. Pp.87-166 in *Handbook of Income Distribution* Edited by Atkinson, A.B. and François J. Bourguignon, North-Holland.
- Crystal, S., Shea, D. (1990) Cumulative advantage, cumulative disadvantage, and inequality among elderly people. *The Gerontologist*, 30,437-443.
- Dannefer D. (2003) Cumulative advantage/disadvantage and the life course: cross-fertilizing age and social science theory. *Journal of Gerontology: Social Sciences*, 58, S327–S337.
- Davis, K. and Moore, W. E. (1945). Some principles of stratification. *American Sociological Review* 10 (2): 242-249.
- DiPrete, T. A. & Eirich, G. M. (2006) Cumulative advantage as a mechanism for inequality: A review of theoretical and empirical developments. *Annual Review of Sociology* 32:271-297.
- Easterlin, RA, Schaeffer, CM, and Macunovich, D. (1993) Will the baby boomers be less well off than their parents? Income, wealth, and family circumstances over the life cycle in the United States. *Population and Development Review* 19:497-522.
- Elder, GH, Jr., Johnson, MK, and R. Crosnoe (2003) The emergence and development

- of life course theory. Pp. 3–19 in *Handbook of the life course*. Edited by JT Mortimer and MJ Shanahan, New York: Kluwer Academic/Plenum Press,.
- Esping-Andersen, G. (2007) Sociological explanations of changing income distributions, *American Behavioral Scientist* 50:639–58.
- Esterlin, R. (1961) The American baby boom in historical perspective. *American Economic Review* 51(5): 869-911.
- (1987) *Birth and Fortune: The Impact of Numbers on Personal Welfare*. Chicago: University of Chicago Press.
- Evans, WN, M. Hout, and SE Mayer (2004) Assessing the Effect of Economic Inequality. Pp. 933-968 in *Social Inequality*. Edited by K. Neckerman. New York: Russell Sage Foundation.
- Fei, J. C. H., G. Ranis, and S.W.Y Kuo (1979) *Growth in Equity: The Taiwan Case*. London: Oxford Univ. Press.
- Fields, G. and J. O’Hara (1999) Changing Income Inequality in Taiwan: a Decomposition Analysis, in *Development, Duality, and the International Economic Regime: Essays in Honor of Gustav Ranis*. Edited by Gary R. Saxonhouse and T.N. Srinivasan, University of Michigan Press.
- Fleisher, B.M. and Kniesner, T.J. (1984) *Labor Economics: Theory, Evidence, and Policy*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Fortin Nicole, Lemieux Thomas, and Firpo Sergio (2011) Decomposition methods in economics. Pp. 1-102 in *Handbook of Labor Economics volume4 A*. Edited by O. Ashenfelter and D. Card, Elsevier.
- Fournier, M. (2001). Inequality Decomposition by Factor Component: A New Approach Illustrated on the Taiwanese Case. *Recherches Economiques De Louvain* 67:381-403.
- Galenson, Walter (1979) The Labor Force, Wages, and Living Standards. Pp. 384-447 in *Economic Growth and Structural Change in Taiwan*. Edited by Galenson, Walter, Ithaca: Cornell University Press.
- Gindling, T.H., Marsha Goldfarb and Chun-Chig Chang (1995) Changing Returns to Education in Taiwan: 1978-91', *World Development* 23:343-56.
- Goode, William J (1963) *World Revolution and Family Patterns*. New York: The Free Press.
- Gramlich, Edward, Richard Kasten, and Frank Sammartino (1993) Growing Inequality in the 1990s: The Role of Federal Taxes and Cash Transfers, Pp. 225-50 in *Uneven Tides: Rising Inequality in America*. Edited by Sheldon Danziger and Peter Gottschalk. New York: Russell.
- Hao, Lingxin and Daniel Q. Naiman (2007) *Quantile regression*. Los Angeles : SAGE.

- (2010) *Assessing Inequality*. Los Angeles : SAGE.
- Knight, John B. and Sabot, Richard H. (1983) Educational Expansion and the Kuznets Effect. *American Economic Review* 73 (5): 1132-36.
- Koenker, R. and G. Bassett (1978) Regression Quantiles. *Econometrica* 46: 33-50.
- Koenker, R. and K. F. Hallock (2001) Quantile Regression. *Journal of Economic Perspectives* 15: 143-156.
- Kuo, Shirley, G. Ranis, and John Fei (1981) *The Taiwan Success Story: Rapid Growth with Improved Distribution in the Republic of China, 1952-1979*. Boulder: Westview Press.
- Kurien, C. John (1977) The Measurement and Trend of Inequality: Comment. *American Economic Review* 67: 517-19.
- Kuznets, Simon (1955) Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review* 45(1):1-28.
- (1976) Demographic Aspects of the Size Distribution of Income: an Exploratory Essay. *Economic Development and Cultural Change* 25(1):1-94.
- (1980) Notes on Income Distribution in Taiwan. Pp. 255-280 in *Quantitative Economics and Development*. Edited by L. R. Klein, M. Nerlove and S. c. Tsiang. New York : Academic Press.
- (1981) Size of Households and Income Disparities. Pp. 10-40 in *Research in Population Economics* Vol. 3. Edited by J. L. Simon and P. H. Lindert, Greenwich, Conn : JAI Press.
- Lin Chun-Hung A. (2007) Education Expansion, Educational Inequality, and Income Inequality: Evidence from Taiwan, 1976-2003. *Social Indicators Research* 80(3): 601-615.
- Machado, J. A. F. and J. Mata (2005) Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression. *Journal of applied econometrics*, 20:445-465.
- Mai, Jessie (2003) Adjusted Gini Coefficients with Quantile Regression. M.S. Research Paper. East Carolina University.
- Martins PS, Pereira PT (2004) Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 European countries. *Labour Econ* 11: 355–371.
- McLanahan S. (2004) Diverging destinies: how children are faring under the second demographic transition. *Demography* 41(4):607–27.
- McCall, L., and C. Percheski. (2010) Income Inequality: New Trends and Research Directions. *Annual Review of Sociology* 36:329-47.
- Minarik, Joseph J. (1977) The Measurement and Trend of Inequality: Comment. *American Economic Review* 67: 513-16.
- Mincer, Jacob (1974) *Schooling, Experience, and Earnings*. National Bureau of

- Economic Research, New York.
- Morris M, Western B. (1999) Inequality in earnings at the close of the twentieth century. *Annual Review of Sociology* 25:623-57.
- Kathryn M. Neckerman and Florencia Torche (2007) Inequality: Causes and Consequences. *Annual Review of Sociology* 33: 335-357
- Oaxaca, R.L. (1973) Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review* 14: 693-709.
- O’Rand AM. (1996) The precious and the precocious: understanding cumulative disadvantage and cumulative advantage over the life course. *Gerontologist* 36:230–38.
- Paglin Morton (1975) The Measurement and Trend of Inequality: A Basic Revision. *The American Economic Review* 65(4):598-609.
- Parkin, Frank. (1971) *Class Inequality and Political Order*. New York: Praeger.
- Robinson, Sherman (1976) A Note on the U Hypothesis Relating Income Inequality and Economic Development. *American Economic Review* 66 (3):437-40.
- Schultz, T. Paul (1997) Income Inequality in Taiwan 1976-1995: Changing Family Composition, Aging, and Female Labor Force Participation. Center Discussion Paper No. 778. Yale University.
- Shorrocks, Anthony F. (1982) Inequality Decomposition by Factor Components. *Econometrica* 50(1):193-211.
- Smith, Michael R. (1990) What Is New in 'New. Structuralist'. Analyses of Earnings? *American Sociological Review* 55:827-41.
- Topel R. (1997) Factor proportions and relative wages; the supply side determinants of wage inequality. *Journal of Economic Perspectives* 11:55–74.
- Tsai, Shu-Ling, Xie, Yu, (2008) Changes in earnings returns to higher education in Taiwan since the 1990s. *Population Review* 47:1-20.
- Vere, James P. (2005) Education, Development, and Wage Inequality: The Case of Taiwan. *Economic Development and Cultural Change* 53(3):711-735.
- Warr, Peter and Wen-Thuen Wang (1999)Poverty, Inequality and Economic Growth in Taiwan. Pp. 133-165 in *The Political Economy of Taiwan' s Development into the 21' Century*. Edited by Gustav Ranis. MA: Edward Elgar.
- Wilkinson Richard G. and Kate E. Pickett (2009) Income Inequality and Social Dysfunction. *American Sociological Review* 35:493–511.
- Wright, E. O. (1979) *Class Structure and Income Determination*, New York: Academic Press.
- Yu, Wei-hsin and Kuo-hsien Su (2008) Intergenerational Mobility Patterns in Taiwan: The Case of a Rapidly Industrializing Economy. Pp. 49-78 in *Social Stratification and Social Mobility in Late-Industrializing Countries*. Edited by Hiroshi Ishida.

The 2005 SSM Research Series, Volume 14, Sendai, Japan: The 2005 SSM Research Committee.



表與圖



表一 自變項之敘述性統計

	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
連續變項																				
戶長年齡	41.620	41.650	41.480	41.380	41.920	41.980	42.470	42.560	42.640	42.940	42.730	43.260	43.880	44.130	44.460	44.580	45.090	45.740	46.450	46.600
	(.113)	(.113)	(.095)	(.099)	(.097)	(.096)	(.096)	(.094)	(.095)	(.096)	(.097)	(.099)	(.098)	(.098)	(.100)	(.099)	(.100)	(.101)	(.102)	(.109)
家戶規模	4.800	4.740	4.710	4.690	4.600	4.530	4.420	4.290	4.250	4.190	4.170	4.100	4.090	4.010	3.920	3.910	3.830	3.750	3.620	3.610
	(.022)	(.022)	(.017)	(.017)	(.017)	(.016)	(.016)	(.015)	(.015)	(.015)	(.015)	(.015)	(.014)	(.014)	(.014)	(.014)	(.014)	(.014)	(.014)	(.014)
就業人數	1.360	1.341	1.349	1.349	1.331	1.364	1.332	1.305	1.316	1.311	1.320	1.313	1.338	1.330	1.321	1.344	1.323	1.293	1.263	1.254
	(.008)	(.008)	(.008)	(.008)	(.008)	(.008)	(.008)	(.008)	(.008)	(.008)	(.008)	(.008)	(.008)	(.008)	(.009)	(.009)	(.009)	(.009)	(.009)	(.009)
類別變項																				
戶長大學畢業	.085	.084	.090	.084	.087	.086	.081	.086	.081	.092	.100	.101	.098	.104	.108	.115	.122	.121	.131	.131
女性戶長	.074	.087	.087	.093	.096	.104	.105	.106	.109	.116	.119	.123	.130	.136	.144	.152	.157	.167	.189	.193
老年戶長	.032	.034	.035	.040	.045	.049	.058	.060	.064	.070	.070	.078	.088	.092	.102	.103	.112	.124	.134	.136
戶長婚姻																				
已婚	--	--	--	--	--	--	--	.820	.814	.801	.804	.793	.790	.791	.774	.769	.754	.745	.739	.734
從未結婚	--	--	--	--	--	--	--	.109	.113	.121	.120	.119	.119	.116	.132	.136	.140	.142	.142	.142
離婚或喪偶	--	--	--	--	--	--	--	.071	.073	.078	.076	.088	.091	.093	.094	.095	.106	.113	.119	.124
層級																				
都市	.522	.520	.526	.540	.540	.555	.555	.555	.554	.553	.552	.552	.551	.576	.599	.610	.634	.629	.633	.632
城鎮	.225	.227	.248	.238	.241	.254	.250	.266	.268	.280	.283	.283	.285	.276	.264	.261	.241	.244	.243	.244
鄉村	.253	.252	.225	.222	.219	.192	.195	.179	.178	.167	.165	.165	.163	.148	.137	.129	.125	.127	.123	.124
自有住宅	.734	.744	.749	.760	.774	.776	.788	.781	.794	.807	.807	.830	.820	.827	.833	.840	.843	.842	.844	.850
農戶別	.225	.226	.218	.209	.206	.193	.195	.186	.178	.175	.165	.170	.157	.147	.128	.109	.117	.110	.112	.108

表一 (續)

	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
交互作用項																				
老年女性戶長	.003	.005	.005	.005	.006	.007	.010	.008	.010	.012	.010	.013	.014	.016	.018	.019	.022	.025	.031	.032
已婚男性戶長	--	--	--	--	--	--	--	.777	.773	.755	.759	.751	.744	.741	.723	.713	.701	.686	.671	.664
從未結婚男性 戶長	--	--	--	--	--	--	--	.083	.085	.094	.089	.087	.087	.085	.095	.095	.098	.101	.094	.093
離婚或喪偶男 性戶長	--	--	--	--	--	--	--	.033	.033	.035	.034	.038	.039	.038	.038	.039	.044	.047	.045	.051
已婚女性戶長	--	--	--	--	--	--	--	.043	.041	.046	.046	.042	.046	.051	.051	.055	.053	.059	.067	.071
從未結婚女性 戶長	--	--	--	--	--	--	--	.026	.028	.027	.031	.032	.032	.031	.037	.041	.041	.041	.048	.049
離婚或喪偶女 性戶長	--	--	--	--	--	--	--	.038	.040	.043	.042	.050	.052	.055	.056	.056	.063	.067	.074	.073

表二 家戶總收入及其主要收入來源之吉尼係數：1981年與2000年

年份	家戶勞動收入 ^a	家戶資本收入 ^b	家戶總收入 ^c
1981	.301	.565	.287
2000	.397	.506	.320
變化百分比			
1981-2000	32.2	-10.5	11.5

a. 受僱人員報酬+產業主所得

b. 財產所得收入(利息收入、投資收入、其他財產所得)+自用住宅及其他營建物設算租金

c. 勞動收入+資本收入+經常性移轉收入(從私人、從企業、從國外)+雜項收入

= 所得收入總計-從政府的經常移轉收入

表三 戶數十等分位組之家戶總收入之比例與成長率：1981年與2000年

十等分位組	十等分位組之 平均每戶總收入		各組家戶總收入 佔整體之比例		年度收入成長率 1981-2000
	1981	2000	1981	2000	
第一 ^a	150,194	276,133	3.4	2.5	3.3
第二	228,839	481,553	5.2	4.4	4.0
第三	276,628	639,665	6.3	5.9	4.5
第四	317,420	770,044	7.2	7.1	4.8
第五	359,338	896,163	8.2	8.2	4.9
第六	406,645	1,025,544	9.3	9.4	5.0
第七	461,803	1,177,835	10.6	10.8	5.1
第八	535,079	1,383,267	12.2	12.7	5.1
第九	649,345	1,683,181	14.8	15.4	5.1
第十	994,896	2,586,756	22.7	23.7	5.2
平均 ^b	437,987	1,091,934			4.9

a. 包含收入為零的家戶，不包含收入為負值的家戶。

b. 平均家戶收入，按行政院主計處公布之消費者物價指數以2000年為基期加以調整。

表四 戶數十等分位組之家戶勞動收入之比例及成長率：1981年與2000年

十等分位組	十等分位組之 平均每戶勞動收入 ^a		各組家戶勞動收入 佔整體之比例		年度收入成長率
	1981	2000	1981	2000	1981-2000
第一 ^b	94,896	0	2.5	.0	-100.0
第二	194,521	198,920	5.2	2.5	.1
第三	239,262	421,421	6.3	5.2	3.0
第四	276,906	546,960	7.3	6.8	3.6
第五	312,195	665,059	8.3	8.2	4.1
第六	353,185	783,234	9.6	9.7	4.3
第七	402,919	915,549	10.5	11.3	4.4
第八	466,665	1,092,596	12.3	13.5	4.6
第九	569,759	1,352,144	15.1	16.8	4.7
第十	866,004	2,095,406	22.9	25.9	4.8
平均 ^c	377,433	806,968			
佔總收入比例	86.2	73.9			4.1

a. 受僱人員報酬+產業主所得

b. 包含收入為零的家戶，不包含收入為負值的家戶。

c. 平均家戶勞動收入，按行政院主計處公布之消費者物價指數以2000年為基期加以調整。

表五 家戶資本收入之比例及成長率：1981 年與 2000 年

十等分位組	十等分位組之 平均每戶資本收入 ^a		各組家戶資本收入 佔整體之比例		年度收入成長率
	1981	2000	1981	2000	1981-2000
第一 ^b	441	8,115	.1	.6	16.6
第二	4,108	30,175	1.0	2.2	11.1
第三	8,610	49,345	2.2	3.6	9.6
第四	14,724	66,308	4.2	4.9	8.2
第五	21,742	82,767	4.7	6.1	7.3
第六	29,653	101,013	7.4	7.4	6.7
第七	39,031	123,236	9.8	9.0	6.2
第八	51,009	157,544	12.8	11.6	6.1
第九	70,511	221,491	17.8	16.3	6.2
第十	158,992	522,705	39.9	38.4	6.5
平均 ^c	39,721	136,237			
佔總收入比例	9.1	12.5			6.7

a. 財產所得收入(利息收入、投資收入、其他財產所得)+自用住宅及其他營建物設算租金

b. 包含收入為零的家戶，不包含收入為負值的家戶。

c. 平均家戶資本收入，按行政院主計處公布之消費者物價指數以 2000 年為基期加以調整。

表六 家戶收入不平等測量：1981 年與 2000 年

不平等測量	1981	2000	變化	變化百分比
<i>p10/p50</i>	.53	.41	-.12	-22.43
<i>p90/p50</i>	1.94	2.00	.06	3.20
Gini	.29	.32	.03	11.52
<i>GE-1</i>	.17	.25	.08	45.67
<i>GE0</i>	.14	.18	.04	30.84
<i>GE1</i>	.14	.17	.03	22.69
<i>GE2</i>	.17	.20	.03	18.41

表七 平均家戶收入之敘述性統計分析：依家戶屬性分組

變項名稱	1988		2000		變化	
	比例	平均收入	比例	平均收入	比例	平均收入
總計	1.00	655,030	1.00	1,091,934		66.70%
戶長年齡						
25 歲以下	.03	528,462	.02	884,369	-.01	67.35
25-34 歲	.28	649,598	.18	1,117,250	-.10	71.99
35-44 歲	.30	677,037	.31	1,165,091	.01	72.09
45-54 歲	.19	729,384	.24	1,283,857	.05	76.02
55-64 歲	.13	664,170	.11	1,114,864	-.02	67.86
65 歲以上	.06	368,224	.13	547,252	.07	48.62
戶長婚姻狀態						
已婚	.82	691,820	.73	1,209,482	-.09	74.83
從未結婚	.11	521,744	.14	894,613	.03	71.47
離婚或喪偶	.07	434,133	.12	625,333	.05	44.04
戶內就業人口數						
0 位	.23	556,105	.25	668,944	.02	20.29
1 位	.39	552,947	.37	975,749	-.02	76.46
2 位	.28	746,404	.28	1,389,909	.01	86.21
3 位以上	.11	1,006,568	.10	1,757,862	-.01	74.64
戶長是否大學畢業						
戶長大學畢業	.09	1,022,729	.12	1,712,454	.03	67.44
戶長非大學畢業	.91	619,218	.88	1,005,770	-.03	62.43
戶長性別						
女性戶長	.11	515,431	.19	852,403	.08	65.38
男性戶長	.89	671,724	.81	1,148,331	-.08	70.95
戶長是否為老年						
老年戶長	.06	368,224	.13	547,252	.07	48.62
非老年戶長	.94	672,692	.87	1,173,759	-.07	74.49
連續變項 (平均)						
戶長年齡	42.43		46.29		3.86	
戶長教育年數	9.06		10.07		1.01	
家戶總人數	4.28		3.62		-.67	
總樣本數	16,420		13,789			

表八 吉尼係數與對家戶收入不平等之邊際效果：1988-2006 年

年度	標準 吉尼	調整後吉尼							邊際效果 ^a						
		年齡	大學	就業 人數	家戶 規模	單身 女性	離婚或 喪偶 女性	從未 結婚 女性	年齡	大學	就業 人數	家戶 規模	單身 女性	離婚或 喪偶 女性	從未 結婚 女性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
1988	.3042	.2867	.2922	.2994	.2875	.3035	.3028	.3049	.0175	.0120	.0048	.0167	.0007	.0014	-.0007
									5.7%	3.9%	1.6%	5.5%	.2%	.5%	-.2%
1989	.3010	.2715	.2900	.2999	.2925	.2998	.2996	.3013	.0295	.0110	.0011	.0085	.0012	.0014	-.0002
									9.8	3.7	.4	2.8	.4	.5	-.1
1990	.3113	.2634	.2979	.2993	.2957	.3090	.3093	.3111	.0479	.0133	.0120	.0156	.0022	.0020	.0002
									15.4	4.3	3.9	5.0	.7	.6	.1
1991	.3072	.2647	.2920	.2975	.2935	.3059	.3055	.3077	.0425	.0152	.0097	.0137	.0013	.0017	-.0005
									13.8	4.9	3.2	4.4	.4	.6	-.2
1992	.3124	.2874	.2970	.3017	.2957	.3105	.3102	.3128	.0250	.0155	.0108	.0168	.0019	.0022	-.0004
									8.0	4.9	3.4	5.4	.6	.7	-.1
1993	.3131	.2648	.3017	.3027	.2929	.3115	.3112	.3135	.0483	.0115	.0104	.0202	.0016	.0020	-.0004
									15.4	3.7	3.3	6.5	.5	.6	-.1
1994	.3156	.2763	.3025	.3062	.2779	.3130	.3126	.3160	.0393	.0131	.0094	.0377	.0026	.0030	-.0004
									12.4	4.1	3.0	12.0	.8	.9	-.1
1995	.3107	.2194	.2991	.2968	.2945	.3092	.3086	.3113	.0913	.0116	.0139	.0162	.0015	.0021	-.0006
									29.4	3.7	4.5	5.2	.5	.7	-.2
1996	.3107	.2042	.2971	.2983	.2925	.3077	.3079	.3105	.1065	.0137	.0124	.0183	.0030	.0028	.0002
									34.3	4.4	4.0	5.9	1.0	.9	.1
1997	.3137	.2295	.2979	.2949	.2979	.3102	.3100	.3139	.0842	.0158	.0189	.0158	.0035	.0037	-.0002
									26.8	5.0	6.0	5.0	1.1	1.2	-.1
1998	.3177	.2224	.3030	.2947	.3054	.3149	.3142	.3185	.0954	.0147	.0231	.0124	.0028	.0035	-.0008
									30.0	4.6	7.3	3.9	.9	1.1	-.2
1999	.3196	.1847	.3036	.2941	.3021	.3171	.3170	.3198	.1349	.0160	.0255	.0175	.0025	.0026	-.0002
									42.2	5.0	8.0	5.5	.8	.8	-.1
2000	.3200	.1890	.3035	.2914	.3023	.3161	.3167	.3194	.1310	.0165	.0286	.0177	.0039	.0032	.0006
									40.9	5.2	8.9	5.5	1.2	1.0	.2

a. 第一項為當年標準吉尼係數與調整後吉尼係數的絕對差，亦即人口因素對不平等的絕對差效果。第二項為絕對差佔當年標準吉尼係數的百分比，亦即人口因素對不平等的百分比效果。

表八（續）

年度	標準 吉尼	調整後吉尼							邊際效果 ^a						
		年齡	大學	就業 人數	家戶 規模	單身 女性	離婚或 喪偶 女性	從未 結婚 女性	年齡	大學	就業 人數	家戶 規模	單身 女性	離婚或 喪偶 女性	從未 結婚 女性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
2001	.3429	.2129	.3250	.3163	.3280	.3391	.3390	.3430	.1300	.0179	.0266	.0149	.0038	.0039	-.0001
									37.9	5.2	7.8	4.3	1.1	1.1	.0
2002	.3387	.2018	.3204	.3187	.3277	.3356	.3356	.3387	.1369	.0183	.0200	.0109	.0031	.0031	.0000
									40.4	5.4	5.9	3.2	.9	.9	.0
2003	.3385	.1902	.3212	.3070	.3238	.3356	.3354	.3387	.1483	.0173	.0315	.0146	.0029	.0031	-.0002
									43.8	5.1	9.3	4.3	.9	.9	-.1
2004	.3352	.2006	.3147	.3104	.3262	.3308	.3315	.3346	.1346	.0205	.0247	.0090	.0043	.0037	.0006
									40.2	6.1	7.4	2.7	1.3	1.1	.2
2005	.3375	.2055	.3200	.3100	.3195	.3334	.3333	.3377	.1320	.0174	.0275	.0179	.0040	.0042	-.0002
									39.1	5.2	8.1	5.3	1.2	1.2	-.1
2006	.3350	.1920	.3171	.3064	.3241	.3316	.3313	.3353	.1429	.0179	.0286	.0109	.0034	.0036	-.0003
									42.7	5.3	8.5	3.2	1.0	1.1	-.1

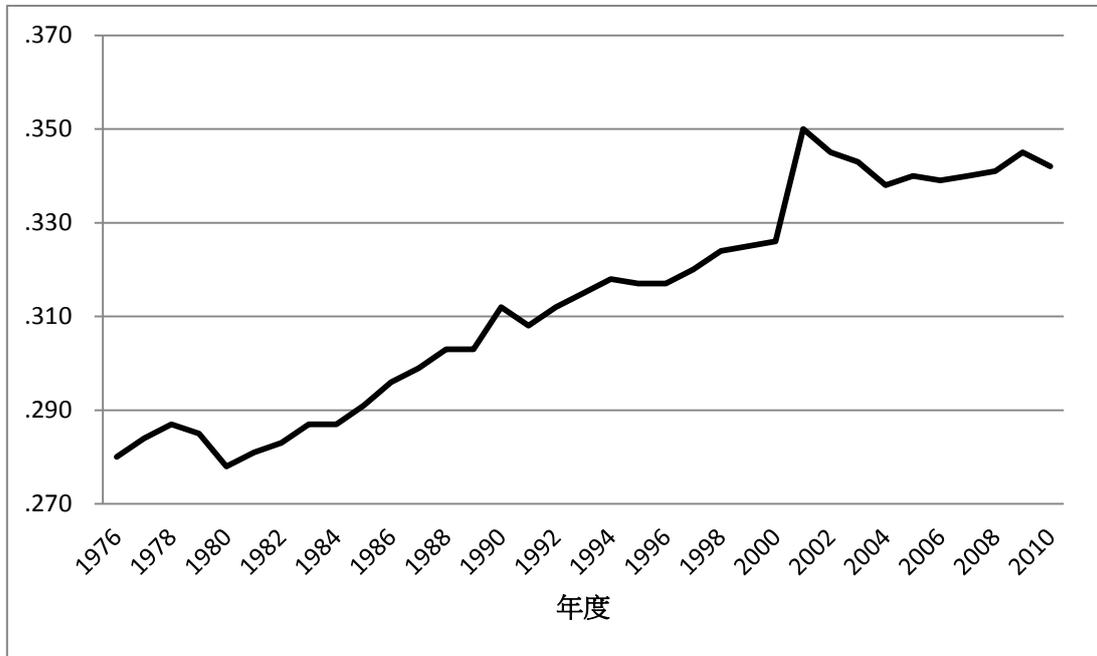
a. 第一項為當年標準吉尼係數與調整後吉尼係數的絕對差，亦即人口因素對不平等的絕對差效果。第二項為絕對差除以當年標準吉尼係數的百分比，亦即人口因素對不平等的百分比效果。

表九 家戶收入分配變化因素分解：1988-2000 年

分量	邊際分配 ^a			反事實時序 ^b ： $\hat{\beta}_{2000, x_{1988}}$		殘差變化
	1988	2000	變化	人口組成變 化效果	報酬結構 變化效果	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
.10	12.172	12.878	.706	-0.194 -27.5%	.592 83.8%	.308 43.7%
.25	12.570	13.370	.800	-0.111 -13.9	.582 72.7	.329 41.2
中位數	12.915	13.775	.859	-0.043 -5.0	.587 68.3	.316 36.7
.75	13.259	14.139	.880	-0.002 -.2	.594 67.5	.287 32.7
.90	13.579	14.467	.888	.025 2.8	.587 66.1	.276 31.1
吉尼係數	.304	.320	.016	.031 195.8	.001 3.7	-.016 -99.5

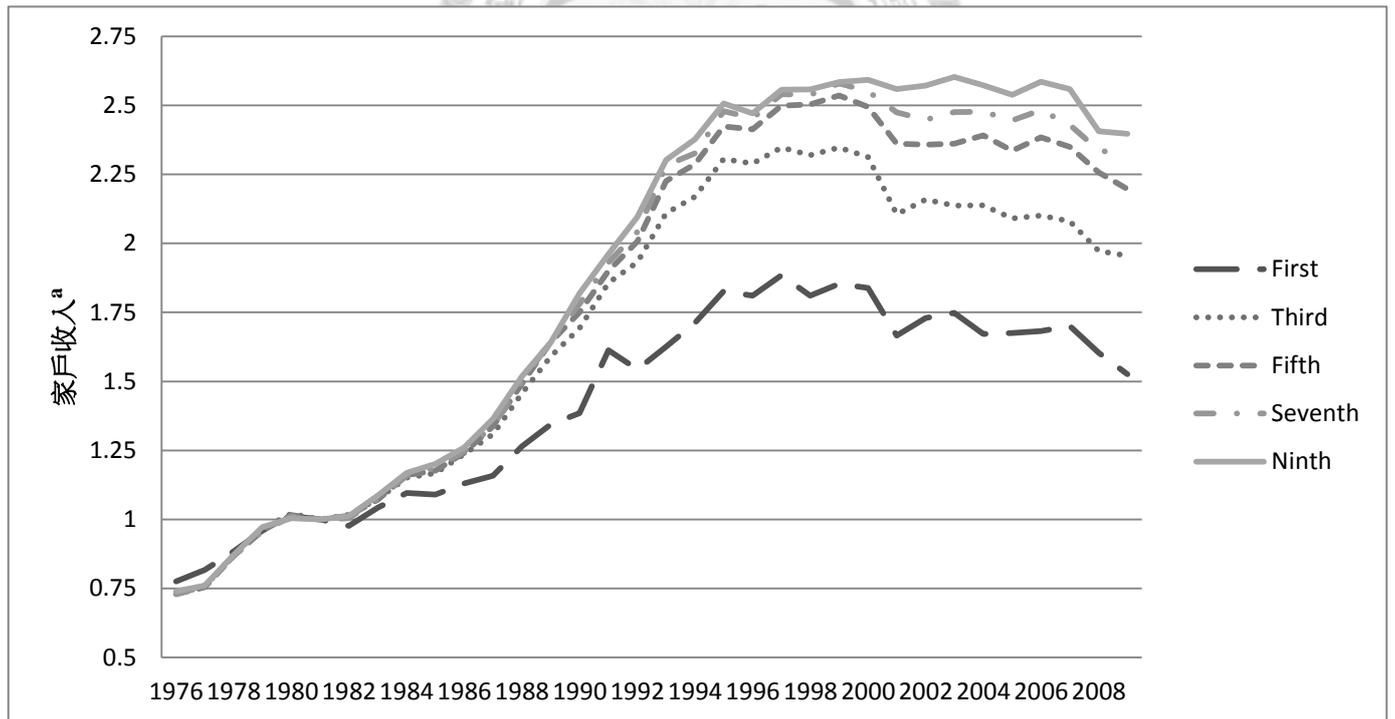
a. 分量變化以家戶收入取自然對數計算。

b. 第一項為分量變化中可以被人口組成變化效果所解釋的部份。第二項為人口組成變化效果可解釋的部份佔總變化的比例。



資料來源：依據行政院主計處資料繪製。

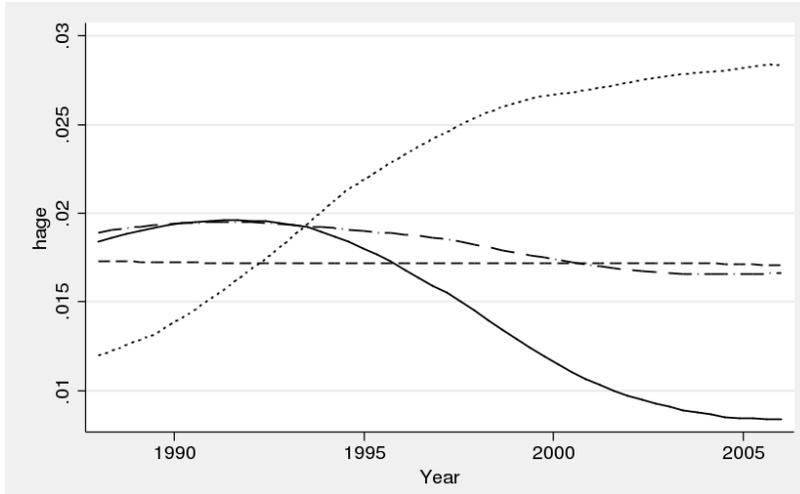
圖一 歷年台灣家戶可支配所得吉尼係數：1976-2010年



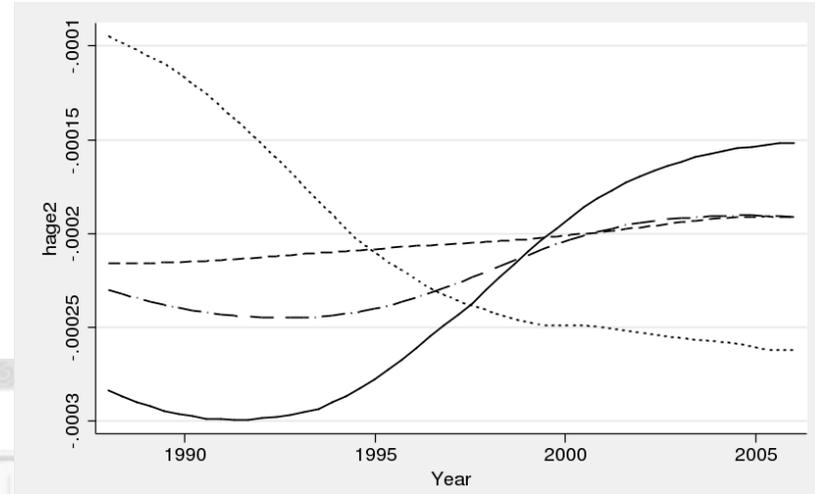
a. 圖中縱軸值為各年度戶數十等分位組之平均每戶收入與 1981 年之各組收入之比值。

圖二 戶數十等分位組平均家戶收入變化趨勢：1976-2009年

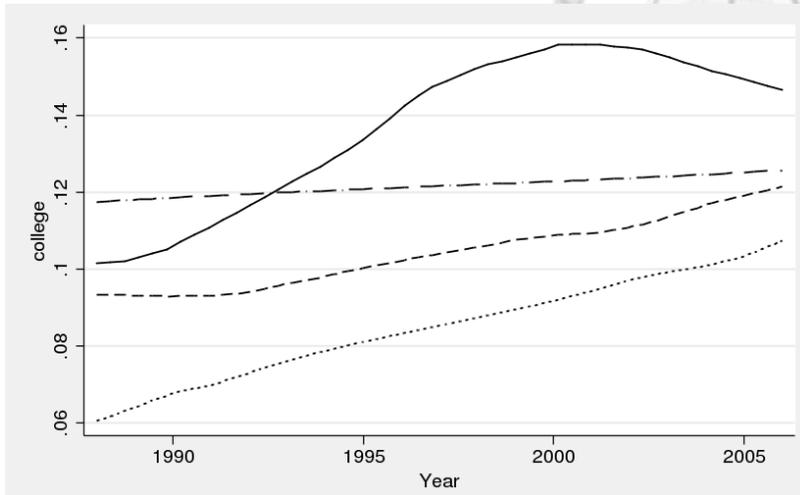
戶長年齡



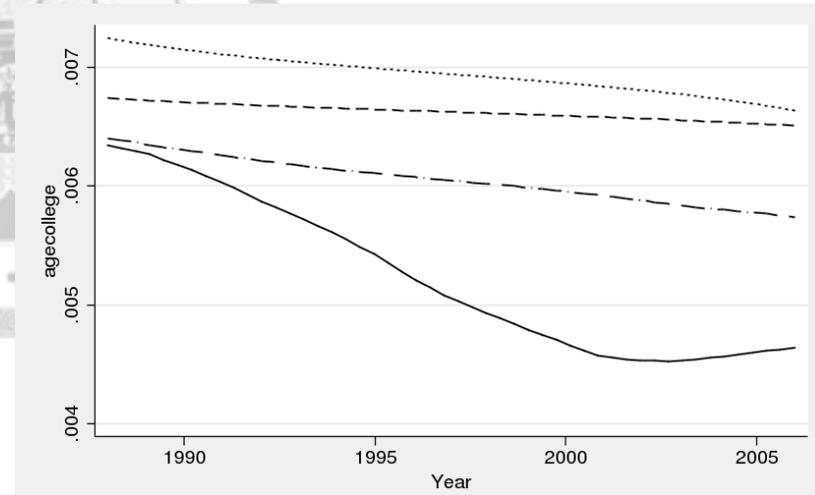
戶長年齡平方項



戶長是否為大學畢業



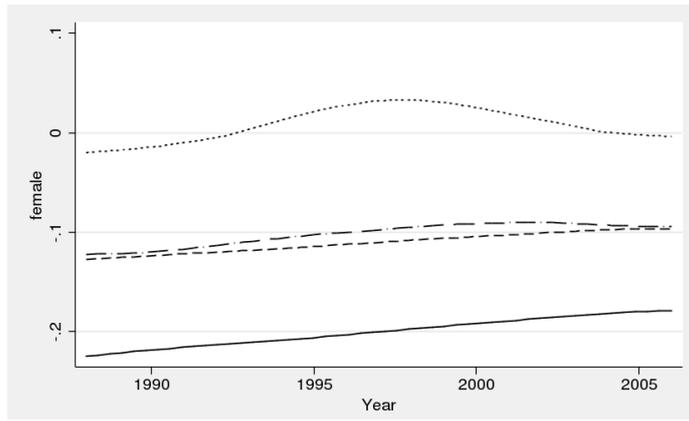
戶長為大學畢業×戶長年齡



Quantile 10
 Quantile 50
 Quantile 90
 OLS

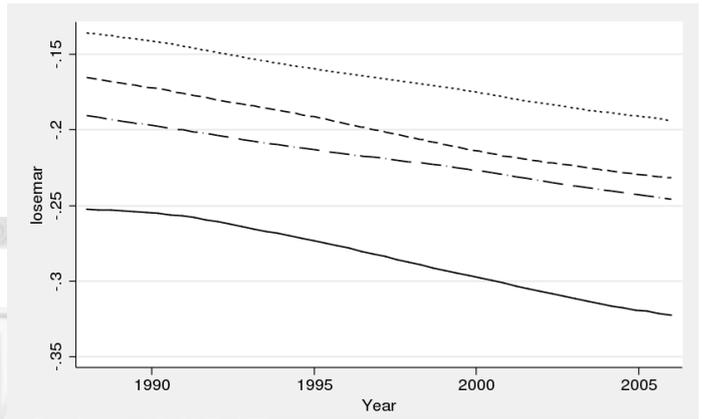
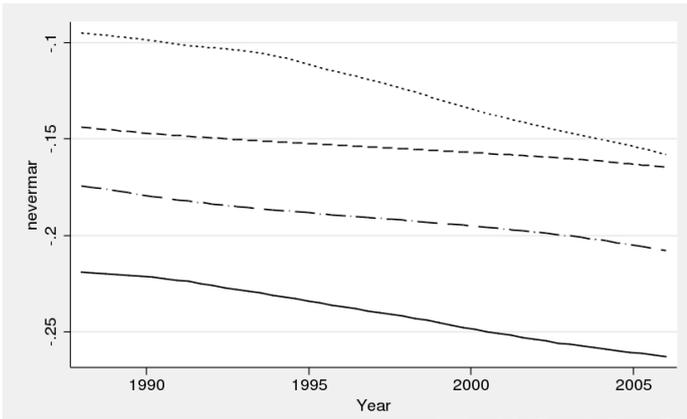
圖三 分量迴歸係數

女性戶長



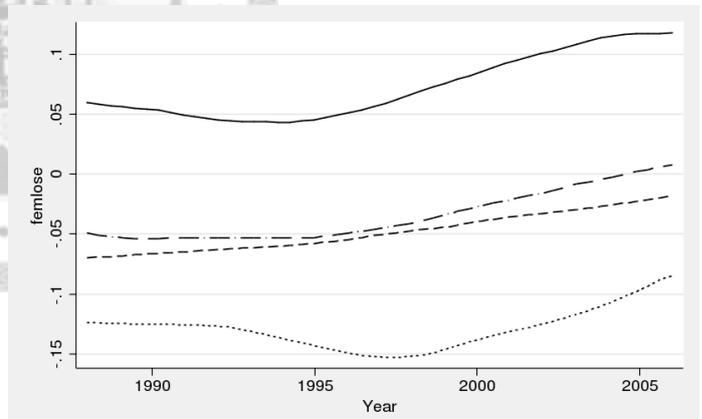
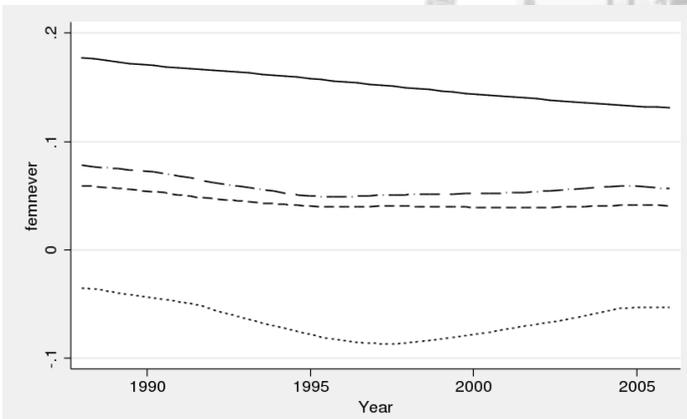
戶長從未結婚

戶長離婚或喪偶



從未結婚女性戶長

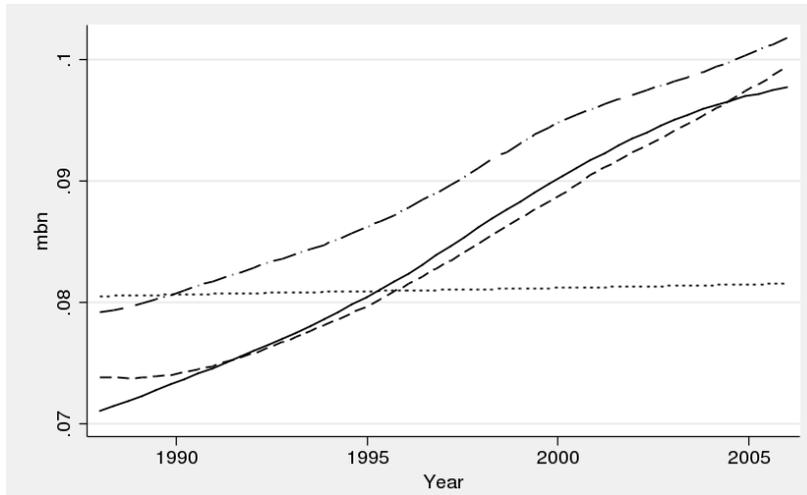
戶長離婚或喪偶女性戶長



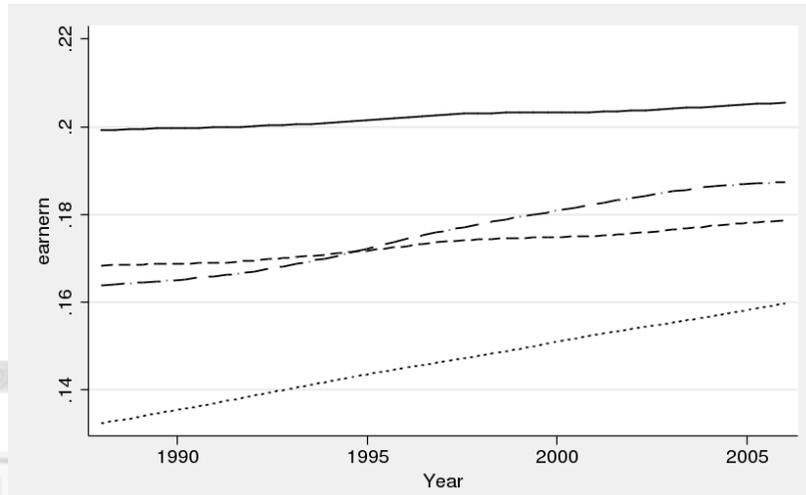
—— Quantile 10 - - - - Quantile 50 Quantile 90 - · - · OLS

圖三 (續 1) 分量迴歸係數

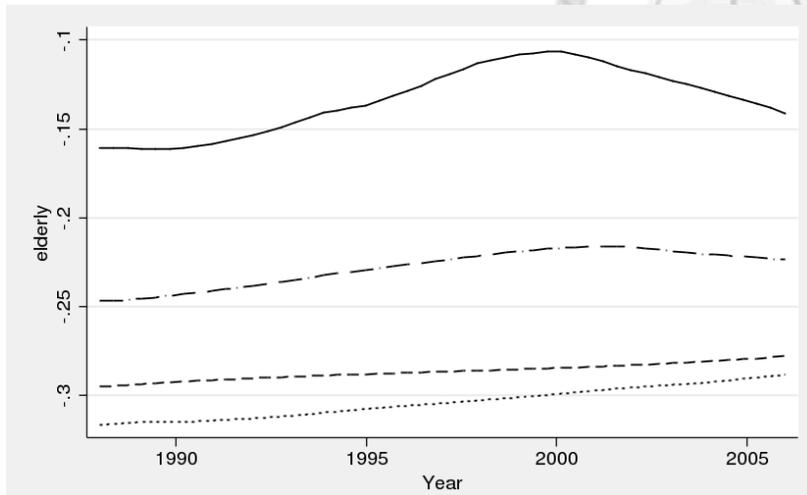
家戶規模



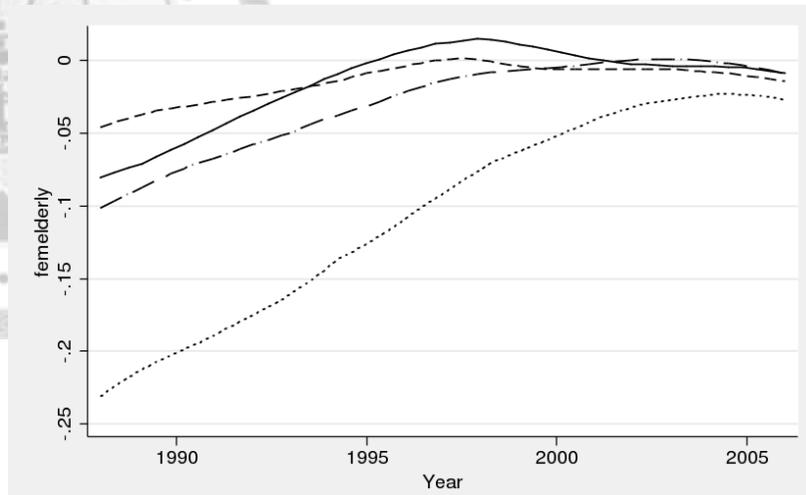
戶內就業人口數



戶長為老年

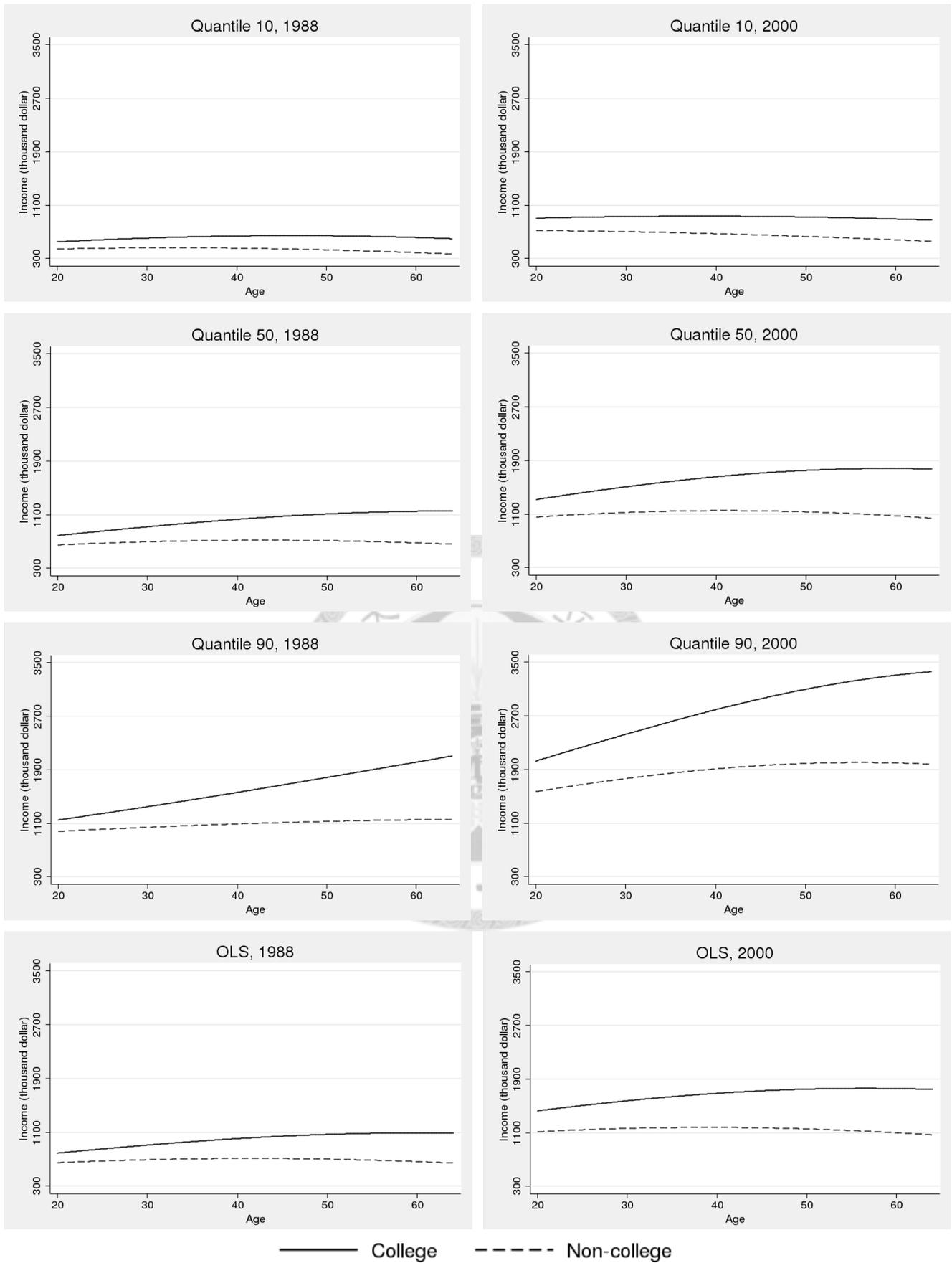


老年女性戶長

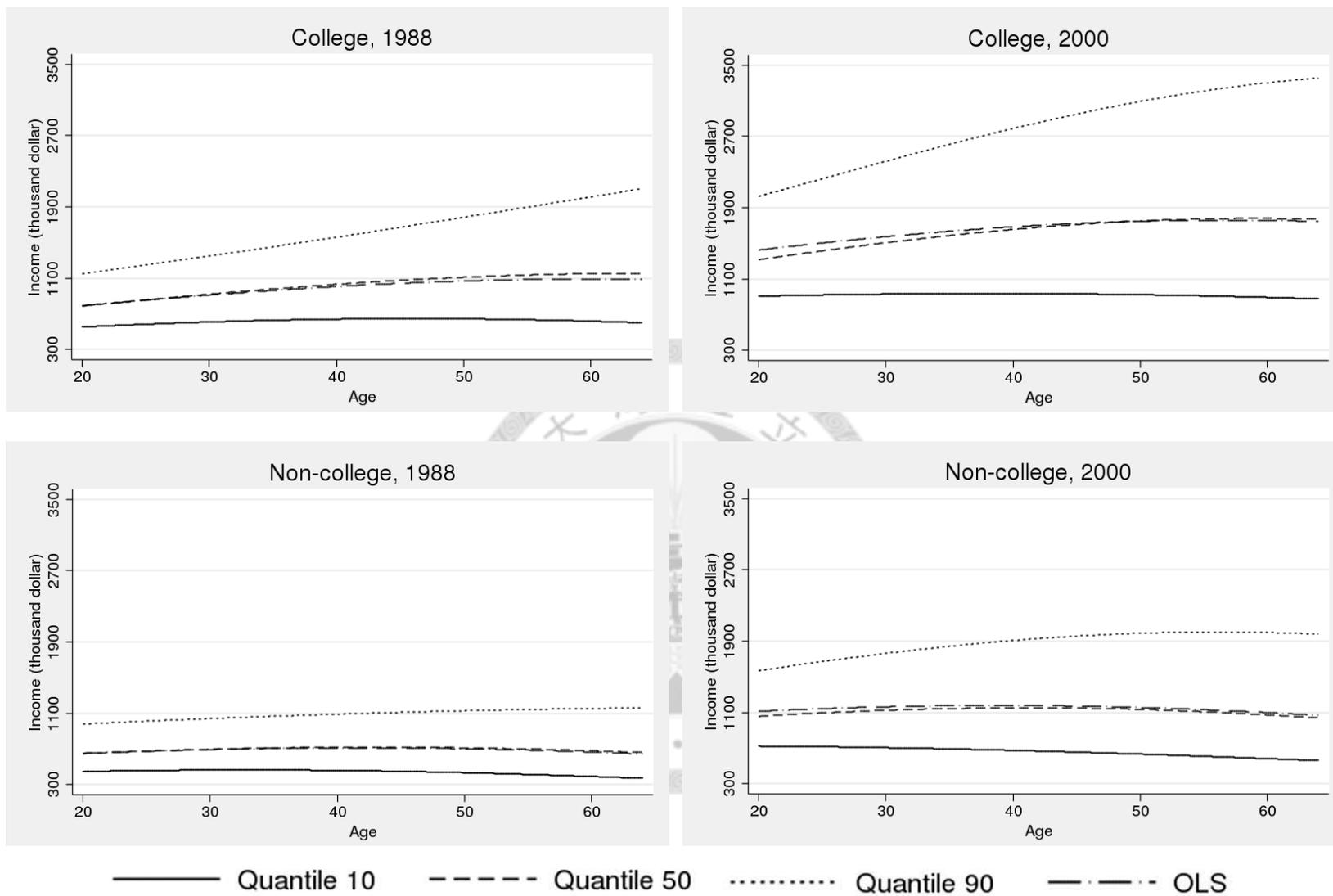


— Quantile 10 - - - - Quantile 50 Quantile 90 - · - · - OLS

圖三 (續 2) 分量迴歸係數

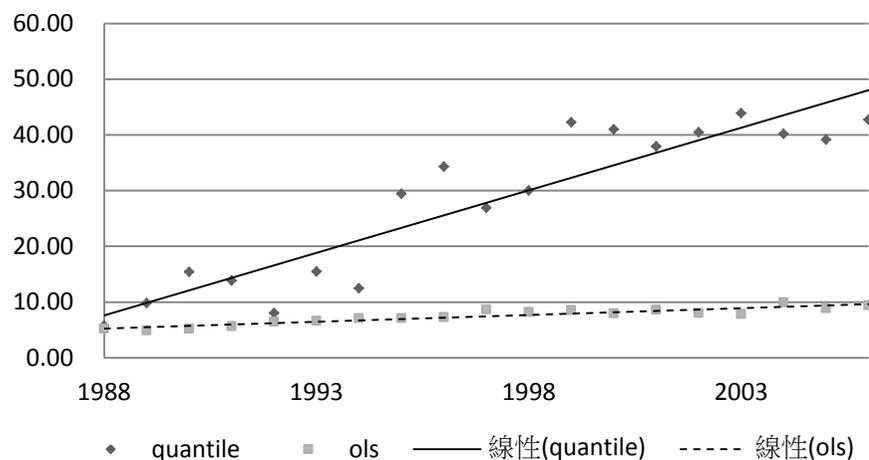


圖四 1988年與2000年之家戶收入預測值在戶長20至64歲之間的變化：以分量分組

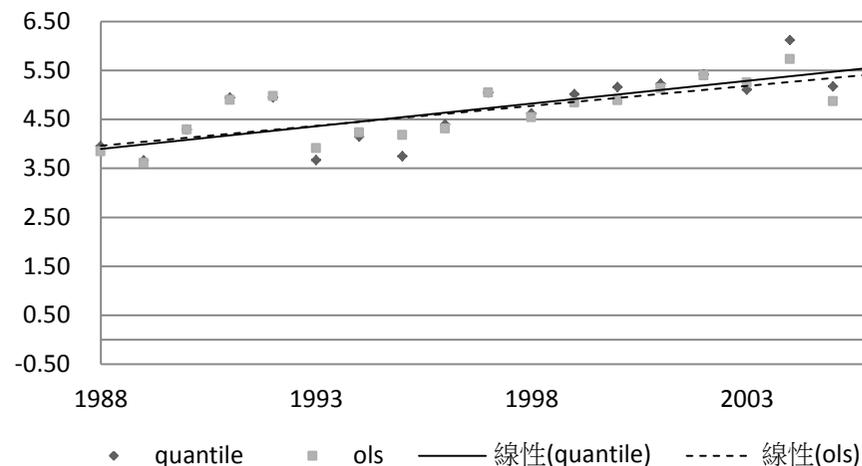


圖五 1988年與2000年之家戶收入預測值在戶長20至64歲之間的變化：以戶長是否為大學畢業分組

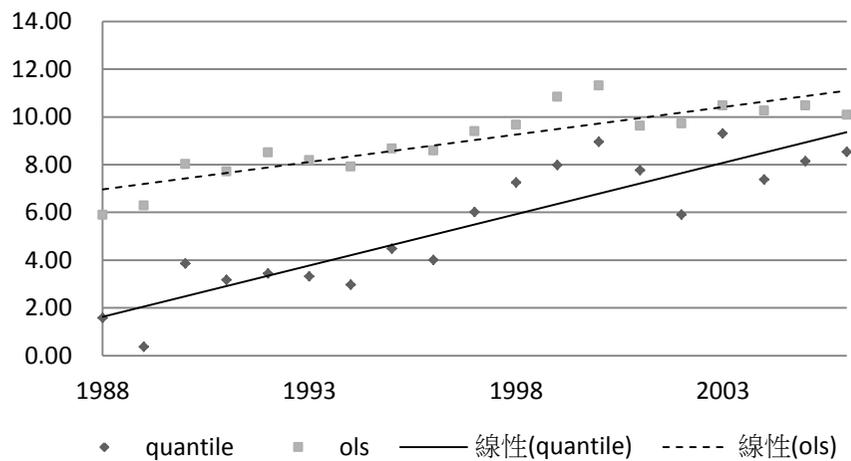
戶長年齡



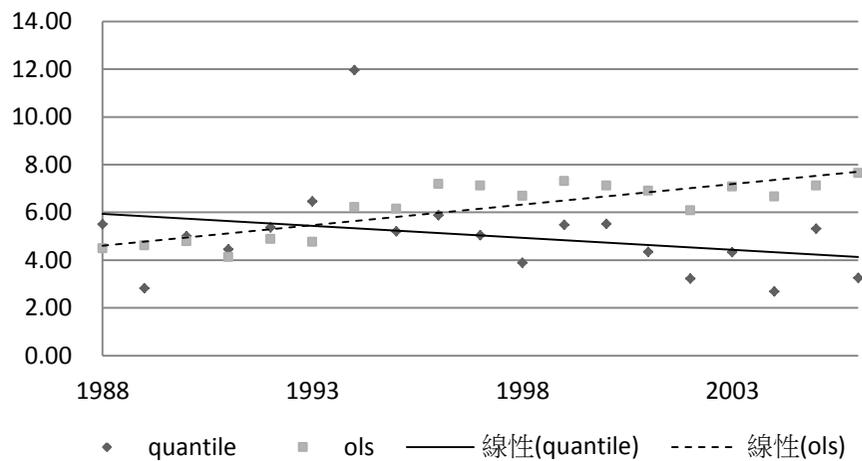
戶長是否為大學畢業



戶內就業人數

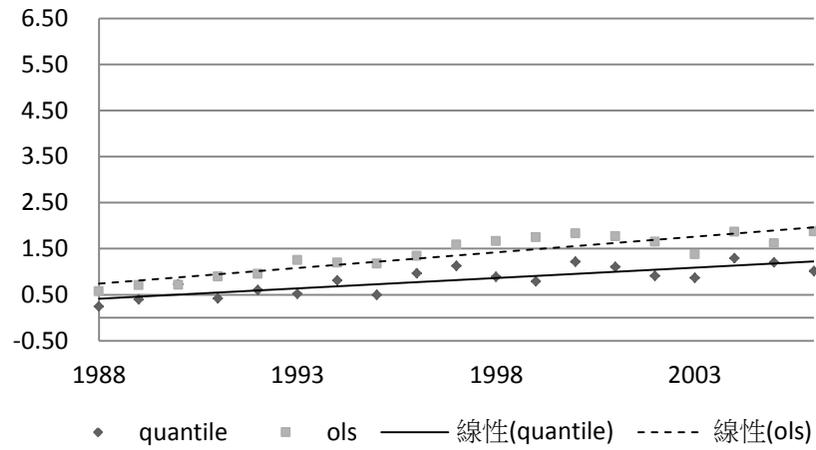


家戶規模

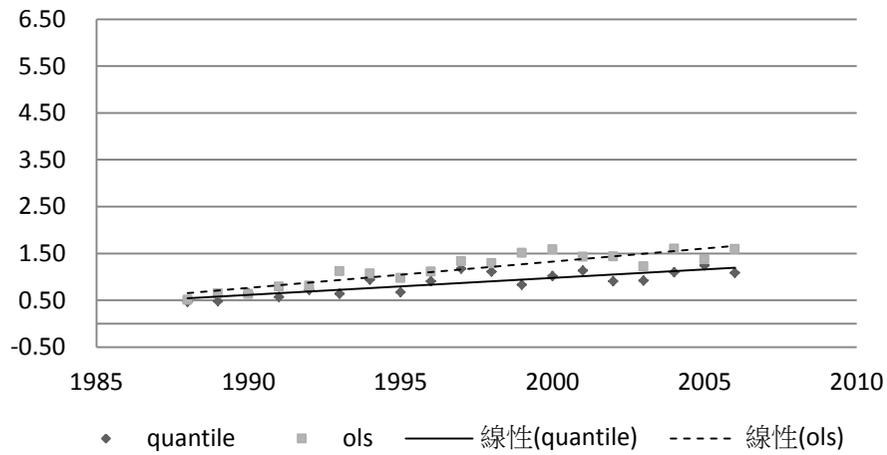


圖六 對家戶收入不平等之邊際效果：1988-2006 年

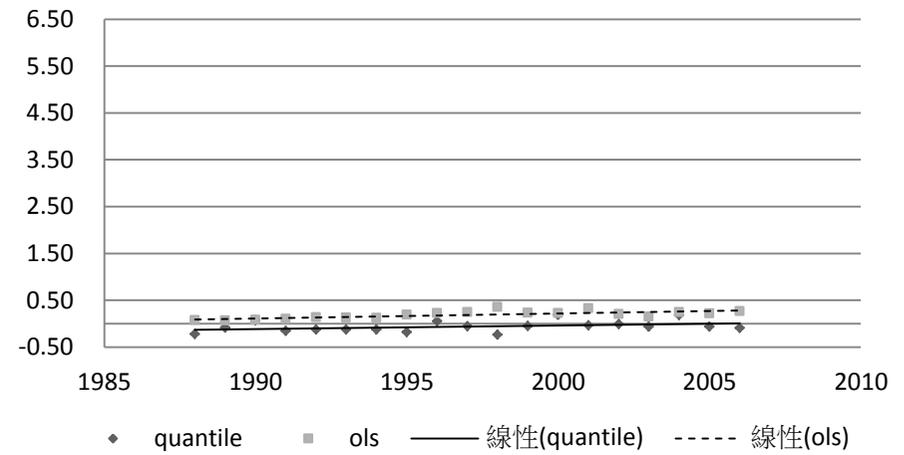
單身女性戶長



離婚或喪偶女性戶長



從未結婚女性戶長



圖六（續） 對家戶收入不平等之邊際效果：1988-2006年

附錄 家戶收入分配變化因素分解（反事實時序二）：1988-2000 年

分量	反事實時序二 ^a ：	
	$\hat{\beta}_{1988, x_{2000}}$	
	人口組成變化效果	報酬結構變化效果
.10	-.177	.575
	-25.1%	81.4%
.25	-.101	.572
	-12.7	71.5
中位數	-.040	.584
	-4.6	67.9
.75	.007	.586
	.8	66.5
.90	.020	.665
	2.3	66.6
吉尼係數	.030	.002
	187.7	11.8

a. 分量變化以家戶收入取自然對數計算。第一項為分量變化中可以被人口組成變化效果所解釋的部份。第二項為人口組成變化效果可解釋的部份佔總變化的比例。