

研究論文

臺灣有子女家庭所得不平等變遷， 1980-2006年

謝雨生 周孟嫻 紀玉臨 張明宜

謝雨生 國立臺灣大學生物產業傳播暨發展學系特聘教授（通訊地址：臺北市大安區羅斯福路四段1號，e-mail: ysh@ntu.edu.tw）；周孟嫻 國立臺灣大學生物產業傳播暨發展學系研究助理；紀玉臨 國立臺灣大學地理環境資源學系研究助理；張明宜 中央研究院社會學研究所博士後研究員。本文為國科會計畫「有子女家庭所得不平等之變遷」（NSC 98-2410-H-002-134-MY2）的部分成果。本論文使用資料係採自行政院主計處進行之「家庭收支調查」資料，該資料由中央研究院調查研究專題中心學術調查研究資料庫釋出，作者感謝上述機構及人員提供資料協助。感謝本刊主編和編委細心而詳盡的建議與指正，及匿名審查人所提供的寶貴修改意見，惟文責仍由作者自負。

收稿日期：2011/9/27，接受刊登：2012/10/11。

中文摘要

本研究目的是探討1980年至2006年期間，臺灣有子女家庭所得不平等現象之變遷，並解析此變遷與不同特性之家庭結構組成變遷的結構組成效果與勞動市場變遷下的收入效果之關聯性。本研究使用行政院主計處1980年至2006年每年蒐集的「家庭收支調查」資料，並以「有子女的家庭」為分析對象。運用Western和Bloome所提出的變異數方程迴歸，針對有子女家庭的收入平均數與變異數同時進行分析，並以家庭類型、主要收入者的教育、年齡及家庭所在地區之都市化作為次群體之分組。不僅分析群組間的所得差異，也探討群組內的所得異質性。同時，分別探討群組間與群組內的收入效果和結構組成效果，及探究各分組變項的淨效果。分析結果顯示：1980至2006年之間，臺灣有子女家庭所得不平等程度擴大了三分之一。2000年之前臺灣有子女家庭所得不平等擴大的主要原因是不同特性的家庭群組間變異數的擴大，2000年之後則是群組間變異數與群組內變異數同時擴大所致。雙薪家庭增加、教育擴張與都市化等趨勢下的結構組成效果，對臺灣有子女家庭所得的不平等情形，有抑制作用；至於離婚率上升所造成的結構組成效果及單親家庭所得日漸弱勢、高教育家庭收入增加、以及單親、高教育、中高齡組家庭所得日益異質化（或離散化）等趨勢，則對有子女家庭所得的不平等情形，有擴大作用。

關鍵詞：所得不平等、收入效果、結構組成效果、變異數方程迴歸

**Income Inequality Among Families with Children in Taiwan,
1980 to 2006**

Yeu-sheng HSIEH

Meng-sian JHOU

Department of Bio-Industry Communication and Development

National Taiwan University

Yu-lin CHI

Department of Geography

National Taiwan University

Ming-yi CHANG

Institute of Sociology

Academia Sinica

Abstract

To explain trends in income inequality among families with children in Taiwan from 1980 to 2006, we decompose changes in income inequality to the contribution of residence urbanization, family structure, education, and age of the primary wage earner in terms of compositional effect of family changes and income effect of labor market changes. Using annual data from the Survey of Family Income and Expenditures, we applied variance function regressions to analyze mean and variance across family income inequality. Our results indicate an increase in variance of one-third from 1980 to 2006. Between-group differences among various family subgroups was found to be the major source of worsening income inequality before 2000, and both

within-and between-group differences among various family subgroups were equally responsible after 2000. We found that the compositional effects of increasing labor force participation for women, educational expansion, and urbanization are suppressors of family income inequality. Identified boosters of family income inequality included the compositional effects of increasing divorce rates and both economically disadvantaged single-parent and less educated parent families, as well as income disparities in single-parent, highly educated parent, and middle-aged and elderly parent families.

Keywords: Income Inequality, Income Effect, Compositional Effect, Variance Function Regression

一、前言

所得不平等始終為學界、政府、媒體和社會大眾所關注重要議題。1980年代起，臺灣的貧富所得差距逐漸擴大，「M型社會」、「一個臺灣兩個世界」等看法更常見於近期的媒體版面。依據行政院主計處（2009）的《家庭收支調查報告》，1980年是臺灣所得分配不平等差距擴大的關鍵點，在1980年之前，臺灣所得不平等現象漸趨改善，家戶可支配所得之基尼係數（Gini coefficient）由1964年的0.321下降至1980年的0.278。另一個常用的所得不平等指標，五等分大島指數（Oshima index）由1964年的5.33倍縮小至1980年的4.17倍，也呈現相同趨勢。然而，從1980年之後，臺灣的所得不平等轉趨上揚，並於2001年達到貧富差距之高峰點，其基尼係數與大島指數分別上升至0.350與6.39倍。雖然2001年之後，臺灣所得不平等並沒有進一步惡化，但改善程度有限，兩種指標在2009年仍高達0.345與6.34倍。

自1980年以來，臺灣的社會結構組成起了相當大的改變。有偶婦女勞動參與率增加、離婚率上升、高等教育的擴張、結婚與生育步調推遲、以及都市化進程等變遷趨勢，都使得臺灣有子女家庭的家庭類型、家庭主要收入者之教育、年齡以及家庭所在地之都市化等之結構組成已有相當大的改變。根據行政院主計處（2010a）的《人力運用調查報告》，臺灣有偶婦女勞動參與率自1980年的33.23%上升至2006年的48.38%。其次，1980年臺灣男性有偶人口離婚率為3.91%，女性則為3.93%，至2006年兩者則分別攀升為12.61%與13.08%（內政部戶政司 2011）。1980年臺灣15歲以上民間人口為國中以下教育程度者占69.49%，至2006年此比例則下降至34.44%；相對的，大專以上教育程度者，在1980年僅占臺灣15歲以上民間人口的9.56%，至2006年該比例則

大幅提高至31.57%（行政院主計處 2010b）。結婚與生育步調推遲的趨勢上，1980年臺灣平均初婚年齡，男性為27.4歲、女性則為23.8歲，至2006年男性提升為30.7歲、女性則提升為27.8歲；此外，1980年臺灣婦女生第一胎平均年齡為23.5歲，至2006年則上升至28.1歲（內政部戶政司 2011）。最後，在都市化的發展上，2006年都會區人口已占全臺人口的69.62%（內政部戶政司 2011），顯見臺灣的都市化程度相當高。這樣多元的社會結構組成變遷與臺灣的家庭所得不平等現象到底有何關聯，是值得探索的重要議題。

過去研究文獻皆指出：結構組成效果（composition effect）與收入效果（income effect）是影響家庭所得不平等變化的兩大作用力（Western, Bloome and Percheski 2008; Forunier 2001; Bourguignon, Forunier and Gurgand 2001; Chu and Jiang 1997；林金源 1997；曹添旺 1996；李秀如、王德睦 2010）。一方面，家庭所屬的家庭類型、家庭主要收入者的教育、年齡以及家庭所在地區都市化等組成，型塑了臺灣有子女家庭的結構組成特性。隨時間變動，前述的家庭結構組成產生變化，進而影響了家庭所得不平等的變遷，這是家庭所得不平等變遷中的「結構組成效果」。隨著高等教育擴張，臺灣家庭中主要生計者，擁有高教育者的比例隨之上升，這種教育結構變動所影響的家庭所得不平等，即為教育的結構組成對家庭所得不平等的影響效果。其它的結構組成效果也是如此。

另一方面，勞動市場的變化直接影響不同結構特性家庭的收入狀況，進而導致家庭所得不平等的變動，這種因勞動市場的薪資變化，所產生的家庭所得不平等變遷，就是家庭所得不平等變遷中的「收入效果」。例如，近幾年臺灣產業結構轉型，勞動市場的教育投資報酬降低，使得不同教育之工作者間的薪資差距縮減（行政院主計處 2008），

進而影響不同家庭之家庭所得差距，此為教育對家庭所得不平等影響的收入效果。過去相關的家庭所得不平等研究，多使用吉尼係數和大島指數作為所得不均的測量，但這些不均測量指標的分解通常無法分辨組間和組內差異對所得不平等的影響，亦無法區分結構組成效果和收入效果之影響（Lerman 1996; Martin 2006）。因此，本研究使用Western及Bloome（2009）所發展的變異數方程迴歸（variance function regression），對臺灣有子女家庭所得之平均數與變異數同時進行分析。

在探討家庭所得不平等變遷時，若沒有釐清或分離結構組成效果與收入效果這兩種不同力量的單獨影響，可能會混淆和扭曲家庭所得不平等的真正面貌。因此，有效區辨和分離家庭所得不平等變遷中的結構組成效果與收入效果，才能確實掌握影響臺灣家庭所得不平等變遷的關鍵因素和確實的變動趨勢，進而掌握解決家庭所得不平等現象的政策之有效著力點。

另外，過去家庭所得不平等研究多半聚焦於家庭所得平均數差異之探討，而相對地忽略了家庭所得變異數的討論。換言之，過去家庭所得不平等的研究，著重於不同特性之家庭群組間的平均所得差異，如單親家庭與雙親家庭間的平均所得差異（薛承泰 2000, 2004, 2008）。然而，即使同一特性的家庭群組內之家庭，其家庭所得亦會有所差異，而存在家庭群組內的所得不平等或所得異質性現象（林金源 1997；朱雲鵬 1990）。過去家庭所得不平等之研究，甚少針對不同特性的家庭群組內的異質性進行探究，因而無法完整描繪臺灣家庭所得不平等之圖像，也緩慢了所得不平等理論發展的腳步（Lemieux 2006; Martin 2006）。Western等人（2008, 2009）指出家庭所得不平等之研究，除了由群組間平均數的差異來探討群體間的所得不平等現象外，也須同時探討相同特性之群組內家庭所得的異質性現象。例如，前者探討不同家庭類型群組

間（如雙薪家庭與單薪家庭）的收入差異現象；後者探討同為單親家庭或同為雙薪家庭群組內，其家庭所得的差異程度。所得不平等的研究，區辨不同特性的家庭群組間差異（平均數）與群組內差異（變異數），以了解家庭所得不平等的真正面貌是必要的工作。

家庭所得不平等現象的變遷，可能來自不同群組間的平均數差異的改變，也可能源自同一個群組內之差異擴大或縮小，或是群組間和群組內差異之同時變化所造成的結果。因此，再進一步區辨前述的「結構組成效果」和「收入效果」到底是家庭群組間、家庭群組內，抑或兩者兼而有之的現象，能更細緻地釐清家庭所得不平等現象變遷的真正關鍵變化所在，這對解決社會不平等的福利政策之定位是有幫助且重要的。

社會不平等的代間傳遞與再製的關鍵制度機制在家庭。家庭資源不僅直接影響子女的健康和生活機會，也影響子女的學習成就及生涯發展。家庭所得不但決定了子女在家庭中的經濟資源與福利，也可能影響子女的發展與未來地位取得，進而影響家庭社會階級的代間傳承與再製。然而，過去臺灣的所得不平等研究，大多以「個人」或「家戶」（household）為探討對象（李秀如、王德睦 2010；林金源 1997；朱雲鵬 1990；曹添旺 1996；王金利 1994；陳孟甫、林弘文 2007），而不是以直接影響子女生活機會與成就取得的「家庭」（family）為分析的單位，更少以「有子女家庭」作為研究對象。

家庭與家戶指涉不同概念，「家庭」係以婚姻、生育或收養等親屬關係組成的集合體，「家戶」則指同食、共居、分享生活必需品的一群人之集合體（Allan 2007；鄭清霞 2009）。家庭收支調查的調查對象雖為以所得貢獻度及消費支持度為基礎的「經濟家戶」，但這樣的經濟家戶裡往往同時包含了直系關係與旁系關係等親屬關係組合。然而，由旁系親屬所組成的聯合家庭或擴大家庭，雖然可能有同居共食或經濟連帶的

事實；然而，對孩子的各種投資仍是以「家庭」為主，而非以「家戶」為運作機制。進言之，以直系親屬關係為基礎的「家庭」往往才是真正直接影響子女生活與發展的組織。因此，以「家戶」為分析單位，未能將非直系親屬的家戶成員排除，無法反映與子女生活和發展的直接關聯問題。因此，本研究選擇以「家庭」取代「家戶」為主要的分析單位，並以「有子女家庭」作為研究對象，以關照有子女家庭的子女生活和發展福祉關聯的家庭所得不平等問題。

基於上述，本研究使用行政院主計處1980年至2006年每年蒐集的「家庭收支調查」資料，以「有子女的家庭」為分析單位，對臺灣有子女家庭的不同特性群組之家庭所得平均數與群組內家庭所得變異數使用變異數方程迴歸同時進行分析，試圖回答下列的研究問題：

1. 1980年以來，臺灣有子女家庭所得不平等之趨勢如何？若以家庭類型、家庭主要收入者之教育、年齡及家庭所在地之都市化進行分組，家庭所得不平等之趨勢主要是存在家庭群組間的差異變動，還是群組內的家庭差異變動，還是兩者兼而有之的變化趨勢？
2. 臺灣有子女家庭所得不平等之變化趨勢，是不同特性家庭的群組間之結構組成效果或收入效果，還是群組內的結構組成效果或收入效果，抑或是群組間與群組內兼而有之的不同效果組合的結果？
3. 哪些家庭特性是臺灣有子女家庭所得不平等的促進者（booster）？又哪些家庭特性是不平等的抑制者（suppressor）？它們是存在家庭群組間，還是家庭群組內？

本研究為有子女家庭所得不平等變遷的分解（decomposition）分析，特別是考慮家庭類型、家庭主要收入者之教育、年齡和家庭所在地

區都市化（代理城鄉勞動市場）等特性的組成變遷，對有子女家庭所得不平等變遷的群組間差異與群組內差異的貢獻，及其結構組成效果和收入效果的釐清，而不是有子女家庭所得不平等變遷的因果（causal）分析。

二、文獻探討

（一）家庭類型組成與所得不平等變化

家庭類型組成的變化趨勢和家庭所得不平等趨勢之間的關聯性，是家庭所得不平等研究裡常見的探討議題（李秀如、王德睦 2010；曹添旺 1996）。離婚率的上升、未婚單親比例的增高，同居情形的普遍，以及年輕世代愈來愈趨向晚婚等，都是目前家庭類型組成變化的主要方向（Ellwood and Jencks 2004; Martin 2004; Bumpass and Lu 2000）。在臺灣，傳統大家庭、聯合家庭日漸減少，而單人戶、單親家戶、夫婦家戶與祖孫家戶的比例持續上升，且隨著婦女勞動參與率的提升，雙薪家庭亦日趨普遍（楊靜利、陳寬正、李大正 2008；鄭清霞 2009）。

家庭類型的組成變遷對於家庭所得不平等的影響相當複雜。離婚所帶來的家庭解組和未婚生子現象，都導致單親家庭數量上升。單親家庭所得較低，也比較容易落入貧窮。美國的單親家庭收入不到雙親家庭的一半，且在勞動市場上，男性薪資高於女性外，女性的就業率也較男性為低，因此，離婚對單親母親經濟上的衝擊更明顯，離婚容易讓原本就無工作的女性生活陷入困境（Duncan and Hoffman 1985; Weitzman 1985；薛承泰 2000, 2004）。臺灣的情況也類似，以官方的貧窮線為標準，單親戶貧窮率高達10.49%，是單人戶的三倍、雙親戶的二倍（薛承泰

2000)。此外，單親家長的教育常低於一般家庭家長的教育，也是另一個影響單親家戶容易落入貧窮的原因（Oppenheimer, Kalmijn and Nelson 1997；薛承泰 2000）。

在臺灣，隨著婦女勞動參與率的提升，雙親雙薪家庭也日趨普遍。雙親雙薪家庭，夫妻的教育通常較高，其家庭收入也較雙親單薪家庭或單親家庭為高（林金源 1997）。此外，雙親雙薪的家庭，夫與妻可能從事不同的行業或職業，且其人力資本特性相近，在夫妻共同努力下的家庭所得，往往較單薪或單親家庭來得差異小。林金源（1997）研究就發現，無就業或僅單人就業之家戶所得的不平等程度大於雙人或雙人以上就業之家戶；而且無就業或僅單人就業家戶的所得不平等之惡化，為導致臺灣整體家戶所得不平等惡化的重要因素。換言之，單親家庭的所得普遍較低，且其家庭所得差異反而大，因此，當單親家庭的比例上升時，將可能造成家庭所得不平等的擴大；相對的，雙親雙薪家庭比例的增加，則可能縮小家庭所得不平等的現象。

（二）教育程度組成與所得不平等趨勢

隨著高等教育擴張的趨勢，臺灣的教育程度組成已有了很大的改變。個人教育是其所得的重要決定因素，因此，在所得不平等的研究中，教育一向是最受注意的因素之一。一般而言，教育愈高，勞動邊際生產力越高；勞動邊際生產越高，則工資率和所得也都愈高。換言之，教育是一種人力資本投資，透過人力資本的累積提高勞動生產力，使得教育高者容易取得較佳的薪資待遇。不同教育的勞動者，其所得差異大，造成明顯的不同教育群組間之家庭所得不平等。不過，教育高者有比較多的機會嘗試不同的職業與行業，但是不同的職業和行業的薪資差

異大，所以教育高者之群組內所得不平等可能比較高。相對的，教育低者可以選擇的職業較為受限，且可能都是低薪資的工作，故教育低者之群組內的所得不平等可能低。過去研究也發現了教育對於所得不平等的影響，如Bourguignon等人（2001）、Fournier（2001）、朱雲鵬（1990）與林金源（1997）均指出教育是造成臺灣家庭所得分配不均的重要因素。

教育對所得不平等的影響，之所以值得再探討，主要的原因是近年的高等教育報酬優勢差異有新的發展趨勢。自1990年後，美國的教育導致的所得不平等有逐漸擴大的趨勢，特別是高中學歷和大學學歷薪資差異的擴大（Gottschalk and Danziger 2005）。主要原因是勞動市場的需求改變，造成對於高度技術性質的員工需求上升，而相對地提高了擁有大學學歷者的薪資收入（Katz and Murphy 1992; Levy and Murnane 1992）。但是，移民與外籍勞工的引入則相對地減少了對於較低技術性員工的需求（Acemoglu 2002; Morris and Western 1999）。因此，從需求面來看，美國勞動市場對於勞工需求的轉變，是擴大其大學以上與高中以下學歷勞動者薪資差異的關鍵原因。

在臺灣，林金源及朱雲鵬（2000）曾發現不同教育者之間薪資報酬差距的擴大，是造成臺灣自1987年至2000年間個人工作收入不均增大的首要因素。不過，2008年的統計資料卻顯示：國中、高中與大專教育者的勞動薪資大致呈現穩定的狀態，但是大學教育者的薪資水準則明顯下滑（行政院主計處 2008）。換言之，臺灣近年來在高等教育擴張、大學錄取率屢創新高的情形下，產生所謂「文憑貶值」以及「過量教育」等對薪資收入的影響效果，使得大學畢業生的薪資並沒有提高，反而是呈現減少的趨勢，因此，不同教育者之間的所得差異明顯地縮減。然而，蔡瑞明、莊致嘉、葉秀珍（2005）對於臺灣社會「過量教育」的研究結

果卻發現：臺灣勞動市場上，在控制勞動者的職業、工作資歷以及其他因素後，相對於「適量教育」者，「過量教育」者依然有較好的薪資報酬率。此一結果顯示，儘管高等教育擴張，過量教育對薪資報酬率仍具有影響力，且臺灣雖然有教育與職業不相稱的情形，但大致上，教育仍能有效解釋薪資的差異水準。

上述兩者的現象或結果似乎有矛盾之處，一方面不同教育者的薪資差異逐漸縮減，另一方面卻認為教育所造成的薪資差異仍持續存在。然而，值得注意的是，主計處的報告是未控制其他影響所得的變項之差異，而蔡瑞明等人的研究則是採用Duncan及Hoffman（1981）提出的「不相稱」薪資估計模型的檢測。另外，不同教育者的薪資差異雖然逐漸縮減，可能仍然存有差異。無論如何，臺灣家庭所得不平等的影響因素中，不同教育者的家庭所得不平等之真正影響和變化，及是否有別於國外的研究發現，仍需要進一步的經驗資料加以驗證。

（三）年齡組成與所得不平等

家庭主要收入者的年齡組成也會影響各家庭間的所得不平等情形（Chu and Jiang 1997）。依據人力資本理論，在相同的教育、勞動市場條件下，隨著年齡的增長，人力資本亦隨之累積，而使得年齡越大者有越高的薪資水準。王金利（1994）研究發現：主要收入者年齡在45歲到54歲間的家戶，其所得水準最高，且不同年齡家戶間之所得不平等情形有日漸擴大之趨勢。林金源（1997）針對單一就業者家戶之所得不平等進行研究，也發現年齡是解釋家戶所得不平等的重要因素，且重要性與日俱增。

除了年齡群組間的所得差異之外，主要收入者年齡較高的家庭群組內，其家庭所得不平等可能高於年齡較低的家庭群組內的所得不平等。一方面，工作績效的優勢累積，將導致工作者的所得差距，隨著年齡增長而不斷擴大。另一方面，中高齡就業者一旦失業之後，通常因其對就業市場的反應能力較低，再加上人力資本和技術水準可能折舊，而且就業市場的再進入門檻相對地高，因此容易造成其較為長期的失業，而導致家庭收入短缺，反而造成主要收入者年齡較高的家庭群組內的家庭所得不平等反而大的現象。年齡較低（通常是年資較淺）的工作者之間的薪資差異較小，可能導致年齡較低的家庭群組內，其家庭所得不平等較低。不過，年齡較低者也較容易失業，所以年齡較低的家庭群組內，其家庭所得不平等反而會上升。因此，不同年齡群組的群組內所得不平等現象是由不同的影響力道（forces）所綜合決定的。臺灣社會的初婚與生育年齡不斷延後，家庭主要收入者的年齡結構已和以往有相當大的不同。家庭主要工作者的年齡結構變動對家庭所得不平等的變遷究竟起怎樣的作用，有必要加以釐清。

（四）城鄉分布與所得不平等

城鄉發展的差距是決定家庭所在勞動市場需求的關鍵因素。家庭所在的區域發展條件與地區性勞動市場所提供的就業機會與薪資水準，共同影響著家庭所得的高低。鄉村地區就業機會較少，農業人口多，年輕人口外移問題嚴重；而都會或新興市鎮區不但就業機會與交通便捷性高。都市與城鎮區的平均家庭所得也遠高於鄉村地區的平均家庭所得，因而造成家庭所得在城鄉間的所得不平等。

依照雙元勞動市場理論觀點（Doeringer and Piore 1971），都市地區有較多主要勞動市場（primary labor market）的工作機會，薪資較高，就業環境佳，工作穩定度高。相對的，鄉村地區居民大多從事農、林、漁、牧、礦等次級勞動市場（secondary labor market）之工作，不僅收入較低，就業環境與穩定度也較差。因此，在相同的年齡與教育的條件下，鄉村就業較不穩定，較容易失業，而造成鄉村家庭群組內的所得不平等，不同於都市家庭群組內的所得不平等。換言之，城鄉地區各自有不同的經濟發展，其勞動力市場、產業結構特性亦有所差異，所需的勞動力技術條件不同，因此，有不同的薪資水準，進而影響該地區之家庭收入的差異，更導致城鄉地區家庭群組內不一樣的所得不平等現象。

王金利（1994）與林金源（1997）均發現，居住在鄉村地區與城鎮地區之家戶，其所得水準低於居住在都市地區之家戶，且此差距於1990年以前均維持相對穩定的狀態，但至1995年此家戶所得不平等情形則明顯縮小。除了1995年可能為長期趨勢的一個例外，此現象可能反映：在經濟發展初期，經濟結構來不及調整，致使城鄉勞動市場之間存在不同的就業與薪資水準，使得城鄉勞動市場在經濟發展初期擁有較高的家戶所得不平等現象。但經濟發展後期，城鄉勞動市場間的就業與薪資水準差距逐漸縮小，因此城鄉家戶之間的所得不平等現象跟著降低。不過，王金利（1994）與林金源（1997）主要是針對1976年至1995年間的臺灣家戶所得不平等現象進行研究，究竟臺灣城鄉之間的家戶所得差距可能並非日漸消弭，而是逐漸擴大？城市內部的家庭所得不平等和鄉村內部的家庭所得不平等，分別又是如何變動？都有必要進一步探討，以了解其對臺灣家庭所得不平等趨勢的影響。

（五）所得不平等的群組比較研究

過去所得不平等研究探討了家庭類型變化、婦女勞動參與率、教育投資報酬、勞動市場差異、城鄉發展與年齡結構變遷等因素對臺灣家庭所得不平等變遷的影響（Forunier 2001; Bourguignon et al. 2001；林金源 1997；曹添旺 1996；李秀如、王德睦 2010）。但是這些研究大多聚焦於探討不同群組間的所得差異對臺灣家庭所得不平等之作用，但較少觸及群組內差異對家庭所得不平等的影響。

國外探討家庭所得不平等的研究（Lemieux 2006; Martin 2006）發現，除了群組間差距外，群組內差距在1980年代與1990年代特別顯著。尤其，自1970年代中期至2000年期間，家庭收入的群組內差距增加超過了四分之一（Lemieux 2006），此現象是造成所得不平等擴大的重要原因。因此，近年研究紛紛將焦點轉向家庭群組內所得差距的探討。Western等人（2008）解析家庭所得不平等群組內差異的貢獻，研究指出約有超過一半的家庭所得變異數之增加與群組內所得差異的擴大有關。家庭所得群組內不平等的淨效果甚至超過教育、單親家庭、及婦女就業對家庭所得不平等的影響。而且，群組內家庭所得不平等主要來自於收入效果，亦即是群組內家庭收入差異的結果。學者們多半將這些群組內家庭收入差異歸因為勞動者的內在能力、工作的努力程度、以及就讀學校的品質等因素（Juhn, Murphy and Pierce 1993; Lemieux 2006）。

臺灣的所得不平等研究，都著重於不同特性的家戶群組間之差異，而大部分研究將研究模型無法解釋的變異，歸為其他未控制變項的影響，僅有少數探究其中所可能包含的群組內差異。林金源（1997）探討家庭類型變化對臺灣所得分配的影響，指出臺灣所得分配整體不均度的上升，除了肇因於各組家庭的「組間貢獻」之外，主要來自於單一及無

就業者家庭的「組內貢獻」。朱雲鵬（1990）亦發現男性與女性所得收入之迴歸殘差（即年齡、教育、從業身分、行業與職業所不能解釋的部分）為導致家戶所得不平等的重要因素。不過，林金源與朱雲鵬均未對群組內的差異加以進一步探討。

事實上，若我們以家庭類型、家庭主要收入者教育和年齡與家庭所在地都市化程度對臺灣家庭進行分組，群組的「組間差異」與「組內差異」均可能會對家庭所得不平等造成影響，而此效果可再進一步被分解為因家庭群組結構變遷而產生之「結構組成效果」與因勞動市場變化而產生之「收入效果」，以釐清家庭群組結構變遷以及勞動市場變化所造成的所得不平等。

以家庭類型為例，從家庭類型的「群組間差異」來看，雙親雙薪家庭的所得平均數較單親家庭為高（薛承泰 2000, 2004, 2008），因此雙薪家庭比例的增加，可能會導致家庭所得不平等的縮小，而單親家庭比例的增加，將會導致家庭所得不平等的擴大，此即為家庭類型「群組間差異的結構組成效果」。另外，若家庭結構組成的比例沒有變動，而是因為雙薪家庭與單親家庭群組之間的所得差距擴大，則導致家庭所得不平等的上升，則此為家庭類型「群組間差異的收入效果」。

另一方面，從家庭類型的「群組內差異」來看，雙親雙薪家庭的所得變異數較雙親單薪家庭或單親家庭群組為低（林金源 1997），故雙薪家庭（低變異數）比例的增加，則會導致家庭所得不平等的縮小，而單親家庭（高變異數）比例的增加，則會導致家庭所得不平等的擴大，此即為家庭類型「群組內差異的結構組成效果」。另外，雙薪或單親家庭群組內各自之所得變異數差距變大，所導致家庭所得不平等上升效果，則為家庭類型「群組內差異的收入效果」。「群組間差異的結構組成效果」與「群組內差異的結構組成效果」可以合併為「結構組成效果」。

綜合來說，臺灣家庭類型的變遷，即單親與雙薪家庭的比例增加，將會對臺灣的家庭所得不平等現象造成不同方向之影響，其中單親家庭的比例增加，因其低所得、高變異的特性，會導致家庭所得不平等的擴大，但雙薪家庭比例的增加，則會因其高所得、低變異的特性，而導致家庭所得不平等的縮小，由於兩種力量將會相互抵銷，故需要將單親家庭與雙薪家庭兩者對家庭所得不平等的作用加以分離，否則無法得到家庭所得不平等的真正面貌。

進言之，家庭類型、家庭主要收入者教育和年齡與家庭所在地都市化程度等各群組的「結構組成效果」、「群組間差異的收入效果」、「群組內差異的收入效果」都可能對家庭所得不平等造成影響。有鑑於此，本文除探討影響不同特性的有子女家庭群組間所得不平等變動外，也仔細探究各特性變項未能解釋的家庭所得不平等的群組內差異；並進一步分解這些群組內差異的貢獻來源，是因為收入較不穩定的群組比重之變化（如單親家庭的增加），還是因為某些群組收入變異的改變（如單親家庭的組內不均度擴大）造成的。明確地掌握家庭所得不平等變遷的群組間和群組內的差異，及其是結構組成效果，還是收入效果，抑或是兩者兼而有之的結果影響；還有群組間和群組內的變動與兩種效果（結構組成效果和收入效果）又有何關聯，都會有助於家庭所得不平等的理解。

三、研究方法

為了能夠詳實地探究前述的所得不平等變遷情形，我們採用 Western 及 Bloome (2009) 所發展的變異數方程迴歸，對臺灣有子女家庭所得之平均數與變異數同時進行分析。由變異數方程迴歸之估計結

果，將臺灣有子女家庭的所得總變異數之變化，分解為群組間變異數變動的貢獻與群組內變異數變動的貢獻。並將這兩者再進一步細分為收入效果與結構組成效果，以檢視所得不平等現象變動的真正關鍵成分，是來自群組間或群組內所得變動的影響（收入效果），或是家庭結構組成變化的影響（結構組成效果），或是兩種效果兼而有之。最後，再將變異數方程迴歸中之各自變數（家庭類型、主要收入者教育程度、主要收入者年齡與家庭所在地區都市化）分別固定在比較的基準年之水平，透過「調整後變異數」與「原始變異數」之比較，檢視各自變數變動對所得不平等變動的效果。

具體而言，本研究分析模型如下：

$$y_{it} = \alpha_t + f'_{it}\beta_{ft} + e'_{it}\beta_{et} + a'_{it}\beta_{at} + u'_{it}\beta_{ut} + e_{it} \quad (1)$$

$$\log(\sigma_{it}^2) = \gamma_t + f'_{it}\lambda_{ft} + e'_{it}\lambda_{et} + a'_{it}\lambda_{at} + u'_{it}\lambda_{ut} \quad (2)$$

其中， y_{it} 為對數家庭所得， i 為家庭（ $i=1, \dots, n$ ）， t 為時間（ $t=1980, \dots, 2006$ ）。 f 為家庭類型虛擬變項之向量（共四組其中雙親雙薪為參考群組）， e 為家庭主要收入者教育虛擬變項之向量（共三組其中國中以下為參考群組）， a 為主要收入者年齡組虛擬變項之向量（共三組其中34歲以下為參考群組）， u 為家庭所在地區都市化虛擬變項之向量（共三組其中都市為參考群組）， e_{it} 為式（1）之誤差， \hat{e}_{it} 為殘差， \hat{e}_{it}^2 為殘差平方即變異數，亦表示為 σ_{it}^2 。式（1）對各群組家庭所得的分析，由於考量家庭所得並不符合常態分配，因此本研究依照 Western, Bloome 與 Percheski（2008）的研究處理方式，將家庭所得取對數，因此 e^α 為參考群組（雙親雙薪、主要收入者教育程度為國中以下、主要收入者年齡為34歲以下、居住於都市）的所得幾何平均數，

e^β 代表特定類家庭與參考群組家庭的幾何平均所得的相對比，若為正值且其值愈大，表示相對於參考群組，該類家庭之平均所得優勢愈大。同理，式（2）則是各群組家庭所得變異數與群組之家庭類型、主要收入者教育、主要收入者年齡及家庭所在地區都市化的關係模式， e^γ 為參考群組所得變異數的幾何平均數， e^λ 代表特定類家庭群組與參考群組家庭其所得變異數的相對比，若為正值且其值愈大，表示相對於參考群組，該類家庭之所得的群組內部異質性愈大，即該類家庭群組內的家庭所得不平等愈大。

依家庭類型、主要收入者的教育程度、年齡與家庭所在地區都市化，將各年家庭分為 $4*3*3*3=108$ 個次群組，以 j 代表次群組（ $j=1, \dots, 108$ ），利用式（1）與式（2），即可分別估計 t 時間 j 次群組之平均對數家庭所得 \hat{y}_{jt} （簡稱家庭所得），以及 j 次群組內的家庭所得變異數 σ_{jt}^2 。由於總變異數為「群組間變異數」與「群組內變異數」的和，故可得下式：

$$V_t = B_t + W_t = \sum_{j=1}^{108} \pi_{jt} r_{jt}^2 + \sum_{j=1}^{108} \pi_{jt} \sigma_{jt}^2 \quad (3)$$

其中， V_t 為 t 時間的家庭所得總變異數， B_t 與 W_t 分別代表 t 時間的群組間變異數與群組內變異數， π_{jt} 為群組比例（權重），代表 j 次群組在 t 時間占總家庭數的比例； $r_{jt} = \hat{y}_{jt} - \bar{y}_t$ ， \bar{y}_t 為 t 時間家庭所得之總平均數，故 r_{jt} 為在 t 時間 j 次群組的家庭所得與家庭所得總平均數的差異。換言之，群組間變異數 r_{jt}^2 為各群組的平均收入與總平均收入差距所造成的變異數，而群組內變異數 σ_{jt}^2 則為群組內家庭收入的變異數。

接著將兩個不同時間點的家庭所得總變異數變化，進一步分解為群組間變異數的變化和群組內變異數的變化兩個主要成分。而群組間變異數變化和群組內變異數變化，分別都可以再分解為「群組結構組成變動

效果」（簡稱「結構組成效果」）和「平均收入變動效果」（簡稱「收入效果」）。再者，可以將式（1）和式（2）的參數分別固定於1980年的水準，透過調整後變異數與未調整前的原始變異數的比較，可以進一步檢視不同家庭特性變項的變化，對有子女家庭所得不平等的單獨影響之淨效果，以理解有子女家庭所得不平等變遷之背後關鍵成分（家庭特性）之變動的真正貢獻。前述結構組成效果和收入效果，以及調整變異數之計算的詳細處理過程，分別列於附錄之 A 和 B 中。

四、資料來源

本研究使用行政院主計處1980至2006年的「家庭收支調查」原始資料進行分析。¹ 家庭收支調查是臺灣最為完備的家庭所得調查，不僅調查涵蓋的時間長，也提供十分詳細的收支與「家戶」資料。家庭收支調查以居住在臺灣地區內具有中華民國國籍的個人及其組成的「家戶」為

¹ 本研究以1980至2006年為研究期間之理由如下：首先，雖然目前主計處提供的家庭收支調查原始檔由1976年開始，然而，本文在資料初步處理過程發現在1980年之前的資料，有許多所得資料為負數或零的情形，洪明皇及鄭文輝（2009）的研究也發現了上述的不合理情形，顯然在1980年之前的資料品質令人存疑。另一方面，由於1980年是臺灣所得不平等變動的轉折點，在此之前所得不平等現象是漸趨改善，而從1980年開始卻轉趨惡化，由於1980年前後兩段時期的所得不平等現象變動趨勢相異，因此不宜將兩者合併分析。在考慮了資料可信度與研究現象之變化情形，本文的分析起點為1980年。此外，1980年至2006年間雖仍有極少數家戶出現所得金額記錄錯誤的情形，而導致其所得資料為不合理之負值，本研究一律將這些錯誤負值轉為正值。而以2006年為分析終點則是資料格式的考量：自2007年的家庭收支調查資料開始僅提供該「家戶」之總所得與總支出項目，而不再提供每個家戶成員的「個人」所得與支出，故無法計算出各「家庭」之所得。另外，也取消了「層別」項目，因此無法得知家庭所在地之都市化程度。

調查對象。抽樣方法採用分層二段隨機抽樣法，以「村里」為第一抽樣單位，村里內之「家戶」為第二抽樣單位。各村里依就業人口產業結構比例再分為都市、城鎮、鄉村三層，² 台北市及高雄市均屬都市層。依照都市化分層，先抽出20%的村里，再按樣本村里母體戶數占該層母體戶數比例配置各樣本村里樣本戶數，平均抽出率為0.94%，合併兩段抽樣平均抽出率為0.19%。平均每年約抽出14,000戶。調查方法以按日之記帳調查法為主，按年之訪問調查法為輔。至於調查項目則包括六大部分：家庭戶口組成、家庭設備、住宅概況、記載事項、經常性收入、經常性支出（非消費支出與消費支出）。

本研究的依變項為家庭的「經常性收入」，後簡稱為「家庭所得」，家庭收支調查裡的所得項目詳細的登錄了該「家戶」每個成員的勞動與非勞動所得，包含各項受僱人員報酬、產業主所得、財產所得、經常移轉收入、其他雜項收入以及自用住宅及其他營建物設算租金等。³ 因此，在資料處理上，先將「家戶」資料轉換處理為以「家庭」為單位的資料，計算出每個「家庭」總的原始名目家庭收入。為了消除因通貨膨脹導致的購買力變動，我們依照歷年的消費者物價指數，將名目家庭所得調整為實質家庭所得（2006年=100）。最後，考慮到家庭人數多寡造成消費面的規模經濟差異（*economies of scale in consumption*）

² 「鄉村」之定義為：該村里之農、林、漁、牧、礦業就業比例大於45%；「都市」定義為：該村里服務業就業比例大於或等於40%，且農、林、漁、牧、礦業之就業比例小於25%；介於上述兩者之間則定義為「城鎮」。

³ 本研究的家庭所得定義為「經常性收入」，包含家庭成員的各項受僱人員報酬[191-198]、產業主所得[241-248]、財產所得收入[331-338]、經常移轉收入[411-418]、其他雜項收入[491-498]以及自用住宅及其他營建物設算租金等[391-398]之總和[401-408]。儘管，在歷年家庭收支調查中，部分細項目在組成內容上有過更動，尤其是社會保險的相關問項有很大的變更，但基本大項內容並無變更。

(Karoly and Burtless 1995)，我們依循Western et al. (2008) 採用經常被使用的平方根尺度法 (square root scale)，將家庭總所得標準化成等值化家庭所得 (equivalized family income)，亦即將家庭總所得除以其家庭人數之平方根，以消除家庭規模大小不一的影響，利於家庭間之比較分析 (Aaberge and Melby 1998)。

本研究自變項包含家庭類型以及家庭主要收入者的教育程度、年齡及家庭所在地區之都市化。在家庭類型上，由於本研究以考量孩子在家庭中可以獲得的經濟資源與福利為重點，因此，以「家庭」取代傳統的「家戶」為主要的分析單位。

在家庭類型的處理上，首先，將資料中的經濟家戶單位分解為以婚姻、生育與收養直系親屬關係為主的家庭單位，同時，將未包含18歲以下子女的家庭去除。⁴ 詳言之，先針對聯合家戶（二世代家戶，包含有子女的家庭，由夫妻及同輩的已婚兄弟姊妹組成）與擴大家戶（三世代或四世代家戶，同樣包含有子女的夫妻與同輩之已婚兄弟姊妹）進行分解，使每一家庭均由直系親屬成員組成。續將前步驟處理過後的家庭依其家庭類型分為四類：（1）雙親雙薪家庭：父母皆在，兩人皆就業；（2）雙親單薪家庭：父母皆在，僅一人就業；（3）單親父親家庭：僅父親在；以及（4）單親母親家庭：僅母親在。家庭主要收入者的教育程度、年齡和城鄉勞力市場下的家庭所在地區都市化，分類的方式分別

⁴ 由於1982年至1987年的家庭收支調查資料，「經濟戶長之關係」變項中「戶長之祖父母及其他祖輩」變項合併，為了維持分析的一致性，本研究將「祖父母」排除分析。亦即僅保留直系親屬及其配偶的資料：01.本人、02.配偶、03.子女（含養子女）、04.孫子女（含內外孫子）、05.父母（含繼父母、養父母）、08.子女之配偶、09.孫子女之配偶、11.配偶之父母等家戶成員的資料，並排除06.祖父母（含內外祖父母）和其他非直系親屬；07.兄弟姊妹、10.兄弟姊妹之配偶、12.配偶之兄弟姊妹、13.其他親屬、14.其他等家戶成員的資料。

如下：在教育程度上，依照家庭主要收入者的教育程度分為三群：國中及以下、高中職、與大專及以上。其次，依照家庭主要收入者之年齡將各家庭分為34歲以下、35至49歲、以及50歲以上三組。家庭所在地區都市化則依照家庭收支調查的原始分層區分為都市、城鎮、及鄉村等三層。⁵

表1為本研究各自變項於1980年代（1980-1989年）、1990年代（1990-1999年）、2000年之後（2000-2006年）三個不同年代之平均百分比，本研究於不同年度的樣本大小、家庭所得平均數、標準差與各自變項所占百分比則如附表1所示。表1顯示：臺灣有子女家庭類型隨時間的確有所變遷。隨著有偶婦女勞動參與率的上升，雙親雙薪家庭的比例逐年增加，雙親單薪家庭比例則逐年下降。1991年雙親雙薪家庭的比例超過雙親單薪家庭，成為臺灣有子女家庭最主要的家庭類型，且自1990年代中期之後，其比例穩定維持在五成至五成五上下。單親家庭（包括單親母親與單親父親家庭）比例則自1990年代中期之後逐年增加，單親家庭比例合計由1980年的5.5%上升至2006年的12.7%，其中又以單親母親比例的增加速度較快。

此外，有子女家庭其主要收入者為國中及以下教育程度的比例1980年以後一路下降，由1980年代超過60%的比例，至2006年遞減為小於25%。家庭主要收入者為高中職或大專及以上教育程度者的比例則皆逐年增

⁵ 家庭收支調查中有部分主要家計者的實質就業地點與居住地點不同，甚至部分主要家計者為跨縣市工作。然而，家庭收支調查於1988年開始調查受訪家戶其成員的實質就業地點，且僅調查家戶成員就業地點的所在縣市，故並無法像家庭居住地點一般分為依就業人口產業結構比例分為都市、城鎮、鄉村三層，而無法知悉主要家計者的實質就業地點之都市化程度。因此，儘管從勞動市場的觀點來看，或許使用主要家計者的實質就業地點而非家庭居住地點會來的較為適宜，但受限於資料限制，本研究仍使用家庭居住地點作為主要變項。

加，且在2006年時，家庭主要收入者擁有大專及以上學歷所占之比例已幾近於高中職教育程度者，臺灣勞動力的教育結構組成變化相當明顯。

表1 自變項於不同年代之平均百分比

	1980-1989	1990-1999	2000-2006	1980-2006
家庭類型				
雙親雙薪	44.0	51.2	52.9	49.0
雙親單薪	49.9	41.4	36.1	43.2
單親父親	2.8	3.1	4.4	3.3
單親母親	3.2	4.3	6.4	4.4
主要收入者教育程度				
國中以下	61.5	43.5	28.2	46.2
高中職	21.7	31.2	37.7	29.4
大專以上	16.7	25.2	34.0	24.3
主要收入者年齡				
34歲以下	35.2	25.7	18.4	27.3
35至49歲	52.0	67.5	73.8	63.4
50歲以上	12.7	6.7	7.7	9.2
家庭所在地區都市化				
都市	54.9	60.6	77.4	62.8
城鎮	25.1	27.6	17.8	24.1
鄉村	19.9	11.7	4.7	12.9

有子女家庭其主要收入者年齡組成亦隨著時間變遷。其中，35歲至49歲組歷年皆為比例最大的群組，其次為34歲以下組，最後為50歲以上組。大體而言，隨著晚婚以及生育步調的延後，臺灣有子女家庭主要收入者的年齡分配，逐漸往較高年齡組傾斜，青年組（34歲以下）所占比例下降，壯年組（35-49歲）大幅增加，中高齡組（50歲以上）則呈先下降後上升的趨勢。

最後，有子女家庭所在地區都市化的變化則可以發現，都市有子女家庭的比率逐年上升，1980年代約有五成五的有子女家庭居住於都市地區，2000年以後此比例則上升至幾近八成，而鄉村有子女家庭的比率則

逐年減少，城鎮有子女家庭之比例曾在1990年代早期緩慢增加，之後則轉為減少。整體來看，都市化的過程十分明顯，都市擴張，城鎮與鄉村有子女家庭比例則縮減。

五、實證結果

(一) 有子女家庭所得不平等的變遷趨勢

首先，本研究探討有子女家庭所得不平等的變遷趨勢，並以家庭類型、主要收入者教育、年齡、家庭所在地區都市化進行分組，以了解群組間變異數與群組內變異數之變遷趨勢。圖1呈現1980年至2006年有子

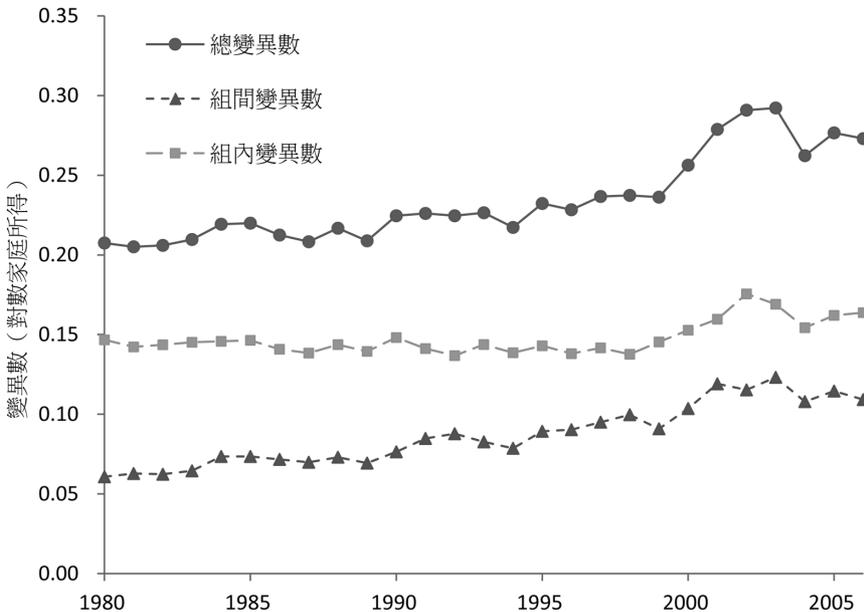


圖1 有子女家庭所得總變異數、群組間變異數與群組內變異數，1980-2006

女家庭所得不平等的變化情形。從有子女家庭所得總變異數的變化可以看出，有子女家庭所得不平等程度由1980年的0.208開始緩慢上升至1999年的0.236，之後不平等程度快速擴大，於2003年達0.293高峰，而後期則又些微下降至0.273。整體而言，有子女家庭所得不平等呈相對擴大趨勢，25年間成長了31.25% ($[0.273-0.208]/0.208$)。

正如同林金源（1997）和朱雲鵬（1990）的研究發現，群組內變異是臺灣家庭所得不平等的重要組成，由圖1中可以看出群組內變異數所占之比重遠高於群組間變異數，顯示群組內不平等是臺灣有子女家庭所得不平等不可輕忽的面向。群組間變異數依循著總變異數的變動情形，呈現不斷擴大的趨勢，而群組內變異數則在2000年之後才有明顯的增加情形。換言之，在2000年之前，臺灣有子女家庭所得不平等現象的惡化，主要來自於群組間不平等的增加；而在2000年之後，群組內部的所得不平等開始上升，群組之間的所得不平等也持續增加，兩者共同造成有子女家庭所得不平等的擴大。

群組間變異與群組內變異均為有子女家庭所得不平等擴大的重要作用力，接著探討不同群組間的組間變異數與組內變異數如何隨著時間變化。本研究除了針對1980年至2006年臺灣有子女家庭的收入平均數與變異數進行分析外，亦將研究期間分為三個階段，即1980年代（1980-1989年）、1990年代（1990-1999年）、2000年之後（2000-2006年），以分別探討此三個不同時期，臺灣有子女家庭所得不平等之情形。不同時期之變異數方程迴歸估計結果整合如表2與表3所示，各年度的變異數方程迴歸估計結果則詳見附表2與附表3。⁶

表2為依照家庭類型、主要收入者教育、年齡與家庭所在地區都市

⁶ 本文以最大概似法（Maximum likelihood）進行變異數方程迴歸的參數估計（Western and Bloome 2009），使用的統計軟體為Stata/SE 11.0。

化解了家庭所得之平均數的結果，亦即探討群組間的平均所得差距。與過去研究發現一致：單親家庭，尤其是單親母親家庭，為經濟狀況最為弱勢之家庭（Duncan and Hoffman 1985; Weitzman 1985；薛承泰 2000, 2004）。1980年代，雙親單薪家庭的收入約為雙親雙薪家庭的八成三，1990年代下降為七成八，2000年之後更下降為七成四。單親家庭則更為弱勢，其與雙親雙薪家庭的所得差距同樣逐漸擴大。2000年之後，單親父親家庭與雙親雙薪家庭的所得差距，由1980年代的八成三下降為六成九；單親母親家庭則由七成三降為六成六。綜言之，雙親雙薪家庭收入最高，其次為雙親單薪家庭，再次為單親父親家庭，單親母親家庭則為經濟最為弱勢的家庭類型，且家庭類型之間的所得不平等程度日益擴大。

表2 變異數方程迴歸估計結果綜合整理—對數平均所得部分

自變項	1980-1989		1990-1999		2000-2006		1980-2006	
	β	e^{β}	β	e^{β}	β	e^{β}	β	e^{β}
家庭類型 (對照群組=雙親雙薪)								
雙親單薪	-0.18	0.83	-0.25	0.78	-0.30	0.74	-0.24	0.79
單親父親	-0.19	0.83	-0.27	0.76	-0.36	0.69	-0.26	0.77
單親母親	-0.31	0.73	-0.36	0.70	-0.42	0.66	-0.36	0.70
主要收入者教育 (對照群組=國中以下)								
高中職	0.19	1.21	0.18	1.19	0.18	1.20	0.18	1.20
大專以上	0.47	1.60	0.51	1.66	0.57	1.77	0.51	1.67
主要收入者年齡 (對照群組=34歲以下)								
35至49歲	0.05	1.05	0.05	1.05	0.08	1.08	0.06	1.06
50歲以上	0.13	1.14	0.15	1.17	0.21	1.23	0.16	1.18
家庭所在地區都市化 (對照群組=都市)								
城鎮	-0.14	0.87	-0.14	0.87	-0.18	0.84	-0.15	0.86
鄉村	-0.34	0.71	-0.30	0.74	-0.30	0.74	-0.32	0.73

主要收入者教育之群組間的家庭所得差異符合人力資本理論的預期（Bourguignon et al. 2001; Fournier 2001；朱雲鵬 1990；林金源 1997），家庭所得隨家庭主要收入者教育之上升而增加。家庭主要收入者學歷為國中及以下的家庭所得最低，其次為家庭主要收入者教育為高中職者的家庭，所得最高者為家庭主要收入者擁有大專以上文憑的家庭。其中，高中職群組平均家庭收入比國中以下群組者高出20個百分點，且此差距十分穩定，並未明顯擴大或縮小。大專及以上群組的家庭平均收入則逐漸增加，1980年代比國中及以下組之家庭平均收入高出60個百分點，到了2000年至2006年間，擴大至77個百分點。可見，教育所造成的家庭收入差異持續存在，不同教育群組間的所得不平等持續擴大。

表2也呈現出家庭所得與家庭主要收入者的年齡成正比，34歲以下組家庭所得最低，35至49歲組次之，50歲以上組最高。這與王金利（1994）與林金源（1997）的發現一致。不同年齡的家庭主要收入者，其家庭所得之不平等也是日漸擴大。然而，不同年齡群組之間的所得差距，遠小於家庭類型之間或教育群組之間的所得差距。家庭平均收入而言，35至49歲組僅比34歲以下組高出6個百分點，50歲以上組也僅高出18個百分點。1980年代至2000年之後，年齡群組間的所得差距僅有些微的擴大；相較於34歲以下組家庭，35至49歲組與50歲以上組的家庭所得優勢，分別僅增加3個（1.05→1.08）與9個百分點（1.14→1.23）。因此，相對來說，年齡群組之間的所得差距變動幅度並不大。

最後，家庭所在地區都市化的家庭所得差距，同樣也與王金利（1994）和林金源（1997）之研究發現一致。居住於都市化程度愈高地區的家庭，其平均家庭所得也愈高。其中，居住城鎮地區家庭之所得約為都市地區家庭的八成六；而居住於鄉村家庭所得更低，僅為都市家庭的七成三左右。然而，1980年代至2000年之後，都市—城鎮—

鄉村之間的家庭所得差距變動趨勢並不明顯：城鎮只惡化了3個百分點（0.87→0.84），鄉村則是僅改善了3個百分點（0.71→0.74）。

在檢視了不同特性的家庭群組間之平均所得差距，從中我們發現雙親雙薪、大專以上、50歲以上以及都市家庭為所得較高之群組。接著，進一步探討那些類型的家庭其家庭所得，具有較高的群組內所得不平等？及不同時期之各群組內所得不平等又是如何變化？

表3則呈現了在不同年代下各種特性的家庭群組內，其家庭所得變異數的分解結果，亦即為各群組內的所得不平等的程度。表3結果與林金源（1997）的研究發現類似：雙親雙薪家庭是群組內所得不平等最小的家庭類型，而單親母親家庭則為群組內所得不平等最大的家庭類型。平均而言，雙親單薪、單親父親與單親母親家庭的群組內變異數，比雙

表3 變異數方程迴歸估計結果綜合整理—對數變異數部分

自變項	1980-1989		1990-1999		2000-2006		1980-2006	
	λ	e^λ	λ	e^λ	λ	e^λ	λ	e^λ
家庭類型 (對照群組=雙親雙薪)								
雙親單薪	0.02	1.02	0.08	1.09	0.17	1.18	0.08	1.09
單親父親	0.23	1.26	0.34	1.41	0.42	1.52	0.32	1.38
單親母親	0.48	1.62	0.43	1.53	0.45	1.57	0.45	1.57
主要收入者教育 (對照群組=國中以下)								
高中職	0.03	1.03	0.07	1.07	0.08	1.08	0.06	1.06
大專以上	0.11	1.12	0.15	1.16	0.29	1.34	0.17	1.19
主要收入者年齡 (對照群組=34歲以下)								
35至49歲	0.10	1.11	0.14	1.14	0.22	1.25	0.15	1.16
50歲以上	0.25	1.28	0.33	1.38	0.46	1.59	0.33	1.39
家庭所在地區都市化 (對照群組=都市)								
城鎮	0.04	1.04	-0.06	0.95	-0.09	0.91	-0.03	0.97
鄉村	0.27	1.31	0.20	1.23	0.06	1.06	0.19	1.21

親雙薪家庭者分別高出9、38與57個百分點。此外，相對於雙親雙薪家庭，1980年代至2000年以後，雙親單薪家庭所得的群組內變異數（群組內所得不平等）增加了16個百分點（1.02→1.18），單親父親家庭群組內所得不平等更增加了26個百分點（1.26→1.52），然而，單親母親家庭所得之群組內不平等則減少5個百分點（1.62→1.57）。

主要收入者教育群組的群組內所得不平等則與教育程度成正比，且此群組內所得不平等的差距隨著時間而增大。家庭主要收入者為大專及以上教育程度的家庭其所得組內不平等最大，其次為高中職組家庭，組內不平等最小者為國中以下組。1980年代至2000年以後，相對於國中以下組家庭，大專以上組家庭所得的組內不平等增加了22個百分點（1.12→1.34），而高中職組家庭則增加了5個百分點（1.03→1.08）。

主要收入者年齡越大，其家庭群組內所得不平等亦越高，且群組內不平等之不同年齡群組的差距明顯呈擴大趨勢：相對於34歲以下群組，1980年代35至49歲群組家庭所得不平等高出11個百分點，至2000年之後擴大為高出25個百分點；而50歲群組家庭由1980年代高出28個百分點，擴大為2000年之後高出59個百分點。

城鄉的家庭所得群組內所得不平等，則以鄉村地區者最高，但相對於都市地區，鄉村地區的群組內家庭所得不平等有縮小的趨勢。1980年代時，鄉村地區家庭之群組內家庭所得不平等比都市地區家庭高出31個百分點，2000年之後則縮減為僅高出6個百分點。都市家庭與城鎮家庭之間的所得內部異質性（所得不平等）則互有領先，早期城鎮地區家庭的所得不平等較大，而1990年之後，則是都市地區家庭的組內所得不平等大於城鎮者。

統合來說，表3顯示不同特性的有子女家庭確實有不同的群組內所得不平等，單親家庭（特別是單親母親）、高教育家庭、居住於都市、

以及主要收入者50歲以上之家庭，有最高的群組內家庭所得不平等，且家庭類型、教育群組與年齡群組的群組內家庭所得不平等，從1980年以後都有擴大的趨勢。

(二) 收入效果與結構組成效果

前面的分析顯示各項有子女家庭結構組成、群組間所得不平等、以及群組內所得不平等皆有明顯的擴大變化。接著進一步探究臺灣有子女家庭的所得不平等現象之變遷，是如何受到這些因素變化的影響呢？我們將群組間變異數與群組內變異數之變動，分別界定為收入效果與結構組成效果，並列於表4。如同圖1之發現，在2000年之前，群組間變異數的變化為總變異數增加的主要貢獻者，然而群組間變異數變動之貢獻隨著時間愈來愈小（92%→86%→34%）；相對的，群組內變異數於2000年以前，幾乎沒有明顯的變動趨勢，2000年之後，群組間變異數與群組內變異數兩者的重要性反轉，群組內變異數的變化成為家庭所得不平等擴大的主要成分，且群組內變異數變動的貢獻隨著時間愈來愈大（8%→14%→66%）。

詳言之，在1980至1990年，有子女家庭的所得變異數增加了0.017，其中87%的所得不平等增加來自於群組間的收入效果，4%源自於群組間的結構組成效果，兩者合計貢獻超過九成。雖然，群組內之收入效果也提供了六成貢獻，然而，該時期群組內之結構組成效果幾乎抵消了其擴大作用。因此，1980至1990年有子女家庭所得不平等現象擴大，主要成分來自於群組間的平均所得差異的擴大。換言之，富裕的家庭愈來愈富裕，貧窮的家庭愈來愈貧窮，是在1980至1990年間家庭所得不平等程度擴大的主因（群組間的收入效果）。

1990至2000年家庭所得不平等擴大更多，其變異數在十年間增加了0.032，幾乎為1980年代的兩倍。群組間的收入效果同樣是1990至2000年家庭所得不平等擴大的主要成分，貢獻約九成的比重。同時期，群組內結構組成效果的貢獻也占26%。而群組間的結構組成效果（-4%）與群組內的收入效果（-12%），則都是起著縮小家庭所得不平等的力量；然而，其影響力遠不如群組間收入效果與群組內之結構組成效果。整體來說，1990至2000年有子女家庭所得不平等急遽擴大的主要成分是：富裕家庭與貧窮家庭之間的所得差距愈來愈大（群組間的收入效果）；次要成分則是所得異質性較高之群組比重相對增加（群組內的結構組成效果）。

2000至2006年間有子女家庭所得變異數增加了0.017，其家庭所得不平等擴大程度小於1990至2000年，而與1980至1990年相似。在2000-2006年間，家庭所得不平等的擴大中，群組間的收入效果貢獻更大（134%），然而其效果被群組間結構組成效果抵消了大部分（-100%）。因此，在2000-2006年間，儘管不同群組家庭之間的所得差距愈來愈大，但此時期臺灣的家庭群組結構組成朝向有利於抑制臺灣有子女家庭所得不平等惡化之方向發展，因此，該期間家庭所得不平等的擴大，僅有三分之一左右是源自於群組間的差異作用。另一方面，造成此時期有子女家庭所得不平等擴大，主要來自於群組內部的收入效果（24%）與群組內的結構組成效果（42%）。

就整個研究期間而言（表4第4欄），臺灣有子女家庭所得不平等的擴大，四分之三來自於群組間變異數的擴大，四分之一來自於群組內異質性（變異數）的擴大。其中，家庭所得變異數擴大有三個主要成分：最主要成分是群組間的平均所得差距擴大，亦即富有的群組愈來愈富有，而貧窮的群組則愈來愈貧窮（組間收入效果：98%）；次要成分為群

組內的所得異質性（變異數）逐漸擴大，亦即具有相同特徵之群組內，其所得異質性愈來愈大（群組內收入效果：15%）。第三個成分是群組內所得變異較大的群組之比重增加，而群組內所得變異較小的群組比重減少（群組內結構組成效果：11%）。最後，群組間結構組成效果則起著相反作用，扮演著縮小臺灣有子女家庭所得不平等的角色（群組間結構組成效果：-24%）。

表4 有子女家庭對數所得變異數變遷之分解

	1980至1990		1990至2000		2000至2006		1980至2006	
	改變量	百分比	改變量	百分比	改變量	百分比	改變量	百分比
總變異數	.017	100	.032	100	.017	100	.066	100
群組間	.016	92	.027	86	.006	34	.049	74
收入效果	.015	87	.028	89	.022	134	.065	98
結構組成效果	.001	4	-.001	-4	-.017	-100	-.016	-24
群組內	.001	8	.005	14	.011	66	.017	26
收入效果	.010	60	-.004	-12	.004	24	.010	15
結構組成效果	-.009	-51	.008	26	.007	42	.007	11

（三）家庭類型、教育、年齡與城鄉的淨效果

前述的分析統合了自變項對有子女家庭所得不平等的總影響效果，進一步我們關心：究竟家庭類型、教育、年齡與城鄉各自對所得不平等變遷的淨影響效果為何？爲了回答此問題，有必要將各自變項的影響效果單獨地分離出來。將各考慮要素固定在基準年的水準，透過調整變異數與原始變異數的比較，以檢視各變項對家庭所得不平等變化的淨效果。

爲方便理解，將分析結果以圖示的方式分別呈現於圖2至圖5。各圖中的圓型標記線曲線爲實際上觀察到的家庭所得變異數變化曲線，亦即

未進行調整的原始變異數曲線，其與調整後變異數之間的差距，即是被固定之變項的實際變動所造成的淨效果。詳言之，若調整變異數曲線位於未調整變異數曲線之下，則表示被固定的變項的變動，實際上拉高了（或擴大了）家庭所得不平等現象。換言之，被固定之變項的實際變化，導致家庭所得變異數由調整後之大小擴大至調整前之大小。反之，如果調整變異數曲線位於未調整變異數曲線之上，則表示被固定的變項，起著縮小家庭所得不平等的角色。亦即，被固定之變項的實際變化，導致家庭所得變異數由調整後大小縮小至調整前之大小。

圖2為分別將式（1）的家庭類型、家庭主要收入者教育與年齡以及家庭所在地區都市化群組所得組間差距係數（亦即 β ）固定於1980年水準的調整後變異數之曲線。首先，固定家庭類型間所得差距的變異數曲線，明顯位於原始變異數之下，顯示雙親雙薪—雙親單薪—單親父親—單親母親家庭之間平均所得差距的增加，導致了有子女家庭所得不平等的擴大。詳言之，如果這四種家庭類型之間的平均所得差距沒有擴大的話，有子女家庭所得不平等將僅成長21個百分點，而非原始的32個百分點，這表示有11個百分點的家庭所得不平等之擴大，是因為雙親單薪、單親父親與單親母親家庭愈來愈貧窮所形成的（相對於雙親雙薪家庭）。

圖2之方塊標記線是把教育群組間的所得差距固定在起始年的水準，其顯示教育群組間所得差距變化對所得不平等現象之影響方向與幅度。其結果與前述家庭類型間所得差距變動之影響相似。換言之，倘若大專教育群組的家庭平均收入沒有從1980年的58個百分點增加為2006年的78個百分點，則有子女家庭的所得變異數將只成長到120%，而非原有的132%。因此，約有12個百分點之所得變異數的增加，與教育群組間的平均所得差距擴大有關。此外，若將年齡群組間或家庭所在地區都市化群組間所得差距固定在起始年的水準，如圖2的十字標記線與菱形

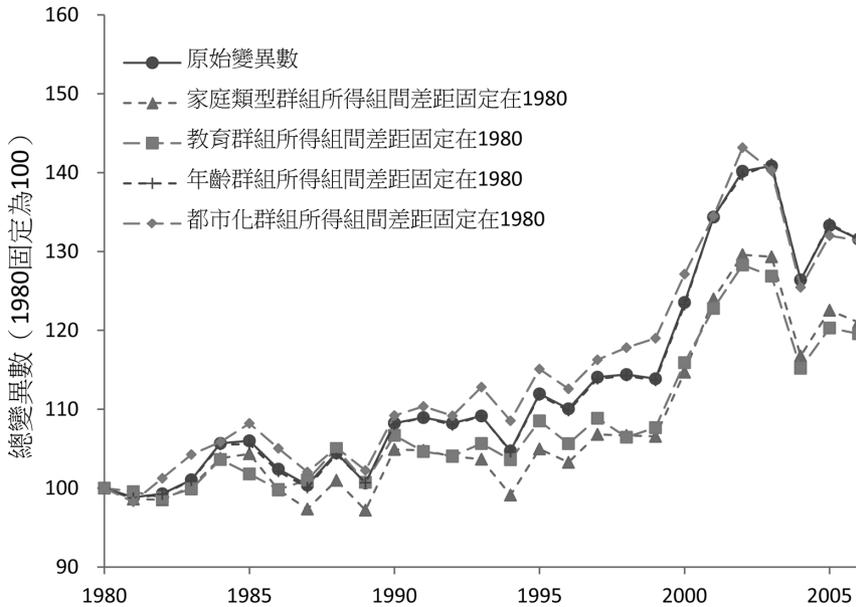


圖2 固定各群組別所得組間差異係數於1980年水平下的變異數

標記線所示，調整後變異數曲線與原始變異數曲線幾乎重合，這反映了年齡群組間以及城鄉群組間的家庭平均所得差距改變，對整體有子女家庭所得不平等之變動影響淨效果小。

上述分析檢視了不同家庭特性群組間平均所得差距變動的淨影響，接著我們聚焦於群組內所得不平等變化的淨影響。圖3為分別將式(2)的家庭類型、家庭主要收入者教育與年齡以及家庭所在地區都市化群組所得組內差距係數(亦即)大小固定於1980年的水準之結果。圖3顯示家庭類型、教育以及年齡群組的群組內所得不平等之變動，確實都提升了整體所得不平等的程度，且教育和年齡群組的群組內所得不平等變動對整體家庭所得不平等變動的淨影響，大於家庭類型之群組內變動的淨影響。

相對於雙親雙薪家庭，如果其他三類家庭的群組內所得不平等沒有擴大的話，有子女家庭的整體所得不平等程度只會上升26%，而非實際上的32%，也就是約有6個百分點的家庭所得不平等擴大，是家庭類型的群組內所得不平等變化所造成的。而相對於主要收入者教育為國中以下家庭，若高中職以及大專以上的家庭所得組內不平等沒有擴大的話，臺灣有子女家庭的整體所得不平等將只會上升17%，而非實際上的32%。換言之，不同教育程度家庭的群組內所得不平等的擴大，使有子女家庭的所得不平等擴大了15個百分點。

如圖3的十字標記線所示，群組內所得不平等的年齡組間差距之變動也是造成家庭所得不平等擴大的成分，其對家庭所得不平等的擴大淨效果約與上述教育群組的淨影響相似，亦即相較於34歲以下組之家庭所得變異數，如果35至49歲與50歲以上的群組內所得不平等沒有擴大的

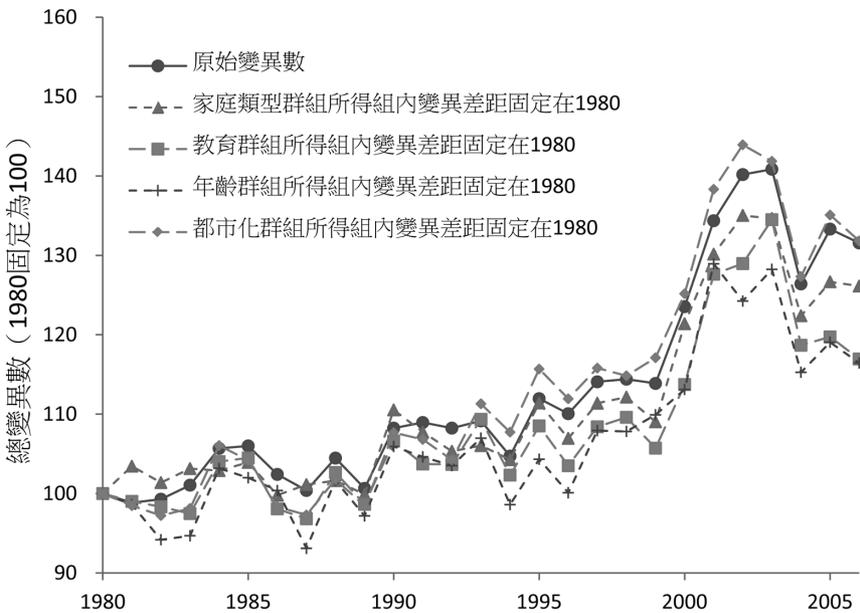


圖3 固定各群組別所得組內差異係數於1980年水平下的變異數

話，臺灣有子女家庭的所得不平等程度將不會上升32個百分點，而是只會上升16個百分點。另外，家庭所在地區都市化群組的群組內所得不平等的變動情形，則對有子女家庭的整體所得不平等沒有顯著影響。

除了上述群組內變異的群組差距外，參考群組（雙親雙薪、主要收入者教育程度為國中以下、主要收入者年齡為34歲以下、居住於都市）的群組內所得不平等變動（亦即式（2）的 γ_t ），也會影響整體所得不平等的變遷趨勢。1980至2006年參考群組家庭的群組內部所得不平等有縮小之趨勢，且若參考群組家庭的群組內部所得不平等沒有縮小的話，臺灣地區有子女家庭的所得不平等程度將由原始的132%進一步擴大至166%。⁷

臺灣從1980年以來，不同特性的家庭群組結構組成的變化，包括雙薪家庭與單親家庭的增加、教育的快速擴張、結婚與生育步調的推遲、以及都市化程度的提高，究竟分別對有子女家庭的所得不平等的變動產生什麼樣的影響？我們藉由將家庭的各種結構組成之權重（ π_{jt} ）固定於1980年的大小，來回答上述問題。圖4三角標記為固定了家庭類型群組之結構組成比例的調整後變異數曲線，其值在2006年為129%，僅略低於實際的變異數132%，顯示1980年以來家庭類型結構組成的改變對整體所得不平等變動沒有重大的影響。為何臺灣家庭類型結構組成上歷經如此明顯的變化，卻僅能解釋些微的家庭所得不平等之上升？我們發現是因為雙薪家庭與單親家庭的增加，分別對家庭所得不平等有不同方向的影響，因此必須再將兩者的影響更細緻地加以分離出來。

圖5顯示臺灣雙薪家庭的比例增加，縮小了有子女家庭所得不平等的現象。如果雙薪家庭比例沒有在25年間增加了12%，則有子女家庭的

⁷ 受限於篇幅關係，本文僅列出部分分析結果，對於完整分析有興趣的讀者，可向本文的通訊作者索取。

所得不平等程度勢必進一步擴大。這反映了婦女勞參率的增加（雙薪家庭比例上升）抑制了有子女家庭間的所得不平等。相反地，單親家庭的增加，則促進了有子女家庭所得不平等的擴大。如果單親家庭所占比例沒有由1980年為5.5%上升至2006年的12.7%，則有子女家庭所得不平等將僅增加27個百分點，而非實際上的32個百分點，亦即單親家庭的增加為有子女家庭所得不平等的促進者。可以說單親家庭的增加，加重了平均收入較低以及收入變異較大的家庭比重，從而擴大了整體有子女家庭所得不平等的情形。

教育擴張與都市化的社會變遷趨勢則都抑制了臺灣有子女家庭的所得不平等。如圖4所示，主要收入者教育結構組成改變，對有子女家庭所得不平等變動的影響則十分明顯。如果臺灣家庭的主要收入者之教育結構組成沒有變化，維持在二十多年的結構組成狀態，亦即以國中及以

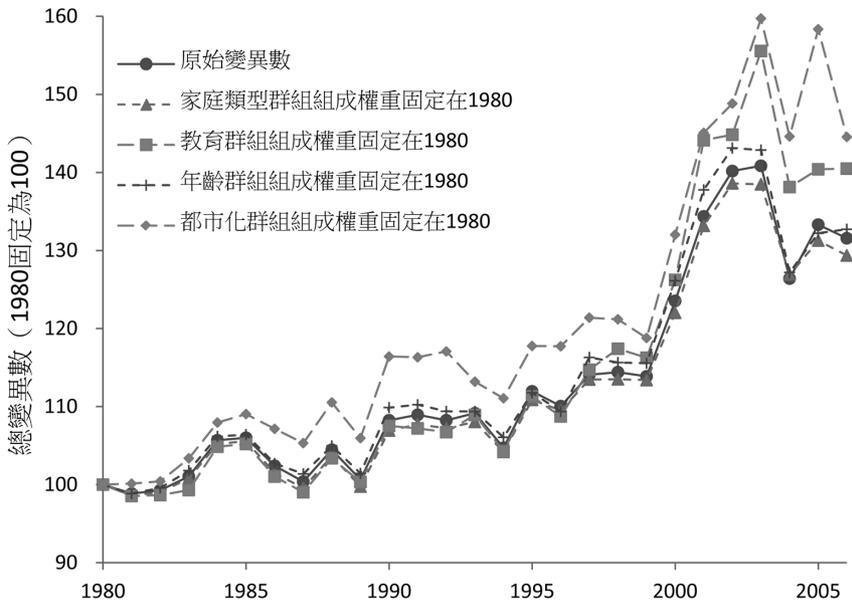


圖4 固定各群組結構組成權重於1980年水平下的變異數

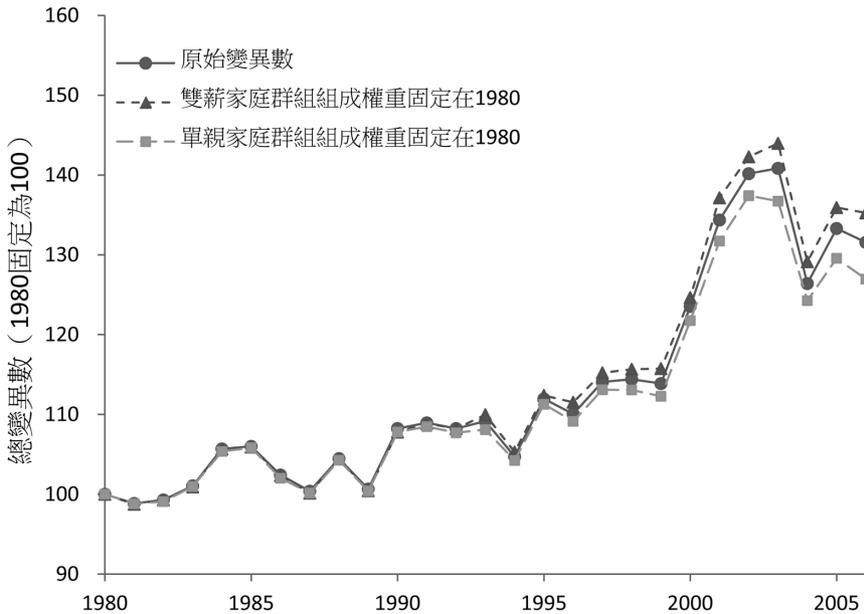


圖5 固定雙薪家庭、單親家庭群組結構組成權重於1980年水平下的變異數

下的學歷為主的群組結構，則臺灣的有子女家庭所得不平等將不是僅成長32%，而是40%。換言之，臺灣教育擴張使得臺灣有子女家庭的主要收入者教育提高，高中職與大專及以上家庭的大量增加，對有子女家庭所得不平等惡化產生抑制性的作用。同樣地，臺灣二十多年來的都市化，也抑制了有子女家庭的所得不平等的擴大，而且其抑制效果更勝於教育擴張之抑制效果。假如臺灣居住於都市地區之子女家庭，沒有由1980年的五成增加至2006年的超過八成，則臺灣有子女家庭的所得不平等程度將不是僅成長32%，而是會大幅擴大為45%。然而，結婚與生育步調的推遲所造成的臺灣有子女家庭主要收入者年齡結構的改變，則對臺灣有子女家庭的所得不平等變動沒有明顯影響。

再者，若我們分別將所有的組間變異數（ r_{jt}^2 ）、組內變異數（ σ_{jt}^2 ）與各細格的權重（ π_{jt} ）控制在起始年（1980年）的水準，則可發現「群組間變異數」與「群組內變異數」的變動，均扮演有子女家庭所得不平等促進者的角色，而且前者的影響大於後者；相對的，「結構組成權重」的改變，則扮演所得不平等抑制者的角色。進言之，儘管臺灣有子女家庭的總體結構組成雖朝向有利於有子女家庭所得不平等問題改善的方向變遷，但由於不同群組間與相同群組內的家庭所得差距擴大，導致臺灣整體有子女家庭所得不平等之擴大。

最後，表5總結臺灣1980年至2006年以及各分段時期之有子女家庭所得不平等變遷的影響成分。由表5可知，1980年至2006年，家庭類型對有子女家庭所得不平等的主要影響在於四種家庭類型之「群組間變異數」與「群組內變異數」的擴大，導致了家庭所得不平等程度的擴大（33%與17%）。從不同年代的影響效果來看，不同家庭類型間之平均所得差距對有子女家庭所得不平等影響之重要性日漸下降（40%→36%→21%）。相對的，家庭類型的組內所得不平等的影響重要性則日漸上升（-28%→29%→40%）。另外，單親家庭的增加同樣是家庭所得不平等的促進者（15%），而雙薪家庭比重的上升則是家庭所得不平等的抑制者（-12%），且兩者對有子女家庭所得不平等之重要性均日漸增加。是故，在上述兩股作用力量方向相反運作之下，四類家庭類型比重上的改變，實際上僅些微擴大了臺灣有子女家庭所得不平等（7%）。

高教育家庭的收入提高與收入差異情形之同時增加，亦擴大了有子女家庭的所得不平等現象（38%與46%）。儘管在1980年代高教育家庭的收入增加與收入差異的增長，僅可分別解釋該段期間有子女家庭所得不平等之擴大的兩成；但在1990年代以後兩者之增長，則可分別解釋該

段期間四成至五成九的有子女家庭所得不平等之擴大。此外，高教育程度家庭比例的上升則為抑制家庭所得不平等擴大的力量（-28%）。在1980年代，高教育程度家庭比例的上升，導致該段時期有子女家庭所得不平等之擴大（9%），但1990年以後，高教育程度家庭比例的上升，反而抑制了有子女家庭所得不平等現象（-22%與-76%）。

相對於年輕的家庭，中高齡組家庭的所得分配日益離散化，導致家庭所得不平等差距擴大（48%），且其影響重要性日漸上升。另外，有子女家庭主要收入者年齡結構組成的變遷，在2000年以前曾抑制有子女家庭所得不平等（-20%與-6%），但2000年之後，卻轉成促進子女家庭所得不平等之惡化的力量（17%）。儘管城鄉家庭群組間與群組內的所得差距變化，對1980年至2006年整體有子女家庭所得不平等之影響效果相當有限（1%與-1%）。但是，城鄉家庭間平均所得差距的改善，曾是2000年之前改善有子女家庭所得不平等的因素之一（-12%與-17%），不過，2000年之後城鄉家庭間平均所得差距的擴大，卻惡化了有子女家庭所得不平等現象，且占2000年至2006年有子女家庭所得不平等變動的46%。相似地，城鄉群組內家庭所得差距的改善，是1990年代改善有子女家庭所得不平等的因素之一（-14%），但2000年之後城鄉群組內家庭所得差距的擴大，則惡化了有子女家庭所得不平等的現象（17%）。最後，都市化的過程抑制了有子女家庭所得分配的不平等現象（-41%），此作用力在1990年代較不明顯（-2%），但在1980年代與2000年之後，皆是明顯地抑制了有子女家庭所得不平等的變化（-99%與-55%）。

總結來說，臺灣有偶婦女勞動參與率的增加、離婚率的上升、高等教育的擴張、結婚與生育步調的推遲、以及都市化進程等變遷趨勢，都對1980至2006年有子女家庭的所得不平等變遷造成影響。其中，雙薪家庭增加、教育擴張與都市化等家庭結構變遷趨勢，均對臺灣1980至2006

年有子女家庭所得不平等之擴大有抑制作用。不過，離婚率的上升所造成的家庭結構組成變遷、單親家庭所得的日漸弱勢、高教育家庭的收入的增加、以及單親、高教育、中高齡組家庭的所得日益異質化或差異化等趨勢所伴隨的收入效果，則對臺灣有子女家庭所得不平等現象的擴大有促進效果。

表5 1980至2006年有子女家庭所得不平等變遷分解結果總

	1980至1990	1990至2000	2000至2006	1980至2006
變異數變化量	0.017	0.032	0.017	0.065
變化量源於（解釋百分比）：				
收入效果：平均所得組間差異（ γ_{jt}^2 變動效果）				
家庭類型	40	36	21	33
主要收入者教育	19	40	53	38
主要收入者年齡	2	1	-3	0
家庭所在地區都市化	-12	-17	46	1
收入效果：所得之組內差異（ σ_{jt}^2 變動效果）				
家庭類型	-28	29	40	17
主要收入者教育	20	53	59	46
主要收入者年齡	28	53	57	48
家庭所在地區都市化	7	-14	17	-1
結構組成效果（ π_{jt}^2 變動效果）				
家庭類型	16	1	8	7
雙薪家庭	5	-10	-32	-12
單親家庭	5	9	34	15
主要收入者教育	9	-22	-76	-28
主要收入者年齡	-20	-6	17	-4
家庭所在地區都市化	-99	-2	-55	-41

六、討論與結論

1980年至2006年，臺灣有子女家庭的所得不平等現象（對數所得變異數）擴大了三分之一左右。本研究使用行政院主計處家庭收支調查資料，以變異數方程迴歸，針對有子女家庭所得不平等變遷的趨勢，並以家庭類型、主要收入者教育、年齡以及家庭所在地區都市化等四大結構組成，探究不同特性家庭群組間和群組內的家庭所得之變化，並分析家庭群組間與群組內所得和結構組成全重變動，對有子女家庭所得不平等變化之收入效果與結構組成效果之影響。

研究發現：**群組間收入效果**是臺灣有子女家庭所得不平等現象擴大的主要成分，特別是家庭類型群組間與教育群組間所得不平等的擴大，分別解釋了三成與四成左右的家庭所得不平等之上升。就家庭類型來說，雙親雙薪家庭平均所得最高，其次為雙親單薪、再次為單親父親，而主要收入者為女性的單親家庭則平均收入最低。1980年以來，雙薪家庭與其他類型家庭（包括雙親單薪、單親父親和單親母親）之平均所得差距不斷擴大。就主要收入者的教育而言，擁有大專以上學歷之家庭的所得不斷增加，與其他教育者之差距也持續擴大，因而擴大了有子女家庭的所得不平等。

其次，**群組內收入效果**也是扮演家庭所得不平等的促進者角色，特別是家庭類型、教育群組與年齡群組的群組內所得異質性上升，都是臺灣有子女家庭所得不平等擴大的推力。然而，家庭群組內收入效果的影響性，卻小於家庭群組間的收入效果，主要原因是：雖然有子女家庭群組內所得差距不斷擴大，但是參考群組本身的組內變異卻大幅度地縮小，因此抵消了家庭群組內收入效果對家庭所得不平等的擴大或拉高。

相對的，不同特性家庭之**結構組成**變化，則具有抑制臺灣有子女家庭所得不平等擴大的作用。其中，家庭主要收入者教育提高，及居住於都市地區家庭的增加，皆明顯地抑制了有子女家庭所得不平等（三成與四成）。家庭類型的結構組成變化，對家庭所得不平等的變遷之影響，則有著兩股方向相反的力量：一方面，單親家庭的比例增加促進家庭所得不平等的擴大；另一方面，雙薪家庭比例的上升則是抑制所得不平等的擴大現象。

上述的分析結果，對於降低臺灣有子女家庭的所得不平等現象具有一些政策意涵。最需要關注的家庭類型之一，顯然是單親家庭，其平均所得遠低於雙親家庭，所得變異程度也高於雙親家庭，而且其所得劣勢與所得異質性亦均日漸增加。在臺灣社會中，單親母親家庭不僅具有最嚴重的所得劣勢與不穩定性，其相較於單親父親家庭，亦較難取得原生家庭的相關支持，而最可能陷入經濟危機（彭淑華 2005）。

臺灣單親家庭的比例日趨攀升，特別是女性離婚後的再婚率較低，未來可能會有越來越多的未成年子女於單親母親家庭中成長（楊靜利、董宜禎 2007）。在這樣的家庭類型趨勢下，勢必對臺灣未來有子女家庭的所得不平等現象造成衝擊。因此，如何降低未來家庭解組與未婚生子的人口趨勢與現象，或許也是減緩家庭所得不平等的另一種政策著力點；然而，婚姻的組成與解構係現代公民的個人選擇，但所有家庭的經濟安全、子女養育與工作就業共同需求則皆應受到最基本的保障。

儘管當前臺灣對於單親家庭有許多不同的福利支持措施，然而仍尚未建立一套完整而全面的單親家庭政策（王舒芸 2008）。單親家庭的形成原因不盡相同，其需求亦有差異，制定相關社會福利與經濟政策時，更需要考慮單親家庭組內的異質性，不應只以單一標準來給予相同給付，而應積極地對各種家庭生活劣勢採取不同的社會福利措施給予協

助，保障每一位未成年子女最基礎的經濟安全保障，以降低家庭的所得不穩定性，而以緩解有子女家庭所得不平等的趨勢。

另一方面，儘管新修訂的社會救助法與特殊境遇家庭扶助條例等雖擴大救助範圍，給予弱勢家庭基本保障，但臺灣相關社會福利措施對家庭的支持仍多以消極的經濟協助為主，即採資產調查式的資格認定，對貧窮者給予現金給付，一般經濟狀況的單親家庭所獲甚少。然而，考量到家庭所得不穩定性對經濟安全之影響，應從被動、消極式的家庭福利政策，轉向主動、積極式地加強弱勢家庭成員發展機會，如提供職能或教育訓練等措施，以避免因短期的經濟動盪致使弱勢家庭陷入生活困境。

雖然本研究也發現：主要收入者年齡較高的有子女家庭收入較高，但是這些家庭也有所得異質性大的問題。一般而言，中高齡者對於就業市場的反應能力較低，一旦失業之後，要再次進入就業市場通常較為困難。因此，在失業率屢創新高的情形之下，職訓方案應該特別針對中高齡失業家庭，協助其再度就業，以緩和臺灣有子女家庭的經濟福祉之變動或差異。

另外，由於高等教育擴張的影響，未來主要收入者教育程度為大專以上的家庭比例將會不斷地增加，因此教育結構組成對家庭收入的均等化力量將會持續。自1980年來，臺灣之大專學歷家庭的所得優勢不斷增加，但是黃瓊玉及黃雅婷（2011）的研究指出：自1993年開始，臺灣勞動市場上，年輕大專畢業生與非大專畢業生的整體薪資差距有逐年縮減的情況，且年輕大專畢業生從事非大學性質工作的機率亦有逐年上升的趨勢，且非大學性質工作的薪資較低。因此，經過家庭之世代交替，待這些年輕世代者生兒育女之後，臺灣有子女家庭的主要收入者將逐漸由這些父母組成，可預期未來臺灣不同教育的家庭之間，其所得差距可能

會縮小。然而，值得進一步思考的是：這樣因家庭所得拉低，導致家庭所得不平等的下降，對臺灣有子女家庭之子女福祉的影響，及對整體社會發展的衝擊，都值得進一步關注。

最後，1980至2006年，臺灣的雙薪家庭及居住在都市地區的家庭比重大幅上升，兩者皆抑制了這期間大部分的家庭所得不平等的惡化。臺灣的女性勞動參與率自1980年代開始快速上升，但是2007年至2010年女性勞動參與率一直在49-50%上下，其成長似乎有趨緩的情形（行政院主計處 2010a）。同樣地，臺灣地區的都市化腳步已經逐漸趨緩，都市化進程已大致成熟（黃樹仁 2007；王大立、劉小蘭 2009）。由此觀之，未來這兩股家庭所得不平等的抑制力量，要進一步緩和臺灣有子女家庭的所得不平等之惡化現象，其作用力勢必逐漸降低。婦女勞動參與率和都市化所引伸的勞動市場變動的這兩股力量，對臺灣家庭所得不平等的變動之影響，未來仍值得持續觀察與探究。

根據鄭保志、李宜（2010）的發現家庭收支調查中最高所得家戶之代表性不足，此亦可能會導致我們對於有子女家庭所得不平等的低估。受限於家庭收支調查的調查對象，本研究分析對象並不包含同居關係的有子女家庭，儘管當下臺灣的同居盛行率並不高，非婚生子的情形也尚不普遍（楊靜利 2004），但同居關係的有子女家庭其經濟情勢可能更為弱勢，而需未來相關研究者更進一步之關注。此外，本研究主要以「有子女家庭」作為研究對象，關切有子女家庭的子女生活和發展福祉關聯的家庭所得不平等問題。近年來隨著生育率的下降，無子女家庭的戶數日漸攀升，各種型態家庭之所得不平等變遷情形如何，值得後續研究之關注。

本研究使用變異數方程迴歸，對臺灣有子女家庭所得不平等的變化進行探究，不僅關照不同特性的家庭群組之間的家庭所得差異，也探討

其群組內的家庭所得異質性。有效且明確地解析了臺灣自1980至2006年有偶婦女勞動參與率的增加、離婚率的上升、高等教育的擴張、結婚與生育步調的推遲、以及都市化進程等變遷趨勢，對有子女家庭所得不平等的促進與抑制作用，對臺灣所得不平等之理解有所幫助。

作者簡介：

謝雨生

國立臺灣大學生物產業傳播暨發展學系特聘教授。研究興趣為社會階層、社會網絡、家庭社會學、鄉村社會學和研究方法。目前研究重點包括臺灣不平等現象的空間分析、青少年友誼網絡動態、家庭社會階級與教育不平等、城鄉教育不平等、及家庭所得不平等的變遷等。

周孟嫻，國立臺灣大學生物產業傳播暨發展學系研究助理。研究興趣為社會階層和量化研究方法。目前研究重點包括社會不平等、青少年發展等。

紀玉臨，國立臺灣大學地理環境資源學系研究助理。研究興趣包括健康地理學、人口地理學、以及空間分析。

張明宜，中研院社會所博士後研究。研究興趣為社會網絡、教育社會學和研究方法。目前研究重點包括青少年友誼網絡與教育不平等、教育體制與班級效果對於青少年學業成就的影響等。

附錄1 結構組成效果與收入效果的處理

在兩個時間點（ t_1 與 t_2 ）上，所得總變異數的變化可分解為兩部分，一為群組間變異數的變化，另一為群組內變異數的變化。

$$V_{t_2} - V_{t_1} = (B_{t_2} + W_{t_2}) - (B_{t_1} + W_{t_1}) = (B_{t_2} - B_{t_1}) + (W_{t_2} - W_{t_1}) \quad (A1)$$

式（A1）第二個等號的右邊第一項即代表群組間變異數的改變量，第二項則代表群組內變異數的改變量。進一步，群組間變異數的變化可以表示如式（A2）：

$$B_{t_2} - B_{t_1} = \sum_{j=1}^{108} (\pi_{j t_2} - \pi_{j t_1}) r_{j t_2}^2 + \sum_{j=1}^{108} (r_{j t_2}^2 - r_{j t_1}^2) \pi_{j t_1} \quad (A2)$$

式（A2）等號右邊第一項，代表群組間變異數變動的**群組結構組成變動效果**（簡稱**結構組成效果**），即群組組成比例改變所造成的群組間變異數變化。第二項則是群組間變異數變動的**平均收入變動效果**（簡稱**收入效果**），即各群組的平均收入改變所造成之變異數變化。

同樣地，群組內變異數變化可以表示如式（A3）：

$$W_{t_2} - W_{t_1} = \sum_{j=1}^{108} (\pi_{j t_2} - \pi_{j t_1}) \sigma_{j t_2}^2 + \sum_{j=1}^{108} (\sigma_{j t_2}^2 - \sigma_{j t_1}^2) \pi_{j t_1} \quad (A3)$$

式（A3）等號右邊第一項，代表**群組內變異數變動的群組組成變動效果**，亦即群組組成比例改變所造成的組內變異數變化。第二項則是**群組內變異數變動的**平均收入變動效果，亦即群組內所得變異數改變造成的組內所得不均度變化。

藉由變異數方程迴歸我們可以全體家庭的所得變異數變動分解為：家庭**群組結構組成**（ π_{jt} ）、**群組間所得變異數**（ r_{jt}^2 ）以及**群組內所得變異數**（ σ_{jt}^2 ）的三項主要成分的影響。

附錄2 調整變異數的處理

事實上，上述群組結構組成（ π_{jt} ）、群組間所得變異（ r_{jt}^2 ）以及群組內所得變異（ σ_{jt}^2 ）的三項成分之變化，又分別與各自變項（家庭類型、主要收入者教育程度、主要收入者年齡與家庭所在地區都市化）的變動有關。因此，可透過分別將各變項或其參數予以固定，以了解各自變項變動對所得不平等現象變化的淨效果。以家庭類型變項為例，說明如何藉由將變項與相關參數固定在比較的基準年之水平，以得到自變項調整後的「調整變異數」。

首先，爲了解不同家庭類型間之平均所得差距變化對所得不平等的影響，將內文中式（1）之家庭類型對平均所得的影響效果（ β_f ）固定在1980年，而讓其餘參數（ $\beta_e, \beta_a, \beta_u$ ）隨時間變動。換言之，把各年份之各家庭類型群組間的平均所得差異皆固定在1980年之水平，不隨時間擴大或縮小，但是讓教育群組、年齡群組以及都市分層之群組間的平均所得差異隨各年實際變化：

$$\tilde{y}_{jt} = \alpha_t + f_{jt}\beta_{f1980} + e'_{jt}\beta_{et} + a'_{jt}\beta_{at} + u'_{jt}\beta_{ut} \quad (B1)$$

如此可得到調整後的變異數：

$$V_t^{\beta_f} = \sum_{j=1}^{108} \pi_{jt} \tilde{r}_{jt}^2 + \sum_{j=1}^{108} \pi_{jt} \sigma_{jt}^2, \tilde{r}_{jt} = \tilde{y}_{jt} - \bar{y}_t \quad (B2)$$

$V_t^{\beta_f}$ 代表若家庭類型群組間的平均所得差距維持在1980年的水平而不變動時，在 t 時間的家庭所得調整變異數。如果調整後的變異數小於原始的變異數，即表示1980年至 t 年之間家庭類型之群組間的所得差距變動，造成了整體所得不平等現象的擴大。反之，如果調整後的變異數大於原始的變異數，即表示1980年至 t 年之間家庭類型之群組間的所得差

距變動，造成了整體所得不平等現象的縮小。其他變項（如主要收入者教育程度、主要收入者年齡與家庭所在地區都市化）的調整變異數的處理也是相同的程序。

其次，群組內變異數改變對所得不平等變遷的影響，則分別可能來自參考群組本身之組內變異數的改變與次群組之組內變異數差距的改變兩部分，其計算方法分述如下。為了檢視第一部分參考群組的組內本身變異數變化對所得不平等變化的影響，將參考群組的組內變異（ γ ）固定在1980年的水平，而次群組的組內變異數差距（ $\lambda_f, \lambda_e, \lambda_a, \lambda_u$ ）則允許其隨時間變動：

$$\log(\tilde{\sigma}_{jt}^2) = \gamma_{1980} + f_{jt}\lambda_{ft} + e'_{jt}\lambda_{et} + a'_{jt}\lambda_{at} + u'_{jt}\lambda_{ut} \quad (B3)$$

如此即可得到調整後的變異數：

$$V_t^\gamma = \sum_{j=1}^{108} \pi_{jt} r_{jt}^2 + \sum_{j=1}^{108} \pi_{jt} \tilde{\sigma}_{jt}^2 \quad (B4)$$

V_t^γ 代表若參考群組所得之組內變異數維持在1980年的水平而不變動時，在t時間的家庭所得之調整變異數。

第二部分則為次群組組內變異數差距變遷對所得不平等變遷的影響。同樣地，為了檢視家庭類型的次群組組內變異數差距之變遷對所得不平等變遷的影響，將家庭類型的次群組組內變異數的影響效果（ λ_f ）固定在1980年，而其餘參數（ $\lambda_e, \lambda_a, \lambda_u$ ）則允許其隨時間變動：

$$\log(\tilde{\sigma}_{jt}^2) = \gamma_t + f_{jt}\lambda_{f1980} + e'_{jt}\lambda_{et} + a'_{jt}\lambda_{at} + u'_{jt}\lambda_{ut} \quad (B5)$$

如此即可得到調整後變異數：

$$V_t^{\lambda_f} = \sum_{j=1}^{108} \pi_{jt} r_{jt}^2 + \sum_{j=1}^{108} \pi_{jt} \tilde{\sigma}_{jt}^2 \quad (B6)$$

V_t^{λ} 即代表若家庭類型的次群組所得組內變異數差距維持在1980年的水平，在t時間的家庭所得調整變異數。

最後，再將家庭類型的群組比例固定在基準年，以檢視家庭類型組成比例變化對所得不平等變化的影響。例如，我們關心單親家庭比例增加對所得變異數變動的影響，可利用式 (B7) 將單親家庭的邊際分配固定在1980年的水平：

$$\begin{aligned}\tilde{\pi}_{jt} &= (p_{s,1980}/p_{st})\pi_{jt}, \text{ 若 } j \text{ 為單親家庭} \\ \tilde{\pi}_{jt} &= ([1-p_{s,1980}]/[1-p_{st}])\pi_{jt}, \text{ 若 } j \text{ 不為單親家庭}\end{aligned}\quad (\text{B7})$$

其中， p_{st} 為 t 時間單親家庭的比例。將 $\tilde{\pi}_{jt}$ 代入文中式 (3)，即可得到調整後變異數：

$$V_t^{\pi} = \sum_{j=1}^{108} \tilde{\pi}_{jt} r_{jt}^2 + \sum_{j=1}^{108} \tilde{\pi}_{jt} \sigma_{jt}^2 \quad (\text{B8})$$

V_t^{π} 即代表若單親家庭的比例維持在1980年的水平，在t時間的家庭所得的調整變異數。

附表1 各年度樣本大小、家庭所得平均數、變異數
(依消費者物價指數調整2006=100)與各自變項百分比

樣本大小	所得平均數	所得變異數	家庭類型				主要收入者教育程度				主要收入者年齡			家庭所在地區				
			雙親		單親		國中		高中		大專		50歲以上			鄉鎮		
			雙薪	單薪	雙親	單親	以下	以上	職	以上	以上	以下	34歲以下	35-49歲	50歲以上	都市	城鎮	鄉村
1980	10667	445772	240693	41.80	52.70	2.77	2.73	66.23	19.33	14.44	33.35	50.75	15.91	51.85	20.91	27.24		
1981	10944	429886	220461	42.39	51.98	2.60	3.03	65.25	19.72	15.03	35.50	48.63	15.87	52.76	23.28	23.96		
1982	10951	439933	260715	41.73	51.75	3.37	3.15	65.13	19.46	15.41	36.03	48.83	15.14	52.87	23.37	23.76		
1983	11299	474148	271395	43.06	51.09	3.04	2.81	63.93	19.40	16.67	37.63	48.96	13.41	53.15	25.83	21.03		
1984	11179	503864	285372	43.15	50.78	2.94	3.12	61.12	22.15	16.73	37.29	50.01	12.69	54.66	24.75	20.58		
1985	10794	517241	274089	43.59	50.48	2.91	3.02	62.11	21.65	16.24	35.89	51.42	12.69	55.25	24.95	19.80		
1986	10689	550994	314844	46.41	47.37	2.90	3.32	60.70	22.26	17.05	35.59	52.83	11.58	56.02	26.73	17.25		
1987	10400	592827	320326	45.02	48.81	2.65	3.52	58.49	23.38	18.13	34.62	54.38	11.01	57.52	26.10	16.38		
1988	10233	665786	372232	47.17	46.97	2.42	3.44	56.92	24.01	19.07	34.11	56.27	9.63	57.23	27.75	15.02		
1989	10084	729288	403558	46.46	47.51	2.53	3.50	55.60	25.89	18.50	32.68	58.27	9.05	57.61	27.67	14.73		
1990	9733	791185	428266	46.46	46.90	2.70	3.94	52.66	26.80	20.55	31.59	60.22	8.19	58.23	28.24	13.52		
1991	9787	867330	466419	48.60	44.96	2.72	3.73	49.70	28.10	22.20	30.22	62.18	7.59	56.75	29.61	13.64		
1992	9631	928202	484169	48.99	44.03	2.78	4.19	48.41	28.96	22.64	28.14	64.13	7.74	58.71	28.61	12.69		
1993	9393	1025110	542568	50.89	41.71	3.11	4.29	46.97	29.72	23.30	26.72	65.88	7.40	57.72	29.05	13.22		
1994	9081	1071406	569279	52.54	40.49	2.72	4.25	45.06	30.80	24.14	26.16	67.17	6.66	59.31	28.74	11.95		
1995	7893	1137169	643294	52.15	40.61	2.91	4.33	43.03	31.71	25.26	23.87	70.30	5.83	61.36	27.47	11.17		
1996	7193	1130832	600144	54.12	38.79	3.14	3.95	41.72	32.45	25.83	23.68	70.43	5.89	62.00	27.46	10.54		
1997	6809	1172500	625595	52.77	39.20	3.44	4.60	37.47	33.60	28.93	22.84	71.38	5.79	64.40	25.57	10.03		
1998	6791	1172414	650449	52.89	38.83	3.89	4.39	36.53	34.62	28.85	22.22	71.49	6.29	63.86	25.61	10.53		
1999	6272	1217250	684755	52.68	38.39	3.57	5.36	34.07	35.41	30.52	22.08	72.58	5.34	64.38	25.92	9.69		
2000	6144	1210703	690731	51.99	38.64	4.43	4.95	32.85	35.87	31.28	20.69	73.01	6.30	64.29	26.17	9.54		
2001	5892	1194645	723007	54.16	36.80	3.70	5.35	29.48	37.24	33.28	20.76	72.76	6.48	73.49	19.40	7.11		
2002	5912	1147201	765752	51.76	38.14	4.41	5.68	29.40	36.71	33.90	20.20	72.82	6.99	71.18	20.67	8.15		
2003	5540	1161725	683969	52.94	35.85	4.15	7.06	28.27	38.19	33.54	18.45	74.48	7.08	82.55	15.11	2.35		
2004	5559	1156281	721525	53.28	35.20	4.34	7.18	26.86	39.18	33.96	18.15	73.99	7.86	82.50	15.38	2.12		
2005	5188	1167725	680040	52.53	35.33	5.09	7.05	26.16	38.94	34.91	15.79	74.71	9.50	84.50	13.69	1.81		
2006	5184	1183445	732927	54.22	33.12	4.82	7.83	24.67	38.18	37.15	15.28	75.10	9.63	83.68	14.47	1.85		
總計	229242	822563	576128	48.04	44.67	3.17	4.11	49.74	27.71	22.55	29.17	61.10	9.73	60.60	24.88	14.52		

附表2 各年度變異數方程迴歸估計結果——對數平均所得部分

	常數項		雙親單薪		單親父親		單親母親		高中職		大專以上		35至49歲		50歲以上		城鎮		鄉村	
	β	S.e.	β	S.e.	β	S.e.	β	S.e.	β	S.e.	β	S.e.	β	S.e.	β	S.e.	β	S.e.	β	S.e.
1980	12.174	0.010	-0.134	0.008	-0.090	0.029	-0.250	0.027	0.200	0.010	0.458	0.011	0.043	0.008	0.109	0.012	-0.165	0.010	-0.356	0.010
1981	12.148	0.010	-0.152	0.008	-0.091	0.026	-0.260	0.026	0.182	0.009	0.452	0.011	0.042	0.008	0.118	0.011	-0.160	0.009	-0.367	0.010
1982	12.158	0.010	-0.168	0.008	-0.125	0.022	-0.297	0.024	0.204	0.009	0.465	0.010	0.051	0.008	0.119	0.011	-0.136	0.009	-0.331	0.010
1983	12.199	0.009	-0.160	0.007	-0.179	0.022	-0.263	0.026	0.199	0.009	0.475	0.011	0.065	0.008	0.131	0.012	-0.137	0.009	-0.310	0.010
1984	12.292	0.009	-0.186	0.007	-0.202	0.027	-0.349	0.027	0.204	0.009	0.487	0.010	0.045	0.008	0.128	0.012	-0.160	0.009	-0.355	0.010
1985	12.286	0.009	-0.184	0.008	-0.146	0.023	-0.307	0.029	0.214	0.009	0.518	0.011	0.063	0.008	0.168	0.012	-0.136	0.009	-0.326	0.011
1986	12.353	0.009	-0.198	0.007	-0.252	0.025	-0.343	0.027	0.199	0.009	0.496	0.010	0.059	0.008	0.159	0.013	-0.125	0.008	-0.322	0.011
1987	12.445	0.009	-0.209	0.008	-0.247	0.024	-0.354	0.023	0.174	0.009	0.455	0.010	0.065	0.008	0.160	0.014	-0.132	0.009	-0.338	0.011
1988	12.577	0.010	-0.224	0.008	-0.237	0.028	-0.354	0.027	0.177	0.009	0.455	0.010	0.053	0.008	0.146	0.015	-0.146	0.009	-0.353	0.012
1989	12.673	0.010	-0.214	0.008	-0.292	0.026	-0.370	0.025	0.176	0.009	0.462	0.011	0.039	0.008	0.107	0.015	-0.126	0.009	-0.343	0.012
1990	12.734	0.011	-0.227	0.008	-0.215	0.029	-0.320	0.024	0.186	0.009	0.480	0.011	0.052	0.008	0.123	0.017	-0.135	0.009	-0.355	0.013
1991	12.815	0.010	-0.227	0.008	-0.195	0.028	-0.383	0.024	0.185	0.009	0.512	0.010	0.041	0.008	0.115	0.017	-0.135	0.009	-0.344	0.013
1992	12.870	0.010	-0.236	0.008	-0.280	0.026	-0.319	0.022	0.184	0.009	0.508	0.010	0.062	0.008	0.163	0.017	-0.149	0.009	-0.347	0.014
1993	12.984	0.011	-0.243	0.008	-0.251	0.028	-0.419	0.023	0.166	0.009	0.502	0.010	0.034	0.009	0.134	0.017	-0.142	0.009	-0.282	0.013
1994	13.016	0.011	-0.248	0.008	-0.279	0.026	-0.355	0.022	0.159	0.009	0.474	0.010	0.044	0.009	0.142	0.019	-0.123	0.009	-0.293	0.013
1995	13.058	0.012	-0.271	0.009	-0.283	0.027	-0.382	0.024	0.177	0.010	0.497	0.011	0.055	0.010	0.162	0.021	-0.144	0.010	-0.291	0.015
1996	13.044	0.012	-0.257	0.009	-0.295	0.030	-0.394	0.027	0.177	0.010	0.508	0.012	0.054	0.010	0.175	0.020	-0.156	0.010	-0.294	0.016
1997	13.065	0.014	-0.273	0.010	-0.291	0.027	-0.343	0.026	0.159	0.011	0.510	0.012	0.062	0.011	0.168	0.023	-0.150	0.011	-0.308	0.016
1998	13.034	0.014	-0.272	0.009	-0.343	0.028	-0.337	0.026	0.186	0.011	0.542	0.012	0.072	0.011	0.193	0.022	-0.144	0.010	-0.281	0.016
1999	13.080	0.015	-0.271	0.010	-0.291	0.030	-0.364	0.026	0.193	0.011	0.524	0.013	0.050	0.011	0.171	0.025	-0.136	0.011	-0.227	0.017
2000	13.056	0.015	-0.288	0.010	-0.324	0.028	-0.409	0.026	0.177	0.012	0.532	0.013	0.079	0.012	0.233	0.025	-0.142	0.011	-0.275	0.019
2001	12.990	0.016	-0.303	0.011	-0.376	0.035	-0.394	0.028	0.180	0.013	0.568	0.014	0.094	0.012	0.243	0.026	-0.170	0.013	-0.345	0.019
2002	12.982	0.016	-0.305	0.011	-0.386	0.029	-0.454	0.027	0.156	0.013	0.563	0.014	0.059	0.012	0.213	0.028	-0.147	0.013	-0.278	0.021
2003	12.919	0.017	-0.313	0.012	-0.366	0.033	-0.427	0.026	0.223	0.013	0.609	0.015	0.096	0.013	0.232	0.026	-0.195	0.015	-0.301	0.035
2004	12.959	0.016	-0.295	0.011	-0.359	0.027	-0.384	0.022	0.195	0.013	0.574	0.014	0.065	0.013	0.207	0.024	-0.202	0.014	-0.299	0.036
2005	12.968	0.018	-0.314	0.012	-0.359	0.028	-0.415	0.026	0.168	0.013	0.578	0.015	0.079	0.014	0.145	0.022	-0.206	0.015	-0.340	0.041
2006	12.948	0.018	-0.277	0.012	-0.384	0.029	-0.457	0.023	0.187	0.014	0.575	0.015	0.074	0.014	0.196	0.024	-0.193	0.015	-0.249	0.041

附表3 各年度變異數方程迴歸估計結果——對數變異數部分

常數項	雙親單薪		單親父親		單親母親		高中職		大專以上		35至49歲		50歲以上		城鎮		鄉村			
	λ	S.e.																		
1980	-1.486	0.228	-0.049	0.175	-0.401	0.549	0.395	0.531	0.053	0.218	-0.327	0.255	0.210	0.188	0.170	0.252	-0.102	0.217	0.181	0.193
1981	-1.803	0.242	0.568	0.184	0.040	0.527	2.373	0.560	0.450	0.246	-0.091	0.286	-0.020	0.196	-0.047	0.269	0.200	0.238	0.517	0.215
1982	-1.814	0.203	0.114	0.157	0.339	0.455	0.409	0.516	-0.255	0.190	-0.106	0.217	0.144	0.160	0.344	0.222	-0.079	0.201	0.538	0.180
1983	-1.885	0.061	-0.074	0.047	-0.009	0.129	0.278	0.139	0.001	0.058	0.006	0.066	0.057	0.049	0.265	0.066	0.098	0.057	0.287	0.055
1984	-2.039	0.051	0.007	0.039	0.458	0.110	0.374	0.112	-0.052	0.048	0.036	0.054	0.037	0.040	0.140	0.054	0.029	0.048	0.151	0.046
1985	-2.006	0.052	-0.108	0.040	0.199	0.117	0.374	0.109	-0.046	0.048	0.014	0.055	0.022	0.041	0.200	0.055	-0.001	0.047	0.195	0.049
1986	-2.150	0.056	-0.014	0.044	0.119	0.114	0.261	0.119	0.035	0.054	0.042	0.060	0.164	0.045	0.214	0.062	0.060	0.051	0.236	0.054
1987	-2.202	0.050	-0.024	0.039	0.064	0.110	0.407	0.115	0.089	0.050	0.218	0.054	0.156	0.041	0.368	0.060	0.060	0.046	0.297	0.051
1988	-2.129	0.053	0.067	0.042	0.461	0.119	0.599	0.115	0.074	0.051	0.046	0.057	0.080	0.043	0.241	0.065	-0.002	0.048	0.161	0.055
1989	-2.165	0.052	0.060	0.041	0.127	0.116	0.719	0.116	-0.024	0.049	0.140	0.056	0.135	0.042	0.189	0.063	-0.018	0.047	0.312	0.053
1990	-2.264	0.055	0.069	0.043	0.356	0.124	0.676	0.116	0.165	0.052	0.192	0.059	0.087	0.045	0.168	0.070	0.066	0.049	0.406	0.059
1991	-2.287	0.050	0.015	0.038	0.111	0.116	0.315	0.102	0.078	0.046	0.199	0.052	0.176	0.040	0.433	0.065	0.089	0.044	0.319	0.054
1992	-2.187	0.067	0.085	0.051	0.252	0.160	0.628	0.135	0.005	0.060	0.119	0.067	0.090	0.053	0.244	0.089	0.063	0.058	0.323	0.074
1993	-2.194	0.054	0.044	0.041	0.155	0.125	0.462	0.108	0.008	0.048	0.132	0.055	0.102	0.043	0.277	0.073	0.082	0.046	0.264	0.060
1994	-2.037	0.061	-0.055	0.045	0.310	0.135	0.404	0.113	0.029	0.053	0.060	0.059	0.057	0.048	0.348	0.085	-0.029	0.051	0.296	0.068
1995	-2.249	0.054	0.048	0.039	0.379	0.115	0.432	0.099	0.094	0.045	0.233	0.050	0.104	0.042	0.399	0.076	0.058	0.043	0.301	0.058
1996	-2.343	0.054	0.118	0.039	0.330	0.114	0.424	0.094	0.051	0.045	0.239	0.050	0.117	0.042	0.383	0.076	0.080	0.044	0.466	0.060
1997	-2.083	0.058	0.114	0.041	0.489	0.113	0.380	0.098	-0.060	0.047	0.033	0.052	0.085	0.045	0.138	0.082	-0.065	0.045	0.124	0.062
1998	-2.165	0.056	0.068	0.040	0.153	0.119	0.254	0.097	0.076	0.046	0.043	0.051	0.148	0.044	0.397	0.084	-0.123	0.045	0.130	0.062
1999	-2.161	0.062	0.056	0.043	0.194	0.123	0.352	0.103	0.093	0.049	0.071	0.054	0.183	0.049	0.327	0.095	-0.164	0.048	0.122	0.069
2000	-2.358	0.064	0.113	0.044	0.439	0.122	0.525	0.109	0.115	0.050	0.235	0.055	0.249	0.050	0.260	0.098	-0.119	0.049	0.229	0.071
2001	-2.246	0.069	0.117	0.046	0.226	0.121	0.494	0.106	0.117	0.053	0.154	0.056	0.146	0.053	0.374	0.103	-0.048	0.051	0.095	0.076
2002	-2.289	0.072	0.086	0.048	0.450	0.120	0.459	0.114	0.063	0.055	0.169	0.059	0.158	0.056	0.372	0.104	-0.002	0.054	0.163	0.077
2003	-2.234	0.081	0.164	0.054	0.450	0.138	0.537	0.115	0.079	0.062	0.285	0.066	0.106	0.062	0.260	0.123	-0.144	0.060	0.108	0.089
2004	-2.286	0.082	0.099	0.054	0.389	0.123	0.363	0.118	0.130	0.061	0.288	0.066	0.212	0.062	0.445	0.114	-0.100	0.059	0.237	0.089
2005	-2.100	0.082	0.113	0.053	0.646	0.133	0.479	0.113	0.071	0.063	0.181	0.066	0.112	0.062	0.373	0.113	-0.126	0.065	-0.162	0.100
2006	-2.212	0.079	0.174	0.051	0.374	0.119	0.427	0.106	0.118	0.060	0.275	0.063	0.252	0.060	0.699	0.105	-0.191	0.061	0.115	0.090

參考書目

- 內政部戶政司，2011，人口資料庫之人口統計資料。http://www.ris.gov.tw/version96/population_01.html，取用日期：2011年8月2日。
- 王大立、劉小蘭，2009，〈臺灣地區都會發展之空間型態分析〉。《都市與計劃》36(4): 335-359。
- 王金利，1994，〈臺灣家戶福利水準之研究：民國65到79年家庭收支調查樣本戶資料的計量分析〉。《經濟研究》32(1): 19-47。
- 王舒芸，2008，《男女單親家庭福利現況及需求差異之研究》。台北：內政部。
- 洪明皇、鄭文輝，2009，〈所得定義與均等值設定對經濟福利不均的測量影響〉。《經濟研究》45(1): 11-63。
- 朱雲鵬，1990，〈1980與1986年臺灣所得分配的因素分解分析〉。《人文及社會科學集刊》3(1): 145-167。
- 行政院主計處，2008，《九十六年人力運用調查報告》。台北：行政院主計處。
- ，2009，《九十八年家庭收支調查報告》。台北：行政院主計處。
- ，2010a，《九十九年人力運用調查報告》。台北：行政院主計處。
- ，2010b，《九十九年人力資源調查統計年報》。台北：行政院主計處。
- 李秀如、王德睦，2010，〈臺灣兒童貧窮不均度的變遷：以迴歸為基礎的夏普利值分解法分析影響因素〉。《臺灣社會工作學刊》8: 1-34。
- 林金源，1997，〈家庭結構變化對臺灣所得分配及經濟福利分配的影響〉。

- 響)。《人文及社會科學集刊》94(4): 39-63。
- 林金源、朱雲鵬，2000，〈臺灣個人工作報酬不均度的長期變化〉。頁57-75，《臺灣經濟學會年會論文集》。臺北市：臺灣經濟學會。
- 黃樹仁，2002，〈臺灣都市化程度析疑〉。《臺灣社會學刊》27: 163-205。
- 曹添旺，1996，〈臺灣家庭所得不平等的分解與變化試析，1980~1993〉。《人文及社會科學集刊》8(2): 181-219。
- 黃瓊玉、黃雅婷，2011，〈高等教育擴張對年輕大專畢業生工作選擇影響之研究〉。《教育政策論壇》14(1): 33-60。
- 陳孟甫、林弘文，2007，〈1994-2005年臺灣家庭所得不平等的分解與變化分析〉。《臺灣經濟論衡》5(6): 1-22。
- 彭淑華，2005，〈婆家？娘家？何處是我家？女性單親家長的家庭支持系統分析〉。《社會政策與社會工作學刊》9(2): 197-216。
- 楊靜利，2004，〈同居的生育意涵與台灣同居人數估計〉。《臺灣社會學刊》32: 189-213。
- 楊靜利、陳寬政、李大正，2008，〈臺灣近二十年來的家庭結構變遷〉。論文發表於「臺灣的社會變遷1985~2005：臺灣社會變遷調查計畫第十一次研討會第二階段」，台北：中央研究院社會學研究所，民國97年3月28日至29日。
- 楊靜利、董宜禎，2007，〈臺灣的家戶組成變遷：1990-2050〉。《臺灣社會學刊》38: 135-173。
- 鄭保志、李宜，2008，〈台灣政府各項移轉收支的重分配效果比較：1976~2006之全面性與局部性分析〉。《經濟論文叢刊》38(2): 233-288。
- 鄭清霞，2009，〈臺灣經濟家戶組成與特性的變遷-1976年至2004

- 年)。《臺灣社會福利學刊》7(2): 47-100。
- 蔡瑞明、莊致嘉、葉秀珍，2005，〈「教育與職業不相稱」對薪資的影響：「標準差法」與「自我評量法」兩種不相稱測度方法之比較〉。《人口學刊》30: 65-95。
- 薛承泰，2000，〈臺灣地區單親戶之貧窮：以1998年為例〉。《臺大社工學刊》2: 151-189。
- 薛承泰，2004，〈臺灣地區貧窮女性化現象之探討：以1990年代為例〉。《人口學刊》29: 95-122。
- 薛承泰，2008，〈台灣地區兒少貧窮：1991-2005年的趨勢研究〉。《臺灣社會學刊》40: 89-130。
- Aaberge, Rolf and Ingrid Melby, 1998, "The Sensitivity of Income Inequality of Choice of Equivalence Scales." *Review of Income and Wealth* 44(4): 565-569.
- Acemoglu, Daron, 2002, "Technical Change, Inequality, and the Labor Market." *Journal of Economic Literature* 40(1): 7-72.
- Allan, Graham, 2007, "Households." in *Blackwell Encyclopedia of Sociology*. edited by Ritzer. George, Malden, MA: Blackwell. http://www.blackwellreference.com/subscriber/tocnode?id=g9781405124331_yr2012_chunk_g978140512433114_ss1-4724 (Date visited: September 21, 2012).
- Bourguignon, François, Martin Fournier, and Marc Gurgand, 2001, "Fast Development with a Stable Income Distribution: Taiwan, 1979-1994." *Review of Income and Wealth*, 47(2): 139-163.
- Bumpass, Larry and Hsien-Hen Lu, 2000, "Trends in Cohabitation and Implications for Children's Family Contexts in the United States."

Population Studies 54(1): 29-41.

Chu, C. Y. Cyrus and Lily Jiang, 1997, "Demographic Transition, Family Structure, and Income Inequality." *The Review of Economics and Statistics* 79(4): 665-669.

Doeringer, Peter B. and Michael J. Piore, 1971, *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Massachusetts: Lexington Books.

Duncan, Greg J. and Saul D. Hoffman, 1981, "The Incidence and Wage Effects of Overeducation." *Economics of Education Review* 1(1): 75-86.

Duncan, Greg J. and Saul D. Hoffman, 1985, "A Reconsideration of the Economic Consequences of Marital Dissolution." *Demography* 22(4): 485-497.

Ellwood, David T. and Christopher Jencks, 2004, "The Uneven Spread of Single Parent Families: What Do We Know? Where Do We Look for Answers?" Pp. 3-78 in *Social Inequality*, edited by Kathryn M. Neckerman. New York: Russell Sage Foundation.

Fournier, Martin, 2001, "Inequality Decomposition by Factor Component: A New Approach Illustrated on the Taiwanese Case." *Recherches Economiques De Louvain* 67: 381-403.

Gottschalk, Peter and Sheldon Danziger, 2005, "Inequality of Wage Rates, Earnings and Family Income in the United States, 1975-2002." *Review of Income and Wealth* 51(2): 231-254.

Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy and Brooks Pierce, 1993, "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill." *Journal of Political Economy* 101(3): 410-442.

Karoly, Lynn A. and Gary Burtless, 1995, "Demographic Change, Rising

- Earnings Inequality, and the Distribution of Personal Well-Being, 1959-1989.” *Demography* 32(3): 379-405.
- Katz, Lawrence F. and Kevin M. Murphy, 1992, “Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors.” *The Quarterly Journal of Economics* 107(1): 35-78.
- Lemieux, Thomas, 2006, “Increasing Residual Wage Inequality: Composition Effects, Noisy Data, or Rising Demand for Skill?” *American Economic Review* 96(3): 461-498.
- Lerman, Robert I., 1996, “The Impact of the Changing U.S. Family Structure on Child Poverty and Income Inequality.” *Economica* 63: S119-S139.
- Levy, Frank and Richard J. Murnane, 1992, “U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanations.” *Journal of Economic Literature* 30(3): 1333-1381.
- Martin, Molly A., 2006, “Family Structure and Income Inequality in Families with Children, 1976 to 2000.” *Demography* 43(3): 421-445.
- Martin, Steven P., 2004, “Women's Education and Family Timing: Outcomes and Trends Associated with Age at Marriage and First Birth.” Pp. 79-118 in *Social Inequality*, edited by Kathryn M. Neckerman. New York: Russell Sage Foundation.
- Morris, Martina and Bruce Western, 1999, “Inequality in Earnings at the Close of the Twentieth Century.” *Annual Review of Sociology* 25: 623-657.
- Oppenheimer, Valerie K., Matthijs Kalmijn and Lim Nelson, 1997, “Men's Career Development and Marriage Timing during a Period of Rising Inequality.” *Demography* 34(3): 311-330.
- Weitzman, Lenore J., 1985, *The Divorce Revolution: The Unexpected Social*

and Economic Consequences for Women and Children in America. New York: Free Press.

Western, Bruce and Deirdre Bloome, 2009, "Variance Function Regressions for Studying Inequality." *Sociological Methodology* 39(1): 293-326.

Western, Bruce, Deirdre Bloome and Christine Percheski, 2008, "Inequality among American Families with Children, 1975 to 2005." *American Sociological Review* 73(6): 903-920.