

臺灣個人勞動所得不均度成因之分解

陳建良、曹添旺、林佑龍*

摘要

本研究採分量迴歸與重複抽樣 (bootstrapping)，搭配 1990 年至 2014 年長達 25 年期間的個人年度勞動所得資料，以新方法和新資料型態探討勞動所得不均度變化，歸因於薪資所得者的教育年數、工作經驗、性別、婚姻狀態、公私部門與產業別等，各種特性所佔比例，並進行分配變化趨勢成因的擬真分解。結果發現，教育年數及教育報酬率的提高，有助於勞動所得的全面提升，尤以中間和基層勞工的受益較大；產業別的報酬率變化，反映金融海嘯之後的產業結構演進，對低所得族群有較大的負面衝擊。至於其他特性和報酬率的分配，影響效果都屬其次。本研究結果隱含，透過合理的補貼和在職訓練，提升弱勢族群的教育報酬率，有助於勞動所得不均度的改善。

關鍵詞：勞動所得、不均度、分量迴歸、擬真分解
JEL 分類代號：C31, D31, D63

* 三位作者分別為聯繫作者：陳建良，國立暨南國際大學經濟學系教授，54561 南投縣埔里鎮大學路 1 號，電話：049-2910960 轉 4511，E-mail: clchen@ncnu.edu.tw；曹添旺，東吳大學經濟學系教授暨中央研究院人文社會科學研究中心兼任研究員，11529 臺北市南港區研究院路二段 128 號，電話：02-27821693，E-mail: tsaur@gate.sinica.edu.tw；林佑龍，國立暨南國際大學經濟學系副教授，54561 南投縣埔里鎮大學路 1 號，電話：049-2910960 轉 4511，E-mail: yolong@ncnu.edu.tw。作者由衷感謝編輯委員與匿名審查委員們所提供之寶貴建議與修改意見。文中若有任何缺失，悉由作者負責。

投稿日期：民國 105 年 3 月 8 日；修訂日期：民國 105 年 7 月 12 日；
接受日期：民國 107 年 6 月 4 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 55:2 (2019), 147-190。

臺北大學經濟學系出版

1. 前言

一國人民的工作狀況、經濟收入與所得分配均等化程度，不僅關乎幸福感受，直接反映社會公平正義，更是政府施政成效的重要考量，而為社會各界所關注。2012年5月進行的一項民調顯示，臺灣民眾現階段對於工作狀況滿意度只有56.9分，經濟收入的滿意度僅有46.9分，兩項均不及格。¹ 另根據財政部財政資訊中心2015年7月發布的統計資料顯示，臺灣家戶最高5%和最低5%年所得的差距達99倍，創歷史新高。² 這些民調與統計均透露一個訊息：臺灣民眾的工作與所得陷入困境，分配不均度也更形惡化。臺灣家戶或個人的經濟處境晚近顯然不如以往，但從過往25年期間的趨勢來看，臺灣社會在經濟角度的勞動所得公平性一直趨向惡化嗎？勞動所得變化的現象歸因於哪些因素？這些都是實證問題，無法從單純的調查或數字表面理解，必須透過資料分析才能得出解答。

臺灣近十年來平均所得水準下降伴隨不均度上升的現象廣為週知，相關的討論也不少；現有文獻在方法和資料上各有限制。關於分配不均度的分析方法，國內研究大多對所得吉尼係數 (Gini coefficient) 進行分解，直接以分配型態分析的較少。傳統研究關注吉尼係數或變異係數這類不均度單一指標的作法，固然有助於探究造成所得不均的成因，卻無從了解分配型態的變化，以及個別變數對不同分配位置的影響程度。至於所採用的研究資料，相關文獻多數聚焦於全戶總所得的不均度問題，對個人薪資的關照相對較少。與此不同的，國外主流文獻的研究方法與資料重點，探討所得不均強調的是從整個分配區間分解不均度變化的成因，觀察對象除了家戶所得 (household income) 之外，同時也關照個人勞動所得 (individual labor

¹ 今日新聞 (2012年5月16日)，「國人幸福感勉強及格，收入滿意度墊底」，記者王鼎鈞報導。

² 自由時報 (2015年7月1日)，「貧富差距99倍！最窮5%家庭年收4.4萬」，記者鄭琪芳報導。

income)。質言之，參考國外文獻常見的研究方法與資料型態，探討長期間臺灣勞動所得分配變化的國內研究，仍屬有限。

以個人勞動所得進行整個分配區間的分析，常見於討論工資不均的國外文獻；參閱 Juhn et al. (1993) 和 Machado and Mata (2005) 的代表性研究。國外文獻注重個人所得不均度的可能理由如下：首先，西方國家的家庭概念相對薄弱，家戶所得不均易受家庭結構變化的影響；個人所得是家戶所得的最小單位，由此作為討論不均度的出發點，可以避免加總的困擾。其次，勞動所得是家戶所得不均的主要原因（曹添旺，1996），要探討所得分配與社會公平，個人勞動所得不均是更為基本的問題。再者，個人勞動所得不均牽涉勞動市場的公平與效率，是人力資本投資的重要議題，國內文獻對於個人工資不均度的關照卻非常有限。早期代表性研究只有 Fei et al. (1979)，採用個人年薪觀點討論所得不均度，其後幾乎未見使用同類型資料的分析。晚近工資不均度議題逐漸受到關注，在方法和資料上仍待更多投入。

就分析方法來看，國內關於所得不均度的文獻，大多直接就不均度指標（例如吉尼係數或變異係數）進行 Fei et al. (1979) 形式的非條件式 (unconditional) 分解。後續研究加入均數迴歸模型進行所得的條件式 (conditional) 估計，仍舊使用同樣的分解架構。然而，均數迴歸的估計參數是平均趨勢，以平均趨勢模擬分配並計算不均度，難免有所侷限。同時，探討不均度變化的重點之一，是加入擬真分解 (counterfactual decomposition) 概念，例如 Fei et al. (1979) 的不均度分解架構中，擬真分析步驟是其中要項，參閱 Fei et al. (1979) 第 151 頁及第 187 頁。現有國內關於分配不均的研究，大多只是強調不同所得項目與來源的不均度分解，少有擬真概念的計算。更重要的是，相同的吉尼係數可能對應不同的羅倫茲曲線 (Lorenz curve)，亦即不均度指標的單一數值，無從完整描述整個分配的型態。由於不均度單一指標難以掌握分配型態上的差異，直接從分配型態觀點討論不均度就更顯重要。

針對上述限制，文獻上有各種改進嘗試：Chu and Jiang (1997) 和 Bourguignon et al. (2001) 是以分配型態觀點探討國內所得資料的開創性研究，同時也都在條件式的估計下加入擬真分解的概念。這些嘗試性的研究雖然改善了傳統方法的缺失，但是估計過程相對複雜而不易操作，後續文獻也未見普遍採用。Machado and Mata (2005) 針對類似限制提出了可行的估計模式，他們結合分量迴歸 (quantile regression) 與自體重複抽樣 (bootstrapping)，以此重建隨機變數的真實與擬真的非條件分配。此方法在迴歸模型的概念下，可以應用 Blinder (1973) 和 Oaxaca (1973) 的擬真分解概念 (簡稱 Blinder-Oaxaca 分解方法)，直接從分配型態討論不均度變化並加以分解。

根據上述國外文獻的演進，本研究以國內資料為對象，在資料來源和估計方法上嘗試做補充。從「經濟合作暨發展組織」(Organisation for Economic Co-operation and Development, OECD) 2012 年所用資料來看，受雇人員年度工資 (亦即年度勞動所得) 不均度，是探討所得分配最基礎的問題。面對近十多年來勞動所得水準低落與不均度惡化，多數國內研究觀察的資料是月薪資，年薪資的分析相對不足；其間的差異在於，月薪通常只有單純的經常性薪資而無其他非經常性所得，年度勞動所得除了每月的經常性薪資之外，還包含年終獎金、績效獎金與分紅等，可以完整反映全部的勞動所得。因資料來源不同可能導致分析內容的差異，請見下節詳細討論。

就研究方法來看，Machado and Mata (2005) 的分析方式常見於國外文獻，用於國內資料的分析也日益普遍。然而，Machado and Mata (2005) 的分解過程只注重變數分配的效果，忽略變數參數 (亦即邊際報酬) 的分解。針對工資不均度的分解模型，傳統 Blinder-Oaxaca 分解方法下的參數差異，強調的是模型無法解釋的「同工不同酬」部份，同時也是不均度的主要來源；性別歧視、婚姻溢酬、公部門溢酬等研究的結果都類似。從同年度跨組別的工資分解，轉為跨年度同組別的工資分解比較時，工資函數的參數變化不再是模型不能解釋的部分，而為經濟發展過程人力資本報酬率的改變，同時也成

為模型關注的焦點；參閱 García et al. (2001)。本研究採用行政院主計總處家庭收支調查（簡稱收支調查）的受雇人員全年薪資所得，延伸 Machado and Mata (2005) 的方法，直接從分配型態討論 1990 年至 2014 年橫跨 25 年期間臺灣個人勞動所得變化，深入探究勞動所得不均度變化歸因於特性分配與特性報酬率的各別比例，在資料來源和分析方法上，都屬國內文獻的新嘗試。

本研究的主要發現如下：(1) 臺灣的受雇人員勞動所得在晚近 25 年間變化很大，前 10 年和後 15 年的趨勢明顯不同；前 10 年的勞動所得整體上漲，後 15 年勞動所得整體下跌，勞動所得結構明顯改變。(2) 擬真分解的結果指出，前 10 年的特性分配變化和報酬率變化，同時帶來勞動所得分配右移；後 15 年的特性分配變化對勞動所得有正向影響，但是報酬率變化的負向影響超過特性分配變化，勞動所得分配左移。(3) 進一步針對個別特性和報酬率分析可以發現，解釋勞動所得分配變化最重要的原因是教育；潛在經驗、性別、婚姻狀態、公部門和產業別，也解釋了部份勞動所得分配的異動。其中，教育程度的分配變化有助於勞動所得上升，受益較多的大概是中、低所得水準的勞工；教育報酬率對各分量 (quantile) 位置的效果都和勞動所得分配呈正向相關，勞動所得愈高報酬率也愈高，後 15 年分配左右兩尾報酬率差異幅度更大於前 10 年，和經濟發展過程的比較利益假說及技術進步假說一致。此外，教育報酬率的影響效果最大，超越其他特性的分配及報酬率。

在本節前言之後，本文後續編排如下：第 2 節是文獻回顧；第 3 節是模型設定與資料；第 4 節是實證估計結果；第 5 節是結論。

2. 文獻回顧

以臺灣資料為對象的所得不均度分析從 1970 年代中期陸續開展。Fei et al. (1979) 對臺灣早期個人所得不均變化做了詳盡而深入的分析，雖然當時的技術和資料都受限，但他們不僅在方法上提出

引領後續研究的分解公式，也對收支調查資料進行深入分析，從各個層面討論臺灣所得分配不均的現象。沿用 Fei et al. (1979) 的架構和資料來源，劉克智（1975）、劉鶯釧（1982）與 Kuznets (1980) 聚焦於家庭所得，結果發現臺灣 1980 年之前出現和 Kuznets 倒 U 型假說一致的現象，主要歸因於家戶人口結構的改變。劉鶯釧（1992）及劉鶯釧與張清溪（1995）進一步探討妻子參與勞動力對於家戶所得不均度的影響，發現已婚女性的所得和戶內其他所得呈負向相關；婦女參與勞動市場有助於降低所得不均。朱雲鵬（1991）、Lin (1994)、林金源（1995）、吳慧瑛（1998）、Fields and Leary (1999) 及曹添旺與張植榕（2000）等文獻，都是以均數迴歸估計家戶總所得函數，再以所得配適值的吉尼係數進行分解；共同的發現是家戶特性（包括戶長特性、家庭組成、家庭規模，以及人力資本分佈）的改變，是 1980 年以來臺灣家戶所得分配惡化的主因。這些 1980 年至 1990 年代的代表性文獻，採用的資料與估計方法類同，所獲結論也近似。

值得注意的是，各國官方發布的所得分配指標，在家戶總所得之外，也關注受雇人員勞動所得的分析；例如 OECD (2012) 的年度報告中，會員國的所得不均度，同時包括家戶總所得和個人勞動所得不均度的比較。以個人勞動所得不均為觀察對象，不僅可以排除家戶人口特性改變的影響，也間接關照勞動市場的效率性與公平性，提供和家庭所得分配不均的互補性觀察。曹添旺與張植榕 (2000) 強調，如果家戶人口特性轉變是影響臺灣家戶所得不均度的重要因素，個人所得不均是更為根本的問題。換言之，唯有先掌握勞動所得分配不均的成因，才能進一步瞭解家戶所得分配惡化的現象。

國內研究討論工資不均，主要採用行政院主計總處執行的人力運用調查。該調查自 1978 年以來每年五月份抽樣調查就業人員薪資。以此資料估計工資函數的很多，但討論工資不均的研究較少；鄭保志（2004）、陳建良（2010，2011）、李浩仲與翁培真（2015），以及 Chuang and Lai (2017) 是其中的代表性研究。鄭保志（2004）

利用長達 25 年的資料，依照 Deaton and Paxson (1994) 的作法，以年群 (cohort) 的資料形式觀察男性受雇者工資，發現愈晚近出生的年群工資流動性愈低，終身所得分配不均度也愈大。陳建良 (2010) 以 20 年資料觀察教育擴張和產業結構轉變對於工資不均度的影響，結果指出男性工資結構維持穩定，其實是勞動力特性組成和特性邊際報酬率效果彼此抵銷所造成；女性工資結構整體提升，得力於女性勞動力特性改善提升工資率的效果，超越勞動力邊際報酬率使工資分配集中的效果。陳建良 (2011) 觀察教育擴張和其他人力資本變數，在 15 年期間對工資分配變化的影響幅度，聚焦於變數分配的組成 (composition) 效果和壓縮 (compression) 效果，在整個男性工資分配區間的異質性 (heterogeneous)。結果發現，長期工資分配整個往左平移，只有右尾 (upper-tail) 向右延伸；受雇人員教育程度分配和教育報酬率的改變，是導致工資分配改變的最主要因素。

李浩仲與翁培真 (2015) 聚焦於男性製造業工資，在臺灣勞工的工資函數估計加入大陸貿易競爭因素，發現臺灣與大陸的貿易競爭和高 (低) 教育勞工工資呈正 (反) 向相關；顯然，兩岸貿易競爭是導致臺灣工資不均度加劇的原因之一。Chuang and Lai (2017) 以分量迴歸估計最基本的 Mincerian 工資函數，檢視教育和潛在工作經驗在不同分量位置的報酬率變化，及其對工資差異的影響程度。

上述文獻嘗試從不同角度討論工資分配不均度的變化，也各有貢獻。其中，陳建良 (2011) 強調從整個工資分配觀點進行不均度成因分解。陳建良 (2011) 延伸 Machado and Mata (2005) 的估計概念，所採用的模型建立在分量迴歸的參數估計基礎上，在某種程度上克服以參數模型估計分配型態的困難，擬真估計與分解概念也涵蓋整個分配區間，大幅擴展參數模型對分配型態的分析能力。

再從所用的資料來看，現有討論工資不均度的研究，大都採用人力資源調查每年五月份附帶進行的人力運用調查。受雇人員五月份的工資通常不含紅利、年終獎金與各項補貼；此勞動所得的定義是經常性月薪，與國外文獻所採用的年度勞動所得資料不完全一

致。Fei et al. (1979) 第四章以不均度分解公式觀察全體受雇人員(包括男性和女性)年度勞動所得的分配變化,並進行個人所得變化影響家戶所得不均的擬真估計,從資料來源到分析概念都與國外研究一致;類似作法的國內文獻非常有限。

綜整上述以臺灣資料分析工資不均度的研究,就研究方法而言,從分配型態觀點分解工資不均度變化成因的方法引進,和國外文獻仍有落差。從所採用的資料來看,大多以受雇人員月薪資為主,著重個人特性和經常性薪資不均度的關係,忽略受雇人員年度加總薪資不均度變化。本研究採用受雇人員年度勞動所得,以擴展的Machado and Mata (2005) 分解方法進行分析,希望對國內工資不均文獻有所補充。

3. 模型設定與資料

3.1 計量方法與實證模型設定

傳統 Blinder-Oaxaca 分解方法建立在均數迴歸的架構上,探討兩組別(例如性別、種族、婚姻狀態、公私部門)間平均工資的差異,可以歸因於平均特性(可解釋)與特性報酬率(不可解釋)的差異。這個擬真分解的概念在分量迴歸架構下延伸,可以大幅擴展到整個分配區間的分解。不過,分量迴歸應用在 Blinder-Oaxaca 分解方法架構的初期,只是將原來解釋變數邊際效果的平均趨勢代換成條件分量趨勢,並未對解釋變數本身的分配有所著墨;參閱陳建良與管中閔(2006)與 García et al. (2001)。Machado and Mata (2005) 同時考量了特性分配與報酬率條件分配的異質性,以分量迴歸估計特性報酬率加上樣本對照抽樣(matching sampling),重建被解釋變數的非條件分配;在參數模型下掌握分配型態因此變得更簡易可行,同時保有 Blinder-Oaxaca 分解方法的便利性。

Machado and Mata (2005) 模型的理論是由機率積分轉換理論

(probability integral transformation theorem) 推導而來。假設 U 是從 $[0,1]$ 選取的單調隨機變數，則 $F^{-1}(U)$ 的分配就等於 F 。首先從 $[0, 1]$ 之間選出 m 個隨機變數， $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_m$ ，不同下標 m 的 θ 代表從左至右各分量位置，下標 m 代表所挑選分量的個數。給定任一組解釋變數 Z ，在不同的 θ 下可以估計 m 個分量迴歸並配適 m 個條件分量的勞動所得； $\{z' \hat{\beta}(\theta_i)\}_{i=1}^m$ 就是以給定 Z 估計勞動所得條件分配所構成的隨機樣本。這是由一組隨機樣本解釋變數所做的推估。如果要還原母體的非條件分配，必須把給定 Z 的效果排除 (integrate Z out)，作法是從 Z 的邊際分配中，用取出放回 (bootstrap) 的方式得出一組隨機樣本，以此隨機分配的 Z 配適 β ，選取每一組配適勞動所得的中位數，即可重建 m 個觀察值的勞動所得非條件分配。準此，重建第 $t+k$ 年的非條件勞動所得分配，是把 m 組隨機抽樣的 $z^*(t+k)$ 配適 m 組條件分量估計的 β ，選取中位數刻畫 m 個觀察值組成的分配：

$$\{y_i^*(t+k) \equiv z_i^*(t+k)' \hat{\beta}^{t+k}(\theta_i)\}_{i=1}^m, \quad (1)$$

(1) 式上標*代表以取出放回方式得出的隨機抽樣樣本，及以此預測的勞動所得。與此類似的，第 t 年的非條件所得分配也可以同樣程序重建，表示為：

$$\{y_i^*(t) \equiv z_i^*(t)' \hat{\beta}^t(\theta_i)\}_{i=1}^m. \quad (2)$$

藉由 (1) 式和 (2) 式重建兩個年度的勞動所得非條件分配之後，下一步是估計擬真的非條件分配並進行分解。在本研究架構下，兩年度之間所得分配型態差異的分解有三個階段：第一個階段是同時歸因給全體特性分配及特性報酬率的差異，第二和第三個階段則是分別歸因於個別特性的樣本分配和其估計參數。首先以第 t 年資料特性搭配第 $t+k$ 年的報酬率，配適 m 個「第 t 年樣本處於第 $t+k$ 年經濟環境」的擬真分配隨機樣本：

$$\{y_i^*(t+k) \equiv z_i^*(t)' \hat{\beta}^{t+k}(\theta_i)\}_{i=1}^m \quad (3)$$

給定 (3) 式的估計，第 $(t+k)$ 年與第 t 年之間的勞動所得分配差異可以分解為：

$$y_i(t+k) - y_i(t) = [y_i^*(t+k) - y_i^*(t)] + [y_i^*(t+k) - y_i^*(t+k)] + \varepsilon \quad (4)$$

(4) 式等號左邊是兩個年度原始樣本的非條件分配差異，右邊第一項歸因給兩個年度間特性報酬率（亦即特性邊際效果）的差異，第二項歸因給兩個年度間特性分配的差異。在分量迴歸架構下的 Blinder-Oaxaca 分解方法，並無傳統均數迴歸在平均數完整歸因的特性，還需加入第三項殘差 ε ； ε 可視為模型無法解釋部分。

在均數迴歸下，Blinder-Oaxaca 分解方法可以分離每個特性及其報酬率對平均工資差異的貢獻度。以此類推，透過重建分配進行的擬真分解，也應同時針對特性分配與特性報酬率兩個層面進行個別變數的效果分離。不過，Machado and Mata (2005) 的擬真分解程序只對個別特性分配執行，缺少個別特性報酬率的分離。本研究延伸 Machado and Mata (2005)，和陳建良（2014）的作法類似，分別討論個別特性分配與特性報酬率對於勞動所得分配型態的影響。分離個別特性分配效果的作法，是在重建非條件分配的過程中，將第 $t+k$ 年第 j 個特性變數的分配比例，依其在第 t 年的分配比例做樣本對照抽樣，以此搭配第 $t+k$ 年的報酬率估計配適值，表示為

$$\{y_i^*(t+k | X_{j,t}) \equiv [z_i^*(t+k) X_{j,t}]' \hat{\beta}^{t+k}(\theta_i)\}_{i=1}^m \quad (5)$$

要分離第 j 個特性分配變化對勞動所得分配型態的影響效果，是將 $t+k$ 年的所得分配，和 (5) 式所示其第 j 個特性賦予第 t 年分配下的情況相減，表示為

$$\{y_i^*(t+k) - y_i^*(t+k | X_{j,t})\}_{i=1}^m \quad (6)$$

(6) 式的經濟意義是第 j 個特性從第 t 年到第 $t+k$ 年間的分配改變，對勞動所得分配在各分量位置所造成的「個別」影響。

擬真的報酬率分解概念和特性分解對照，可以直接類推。首先是在重建非條件分配的過程中，將第 $t+k$ 年第 j 個特性變數的報酬率，代換為第 t 年第 j 個特性變數的報酬率，以此搭配第 $t+k$ 年的特性分配估計配適值，表示為

$$\{y_i^*(t+k|\beta_{j,t})\}_{i=1}^m \equiv [z_i^*(t+k)] \hat{\beta}_{j,t}(\theta_i)_{i=1}^m \quad (7)$$

分離第 j 個特性報酬率變化對勞動所得分配型態的影響效果，就是將 $t+k$ 年的所得分配，和 (7) 式所示第 j 個特性報酬率賦予第 t 年經濟環境的情況相減，表示為

$$\{y_i^*(t+k) - y_i^*(t+k|\beta_{j,t})\}_{i=1}^m \quad (8)$$

(8) 式的經濟意義是第 j 個特性從第 t 年到第 $t+k$ 年間的報酬率改變，對勞動所得分配在各分量位置所造成的「個別」影響。

本研究的工資函數設定近似 Fei et al. (1979) 和 Machado and Mata (2005)，以個人實質年度勞動所得取對數為被解釋變數，搭配受雇人員的教育年數、潛在工作經驗 (potential experience) 與經驗平方/100、性別、婚姻狀態、公私部門與所屬產業別為解釋變數，旨在刻畫整個勞動市場勞動所得的分配型態，透過重建的非條件分配與擬真分配進行分析。依據文獻，潛在工作經驗定義為年齡減教育年數再減 6。性別控制男性，以女性為參考組。婚姻狀態控制已婚(包含同居)，以其他狀態為參考組。公私部門控制公部門受雇人員，以私部門為參考組。所屬產業別分別控制農業、製造業和服務業等三大類業別，其餘產業(包括水電燃氣、礦業、金融業等)則為參考組 (reference group)。

實證分析過程使用的統計套裝軟體分別為 SAS 與 STATA。收支調查原始資料的格式相當複雜，以 SAS 程式進行問卷資料的讀取與

整理，STATA 程式則用於經濟計量模型的計算與分析。實證分析所使用的指令，是依據前述 (1) 式至 (8) 式的重建與擬真分解步驟，以 STATA 程式撰寫。另外，家庭收支調查是以經濟家戶為單位進行的抽樣調查，本研究觀察受雇人員的勞動所得，某些受雇人員可能來自同一個經濟家戶。同一戶內的經濟成員可能不是完全獨立的樣本，彼此間存在某種相關性，必須在估計過程加入考慮，迴歸估計的標準差也因此有所不同。以下工資函數的均數迴歸估計採用 STATA 統計軟體的 cluster 指令，將來自同一個經濟家戶的樣本相關性納入考慮。³

3.2 資料

本研究採用收支調查原始磁帶資料，選取受雇人員報酬項目進行分析。收支調查從 1960 年代開始進行，早年是兩年調查一次，之後改為年度調查；每年十月份公佈前一年度的資料。收支調查的樣本戶數早年不及 10,000 戶。1980 年代中期迄 1990 年代中期穩定維持 16,000 戶左右；戶數抽出比例約為千分之 3。2000 年之後家戶數快速增加，樣本數為 15,000 戶上下；抽出比例下降為千分之 2。收支調查的格式和國際通用的家戶預算調查 (household budget survey) 相近，在所得基礎上定義經濟戶長（家中所得最多者）和經濟成員（所得超過半數與該家戶有關），調查中登錄每一成員的社會人口特性、所得與非經常性支出；家戶消費支出項目無法區分個人，以家戶為單位登錄。

收支調查的特點之一，是問卷資料清楚登載每個經濟成員各種來源的年度所得，主要分為四類，包含受雇人員報酬、產業主報酬、財產所得與經常移轉收入。受雇人員報酬的細項包括本業薪資、兼業薪資與其他收入。其中，兼業薪資包含退休金（月退或一次退）與其他薪資，其他收入則涵蓋加班、值班、差旅、車馬費、考績、

³ 作者感謝審查人之一提醒此要點。

生產、不休假、年終（節）獎金、雇主負擔公、勞、軍保、雇主負擔健保費福利金、遣散費、休假旅遊、教育、婚喪、生產等各種補助費。透過完整的受雇人員薪資加總，使我們得以觀察個人年度薪資總所得，並與國外文獻進行比較。

本研究觀察橫跨 25 年長期間的勞動所得分配變化，採取這段期間的首、尾和中間年度資料進行階段式的比較觀察。由於 2000 年是網路科技泡沫化發生前後的景氣高峰，2010 年是剛脫離金融海嘯的景氣谷底，為了避免資料選取年度受到景氣谷底或高峰影響，導致估計結果偏誤，因此採用兩年資料整合而非單一年度，同時避開 2010 年前後金融海嘯波動期間。⁴ 實證分析採用 1990 年至 1991 年、2000 年至 2001 年和 2013 年至 2014 年等具有代表性的三個兩年期，分為前 10 年和後 15 年兩階段探討。樣本選取家戶中 20 歲至 70 歲領有受雇人員報酬的個人。各年度所得皆以 2001 年為基期的消費者物價指數平減。

表 1 是受雇人員特性的基本統計量，從左至右是 3 個兩年期資料，由上而下依序是勞動所得和個人特性的教育年數、潛在工作經驗、男性（女性=0）、已婚（未婚=0）、公務員（非公務員=0），以及農業、製造業與服務業三種產業別（其他=0）。3 個二年度加總的樣本數分別是 38,000 筆、30,000 筆及 36,000 筆左右。從 1990 年至 1991 年相較於 2000 年至 2001 年的前 10 年間，實質勞動所得平均從 41 萬元成長至 54 萬元，標準差也大幅增加，反映所得上升同時不均度擴大；2013 年至 2014 年下降到不足 48 萬元，但標準差和 2000 年相近，顯示後 15 年間所得下降但不均度沒有改善。若以 1990 年至 1991 年為基期 (100%)，計算受雇人員平均實質勞動所得在 2 個階段的指數化 (indexing) 成長趨勢，可發現前 10 年階段上升 31.0%，但是後 15 年階段只比前 10 年階段上升 15.8%；2000 年至 2001 年相較於 2013 年至 2014 年，平均實質勞動所得負成長 11.6%。

⁴ 此處資料選取年數和年度，是依據審查人建議重新修正。

同一段時間受雇人員平均受教育年數從 10.3 年逐漸增加至 13.1 年，潛在工作經驗則介於 20.1 和 22.4 年之間。全體受雇人員中，男性在早年佔 62.9%，晚近剩下 55.9%，顯示女性參與勞動日漸普遍；同一期間已婚（包含同居）比例從 70.4% 下降至 59.3%，晚婚甚至不婚的社會風氣日盛。公務員的比例也減少，從 20.1% 下降到只剩下 6.9% 左右，反映政府精簡與公營事業民營化的趨勢。受雇人員所屬的行業別，早年農業佔 6.6%，製造業佔 36.3%，服務業佔 39.1%；2000 年至 2001 年屬於農業的受雇人員剩下 2.7%，製造業降低為 31.1%，服務業則增加到 49.7%。晚近的農業受雇人員只有 1.6%，製造業維持在 31.4%，服務業超過半數，達到 51.2%。

表 1 各年度受雇人員基本統計量

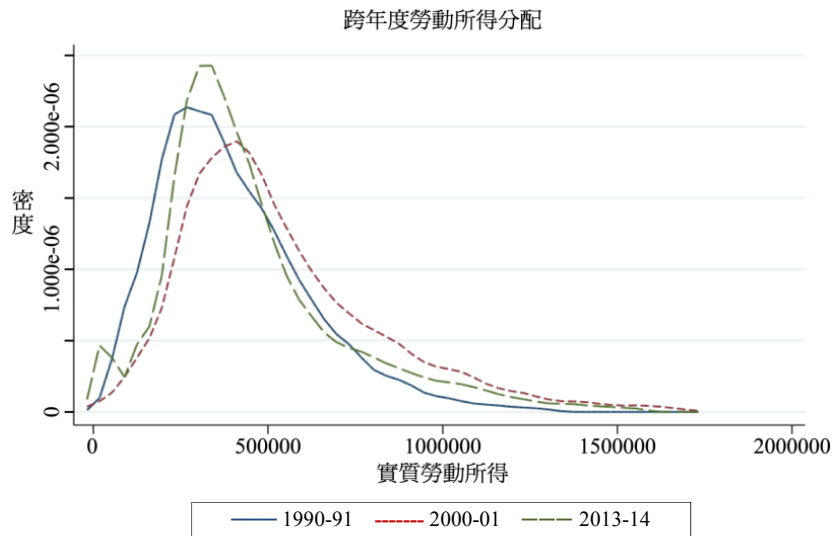
	1990 年至 1991 年		2000 年至 2001 年		2013 年至 2014 年	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
實質勞動所得	410,850	250,678	538,229	355,097	475,896	352,157
教育年數	10.250	3.861	11.829	3.405	13.131	3.187
潛在工作經驗	20.528	12.867	20.137	12.121	22.438	12.836
男性	0.629	0.483	0.576	0.494	0.559	0.497
已婚	0.704	0.456	0.669	0.471	0.593	0.491
公務員	0.200	0.400	0.161	0.367	0.069	0.254
農業	0.065	0.248	0.027	0.161	0.016	0.127
製造業	0.363	0.481	0.311	0.463	0.314	0.464
服務業	0.391	0.488	0.497	0.500	0.512	0.500
樣本數	38,192		30,082		36,248	

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查歷年原始資料及本研究整理。

說明：實質勞動所得之單位為新台幣（元）。

平均趨勢之外，圖 1 是實質勞動所得的分配型態，可以發現前 10 年分配往右移動且變得離散，所得水準上升但高低差距變大；後 15 年往左移動，整體所得水準下降，離散程度似乎也較 2000 年至 2001 年減少。圖 2 是經過標準化的分配圖形，可見橫跨 25 年間二個階段的變化趨勢，大致是由矮闊峰轉變為高狹峰，左右兩尾佔比愈

來愈小。值得注意的是，2000年至2001年的右尾較1990年至1991年凸出，而2010年至2011年有一部份勞動所得很低的族群在分配左尾出現。這些偏尾端的行為在勞動所得分配扮演的角色，可以透過後續的擬真分解進一步瞭解。

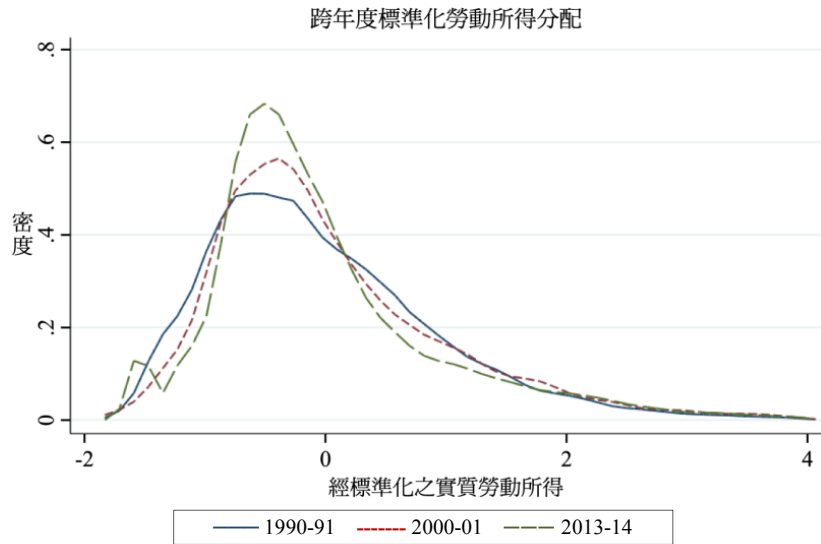


資料來源：行政院主計總處家庭收支調查歷年原始資料及本研究整理。

說明：橫軸為實質勞動所得，單位為新台幣（元）。

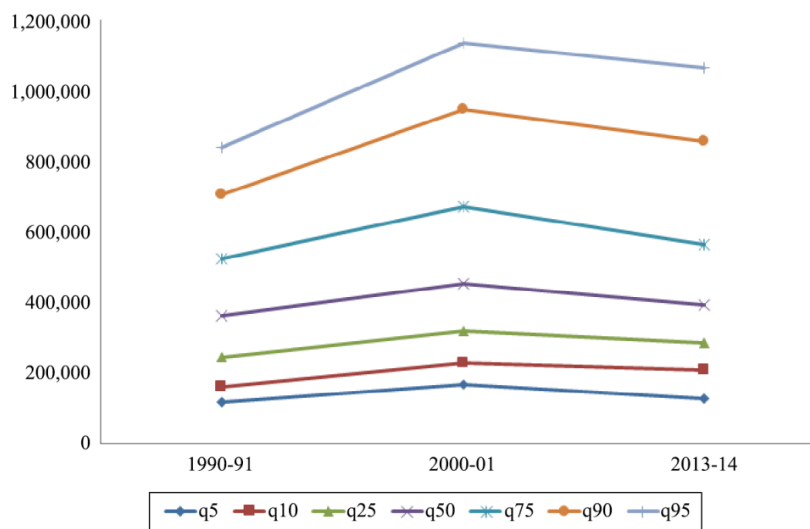
圖 1 實質勞動所得分配型態

掌握整個分配型態的演進之後，進一步觀察勞動所得結構的變化，以左右兩端（第 0.05 個和第 0.95 個分量）、兩尾（第 0.10 個和第 0.90 個分量）、左右兩個四分位數（第 0.25 個和第 0.75 個分量）和中位數（第 0.50 個分量），分別以 q_5 、 q_{10} 、 q_{25} 、 q_{50} 、 q_{75} 、 q_{90} 及 q_{95} 表示由左而右這幾個代表性分量位置。圖 3 顯示，7 個分量位置的實質勞動所得在前 10 年都有明顯成長，但是後 15 年各分量位置實質勞動所得皆下降。圖 4 觀察各個勞動所得分量位置的指數化成長，可以發現前 10 年間，左尾以下（第 0.05 個和第 0.10 個分量）成長超過 40%，右尾以上（第 0.90 個和第 0.95 個分量）成長 35% 左



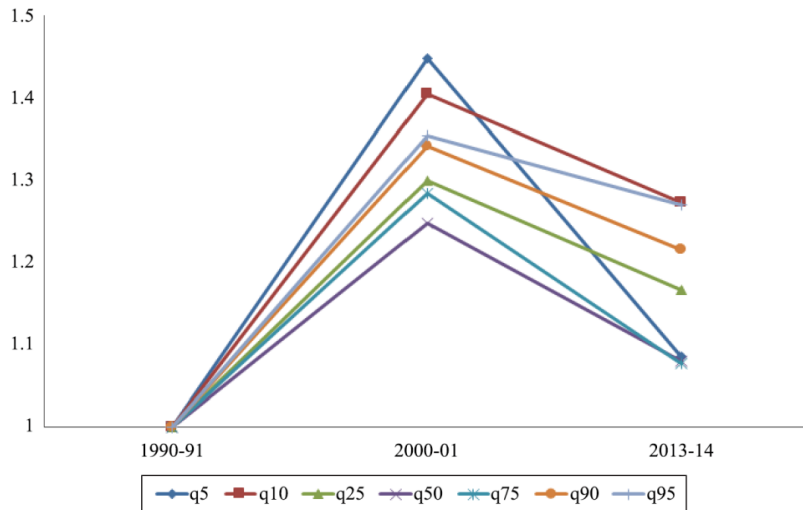
資料來源：行政院主計總處家庭收支調查歷年原始資料及本研究整理。
 說明：橫軸為經標準化之實質勞動所得，單位為新台幣（元）。

圖 2 標準化的實質勞動所得分配



資料來源：行政院主計總處家庭收支調查歷年原始資料及本研究整理。
 說明：橫軸為年度，縱軸為新台幣（元）。

圖 3 實質勞動所得分配



資料來源：行政院主計總處家庭收支調查歷年原始資料及本研究整理。
說明：橫軸為年度，縱軸為指數化成長率。

圖 4 實質勞動所得指數成長率

右，三個四分位數（中位數和第 0.25 個和第 0.75 個分量）成長率介於 25% 和 30% 之間。若從整個 25 年期間（2013-14 年相對於 1990 年至 1991 年）來看，成長率高低依序是第 10 個和第 95 個分量，超過 27%；其次是第 25 個和第 90 個分量，介於 16% 和 22% 之間；再次之是第 50 個和第 75 個分量，成長率只有 8% 左右，和左尾端的第 5 個分量類似。

上述勞動所得結構在長達 25 年期間的改變，可以歸納幾個重點：一、前 10 年整個勞動所得結構都向右平移，後 15 年各分量位置的勞動所得都向左平移。二、不管是從前 10 年或從整個 25 年期間來觀察，各分量位置的成長率都是分配左右兩端較高，中間分量較低；從後 15 年來看，各分量下降幅度以中間分量較多，左右兩端分量較少。三、例外的是左尾端（第 0.05 個分量）的行為，在前 10 年成長最多，但後 15 年也下降最多。四、25 年期間總括來看，左尾（第 0.10 個分量）和右尾端（第 0.95 個分量）成長接近 30%，左尾端、中位數和第 0.75 個分量的成長率屬於最低的一群，只有 10% 不

到。根據 Juhn et al. (1993)，人力資本多寡直接反映在勞動所得分量位置高低，勞動所得愈高者代表人力資本愈多。上述結果指出臺灣過去 25 年經濟發展過程中，勞工所獲得的利益並不完全相同；高層和基層的人力資本分享的成果較多，中間階層的獲得較為有限。造成各階層人力資本報酬在不同時點變化的原因各有不同，必須透過條件式模型分析深入探討。

4. 實證估計結果

表 2 是 3 個二年度時段工資函數的迴歸估計結果，由左往右分別是均數迴歸和 7 個代表性分量位置的分量迴歸。結果顯示，每個年度的均數迴歸模型下的配適程度 (Adj. R^2) 不低，1990 年至 1991 年達到 0.54，2000 年為 0.38，2010 年為 0.23；分量迴歸的 Pseudo R^2 最低在 0.12 以上，甚至高達 0.35。⁵ 整體而言，本研究的工資函數設定合理，解釋了各年度資料勞動所得變異的相當比例。此外，受雇人員特性解釋變數在所有迴歸模型估計下，絕大多數都達到統計顯著水準，邊際效果的符號方向也都與理論相符。以 1990 年至 1991 年的估計結果為例，在其他條件不變之下的平均趨勢（以下皆同），每多 1 年教育的對數實質勞動所得邊際報酬率是 7.0%。潛在工作經驗和經驗平方的符號分別為正和負，表示對數實質勞動所得在經驗年數軸向上的變化率是遞減的，勞動所得輪廓是先上升後下降。男性、已婚和公務員相對於女性、未婚和非公務員的虛擬變數，分別高出 38.1%、9.8%和 20.8%，反映勞動所得的性別（男性）溢酬、婚姻溢酬和公部門溢酬。此外，農業、製造業和服務業的受雇人員，相對於其他（包括水電燃氣、礦業、金融業等）高薪資業別，平均薪資水準分別低了 85.9%、12.2%和 8.2%。

⁵ 本研究三個期間的樣本數約略相同，模型的設定也完全一致。作者嘗試收支調查全部年度的模型估計，配適程度的波動發生並無一定規律。三個期間 Adj. R^2 值的差異，可能歸因各時段資料樣本組成在模型中的配適程度有別。作者感謝審查人之一對此資料問題的提醒。

表 2 工資函數估計 OLS 模型和 QR 模型

	OLS			q5			q10			q25		
	估計係數	標準差	估計係數	標準差	估計係數	標準差	估計係數	標準差	估計係數	標準差	估計係數	標準差
1990年至1991年												
教育年數	0.070	0.001**	0.075	0.003**	0.072	0.002**	0.070	0.001**	0.070	0.001**	0.070	0.001**
工作經驗	0.031	0.001**	0.033	0.002**	0.031	0.002**	0.031	0.001**	0.031	0.001**	0.031	0.001**
經驗平方	-0.045	0.001**	-0.059	0.003**	-0.053	0.003**	-0.048	0.002**	-0.048	0.002**	-0.048	0.002**
男性	0.381	0.005**	0.500	0.016**	0.461	0.010**	0.396	0.005**	0.396	0.005**	0.396	0.005**
已婚	0.098	0.006**	0.104	0.018**	0.111	0.014**	0.106	0.009**	0.106	0.009**	0.106	0.009**
公務員	0.208	0.006**	0.372	0.019**	0.315	0.010**	0.233	0.007**	0.233	0.007**	0.233	0.007**
農業	-0.859	0.015**	-1.331	0.046**	-1.214	0.028**	-1.047	0.019**	-1.047	0.019**	-1.047	0.019**
製造業	-0.122	0.006**	-0.072	0.018**	-0.067	0.010**	-0.100	0.008**	-0.100	0.008**	-0.100	0.008**
服務業	-0.082	0.007**	-0.131	0.018**	-0.111	0.013**	-0.084	0.007**	-0.084	0.007**	-0.084	0.007**
截距項	11.452	0.014**	10.664	0.034**	10.926	0.030**	11.235	0.015**	11.235	0.015**	11.235	0.015**
Adj. R ² /Pseudo R ²		0.535		0.347		0.351		0.352		0.352		0.352
1990年至1991年												
教育年數	0.069	0.001**	0.071	0.001**	0.074	0.001**	0.077	0.002**	0.077	0.002**	0.077	0.002**
工作經驗	0.031	0.001**	0.033	0.001**	0.034	0.001**	0.034	0.001**	0.034	0.001**	0.034	0.001**
經驗平方	-0.044	0.002**	-0.044	0.001**	-0.041	0.002**	-0.038	0.002**	-0.038	0.002**	-0.038	0.002**
男性	0.365	0.005**	0.342	0.005**	0.332	0.008**	0.333	0.010**	0.333	0.010**	0.333	0.010**
已婚	0.109	0.007**	0.095	0.005**	0.092	0.010**	0.086	0.008**	0.086	0.008**	0.086	0.008**
公務員	0.170	0.006**	0.137	0.005**	0.103	0.007**	0.072	0.012**	0.072	0.012**	0.072	0.012**
農業	-0.817	0.016**	-0.636	0.013**	-0.515	0.012**	-0.494	0.017**	-0.494	0.017**	-0.494	0.017**
製造業	-0.125	0.007**	-0.136	0.008**	-0.142	0.008**	-0.157	0.011**	-0.157	0.011**	-0.157	0.011**
服務業	-0.069	0.007**	-0.063	0.006**	-0.060	0.009**	-0.070	0.011**	-0.070	0.011**	-0.070	0.011**
截距項	11.483	0.014**	11.670	0.015**	11.828	0.021**	11.919	0.024**	11.919	0.024**	11.919	0.024**
Adj. R ² /Pseudo R ²		0.353		0.338		0.314		0.298		0.298		0.298

表 2 工資函數估計 OLS 模型和 QR 模型 (續前頁)

	OLS				q5				q10				q25			
	估計係數	標準差	估計係數	標準差	估計係數	標準差	估計係數	標準差	估計係數	標準差	估計係數	標準差	估計係數	標準差	估計係數	標準差
2000年至2001年																
教育年數	0.091	0.001**	0.093	0.003**	0.091	0.002**	0.090	0.001**	0.090	0.001**	0.090	0.001**	0.090	0.001**	0.090	0.001**
工作經驗	0.028	0.001**	0.029	0.002**	0.028	0.002**	0.027	0.001**	0.027	0.001**	0.027	0.001**	0.027	0.001**	0.027	0.001**
經驗平方	-0.035	0.002**	-0.050	0.005**	-0.046	0.003**	-0.037	0.002**	-0.037	0.002**	-0.037	0.002**	-0.037	0.002**	-0.037	0.002**
男性	0.244	0.006**	0.269	0.013**	0.291	0.009**	0.278	0.006**	0.278	0.006**	0.278	0.006**	0.278	0.006**	0.278	0.006**
已婚	0.106	0.007**	0.148	0.020**	0.137	0.017**	0.109	0.007**	0.109	0.007**	0.109	0.007**	0.109	0.007**	0.109	0.007**
公務員	0.323	0.009**	0.493	0.026**	0.431	0.017**	0.348	0.009**	0.348	0.009**	0.348	0.009**	0.348	0.009**	0.348	0.009**
農業	-0.738	0.031**	-1.400	0.072**	-1.265	0.059**	-0.995	0.032**	-0.995	0.032**	-0.995	0.032**	-0.995	0.032**	-0.995	0.032**
製造業	-0.021	0.009**	0.134	0.025**	0.079	0.016**	0.018	0.010*	0.018	0.010*	0.018	0.010*	0.018	0.010*	0.018	0.010*
服務業	-0.099	0.009**	-0.115	0.021**	-0.077	0.011**	-0.045	0.009**	-0.045	0.009**	-0.045	0.009**	-0.045	0.009**	-0.045	0.009**
截距項	11.382	0.023**	10.624	0.062**	10.842	0.026**	11.155	0.021**	11.155	0.021**	11.155	0.021**	11.155	0.021**	11.155	0.021**
Adj. R ² /Pseudo R ²	0.376		0.190		0.214		0.258		0.214		0.258		0.214		0.258	
2000年至2001年																
教育年數	0.091	0.001**	0.092	0.001**	0.097	0.001**	0.103	0.002**	0.097	0.001**	0.103	0.002**	0.097	0.001**	0.103	0.002**
工作經驗	0.028	0.001**	0.032	0.001**	0.035	0.001**	0.036	0.002**	0.035	0.001**	0.036	0.002**	0.035	0.001**	0.036	0.002**
經驗平方	-0.035	0.002**	-0.036	0.002**	-0.035	0.003**	-0.034	0.004**	-0.035	0.003**	-0.034	0.004**	-0.035	0.003**	-0.034	0.004**
男性	0.270	0.005**	0.253	0.006**	0.257	0.007**	0.264	0.010**	0.257	0.007**	0.264	0.010**	0.257	0.007**	0.264	0.010**
已婚	0.108	0.007**	0.112	0.006**	0.109	0.010**	0.103	0.012**	0.109	0.010**	0.103	0.012**	0.109	0.010**	0.103	0.012**
公務員	0.282	0.009**	0.212	0.008**	0.124	0.009**	0.076	0.012**	0.124	0.009**	0.076	0.012**	0.124	0.009**	0.076	0.012**
農業	-0.656	0.028**	-0.493	0.032**	-0.363	0.030**	-0.270	0.044**	-0.363	0.030**	-0.270	0.044**	-0.363	0.030**	-0.270	0.044**
製造業	-0.036	0.008**	-0.080	0.008**	-0.109	0.011**	-0.118	0.019**	-0.109	0.011**	-0.118	0.019**	-0.109	0.011**	-0.118	0.019**
服務業	-0.052	0.006**	-0.068	0.007**	-0.081	0.010**	-0.084	0.021**	-0.081	0.010**	-0.084	0.021**	-0.081	0.010**	-0.084	0.021**
截距項	11.379	0.017**	11.571	0.020**	11.691	0.026**	11.734	0.034	11.691	0.026**	11.734	0.034	11.691	0.026**	11.734	0.034
Adj. R ² /Pseudo R ²	0.299		0.323		0.309		0.290		0.309		0.290		0.309		0.290	

表 2 工資函數估計 OLS 模型和 QR 模型 (續前頁)

	OLS			q5			q10			q25		
	估計係數	標準差	估計係數	標準差	估計係數	標準差	估計係數	標準差	估計係數	標準差		
2013年至2014年												
教育年數	0.079	0.002**	0.013	0.007**	0.054	0.002**	0.069	0.001**				
工作經驗	0.024	0.001**	0.036	0.004**	0.031	0.002**	0.026	0.001**				
經驗平方	-0.038	0.002**	-0.151	0.010**	-0.077	0.005**	-0.047	0.002**				
男性	0.153	0.007**	-0.238	0.038**	0.079	0.014**	0.184	0.005**				
已婚	0.076	0.007**	-0.213	0.047**	0.031	0.010**	0.092	0.006**				
公務員	0.643	0.012**	1.268	0.031**	0.914	0.018**	0.690	0.011**				
農業	-0.604	0.034**	-0.651	0.140**	-0.902	0.095**	-0.688	0.029**				
製造業	-0.043	0.011**	-0.027	0.036	0.038	0.014**	0.006	0.007**				
服務業	-0.198	0.011**	-0.483	0.040**	-0.219	0.019**	-0.132	0.008**				
截距項	11.474	0.029**	12.156	0.131**	11.435	0.038**	11.371	0.022**				
Adj. R ² /Pseudo R ²		0.232		0.133		0.119		0.166				
2013年至2014年												
教育年數	0.082	0.001**	0.096	0.001**	0.109	0.002**	0.118	0.003**				
工作經驗	0.028	0.001**	0.031	0.001**	0.033	0.001**	0.035	0.002**				
經驗平方	-0.038	0.002**	-0.035	0.002**	-0.031	0.002**	-0.029	0.004**				
男性	0.213	0.004**	0.228	0.006**	0.240	0.006**	0.247	0.010**				
已婚	0.112	0.007**	0.124	0.006**	0.144	0.006**	0.146	0.011**				
公務員	0.545	0.007**	0.402	0.007**	0.285	0.009**	0.212	0.014**				
農業	-0.564	0.016**	-0.451	0.027**	-0.400	0.039**	-0.348	0.049**				
製造業	-0.039	0.008**	-0.056	0.008**	-0.072	0.016**	-0.095	0.016**				
服務業	-0.119	0.007**	-0.109	0.008**	-0.112	0.013**	-0.122	0.019**				
截距項	11.344	0.020**	11.294	0.025**	11.281	0.030**	11.281	0.041**				
Adj. R ² /Pseudo R ²		0.230		0.286		0.298		0.285				

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查歷年原始資料及本研究整理。
 說明：1. OLS為最小平方方法 (ordinary least squares, OLS) 模型，估計考量來自同一經濟家戶的樣本相關。
 2. QR為分量迴歸 (quantile regression, QR) 模型。
 3. *及**分別表示兩尾檢定在 95%及 99%水準下顯著。

但是，這些控制變數邊際報酬率的平均趨勢，在整個條件分配區間是否同質 (homogeneous)？觀察 1990 年至 1991 年的估計結果，教育報酬率在勞動所得條件分配的兩端較高，在中間分量較低，呈現 U 型趨勢。男性勞動所得高於女性，但是男性溢酬隨著勞動所得上升而下降，顯示在愈低的勞動所得水準男性比女性更具比較利益；此比較利益可能和模型無法觀察的男女體力差異有關。婚姻溢酬的狀況類似性別溢酬，左尾較高而右尾較低。公部門溢酬也呈現和勞動所得的分配位置呈反向相關的趨勢，左尾端高達 37.2%，右尾端最低只有 7.2%，表示愈是基層公務員相對私部門受雇人員的溢酬也愈大。

工資函數的控制變數報酬率趨勢，在長達 25 年期間並不完全一致。2000 年至 2001 年資料估計結果顯示，教育年數的報酬率仍是分配兩端較高的 U 型，但是分配右尾端的報酬率 (10.3%) 高於左尾端 (9.3%)。男性溢酬降低仍以左尾較高，在整個分配區間的差異也變小。婚姻溢酬和公務員溢酬都提高，也都和勞動所得分配呈反向相關。不同產業間的勞動所得差異明顯存在，位於分配左尾的製造業和參考組的薪資差異由負轉正，顯示屬於低薪水準的製造業勞動所得相對增加。2013 年至 2014 年是歷經 2008 年金融海嘯之後，全球經濟大致恢復過往長期趨勢，這些年度資料估計的工資函數和以往有所不同。教育年數報酬率不再是 U 型，轉而與勞動所得的高低呈正向相關，亦即勞動所得水準（分量位置）越高者，教育年數的報酬率也越高。表中顯示，所得左尾端的報酬率只有 1.3%，右尾端則高達 11.8%，相差將近 10 倍。可能的解釋是經濟發展過程中，產業所需的人力資本傾向於偏好高技術，使得教育的邊際報酬隨著勞動所得分配位置上升而增加。

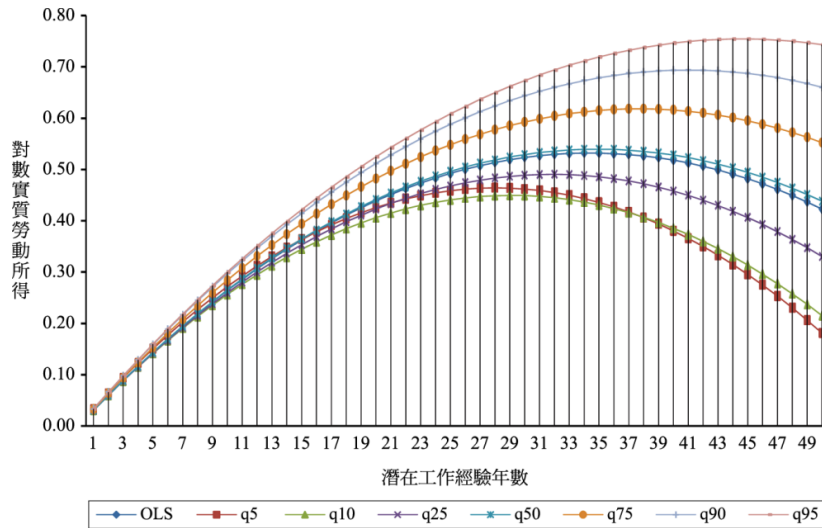
由於工資函數中的經驗變數包含一次項與平方項，報酬率無法直接由估計係數觀察。圖 5 至圖 7 是三個年度的經驗－勞動所得輪廓 (experience - labor income profile)；這是以潛在工作經驗年數為橫軸，以對數實質勞動所得為縱軸，在控制其他變數之下，描繪對數

實質勞動所得隨工作經驗改變的輪廓。⁶ 三個年度的圖形一致顯示山峰狀 (hump shaped) 型態。這些所得輪廓有幾個重要的經濟意義：一、潛在工作經驗為 0 時勞動所得為正，但是經驗增加帶來的勞動所得變化率是遞減的，所以勞動所得輪廓先升後降。依據人力資本理論，人力資本受在職訓練 (on the job training) 而累積，同時隨年齡折舊，因技術層次高低呈現不同的趨勢；參閱 Becker (1993)、Fitzenberger and Kurz (1997) 和 Machado and Mata (2005)。⁷ 二、人力資本折舊速度因人力資本高低而異，愈高（低）的所得分量轉折點經驗年數愈晚（早），反映的是人力資本愈高（低）折舊愈慢（快），此發現與江豐富（2008）的結果相似，也隱含藍領和白領勞工的勞動所得型態在經驗年數上的不同趨勢；三、高低人力資本的勞動所得輪廓差異隨經濟成長而愈趨離散，顯示工作經驗報酬率變化使勞動所得不均更擴大。四、至於各年度的輪廓最高峰，1990 年至 1991 年資料似乎比後續 2000 年至 2001 年和 2013 年至 2014 年來得低，直接的推論是後續年度的潛在工作經驗，對於勞動所得的邊際報酬率較之前年度來得高。

接續以擬真分解模型討論前 10 年和後 15 年期間的勞動所得分配變化。各表中從上往下分別是 7 個代表性分量，最下方是平均數供對照。表 3 是 1990 年至 1991 年和 2000 年至 2001 年的總和 (aggregate) 比較，最左邊兩行是各年度對數實質勞動所得原始資料邊際分配的代表性分量，往右四行是兩個年度重建和擬真的分配。表中上方 X 和 B 分別代表解釋變數和估計參數。當期和基期的 X 和 B ，分別代

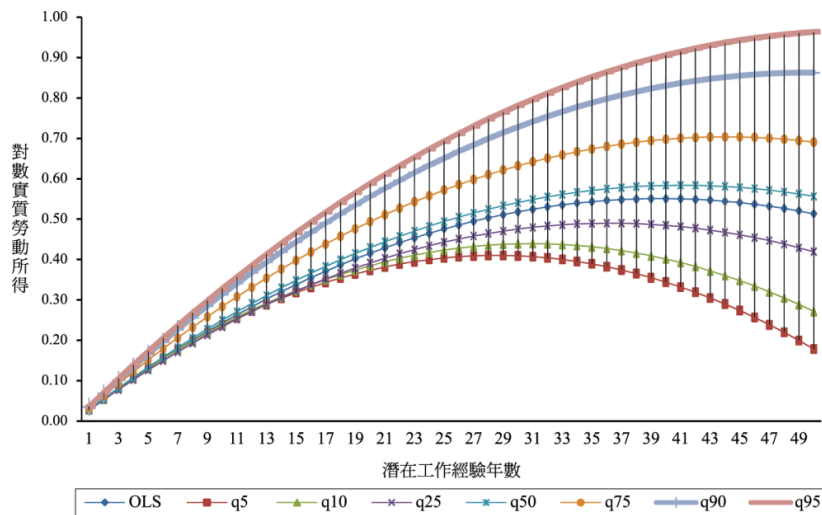
⁶ 工資函數中的潛在工作經驗包含一次項和二次項，可以簡化表示為 $Y=a \times Exp+b \times Exp^2$ ，其中 Y 是勞動所得， Exp 是經驗年數， a 、 b 是各為正值和負值的參數。經驗對於勞動所得的邊際效果可以表示為 $a+2b \times Exp$ 。準此，隨著經驗年數增加勞動所得變化率遞減，原因取決於 a 是正值常數， $2b \times Exp$ 的負值絕對值隨經驗年數增加而擴大，兩者相加逐漸由正轉負。

⁷ 圖 5 至圖 7 的經濟意義與圖 3 不同。圖 3 顯示 25 年長度的資料期間，個人實質勞動所得在各分量位置的絕對水準；這是非條件式的計算。圖 5 至圖 7 是在工資函數估計之後，控制其他條件不變之下，描繪不同技術水準（反映在工資分量位置高低）勞工的經驗—勞動所得輪廓；這是條件式的估計。



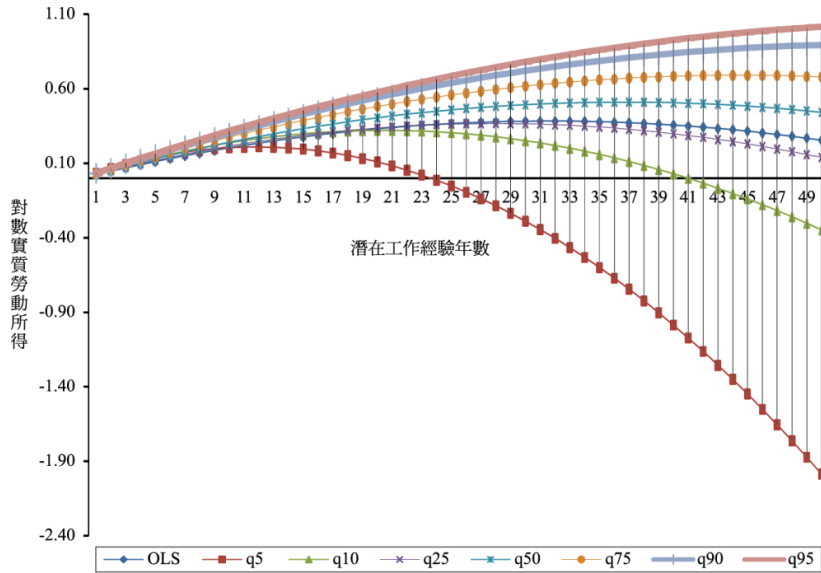
資料來源：行政院主計總處家庭收支調查歷年原始資料及本研究整理。

圖 5 經驗－勞動所得輪廓（1990 年至 1991 年）



資料來源：行政院主計總處家庭收支調查歷年原始資料及本研究整理。

圖 6 經驗－勞動所得輪廓（2000 年至 2001 年）



資料來源：行政院主計總處家庭收支調查歷年原始資料及本研究整理。

圖 7 經驗－勞動所得輪廓（2013 年至 2014 年）

表以當期與基期的解釋變數和估計參數，進行對數實質勞動所得分配的重建和擬真。接著是當期和基期兩個年度勞動所得，在各分量相對應的差異。最右邊的三行，分別是此差異歸因給特性分配、特性報酬率以及殘差，在七個分量位置及平均的對應數值；每一列三個數值下方對應的，是各該項目佔原始邊際分配差異的比例，合計為 100%。以下各表的陳述方式皆同。

表 3 是前 10 年的估計。右邊倒數第四行顯示，當期減基期的變動全部為正（亦即比較的分母為正），擬真分解的解釋很直觀。以最下方一列平均實質勞動所得來看，這段時間增加對數值 0.256，往右邊三行的下方一列指出，增加的部分其中 52.8% 歸因於特性分配改變，47.4% 歸因於特性報酬率改變，殘差項接近 0。此結果代表經濟成長帶來的特性分配與報酬率改變，都有利於平均勞動所得的增長，也在平均趨勢上完全解釋了 10 年間的勞動所得差異。然而，此現象在整個分配區間並不同質；特性分配對勞動所得左尾的貢獻度

表 3 對數實質勞動所得跨年度擬真分析 (1990 年至 1991 年比較 2000 年至 2001 年)

	基期		當期		當期-基期		當期-基期		當期-基期		殘差
	邊際分配	擬真	重 建	擬 真	變 動	重 建	變 動	歸因給變數分配	歸因給報酬率	b-a-(c4-c1)	
	a	b	c1	c2	c3	c4	b-a	c4-c3	c3-c1	b-a-(c4-c1)	
q 05	11.662	12.033	12.123	12.220	12.166	12.309	0.371	0.143	0.043	0.184	0.184
q 10	12.000	12.340	12.322	12.406	12.383	12.515	0.340	0.387	0.117	0.497	0.497
q 25	12.410	12.672	12.566	12.664	12.643	12.792	0.262	0.132	0.062	0.147	0.147
q 50	12.804	13.026	12.813	12.901	12.882	13.039	0.221	0.386	0.181	0.432	0.432
q 75	13.168	13.418	13.018	13.128	13.117	13.272	0.250	0.149	0.077	0.037	0.037
q 90	13.466	13.760	13.230	13.331	13.338	13.483	0.294	0.567	0.294	0.139	0.139
q 95	13.640	13.944	13.359	13.468	13.467	13.623	0.303	0.157	0.069	-0.005	-0.005
平均數	12.757	13.013	12.756	12.870	12.878	13.013	0.256	0.711	0.314	-0.024	-0.024
								0.155	0.099	-0.003	-0.003
								0.619	0.394	-0.013	-0.013
								0.145	0.108	0.041	0.041
								0.492	0.367	0.141	0.141
								0.155	0.108	0.040	0.040
								0.512	0.357	0.130	0.130
								0.135	0.121	-0.001	-0.001
								0.528	0.474	-0.002	-0.002

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查歷年原始資料及本研究整理。

說明：1. X 代表解釋變數， B 代表估計參數。重建是（當期 X 當期 B ）或（基期 X 基期 B ），擬真是（當期 X 基期 B ）或（基期 X 當期 B ）當期和基期的重建推估程序如(1)式和(2)式所示。基期 X 和當期 B 的擬真推估程序如(3)式。

2. 基期為1990年至1991年；當期為2000年至2001年。

不到 40%，對右尾的貢獻度大概在 50% 左右，對三個四分位數的貢獻則在 60% 至 70% 之間。特性報酬率的貢獻度，在分配左尾低於 20%；從第 0.25 個分量往右，大致都在 30% 至 40% 之間。左尾端的估計較不準確，估計殘差佔比甚至超過 40%，其他位置的殘差都低於 15%；平均數和第 0.75 個分量的估計很準確，幾乎沒有殘差存在。

此結果顯示，1990 年至 1991 年和 2000 年至 2001 年間，臺灣受雇人員的年度勞動所得整體成長，同時歸因於特性分配以及特性報酬率的改變；前者的效果大於後者。其中，特性分配變化對中位數附近影響效果最大，右尾次之，左尾較低。報酬率改變對第一個四分位數以上的影響效果相近，對分配左尾的影響較小。這些總合效果固然提供了勞動所得分配變化的歸因，接續還必須針對特性分配與報酬率進行逐一分解，掌握個別因素的貢獻度，才能對勞動所得分配改變的成因有更清楚的認知。

要計算某個特性（報酬率）對分配型態的影響效果，是將 2000 年至 2001 年的估計結果和該特性分配（報酬率）代換為 1990 年至 1991 年的情況後相減。由於計算比例的分母為正，若當期值與代換值相減為正，表示此單一特性（報酬率）從基期（1990 年至 1991 年）到當期（2000 年至 2001 年）的分配改變，提升了勞動所得；若相減後為負，則反映此單一特性（報酬率）變化使勞動所得下降。表 4 和表 5 分別針對個別特性分配和報酬率貢獻度進行分解，編排方式類同於表 3 分解差異的歸因部分，從總和效果細分為個別效果。表中最左邊一行由上而下是各分量位置與平均趨勢，往右依序排列各解釋變數，每個變數在各分量下有兩個數字，上方是對數實質勞動所得在真實與擬真情況下的差異值，⁸ 下方是此個別差異值解釋全部差異值的百分比。

⁸ 亦即表 3 中當期減基期變動（b-a 行）在各分量對應值。

表 4 對數實質勞動所得跨年度擬真分析個別變數效果
(1990 年至 1991 年比較 2000 年至 2001 年)

	教育年數	工作經驗	男性	已婚	公部門	產業別
q05	0.156	0.003	-0.026	-0.012	-0.031	0.019
	0.420	0.009	-0.070	-0.032	-0.084	0.052
q10	0.120	-0.001	-0.023	-0.015	-0.031	0.020
	0.353	-0.003	-0.067	-0.045	-0.092	0.060
q25	0.117	0.003	-0.016	-0.007	-0.023	0.023
	0.446	0.012	-0.061	-0.026	-0.089	0.090
q50	0.135	0.002	-0.018	-0.009	-0.019	0.020
	0.612	0.010	-0.080	-0.043	-0.088	0.091
q75	0.115	0.011	-0.006	-0.009	-0.015	0.031
	0.458	0.043	-0.024	-0.037	-0.058	0.123
q90	0.090	0.012	-0.019	-0.008	-0.019	0.021
	0.306	0.042	-0.065	-0.027	-0.064	0.070
q95	0.092	0.014	-0.013	-0.007	-0.010	0.028
	0.302	0.047	-0.041	-0.024	-0.033	0.091
平均數	0.118	0.003	-0.016	-0.012	-0.025	0.041
	0.460	0.011	-0.062	-0.048	-0.098	0.160

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查歷年原始資料及本研究整理。

說明：1. 分離個別特性分配變化對工資分配型態的影響效果，推估程序如 (6) 式。

2. 個別變數效果： $F(\text{當期 } X) - F(\text{當期 } X | \text{基期 } X_k)$ 。

表 4 下方的平均效果顯示，教育普及帶來的勞動所得增加效果最大，解釋平均勞動所得上升將近 46%；此正效果和勞動所得的分配位置呈反向相關，愈高的所得分量受到教育提升的正向影響愈低。至於教育年數解釋勞動所得上升的比例，則以中位數最高，分配的兩尾較低。顯然，1990 年至 1991 年和 2000 年至 2001 年期間受雇人員教育年數增加，對中低階層人力的幫助最大，也是前 10 年勞動所得上升的主要助力。潛在工作經驗的分配變化解釋了平均勞動所得上升的 1.1%，在中位數附近的效果是 1.0%，除了第 0.1 個分量位置之外都是正效果，但最多不超過 5%；工作經驗變化對勞動所得

有正效果但幅度不大。性別、婚姻狀態與公私部門等特性分配的平均效果皆為負，亦即前 10 年間這三個特性分配變化都不利於勞動所得提升。不過，男女性和公私部門的受雇人員比例改變，所帶來的平均效果幅度都有限，男性和已婚的分配對平均勞動所得變化的解釋比例分別是 6.2% 和 4.8%。

男性比例下降對每個分量位置的勞動所得都帶來負向影響，表示女性受雇人員比例增加，導致勞動所得分配全面左移；所得下降幅度在中位數及其左邊的效果較大。已婚比例下降同樣帶來勞動所得下降，分配變化的效果在整個勞動所得分配區間大致相同，解釋比例約在 2.5% 至 4.5% 之間。公部門受雇人員比例下降造成勞動所得分配整個左移，平均效果是 -9.8%。公務員減少的負效果和勞動所得分配呈反向相關，勞動所得愈低的分量負效果愈大；對中、低所得者而言，公務員減少解釋了 9% 左右的勞動所得變化。受雇人員在不同產業別的生長提升平均勞動所得 16%，在整個勞動所得分配區間對中高所得分量的影響效果較大。

表 5 是特性報酬率的分解，效果最大的仍然是教育，解釋了平均勞動所得上升的 97.5%。在整個條件分配區間，教育報酬率的影響效果和勞動所得分配大致呈倒 U 型，對低所得族群達 57%，對高所得族群達 97%，對中位數所得族群甚至達到 120%。換言之，1990 年至 1991 年和 2000 年至 2001 年間的教育報酬率改變，全體受雇人員都受益，但是中、高層人力資本的受益高於基層人力資本，導致勞動所得離散程度擴大。潛在工作經驗的報酬率變化，在分配左尾為負，在分配右尾為正且效果很大，右尾端達到 24.5%，但中位數附近效果接近 0；平均效果因分配左右相互抵銷，對於平均勞動所得只有些微負向影響 (-3.4%)。

表 5 對數實質勞動所得跨年度擬真分析個別參數效果
(1990 年至 1991 年比較 2000 年至 2001 年)

	教育年數	工作經驗	男性	已婚	公部門	產業別
q05	0.213	-0.032	-0.140	0.028	0.015	0.097
	0.574	-0.087	-0.377	0.075	0.040	0.262
q10	0.234	-0.018	-0.107	0.014	0.003	0.068
	0.686	-0.052	-0.313	0.042	0.008	0.200
q25	0.234	-0.018	-0.077	0.003	0.004	0.059
	0.895	-0.068	-0.296	0.011	0.016	0.227
q50	0.265	-0.003	-0.055	0.000	0.011	0.043
	1.197	-0.011	-0.248	-0.001	0.049	0.194
q75	0.250	0.023	-0.044	0.018	0.013	0.028
	0.997	0.092	-0.176	0.072	0.051	0.114
q90	0.266	0.048	-0.047	0.012	0.003	0.006
	0.906	0.162	-0.159	0.039	0.010	0.021
q95	0.295	0.074	-0.038	0.018	0.006	0.012
	0.974	0.245	-0.127	0.060	0.021	0.041
平均數	0.250	-0.009	-0.079	0.005	0.018	0.026
	0.975	-0.034	-0.309	0.021	0.071	0.102

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查歷年原始資料及本研究整理。

說明：1. 分離個別特性報酬率變化對工資分配型態的影響，推估程序如(8)式。

2. 個別變數效果： $F(\text{當期 } B) - F(\text{當期 } B \mid \text{基期 } B_k)$ 。

男性（相對於女性）工資溢酬的下降，使得平均薪資下降 30.9%。⁹ 男性工資溢酬的縮減造成勞動所得分配左移，幅度大小和所得高低呈反向相關；人力資本愈低的所得分量左移幅度愈大。男性溢酬下降在勞動所得分配左尾造成 30% 以上的工資減少，在中位數的效果是 -24.8%，在右尾的效果大概是 -15.9% 至 -12.7%。換一個角度來看，經濟發展帶來女性勞動參與率上升，勞動所得的性別報酬率差異隨之愈趨平等，可能使得整個勞動所得分配往左移動。婚姻溢酬的改變使得平均勞動所得增加 2.1%，但是對中位數勞動所得

⁹ 工資函數中的性別參數，某種程度上可以視為性別歧視的衡量；這是在控制其他變數之下，因為性別造成的報酬率差異。和 Blinder-Oaxaca 分解方法的歧視估計相比，這是相對簡略的概念。

沒有任何效果，在中位數上方和左尾端大概提升所得 6% 到 7.5%。公部門溢酬平均提高勞動所得 7.1%，在整個分配區間的提高幅度介於 1% 到 4% 之間。至於產業別的相對報酬改變，有助於整體所得水準提升；平均勞動所得在這段期間提高了 10.2%，正向效果主要集中在中低所得水準，大概提升 19.4% 至 26.2%，在勞動所得分配右尾的效果只有 2.1% 至 11.4%。

對照表 2 的內容，1990 年至 1991 年和 2000 年至 2001 年間性別溢酬是減少的，但婚姻溢酬和公部門溢酬在平均趨勢和整個條件分配區間都擴大，所以性別溢酬使得勞動所得下降，但是婚姻溢酬和公部門溢酬都造成勞動所得上升。農業、製造業和服務業相對於參考組產業，業別的相對報酬率都有改善使得差距變小，所得整體都有提升，效果偏重於中低所得水準的族群。

接著觀察後 15 年期間的勞動所得分配分解。表 6 顯示，2013 年至 2014 年的勞動所得分配相較於 2000 年至 2001 年整個往左移動，左尾移動最多，右尾移動最少；每個分量位置的差異都是負的。由於當期減基期的變動為負（亦即比較的分母為負），所以變動比例的解釋方向必須加一個負號，和表 3 的情況相反；以下皆同。表中指出，勞動所得下降幅度的多寡和勞動所得的高低呈反向相關，亦即高所得分量者勞動所得下降較少，基層受雇人員勞動所得下降最多。在此情況下，全體變數分配的改變帶來勞動所得上升，解釋對數實質平均勞動所得變動的 31.5%。從整個分配區間來看，特性分配變化帶來的勞動所得上升幅度和分配位置呈正向相關，愈高所得分量的提升幅度也愈大；左尾端的效果是負的，下降 35.5%，中位數所得上升 63.6%，第 3 個四分位的效果達到 70.6%，右尾端甚至超過 200%。另一方面，歸因給報酬率變化的負向效果大於變數分配效果，整個勞動所得分配區間除了左尾端下降最多之外，大部分區間的負向效果（絕對值）和勞動所得高低呈正向相關，亦即所得愈高的分量位置下降愈多。平均的報酬率變化解釋了勞動所得下降的 132.4%，整個分配區間的解釋比例也都在 130% 或以上；右尾的負向效果解釋比例更高達 400%。

表 6 對數實質勞動所得跨年度擬真分析（2000 年至 2001 年比較 2013 年至 2014 年）

	基期		當期		當期 X； 基期 B		當期		當期-基期		當期-基期		殘差 b-a-(c4-cl)
	邊際分配	邊際分配	重建	擬真	擬真	c3	c4	變動	歸因給變數分配	歸因給報酬率	c3-cl	b-a-(c4-cl)	
	a	b	cl	c2	c2	c3	c4	b-a	c4-c3	c3-cl	b-a-(c4-cl)		
q05	12.033	11.744	12.308	12.394	11.924	11.821	11.821	-0.288	-0.102	-0.384	0.198		
									0.355	1.332	-0.687		
q10	12.340	12.242	12.517	12.606	12.337	12.345	12.345	-0.099	0.009	-0.180	0.073		
									-0.088	1.825	-0.737		
q25	12.672	12.564	12.792	12.895	12.608	12.654	12.654	-0.108	0.046	-0.185	0.031		
									-0.428	1.713	-0.285		
q50	13.026	12.881	13.039	13.144	12.814	12.905	12.905	-0.145	0.092	-0.226	-0.011		
									-0.636	1.561	0.075		
q75	13.418	13.242	13.266	13.392	13.018	13.142	13.142	-0.176	0.125	-0.248	-0.053		
									-0.706	1.408	0.298		
q90	13.760	13.661	13.476	13.638	13.221	13.384	13.384	-0.099	0.163	-0.256	-0.006		
									-1.645	2.585	0.060		
q95	13.944	13.880	13.617	13.785	13.359	13.537	13.537	-0.064	0.177	-0.257	0.016		
									-2.787	4.043	-0.257		
平均數	13.013	12.854	13.014	13.118	12.803	12.854	12.854	-0.159	0.050	-0.211	0.001		
									-0.315	1.324	-0.009		

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查歷年原始資料及本研究整理。

說明：基期為2000年至2001年；當期為2013年至2014年。

綜合來看，2000 年至 2001 年和 2013 年至 2014 年的受雇人員特性分配改變，帶來勞動所得分配右移；報酬率變化的負向效果更大，超過特性分配的正向效果，導致整個分配都左移。換言之，後 15 年整體受雇人員的特性改善，理應全面提升勞動所得水準，但是經濟環境的變化帶來特性報酬率改變，使得勞動所得全面下降。從整個勞動所得分配觀察，除了左尾端的行為不同之外，因為特性分配（報酬率）帶來的正向（負向絕對值）效果，和勞動所得的分配位置呈正向相關，愈高的勞動所得右（左）移愈多。模型無法解釋的殘差顯示，平均趨勢下的殘差接近 0，但是在分配左尾的殘差比較大，接近所得差異的 70% 左右，其餘分量位置大致在 6% 至 30% 之間。

表 7 是個別變數分配效果的分解。在平均趨勢上教育程度分配變化效果是正的，解釋了 60.9% 的平均勞動所得變化；在整個分配區間各分量位置上的效果都是正的，除了左尾端的效果較大之外，其餘分量位置的正向效果大致相近，解釋比例在 31.8% 至 106.1% 之間。潛在工作經驗的分配變化平均而言對勞動所得有不利影響，解釋了 9.5% 的平均勞動所得下降。從整個分配來看，潛在工作經驗的變化對勞動所得分配左尾負向影響較大，解釋了 20.5% 至 25% 的所得差異，在中位數效果為正但不明顯，對第三個四分位數及以上是有利的，解釋比例接近 20% 左右。男性受雇人員比例變化造成平均勞動所得下降，但是效果非常有限；整個勞動所得分配區間正反效果都有但幅度不大，唯獨在右尾端有比較明顯的負向效果，解釋了 10.9% 的所得下降。

已婚及公務員減少導致的分配變化，同時使得大多數分量位置的勞動所得下降，分別解釋了 8.7% 和 49.8% 的平均勞動所得變化。這兩個因素在整個分配區間引起所得變動的方向大致相同。已婚比例下降對勞動所得左尾端有利，解釋了 9.5% 的所得變化；對其餘分量位置的所得都帶來不利的影響，負向效果絕對值和勞動所得高低呈正向相關，解釋比例從左尾的 3% 到右尾端的 45.4%。公務員比例下降對整個所得分配區間造成的負向效果相近，解釋勞動所得差異

的比例介於 14.8% 到 66% 之間。產業別的分配比例變化雖然有利於勞動所得水準提高，但在多數分量位置的效果相對有限，解釋了平均勞動所得變化的 3.4%，以及所得分配右尾的 11.3%。

表 7 對數實質勞動所得跨年度擬真分析個別變數效果
(2000 年至 2001 年比較 2013 年至 2014 年)

	教育年數	工作經驗	男性	已婚	公部門	產業別
q05	0.121	-0.059	0.002	0.027	-0.043	0.003
	-0.419	0.205	-0.008	-0.095	0.148	-0.010
q10	0.065	-0.025	-0.003	-0.003	-0.044	0.000
	-0.657	0.250	0.029	0.033	0.444	0.000
q25	0.052	-0.005	0.000	-0.005	-0.031	0.005
	-0.479	0.047	0.000	0.049	0.291	-0.045
q50	0.059	0.003	-0.003	-0.009	-0.040	0.000
	-0.407	-0.020	0.019	0.062	0.277	0.000
q75	0.056	0.004	-0.005	-0.015	-0.041	0.002
	-0.318	-0.025	0.030	0.086	0.230	-0.012
q90	0.064	0.019	0.000	-0.021	-0.040	0.011
	-0.649	-0.193	0.000	0.217	0.408	-0.113
q95	0.068	0.014	-0.007	-0.029	-0.042	0.003
	-1.061	-0.224	0.109	0.454	0.660	-0.054
平均數	0.097	-0.015	-0.003	-0.014	-0.079	0.005
	-0.609	0.095	0.017	0.087	0.498	-0.034

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查歷年原始資料及本研究整理。

說明：個別變數效果： $F(\text{當期 } X) - F(\text{當期 } X | \text{基期 } X_k)$ 。

表 8 是報酬率變動的分解。從平均趨勢來看，每一個特性的報酬率變化都使平均勞動所得下降，只有公部門溢酬帶來平均勞動所得上升。負向效果最大的是教育報酬率，解釋了平均勞動所得變動的 96.7%，其次是潛在工作經驗，解釋比例是 63.7%；性別溢酬和產業別報酬率的解釋比例大致在 35% 左右。婚姻溢酬效果最小，解釋比例為 11.3%。公務員溢酬在後 15 年期間大幅上升，因此有利於整體所得提高，解釋比例為 13.8%。若從整個分配區間觀察，教育報酬

率對第一個四分位數及左尾的基層勞工帶來很大的負向影響，解釋比例高達 266.7% 以上。然而，對於所得中位數及以上分量，教育報酬率卻帶來正向效果，影響幅度隨著勞動所得上升而增加，解釋比例介於 30.3% 至 310.4% 之間。顯然，後 15 年期間，教育報酬率改變對勞動所得結構造成大幅影響；低所得族群受害，中高所得族群受益，勞動所得不均更形惡化。

表 8 對數實質勞動所得跨年度擬真分析個別參數效果
(2000 年至 2001 年比較 2013 年至 2014 年)

	教育年數	工作經驗	男 性	已 婚	公部門	產業別
q 05	-1.087	-0.367	-0.242	-0.180	0.015	-0.283
	3.768	1.273	0.840	0.626	-0.053	0.982
q 10	-0.513	-0.107	-0.118	-0.055	0.000	-0.091
	5.198	1.086	1.190	0.555	0.000	0.919
q 25	-0.288	-0.082	-0.051	-0.011	0.002	-0.046
	2.667	0.756	0.476	0.100	-0.016	0.425
q 50	0.131	-0.136	-0.189	-0.134	-0.123	-0.091
	-0.906	0.943	1.305	0.927	0.850	0.628
q 75	0.053	-0.013	-0.013	0.007	0.000	-0.012
	-0.303	0.076	0.076	-0.040	-0.003	0.069
q 90	0.155	-0.007	-0.008	0.021	0.001	-0.002
	-1.564	0.075	0.078	-0.217	-0.012	0.024
q 95	0.198	0.000	-0.007	0.024	0.003	-0.011
	-3.104	-0.006	0.104	-0.385	-0.054	0.179
平均數	-0.154	-0.101	-0.051	-0.018	0.022	-0.056
	0.967	0.637	0.320	0.113	-0.138	0.352

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查歷年原始資料及本研究整理。

說明：個別參數效果： $F(\text{當期 } B) - F(\text{當期 } B | \text{基期 } B_k)$ 。

工作經驗報酬率同樣對整個所得分配區間帶來不對稱的影響。勞動所得左尾受到經驗報酬率很大的負向影響，解釋所得變化比例介於 75.6% 至 127.3% 之間；第三個四分位數以上經驗報酬率的影響幅度就很小，最多不超過 7.6%。男性工資溢酬的效果都是負的，影

響幅度的絕對值和勞動所得高低大致呈負向相關；勞動所得分配左尾和所得中位數的影響效果最大，解釋所得差異的比例介於 84% 至 130.5% 之間。此結果隱含晚近女性受雇人員增加導致男女勞動所得的性別差異，對中、低所得族群的勞動所得水準帶來不利的影響。婚姻溢酬在勞動所得分配中位數以下是負效果，解釋比例介於 10% 到 92.7% 之間；第三個四分位數以上轉為正效果。顯然，後 15 年期間已婚相對於未婚的勞動所得差異，導致中、低所得族群的勞動所得水準更為低落，高所得族群的勞動所得上升更多，帶來勞動所得不均度惡化。公部門溢酬在整個分配區間都是正效果但影響幅度很有限，解釋比例都在 5.5% 以下；唯獨中位數附近是負效果，解釋比例高達 85%。產業別的報酬率改變，一致對勞動所得分配帶來不利影響，負效果（絕對值）和勞動所得的分配位置呈負向相關，勞動所得愈低者下降幅度愈大，解釋所得差異的比例介於 2.4% 至 98.2% 之間。

綜合上述橫跨 25 年期間兩個階段的勞動所得差異擬真分解，可以歸納幾點重要的發現。第一、教育普及與教育程度提升有助於各階層勞動所得增加，受益較多的大概是中、低所得水準的勞工，這是兩個階段一致的發現；前 10 年的提高幅度比後 15 年大。第二、依據經濟發展理論中的國際化 (globalization) 假說，國際貿易基於比較利益，貿易帶來高技術產品出口與低技術產品進口，將導致高技術勞工薪資提高，低技術勞工薪資下降。與此類似的，技術偏向的技術進步 (skill-biased technology change) 假說認為，經濟發展過程偏好高技術人力資本，高技術勞工需求提高伴隨工資增加，低技術勞工需求和工資同時下降。兩個假說都預測經濟環境的改變將使得低技術勞工受害，高技術勞工得利；高低技術勞動所得差異因此擴大。從教育報酬率在勞動所得分配的分解來看，報酬率對各分量位置的效果都和勞動所得高低呈正向相關，勞動所得愈高者得益愈大，加上後 15 年左右兩尾影響效果差異幅度更大於前 10 年，和上述假說完全一致。最重要的是，教育報酬率的變化對勞動所得分配

的影響效果最大，超越其他各特性分配及特性報酬率的影響幅度。

第三、工作經驗的分配和報酬率變化，在不同年度與不同分量位置的效果不完全一致，但影響幅度有限。第四、經濟發展帶動以下幾個趨勢。女性勞動參與率上升，男性受雇人員比例下降，男性工資溢酬縮減，這些因素同時導致勞動所得分配左移。受雇人員已婚比例減少對勞動所得帶來負向影響，連帶使得婚姻溢酬的增加，又對勞動所得有正向影響，兩者互有抵銷。公部門持續縮減公務員比例大幅下降，整體勞動所得分配明顯左移，與此同時公部門溢酬也明顯增加，正負相加之後淨效果相對有限。產業別的受雇人員組成改變，在兩個階段都帶來正向效果；產業間的報酬率變化，在前10年是正效果，在後15年是負效果，影響幅度（絕對值）同時都和勞動所得高低呈負向相關，反映金融海嘯之後的產業結構轉變，對低所得族群更為不利。第五、工資函數中幾個特性分配和報酬率變化的影響效果，在平均趨勢和條件分量估計下的方向或幅度顯然有異，凸顯以均數迴歸解釋分配變化的可能侷限。

5. 結論

本研究有別於國內既有文獻所採的資料與方法，應用家庭收支調查受雇人員年度勞動所得總數，從分配型態觀點分析過去25年期間受雇人員勞動所得的變化，並透過擬真分析的方式，將勞動所得分配型態的改變逐一歸因於人力資本的變數分配和報酬率變化。從1990年至1991年、2000年至2001年和2013年至2014年的相互比較，可以發現特性分配變化和特性報酬率變化，對勞動所得分配產生不同的影響。解釋晚近25年期間勞動所得分配變化最主要的因素是教育；潛在工作經驗、性別、婚姻狀態、公部門和產業別消長，同樣解釋了部份勞動所得分配的異動。潛在工作經驗的分配變化有限，工作經驗報酬率帶來的效果則正負不一。男女性勞動參與率和勞動所得的性別報酬率，都隨經濟發展而愈趨平均，同時使得勞動

所得分配往左移動，對於低所得族群的影響也較大。已婚和公務員比例下降導致勞動所得水準整體下降，但是婚姻溢酬和公部門溢酬在多數分量位置提高了勞動所得水準，相互加總後的淨效果不大。產業結構演進帶來的各業別受雇比例與報酬率變化，對低所得族群的衝擊較大，尤其是近 15 年來有更多負面影響。

綜觀過去 25 年期間的勞動所得分配變化，前 10 年的勞動所得提高，受惠於特性和報酬率同時帶來正向效果。後 15 年的特性分配改變大多是正向效果，但是報酬率變化的負向效果更大；勞動所得下降的幅度和分配位置多呈負向相關，愈低的勞動所得左移愈多。顯然，經濟發展帶來的經濟環境改變對基層受雇人員相對不利，政府應該密切關注這些相對弱勢的基層族群，並設法透過政策協助他們獲取更高的勞動報酬。可行的政策建議是透過合理的教育補貼以及在職訓練，提升低所得族群的教育報酬率和經驗報酬率。另一方面，提倡職場的男女平等、公私部門薪資差距的合理化，以及避免各種同工不同酬的歧視（例如對婚姻狀態），也有助於勞動所得不均度的改善。經濟成長帶動的產業方向大致是農業部門縮減，服務業部門擴張，這個趨勢在前 10 年帶來勞動所得分配的改善，但是後 15 年卻造成勞動所得分配的惡化，低所得族群受到的影響也更大。如何在產業發展過程避免由低所得族群受到不利影響，是產業策略制訂過程必須兼顧的課題。

參考文獻

- 朱雲鵬 Chu, Yun-Peng (1991), 「家戶大小與所得分配：1980 與 1989 年台灣實證研究」 “Household Size and Income Distribution: Empirical Study on Taiwan, 1980 and 1989”, 中國經濟學會年會論文集 *The Chinese Economic Association Annual Conference Proceedings*, 287-308。 (in Chinese)
- 江豐富 Jiang, Feng-Fuh (2008), 「從勞動所得估計臺灣的人力資本生產與投資」 “The Estimation of Human Capital Production and Investment from Earnings”, 臺灣經濟預測與政策 *Taiwan Economics Forecast and Policy*, 38:2, 111-140。 (in Chinese)
- 李浩仲、翁培真 Li, Hao-Chung and Pei-Chen Weng (2015), 「台灣出口產品品質的演進」 “The Evolution of Taiwanese Export Quality”, 經濟論文叢刊 *Taiwan Economic Review*, 43:1, 1-51。 (in Chinese with English abstract)
- 吳慧瑛 Wu, Huoying (1998), 「家戶人口規模與所得分配，1976-1995」 “Household Size and Income Inequality in Taiwan, 1976-1995”, 經濟論文 *Academia Economic Papers*, 26:1, 19-50。 (in Chinese with English abstract)
- 林金源 Lin, Ching-Yuan (1995), 「家庭結構變化對台灣所得分配的影響」 “The Impacts of Household Composition Changes on Income Distribution in Taiwan”, 台灣經濟學會年會論文集 *Taiwan Economic Association Annual Conference Proceedings*, 161-178, 臺北：台灣經濟學會 Taipei: Taiwan Economic Association。 (in Chinese with English abstract)
- 陳建良 Chen, Chien-Liang (2010), 「台灣教育擴張與工資分配的跨時變化趨勢」 “Intertemporal Changes and Trends in Educational Expansion and Wage Distribution in Taiwan”, 台灣經濟學會 2010

- 年年會 2010 Taiwan Economic Association Annual Conference，臺北 Taipei。(in Chinese with English abstract)
- 陳建良 Chen, Chien-Liang (2011)，「台灣工資不均度變化與產業轉型」“Wage Inequality Variations and Industrial Transformation in Taiwan”，台灣經濟學會 2011 年年會 2011 Taiwan Economic Association Annual Conference，臺北 Taipei。(in Chinese with English abstract)
- 陳建良 Chen, Chien-Liang (2014)，「臺灣家戶所得不均長期變化趨勢之分解」“Decomposition of the Changing Income Inequality of Taiwan’s Households”，臺灣經濟預測與政策 *Taiwan Economics Forecast and Policy*，44:2，1-44。(in Chinese with English abstract)
- 陳建良、管中閔 Chen, Chien-Liang and Chung-Ming Kuan (2006)，「台灣工資函數與工資性別歧視的分量迴歸分析」“Taiwan’s Wage Equation and Gender Wage Discrimination: Evidence from Quantile Regression Analysis”，經濟論文 *Academia Economic Papers*，34:4，435-468。(in Chinese with English abstract)
- 曹添旺 Tsaur, Tien-Wang (1996)，「臺灣家庭所得不均度的分解與變化試析，1980~1993」“An Analysis of the Variation of Family Income Inequality in Taiwan, 1980-1993”，人文及社會科學集刊 *Journal of Social Sciences and Philosophy*，8:2，181-219。(in Chinese with English abstract)
- 曹添旺、張植榕 Tsaur, Tien-Wang and Jyr-Rong Chang (2000)，「台灣家庭高低所得階層屬性分布與所得分配」“The Allocation of Family Characteristics and the Distribution of Family Income: The Case of Taiwan”，國家科學委員會研究彙刊：人文及社會科學 *Proceedings of the National Science Council, Republic of China, Part C: Humanities and Social Sciences*，10:3，344-361。(in Chinese with English abstract)
- 劉克智 Liu, Paul K. C. (1975)，臺灣人口成長與經濟發展 *Population*

Growth and Economic Development in Taiwan, 臺北：聯經出版公司
Taipei: Linking Publishing. (in Chinese)

鄭保志 Cheng, P. C. Roger (2004), 「教育擴張與工資不均度：台灣男性全職受雇者年群分析」“Educational Expansion and Wage Inequality: A Cohort Analysis of Full-Time Male Employees in Taiwan”, 經濟論文叢刊 *Taiwan Economic Review*, 32:2, 233-265. (in Chinese with English abstract)

劉鶯釧 Liu, Ying-Chua (1982), 「臺灣的家庭生命循環與所得分配」“Taiwan Households’ Life Cycle and Income Distribution”, 社會科學論叢 *Journal of Social Science*, 30, 205-249. (in Chinese)

劉鶯釧 Liu, Ying-Chua (1992), 「家庭所得分配的勞動經濟分析—台灣雙薪家庭實證」“A Labour Economic Analysis on Family Income Distribution: Empirical Evidence form Taiwan’s Dual-Earner Family”, 勞動市場與勞資關係 *Labor Markets and Labor Relations*, 施俊吉主編 ed., Jun-ji Shih, 163-188, 臺北：中央研究院中山人文社會科學研究所 Taipei: Sun Yat-Sen Institute for Social Sciences and Philosophy, Academia Sinica. (in Chinese)

劉鶯釧、張清溪 Liu, Ying-Chua and Ching-His Chang (1995), 「妻子勞動報酬對家庭所得分配之影響—臺灣個案研究」“The Impacts of Wive’s Labor Income on Family Income Distribution—The Case of Taiwan”, 臺灣所得分配論文集 *Symposium on Taiwan’s Income Distribution*, 麥朝成、黃鴻主編 ed., Chao-Cheng Mai and Hong Hwang, 293-316, 臺北：聯經出版社 Taipei: Linking Publishing. (in Chinese)

Becker, G. S. (1993), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 3rd ed., Chicago: The University of Chicago Press.

Blinder, A. S. (1973), “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates,” *The Journal of Human Resources*, 8:4, 436-455.

- Bourguignon, F., M. Fournier and M. Gurgand (2001), "Fast Development with a Stable Income Distribution: Taiwan, 1979-94," *The Review of Income and Wealth*, 47:2, 139-163.
- Chu, C. Y. C. and L. Jiang (1997), "Demographic Transition, Family Structure, and Income Inequality," *The Review of Economics and Statistics*, 79:4, 665-669.
- Chuang, Y. C. and W. W. Lai (2017), "Returns to Human Capital and Wage Inequality: The Case of Taiwan," *Journal of Economic Development*, 42:3, 61-88.
- Deaton, A. S. and C. H. Paxson (1994), "Saving, Growth, and Aging in Taiwan," in *Studies in the Economics of Aging*, ed., D. A. Wise, 331-361, Chicago: The University of Chicago Press.
- Fei, J. C. H., G. Ranis and S. W. Y. Kuo (1979), *Growth with Equity: The Taiwan Case*, Oxford University Press.
- Fields G. S. and J. B. Leary (1999), "Economic and Demographic Aspects of Taiwan's Rising Family Income Inequality," in *The Political Economy of Taiwan's Development into the 21st Century: Essays in Memory of John C. H. Fei*, ed., G. Ranis, S. C. Hu and Y. P. Chu, 209-225, Northampton: Edward Elgar Publishing.
- Fitzenberger, B. and C. Kurz (1997), "New Insights on Earnings Trends across Skill Groups and Industries in West Germany," Center for International Labor Economics, Universität Konstanz Discussion Paper No. 38.
- García, J., P. J. Hernández and A. López-Nicolás (2001), "How Wide Is the Gap? An Investigation of Gender Wage Differences Using Quantile Regression," *Empirical Economics*, 26:1, 149-167.
- Juhn, C., K. M. Murphy and B. Pierce (1993), "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill," *Journal of Political Economy*, 101:3, 410-442.

- Kuznets, S. (1980), "Notes on Income Distribution in Taiwan," in *Quantitative Economics and Development: Essays in Memory of Ta-Chung Liu*, ed., L. R. Klein, M. Nerlove and S. C. Tsiang, 255-280, Cambridge: Academic Press.
- Lin, C. Y. (1994) "Changing Role of the Household as an Income Equalizer: An Empirical Study of Kuznets Hypothesis on the Case of Taiwan," Ph.D. Dissertation, University of Southern California.
- Machado, J. A. F. and J. Mata (2005), "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression," *Journal of Applied Econometrics*, 20:4, 445-465.
- Oaxaca, R. (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review*, 14:3, 693-709.
- OECD (2012), *Economic Policy Reforms 2012: Going for Growth*, Paris: OECD Publishing, <http://dx.doi.org/10.1787/growth-2012-en>.

Decomposition of the Determinants of Labor Income Inequality in Taiwan

Chien-Liang Chen, Tien-Wang Tsaur and Yo-Long Lin^{*}

Abstract

Using twenty-five years of data from 1990 to 2014 on individual annual labor income, this study analyzes the determinants of Taiwan's labor income inequality based on a quantile regression technique with the bootstrap method. We utilize new econometric methods and data sources to examine whether changes in labor income inequality are attributable to workers' education years, working experience, gender, marital status, public or private sector employment, and industry sectors. The results suggest that more schooling years and larger marginal rates of return to education lead to increases in an individual's labor income, especially for low- and middle-income workers. Changes in returns to different industry sectors show that industrial structure adjustments arising from the 2008-2009 global financial tsunami may have an adverse effect on low-income labors. Other factors that affect wage inequality are secondary. The results therefore imply that governments can reduce labor income inequality through education subsidies and on-the-job trainings for the disadvantaged workers.

Keywords: Labor Income, Inequality, Quantile Regression, Counterfactual Decomposition

JEL Classification: C31, D31, D63

* Corresponding author: Chien-Liang Chen, Professor of Department of Economics, National Chi Nan University, No. 1, University Rd., Puli Township, Nantou County 54561, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-49-2910960 ext. 4511, E-mail: clchen@ncnu.edu.tw. Tien-Wang Tsaur, Professor of Department of Economics, Soochow University and Adjunct Research Fellow of Research Center for Humanities and Social Sciences, Academia Sinica, No. 128, Sec. 2, Academia Rd., Nankang Dist., Taipei City 11529, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-2-27821693, E-mail: tsaur@gate.sinica.edu.tw. Yo-Long Lin, Associate Professor of Department of Economics, National Chi Nan University, No. 1, University Rd., Puli Township, Nantou County 54561, Taiwan, R.O.C., Tel: 886-49-2910960 ext. 4511, E-mail: yolong@ncnu.edu.tw.

Received March 8, 2016; revised July 12, 2016; accepted June 4, 2018.