

中國大陸城鎮男性薪資所得 在 1993 年與 2006 年的跨期變化*

唐正道

台灣金融研訓院金融研究所助理研究員

徐士勛

國立政治大學經濟學系副教授

不同於目前研究中國大陸薪資所得相關文獻的範疇與設定，本文以 1993 年與 2006 年兩個年度「城市住戶調查」中男性勞動者的薪資及相關特徵變數進行分析。我們採用傳統的 Mincer 方程式以及 Oaxaca—Blinder 分解進行分析，結果顯示相較於 1993 年積極改革開放之初，2006 年時中國大陸的勞動市場已因為一連串主動與被動改革開放政策而更具彈性，其勞動者薪資報酬率與工作經驗及教育有更為正向的連結。此外，藉由 Oaxaca—Blinder 分解中的「特徵效果」與「係數效果」可發現，股權結構的變化都解釋了極大比例的變動。藉由擬真所得分配的建構，我們更清楚 1993 年與 2006 年整個薪資所得分配的差異主要來自於這兩年度報酬率係數的大幅變動，而勞動者特徵分配的改變僅能解釋約莫 10% 的所得分配差異。綜合這些結果，我們認為中國大陸從 1993 年以來政策與環境的變遷，除了改變勞動者的因素特徵分配外，報酬率能適度反映不同勞動者特徵間的差異才是對勞動市場薪資結構最主要的影響。

關鍵字：中國大陸、薪資函數、分量迴歸、Oaxaca—Blinder 分解、
擬真分配

* 作者感謝兩位匿名評審以及 Chun Yee Wong (Centre for Health Economics Research & Evaluation, University of Technology, Sydney) 提供的寶貴意見；作者並感謝國立政治大學邁向頂尖大學計畫的部分經費支持，使本研究得以順利進行。本文的內容與觀點純屬作者個人研究的結果，不代表其服務機關之意見。

收稿日期：102 年 4 月 12 日；接受刊登日期：103 年 3 月 18 日

壹、前言

近十年來，隨著中國大陸經濟的快速發展以及兩岸交流日益密切，台灣勞動者赴中國大陸工作的情形已越趨普遍。此種兩岸勞動市場間的人員（單向）流動，除了反應在赴陸工作人數的逐年增加外，其形態也從早期隨台資企業赴大陸投資而調派過去的台商幹部，逐漸轉變為直接被陸資企業所應聘的工作者。¹ 此外，在這轉變的過程中，中國大陸的相關法規也對應地逐一放寬台灣人在大陸就業的限制（林祖嘉，2005）藉以吸引優秀人才赴陸工作。此一勞動人口的流動與轉變趨勢對台灣的勞動市場帶來了一定程度的衝擊與挑戰，也值得當前政府以及學術界重視。由於從上世紀的 90 年代至本世紀初，中國大陸勞動市場中的薪資結構隨著改革開放以及市場經濟體制的引入已然呈現大幅的變化，這樣的結構性變化與進程無疑影響了現今的態勢發展。因此，在進一步研討如何面對因應此一勞動人口的流動趨勢之前，此研究將利用可取得的跨期資料對近二十年來中國大陸勞動市場的薪資結構變化與進程作一嚴謹地統計分析與比較。

中國大陸在 1992 年鄧小平南巡並發表重要談話，確認社會主義式的市場經濟路線後，大陸的經濟體制因此產生了關鍵性的質變而開始快速地發展。1990 與 2000 年代動輒兩位數以上的經濟成長實力，更讓中國大陸在世界的經濟體系中扮演舉足輕重的角色。然而，這過程中一連串主動或被動的城市經濟改革、國有企業的改革、貿易逐步自由化、教育普及與高等教育擴張等政策，不論在供給、需求面甚至薪資結構上都嚴重衝擊原本「計劃經濟」體制下僵化的勞動市場。類似於文獻上探討蘇聯及東歐等社會主義國家轉型至市場經濟時對勞動市場的影響（如 Orazem and Vodopivec, 1997; Brainerd, 1998; Adamchik and Bedi, 2000; Munich et al., 2005 等），以及各國勞動市場如何因應

1 依據辛炳隆等（2011）的研究報告估計，在 2010 年，台灣赴中國大陸工作的人數介於 50 萬至 100 萬人，同時該研究報告也引述訪談民間人力銀行所得資料指出，2010 年台灣職場的新鮮人，有 73% 的比例可接受前往大陸就職；此外，藉由到中國大陸求學進而留在當地工作的人數也越來越多。

更自由開放且整合的全球化經濟態勢的相關研究（如 Feenstra and Hanson, 1997; Arbache et al., 2004; Zhu and Trefler, 2005; Hausman et al., 2007 等），² 中國大陸勞動者薪資分配因應轉型經濟與貿易自由化的相關議題，如不均度、薪資結構與分配變化及可能影響因素探討等，在這十多年來也已陸續受到學術界的高度重視，文獻可參考如 Meng（2000）、Park et al.（2003）、Dong（2005）、Li et al.（2007）、Knight and Song（2003; 2008）、Bargain et al.（2009）、Appleton et al.（2010）、Cai et al.（2010）、Meng et al.（2013）、Han et al.（2012）與 Xing and Li（2012）等研究。

不同於以往大多數文獻的研究範疇與設定，本文以 1993 年與 2006 年兩個年度的「城市住戶調查」(urban household survey, UHS) 中十個省及直轄市的男性勞動者資料分析薪資變化。³ 關於僅以男性勞動者為分析對象，主要在於我們所採用的資料中，男性勞動人口皆佔 1993 和 2006 年全體勞動人數半數以上的比例（1993 年為 52.63% 而 2006 則為 57.24%），因此藉由其分析勞動市場的變動具有一定之代表性。再者，在傳統勞動薪資的各式相關實證研究中，勞動參與的選擇（尤其是女性）一直是被關注的議題。然而，在目前常見的大陸勞動者薪資研究中，此問題卻因為相關資料取得的限制而不易被觀察與處理。⁴ 因此為了減少納入女性勞動者資料所可能蘊含的「樣本選擇性」(sample selection) 問題而偏誤了整體估計結果，我們的研究將僅聚焦於男性勞動者的資料。此外，在年份的選擇上，1993 和 2006 兩個年份的挑選，讓我們可以分析比較 1992 年鄧小平南巡後（積極市場經濟改革的起始），至 2008 年發生全球金融危機前的勞動薪資所得的結構變化；在這段時期，中國

2 關於轉型經濟與全球性的貿易自由化與經濟整合對於勞動市場影響的相關文獻，作者感謝一位評審的提醒與建議引用。

3 在現有的相關研究中，也有一些文獻使用此資料庫進行研究，如 Park et al.（2003）與 Chi et al.（2011）分析收入的不均問題；Chi and Li（2008）以及 Ng（2007）分析性別因素對於個人收入的影響，而 Han et al.（2012）則比較開放區域與較不開放區域的所得差異。

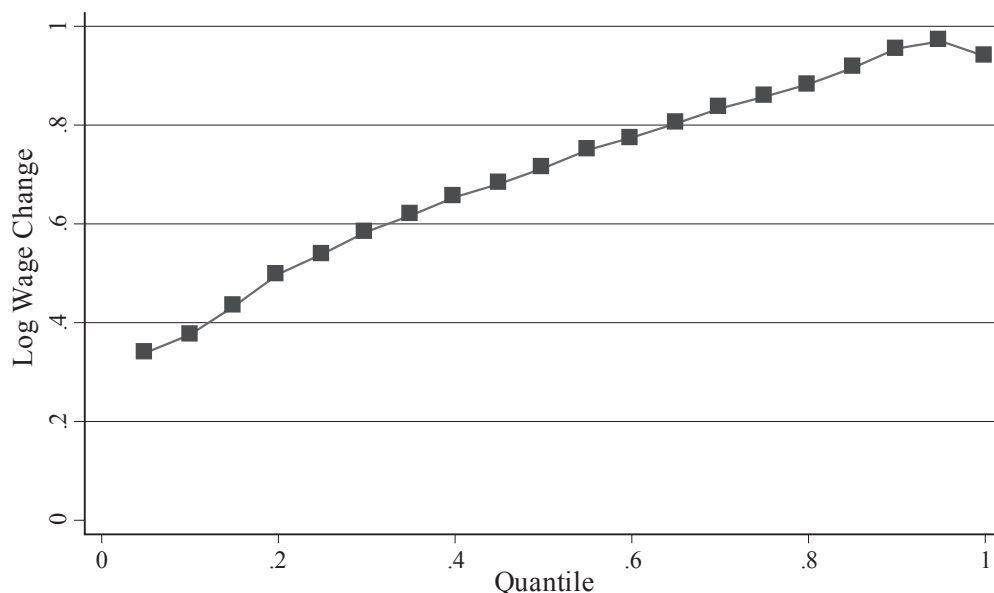
4 目前研究中國大陸勞動收入文獻中，未特別強調女性勞動參與選擇的其中一個可能原因，在於社會主義的意識型態對於兩性工作平權的強調，但 Appleton et al.（2002）在研究大陸 1990 年代的國有企業勞動力的問題時指出，女性勞動者在面臨國有企業組織改造（下崗）政策時，往往處於較不利的地位，他們也據此指出樣本選擇性的問題確實存在現有資料中。

大陸的經濟產能呈現大規模的擴張，⁵ 因此和此總體環境相對應的個體薪資所得變化，乃是國內研究者欲了解中國大陸經濟發展的一個重要切面。

除此之外，在 1990 年代初期以至 2000 年代中期的這段期間中，若觀察美國及多數歐盟國家的男性勞動者薪資跨年度差距在所得分配各分量 (quantile) 上的變化，文獻上研究顯示男性勞動者薪資變化多呈現出 U 型曲線，亦即高收入以及低收入男性勞動者的跨年薪資變化較中等收入者來得大而出現兩極化的現象。⁶ 相對地，依圖 1 所顯示，中國大陸男性勞動者在 1993 年與 2006 年各分量的薪資差距並無呈現兩極化的現象，反而隨薪資收入的分量增加而增加。此一現象亦反映出中國大陸勞動薪資所得變化與已開發經濟體之間的差異，這也是我們欲瞭解影響中國大陸勞動薪資變化的動機之一。

針對中國大陸勞動薪資所得，在標準的 Mincer 方程式 (Mincer, 1974)

圖 1：中國大陸男性勞動者對數薪資的變化 (1993-2006)



註：資料來源為中國大陸的「城市住戶調查」(UHS) (中華人民共和國國家統計局城市社會經濟調查司, 1993 ; 2006)，作者自行分析整理。

5 依據 OECD Factbook 2010 (Economic, Environmental and Social Statistics) 顯示，中國大陸從 1993 年至 2006 年，實質 GDP 的平均年成長率為 10.04% (OECD, 2010)。

6 參見 Autor and Dorn (2013)、Firpo et al. (2007) 與 Goos et al. (2009) 等研究。

所主要關心的教育程度與經驗的影響外，我們也納入了文獻上常用的勞動者特徵變數（如教育程度、經驗、年齡與性別等）以及工作特徵變數（如地區、所屬企業的股權結構與產業別等）於方程式中，⁷並分別利用最小平方法（ordinary least squares, OLS）與分量迴歸（quantile regression, QR）估計對應的參數。根據 OLS 的估計結果，我們進一步以文獻上常用的 OB 拆解（Oaxaca—Blinder decomposition）在均數上探討跨年度所得差異的來源：由(1)各特徵變數組成結構的差異造成，即「特徵效果」；抑或由(2)各特徵變數對應的報酬率效果變動所造成，即「係數效果」。同時我們也以 QR 的估計結果，進一步利用 Machado and Mata（2005）的方法重建對應分配與跨年度的擬真分配（counterfactual distribution），從分配的角度探討勞動者特徵變數以及其對應的報酬率係數變動對工資的影響。

本文其餘部份安排如下：我們在第貳節中，將簡單介紹中國近三十年來改革開放政策對勞動市場的衝擊、本文所使用的資料與其基本特性，以及 Mincer 方程式的建構與討論，並於第參節中詳細分析實證結果。最後，我們於第肆節中總結本文的研究並提出相關討論。至於附錄中我們則探討了教育的內生性問題與薪資所得分配的建構、估計與抽樣等計量分析方法。

貳、背景、資料分析與模型建構

一、改革開放對勞動市場的各式衝擊

中國大陸自 1978 年中共十一屆三中全會由鄧小平確定「走向海洋」的「梯

7 如同陳建良與管中閔（2006）一文中所提及，文獻上（如 Heckman and Hotz, 1986; 劉錦添與劉錦龍，1987; 陳建良，2007 等）常見的工資函數實證研究設定，包含了 Becker（1964）與 Mincer（1974）等所採用的人力資本模型強調的勞動者特徵變數（如教育程度、經驗、年齡與性別等），以及 Lucas（1977）與 Brown（1980）等特徵工資模型所探討的工作特徵變數（如工作場所與地區等）。因此，依我們所採用的資料庫中可取得的變數資料，我們於實證模型中也考慮了類似的勞動者特徵變數與所處城市區域等變數。除此之外，爲了能在資料變數的限制下盡可能地描繪工資函數，我們同時考慮了企業的股權結構以及產業別等特徵於工資函數中，藉以描繪不同企業及不同產業間的可能薪資差異。而這些變數在後續對應的 OLS 與分量迴歸的分析中，也多具有顯著估計值，因此我們認為這些變數的納入對於解釋薪資變動也具備統計上的意義。

度」不均衡發展策略後，中國的經濟體制便逐漸揚棄了毛澤東時期的「均衡發展」路線。1980年在東南沿海挑選了深圳、珠海、汕頭與廈門四個城市為經濟特區，作為吸引港澳台與外商資金投入大陸市場的初步嘗試與試驗。1992年鄧小平南巡後，便逐漸讓所謂的「社會主義市場經濟路線」取代過往的「計畫經濟」體制，也因此中國政府從1993年之後開始採取較為激烈的市場經濟改革與更為開放的政策。這些開放政策與獎勵措施除了吸引外資與合資企業的相繼成立並對大陸僵化的勞動市場（薪資）結構產生衝擊外，也讓原本封閉的大陸國內企業直接面臨國際上的競爭。據此，1997年第十五次全國代表大會中，中國政府確立了國有企業（或稱國有事業單位）「抓大放小」的改革策略，亦即挹注資源協助體質良好、有競爭力或具壟斷性的國有企業購併或轉型；而放任體質較差的中小型國有企業（通常屬於縣級單位以下的第一級產業）倒閉或售予民間企業。藉由這段時間一連串的開放與改革，市場上各類型事業單位的佔有比例也出現明顯改變；相較於國有企業或城鎮集體事業單位，其餘股權結構企業（如股份制和合資事業單位與城鎮個體或私營企業等）在市場上的比例大幅提高。

在國有企業改革的這段期間，大量的國有企業冗員被迫解雇而進入勞動市場。同時期，農村與城市間的人口政策也因大幅鬆綁而使得大量的農工得以進入城市尋求工作機會。⁸而1994年7月，新的勞動法通過，該法除了保障勞動者的權益外，也允許企業主解雇員工，給予企業主在勞動市場中更多的聘任解雇自由。⁹這些政策的鬆綁或制訂，都直接衝擊勞動市場的供給與需求，更讓勞動者於勞動市場中具流動性。另一方面，1986年通過的《義務

8 一般研究認為，大量農工進入城市工作會壓縮原有城市低階勞動者的工作機會，進而衝擊原本的薪資結構。但是，由於這些農工無法取得城市的「戶口」，其薪資所得並無法被政府的各式城市調查所記載，因此該影響目前尚無有效的衡量方法；相關討論可參考如 Cai et al. (2009)、Démurger et al. (2009)、Appleton et al. (2010) 與 Xing and Li (2012) 等研究。

9 1996年新的勞動合同制度開始廣泛建立，並適用於規範所有勞動者與企業主之間的權利義務關係。其中最重要的是此合同改革了社會主義中「幹好幹壞一個樣」的「鐵飯碗」制度，不論是勞動者自願離職或業主解雇，只要於前一個月通知即可。而2008年1月更公布實施了新的勞動合同法，將企業主與勞動者之間的權利義務更為明確的規定，以建立更和諧的勞資關係。

教育法》將義務教育由六年延展到九年，使得 90 年代後勞動市場上的新興勞動力教育程度整體提昇；而 1999 年開始實行《高等教育法》也使得高等教育大幅擴張，原本無法進入大學但資質稍好的高中畢業生遂得以進入大學就讀，進而也影響了高中與大學學歷勞動者在原有勞動市場中的分配與薪資結構。除此之外，2001 年中國大陸加入世界貿易組織（WTO）之後，貿易被迫逐步自由化，除了使中國大陸國內企業面臨更為劇烈的全球競爭外，各區域城市間的勞動市場薪資結構也因此受到另一波嚴重的衝擊。¹⁰

二、資料來源

我們採用的資料是 1993 以及 2006 兩個年度中國大陸的「城市住戶調查」（UHS），包括北京市、遼寧省、江蘇省、廣東省、湖北省、四川省、重慶市、安徽省、山西省及甘肅省等十個具代表性的省分或直轄市。¹¹ 此調查數據乃是由中國大陸國家統計局規劃進行，抽樣方法採取的是兩階段分層抽樣，第一階段依據城市（含縣城）人口選定欲抽樣的地級市，第二階段則在抽中的地級市內再依不同的居住地區隨機抽取家戶調查，調查的範圍與指標包括個人基本背景、就業狀況、收入、支出等資料，中國大陸統計年鑒所公布的總體（宏觀）資料便是以該調查為基礎所建置。¹²

三、變數定義與處理方式

依據中國大陸官方的記載名稱，（名目）薪資所得變數及主要控制變數的定義如表 1 所示。於本文的研究中，我們將使用經城市消費者物價指數進

10 關於中國大陸從 1990 年代至加入 WTO 之後，不同區域城市的薪資結構受到貿易自由化與全球化的影響分析可參見 Han et al.（2012）。

11 根據相關文獻的研究整理（如 Naughton, 2007; 林祖嘉, 2011；或唐正道等, 2013），中國大陸的經濟改革開放由 1980 年東南沿海的城市經濟特區開始，1990 年代末期開始計畫平衡各區域的發展，如 2000 年執行「西部大開發」政策，2003 年提出「振興東北」計畫與 2006 年的「中部崛起」計畫等。而我們所考慮的這十個省（市）也都先後出現在對應的發展規劃中。

12 詳細的抽樣設計與執行介紹，可參照中國大陸官方所出版的統計年鑒。關於該調查在數據採樣上的優點與限制，可參照 Gibson et al.（2003）的討論。

表 1：變數的定義與處理

變數名稱	變數定義
薪資所得 (Earning)	工資性收入，含各項補貼與獎金（單位：人民幣；以 1993 年為基期）
教育年數 (Education year)	勞動者接受教育年數
經驗年數 (EXP)	年齡－教育年數－6
教育程度	
初等教育 (Primary)	小學以下
中等教育 (Secondary)	初中、高中、中專
高等教育 (Tertiary)	大學專科、本科及以上
已婚 (Marital)	勞動者結婚=1，未婚=0
沿海城市 (Coastal)	沿海城市=1，內陸=0
發展區位	
東部地區 (East)	含北京市、江蘇省、廣東省、遼寧省
中部地區 (Central)	含山西省、安徽省、湖北省
西部地區 (West)	含四川省、重慶市、甘肅省
單位股權結構	
國有事業單位 (SOE)	含全部資產歸國家所有的非公司制經濟組織，以及採有限責任公司制的國有獨資公司
城鎮集體事業單位 (UCE)	也稱為「集體企業」，乃是依中國大陸《城鎮集體所有制企業條例》所成立之企業
股份制和合資事業單位 (FOE)	包含股份公司、外商投資公司、以及港澳台企業
城鎮個體或私營企業 (POE)	也稱為個體經營者，含個體雇主與自營者
產業別	
製造業 (Manufacture)	—
建築以及水電運輸事業 (Construction)	含建築業、電燃氣及水的生產和供應業、交通運輸業、信息傳輸業
批發零售業 (Wholesale)	含批發零售業、住宿餐飲業
金融及房地產中介事業 (Finance)	—
服務業 (Service)	含商務服務、科學研究與技術服務、環境和公共設施管理服務、教育服務等項目
政府部門 (Government)	—
其他 (Others)	農林魚牧等初級產業及採礦業

附註：東部、中部、西部三大經濟行政的發展區位劃分始於 1986 年中國大陸通過的「七五規劃」。

行平減後的實質薪資所得（基期為 1993 年）為分析對象。此外，教育程度乃是依據文獻上慣用的分類方式而將教育年數分為三種類別（Primary、Secondary、Tertiary）。¹³ 企業股權結構分類則是依據 UHS 資料中受調查者之受僱單位進行區分。而產業別分類則依據 Bargain et al.（2009）的作法，將中國大陸在不同年代間的產業類別統一分為製造業、建築以及水電運輸事業、批發零售業、金融及房地產中介事業、服務業、政府部門，以及其他等 7 大類。¹⁴

四、兩年度資料概況

表 2 為 1993 年以及 2006 年各變數的敘述統計量。由該表可知，2006 年男性勞動者的平均實質薪資所得約為 1993 年的三倍，並且在 2006 年中薪資的變異性，亦即分配離散程度，也遠較 1993 年來得大。在工作經驗部分，由於 2006 年男性勞動者的平均年齡普遍高於 1993 年，因此經驗年數在 2006 年的資料中也顯得較高。在教育程度部分，整體受教育年數在 2006 年要略高於 1993 年，然而兩個年度教育水準的變化主要出現在中、高等教育結構的調整；1993 年男性勞動者的教育程度集中於中等教育部分，比例超過七成，但到了 2006 年，中等教育的比例已大幅下降，但是高等教育的比例則大為提高（約為四成）。在已婚的男性勞動者比例部分，從 1993 年至 2006 年也略微提高。另外在勞動者就業單位的企業股權結構部分，國有事業單位勞動者的比例從 1993 年至 2006 已大幅下降，但這並不表示中國大陸的國營事業「數量」，在經濟自由化以及市場化的過程中（比如透過民營化方式）大幅下滑，而主要是因為對外資的開放以及私營企業（主要為中小企業）的興盛所致。在產業分類方面，2006 年男性勞動者在製造業工作的比例已遠不如 1993 年來得高，取而代之的是服務業的比例明顯上升（約 1.6 倍），另外建築以及水電運輸事業的男性勞動者比例也大幅上升（約兩倍），這顯現了一個經濟體在成長過程中逐漸由第二級產業過渡至第三級產業的現象。

13 亦即依照聯合國教科文組織所設定的分類，可參考如 Barro and Lee（2001）等文獻。

14 由於中國大陸的產業別分類依據經濟發展階段之不同也不斷在調整，在 UHS 問卷中，產業（行業）類別在 1993 年分為 13 類，2006 年則分為 19 類。

表 2：1993 年與 2006 年男性勞動者的薪資所得因素特徵基本統計量

變數	1993 年		2006 年	
	平均數	標準差	平均數	標準差
薪資所得(Earning)	3927.184	2675.529	12229.58	9556.241
經驗年數(EXP)	21.903	10.505	23.999	10.361
教育年數(Education year)	11.525	2.713	12.607	2.72
教育程度				
初等教育(Primary)	0.048	0.214	0.02	0.139
中等教育(Secondary)	0.717	0.451	0.578	0.494
高等教育(Tertiary)	0.235	0.424	0.402	0.49
已婚(Marital)	0.815	0.388	0.891	0.312
沿海城市(Coastal)	0.311	0.463	0.396	0.489
發展區位				
東部地區(East)	0.484	0.5	0.553	0.497
中部地區(Central)	0.283	0.45	0.295	0.456
西部地區(West)	0.233	0.423	0.152	0.36
單位股權結構				
國有事業單位(SOE)	0.839	0.367	0.656	0.475
城鎮集體事業單位(UCE)	0.138	0.345	0.049	0.215
股份制和合資事業單位(FOE)	0.01	0.099	0.17	0.375
城鎮個體或私營企業(POE)	0.012	0.111	0.126	0.331
產業別				
製造業(Manufacture)	0.423	0.494	0.257	0.437
建築以及水電運輸事業(Construction)	0.114	0.318	0.212	0.409
批發零售業(Wholesale)	0.107	0.309	0.089	0.285
金融及房地產中介事業(Finance)	0.053	0.224	0.046	0.209
服務業(Service)	0.133	0.34	0.216	0.411
政府部門(Government)	0.144	0.351	0.141	0.348
其他(Others)	0.025	0.158	0.039	0.194
樣本數	5805		7830	

附註：變數定義請參見表 1。

五、薪資模型的建構

根據文獻上的相關研究，我們在可取得的資料變數範疇下，考慮以下的 Mincer 方程式模型：

$$\ln Y = c + \alpha_1 \text{EXP} + \alpha_2 \text{EXP}^2 + \sum_{i=2}^3 \delta_i \text{EDU}_i + \sum_j \gamma_j Z_j + \varepsilon \quad (1)$$

$$: = \mathbf{X}'\boldsymbol{\beta} + \varepsilon,$$

其中， Y 為薪資所得， c 為常數項， EXP 為工作經驗年數， EDU_i 為對應教育程度類別的虛擬變數（dummy variable），基準組為初等教育程度， $i=2$ 代表中等教育程度而 $i=3$ 則為高等教育程度， Z_j 則為表示受雇者其餘特性的各式虛擬變數，其中包含了是否已婚（Marital）、是否處於沿海城市、發展區位（東部、中部與西部，西部為基準組）、所處企業單位的股權結構（SOE、UCE、FOE 與 POE，POE 為基準）與行業別（製造業、建築以及水電運輸事業、批發零售業、金融及房地產事業、服務業、政府部門與其他，政府部門為基準）。由於薪資所得已經取過對數，因此各解釋變數所對應的係數 α_1 、 α_2 、 δ_2 、 δ_3 與 γ_j 則為各變數對應的薪資所得報酬率。在後文的分析中，我們會將所有勞動者的因素特徵以向量 $\mathbf{X}$ ，而對應的報酬率係數則以 $\boldsymbol{\beta}$ 表示以簡化符號。

後續的相關實證分析都會在此線性模型(1)的設定下進行。然而，此處針對薪資函數設定的分析架構，仍存在一些隱含的假設或問題，值得進一步提出討論。首先，我們若將勞動者因素特徵與報酬率視為兩類（隨機）變數，則其將有各自對應的理論或行為方程式，且兩者之間也能具有交互影響關係（如技術變動將引起勞動者的能力改變，進而改變報酬率等）。然而，所付出的代價是，我們必須仰賴具有適當經濟理論且較為複雜的結構模型（structural model）。¹⁵ 相對地，我們採用文獻上所經常使用的 Mincer 方程式(1)，其雖可視為在不同研究者所信服的理論模型架構下所推衍出可供估計的迴歸模型，

15 結構模型也許能透過對勞動者選擇行為做較多事後（*ad hoc*）且更為深入的假設，因而能更為清晰地描繪特定因素造成工資結構變動的影響。但是由於每位研究者所設定的行為方程式或採用的理論架構可能不盡相同，因而所分析的結果也更容易受到這些假設的影響而不同。

但其本身並無法直接反應變數與變數之間在完整理論結構下的「交互影響」關係。一般而言，此可估計的工資方程式都以人力資本模型強調的勞動者特徵變數（如教育程度、經驗、年齡與性別等），以及特徵工資模型所探討的工作特徵變數（如工作場所與地區等）當作解釋變數於迴歸分析中。在這樣的模型設定下，僅將這些「因素特徵」視為變數，並將線性模型中的迴歸係數解釋為對應的「報酬率係數」，而無法進一步探討其相互影響關係。然而，雖然 Mincer 方程式針對因素特徵與報酬率採用了簡化的設定，但這樣的設定卻也讓跨族群或跨年的比較相對容易進行。

再者，當殘差項與解釋變數有關，「內生性」的解釋變數（endogenous variables）將可能會使 Mincer 方程式的估計產生偏誤進而影響分析（如無法觀察到的勞動者能力特質與教育及薪資同時相關）。針對此問題，計量文獻上慣用於解決內生性解釋變數問題的工具變數（instrument variable）法也由於可選用變數的侷限，而使其在修正 Mincer 方程式估計上的效果受到質疑（Carneiro and Heckman, 2002）。因此，我們的主要分析內容仍遵循相關文獻上（如陳建良與管中閔，2006；Katz and Murphy, 1992; Katz and Autor, 1999; Heckman et al., 2003 等）的處理方式，假設 Mincer 方程式中的所有解釋變數均為外生（exogenous）。然而，為了使正文的分析結果更為穩固，我們同時也於附錄一中特別針對研究工資文獻中較易受到內生性問題質疑的「教育」變數，進行兩階段迴歸分析以及 Hausman 內生性檢定。¹⁶ 此外，男性勞動者或許也存在「自我選擇」的問題，此問題將可能進一步影響薪資所得收入的估計。但是，由於變數資料的侷限（如缺乏抽樣樣本所對應的父母教育背景或是家庭背景等），我們目前並無法進行類似 Heckman 的兩階段估計（Heckman, 1979），以減輕自我選擇問題對於薪資所得收入估計的可能偏誤疑慮。¹⁷

16 我們使用「同一城鎮其他男性的教育年數平均數」（同儕的外溢效果），以及「是否為 1971 年後大陸城鎮出生的男性勞動者」（義務教育的政策效果）作為工具變數，而 Hausman 檢定結果並無法顯著拒絕「教育年數為外生」的虛無假設。我們感謝一位評審在內生性問題以及工具變數的選取上給予建議；詳細的討論與分析請見附錄一。

17 雖然「個別年度」薪資所得收入的 Mincer 方程式估計可能受到內生性與自我選擇問題的影響而可能有些許偏誤，但只要在一一定的條件假設滿足下（如 Fortin et al., 2011），後續的跨年度 OB 拆解仍可以被認定（identified）。較為詳細的討論請參見第參節。

此外，中國大陸於 1993 年與 2006 年，除了勞動者的特徵變化外，中國大陸於勞動市場、法規與整體經濟都經歷了「結構性改變」(structure change)。而這樣的結構性改變，也隱含了這兩年度的薪資函數可能擁有不同結構、解釋變數與模型設定。然而，相較於不同年度可能對應不同結構的處理方式，針對兩年度的薪資方程式，我們於後續的分析中將採用相同的模型結構與解釋變數，僅以報酬率參數的估計差異來反映背後可能的結構性改變。雖然我們並未直接針對各年度的特殊薪資結構進行處理，但在此架構下（兩年度的薪資所得模型具有相同解釋變數），我們卻可直接進行 OB 差異分解以及利用分量迴歸進行跨年度的擬真分配模擬，並在較少的模型參數與結構設定下清楚衡量兩年度的變化，這是以「固定的模型」進行跨年比較分析的優點之一。¹⁸

另一方面，相較於我們上述所提的可能問題，針對 Mincer 方程式，持續都有文獻針對其變數選取、函數型式設定與所隱含的假設於工資研究實證分析中的正確性與否進行討論。晚近的研究如 Heckman et al. (2003) 一文放寬傳統方程式的線性型式與變數選取；Black et al. (2009) 認為教育程度的報酬率不應放諸四海而皆同，不同區域的勞動市場應有不同報酬率；DiPrete and Eirich (2006) 則強調接受不同等級教育的累積優勢 (cumulative advantage) 於分析教育報酬時的重要性；而 Chen (2008) 則重新探討教育程度選擇的內生性問題與影響，以及所對應的 OB 拆解方式。這些研究與討論都建議了傳統 Mincer 方程式的可能修正方向，但其因為需要更多可匹配使用的資料或估計方式，在我們目前的資料侷限下，似乎都不可行。¹⁹ 因此，我們在後續的分析中，仍以模型(1)為主要分析對象。

18 類似的文獻中，以「固定的模型」進行跨年比較的研究，在薪資所得上有如 Machado and Mata (2005) 與陳建良 (2009)，而在家庭所得分配上則有如 Meng (2004) 等。

19 相較於我們所使用的 UHS 資料庫，根據另一資料庫「中國家庭收入調查」(CHIP) 研究 1988 年與 1995 年的教育報酬變化時，也遭遇類似的問題。為了能直接與現存根據傳統 Mincer 方程式的實證研究相比較，Yang (2005) 最終也僅能採用 OLS 來估計此傳統 Mincer 方程式模型。

參、實證結果分析

一、薪資所得函數分析

根據 Mincer 方程式的模型設定(1)，我們將進行最小平方法（OLS）與分量迴歸（QR）的估計、OLS 對應的 OB 拆解以及薪資所得擬真分配的分析。此外，爲了減緩殘差項可能存在異質變異進而造成統計推論出現偏差，我們於後續的 OLS 估計以及和其相關的 OB 分解結果中，都以「異質穩健標準誤差（heteroskedasticity-robust standard error）」的方式進行對應估計，以修正殘差項可能存在異質變異的影響。

(一) OLS 與 QR 估計結果

表 3 中列出了 OLS 與 QR 0.25、0.5 與 0.75 分量的估計結果與每個係數估計對應的標準差。²⁰ 由表 3 的估計結果，我們可以發現，不論是 OLS 或 QR 估計，Mincer 方程式中關心的工作經驗與教育程度的係數都相當顯著，且正負符號都符合預期；亦即工作經驗越多，薪資報酬率越高，但邊際報酬率呈現遞減，而教育程度越高則報酬率越高。至於其餘控制變數的顯著性，則在不同年度與不同分量中有些許不同，我們將在後文中仔細地比較討論。最後，值得一提的是，此模型的配適程度與文獻上類似的研究相去不遠，OLS 的 R^2 大約都在 0.3 左右，QR 的估計配適則約爲 0.2 上下；如 Knight and Song (2008) 與 Meng et al. (2013) 等研究。²¹

20 爲了節省篇幅，我們依據跨期或跨國薪資比較文獻（如 Bargain et al., 2009）的作法，僅呈現常見的三個分量點（0.25, 0.5, 0.75）的估計結果並加以分析。但其餘分量的估計結果都大致與此三個分量點之間所呈現的估計變化類似。對於其餘分量下的係數估計結果有興趣的讀者，歡迎來信向作者索取。

21 在類似的所得或薪資研究文獻中，共產黨員的身分是個重要且顯著的解釋變數，如 Appleton et al. (2005)、Zhang et al. (2005) 與 Bargain et al. (2009) 等。但由於在 UHS 的資料中，並沒有該項調查資料，因此我們的 Mincer 方程式的配適度若稍較文獻結果爲差，是可以被預期的。

表 3：1993 年與 2006 年 Mincer 方程式的 OLS 與 QR 估計結果

解釋變數	1993 年				2006 年			
	OLS	QR(0.25)	QR(0.50)	QR(0.75)	OLS	QR(0.25)	QR(0.50)	QR(0.75)
EXP	0.027** (0.003)	0.026** (0.003)	0.023** (0.002)	0.017** (0.002)	0.035** (0.004)	0.037** (0.005)	0.032** (0.005)	0.027** (0.005)
EXP ²	-0.033** (0.003)	-0.027** (0.003)	-0.023** (0.002)	-0.014** (0.002)	-0.066** (0.004)	-0.068** (0.005)	-0.057** (0.005)	-0.05** (0.005)
Secondary	0.066* (0.003)	0.105** (0.003)	0.073** (0.002)	0.073* (0.002)	0.173** (0.004)	0.175** (0.005)	0.187** (0.005)	0.194* (0.005)
Tertiary	0.255** (0.003)	0.31** (0.003)	0.26** (0.002)	0.246** (0.002)	0.519** (0.004)	0.527** (0.005)	0.514** (0.005)	0.504** (0.005)
Marital	0.255** (0.003)	0.232** (0.003)	0.182** (0.002)	0.212** (0.002)	0.266** (0.004)	0.246** (0.005)	0.215** (0.005)	0.227** (0.005)
Coastal	0.389** (0.003)	0.29** (0.003)	0.308** (0.002)	0.418** (0.002)	0.397** (0.004)	0.339** (0.005)	0.394** (0.005)	0.496** (0.005)
East	0.034* (0.003)	0.03 (0.003)	0.044** (0.002)	0.033 [†] (0.002)	0.087** (0.004)	0.101** (0.005)	0.106** (0.005)	0.045 [†] (0.005)
Central	-0.031* (0.003)	-0.01 (0.003)	-0.032* (0.002)	-0.032* (0.002)	0.057** (0.004)	0.07* (0.005)	0.092** (0.005)	0.043 [†] (0.005)
SOE	-0.347** (0.003)	-0.263** (0.003)	-0.338** (0.002)	-0.464** (0.002)	0.428** (0.004)	0.456** (0.005)	0.477** (0.005)	0.441** (0.005)
UCE	-0.533** (0.003)	-0.462** (0.003)	-0.523** (0.002)	-0.644** (0.002)	0.084* (0.004)	0.081 [†] (0.005)	0.089 [†] (0.005)	0.09* (0.005)
FOE	0.252* (0.003)	0.318 [†] (0.003)	0.385** (0.002)	0.159 (0.002)	0.268** (0.004)	0.226** (0.005)	0.301** (0.005)	0.291** (0.005)
Manufacture	0.031 [†] (0.003)	0.002 (0.003)	0.071** (0.002)	0.136** (0.002)	-0.107** (0.004)	-0.198** (0.005)	-0.101** (0.005)	-0.017 (0.005)
Construction	0.095** (0.003)	0.061* (0.003)	0.132** (0.002)	0.235** (0.002)	0.055* (0.004)	-0.01 (0.005)	0.026 (0.005)	0.107** (0.005)
Wholesale	-0.026 (0.003)	-0.091** (0.003)	0.000 (0.002)	0.071* (0.002)	-0.131** (0.004)	-0.195** (0.005)	-0.145** (0.005)	-0.070 (0.005)
Finance	0.109** (0.003)	0.032 (0.003)	0.108** (0.002)	0.220** (0.002)	0.001 (0.004)	-0.081* (0.005)	-0.026 (0.005)	0.066 (0.005)
Service	0.033 [†] (0.003)	0.031* (0.003)	0.052** (0.002)	0.079** (0.002)	-0.035 [†] (0.004)	-0.047* (0.005)	-0.026 (0.005)	0.019 (0.005)
Others	-0.053 (0.003)	-0.05 (0.003)	-0.032 (0.002)	0.001 (0.002)	0.144** (0.004)	0.053 (0.005)	0.107** (0.005)	0.247** (0.005)
Constant	7.619** (0.003)	7.317** (0.003)	7.684** (0.002)	8.031** (0.002)	7.719** (0.004)	7.392** (0.005)	7.731** (0.005)	8.134** (0.005)
pseudo-R ²	0.343	0.222	0.198	0.194	0.265	0.161	0.165	0.162

附註：EXP² 為將經驗年數平方後除以 100；括弧內的數字為該參數估計所對應之異質穩健標準誤差，**，*，[†] 分別表示 1%，5%，以及 10% 顯著水準。其中，1993 年的樣本數為 5805 而 2006 年則為 7830。各解釋變數的英文簡稱代號與表 1 及表 2 同。

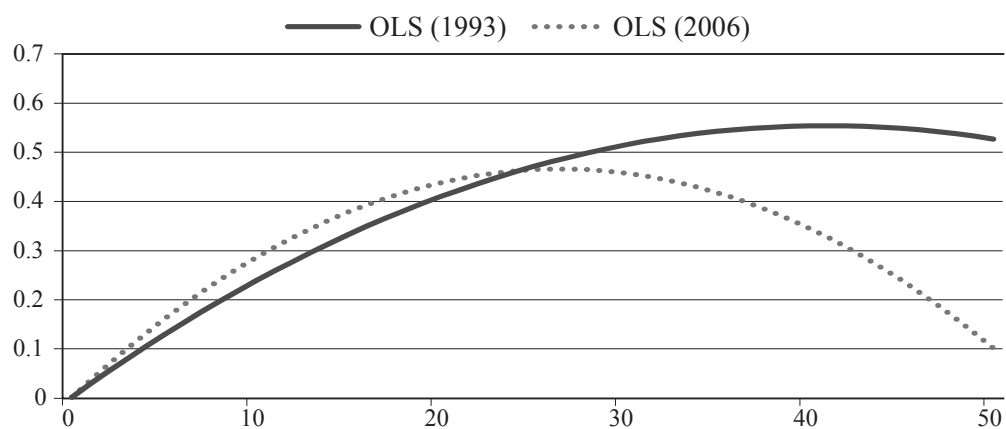
(二) 經驗年數與教育程度的報酬率變動分析

我們根據 1993 年與 2006 年的 OLS 與 QR 的估計結果，將經驗年數對薪資所得報酬率的影響繪製於圖 2 中。首先，由圖 2(a)我們可以發現，平均而言，1993 年的經驗報酬率隨經驗增加而一路攀升，約莫至 $EXP=40$ 年時達到高峰 0.55，之後則呈現緩步報酬率遞減；2006 年的經驗年數報酬率呈現更明顯的倒 U 曲線，其隨增加年數至 $EXP=25$ 年左右達到報酬率高峰（0.46），但之後報酬率迅速遞減，當 $EXP=50$ 甚至已跌回 0.10 的報酬率水準。兩年的結果相較，2006 年的經驗年數報酬率在 20 年以前些微大於 1993 的報酬率，約維持 0.05 的差距，但經驗年數超過 30 年之後則遠低於 1993 年的對應水準。除此之外，圖 2(b)與圖 2(c)則分別呈現兩年度的 OLS 和三個分量下的 QR 估計結果。我們可以發現 QR 估計兩年度的報酬率變化趨勢和 OLS 相似。有趣的是，每一年度的低分量在相同經驗年數下的報酬率都較高，其中，兩年度 0.25 分量的報酬率最大，且皆比 0.75 分量高出約 0.15。

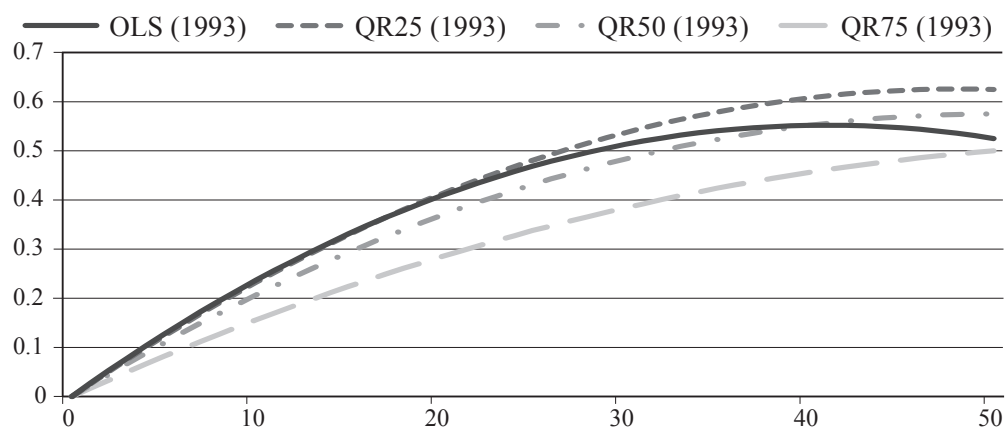
整體而言，改革前期（1993 年）與改革後期（2006 年）中所呈現經驗年數報酬率變動，與 Bargain et al.（2009）根據 CHIP 資料所得到的結果類似，亦即中國大陸改革初期的勞動市場，可能會因為雇主較不容易解雇資深員工或者無法輕易調整（調降）其薪資而呈現「相對溢酬」的現象，但勞動法與相關契約（合同）的確立與修正，以及國有事業一連串的改革與薪資制度調整，讓企業能在追求較大利潤的考量下對資深雇員進行適當的薪資調整。此種薪資調整的彈性，也適度解釋為何 2006 年雇員的工作經驗超過了 30 年後，呈現邊際薪資報酬率遞減的情況。值得一提的是，中國大陸勞動市場改革前後對於經驗年數的報酬率變化其實並不獨特，其與國際上其他國家（如美國、英國與澳大利亞）的發展軌跡類似；可參見 Meng and Kidd（1997）與 Bargain et al.（2009）等相關文獻討論。²²

22 文獻上關於其他國家於報酬率與經驗的關係之研究（理論文獻可參照如 Becker, 1993; 實證文獻則為 Meng and Kidd, 1997: 403-421 與 Bargain et al., 2009: 562-587），多呈現出先升後降的倒 U 型曲線（以年份為橫軸、報酬率為縱軸）。這也是許多國家實證資料所觀察到的現象，而在中國大陸的男性薪資變化，基本上也符合此一趨勢。

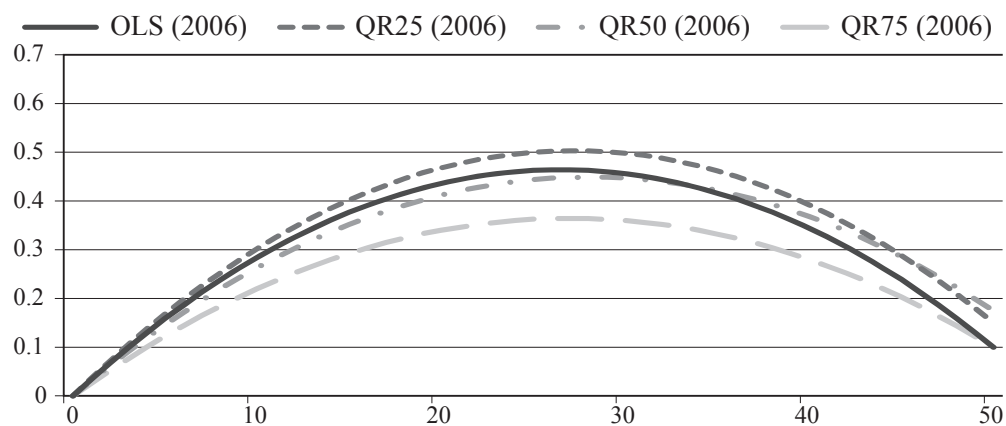
圖 2：經驗年數（橫軸）的薪資報酬率（縱軸）變化



(a) 兩年度依 OLS 估計結果而計算出的經驗報酬率變化。



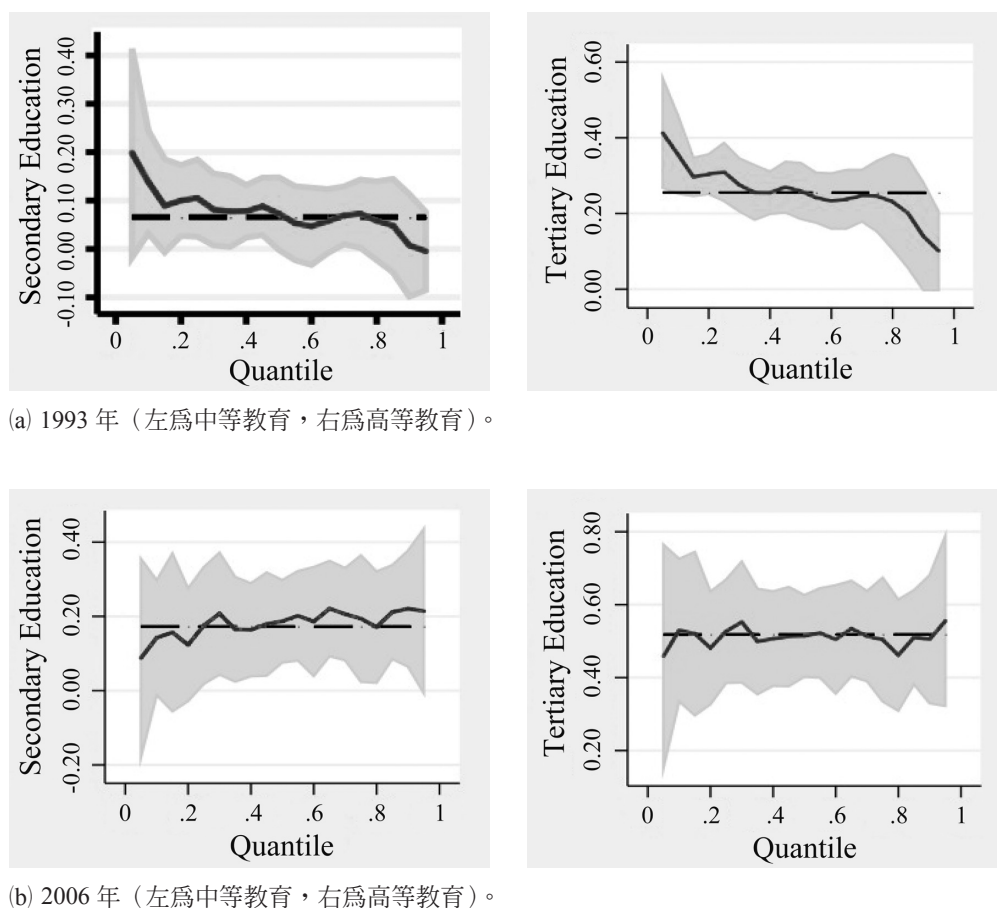
(b) 1993 年依 OLS 與 QR 估計結果而計算出的經驗報酬率變化。



(c) 2006 年依 OLS 與 QR 估計結果而計算出的經驗報酬率變化。

另一方面，隨著教育年數增加，教育的報酬率也會增加。其中，相較於初等教育，OLS 估計結果顯示 2006 年中等及高等教育的平均報酬率約為 1993 年的兩倍；此結果初步顯示，平均而言，教育程度對薪資報酬率的影響，在 2006 年較為自由開放競爭的勞動市場中是正向的。²³ 當我們進一步藉由圖 3 中從不同分量的角度去觀察各年度的變化可發現，相較於初等教育的報酬率，在 2006 年不同所得分量受教育的影響並無明顯之差異，但在 1993 年

圖 3：兩年度中等與高等教育程度報酬率的 QR 估計結果



23 關於中國大陸在改革開放後，教育程度對於薪資的影響正效果大幅增加的現象，和文獻上研究蘇聯與東歐一些社會主義國家在經歷轉型經濟後的研究類似，如 Orazem and Vodopivec (1997)、Adamchik and Bedi (2000) 與 Munich et al. (2005) 等。

中，中等與高等教育程度對報酬率的影響似乎有隨分量上升而呈現遞減趨勢，這個結果和文獻中對於已開發國家中對工資收入的研究發現有所不同；例如 Buchinsky (1994) 對於美國工資收入的研究，以及 Fitzenberger and Kurz (2003) 針對德國的人力資本報酬研究，都發現教育除了對薪資收入有正的影響外，對於高收入者的影響效果要較低所得者來得大。根據 Knight and Song (2003) 的研究與分析結果，我們認為中國大陸的資料並未明顯呈現此一類似結果的部分可能原因在於，中國大陸在採取所謂「社會主義市場經濟路線」(1993 年) 的前後時期，許多獲利較高的工作單位仍經常以相當平均的分配方式，將企業獲利以獎金或補貼的形式發放給員工，且這些分配通常也佔薪資所得不低的比例。雖然我們的資料並無法明顯區分薪資的發放來源，但在這樣的觀點上，此一「平均」的獲利分配方式就顯然和員工的人力資本投入沒有高度相關，因而將可能使對應的估計結果中，高所得者相較於低所得者，其教育程度增加對於收入增加的影響效果變得極為有限。

綜合以上兩個變數的演變，我們可以簡單推論，從 1993 年到 2006 年，中國大陸的勞動市場經歷了各項改革開放政策與國有企業改革，在控制其他的可能影響因素後，勞動市場中的薪資報酬率也逐漸能藉由工作經驗與教育程度而與受雇者的「工作能力」有更緊密地正向連結，且雇主有更多的彈性可以調整薪資結構，這樣的結果也與文獻上多數關於薪資所得的研究類似，如 Nee (1989) 與 Appleton et al. (2010)。

(三) 單位股權結構與產業別差異的報酬率變動分析

根據表 3 中 OLS 的估計結果，相較於 POE，1993 年的 SOE 與 UCE 的報酬率皆較低，其相對估計值都超過 -0.3；但 2006 年時這兩種股權結構企業下的估計係數都比 POE 為大，其中 SOE 平均已經多了約 0.43，這是一個很大的趨勢變化，也與研究社會主義國家轉型經濟的文獻如 Adamchik and Bedi (2000) 分析波蘭以及 Munich et al. (2005) 分析捷克的經濟轉型後，發現私人部門相較於國有部門有明顯「工資溢酬」的現象相異。我們認為，這可能與中國大陸對於國有企業的轉型改革以及國有企業薪資結構相較市場基準的彈性調整等和東歐國家不同所致。1993 年時中國大陸的「國有事業單位」，

由於有過多的冗員且缺乏具有彈性與能獎勵生產的薪資結構，平均而言的薪資報酬率相較市場上其他較具競爭性的民間企業為低，但 1995 年起一連串國有企業的改革，讓體質較差的中小型國企被併購、重整，以及導入誘因機制的薪資結構後，在市場上存活具有獨佔性質的大型國企在薪資所得報酬率上也明顯翻轉而高於城鎮個體或私營企業的薪資。至於 FOE，相較於 POE 的企業而言，不論 1993 年或是 2006 年都高出約 0.25 的報酬率。另一方面，QR 的分析結果顯示不同企業股權結構對於薪資所得的影響不論哪一分量都與該年的 OLS 估計值差異不大。

在產業別的報酬率差異方面，除了「建築以及水電運輸事業」外，不論是 OLS 或 QR 的估計結果都顯示，其餘各行業在 1993 年與 2006 年相較於「政府部門」的報酬率幾乎都呈現反轉趨勢，例如勞動者在「製造業」、「金融及房地產中介事業」或「服務業」的所得報酬率於 1993 年皆比「政府部門」好，但 2006 年則普遍較差。另外，各行業在兩個年度的相對報酬率都隨各個分量增加而遞增，此可能反映「政府部門」中的薪資制度較為僵化，而使得其對應薪資報酬率在不同分量的差異程度較小的現象。

二、1993 年與 2006 年的薪資所得差異分解

根據 1993 年與 2006 年 OLS 的估計結果，我們可以針對取對數後的薪資所得均數，在所有因素特徵 X 的均數上進行 OB 分解，以分析兩年度報酬率與因素特徵差異對於薪資所得變動的解釋情況。相對應的 OB 分解如下：

$$\ln \bar{Y}_{2006} - \ln \bar{Y}_{1993} = \underbrace{(\bar{X}_{2006} - \bar{X}_{1993})' \hat{\beta}_{2006}}_{\text{特徵效果}} + \underbrace{\bar{X}_{1993}' (\hat{\beta}_{2006} - \hat{\beta}_{1993})}_{\text{係數效果}}, \quad (2)$$

式中各變數與參數的下標表示計算年度， $\bar{Y}$ 與 $\bar{X}$ 分別為薪資所得平均與因素特徵平均值，而 $\hat{\beta}$ 則為 OLS 的估計係數。在此分解下，「特徵效果」反映固定在 2006 年的報酬率估計係數 $\hat{\beta}_{2006}$ 下，兩年度的薪資所得因勞動者特徵不同而造成的薪資所得差異，此為模型可解釋的部分；而「係數效果」主要呈現在 1993 年的平均因素特徵 $\bar{X}_{1993}$ 下，兩年度的報酬率總和差異程度，為模

型所無法直接解釋的部分。²⁴ 值得注意的是，針對本文主要關注的工資分配跨年度變化，若文獻上（如 Fortin et al., 2011）所謂的「條件獨立」(conditional independence) 的假設能成立，²⁵ 則將隱含兩年度在給定解釋變數下可能產生「內生性問題」或「自我選擇問題」的連結與影響相同。因此，即使在個別年度中可能存在內生性問題或自我選擇問題，OB 分解效果仍可以被認定而使我們得到一致性的分解效果估計。再者，由於我們僅針對均數進行分解，因此(3)式針對兩年度取對數後薪資所得均數的差異分解並不會有殘差項產生，並且每一個報酬率係數變異與每一個因素特徵差異在分解過程中的貢獻比例都可以被清楚算出。OB 分解的細項結果如表 4 所示。其中，除了總和效果外，我們也分別將「特徵效果」與「係數效果」依變數特性分類為經驗、教育、婚姻、沿海城市、發展區位、單位股權結構與產業別等項目，並各自計算其貢獻度。

根據表 4 的結果，2006 年與 1993 年的平均對數所得差值為 1.046，其中「特徵效果」與「係數效果」分別為 0.116 與 0.930。中國大陸這兩年度的薪資所得差異主要源自於係數效果，而勞動者因素特徵變動的貢獻則極為有限；這與文獻上相關的跨年度研究結果類似，如 Park et al. (2003) 與 Knight and Song (2003) 等。

當我們進一步就「特徵效果」去拆解各類別變數的貢獻，發現 2006 年（相較於 1993 年）的教育水準增加及分配的變動之正效果影響最大，可見這十幾年來中國大陸教育普及化與高等教育擴張等政策，平均而言，對於薪資的提升有一定的助益。相較於此，Mincer 方程式中另一關注的經驗變數所能貢

24 關於 OB 拆解的詳細解釋與經濟意涵，可參見 Blinder (1973)、Oaxaca (1973)、陳建良與管中閔 (2006) 或陳建良 (2007)。

25 在文獻上一般針對相同年度不同族群 A 或 B 中薪資函數的 OB 拆解分析架構中（如文獻上常以男性與女性，白人與黑人，探討「同工不同酬」的問題），所謂的「條件獨立」假設指的是在給定相同因素特徵變數下，勞動者屬於族群 A 或族群 B 的條件分配與無法觀察的殘差項的條件分配彼此獨立。雖然「條件獨立」的假設仍涉及無法觀察到的變數或個人特質的（條件）分配，因此並沒有具體的驗證程序可直接驗證該條件是否成立。但相較於文獻上常關注相同年度不同族群的比較，在跨年度相同族群的比較中，控制了較多對應的解釋變數後，我們認為「條件獨立」假設所隱含兩年度可能產生「內生性問題」或「自我選擇問題」的連結與影響相同的假設，應該相對容易滿足。

表 4：OB 分解中各變數對應的特徵效果與係數效果

平均對數所得差值 $\ln \bar{Y}_{2006} - \ln \bar{Y}_{1993}$	特徵效果 $(\bar{X}_{2006} - \bar{X}_{1993})' \hat{\beta}_{2006}$	係數效果 $\bar{X}'_{1993} (\hat{\beta}_{2006} - \hat{\beta}_{1993})$
1.046 (0.108)	0.116 (0.011)	0.930 (0.012)
因素特徵		
經驗年數	0.012 (0.003)	-0.023 (0.058)
教育程度	0.063 (0.004)	0.139 (0.057)
已婚	0.020 (0.003)	0.010 (0.035)
沿海城市	0.034 (0.004)	0.002 (0.008)
發展區位	0.007 (0.002)	0.051 (0.018)
單位股權結構	-0.043 (0.006)	0.736 (0.101)
產業別	0.025 (0.004)	-0.084 (0.021)
常數項		0.100 (0.124)

附註：括弧內為該分解數值對應的異質穩健標準誤差。

獻的比例卻有限。除此之外，單位股權結構的分配變動所造成的負效果程度，是「特徵效果」中的第二大因素；這顯示了從 1990 年代逐步進行的國有企業改革與個體或私營單位的開放所造成分配的變動，若將薪資報酬率固定於 2006 年的情況時，則實際上將降低平均薪資的成長幅度。另一方面，若將單位股權結構固定於 1993 年的分配時，則兩年度報酬率的差異佔「係數效果」拆解的極大部分。我們可以根據兩年度各單位股權結構分配變化與 OLS 的估計結果，簡單解釋這樣的結果。在 1993 年時的 SOE 與 UCE 的比例高達 83.9% 及 13.8%，而經過一連串改革開放後於 2006 年分別降低至 65.6% 與 4.9%，但這兩個單位相較於 POE 的報酬率參數在 1993 年時分別為 -0.347 與 -0.533，至 2006 年卻反轉為 0.428 與 0.084。亦即，1993 年佔股權結構大部分比例的 SOE 與 UCE 在 2006 年時是報酬率相對 POE 成長的單位。因此，若以 2006 年的報酬率衡量 2006 年相較於 1993 年的股權結構分配變動的影響（即該特徵效果），勢必較小，甚至為負值（一如表 4 中的結果）；相對地，若以 1993 年的股權結構分配衡量 2006 年相較於 1993 年的報酬率變動的影響（即該係數效果），則會得到較大的正值。

三、薪資所得的重建分配與擬真分配變化

由於利用 OB 分解在所得均數差異上所得到的「特徵效果」與「係數效果」，雖然可以呈現特徵分配以及報酬率變動的影響，但很可能無法充分反映整個薪資所得分配其他分量的差異結果。因此，我們採取 Machado and Mata (2005) 的建議方法，重新建立薪資所得的分配與跨年度擬真分配，並進一步對於整個分配進行分解（關於該方法的詳細抽樣與估計過程，及其優點與限制請參見附錄二說明），並將結果繪製成圖 4。

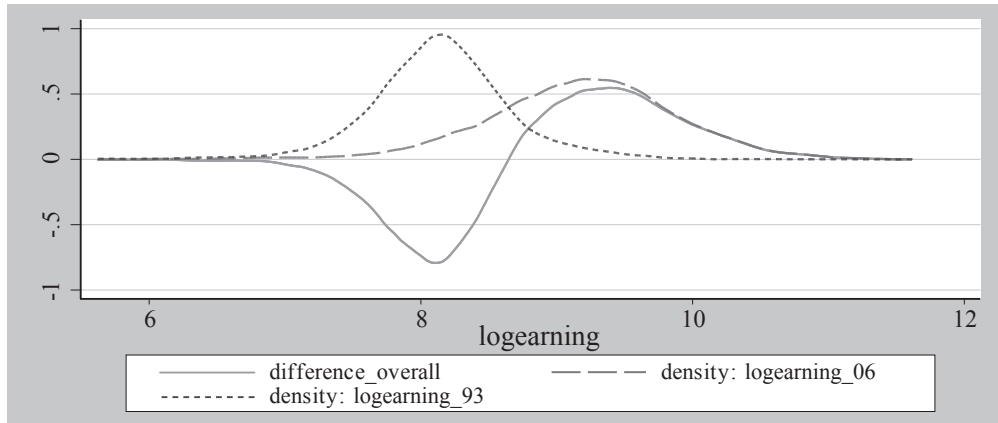
圖 4(a)為 1993 年和 2006 年男性勞工薪資對數的分配，由圖可知 2006 年的分配明顯較 1993 年右偏，一如第貳節的相關討論；圖 4(b)、4(c)是擬真分解後分別歸因於特徵分配和報酬率差異的圖示。此處的結果有兩點值得注意，首先，不論是「特徵效果」（特徵分配差異）以及「係數效果」（報酬率差異），其作用的方向皆相同，亦即這兩個效果皆是造成 2006 年的分配較 1993 右偏的原因。再者，從圖形可明顯看出兩年度薪資差異的主要原因是來自於報酬率的差異，此點也印證了前一節中僅在均數上進行 OB 分解所得到的結果。²⁶

前述的分析呈現了同時考慮所有變數時的分配拆解效果，但若我們僅想瞭解某個別變數下的薪資跨年分配變化，如某單一的產業或某特定股權結構類別下的男性薪資所得跨年差異，則 Machado and Mata (2005) 一文建議針對單一變數的擬真分配作法將可能出現偏誤。²⁷ 為了避免該作法在計量方法上的潛在問題，又希望能聚焦於單一特徵變數進行跨年討論，我們因而考慮

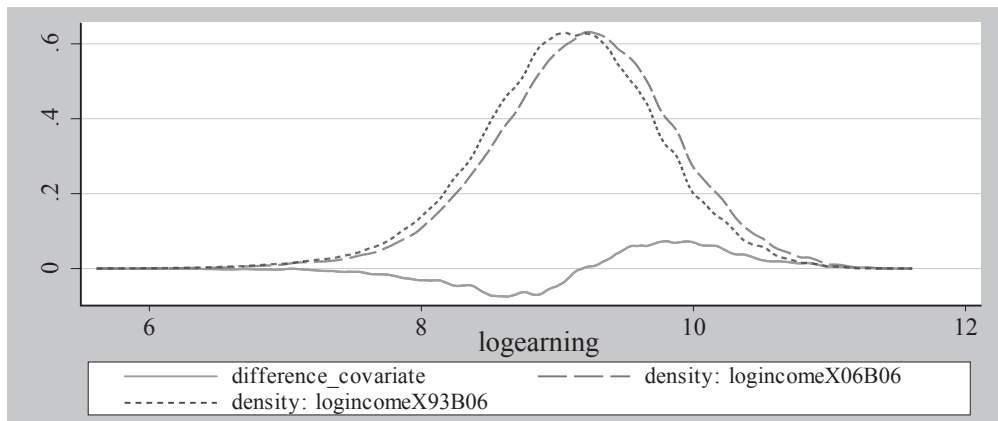
26 此外，值得一提的是，兩年度薪資拆解的順序並非是唯一，因此如 Machado and Mata (2005) 一文所建議，拆解時應同時比較不同順序拆解的結果，以確保「特徵效果」和「係數效果」變動的方向和程度皆大致相同。因此，我們除了此論文所呈現於表 4 與圖 4 中，以 $\hat{\beta}_{2006}$ 的報酬率係數估計為基準進行拆解與分配重建外，我們也分析了以 $\hat{\beta}_{1993}$ 的報酬率係數估計為基準的對應結果。其中，關於兩年度平均薪資差異的拆解上，特徵效果總貢獻為 0.271 而係數效果總貢獻則為 0.776，仍呈現平均薪資所得差異主要源自於係數效果貢獻的結果，此與表 4 一致；而其對應的薪資所得的重建分配變化在兩種效果的程度上和方向上（皆將分配右移）也與圖 4 皆相近。為了節省文章篇幅，因此我們在文中僅呈現以 2006 年的報酬率係數為基準進行拆解的結果。關於另一拆解的詳細結果，歡迎讀者來信索取。

27 對於單一變數的分配拆解，若依照 Machado and Mata (2005) 建議使用的方法進行抽樣，則該單一變數以外的解釋變數 (X) 分配亦會隨之改變，詳細說明請參見 Fortin et al. (2011)。

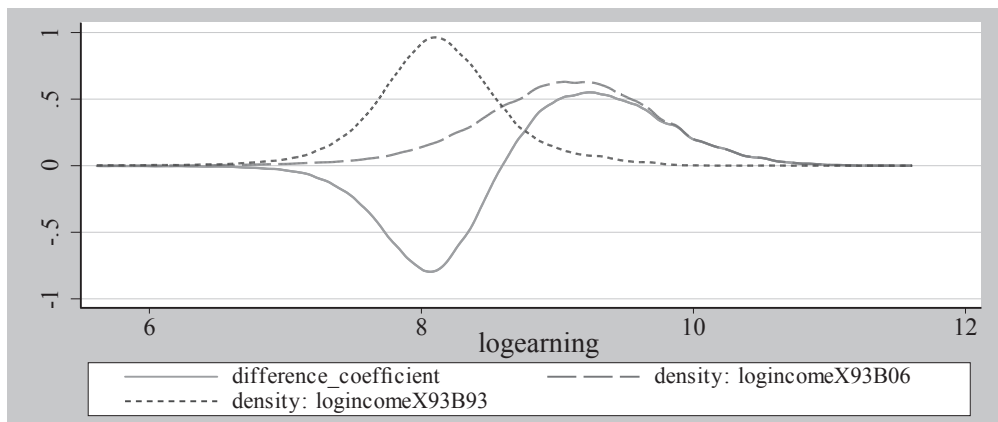
圖 4：所有樣本的（取對數後的）所得分配差異與分解



(a) 根據觀察值而描繪的兩年度薪資所得分配與差異。



(b) 以 2006 年的報酬率 (B06) 為基準而計算的特徵效果。

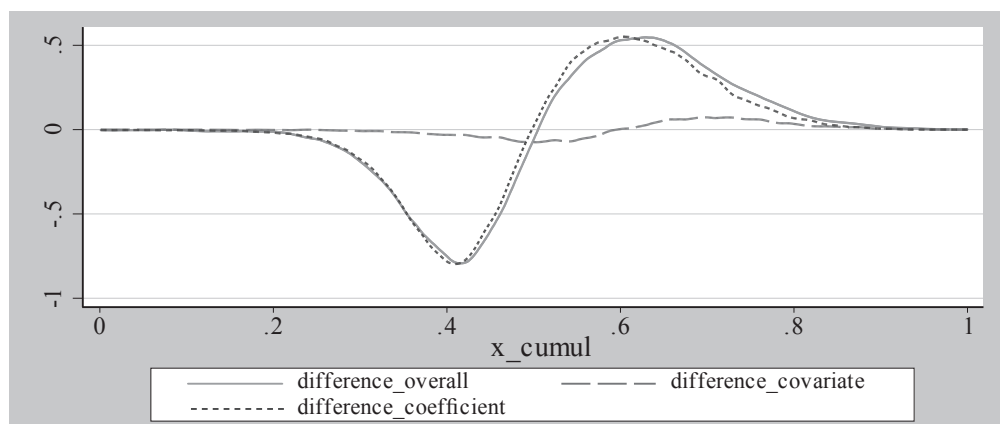


(c) 以 1993 年因素特徵 (X93) 為基準而計算的係數效果。

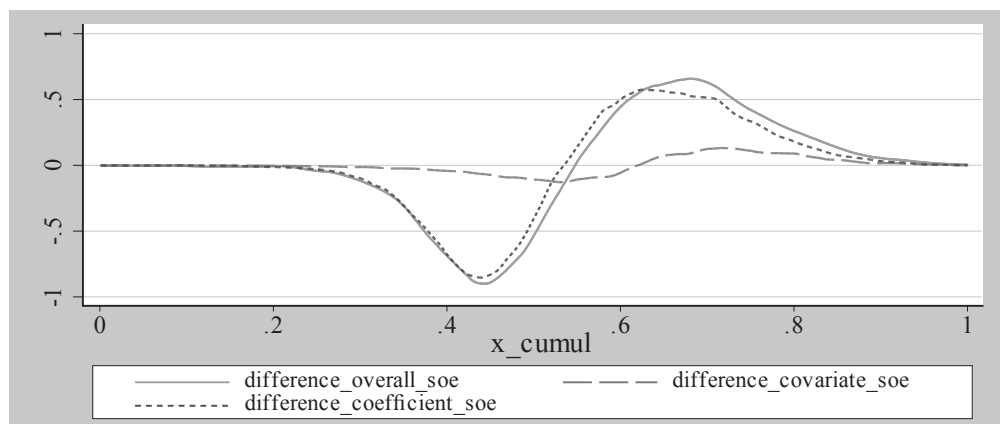
以下的兩步驟進行相關分析。首先，我們先選定欲觀察的個別特徵變數類別，如國有事業單位的勞動者；然後針對此特定類別下的資料，再進行 Machado and Mata (2005) 的分配建立、拆解與跨年比較。由於所選定符合單一特徵變數的族群仍必須要有一定數量的樣本數以確保估計的品質，同時該樣本中又必須在教育以及經驗等決定薪資的重要變數上具有相當之異質性以供分析，因此我們依據前面章節的討論，選擇股權結構中的「國有事業單位」子族群進行跨年的探討。

圖 5 為針對所有樣本與僅考慮國有事業單位男性勞動者進行分析所得之結果。我們將原始分配之差值、歸因於「特徵效果」(特徵分配之差值)、歸

圖 5：所有樣本與國有事業單位（取對數後的）所得分配差異與分解比較



(a) 所有樣本的（取對數後的）所得分配差異與分解。



(b) 國有事業單位（取對數後的）所得分配差異與分解。

因於「係數效果」(報酬率之差值)皆繪製於同一張圖上,由圖 5(b)中可以看出,基本而言,國有事業單位類別的男性勞工薪資在歸因於特徵分配的差值部分,和整體城市經濟樣本於圖 5(a)中所呈現的結果大致相同;但是在歸因於報酬率之差值部分,國有事業單位類別的子樣本則略大於整體城市經濟樣本,此一結果也和表 4 中單位股權結構項目在係數效果上有較突出的表現相呼應。

肆、結論與討論

不同於目前研究中國大陸薪資所得相關文獻的範疇與設定,我們僅以 UHS 調查資料中男性勞動者的薪資及相關特徵變數進行分析,以減緩「樣本選擇性」的潛在問題。同時,1993 年與 2006 年的跨年比較讓我們更能清楚衡量 1992 年鄧小平南巡談話後,中國大陸一連串主動與被動改革開放政策對其勞動市場的衝擊與影響範疇。我們的研究結果顯示,相較於 1993 年開放之初,2006 年時勞動市場因為這些衝擊而更具彈性,其勞動者薪資報酬率與工作經驗及教育有更為正向的連結,這些改變也與世界其他國家的發展進程類似。同時,我們也發現 2006 年教育水準增加與該特徵分配的變動是拆解所有「特徵效果」中最重要的因素,顯示了中國大陸這些年來教育普及與高等教育擴張對薪資水準提升具有一定的助益。另外,值得一提的結果是,國有企業改革與外資的開放而造成中國大陸在 2006 年企業單位的股權結構與報酬率和 1993 年大不相同,國有事業單位(SOE)與城鎮集體事業單位(UCE)的比例大幅下降但平均報酬率卻上升。這也使得股權結構變化在 OB 分解中不論在「特徵效果」或是「係數效果」都解釋了極大比例變動。另一有趣的結果為,相較於 1993 年的薪資報酬,除了初級產業與採礦業外,於「政府部門」任職的男性勞動者在 2006 年平均報酬率都高於其他產業,這也部分解釋了為何處於各行業皆蓬勃發展的世代,政府部門的職缺仍是多數勞動者的熱門選擇現象。另一方面,藉由擬真所得的建構,我們更清楚 1993 年與 2006 年整個薪資所得分配的差異主要來自於這兩年度報酬率的大幅變動,而勞動者的因素特徵分配改變僅能解釋約莫 10% 的所得分配差異。

綜合這些分析結論與文獻上相關研究的結果，我們認為，中國大陸從改革開放以來，在歷經了城市經濟改革、國有企業改革、高等教育擴張與貿易自由化等變革後，已使得原來計畫經濟體制下僵化的勞動市場更具競爭與彈性，這反應在勞動者的薪資報酬率能隨不同的因素特徵而調整提升。在此一薪資結構變動的背景之下，未來若能取得包含大陸本地勞動者以及國人在大陸工作的個體調查資料，則有關影響台灣人近年來在大陸勞動市場薪資變化的相關因素特徵，將可被進一步分析與討論。另外一個關於研究中國大陸薪資變化值得注意的面向，乃是貿易開放以及外人投資流入對於薪資結構差異與變化的具體影響（如 Arbache et al., 2004 與 Feenstra and Hanson, 1997），但這也必須有待取得適當的外人投資與貿易資料後才能進行更深入的分析。這些都是我們認為值得未來繼續研究的重要議題。

參考資料

A. 中文部分

中華人民共和國國家統計局城市社會經濟調查司

- 1993, 2006 《城市住戶調查》。北京：中華人民共和國國家統計局。(The Urban Socioeconomic Survey Organization of China's National Bureau of Statistics, 1993, 2006, *Urban Household Survey*. Beijing: NBS.)

方光偉

- 2009 〈中國特色的依法普及九年義務教育之路〉。中國大陸全國人民代表大會網頁，2014 年 3 月 22 日，取自 http://www.npc.gov.cn/npc/xinwen/rdlt/fzjs/2009-02/13/content_1470214.htm (Fang, Guang-wei, 2009, "The Universal Nine-year Compulsory Education in China," The Official Website of National People's Congress of the People's Republic of China, Retrieved March 22, 2014, from http://www.npc.gov.cn/npc/xinwen/rdlt/fzjs/2009-02/13/content_1470214.htm)

辛炳隆、吳秀玲、李健鴻

- 2011 〈因應貿易自由化兩岸勞動市場變遷之研究〉，行政院勞工委員會委託研究報告。(Hsin, Ping-lung, Hsiu-li Wu, and Jian-hong Li, 2011, "The Changes in Cross-Strait Labor Markets while Facing Trade Liberalization," Research Reports for Council of Labor Affairs, Executive Yuan.)

林祖嘉

- 2005 〈大陸鬆綁台胞就業限制之影響與因應〉。國政分析，財團法人國家政策研究基金會，2014 年 3 月 22 日，取自 <http://old.npf.org.tw/PUBLICATION/TE/094/TE-B-094->

- 011.htm (Lin, Chu-chia, 2005, "The Impact on Employment of Taiwan's Labors in Mainland China with Loose Regulations," Analysis on National Policy, The National Policy Foundation, Retrieved March 22, 2014, from <http://old.npf.org.tw/PUBLICATION/TE/094/TE-B-094-011.htm>)
- 2011 〈經濟發展與結構調整〉，見王振寰、湯京平、宋國誠（編），《中國大陸暨兩岸關係研究》，頁 112-142。新北市：巨流圖書股份有限公司。(Lin, Chu-chia, 2011, "Economic Development and Structural Adjustment," pp. 112-142 in Jenn-hwan Wang, Ching-ping Tang, and Kuo-chen Sung (eds.), *The Researches on Mainland China and Cross-Strait Relationship*. New Taipei City: ChuLiu Publisher.)
- 唐正道、徐士勛、李紹璋
- 2013 〈從家戶特性變化看中國沿海及內陸城市的所得分配與不均度〉，《中國大陸研究》56(2): 45-78。(Tang, Cheng-tao, Shih-hsun Hsu, and Shao-wei Lee, 2013, "The Coastal-Inland Income Disparity in Urban China: From the Perspective of Changing Household Characteristics," *Mainland China Studies* 56(2): 45-78.)
- 陳建良
- 2007 〈台灣公私部門工資差異的擬真分解——分量迴歸分析〉，《經濟論文》35(4): 473-520。(Chen, Chien-liang, 2007, "Counterfactual Decomposition of Public-Private Sector Wage Differentials in Taiwan: Evidence from Quantile Regression," *Academia Economic Papers* 35(4): 473-520.)
- 2009 〈台灣男性工資不均度之長期變化：分配觀點之分析〉，第十屆全國實證經濟學論文研討會，國立中正大學。(Chen, Chien-liang, 2009, "The Long-run Changes in Taiwan's Male Wage Inequality: Analysis form Distributional Perspective," The Tenth Annual Conference on Empirical Economics, National Chung Cheng University.)
- 陳建良、管中閔
- 2006 〈台灣工資函數與工資性別歧視的分量迴歸分析〉，《經濟論文》34(4): 435-468。(Chen, Chien-liang and Chung-ming Kuan, 2006, "Taiwan's Wage Equation and Gender Wage Discrimination: Evidence from Quantile Regression Analysis," *Academia Economic Papers* 34(4): 435-468.)
- 劉錦添、劉錦龍
- 1987 〈台灣地區男女工資率的差異〉，見中國經濟學會（編），《中國經濟學會年會論文集》，頁 107-136。臺北：中國經濟學會。(Liu, Jin-tan and Jin-long Liu, 1987, "Wage Differentials between the Male and the Female Workers in Taiwan," pp. 107-136 in Chinese Economic Association (ed.), *Chinese Economic Association Annual Conference Proceedings*. Taipei: Chinese Economic Association.)

B. 外文部分

Adamchik, V. and A. Bedi

- 2000 "Wage Differentials between the Public and the Private Sectors: Evidence from an Economy in Transition," *Labour Economics* 7(2): 203-224.

Albrecht, J., A. van Vuuren, and S. Vroman

- 2009 "Counterfactual Distribution with Sample Selection Adjustments: Econometric Theory and an Application to the Netherlands," *Labour Economics* 16(4): 383-396.

- Appleton, S., J. Knight, L. Song, and Q. Xia
 2002 "Labor Retrenchment in China: Determinants and Consequences," *China Economic Review* 13(2-3): 252-275.
- Appleton, S., L. Song, and Q. Xia
 2005 "Has China Crossed the River? The Evolution of Wage Structure in Urban China during Reform and Retrenchment," *Journal of Comparative Economics* 33(4): 644-663.
 2010 "Understanding the Causes of Widening Wage Gaps in Urban China 1988-2002: Evidence from Quantile Analysis," Retrieved March 22, 2014, from http://www.iza.org/conference_files/ReLabEco2010/song_14403.pdf
- Arbache, J., A. Dickerson, and F. Green
 2004 "Trade Liberalisation and Wages in Developing Countries," *The Economic Journal* 114(493): F73-F96.
- Autor, D. H. and D. Dorn
 2013 "The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market," *American Economic Review* 103(5): 1553-1597.
- Autor, D. H., L. F. Katz, and M. S. Kearney
 2008 "Trends in U.S. Wage Inequality: Revising the Revisionists," *The Review of Economics and Statistics* 90(2): 300-323.
- Bargain, O., S. K. Bhaumik, M. Chakrabarty, and Z. Zhao
 2009 "Earnings Differences between Chinese and Indian Wage Earners, 1987-2004," *Review of Income and Wealth* 55(1): 562-587.
- Barro, R. and Jong-Wha Lee
 2001 "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications," *Oxford Economic Papers* 53(3): 541-563.
- Bassett, G. and R. Koenker
 1982 "An Empirical Quantile Function for Linear Model with iid Errors," *Journal of the American Statistical Association* 77(378): 407-415.
 1986 "Strong Consistency of Regression Quantiles and Related Empirical Processes," *Econometric Theory* 2(2): 191-201.
- Becker, G.
 1964 *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: National Bureau of Economic Research.
 1993 *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, 3rd Edition. Chicago: The University of Chicago Press.
- Black, D., N. Kolesnikova, and L. Taylor
 2009 "Earnings Functions When Wages and Prices Vary by Location," *Journal of Labor Economics* 27(1): 21-47.
- Blinder, A. S.
 1973 "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates," *Journal of Human Resources* 8(4): 436-455.

- Brainerd, E.
1998 "Winners and Losers in Russia's Economic Transition," *The American Economic Reviews* 88(5): 1094-1116.
- Brown, C.
1980 "Equalizing Differences in the Labor Market," *The Quarterly Journal of Economics* 94(1): 113-134.
- Buchinsky, M.
1994 "Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: An Application of Quantile Regression," *Econometrica* 62(2): 405-458.
- Cai, F., Y. Du, and M. Wang
2009 "Migration and Labor Mobility in China," UNDP Human Development Research Paper No. 9.
- Cai, H., Y. Chen, and L. Zhou
2010 "Income and Consumption Inequality in Urban China: 1992-2003," *Economic Development and Cultural Change* 58(3): 385-413.
- Carneiro, P. and J. Heckman
2002 "The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling," *The Economic Journal* 112(482): 705-734.
- Chen, S.
2008 "Estimating the Variance of Wages in the Presence of Selection and Unobserved Heterogeneity," *The Review of Economics and Statistics* 90(2): 275-289.
- Chi, W. and B. Li
2008 "Glass Ceiling or Sticky Floor? Examining the Gender Earnings Differential across the Earnings Distribution in Urban China, 1987-2004," *Journal of Comparative Economics* 36(2): 243-264.
- Chi, W., B. Li, and Q. Yu
2011 "Decomposition of the Increase in Earnings Inequality in Urban China: A Distributional Approach," *China Economic Review* 22(3): 299-312.
- Démurger, S., M. Gurgand, S. Li, and X. Yue
2009 "Migrants as Second-class Workers in Urban China? A Decomposition Analysis," *Journal of Comparative Economics* 37(4): 610-628.
- DiPrete, T. and G. Eirich
2006 "Cumulative Advantage as a Mechanism for Inequality: A Review of Theoretical and Empirical Developments," *Annual Review of Sociology* 32: 271-297.
- Dong, X.
2005 "Wage Inequality and Between-Firm Wage Dispersion in the 1990s: A Comparison of Rural and Urban Enterprises in China," *Journal of Comparative Economics* 33(4): 664-687.
- Feenstra, R. and G. Hanson
1997 "Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras," *Journal of International Economics* 42(3-4): 371-394.

- Firpo, S., N. M. Fortin, and T. Lemieux
 2007 "Decomposing Wage Distributions Using Recentered Influence Functions Regressions," Retrieved March 22, 2014, from <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.344.2035&rep=rep1&type=pdf>
- Fitzenberger, B. and C. Kurz
 2003 "New Insights on Earnings Trends across Skill Groups and Industries in West Germany," *Empirical Economics* 28(3): 479-514.
- Fortin, N., T. Lemieux, and S. Firpo
 2011 "Decomposition Methods in Economics," pp. 1-102 in O. Ashenfelter and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 4A. Amsterdam, North-holland: Elsevier.
- Gibson, J., J. Huang, and S. Rozelle
 2003 "Improving Estimates of Inequality and Poverty from Urban China's Household Income and Expenditure Survey," *Review of Income and Wealth* 49(1): 53-68.
- Goos, M., A. Manning, and A. Salomons
 2009 "Job Polarization in Europe," *American Economic Review* 99(2): 58-63.
- Han, J., R. Liu, and J. Zhang
 2012 "Globalization and Wage Inequality: Evidence from Urban China," *Journal of International Economics* 87(2): 288-297.
- Hausman, R., J. Hwang, and D. Rodrik
 2007 "What You Export Matters," *Journal of Economic Growth* 12(1): 1-25.
- Heckman, J.
 1979 "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica* 47(1): 153-162.
- Heckman, J. and J. Hotz
 1986 "An Investigation of the Labor Market Earnings of Panamanian Males: Evaluating the Sources of Inequality," *Journal of Human Resources* 21(4): 507-542.
- Heckman, J., L. Lochner, and P. Todd
 2003 "Fifty Years of Mincer Earnings Regressions," NBER Working Paper No. 9732.
- Heinze, A.
 2010 "Beyond the Mean Gender Wage Gap: Decomposition of Differences in Wage Distributions Using Quantile Regression," ZEW Discussion Paper No. 10-043.
- Katz, L. and D. Autor
 1999 "Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality," pp. 1463-1555 in O. Ashenfelter and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A. Amsterdam, North-holland: Elsevier.
- Katz, L. and K. Murphy
 1992 "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors," *Quarterly Journal of Economics* 107(1): 35-78.
- Knight, J. and L. Song
 2003 "Increasing Urban Wage Inequality in China," *Economics of Transition* 11(4): 597-619.
 2008 "China's Emerging Urban Wage Structure, 1995-2002," pp. 221-242 in G. Björn, S. Li, and T. Sicular (eds.), *Inequality and Public Policy in China*. Cambridge:

- Cambridge University Press.
- Koenker, R.
2005 *Quantile Regression*. New York: Cambridge University Press.
- Koenker, R. and G. Bassett
1978 "Regression Quantiles," *Econometrica* 46(1): 33–50.
- Li, X., Y. Zhao, and L. Lu
2007 "Effects of Education on Wage Inequality in Urban China, 1988–2003," The 6th PEP Research Network General Meeting, Lima, Peru.
- Lucas, R.
1977 "Hedonic Wage Equations and Psychic Wages in the Returns to Schooling," *American Economic Review* 67(4): 549–558.
- Machado, J. and J. Mata
2005 "Counterfactual Decomposition of Changes in Wage Distributions Using Quantile Regression," *Journal of Applied Econometrics* 20(4): 445–465.
- Melly, B.
2006 "Estimation of Counterfactual Distributions Using Quantile Regression," *Review of Labor Economics* 68(4): 543–572.
- Meng, X.
2000 *Labor Market Reform in China*. Cambridge: Cambridge University Press.
2004 "Economic Restructuring and Income Inequality in Urban China," *Review of Income and Wealth* 50(3): 357–379.
- Meng, X. and M. Kidd
1997 "Labor Market Reform and the Changing Structure of Wage Determination in China's State Sector during the 1980s," *Journal of Comparative Economics* 25(3): 403–421.
- Meng, X., K. Shen, and S. Xue
2013 "Economic Reform, Education Expansion, and Earnings Inequality for Urban Males in China, 1988–2007," *Journal of Comparative Economics* 41(1): 227–244.
- Mincer, J.
1974 *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Munich, D., J. Svejnar, and K. Terrell
2005 "Returns to Human Capital under the Communist Wage Grid and during the Transition to a Market Economy," *Review of Economic and Statistics* 87(1): 100–123.
- Naughton, B.
2007 *The Chinese Economy: Transitions and Growth*. Cambridge: MIT Press.
- Nee, V.
1989 "A Theory of Market Transition: From Redistribution to Markets in State Socialism," *American Sociological Review* 54(5): 663–681.
- Ng, Y.
2007 "Gender Earnings Differentials and Regional Economic Development in Urban China, 1988–97," *Review of Income and Wealth* 53(1): 148–166.

- Oaxaca, R.
1973 "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review* 14(3): 693-709.
- Orazem, P. and M. Vodopivec
1997 "Value of Human Capital in Transition to Market: Evidence from Slovenia," *European Economic Review* 41(3-5): 893-903.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD)
2010 *OECD Factbook 2010: Economic, Environmental and Social Statistics*. Paris: OECD.
- Park, A., X. Song, J. Zhang, and Y. Zhao
2003 "The Growth of Wage Inequality in Urban China, 1988 to 1999," Retrieved March 22, 2014, from http://siteresources.worldbank.org/INTPGI/Resources/13933_inequality_Yaohui_Zhao.pdf
- Xing, C. and S. Li
2012 "Residual Wage Inequality in Urban China, 1995-2007," *China Economic Review* 23(2): 205-222.
- Yang, D.
2005 "Determinants of Schooling Returns during Transition: Evidence from Chinese Cities," *Journal of Comparative Economics* 33(2): 244-264.
- Zhang, J., Y. Zhao, A. Park, and X. Song
2005 "Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988 to 2001," *Journal of Comparative Economics* 33(4): 730-752.
- Zhu, C. and D. Trefler
2005 "Trade and Inequality in Developing Countries: A General Equilibrium Analysis," *Journal of International Economics* 65(1): 21-48.

附錄一：「教育年數」的內生性檢定

關於可能適合「教育年數」的工具變數，在可取得資料的範疇下，我們除了考慮「同一城鎮其他男性的教育年數平均數」(此變數衡量了文獻上的「同儕效果 (peer effect)」) 之外，也加入另一可能的虛擬變數當作工具變數，亦即將 1971 年前後大陸城鎮出生的男性勞動者分成兩個族群。此一工具變數的考量在於 1986 年之前中國大陸已陸續推出中等教育補貼政策，而 1986 年通過《義務教育法》立法更直接將義務教育由六年推展至九年，因此經估算，1971 年之後的出生者一般都比 1971 年以前出生者具有更高的機會接受中等教育。²⁸ 由於此一義務教育政策的工具變數不必然和工資函數迴歸模型中的殘差項關連，因此我們也將其納入進行後續的兩階段迴歸分析 (two-stage least square, 2SLS)。再者，為了檢視「教育年數」的內生性問題，我們考慮以下的線性模型：

$$\ln Y = c + \delta \text{EDU}_{\text{year}} + \alpha_1 \text{EXP} + \alpha_2 \text{EXP}^2 + \sum_j \gamma_j Z_j + \varepsilon,$$

其中 EDU_{year} 是該男性勞動者的對應「教育年數」；而 Z_j 則與正文中設定相同。兩個年度對應的 OLS 與 2SLS 的估計結果如附表 1 所示。比較表中 OLS 和 2SLS 的結果大致可以看出，異質穩健標準誤差的值在 2SLS 的分析中普遍較大，同時各年度各解釋變數的估計係數雖有些許差異，但正負符號皆相同。另外，針對我們主要關心的「內生性問題」，加入了前述有關同儕效果和義務教育政策變動兩個工具變數後，兩個年度對應的 Hausman 內生性檢

28 九年義務教育政策在 1986 年實施時，立即受到影響的為當時小學畢業、出生年份約為 1974 年（政策實施年份時為 12 歲）者，但因為在通過該《義務教育法》之前，便已陸續有中等教育補貼政策的施行，因此我們將出生年份為 1971 年（政策實施年份時為 15 歲）以前者，視為較少機會接受中等教育的一群勞動者。有關於中國大陸九年義務教育的拓展政策，可參考方光偉（2009）於中國大陸全國人民代表大會網頁所發表的文章，該網址為 http://www.npc.gov.cn/npc/xinwen/rdl/fzjs/2009-02/13/content_1470214.htm（最後點閱時間：2014 年 3 月 22 日）。

附表 1：1993 年與 2006 年 Mincer 方程式的 OLS 與 2SLS 估計結果

解釋變數	1993 年		2006 年	
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
EDUyear	0.039** (0.002)	0.030 (0.029)	0.078** (0.003)	0.093** (0.013)
EXP	0.029** (0.003)	0.028** (0.005)	0.029** (0.004)	0.030** (0.004)
EXP ²	-0.033** (0.007)	-0.033** (0.007)	-0.047** (0.008)	-0.044** (0.008)
Marital	0.244** (0.024)	0.257** (0.046)	0.280** (0.035)	0.266** (0.037)
Coastal	0.375** (0.018)	0.378** (0.021)	0.386** (0.020)	0.387** (0.020)
East	0.039* (0.016)	0.040* (0.017)	0.085** (0.023)	0.081** (0.023)
Central	-0.038** -0.015	-0.035* -0.017	0.049* -0.02	0.046* -0.021
SOE	-0.377** (0.099)	-0.361** (0.111)	0.387** (0.024)	0.362** (0.032)
UCE	-0.548** (0.101)	-0.541** (0.103)	0.061 (0.040)	0.052 (0.041)
FOE	0.213* (0.124)	0.239† (0.145)	0.237** (0.029)	0.220** (0.033)
Manufacture	0.049** (0.017)	0.034 (0.048)	-0.102** (0.023)	-0.078* (0.031)
Construction	0.112** (0.023)	0.095† (0.054)	0.064** (0.023)	0.087** (0.029)
Wholesale	-0.013 (0.025)	-0.028 (0.051)	-0.133** (0.033)	-0.114** (0.036)
Finance	0.116** (0.031)	0.103* (0.049)	-0.004 (0.038)	0.001 (0.038)
Service	0.029 (0.019)	0.038 (0.031)	-0.04† (0.021)	-0.035† (0.021)
Others	-0.049 (0.038)	-0.054 (0.041)	0.175** (0.039)	0.209** (0.050)
Constant	7.266** (0.106)	7.380** (0.368)	7.075** (0.066)	6.876** (0.176)
Hausman 內生性檢定				
χ^2 統計量 (<i>p</i> -value)	0.1122 (0.7376)		1.4248 (0.2326)	
<i>F</i> 統計量 (<i>p</i> -value)	0.1117 (0.7383)		1.4213 (0.2332)	

附註：EDUyear 為「教育年數」，而其餘各解釋變數的英文簡稱代號與正文中表 1 及表 2 同。括弧內的數字為該參數估計所對應之異質穩健標準誤差，**，*，† 分別表示 1%，5%，以及 10% 顯著水準。其中，1993 年的樣本數為 5805 而 2006 年則為 7830。Hausman 內生性檢定的虛無假設為「教育年數為外生」。

定結果 (χ^2 統計量和 F 統計量) 皆無法顯著拒絕「教育年數為外生」的虛無假設。

另值得注意的是，上述針對「教育年數」進行內生性檢定的線性模型與正文中使用於 Mincer 薪資方程式(1)的「教育程度」變數略有不同。正文中「教育程度」變數是依據勞動者「教育年數」，再進一步區分為初等、中等與高等教育三種級距的「類別變數」，而非直接以「教育年數」來呈現。²⁹ 雖然如此，就我們的分析結果而言，教育變數不管是用類別或是用年數的方式呈現於 Mincer 薪資方程式中，其他解釋變數對應的 OLS 估計結果不論在程度與方向上都沒有太大差異（可比較表 3 與附表 1 中各解釋變數的 OLS 係數估計值和標準差）。

29 除了直接以勞動者的教育年數代表教育程度外，文獻上關於以 Mincer 方程式來分析工資變化的研究，在不假設教育年數對工資變動的影響為線性關係下，教育變數也常以「類別變數」而非直接以「教育年數」來呈現。一般而言，這樣的架構常用於發展中國家的薪資變動研究。

附錄二：薪資所得分配的建構、估計與抽樣方法

令 $Y^{(t)}$ 為勞動者於年度 t 時取對數後的薪資所得，而 $k \times 1$ 向量變數 $X^{(t)} = [X_1^{(t)}, X_2^{(t)}, \dots, X_k^{(t)}]'$ 為勞動者的 k 個因素特徵。則 $Y^{(t)}$ 的條件分量 (conditional quantile) 線性模型設定為

$$Q_q(Y^{(t)} | X^{(t)} = \mathbf{x}^{(t)}) = \inf\{y: F_{Y^{(t)} | X^{(t)} = \mathbf{x}^{(t)}}(y | \mathbf{x}^{(t)}) \geq q\} = \mathbf{x}^{(t)'} \boldsymbol{\beta}^{(t)}(q), \quad (\text{A.1})$$

其中 $0 < q < 1$ 為所選定的分量， $\boldsymbol{\beta}^{(t)}(q)$ 為此分量下所對應的係數 (報酬率)， $F_{Y^{(t)} | X^{(t)}}(y | \mathbf{x}^{(t)})$ 則為對應之條件累積分配函數 (conditional cumulative density function)。 $\boldsymbol{\beta}^{(t)}(q)$ 的一致性估計式 (令為 $\hat{\boldsymbol{\beta}}^{(t)}(q)$) 可以藉由下列分量迴歸線性模型估計而來：

$$y_i^{(t)} = \mathbf{x}_i^{(t)'} \boldsymbol{\beta}^{(t)}(q) + e_i(q), \quad i = 1, \dots, N^{(t)},$$

其中， $y_i^{(t)}$ 為對應之資料觀察值，而 $e_i(q)$ 代表此模型在分量 q 時產生的誤差項。此模型及對應的估計方法與性質，可參閱 Koenker and Bassett (1978), Bassett and Koenker (1982; 1986) 或 Koenker (2005)。

另一方面，相較於 (A.1) 的條件分量模型，當考慮兩觀察年度 (t 及 s) 資料時，我們也可以定義相對應的擬真薪資所得。令 $\tilde{Y}^{(t)}$ 為勞動者以年度 s 的因素特徵 $X^{(s)}$ 於年度 t 時的取對數後的擬真薪資所得，則其滿足

$$Q_q(\tilde{Y}^{(t)} | X^{(s)} = \mathbf{x}^{(s)}) = \inf\{y: F_{\tilde{Y}^{(t)} | X^{(s)} = \mathbf{x}^{(s)}}(y | \mathbf{x}^{(s)}) \geq q\} = \mathbf{x}^{(s)'} \boldsymbol{\beta}^{(t)}(q). \quad (\text{A.2})$$

藉由此模型的設定，我們可將此擬真所得 $\tilde{Y}^{(t)}$ 想像成將具有年度 s 因素特徵的勞動者在年度 t 的報酬率下的所得。

薪資所得與擬真所得的邊際分配與抽樣方法

(A.1) 式描述了 $Y^{(t)}$ 的條件分配在第 q 分量下的行為，根據機率積分轉換定理 (probability integral transformation theorem)，當選定夠多的分量均勻散佈於 $(0, 1)$ 之間時， Y 於某一特定 $X^{(t)} = \mathbf{x}^{(t)}$ 下的條件分配將可被完整描繪出

來。此時若再讓 $\mathbf{x}^{(t)}$ 能從 $\mathbf{X}^{(t)}$ 的邊際分配中隨機產生，則我們將可以進一步描繪出 $\mathbf{Y}$ 的邊際分配。相對地，我們也可以根據 (A.2) 式及從 $\mathbf{X}^{(s)}$ 的邊際分配中隨機產生的 $\mathbf{x}^{(s)}$ 描繪出 $\tilde{\mathbf{Y}}^{(t)}$ 的邊際分配。

在實際的分配估計與操作上，為了能使分配建構更有效率，我們根據 Machado and Mata (2005) 方法，將估計與建構步驟修改如下：

步驟 1：選定 $q=0.01, 0.02, \dots, 0.99$, 共 99 個分量後，根據 τ 年度所有勞動者的觀察值 $y_i^{(\tau)}$ 與 $\mathbf{x}_i^{(\tau)}, i=1, \dots, N^{(\tau)}$, 計算 q 分量下對應的分量迴歸估計值 $\hat{\beta}^{(\tau)}(q)$, 其中, $\tau=s, t$.

步驟 2：以抽出放回的方式，從 s 年的因素特徵觀察值 $\mathbf{x}_i^{(s)}, i=1, \dots, N^{(s)}$, 與 t 年的因素特徵觀察值 $\mathbf{x}_i^{(t)}, i=1, \dots, N^{(t)}$, 中各隨機抽取 N_r 個值，分別將其表示為 $\hat{\mathbf{x}}_i^{(s)}$ 與 $\hat{\mathbf{x}}_i^{(t)}, i=1, \dots, N_r$ 。

步驟 3：根據前兩步驟的估計與抽樣，第 τ 年的薪資所得邊際分配抽樣（共 $99 \times N_r$ 筆）為

$$\{\hat{\mathbf{y}}_i^{(\tau)}\} := \{\hat{\mathbf{x}}_i^{(\tau)} \hat{\beta}^{(\tau)}(q), q=0.01, \dots, 0.99, i=1, \dots, N_r\};$$

而具有年度 s 因素特徵的勞動者在年度 t 的報酬率下的擬真所得 $\tilde{\mathbf{Y}}^{(t)}$ 的抽樣（共 $99 \times N_r$ 筆）則為

$$\{\hat{\mathbf{y}}_i^{(t)}\} := \{\hat{\mathbf{x}}_i^{(s)} \hat{\beta}^{(t)}(q), q=0.01, \dots, 0.99, i=1, \dots, N_r\}。$$

值得一提的是，此抽樣方法的理論性質已經在文獻上被證明，可參考如 Albrecht et al. (2009)、Autor et al. (2008)、Melly (2006) 與 Heinze (2010) 等研究。至於實證分析中的 N_r 設定為 5000，因此各分配的抽樣數量皆為 495000 (99×5000) 筆。

The Earnings Difference of Male Workers in Urban China between 1993 and 2006

Cheng-tao Tang

Assistant Research Fellow

Financial Research Institution, Taiwan Academy of Banking and Finance

Shih-hsun Hsu

Associate Professor

Department of Economics, National Chengchi University

ABSTRACT

Using urban household surveys in 1986 and 2006, this paper studies the change of men's earnings in urban China. We make use of the standard Mincer equation to perform Oaxaca—Blinder decompositions of the mean wage difference as well as recently developed quantile decompositions. We examine the extent to which earnings difference in different periods can be explained by workers' characteristics and returns to these characteristics both on average and for the whole earnings distribution. We find that earnings are positively correlated to experience and education across time, and the ownership type plays an important role in explaining earnings difference. In addition, the wage structure, in term of coefficients effect, exhibits a great shift in urban China's labor market as we perform a counterfactual analysis.

Key Words: China, earning function, quantile regression, Oaxaca—Blinder decompositions counterfactual analysis