

國立政治大學經濟學(系)研究所

碩士學位論文

中國農民工和城市勞工之薪資差異再探

-追蹤資料分析-

Re-examination of the wage differences between migrant  
workers and urban workers in China

-Panel Data Analysis-

指導教授：莊奕琦 博士

研究生：顧訓豪 撰

中華民國 106 年 1 月



## 摘要

從 2000 年起中國農民工即被經濟學家廣泛討論，但由於資料取得不易，研究方法和估計偏誤的修正皆存在限制。本文利用 2008 年和 2009 年 RUMiC 追蹤資料，得以控制除了樣本選擇性偏誤外的樣本的內生性和異質性問題，重新去探討中國男性農民工和男性城市居民的薪資差異。研究結果發現，在就業選擇方面，家庭成員的收入對於是否成為受薪勞工有很大的影響力，對於農民工而言，移動成本越高越需要成為穩定的受薪勞工；在薪資估計方面，城市居民利用追蹤資料分析的工作經驗回報率比起 OLS 估計低上許多，農民工則是有較 OLS 估計高的工作經驗回報率，在控制估計偏誤後，城市居民的教育回報率約為 10%，是農民工的 4.9% 的兩倍以上，與過往文獻出現相悖個結果，說明在沒有控制內生和異質性問題下，城市居民的教育回報率被嚴重的低估，可能造成後續估計上出現不同的結果，本文利用追蹤資料薪資估計結果在進行 Oaxaca 薪資差異分解，發現其差異約 70%-80% 歸咎於農民工和城市居民的稟賦差異，只有約 20%-30% 來自於不可解釋部分，被視作歧視性薪資差異，而其中教育年數不再是足以弭平歧視的要素之一，工作經驗變成消除農民工在職場受到的歧視唯一強大的要素。

關鍵詞：中國勞動市場、農民工、城市勞工、戶口制度、勞動市場二元化、薪資差異、薪資歧視、追蹤資料、Oaxaca 薪資分解、教育報酬率、Hausman Taylor Model、固定效果模型、隨機效果模型。

## 目次

摘要 .....	1
第一章 文獻回顧 .....	4
第二章 資料說明 .....	9
第一節 資料來源 .....	9
第二節 變數說明 .....	11
第三節 樣本處理 .....	13
第四節 樣本特性 .....	15
第三章 估計方法 .....	19
第一節 就業選擇估計模型 .....	19
第二節 薪資估計模型—追蹤資料 .....	19
混和迴歸模型 (Pooled Regression Model) .....	20
固定效果模型 (Fixed Effects Model) .....	21
隨機效果模型 (Random Effects Model) .....	21
Hausman Taylor Model .....	22
第三節 Oaxaca 薪資分解 .....	24
第四章 實證結果與分析 .....	26
第一節 工作選擇估計 .....	26
第二節 薪資估計 .....	28

Pooled Regression Model .....	29
Random Effects Model .....	30
Fixed Effects Model .....	31
Hausman-Taylor Model .....	34
第三節 薪資差異分解 .....	37
第五章 總結 .....	42
附錄 .....	45
參考資料 .....	46



## 第一章 文獻回顧

中國共產黨於 1949 年掌握政權，面對戰後大量的勞動人口，共產黨進行土地改革，將土地還於農民，以確保戰後的經濟穩定，對於人口的流動並無嚴格限制。一直至 1958 年頒佈了第一部戶籍制度《中華人民共和國戶口登記條例》，要求國民確實登記詳細的戶口資料，嚴格限制城市間以及農村與城市間的勞動力流動，造就了目前中國的城鄉分離的二元經濟模式(中國經營報, 2001)。Meng(2012)認為造成此二元經濟的背景原因有二：一是因為農業生產力低落，需要以大量的勞動力投入農業生產才得以自給自足；二是為了確保城市得以持續發展，形成農村支持城市的城鄉二元經濟的模式。

這種嚴格的限制到 1975 年始見曙光，取消於憲法內關於公民遷移自由的條文，解除了人民因離開戶籍地會違憲的疑慮，但這仍然不足以讓農民放下既定的崗位，出去尋找其他機會。到 1978 年三中全會確立了「對內改革，對外開放」的方向，中國共產黨逐漸容忍社會主義中存在市場經濟，承認了物質所擁有的激勵誘因，加上家庭聯產承包制的成功，間接解放了農村的生產力。自 1978 經濟改革以來，農民工成為中國經濟成長的主要動力來源。當城市為了經濟成長而賦予農民工短期的工作權，卻不給予其他相對應的福利條件，造成農民工在城市工作條件嚴苛，以及中國長期的戶口制度帶來法律上的身分不平等的情況，造就了中國城市二元的勞動市場。

中國農民工是生存在現有體制夾縫中的一群勞工，而從 2000 年左右學者才開始對於中國農民工熱烈討論，Zhao (1997)就以家計為單位，藉由在 1994-1995 農曆新年期間在四川採樣，分析影響家戶中有外出外出務工人員的因素，這是對農民外出務工因素分析的文章先驅之一。根據本研究的統計數據，教育程度越高的農村勞工越傾向成為受薪職業的農民工，願意成為農民工的農村勞工其教育程度比起留在原鄉農村居民的來得高，不只符合人力資本理論所說的，當勞工的教育程度超過原鄉的發展程度時，勞工會為了尋求其他工作機會而移

動，更可以從過往的文獻中找到相同的結果(Shi, Heerink, Qu, 2006; Hu, Xu & Chen, 2011; Li and Zahniser, 2002; Zhu, 2002)。相反的，從資料中亦可發現，自農村移動到城市的農民工，其平均教育程度比城市居民來得低。而為了探討農民工在相對劣勢的情況下，其薪資和教育回報率與城市居民的差異，本文的主要研究範疇設定為中國的城市勞動市場。根據文獻，農民工在城市中的工作性質與其教育程度有很大的關係，就 Zhang, Ouyan, & Jiang(2004)的估計發現，所有農民工中只有 10%為高中畢業，30%中學畢業，和 30%小學畢業，並且有 80%的農民並未受到正式的職業訓練。在相對劣勢的教育和訓練程度下，農民工只能在城市從事技術性較低的工作(Fleisher & Wang, 2004; Meng, 2012)。但是，農民工對於縮小中國城鄉差距卻是功不可沒(Demurger & Xu, 2011)。

Meng (2012)指出農民工於 1990 年到 1997 年由約 2500 萬人增加到 3700 萬人，到了 2009 年暴增至 1 億 4500 萬人，並且根據 2005 年中國人口普查，農民工占城市勞動力的 25%，即使農民工為數龐大，相對於有當地戶口的城市居民和農村居民，討論城市農民工的文獻仍然非常有限。其中討論教育對於薪資貢獻率的文獻，由於農民工並不會長期待在同一個地點，造成取樣和調查上的困難，早期的多數文獻都停留在針對城市居民的討論(Byron and Manaloto, 1990; Li, 2003; Liu, 1998; Wang, 2013; Zhang et al., 2005)，或是對於農村居民的討論(de Brauw and Rozelle, 2008; Wei et al., 1999)。

對於城市勞工的討論，較早期的針對 1980 年代的文獻(Byron and Manaloto, 1990; Liu, 1998)中發現，中國城市居民的教育對於薪資報酬率約莫落在 4%，不只低於同時期亞洲平均的 9.6%，甚至低於世界平均的 10.1% (Psachaporoulos, 1994)。中國政府在 1978 年開始的一連串經濟改革措施，使學者開始注意改革開放對於城市勞工教育報酬率的影響(Li, 2003; Zhang et al., 2005; Chen and Hamori, 2009)，Zhang et al.(2005)就利用中國國家統計局的資料，發現中國城市居民的教育報酬率從 1988 年的 4%上升到 2001 年的 10.2%。



另外一方面，對於農村居民的研究，Wei et al. (1999)利用 1991 年六個省的資料，發現中國農村居民的教育報酬率整體落在 4.8%，並且發現農村居民的教育報酬率會因為地方的經濟發展而有所差異，這個結果與同時期的城市居民相差不遠(Li, 2003)。但是農村和城市的差距在，1980 年之後開始變大，依據 de Brauw and Rozelle (2008)的研究指出從事非農工作的農村居民的教育報酬率從 1990 的 2.3%上升到 2000 年代末期的 6.4%，相同於城市居民，農村居民的教育報酬率也是逐年增加，但是與城市的差距卻開始擴大。

然而，對農民工的研究由於資料取得不易，使相關研究受限，直到近 2000 年才有學者開始有區域性的討論，Zeng (2004) 利用 2000 年的 616 筆在成都的農民工資料，發現農民工的教育報酬率為 1%；Meng and Zhang (2001)針對 1995-6 年間的上海市勞工研究，發現農民工的教育報酬率為 4.8%，比城市居民的 3.8%高。近年由於農民工議題逐漸受到重視，使得官方的統計數據中也開始將農民工視為重要的調查對象，因此學者有更多材料得以研究中國農民工，Magnani and Zhu (2012)就利用 2002 年中國家庭收入調查(CHIP)資料，發現農民工的教育報酬率為 4%，而且女性的教育報酬率較男性略高。同時間，學者也開始探討中國城市內勞動市場的分級和歧視現象(Liu, Meng, and Zhang, 2000; Appleton, Knight, Song, and Xia, 2004; Meng and Zhang, 2001; Lee, 2012; 莊奕琦和楊孟嘉, 2012)。Lee(2012)和莊奕琦和楊孟嘉(2013)都在控制樣本選擇性偏誤的情況下，利用 Oaxaca 薪資分解法解釋城市居民和農民工的薪資差距，發現不可解釋的薪資差距介於 28%~69%，並將其歸咎於戶口制度帶來的薪資歧視。

目前學者討論中國勞工的教育報酬率和薪資差異的文獻數量已經非常龐大，就算是農民工，也因為被納入官方普查系統以及被大眾普遍重視等因素，使得相關研究被學者廣泛討論。但是，關於估計上的偏誤修正問題卻還留有很大的討論空間，多數學者會針對樣本選擇性的偏誤作修正，因為農民工與城市居民有許多本質上差異，例如農民工教育程度較低、年紀較輕、城市的工作經



驗較短、沒有健康保險和面對職場上的限制等因素(Demurger et al., 2009; Lee, 2012; Wang et al., 2011), 使得在抽樣上的產生一定程度的偏誤。本文章利用 Heckman(1979)兩階段估計法, 計算出 Mills 反比例以修正樣本選擇偏誤的問題, 更將重點放在處理變數的異質性和內生性問題, 其中教育就是一個非常可能有異質性和內生性變數。

在一般橫斷面資料分析中, 由於沒有控制無法被觀察到的樣本特性, 可能會因為樣本的異質性而影響變數的估計值, Akay et al.(2012)、Belton et al.(2011)和 Rong(2015)就指出中國勞工, 特別是農民工, 在教育和成長背景具有非常顯著的異質性, 若不處理恐會導致估計係數可能會出現偏誤。依據文獻(Antonio et al. 2010; Inmaculada & Victor, 2004), 本文藉由取得追蹤資料以及 Hausman and Taylor(1981)的估計法的特性, 得以捕捉不同樣本中無法被觀察的特性, 並控制異質性的問題。

過往處理內生性問題的方法, 都以工具變數(Instrumental Variable, IV)估計法為主流, 而又以觀察樣本的教育年數為主要的處理變數, 像是以父母的教育年數來當作工具變數(Hausman and Taylor, 1981), 或是用教育的供給面變數去當作工具變數, 如大學的距離和義務教育相關法令的改變(Card, 1993; Harmon and Walker, 1995)等。中國則是從 2004 年起, 經濟學者開始針對教育的內生性作修正, 例如 Chen and Hamori (2009)、Fleisher et al. (2005)和 Heckman and Li (2004)等人都不只修正樣本選擇性偏誤, 更利用工具變數(IV)來修正教育內生性問題。但是 IV 估計有其困難和不理想之處。工具變數必須與內生變數相關, 但是必須與殘差項無關(Rank Condition), 這個條件造成經濟學家在選擇工具變數時很容易被質疑的原因之一(Bound et al., 1995; Card, 1999), 因為很難證明所選的工具變數嚴格的遵守 Rank Condition, 只與內生變數相關, 與隨機誤差完全無關。除了這個條件之外, 工具變數不能被納入在薪資迴歸中(Exclusion Condition), 並且工具變數的數量必須比內生變數多(Order Restriction), 使得工具變數的選擇更加

困難。在追蹤資料可以取得的情況下，Hausman and Taylor 在 1981 年提出的估計法(此後稱作 HT 估計法)，利用追蹤資料的特性，直接使用原本的解釋變數來作為內生變數的工具變數，因此不需要去找其他與被解釋變數無相關的變數來當作工具變數，同時也不用將工具變數排除在迴歸估計式中，避免解釋變數不完整和工具變數難以選擇的問題。

本研究的目的是在於，藉由 2008 和 2009 年 Rural-Urban Migrants in China(RUMiC)兩年期的城市居民和農民工追蹤資料以及 HT 估計法，修正變數異質性和內生性的問題，以正確估計城市居民和農民工的薪資、教育回報率和各項變數後，重新檢視和分析中國城市中城市居民和農民工的薪資差異。



(第二章請翻至第 9 頁)

## 第二章 資料說明

### 第一節 資料來源

本研究主要是利用追蹤資料，探討教育和工作經驗對中國從事受薪工作的農民工薪資的影響。其資料來自於「中國印尼農民工研究」(Rural-Urban Migration in China and Indonesia, RUMiCI) 中的第一次 2008 年和第二次 2009 年中國的訪查資料，因印尼不是本文的研究對象，因此將把資料簡稱為 RUMiC (Rural-Urban Migration in China)。此橫斷面跨期的問卷資料由澳洲國立大學 (Australia National University)、昆士蘭大學 (University of Queensland) 和北京師範大學 (Beijing Normal University) 的學者組成的國際研究團隊共同發起，並且獲勞動研究機構 (Institute for the Study of Labor, IZA) 協助完成，用於科學研究。此調查資料資金來源，由澳洲研究議會 (Australia Research Council)、澳洲國際發展署 (Australian Agency for International Development AusAID)、福特基金會 (Ford Foundation)、勞動研究機構 (IZA) 和中國社會科學基金 (Chinese Foundation of Social Sciences) 共同提供。

此調查資料令訪員進行家戶面對面的問卷訪查，調查期間為五年，自 2008 年到 2012 年，目前中國已完成五次訪查。此訪查主要是針對中國內部遷移勞工的社會、經濟和福利狀態的調查，問項包括工作、收入、小孩、生理狀況、心理健康、教育和與所在的社區的融入程度等各個層面。

RUMiC 將訪查對象依戶籍和工作型態分作三組不同族群：農村居民、農民工和城市居民。調查區域範圍如圖所示，農村居民樣本來自於九個省和一個直轄市，包含：江蘇省、浙江省、廣東省、安徽省、河南省、湖北省、河北省、四川省、重慶市；在城鎮的農民工樣本來自於十五個城市，分別為：上海、南京、無錫、杭州、寧波、合肥、蚌埠、東莞、深圳、廣州、鄭州、洛陽、武漢、成都和重慶；城鎮居民樣本來自於同農民工的十五個城市以外，還包含：

建德、安陽、樂山、綿陽，共十九個城市。

RUMiC 將訪查資料進一步分作個人層級和家戶層級，個人層級的問題包含四大主題：家戶組成、個人教育狀況、個人就業狀況以及子女狀況；家戶層級分作六大主題：社交狀況、重大事件、家戶收入、家戶資產、家戶狀況以及老人家情況。RUMiC 樣本總是達一萬八千個家戶單位，其中農村家戶八千個、農民工家戶五千個以及城市家戶五千個。

RUMiC 的城市住戶調查由中國國家統計局（NBS）負責執行，農民工家戶調查委託民營調查機構 Datasea Marketing Research 執行。各個城市的抽樣數以十五個城市的相對人口比例為依據。RUMiC 不採取過往以居住地做抽樣地區根據，而是採用工作地為抽樣的地區根據，主要是因為中國農民工有很大一部分居住在工作地，如宿舍和建築工地等，以避免農民工抽樣上的缺漏。

表 2-1

RUMiC 農民工和城市居民調查原始資料數量

	家戶數	個體樣本數	薪資工作者	男性薪資工作者 (新住戶/舊住戶)
2008 年城市居民	5006	14697	6562	3684
2009 年農民工	5007	8446	5104	3093
2008 年城市居民	5000	14589	6439	3605
2009 年農民工	5243	9347	5131	2099/1006

註：2009 年農民工調查分作新住戶和舊住戶，本文因使用追蹤資料，故只會使用舊住戶資料。

從第二次訪查開始 RUMiC 即將訪查再分成舊住戶和薪資住戶，有賴於舊住戶調查，我們可以將兩年度（2008 年和 2009 年）的資料併成追蹤資料，這也是本文的研究基礎，但是因為農民工多屬於流動性的打工人口，要連續兩年在同一個訪查住址找到相同住戶做訪查有一定的難度，因此追蹤資料的樣本數相

對於整個農民工族群來得小許多。依據本文的研究主題，只用 2008 年和 2009 年農民工和城市居民調查，本文的追蹤資料來自以下的九個省中的城市或直轄市：東南沿海的上海、江蘇、這將和廣東，中部地區是安徽、河南以及湖北，西部地區則是重慶與四川。每筆家戶資料包含所有與戶主同住的個人資料，像是戶主配偶、子女、父母和與戶主同住的親朋好友，故原始資料調查個數龐大，其中農民工和城市居民調查的詳細樣本數列於表 2-1。

## 第二節 變數說明

RUMiC 內資料豐富，本文主要利用個人特質以及職業相關變數為主，包含月收入、平均時薪、年齡、性別、健康狀態、婚姻狀況、教育程度、當前工作累積年資、每週工時、扶養子女個數、合約類型、單位所有權、職業和務工省市以及工作動機獨立變數。各變數詳細說明列於表 2-2。

表 2-2

相關變數說明

變數名稱	說明
<b>個人層面</b>	
月收入	樣本每月總收入，以人民幣表示。
每周工時	樣本每周總工時，以小時表示。
平均時薪	樣本平均時薪=月收入/(4*每週工時)，以人民幣表示。
年紀	樣本在 2008 年的實際年齡。
已婚	以虛擬變數表示，1 表示已婚或同居，0 表示其他。
非漢族	以虛擬變數表示，1 表示非漢族，0 表示為漢族。
健康狀況	個人自評鑑健康狀況，共 4 級，1 表示健康極佳，4 表示健康極差。
小孩個數	家戶中 16 歲以下和 16 以上在學兒童個數。
年資	在目前單位任職年數。
工作經驗	從第一份工作開始，直到現在的工作年數。
教育年數	受過的教育年數。
大學以上學歷	以虛擬變數表示，1 表示有大學以上的學歷，0 表示大學之下的學歷。
<b>合約類型</b>	合約皆以虛擬變數表示：
固定工	長期任用，沒有規定任用期限的職工。
長期合約工	一年以上工作合同的職工。
*短期合約工	一年以下工作合同的職工。

無合約工	無工作合同的職工。
<b>單位所有權</b>	單位所有權皆以虛擬變數表示：
政府所有或控股	由國家或集體獨資或控有多數股權的事業單位。
私人所有或控股	由國內私人獨資或控有多數股權的事業單位。
*外資所有或控股	由外資獨資或控有多數股權的事業單位。
其他所有權	不屬於以上分類的所有權。
<b>職業</b>	職業皆以虛擬變數表示：
管理和專業技術人員	從事管理階層和具專業技術的人員，例如資本家、企業經歷人員、政府官員、工程師、醫生、教師、研究員。
一般商業人員	從事一般僅需較低專業技術要求，且工作較制式化的職業。例如行政辦公管理人員、營業員。
*服務工作人員	從事服務性工作的人員。例如飯館服務員、廚師、司機。
生產操作人員	從事單純體力或操作工作的人員。例如建築工人、生產加工人員、搬運工人。
<b>務工省市</b>	務工省市皆以虛擬變數表示：
上海	包含上海的居民。
浙江	包含杭州、寧波、建德的居民。
江蘇	包含南京、無錫的居民。
廣東	包含廣州、東莞、深圳的居民。
安徽	包含合肥、蚌埠的居民。
河南	包含鄭州、洛陽、安陽的居民。
湖北	包含武漢的居民。
重慶	包含重慶的居民。
*四川	包含成都、樂山、綿陽的居民。
<b>就業選擇獨立變數</b>	
其他收入人員	家計中除了自己以外，月收入在 500 元以上之人數。
每月消費支出	家戶每月消費性支出，單位為人民幣。
<b>移動距離</b>	移動距離皆以虛擬變數表示：
省內移動	務工省市和家鄉省市為相同。
隔省移動	務工省市和家鄉省市為相鄰。
跨省移動	務工省市和家鄉省市暨非相同亦不相鄰。
註：*號表示該變數在迴歸中為參照族群	

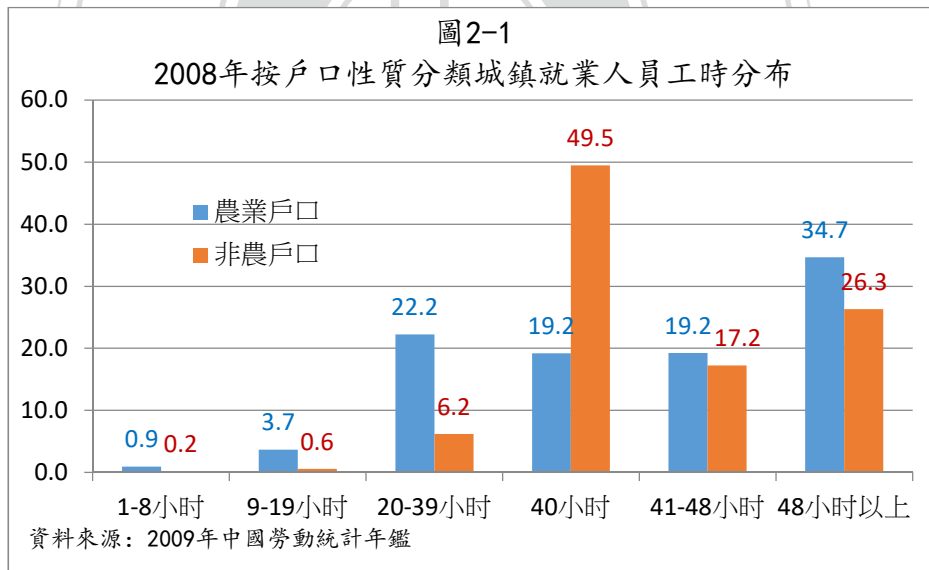
工作動機獨立變數，是在計算估計勞工選擇就業與否所用的獨立解釋變數，與農民工薪資並沒有直接關係，但是作者認為對於勞工是否選擇從事薪資性工作具相當程度的影響力。其中移動距離和其他收入人員，是由作者藉由 RUMiC 中的問題自行計算。移動距離是以目前調查對象的務工省市和家鄉所在



省市計算，若務工省市和家鄉省市為相同的，視其為省內移動，若務工省市和家鄉省市為相鄰的，則視其為鄰省移動，若務工省市和家鄉省市暨非相同亦不相鄰，視其為跨省移動。其他收入人員，此數字代表不包含觀察樣本個體，其他家計成員月收入在 500 元人民幣以上的成員個數。

### 第三節 樣本處理

根據中國法律規定，中國勞動適齡人口為 16 歲以上屆至退休，而男性退休年齡至 60 歲，女性退休年齡為 55 歲，本文取樣年齡及定在 16 歲至 60 歲。中國法定工時為每日 8 小時，每周不得超過 40 小時，但因中國法定工時執行效果不彰，即使在城市地區仍有許多勞工平均工時皆在 40 小時以上，尤其是農民工多不受法律保障。



根據中國勞動年鑑，2008 年城鎮男性勞工平均工作時數為 45.7 小時 / 周，城鎮女性平均工作時數為 43.1 小時 / 周，若依照戶口性質分類，如圖 2-1，農業戶口的城鎮就業人員工時在 20 小時以上的達 95.4%，而非農戶口的城鎮就業人員工時在 20 小時以上的達 99.2%，然而依照法定工時每周工時為 40 小時的農業戶口的城鎮居民只有 19.2%，非農戶口的城鎮居民符合法定工時的人將近



一半，另一方面，工時超過 40 小時的農業戶口的城鎮就業人員超過 50%，而非農戶口的城鎮就業人員也超過 40%。

除此之外，中國各地區最低工資不一，利用王梅教授 2012 年整理中國各地區最低薪資可知；如表 2-2 所示；以東南沿海最高，最低時薪最高達 850 元人民幣到 960 元人民幣，中西部最低時薪最高只有 560 元人民幣到 680 元人民幣。為與實際數據吻合，本文延用莊奕琦、楊孟嘉（2012）的定義，全職受薪勞工為每週工時達 30 小時以上，而薪資設定為每月 500 元人民幣以上。除此之外，為了避免勞動經濟學分析中，因性別而造成的估計偏誤，本文只針對男性勞工作分析。

表 2-2 2008 年中國各地區最低薪資

地區	最低工資 (人民幣/月)	
上海	960	
東部	浙江	690-960
	江蘇	590-850
	廣東	530-860
中部	安徽	390-560
	河南	450-650
	湖北	450-700
西部	重慶	520-680
	四川	450-650

資料來源：王梅(2012)，「最低工資與中國勞動力市場」

經過以上條件篩選，兩年都從事受薪工的男性城市居民共有 1472 人，去除資料缺漏樣本後，男性城市居民的的追蹤資料共 1380 人，總資料有 2760 筆。2008 年和 2009 年都從事受薪工作的男性農民工共有 857 人，去除資料缺漏樣本後，農民工追蹤資料共 756 人，總資料有 1512 筆資料。本研究將以此樣本數為基礎，各式迴歸分析的比較，找出教育、工作經驗和各種相關變數對薪資報酬的影響。

## 第四節 樣本特性

本文藉由 RUMiC2008 和 2009 年的城市勞工調查，對中國從事受薪工作的男性城市居民和農民工作分析，經由本章第三節的樣本處理後，各族群各年度的資料統計列於表 2-3。

表 2-3 中可以發現城市居民不只是月薪筆農民工來得高，2008 年和 2009 年城市居民的平均月薪都是農民工近 1.7 倍，每週工時也筆農民工來得低，2008 年和 2009 年城市居民平均每週工時都比農民工少 15 小時以上，造成城市居民的時薪是農民工的兩倍以上。但是，在 2008 年和 2009 年間月薪的上升幅度上卻是農民工高於城市居民，城市居民月薪上升幅度為 17.3%，農民工則是 18.3%。本文的目的就在於，在考慮各向估計偏誤後，找出城市居民和農民工的薪資差距的真正因素。

表 2-3 資料統計

變數名稱	2008 年城市居民		2009 年城市居民		2008 農民工		2009 年農民工	
	平均	標準差	平均	標準差	平均	標準差	平均	標準差
月薪	2595.34	(2162.660)	3044.85	(3267.986)	1536.65	(678.209)	1818.44	(818.043)
每週工時	43.913	(9.017)	43.676	(7.736)	59.813	(15.168)	58.882	(14.938)
時薪	15.377	(13.318)	18.076	(20.062)	6.915	(3.762)	8.308	(4.521)
年紀	41.158	(9.748)	42.158	(9.748)	30.996	(9.473)	31.996	(9.473)
已婚	85.1%	(0.356)	86.6%	(0.341)	55.8%	(0.497)	59.3%	(0.492)
健康狀況	2.055	(0.695)	2.161	(0.667)	1.753	(0.759)	1.959	(0.751)
非常好	20.0%	(0.400)	14.1%	(0.348)	42.9%	(0.495)	28.4%	(0.451)
好	56.1%	(0.496)	57.1%	(0.495)	40.3%	(0.491)	49.1%	(0.500)
一般	22.4%	(0.417)	27.4%	(0.446)	15.5%	(0.362)	20.6%	(0.405)
差或很差	1.6%	(0.124)	1.4%	(0.117)	1.3%	(0.114)	1.9%	(0.135)
家計小孩個數	0.653	(0.544)	0.660	(0.546)	0.586	(0.726)	0.667	(0.774)
非漢族	0.9%	(0.093)	0.9%	(0.093)	1.7%	(0.130)	1.7%	(0.130)
年資	4.012	(3.986)	4.063	(3.968)	13.948	(10.825)	14.836	(11.188)
工作經驗	8.627	(6.167)	9.627	(6.167)	14.698	(10.884)	16.294	(11.201)
教育年數	9.638	(2.499)	9.638	(2.499)	12.517	(3.281)	12.517	(3.281)
大學以上學歷	39.1%	(0.488)	39.1%	(0.488)	6.1%	(0.239)	6.1%	(0.239)

<b>合約類型</b>								
固定工	42.5%	(0.494)	40.5%	(0.491)	10.4%	(0.306)	15.2%	(0.359)
長期合約工	44.6%	(0.497)	48.9%	(0.500)	47.2%	(0.500)	44.8%	(0.498)
短期合約工	5.4%	(0.227)	3.0%	(0.171)	9.5%	(0.294)	9.3%	(0.290)
臨時工	7.5%	(0.263)	7.5%	(0.263)	32.8%	(0.470)	30.7%	(0.462)
<b>單位所有權</b>								
國家所有或控股	67.6%	(0.468)	67.5%	(0.468)	16.7%	(0.373)	18.9%	(0.392)
私人所有或控股	25.6%	(0.436)	25.0%	(0.433)	77.2%	(0.420)	74.5%	(0.436)
✧外國所有或控股	4.5%	(0.206)	4.4%	(0.205)	5.7%	(0.232)	6.6%	(0.249)
其他所有權	2.4%	(0.152)	3.2%	(0.175)	0.4%	(0.063)	0.0%	(0.000)
<b>職業</b>								
管理和專業技術人員	36.4%	(0.481)	34.8%	(0.476)	4.0%	(0.195)	8.1%	(0.273)
一般商業人員	24.4%	(0.429)	24.7%	(0.432)	15.3%	(0.361)	13.9%	(0.346)
✧服務工作人員	12.3%	(0.329)	13.2%	(0.338)	49.5%	(0.500)	49.9%	(0.500)
生產操作人員	26.9%	(0.444)	27.3%	(0.445)	31.2%	(0.464)	28.2%	(0.450)
<b>務工省市</b>								
河南	10.9%	(0.312)	10.9%	(0.312)	12.4%	(0.330)	12.4%	(0.330)
江蘇	11.6%	(0.320)	11.6%	(0.320)	7.7%	(0.266)	7.7%	(0.266)
✧四川	11.6%	(0.320)	11.6%	(0.320)	6.1%	(0.239)	6.1%	(0.239)
湖北	7.5%	(0.264)	7.5%	(0.264)	5.8%	(0.234)	5.8%	(0.234)
安徽	11.3%	(0.317)	11.3%	(0.317)	9.8%	(0.297)	9.8%	(0.297)
上海	13.5%	(0.342)	13.5%	(0.342)	8.9%	(0.284)	8.9%	(0.284)
浙江	12.0%	(0.325)	12.0%	(0.325)	12.8%	(0.335)	12.8%	(0.335)
廣東	14.5%	(0.352)	14.5%	(0.352)	21.0%	(0.408)	21.0%	(0.408)
重慶	7.0%	(0.255)	7.0%	(0.255)	15.5%	(0.362)	15.5%	(0.362)
<b>工作動機獨立變數</b>								
其他收入人員	0.875	(0.613)	0.875	(0.611)	0.632	(0.925)	0.435	(0.622)
家計消費					15195.12	(9862.489)	18317.56	(10508.030)
<b>移動距離</b>								
省內移動					54.9%	(0.498)	54.9%	(0.498)
隔省移動					24.1%	(0.428)	24.5%	(0.430)
跨省移動					21.0%	(0.408)	20.6%	(0.405)
樣本數	2760		2760		756		756	

城市居民樣本平均年紀比農民工小 10 歲左右；城市居民的已婚率比農民工來得高，但是 2008 年到 2009 年不論是城市居民或農民工已婚率都有些微上

升；城市居民健康狀況兩年間變化不大，但是農民工非常好的健康比例卻在 2009 年下降許多，本文認為農民工差異來自於問卷本身是詢問回答者，相較於其他同年齡者，自認為的主觀健康狀況，於 2009 年已是第二波調查，除了調研者更有經驗外，回答者對於該調研的戒心也下降，造成與 2008 年的結果有落差的情況；城市居民平均家計小孩個數在兩年間幾乎沒有變化，維持在 0.65~0.66 之間，農民工在 2008 年時小孩個數原本小於城市居民，但是在 2009 年時平均值已追上城市居民，2009 年時農民工的平均家計小孩個數為 0.667；非漢族的比例，城市居民比農民工，但非漢族的勞工在兩個族群內都是絕對的少數，說明城市中的勞工仍以漢族為主要民族；城市居民的教育年數比農民工約低 3 年；而大學以上學歷的比例，農民工只有約 6%，城市居民則近 40%；城市居民的工作經驗也比農民工來得高約 6 年，城市居民約為 14~16 年，農民工約為 8~10 年，這也說明了城市居民大概是從 26 歲左右才出來工作，而農民工則是 21 歲左右；城市居民的年資與工作經驗非常接近，說明城市居民很少換工作，相反的，農民工的年資則低上許多。這些個人相關的統計數據符合過去文獻對中國城市勞工的研究的結果，農民工偏向是比較年輕、沒有婚姻束縛和較早開始務工的一群，相反的，城市居民則是年紀較大、有家庭和較晚開始工作的一群。

在其他各個層面上的變數，城市居民在長期合約以上的比例，不論 2008 年或是 2009 年皆超過 80%，農民工則落在 50%~60% 左右，雖然長期合約工的比例與城市居民相去不遠，固定工的比例卻遠低於城市居民，農民工臨時工的比例則是市居民 4 倍左右，說明農民工在職場上面臨的苛刻條件，合約類型集中在具有時間束縛性的長期合約和沒有工作保障的臨時工。從單位所有權亦可解釋合約類型的差異，不論在 2008 年或是 2009 年集中在國家所有或控股的單位工作的城市居民皆超過 67%，而農民工則是集中在私人所有或控股的單位，即使兩年間有些微變化，2008 年和 2009 年皆超過 74%，因為國家單位的聘僱制

度較私人單位有保障，故城市居民的永久聘僱合約比例也較高，更可以說明農民工在城市中不被國企青睞，只好轉向保障較差的私企，支持了在合約類型上的觀點。在職業方面，城市居民分佈以管理和專業計技術人員最高，其次為生產操作人員和一般商業人員，以一般服務人員比例最低，相反的，農民工則以擔任一般服務人員的比例最多，管理和專業計技術人員最低，城市居民和農民工可以說在職業上互補，但是也可以看出，農民工的職業集中在較低端的類型，或是城市居民較不願意擔任的類型。

在樣本的務工地區分布上，廣東、浙江和河南為主要農民工分布地區，城市居民各地樣本比例差異不大。

最後，在工作動機獨立變數方面，城市居民的其他收入成員人數幾乎沒變，而農民工反而下降，從資料中可以發現，農民工的家戶數增加，是影響此變數的下降的主要原因，農民工分家的情況比城市居民更早、更頻繁，使得家中其他收入人員變小。農民工家計消費兩年間成長幅度約為 20%，說明農民工消費力的確有在上升，與中國內部轉型有關。農民工的移動距離以最近的省內移動最多，超過 50%，隔省移動居次，跨省移動最少。

(第三章請翻至第 19 頁)

## 第三章 估計方法

### 第一節 就業選擇估計模型

為了比較不同族群在不同年度對於就業選擇的變化，本文將針對各年度各族群的就業選擇做估計，以經濟學家常用的二元選擇模型 Probit 模型估計勞工的就業選擇，方程式如下：

$$\text{Employee}_i^{gT} = (H_i^{gT})\delta^{gT} + \epsilon_i^{gT} \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N_g; g = U, M; T = 2008, 2009$$

其中， $i$ 為勞工個人， $g$ 為族群身分(即城市勞工U或農民工M)， $T$ 代表2008年度的資料或是2009年度的資料， $\text{Employee}_i^{gT}$ 為一虛擬變數，若 $g$ 族群勞工在 $T$ 年選擇為受雇勞工，則 $\text{Employee}_i^{gT} = 1$ ，若勞工選擇不就業、成為自雇勞工或其他，則 $\text{Employee}_i^{gT} = 0$ 。 $H_i^{gT}$ 為影響 $g$ 族群勞工在 $T$ 年選擇的受雇與否的相關變數， $\delta^{gT}$ 代表相關變數的估計向量， $\epsilon_i^{gT}$ 代表殘差項。藉由 Probit 模型估計結果求算 Inverse Mills Ratio (IMR) =  $\lambda_i^g = \frac{\phi(H_i^g \delta)}{\Phi(H_i^g \delta)}$ ，其中 $\phi$ 代表標準常態機率密度函數(standard normal probability density function)， $\Phi$ 代表標準常態累積機率函數(standard normal cumulative distribution function)，每個觀察個體得到不同的IMR，並將加入以下不同薪資估計模型之中，用以修正樣本選擇性偏誤的問題。

### 第二節 薪資估計模型—追蹤資料

過往文獻在研究薪資差異和人力資本回報率時，由於資料取得不易，多使用橫斷面估計模型。本文藉由由2008年和2009年RUMiC資料所組成的追蹤資料(Panel Data)能同時發揮橫斷面資料和時間序列資料的特性，並克服橫斷面資料因為個體特性差異所造成的異質性問題(Heterogeneity)，以及時間序列資料可能會有的序列相關(Serial Correlation)的問題。Hsiao(1986)研究結果，使用追蹤資



料有以下好處：

1. 提供更多的樣本數和模型自由度。
2. 減少共線性的問題。
3. 減低個體加總所產生的偏誤。
4. 避免橫斷面與時間序列資料單獨檢定時發生的誤差。
5. 可控制樣本的異質性。

依據討論主題和樣本特性，經濟學家會選擇不同的追蹤資料估計模型。為了比較各模型的優異，本文在薪資估計時使用混和迴歸模型(Pooled Regression Model)、隨機效果模型(Random Effects Model)、固定效果模型(Fixed Effects model)和 Hausman-Taylor Model。加入 IMR( $\lambda_i^g$ )的追蹤資料基本迴歸模型如下的：

$$Y_{it}^g = \alpha_i^g + (X_{it}^g)\beta^g + (\lambda_{it}^g)\delta^g + e_{it}^g \quad (2)$$
$$i = 1, \dots, n^g; g = U, M; t = 1, 2$$

其中， $Y_{it}^g$ 代表月薪的自然對數， $n^g$ 代表資中共有幾組觀察值， $g$ 代表族群(U=城市居民、M=農民工)， $t$ 代表不同的年度(1=2008年、2=2009年)， $\alpha_i^g$ 代表截距項，為特定個別效果(Specific Individual Effect)，不同的觀察個體有不同的值，但不隨時間變動， $Y_{it}^g$ 代表薪資， $X_{it}^g$ 代表人力資本相關的變數， $\beta^g$ 為人力資本相關變數之估計係數， $\lambda_{it}^g$ 為 $g$ 族群之IMR， $\delta^g$ 為IMR之估計值， $e_{it}^g$ 殘差項 $\sim iid(0, (\sigma_e^g)^2)$ 。

### 混和迴歸模型(Pooled Regression Model)

此迴歸法是將追蹤資料以最小平方方法 OLS 的假設進行估計，將所有資料合併進行最小平方方法 OLS 估計，找出一條最具代表性的迴歸式，其中 $\alpha_i^g$ 是該迴歸式的截距項，為一不隨觀察值和時間改變的時固定值，可將其假設為 $\alpha_i^g =$



$\alpha_0^g$ ，每個觀察值皆具有相同的特定個別效果，經由以上假設，此迴歸模型將無法準確控制觀察個體間的不同特性，估計時將產生異質性問題。為控制異質性問題，經濟學家常會使用固定效果模型(Fixed Effects model)和隨機效果模型(Random Effects Model)。

## 固定效果模型(Fixed Effects Model)

固定效果模型和隨機效果模型的差異在於，對於截距項的假設和其與相關變數的相關性。固定效果模型擁有追蹤資料的優點外，允許每個觀察個體有其特定的截距項，也就是特定個體效果 $\alpha_i^g$ ，因為假設此效果不隨時間改變，也叫做固定效果，就像是在解釋變數中加入一組 $N^g$ 個虛擬變數，以控制 $N^g$ 個觀察個體的異質性，並且假設每個特定效果和解釋變數 $X_{it}^g$ 是相關的  $Cov(\alpha_i^g, X_{it}^g) \neq 0$ ，由於以上的假設，FE模型也叫虛擬變數模型(Least Squared Dummy Variable Model)或是共變異數模型(Covariance Model)。其估計方法為利用組內平均差「deviation from group mean」的迴歸方法，來去除特定個體效果 $\alpha_i^g$ 對於 $\beta^g$ 估計的影響，首先針對迴歸式(2)取組內平均得到的迴歸式(3)，再將迴歸式(2)和迴歸式(3)取差分項，得迴歸式(4)，也就是固定效果模型如下：

$$\bar{Y}_{it}^g = \alpha_i^g + (\bar{X}_{it}^g)\beta^g + (\bar{\lambda}_{it}^g)\delta^g + \bar{e}_{it}^g \quad (3)$$

$$Y_{it}^g - \bar{Y}_{it}^g = (X_{it}^g - \bar{X}_{it}^g)\beta^g + (\lambda_{it}^g - \bar{\lambda}_{it}^g)\delta^g + (e_{it}^g - \bar{e}_{it}^g) \quad (4)$$

雖然固定效果模型可以成功處理異質性問題，但是在估計的過程中去除了不隨時間變動的解釋變數，都將其歸類於固定效果之中，如教育年數和務工地區等變數變得無法估計，使得變數估計較不具效率性。

## 隨機效果模型(Random Effects Model)

不同於固定效果模型，隨機效果模型假設母體內的相似性高，比起關注觀察個體的固定效果，隨機效果模型更適合去解釋整體母體。隨機效果模型假設每個觀察個體的特定效果 $\alpha_i^g$ 是隨機產生的，因此也叫做隨機效果，可將其拆解

成 $\alpha_i^g = (\alpha_0^g + \mu_i^g)$ ，其中 $\mu_i^g \sim iid(0, (\sigma_\mu^g)^2)$ ，並且假設 $\alpha_i^g$ 與解釋變數 $X_{it}$ 無關 $Cov(\alpha_i^g, X_{it}^g) = 0$ 。由於以上假設，RE 模型又被稱作誤差成分模型(Error Component Model)。其估計方法為一般最小平方方法 GLS(General Least Squared)估計解釋變數的係數，隨機效果的迴歸式如下：

$$Y_{it}^g = \alpha_0^g + \mu_i^g + (X_{it}^g)\beta^g + (\lambda_{it}^g)\delta^g + e_{it}^g \quad (5)$$

由於估計方法的不同，RE 模型可以將隨著時間改變的解釋變數納入迴歸之中，但是卻需要符合截距項和解釋變數不相關的假設，若樣本不符合模型假設，將造成估計模型不一致的問題。

## Hausman Taylor Model

固定效果模型允許其截距項可與解釋變數相關，也就是解釋變數中可包含內生變數，並藉由其估計方法去除固定效果，但是用這個方法將同時去除不隨時間變動的變數，如教育年數等變數。而隨機效果模型得允許對不隨時間變化的變數進行估計，但是假設其截距項與解釋變數無關，也就是所有解釋變數都是外生變數，使得模型無法控制內生性的問題。為了能同時處理變數異質性和內生性問題，並且更有效率取得其估計係數，Hausman 和 Taylor 在 1981 年提出以綜合固定效果模型估計法、工具變數(Instrument Variable)估計法和一般最小平方方法 GLS 的估計方法，針對是否是內生和是否隨時間變化的變數分別進行估計，其估計模型迴歸式如下：

$$Y_{it}^g = \mu_i^g + X_{1it}^g\beta_1^g + X_{2it}^g\beta_2^g + Z_{1i}^g\gamma_1^g + Z_{2i}^g\gamma_2^g + e_{it}^g \quad (6)$$

$i = 1, \dots, n^g$ ,  $t = 1, \dots, T_i^g (T_i^g = 2)$ ,  $\mu_i^g$  追蹤資料的隨機效果  $\sim iid(0, (\sigma_\mu^g)^2)$ ， $X_{1it}^g$  為會與時間變動的變數外生變數，並將  $IMR(\lambda_{it}^g)$  歸類於此變數中， $X_{2it}^g$  為會與時間變動的變數內生變數， $Z_{1i}^g$  為不會與時間變動的外生變數， $Z_{2i}^g$  為不會與時間變動的內生變數。

設定變數 $\tilde{\omega}_{it}$ 是經過組內轉換的變數 $\omega_{it}$ ，變數 $\bar{\omega}_i$ 是經過平均的的變數 $\omega_{it}$ 。

$$\tilde{\omega}_{it} = \omega_{it} - \bar{\omega}_i \quad \bar{\omega}_i = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{T_i} \omega_{it}$$

迴歸式(6)經過組內轉換後，移除了Z，轉換後迴歸式如下：

$$\tilde{Y}_{it}^g = \tilde{X}_{1it}^g \beta_1^g + \tilde{X}_{2it}^g \beta_2^g + \tilde{\epsilon}_{it}^g$$

再利用固定效果模型的「deviation from group mean」迴歸方法，估計出與 $\beta_1^g$ 和 $\beta_2^g$ 一致的 $\hat{\beta}_{\omega_1}^g$ 和 $\hat{\beta}_{\omega_2}^g$ ，但是此估計方法無法估計 $\gamma_1^g$ 和 $\gamma_2^g$ 。由以上的估計值，可以得到異質誤差成分(idiosyncratic error component,  $(\sigma_e^g)^2$ )的估計值，如下：

$$(\hat{\sigma}_e^g)^2 = \frac{RSS^g}{N^g - n^g}$$

其中RSS為利用固定效果模型估計的殘差的平方和(residual sum of squares),  $N^g$ 則是總和的樣本觀察數。利用固定效果模型的估計，可得到一個組內的殘差項 $\bar{d}_{it}^g$ 如下：

$$\bar{d}_{it}^g = \bar{Y}_{it}^g - \bar{X}_{1i}^g \hat{\beta}_{\omega_1}^g + \bar{X}_{2i}^g \hat{\beta}_{\omega_2}^g$$

再將 $X_1^g$ 和 $Z_1^g$ 當作工具變數，針對 $\bar{d}_{it}^g$ 中的 $Z_1^g$ 和 $Z_2^g$ 作迴歸，得到中間(intermediate)一致(consistent)的估計值 $\hat{\gamma}_{1IV}^g$ 和 $\hat{\gamma}_{2IV}^g$ ，在估計時為了符合階層條件(Order Condition),  $X_1^g$ 的變數個數必須大於或等於 $Z_2^g$ 的變數個數，以避免weak instrument problem。接著，利用固定效果模型迴歸估計取得的 $\hat{\beta}_{\omega_1}^g$ 和 $\hat{\beta}_{\omega_2}^g$ 以及工具變數法得到的 $\hat{\gamma}_{1IV}^g$ 和 $\hat{\gamma}_{2IV}^g$ ，得對迴歸式(6)中的殘差進行估計，並令估計後的殘差為 $\hat{\epsilon}_{it}^g$ 如下：

$$\hat{\epsilon}_{it}^g = (Y_{it}^g - X_{1i}^g \hat{\beta}_{\omega_1}^g - X_{2it}^g \hat{\beta}_{\omega_2}^g - Z_{1i}^g \hat{\gamma}_{1IV}^g - Z_{2i}^g \hat{\gamma}_{2IV}^g)$$

再根據 Hausman and Taylor (1981)的定義：

$$(s^g)^2 = \frac{1}{N^g} \sum_{i=1}^{n^g} \sum_{t=1}^{T_i^g} \left( \frac{1}{T_i^g} \sum_{t=1}^{T_i^g} \hat{\epsilon}_{it}^g \right)^2$$

$$\text{plim}_{n \rightarrow \infty} (s^g)^2 = T_i^g (\sigma_\mu^g)^2 + (\sigma_e^g)^2$$

經過簡單的代數轉化，即可得到隨機效果的變異數估計值 $(\hat{\sigma}_\mu^g)^2$ 如下：

$$(\hat{\sigma}_\mu^g)^2 = ((s^g)^2 - (\hat{\sigma}_e^g)^2) \frac{1}{\bar{T}_i^g}$$

得到 $(\hat{\sigma}_\mu^g)^2$ 和 $(\hat{\sigma}_e^g)^2$ 後，即可求得變異數成分(Variance Component)的估計值 $\hat{\theta}_i^g$ 如下：

$$\hat{\theta}_i^g = 1 - \left( \frac{(\hat{\sigma}_e^g)^2}{T_i^g (\hat{\sigma}_\mu^g)^2 + (\hat{\sigma}_e^g)^2} \right)^{1/2}$$

藉由 $\hat{\theta}_i^g$ 即可進行隨機效果模型的 GLS 轉換，即 $\check{\omega}_{it} = \omega_{it} - \hat{\theta}_i \bar{\omega}_i$ 為經過 GLS 轉換的變數 $\omega_{it}$ ，並對迴歸式(6)GLS 轉化成下方迴歸式(7)，並利用 $\check{X}_{1i}^g$ 、 $\check{X}_{2it}^g$ 、 $\check{X}_{1i}^g$ 、 $\check{X}_{2i}^g$ 和 $Z_{1i}^g$ 當作工具變數，對迴歸式(7)作工具變數估計法，以取得各別解釋變數之估計係數。

$$\check{Y}_{it}^g = \check{\mu}_i^g + \check{X}_{1i}^g \beta_1^g + \check{X}_{2it}^g \beta_2^g + \check{Z}_{1i}^g \gamma_1^g + \check{Z}_{2i}^g \gamma_2^g + \check{\epsilon}_{it}^g \quad (7)$$

### 第三節 Oaxaca 薪資分解

本文的薪資分解式使用 Oaxaca 在 1994 年提出的薪資差異分解，如下：

$$\bar{Y}^U - \bar{Y}^M = (\bar{X}^U - \bar{X}^M) \hat{\beta}^* + \bar{X}^U (\hat{\beta}^U - \hat{\beta}^*) + \bar{X}^M (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}^M) \quad (8)$$

其中， $\bar{Y}^U$ 為城市居民的月薪自然對數平均， $\bar{Y}^M$ 為農民工的月薪自然對數平均， $\bar{X}^U$ 代表城市居民影響薪資的解釋變數平均， $\bar{X}^M$ 代表城市居民影響薪資的解釋變數平均， $\hat{\beta}^U$ 為城市居民的估計係數(薪資結構)， $\hat{\beta}^M$ 為農民工的估計係數(薪資結構)， $\hat{\beta}^*$ 為不受歧視下的估計係數(薪資結構)，為 $\hat{\beta}^U$ 和 $\hat{\beta}^M$ 的加權平均。等號右方的第一項係因城市居民與農民工之間稟賦差異所造成的薪資差異，Oaxaca 認為此部分是不存在歧視。等號右邊第二項和第三項，被視為對城市居民和農民工的歧視所造成的薪資差異，其中，等號右邊第二項係由城市居民的薪資結構對於市場中不受歧視的薪資結構的差異所造成的薪資差異，若為正數，則代表市場中的不受歧視的薪資結構低於城市居民，城市居民的薪資結構被市場所偏好的；等號右邊第三項係由農民工的薪資結構對於市場中不受歧視的薪資結構的差異所造成的薪資差異，若為正數，則代表市場中的不受歧視的薪資結構

高於農民工，農民工的薪資結構被市場所歧視。

本文採用 Cotton 在 1988 提出的勞動市場中族群相對比重的影響作為無歧視的薪資結構，如下：

$$\hat{\beta}^* = \frac{N^U}{N^U + N^M} \hat{\beta}^U + \frac{N^M}{N^U + N^M} \hat{\beta}^M$$

本文將以 Hausman Taylor 模型的估計結果套入迴歸式(8)中，進行 Oaxaca 薪資分解。



(第四章請翻至第 26 頁)

## 第四章 實證結果與分析

本章將分做三節，首先，第一節是 Probit Model，估計樣本的工作選擇，並利用估計結果計算出 Mills 反比例，以修正樣本選擇性偏誤。第二節，將以 Pooled Regression Model 模型估計方法分析 Random Effects Model (RE 模型)和 Fixed Effects estimator (FE 模型)與本文最主要的分析法 Hausman-Taylor Model (HT 模型)對城市居民和農民工薪資的做估計並且加以比較，找出最適估計模型與影響薪資的主要因素。最後，使用薪資分解法，比較城市居民和農民工的薪資差異，並解析其差異的來源。

### 第一節 工作選擇估計

本文主要針對城市中的受薪勞工做分析，為了避免在薪資估計中出現樣本選擇性偏誤的問題，本文採 Heckman 兩階段模型，第一階段先利用 Probit Model，對 2008 年和 2009 年的城市居民以及農民工四份資料，分別做四次工作選擇的估計，除了解釋各年影響勞工選擇從事受薪工作的因素，更可以藉此估計計算 Mills 反比例，並在薪資估計時修正薪資估計上的偏誤。

首先，本文分別對 2008 年和 2009 年的男性城市居民做工作選擇的估計，其結果列於表 4-1 中。本文估計變數的選擇採用其他收入人員當做就業選擇獨立變數，不同於家計消費，其他工作人員屬於個人層級的變數，可以更正確的估計個人在面臨工作決策時的影響因素，其估計的結果不論在 2008 年或是 2009 年都呈現顯著的負相關，除了證明家中的其他成員的收入狀況會影響勞工的就業決策，家中有越多其他收入來源的勞工，越不傾向成為受薪勞工，亦可部分解釋家計單位中的經濟狀況，經濟狀況越好的家計，越不傾向成為受薪勞工，應比莊奕琦和楊孟嘉（2012）採用的家戶每月消費支出變數為佳。

在 2008 年和 2009 年對城市居民成為受薪勞工有變化的影響變數只有年紀，在 2008 年的男性城市居民年紀越大越不傾向成為受薪勞工，而年紀在



2009 年雖然變成正數但是不顯著，說明 2009 年的城市居民成為受薪勞工與否，年紀不再是關鍵的影響因素了。其他變數與莊奕琦和楊孟嘉(2012)的文章結果相同，城市居民中已婚、健康狀況佳、家計中較少小孩、教育程度越高者，越傾向成為受薪勞工。

表 4-1 城市居民工作選擇(Probit Model)

變數名稱	2008 年		2009 年			
年紀	-0.0050	(0.0030)	*	0.0036	(0.0027)	
已婚	0.2860	(0.0850)	**	0.8746	(0.0716)	***
健康狀況	-0.1230	(0.0310)	***	-0.1201	(0.0305)	***
家計小孩個數	-0.0870	(0.0430)	**	-0.3350	(0.0384)	***
教育年數	0.0860	(0.0080)	***	0.0991	(0.0071)	***
其他收入人員	-0.3050	(0.0350)	***	-0.4930	(0.0320)	***
常數項	0.4290	(0.1710)	**	-0.4036	(0.1606)	**
Pseudo R2	0.0749		0.1642			
樣本數	4364		4863			

2008 年和 2009 年農民工的工作選擇的估計結果列於表 4-2，所使用變數相同參照莊奕琦和楊孟嘉(2012)文章所使用的變數，在獨立變數部分，不只加入了其他收入人員，本文還加入移動距離來解釋農民工選擇成為受薪勞工的原因。獨立變數的估計結果都和預期的結果相符，不論在 2008 年或是 2009 年其他收入人員都呈現顯著負相關，與城市居民的結果相同，說明家中其他成為的收入情況也會影響農民工選擇成為受薪勞工的主要因素之一，除此之外，本文利用新取得的農民工家鄉資料，計算出農民工的移動距離，發現移動距離越遠的農民工越會成為受薪勞工，說明移動越遠的農民工不就業或是從事其他薪資不穩定工作的成本就越高，故就越可能選擇成為受薪勞工，此變數也能充分的區隔農民工和城市居民選擇成為受薪勞工的原因。

在 2008 年和 2009 年有變化的解釋變數只有年紀和已婚，2008 年時年紀影響不顯著，2009 年時年紀越大的農民工越不傾向從事受薪工作，已婚農民工在



2008 年傾向不成為受薪勞工，而 2009 年該變數就不再顯著了。其他解釋變數在 2008 年和 2009 年的變化不大，農民工健康狀況越佳、家計中越少小孩和教育程度越高者越可能成為受薪勞工，與過往文獻的估計結果相符。

表 4-2 農民工工作選擇(Probit Model)

變數名稱	2008 年		2009 年		
年紀	0.0004	(0.0031)	-0.0075	(0.0034)	**
已婚	-0.1728	(0.0765)	**	-0.1197	(0.0879)
健康狀況	-0.0070	(0.0320)		0.0118	(0.0366)
家計小孩個數	-0.2457	(0.0382)	***	-0.2108	(0.0405) ***
教育年數	0.0760	(0.0103)	***	0.0664	(0.0115) ***
其他收入人員	-0.2035	(0.0249)	***	-0.2448	(0.0406) ***
移動距離					
鄰省移動	0.1841	(0.0549)		0.2101	(0.0648) ***
跨省移動	0.5657	(0.0667)		0.3267	(0.0706) ***
常數項	0.8220	(0.1547)	**	1.3125	(0.1774) ***
Pseudo R2	0.1986			0.1588	
樣本數	4077			3544	

註：移動距離參照組「省內移動」。

## 第二節 薪資估計

本節為將利用不同的迴歸模型針對樣本的薪資做估計，我們將採 Pooled Regression 樣本選擇修正模型分析 Random Effects Model、Fixed Effects Model 和 Hausman-Taylor Model 對薪資做估計，比較各個模型在估計時的差異以找出影響薪資的主要因素。本文參照莊奕琦和楊孟嘉(2012)，儘量使用與個人和家計有關的多面向變數，包括合約類型、單位所有權、職業和務工地區等變數，以及 2009 年時間變數控制與時間有關的因素影響，除此之外，本文更利用上一節的估計結果計算出 Mills 反比例，以控制樣本選擇性偏誤的問題。

## Pooled Regression Model

表 4-3 和 4-4 中的(A)欄分別為城市居民和農民工的 Pooled Regression Model 估計的結果。Mills 反比例不論對城市居民還是農民工都是顯著的，估計係數對城市居民是負數，表示未修正的模型薪資是被低估的，對農民工是正數的，表示原來是被高估的，故修正後城市居民和農民工薪資差異將擴大。城市居民家中有較多小孩、漢族、年資久、工作經驗長、高教育程度者有較高的薪資水準；農民工則是未婚、年資久、工作經驗長和高教育程度者的薪資水準較高。值得關注的幾項人力資本變數如教育、年資和工作經驗，每多一年的教育對於城市居民的薪資影響小於對於農民工的影響，這估計結果符合與莊奕琦和楊孟嘉（2012）用 2008 年 RUMiC 相似。本文亦發現工作經驗與工資呈現非線性相關，但其估計係數與薪資呈現顯著的正相關，而非負相關，同時，年資雖然估計係數比工作經驗小得多，仍然呈現顯著的正相關，而且農民工的此兩估計係數值比城市居民的大，說明不論城市居民或是農民工的工作經驗或年資越長，都可增加越多的薪資，兩個變數中以工作經驗為較具影響力的薪資決定因素，且每多一年的工作經驗或年資對於農民工的薪資增加幅度又比城市居民來得大。由於追蹤資料的取得，此估計結果更符合人力資本假說(Becker, 1964; Mincer, 1974)。

在合約面向，城市居民以擁有永久合約的薪資最高，依序為長期、短期和薪資最低的臨時工；但是對農民工則是沒有顯著效果。在單位所有全面向，城市居民薪資已在外資所有或控股為最高，依序為私人、國家和最低的其他所有權單位；對於農民工此類變數皆不顯著。在職業面向，城市居民擔任高階管理和技術人員薪資最高，其次為一般商業人員；農民工也有類似的結果，職業以高階管理和技術人員最高，其次為一般商業人員，以一般服務人員最低。在務工地區面向，相對於四川地區，城市居民以在廣東地區薪資最高，河南地區薪資最低；農民工則以上海最高。

雖然藉由 Pooled Regression Model 可以解釋絕大部分的薪資影響因素，但是仍無法克服異質性和內生性問題，為正確的估計影響城市居民和農民工薪資的因素，而本文除了彌補文獻中針對追蹤資料修正(2003 United States General Accounting Office) 樣本選擇性偏誤的缺口，更運用三個不同的追蹤資料估計模型的特性，以控制樣本的特定個體效果(Specific Individual Effect)，並且利用 Hausman-Taylor Model(HT 模型)控制變數內生性的問題，最後再比較各個估計模型的差異，以選擇最適合的薪資估計模型。

## Random Effects Model

表 4-3 和 4-4 中的(B)欄為城市居民和農民工 Random Effects Model(RE 模型)的估計結果，RE 模型為經濟學家在使用追蹤資料估計人力資本回報率最常使用的模型，其好處為可以同時估計隨著時間變動的變數(如工作經驗、年資等)和不隨時間變動的變數(如教育程度)，從(B)欄中的估計結果可以發現，不論城市居民或是農民工的估計結果與(A)欄的結果差異不大。Mills 反比例的估計係數在城市居民中仍呈現負數，但是數值縮小，說明利用追蹤資料估計的城市居民的樣本選擇性偏誤縮小；對農民工則與橫斷面資料估計結果非常接近。在比較城市居民和農民工的估計係數時，令人比較在意的發現為教育年數的估計係數，在 RE 模型出現與 Pooled Regression Model 估計相反的結果，城市居民的教育回報率大幅上升至 0.0493 且超過農民工估計的教育報酬率 0.0356，由於 Pooled Regression Model 沒有控制無法被觀察到的個體特性，使得變數的估計係數會被殘差影響，出現估計上的偏誤，利用追蹤資料的估計模型就可以控制樣本的特定個體效果，以避免城市居民的教育回報率被殘差影響，估計出更正確的數值，這同時也可以從  $\rho$  中看出一些端倪， $\rho$  為特定個體效果占整個模型殘差變異數的比例，當  $\rho$  越接近 1 時，就表示整個模型的特定個體效果的影響越大，表 4-3(B)欄中的  $\rho$  為 0.6506 說明特定個體效果具有一定的影響力，可部分解釋教育回報率比(A)欄的估計係數大的原因。

## Fixed Effects Model

即使 RE 模型可以控制特定的個體效果，但是由於 RE 模型較適合從大型的母體中隨機抽樣的樣本，其特定個體效果呈現隨機分配，以代表母體的特性，因此 RE 模型假設所有變數都是外生變數外，還假設個體固定效果與樣本自身的解釋變數完全無關，但是其嚴格的假設，被在表 4-3 和表 4-4(C)欄中的 Hausman Test 拒絕了，說明本文所使用的城市居民和農民工樣本比起使用 RE 模型估計，更適合使用 Fixed Effects Model。

在表 4-3 和表 4-4 的(C)欄中為 FE 模型的估計結果，由於 FE 模型假設特定個體效果為一固定效果，雖然個體間存在差異，但不隨時間改變，因此所有不因時間改變的變數在 FE 模型中將被歸類於特定個體效果，如教育年數、非漢族和務工地區，另一方面，FE 模型假設特定個體效果與樣本自身的解釋變數有關，因此具有共線性的變數不能同時被納入模型中，如 2009 年時間變數和工作經驗，只能擇一放入模型之中，本文選擇工作經驗。從表 4-3 的(C)欄中，可以發現城市居民的估計係數與 RE 模型的估計有許多差異，城市居民已婚與否成為薪資高低的最大影響因素之一，而工作經驗的影響卻下降了，單位所有權和職業相對於參照變數都不顯著；另一方面，在表 4-4 的(C)欄中，農民工的工作經驗成為最主要薪資影響因素。因為 FE 模型的特性，無法納入所有解釋變數，使得某些變數的估計係數因為受固定效果的影響出現大幅的變化，如城市居民的已婚和農民工的工作經驗。FE 估計的  $\rho$  也可以證明固定效果的影響比 RE 模型來得大，城市居民的  $\rho$  為 0.7937，農民工的  $\rho$  為 0.9630，都比 RE 模型估計的  $\rho$  來得大，可以說 FE 模型可以更準確控制樣本的特定個體效果，但是，因為無法將我們有興趣的變數帶入 FE 模型中估計，而使得無法被估計的變數效果都被歸化成為固定效果，且無法確認其估計係數是否因為沒有控制不因時間變動的變數而受影響。雖然利用 Hausman Test 來檢測模型合適度，建議使用 FE 模型，但是由於此模型的特性，使得無法準確估計各個變數對於城市居民和

農民工的薪資影響，造成變數估計的不效率性，因此本文將利用 Hausman-Taylor 模型同時解決樣本的異質性、變數估計的不效率性和內生性的問題。

表 4-3 城市居民薪資估計結果

變數名稱	(A)		(B)		(C)		(D)	
	Pooled Regression Model		Random Effect Model		Fixed Effect Model		Hausman-Taylor Model	
	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
ln(月薪)								
<b>2009 年時間變數</b>	0.1537	(0.0136) ***	0.1442	(0.0084) ***			0.1313	(0.0082) ***
已婚	0.0237	(0.0248)	0.0932	(0.0271) ***	0.2231	(0.0545) ***	0.1487	(0.0480) ***
健康	-0.0051	(0.0102)	-0.0014	(0.0088)	0.0089	(0.0108)	-0.0015	(0.0100)
家計小孩人數	0.0692	(0.0144) ***	0.0645	(0.0161) ***	0.0357	(0.0333)	0.0723	(0.0306) **
非漢族	-0.1438	(0.0709) **	-0.1439	(0.0920)			-0.1409	(0.1024)
年資	0.0052	(0.0016) ***	0.0040	(0.0013) ***			0.0024	(0.0015)
工作經驗	0.0177	(0.0028) ***	0.0136	(0.0025) ***	0.0084	(0.0031) ***	0.0076	(0.0030) **
工作經驗平方	-0.0004	(0.0001) ***	-0.0003	(0.0001) ***	-0.0001	(0.0001)	-0.0002	(0.0001) **
教育年數	0.0379	(0.0026) ***	0.0493	(0.0030) ***			0.0991	(0.0063) ***
<b>合約類型</b>								
固定工	0.3695	(0.0303) ***	0.2646	(0.0263) ***	0.1143	(0.0325) ***	0.2272	(0.0265) ***
長期合約工	0.2362	(0.0274) ***	0.1792	(0.0239) ***	0.1078	(0.0294) ***	0.1493	(0.0239) ***
短期合約工	0.0177	(0.0402)	0.0319	(0.0322)	-0.0099	(0.0373)	0.0212	(0.0316)
<b>單位所有權</b>								
國家所有或控股	-0.2436	(0.0331) ***	-0.1220	(0.0327) ***	0.0119	(0.0463)	-0.0739	(0.0335) **
私人所有或控股	-0.2040	(0.0347) ***	-0.1059	(0.0336) ***	0.0374	(0.0462)	-0.0589	(0.0342) *
其他所有權	-0.4302	(0.0512) ***	-0.2626	(0.0457) ***	-0.0455	(0.0591)	-0.1950	(0.0458) ***
<b>職業</b>								
管理和專業技術人員	0.3072	(0.0229) ***	0.2033	(0.0213) ***	0.0276	(0.0280)	0.1447	(0.0217) ***
一般商業人員	0.1520	(0.0235) ***	0.0986	(0.0214) ***	0.0049	(0.0274)	0.0689	(0.0214) ***
生產操作人員	0.0378	(0.0230) *	0.0401	(0.0211) *	0.0095	(0.0273)	0.0602	(0.0214) ***
<b>務工省市</b>								
河南	-0.1705	(0.0279) ***	-0.1825	(0.0361) ***			-0.1945	(0.0402) ***
江蘇	0.1713	(0.0274) ***	0.1674	(0.0355) ***			0.1710	(0.0397) ***
湖北	0.0207	(0.0309)	0.0083	(0.0400)			0.0107	(0.0447)
安徽	-0.0446	(0.0277)	-0.0536	(0.0358)			-0.0301	(0.0399)
上海	0.4126	(0.0270) ***	0.4000	(0.0346) ***			0.4078	(0.0388) ***
浙江	0.3432	(0.0272) ***	0.3368	(0.0352) ***			0.3558	(0.0392) ***
廣東	0.5537	(0.0261) ***	0.5291	(0.0338) ***			0.5043	(0.0378) ***



重慶	0.0151	(0.0317)	-0.0056	(0.0410)			0.0040	(0.0457)
mills 反比例	-0.3363	(0.0468) ***	-0.2125	(0.0396) ***	0.1715	(0.0451) ***	-0.0123	(0.0434)
常數項	6.6778	(0.0709) ***	6.4882	(0.0721) ***	7.2087	(0.0803) ***	5.8060	(0.1034) ***
Adj R-squared	0.4080							
sigma_u			0.3876			0.5830	0.4704	
sigma_e			0.2840			0.2972	0.2831	
rho			0.6506			0.7937	0.7340	
樣本數	5520		5520		5520		5520	
樣本組	2760		2760		2760		2760	

#### Hausman test

chi2(24)	747.8	731.46
Prob>chi2	0	0

註1：\*、\*\*、\*\*\*各表示 10%、5%、1%統計檢定顯著性。

註2：合約參照組為「臨時工」。單位所有權參照組為「外資所有或控股」。職業參照組為「一般服務人員」務工地區參照組為「四川」。

註3：(C)欄的 Hausman test: FE vs RE, (D)欄的 Hausman test: HT vs FE。

表 4-4

農民工薪資估計結果

變數名稱	(A)		(B)		(C)		(D)	
	Pooled Regression Model		Random Effect Model		Fixed Effect Model		Hausman-Taylor Model	
	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
ln(月薪)								
2009 年時間變數	0.1786	(0.0192) ***	0.1799	(0.0135) ***			0.1695	(0.0180) ***
已婚	-0.0856	(0.0272) ***	-0.0602	(0.0289) **	0.0005	(0.0464)	-0.0004	(0.0397)
健康	-0.0074	(0.0124)	-0.0010	(0.0109)	0.0036	(0.0130)	0.0039	(0.0111)
家計小孩人數	0.0071	(0.0171)	0.0004	(0.0190)	0.0013	(0.0407)	-0.0125	(0.0339)
非漢族	0.0132	(0.0709)	0.0140	(0.0890)			0.0036	(0.1172)
年資	0.0092	(0.0026) ***	0.0072	(0.0028) **			0.0010	(0.0041)
工作經驗	0.0341	(0.0051) ***	0.0339	(0.0062) ***	0.2276	(0.0222) ***	0.0527	(0.0217) **
工作經驗平方	-0.0012	(0.0002) ***	-0.0012	(0.0002) ***	-0.0020	(0.0010) **	-0.0018	(0.0008) **
教育年數	0.0351	(0.0042) ***	0.0356	(0.0050) ***			0.0487	(0.0244) **
<b>合約類型</b>								
固定工	-0.0153	(0.0314)	-0.0062	(0.0275)	0.0072	(0.0327)	-0.0002	(0.0259)
長期合約工	0.0035	(0.0236)	0.0257	(0.0218)	0.0458	(0.0276) *	0.0315	(0.0221)
短期合約工	-0.0033	(0.0345)	0.0093	(0.0291)	0.0257	(0.0336)	0.0154	(0.0270)

#### 單位所有權

國家所有或控股	0.0249	(0.0439)	0.0503	(0.0388)	0.0652	(0.0466)	0.0603	(0.0367)	*			
私人所有或控股	-0.0127	(0.0401)	0.0164	(0.0349)	0.0426	(0.0413)	0.0307	(0.0327)				
其他所有權	-0.1308	(0.2078)	0.0496	(0.1722)	0.1972	(0.1943)	0.1210	(0.1570)				
<b>職業</b>												
管理和專業技術人員	0.2634	(0.0406)	***	0.2193	(0.0376)	***	0.1636	(0.0476)	***	0.1886	(0.0391)	***
一般商業人員	0.0672	(0.0277)	**	0.0800	(0.0267)	***	0.0902	(0.0356)	**	0.0819	(0.0277)	***
生產操作人員	0.1133	(0.0215)	***	0.0764	(0.0215)	***	0.0124	(0.0303)		0.0502	(0.0224)	**
<b>務工省市</b>												
河南	-0.0510	(0.0466)		-0.0371	(0.0577)					-0.0032	(0.0790)	
江蘇	0.2934	(0.0507)	***	0.3090	(0.0629)	***				0.3388	(0.0827)	***
湖北	0.0277	(0.0536)		0.0388	(0.0669)					0.0601	(0.0905)	
安徽	0.1646	(0.0477)	***	0.1751	(0.0596)	***				0.2082	(0.0835)	**
上海	0.3380	(0.0484)	***	0.3437	(0.0604)	***				0.3707	(0.0810)	***
浙江	0.3207	(0.0460)	***	0.3306	(0.0572)	***				0.3650	(0.0790)	***
廣東	0.3161	(0.0435)	***	0.3259	(0.0538)	***				0.3519	(0.0730)	***
重慶	-0.0080	(0.0442)		-0.0042	(0.0551)					0.0188	(0.0729)	
mills 反比例	0.3042	(0.0497)	***	0.3138	(0.0484)	***	0.3255	(0.0661)	***	0.3016	(0.0556)	***
常數項	6.4420	(0.0832)	***	6.3837	(0.0917)	***	5.2894	(0.1455)	***	6.1194	(0.3413)	***
<hr/>												
Adj R-squared	0.2905											
sigma_u			0.2643			1.1791				0.4331		
sigma_e			0.2312			0.2310				0.2287		
rho			0.5665			0.9630				0.7819		
樣本數	1512		1512			1512				1512		
樣本組	756		756			756				756		
<hr/>												
<b>Hausman test</b>												
chi2(24)						709.04				62.5		
Prob>chi2						0				0		
<hr/>												

註 1：\*、\*\*、\*\*\*各表示 10%、5%、1%統計檢定顯著性。

註 2：合約參照組為「臨時工」。單位所有權參照組為「外資所有或控股」。職業參照組為「一般服務人員」。務工地區參照組為「四川」。

註 3：(C) 欄的 Hausman test: FE vs RE, (D) 欄的 Hausman test: HT vs FE。

## Hausman-Taylor Model

Hausman-Taylor Model 除了控制樣本異質性問題外，還利用追蹤資料變數



的特性，解決內生性的問題。於 HT 模型中，變數可分做四類，分別為隨時間變動的外生變數、隨時間變動的內生變數、不隨時間變動的外生變數和不隨時間變動的內生變數。本文除了依據文獻(Antonio, Lucia and Mario; 2010, Baltagi and Khanti-Akom; 1990, Cornwell, Christopher and Peter Rupert 1988, Inmaculada and Victor; 2005)變數分類以外，亦參考現實社會情況，將勞工可自行決定的變數(如：婚姻、小孩個數等)視作內生變數，而非勞工可以決定的變數(如：單位所有權、職業等)視作外生變數，其詳細分類如表 4-5，隨時間變化的外生變數：2009 年時間變數、單位所有權、職業、合約和 Mills 反比例；隨著時間變化的內生變數：已婚、健康、家計小孩個數、年資和工作經驗；不隨時間變動的外生變數：非漢族和務工地區；不隨時間變化的內生變數：教育年數。

表 4-5

HT 模型變數分類

	外生變數	內生變數
隨時間改變	2009 年時間變數、單位所有權、職業、合約、Mills 反比例	已婚、健康、家計小孩個數、年資、工作經驗
不隨時間改變	非漢族、務工地區	教育年數

HT 模型的估計結果列於表 4-3 和 4-4 的(D)欄中。藉由 HT 估計的 Mills 反比例對於城市居民不只數值下降，且變為不顯著；對於農民工，Mills 反比例的影響值也下降，但仍然顯著，說明在同時控制內生性和異質性下，樣本選擇偏誤問題影響力下降，甚至不在顯著。已婚與否對城市居民和農民工都變得不再顯著。小孩個數只對城市居民是顯著的正相關。兩個族群的年資影響不只下降還不顯著，符合以往學者 Altonji and Shakotko, 1987; Ris, 2001)利用類似於 HT 的估計結果，年資對於薪資並不具影響力。就工作經驗而言，農民工約 5.2%的工

作經驗回報率遠大於城市居民不到 1%的工作經驗回報率，說明控制內生性後，工作經驗對農民工薪資影響的幅度遠大於城市居民。

教育年數算是變化最大的變數之一，城市居民的教育回報率上升一倍以上，相較於 Pooled Regression Model 的 3.8%和 RE 模型的 5.0%，男性城市居民 HT 估計的教育回報率近 10%，農民工教育報酬率也由原來的 3.5%左右上升到 HT 估計近 4.9%，雖然不如城市居民的上升幅度，農民工的教育報酬率估計結果仍比 Pooled Regression Model 和 RE 模型來得大，這個結果與文獻資料相符 (Hausman & Talyor, 1981; Guillotin and Sevestre, 1994; Wright, 1999; Antonio & etc., 2010, Card, 1993; Inmaculada & Victor, 2004)，Griliches(1977)認為在 OLS 估計中，因為測量誤差的關係，會對於教育年數造成低估的情形；Card(1999)則提出高等教育的異質性，造成教育對於薪資回饋估計的低估，而 HT 模型可藉由內涵的工具變數來解決此問題。藉由本文的估計結果可以下此結論，不論城市居民或是農民工，若不考慮教育的內生性問題，將出現低估的現象。就本文發現，城市居民對教育年數的選擇有非常大的內生性和異質性問題，當教育被視為內生變數，且控制其異質性後，教育回報率的估計將大幅提升；相對而言，農民工的教育年數的選擇就沒有這麼大的估計偏誤，但經過內生性和異質性的修正後，教育回報率仍會上升。這也可以解釋中國勞動市場的現狀，城市居民的教育年數是一系列的選擇的結果，具有不同特性的城市居民會選擇不同長短的教育年數；農民工則不然，教育年數的長短往往是決定於外生因素，如國家義務教育政策，或是地區性的政策等，給予農民工選擇的空間非常有限。而本文利用 HT 模型對於教育回報率的估計結果，與莊奕琦和楊孟嘉(2012)利用 2008 年橫斷面資料的估計城市居民教育回報率小於農民工教育回報率並不相符，其差異將以下小節細論。為了驗證 HT 模型的合適度，在城市居民和農民工估計結果的(D)欄中，本文針對 FE 模型和 HT 模型做 Hausman Test，其結果為顯著拒絕 FE 模型，說明 HT 模型的確更適合對本文所使用的樣本進行估計。

就其他估計變數，城市居民的合約 HT 估計係數與 RE 和 FE 估計結果類似，但是數值比 RE 估計小，比 FE 估計大；合約的類型對農民工則仍維持不顯著。在何種所有權的單位工作，對城市居民 HT 估計結果仍與 RE 估計結果類似，但是估計係數和顯著性較低；對於農民工，利用 HT 估計，在國營單位的薪資會顯著較高外資來得高。相對於一般服務人員，城市居民從事高階管理和技術人員仍有最高薪資，且 HT 估計城市居民的所有職業皆比一般服務業薪資高；對農民工，職業類型 HT 估計結果與 RE 和 FE 估計結果相去不遠，但是生產操作人員的薪資變為顯著高於一般服務人員。而務工地區不論在何種估計模型中、對城市居民還是農民工，都是影響薪資的主要原因之一。

最後，在表 4-3 和 4-4 中我們發現 2009 年的虛擬變數對於薪資的影響非常大，不論在隨機模型或是 HT 模型之中，此虛擬變數的影響都非常大，且非常顯著，此變數除了說明時間對於薪資有決定性影響力之外，其中更囊括了我們觀察不到的跨年度的變化，因此在此我們無法給出更精準的解析，但是，也因為放入此變數的關係，我們得以控制無法被觀察到的跨年度影響因素。

### 第三節 薪資差異分解

本節將針對 Hausman-Taylor Model 估計出來城市居民和農民工薪資做 Oaxaca 分解，並且利用 Cotton(1988)所發表的細部分解來解析差異的來源，並與莊奕琦和楊孟嘉(2012)的文章結果做比較。

表 4-6 中列出經過 Mills 反比例修正後的估計月薪自然對數，城市居民的估計薪資約為 2453 元/月，農民工的估計薪資的 1500 元/月，其差異約為 953 元/月。利用 Cotton 細部分解可將城市居民和農們工的薪資差異分做三個來源，分別為可以解釋部分的”稟賦差異”，以及不可以解釋部分的”對城市居民有利的歧視”和”對農民工不利的歧視”。文獻中指出不可解釋的部分或是歧視佔薪資差異絕大部分的原因，但是經由本文取得追蹤資料並以 HT 模型控制樣本選擇性偏誤、樣本異質性和內生性的問題後，不可以解釋或是歧視只佔薪資差

異原因的約 21%不到，其餘近 80%的的差異來自於兩個族群的稟賦差異。與莊奕琦和楊孟嘉(2012)文章中主要的薪資差異來自於不可以解釋部分的結論並不相符。

表 4-6 Oaxaca-Cotton 薪資差異分解

單位：人民幣/月	城市居民估計薪資		農民工估計薪資		差異	
	2453. 2815		1500. 3042		952. 9772	
差異來源	可以解釋		不可以解釋			
	$(\bar{X}_U - \bar{X}_M)\hat{\beta}^*$		$\bar{X}_U(\hat{\beta}_U - \hat{\beta}^*)$		$\bar{X}_M(\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_M)$	
	估計係數	標準差	估計係數	標準差	估計係數	標準差
	0.3918	(0.0415) ***	0.0752	(0.0366) **	0.0248	(0.0330)
	(A)		(B)		(C)	
<b>2009 年時間變數</b>	0.0000	(0.0020)	-0.0041	(0.0021) *	-0.0150	(0.0078) *
已婚	0.0330	(0.0110) ***	0.0275	(0.0115) **	0.0673	(0.0282) **
健康	-0.0001	(0.0021)	-0.0024	(0.0068)	-0.0078	(0.0218)
家計小孩人數	0.0016	(0.0013)	0.0120	(0.0064) *	0.0417	(0.0225) *
非漢族	0.0009	(0.0008)	-0.0003	(0.0003)	-0.0019	(0.0021)
年資	0.0217	(0.0151)	0.0042	(0.0135)	0.0043	(0.0138)
工作經驗	0.1104	(0.0336) ***	-0.1502	(0.0731) **	-0.3231	(0.1573) **
工作經驗平方	-0.1220	(0.0441) ***	0.1277	(0.0629) **	0.1562	(0.0771) **
教育年數	0.2541	(0.0219) ***	0.1356	(0.0678) **	0.3813	(0.1905) **
<b>合約類型</b>						
固定工	0.0512	(0.0065) ***	0.0203	(0.0033) ***	0.0229	(0.0040) ***
長期合約工	0.0009	(0.0018)	0.0119	(0.0033) ***	0.0426	(0.0118) ***
短期合約工	-0.0010	(0.0013)	0.0001	(0.0004)	0.0004	(0.0031)
<b>單位所有權</b>						
國家所有或控股	-0.0224	(0.0137)	-0.0195	(0.0072) ***	-0.0187	(0.0070) ***
私人所有或控股	0.0201	(0.0140)	-0.0049	(0.0026) *	-0.0534	(0.0282) *
其他所有權	-0.0032	(0.0013) **	-0.0019	(0.0010) *	-0.0005	(0.0004)
<b>職業</b>						
管理和專業技術人員	0.0456	(0.0058) ***	-0.0034	(0.0034)	-0.0021	(0.0021)
一般商業人員	0.0071	(0.0019) ***	-0.0007	(0.0018)	-0.0015	(0.0040)
生產操作人員	-0.0015	(0.0009) *	0.0006	(0.0018)	0.0023	(0.0072)
<b>務工省市</b>						

河南	0.0023	(0.0015)	-0.0045	(0.0021)	**	-0.0187	(0.0087)	**	
江蘇	0.0081	(0.0022)	***	-0.0042	(0.0023)	*	-0.0101	(0.0056)	*
湖北	0.0004	(0.0007)		-0.0008	(0.0016)		-0.0023	(0.0046)	
安徽	0.0003	(0.0006)		-0.0058	(0.0023)	**	-0.0183	(0.0073)	**
上海	0.0186	(0.0038)	***	0.0011	(0.0026)		0.0026	(0.0062)	
浙江	-0.0029	(0.0035)		-0.0002	(0.0023)		-0.0009	(0.0089)	
廣東	-0.0307	(0.0058)	***	0.0048	(0.0026)	*	0.0252	(0.0136)	*
重慶	-0.0006	(0.0033)		-0.0002	(0.0013)		-0.0018	(0.0105)	
常數項				-0.0674	(0.0767)		-0.2460	(0.2799)	
<b>總效果</b>	0.3918	(0.0415)	***	0.0752	(0.0366)	**	0.0248	(0.0330)	
<b>樣本數</b>	7032								

註 1：\*、\*\*、\*\*\*各表示 10%、5%、1%統計檢定顯著性。

註 2：合約參照組為「臨時工」。單位所有權參照組為「外資所有或控股」。職業參照組為「一般服務人員」。務工地區參照組為「四川」。

表 4-6 的(A)欄為稟賦造成的薪資差異的細項分解，工作經驗和教育年數是造成稟賦差異最主要的原因，這兩個變數就佔稟賦差異的 93%，說明內生的人力資本變數仍然是城市居民和農民工薪資差異的主要原因。而其他面向，具有永久聘僱合約的城市居民較有優勢，擔任管理和專業技術人員和一般商業人員的城市居民也較農民工有優勢，在交通運輸、訊息服務和公共服務產業的城市居民也都具有優勢。在江蘇和上海的城市居民在薪資上也較農民工有稟賦上的優勢。

表 4-6 中的(B)和(C)欄為不可解釋的部分，也是 Oaxaca 認為的歧視，Cotton 將其分做”對城市居民有利的歧視”和”對農民工不利的歧視”，即使不可解釋部分較文獻來得小上很多，仍可以發現”對城市居民有利的歧視”為主要的歧視來源，佔整體歧視（不可解釋的部分的薪資差異）超過 75%，”對農民工不利的歧視”佔不到 25%。若在(B)和(C)欄中為正數且顯著，分別是對城市居民的偏好所造成的薪資歧視，和對農民工的偏惡的薪資歧視。農民工的家庭狀態，可能對於雇主在聘僱農民工時考量薪資重要依據之一，由表 4-6 中可知已婚和小孩都是造成農民工薪資受到歧視的要數之一。合約長度越長的農民工相



較於城市居民，也承受著對於薪資不利的歧視。在在廣東務工的農民工較容易受到歧視。相反的，工作單位的所有制可以些略抵銷對農民工的歧視，如在國家或是私人所有和控股的單位工作，可以幫助農民工受到平等的待遇。

在人力資本方面，表 4-6 中(B)和(C)欄的教育年數分解的結果與文獻相反，教育年數越高，對於農民工有公平的薪資待遇並沒有幫助，主要原因可能為教育年數越高的農民工可能因為工作環境有更多的城市居民，越容易受到薪資上的歧視，與文獻中認為教育是弭平歧視的重要因素之一是相悖的。另外一方面，越長的工作經驗是農民工抵銷歧視的最主要動力，這是一個非常無奈的實證結果，農民工只能藉由時間，累積工作經驗才可以在職場受到更好的待遇，但是並不限定要在同一公司，因為年資對公平的薪資待遇無顯著作為。

為了進一步驗證本文的結果，越高的教育程度，並不能有效的縮小農民工在職場上受到的薪資歧視，本文將是否有大學以上學歷的虛擬變數帶入 HT 薪資估計，替代教育年數，其估計結果與預期相符，故不贅述，詳細估計係數列於附錄表 1 之中。再利用農民工和城市居民新的 HT 薪資估計結果進行 Oaxaca 薪資差異分解，其中與人力資本相關的變數分解結果列於表 4-7，由其(A)欄可知，稟賦差異仍為主要薪資差異來源，占總差異的近 70%，其中是否有大學以上學歷就佔整體稟賦差異的近 69%，工作經驗也同樣是一項關鍵的稟賦差異的來源。列於表 4-7 的(B)和(C)欄的不可以解釋的差異來源占總差異約 30%，其估計結果呼應本文對於人資本能否弭平農民工薪資歧視論述，擁有大學以上學歷的農民工所面臨到的薪資歧視較只有大學之下學歷的農民工來得大，再次證明了教育未能成功弭平農民工的薪資歧視，教育程度越高的農民工所面臨的歧視反而越大，從另外一方面解釋，擁有大學學歷的農民工只占整體農民工樣本的 6%，擁有大學以上學歷的城市居民有近 40%，在假設面臨相同的職場競爭環境下，面對相同的學歷要求，擁有高學歷的農民工不僅是絕對少數，其農民工身分更是無法對其薪資帶來優勢。相同的結論，工作經驗仍然是主要能弭平農民



工薪資歧視的主要關鍵，又以削減”對農民工不利的歧視”有更大的效果。其他變數之分解結果與表 4-6 相似，故不詳列。

表 4-7 Oaxaca-Cotton 薪資差異分解 (大學學歷虛擬變數)

差異來源	可以解釋		不可以解釋			
	$(\bar{X}_U - \bar{X}_M)\hat{\beta}^*$		$\bar{X}_U(\hat{\beta}_U - \hat{\beta}^*)$		$\bar{X}_M(\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_M)$	
	估計係數	標準差	估計係數	標準差	估計係數	標準差
	0.3427	(0.0347) ***	0.0928	(0.0295) ***	0.0578	(0.0318) *
	(A)		(B)		(C)	
年資	0.0196	(0.0152)	0.0029	(0.0137)	0.0030	(0.0141)
工作經驗	0.0959	(0.0324) ***	-0.1157	(0.0700) *	-0.2488	(0.1506) *
工作經驗平方	-0.1264	(0.0446) ***	0.1352	(0.0636) **	0.1654	(0.0780) **
大學以上學歷	0.2363	(0.0198) ***	0.0294	(0.0171) *	0.0167	(0.0099) *
樣本數	7032					

註 1：\*、\*\*、\*\*\*各表示 10%、5%、1%統計檢定顯著性。

註 2：合約參照組為「臨時工」。單位所有權參照組為「外資所有或控股」。職業參照組為「一般服務人員」。務工地區參照組為「四川」。

註 3：其他控制變數包含 2009 年、已婚、健康狀態、家計小孩個數、非漢族、合約類型、單位所有權、職業和務工省市。

即使農民工極力的降低自己的職場薪資被歧視的風險，對於薪資的差異的影響也只有約 20%-30%，在城市居民和農民工稟賦差異沒有縮減的情況下，農民工的薪資則是會一直低於城市居民。

(第五章請翻至第 42 頁)

## 第五章 總結

從 2000 年以來，農民工在中國經濟崛起中所扮演的腳色逐漸被重視且廣被討論，其中，城市勞動市場的二元化的相關議題一直都是經濟學家探討的重點，但是受限於連續調查資料取得不易，鮮有學者利用追蹤資料分析法去檢視相關議題，使得樣本內生性和異質性問題難以被控制。本文利用 2008 年和 2009 年的 RUMiC 的追蹤資料重新去探討中國男性農民工和城市居民的薪資差異，並利用 Hausman-Taylor 估計法同時控制內生性和異質性問題，藉以得到不同於以往學者利用橫斷面資料分析的結果。

作者發現在利用 HT 估計法控制橫斷面估計偏誤問題後，城市居民的工作經驗報酬率下降到低於 1%，而農民工則是上升到超過 5%，相較於過往文獻，本文指出工作經驗對於城市居民薪資影響力遠低於對農民工薪資影響力。另一方面，教育回報率則出現與橫斷面分析中不同的結果，HT 估計的教育回報率不只比起橫斷面分析都來得大，而且城市居民的教育回報率大於農民工，城市居民教育回報率近 10%，農民工則是接近 5%，說明在教育年數選擇皆存在異質性和內生性的問題，而且在處理估計偏誤的問題後，城市居民的教育回報率增加幅度遠大於農民工。利用 HT 估計結果，進行 Oaxaca 薪資分解中發現，農民工和城市居民的薪資差異約 950 元，其中可以解釋的部分約占 70%-80%，不可解釋部分只有 20%-30%，與莊奕琦和楊孟嘉(2012)使用 2008 單年度分析結果相去甚遠，在控制住內生性和異質性後，兩個族群的薪資差異主要歸咎於稟賦的不同，點出勞動市場給薪仍主要依據勞工的自身條件和其選擇的工作環境，又以教育年數 / 程度和工作經驗的稟賦差異是造成城市居民的薪資高於農民工的主要原因，但是城市居民和農民工的稟賦因成長背景和可獲得的資源差異不同而不同，使得農民工在職場上有著難以彌補的薪資鴻溝；不可解釋部分被視作歧視的薪資差異，主要來自於勞動市場對於城市居民的偏好，占總歧視薪資差異的 61%-66%，其中又以教育年數 / 程度為最主要的原因，此與文獻的結果不

同，說明在控制內生和異質性問題後，教育年數並不能成為降低歧視性薪資差異的要素之一，反而教育年數越高的農民工更容易受到薪資歧視，作者認為這是農民工在職場上因制度所造成的劣勢，而工作經驗成為降低歧視性薪資的最主要的因素，無奈的，農民工在目前的制度下，只能倚靠其工作經驗來獲得職場上的尊重以弭平歧視性薪資。

觀看中國近期中國勞動市場的現況，根據中國人力資源和社會保障部統計數據指出，2015年農民工平均月薪為人民幣3072元，而2015年中國大學畢業半年後平均月薪為人民幣3726元，其差距僅有約1.2倍。若不去考慮工時和工作的風險性，就算農民工擁有大學學歷，其薪資與一般農民工的薪資也相去不遠，甚至因面臨歧視而使得薪資低於一般大學生的薪資平均，農民工取得高等教育學歷的效益並不是很顯著，其成本對農民工家庭往往卻是非常巨大，隨著中國經濟發展，教育能帶來的薪資成長變得非常有限，間接呼應了本文論證，教育並不能縮短農民工和城市居民間的薪資差距。

在中國經濟發展的過程中，農民工為當初中國為達成其政經目的下的產物，中國得以最少的成本快速發展，但也必須面對發展後期因制度所造成的市場的二元化和薪資差異問題，當兩個生活在一起的族群存在顯著的不平等的待遇並且逐漸擴大時，將危及社會的安定和諧。為弭平中國農民工和城市居民的薪資差異，本文的研究結果在政策面亦提供可以參考的研擬方向，作者認為為在研擬相關政策時應慎重思考以下兩點，第一點：降低因制度性身分差異所造成的職場偏見和歧視。中國政府應致力於宣導職場的公平待遇，如加強對工作經驗和教育程度薪資認定的一致性，以免造成農民工薪資低估和城市居民薪資高的情況；第二點：提供農民工與城市居民相同的資源和機會，以降低稟賦所造成的薪資差異。為從根本上解決薪資差異的問題，中國政府應逐漸讓戶口制度退場，讓中國所有勞工得公平分享經濟成長的果實，以縮短城鄉資源差距所造成的薪資差異。唯獨如此中國城市勞動市場的二元化才可得到緩解，從可能

的嚴峻的族群對立中走向公平和諧社會。



(附錄請翻至第 45 頁)

## 附錄

附錄表 1 Hausman-Taylor 薪資估計(大學學歷虛擬變數)

變數名稱 ln(月薪)	城市居民			農民工		
	估計係數	標準差		估計係數	標準差	
2009 年時間變數	0.1315	(0.0082)	***	0.1817	(0.0163)	***
已婚	0.1551	(0.0481)	***	-0.0005	(0.0405)	
健康	-0.0017	(0.0100)		0.0037	(0.0114)	
家計小孩人數	0.0630	(0.0307)	**	-0.0072	(0.0345)	
非漢族	-0.1390	(0.1062)		-0.0043	(0.1155)	
年資	0.0021	(0.0015)		0.0012	(0.0042)	
工作經驗	0.0076	(0.0030)	**	0.0423	(0.0208)	**
工作經驗平方	-0.0002	(0.0001)	**	-0.0019	(0.0008)	**
大學以上學歷	0.7903	(0.0474)	***	0.4405	(0.1981)	**
<b>合約類型</b>			***			***
固定工	0.2149	(0.0268)	***	0.0044	(0.0263)	
長期合約工	0.1432	(0.0241)	***	0.0370	(0.0220)	*
短期合約工	0.0269	(0.0319)		0.0181	(0.0273)	
<b>單位所有權</b>			***			***
國家所有或控股	-0.0480	(0.0341)		0.0637	(0.0372)	*
私人所有或控股	-0.0312	(0.0348)		0.0337	(0.0333)	
其他所有權	-0.1810	(0.0464)	***	0.1232	(0.1596)	
<b>職業</b>			***			***
管理和專業技術人員	0.1112	(0.0223)	***	0.1815	(0.0408)	***
一般商業人員	0.0584	(0.0217)	***	0.0801	(0.0280)	***
生產操作人員	0.0623	(0.0217)	***	0.0558	(0.0222)	**
<b>務工省市</b>			***			***
河南	-0.1660	(0.0416)	***	-0.0406	(0.0751)	
江蘇	0.1726	(0.0411)	***	0.3629	(0.0823)	***
湖北	0.0101	(0.0463)		0.1174	(0.0880)	
安徽	-0.0262	(0.0414)		0.1646	(0.0764)	**
上海	0.4830	(0.0405)	***	0.3656	(0.0787)	***
浙江	0.3840	(0.0408)	***	0.3412	(0.0750)	***
廣東	0.5335	(0.0391)	***	0.3394	(0.0704)	***
重慶	0.0121	(0.0474)		0.0157	(0.0714)	
mills 反比例	-0.0158	(0.0429)		0.3027	(0.0568)	***
常數項	6.7179	(0.0730)	***	6.6618	(0.1311)	***

sigma_u	0.4886	0.4142
sigma_e	0.2831	0.2287
rho	0.7486	0.7663
樣本數	5520	1512
樣本組	2760	756

註1：\*、\*\*、\*\*\*各表示 10%、5%、1%統計檢定顯著性。

註2：合約參照組為「臨時工」。單位所有權參照組為「外資所有或控股」。職業參照組為「一般服務人員」。產業參照組為「其他服務業」。務工地區參照組為「四川」。

註3：內外生變數設定，參考表 4-5。

## 參考資料

- Akay, A., Bargain, O. and Zimmermann, K. F. (2012). Relative concerns of rural-to-urban migrants in China, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 81, pp. 421–441.
- Altonji, J. and Shakotko, R. (1987). Do wages rise with job seniority?. *Review of Economic Studies*, 54 (3), 437-59.
- Antonio Caparro's Ruiz, Lucía Navarro Gómez, Mario Rueda Narva'ez (2010). Endogenous wage determinants and returns to education in Spain, *International Journal of Manpower*, 31(4), pp. 410-425.
- Appleton, S., Knight, J., Song, L. And, & Xia, Q. (2004). Contrasting paradigms: Segmentation and competitiveness in the formation of the Chinese labor market. *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 2(3), 185 – 205.
- Baltagi, B.H., and S. Khanti-Akom (1990). On efficient estimation with panel data: An empirical comparison of instrumental variables estimators. *Journal of Applied Econometrics*, 5, 401–406.
- Belton M. Fleisher, Yifan Hu, Haizheng Li, Seonghoon Kim (2011). Economic transition, higher education and worker productivity in China. *Journal of Development Economics*, 94, 86 – 94.
- Bound, J., Jaeger, D., & Baker, R. (1995). Problems with instrumental variables estimation when the correlation between the instruments and endogenous



explanatory variable is weak. *Journal of the American Statistical Association*, 90, 443 – 450.

- Byron, R., and E. Manaloto. (1990). Returns to Education in China. *Economic Development and Cultural Change*, 38 (4), 783-796.
- Card, D. (1993). Using geographic variation in college proximity to estimate the returns to education. NBER Working Paper No. 4483, National Bureau of Economic Research, New York, NY.
- Card, D. (1999). The causal effect of education on earnings. In O. Ashenfelter, & D. Card (Eds.). *Handbook of Labour Economics*, 3B. Amsterdam: Elsevier.
- Chen, G., & Hamori, S. (2009). Economic returns to schooling in urban China: OLS and the instrumental variables approach. *China Economic Review*, 20, 143 – 152.
- Cornwell, Christopher and Peter Rupert (1988). Efficient Estimation With Panel Data: An Empirical Comparison of Instrumental Variables. *Journal of Applied Econometrics*, 3(2), 149-155.
- Cotton, J. (1988). On the Decomposition of Wage Differentials. *Review of Economics and Statistics*, 70(2), 236-243.
- de Brauw, A. and Rozelle, S. (2008). Reconciling the returns to education in off-farm wage employment in rural China, *Review of Development Economics*, 12, pp. 57–71.
- Demurger, S., Gurgand, M., Li, S., & Yue, X. (2009). Migrants as second-class workers in urban China? A decomposition analysis. *Journal of Comparative Economics*, 37, 610 – 628.
- Demurger, S., & Xu, H. (2011). Return migrants: The rise of new entrepreneurs in rural China. *World Development*, 39(10), 1847 – 1861.
- Fleisher, B. M., & Wang, X. (2004). Skill differentials, return to schooling, and market segmentation in a transition economy: The case of mainland China. *Journal of Development Economics*, 73(1), 315 – 328.

- Fleisher, B. M., Li, H. Z., Li, S., & Wang, X. J. (2005). Sorting, selection, and transformation of return to college education in China. Working paper 05-07, Ohio State University.
- Griliches, Z. (1977). Estimating the returns to schooling: some econometric problems. *Econometrica*, 45(1),1-22.
- Guillotín, Y. and Sevestre, P. (1994). Estimations de fonctions de gains sur done'es de panel: endoge'neite' du capital humain et effets de la se'lection. *E'conomie et Prevision*, 116, 119-35.
- Hausman, J. and Taylor, W. (1981), Panel data and unobservable individual effects. *Econometrica*, 49(6), 1377-99.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47 (1), 154-61.
- Heckman, J., and X. Li. (2004). Selection Bias, Comparative Advantage, Heterogeneous Returns to Education: Evidence from China in 2000. *Pacific Economic Review*, 9 (3), 155-171.
- Harmon, C. and Walker, I. (1995). Estimates of the economic return to schooling for the United Kingdom. *American Economic Review*, 85(5), 1278-86.
- Hu, Feng, Xu, Zhaoyuan, Chen, Yuyu (2012).Circular migration, or permanent stay? Evidence from China's rural-urban migration. *China economic review*, 22, 64-74
- Inmaculada Garcí a-Mainar, Víctor M. Montuenga-Go'mez (2005). Education returns of wage earners and self-employed workers: Portugal vs. Spain. *Economics of Education Review*, 24, 161 - 170
- Lee, L. (2012). Decomposing wage differential between migrant workers and urban workers in urban China's labor market. *China Economic Review*, 23(2), 461 - 470.
- Li, H. (2003). Economic transition and returns to education in China. *Economics of Education Review*, 22, pp. 317-328.

- Li, Haizheng and Zahniser, Steven (2002). The Determinants of Temporary Rural-to-Urban Migration in China. *Urban Studies*, 39(12), 2219–2235,
- Liu, P., Meng, X., & Zhang, J. (2000). Sectoral gender wage differentials and discrimination in the transitional Chinese economy. *Journal of Population Economics*, 13, 331 – 352.
- Liu, Z. (1998). Earnings, Education and Economic Reforms in Urban China. *Economic Development and Cultural Change*, 46(4), 697-725.
- Magnani, E., & Zhu, R. (2012). Gender wage differentials among rural – urban migrants in China. *Regional Science and Urban Economics*, 42(5), 779 – 793.
- Meng, X (2012). Labor Market Outcomes and Reforms in China. *Journal of Economic Perspectives*, 26(4), 75-102
- Meng, X. and Zhang J. (2001). ‘The two-tier labor market in urban China: Occupational segregation and wage differentials between urban residents and rural migrants in Shanghai. *Journal of Comparative Economics*, 29, pp. 485–504.
- Psachaporoulos, G. (1994). Returns to investment in education: A global update. *World Development*, 22, pp. 1,325–1,344.
- Ris, C. (2001), Unobservable heterogeneity in wage equations: application to the Ivorian manufacturing sector. Document de Recherche 2001-6, Centre de Recherches Economiques de l’Universite’ de Saint-Etienne, Saint-Etienne.
- Rong Zhu (2015). Heterogeneity in the economic returns to schooling among Chinese rural-urban migrants, 2002-2007. *Economics of Transition*, 23(1), 135-167.
- Shi, Xiaoping, Heerink, Nico, Qu, Futian (2007). Choices between different off-farm employment sub-categories: An empirical analysis for Jiangxi Province, China. *China Economic Review*, 18, 438 – 455
- Wang, L. (2013). How does education affect the earnings distribution in urban China? *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75, 435–454.
- Wang, X., Liu, C., Zhang, L., Luo, R., Glauben, T., Shi, Y., et al. (2011). College education and the poor in China: Documenting the hurdles to educational

- attainment and college matriculation. *Asia Pacific Education Review*, 12(4), 533 – 546.
- Wei, X., Tsang, M. C., Xu, W. and Chen, L. (1999). Education and earnings in rural China. *Education Economics*, 7, pp. 167–187.
- Wright, R. (1999), The rate of return to private schooling. IZA Discussion Paper No. 92, Institute for the Study of Labor, Bonn.
- Zeng, X. (2004). A study on the effects of human capital in informal labour market with rural migrant workers in Chengdu City, Sichuan Province as an example. *Chinese Rural Economy Monthly*, 3, 34 – 38.
- Zhang, H., Ouyan, H., & Jiang, W. (2004). Developing migration of rural labour forces as a strategic industry — A finding report from Sichuan and Guizhou Provinces. *Chinese Rural Economy Monthly*, 1, 28 – 33.
- Zhang, J., Zhao, Y., Park, A. and Song, X. (2005). ‘Economic returns to schooling in urban China, 1988–2001. *Journal of Comparative Economics*, 33, pp. 730–752.
- Zhao, Yaohui (1999). Leaving the Countryside: Rural-To-Urban Migration Decisions in China. *American Economic Review*, 89(2), 281–286.
- Zhu, N. (2002). The impacts of income gaps on migration decisions in China. *China Economic Review*, 13, 213–230.
- 莊奕琦、楊孟嘉 (2012)。中國農民工與城鎮勞工之薪資差異與歧視。人文及社會科學集刊，26(4)，525-553。
- 王梅 (2012)。「最低工資與中國勞動力市場」。中國經濟出版社。

全文完