airiti

臺灣經濟預測與政策
中央研究院經濟研究所
51:2 (2021), 49–90

中國農民工和城市勞工之薪資差異再探
—追蹤資料分析

莊奕琦*
國立政治大學經濟學系

顧訓豪
國立政治大學經濟學系

關鍵詞: 樣本選擇性誤差、能力異質性、薪資差異、教育報酬率

JEL **分類代號:** J31, J61, J71

---

* 聯繫作者: 莊奕琦, 國立政治大學經濟學系, 臺北市 116302 文山區指南路二段 64 號。電話: (02) 2938-7630; 傳真: (02) 2939-0344; E-mail: ycchuang@nccu.edu.tw。兩位作者特別感謝編輯委員與三位匿名評審的寶貴意見與建議, 惟文中若有任何錯誤, 概由作者負責。

airiti

摘　要

本文採用 2008 年和 2009 年中國農村城鎮移民調查 (RUMiC) 追蹤資料, 在考慮樣本的選擇性偏誤、個人能力的異質性與教育變數的內生性下, 重新檢視中國農民工和城市居民的薪資差異。研究結果發現, 在就業選擇方面, 農民工的移動成本與家庭成員工作人數對於是否選擇爲受薪勞工有顯著的影響力; 在薪資估計方面, 城市居民的教育報酬率約爲 10%, 是農民工 4.9% 的兩倍, 此與過往文獻出現相悖結果, 而工作經驗的報酬率農民工則大於城市居民。說明在沒有控制樣本選擇性偏誤和能力異質性問題下, 城市居民的教育報酬率將被嚴重的低估。進一步利用 Oaxaca-Ransom-Cotton 薪資差異分解法, 發現農民工和城市居民的薪資差異約 80% 可歸咎於兩者間的稟賦差異, 只有約 20% 是來自不可解釋或被視爲歧視的薪資差異。

airiti

1. 前言

中國共產黨於 1949 年掌政開始, 面對戰後大量的勞動人口, 為確保戰後的經濟穩定發展, 採行土地改革將土地還於農民。其時對於人口的流動尚無嚴格限制, 一直至 1958 年頒布了第一部戶籍制度《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, 此戶口制度嚴格限制城市間以及農村與城市間的勞動力流動, 遂將中國的城鄉分離為二元的經濟生產模式（參見衣艷芳, 2008）。另 Meng（2012）認為造成此種中國二元經濟的背景原因有二: 一、因為人口眾多而農業生產力低落, 需要以大量的勞動力全力投入農業生產才得以自給自足; 二、採農村支持城市的發展模式以確保城市的快速發展。

這種嚴格的人口流動限制到 1975 年始見鬆綁, 取消憲法關於限制公民遷移自由的條文。1978 年中共三中全會確立了「對內改革, 對外開放」的經濟改革方向, 採市場經濟為手段的社會主義, 在農業上, 家庭聯產承包責任制的成功, 解放了農村的生產力。自 1978 年經濟改革以來, 透過沿海地區經濟特區的建立優先發展以出口為導向的加工產業, 利用人口紅利的廉價勞動力, 農民工遂成為中國經濟發展的重要動力來源。中國長期的戶口制度帶來城鄉的區隔與身分的不平等, 當城市為了經濟成長而賦予農民工短期的居住與工作權, 但因為沒有城市戶口而無法享受城市居民的待遇與相對應的社會福利條件（包括醫療保健與小孩就學), 既使在 1978 年改革開放以來, 中國仍然始終是一個城鄉二元經濟結構與城市內二元的勞動市場。

九零年代末期, 學者開始陸續對於在現有體制夾縫中生存的中國農民工問題進行討論與研究, 先驅研究包括 Zhao（1999）分析 1994–1995 年四川地區以家計為單位, 研究家戶中成員選擇外出工作的影響因素分析。主要發現為教育程度越高的農村勞工越傾向成為受薪職業的農民工。此結果支持人力資本理論, 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, 類似的研究結果也得到其他研究的支持, 如 Li and Zahniser（2002), Zhu（2002), Shi et al.（2007）與 Hu et al.（2011）。而 Zhang et

airiti

al.（2004）指出所有農民工中只有 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。顯然自農村移動到城市的農民工雖屬於鄉村受較高教育者, 但其教育程度明顯仍低於具有城市戶口的城市居民。在人力資本相對劣勢的教育和訓練下, 農民工只能在城市從事技術性較低的工作（Fleisher and Wang, 2004; Meng, 2012）, 但 Demurger and Xu（2011）的研究指出農民工對於縮小中國城鄉差距功不可沒。Meng（2012）指出農民工於 1990 年到 1997 年由約 2,500 萬人增加到 3,700 萬人, 到了 2009 年則暴增至 1 億 4,500 萬人。根據 2005 年中國人口普查, 農民工占城市勞動力的 25%。農民工雖然為數龐大, 但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。因此, 在研究中國二元的勞動市場特殊情況下, 農民工的工作移動選擇與其薪資的決定, 乃至農民工與城市居民薪資差異的成因, 具有特殊的意義與政策意涵。

有關教育報酬率的文獻, Byron and Manaloto（1990）和 Liu（1998）發現中國城市居民的教育薪資報酬率約 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%（參見 Psachaporoulos, 1994）。而 Zhang et al.（2005）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%。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 年代之後開始變大, 根據 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 年的 2.3% 上升到 2000 年代末期的 6.4%。相同於城市居民, 農村的教育報酬率也是逐年增加, 但是與城市的差距卻也擴大。

Zeng（2004）利用 2000 年的 616 筆成都的農民工資料, 發現農民工的教育報酬率為 1%; Meng and Zhang（2001）針對 1995–1996 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。Magnani and Zhu（2012）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。另有關中國勞動市場的區隔與薪資歧視研究, Lee（2012）和莊奕琦與楊孟嘉（2014）都在控制樣本選擇

airiti

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%, 並將此薪資歧視歸咎於戶口制度。

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不少。但是研究方法上關於估計上的偏誤修正, 還有改善的空間。多數學者只針對樣本選擇性的偏誤作修正, 但因為農民工與城市居民有許多本質上差異, 包括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諸多限制等因素（參見如 Demurger et al., 2009; Lee, 2012; Wang et al., 2011）, 勞動者的異質性尤其是不可觀察的特徵（unobservable traits）, 實有必要加以控制, 才能得到較正確的估計和政策意義。[1] 本文除利用 Heckman（1979）兩階段估計法, 修正樣本選擇性偏誤外, 更處理無法觀察的個人能力異質性與教育變數內生性的問題, 以得到較準確的薪資估計式和薪資差異的成因。

因橫斷面資料無法控制個人無法觀察到的異質能力差異, 當解釋變數與誤差項相關時, 將因遺漏變數而造成估計係數的偏誤。本文以 2008 年和 2009 年的「中國農村城鎮移民調查」（rural-urban migrants in China, 以下簡稱 RUMiC）的城市居民和農民工追蹤資料, 在考慮樣本的選擇性偏誤、個人能力的異質性與教育變數的內生性等問題下, 以估計城市居民和農民工的工作選擇與薪資的決定, 並重新檢視和分析中國農民工和城市居民的薪資差異成因。不同以往文獻, 本文採用 Hausman and Taylor（1981）提出的估計法, 利用追蹤資料的特性, 可以控制能力異質性和直接估計不隨時間改變的內生解釋變數, 使估計結果具一致性與有效性。做法上使用模型內的外生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。

[1] Akay et al.（2012）, Fleisher et al.（2011）和 Zhu（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。

airiti

2. 資料來源與分析

本文實證資料來自中國農村城鎮移民調查（RUMiC）中的第一次 2008 年和第二次 2009 年家戶訪查資料。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）組成的國際研究團隊共同發起, 並獲德國勞動研究院（Institute for the Study of Labor, IZA）協助完成。

此調查訪查對象依戶籍和工作型態分作三組不同族群: 農村住戶、農村–城鎮流動人口和城鎮住戶。調查區域範圍, 農村居民樣本來自於八個省和一個直轄市, 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; 城鎮居民樣本則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。各個城市的抽樣數以十五個城市的相對人口比例為依據。本調查為避免農民工抽樣上的缺漏, 不採取過往以居住地做抽樣, 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。樣本總數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鎮家戶五千個。

訪查資料涵蓋勞工的社會、經濟和福利狀態的調查, 並進一步區分個人層級和家戶層級, 個人層級的問項包含四大主題: 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、家戶狀況以及老家情況。

從第二次訪查開始 RUMiC 即將訪查再分成舊住戶和薪資住戶, 利用舊住戶調查的對照資料可將兩年度（2008 年和 2009 年）城市居民與城鎮農民工的資料分別合併成追蹤資料。資料樣本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、浙江和廣東, 中部地區是安徽、河南以及湖北, 西部地區則是重慶與四川。根據中國法律規定, 中國勞動適齡人口為 16 歲以上至退

airiti

休, 男性退休年齡至 60 歲, 女性退休年齡為 55 歲, 本文取樣年齡訂在 16 歲至 60 歲的男性。本文延用莊奕琦與楊孟嘉（2014）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。經過以上條件篩選和去除資料缺漏樣本後, 2008 年和 2009 年兩年均從事受薪工作的男性城市居民的追蹤資料共 1,380 人 2,760 筆; 從事受薪工作的男性城鎮農民工追蹤資料共 756 人, 1,512 筆資料。

主要採用個人特質及職業相關變數, 包含月收入、年齡、性別、健康狀態、婚姻狀況、教育程度、年資、工作經驗、每週工時、扶養子女個數、工作合約類型、單位所有權、職業和務工省市以及影響工作選擇動機變數, 如移動距離和家中其他有工作收入人數等。各變數詳細說明與統計分別列於表 1 和表 2。

同樣採用 RUMiC 資料, 但莊奕琦與楊孟嘉（2014）只用 2008 年一年的橫斷面資料, 我們則採用 2008 年與 2009 年兩年的追蹤資料。本文只採用男性受薪勞動者資料, 追蹤資料中農民工有 756 個樣本, 為橫斷面資料 3,024 個樣本的 25%, 城市居民為 1,380 個樣本, 為橫斷面資料 3,539 個樣本的 39%。比較兩年的追蹤資料與單年的橫斷面資料, 可發現雖然追蹤資料樣本數較少, 無論是農民工樣本或城鎮居民樣本兩者的各樣本屬性與分佈均相當近似, 代表追蹤資料的串聯樣本相較於原橫斷面資料的樣本, 仍具有相當的代表性。兩項資料樣本統計特性的比較請參見附錄。

各年度的變數資料統計列於表 2。表 2 中可以發現城市居民薪資比農民工高, 而工時則較短。2008 年和 2009 年城市居民的平均月薪都是農民工近 1.7 倍, 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。換算為時薪, 城市居民是農民工的兩倍以上。但是若以上漲幅度來看, 在 2008 年和 2009 年間月薪的上升幅度, 卻是農民工略高於城市居民, 前者為 18.3%, 後者為 17.3%。平均年齡農民工比城市居民小 10 歲左右; 城市居民的已婚率比農民工高, 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。主觀描述的健康狀況, 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。家庭平均小孩個數兩者則差異不大約在 0.65–0.67 之間, 主要受一胎化政策的影響。非漢族的比例, 農民工

airiti

表 1　相關變數說明

變數名稱	說明
個人層面	
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。
年齡	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	個人自我評鑑健康狀況, 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 歲以下兒童和 16 歲以上在學生的個數。
年資	在目前工作單位任職年數。
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	接受教育的年數。
工作合約類型	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。
單位所有權	單位所有權皆以虛擬變數表示:
國有或控股	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。
職業	職業的類別皆以虛擬變數表示:
管理和專業技術人員	位於管理階層和具專業技術的人員。例如資本家、企業經理人員、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。
務工省市	地區皆以虛擬變數表示:
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。

airiti

表 1　相關變數說明（續）

變數名稱	說明
重慶	包含重慶的居民。
四川*	包含成都、樂山、綿陽的居民。
工作選擇變數	
其他工作人數	家計中除了自己以外, 月收入在 500 元以上之人數。
移動距離	1 表示為省內移動, 2 表示鄰省移動, 3 表示跨省移動。

註: * 號表示該變數在迴歸分析中為各項分組的參照組。

表 2　變數基本統計

變數名稱	2008 年城市居民		2009 年城市居民		2008 年農民工		2009 年農民工	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	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)
年齡	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)
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)
教育年數	12.517	(3.281)	12.517	(3.281)	9.638	(2.499)	9.638	(2.499)
工作經驗	14.698	(10.884)	16.294	(11.201)	8.627	(6.167)	9.627	(6.167)
年資	13.948	(10.825)	14.836	(11.188)	4.012	(3.986)	4.063	(3.968)
工作合約								
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)
單位所有權								
國有或控股	67.6%	(0.468)	67.5%	(0.468)	16.7%	(0.373)	18.9%	(0.392)
私有或控股	25.6%	(0.436)	25.0%	(0.433)	77.2%	(0.420)	74.5%	(0.436)
外資所有或控股	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)

airiti

表 2　變數基本統計（續）

變數名稱	2008 年城市居民		2009 年城市居民		2008 年農民工		2009 年農民工	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
職業								
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)
產業								
生產製造業	29.5%	(0.456)	27.4%	(0.446)	25.3%	(0.435)	28.6%	(0.452)
建築業	4.4%	(0.205)	4.8%	(0.213)	12.4%	(0.330)	10.7%	(0.309)
交通運輸業	12.2%	(0.328)	12.9%	(0.335)	4.5%	(0.207)	6.0%	(0.237)
信息服務業	4.2%	(0.202)	4.7%	(0.212)	0.4%	(0.063)	0.8%	(0.089)
批發零售業	7.4%	(0.262)	7.6%	(0.266)	15.3%	(0.361)	13.8%	(0.345)
住宿餐飲業	2.0%	(0.141)	2.1%	(0.142)	16.5%	(0.372)	15.7%	(0.364)
金融服務業	5.4%	(0.226)	5.6%	(0.230)	6.2%	(0.242)	7.0%	(0.255)
商務服務業	5.4%	(0.227)	5.6%	(0.230)	5.7%	(0.232)	6.3%	(0.244)
一般服務業	7.5%	(0.264)	7.1%	(0.256)	9.1%	(0.288)	5.2%	(0.221)
公共服務業	21.9%	(0.414)	22.3%	(0.416)	4.5%	(0.207)	6.0%	(0.237)
務工省市								
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)
工作選擇變數								
其他工作人數	0.875	(0.613)	0.875	(0.611)	0.632	(0.925)	0.435	(0.622)
移動距離								
省內移動					54.9%	(0.498)	4.9%	(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	1,380		1,380		756		756	

airiti

比城市居民高, 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。教育程度, 農民工比城市居民的教育年數約少 3 年, 前者為 9.6 年, 後者為 12.5 年; 工作經驗, 農民工也比城市居民少了約 6 年, 農民工約為 8–10 年, 城市居民約為 14–16 年, 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。城市居民平均現職年資有約 14 年, 而農民工則只有 4 年, 此應與農民工不會長期在城市工作且經常轉換工作有關。這些個人相關的特徵統計數據符合過去文獻的發現, 一般而言, 農民工偏向較年輕、學歷較低、沒有婚姻束縛和較早開始務工的一群, 相反的, 城市居民則是年齡較大、學歷較高、有家庭和較晚開始工作的一群。

在其他的變數方面, 長期合約和固定工作的比例, 城市居民皆超過 80%, 農民工則落在 50%–60% 左右, 雖然長期合約工的比例兩者相去不遠約 45%–48%, 但固定工的比例農民工卻遠低於城市居民, 前者為 13% 而後者為 41%。相反的, 臨時工的比例則農民工是城市居民的 4 倍左右, 說明農民工在職場上面臨較苛刻條件, 工作合約類型集中在具有時間束縛性的長期合約或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有或控股的單位, 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且單位福利較佳, 故城市居民的永久聘僱合約比例自然也較高。此說明農民工在城市中不被國企青睞, 多轉向保障與福利較差的私企, 呼應了在合約類型上的比例結構。在職業方面, 城市居民分佈以管理和專業技術人員最高, 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, 管理和專業技術人員最低, 顯示城市居民和農民工在職業上存在高低階互補關係或區隔的技能市場。在務工省市分佈上, 廣東、浙江和河南為農民工主要分佈地區, 而城市居民各地樣本比例則較為平均。

最後, 在工作動機變數方面, 城市居民的家中其他收入成員人數幾乎沒變化為 0.88, 而農民工反而由 0.63 下降至 0.44。此乃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數變小。農民工的遷移, 以移動距

airiti

離來看主要為近距離的省內移動最多, 超過 50%, 鄰省移動居次, 跨省移動最少, 顯然移動成本仍是主要的考量。

3. 估計方法

由於受薪勞工均是經過就業選擇後的受僱勞工, 所以該樣本並非隨機樣本, 若直接估計薪資將產生樣本選擇性偏誤(sample selection bias)。為解決樣本選擇性問題, 本文採 Heckman(1979)兩階段估計法, 第一階段先估計受薪工作選擇, 再計算出 Mills 反比例(inverse Mills ratio, 以下簡稱 IMR), 並放入第二階段薪資估計式中。又由於個人具無法觀察的異質性個人特質, 故薪資估計式亦需考量此個人能力異質性(ability heterogeneity)與此能力與教育兩者可能相關的內生性(endogeneity)問題, 若未加控制則傳統的 OLS 估計將造成遺漏變數偏誤(omitted variable bias), 解決此部分問題本文則利用追蹤資料特性與 Hausman and Taylor(1981)估計法來處理。

3.1 就業選擇模型估計

對於就業選擇的實證模型, 本文採用二元選擇 Probit 模型估計, 可表示如下:

$$E_{i,t,g} = (H_{i,t,g})\delta_g + \epsilon_{i,t,g}$$
$$i = 1, \cdots, N_g; \quad g = U, M; \quad t = 2008, 2009 \qquad (1)$$

其中, i 為勞工個人, g 為族群身分, U 為城市勞工, M 為農民工, t 代表時間, 2008 年或 2009 年。被解釋變數 E 為一虛擬變數, $E = 1$ 代表就業, $E = 0$ 表示未就業; H 為影響選擇受僱就業的解釋變數; ϵ 為隨機誤差項。$H_{i,t,g}$ 為影響 g 族群勞工在 t 年選擇受僱與否的相關變數, δ_g 代表相關變數的估計向量。

藉由 Probit 模型估計結果求算 IMR $= \lambda_{i,t,g} = (\phi(H_{i,t,g}\delta_g)/\Phi(H_{i,t,g}\delta_g))$, 其中 ϕ 代表標準常態機率密度函數(standard normal probability density function), Φ 代表標準常態累積機率函數(standard normal cumulative distribution function), 每個觀察個體可得到不同的 IMR 值, 並將其加入以下薪資估計模型之中, 用

airiti

以修正樣本選擇性偏誤的問題。

3.2 薪資決定估計式—追蹤資料

本文藉由 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異質特性差異所造成的估計偏誤, 以及時間序列資料可能會有的序列相關（serial correlation）問題。[2]

本文主要以 Mincer（1974）薪資方程式為薪資的基礎決定式, 如果個人存在非可觀察到的異質性能力, 因為有兩年的追蹤資料, 故這項個人特質可以視為不隨時間改變的個人特質, 則第二階段的薪資決定式可表示為:

$$\mathrm{Ln}(y_{itg}) = \alpha + X'_{itg}\beta_g + (\lambda_{itg})\delta_g + \varepsilon_{itg} \tag{2}$$

$$\varepsilon_{itg} = \mu_{ig} + v_{itg}. \tag{2'}$$

其中, i 為個人樣本, t 表示時間, g 為區域, y 為個人月薪, X 代表個人特徵與背景等基本的控制變數, 包括教育、工作經驗、健康情況、婚姻狀況、小孩個數等因素, λ 為 Mills 反比例。ε 則為誤差項（error term）其中包括不隨時間改變的非可觀察的個人特質效果 μ_{ig} 和剩餘的隨機誤差項 v_{itg}。不隨時間改變的非可觀察的個人特質效果依其不同的設定, 可得到不同的估計模型, 茲分別說明如下。

3.2.1 混和迴歸模型（Pooled Regression Model）

若假設 $\mu_{ig} = \overline{\mu}_g$, 每個人不隨時間改變的個人特質都一樣, 即代表每個人的個人特質具同質性（homogeneity）。則（2）和（2′）等同於將追蹤資料以最小平方法 OLS 的假設進行估計。換言之, 當個人特質具個人特定效果（individual-specific effect）時, 則混合迴歸模型的 OLS 估計將產生偏誤。

---

[2] Hsiao（2003）和 Klevmarken（1989）指出使用追蹤資料可有以下好處: 1. 可控制個人的異質性。2. 提供更多的資訊、更具有變異性、減少變數間共線性、更多樣本自由度與估計效率。3. 更能分析動態性的調整。4. 比橫斷面或時間序列資料更易認定與衡量效果。5. 比橫斷面或時間序列資料可以允許檢測更複雜的行為模型。另可參見如 Baltagi（2005）。

airiti

3.2.2 固定效果模型（Fixed Effects Model）

若假設 $\mu_{ig} \neq \mu_{jg}$, 即每個人存在固定的個人特質效果, 至於採固定效果模型和隨機效果模型的差異在於對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 α_{ig}, 因為假設此效果不隨時間改變, 故稱為固定效果, 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_{itg} 是相關的 $\mathrm{Cov}(\alpha_{ig}, X_{itg}) \neq 0$。由於以上的假設, 固定效果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 α_{ig} 對於 β_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）, 故固定效果模型如下:

$$\overline{Y}_{itg} = \alpha_{ig} + (\overline{X}_{itg})\beta_g + (\overline{\lambda}_{itg})\delta_g + \overline{e}_{itg} \tag{3}$$

$$Y_{itg} - \overline{Y}_{itg} = (X_{itg} - \overline{X}_{itg})\beta_g + (\lambda_{itg} - \overline{\lambda}_{itg})\delta_g + (e_{itg} - \overline{e}_{itg}). \tag{4}$$

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會自動去除不隨時間變動的解釋變數, 如教育年數變數將被歸類於固定效果之中, 而變得無法單獨估計其效果, 致使變數估計較不具有效率性。

3.2.3 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 α_{ig} 是隨機產生的, 可將其拆解成 $\alpha_{ig} = (\alpha_{0g} + \mu_{ig})$, 其中 $\mu_{ig} \sim \mathrm{iid}\ (0, (\sigma_{\mu g})^2)$, 並且假設 α_{ig} 與解釋變數 X_{it} 不相關, 即 $\mathrm{Cov}(\alpha_{ig}, X_{itg}) = 0$。由於以上假設, 隨機效果模型又被稱為誤差成分模型（error component model）。其估計方法如同一般化最小平方法（general least squares, GLS）對解釋變數的係數估計, 隨機效果模型的迴歸式可表示如下:

airiti

$$Y_{itg} = \alpha_{0g} + \mu_{ig} + (X_{itg})\beta_g + (\lambda_{itg})\delta_g + e_{itg}. \quad (5)$$

由於估計方法的不同, 隨機效果模型可以將不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間不相關的假設, 若樣本不符合模型假設, 將造成估計模型不一致性的問題。

3.2.4 Hausman-Taylor 模型（Hausman-Taylor Model）

固定效果模型允許其截距項可與解釋變數相關, 亦即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, 如教育年數變數。而隨機效果模型則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不相關, 也就是所有解釋變數都是外生變數, 使得模型無法處理變數內生性的問題。為了能同時處理樣本個體異質性和解釋變數內生性問題, 並且更有效率取得其估計係數, Hausman and Taylor（1981）提出以結合固定效果模型估計法、工具變數（instrument variable）估計法和一般化最小平方法的估計方法, 針對變數是否是內生和是否隨時間變化而分別進行估計, 其估計模型迴歸式設定如下:

$$Y_{itg} = \mu_{ig} + X_{1itg}\beta_{1g} + X_{2itg}\beta_{2g} + Z_{1ig}\gamma_{1g} + Z_{2ig}\gamma_{2g} + e_{itg} \quad (6)$$

其中 $i = 1, ..., n_g$, $t = 1, ..., T_{ig}$ ($T_{ig} = 2$), $\mu_{ig} \sim \text{iid}(0, (\sigma_{\mu g})^2)$ 為追蹤資料的隨機效果, X_{1itg} 為會隨時間變動的外生變數, 並將 IMR (λ_{itg}) 歸類於此變數中, X_{2itg} 為會隨時間變動的內生變數, Z_{1ig} 為不會隨時間變動的外生變數, Z_{2ig} 為不會隨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 ω_{it}, 變數 $\bar{\omega}_i$ 是經過平均的變數 ω_{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:

airiti

$$\widetilde{Y}_{itg} = \widetilde{X}_{1itg}\beta_{1g} + \widetilde{X}_{2itg}\beta_{2g} + \widetilde{e}_{itg}.$$

如同固定效果模型, 再利用組內平均差的迴歸方法, 估計出與 β_{1g} 和 β_{2g} 一致的 $\hat{\beta}_{\omega 1g}$ 和 $\hat{\beta}_{\omega 2g}$, 但是此估計方法無法估計 γ_{1g} 和 γ_{2g}。由以上的估計值, 可以得到異質誤差成分（idiosyncratic error component）$(\sigma_{eg})^2$ 的估計值, 如下:

$$(\hat{\sigma}_{eg})^2 = \frac{\mathrm{RSS}_g}{N_g - n_g}.$$

其中 RSS 為利用固定效果模型估計的殘差平方和（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 $\overline{d}_{itg}$ 如下:

$$\overline{d}_{itg} = \overline{Y}_{itg} - \overline{X}_{1itg}\hat{\beta}_{\omega 1g} + \overline{X}_{2itg}\hat{\beta}_{\omega 2g}.$$

再將 X_{1g} 和 Z_{1g} 當作工具變數, 針對 $\overline{d}_{itg}$ 中的 Z_{1g} 和 Z_{2g} 作迴歸, 得到中間一致（intermediate consistent）的估計值 $\hat{\gamma}_{1g\mathrm{IV}}$ 和 $\hat{\gamma}_{2g\mathrm{IV}}$, 在估計時為了符合階層條件（order condition）, X_{1g} 的變數個數必須大於或等於 Z_{2g} 的變數個數, 以避免弱替代變數（weak instrument）問題。接著, 利用固定效果模型迴歸估計取得的 $\hat{\beta}_{\omega 1g}$ 和 $\hat{\beta}_{\omega 2g}$ 以及工具變數法得到的 $\hat{\gamma}_{1g\mathrm{IV}}$ 和 $\hat{\gamma}_{2g\mathrm{IV}}$, 可對迴歸式（6）中的殘差進行估計, 並令所得的殘差為 $\hat{\epsilon}_{itg}$ 如下:

$$\hat{\epsilon}_{itg} = (Y_{itg} - X_{1itg}\hat{\beta}_{\omega 1g} - X_{2itg}\hat{\beta}_{\omega 2g} - Z_{1ig}\hat{\gamma}_{1g\,\mathrm{IV}} - Z_{2ig}\hat{\gamma}_{2g\,\mathrm{IV}}).$$

再根據 Hausman and Taylor（1981）的定義:

$$(\mathrm{s}_g)^2 = \frac{1}{N_g}\sum_{i=1}^{n_g}\sum_{t=1}^{T_{ig}}\left(\frac{1}{T_{ig}}\sum_{t=1}^{T_{ig}}\hat{\epsilon}_{itg}\right)^2$$

$$\operatorname*{plim}_{n\to\infty}(\mathrm{s}_g)^2 = T_{ig}(\sigma_{\mu g})^2 + (\sigma_{eg})^2.$$

airiti

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:

$$(\hat{\sigma}_{\mu g})^2 = (s_g)^2 - (\hat{\sigma}_{eg})^2 \frac{1}{\overline{T}_{ig}}.$$

得到 $(\hat{\sigma}_{\mu g})^2$ 和 $(\hat{\sigma}_{eg})^2$ 後, 即可求得變異數成分（variance component）的估計值 $\hat{\theta}_{ig}$ 如下:

$$\hat{\theta}_{ig} = 1 - \left(\frac{(\hat{\sigma}_{eg})^2}{T_{ig}(\hat{\sigma}_{\mu g})^2 + (\hat{\sigma}_{eg})^2} \right)^{1/2}.$$

藉由 $\hat{\theta}_{ig}$ 即可進行隨機效果模型的 GLS 轉換, 即 $\breve{\omega}_{it} = \omega_{it} - \hat{\theta}_i \overline{\omega}_i$ 為經過 GLS 轉換的變數 ω_{it}, 並對迴歸式（6）以 GLS 轉化為:

$$\breve{Y}_{itg} = \breve{\mu}_{ig} + \breve{X}_{1itg}\beta_{1g} + \breve{X}_{2itg}\beta_{2g} + \breve{Z}_{1ig}\gamma_{1g} + \breve{Z}_{2ig}\gamma_{2g} + \breve{e}_{itg}. \qquad (7)$$

利用 $\widetilde{X}_{1itg}$、$\widetilde{X}_{2itg}$、$\overline{X}_{1ig}$、$\overline{X}_{2ig}$ 和 Z_{1ig} 當作工具變數, 對迴歸式（7）以工具變數估計法可取得各解釋變數之估計係數。Hausman-Taylor 模型除了可處理非可觀察的個人能力外, 尚可估計不隨時間變動的解釋變數, 同時允許個人能力與不隨時間變動的解釋變數（如教育變數）間可存在相關, 故由薪資估計式可得到一致與有效的教育報酬率。

要言之, 三種不同的追蹤資料估計模型, 固定效果模型假設每一個個體非可觀察的能力均為固定, 並允許解釋變數具內生性, 即與誤差項相關, 惟求解的結果不隨時間變動的內生變數的影響將被歸為截距項而無法估計; 隨機效果模型假設個體非可觀察能力的異質性為隨機產生, 且解釋變數必須均為外生, 即和誤差項間必須是無相關; Hausman-Taylor 模型則允許同時有內生和外生的解釋變數, 並且可以估計不隨時間變動的內生變數之影響, 而估計時所使用的工具變數則為模型內隨時間改變的外生變數。

airiti

3.3 薪資差異分解

為了設算農民工與城市居民的薪資差異, 本文的薪資分解式採用 Oaxaca and Ransom（1994）和 Cotton（1988）的薪資差異分解法, 可表示如下:

$$\overline{Y}^U - \overline{Y}^M = (\overline{X}^U - \overline{X}^M)\hat{\beta}^* + \overline{X}^U(\hat{\beta}^U - \hat{\beta}^*) + \overline{X}^M(\hat{\beta}^* - \hat{\beta}^M). \qquad (8)$$

其中, $\overline{Y}^U$ 為城市居民的月薪自然對數平均, $\overline{Y}^M$ 為農民工的月薪自然對數平均, $\overline{X}^U$ 代表城市居民影響薪資的解釋變數平均, $\overline{X}^M$ 代表城市居民影響薪資的解釋變數平均, $\hat{\beta}^U$ 為城市居民的薪資結構估計係數, $\hat{\beta}^M$ 為農民工的薪資結構估計係數, $\hat{\beta}^*$ 為不受歧視下的薪資結構估計係數, $\hat{\beta}^*$ 為 $\hat{\beta}^U$ 和 $\hat{\beta}^M$ 的加權平均。[3] 等號右方的第一項係指城市居民與農民工間稟賦差異所造成的薪資差異, 此部分是不存在歧視。等號右邊第二項和第三項, 被分別視為來自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為城市居民的薪資結構相較於不受歧視的薪資結構的薪資差異, 若為正數, 即城市居民的薪資結構高於不受歧視的薪資結構, 代表市場偏好城市居民; 等號右邊第三項為農民工的薪資結構相較於不受歧視的薪資結構的薪資差異, 若為正數, 則代表農民工的薪資結構低於不受歧視的薪資結構, 代表市場歧視農民工。

本文將從上節四種薪資結構模型中找出最適估計模型, 再將估計結果套入迴歸式（8）中, 進行 Oaxaca-Ransom-Cotton 薪資差異分解。比較城市居民和農民工的薪資差異, 並解析其差異的來源。

---

[3] 本文採用 Cotton（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: $\hat{\beta}^* = \frac{N^U}{N^U + N^M}\hat{\beta}^U + \frac{N^M}{N^U + N^M}\hat{\beta}^M$。

airiti

4. 實證估計結果與分析

4.1 工作選擇估計

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, 第一階段先利用二元選擇 Probit 模型, 以 2008 年和 2009 年的城市居民及城鎮農民工資料, 分別進行工作選擇的估計, 除了解釋各年影響勞工選擇從事受薪工作的因素外, 更可以藉此估算 Mills 反比例, 以便在第二階段薪資估計時加入做為修正樣本的選擇性偏誤。

Heckman 的兩階段模型估計至少需要一個工具變數, 該變數出現在第一階段工作選擇迴歸式中, 但不在薪資迴歸式出現, 此條件又稱為排除性限制（exclusion restrictions）, 即該工具變數具備會影響工作與否的選擇, 但不會影響工資的決定。本文以家中有工作收入人數當做工具變數, 此變數應該滿足排除性限制條件的要求, 理由為家中有工作收入的人數會影響一個人在面臨工作決策時的意願與壓力, 家中有工作收入的人數愈多, 家中經濟較寬裕將減少個人去工作的意願, 但也可能因家人都有工作, 自己不想當米蟲的壓力而去找工作, 故都會影響個人是否選擇就業。而薪資應與個人的技能或能力直接相關, 家中他人工作的人數多寡應和本人的薪資（或能力）高或低則沒有直接的必然關係。

表 3 為 2008 年和 2009 年的男性城市居民的工作選擇估計結果。估計的結果不論在 2008 年或是 2009 年該具排除性限制條件的變數都呈現顯著的負效果, 顯示家中若有越多有工作的其他人, 因家庭較無經濟壓力, 故本人也越不傾向選擇受薪工作。

至於其他變數, 城市居民中已婚、健康狀況佳、家中較少小孩、教育程度越高者, 越傾向成為受薪勞工。此結果和莊奕琦與楊孟嘉（2014）相似。

表 4 為城鎮農民工的工作選擇的估計結果。農民工都為移工, 故在解釋變數部分, 另加入移動距離來解釋農民工到城市選擇工作的移動成本因素。估計結果都和預期的結果相符, 不論在 2008 年或是 2009 年工具變數家中工

airiti

表 3　城市居民工作選擇: Probit 模型估計

變數名稱	2008年		2009年	
年齡	−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)
小孩個數	−0.0870**	(0.0430)	−0.3350***	(0.0384)
教育年數	0.0860***	(0.0080)	0.0991***	(0.0071)
其他工作人數	−0.3050***	(0.0350)	−0.4930***	(0.0320)
常數項	0.4290**	(0.1710)	−0.4036**	(0.1606)
Pseudo R^2	0.0749		0.1642	
樣本數	4,364		4,863	

註: *, **, *** 分別代表 10%, 5% 和 1% 的統計顯著水準。

表 4　城鎮農民工的工作選擇: Probit 模型估計

變數名稱	2008 年		2009 年	
年齡	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)
小孩個數	−0.2457***	(0.0382)	−0.2108***	(0.0405)
教育年數	0.0760***	(0.0103)	0.0664***	(0.0115)
其他工作人數	−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 R^2	0.1986		0.1588	
樣本數	4,077		3,544	

註: 1. **, *** 分別代表 5% 和 1% 的統計顯著水準。
2. 移動距離的參考組為省內移動。

作人數都呈現顯著的負相關, 與城市居民的結果相同, 說明家中其他有工作收入人數會影響農民工選擇是否成為受薪勞工。除此之外, 發現移動距離越遠的農民工越會成為受薪勞工, 說明移動距離越遠的農民工不就業或是從事其他薪資不穩定工作的移動成本就越高, 故離家鄉距離越遠就越可能選擇就業

airiti

成為受薪勞工, 此變數也能充分的區隔農民工和城市居民在選擇成為受薪勞工的額外原因。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、家庭中越少小孩和教育程度越高者越可能成為受薪勞工, 與過去文獻的估計結果相似。

4.2 薪資估計

本節將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, 再以不同的迴歸模型, 混合迴歸（PR）模型、隨機效果（RE）模型、固定效果（FE）模型和 Hausman-Taylor（HT）模型估計薪資決定式, 並比較各個模型在估計時的差異以找出最適薪資的決定式與影響薪資的主要因素。本文採用的薪資解釋變數除了與個人和家庭背景有關變數外, 尚包括工作合約類型、單位所有權型態、職業別和務工地區等變數。

表 5 和表 6 中的（A）欄分別為城市居民和農民工的混合迴歸模型估計的結果。IMR 估計係數不論對城市居民還是農民工都是顯著的, 代表樣本選擇性偏誤確實存在。城市居民的 IMR 估計係數為負值, 表示未修正樣本選擇偏誤的模型估計, 薪資將被低估; 而農民工的 IMR 估計係數為正值, 表示未修正樣本選擇偏誤, 農民工的薪資估計將被高估。故修正樣本選擇偏誤後, 將擴大城市居民和農民工的薪資差異, 換言之, 未修正樣本選擇偏誤, 將低估城市居民和農民工的薪資差異。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、工作經驗長和教育程度高者的薪資水準較高。值得關注的幾項人力資本變數如教育、年資和工作經驗, 教育年數的係數代表平均每多一年的教育對於薪資的溢酬, 即教育報酬率, 城市居民小於農民工, 此估計結果與莊奕琦與楊孟嘉（2014）相似。工作經驗與年資對工資呈顯著的正相關, 此估計結果符合人力資本假說（如 Becker, 1964; Mincer, 1974）。但年資估計係數比工作經驗小得多, 且農民工此兩項估計係數值均大於城市居民, 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, 惟兩個變數中以工作經驗為較具影響力的薪資決定因素, 且平均每多一年的工作經驗或年資對薪資增加的幅度, 農民工又比城市居民來得大。簡言之, 城市居民的教育報酬率相對較高, 而農民

airiti

表 5　城市居民薪資估計結果

變數名稱	(A) Pooled Regression Model		(B) Random Effect Model		(C) Fixed Effect Model		(D) Hausman-Taylor Model	
ln（月薪）	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤
2009 年時間變數	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)
小孩個數	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)***
合約類型								
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)
單位所有權								
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)***
職業								
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)***
務工省市								
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)
IMR	−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^2	0.4080							
sigma_u			0.3876		0.5830		0.4704	
sigma_e			0.2840		0.2972		0.2831	
ρ			0.6506		0.7937		0.7340	
樣本數	5,520		5,520		5,520		5,520	
樣本組	2,760		2,760		2,760		2,760	

airiti

表 5　城市居民薪資估計結果（續）

變數名稱	（A） Pooled Regression Model		（B） Random Effect Model		（C） Fixed Effect Model		（D） Hausman-Taylor Model	
ln（月薪）	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤
Hausman test								
$\chi^2(24)$					747.8		731.5	
Prob > χ^2					0		0	

註: 1. *、**、***各表示 10%、5%、1% 統計檢定顯著性。
2. 參照組分別為: 工作合約為臨時工; 單位所有權為外資所有或控股; 職業為服務工作人員; 務工省市為四川。
3.（C）欄的 Hausman test: FE vs RE,（D）欄的 Hausman test: HT vs FE。

表 6　農民工薪資估計結果

變數名稱	（A） Pooled Regression Model		（B） Random Effect Model		（C） Fixed Effect Model		（D） Hausman-Taylor Model	
ln（月薪）	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤
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)
小孩個數	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)**
合約類型								
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)
職業								
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)**
務工省市								
河南	−0.0510	(0.0466)	−0.0371	(0.0577)			−0.0032	(0.0790)

airiti

表 6　農民工薪資估計結果（續）

變數名稱	（A） Pooled Regression Model		（B） Random Effect Model		（C） Fixed Effect Model		（D） Hausman-Taylor Model	
ln（月薪）	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤
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)
IMR	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)***
Adj. R^2	0.2905							
sigma_u			0.2643		1.1791		0.4331	
sigma_e			0.2312		0.2310		0.2287	
ρ			0.5665		0.9630		0.7819	
樣本數	1,512		1,512		1,512		1,512	
樣本組	756		756		756		756	
Hausman test								
$\chi^2(24)$					709.0		62.5	
Prob > χ^2					0		0	

註: 同表 5。

工則工作經驗和年資的薪資溢酬相對較大。

在工作合約上, 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; 但是對農民工而言則不同的合約類型卻沒有顯著差異效果, 顯示制度性的合約保障並未能廣泛的適用於農民工。在工作單位方面, 城市居民在外資所有或控股的公司工作的薪資為最高, 依序為私有、國有和最低的其他所有權單位; 農民工則工作單位分類變數皆不顯著, 顯示農民工在不同的工作單位工作基本是屬於彼此競爭性的市場, 此應與農民工大都屬於低技能或僅具一般技能勞工有關。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。而務工地區方面, 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

airiti

低; 農民工則以上海最高。

雖然藉由混合迴歸模型可以解釋絕大部分的薪資影響因素, 但因為其假設個人的能力是具同質性, 故當個人能力存在異質性, 同時教育選擇變數通常也具內生性, 此結果將使混合迴歸模型估計產生偏誤的疑慮。為能更確實的估計影響城市居民和農民工薪資的因素, 本文除處理樣本選擇性偏誤問題外, 更將以追蹤資料運用三種不同的估計模型, 以控制樣本的特定個體效果（individual-specific effect）和解釋變數的內生性問題, 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式。

表 5 和表 6 中的（B）欄為城市居民和農民工隨機效果模型的估計結果。隨機效果模型為經濟學家在使用追蹤資料估計人力資本報酬率最常使用的模型, 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。IMR 的估計係數在城市居民中仍呈現負數, 但數值縮小, 說明利用追蹤資料估計的城市居民的樣本選擇性偏誤較小; 而農民工的估計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, 令人訝異的發現為教育年數的估計係數（教育報酬率), 在 RE 模型出現與 PR 模型估計結果相反, 城市居民的教育報酬率大幅上升至 0.0493 且超過農民工估計的教育報酬率 0.0356, 由於 PR 模型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項影響, 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報酬率被殘差項影響。這可從特定個體效果占整個模型殘差變異數的比例 ρ 來判斷, 當 ρ 值越接近 1 時, 就表示整個模型的特定個體效果的影響越大, 表 5 的（B）欄中的 ρ 值為 0.6506 說明特定個體效果具有一定的影響力, 可部分解釋教育報酬率比（A）欄的估計係數為大的原因。

RE 模型雖可以控制特定的個體效果, 但由於 RE 模型假設其特定個體效果呈現隨機分配, 較適合從大型的母體中隨機抽樣的樣本以代表母體的特性。因此 RE 模型除假設所有解釋變數都是外生變數外, 還假設個體特定效果與解釋變數為完全不相關。表 5（C）和表 6（C）欄為 FE 模型的估計結果。RE

airiti

模型估計的嚴格假設, 為表 5 和表 6 的(C)欄中的 Hausman Test 拒絕, 說明本文使用的城市居民和農民工追蹤樣本, 估計結果 FE 模型比起 RE 模型更適合。

由於 FE 模型假設特定個體效果為一固定效果, 即雖然個體間存在差異, 但此異質性不隨時間改變, 因此在 FE 模型中所有不因時間改變的解釋變數(如教育年數、非漢族和務工地區)也將被完全歸類於固定效果中, 造成無法估計其個別變數效果。另一方面, FE 模型假設特定個體效果與解釋變數間相關, 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 5 的(C)欄可以發現城市居民的 FE 模型估計係數與 RE 模型的估計有許多明顯的差異, 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, 單位所有權和職業兩變數都不再顯著; 另一方面, 在表 6 的(C)欄 FE 模型估計發現農民工的工作經驗成為最主要薪資影響因素。此結果可能與 FE 模型的特性有關, 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, 如城市居民的婚姻變數和農民工的工作經驗變數。

估計的 ρ 值也可以發現固定效果的影響 FE 模型比 RE 模型來得大, 城市居民的 ρ 值為 0.7937, 農民工的 ρ 值為 0.9630, 都比 RE 模型估計的 ρ 值大, 可以說 FE 模型可以更準確控制樣本的特定個體效果, 但是缺點是無法將我們所關心和有興趣的變數如教育年數帶入 FE 模型中估計, 而無法被估計的解釋變數效果都會被歸結為固定效果, 並且無法確認其他解釋變數估計係數是否會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 來檢測模型配適度, 建議採用 FE 模型, 但是由於此模型的特性並無法準確估計各個重要解釋變數對於城市居民和農民工的薪資影響, 造成變數估計的不具效率性。為了解決這項困擾, 本文將進一步利用 Hausman-Taylor 模型同時解決樣本的個體異質性、解釋變數的內生性與估計的不具效率性的問題。

HT 模型除了控制樣本的個體異質性問題外, 還利用追蹤資料變數的特性, 可解決解釋變數內生性的問題。PR 模型假設個人能力具同質性, 並無法處理能力異質性問題, 而 RE、FE 和 HT 模型, 雖可處理能力異質性, 但 RE 模

airiti

型假設個人異質性能力具隨機性且所有解釋變數都是外生, 較難符合實證問題的情況。FE 和 HT 模型雖然都假設個人的異質性能力是固定的, 但若模型中有不隨時間改變的解釋變數（如教育年數）, 則 FE 模型將把此類解釋變數均歸類為常數項造成無法個別估計其效果, 而 HT 模型的優點是既假設個人的異質性能力是固定的, 且允許不隨時間改變的內生解釋變數也可估計其效果。

HT 模型中, 變數可分做四類, 分別為隨時間變動的外生變數（time-variant exogenous variables）、隨時間變動的內生變數（time-variant endogenous variables）、不隨時間變動的外生變數（time-invariant exogenous variables）和不隨時間變動的內生變數（time-invariant endogenous variables）。有關外生與內生變數的分類, 目前文獻實證上並無確切的規範標準, 參見如 Wooldridge（2002）, Jordahl et al.（2009）與 Garcia-Mainar and Montuenga-Gomez（2009）。本文的設定除了依據既有文獻（如 Cornwell and Rupert, 1988; Baltagi and Khanti-Akom, 1990; Inmaculada and Montuenga-Gomez, 2005; Ruiz et al., 2010）的變數分類外, 主要亦參考 Baltagi（2005）與 Hausman and Taylor（1981）估計的 Mincer 薪資方程式設定。考量現實社會情況, 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, 而環境變數如單位所有權、職業等視作外生變數。詳細分類如表 7, 隨時間變化的外生變數: 時間變數、單位所有權、職業、工作合約和 Mills 反比例; 隨著時間變化的內生變數: 已婚、健康、小孩個數、年資和工作經驗; 不隨時間變動的外生變數: 非漢族和務工省市; 不隨時間變化的內生變數: 教育年數。[4] 為了驗證 HT 模型設定的配適度, 在表 5 和表 6 的（D）欄中城市居民和農民工 HT 模型估計結果, FE 模型和 HT 模型的 Hausman Test 變數外生性檢定結果為顯著拒絕 FE 模型, 說明 HT 模型變數設定的估計結果具一致性與有效性。

由 HT 模型估計的 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

[4] 因中國大陸採一胎化生育政策, 故我們也嘗試將小孩個數改為隨時間改變的外生變數, Hausman-Taylor 模型的估計結果沒有太大的差異, 特別是本文強調的教育報酬率估計, 城市居民與農民工的顯著差異依然存在。感謝一位匿名評審提出的寶貴意見。

airiti

表 7　Hausman-Taylor 模型變數分類

	外生變數	內生變數
隨時間改變	時間變數、單位所有權、職業、合約、Mills 反比例	已婚、健康、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

樣本個體異質性和解釋變數內生性下, 樣本選擇偏誤問題影響力下降, 甚至不再顯著。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變不顯著, 此結果與 Altonji and Shakotko（1987）和 Ruiz et al.（2010）利用類似於 HT 模型的估計結果相似, 考量個人異質性能力後, 即能力強的勞工更容易存活留下來長期工作, 故年資對於薪資並不具影響力。就工作經驗而言, 農民工的工作經驗報酬約 5.2% 遠大於城市居民不到 1% 的工作經驗報酬率, 說明控制個體異質性後, 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, 城市居民的教育報酬率上升一倍以上, 相較於 PR 模型的 3.8% 和 RE 模型的 4.9%, 男性城市居民 HT 模型估計的教育報酬率接近 10%; 農民工的教育報酬率也由原來的 3.5% 左右上升到 HT 模型估計的近 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 PR 模型和 RE 模型大。這個結果也與文獻發現 HT 模型估計的教育報酬率高於 OLS 估計相符（參見如 Hausman and Talyor, 1981; Wright, 1999; Inmaculada and Montuenga-Gomez, 2005; Ruiz et al., 2010）。未控制異質性能力由遺漏變數偏誤的觀點來看, 因為有能力者會接受更多教育, 能力偏誤（ability bias）將使 OLS 產生向上偏誤（upward bias）, 除非能力與教育間為存在負相關, 造成 OLS 估計產生向下偏誤（downward bias）, 即能力愈高者所得的工資愈高, 當能力愈高者受教育的邊際成本也愈高時, 愈會提早去工作取得希望的工資反而選擇更少的教育。另 Griliches（1977）亦指出若教育變數存在衡量誤差（measurement error）將會導致 OLS 的估計結果低估教育的報酬率。若衡量誤差大於向上的能力偏誤, 則 OLS 結果也會低估。另外的原因,[5] 因

[5] 謝謝一位匿名評審提出的此項寶貴意見。

airiti

Hausman-Taylor 運用工具變數（IV）來估計, 所以估計值屬於局部平均處理效果（local average treatment effect, LATE); 換言之, 符合 IV 特質的群體的效果自然與一般的群體的平均處理效果（average treatment effect, ATE）不同。例如城市居民大部分為國有企業工作者的比例甚高（67.6%), 國營企業的薪資通常也比私營企業高出許多且其勞動市場的競爭性也比私營企業低, 以至於有較高於一般的教育報酬。經控制個人能力異質性與教育變數的內生性後, 為何教育報酬率的估計偏誤在農民工遠低於城市居民? 可能的解釋為: 不管個人能力的高低, 出生在鄉下的農民工因為家庭財務的限制或鄉村學校資源的限制, 較無法得到適才適所的人力資本投資, 不僅壓低了偏鄉農村的教育報酬率, 也限縮了不同才能者教育投資的差異性。或是農民工大多屬在私營企業工作者（77.2%）或低技能勞工, 競爭性的勞動市場限縮了教育的薪資溢酬。

由本文的估計結果可以發現, 不論城市居民或是農民工, 若不考慮個人能力異質性與教育變數的內生性問題, 將出現低估教育報酬率的現象。本文利用 2008 年與 2009 年追蹤資料以 Hausman-Taylor 模型估計教育報酬率的結果, 和莊奕琦與楊孟嘉（2014）利用 2008 年橫斷面資料的估計城市居民教育報酬率小於農民工教育報酬率的結果相悖。

就其他估計變數, 城市居民的工作合約 HT 模型的估計係數與 RE 和 FE 模型估計結果類似, 但是數值比 RE 估計小, 比 FE 估計大; 工作合約的類型對農民工則仍維持不顯著。在不同所有權的單位工作, 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外資單位來得高。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, 都是顯著影響薪資的原因之一。

4.3 薪資差異分解

由以上分析, 本節將以 Hausman-Taylor 模型估計出來城市居民和農民工的薪

airiti

資為基礎進行 Oaxaca-Ransom-Cotton 的薪資差異分解來解析差異的來源, 並與莊奕琦與楊孟嘉(2014)的估計結果做比較。

表 8 中列出經過 Mills 反比例修正後的估計月薪自然對數, 城市居民的估計月薪資為 2,453 元, 農民工的估計月薪資為 1,500 元, 其差異為 953 元。利用 Cotton(1988)細部分解可將城市居民和農民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歧視是占薪資差異絕大部分的原因, 但是經由本文以追蹤資料並採 HT 模型控制樣本選擇性偏誤、個人能力異質性和教育變數內生性的問題後, 不可以解釋或是歧視部分只占薪資差異原因約 20%, 其餘近 80% 的差異乃來自於兩個族群的稟賦差異。此和莊奕琦與楊孟嘉(2014)發現主要的薪資差異來至於不可以解釋部分的結論明顯不同。

表 8 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, 這兩個變數就占稟賦差異的 93%, 說明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、擔任管理和專業技術人員和一般商業人員、在交通運輸、訊息服務和公共服務產業和在江蘇和上海工作的城市居民在薪資決定上也較農民工具有稟賦上的優勢。

表 8 中的(B)和(C)欄為不可解釋的部分, 即可能歧視的部分, 再將其分做對城市居民有利的歧視和對農民工不利的歧視, 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。即使本文發現不可解釋部分較既有文獻來得小, 仍可以發現對城市居民有利的歧視為主要的歧視來源, 占整體歧視(不可解釋的部分的薪資差異)約占 75%, 對農民工不利的歧視只占 25%。此外, 農民工的家庭狀態, 可能也是雇主在聘僱農民工時考量薪資重要依據之一, 由表 8 中可知已婚和小孩個數都是造成農民工薪資受到歧視的要素之一。工作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, 顯示農民工遭受制度上的歧視。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, 如在國有或私有和控股的單位工作, 農民工可受到較

airiti

表 8　Oaxaca-Ransom-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		薪資差異	
	2,453.2815		1,500.3042		952.9772	
差異來源	可以解釋		不可以解釋			
	$(\bar{X}_U - \bar{X}_M)\hat{\beta}^*$		$\bar{X}_U(\hat{\beta}_U - \hat{\beta}^*)$		$\bar{X}_M(\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_M)$	
	79.67%		15.29%		5.04%	
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤
	0.3918	(0.0415)***	0.0752	(0.0366)**	0.0248	(0.0330)
	（A）		（B）		（C）	
2009年時間變數	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)
小孩個數	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)**
工作合約類型						
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)
單位所有權						
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)
職業						
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)
務工省市						
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)
總效果	0.3918	(0.0415)***	0.0752	(0.0366)**	0.0248	(0.0330)

註: 1. *、**、*** 各表示 10%、5%、1% 統計檢定顯著性。
2. 參照組分別為: 工作合約為臨時工; 單位所有權為外資所有或控股; 職業為服務工作人員; 務工省市為四川。

airiti

平等的待遇。

在人力資本方面, 表 8 中(B)和(C)欄的教育年數分解的結果, 與既有文獻的發現相反, 教育年數越高, 對於農民工受到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, 並被視為與城市居民存在競爭工作關係, 故較容易受到歧視, 此與既有文獻認為教育是弭平歧視的重要因素的結果相悖。另一方面, 越長的工作經驗是農民工抵銷歧視的最有力要素, 即農民工只能藉由時間, 靠累積工作經驗與累積專業技能才可在職場上受到較公平的對待。然而年資對公平的薪資待遇無顯著作用, 表示在現有的工作場域, 隨著工作時間的增長並不會改變既有的公司歧視文化。

為了進一步驗證本文的結果, 本文將大學以上學歷的教育年數代入 Oaxaca-Ransom-Cotton 薪資差異分解, 表 9 列出與人力資本相關的變數分解結果, 由(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占整體稟賦差異的 70%, 工作經驗也同樣是一項關鍵的稟賦差異的來源。表 9 的(B)和(C)欄的不可以解釋的差異來源占總差異約 30% 高於所有樣本的 20%, 此估計結果呼應本文對於教育提升並無法弭平農民工薪資受歧視的論述, 擁有大學以上學歷的農民工所面臨到的薪資歧視反而較大學之下學歷的農民工來得大, 說明教育未能成為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, 此可能反應他們必須跟更多的高教育的城市居民競爭的關係。資料顯示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。相反的, 工作經驗仍然是能弭平農民工薪資歧視的主要關鍵, 又能對農民工不利的歧視有更大的削減效果。其他變數之分解結果與表 8 相似, 故不再詳述。

本文估計結果顯示即使努力的降低農民工在職場上的歧視, 對於減少與城市居民的薪資差異只有約 20%–30% 的影響。因此在城市居民和農民工的稟賦差異沒有縮減的情況下, 農民工的薪資會持續低於城市居民將會是常態。

airiti

表 9　具大學學歷者的 Oaxaca-Ransom-Cotton 薪資差異分解

差異來源	可以解釋		不可以解釋			
	$(\bar{X}_U - \bar{X}_M)\hat{\beta}^*$ 69.47%		$\bar{X}_U(\hat{\beta}_U - \hat{\beta}^*)$ 18.81%		$\bar{X}_M(\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_M)$ 11.72%	
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤
	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)*

註: 1. *、**、*** 各表示 10%、5%、1% 統計檢定顯著水準。
2. 參照組分別為: 工作合約為臨時工; 單位所有權為外資所有或控股; 職業為服務工作人員; 務工省市為四川。
3. 其他控制變數包含 2009 年時間變數、已婚、健康狀態、小孩個數、非漢族、合約類型、單位所有權、職業和務工省市。

5.　結論

自 2000 年以來, 農民工在中國經濟崛起中所扮演的角色逐漸被重視且廣被討論, 尤其城市勞動市場二元化的相關議題一直都是經濟學家探討的重點, 但是既有文獻大都採用橫斷面資料, 致個人能力異質性和教育變數內生性問題難以被控制而產生估計偏誤。本文利用 RUMiC 的 2008 年和 2009 年組成的追蹤資料, 並利用 Hausman-Taylor 估計法同時控制能力異質性和解釋變數內生性問題, 可得到更配適的薪資決定式與人力資本報酬率的估計, 並重新去探討農民工和城市居民的薪資差異成因。

相較於過去文獻, 本文發現城市居民與農民工間不論是教育或工作經驗的報酬率均有明顯差異, 此估計結果不同於以橫斷面資料估計的文獻。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%, 工作經驗對於城市居民和農民工的薪資差異具顯著影響; 另一方面, 教育報酬率比起橫斷面估計都來得大, 尤其是城市居民, 教育報酬率接近 10%, 農民工則是

airiti

接近 5%, 城市居民的教育報酬率是農民工的兩倍, 說明存在教育變數內生性與能力異質性的問題使得教育報酬率被低估, 而且在城市居民更甚於在農民工, 因為城市居民有更多的教育選擇與就業機會。

利用 HT 模型估計結果, 進行 Oaxaca-Ransom-Cotton 薪資差異分解中發現, 農民工和城市居民的平均月薪資差異約 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%, 與莊奕琦與楊孟嘉（2014）使用 2008 年橫斷面資料分析得到不可解釋部分高達 50%–60% 的結果相去甚遠。在控制變數內生性和能力異質性後, 兩個族群的薪資差異主要歸咎於稟賦的不同, 點出勞動市場薪資的決定主要仍依據勞工的自身條件和其選擇的工作環境, 其中又以教育年數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。換言之, 城市居民和農民工的稟賦因成長背景和可獲得資源的差異而不同, 使得農民工在職場上有著先天上難以彌補的薪資鴻溝。薪資差異中被視作歧視的不可解釋部分, 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%, 其中又以教育年數為最主要的原因, 此明顯與既有文獻的結果不同。說明在控制能力異質性和教育變數內生性問題後, 教育並不能成為降低歧視性薪資差異的手段, 反而教育年數越高的農民工更容易受到薪資歧視, 本文認為這是農民工在職場上因制度所造成的劣勢, 而工作經驗反成為降低歧視性薪資的最主要因素。換言之, 在目前的制度下, 農民工只能倚靠其不斷累積工作經驗來獲得職場上對其技能的尊重以弭平歧視性薪資差異。由於現有年資變數的影響並不顯著, 代表當工作單位既有文化存在對農民工的歧視時, 隨著現職工作經驗的增加並無法改變既有的單位歧視文化。

在中國經濟發展的過程中, 農民工被當作一群廉價勞動力, 使得中國得以發展勞力密集型出口加工產業, 帶動經濟的快速成長。在既有的戶口制度下, 城市的勞動市場存在二元化現象, 造成城市居民與農民工的薪資差異持續。當兩個生活在一起的族群存在顯著的不平等的待遇並且隨時間逐漸擴大時, 這種不公平與不正義將危及社會的安定與和諧。只有了解中國農民工和城市居民的薪資差異成因, 才能採取有效的因應政策。

airiti

附錄

附表 1　2008 年男性受薪工作者橫斷面資料與追蹤資料比較

變數	農民工樣本		城市居民樣本	
	橫斷面資料	追蹤資料	橫斷面資料	追蹤資料
樣本數	3,024	756	3,539	1,380
已婚	0.529	0.558	0.843	0.851
年齡	30.410	30.996	41.399	41.158
每周工作時數	59.073	59.813	44.110	43.913
每月收入	1,537.113	1,536.65	2,565.444	2,595.34
教育年數	9.891	9.638	12.485	12.517
年資	5.556	4.012	16.038	12.875
工作合同				
固定工	0.124	0.104	0.402	0.289
長期合同工	0.418	0.472	0.426	0.476
短期合同工	0.115	0.095	0.056	0.079
臨時工	0.343	0.328	0.116	0.156
職業				
管理專業技術人員	0.026	0.040	0.347	0.046
一般商業人員	0.042	0.153	0.233	0.278
服務工作人員	0.221	0.495	0.212	0.345
生產操作人員	0.712	0.312	0.208	0.114
單位所有制				
國有控股	0.192	0.167	0.673	0.676
私營控股	0.745	0.772	0.284	0.256
外資控股	0.063	0.057	0.047	0.045
產業				
生產製造業	0.253	0.253	0.314	0.295
建築業	0.185	0.124	0.042	0.044
交通運輸業	0.048	0.045	0.118	0.122
信息服務業	0.008	0.004	0.044	0.042
批發零售業	0.117	0.153	0.076	0.074
住宿餐飲業	0.150	0.165	0.023	0.020
金融服務業	0.055	0.062	0.051	0.054
商務服務業	0.042	0.057	0.051	0.054
一般服務業	0.094	0.011	0.076	0.075

airiti

附表 1　2008 年男性受薪工作者橫斷面資料與追蹤資料比較（續）

變數	農民工樣本		城市居民樣本	
	橫斷面資料	追蹤資料	橫斷面資料	追蹤資料
公共服務業	0.048	0.045	0.206	0.219
地區				
上海	0.096	0.089	0.124	0.135
江蘇	0.120	0.077	0.116	0.116
浙江	0.135	0.128	0.108	0.120
廣東	0.235	0.210	0.156	0.145
安徽	0.088	0.098	0.110	0.113
湖北	0.076	0.058	0.074	0.075
河南	0.093	0.124	0.112	0.109
四川	0.071	0.061	0.118	0.116
重慶	0.084	0.155	0.082	0.070

資料來源: 2008 年「中國農村城鎮移民調查」（RUMiCI）、莊奕琦與楊孟嘉（2014）。

airiti

參考文獻

衣艷芳（2008），「試論城鄉二元結構的轉換（A）」，《社會科學戰線》, 2, 279–280。(Yi, Y.-F. (2008), "On the Transformation of Urban-Rural Dual Structure (A)," *Social Science Front*, 2, 279–280.)

莊奕琦與楊孟嘉（2014），「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。(Chuang, Y.-C and M.-C Yang (2014), "Wage Differential and Discrimination between Urban and Migrant Workers in China," *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 26(4), 525–553.)

Akay, A., O. Bargain, and K. F. Zimmermann (2012), "Relative Concerns of Rural-to-Urban Migrants in China," *Journal of Economic Behavior and Organization*, 81, 421–441.

Altonji, J. and R. Shakotko (1987), "Do Wages Rise with Job Seniority?" *Review of Economic Studies*, 54(3), 437–459.

Baltagi, B. H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd edition, Chichester; Hoboken, NJ: John Wiley and Sons Inc.

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.

Becker, G. (1964), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, New York: Columbia University Press.

Byron, R. and E. Manaloto (1990), "Returns to Education in China," *Economic Development and Cultural Change*, 38(4), 783–796.

Cornwell, C. and P. 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 S. Rozelle (2008), "Reconciling the Returns to Education in Off-Farm Wage Employment in Rural China," *Review of Development Economics*, 12, 57–71.

Demurger, 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,

airiti

610–628.

Demurger, S. and H. Xu (2011), "Return Migrants: The Rise of New Entrepreneurs in Rural China," *World Development*, 39(10), 1847–1861.

Fleisher, B. M., Y. Hu, H. Li, and S. Kim (2011), "Economic Transition, Higher Education and Worker Productivity in China," *Journal of Development Economics*, 94, 86–94.

Fleisher, B. M. and X. Wang (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.

Garcia-Mainar, I. and V. M. Montuenga-Gomez (2009), "Education Returns of Wage Earners and Self-Employed Workers: Response," *Economics of Education Review*, 28(5), 645–647.

Griliches, Z. (1977), "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems," *Econometrica*, 45(1), 1–22.

Hausman, J. and W. Taylor (1981), "Panel Data and Unobservable Individual Effects," *Econometrica*, 49(6), 1377–1399.

Heckman, J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47(1), 154–161.

Hsiao, C. (2003), *Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge University Press.

Hu, F., Z. Xu, and Y. Chen (2011), "Circular Migration, or Permanent Stay? Evidence from China's Rural-Urban Migration," *China Economic Review*, 22, 64–74.

Inmaculada, G. and V. M. Montuenga-Gomez (2005), "Education Returns of Wage Earners and Self-Employed Workers: Portugal vs. Spain," *Economics of Education Review*, 24, 161–170.

Jordahl, H., P. Poutvaara, and J. Tuomala (2009), "Education Returns of Wage Earners and Self-Employed Workers: Comment," *Economics of Education Review*, 28(5), 641–644.

Klevmarken, N. A. (1989), "Panel Studies: What Can We Learn from Them? Introduction," *European Economic Review*, 33, 523–529.

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, 317–328.

Li, H. and S. Zahniser (2002), "The Determinants of Temporary Rural-to-Urban Migration

airiti

in China," *Urban Studies*, 39(12), 2219–2235.

Liu, Z. (1998), "Earnings, Education and Economic Reforms in Urban China," *Economic Development and Cultural Change*, 46(4), 697–725.

Magnani, E. and R. Zhu (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 J. Zhang (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, 485–504.

Mincer, J. A. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: Columbia University Press.

Oaxaca, R. L. and M. R. Ransom (1994), "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials," *Journal of Econometrics*, 61(1), 5–21.

Psachaporoulos, G. (1994), "Returns to Investment in Education: A Global Update," *World Development*, 22, 1325–1344.

Ruiz, A. C., L. N. Gomez, and M. R. Narvaez (2010), "Endogenous Wage Determinants and Returns to Education in Spain," *International Journal of Manpower*, 31(4), 410–425.

Shi, X., N. Heerink, and F. Qu (2007), "Choices between Different Off-Farm Employment Sub-Categories: An Empirical Analysis for Jiangxi Province, China," *China Economic Review*, 18, 438–455.

Wang, X., C. Liu, L. Zhang, R. Luo, T. Glauben, and Y. Shi (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., M. C. Tsang, W. Xu, and L. Chen (1999), "Education and Earnings in Rural China," *Education Economics*, 7(2), 167–187.

Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.

Wright, R. (1999), "The Rate of Return to Private Schooling," *IZA Discussion Paper*, No. 92.

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*

airiti

Rural Economy Monthly, 3, 34–38.

Zhang, H., H. Ouyan, and W. Jiang (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., Y. Zhao, A. Park, and X. Song (2005), "Economic Returns to Schooling in Urban China, 1988-2001," *Journal of Comparative Economics*, 33, 730–752.

Zhao, Y. (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.

Zhu, R. (2015), "Heterogeneity in the Economic Returns to Schooling among Chinese Rural-Urban Migrants, 2002-2007," *Economics of Transition*, 23(1), 135–167.

airiti

RE-EXAMINATION OF THE WAGE DIFFERENTIALS BETWEEN MIGRANT WORKERS AND URBAN WORKERS IN CHINA: PANEL DATA ANALYSIS

Yih-Chyi Chuang*

Department of Economics
National Chengchi University

Hsun-Hao Ku

Department of Economics
National Chengchi University

Keywords: Sample selection bias, Ability heterogeneity, Wage differentials, Return to education

JEL Classification: J31, J61, J71

* Correspondence: Yih-Chyi Chuang, Department of Economics, National Chengchi University, Taipei 116302, Taiwan. Tel: (02) 2938-7630; Fax: (02) 2939-0344; E-mail: ycchuang@nccu.edu.tw.

airiti

ABSTRACT

This paper uses panel data from the survey of 2008 and 2009 Rural-Urban Migrants in China (RUMiC) to re-examine the wage differences between Chinese migrant workers and urban residents under the control of endogenous selective bias and ability heterogeneity. We find that in terms of employment choices, the moving cost of migrant workers and the number of family income earners have significant influences on whether people choose to be paid workers. In terms of wage estimates, the urban residents' rate of return to education is about 10%, approximately twice the migrant workers' 4.9%, which is contrary to the existing literature, indicating that the return rate of education of urban residents is seriously underestimated when ability heterogeneity is not controlled. However, the return rate of work experience of migrant workers is greater than that of urban residents. Using Oaxaca-Ransom-Cotton's wage differential decomposition method, we further find that about 80% of the wage differential between migrant workers and urban residents can be attributed to the difference in endowment between the two groups. Only about 20% is unexplained or considered to be discrimination.