

國立政治大學經濟研究所

碩士論文

# 中國城鎮地區勞動薪資差異分解

指導教授：莊奕琦 博士

研究生：楊孟嘉 撰

2013年6月

## 摘要

中國自 1978 年經濟改革開放之後，逐步放鬆戶口管制，農村勞動力得以遷移至城鎮地區，為工業化提供了必要的勞動力，從而帶動了中國的城鎮化與經濟發展。然而中國的戶口管理制度依然限制了農民工的身分與權利，使得城鎮地區的勞動市場產生了二元化的區隔。本文運用 2008 年「中國農民工研究」的資料，以 Heckman 兩階段的樣本選擇偏差的修正配合 Oaxaca 薪資差異分解方法，探討中國城鎮地區的勞動市場中城鎮居民與農民工之間的薪資差異和可能的歧視。在第一階段的研究中，我們發現薪資性工作者與自營者的薪資結構顯著不同，並且屬於不同的就業選擇，因此在設定薪資結構的迴歸模型時必須考慮樣本選擇的問題。在第二階段的研究中，我們將薪資差異分解為個體稟賦的差異、對城鎮勞工族群有利的歧視與對農民工不利的歧視等來源。實證結果顯示，經修正樣本選擇的偏誤後，城鎮居民與農民工之間的薪資差異比實際觀察值大，其中歧視的部分高達薪資差距的 60-70%。惟在人力資本的相關變數：經驗與教育，能夠改善歧視狀況；而在工作合同、產業、地區等制度性因素則不利於農民工，代表在勞動市場的薪資結構中，農民工顯著地受到制度性歧視。

關鍵詞：農民工，戶口制度，薪資差距，歧視

# 目錄

<b>第一章 緒論</b> .....	1
第一節 研究背景 .....	1
第二節 研究動機與目的 .....	5
第三節 研究架構 .....	5
<b>第二章 文獻探討</b> .....	7
第一節 中國經濟發展的轉型過程.....	7
第二節 中國的戶籍制度與勞動遷移政策的沿革 .....	8
第三節 農民工的遷移決策與薪資差異 .....	11
<b>第三章 資料說明</b> .....	14
第一節 資料來源 .....	14
第二節 變數說明 .....	16
第三節 樣本處理與就業人口特性統計 .....	18
第四節 薪資性勞動者特性統計 .....	21
<b>第四章 研究方法</b> .....	25
第一節 Oaxaca 薪資差異分解 .....	25
第二節 Heckman 樣本選擇偏差的修正.....	28
第三節 結合 Heckman 樣本選擇偏差修正的 Oaxaca 薪資差異分解.....	28
第四節 模型設定 .....	29
<b>第五章 實證結果與分析</b> .....	31
第一節 就業選擇 .....	31
第二節 城鎮地區的勞動薪資結構.....	35
第三節 農民工與城鎮居民之勞動薪資差異分解 .....	40
<b>第六節 結論與政策建議</b> .....	46
<b>參考文獻</b> .....	48

## 表目錄

表 1. 歷年中國各級產業生產總值、就業人員、人均產值比較.....	3
表 2. 歷年中國農村就業人口與中國城鄉居民收入比較.....	4
表 3. 相關變數說明.....	16
表 4. 2008 中國各地區最低工資規定.....	18
表 5. 就業人口樣本統計.....	20
表 6. 薪資性勞動者樣本統計.....	23
表 7. 勞動適齡人口的就業選擇 - Probit Model.....	32
表 8. 城鎮地區勞動人口薪資結構.....	34
表 9. 薪資性勞動的薪資結構估計.....	37
表 10. 不同的無歧視基準下之勞動薪資估計.....	41
表 11. 不同的無歧視基準下之 Oaxaca-Heckman 方法方解結果.....	41
表 12. 薪資差異細部分解 - Cotton 方法.....	42
表 13. 各類變數歧視效果的估計比例.....	45

## 圖目錄

圖 1. 研究架構.....	6
圖 2. 中國農民工研究調查區域.....	15

# 第一章 緒論

## 第一節 研究背景

勞動經濟與經濟發展，一直是經濟學家持續關注的議題，而近來中國的崛起備受矚目，對中國經濟發展與政策的研究也就更顯重要。許多國家的經濟發展都會經過工業化的轉型過程，由傳統的農業部門釋出剩餘勞動力至邊際產出較高的現代化工業部門(Lewis, 1954)，形成了勞動力流動的人口遷移現象。勞動力能否在產業間順利流動與移轉，對一個國家的經濟發展有深遠的影響。由於勞動人口逐漸集中於資本較密集、就業機會較多的地區，在工業化的過程中會伴隨著城鎮化。工業化與城鎮化，就像是經濟發展之中的一對緊緊結合的齒輪，彼此密切相關，其中一個齒輪發生故障，另外一個也不能順利運轉。中國的政治使得這個情況更加複雜，中國的戶籍管理制度是這個系統中的第三個齒輪，工業化與城鎮化是否能夠順利運轉，都會受到戶籍管理制度政策的影響，而中國的中央政府和地方政府卻又有各自的政策方向，希望戶籍管理制度的齒輪是往不同的方向轉。我們可以說，中國經濟發展政策的轉變，基本上都由戶籍制度改革開始。

中國的戶籍制度是對其公民實施的以戶為單位的戶口管理政策，戶籍表明了自然人在本地生活的合法性。中國戶籍制度的特點是，根據地區和家庭成員關係，將戶籍劃分為農業戶口與非農業戶口。中國對戶口的管理政策，反映出對勞動人口在經濟活動上的制約程度。中國戶籍管理制度的變化大致可分成三個階段：第一階段，1958年以前，屬於自由遷徙期，人民可以在省分與鄉鎮間自由遷徙；第二階段是1958年至1978年，中國在農村實施人民公社的生產制度，為確保此一計畫經濟體制，頒布了「中華人民共和國戶口登記條例」，以嚴格的戶口管理制度限制農村人口的移動，造成了城鄉分離的二元經濟模式；第三階段，1978年以後，中國政府逐漸放鬆對人口遷徙的限制，分別在1980年代與1990年代開放了農民離土與離鄉的權利，使農民成為城市中工業與服務業

從業人員的主體，一般而言，在城市工作而戶籍在農村的居民普遍被稱為農民工。

自 1978 年的經濟改革以來，中國在工業部門以及農業部門都經歷了迅速的經濟成長。1978 年在人口與勞動政策上的改革主要有三點：第一，由人民公社改為實施家庭承包責任制。第二，逐漸放鬆戶口管理制度。第三，在城鎮地區推廣一胎化政策。這三項改革影響了往後三十年農業和工業的勞動分配與經濟發展，並造成了全國性的人口結構改變。

根據 IMF 的資料(IMF, World Economic Outlook Database, October 2012)，2007 年至 2012 年之間，中國 GDP 從 34,942 億美元成長為 82,502 億美元，人均 GDP 從 2,545 美元成長至 6,094 美元，中國已然成為僅次於美國的世界第二大經濟體。中國經濟的快速發展，仰賴於在放鬆戶口管理制度後，由擁有過剩勞動力的農業釋放出龐大而廉價的勞動力，供給城鎮地區的現代化工業部門。

根據中國統計局的數據(見表 1)，在 1978 年，第一產業占總就業人口的 70.53%、占 GDP 的 28.19%。自 1980 年中國政府在廣東省開放經濟特區之後，深圳、珠海、汕頭、廈門成為國內外製造業的重要生產基地，龐大的就業機會吸引農民工遷移至珠江三角洲的沿海城市。1990 年時，第一產業占就業人口的比例下降至 60.10%，第二產業與第三產業的比例分別成長至 21.40%和 18.50%。到了 2010 年，第一產業僅占總就業人口中 36.70%的比重；第二與第三產業分別占總就業人口的 28.70%和 34.60%。

工業化的過程有助於城鎮化的發展。工業化改變經濟結構，從農業活動逐步升級為非農業活動，使各種生產要素和經濟活動向城鎮地區聚集，並助長農村人口逐漸轉變為城鎮人口，將城鎮地區的生活方式、文化和生活水準擴散到農村地區。但中國的城鎮化卻受到戶口登記制度的限制。從 2001 年到 2011 年，中國城鎮化率由 37.66%提高到 51.27%，但城鎮化的比例依然低於第二、第三級產業就業人口占總就業人口 60%以上的比例。在 2012 年，中國擁有約十三

表 1. 歷年中國各級產業生產總值、就業人員、人均產值比較

單位	億元				萬人				元		
	國內 生產總值	第一產業	第二產業	第三產業	總就業 人員數	第一產業 就業人員	第二產業 就業人員	第三產業 就業人員	第一產業 人均產值	第二產業 人均產值	第三產業 人均產值
1978	3645.2	1027.5	1745.2	872.5	40152	28318	6945	4890	363	2513	1784
	100.00%	28.19%	47.88%	23.94%	100.00%	70.53%	17.30%	12.18%	14.44%	100.00%	71.00%
1980	4545.6	1371.6	2192.0	982.0	42361	29122	7707	5532	471	2844	1775
	100.00%	30.17%	48.22%	21.60%	100.00%	68.75%	18.19%	13.06%	16.56%	100.00%	62.41%
1985	9016.0	2564.4	3866.6	2585.0	49873	31130	10384	8359	824	3724	3093
	100.00%	28.44%	42.89%	28.67%	100.00%	62.42%	20.82%	16.76%	22.12%	100.00%	83.05%
1990	18667.8	5062.0	7717.4	5888.4	64749	38914	13856	11979	1301	5570	4916
	100.00%	27.12%	41.34%	31.54%	100.00%	60.10%	21.40%	18.50%	23.36%	100.00%	88.26%
1995	60793.7	12135.8	28679.5	19978.5	68065	35530	15655	16880	3416	18320	11836
	100.00%	19.96%	47.18%	32.86%	100.00%	52.20%	23.00%	24.80%	18.64%	100.00%	64.61%
2000	99214.6	14944.7	45555.9	38714.0	72085	36043	16219	19823	4146	28088	19529
	100.00%	15.06%	45.92%	39.02%	100.00%	50.00%	22.50%	27.50%	14.76%	100.00%	69.53%
2005	184937.4	22420.0	87598.1	74919.3	74647	33442	17766	23439	6704	49307	31963
	100.00%	12.12%	47.37%	40.51%	100.00%	44.80%	23.80%	31.40%	13.60%	100.00%	64.83%
2010	401202.0	40533.6	187581.4	173087.0	76105	27931	21842	26332	14512	85881	65732
	100.00%	10.10%	46.75%	43.14%	100.00%	36.70%	28.70%	34.60%	16.90%	100.00%	76.54%

資料來源：中國統計年鑑，2011 年

億七千萬的人口，其中約有一半人口居住在城鎮地區，而在城鎮常住人口中，約有 20%，亦即約一億三千七百萬的非城市人口難以或取得城市戶口。

從表 1 中我們也可以觀察到各級產業中人均產值的變化。1978 年，第一產業的人均產值僅 363 元人民幣，為第二產業人均產值的 14.44%。到了 1990 年，第一產業人均產值增加至 1,301 元，與第二產業人均產值的比例上升為 23.36%。至 2010 年，第一產業人均產值增加至 14,512 元，但與第二產業的比例則下滑至 16.90%。

從表 2 左方區塊我們可以看到 1980 年至 2010 年之間，農村的非農就業比例，從 9.32% 大幅上升至 48.29%，顯示越來越多的農村的勞動力離開人均產值較低的農業，轉而從事非農就業。非農就業改善了農村居民的收入情況，表 2 右方區塊顯示改革開放初期城鎮居民與農村居民之間的收入差距縮小，1978 年至 1985 年，農村居民與城鎮居民人均收入的比例從 38.9% 上升至 53.8%。然而到了 2010 年，該比例下降至 31%，顯示至 1985 年後，雖然農村居民的人均收入持續增加，但同時與城鎮居民之間人均收入的差距卻逐年擴大。

表 2. 歷年中國農村就業人口與中國城鄉居民收入比較

單位 年分	萬人			元		
	農村農業就業人口	農村非農就業人口	農村非農比例 %	城鎮居民人均收入	農村居民人均收入	農村城鎮收入比例 %
1978	28318	2320	8.19	343.4	133.6	38.9
1980	29122	2714	9.32	477.6	191.3	40.1
1985	31130	5935	19.07	739.1	397.6	53.8
1990	38914	8794	22.60	1510.2	686.3	45.4
1995	35530	13495	37.98	4283.0	1577.7	36.8
2000	36043	12892	35.77	6280.0	2253.4	35.9
2005	33442	12816	38.32	10493.0	3254.9	31.0
2010	27931	13487	48.29	19109.4	5919.0	31.0

資料來源：中國勞動統計年鑑，2011 年

## 第二節 研究動機與目的

早期中國的人民公社的計畫經濟制度與戶口管理制度限制了農村勞動力的自由流動。自改革開放後，中國政府逐漸放鬆戶口管制，農村勞動力得到外地工作的機會。在二元經濟的轉型過程中，農村地區的農業釋放了大量的勞動力至城鎮地區的工業與服務業，加速了中國的經濟成長和城鎮化過程，也產生了人類歷史上規模最大的勞動遷移現象。人口在地理區域上的移動，不但直接影響相關區域的人口數量與結構，還影響到這些地區的婚姻、生育、死亡等人口事件，以及社會經濟的發展。人口遷移更是與勞動市場的供需密切相關。由於中國特殊的人口管理體制，勞動遷移的現象以及城市中勞動就業的情況遂成為經濟學者所關注的研究對象。

過去的城鄉分離的戶籍制度限制了農村人口向城鎮流動，導致工業化和城鎮化的發展脫節，城鎮化的進展嚴重落後工業化的進展。雖然阻礙勞動力在農村地區和城鎮地區之間自由流動的藩籬已經減少，在城鎮地區的勞動市場中農民工和城鎮居民之間的收入差距確隨著經濟發展而逐漸擴大，使得農民工成為城鎮地區勞動市場中的弱勢族群。

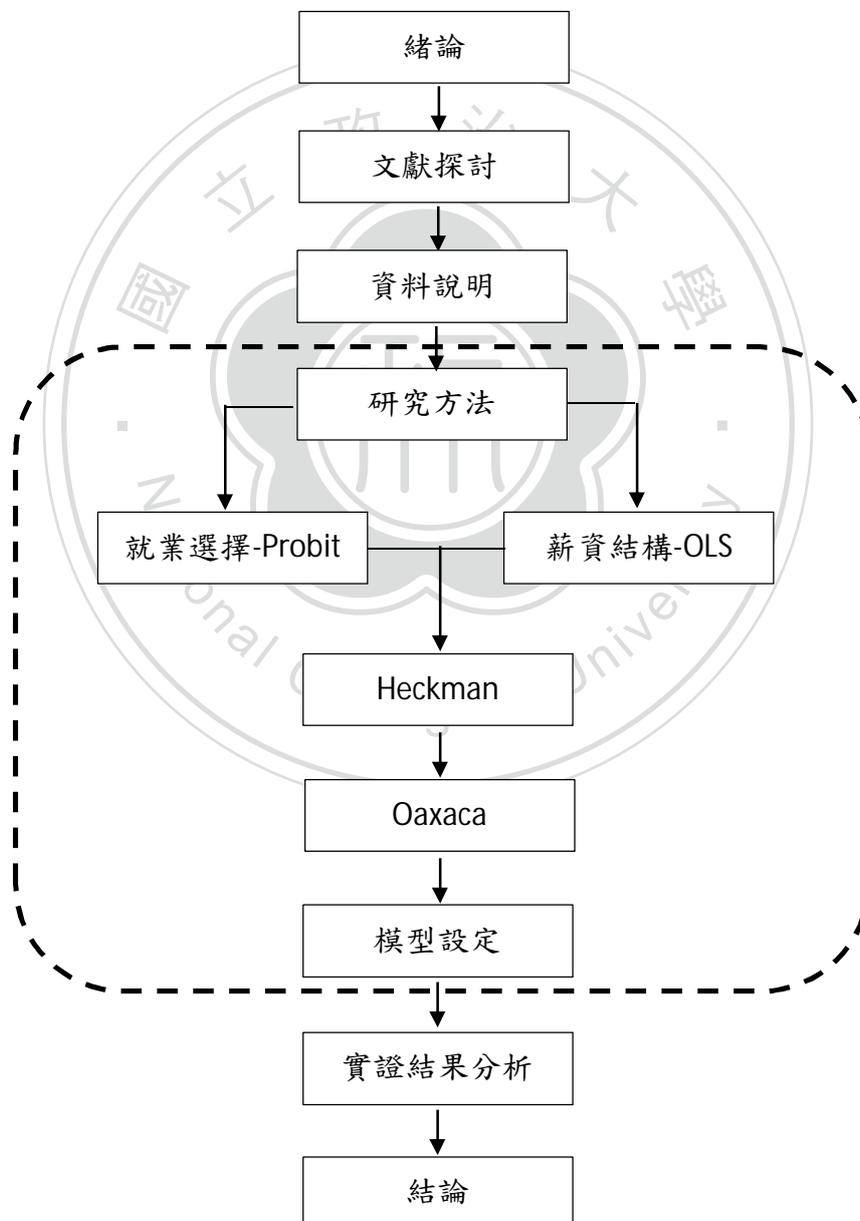
勞動市場中弱勢族群所面對的歧視，在勞動經濟的領域中，一直是個重要的研究議題。差異性的對待擁有相同生產力的個體，不僅造成無效率的勞動市場，更會帶來收入不公平的社會問題。本文欲探討中國城鎮地區的勞動市場，釐清農民工與城鎮居民之間薪資結構的差異，以及在薪資結構上是否存在戶籍身分的歧視問題，此研究將有助於瞭解中國在接下來的經濟發展過程中需克服的問題與阻礙。

## 第三節 研究架構

本論文共分為六章。第一章說明研究背景、研究動機與目的、以及研究架構；第二章為文獻探討，首先說明中國經濟發展的轉型過程，接著介紹戶籍制

度與勞動遷移政策的沿革，最後整理研究農民工遷移決策與薪資差異的現有文獻；第三章討論資料來源、說明變數的選擇和樣本統計的分析；第四章說明研究方法與實證模型之設定；第五章是實證研究結果的分析；最後一章總結本論文的研究結果並說明相關的政策涵義。

圖 1. 研究架構



## 第二章 文獻探討

### 第一節 中國經濟發展的轉型過程

在自由的經濟體系之中，生產要素是具有流動性的。生產要素的流動，可能是跨地區或是跨部門，由某個生產要素供給過剩的一方，流向對該生產要素需求較高的另一方。當勞動力在地區或是部門之間流動時，就會伴隨著人口遷移的現象，此一過程可以稱為勞動遷移。Lewis (1954)以二元經濟模型來解釋發展中國家的勞動遷移與經濟發展之間的關係。Lewis 在其理論中將一個經濟體分為兩個部門：傳統的農業部門和現代化的工業部門。假設這個經濟體在經濟發展的起始點上以農業部門為主，農業部門擁有過剩的勞動力。由於農業勞動邊際產出非常低，農業勞動薪資無法以市場均衡來決定，而是領取僅能維持生計所得的收入。隨著工業部門的擴張，就業機會吸引了大批勞動力從農業部門轉移到工業部門。工業部門僅需支付和農業部門相同水平的薪資，就可以獲得「無限的勞動供給」。最終當工業部門擴張到某個程度，其勞動需求超過所謂的「路易斯拐點」之後，兩個部門必須在勞動市場上競爭該要素，勞動薪資才會開始上漲。在 Ranis & Fei (1961)對 Lewis 的模型和假設進行修正後，Lewis-Ranis-Fei 的模型，在東亞地區已經被廣泛地應用在日本(Minami, 1967a, 1967b)、韓國(Ranis & Fei, 1975)、台灣(Ranis & Fei, 1975)、與中國的經濟發展研究。

中國自 1978 年改革開放以來，工業化、勞動遷移、與城鎮化等經濟轉型的過程，皆符合 Lewis 二元模型經濟發展理論的描述。2003 年中國的珠江三角洲地區開始出現「民工荒」的勞動力短缺現象，並更進一步延伸到長江三角洲地區，逐漸地擴大為全國性的現象，引起經濟學者們激烈的爭論中國是否已經抵達路易斯拐點。Cai (2008a, 2008b, 2010)從人口結構、勞動力供需情況、非技術性勞動薪資等方面，研究中國勞動市場的趨勢，認為中國已經不再擁有無限制的勞動供給。Cai & Du (2011) 發現農民工的薪資水平有提高的趨勢，非技術性勞工與技術性勞工之間薪資逐漸趨同。Wang (2010)利用「全國農產品成本收益

數據」分析了農業部門的勞動成本、勞動投入、勞動邊際產出的變化，認為中國已經進入了路易斯拐點的轉型期間。

另一派的經濟學者則提出相反的觀點，認為中國還未到達路易斯拐點，他們發現農民工的實質工資水平並沒有提高(Du & Pan, 2009; Meng & Bai, 2008)，或是在農業部門依然有過剩的勞動力(Kwan, 2009; Minami & Ma 2009; Yao & Zhang, 2010)。一些經濟學者認為中國的戶口登記制度阻礙了勞動力的自由流動(Golley & Meng, 2011; Knight, Deng, & Li, 2011)，減少了農村勞動力往城市流動的數量，也降低了農民工在城市中工作的停留時間，由於結構與政策上的阻礙，中國的農村還存有大量的剩餘勞動力。

目前的經濟研究，對於中國是否已經到達路易斯拐點尚無定論，農民工與城鎮居民之間薪資差距情況的實證結果也由於資料與方法上的差異而出現分歧的結果。儘管經濟學家對於中國是否已經耗盡多餘的勞動人口有不同的看法，但他們普遍認同農民工顯然是中國經濟成長的一大重要因素，並且中國的勞動市場由於戶籍制度的限制而難以整合，也就降低了Lewis經濟發展理論在中國的適用性。

## 第二節 中國的戶籍制度與勞動遷移政策的沿革

中國的經濟轉型過程中伴隨著大量的人口移動，人口移動同時涉及時間與地理空間兩方面的變動。以移動期間的時間長度來區分，可以將人口移動分為長期性的人口遷移與暫時性的人口流動兩個不同的概念。人口遷移是指具有明確的目的與動機，而造成長期性的居住地改變；人口流動則是因臨時性的工作、學習、旅遊或其他活動為目的而暫時改變居住地。短期的居住地改變會影響未來長期性居住地改變的決定，因此人口流動往往與人口遷移有關。人口的流動與遷移影響一個經濟體的勞動市場和城鎮化過程，而中國的人口流動與遷移受到了戶籍制度的限制。

中國的戶籍制度和許多其他國家不同，不僅是用來辨識個人身分或提供人口統計，更是中國政府進行社會控制的主要手段之一。Chan, Wing, & Chang (1999)和 Chan (2009)詳盡地闡述了中國的戶籍制度和政策演變，中國的戶籍制度是屬於中國政府為滿足其國家利益而設計的龐大且複雜的政治與經濟制度的一部份，由於連結了國家提供的福利與機會，與人民的生活息息相關。

在中國的戶籍制度中，戶籍身分的分類有兩種：所在地和類別。第一種是戶口所在地，每個公民只能登記在唯一的常住處所，最常見的區分就是城鎮戶口或鄉村戶口。戶口所在地規範了一個人在當地能夠擁有的權利，例如早期的糧票、工作、社會福利。第二種是戶口類別，可以分為家庭戶口和集體戶口，也可以分為農業戶口和非農業戶口。家庭戶口可以是農業的，也可以是非農業的；集體戶口可以是學生在學校的戶口，或掛在工作單位的戶口。由於這兩種分類的標準不同，城鎮地區包含了農業和非農業兩種戶口，同樣地，非農業戶口也會出現在城鎮地區或農村地區。在中國勞動市場的相關文獻中，通常是採用第一種分類，以城鎮戶口和農村戶口來通稱。

中國的戶籍制度在1951年時首先由城鎮地區開始實施，並在1955年時延伸到農村地區。1950年代早期，人民擁有自由選擇居住地與遷徙的權利。隨著越來越多農村居民湧入城鎮地區，城市的負擔逐漸加重，中央政府開始設法緩止此移民潮。1958年人民大會頒布了「中華人民共和國戶口登記條例」，確立了一套嚴格的人口管理制度，讓政府官員擁有更大的權力控制人口。1958至1959的大躍進期間，數以萬計的農村居民被驅使進入城鎮地區的工業部門，戶籍制度形同虛設。1960年，大躍進的失敗釀成全國性的大饑荒，中國政府才開始強化對人口流動的控管，限制農村居民的遷徙移動，以確保農業產出(Wu 1994, Lin et al. 1996)。

面對早期農業經濟社會缺乏資本的困境，為了加速工業化的進展，中國效仿蘇聯以重工業為優先，並以農業部門來補貼工業部門。由於工業部門的優先

性，政府開始承擔起在城鎮地區提供居民工作、相關福利、以及食物補給的責任，卻犧牲了對農村地區廣大人口的補助。為了在二元化的經濟情況之中維持這種人為的不均衡發展，中國政府必須設計出一套機制以阻止生產要素自由流動，而戶口管理制度就是用來建立與維持這個社會經濟制度的重機制之一。透過戶籍制度、農轉非農的規定、政策、數量管制等行政機制，中國政府幾乎可以完全控制農村和城鎮之間的人口移動，並且可以決定人民應該在什麼地方工作或居住，幾乎沒有個人喜好和選擇的空間。

經濟部門的二元化是許多發展中國家的共同特徵，但中國的戶籍制度卻更進一步造成了社會上的二元區隔。透過戶籍制度，中國政府重新分配人民的居住、工作、社會福利、食物和其他必需品。Chan (1996)認為中國的戶籍制度不僅將人口區分為兩種階級，使得城鎮人口在經濟層面和社會層面都比農村人口更具優勢，更在中國的社會中形成一道斷層，阻礙社會階級流動，導致社會的區隔和不平等。

中國在 1978 年開始進行經濟改革，家庭承包責任制取代了人民公社的集體生產制度，讓農民有較多生產的自由，提高了農村的生產力。在承包制下，農民與國家訂立合同，農民將規定數量的農產品上繳給國家後，其他的餘糧可在自由市場出售，農業生產力的提高也使得農村開始出現勞動力剩餘。

1980 年中國政府在廣東省開放經濟特區之後，深圳、珠海、汕頭、廈門成為出口工業的重要生產基地，隨著民間部門的擴張和城鎮地區就業政策管制的鬆綁，龐大的就業機會吸引農民工遷移至珠江三角洲的沿海城市。1983 年開始，中國政府開始推行一些新措施，例如暫住證、公民身分證、改變農轉非農政策、開放自理口糧戶口，有條件的開放農民工至外地工作。到了 1990 年，農民工流動所造成的「民工潮」成為了重要的社會現象，在沿海的經濟特區，農民工占了勞動人口 70-80%的比例(Liang, 1999)。

儘管中國政府在勞動遷移政策做了些改變，但戶籍制度對於農民工的限制

至今依然存在。一般而言，城鎮化是伴隨著工業化的過程產生的人口現象。當一個經濟體在工業化時，勞動力會從生產力較低的農業部門被吸引到生產力較高的工業部門，當勞動力由農村地區移轉到城鎮地區，越來越多人口可以逐漸改善他們的生活水準。Chan (1994)和 Zhang (2004)發現中國的城鎮化的過程和急速發展的工業化相較之下相對緩慢，這是由於中國政府選擇了重視城鎮地區工業化的政策，排除了農民工遷入城市戶口的機會，而使得城鎮化與工業化脫節。中國的戶籍制度就像一道看不見的長城，隔絕了農民工城鎮化的機會，也造成了階級上的區隔。

### 第三節 農民工的遷移決策與薪資差異

在上一節中，我們瞭解了中國戶籍制度與勞動遷移政策的沿革。從 1983 年，農民工得到外地工作，而驅使農民工到外地工作的動力可以分為推力和拉力。農村過剩的勞動力是一種推力，迫使農民工離開生產力較低的農村；而城鄉與地區之間的薪資差異則是一種拉力，吸引農民工到沿岸地區和城鎮地區尋找薪資較高的工作。

Zhao (2005)對於農民工的相關研究做了完整的文獻綜述，包括戶籍制度、農民工的特徵統計、農民工的遷移決策、以及勞動市場的區隔和薪資差異。近來也有許多經濟學者運用 Probit 或 Logit 的二元選擇或多元選擇模型，從個體的角度分析個人或家戶的特質對於遷移決策的影響，常用的變數包括年齡、性別、教育程度、婚姻狀況、人均農業生產資本、以及城鄉收入差距。

Zhao (1999a)和 Hare (1999)發現在勞動適齡人口之中，年輕的農民工比較願意外出工作，女性、已婚農民工外出工作的意願較低。Zhao (1999a)發現教育程度較高的農村居民傾向於從事非農就業。hao (1997, 1999a, 1999b, 2002)、Hare (1999)、Zhu (2002)發現農地大小對於遷移決策有負面的影響，農地面積越大代表農業生產的機會成本越高，因此個人選擇外出工作的機率越小，外出工作的

時間也越短。

雖然農民工的數量逐年增加，體制結構的障礙造成的勞動市場區隔依然存在。Yang & Zhou (1999)發現城鎮地區的勞動生產力遠遠高出農村地區，並認為城鎮地區的福利制度和農村的土地安排是主要的結構障礙。兒童照顧、教育和住房費用較高(Zhao, 1999a)也造成農民工家庭遷移至城鎮地區的障礙。城鎮居民能夠進入國營企業，獲得工作保障、較高的薪資收入，而且還可以享有許多社會福利，例如便宜的住房、免費的醫療服務、退休保險、和各種政府補助；相較之下，農民工無法享有這些的社會福利，他們的子女也沒有權力在城鎮地區的學校接受教育，除非他們能夠支付額外的費用。

除了結構障礙之外，Yao (2001)發現進入城鎮地區的農民工還面臨著受到歧視與排斥的問題。戶籍身分導致農民工進入城鎮地區之後成為未能平等分享經濟成長果實的弱勢族群，無法獲得城鎮居民所擁有的管道、資源和機會，以滿足其生活需要，在勞動市場上就業的情況也不利於農民工。農民工難以進入國營企業，他們在城鎮地區能找到的工作通常是城鎮居民不願意從事的工作，包括建築工人、社會地位低的服務人員等低階的工作。而即使農民工和城鎮居民一樣在同一個企業做同一份工作，他的薪資收入也比城鎮居民低。

Meng & Zhang (2001)運用 Brown 分解和 Oaxaca 分解兩種方法來分析上海的人口資料，發現城鎮居民和農民工之間薪資差異的 82%是來自於職業內，亦即農民工薪資較低的主要原因是「同工不同酬」，另外 18%則是職業之間的差異，代表農民工在城鎮地區較難找到好工作；他們也指出歧視占了薪資差異的 50%，這一部分無法由勞動力個體之間的稟賦和特徵差異來解釋。

Lee (2012)在 2005 年中國城鎮勞動力調查(China Urban Labor Survey, CULS)的資料上，運用 Oaxaca 薪資分解模型來分析五個城市(上海、武漢、瀋陽、福州、西安)的農民工與城鎮居民之間薪資差異的程度，並加入了雇主保險給付的非薪資性利益來衡量勞動收入。CULS 的抽樣方式會對自營性勞動者抽樣過多，

卻對薪資性勞動者抽樣過少而產生抽樣誤差，因此作者捨棄了自營的農民工樣本。該文的研究模型也考量了 Heckman 樣本選擇的問題。其實證結果顯示男性農民工與城鎮居民的薪資差異中有 34% 無法解釋，而女性無法解釋的部分則是 22%。而在五個城市之中，農民工在上海(44%)與福州(34%)受到的歧視最嚴重。

中國的人口統計數據主要是從戶籍登記、抽樣調查及人口普查中取得。依中國的戶籍登記制度規定，常住人口登記卡(相當於台灣的戶口名冊)上記錄著姓名、性別、出生地、民族、籍貫、出生日期、婚姻狀況、服務處所、職業、遷入時間等資料。理論上，中國的戶籍登記制度可為人口遷移的相關研究提供詳細的數據資料，但實際上，登記困難、瞞報漏報、以及誤報等問題時常發生，損害了戶籍登記資料的準確性。除了少數條件較好的大城市外，大多數地區並未按照科學方法對戶籍登記資料進行整理並提供外界使用，使得這些資料未能得到充分的利用。

人口普查是許多國家獲得人口遷移資料的主要來源，從 1949 年至今，中國進行過六次全國性人口普查。人口普查雖然涵蓋範圍最大，但由於成本的限制，問卷必須盡可能簡短，因而在人口遷移的問題上無法取得很詳細的數據資料。因此，若要深入研究中國勞動人口遷移的問題，通常必須仰賴抽樣調查或針對人口遷移的專案調查。因此，現有文獻所使用的資料來源皆侷限於少數城市，無法全面地反映出各城鎮地區勞動市場的真實情況。本文希望能夠以包含更多抽樣地區、更近期、更完整的調查資料，進一步研究農民工在城鎮地區勞動市場中的就業狀況與薪資差距。

### 第三章 資料說明

#### 第一節 資料來源

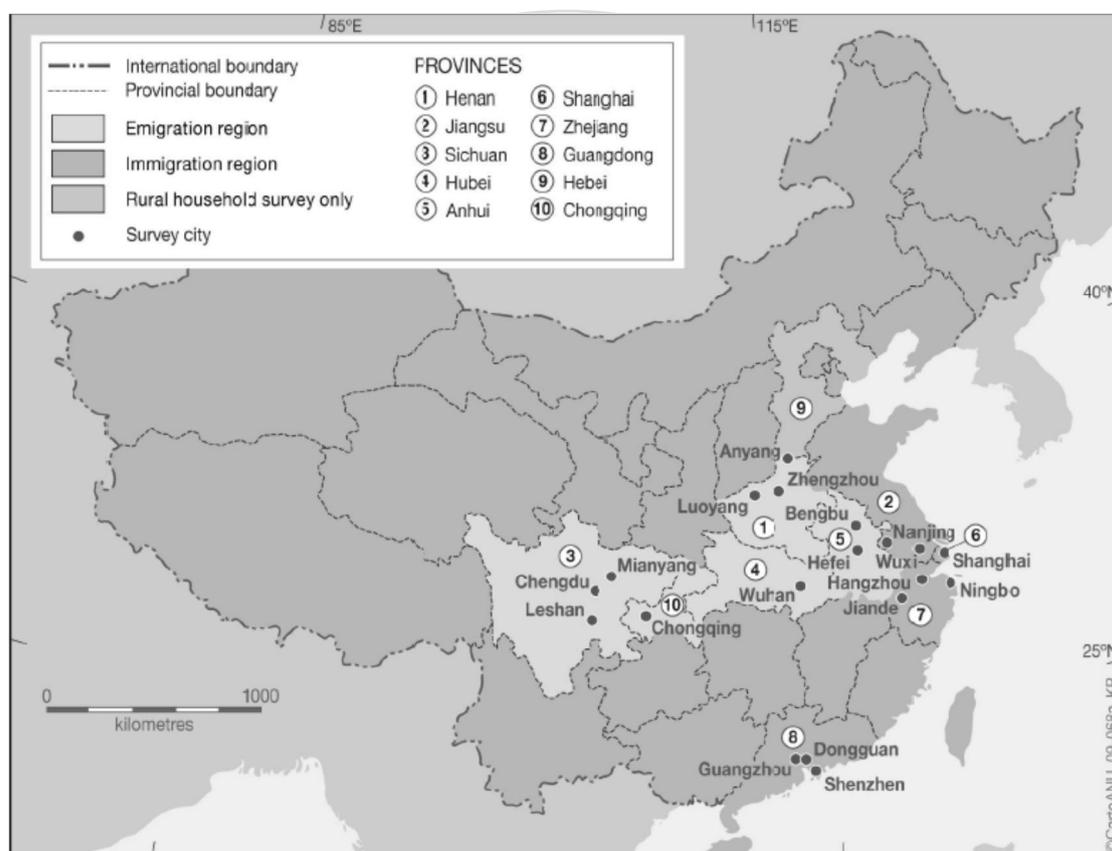
本研究採用的資料來自於「中國印尼農民工研究」(Rural-Urban Migration in China and Indonesia, RUMiCI)。RUMiC 是由澳洲國立大學(Australian National University)、昆士蘭大學(University of Queensland)、以及北京師範大學所組成的國際研究團隊共同合作發起，該團隊除了與中國學者合作外，也取得了中國國家統計局的協助。RUMiCI 計畫的主旨是針對中國與印尼這兩個國家的勞動力內部遷移對其經濟與社會的影響，包含工作、收入、身心健康、子女教育與健康、融入城市社會的程度等問題，建立五年期的追蹤資料。追蹤調查期間由 2008 年至 2012 年。2008 年的調查資料已在 2011 年 11 月發佈於勞動研究機構(Institute for the Study of Labor, IZA)的資料中心(International Data Service Center, ISDC)，2009 年的資料在本研究進行期間尚無法取得。澳洲國立大學經濟研究所預定 2010 至 2012 年的資料將分別在 2013、2014、2015 年發佈。本研究之研究範圍在中國地區的勞動市場，因此僅採用 2008 年度 RUMiCI 在中國地區的調查資料，並在本文中將此資料簡稱為 RUMiC。

RUMiC 包含了三個族群的資料：城鎮居民、農民工、農村居民。如圖 2 所示，農村居民的樣本來自於九個省分及都會區，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；城鎮地區農民工的樣本則是來自於這幾個地區內的十五個城市，包含：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、重慶；城鎮居民的樣本除了來自上述的十五個城市之外，還包含：建德、安陽、樂山、綿陽，共十九個城市。

RUMiC 問卷調查表中的問題可以區分為個人層級與家戶層級。個人層級的資料包括：家庭結構、個人教育狀況、個人就業狀況、子女狀況；家戶層級的資料包括：社交狀況、人生重大事件、家戶收入、家戶資產、居住狀況、家鄉

相關資訊。RUMiC 的樣本數高達一萬八千個，其中有八千個農村家戶、五千個農民工家戶、五千個城鎮家戶。由於中國大多數的農民工是暫時居住在工作地點的宿舍、建築工地、或其他工作場所，為了避免抽樣的誤差，RUMiC 的抽樣架構選擇以工作地點為基礎，而不是以居住地點進行抽樣。農村家戶與城市家戶的調查由中國國家統計局(NBS)協助執行，農民工家戶的調查則是委託市場研究公司執行。

圖 2. 中國農民工研究調查區域



資料來源：RUMiC, Research School of Economics, Australian National University

本文的研究範圍是城鎮地區的勞動市場，因此只使用 RUMiC 中農民工與城鎮居民的資料。兩個族群的樣本來自九個地區的城市：東南沿海的上海、江蘇、浙江、廣東，往西邊的內陸推移分別是安徽、河南、湖北，最內陸的地區則是重慶與四川。農民工的資料的抽樣來自上述九個地區中 5,007 個家戶，其

中包含農民工家庭的戶長與同住的配偶、父母、子女、或其他同住親友，樣本數 8,446 筆。城鎮居民的資料則包含 5,002 個家戶，樣本數 14,683 筆。合併樣本總數 23,129 筆。

## 第二節 變數說明

RUMiC 有豐富的調查資料，包含許多不同層面的變數。從 RUMiC 的問卷調查內容中，本文所採用的個人層級資料包括樣本的戶籍情況、年齡、性別、健康狀態、婚姻情況、教育程度、就業狀態、工作經驗、每周工作時數、每月薪資收入、找尋工作的管道、工作合約、從事職位、所屬產業、公司股份所有權、樣本所在地區；家戶層級的資料包括家戶每月消費支出、養育子女個數。本文並將影響解釋變數歸類為五個層面：個人層面、職業層面、企業層面、產業層面、地區層面。這樣的分類有助於本研究分辨各層面對薪資結構的影響程度。表 3 為本文實證模型採用之變數說明與五個層面中各變數的分類依據。

表 3. 相關變數說明

變數名稱	說明
<b>個人層面</b>	
戶口	以虛擬變數表示，1 表示農民工，0 表示城鎮居民。
就業狀態	以虛擬變數表示，1 表示已就業，0 表示無業或待業。
自我經營	以虛擬變數表示，從事自我經營為 1，其他為 0。
薪資性工作	以虛擬變數表示，從事薪資性工作為 1，其他為 0。
就業收入	以時薪表示，單位為人民幣。自我經營與薪資性工作皆有就業收入。
每月消費支出	家戶每月的平均消費支出，單位為人民幣。
性別	以虛擬變數表示，女性為 1，男性為 0。
年齡	樣本在 2008 年的實際年齡。
婚姻狀態	以虛擬變數表示，1 表示已婚，0 表示其他。
扶養子女個數	戶長與配偶扶養未滿 16 歲或 16 歲以上仍在學子女的個數。
健康狀態	
極好	健康狀態虛擬變數，1 表示健康狀態極好，0 表示其他。
好	健康狀態虛擬變數，1 表示健康狀態好，0 表示其他。
一般	健康狀態虛擬變數，1 表示健康狀態一般，0 表示其他。
*不好	健康狀態虛擬變數，1 表示健康狀態不好，0 表示其他。
教育年數	樣本接受正規教育的年數。
教育程度	
小學以下程度	教育程度虛擬變數，1 表示小學教育以下程度或未受教育，其他為 0。等同 6 年教育年數。
初中程度	教育程度虛擬變數，1 表示初中教育程度，其他為 0。等同 9 年教育年數。
高中程度	教育程度虛擬變數，1 表示高中教育程度，其他為 0。等同 12 年教育年數。
中專程度	教育程度虛擬變數，1 表示中專或職業高中教育程度，其他為 0。等同 12 年教育年數。

大專程度	教育程度虛擬變數，1表示大學專科教育程度，其他為0。等同16年教育年數。
大學程度	教育程度虛擬變數，1表示大學本科以上教育程度，其他為0。等同16年教育年數。
工作經驗	至2008年，樣本從事目前相關工作的資歷，以年為單位。
<b>職業層面</b>	
<b>就業管道</b>	
政府職介	1表示透過政府安排、政府職介或社區就業服務站，0表示其他。
商業職介	1表示透過商業職介管道，0表示其他。
徵才廣告	1表示透過徵才廣告就業，0表示其他。
直接申請	1表示透過直接申請就業，0表示其他。
家人介紹	1表示透過家人或親戚的聯繫介紹，0表示其他。
*朋友介紹	1表示透過朋友的聯繫介紹，0表示其他。
其他管道	1表示非透過上述六個管道就業，0表示透過上述管道其中之一。
<b>工作合同</b>	
固定工	長期任用，沒有規定任用期限的職工。
長期合同工	一年以上工作合同的職工。
*短期合同工	一年以下工作合同的職工。
臨時工	無工作合同的臨時職工。
<b>職業</b>	
管理人員	位於管理階層的人員，例如資本家、企業經歷人員、政府官員
專業技術人員	具專業技術的人員，例如工程師、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>企業層面</b>	
單位所有制	下列三個虛擬變數表示：
國有控股	由國家或集體獨資或控有多數股權的事業單位。
*私營控股	由國內私人獨資或控有多數股權的事業單位。
外資控股	由外資獨資或控有多數股權的事業單位。
<b>產業層面</b>	
產業	下列十個虛擬變數表示：
生產製造業	包含農林漁牧礦、水電燃氣生產、一般製造。
建築業	建築。
交通運輸業	包含交通運輸、倉儲、郵政服務。
信息服務業	包含信息傳輸、計算機服務。
批發零售業	批發和零售。
住宿餐飲業	住宿和餐飲。
金融服務業	包含銀行、證券、保險、房地產。
商務服務業	包含法律、租賃、會計、研究等商務服務。
*一般服務業	包含社會中介、導遊、其他類服務。
公共服務業	包含教育、環境、社會、新聞、娛樂、公共管理。
<b>地區層面</b>	
地區	下列九個虛擬變數表示：
上海	包含上海的居民。
*江蘇	包含南京、無錫的居民。
浙江	包含杭州、寧波、建德的居民。
廣東	包含廣州、東莞、深圳的居民。
安徽	包含合肥、蚌埠的居民。
湖北	包含武漢的居民。
河南	包含鄭州、洛陽、安陽的居民。
四川	包含成都、樂山、綿陽的居民。
重慶	包含重慶的居民。

註：\*號表示該變數在迴歸中為參照族群。

### 第三節 樣本處理與就業人口特性統計

中國法律規定男性 16 至 60 歲、女性 16 至 55 歲屬於勞動年齡人口。本文將分析範圍設定為 16 歲至 60 歲的樣本，篩選後農民工樣本數共 7,425 筆，城鎮居民樣本數共 10,687 筆。本文定義全職從事薪資性工作者，每周至少需工作 30 小時以上。處理薪資性工作的資料也必須將最低工資規定考量在內。中國各地區的最低工資各不相同，根據中國各省市地區政府發布的相關文件，如表 4 所示，沿海地區和上海、江蘇、浙江、廣東有較高的工資規定，而內陸地區安徽、湖北、河南、四川、重慶則較低。本文將薪資性工作的最低工資設定為每月 500 元人民幣。

表 4. 2008 中國各地區最低工資規定

地區	最低工資 (人民幣/月)
上海	960
浙江	780 - 960
江蘇	850
廣東	770 - 1000
安徽	500 - 560
湖北	600 - 700
河南	550 - 650
四川	550 - 650
重慶	520 - 680

資料來源：中國各省市地區政府

藉由 RUMiC 資料，我們可以比較城鎮居民和農民工兩個族群的就業人口的統計特徵。表 5 顯示勞動就業人口樣本各項變數的基本統計特性，男性就業人口占了農民工占了 61.7% 的比例，在城鎮居民的就業人口中，男性的比例也較高，這顯示城鎮地區的勞動市場對男性農民工的需求較高，另一方面，也反映出中國女性的傳統角色是照顧家庭。在年齡上，農民工比城鎮居民年輕，農民工平均年齡為 31 歲，城鎮居民的平均年齡為 40 歲。在年齡分布上，81.7% 的農

民工介於 16 歲至 40 歲之間，21 至 25 歲的比例最高；74.9%的城鎮居民介於 31 至 55 歲之間，41 至 45 歲的比例最高。由於農民工的平均年齡較年輕，已婚的比例較低，農民工已婚的比例為 61.6%，城鎮居民則為 83.8%。農民工自我認知的健康狀態較佳，40.6%的農民工認為自己的健康狀態非常好，而城鎮居民僅有 19.5%如此認為。農民工的統計特徵和經濟學者在農民工遷移決策的研究發現一致，年輕的農民工比較願意外出工作，女性、已婚農民工外出工作的意願較低。在教育程度上，城鎮居民有強烈的優勢。城鎮居民的平均教育年數是 12.1 年，農民工為 9.1 年。城鎮居民中 40.7%有大專以上的高等教育程度，35.7%有高中或職業學校的教育程度；相較之下，多數的農民工(69.6%)只有初中以下的教育程度，26.2%有高中或職業學校的教育程度，僅 4.1%有高等教育程度。

在表 5 中我們還可以將就業人口進一步區分為薪資性工作和自營性工作。農民就業人口有 24.6%在非正規部門中從事自營性工作，這顯示出農民工的身分較難在城鎮地區的勞動市場中找到正規的工作。相較之下，城鎮居民就業人口只有 11.6%從事自營。和薪資性工作者相較，自營工作者的平均年齡較高、已婚比例較高、扶養子女個數較多、健康狀態與教育程度則較低，每周平均工作時數較長，但平均收入比薪資性工作高。教育程度較低、健康狀況較差的農民工更不容易在城鎮地區找到正規的工作，因此選擇從事自營，以更長的工作時數來提高收入，在城鎮地區從事自營的農民工每周平均工作時數高達 78 小時。從事自營的城鎮居民每周工作不到 50 個小時，但時薪卻是自營農民工的三倍。根據作者在上海生活的觀察，兩者之間自營的型態明顯有所不同，一般而言城鎮居民自營者比較可能擁有店鋪等較昂貴的生產資本，而農民工的自營者則通常以可方便移動的形式沿街叫賣，例如推車和地攤。廣東、江蘇、浙江的農民工則較容易找到薪資性工作，而在上海、安徽、河南、四川的農民工，有較高的比例從事自營，顯示出農民工在這幾個地區的勞動市場中較不容易找到正規的工作。

表 5. 就業人口樣本統計

變數	農民工樣本			城鎮居民樣本		
	全部	薪資性	自營	全部	薪資性	自營
平均時薪	6.776	6.533	7.520	14.535	13.632	21.306
每周工作時數	63.083	58.297	77.701	44.233	43.608	48.852
每月收入	1599.921	1422.524	2143.415	2314.727	2287.100	2518.811
每月消費支出	912.596	886.706	1235.316	3198.567	3215.367	3070.799
性別(女性=1)	0.393	0.395	0.386	0.436	0.437	0.432
年齡	31.034	29.732	35.017	40.030	39.899	41.021
已婚	0.616	0.534	0.867	0.846	0.838	0.907
扶養子女個數	0.624	0.504	0.991	0.604	0.587	0.737
健康狀態						
非常好	0.406	0.409	0.398	0.195	0.195	0.197
好	0.440	0.444	0.429	0.557	0.561	0.527
一般	0.139	0.136	0.149	0.229	0.227	0.247
不好	0.014	0.011	0.023	0.018	0.017	0.029
教育年數	9.112	9.369	8.327	12.124	12.327	10.580
教育程度						
小學以下(6年)	0.137	0.113	0.209	0.042	0.036	0.087
初中(9年)	0.559	0.547	0.596	0.193	0.174	0.344
高中(12年)	0.178	0.192	0.136	0.256	0.250	0.305
中專(12年)	0.084	0.100	0.037	0.101	0.106	0.065
大專(16年)	0.035	0.041	0.018	0.234	0.248	0.126
大學(16年)	0.006	0.007	0.004	0.173	0.186	0.073
地區						
上海	0.103	0.094	0.130	0.114	0.121	0.060
江蘇	0.122	0.131	0.095	0.109	0.114	0.067
浙江	0.127	0.133	0.111	0.111	0.111	0.111
廣東	0.193	0.233	0.069	0.163	0.159	0.199
安徽	0.102	0.078	0.177	0.111	0.106	0.149
湖北	0.076	0.082	0.059	0.077	0.072	0.113
河南	0.112	0.084	0.198	0.114	0.114	0.115
四川	0.078	0.073	0.093	0.121	0.120	0.131
重慶	0.086	0.092	0.068	0.079	0.082	0.057
樣本觀察數	6636	5001	1635	7108	6282	826

#### 第四節 薪資性勞動者特性統計

經篩選與整理後的 RUMiC 樣本資料中，從事薪資性工作的農民工樣本觀察數共有 5,001 筆，城鎮居民樣本觀察數共 6,282 筆。就薪資性工作而言，城鎮居民的平均時薪大約是農民工的兩倍。農民工平均每周工作約 60 個小時，平均每月收入約 1400 元人民幣；城鎮居民平均每週工作約 45 小時，平均收入約 2300 元。男性的平均工作時數比女性長，平均薪資收入也較高。從事薪資性工作的樣本有更多的觀察變數，包括就業管道、工作合同、職業、單位所有制、以及產業，我們可以將這些變數分為如本章第二節所述的五個層面。表 6 顯示這五個層面中各變數的統計結果。

在個人層面上，城鎮居民平均年齡較高、已婚比例較高、教育程度較高、工作經驗較長，而農民工的健康狀態較好。男性工作者的平均年齡比女性高、健康狀態較好、平均教育年數也比女性略高。男性農民工與女性農民工的工作經驗差異不大，男性城鎮居民的平均工作經驗則比女性高出三年。

在職業層面上，城鎮居民與農民工在就業管道、工作合同、職業上都有很大的差異。較多數城鎮居民的就業管道是透過政府職介(32.9%)、朋友介紹(16.7%)、徵才廣告(15.0%)、直接申請(14.8%)，而大部分的農民工都是通過家人(27.0%)和朋友(35.7%)的介紹。城鎮居民和農民工都經常透過朋友介紹尋找工作，這顯示出「人脈」在中國的重要性。另一方面，也顯示出農民工較不容易在勞動市場中通過一般的就業管道找到工作。

根據中國的勞動法，勞動合同規範勞動者與工作單位之間的勞動關係、雙方權利和義務，保障勞動者享有勞動保護、社會保險、福利等權利，因此擁有較長期的工作合同可視為享有較高的工作保障和社會福利。35.2%的城鎮居民擁有固定工作合同，44.8%擁有長期工作合同；農民工只有 12.1%擁有固定合同，40%擁有長期合同，48%屬於短期合同工或臨時工。統計資料顯示女性有較高的比例是短期合同工或是臨時工，也較不易取得固定合同，特別是在城鎮地區，

男性城鎮居民有 40.2% 擁有長期合同，而女性則只有 28.9%。

在職業類別上，管理人員、專業技術人員、一般商業人員屬於「白領階級」，服務工作人員和生產操作人員屬於「藍領階級」。56.3% 的城鎮居民屬於白領階級，91.4% 的農民工屬於藍領階級，從事服務或生產的基層勞務工作。在白領階級的職業中，男性管理人員的比例較高，女性則有較高的比例為一般商業人員；在藍領階級的職業中，女性較多從事服務工作，男性則從事較需要體力的生產工作。我們可以預期城鎮居民和農民工在職業上的差別是造成薪資差異的因素之一，根據 Meng & Zhang (2001) 的實證研究結果，職業上的因素約占了薪資差異的 18%。

在企業層面，高達 64.6% 的城鎮居民國有控股的企業單位中工作，而大部分的農民工(75.9%) 都在民營企業中工作。從性別的比例來來看，中國的國營企業似乎比較偏好雇用男性員工，女性在民營企業和外資企業則較容易找到工作。筆者在中國人民大學進行交流時，曾聽說過擁有大城市戶籍、擁有共產黨籍、高學歷的男性較容易進入國營企業的說法。一般而言，民營企業也比較符合自由的勞動市場的條件，較願意以市場機制選擇勞動力此一生產要素。

在產業層面，生產製造業吸引了最多的就業人口，農民工有 25.0%，城鎮居民有 28.4%。除了生產製造業之外，其他農民工從事比例最高的前三個產業分別是住宿餐飲業(18.9%)、批發零售業(15.6%)、建築業(13.0%)。城鎮居民有相當高的比例從事公共服務業(20.6%)，在交通運輸業(9.2%)、信息服務業(4.0%)、金融服務業(5.8%)、商務服務業(5.6%) 之中，城鎮居民從業人員的比例也比農民工高。女性農民工從事住宿餐飲業與批發零售業的比例較高；女性城鎮居民則普遍在各類服務業中比男性有更高的比例，除了信息服務業之外。在地區層面，除了廣東的經濟特區之外，浙江和江蘇也是農民工的主要遷移地區；城鎮居民樣本在各地區的比例則較為接近。

表 6. 薪資性勞動者樣本統計

變數	農民工樣本			城鎮居民樣本		
	全部	男性	女性	全部	男性	女性
平均時薪	6.533	6.977	5.854	13.632	15.183	11.599
每周工作時數	58.297	59.073	57.109	43.608	44.110	42.950
每月收入	1422.524	1537.113	1247.161	2287.100	2565.444	1921.475
性別(女性=1)	0.385	0	1	0.437	0	1
年齡	29.732	30.410	28.696	39.899	41.399	37.965
已婚	0.534	0.529	0.541	0.838	0.843	0.830
健康狀態						
非常好	0.409	0.432	0.374	0.195	0.206	0.181
好	0.444	0.427	0.470	0.561	0.556	0.568
一般	0.136	0.132	0.142	0.227	0.221	0.234
不好	0.011	0.009	0.015	0.017	0.017	0.017
教育年數	9.018	9.217	8.754	11.143	11.440	10.861
教育程度						
小學以下(6年)	0.113	0.101	0.132	0.036	0.038	0.034
初中(9年)	0.547	0.541	0.554	0.174	0.177	0.169
高中(12年)	0.192	0.208	0.168	0.250	0.253	0.246
中專(12年)	0.100	0.097	0.103	0.106	0.100	0.112
大專(16年)	0.041	0.046	0.034	0.248	0.234	0.268
大學(16年)	0.007	0.007	0.008	0.186	0.197	0.172
工作經驗	4.994	5.556	4.134	14.657	16.038	12.875
就業管道						
政府職介	0.022	0.024	0.018	0.329	0.376	0.269
商業職介	0.063	0.058	0.070	0.046	0.041	0.053
徵才廣告	0.078	0.070	0.091	0.150	0.131	0.173
直接申請	0.090	0.101	0.074	0.148	0.145	0.151
家人介紹	0.270	0.256	0.292	0.099	0.092	0.107
朋友介紹	0.357	0.370	0.338	0.167	0.155	0.182
其他管道	0.120	0.121	0.117	0.063	0.060	0.065
工作合同						
固定工	0.121	0.124	0.115	0.352	0.402	0.289
長期合同工	0.400	0.418	0.373	0.448	0.426	0.476
短期合同工	0.120	0.115	0.126	0.066	0.056	0.079

臨時工	0.360	0.343	0.385	0.138	0.116	0.156
職業						
管理人員	0.018	0.020	0.016	0.072	0.092	0.046
專業技術人員	0.010	0.006	0.015	0.238	0.255	0.217
一般商業人員	0.058	0.042	0.083	0.253	0.233	0.278
服務工作人員	0.334	0.221	0.506	0.270	0.212	0.345
生產操作人員	0.580	0.712	0.380	0.167	0.208	0.114
單位所有制						
國有控股	0.173	0.192	0.145	0.646	0.673	0.612
私營控股	0.759	0.745	0.780	0.307	0.284	0.337
外資控股	0.068	0.063	0.075	0.047	0.047	0.051
產業						
生產製造業	0.250	0.253	0.245	0.284	0.314	0.245
建築業	0.130	0.185	0.046	0.033	0.042	0.021
交通運輸業	0.033	0.048	0.011	0.092	0.118	0.060
信息服務業	0.007	0.008	0.005	0.040	0.044	0.035
批發零售業	0.156	0.117	0.216	0.096	0.076	0.120
住宿餐飲業	0.189	0.150	0.248	0.028	0.023	0.033
金融服務業	0.044	0.055	0.026	0.058	0.051	0.066
商務服務業	0.035	0.042	0.023	0.056	0.051	0.063
一般服務業	0.095	0.094	0.096	0.097	0.076	0.124
公共服務業	0.062	0.048	0.084	0.217	0.206	0.232
地區						
上海	0.094	0.096	0.092	0.121	0.124	0.118
江蘇	0.131	0.120	0.148	0.114	0.116	0.112
浙江	0.133	0.135	0.130	0.111	0.108	0.115
廣東	0.233	0.235	0.230	0.159	0.156	0.163
安徽	0.078	0.088	0.061	0.106	0.110	0.101
湖北	0.082	0.076	0.091	0.072	0.074	0.069
河南	0.084	0.093	0.067	0.114	0.112	0.117
四川	0.073	0.071	0.076	0.120	0.118	0.123
重慶	0.092	0.084	0.105	0.082	0.082	0.083
樣本觀察數	5001	3024	1977	6282	3539	2743

## 第四章 研究方法

### 第一節 Oaxaca 薪資差異分解

本文以實證研究探討中國農民工與城鎮居民兩族群間薪資差異的來源與薪資結構上的歧視程度，主要採用 Oaxaca (1973) 薪資差異分解，並結合 Heckman 兩階段方法修正可能的樣本選擇偏誤。

薪資差異分解方法最初是來自於 Oaxaca (1973) 用來估計美國勞動市場中男女性之間薪資差距的數量方法。Oaxaca 承接了 Becker (1957) 所定義的市場歧視係數的基本概念，經修改後提出男女薪資差異的歧視係數(discrimination coefficient)。他用來估計該歧視係數的薪資差異分解方法，稱作 Oaxaca 分解(decomposition method)。在 Oaxaca 分解方法中，薪資差異可以被分解為兩個部分，一個是歧視的影響，另一個則是個體特質差異的影響。

我們以英文大寫字母代表在城鎮中的兩個勞動力族群：城鎮居民( $U$ )和農民工( $M$ )。在城鎮的勞動力市場上的均衡薪資分別為  $W_U$  和  $W_M$ ，可以得到兩個族群之間薪資差異的歧視係數：

$$(1) \quad D = \frac{W_U/W_M - (W_U/W_M)^0}{(W_U/W_M)^0}$$

其中， $W_U/W_M$  = 觀察到的城鎮-農村勞動薪資比例， $(W_U/W_M)^0$  = 在沒有歧視的情況下的城鎮-農村勞動薪資比例。

將式(1)的 Oaxaca 歧視係數以自然對數改寫為：

$$(2) \quad \ln(D + 1) = \ln(W_U/W_M) - \ln(W_U/W_M)^0$$

既然  $(W_U/W_M)^0$  是未知的，要估計  $D$  就必須先估計  $(W_U/W_M)^0$ 。根據 Oaxaca 分解方法的概念，在沒有歧視的情況下，可以假設農民工的薪資結構也適用於城鎮居民，反之，城鎮居民的薪資結構也適用於農民工。兩個族群的薪資結構可以用 OLS 方法來估計：

$$(3) \quad \ln(W_{ig}) = \mathbf{X}_{ig}\beta_g + u_{ig} \quad i = 1, \dots, N_g; \quad g = U, M$$

其中， $W_{ig}$  代表  $g$  族群中第  $i$  個勞工的時薪， $\mathbf{X}_{ig}$  代表  $g$  族群中第  $i$  個勞工個人特

質的向量， $\beta_g$  是  $g$  族群薪資結構的向量， $u_{ig}$  為干擾因子。

根據 OLS 估計的性質，我們可以得到：

$$(4) \quad \ln \bar{W}_U = \bar{X}_U \hat{\beta}_U$$

$$(5) \quad \ln \bar{W}_M = \bar{X}_M \hat{\beta}_M$$

因此，兩個族群的薪資平均值差異可以表示為：

$$(6) \quad \ln \bar{W}_U - \ln \bar{W}_M = \bar{X}_U \hat{\beta}_U - \bar{X}_M \hat{\beta}_M$$

Oaxaca 假設在沒有歧視的狀況下，一個族群的薪資結構也可以適用於另一個族群，並且可以分別用兩個族群中實際觀察到的工資來當作無歧視時的勞動力市場薪資。由上述假設可以產生兩種平均薪資差異分解的基準。

第一種基準：將城鎮居民勞動力族群  $U$  的實際工資結構當作無歧視的勞動力市場薪資結構時，無歧視狀態下兩個族群之間均衡薪資比的對數形式為  $\ln(W_U/W_M)^0 = (\bar{X}_U - \bar{X}_M) \hat{\beta}_U$ 。而式(6)可分解為：

$$(7) \quad \ln \bar{W}_U - \ln \bar{W}_M = (\bar{X}_U - \bar{X}_M) \hat{\beta}_U + \bar{X}_M (\hat{\beta}_U - \hat{\beta}_M)$$

第二種基準：將城鎮居民勞動力族群  $M$  的實際工資結構當作無歧視的勞動力市場薪資結構時，無歧視狀態下兩個族群之間均衡薪資比的對數形式為  $\ln(W_U/W_M)^0 = (\bar{X}_U - \bar{X}_M) \hat{\beta}_M$ 。而式(6)可分解為：

$$(8) \quad \ln \bar{W}_U - \ln \bar{W}_M = (\bar{X}_U - \bar{X}_M) \hat{\beta}_M + \bar{X}_U (\hat{\beta}_U - \hat{\beta}_M)$$

式(7)與式(8)中，等號右方的第一項表示即使歧視不存在，城鎮居民與農民工兩個勞動力族群之間也存在的薪資差異，亦即由族群之間個人特質上的差別引起的薪資差異；第二項則是由族群  $U$  和  $M$  之間的薪資結構的差別引起的薪資差異，Oaxaca 稱之為歧視。

Oaxaca (1973) 發現以兩個不同基準的分解會分別得到不同的估計結果，由於無法合理地認定到底應該以哪個族群為基準，只能建議將兩個分解結果作為估計值的取值參考區間。Oaxaca & Ransom (1994) 將歷年來其他經濟學者對族群間薪資差異分解的建議作法整理為以下的一般化形式：

$$(9) \quad \ln \bar{W}_U - \ln \bar{W}_M = (\bar{X}_U - \bar{X}_M)\hat{\beta}^* + \bar{X}_U(\hat{\beta}_U - \hat{\beta}^*) + \bar{X}_M(\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_M)$$

假設  $\hat{\beta}^*$  是真實的無歧視薪資結構，可以將其定義為  $\hat{\beta}_U$  和  $\hat{\beta}_M$  的加權平均：

$$(10) \quad \hat{\beta}^* = \Omega \hat{\beta}_U + (I - \Omega) \hat{\beta}_M$$

其中， $\Omega$  是加權矩陣， $I$  是單位矩陣。

Oaxaca (1973) 的作法可以視為式(9)的一般形式中的特例， $\Omega$  等於單位矩陣或是等於虛無矩陣，分別可以得出式(7)和式(8)。Reimers (1983) 率先提出將無歧視薪資結構看作兩個族群各自薪資結構的加權平均，以  $\Omega_R = (0.5)I$  來估計無歧視結構：

$$(11) \quad \hat{\beta}_R^* = 0.5\hat{\beta}_U + 0.5\hat{\beta}_M$$

Cotton (1988) 假設無歧視薪資結構會受到勞動市場中族群相對比重的影響，認為應該界定  $\Omega_C = sI$ ，其中  $s$  代表樣本中多數族群的比例。若以  $N_U$  代表城鎮居民的樣本數， $N_M$  代表農民工的樣本數，則 Cotton 的估計方法可以表示為：

$$(12) \quad \hat{\beta}_C^* = \frac{N_U}{N_U + N_M} \hat{\beta}_U + \frac{N_M}{N_U + N_M} \hat{\beta}_M$$

除了上述的方法之外，Jones & Kelly (1984) 提出了三重(threefold)分解，將式(6)整理為：

$$(13) \quad \ln \bar{W}_U - \ln \bar{W}_M = (\bar{X}_U - \bar{X}_M)\hat{\beta}_M + \bar{X}_M(\hat{\beta}_U - \hat{\beta}_M) + (\bar{X}_U - \bar{X}_M)(\hat{\beta}_U - \hat{\beta}_M)$$

其中，等號右方的第一項代表「稟賦效果」，第二項代表「係數效果」，第三項代表「交叉效果」。以式(13)為例，該式是從農民工族群的角度來表示。族群之間的稟賦差異是以農民工薪資結構的係數來衡量，產生該式第一項中的稟賦效果。係數效果則衡量農民工在城鎮居民的薪資結構下會產生的變化。第三項則計算兩族群間，稟賦與薪資結構同時存在的差異。式(13)也可以改為從城鎮居民薪資結構的基準來表示：

$$(14) \quad \ln \bar{W}_U - \ln \bar{W}_M = (\bar{X}_U - \bar{X}_M)\hat{\beta}_U + \bar{X}_U(\hat{\beta}_U - \hat{\beta}_M) - (\bar{X}_U - \bar{X}_M)(\hat{\beta}_U - \hat{\beta}_M)$$

## 第二節 Heckman 樣本選擇偏差的修正

Heckman (1979)認為薪資數據只有在實際取得就業機會的勞動人口上才能被觀測到，因此樣本不符合隨機抽樣的假設，而導致 OLS 估計結果有偏差和不一致的問題。我們以兩個估計方程式來表示一個勞動人口中的個體被觀察到的結果，一個是受雇用的狀態，另一個是等式(3)中的薪資結構。對  $g$  族群中的個體  $i$  而言：

$$(15) \quad L_{ig}^* = \mathbf{H}_{ig}\gamma_g + \epsilon_{ig}$$

$$(16) \quad \ln(W_{ig}) = \mathbf{X}_{ig}\beta_g + u_{ig}$$

其中  $L_{ig}^*$  是受雇用狀態的潛在變數(latent variable)， $\mathbf{H}_{ig}$  是勞工個人特質等受雇用的決定因素， $\gamma_g$  則是相關參數的向量。假設  $\epsilon_{ig}$  和  $u_{ig}$  是服從二項常態分布的干擾項，受雇機率可以表示成：

$$(17) \quad \begin{aligned} \text{Prob}(L_{ig}^* > 0) &= \text{Prob}(\epsilon_{ig} > -\mathbf{H}_{ig}\gamma_g) \\ &= \Phi(\mathbf{H}_{ig}\gamma_g) \end{aligned}$$

其中  $\Phi(\mathbf{H}_{ig}\gamma_g)$  代表標準常態累積機率函數。薪資只有在  $L_{ig}^* > 0$  時可以被觀察到，所以該個體的薪資結構估計方程式可以表達為：

$$(18) \quad \begin{aligned} E(\ln(W_{ig}) | L_{ig}^* > 0) &= \mathbf{X}_{ig}\beta_g + E(u_{ig} | \epsilon_{ig} > -\mathbf{H}_{ig}\gamma_g) \\ &= \mathbf{X}_{ig}\beta_g + \theta_g\lambda_{ig} \end{aligned}$$

其中， $\theta_g$  代表就業決定方程式和薪資結構估計方程式兩者誤差項的相關係數  $\rho_g$ ，與薪資結構估計方程式標準誤差  $\sigma_{u_g}$  的乘積，亦即  $\theta_g = \rho_g\sigma_{u_g}$ ；而米爾斯反比例(Inverse Mills Ratio)則為  $\lambda_{ig} = (\phi(\mathbf{H}_{ig}\gamma_g)/\Phi(\mathbf{H}_{ig}\gamma_g))$

## 第三節 結合 Heckman 樣本選擇偏差修正的 Oaxaca 薪資差異分解

Neuman & Oaxaca (2004)討論了薪資差異分解中的 Heckman 樣本選擇偏差的問題。在 Oaxaca 模型的基礎上，考慮 Heckman 樣本選擇的修正項後，可以將式(9) 兩個族群之間的薪資差異分解為：

$$(19) \quad \ln \bar{W}_U - \ln \bar{W}_M = (\bar{X}_U - \bar{X}_M)\hat{\beta}^* + \bar{X}_U(\hat{\beta}_U - \hat{\beta}^*) + \bar{X}_M(\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_M) + (\hat{\theta}_U\hat{\lambda}_U - \hat{\theta}_M\hat{\lambda}_M)$$

其中等號右方第一項是個人特徵上差異的影響，第二與第三項是歧視的影響，最後一項則是個人選擇造成的薪資差異。最直觀的表達方式是在等號左方加入個人選擇偏差的修正，可以得到：

$$(20) \quad (\ln \bar{W}_U - \hat{\theta}_U\hat{\lambda}_U) - (\ln \bar{W}_M - \hat{\theta}_M\hat{\lambda}_M) = (\bar{X}_U - \bar{X}_M)\hat{\beta}^* + \bar{X}_U(\hat{\beta}_U - \hat{\beta}^*) + \bar{X}_M(\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_M)$$

其中等號右方第一項是由兩族群之間個體稟賦差距所造成的差異，屬於可解釋的差異；等號右方第二項是對城鎮居民族群有利的歧視，第三項是對農民工不力的歧視，皆是薪資結構造成的無法解釋的差異。

#### 第四節 模型設定

本文之實證研究分為兩個階段，首先是在第一階段中分別以(15)、(16)式估計樣本的就業選擇和薪資結構。(15)式的 Probit 模型設定如下：

$$(a) \quad \begin{aligned} L_{ig}^* &= \mathbf{H}_{ig}\gamma_g + \epsilon_{ig} \\ L_{ig} &= \begin{cases} 1 & \text{if } L_{ig}^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \end{aligned}$$

其中， $\mathbf{H}_{ig}$  是本文在就業選擇模型中使用的解釋變數。二元變數  $L_{ig}$  表示樣本的就業選擇。

(16)式的 OLS 估計設定如下：

$$(b) \quad \ln(W_{ig}) = \mathbf{X}_{ig}\beta_g + u_{ig}$$

其中，被解釋變數  $\ln(W_{ig})$  以勞動時薪為單位，並以自然對數表示。 $\mathbf{X}_{ig}$  是本文在薪資結構模型中使用的解釋變數。

接著，以上兩個估計式將被應用在 Heckit 模型，將樣本選擇偏誤的修正因子加入薪資結構的估計式之中：

$$(c) \quad E(\ln(W_{ig}) | L_{ig}^* > 0) = \mathbf{X}_{ig}\beta_g + E(u_{ig} | \epsilon_{ig} > -\mathbf{H}_{ig}\gamma_g) \\ = \mathbf{X}_{ig}\beta_g + \theta_g\lambda_{ig}$$

在第一階段的研究中，由(a)、(b)、(c)三式，我們可以得到四種實證結果：樣本的就業選擇、未考慮樣本選擇偏誤的薪資結構、修正了樣本選擇偏誤的薪資結構、以及對米爾斯反比例  $\lambda_{ig}$  的估計。

在第二階段的研究中，本文將採用(20)式的結構，在 Oaxaca 分解中結合 Heckman 修正，並以(7)、(8)、(12)式三種  $\hat{\beta}^*$  的基準做為薪資差異分解的實證估計式。無歧視的薪資結構基準可以表示為： $\hat{\beta}^* = \Omega\hat{\beta}_U + (\mathbf{I} - \Omega)\hat{\beta}_M$ 。第一種基準是  $\Omega = \mathbf{I}$ ， $\hat{\beta}^* = \hat{\beta}_U$ ，薪資分解估計式為：

$$(d) \quad (\ln \bar{W}_U - \hat{\theta}_U \hat{\lambda}_U) - (\ln \bar{W}_M - \hat{\theta}_M \hat{\lambda}_M) = (\bar{\mathbf{X}}_U - \bar{\mathbf{X}}_M)\hat{\beta}_U + \bar{\mathbf{X}}_M(\hat{\beta}_U - \hat{\beta}_M)$$

第二種基準是  $\Omega = 0$ ， $\hat{\beta}^* = \hat{\beta}_M$ ，薪資分解估計式為：

$$(e) \quad (\ln \bar{W}_U - \hat{\theta}_U \hat{\lambda}_U) - (\ln \bar{W}_M - \hat{\theta}_M \hat{\lambda}_M) = (\bar{\mathbf{X}}_U - \bar{\mathbf{X}}_M)\hat{\beta}_M + \bar{\mathbf{X}}_U(\hat{\beta}_U - \hat{\beta}_M)$$

第三種基準是 Cotton(1988)的方法， $\hat{\beta}^* = \frac{N_U}{N_U+N_M}\hat{\beta}_U + \frac{N_M}{N_U+N_M}\hat{\beta}_M = \hat{\beta}_C^*$ ：

$$(f) \quad (\ln \bar{W}_U - \hat{\theta}_U \hat{\lambda}_U) - (\ln \bar{W}_M - \hat{\theta}_M \hat{\lambda}_M) = \\ (\bar{\mathbf{X}}_U - \bar{\mathbf{X}}_M)\hat{\beta}_C^* + \bar{\mathbf{X}}_U(\hat{\beta}_U - \hat{\beta}_C^*) + \bar{\mathbf{X}}_M(\hat{\beta}_C^* - \hat{\beta}_M)$$

在第二階段的實證研究中，(d)式和(e)式可以界定薪資差距中可能的歧視的範圍，而在(f)式中我們可以藉由假設的無歧視薪資結構基準，將薪資差異分解為個體稟賦的差異、對城鎮勞工族群有利的歧視與對農民工不利的歧視三個來源。

## 第五章 實證結果與分析

### 第一節 就業選擇

勞動適齡人口在就業上可以選擇從事薪資性工作或從事自營性工作，本文實證研究的第一步即以 Probit 模型來探討工作者之就業選擇，選擇變數包括年齡、性別、婚姻狀況、健康程度、教育程度、扶養子女個數、家戶每費支出。在前述的統計分析中，農民工在城鎮地區的就業人口之中有 24.6% 選擇自營，而選擇從事自營的城鎮居民僅占就業人口 11.6%。由於有收入的就業人口樣本中，包含了薪資性工作與自營性工作，因此在分析城鎮地區勞動市場的薪資架構之前，首先要先定義勞動市場的分析範圍。勞動市場應該限制於薪資性工作者，或者應該包含自營性工作在內？如何合理地定義勞動市場的範圍，是第一個迫切的問題。如果薪資性工作者和自營性工作者之間的特性不同，或者兩者之間有截然不同的薪資收入結構，那麼在進行薪資分解時將自營性工作者包含在內，將會造成根本上的估計誤差。

表 7 中顯示以 Probit 模型估計勞動適齡人口就業選擇的實證結果。我們發現在農民工的勞動適齡人口中，若樣本年齡愈高、身為男性、健康程度愈好、教育程度愈高、扶養子女個數較多、家中較貧窮(每月家戶消費支出愈低)，則選擇就業的機率愈高。婚姻狀況對農民工的就業選擇沒有顯著影響，但對於從事薪資性工作或自營性工作則有不同方向的影響。未婚、年紀較輕、健康狀況較好、教育程度較好的農民工有較高的機率從事薪資性工作；城鎮地區的勞動市場較不利於已婚、年紀較高、健康程度較差、教育程度較低、扶養子女個數較多的男性農民工，因此他們有較高的機率從事自營性工作。

農民工家戶的每月消費支出對薪資性工作或自營性工作也有顯著但不同方向的影響，但其因果關係則比較不明確。已婚的農民工，若家中扶養子女個數較多，每月消費支出也會較高，因此會選擇工時較長、較辛苦、但收入回報較高的自營性工作以養家活口；反過來說，從事自營性工作獲得較高的收入，因

此其家戶每月消費支出較高，也是個可能的解釋。同理，出生於較貧窮的家庭，比較願意選擇從事薪資性工作，或是從事薪資性工作的收入比自營性工作低，所以家戶每月消費支出較低，都是可能的解釋。

表 7. 勞動適齡人口的就業選擇 - Probit Model

變數名稱	農民工			城鎮居民		
	就業	薪資(受雇)	自營	就業	薪資(受雇)	自營
年齡	0.0084*** (0.0028)	-0.0016 (0.0021)	0.0067*** (0.0023)	-0.0114*** (0.0016)	-0.0063*** (0.0015)	-0.0078*** (0.0022)
女性	-0.7027*** (0.0429)	-0.1796*** (0.0324)	-0.2367*** (0.0358)	-0.6840*** (0.0296)	-0.4777*** (0.0272)	-0.2232*** (0.0373)
已婚	-0.0835 (0.0696)	-0.3674*** (0.0534)	0.4805*** (0.0587)	0.8047*** (0.0481)	0.5632*** (0.0456)	0.5479*** (0.0721)
健康程度						
非常好	0.3925*** (0.1411)	0.4046*** (0.1220)	-0.1763 (0.1279)	0.7170*** (0.0818)	0.6193*** (0.0818)	0.1376 (0.1137)
好	0.2892** (0.1395)	0.4035*** (0.1212)	-0.2414* (0.1270)	0.6913*** (0.0764)	0.6314*** (0.0772)	0.0697 (0.1081)
一般	0.4268*** (0.1472)	0.4422*** (0.1261)	-0.1995 (0.1322)	0.5167*** (0.0781)	0.4792*** (0.0788)	0.0802 (0.1104)
教育年數	0.0830*** (0.0096)	0.0927*** (0.0073)	-0.0608*** (0.0078)	0.1752*** (0.0048)	0.1748*** (0.0046)	-0.0473*** (0.0061)
扶養子女個數	0.0640* (0.0353)	-0.2057*** (0.0263)	0.2482*** (0.0270)	0.4858*** (0.0289)	0.2563*** (0.0260)	0.2779*** (0.0333)
每月消費支出	-0.1696*** (0.0238)	-0.3443*** (0.0217)	0.2645*** (0.0216)	0.0156** (0.0066)	0.0091 (0.0060)	-0.0008 (0.0081)
常數項	0.4986*** (0.1892)	0.0954 (0.1568)	-0.9537*** (0.1669)	-2.1029*** (0.1093)	-2.3378*** (0.1086)	-1.1770*** (0.1516)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0945	0.1149	0.1191	0.269	0.2061	0.0501
樣本數	7425	7425	7425	10687	10687	10687

註 1：括號中為標準差。\*、\*\*、\*\*\*各表示 10%、5%、1%、統計檢定顯著水準。

註 2：健康程度參照組為「不好」。

註 3：每月消費支出的單位為千元人民幣。

另一方面，就城鎮居民的就業選擇而言，較年輕、男性、已婚、健康狀況較好、教育程度較高、需扶養子女的城鎮居民有比較高的比例選擇就業並從事薪資性工作。健康狀況對於城鎮居民選擇自營性工作的影響較不顯著，但在教育程度上可以明顯看出教育程度越低，則有越高的機率從事自營性工作。整體而言，就業選擇的 Probit 模型在從事薪資性工作的城鎮居民中有較高的解釋程度，在自營性工作的解釋程度則較低。

表 8 提供了兩個族群薪資結構的 OLS 估計結果。我們可以看到個變數的係數估計結果與 Mincer 人力資源模型的預測一致：男性、已婚、健康狀況良好、教育程度較高、工作經驗較豐富的勞動者有較高的薪資收入。薪資性工作與自營性工作之間有截然不同的薪資結構。工作經驗運用在薪資性工作上能夠得到較高的報酬，對城鎮居民而言，工作經驗對自營性工作的收入沒有顯著影響。薪資性工作的報酬主要取決於工作經驗和教育程度，相較之下，自營性工作者的報酬有更高的比例取決於健康程度。此外，Mincer 的薪資結構模型在薪資性工作者上有較高的解釋程度，在自營性工作者身上的解釋力則明顯地大幅下降。

農民工遷移到城鎮地區之後，必須設法謀生，大部分的農民工已經可以在勞動市場中找到工作以獲得薪資收入，但仍有約 25% 的農民工由於個人特質上的弱勢或其他因素而難以找到工作，只能選擇從事自營來養家活口。目前的現有文獻較缺乏對自營工作者的分析，其中一個原因可能在於資料的缺乏。在上一章中，我們已經以 RUMiC 的統計資料比較薪資性工作者和自營工作者的特性，發現兩者之間的薪資收入、工作時數、個人特徵皆明顯不同。本節進一步利用 RUMiC 的資料，研究農民工的就業選擇，以及薪資性工作和自營性工作兩種收入結構的差異。綜合表 7 和表 8 的分析結果，我們發現自營性工作者是就業人口中較弱勢的族群，且薪資性工作與自營性工作之間有截然不同的薪資結構。這些較弱勢族群的個人條件不容易在城鎮地區的勞動市場中找到工作，即

使找到工作也可能面臨著相當不利的薪資結構，以至於無法養家活口，只能從事自營。歸納以上的實證結果，本文在接下來的研究中認為應該將勞動市場的分析範圍限定在從事薪資性工作的勞動人口，以避免在估計薪資結構與進行薪資分解時造成誤差。

表 8. 城鎮地區勞動人口薪資結構

變數名稱	農民工			城鎮居民		
	就業	薪資(受雇)	自營	就業	薪資(受雇)	自營
女性	-0.1317*** (0.0140)	-0.1170*** (0.0137)	-0.1686*** (0.0385)	-0.2254*** (0.0173)	-0.1972*** (0.0156)	-0.4370*** (0.0882)
已婚	0.0142 (0.0155)	0.0212 (0.0146)	0.0154 (0.0570)	0.1129*** (0.0254)	0.0893*** (0.0225)	0.2456 (0.1532)
工作經驗	0.0512*** (0.0039)	0.0540*** (0.0039)	0.0492*** (0.0102)	0.0303*** (0.0031)	0.0352*** (0.0028)	-0.0165 (0.0176)
工作經驗平方項	-0.0017*** (0.0002)	-0.0016*** (0.0002)	-0.0019*** (0.0004)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0006*** (0.0001)	0.0009* (0.0005)
健康程度						
非常好	0.2638*** (0.0579)	0.1949*** (0.0631)	0.3427*** (0.1264)	0.2729*** (0.0656)	0.2127*** (0.0613)	0.5505** (0.2749)
好	0.2421*** (0.0578)	0.1583** (0.0629)	0.3566*** (0.1259)	0.3449*** (0.0637)	0.2830*** (0.0596)	0.6269** (0.2641)
一般	0.1953*** (0.0596)	0.1332** (0.0646)	0.2453* (0.1316)	0.2986*** (0.0650)	0.2607*** (0.0607)	0.4122 (0.2715)
教育年數	0.0540*** (0.0029)	0.0556*** (0.0029)	0.0432*** (0.0081)	0.0906*** (0.0029)	0.0917*** (0.0027)	0.0826*** (0.0147)
常數項	0.8537*** (0.0650)	0.8977*** (0.0693)	0.8638*** (0.1535)	0.6720*** (0.0753)	0.6825*** (0.0702)	0.7888** (0.3476)
Adj R <sup>2</sup>	0.1009	0.1421	0.0506	0.1878	0.2371	0.0919
樣本數	6636	5001	1635	7108	6282	826

註 1：括號中為標準差。\*、\*\*、\*\*\*各表示 10%、5%、1%、統計檢定顯著水準。

註 2：健康程度參照組為「不好」。

## 第二節 城鎮地區的勞動薪資結構

在上一節中我們從 Probit 模型的實證結果發現對勞動者而言，薪資性工作和自營性工作是兩種非常不同的就業選擇。在本節中，我們欲將就業選擇的估計模型，導入以 Mincer 人力資本模型為基礎，進一步延伸的勞動薪資結構模型之中，以估計樣本的就業選擇是否對薪資性工作的薪資結構有顯著的影響。在個人特質的基礎上，我們在薪資模型中加入了工作層面、企業層面、產業層面、地區層面的變數。

表 9 顯示了 OLS 和 Heckman 兩階段方法下的實證結果，證明這五個層面的變數都會影響薪資性勞動者的薪資收入。第(2)欄和第(4)欄顯示 Heckman 兩階段方法的估計結果，農民工和城鎮居民的 Mills 反比例(Mills Invers Ratio)都達統計顯著水準，說明兩個族群都存在著樣本選擇的問題。在修正樣本選擇問題後，我們可以從實證結果的估計係數中看出，農民工族群和城鎮居民族群兩者的薪資結構皆對女性工作者不利。已婚農民工的薪資待遇較差，婚姻狀況對城鎮居民則沒有顯著的影響。

由於工作經驗與年齡有強烈線性相關，因此在薪資結構中以工作經驗取代年齡變數。工作經驗有助於提高薪資性勞動者的薪資報酬，工作經驗對於薪資收入也有非線性上(平方項)的影響。健康程度高的農民工可以獲得較高的薪資，但對城鎮居民的薪資則無顯著影響，這反映出大多數的農民工在城鎮地區從事非技術性體力勞動的事實，另一方面，城鎮居民的健康狀況則和其工作表現較無關聯性。

無論是對農民工或對城鎮居民而言，勞動者的教育程度皆能夠顯著地提高其薪資報酬。實證估計結果顯示，以 Heckman 方法修正樣本選擇的偏誤後，農民工在教育的自我投資上能夠獲得比城鎮居民更高的報酬率，與 Meng & Zhang (2001)的實證結果一致。根據本文的估計，農民工的教育年數每增加一年，其勞動時薪平均可以提高 1.07 元人民幣；相較之下，城鎮居民每增加一年教育，

勞動時薪平均提高 1.04 元人民幣。

在職業層面的變數，包括就業管道、工作合同、職業。就業管道的參考變數是朋友介紹，對農民工而言，透過政府職介、徵才廣告、直接申請等一般就業管道與朋友介紹並無顯著差異，對薪資的影響甚微。透過家人介紹找工作的農民工薪資報酬較低，這反應出家人介紹可能是農民工的最後選擇，當農民工無法透過一般求職管道和人脈找到工作時，只能依賴家人的介紹。城鎮居民透過政府職介、商業職介、徵才廣告、直接申請等一般的求職管道能得到較高的薪資報酬，特別是透過商業職介。無論是農民工或城鎮居民，透過商業職介求職的勞動者有較高的薪資報酬，這表示商業職介可能具有篩選效果，可以為雇用單位找到較合適或個人特質較佳的勞動者。根據第三章的表 6 之統計，透過商業職介找工作的勞動者比例甚少，因此商業職介的求職管道可能比較適合較少數的有工作經驗、專業技術、或管理能力的白領階級。

在工作合同方面，一般而言，工作合同越長，平均薪資報酬應該越好，城鎮居民在工作合同上的估計係數符合這個假設。擁有固定合同的農民工應該能夠享有較高的工作保障和保險福利，但在薪資報酬上則和短期合同工沒有顯著差異。我們發現工作合同較不利於農民工，和城鎮居民的估計係數相較之下，各種長度的工作合同給予農民工的薪資報酬都顯著較低。例如擁有長期合同的城鎮居民，平均時薪比擁有短期合同的城鎮居民高出 1.23 人民幣；而擁有長期合同的農民工，平均時薪只比短期合同的城鎮居民高出 1.06 元人民幣。

在職業上，藍領階級的服務人員和生產人員之間的薪資沒有顯著差異。白領階級的勞動者有較高的薪資報酬，最高的是管理人員，平均時薪比藍領階級高出約 1.40 元人民幣，其次是專業技術人員(1.25 元)和一般商業人員(1.12 元)。在控制了其他變數後，位於相同職業的城鎮居民和農民工有相近的薪資報酬，農民工與城鎮居民的估計係數相當接近。我們並未發現「同工不同酬」的情況，這表示職業可能不是歧視的來源。

最後是企業、產業、地區層面變數的估計結果。單位所有制上的參考組是私營控股，勞動者在外資企業工作的薪資報酬最高，其次則是國營企業。在產業層面，對農民工而言，薪資待遇最高的前三個產業分別是建築業、交通運輸業、商務服務業；對城鎮居民族群而言，則是金融服務業、信息服務業、商務服務業。在地區層面，各地區的城鎮居民平均薪資報酬的排名由高至低分別是：廣東、上海、浙江、江蘇、重慶、湖北、安徽、四川、河南；對農民工而言，沿海地區的江蘇、上海、浙江、廣東之間沒有顯著差異，內陸地區的湖北、安徽、重慶、四川、河南的薪資報酬則較低。

表 9. 薪資性勞動的薪資結構估計

	農民工		城鎮居民	
	OLS (1)	Heckit (2)	OLS (3)	Heckit (4)
ln W				
女性	-0.0954*** (0.0131)	-0.1473*** (0.0167)	-0.1649*** (0.0134)	-0.1209*** (0.0192)
已婚	0.0060 (0.0131)	-0.1625*** (0.0224)	0.0748*** (0.0191)	0.0118 (0.0274)
工作經驗	0.0414*** (0.0035)	0.0391*** (0.0035)	0.0250*** (0.0025)	0.0244*** (0.0025)
工作經驗平方項	-0.0011*** (0.0002)	-0.0011*** (0.0002)	-0.0005*** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)
健康程度				
非常好	0.0824 (0.0552)	0.2218*** (0.0656)	0.1611*** (0.0515)	0.0796 (0.0574)
好	0.0731 (0.0551)	0.2107*** (0.0653)	0.2007*** (0.0500)	0.1163** (0.0564)
一般	0.0602 (0.0564)	0.2124*** (0.0674)	0.1627*** (0.0509)	0.0967* (0.0549)
教育年數	0.0434*** (0.0027)	0.0663*** (0.0039)	0.0561*** (0.0026)	0.0379*** (0.0062)
求職管道				
政府職介	-0.0372 (0.0410)	-0.0652 (0.0415)	0.0499** (0.0225)	0.0497** (0.0223)

商業職介	0.1349*** (0.0275)	0.1341*** (0.0288)	0.1219*** (0.0337)	0.1199*** (0.0335)
徵才廣告	-0.0155 (0.0233)	-0.0214 (0.0241)	0.0762*** (0.0233)	0.0738*** (0.0232)
直接申請	0.0094 (0.0216)	0.0064 (0.0225)	0.0881*** (0.0246)	0.0856*** (0.0245)
家人介紹	-0.0305** (0.0148)	-0.0300** (0.0151)	-0.0168 (0.0253)	-0.0202 (0.0251)
其他管道	-0.0320 (0.0196)	-0.0340* (0.0204)	-0.0095 (0.0419)	-0.0108 (0.0417)
工作合同				
固定工	-0.0419* (0.0243)	-0.0377 (0.0251)	0.3756*** (0.0294)	0.3758*** (0.0292)
長期合同工	0.0508*** (0.0194)	0.0575*** (0.0201)	0.2099*** (0.0268)	0.2097*** (0.0265)
臨時工	-0.0929*** (0.0197)	-0.0852*** (0.0204)	-0.0538* (0.0318)	-0.0497 (0.0315)
職業				
管理人員	0.3814*** (0.0440)	0.3321*** (0.0456)	0.3559*** (0.0302)	0.3576*** (0.0302)
專業技術人員	0.2723*** (0.0617)	0.2493*** (0.0668)	0.1981*** (0.0222)	0.2004*** (0.0221)
一般商業人員	0.1280*** (0.0267)	0.1175*** (0.0283)	0.1120*** (0.0220)	0.1125*** (0.0218)
服務工作人員	-0.0022 (0.0176)	-0.0075 (0.0182)	0.0168 (0.0240)	0.0201 (0.0238)
單位所有制				
國有控股	0.0795*** (0.0160)	0.0714*** (0.0164)	0.0364** (0.0174)	0.0372** (0.0173)
外資控股	0.0922*** (0.0267)	0.0911*** (0.0276)	0.2713*** (0.0328)	0.2752*** (0.0327)
產業				
生產製造業	0.0480* (0.0250)	0.0478* (0.0259)	0.1484*** (0.0259)	0.1452*** (0.0258)
建築業	0.1802*** (0.0274)	0.1817*** (0.0282)	0.2052*** (0.0414)	0.2029*** (0.0412)
交通運輸業	0.1076*** (0.0381)	0.0979** (0.0392)	0.1616*** (0.0311)	0.1567*** (0.0309)

信息服務業	0.0673 (0.0726)	0.0356 (0.0784)	0.2732*** (0.0391)	0.2695*** (0.0390)
批發零售業	0.0508** (0.0245)	0.0481* (0.0255)	0.1326*** (0.0294)	0.1286*** (0.0292)
住宿餐飲業	-0.0630*** (0.0232)	-0.0542** (0.0243)	0.0929** (0.0434)	0.0900** (0.0429)
金融服務業	0.0770** (0.0347)	0.0608* (0.0363)	0.3596*** (0.0338)	0.3579*** (0.0337)
商務服務業	0.1042*** (0.0366)	0.1124*** (0.0390)	0.2321*** (0.0340)	0.2292*** (0.0339)
公共服務業	-0.0377 (0.0310)	-0.0359 (0.0316)	0.1803*** (0.0263)	0.1788*** (0.0261)
地區				
上海	0.0086 (0.0256)	-0.0066 (0.0266)	0.2651*** (0.0268)	0.2625*** (0.0267)
浙江	-0.0086 (0.0239)	-0.0345 (0.0247)	0.1610*** (0.0269)	0.1567*** (0.0268)
廣東	-0.0141 (0.0218)	-0.0385* (0.0227)	0.3969*** (0.0252)	0.3903*** (0.0252)
安徽	-0.2890*** (0.0276)	-0.2882*** (0.0287)	-0.2172*** (0.0274)	-0.2186*** (0.0273)
湖北	-0.2695*** (0.0272)	-0.2751*** (0.0283)	-0.2122*** (0.0305)	-0.2113*** (0.0304)
河南	-0.4575*** (0.0272)	-0.4458*** (0.0288)	-0.3220*** (0.0272)	-0.3250*** (0.0272)
四川	-0.3558*** (0.0285)	-0.3531*** (0.0297)	-0.2169*** (0.0265)	-0.2197*** (0.0264)
重慶	-0.3247*** (0.0264)	-0.3199*** (0.0273)	-0.1972*** (0.0294)	-0.1961*** (0.0293)
常數項	1.2359*** (0.0679)	0.7419*** (0.0901)	0.7214*** (0.0714)	1.1702*** (0.1558)
Mills 反比例		0.5696*** (0.0901)		-0.2047*** (0.0629)
樣本數	5001	7425	6282	10687

註1：括號中為標準差。\*、\*\*、\*\*\*各表示10%、5%、1%、統計檢定顯著水準。

註2：健康程度參照組為「不好」，就業管道參照組為「朋友介紹」，工作合同參照組為「短期合同工」，職業參照組為「生產操作人員」，單位所有制參照組為「私營控股」，產業參照組為「一般服務業」，地區參照組為「江蘇」。

### 第三節 農民工與城鎮居民之勞動薪資差異分解

在進行了就業選擇和薪資結構的實證分析之後，本節進入實證研究的第二階段，以 Oaxaca 分解模型估計薪資差異中的歧視程度，並配合 Heckman 對樣本選擇偏誤的修正方法。在本節中，我們想要瞭解：第一，在不同的無歧視薪資結構基準下，城鎮居民和農民工的估計平均薪資與差異為何？第二，將薪資差異進行分解後，各來源的比例為何？第三，農民工與城鎮居民的薪資差異中，歧視的來源有哪些？

本節的 Oaxaca 薪資分解使用表 9 的薪資結構估計結果，在不同的無歧視薪資結構基準下，城鎮居民與農民工的勞動薪資估計結果如表 10 所示。為了更方便直觀地進行分析，我們將自然對數轉換回人民幣。第一列將城鎮居民與農民工的特質，套用在表 9 中的薪資結構係數中所估計出的平均薪資。我們在上一章的第四節中討論過本研究的模型設定，其中的(d)、(e)、(f)式的估計結果分別對應於表 10 的第二、三、四列之中。由於樣本選擇的問題會使 OLS 的估計產生偏誤，我們認為配合 Heckman 修正方法的薪資結構與 Oaxaca 分解模型更能夠無偏誤的估計母體的參數。

由 OLS 方法估計出的城鎮居民平均時薪為 10.39 元人民幣，農民工平均時薪為 5.68 元，薪資差異為 4.71 元。由 Heckit 模型估計出的城鎮居民平均時薪為 11.91 元，農民工平均時薪為 4.39 元，薪資差異為 7.52 元。這代表在以 OLS 估計的薪資結構中，城鎮居民的平均時薪被低估，而農民工的平均時薪則被高估了。在 Heckit 模型的估計結果中，農民工與城鎮居民有更大的薪資差距，換言之，即 OLS 低估了兩者的薪資差距。根據表 7 的結果，農民工的平均時薪被高估，是因為被觀察到從事薪資性工作的樣本在農民工族群中擁有較高的個人特質，例如較高的健康程度和教育程度；而城鎮居民的薪資被低估的原因，可能是許多擁有較高個人特質的勞動適齡人口尚就在學而未就業，或從事自營工作。

綜合表 10 和表 11 的結果，我們可以發現以  $\hat{\beta}_U$  為無歧視基準估計的薪資差異為 3.32 元，其中有 44.14% 是個體稟賦上的差異所造成的，另外的 55.86% 則是來自於薪資結構上不利於農民工的歧視；以  $\hat{\beta}_M$  為無歧視基準估計的薪資差異為 2.46 元，32.77% 是個體稟賦上的差異，67.23% 是來自於薪資結構上對城鎮居民較有利的歧視；以  $\hat{\beta}_C^*$  為無歧視基準的估計薪資差異為 2.94 元，其中個體稟賦造成 39.09% 的差異，有利於城鎮居民的歧視占 29.82%，不利於農民工的歧視則占了 31.08%。表 11 也提供了男性及女性薪資性勞動者的薪資差異分解結果，我們可以發現女性勞動者的薪資差異中歧視的比例比男性更高。以  $\hat{\beta}_C^*$  的估計結果做比較，男性薪資差異中歧視的比例為 56.01%，女性的歧視比例則為 66.16%。

表 10. 不同的無歧視基準下之勞動薪資估計

無歧視基準	Oaxaca			Oaxaca - Heckman		
	城鎮居民	農民工	差異	城鎮居民	農民工	差異
-	10.3907	5.6791	4.7116	11.9077	4.3907	7.5169
$\hat{\beta}_U$	10.3907	7.1767	3.2140	11.9077	8.5898	3.3179
$\hat{\beta}_M$	7.5260	5.6791	1.8469	6.8538	4.3907	2.4631
$\hat{\beta}_C^*$	9.1199	6.5123	2.6076	9.6658	6.7271	2.9387

註：本表之單位為人民幣時薪。

表 11. 不同的無歧視基準下之 Oaxaca-Heckman 方法分解結果

樣本	$\hat{\beta}^*$	$(\bar{X}_U - \bar{X}_M)\hat{\beta}^*$	$\bar{X}_U(\hat{\beta}_U - \hat{\beta}^*)$	$\bar{X}_M(\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_M)$
全部	$\hat{\beta}_U$	44.14%	-	55.86%
	$\hat{\beta}_M$	32.77%	67.23%	-
	$\hat{\beta}_C^*$	39.09%	29.82%	31.08%
男性	$\hat{\beta}_U$	49.58%	-	50.42%
	$\hat{\beta}_M$	36.97%	63.03%	-
	$\hat{\beta}_C^*$	43.99%	27.96%	28.05%
女性	$\hat{\beta}_U$	41.87%	-	58.13%
	$\hat{\beta}_M$	23.78%	76.22%	-
	$\hat{\beta}_C^*$	33.84%	33.81%	32.35%

表 12 提供了以  $\hat{\beta}_C^*$  為基準的細部薪資分解結果，我們可以看到城鎮居民和農民工之間由個體稟賦所造成的薪資差異，以及哪些變數是歧視的來源，與哪些變數有抵消歧視的效果。我們首先分析兩族群在稟賦上所造成的薪資差異，城鎮居民樣本在薪資上的優勢主要是來自於工作經驗、教育程度、工作合同與職業。在公共服務業、交通運輸業、信息服務業、商務服務業、金融服務業中，城鎮居民也較具優勢。

接著我們分析薪資差異中的歧視狀況。常數項代表了對於戶籍身分的直接歧視。在各層面的係數上，已婚的農民工比較容易受到不公平待遇，固定和長期的工作合同皆明顯不利於農民工。各個產業普遍存在對農民工的歧視，尤其是住宿餐飲業和生產製造業。各地區也普遍存在著歧視，尤其以沿海地區在廣東、上海、浙江的歧視最為嚴重。值得注意的是，農民工在工作經驗、健康程度、教育程度的報酬都較具優勢，可以產生抵銷歧視的效果。在就業管道以及職業上，則觀察不到歧視的存在。

表 12. 薪資差異細部分解 – Cotton 方法

	$(\bar{X}_U - \bar{X}_M)\hat{\beta}_C^*$	$\bar{X}_U(\beta_U - \hat{\beta}_C^*)$	$\bar{X}_M(\hat{\beta}_C^* - \beta)$
Total	0.3900*** (0.0212)	0.2976*** (0.0230)	0.3101*** (0.0348)
女性	-0.0050*** (0.0013)	0.0051 (0.0049)	0.0058 (0.0056)
已婚	-0.0199*** (0.0056)	0.0647*** (0.0132)	0.0517*** (0.0105)
工作經驗	0.2795*** (0.0192)	-0.0914*** (0.0266)	-0.0408*** (0.0119)
工作經驗平方項	-0.1892*** (0.0207)	0.0790*** (0.0230)	0.0149*** (0.0044)
教育年數	0.1539*** (0.0121)	-0.1567*** (0.0405)	-0.1483*** (0.0384)
健康程度			
非常好	-0.0306*** (0.0093)	-0.0123 (0.0075)	-0.0323 (0.0198)

好	0.0190*** (0.0053)	-0.0236 (0.0216)	-0.0233 (0.0213)
一般	0.0131*** (0.0039)	-0.0116 (0.0087)	-0.0088 (0.0066)
就業管道			
政府職介	-0.0004 (0.0071)	0.0174** (0.0071)	0.0014** (0.0006)
商業職介	-0.0019*** (0.0006)	-0.0003 (0.0009)	-0.0005 (0.0015)
徵才廣告	0.0024* (0.0013)	0.0065*** (0.0023)	0.0041*** (0.0015)
直接申請	0.0031*** (0.0011)	0.0054** (0.0023)	0.0040** (0.0017)
家人介紹	0.0041 (0.0026)	0.0004 (0.0013)	0.0015 (0.0044)
其他管道	0.0019 (0.0023)	0.0003 (0.0006)	0.0015 (0.0031)
工作合同			
固定工	0.0470*** (0.0050)	0.0670*** (0.0063)	0.0278*** (0.0028)
長期合同工	0.0090*** (0.0017)	0.0313*** (0.0069)	0.0339*** (0.0074)
臨時工	0.0168*** (0.0051)	0.0016 (0.0017)	0.0071 (0.0075)
職業			
管理人員	0.0194*** (0.0020)	0.0008 (0.0018)	0.0003 (0.0006)
專業技術人員	0.0529*** (0.0077)	-0.0054 (0.0077)	-0.0003 (0.0004)
一般商業人員	0.0234*** (0.0036)	-0.0006 (0.0042)	-0.0002 (0.0012)
服務人員	-0.0007 (0.0014)	0.0030 (0.0032)	0.0051 (0.0056)
單位所有制			
國有控股	0.0260*** (0.0060)	-0.0102 (0.0071)	-0.0033 (0.0023)
外資控股	-0.0037*** (0.0010)	0.0040*** (0.0010)	0.0070*** (0.0017)

產業			
生產製造業	0.0008 (0.0009)	0.0111*** (0.0042)	0.0136*** (0.0051)
建築業	-0.0186*** (0.0027)	0.0003 (0.0007)	0.0015 (0.0036)
交通運輸業	0.0083*** (0.0017)	0.0025 (0.0021)	0.0011 (0.0009)
信息服務業	0.0058*** (0.0015)	0.0043*** (0.0016)	0.0009** (0.0004)
批發零售業	-0.0054*** (0.0013)	0.0035** (0.0017)	0.0070** (0.0034)
住宿餐飲業	-0.0042 (0.0042)	0.0018*** (0.0006)	0.0152*** (0.0052)
金融服務業	0.0037*** (0.0010)	0.0079*** (0.0014)	0.0071*** (0.0013)
商務服務業	0.0042*** (0.0009)	0.0030** (0.0013)	0.0022** (0.0010)
公共服務業	0.0136*** (0.0033)	0.0215*** (0.0041)	0.0075*** (0.0015)
地區			
上海	0.0043*** (0.0010)	0.0148*** (0.0021)	0.0140*** (0.0021)
浙江	-0.0014** (0.0006)	0.0095*** (0.0018)	0.0140*** (0.0027)
廣東	-0.0156*** (0.0020)	0.0297*** (0.0025)	0.0559*** (0.0046)
安徽	-0.0072*** (0.0015)	0.0033* (0.0019)	0.0030* (0.0017)
湖北	0.0024* (0.0012)	0.0020 (0.0013)	0.0029 (0.0019)
河南	-0.0100*** (0.0022)	0.0059*** (0.0020)	0.0057*** (0.0019)
四川	-0.0133*** (0.0018)	0.0072*** (0.0021)	0.0054*** (0.0016)
重慶	0.0022 (0.0014)	0.0046*** (0.0015)	0.0063*** (0.0021)
常數項		0.1900** (0.0798)	0.2383** (0.1001)

我們將細部分解中各類變數的歧視效果整理於表 13 中，並歸納出產生歧視與可以抵銷歧視的來源。歧視主要是來自於對戶籍身分(常數項)的直接歧視、普遍存在於各地區的歧視、工作合同上的歧視條件、以及存在於各個產業中的歧視，這些基本上都是屬於制度上的歧視，代表城鎮地區勞動市場中存在著人為的結構障礙。但是並非一切皆對農民工不利，農民工可以透過提高工作經驗、教育程度等人力資本變數以抵銷制度性的歧視。

表 13. 各類變數歧視效果的估計比率

有歧視的類別	效果比率	抵銷歧視的類別	效果比率
婚姻	11.19%	工作經驗	30.24%
就業管道	3.73%	教育年數	69.76%
工作合同	15.38%	變數效果總和	100.00%
單位所有制	1.06%		
產業	10.25%		
地區	17.23%		
變數效果小計	58.83%		
常數項	41.17%		
總和	100.00%		

本節中我們假設無歧視的薪資結構存在，並以此估計薪資結構中歧視的比例。而根據以上的實證研究結果，即使中國能夠藉由政府干預或是市場機制讓農民工與城鎮居民的薪資結構皆調整並整合至單一的無歧視薪資結構，能夠改善的效果至多也只有 58.83%，另外還有 41.17%是來自於戶籍身分所造成的歧視。

## 第六章 結論與政策建議

農民工在中國城鎮地區的就業人口中占有很高的比例，更在工業化、城鎮化的發展中扮演著重要的角色，然而現有文獻中對於農民工在勞動市場中所受待遇的研究仍顯不足，包括抽樣來源多僅限於極少數城市缺乏代表性，或估計方法未為考慮樣本選擇性偏誤會造成的估計誤差。

本文採用 RUMiC 在中國九個地區十五個城市中的抽樣調查資料，探討城鎮地區中城鎮居民和農民工的薪資結構。經考慮樣本的就業選擇問題，發現個人特質較具優勢的農民工較容易找到薪資性工作，因此根據抽樣觀察的平均薪資會被高估；而城鎮居民中許多較高教育程度的適齡勞動人口仍在學中或從事自營工作，因此樣本的平均薪資會被低估。此結果使得以 OLS 估計的薪資差距有低估之虞，即實際的薪資差距應該更大。

本文以 Oaxaca 薪資分解模型為基礎，配合 Heckman 兩階段修正模型，實證結果顯示，城鎮地區的勞動薪資差異中約 60% 是由於歧視引起的。歧視的問題來自於人為的結構障礙，中國政府早期的戶籍登記制度導致城鎮地區勞動市場的二元化，城鎮居民因擁有城鎮地區戶口在工作合同上享有較高的薪資待遇和福利。在沿海地區設置經濟特區，雖然加速了經濟發展，但也在這些地區造成了薪資結構的歧視。

農民工與城鎮居民之間薪資差異，人力資本的差異解釋了其中的 40%。因此，縮小人力資本的差距也是改善薪資差異的一個方法，例如提高農民工教育程度、工作經驗與訓練等人力資本投資的報酬，因為農民工在這些稟賦的報酬率比城鎮居民更高，故可改善制度性因素所造成的薪資差異和歧視。農民工和城鎮居民在人力資本的差距，反映出農村地區和城鎮地區人力資本的差距，中國農村地區的教育程度遠遠落後於城鎮地區。中國政府若能在農村地區投入更多教育資源，提升農村居民的教育水準，將能大幅改善農民工與城鎮居民的人力資本差距。此外，農民工由於戶籍身分的限制，必須繳納更高的學費才能讓

子女在城鎮地區接受教育，這無異剝奪了農民工子女提高其人力資本的權利，也會導致社會階級的流動障礙。

城鎮化是中國未來最重要的政策目標之一。城鎮化不只是在城鎮地區興建更多樓房，也代表必須創造更多工作機會，並且是城鄉居民在薪資收入、社會福利、教育機會、就業條件和生活環境上逐漸趨同的過程。薪資結構上的歧視必須改善，農民工才有機會擁有和城鎮居民相等的生活水準，政策的推進過程才會和諧。本文的研究結果提供了有助於城鎮化推進的政策意涵，消除勞動市場上的歧視可以透過在農村地區投入更多教育資源，或在內陸城市推動產業政策以增加就業機會，而最重要的就是推動城鄉一體的戶籍制度改革以消除城鎮與農村二分化的身分差異，讓勞動市場達到唯才是用的效率，以工作經驗、健康、教育、技術等可追求的個人特質，而非戶籍身分來決定其薪資待遇。



## 參考文獻

- Cai, Fang and D. Wang (2003), "Migration As Marketization: What Can We Learn from China's 2000 Census Data?", *The China Review*, Vol. 3(2), pp. 73-93.
- Cai, Fang (2008a), *Lewis Turning Point: A Coming New Stage of China's Economic Development*. Beijing, China: Social Sciences Academic Press.
- Cai, Fang (2008b), "Approaching a Triumphant Span: How Far is China towards Its Lewisian Turning Point?", UNU-WIDER Research Paper, No. 2008/09.
- Cai, Fang (2010), "Demographic Transition, Demographic Dividend, and Lewis Turning Point in China", *China Economic Journal*, Vol. 3(2), pp. 107-119.
- Cai, Fang and Y. Du (2011), "Wage Increases, Wage Convergence, and the Lewis Turning Point in China", *China Economic Review*, Vol. 22, pp. 601-610.
- Chan, Kam Wing (1996), "Post-Mao China: A Two-Class Urban Society in Making", *International Journal of Urban and Regional Research*, Vol. 20(1), pp. 134-150.
- Chan, Kam Wing and L. Zhang (1999), "The Hukou System and Rural-Urban Migration in China: Processes and Changes", *China Quarterly*, Vol. 160, pp. 818-855.
- Chan, Kam Wing (2009), "The Chinese Hukou System at 50", *Eurasian Geography and Economics*, Vol. 50(2), pp. 197-221.
- Chow, G. C. (1993), "Capital Formation and Economic Growth in China", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108(3), pp. 809-842.
- Cotton, J. (1988), "On the Decomposition of Wage Differentials", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70(2), pp. 236-243.
- Du, Yang and W. Pan (2009), "Minimum Wage Regulation in China and Its Application to Migrant Workers in the Urban Labour Market", *China and World Economy*, Vol. 17(2), pp. 79-93.
- Du, Yang and M. Wang (2010), "Discussion on Potential Bias and Implications of Lewisian Turning Point", *China Economic Journal*, Vol. 3(2), pp. 121-136.
- Golley, J. and X. Meng (2011), "Has China Run Out of Surplus Labour?", *China Economic Review*, Vol. 22, pp. 555-572.
- Guo, Jiqiang, L. Jiang, and L. Lu (2011), "Decomposition Methods for Wage Differentials: A Survey", *China Economic Quarterly*, Vol. 10(2), pp. 363-414.
- Hare, Denise. (1999), "'Push' versus 'Pull' Factors in Migration Outflows and Returns: Determinants of Migration Status and Spell Duration among China's Rural Population", *Journal of Development Studies*, Vol. 35(3), pp. 45-72.

- Heckman, J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, Vol. 47(1), pp. 153-161.
- Islam, N. and K. Yokota (2008), "Lewis Growth Model and China's Industrialization", *Asian Economic Journal*, Vol. 22(4), pp. 359-396.
- Jann, B. (2008), "A Stata Implementation of the Blinder-Oaxaca Decomposition", *ETH Zurich Sociology Working Paper*, No.5
- Jones, F. L., and J. Kelly (1984), "Decomposing Differences between Groups: A Cautionary Note on Measuring Discrimination", *Sociological Methods and Research*, Vol. 12(3), pp. 323-343.
- Knight, J., Q. Deng, and S. Li (2011), "The Puzzle of Migrant Labour Shortage and Rural Labour Surplus in China", *China Economic Review*, Vol. 22, pp. 585-600.
- Kwan, Fung (2009), "Agricultural Labour and the Incidence of Surplus Labour: Experience from China during Reform", *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, Vol. 7(3), pp. 341-361.
- Lee, Leng (2012), "Decomposing Wage Differentials between Migrant Workers and Urban Workers in Urban China's Labor Markets", *China Economic Review*, Vol. 23, pp. 461-470.
- Lewis, W. A. (1954), "Development with Unlimited Supplies of Labour", *Manchester School of Economics and Social Studies*, Vol. 22, pp. 139-191.
- Liang, Zai, (1999), "Foreign Investment, Economic Growth, and Temporary Migration: The Case of Shenzhen Special Economic Zone, China," *Development and Society*, Vol. 28(1), pp. 115-137.
- Lin, Justin, Fang Cai, and Zhou Li (1996), *The China Miracle: Development Strategy and Economic Reform*, Hong Kong: Chinese University Press.
- Lu, Z. and S. Song (2006), "Rural-Urban Migration and Wage Determination: The Case of Tianjin, China", *China Economic Review*, Vol. 17, pp. 337-345.
- Meng, Xin (2000), *Labour Market Reform in China*, Cambridge University Press.
- Meng, Xin and Junsen 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*, Vol. 29(3), pp. 485-504.
- Meng, Xin and N. Bai (2008), "How much have wages of unskilled workers in China increased?", in R. Garnaut, & Lijang Song (Eds.), *China: Linking markets for growth*,

- pp. 151–175, Canberra: Asian Pacific Press.
- Minami, Ryoshin (1967a), "The Turning Point in the Japanese Economy", Center Discussion Paper No. 20, the Economic Growth Center, Yale University.
- Minami, Ryoshin (1967b), "Population Migration Away from Agricultural in Japan", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 15(2), Part 1., pp. 183-201.
- Minami, Ryoshin and X. Ma (2010), "The Lewis Turning Point of Chinese Economy: Comparison with Japanese Experience", *China Economic Journal*, Vol. 3(2), pp. 163-179.
- Neumark, D. (1988), "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination", *Journal of Human Resources*, Vol. 23(3), pp. 279-295.
- Neuman, S. and R. Oaxaca (2004), "Wage Decomposition with Selectivity-corrected Wage Equation: A Methodological Note", *Journal of Economic Inequality*, Vol. 2(1), pp. 3-10.
- Oaxaca, R. (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, Vol. 41(3), pp. 693-709.
- Oaxaca, R. and M. Ransom (1994), "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials", *Journal of Econometrics*, Vol. 61, pp. 5-21.
- Qu, Zhaopeng and Z. Zhao (2011), "Evolution of the Chinese Rural-Urban Migrant Labor Market from 2002 to 2007", *Working Paper*.
- Ranis, G. and J. C. H. Fei (1961), "A Theory of Economic Development", *American Economic Review*, Vol. 51, pp. 533-565.
- Ranis, G. and J. C. H. Fei (1975), "A Model of Growth and Employment in the Open Dualistic Economy: The Case of Korea and Taiwan", *Journal of Development Studies*, Vol. 11(2), pp. 32-63.
- Reimers, C. (1983), "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 65(4), pp. 570-579.
- Todaro, M. P. (1969), "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries", *American Economic Review*, Vol. 59(1), pp. 138–148.
- Wang, Meiyang (2010), "The Rise of Labor Cost and the Fall of Labor Input: Has China Reached Lewis Turning Point?", *China Economic Journal*, Vol. 3(2), pp. 137-153.
- Wu, Harry Xiaoying (1994), "Rural to Urban Migration in the People's Republic of China", *China Quarterly*, Vol. 139, pp. 669-698.
- Yang, Dennis Tao and Hao Zhou (1999), "Rural-Urban Disparity and Sectoral Labour

- Allocation in China", *Journal of Development Studies*, Vol. 35(3), pp. 105-133.
- Yang, Du and M. Wang (2010), "Discussions on Potential Bias and Implications of Lewis Turning Point", *China Economic Journal*, Vol. 3(2), pp. 121-136.
- Yao, Yang (2001), "Social Exclusion and Economic Discrimination: The Status of Migrants in China's Coastal Rural Areas", Working Paper.
- Yao, Yang and K. Zhang (2010), "Has China Passed the Lewis Turning Point? A Structural Estimation Based on Provincial Data", *China Economic Journal*, Vol. 3 (2), pp. 155-162.
- Zhang, Xiaobo, J. Yang, and S. Wang (2011), "China Has Reached the Lewis Turning Point", *China Economic Review* Vol. 22, pp. 542-554.
- Zhao, Yaohui (1997), "Labor Migration and Returns to Rural Education in China", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 79(4), pp. 1278-1287.
- Zhao, Yaohui (1999a), "Labor Migration and Earning Differences: The Case of Rural China", *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 47(4), pp. 767-782.
- Zhao, Yaohui (1999b), "Leaving the Countryside: Rural-To-Urban Migration Decisions in China", *American Economic Review*, Vol. 89(2), pp. 281-286.
- Zhao, Yaohui (2002), "Causes and Consequences of Return Migration: Recent Evidence from China", *Journal of Comparative Economics*, Vol. 30, pp. 376-394.
- Zhao, Yaohui (2003), "The Role of Migrant Networks in Labor Migration: The Case of China", *Contemporary Economic Policy*, Vol. 21(4), pp. 500-511.
- Zhao, Zhong (2005), "Migration, Labor Market Flexibility, and Wage Determination in China: a Review", *The Developing Economies*, Vol. 43(2), pp. 285-312.
- Zhu, Nong (2002), "The Impacts of Income Gaps on Migration Decision in China", *China Economic Review*, Vol. 13, pp. 213-230.