

# 大陸山東濟南地區農村流動人口經濟成就之研究：與都市本地人的比較

吳 德 美

## 一、研究緣起：

根據一般文獻的分析，移民所具有的教育程度、職業地位等條件相對於遷出地的非移民優越，因而可以藉由遷徙獲得較佳的就業機會以提高所得，但是這些人移入到較他們平均條件更高的都市後，可能處於一個更為不利的位置。在此情況下，一個適應成功的移民，在一些特性上會漸與都市人相似，而同化於都市勞動力市場，這即是移民的經濟調適(Economic Adjustment of Migrants)。一般而言，移民經濟情況的改善可能來自於二方面：一是移民本身經濟調適作用；一是都市勞動力市場較遷出地有利於移民。研究者在區別這二種因素效果時，是採取比較受訪時移民與背景條件相似的都市本地人間的經濟特徵，以評估移民和都市本地人競爭的能力(蔡青龍，1980：98)。

這種比較會產生三種情況：第一，移民和都市本地人在經濟成就上沒有顯著差異，則移民經濟情況的改善是源於都市勞動力市場條件比遷出地優越；第二，移民在經濟上的成就不如都市本地人，這種差異反映出移民所處的不利地位(城鄉教育品質差異是其中原因之一)，如果移民在經濟上不如都市本地人，但其經濟情況確因遷徙而有所改善，顯示遷徙已減少鄉村背景的不利影響，但無法完全消除；第三，移民的經濟成就比都市本地人高時，移民利益一部份可歸功於移民的經濟調適效果(蔡青龍，1980：98-100)。因為具有以上三種可能性，所以實證上在比較移民和都市本地人的經濟成就時結果並不一致。Vijverberg & Zeager(1994)對坦桑尼亞的研究發現在剛遷入到都市時，移民面對著較都市人還要低的原始工資，但是這種工資差異在十年內會消除或降低，甚至會超越本地人。Koo & Barringer(1977)對韓國的研究發現，農村移民在所得和職業地位上都較都市本地人低。Chang(1984)和蔡青龍(1980)則發

現移民的薪資所得和就業特徵並不亞於台北本地人，部份甚至還比本地人高。這些成就上的差異，有些來自於個人所擁有的人力資本存量(Koo & Barringer, Chang)，有些則得利於都市勞動市場的有利因素(Vijverberg & Zeager, 蔡青龍)。

在中國大陸官方的統計標準中，永久移民的定義是指官方戶籍登記的改變，而不管居住時間長短，相反地遷移如沒有戶籍上的改變，無論在新移入地停留多久，都視為暫時遷移(Yang & Goldstein, 1992; Yang, 1994)。改革開放後，中共雖允許一部份農民自帶口糧進城落戶，但絕大多數進城務工經商的農民並沒有常住戶口，只能登記為暫住人口。

由於中國大陸對遷移的概念迥異於一般國家，因此儘管文獻中，Stinner, Xu & Wei(1993)及林友蘇(1994)二文，曾就中國大陸移民和移入地非移民的經濟特徵作比較，證明了移民有能力與都市本地人競爭，並已同化於都市勞動力市場，但因二文都包含了1978年以前從其他城市遷入，具有戶口變更的城市永久移入者，研究中並未釐清永久性移民和農村暫時移民間的區別，因此，並未證明農村暫時遷移的流動人口，已同化於都市勞動力市場。

由於中國大陸農村暫時移民在都市勞動力市場的經濟成就，及那些是影響移民成就的因素，目前文獻中仍付之闕如，故本文將就此部份進行分析。本文研究的範圍僅以山東濟南市為對象，同時，因農村移民大多在都市傳統部門工作，很難區別移民在職業上的經濟調適過程，故本文的經濟成就僅限於所得收入，關於就業部份則不涉及。

## 二、研究設計：

### (一)、資料來源：

本文農村暫時移民之資料主要取自中國社會科學院人口研究所，於1995年7月對山東濟南市農村流動人口所做的調查，受訪對象係15歲以上沒有濟南市常住戶口，但在該市勞動力市場就業的農村流動人口，共1504個樣本。有關抽樣的方法和各地區樣本數來源，參見吳德美(1996)。

都市本地人方面，由於山東濟南的調查並沒有訪問遷入地的都市本地人，致無法以第一手的資料，進行城市的農村暫時移民與都市本地人當前所得的比較。然因撰寫本文時，1996

年的《濟南統計年鑑》尚未出版，在缺乏1995年所得資料的情況下，本文城市居民資料的取得，係從1995年《濟南統計年鑑》的相關統計數據而來，因此得到的城市職工月均工資的資料係1994年的水準。爲了與1995年農村移民的收入在同一水平上比較，本文對城市職工1994年的工資所得，以1994和1995年間物價差距，進行了所得調整，調整的過程見吳德美（1996：196-198）。其次，爲與問卷調查中農民在城市所從事的行業和所有制部門相對應，市區城市職工部份所得資料的選取標準和農民資料的對應如表一。

表一：城市職工資料的選取標準與農村移民選項對應表

| 農村移民     | 城市職工                             |
|----------|----------------------------------|
| （一）行業    |                                  |
| 建築業      | 建築業                              |
| 企業       | 國有、集體、三資企業及其他，四種企業的平均值           |
| 機關、學校    | 國有和集體單位的事業、機關、國家機關、政黨機關和社會團體的平均值 |
| 賓館、招待所   | 旅館業                              |
| 家庭保姆     | 居民服務業                            |
| 修理服務業、裁縫 | 其他服務業                            |
| 飧飲業      | 飧飲業                              |
| 集市販賣     | 零售業                              |
| （二）所有制   |                                  |
| 個體工商戶    | 其他各種類型經濟單位                       |
| 國有       | 國有經濟單位                           |
| 集體       | 城鎮集體經濟單位                         |
| 私營       | 其他各種類型經濟單位                       |
| 三資企業     | 三資企業                             |

由於《濟南統計年鑑》並未對個體戶和私營經濟做個別統計，只以「其他各類型經濟單位」涵蓋，故本文只能以此數據做爲個體戶和私營經濟的月均工資資料。

## (二)、主要變項的選取與說明：

本文主要探討農村暫時移民到都市後，是否會因農村背景或都市勞動力市場的競爭處於不利地位，而影響到他們在都市的所得成就？如果有影響，影響的因素是那些？各因素的影響力大小與方向為何？

為回答這個問題，本文乃以移民遷移後現職所得與城市居民所得比較後產生的位置，也就是移民的所得高於或低於城市居民的所得，來衡量農村移民的經濟成就。採用這個方法主要是因為，城市居民的所得來自於次級的統計資料，在統計方法的運用上會受到諸多的限制，但如以該資料做為與農村移民所得比較的標準，只用以測量二者所得位置的高低，則多少可以避免資料限制帶來的困擾和偏誤。探討農村移民在都市勞動力市場上經濟成就的影響因素時，本文選擇了九個自變數，茲分述如下：

### 1、所有制結構：

一般理論認為公部門面對的是資深制和學位制，其就業的工資級距也是政府的政策工具，使得公部門的工資結構在面對市場競爭時，不如私部門般靈活。Gaag & Vijverberg(1988)在研究public of côte d'ivoire時發現，公私二部門的工資率有明顯的差別，在公部門中教育年數愈高，相應的工資水準也較高，相對而言，在私部門低教育程度者擁有較高工資，而高教育程度者在私部門中工資相對較低。Vijverberg & Zeager(1994)的研究發現，在私部門就業的都市農村移民，經過一段時間的努力，其與都市本地人間的工資差距會縮小，甚至超越。

1978年以前，中國以權力分配為核心的身份制，是支配社會成員地位和收入的主要機制。因此，在中國職業地位標準並不像資本主義國家般重要，工作單位的所有制反而是成就的標準，這是因為每一個職業都是永久性的，且決定職業移動的主要因素在於資深制之故。由於「身份制」和「工作單位」對國家資源分配和個人福利獲得具重要的影響作用，所以在中國工作單位的取得較職業地位取得更重要。而所謂社會流動是在獲得有利的工作部門，進入一個較好的工作單位，隱含有機會獲得一個較好的收入和福利（Lin & Bian,1991）。因此，單位所有制的差異對大陸居民收入分配具有很大的影響。

改革以後隨著多種所有制的發展，中國大陸收入分配機制由單一的政府分配，轉變為市場和政府兩種分配機制並存的雙軌制。在雙軌制下出現了收入分配由市場決定的部門收入較

高，由政府計畫分配的部門收入水平較低，並有平均化傾向的情況。這是因為非公有部門的企業經營靈活，盈利水平一般都較公有部門高，再加上公有部門提高工資時會受到種種行政性限制，因此工資收入有相當部份是用實物和福利表現，而使非公有部門的工資收入高於公有部門（戴園晨，黎漢明，1996：44）。

根據中共勞動部在1986和1989年，分別發佈的《關於外商投資企業用人自主權和職工工資、保險福利費用的規定》，及《私營企業勞動管理暫行規定》中指出，在同地區、同行業的私營企業職工的最低工資不得低於集體所有制企業；外商企業職工的最低工資不得低於國營企業職工實得工資的百分之一百二十到一百五十（張福祥，1993：902；勞動人事部勞動科學研究所，1988：288-289）。由此可見，在官方的文件中也明白地規定非公有部門的工資不得低於公有部門。

在實證文獻中，張弛對北京外來民工的調查（1994）中發現，1993年時在各類就業的民工中，企事業單位國家機關工作的民工收入最低，94年時稍好，但收入也只超過收廢品的外地民工。以雇主的身份來看，根據國家經濟體制改革委員會（1993）的調查，無論是個體戶或私營企業主開業前是農民者，其純收入都低於城市地區的相同身份者。在受雇者部份，Solinger(1995)在訪查了幾個大城市的企業後認為，三資企業優厚的待遇多半是雇用教育程度較好或從國有企業離開的城市職工，很少用此待遇雇用農民工。

根據這些文獻，可以推論私部門工資高於公部門，而相同所有制和從業身份的城市居民所得仍高於農村移民，但基於私部門工資高於公部門的現象，及李強（1993，327-331）對城鄉個體戶教育程度的比較發現，農民個體戶和企業主受過高等教育的比例高於城市個體戶和私營業主。本文推論在市場化的運作中，經由個人努力，農村移民的個體戶和私營業主，所得應高於城市居民的受雇者。

## 2. 行業別：

從企業、事業機關單位和其他私有部門比較來看，根據戴園晨、黎漢明（1996）的研究，公有部門的國營企業是一個營利機構，其工資的分配是由政府和企業決定，市場化的程度較單一服從行政命令的機關事業單位高，1985年後企業工資的收入成長已高於事業、機關單位。但根據1991年國務院發佈的《全民所有制企業招用農民合同制工人的規定》，農民工在試用

期間，不能享受城鎮勞動合同制工人相同的工資性補貼，試用期滿後農民工也不必然享有城鎮居民一定擁有的工資性補貼(郭君，1994：542-545)。因此，就公有的行業來看，城市居民在所得分配上仍具優勢。

### 3. 遷移狀況：

就理論而言，都市勞動力市場有一些因素不利於新近移民，如都市工作經驗較少、就業資訊的不足、雇主的歧視等，因此，在剛遷入到都市時，新近移民的失業率高，從事較低職位的工作，導致低所得的機率相當高，但遷移報酬會隨著遷移時間的延長而增加，這即是移民學習或調適的現象。在實證上，許多研究都證實了早期移民的遷移利益大於新近移民，如Masters(1972)研究美國南北移民時發現新近移民短期的遷移報酬是很少的，而超過五年以上的終生移民，較一直居住在北方的非移民擁有較高的所得。Tsay(1981)研究台北市移民的遷移效果時發現，長期移民的所得超過新近移民，但在與台北市本地人比較時，遷移狀況對彼此間所得差異並無影響。Speare & Harris(1986)對印尼農村移民的研究則發現男性長期移入者的所得較新近移民高，然在適應約一年後，大部份的移民所得都能與停留較久者的所得相同。

### 4. 遷移理由：

雖然並不是所有的人從農村遷出都是為了解決自己家計上的困難，如Rieger(1972)對美國農村青年的研究發現，多數青年高中畢業後經常想離開家鄉尋找新經驗，但多數的城鄉遷移人口都是為了經濟理由遷移，如美國南方黑人小佃農遷移到北方逐漸工業化的城市(Wenk & Hardesty, 1993)；1950年代墨西哥的農村家庭大部份都靠家庭中唯一能夠控制的流通資本—孩子遷移到城市，以其勞動薪資來補貼日益萎縮的農村家庭經濟等(Arizpe, 1981)。實證上一些文獻則支持了即使由城市往農村的人口遷移，與就業有關的經濟理由也排名第一(Adamchak, 1987)。而為經濟理由或成就動機較強的移民，遷移時所獲得的成就也較高，如Rank & Voss(1982)對美國Upper Great Lakes Region移民的研究，及Stinner et al. (1993)對河北省移民的研究等。

中國大陸的農民一般收入水平較低，故改革開放後以經濟理由遷移者占多數。如國家經濟體制改革委員會(1993)對個體戶和私營企業主的調查發現，為謀生和多掙錢開業等經濟

理由遷移的比例，前者佔80%，後者為48.7%，而無論是個體戶還是企業主，爲了「干番事業」等成就動機較強的移民，其年均純收入都最高，而「想爲鄉親們辦點好事」和「爲了子女留點家產」而遷移的農民，其年均純收入最低。

## 5. 其他人口屬性變數：

首先分析教育訓練。Trzcinski & Randolph(1991)研究馬來西亞居民十年間所得位置變動的影響因素時發現，具有較高教育程度者所得分配的起始點位置傾向於位在較高層，且較不易往下移動，顯示教育不僅可以增加個人所得位於較高起始位置的機率，也可增加個人維持此位置的可能性。而訓練對一個人的所得位置具正的影響，但這種效果只在影響個人進入勞動力市場時起始所得在高的位置上。Hartman & Hartman(1995)對以色列移民的研究發現教育與每月所得具有非常強的關係，在所得方程式中教育獨自解釋變異量4.7%。Tsay(1981)研究台北市移民時發現，移民的教育程度和台北市當地人相當接近，因此移民的薪資所得並不亞於台北本地人。

教育程度對城市居民與農村移民所得差異的影響，在中國大陸的研究文獻中實不多見，但可以從相關的一些研究中做一些推論。雖然中國大陸城市職工的雇傭工資差異在資深制下，工齡的影響力高於教育已獲證實(李實、李文彬，1994)，但Lin & Bian(1991)在對天津城市居民職業地位取得的研究中發現，男女二性進入勞動力市場中的第一個工作單位，對他們目前工作單位地位的取得具有最大的影響，而教育對第一個工作單位的取得是最有影響力的因素。因此，對城市職工而言，教育或許並不直接影響其所得收入，但工作單位則具有直接的影響力，而能否進入一個好的工作單位，則受到教育的影響。然而，根據約翰·奈特和李實(1994)的研究，1988年時城市居民受教育年數平均爲9.6年，農村5.5年，城鄉居民標準化後的教育水平差異爲4.6年。因此，農村居民普遍較都市本地人教育水平低，隱含著農村移民在與都市本地人競爭時實處於不利的地位。

其次分析性別。女性就業者長期以來一直較男性就業者所獲得的報酬低，這種情況人力資本論者認爲，女性就業者平均所賺取的收入較男性低，是因爲他們擁有較少的人力資本存量；而勞動市場歧視論者則認爲，女性就業者所得之所以較男性低，是因爲勞動力市場上存

在歧視，使女性就業者居於不利地位，即使男女間勞動力素質相同，生產力也相近，女性的工作報酬相對於男性所獲仍偏低（高長，1991：72）。

在中國大陸極少數關於農村移民的文獻中都支持了人力資本論和勞動市場歧視論的觀點。高小賢（1994）分析農村女性勞動力轉移時發現，農村婦女受教育程度遠低於男性，因此只能集中在低技能的家務勞動市場，一些技術高、收入相對豐厚的工作則多被男性佔有。外來農民工課題組（1995）對珠江三角洲的外來民工調查發現，男女工人的工資有顯著差異，在月工資不足300元和300元至500元這二檔中，女工的機率大大超過男工，而在500-800元及800元以上這兩檔中，男工的比例則大於女工。

接著再分析年齡，Trzcinski & Randolph(1991)在分析年齡與所得移動之關係時發現，年齡和所得位置呈倒U字型，其中40歲是一個轉折點。他們解釋在成熟經濟中高生產力的工作機會傾向於新興行業，由於年輕人較能適應經濟快速成長帶來的結構變遷，對於遷移也較少牽掛，加上年輕人所受的教育訓練較符合現代組織的需要，因此年輕人在所得的起始位置上較中年人高，但年輕人一旦進入勞動市場後，隨著年齡的增加，很快就會失去其比較利益，使年齡並不會影響相對所得移動的機率，也就是說年齡只有在初進入勞動力市場時對所得位置有正面的影響，之後則影響不大。Hartman & Hartman（1995）對以色列移民的研究則認為，移入的年齡與所得成就有關，遷移時愈年輕表示所剩工作年齡愈多，則終生所得愈高，該研究證實以65歲以後的收益為標準，在25歲以前遷入者每月所得是55歲以後移入者的二倍，且所得隨居住時間的增加而提高。

Speare & Harris(1986)的研究則發現，年齡對移民所得的影響較小但顯著，而男女二性最高所得都出現在30-59歲，其中男性小於20歲是所得最低者。Hill(1975)的研究則證實，年輕（22-24歲）和年老者（55歲以上）相較於同齡的非移民在所得成就上較不利，而中等年紀者在所得上則相當或大於非移民，因為老年移民會因遷移失去公司內部資深制的利益，中等年紀者則較年輕人擁有較多的市場經驗，而他們在遷移上也會進行投資，故與同齡的非移民比較，擁有較高的人力品質（Quality）。中國大陸在移民年齡與所得成就間的比較，也得到中間年齡層的所得收入較高的結論，以國家經濟體制改革委員會（1993）的研究為例，個體

戶和私營企業主年齡分別在36-45和46-55歲之間的年均純收入最高。張善餘、楊曉勇（1996）研究安徽阜陽功成名就回鄉創業的農民，70%年齡多在30-40歲間的中青年。

最後本文選擇的變項是遷移前的職業。選擇該變項的原因在於中國大陸的特殊性，因為改革以前在「以糧為綱」的政策下，農民不被允許從事非農產業，包括家庭副業也被視為資本主義尾巴而割除，因此農民一直沒有從事非農工作的經驗。改革以後農民可以從事多種經營，是以遷移前在農村曾具有非農工作經驗，可視為一項人力資本，這種資本投入在遷移行動中，對其遷移後所得收益應有所貢獻。

Vijverberg & Zeager(1994)在對坦桑尼亞的農村移民與都市當地人的所得進行比較時發現，遷移前在農村從事非農業者，遷移後如能在私部門就業，則其所得高於都市人的機會最大。根據阿齊茲·卡恩(1994)對中國的研究，技術工人對農村家庭總收入的貢獻最大，而農民的貢獻最小。國家經濟體制改革委員會(1993)對個體戶和私營企業主原來職業的分析發現，原來是農民的個體戶，開業前是鄉鎮企業負責人的生產經營純收入最高。由這二個研究可以推論遷移前曾從事過非農業者，遷移後所得收入較高。

### (三)、變項的定義與說明：

#### 1. 依變項：

在中國大陸城市所得中（包括農村移民），福利待遇對總所得的影響非常大，如忽略此項不計，對所得的計算會有失真的情況發生（Liu, 1996）。因此，本文以總所得，即月薪和福利待遇的總和做為依變項所需的所得基礎。農村暫時移民總所得中的福利待遇折算計入月收入的標準，是以調查單位（中國社科院人口所）進行訪問時，詢問當地人士得到的一個平均值，本文即以這個參考值作為計算的基礎。

而從次級資料中選取的城市居民工資資料，是由標準工資、獎金和計件超額工資、津貼和補貼、加班加點工資，及其他工資組成的工資總額。根據《年鑑》的定義，工資總額係直接支付給職工的全部報酬，除工資、獎金外，還包括以實物形式支付的報酬。而津貼指補償職工特殊或額外的勞動消耗支付的報酬；補貼則是保證職工工資水平不受物價影響支付的物價補貼，這個物價補貼大致包括糧油、副食等項目。

在濟南的調查問卷中，農村移民福利待遇項目：「免費提供一頓以上的用飧」與城市職工物價補貼的意義接近。同時，「節日發放實物或錢」，依據年鑑定義，也應含括在工資總額中。為取得定義的一致，文中與城市職工比較的農村移民總所得是指月薪、年度獎金、免費提供一頓以上的用飧、節日發放實物或錢等項。此外，無論是城市職工或農村移民，其收入皆化約成月均標準。

## 2. 自變項：

自變項主要的操作性定義和分類說明，見表二。需要進一步說明者如下：

遷移動機：經濟動機指「只靠在農村掙的錢無法生活、在農村沒有工作機會、到城裡能多掙些錢、別人都外出掙錢我也試試」，而遷移的非經濟動機，則由「躲避在農村惹下的麻煩、嚮往城市生活方式及為了個人的發展（見世面）」等三項組成。

表二：各自變項之分類與序號

|       |                                             |      |                                                    |
|-------|---------------------------------------------|------|----------------------------------------------------|
| 性別    | 1.男<br>2.女                                  | 訓練   | 1.無<br>2.有                                         |
| 年齡    | 4.19歲以下<br>2.20-24歲<br>3.25-29歲<br>1.30歲以上  | 遷移狀態 | 1.短期<br>2.長期                                       |
| 教育    | 1.初中以上<br>2.小學以下                            | 從事行業 | 1.個體服務商飲業<br>2.企業、事業機關<br>3.建築業<br>4.服務業<br>5.家庭保母 |
| 遷移前職業 | 1.務農<br>2.半工半農<br>3.非農業<br>4.無職業或家務<br>5.學生 | 所有制  | 1.個體戶<br>2.國有<br>3.集體<br>4.私營<br>5.三資企業            |
| 遷移動機  | 1.經濟<br>2.非經濟                               |      |                                                    |

訓練：有參加過訓練指「出來打工以前，或打工以後曾參加過培訓」，無參加過訓練指「出來打工以前，或打工以後未曾參加過培訓」。

遷移狀況：以農村移民遷移時間的平均數做為二分類的劃分標準，將大於平均數者稱為長期移民，小於平均數則視為短期移民。

從事的行業：個體服務商飲業指從事餐飲業，修理服務業，集市販賣及裁縫 四個行業的雇主。建築業、企業、事業機關、服務業、家庭保姆等，指在這些單位就業的受雇者。

所有制：個體工商戶指雇主，並不包含雇工。國有、集體、私營和三資企業則分別指在這些單位就業的受雇者。

#### (四)假設的提出：

由於農村移民以受雇者的身分在城市從事的多屬低下的藍領工作，加上移民本身所擁有的人力資本存量較都市人差，職位上不易有向上流動的機會，只有教育程度較高的個體戶，在市場機制下，有機會與城市居民競爭。因此，本文假設農村移民在都市的所得仍無法與城市居民競爭。但男性、25-30歲以上、初中教育以上、遷移前從事非農工作者、為了經濟動機遷移、並曾參加過訓練、長期遷移、目前從事建築業和服務商飲業的個體戶，有較大的機率傾向於所得向上移動，因此這些人也許無法與都市人競爭，但可以降低農村背景對其不利的影響。

#### (五)統計方法：

如前所述，本文依變項農村移民與城市職工所得比較的位置，可說是明顯的類別變項（categorical variables），若以直線迴歸之最小平方方法來估計模型中的參數值，會產生偏誤和效率性低的估計值（inefficient estimators）（伊慶春、楊文山、蔡瑤玲，1992：40）。同時，本文的自變數均為類別變項，因此，資料本身並不存在常態分配的假設。

一般研究者在處理類別資料二個變項的關係時，多以二維列聯表的檢定二個變項間是否顯著相關（Blalock,1972：275），但它無法同時檢視多個變項對依變項，及彼此的影響效果，也忽略了變項間可能存在的三因子或更高階的交互作用（Fienberg,1981:1）。在面對依變數是類別變項，和自變數是多個類別變項時，加上本文的目的同時在探討各自變項對移民所得位置的相對影響效果，因此選擇了對數線性模型（loglinear model）中的邏輯模型（Logit model）

來分析。同時，邏輯模型非常適合分析具有高度偏態 (skewed) 特性的二分類依變項 (Wilson-Figueroa, Berry & Toney, 1991)。因此，此種統計分析方法較適合在本文中做資料處理。

再次，就統計技術而言，邏輯模型的依變項目前較為穩當的處理限於二分類 (binary) (Goodman, 1972)，將此二類次數比取對數即為對數比 (odds)。為了較明確的分別出依變項中不同的二類，本文模型所設定的依變項即為二個選項的相對模式，如高：低。在自變項的分類上，本文盡量求其周延互斥，保持原有變項的分類，但為減少因過多分類可能形成的抽樣零值，在某些變項的分類上，文中將適當地予以合併。以單位所有制為例，在分析時，因三資企業的樣本過少而產生某些變數觀察值為0的情況時，本文即將三資企業與私營企業合併分析。

### 三、實證分析：

本文城市職工月平均工資的數據如表一所列，是從《濟南統計年鑑》中各行業和所有制的年均工資，再換算成月均工資取得。城市職工與農村移民所得位置比較，並進行logit分析的資料取得方法，如下述。

首先，從《年鑑》中得到以行業別分類的城市職工月均工資，與農村移民各行業別收入比較，得到農村移民的收入是否高於城市職工。

其次，再將《年鑑》中城市職工以所有制分的月均工資，與農村移民各所有制別收入比較，得到農村移民的收入是否高於城市職工。

第三，再以第一和第二種結果進行比較，如果前述二個條件的結果一致，即在行業別及所有制別中農村移民的收入都低於城市職工，或都高於城市職工，則成為本文分析的對象，如二者不一致則視為缺失資料不予分析。這個選擇是建立在城市職工無論是所有制別或行業別的收入都應高於農村移民，如果農村移民的收入高於城市職工，則移民在所有制和行業別中的收入也應高於城市職工的假設上。這是因為在變項選擇時本文曾分析，城市的農村移民除了個體戶外，很少有機會以受雇者身份的工資高於城市居民。而1995年濟南市的調查，行

業別中個體服務商飲業的農村移民，全都是所有制別中的個體戶（所有制別的樣本除商飲業外還有其他行業）之故。

當然，這種選擇資料方法的缺點，在於缺失資料事實上可能存在，也就是說，同一個行業的農村移民，其收入低於城市職工，但在同一個所有制別時，農村移民的收入則高於城市職工，但這類樣本在文中被視為缺失資料而未能分析。由於並沒有更好的方法能選取資料，因此，這是在資料限制下，所做的最保守選擇。

由此得到的樣本數共1108人，其中農村移民月薪少於城市職工者819名，佔樣本總數的73.9%，高於城市職工者289名，佔樣本總數的26.1%，缺失資料396人(註一)。這說明了74%的農村移民在同一個勞動力市場中仍無法與都市人競爭，移民仍處於不利的地位。

既然有73.9%的農村移民所得低於都市人，而有26%的農村移民所得高於都市人，則73.9%，及26%的二群人，各具有何種特性？以下分析說明之。

本文因著重所有自變項同時對一個二分類依變項(比較所得位置)的影響，因此以Logit模型分析之，此時依變項被視為所有自變項效果的總和(Fienberg, 1981)。由於本文納入分析的變項共有九個，其可能形成的模型組合相當多，且本文根據理論已設定出依變項與自變項間的關係，因此本文並不選擇以Log-linear逐步挑選的程序尋找配適模型。同時，為了釐清移民的經濟成就是因遷移行為，還是因個人特性使然，本文將九個影響因素分為二類，一為人口屬性的變數，如年齡、性別、教育程度、遷移前的職業；二為遷移變數，包括遷移動機、訓練、遷移狀況、工作行業、及單位所有制。

在進行logit分析時，本文所要瞭解的情況是評估自變數對所得位置影響的大小和方向。為達此目的，本文利用SAS統計軟體中的CATMOD程式，擬建立一個可以解釋的模型。模型

---

註一：在缺失的396人中，大致可分為二類：第一，行業別城市平均工資高於農村移民，但所有制別中則農村移民收入高於城市職工，這類共317人，集體所有制即佔99%，其中建築業223人，佔70.3%，企業65人，佔20.5%。第二是行業別城市平均工資小於農村移民，但所有制中農村移民收入高於城市職工，這類樣本較少，只有64人，且多發生在國有部門（32人）及個體工商戶中（20人），行業別中以旅館服務業最高16人，佔25%，其次則為建築業、修理服務業及集市販賣，分別為11人，佔17.2%，9人，佔14.1%，及9人，佔14.1%。作者在進行農村移民與城市職工收入的比較時，曾發現集體和個體單位資料的缺失，正好與進行選樣的缺失資料特性吻合，因此進行Logit分析時，將這些有問題的資料排除，多少可以彌補因統計資料缺陷，造成對結果的影響。

的建立初步採取控制四個人口變項，個別的將遷移變項納入，建立五個初步模型的方式，使每個遷移變項能在同一基礎上進行比較。之後，剔除其中不顯著的變數，再將其餘一階所有可能主效果作為起始模型，而後逐次納入二階以上的交互作用，來尋找可能的模型。這種模型必須符合各變數皆顯著，且達到模型適合度檢定的標準。

在九個自變數對移民與都市人所得差異影響的五個初步模型中，人口變數的性別與教育程度，和遷移變數中的遷移動機都不顯著，故九個變數中先刪除這三個變數，保留另外六個自變數，共同建立一個新的模型。接著仍以SAS軟體中的CATMOD程式檢驗各變數的顯著水準和模型適合度，最後得到表三的logit模型。此模型適合度符合標準，六個自變數也都顯著，是一個可以被接受的對數成敗比模型。表四是將成敗比轉換成對數線性模型的參數估計值，該表說明了各變數對所得差異的影響方向與程度。關於五個初步模型的建構、模型適合度和各變數的顯著水準，見吳德美(1996:151-153)。

表三：農村移民與都市本地人所得比較之logit模型

|         | 自由度 | 卡方值    | 顯著水準   |
|---------|-----|--------|--------|
| 截距      | 1   | 0.08   | 0.7736 |
| 年齡      | 3   | 56.67  | 0.0000 |
| 遷移前職業   | 4   | 40.78  | 0.0000 |
| 訓練      | 1   | 10.28  | 0.0013 |
| 遷移狀況    | 1   | 9.39   | 0.0022 |
| 目前從事行業  | 3   | 45.74  | 0.0000 |
| 單位所有制   | 3   | 80.39  | 0.0000 |
| 模型適合度檢定 | 223 | 218.67 | 0.5693 |

當所有的變數一起分析時，首先從參數估計值的正負方向觀察自變數與依變數的關連方向，表中所得傾向高於城市職工的農村移民，具有以下幾種特性：年齡25-29歲、30歲以上、遷移前從事非農業及半工半農的職業、目前是個體服務商飲業主，及在集體企業就業的農村移民。而傾向所得低於城市職工的農村移民，則多半是20-24歲、新近移民、遷移前後沒有受

過訓練、目前在企事業機構和建築業工作、及在國有單位工作的農村移民。其次由估計值的大小，可進一步知悉目前在企事業機關工作的農村移民，所得低於城市職工的機率最大，其次則為在建築業，及在國有機構工作的移民。而農村移民所得高於城市職工的比例依大小排列分別是個體服務商飲業主、目前在集體單位就業、遷移前從事非農業及半工半農的工作、及30歲以上的移民。這個結果顯示農村移民在都市勞動力市場上工作的行業和所有制，對移民經濟成就具有極顯著的影響。

觀察表中的成敗比值發現，30歲以上的移民所得高於城市職工的機率將增加3.9421倍( $4.9421-1$ )，25-29歲將增加0.8170倍( $1.8170-1$ )，而20-24歲組所得高於城市職工的機率則減少0.5551倍( $1-0.4449$ )，其中30歲以上者是20-24歲組的11倍( $4.9421 \div 0.4449$ )。同理，遷移前從事非農業及半工半農的移民，所得高於城市職工的機率將分別提高3.5961倍及1.3903倍，而無職業或家務者，則會減少0.9168倍。新近移民會減少0.3246倍，個體商飲業主和集體單位工作的民工，則分別會提高46.5700倍及4.4119倍，目前在企事業機構、建築業和國有單位工作的民工，所得高於城市職工的機率分別會減少0.8748倍、0.7300倍和0.6511倍。其中遷移前從事非農業工作的移民，所得高於城市職工的機率是無職業或家務者的55倍。個體服務商飲業主所得高於城市職工的機率是在企事業機構就業者的380倍( $47.5700 \div 0.1252$ )，在集體單位就業是在國有單位就業者的16倍。

以上這些結果與本文預期的假設大致相符，首先從與人力資本理論有關的幾個因素來看，第一，年齡。誠如文獻分析，在社會主義的中國大陸城市工資所反映的情況，主要是資深制的差異，而理論上，工齡也與所得成正比。本模型發現25歲以上的移民收入高於城市職工的最大機率，約是24歲組以下移民的20倍( $4.9421 \div 0.2503$ )。第二，長期移民和遷移前從事半工半農及非農業的移民，所得與城市職工相較時，具有這二種特性的移民，遷移後的所得傾向高於城市職工，顯示前者早年遷出，對都市勞動力市場資訊的熟悉度，及工作經驗的豐富都較有優勢。再加上這群人在國有和集體單位工作者較多（吳德美，1996:145-146），在資深制下，仍有經濟利益。而後者則顯現出這群人遷移後的所得仍相當高，遷移前工作經驗對其在都市勞動力市場上的所得成就確有助益。

表四：農村移民與城市職工收入差異之Logit模型參數估計

|          | 估計值         | 標準誤    | 成敗比值    |
|----------|-------------|--------|---------|
| 截距       | -0.1122     | 0.3899 | 0.8939  |
| 年齡       |             |        |         |
| =19歲以下   | -1.3850     | -      | 0.2503  |
| 20-24歲   | -0.8100 *** | 0.2120 | 0.4449  |
| 25-29歲   | 0.5972 *    | 0.2361 | 1.8170  |
| 30歲以上    | 1.5978 ***  | 0.2289 | 4.9421  |
| 遷移前職業    |             |        |         |
| 務農       | -0.3867     | 0.3581 | 0.6793  |
| 半工半農     | 0.8714 *    | 0.4099 | 2.3903  |
| 非農業      | 1.5252 ***  | 0.4060 | 4.5961  |
| 無職業或家務   | -2.4862     | 1.2656 | 0.0832  |
| =學生      | 0.4763      | -      | 1.6101  |
| 訓練       |             |        |         |
| 無        | -0.7942 **  | 0.2477 | 0.4519  |
| =有       | 0.7942      | -      | 2.2127  |
| 遷移狀況     |             |        |         |
| 新近       | -0.3924 **  | 0.1280 | 0.6754  |
| =長期      | 0.3924      | -      | 1.4805  |
| 從事行業     |             |        |         |
| 建築       | -1.3095 *** | 0.3184 | 0.2700  |
| 企事業機關    | -2.0777 *** | 0.3087 | 0.1252  |
| 個體服務商飲業  | 3.8622 ***  | 0.7502 | 47.5700 |
| =服務業     | -0.4750     | -      | 0.6219  |
| 單位所有制    |             |        |         |
| 個體       | -0.4882     | 0.6906 | 0.6137  |
| 國有       | -1.0531 *** | 0.2979 | 0.3489  |
| 集體       | 1.6886 ***  | 0.2929 | 5.4119  |
| =私營及三資企業 | -0.1473     | -      | 0.8630  |

D.F=223,  $G^2=218.67$ ,  $p=0.5693$ 

說明：=表示控制類組

\*  $P<0.05$ , \*\*  $P<0.01$ , \*\*\*  $P<0.001$ 

1=高於, 2=低於

第三，訓練。從人力資本理論的觀點來看，訓練對移民遷移後的經濟利益具有正的效果。本模型發現遷移前後曾受過訓練的移民，遷移後所得高於城市職工的機率較未曾受過訓練的移民，多出五倍左右。作者曾以相同的樣本，分析濟南市農村移民訓練與否對所得的影響，發現只有在私營的企業機關才顯現出效果。也就是說，在國有及集體所有制工作的移民，遷移前後是否受過訓練，對所得的提高並沒有顯著差異，只有在私營部門就業的民工，會因訓練而提高其所得（吳德美，1996：150）。儘管如此，基本上受過訓練者的所得仍高於未曾受過訓練的移民，顯示訓練與否對山東濟南的移民，仍具有理論上的解釋力。

較特別的是第四，教育。在山東濟南的例子中，教育對移民所得的選擇性，與Tsay(1981)研究台北市移民薪資所得不亞於都市當地人的結果並不一致。也就是說，本模型中教育對農村移民與城市職工收入間的差異，不僅沒有反映本文的假設「中國大陸農村移民因教育程度不如城市職工，而使其收入低於城市當地人」，甚至該變數並沒有進入模型之中。這個結果與年齡對所得顯著正相關的情況來看，反映了中國大陸城市雇工工資差異中，資深制的影響力遠高於教育的影響力。

接著，從移民在城市目前就業的行業和單位所有制分析。模型的發現與本文假設相符的，如行業別中個體服務商飲業移民的收入高於城市職工的機率最高，在企事業機關及國有部門工作的移民，收入低於城市職工的機率最高。與本文假設有出入的結果，如建築業移民的收入傾向低於城市職工，及集體部門的移民收入傾向高於城市職工。在這些結果中需要進一步解釋的如下述：

第一，由於個體所有制中包含了其他行業的個體勞動者，因此在行業別及所有制別的個體戶中，估計值的符號並不一致。但個體服務商飲業的移民，確因近年來濟南市第三產業的快速發展（1990-1994年第三產業產值的年均成長率25.5%，及就業人數成長率9.3%，皆分別高於第二產業的21.4%及0.9%，見濟南統計年鑑，歷年），使個體戶移民在自由的勞動力市場中獲得較高的經濟利益，這個經濟利益依本模型分析的結果，大大高於城市職工的所得。由於資料結構上個體服務商飲業的農村移民都是雇主，而城市職工的資料可能還包括受雇者，雖然在進行logit分析時，已將有疑問的資料刪除，因此，本文雖肯定這個結論，然這個結論仍有待日後相關研究進一步的證明。

第二，農村移民的所得在建築業、企事業機關及國有制中為何低於城市職工？在集體所有制中為何高於城市職工？這些問題可從表五和表六窺出端倪。從表五1990至1994年濟南市城市職工平均工資的成長率來看，行業別中的事業機關及所有制別中的國有單位，工資成長率高於一般平均水準，並遠高於產值成長最快的第三產業，顯示該市國有和事業機關的城市職工，近年來平均工資的成長過於快速。

表五：濟南市城市職工歷年平均工資及其成長率

|       | 1990 | 1991 | 1992 | 1993   | 1994    | 1990-1994<br>成長率 |
|-------|------|------|------|--------|---------|------------------|
| 總計    | 2211 | 2368 | 2710 | 3323   | 4988    | 17.8             |
| 行業    |      |      |      |        |         |                  |
| 建築業   | 2474 | 2705 | 3082 | 3432   | 5147    | 15.8             |
| 企業    | 2227 | 2388 | 2691 | 3302   | 4319*** | 14.1             |
| 事業機關  | 2152 | 2293 | 2798 | 3372   | 6046    | 22.9             |
| 居民服務業 | 1779 | 1992 | 2324 | 2834   | 3347    | 13.5             |
| 商業    | 1893 | 2000 | 2225 | 2805*  | 3820    | 15.0             |
| 公共飲食業 | 1659 | 1663 | 1800 | 2624** | 2563    | 9.1              |
| 所有制   |      |      |      |        |         |                  |
| 國有    | 2370 | 2535 | 2938 | 3547   | 5529    | 18.5             |
| 集體    | 1751 | 1872 | 2020 | 2524   | 3164    | 12.5             |
| 其他    | 2460 | 2658 | 2919 | 3553   | 5089    | 15.6             |

資料來源：《濟南統計年鑑》，歷年

說明：\* 1990-1992係商業，1993之後為零售業。

\*\* 1990-1992係公共飲食業，1993年後為餐飲業。

\*\*\* 係國有、城鎮集體企業及三資企業職工年平均工資計算得到。

如果進一步分析成長快速的原因，見表六的所得構成內容。表六顯示1990年和1995年城市職工所得構成的百分比中，企事業機關和國有單位獎金、津貼補貼的消長。也就是說，1990到1995這段期間，濟南城市職工所得組成，受到獎金封頂和課稅的限制，明顯的看到獎金佔總所得的比例下降，而不受限制的津貼補貼則大幅成長，尤其是事業單位，津貼補貼佔總所得的比例1995年時高達35%。由此可見，近年來企事業機關和國有單位城市職工的所得成長快速的主因，在於津貼補貼的大幅成長。同理，建築業在於獎金的大幅成長，集體單位的所得成長則也在於津貼補貼的成長，但其成長的幅度小於國有單位。

在瞭解城市職工所得成長的原因後，進一步比較1995年城市職工與農村移民所得組成的差異。表六說明了除集體單位外，農村移民的總平均所得皆低於城市職工，而導致移民所得低於城市職工的原因並不在工資，主要在於企事業機關與國有單位的移民所得組成中，所獲得的津貼補貼與城市職工差距太大，建築業的差距則明顯在於獎金和津貼。因此，農村移民即使擁有高於城市職工的工資，但工資外的福利卻大幅低於城市職工，而前者（工資）的成長受制度的限制，後者（福利）則隨單位自主調整，因而使移民與城市職工的收入差距拉大，這個結論支持了一些學者的看法（趙人偉，1994，1992；洪銀興，1993；張曙光，1990；陳彥玲，1990；韓文秀，1990）。

接著從集體所有制比較移民與城市職工的所得差距。從表五看出近年來集體單位城市職工平均工資的成長是三種所有制中最低的，而表六顯示，1995年時農村移民所得高於城市職工的原因，在於做為農村移民所得主要部份的工資高於城市職工，而城市職工的所得組成中佔極大比重的津貼補貼和獎金，則因集體單位所能分配的資源小於國有單位，使城市職工的津貼補貼和獎金的數值雖高於移民，但對總所得的貢獻仍不敵工資。由於集體部門中有65%的農村移民在建築業工作，這是否意味著，勞動強度較大、較辛苦的建築業，吸引城市居民就業的誘因不高，但是城市建設又極需農民勞動力，因而城市居民與農村移民的所得差距不大，甚至在集體部門的農民工所得還高於城市職工。當然，這種情況也可能來自於資料的缺失，但進行logit分析取樣時，大部份有疑義的集體單位農民工資料已遭剔除，若果真如本模型的分析，這個結果有可能推翻了本文的假設，然因資料的限制，未來仍有待進一步的證明。

表六 農村移民與城市職工所得組成依行業及所有制別分

|     | 農村移民             |                 |               |               | 城市職工             |                 |                 |                 | 成長率              |                 |                |                |      |
|-----|------------------|-----------------|---------------|---------------|------------------|-----------------|-----------------|-----------------|------------------|-----------------|----------------|----------------|------|
|     | 總平均              |                 | 津貼補貼          |               | 總平均              |                 | 津貼補貼            |                 |                  |                 |                |                |      |
|     | 工資               | 獎金              | 工資            | 獎金            | 工資               | 獎金              | 工資              | 獎金              |                  |                 |                |                |      |
| 總計  | 491.5<br>(100.0) | 443.5<br>(90.0) | 12.7<br>(2.6) | 35.3<br>(7.2) | 511.8<br>(100.0) | 282.0<br>(55.1) | 76.3<br>(14.9)  | 135.5<br>(26.5) | 184.2<br>(100.0) | 111.5<br>(60.5) | 32.3<br>(17.5) | 34.2<br>(18.6) | 25.9 |
| 企業  | 388.5<br>(100.0) | 342.1<br>(88.1) | 14.2<br>(3.7) | 32.2<br>(8.3) | 490.6<br>(100.0) | 266.0<br>(54.2) | 92.4<br>(18.8)  | 117.0<br>(23.8) | 185.6<br>(100.0) | 114.3<br>(61.6) | 32.3<br>(17.4) | 32.1<br>(17.3) | 24.0 |
| 事業  |                  |                 |               |               | 591.3<br>(100.0) | 327.5<br>(55.4) | 27.0<br>(4.6)   | 206.7<br>(35.0) | 180.2<br>(100.0) | 100.4<br>(55.7) | 33.0<br>(18.3) | 42.4<br>(23.5) | 30.1 |
| 機關  | 352.7<br>(100.0) | 319.4<br>(90.6) | 6.7<br>(1.9)  | 26.7<br>(7.8) | 485.3<br>(100.0) | 389.5<br>(62.9) | 27.1<br>(4.4)   | 171.8<br>(27.7) | 178.4<br>(100.0) | 107.0<br>(60.0) | 30.0<br>(16.8) | 37.9<br>(21.2) | 28.3 |
| 建築業 | 470.6<br>(100.0) | 433.7<br>(92.2) | 17.0<br>(3.6) | 19.8<br>(4.2) | 485.3<br>(100.0) | 261.6<br>(53.9) | 120.8<br>(24.9) | 83.8<br>(17.3)  | 206.2<br>(100.0) | 132.6<br>(64.3) | 29.2<br>(14.2) | 37.2<br>(18.0) | 27.0 |
| 國有  | 395.3<br>(100.0) | 339.0<br>(85.8) | 16.9<br>(4.3) | 39.3<br>(9.9) | 577.1<br>(100.0) | 314.0<br>(54.4) | 85.3<br>(14.8)  | 157.2<br>(27.2) | 197.5<br>(100.0) | 115.9<br>(58.7) | 37.7<br>(19.1) | 37.4<br>(18.9) | 27.5 |
| 集體  | 435.1<br>(100.0) | 394.6<br>(90.7) | 12.9<br>(3.0) | 27.6<br>(6.3) | 324.6<br>(100.0) | 190.2<br>(58.6) | 41.4<br>(12.8)  | 82.0<br>(25.3)  | 145.9<br>(100.0) | 99.1<br>(67.9)  | 16.9<br>(11.6) | 24.8<br>(17.0) | 22.1 |

資料來源：農村移民，本研究；城市職工，《濟南統計年鑑》。1991及1994年。

說明：1、城市職工的數據由年鑑中職工工資總額構成的統計表計算而來，計算的方式首先將各單位的工資總額除以各該單位職工人數，得到職工個人年人均工資構成數據，其次再除以12個月，成為月均數值。

2、年鑑中1990和1994年工資總額構成的項目不盡相同，為可比起見，本文將1990年的某些項目合併，即工資是指計時工資和計件工資之和，津貼是指各種津貼和物價補貼之和，以分別與1994年的計時計件標準工資和津貼補貼對應。

3、1995年資料系1994年數據，以1995年之物價調整得到。

4、表中成長率數值除建築業指獎金的成長率外，餘皆指1990-1995年間津貼補貼的成長率。

5、括號內係百分比值。由於城市職工的工資總額除工資、獎金、津貼補貼外，還包括加班加點等其他工資，故百分比的總和不等於100。

#### 四、結論：

本文旨在評估中國大陸農村個別移民，在都市勞動力市場上的經濟成就。主要假設是在理性考慮下，移民藉由遷移可以改善其經濟狀況。這個假設是基於都市勞動力市場能夠提供較多的就業機會，而較遷出地有利於農村移民。同時，因移民具有教育等的正選擇性，而使農村移民能獲得較高的經濟利益。為達此目的，本文利用1995年山東濟南市農村流動人口的調查，和從《濟南統計年鑑》中得到的城市職工月均工資的次級資料，做為移民與都市當地人所得比較的基礎，以觀察移民的遷移利益。並進一步選擇九個自變數對移民和都市人所得比較的影響因素進行分析。

文中比較個別農村移民與城市職工所得的高低發現，有73.9%的農村移民所得低於城市職工，只有26.1%的人所得高於城市職工。所得水平高於城市職工的農村移民具有25歲以上、遷移前從事非農業及半工半農的工作、目前是個體服務商飲業主，及在集體單位就業的特性，其中尤以個體服務商飲業主的機率最大。而所得水平傾向低於城市職工者係20-24歲、新近移民、遷移前後沒有受過訓練、目前在企事業機關和建築業工作，及在國有單位工作的農民工，其中尤以在企事業機關就業的移民，所得低於城市職工的機率最大。這些發現證明了本文的假設，即多數農村移民在都市勞動力市場，仍因其具有農村的背景，而不利於與城市職工競爭，這種不利在本文的研究發現是移民在都市勞動力市場所從事的工作，尤其是就業於注重資深制、政府計畫控制幅度較大的單位，移民雖有資深的利益，但在福利待遇上仍受到不公平的分配，其中以在國有及企事業機關就業的移民，福利待遇與城市職工的差距最大。

由於缺少受訪時與山東濟南市移民背景條件相同的遷入地城市居民的資料，本文雖以替代性資料做分析，但仍不免產生一些缺失。以次級資料做為城市職工和農村移民月薪比較的基礎，因對應資料的不適當，使比較的結果有所缺失。如文中提及的個體戶資料，在統計年鑑中無法區分雇主與受雇者身份，雖然本文已剔除了一些有疑問的資料，然仍有可能高估了農民個體戶或個體服務商飲業主的所得成就。另外則為城市職工集體單位就業者資料上的疑義，使文中很難區分出到底是年鑑資料並未反映真實所得，還是在集體單位工

作的移民確實所得水準較城市職工高。由於本文調查資料的缺乏，未來進行相關研究時，應同時訪問遷入地城市居民，以真實所得資料進行的比較，會比替代性資料更明確。

## 參考文獻：

### （一）、中文部份：

#### 1、書籍：

- 李 強，(1993)，*當代中國社會分層與流動*，(北京：中國經濟出版社)。
- 洪銀興，(1993)，*非均衡經濟運行和發展的秩序*，(雲南:雲南人民出版社)。
- 高 長，(1991)，*中共工資制度改革之研究*，中華經濟研究院經濟專論(133)。
- 國家經濟體制改革委員會、國家工商行政管理局，(1993)，*中國個體私營經濟調查*，(北京:軍事誼文出版社)。
- 郭 君，(1994)，*勞動法與勞動爭議家用手冊*，(北京:中國檢警)。
- 張福祥，(1993)，*工商企業實用法律法規諮商大全*，(北京:中國物價)。
- 勞動人事部勞動科學研究所，(1988)，*勞動法手冊*，(北京:經濟管理出版社)。
- 趙人偉、基斯·格里芬主編，(1994)，*中國居民收入分配研究*，(北京:中國社會科學出版社)。

#### 2、期刊論文：

- 外來農民工課題組，(1995)，〈珠江三角洲外來農民工狀況〉，*中國社會科學*，第四期，PP.92~104。
- 伊慶春、楊文山、蔡瑤玲，(1992)，〈夫妻衝突處理模式的影響因素:丈夫、妻子、和夫妻配對樣本的比較〉，*中國社會期刊*，第十六期，PP.25~54。
- 吳德美，(1996)，〈中國大陸城鄉差異與勞動力移轉之研究:以山東濟南市為例〉，*政治大學中山人文社會科學研究所博士論文*。

- 李 實、李文彬，(1994)，〈中國教育投資的個人收益率的估計〉，收錄於趙人偉等主編，*中國居民收入分配研究*，PP.442~455。
- 阿齊茲·拉曼·卡恩等，(1994)，〈中國居民戶的收入及其分配〉，收錄於趙人偉等編，*中國居民收入分配研究*，PP.41~92。
- 林友蘇，(1994)，〈城鎮遷移人口社會和經濟地位的變化〉，收錄於馬俠等主編，*中國城鎮人口遷移*，PP.154~196。
- 約翰·奈特、李實，(1994)，〈中國居民教育水平的決定因素〉，收錄於趙人偉等編，*中國居民收入分配研究*，PP.392~441。
- 高小賢，(1994)，〈當代中國勞動力轉移及農業女性化趨勢〉，*社會學研究*，第二期，PP.83~91。
- 張 弛，(1994)，〈外面的世界-北京地區外來民工生活方式研究〉，*零點市場調查與分析公司編製*，未發表。
- 張善餘、楊曉勇，(1996)，〈民工潮將帶來回鄉創業潮〉，*人口與經濟*，第一期，PP.43~47。
- 張曙光，(1990)，〈論個人收入的實物化〉，*經濟研究*，第十二期，PP.36~41。
- 陳彥玲，(1990)，〈隱性收入支撐了我國的消費早熟〉，*經濟研究*，第二期，PP.71~75。
- 趙人偉，(1992)，〈我國轉型期中收入分配的一些特殊現象〉，*經濟研究*，第一期，PP.53~63。
- 蔡青龍，(1980)，〈人口遷移與都市勞動市場:台北市的實證分析〉，*中國經濟學會年會論文集*，PP.97~123。
- 韓文秀，(1990)，〈我國的職工福利及其對國民收入分配的影響〉，*經濟科學*，第三期，PP.12~19。
- 戴圓晨、黎漢明，(1996)，〈雙重體制下工資收入及其對勞動力供需的調節〉，*勞動經濟與人力資源管理*，第一期，PP.44~54。

## (二)、英文部份：

- Adamchak, Donald J. (1987). "Further Evidence on Economic and Noneconomic Reasons for Turnaround Migration," *Rural Sociology*, 52(1):108~118.

- Arizpe, Lourdes (1981). "Relay Migration and The Survival of The Peasant Household," in Jorge Balan ed., *Why People Move: Comparative Perspectives on the Dynamics of Internal Migration*. (Unesco Press). PP.187~210.
- Blalock, H.M. Jr. (1972). *Social Statistics*. (2nd). (New York:McGraw-Hill Press).
- Chang, Ming-Cheng (1984). "Economic Adjustment of Migrants in Taiwan: Recent Findings and Policy Implications," Paper presented at the Conference on Urban Growth and Economic Development in the Pacific Region, The Institute of Economics, Academia Sinica.
- Fienberg, S.E. (1981). *The Analysis of Cross-Classified Categorical Data*. (2nd). (Cambridge: MIT press).
- Gaag, Jacques van der & Wim Vijverberg (1988). "A Switching Regression Model for Wage Determinants in the Public and Private Sectors of a Developing Country," *Review of Economics & Statistics*, 70(2):244~252.
- Goodman, Leo A. (1972). "A Modified Multiple Regression Approach to The Analysis of Dichotomous Variables," *American Sociological Review*, 37(Feb):28~46.
- Hartman, Moshe & Harriet Hartman (1995). "Long-term Effects of International Migration: Lessons from Israel," *Population Research and Policy Review*, 14:45~69.
- Hill, C. Russell (1975). "Migrant-Nonmigrant Earnings Differentials in a Local Labor Market," *Industrial & Labor Relations Review*, 28:411~423.
- Koo, Hagen & Herbert R. Barringer (1977). "Cityward Migration and Socioeconomic Achievement in Two Korean Cities," *Rural Sociology*, 42:42~56.
- Lin, Nan & Yanjie Bian (1991). "Getting Ahead in Urban China," *American Journal of Sociology*, 97(3):657~88.
- Liu, Qiming (1996). "Rural-Urban Migration Sample Survey in Jinan Municipality of China: Sample Design and Preliminary Results," *Chinese Academy of Social Sciences*, unpublished.

- Masters, Stanley (1972). "Are Black Migrants from the South to the Northern Cities Worse off Than Blacks Already There?," *Journal of Human Resources*, December:411~424.
- Rank, Mark R. & Paul R. Voss (1982). "Occupational Mobility and Attainment among Migrants Entering the Upper Great Lakes Region," *Rural Sociology*, 47(3):512~528.
- Rieger, Jon H. (1972). "Geographic Mobility and the Occupational Attainment of Rural Youth:a Longitudinal Evaluation," *Rural Sociology*, 37(2):189~207.
- Solinger, Dorothy, J. (1995). "The Chinese Work Unit and Transient Labor in the Transition from Socialism," *Modern China*, 21(2): 155~183.
- Speare, Alden Jr. & John Harris (1986). "Education, Earnings and Migration in Indonesia," *Economic Development and Cultural Change*, 34(2): 223~244.
- Stinner, William F., Wu Xu, & Jin Wei (1993). "Migrant Status and Labor Market Outcomes in Urban and Rural Hebei Province, China," *Rural Sociology*, 58(3):366~386.
- Trzcinski, Elillen & Susan Randolph (1991). "Human Capital Investments and Relative Earnings Mobility:the Role of Education, Training, Migration and Job Search," *Economic Development and Culture Chang*, 40(1):153~168.
- Tsay, Ching-lung (1981). "Employment and Earnings of City-ward Migrants:A Study on Individual Outcomes of Migration to Taipei," *Monograph Series*, NO.18, The Institute of Economics, Academia Sinica.
- Vijverberg, Wim P.M. & Lester A. Zeager (1994). "Comparing Earnings Profiles in Urban Areas of an LDC:Rural-to-Urban Migrants vs. Native Workers," *Journal of Development Economics*, 45:177~199.
- Wenk, DeeAnn & Constance Hardesty (1993). "The Effects of Rural-to-Urban Migration on the Poverty Status of Youth in the 1980s," *Rural Sociology*, 58(1):76~92.
- Wilson-Figueroa Maria & E. Helen Berryand and Michael B. Toney (1991). "Migration of Hispanic Youth and Poverty Status: A Logit Analysis," *Rural Sociology*, 56(2):189~203.

- Yang, Xiushi (1994). "Urban Temporary Out-Migration Under Economic Reforms:Who Moves and for What Reasons ?," *Population Research and Policy Review*, 13:83~100.
- Yang, Xiushi & Sidney Goldstein (1992). "Population Movement in Zhejiang Province, China:The Impact of Government Policies," *International Migration Review*, 3:509~533.