

大陸地區農村流動人口經濟成就之研究： 從相對所得移動的觀點分析

吳 德 美

國立政治大學中山人文社會科學研究所副教授

(收稿日期：1997年6月23日；修訂日期：1998年9月21日；接受刊登日期：1998年12月21日)

摘 要

本文主要的目的在以1995年山東濟南市農村流動人口的調查為例，評估中國大陸農村個別移民藉由遷移在都市勞動力市場上的所得經濟成就。本文採相對所得移動的方法，以移民未遷移時在農村的收入和遷移後現在工作的所得，觀察遷移前後所得移動的變化，做為評估遷移效果的依據，並進一步選擇九個自變數，對遷移前後所得位置移動的影響因素進行分析。

發現73.8%的樣本移民遷移後所得位置向上移動，11.7%的人向下移動，而有14.5%的人維持原狀。其中向上移動的平均幅度大於向下移動，未遷出時所得位置在較低層的人，遷移後所得位置向上流動的級數愈大。未遷移時所得位置愈高者，遷出後較不易維持，向下移動的級數也愈大。其中，遷移前從事非農業工作的男性、及目前在集體部門就業者，傾向所得向下移動。遷移前從事農業工作的男性、新進移民、目前為個體戶、為經濟動機遷移、遷移前後沒有參加過訓練，及初中以上教育程度者，傾向所得向上移動。儘管並不是所有的農村移民遷移後所得位置都提高，但仍有74%的樣本藉由遷移，提高了其在該團體中原有的所得位置。因此，遷移對濟南市的農村移民而言，仍有經濟上的價值。

關鍵詞：相對所得移動、經濟成就、大陸流動人口

一、研究緣起及目的：

Todaro觀察落後國家就業問題發現，在追求最大利益之理性(rational)考慮下，都市地區雖有失業現象存在，但當潛在遷徙者認為由薪資與工作機會所組成的預期報酬水準，在城市地區比在鄉村地區高時，遷徙行為即會發生(Todaro, 1981: 229-232)。Lyson(1986)研究美國青年的遷移行為時發現，在美國雖然城鄉之間的社會及經濟大體融合了，但三十多年來向上流動的管道仍沿著向城市遷移一途。因此，無論經濟發展的程度如何，遷移對生活在所得較低的農村居民而言，不啻是改善經濟地位的手段之一。

1978 年以前，為了保證城鎮非農業人口的糧食供給，並避免城市福利上的財政負擔，中共以戶籍和票證等制度，嚴格限制鄉村人口向城鎮遷移，農民只能固守在落後的種植業中，直接造成了農業的滯後和農民的貧困。1978 年改革以後，由於城市經濟改革對勞動力的需求，中共乃允許農民進城務工經商。於此同時，戶籍制度的鬆動和票證制度的取消，更帶動了農村勞動力大量轉移到城市地區。

根據一般文獻的分析，擁有較多人力資本和社經資源的人，遷移的機會最大，並且最有可能在遷入地提高其經濟地位(Seyfrit, 1986; Lyson, 1986; Greenstein et al, 1988)。大陸農村勞動力轉移到能提供相對較多就業機會的城市，無論對家庭或地方，確實都有非常高的經濟效益與貢獻。然而亦如其他開發中國家般，中國大陸的農村移民雖然在農村中是具有較高教育程度的一群人，然而與全國水平相比，他們仍具有缺乏工業技術，及相對教育程度較低的特性。同時，他們與都市人雖具有相同的文化與語言，但在城鄉長久分割的情況下，農村移民必須適應生活環境的改變。因此在都市的農村勞動力面臨到，一方面來自於自身人力資本條件和生活適應的限制，一方面也必須與背景條件比他們更好的都市人競爭，以致於進入到都市部門後，多數只能在傳統部門找到一份工作，即使能夠在現代的國營、三資企業等部門工作，大多也是從事技術條件要求不高的工作，如清潔工、搬運工、裝配員等，移民中有人甚至面臨失業的景況。因此，遷移具有風險，是不是所有個別的農村移民都能獲得其遷移的報酬？如非不然，則是何種因素影響農村移民遷移的報酬？

目前有關中國大陸農村勞動力外出城市就業總體的數量、特徵、遷移原因等的研究相當多(Wu, 1994; Li&Xu, 1994; 涂肇慶, 1994; 李樹茁, 1994; Bradshaw & Fraser, 1989)，從個體面分析的文獻也不少(農業部課題組, 1995; 廣東省外來民工聯合課題組, 1995; 外來農民工課題組, 1995; 珠江三角洲外來勞工課題組, 1995; 周大鳴, 1994; 張弛, 1994; 崔傳義等, 1994; 馮建江, 1993; Goldstein & Guo, 1992; Yang & Goldstein, 1992; 河南省農村社會經濟調查隊, 1991; 吳懷連、夏澤寬, 1990)。但這些以個別移民為對象的研究，多數是一般的特性分析，即使針對移民在都市的收入和就業的探討也僅限於簡單的平均數和百分比統計。在僅有的少數文獻中(林友蘇, 1994; Stinner, Xu & Wei, 1993)，雖證明了中國大陸移民的遷移效果，但這些研究樣本卻含括了從其他城市遷入的非農村移民。因此，關於農村移民遷移效果的研究，及那些是影響移民成就的因素，目前文獻中仍付之闕如。本文主要的目的即在分析轉移到城市地區的農村暫時移民，其個別的經濟成就，以評估中國大陸農村暫時移民的遷移效果。

由於中國大陸幅員廣大，無法做全面性的調查研究，故本文僅以山東濟南市為例，來探討移民的經濟成就。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探討所得收入部份，關於就業部份則不涉及。又由於沒有適當的資料，本文經濟成就只考慮私人的所得報酬，不考慮社會的或非經濟的成本及報酬。此外，文中無論是文獻或實證分析涉及的貨幣所得，皆以人民幣為單位。

二、研究設計：

(一)、理論架構

評估個別移民遷移的效果有三種不同的研究途徑，一是主觀的評價，二是人力資本投資，三是移民和相對未遷移者間當前社經特性的比較(Tsay, 1981:19-21)。主觀評價的研究途徑主要是以移民對其新生活滿意程度的主觀評估，目前學術界雖有學者嘗試就農村移民遷移到都市後，建立「心理層面」的一般福利指標(index of general well-being)(Chi, 1986)，但是這種改善仍無法區別是源於遷入地的有利因素，或是移民個人改變造成的(Tsay, 1981:19)。而人力資本投資的研究途徑，以成本效益為出發點將遷徙視為一種投資，當遷移後真實所得的折現值大於

遷出地的真實所得及遷移成本時，會產生遷移行動(Sjaastad, 1962)。然而此一途徑一則因某些遷移成本，如心靈成本等難以估計，一則因遷移的投資報酬很難歸因於遷移這個單獨因素，因此在計算遷移的成本效益時會有所偏誤(Tsay, 1981:19-20)。第三個研究途徑主要在利用遷移人口的調查資料，以都市本地人和遷出地未遷移者做為參照團體，比較移民遷移前後的所得和就業等經濟特徵的變化，做為評估遷移的效果。由於第一和第二個研究途徑都有所缺失，相對的，第三個研究途徑在影響遷移效果的目標明確上優於第一個途徑，在效果計算的簡易上優於第二個途徑，因此廣為學術界所採用(Tsay, 1981; Perkinson, 1980; Koo & Barringer, 1977)。

從一些相關的研究顯示，農村移民藉由遷移改善其經濟生活的經驗是相當成功的，如Wenk & Hardesty(1993)發現美國女性農村青年遷移到都市後，可以改善其貧窮的狀況，並減少這種努力所花費的時間，而男性遷移到都市後明顯地減少其失業的時間。一些研究者在分析遷移效果時，多以移民在遷入地的當前所得與遷出地非移民的現在所得進行比較，其前提假設是以和移民背景條件相似的遷出地非移民於受訪時的平均薪資，來估計移民因遷徙所放棄的薪資所得(*foregone earnings*)，然後以移民受訪時的平均薪資減去放棄薪資的估計值，其間的差額即為移民的遷徙利益(*migrant gains*)(Tsay, 1981:40-42)。由於移民較非移民擁有優勢的人力資本貢獻之故，許多的研究指出農村移民在經濟上的表現都較非移民高，其遷徙利益都為正(Speare & Harris, 1986; Chang, 1984; Long & Heltman, 1975)，Tsay(1981)的研究結果顯示，即使控制人力資本數量(教育和工作經驗)，台北市移民確因遷徙而有顯著的薪資所得利益。

雖然比較移民和相對非移民的經濟特徵，可以有效分析移民的遷移效果，但是這種比較是基於部門或城鄉間所得差異與遷移具有正向關係的假設上，Stark(1984)則認為這種假設對以下三種情況的解釋具有侷限性：第一：城鄉遷移的比例在最窮的地區並不是最高；第二：所得分配較不均等的村莊，其遷移率較高；第三：很窮的人(*very poor*)其遷移的潛在性最高。因此，Stark提出以滿足或剝奪為個人當前所得(*current income*)函數的相對剝奪途徑(*relative deprivation approach*)。該論點認為一個人的滿足與否來自於他在他所屬團體中的地位(*position*)，而非這個團體在社會中的地位。一個人(或家庭)所擁有的資源如果低於他所屬團體的平均水平，則稱為相對剝奪，因此滿足或相對剝奪是個人與其參照團體比較所得位置(*income position*)時產生的。

而農村移民比較所得的參照團體可從二方面分析，首先是其遷出的原村莊(Stark,1984; Stark & Taylor,1991)。當某人與同村莊的其他人所得相比，產生相對剝奪感後，個人會開始遷移，這個遷移的前提假設是個人會藉此獲得更高的所得，成功地改善其在村莊中的所得位置。第二個參照團體是都市社群(Stark,1984)。遷移剛發生時移民可能還會以原村莊做為所得位置的參照點，因此，只要遷移後所得位置仍高於其遷出前在村莊中的所得位置，移民就不會產生相對剝奪感。但時間一久，移入者對原村莊的認同與聯繫漸行漸遠，參照團體轉而由都市社群所取代。Stark 認為這種轉移不見得會提高其相對剝奪感，因為時日一久，移民的收入也會上升，足以和都市社群競爭，只有在移入者的更高收入仍低於其都市參照團體的平均水準時，以都市為參照團體的移民，才會比以先前村莊為參照點的移民有更高的相對剝奪。

Stark 相對剝奪的觀念，與移民和相對未遷移者當前社經特性比較的研究途徑，都是以遷出的原村莊和遷入的都市社群做為比較的對象，而二者間最大的不同在於，前者以移民在團體中所得位置的變化，做為移民相對剝奪或滿足的依據，後者則以個人(或家庭)薪資或所得收入函數進行比較(Vijverberg & Zeager, 1994; Speare, Jr. & Harris, 1986; Tsay, 1981; Perkinson, 1980; Koo & Barring, 1977)。

Stark的觀念提供給研究者另一個思考的空間，Trzcinski & Randolph(1989;1991)即以Stark相對所得位置的觀念，分析馬來西亞居民1967至1976年相對所得位置的移動。該文在比較農村和城市工作者的所得位置移動時認為，個人遷移前後如都從事同一性質工作，則其相對所得位置可能不變，但如遷移伴隨著工作轉換，則所得位置會移動。該文發現，農村工作者在1967年時所得初始位置較低，而實證上只有從城市遷往鄉村，可以保證相對所得位置會下降，證明了都市能提供一個人尋找所得較高的就業機會，有效地提高個人的經濟地位。Trzcinski & Randolph以相對所得位置的變動解釋遷移效果的分析方法，認為：「研究者應開始關心所得動態學的分析」（1991：154），而這種所得動態的方法，可以運用在同一樣本不同時間所得資料的分析上（Randolph & Trzcinski, 1989：514），這一部份留待文後說明。

(二)、資料來源

本研究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。該調查受訪對象係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(關於抽樣的方法及樣本數的選取說明，參見吳德美，1996: 93-95)。

除了一些基本人口屬性的資料外，該份調查詳盡地提供了農村流動人口在勞動力市場上經濟屬性的資料，如本人離家時每月平均收入、遷入濟南的時間、目前從事的行業、工作單位所有制、及月薪、福利待遇等，為研究農村移民的經濟成就提供了良好的基礎。然本調查並沒有訪問與移民背景條件相似的遷出地未遷移者，因此，在分析移民的遷移效果時，本文無法就這二者直接進行比較。但因該調查提供了移民個人離家時的月均收入，本文即以這個數據比較移民個人遷移前後收入的位置變動，以作為分析遷移效果的基礎。

(三)、研究方法

本文分析農村移民所得的遷移效果，係以相對所得移動(*income mobility*)的方法來分析。採取這種途徑的理由有二，一在於資料的限制，二在於中國大陸農村移民的特性。

首先從資料的限制說明。在缺乏長期縱向(*longitudinal*)資料的前提下，做所得比較時，最好採用當前所得的資料，以避免回溯(*retrospective*)引起的資料可信度問題(Tsay, 1981:41)。但因山東濟南的調查中並沒有訪問遷出地未遷移者，所以，本文無法直接從事城市的農村移民與遷出地未遷移者當前所得的比較。該調查只提供了橫斷面(*cross-section*)不同時點的所得資料，即移民個人遷移前後的所得。這種資料結構在做遷移效果的比較時，以所得位置變化的方式分析，可以避免結果的偏誤，因為：第一，要分析相對所得移動的變化，資料上最好有一組相同樣本，間隔一段時間的縱面所得資料，但Randolph & Trzcinski(1989)認為追蹤研究(*panel study*)有二個缺點：即資料的耗損，和流失樣本與留存樣本結構上的差異，會導致結果偏差，而橫斷面資料可以避免這個缺失。第二，回溯資料雖易為回憶所扭曲，但在所得發生極大變化的事件中，如遷移，人的記憶不會這麼快遺忘(Randolph & Trzcinski, 1989)。同時，在山東濟南調查的問卷結構中，遷移前所得資料是以區間選項方式詢問，可以降低回憶所產生的缺失。第三，區間選項的所得資料無論是以平均數或中位數來代表各區間的所得，會因每個

區間的所有人所得相同，在進行直接比較或所得函數的迴歸分析時，容易產生偏差，而所得位置移動的分析，即以幾個截略點處理的區間資料為基礎，故偏差性較小。

其次，從中國大陸農村移民的特性說明。改革開放後，農村移民在城市多半仍是一個弱勢的團體，農村移民的地位和利益，多半憑藉著個人在自己所屬的團體中取得，因此，形成了中國大陸非常特殊的「都市裡的村莊」現象(張宛麗，1996：69)，如浙江村、安徽村、河南村等。以這種聚居方式打入城市地區，是在戶籍制度限制之下，農民在自己所組織的城市鄉土社會中，能獲得與城市人相同地位的一種最經濟、最熟悉的方式。在這個「圈子」裡，農民憑藉其來調整自己的利益，因此形成了二個明顯的特點，一是連鎖遷移。在中國大陸初始外出的農民只要出現了在外地就業掙錢超過了本地農業的收益，遷移對家鄉就業無門的農民即起了一種自發性的示範效果，同時外出流民也成為溝通外地與家鄉勞動力供求間的媒介。許多研究證實了農民外出打工，都是由同鄉或親友介紹出去的，以血緣、親緣、或地緣關係為紐帶向城市發展(崔傳義，1994：10-11；宋林飛，1996：107；外來農民工課題組，1995；外來女勞工研究課題組，1995)，這即是遷與不遷在家鄉鄰里間所得上有非常不同的明顯差異(袁亞愚，1995：57-58)。

二是同鄉人成群而來，手藝類似，如北京浙江村溫州人多從事服裝生意(王春光，1994：66)，河北張家口同鄉幫在北京西城區從事菜販生意(時憲民，1993：351)等，他們都以鄉村務農收入(馬西恆，1993)，和城市同鄉收入(王春光，1994)來衡量目前工作的滿意程度。周大鳴(1994)對廣州外來散工的研究發現，這群外來民工在城市中生活條件差，工資水準極低，仍自認自己適應很好。這是因為農民即使遷移到都市，也仍以其家鄉生活做為比照的參照團體之故。由於這些特性，作者認為以移民遷移前後所得位置的變動探究遷移效果，較符合目前中國大陸農村移民的現況。

(四)、變數的選取、資料的調整與假設的提出

變數的選取上，本文依變數為相對所得位置移動。所稱相對所得，是指個別移民未遷移時的所得，與其他樣本未遷移的所得比較得到的位置，及個別移民遷移後的所得與其他樣本遷移後所得比較得到的新位置。相對所得位置的移動指前述前後兩個位置比較產生了變化(如向上、向下移動)，或沒有變化。

自變數方面，本文選擇了九項，分別是性別、年齡、教育程度、遷移前的職業(以上為人口變數)、遷移動機、訓練、遷移狀況、工作行業與單位所有制(以上為遷移變數)。關於自變數選取的理論基礎，請參閱吳德美(1998)。

資料的調整上，移民遷移後所得是否有所改善，應該以移民當前現職所得，和與其背景條件相似的原遷出地未遷移者當前的所得進行比較。但因本研究的調查，並未進行原遷出地未遷移者的訪問，故對移民遷移的所得成就，僅能以移民者個人的資料做比較，即以移民離家時每月平均收入與當前現職總所得(月薪和福利待遇)做比較。由於城鄉之間，遷移與否間的所得是兩個不同時點的水準，為了使移民遷移與否所得的比較能在同一基礎上進行，首先，當前名目所得中生活成本(living cost)的物價平減是非常重要的(Tasy, 1981)。其次，則因遷移前的所得到受訪年間，也會隨著經濟的發展而成長，因此必須調整遷移前所得的成長效果。

遷移前農村月平均收入與城市當前實質所得的比較，在生活成本上涉及到二種不同的物價水準，一是遷出與受訪時，時間上的差異；二是農村與城市，地區上的差異，因此，遷移後農村移民現職所得必須做時間及地區二項物價平減。本文時間上物價平減係選取濟南市城市居民生活費用價格指數做指標¹。城鄉地區物價平減中，城市物價指數仍以濟南市城市居民生活費用價格指數做指標。農村地區則以山東省農村消費價格指數做指標²。而後，將已做過時間物價平減的實質總所得，以其遷出年城鄉物價差異做平減，得到農村移民1995年在城市的現職所得，與遷出時農村每月平均收入，相同時間，相同農村物價的實質總所得。

遷移前農村所得成長效果的調整則因缺乏移民遷出的各縣市收入資料，本研究乃以《中國統計年鑑》中，山東省農民家庭平均每人純收入做為衡量的基礎。由於問卷中遷出前農村的月均收入係區間資料，本文乃截取各區間的中間值為計算的基礎，以農民家庭平均每人純收入各

¹ 居民生活費用價格指數是反應中國大陸居民購買生活消費品和服務項目，所支付價格的變動趨勢和程度的一種指標(陳岱孫，1991：1917)。在《濟南統計年鑑》中生活消費品包括食品、副食品、菸酒茶、衣著類、日用品類、文化娛樂用品、書報雜誌、藥及醫療用品、建築裝潢材料、燃料等十大類。服務項目包括房租、水電費、交通、郵電、醫療保健、學雜、保育、文娛、修理及其他服務費等項。

² 《中國統計年鑑》對農村消費價格指數的統計，只從1985年開始，在1984年以前，只有農村零售物價總指數的統計。作者觀察1981-1984年間城市居民消費價格指數與零售物價總指數間差異不大，幾乎雷同(1981-1984城市消費價格指數為101.9、100.9、102.5、101.2，零售物價總指數分別為101.8、100.9、102.4、101.6)。因此，農村1981-1984年消費價格指數，本文以農村零售物價總指數代替。

年的成長率調整所得，得到受訪年的移民農村所得收入資料。因此，這個經所得成長調整後的遷移前資料，即是「如果該農民未遷移而留在農村至1995年時應有的平均所得水準」。物價及所得成長調整的詳細過程，請參考吳德美，(1996:128-131)。

最後，將經過調整後的遷移前後所得的資料，劃分成八個所得類組，以做為八個不同的所得位置。八個位置的截略點仍維持問卷原有的結構，但因原問卷區間劃分的數值有重疊的部份，本文做了些修正，這八個所得類組分別是：(1)小於50元 (2) 50.1-100元 (3) 100.1-150元 (4) 150.1-200元 (5) 200.1-300元 (6) 300.1-400元 (7) 400.1-500元 (8) 大於500.1元。

調整後遷移後的所得數值與類組劃分標準一致，而因為其中包含了遷移的效果³，因此，本文是以個別移民遷移與否的所得位置之變化，做為測量遷移的效果。

由於本文主要在探討中國大陸農村移民遷移到都市後，所得位置是否會向上移動？如果向上移動，那些是影響的因素？這些影響因素的大小與方向為何？根據前文許多研究指出，農村移民會因遷移得到經濟上的利益，如果遷移到都市的行為是理性的，則本文假設遷移可以提高個人的比較所得位置。其中男性、較年長者(25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餐飲業的個體戶，有較大的機率傾向所得向上移動⁴。

³ 其中可能還包含了遷移者本身調適的效果，和都市勞動力市場有利的效果等，但後二者都是隨遷移而來的附加效果，故可定義為廣義的遷移效果。

⁴ 大陸地區改革後，由於非公有部門經營靈活，盈利水平較高，再加上在城市公有部門的企事業機關就業的農村移民，多半從事的是低技術的臨時工或合同工，故從事建築業、餐飲業的個體戶移民，其所得應高於在公有部門就業的農村移民，戴國晨、黎漢明(1996)、張弛(1994)、李強(1993)等的研究都支持此一論點。此外，根據許多實證的研究分析，長期移民的遷移利益大於新近移民(Msteis,1972; Tsay,1981; Spear & Harris,1986)；因就業、所得等有關的經濟理由遷移者，就業動機較強，遷移時所獲得的成就也較高(Rank & Voss,1982;Stinner, Wu & Wei,1993)；教育訓練和移民所得具有正相關(Trzcinski & Randolph,1991; Hartman & Hartman,1995; Tsay,1981)；就性別分析，人力資本論者認為女性擁有較少的人力資本存量，勞動市場歧視論者則認為，因勞動力市場上存在歧視，而使女性的工作報酬相對於男性是偏低的(高長，1991:72)，對大陸地區農村移民實證研究的文獻上也支持了該二派的論點(高小賢，1994；外來農民工課題組，1995)；Hill(1975)，Speare & Harris(1986) 和張善餘、楊曉勇(1996)的研究都發現，中等年紀者(25-59歲)的所得成就較年輕的移民(22-24歲)高；阿齊茲·卡恩(1994)和國家經濟體制改革委員會(1993)對中國的研究皆顯示遷移前曾從事過非農業工作者，遷移後的所得收入較從事農業工作者高。由於篇幅限制，有關假設依據的各變數理論基礎，詳見吳德美(1998:390-395)。

三、實證分析：

遷移是為改善未來所得的一項人力資本投資，所以，遷移應該是對所有的人都有所助益。然而，遷移的實際結果可能並不如預期，即遷移具有風險，尤其中國大陸勞動力市場發育尚不完全，政府對農村移民仍有許多管制，例如限制從事某些工作，益使市場機會經常不穩定。以下僅就農村移民遷移與否的所得進行直接比較，並進一步對遷移前後所得位置移動的情況，和相關影響因素做分析。此外，因篇幅的限制，關於研究中各變數的基本統計分析，請參閱吳德美，(1996：119-123)。

(一)、所得直接比較與相對所得移動之分析：

表 1 是農村移民當前實質所得和農民如未遷移而留在農村至1995年時應有之平均所得的比較(為行文方便，以下簡稱未遷移的所得)。在遷移與否的所得比較中發現，農村移民遷移後當前的實質總所得，與未遷移相比平均提高了113元，而且這種提高無論從行業別、所有制別分析，都得到相同的結果，顯示從總體觀點來看，遷移確實改善了農民的所得水準。其中從業身份是雇主的各行業提高的額度最大，尤其是餐飲業高出400元佔首位，而所得提高最少的行業是在企業和事業機關的就業者。家庭保母的就業者雖然在城市工作中的所得最低，但和家鄉的所得相比，提高的程度仍較在企事業機構，甚至建築業就業的民工高，顯示遷移對家庭保母而言仍有不錯的正報酬。

表 1 農村移民當前實質所得與遷出前農村個人所得之比較

	行 業										所 有 制				
	總計	建築業	企業	事業機關	服務業	保母	餐飲業	修理服務	集市販賣	裁縫	個體戶	國有	集體	私營	三資企業
當前實質所得	281	275	238	227	275	211	591	392	398	468	460	247	263	264	242
未遷移的所得	168	169	179	141	163	89	190	249	192	217	213	144	188	141	153
樣本數	1504	624	265	211	164	56	————	172	————	————	182	485	553	245	35
樣本百分比(%)	100	42	18	14	11	4	————	12	————	————	12	32	37	16	2

資料來源：本研究

說明：行業中建築業、企事業機關、服務業、保母係受雇者；餐飲、修理、集市販賣、裁縫係雇主。

從所有制別分析仍以個體戶的報酬最高，在集體單位就業的民工提高的額度最低，其次則為三資企業，說明在這兩個所有制就業的民工，遷移的報酬相對來說較小。以上這些結果支持了一般理論分析非公有部門因經營靈活，而公有部門工資變動受行政限制的影響，使得非公有部門的工資較公有部門高的理論。但在三資企業就業的農民工，誠如Solinger(1995)對中國幾個大城市的調查結果一樣，即三資企業優厚的待遇主要是僱用城市職工而非農民工。

接著，進一步觀察遷移與否對所得位置移動影響的情況。分析遷移與否對個人所得位置變動的影響時，首先必須進行所得的分類。在一般開放式的問卷或連續的資料中，研究者對位置的劃分可任意採用相同等分的方式，如自最貧窮的10%向最富有的10%的十分等級劃分(Randolph & Trzcinski, 1989)。但由於濟南的調查對移民遷出前農村個人所得，係採用受訪時回溯的方式獲知，故問卷是以區間的方式勾選。為了保持原始問卷的所得分類，本文對所得位置的劃分，仍採用遷出前的標準。為此，遷出後的現職所得必須選取已經過時間和地區物價平減後的資料，再依據原遷出前所得八分類等級劃分。未遷出時的農村所得也以經所得成長調整後的資料，再依原八分類等級劃分，有關八等分類的標準已於前節述明。在遷出與否所得位置分類取得一致後，二者交叉結果列於表 2。

表 2 農村移民相對所得移動矩陣

	1	2	3	4	5	6	7	8	T
1		14.3(3)	13.3(15)	17.8(43)	15.0(96)	8.8(27)	13.6(12)	10.9(7)	13.8(203)
2			23.8(5)	31.0(35)	21.2(51)	19.8(127)	17.9(55)	13.6(12)	20.4(301)
3	100.0(1)	28.6(6)	29.2(33)	34.0(82)	31.6(202)	17.9(55)	20.5(18)	18.8(12)	27.7(409)
遷 4		14.3(3)	7.1(8)	3.3(8)	3.4(22)	4.2(13)	12.5(11)	6.3(4)	4.7(69)
移 5		14.3(3)	12.4(14)	19.5(47)	24.2(155)	41.7(128)	20.5(18)	20.3(13)	25.6(378)
前 6		4.8(1)	1.8(2)	0.8(2)	1.1(7)	1.3(4)	2.3(2)	1.6(1)	1.3(19)
7			5.3(6)	1.2(3)	3.0(19)	6.8(21)	6.8(6)	12.5(8)	4.3(63)
8				2.1(5)	1.9(12)	1.3(4)	10.2(9)	4.7(3)	2.2(33)
T	0.1(1)	1.4(21)	7.7(113)	16.3(241)	43.4(640)	20.8(307)	6.0(88)	4.3(64)	100.0(1475)
遷移後									

表 2 橫排由低向高排列表示樣本所得由不會遷移時的第 i 位置，移動到遷出後當前所得第 j 個位置的百分比和人數(括弧內數字)。每一個移民在遷移的過程中，其所得都能從一個 i 的位置移動到另一個 j 的位置，故每一個空格的機率是 P_{ij} 。縱排亦由低向高排列，表示樣本從遷出時開始的位置 i ，到當前所得 j 的位置。遷移與否位置都不曾變動的人，則為對角線的那群人，對角線的上方代表所得位置向上移動，對角線的下方代表所得位置向下移動。例如不會遷移時所得位置在最低的第一階，因遷移使所得位置移動到遷移後的第五階(共有96人)，為所得向上移動，故其位於對角線的上方。反之，如不會遷移的所得位於第六階，但因遷移使所得位置移動到第二階(有1人)，顯示所得向下移動，故其位於對角線的下方。

表 3 是說明遷移與否所得位置變化的情況。如果不論向上或向下移動的位置絕對值變動上，發現有14.5%的人都不曾移動過，在移動的層級中，小幅度移動1至2級者佔48.9%，幾乎到達半數；大幅度變動5-7級者只有5.8%，說明了移民因遷移引起的所得位置變動部份還是屬於小幅度的移動。進一步分析流動的方向(即含正負的位置變動)時發現，86%的人所得位置都曾移動過一級或一級以上，其中總樣本中73.8%的人遷出後所得位置都向上移動，只有11.7%的人向下移動。而無論是向上或向下移動，也都集中在小幅度的1-2級中，但若是大幅度(4級以上)的移動，向上移動的比例則大於向下移動。證明了藉由遷移，貧窮人可以改善生活水準。

從總平均數分析發現，農村移民遷出後所得向上移動的人，位置移動的平均數為2.57級，大於向下移動者的1.69級。由以上這些數據得到農村移民所得移動中，向上移動大於向下移動，證明了農村移民遷移後，所得位置都顯著提高。

表 3 所得位置及絕對值變動

級數	位置絕對值變動	位置變動
-5	-	-
-4	-	0.8(12)
-3	-	1.4(20)
-2	-	2.9(43)
-1	-	6.6(98)
0	14.5(214)	14.5(214)
1	25.6(378)	19.0(280)
2	23.3(343)	20.3(300)
3	17.9(269)	16.9(249)
4	12.3(185)	11.7(173)
5	3.4(51)	3.5(51)
6	1.9(28)	1.9(28)
7	0.5(7)	0.5(7)
Mean	(-5~-1)	-1.69
	(1~7)	2.57

接著來分析農村移民因遷移引起的所得位置是如何移動的。表 4 的第一行代表不考慮方向時移動的平均規模，最後一行是加入移動的方向時平均移動的級數。正號代表農村移民遷出後所得位置向上移動，負號代表遷出後所得位置向下移動。遷移使農村移民所得位置絕對值移動的平均值是2.44級，加入方向後是1.98級，這是因為受到有人向下移動的影響。從位置移動的平均數來看，大體上未遷移時的所得位置在較低層的人，比未遷移時所得位置在較高層的人，遷移後所得位置易往上流動，尤其未遷移時所得位置愈下面(一、二級)，藉由遷移其向上流動的級數愈大。未遷移時所得位置愈上面的七、八級者，藉由遷移後其向下流動的級數也最大，顯示未遷移時所得位置愈高的人，遷出後不易維持原有的地位。

表4 農村移民遷移與否所得位置移動之統計量

未遷移時的所得位置	Mean (位置絕對值移動)	未移動者之百分比	Mean (位置移動)
1	3.95	-	3.95
2	3.02	2.3	3.02
3	2.10	15.4	2.06
4	1.82	3.7	1.36
5	1.29	72.4	0.53
6	1.67	1.9	-1.13
7	1.75	2.8	-1.47
8	2.43	1.4	-2.43
合計	2.44	14.5	1.98
標準差	1.33		1.95

表 4 說明了遷移對個人所得位置的變動有很大的影響，有人藉由遷移所得向上移動，有人向下移動，也有人維持原狀。這些農村移民未遷移時或遷出後是否具有某些不同的特質，使得有些人能將另外一些人擠到較低的位置？而這些被擠下去的人，又具有哪些特性？下一小節本文將以logit model來分析這些問題。

(二)、相對所得移動之Logit分析

上一小段本文得到了農村移民遷移後74%的人所得較未遷移時提高，接著，本節將對影響所得移動的因素進行分析。本文因著重所有自變項同時對一個二分類依變項(所得移動)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)。

在進行logit分析時，本文擬建立一個可解釋的模型。模型的建立初步以控制四個人口變項，個別的將遷移變項納入，建立五個初步模型。接著再以這五個模型為基礎，剔除其中不顯著的變數，再將其餘一階所有可能主效果做為起始模型，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。而為了明確解釋「成敗比」，本文將依變數的所得移動重組為「所得向上移動、所得向下移動」兩類，刪去「所得未移動」這組。

表 5 的logit模型中是經過反覆檢驗各變數的顯著水準和模型適合度後得到的。該模型中每一個變數都達到顯著水準，且模型適合度的顯著水準為0.2080，模型與資料的吻合程度達到0.05的水準以上，因此，是個可接受的模型。其中「年齡」、「遷移前職業」和「目前從事的行業」，三個變數在反覆檢驗中發現對所得移動的影響並不顯著，因此，並沒有進入模型中。而「性別」和「遷移前職業」的交互作用顯著水準極高，因此亦進入模型中。表 6 是將成敗比轉換成對數線性模型(loglinear model)的參數估計值，該表說明了各變數對所得移動的影響方向與程度。

表 5 農村移民遷移前後所得移動之Logit模型

	自由度	卡方值	顯著水準
截距	1	35.26	0.0000
性別	1	27.44	0.0000
教育	1	6.74	0.0094
遷移動機	1	20.14	0.0000
訓練	1	5.25	0.0219
遷移狀況	1	60.91	0.0000
單位所有制	3	20.88	0.0001
性別*遷移前職業	3	66.38	0.0000
模型適合度檢定	178	193.09	0.2080

在表 6 中首先就參數估計值的大小分析，當所有的變數一起比較時，對所得移動影響最大的因素依序是遷移前從事非農工作的男性、遷移前從事農業工作的男性、新近移民、男性、在集體和個體單位工作、以經濟動機遷移、遷移前後沒有受過訓練及初中以上教育程度者。其中遷移前從事非農業工作的男性、及目前在集體部門就業者，所得傾向向下移動；遷移前從事農業工作的男性、新近移民、目前為個體戶、經濟動機遷移、遷移前後沒有參加過訓練及初中以上教育程度，所得向上移動的機率較大。

表 6 農村移民遷移前後所得移動之Logit模型參數估計

	估計值	標準誤	成敗比值
截距	1.4197	0.2391	4.1359
性別			
男	-0.7025**	0.1341	0.4953
=女	0.7025		2.0188
教育			
初中以上	0.2968**	0.1143	1.3455
=小學以下	-0.2968		0.7432
遷移動機			
經濟	0.5013***	0.1117	1.6509
=非經濟	-0.5013		0.6057
訓練			
無	0.4896*	0.2136	1.6317
=有	-0.4896		0.6129
遷移狀況			
新近	0.7536***	0.0966	2.1246
=長期	-0.7536		0.4707
單位所有制			
個體	0.6460**	0.2369	1.9079
國有	-0.1308	0.1645	0.8774
集體	-0.6689***	0.1513	0.5123
=私營及三資企業	0.1537		1.1661
性別*遷移前職業			
男/務農	0.8472***	0.1427	2.3331
男/非農	-1.1583***	0.1834	0.3140
女/務農	-0.2565	0.2115	0.7738
=女/非農	0.5676		1.7640

D.F.=178, $G^2=193.09$, $p=0.2080$ 說明：=表示控制組，* $p<0.05$ ，** $p<0.01$ ，*** $p<0.001$ ，

1=向上流動，2=向下流動

其次分析所得移動在各種變數下的比值，從表 6 的成敗比值發現，遷移前從事農業工作的男性，所得向上移動的機率，是從事非農業工作男性的7.4倍（ $2.3331 \div 0.3140$ ）；也就是說，遷移前從事農業工作的男性所得向上移動的機會，增加1.3331倍（ $2.3331-1$ ），而遷移前從事非農業工作的男性所得向上的機會，將減少0.686倍（ $1-0.3140$ ）。同理亦可推知，女性所得向上移動的機率是男性的4.1倍（ $2.0188 \div 0.4953$ ）；初中以上教育程度者所得向上移動的機率，是小學以下教育程度者的1.8倍（ $1.3455 \div 0.7432$ ）；以經濟動機遷移者，所得向上移動是非經濟因素遷移者的2.7倍；遷移前後沒有受過訓練者，所得向上移動的機率是受過訓練者的2.7倍；新近移民所得向上移動的機率是長期移民的4.5倍；目前在城市從事個體戶者，所得向上移動的機率是在集體部門工作者的3.7倍。

根據以上的數據發現，與本文的假設吻合，並對遷移後所得位置向上移動影響較大的因素依序是目前為個體戶、為經濟動機遷移及高教育程度的移民。而只有目前在集體部門工作的移民遷移後所得向下移動，與本文的假設一致。如果要瞭解向上或向下移動的原因，則需進一步比較未遷移時的所得、遷移後的現職名目所得及真實所得三者間的變化。

首先根據表 7 的平均數值顯示，目前為個體戶的移民，無論是遷移前的所得、遷移後的現職名目所得、或真實所得確實都較其他所有制的移民高，因而遷移後所得位置向上移動的機率較大。由此可見，儘管個體戶移民遷移前所得已相當高，管制較少的自由市場對濟南市農村移民所得提高的助益最大，但也因競爭機制的影響，個體戶間遷移後所得差異較大（標準差數值較大）。

其次分析遷移動機這個變數。根據Stark（1984）的說法，個人之所以遷移，是因其在農村所得與同村莊的人相比產生相對剝奪感，因此藉由遷移想獲得更高的經濟利益，以改善其所得位置。本文logit模型的分析，支持了Stark所提出為經濟動機遷移的移民，遷移後所得位置改善的假設。如果從三種所得的平均數值比較發現（表 7），濟南市81%為經濟動機遷移的移民，遷移前在農村的所得較非經濟因素的移民低，因而有動機遷移。轉移到城市後，低所得的經濟移民確實可以獲得其預期的經濟利益，提高所得位置向上移動的機率。

第三，在教育程度部份。根據Trzcinski & Randolph（1991）對馬來西亞的研究，發現教育不僅在進入勞動市場時可以增加個人所得位於較高位置的機率，並具有幫助個人所得維持在

比較高位置的功能。然在山東濟南的例子中，則發現高教育程度的移民，雖然遷移後所得位置向上移動的機率較大，但其遷移前的農村所得和遷移後的城市現職名目所得仍低於小學以下的移民，經由物價平減後，高教育程度的真實所得才高於低教育程度者，而使其遷移後的所得位置向上移動。這種情況與馬國的例子不盡相同，可能的解釋是濟南市的高教育程度移民，多半是年輕的短期移民，由於工作經驗不足，使得初中以上教育程度的移民，在農村及城市的勞動力市場中並沒有獲得相對的所得報酬，但去除工作時間的累積在物價上的影響因素後，則教育對移民所得位置向上移動機率的提高，貢獻仍大。

最後分析集體部門所得位置向下移動部份。logit模型分析的結果，單位所有制中目前在集體部門就業的農村移民，遷移後所得位置向下移動的機率極為顯著，這個結果雖與本文的假設吻合，但本文的假設是在集體部門的所得低於國有部門的前提下提出的。然依據表七顯示，目前在集體部門就業的農村移民無論是未遷移時的所得、遷移後的現職名目所得及真實所得皆較國有部門高，與本文假設的前提有所出入。雖然在logit模型中國有部門的移民遷移後所得亦傾向向下移動，但其向下移動的機率卻較集體部門小，且估計值並不顯著，說明了在國有部門就業的移民，相對於未遷移時的所得，其遷移後的經濟利益較在集體部門就業的移民高。

由於未遷移時的所得和遷移後現職真實所得，本文已調整到同一比較水準，因此可從這兩個所得間的倍數來觀察。在表七中，國有部門的真實所得是未遷移時所得的1.7倍，而集體部門只有1.4倍，由此可見相對於未遷移的所得，國有部門現職所得利益確實較集體部門高。而國有部門現職所得利益高於集體部門的原因，進一步拆解現職所得的組成發現，集體部門無論在月薪及年度獎金部份的平均數值皆較國有部門高(集體部門分別是394.6元及585.6元；國有部門分別是339.0元及497.6元)，唯獨福利待遇部份低於國有部門(集體和國有部門分別是128.2元及137.0元)。這個發現說明了改革後因單位擁有資金分配的自主權，尤其在資源豐富的國有部門，福利性工資外補貼成為擴大個人收入補償的手段不謀而合。也因為相對於未遷移時的所得，在國有部門就業的移民現職所得利益並不亞於集體部門就業的移民，因此造成國有部門的平均所得雖低，但移民遷移後所得位置向下移動的參數值並不顯著，而集體部門的平均所得雖高，但移民遷移後所得位置向下移動的參數值卻顯著的結果。

接著，本文曾假設遷移前從事非農業工作者，長期移民，男性，及遷移前後曾受過訓練者，遷移後所得向上移動的機率較大。但根據以上的研究，這些變數在logit模型中的結果，與本文假設不合，必須加以分析。由於性別與遷移前的職業二者間具交互作用，尤其男性受到的影響最大，故以下將這二個變數合併討論。

首先分析對依變項影響最大的性別與遷移前職業的交互作用。從logit分析的結果來看，男性在農村曾從事非農業工作的人，似乎並不能將其經驗傳遞到城市中，提高所得向上流動的機率，反而在農村從事農業工作者，其所得向上流動的機會較高。分析這個現象之前先說明變數的選項意義。本文原將遷移前的職業劃分為農業、半工半農、非農業、學生及無職業或料理家務者五類，然在進行logit分析時，如以原先的五分類運算，因細格為零無法求出估計值。經多次測試，只有將半工半農、非農業、學生、無職業或料理家務者四類合併為非農工作者，保留務農者成為二分類項時，參數估計值才能順利算出，故在該變數的分析時，只有務農與非農二分類項。

男性遷移前從事非農工作者中，遷移後所得位置向下移動主要出現在半工半農和非農業這部份，尤其前者佔了60%的比例最高⁵。如果進一步比較這群所得位置向下移動的男性其未遷移時所得，遷移後現職名目所得和真實所得則發現，半工半農和非農業者無論未遷移時所得，名目所得和真實所得皆高於從事農業者。而其所得位置之所以向下移動，則在於遷移前所得的基數即高，故藉著遷移所得提高的幅度不大，向下流動的機會相對增加。這種情況即證明了本文分析相對所得移動位置變化時，發現未遷移時所得位置較低者，向上移動的機會多，而未遷移時所得位置較高者，能維持或向上移動的機會較少的結論。因此，遷移前從事非農經營的男性農民，雖然遷移後所得仍然很高，但藉由遷移，他們所獲得的經濟效益，遠不如遷移前在農村從事農業工作的同性。

第二，遷移時間較長，具有豐富的城市工作經驗，似乎對所得向上流動的助益不大。分析其中的原因可能來自二方面。

⁵ 男性遷移後所得向下移動者中，遷移前從事非農業工作的比例分別是半工半農者60%，非農業27%，無職業或料理家務者13%。

首先從平均數的數值分析(表 7) 長期移民遷移後的平均名目所得高於新近移民，但經物價平減後的真實所得卻低於新近移民，且所得位置傾向向下移動。這種現象可能的解釋是：一、本文以43.3個月作為分別長期、新近移民的標準⁶，據此，長期移民大約指1990年前遷出者，新近移民則為1991年後移出者，由於濟南市在1988年以後的物價波動極大，故長期移民遷移前後，城鄉地區物價變動幅度大於新近移民，顯現出貨幣幻覺的效果。以遷出年的農村物價與1995年受訪時城市物價之比為例，1986年遷出時該物價之比為3.6，1995年遷出時則只有1.3。(城鄉居民歷年生活費用價格指數，請參考吳德美，1996：196)。二、長期移民未遷移時的所得即高

表 7 各自變數之未遷移時所得、遷移後名目所得與真實所得

	未遷移所得	遷移後名目所得	遷移後真實所得
教育程度			
初中以上	166.5(112.5)	570.6(320.8)	282.9(158.6)
小學以下	176.7(116.7)	585.9(441.9)	273.3(151.5)
遷移動機			
經濟	165.9(106.1)	574.4(335.2)	293.7(189.6)
非經濟	178.2(139.7)	566.9(380.0)	278.4(148.7)
遷移狀況			
新近	158.9(104.6)	515.9(266.5)	299.3(160.5)
長期	186.1(125.7)	680.2(439.1)	246.6(145.4)
單位所有制			
個體	213.2(140.5)	1043.6(707.4)	459.5(310.9)
國有	144.1(97.3)	487.6(155.7)	246.6(106.5)
集體	187.8(116.7)	527.7(174.6)	263.7(87.8)
私營和三資企業	142.5(93.9)	503.2(202.1)	261.4(111.5)
男性遷移前職業			
農業	326.3(130.0)	503.1(193.6)	210.4(89.4)
半工半農	370.1(113.5)	603.8(145.2)	228.8(97.6)
非農業	398.8(138.4)	868.6(463.1)	251.5(122.0)

說明：括號內為標準差。

⁶ 學術界一般以五年做為區分移民在遷入地居住時間長短所慣用的任意數值(蔡青龍，1980：117；Yezer & Thurston，1976)，但中國大陸官方的統計標準，永久移民的定義是指官方戶籍登記的改變，而不管居住時間的長短。由於中共官方與西方學術界認知的差距，使學術界在區分遷移時間常短時標準常不一致。在考慮平衡西

於新近移民，其所得位置向上流動的機會則較近移民低；三、長期移民遷移後名目總所得雖高，但其標準差439.1元也較新近移民的266.5元高出許多，但經物價平減後的差異縮小，顯示長期移民名目所得較高，係因較早遷出的移民，所得受物價影響較大。

其二、根據《中國統計年鑑》的數據顯示，約自1989年左右，中國大陸城鄉間所得差距重新加大(中國統計年鑑，1995)，加上新近移民拜改革加速之賜，都市就業的機會增加。因此，藉由遷移農村移民能很快的在都市非正式部門找到一份工作，在城鄉所得差距加大的情況下，新近移民所得位置向上流動的機率自然較長期移民高。同時，正如Speare & Harris (1986: 2) 分析開發中國家的情況般，因農村移民的人力資本條件較差，遷移後在城市只能從事低技術的體力工作。由於農村移民受限於「技術」瓶頸，因此，升遷較慢，所得提高的速度也較緩慢，而使長期移民相對於新近移民，在經濟成就上難有優勢。

最後分析訓練。在人力資本理論中，訓練是提高個人所得的主要因素之一。然在本模型的分析中卻發現，濟南市的農村移民遷移前後曾受過訓練者，對其遷移後所得位置的提高並無助益，反而遷移前後沒有受過訓練的移民，具有所得位置向上移動的傾向，其向上移動的機率是受過訓練移民的2.7倍，這個結果與理論和本文的假設有極大的出入。造成這樣的結果，可能的原因之一在於樣本移民中有96.1%都未曾受過訓練，由於樣本數較曾受過訓練者多，再加上樣本中有74%的移民，遷移後所得向上移動，故其向上移動的機率較曾受過訓練者高。

爲了進一步瞭解農村移民在各行業和所有制中，訓練與否和現職總所得間的關係，本文特別做了單因子變異數分析。結果發現只有在企事業機關和私營單位，訓練與所得間具有顯著差異，其餘各行業和所有制則皆無差異(表 8)。

方用法和中國大陸用法的前提下，本文以 Wilson-Figueroa, Berry & Toney(1991)，採取以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，小於平均者稱為短期移民。

表 8 農村移民訓練與現職總所得間的單因子變異數分析統計表

	統 計 量		現 職 總 所 得	
	F.Ratio	F.Prob	有受訓	未受訓
行業				
建築業	0.8617	0.3536	630.2	569.9
企事業機關	5.1216	0.0241*	545.9	450.5
服務業	0.3442	0.5581	477.4	456.4
個體服務商飲業	-	-	-	-
所有制				
個體	0.0049	0.9444	1025.0	1045.6
國有	0.5229	0.4700	506.8	486.2
集體	0.0005	0.9831	526.7	527.8
私營	4.3574	0.0378*	672.5	499.4

說明：* 表示 $p < 0.05$

由於國有和集體單位訓練與所得間並無差異，所以在行業別中的企事業機關，很明顯的是指私營的企業單位。也就是說，只有在私營的企業單位中，遷移前後曾受過訓練的農村移民，遷移後的所得較沒有受過訓練者高，而在其他的單位，移民提高人力品質的舉動，雖然可以使所得稍微提高，但並不能為移民帶來顯著的經濟利益。

四、結 論

本文主要的目的在以1995年山東濟南市農村流動人口的調查為例，評估中國大陸農村個別移民藉由遷移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，及城鄉間存在著工資的差異等，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。本文採相對所得移動的方法，以移民未遷移時在農村的收入和遷移

後現在工作的所得，觀察遷移前後所得位置移動的變化，做為評估遷移效果的依據，並進一步選擇九個自變數，對遷移前後所得位置移動的影響因素進行分析。

發現以總平均數的觀點來看，移民遷移後的所得都較未遷移時提高，顯示遷移對移民有相當高的正報酬。但從所得位置的變動來看，73.8%的樣本移民遷移後所得位置向上移動，11.7%的人向下移動，而有14.5%的人維持原狀。顯示遷移並不是對所有個別移民都有正面的經濟價值，尤其是原先在農村中所得位置屬於高階的人，其遷移的邊際報酬並不如那些未遷移時所得位置在低階的移民。這個差別說明了著重個別案例的所得動態學分析方法，能夠彌補平均數分析法，因受兩極資料結構的影響，造成結果偏差的缺失。

分析所得位置移動的影響因素時發現，遷移前從事非農業工作的男性，及目前在集體部門就業者傾向所得向下移動。遷移前從事農業工作的男性、新近移民、目前為個體戶、為經濟動機遷移、遷移前後沒有參加過訓練，及初中以上教育程度者傾向所得向上移動，其中遷移前從事半公半農及非農業工作的男性，因遷移前在農村的所得位置偏高，因而較不易在遷移後提高所得位置。長期移民則因所得受物價影響較大，所得位置傾向向下移動。遷移前後曾受過訓練的移民，遷移後所得位置傾向向下移動，主因只有在私營的企業單位工作，受訓與所得間才有顯著的差異，在其他單位工作，訓練與否對所得影響較小之故。

儘管並不是所有的農村移民遷移後所得位置都提高，但仍有74%的樣本藉由遷移，提高了其在該團體中原有的所得位置。因此，遷移對濟南市的農村移民而言，仍有經濟上的價值。雖然本文無法證明所得位置已改善的這群農村移民，是否產生了新的相對剝奪感，本文僅提出另一個分析方法，說明遷移對個人經濟成就有很大的影響。此外，由於資料的限制，本文的所得成就並未計算遷移的成本，因此所獲得移民經濟上利益所得的結論，是有所侷限的。而加入成本的計算，則是未來可以研究的方向。

五、參考文獻

- 王春光，(1994)，〈社會流動和社會重構：京城“浙江村”研究〉，中國社會科學院社會學研究所博士論文。
- 外來女勞工研究課題組，(1995)，〈外出打工與農民發展－湖南省嘉禾縣鍾水村調查〉，社會學研究第四期，PP.75-85。
- 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。
- 吳德美，(1996)，〈中國大陸城鄉差異與勞動力轉移之研究：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。
- 吳德美，(1998)，〈大陸地區農村流動人口經濟成就之研究：與都市人的比較〉，政大學報，七十七期，PP.387-412。
- 吳懷連、夏澤寬，(1990)，〈關於24個村莊離土農民狀況的調查分析〉，社會學研究，第一期，PP.28-36。
- 李樹茁，(1994)，〈中國80年代的區域經濟發展和人口遷移研究〉，人口與經濟，第三期，PP.3-8,16。
- 李強，(1993)，當代中國社會分層與流動，(北京：中國經濟出版社)。
- 宋林飛，(1996)，〈中國農村勞動力的轉移與對策〉，社會學研究，第二期，PP.105-117。
- 周大鳴，(1994)，〈廣州“外來散工”的調查與分析〉，社會學研究，第四期，PP.47-55。
- 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。
- 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。
- 河南農村社會經濟調查隊，(1991)，〈關於農村人口外出流動情況的調查〉，人口與經濟，第三期，PP.42-46。

- 袁亞愚，(1995)，〈民工潮 - 中國現代工業社會的"生育陣痛">，社會科學研究，第二期，PP.55-62。
- 馬西恒，(1996)，〈關於中國入城農民工就業問題分析〉，勞動經濟與人力資源管理，第四期，PP.30-35。
- 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)。
- 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。
- 涂肇慶，(1994)，〈自宏觀層面探討中國大陸1980年代人口遷移情況〉，台灣大學人口研究中心主辦，海峽兩岸人口現象的分析國際學術研討會會議論文。
- 時憲民，(1993)，體制的突破-北京市西城區個體戶研究，(中國社會科學出版社)。
- 崔傳義、孫普希，(1994)，〈重視打工者的後續創造：阜陽地區69名外出打工回鄉創業人員的調查分析〉，國務院發展研究中心，未出版。
- 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。
- 張宛麗，(1996)，〈非制度因素與地位獲得-兼論現階段中社會分層結構〉，社會學研究，第一期，PP.64-73。
- 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。
- 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)。
- 馮建江，(1993)，〈在西北小城鎮的盲流-關於對新疆塔城市外來4462名農民的調查報告〉，人口研究，第二期，PP.60-61。
- 項 綱，(1993)，〈北京有個"浙江村"-社會轉型中一個自發城市化群體的初步研究(上、中、下篇)>，社會學與社會調查，第三、四、五期，PP.68-74，48-54，51-54。
- 農業部 民工潮的跟蹤與研究 課題組，(1995)，〈經濟發展中的農村勞動力流動--對當前農村勞動力外出狀況的調查與思考〉，中國農村經濟，PP.43-50。
- 賈 強，(1993)，〈來京做工農民的社會意識及生活態度的訪問調查〉，城市問題，第六期，PP.34-38。

- 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。
- 廣東省外來民工聯合課題組，(1995)，〈在流動中實現精英移民〉，勞動經濟與人力資源管理，第十一期，PP.9-15。
- 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。
- Bradshaw, York W. & Elvis Fraser(1989). "City Size, Economic Development, and Quality of life in China: New Empirical Evidence." *American Sociological Review*, 54:986-1003.
- 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.
- Chi, Peter S. K. (1986). "Variation in Subjective Well-being Among Black Migrant Farm Workers in New York," *Rural Sociology*, 51(2):183-198.
- Fienberg, S.E. (1981). *The Analysis of Cross-Classified Categorical ata.* (2nd). (Cambridge:MIT press).
- Goldstein, Sidney & Alice Goldstein (1994). "Permanent and Temporary Migration Differentials," in Lincoln H. Day & Ma Xia (eds.) *Migration and Urbanization in China.* (New York:M.E.Sharpe). PP.43-88.
- Goldstein, A. & Shenyang Guo(1992). "Temporary Migration in Shanghai and Neijing," *Comparative International Development*, 27(2): 39-56.
- 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 Achivement in Two Korean Cities," *Rural Sociology*, 42:42-56.

- Li Wen Lang & Ning Xu (1994). "Socioeconomic Development, State Intervention and Urban Migration Patterns in China: 1982- 1987," *American Asian Review*, 12(3):81-118.
- Lyson, Thomas A. (1986). "Migration Selectivity & Early Adult Attainments," *Rural Sociology*, 51(3):328-342.
- 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.
- Perkinson, Leon B. (1980). "In Rural Migration : Are Migrants Universally Disadvantaged?" *Growth and Change*. 11:17-25.
- Randolph, Susan & Eileen Trzeciński (1989). "Relative Earnings Mobility in a Third World County," *World Development*, 17(4):513-524.
- 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.
- Seyfrit, Carole L. (1986). "Migration Intentions of Rural Youth: Testing an Assumed Benefit of Rapid Growth," *Rural Sociology*, 51(2):199-211.
- Sjasstad, L.A. (1962). "The Costs and Returns of Human Migration," *the Journal of Political Economy*, 70(5):80-93.
- 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.
- Stark, Oded & Edward Taylor(1991). "Migration Incentives, Migration Types: The Role of Relative Deprivation," *Economic Journal*, 101(408):1165-1178.
- Stark, Oded (1984). "Rural-to Urban Migration in LDCs: A Relative Deprivation Approach," *Economic Development and Cultural Change*, 32(3):475-486.
- 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):366-368.

- Todaro,(1981). *Economic Development in the Third World*, 2nd.(台北：華泰).
- Trzcinski, Elillen & Susan Randloph(1991). "Human Capital Investments and Relative Earnings Mobility: the Role of Education, Training, Migration and Job Search," *Economic Development and Culture Change*, 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.
- Vijerberg, 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*, 45:117-199.
- Wenk, DeeAnn & Constance Hardesty(1993),"The Effects of Rural-to-Urban Migration on Poverty Status of Youth in the 1980s,"*Rural Scociology*, 58(1):76-92.
- Wilson-Figueroa Maria, E.Helen Berry & Michael B. Toney(1991), "Migration of Hispanic Youth and Poverty Status: A logit Analysis,"*Rural Sociology*, 56(2):189-203.
- Wu, Harry Xiaoming(1994)."Rural to Urban Migration in the People's Republic of China,"*The China Quarterly*, September, PP.669-698.
- Yang, Xiushi & Sidney Goldstein (1992)."Population Movement in Zhejiang Province, China: The Impact of Government Policies,"*International Migration Review*, 3:509-533.
- Yezer, Anthony M.J. & Lawrence Thurston(1976)."Migration Patterns and Income Change: Implications for the Human Capital Approach to igration,"*South Economic Journal*,42(4):693-702.

Economic Achievements of Urban's Temporary Migrants on China: An Approach of Relative Income Mobility

Te-Mei Wu

Abstract

Purpose: To investigate whether individual person in the rural China through immigration has any effect upon his income achievement on the urban labor market.

Model: Dept. variable: income position mobility before and after immigration.

Indept. variables: mine variables.

Method: Using the relative income mobility model, we compare the movement of each individual person's income position before and after immigration to see if there is any immigration effect or not.

Data: From "Investigation of Rural-Urban Migration in Ji'nan city, Shandong Province, 1995", we got first hand data from questionnaires.

Findings: From the analysis of income mobility model before and after immigration, we found that 14.5% of the sample immigrants did not change their income at all, while 73.8% of those immigrants move upward and 11.7% move downward. The more lower of those possessing income position before immigration, the more higher they will move up after immigration, and visa versa. After analyzing which factors influence income mobility, we found that those doing non-agricultural works, and males are more inclined to move downward; while those newly immigrants, and those holding individual enterprises, and those non-training immigrants have the potential to move upward.

Key Words: relative income mobility, economic achievement, urban's temporary migrants on China