

# 人口遷移與就業

陳寬政\* 廖正宏\*\*

人口遷移的研究可大致分為重力模型 ( Gravity Models ) 及選擇性遷移 ( Differential Migration ) 兩類，前者討論就業與居住機會分佈及交通或實質距離對人口遷移的影響，如 Intervening Opportunities ( Stauffer 1940, 1960, Galleand Taeuber 1966, Wadyck 1975 )，Todaro ( 1976 ) Model，及其所暗示的 Markov Model ( spilerwan 1972a, 1972b ) 等，均就人口遷移提出簡化的設定而主張某種函數關係，傾向於對經驗考查所發現的規律性 ( Empirical Regularity ) 完成理論的說明；後者就移動人口的特性如年齡、性別及職業等從事相關或迴歸分析 ( Lee 1966, 1970, Greenwood and sweetland 1972, Long 1973, Mille 1977 )，側重經驗規則之歸納與發現，需要理支持時則經常引用 Duncan ( 1959 ) 的 Ecological Complex 為包羅變項資料的參考架構 ( 如 Sly 1972 )。一般而言，這兩種類型的研究近乎各行其是，少有互相參考的興趣與行為，使人口遷移的研究顯得雜亂無章。

本研究計畫嘗試在上述兩種類型研究間提出一個清通的途徑，修改重力模型的基本設定而容許個人特性如年齡、性別與教育程度等之介入，企圖就台灣經濟發展、社區變遷及人口遷移的相互關係取得較為完整而一致的說明。但是，由於此項研究的目標主要是對社區發展的現況與策略提供適切的意見與建議，則有關社區結構變遷及可藉政策干預而改變的個人特徵 ( 如教育程度等 ) 乃是修改模型首先要考慮的因素。以下，我們首先檢討重力模型之設定與性質，指出其適用範圍與限制，同時分析台灣地區的實證研究以供模型修改之參考。另一方面，選擇性遷移的研究已經發現許多經驗規則而迄無恰當的理論說明，我們設法在修改模型時容納相關的研究發現。最後，使用本研究計畫所收集的人口遷移與就業資料，檢討模型的適用性並就社區發展提出若干建議。

## 一、人口遷移的重力模型

西元 1885 年及 1889 年，Ravenstein 在英國皇家統計學報 ( Journal of the Royal Statistical Society ) 上連續發表兩篇論文，報告多項人口遷移的規律性 ( Laws of

\* 中央研究院三民主義研究所研究員

\*\* 台灣大學農業推廣學系教授

Migration )，對於性別、年齡、所得、距離等與人口遷移的關係均有確定的發現。後來，有關的經驗研究一再證實人口遷移與距離的關係 ( Thomas 1938, Makower et al 1938, 1939 )，並且有許多學者開始引用物理學的模式來從事分析。其中，最早的一個應該是 Young (1928 )，主張都市的人口移入量 (  $m$  ) 為都市吸引力 (  $f$  ) 及距離 (  $D$  ) 的函數

$$m = a f / D, \quad a \text{ 為吸引係數。}$$

此項函數表示都市吸引力愈大則人口移入量愈大，距離愈遠的地點對都市的人口移入愈少。直接使用引力的概念為兩人口之相對遷移，Zipf (1946) 提出所謂的  $P_1 P_2 / D$  假設，令  $X_{12}$  表示兩人口間的對流量， $P_1$  及  $P_2$  為兩個人口的規模，

$$X_{12} = \alpha P_1 P_2 / D, \quad \alpha \text{ 為引力係數；}$$

當然，距離  $D$  對人口遷移的影響也可以自由參數來表示，則

$$X_{12} = \alpha P_1 P_2 / D^\beta, \quad \beta \text{ 為距離係數。}$$

關於重力模型的說明，Stewart and Warntz (1958) 提出 Population Potential 的觀念來表示人口具體的「親和力」，則  $P_1 P_2 / D$  規律可以為此種親和力的外顯效果。

Stouffer (1940, 1960) 也許是第一位嘗試就行為理性的觀點來說明重力模型的學者，他主張以 ( 就業、居住、或文化等 ) 機會量來代替物理質量，以機會增量代替實質距離，產生了中介機會 ( Intervening Opportunities ) 的理論模型。若以  $i$  為圓心，半徑  $r$  所包含的面積  $S_i = \pi r^2$  表示以  $i$  點為中心的「機會」區域，類似於引力作用場的概念， $dS/dr = 2\pi r$  表示  $S$  與  $r$  的相對增量關係。定義人口移入量  $m$  為機會量的函數  $m = f(s)$ ，則  $dm/dr = (dn/ds)(ds/dr)$  可以用來說明人口遷移與距離的關係。由於實證資料指出人口遷移量為距離的倒數之函數， $dm/ds = a/s$  表示此一倒數函數的關係， $a$  為常數；換句話說，兩點間的「中介」機會愈多則相對的人口遷移愈少。將  $dm/ds$  代入  $dm/dr$  的等式並積分，得

$$m = \int dm = a \int \frac{1}{s} ds = a \log s + C$$

移入  $s$  區域的人口量為機會量的對數函數，機會愈多則流入量愈大。現在，設想兩個機會區域  $s_i$  及  $s_j$  對應於  $m_i$  及  $m_j$ ，分別代表  $i$  及  $j$  中心的機會量，而  $s_{ij}$  或  $m_{ij}$  為介乎兩點之間的中介機會量，定義兩點間的人口對流量為

$$X_{ij} = K m_i m_j / m_{ij}^\beta, \quad [1]$$

$K$  為機會吸引係數， $\beta$  為干擾係數 ( Stouffer 1960 : 4 )。Stouffer 的中介機會模型保留  $P_1 P_2 / D$  假設的原型，但以  $m_i, m_j$ ，及  $m_{ij}$  分別代替  $P_i, P_j$ ，及  $P_{ij}$ ，完成了以機會代替質量與距離，以理性代替引力的說明過程。

除了 Stouffer 本人的實證研究外，還有許多其他學者的實證研究（如 Strodbeck 1949, Odd 1950, Galle and Taeuber 1966, Wadycki 1975 等）均對中介機會模型給予相當的支持，並且指出中介機會模型不但在說明上較實質距離模型更具有社會學的意含，而且模型與資料的吻合度（ $R^2$ ）也較高；一般而言，距離模型的  $R^2$  在 0.85 左右，而中介機會模型的  $R^2$  則在 0.90 左右。但是，中介機會與距離模型却有共同的缺點，兩者所決定的都是兩點間的人口對流量，不能將  $X_{ij}$  分解為  $i$  向  $j$  點及  $j$  向  $i$  點的人口移動，使模型的效用減少了許多。為了解決這個人口遷移的方向性問題，Stouffer (1960) 提出競爭遷移 (Competing Migrants) 的概念，以  $i$  及  $j$  點間的直徑做  $d_{ij}$ ，所包含的面積  $s_{ij}$ 。內除  $j$  點以外向  $i$  點移動的人口量  $m_{ij}$  為概念之量化，代入 [1] 式定義自  $j$  向  $i$  點單向移動的人口量

$$Y_{ij} = K m_i m_j / m_{ij}^p m_c^r \quad [2]$$

其中  $K$  為競爭係數，實證研究所得  $R^2$  一般略高於中介機會模型，在 0.95 左右。雖然 [1] 及 [2] 式一般均適用於都市間的人口遷移，模型設定上却無任何條件阻礙其適用於其他狀況，如鄉村對都市或鄉鎮間的人口遷移等。

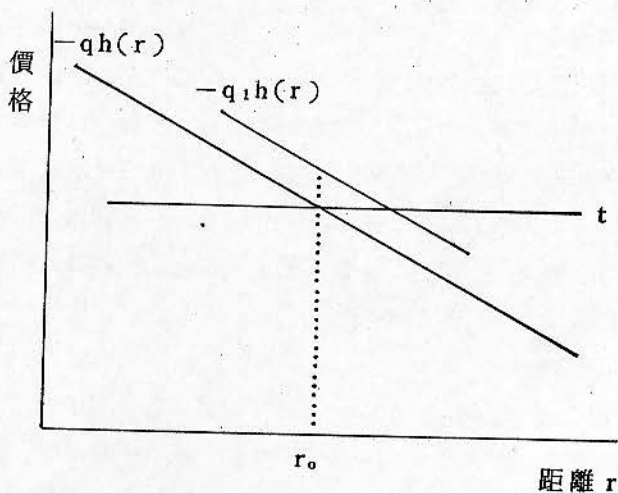
Wadycki (1975) 將中介機會模型適用於美國本土各州間的人口移動，陳宇嘉 (1981) 則取之適用於台灣省四大都市（高雄、台南、台中、及基隆）對台北市的人口遷移，使模型的適用性得到進一步的推廣， $R^2$  均在 0.90 以上。但是，雖然 Galle and Taeuber (1966) 曾做過有關的說明與辯解，這兩項研究亦針對模型的循環定義 (Circular Definition) 及人口遷移的方向性提出合理的質疑：關於定義問題，他們指出由於  $X_{ij}$  及  $Y_{ij}$  分別為  $m_i + m_j$  及  $m_i$  的組成元，而且  $m_c$  亦為  $m_i$  的組成元，在 [1] 及 [2] 式等號左邊被決定的是人口遷移量的部份，右邊則為人口遷移量之全部，在定義及因果設定上不無疑問；另一方面，兩項實證研究均指出，[2] 式所設定的方向性是有問題的， $Y_{ij}$  及  $Y_{ji}$  的估計誤產生系統性的差別，例如四大都市對台北的人口遷移可得到相當穩定的估計結果，反之則不然。由於在概念設計上企圖涵括各種不同性質的「機會」，中介機會模型的適用問題可能因此發生，所以 Stouffer 在初次提出模型時特別強調定義的重要性，例如「在適用模型時，需有精確的定義」（1940:846），「適用於不同性質的人口移動時，需使用不同的定義」（1940:856）。但是，Stouffer (1960) 本人於提出模型修訂時，却使用人口移動（ $m_i, m_j$  及  $m_{ij}$ ）於等號右邊定義機會，決定等號左邊的人口移動（ $X_{ij}$  及  $Y_{ij}$ ），似乎是犯了過度簡化的錯誤。

## 二、經濟發展與人口遷移

事實上，Stouffer (1940) 初次提出中介機會模型時，對「機會」的定義是相當具體的

：適用模型於都市內的人口移動，以住宅租售量（Housing Vacancies）來定義機會，則都市人口之遷移行為似乎在理論上可獲得充分的說明。但是，由於 Stouffer 使用與遷居者現居住宅等量租金（或相等品質）的居住單位為機會之定義，疏忽了都市人口一般係因追求較佳居住條件而遷居的特性，使其說明的效力減少了許多。Stouffer 的先驅性研究於廿年後因經濟學家 Muth (1969) 的理論完成而奠立了都市經濟學的基礎，在都市人口分佈、住宅選擇與交通成本間建構了一個理性的均衡理論，並且包容了經濟地理學家 Clark (1941) 所發現的另一項經驗規則——都市人口密度函數，成為理論的邏輯結論。Muth (1969) 及後來 Mills (1972) 的進一步發展可以圖三做個高度簡化的說明，由於都市內的居所選擇牽涉所得水準、居住水準（以地點及面積表示）及交通支出三項要素，而且都市地價自市中心點向外圍為降指數函數（Exponential Decline），則住宅單價亦為距離  $r$  的降低性函數。圖一以  $h(r)$  表示住宅單價對  $r$  的相對增量，指出對市中心點的距離每增加一個微量單位  $\Delta r$ ；則住宅單價降低  $\Delta h(r)$  個單位，所以  $dh(r)/dr < 0$ 。同時，以  $t$  表示交通支出對距離的相對增量，每增加單位距離所增加的支出是一定的，所以  $t > 0$ 。顯然，一個人受限於其所得水準及住宅面積偏好  $q$ ，在都市內選擇居所時其均衡點為  $t + qh(r) = 0$ ；也就是說，向價廉的方向選擇住宅，所減少的房租開支正好為所增加的交通支出所抵消時，居所的地點確定為  $r_0$  的位置。

圖一 都市內的居所選擇



現在，假定我們所研究的個體希望在既定的所得水準下消費較大面積的住宅，根據新的偏好及房價曲線  $q_1h(r)$ ，他必需往都市外圍移動而且增加交通支出才有可能用相等的價格享受較大面積的住宅，但增加交通支出則預算限制被破壞，除非減少其他開支，需視  $t$  的增加幅度才能確定其希望是否能夠獲得理性的實現。另一方面，如果提高所得以消費較大面積

時，所增加的支出可因所得增加而有所出處，用以決定新的均衡點。換句話說，Muth 的居所選擇模型基本上是一個靜態的模型，則都市內的人口遷移係以破壞均衡的方式為之，因所得增加、交通成本因道路運輸系統改良而減少、或消費習性改變的狀況下，因所得與價格的制衡而產生向新均衡點移動（Path to the Equilibrium）的動態過程。將圖一的個體居所選擇於都市內累積取得總體的居所選擇模型，則圖一所定義的均衡點  $r$ 。可用來說明都市人口密度函數所導出的一項「平均距離」（陳寬政 1981），以歷年平均距離之增加表示人口向郊區移動的趨勢，理論上係所得增加或道路運輸系統改良的結果（Mills 1972）。雖然均以距離為決定人口移動的關鍵因素並且從理性行為與選擇的觀點出發，都市經濟學所發展出來的理論與 Stouffer 所提出的中介機會模型大異其趣，「機會」的概念因所得與地點（價格）之介入而喪失了意義。

顯然因為使用較具體的概念來代替「機會」，居所選擇的模型不但避免了循環定義的問題，而且在模型設定上具備了方向性，使都市人口郊區化（Suburbanisation）的趨勢因此而取得適切的理論說明，比中介機會模型能更深入說明都市內的人口遷移。但是，進一步檢討居所選擇模型之適用性，我們發現此一模型假定(1)向市中心點輻輳的交通型態（Traffic Pattern），及(2)決定居所選擇的因素只有地點與面積、所得、及交通支出三項因素，實際也是過度簡化的模型，使其適用性受到相當大的限制。由於都市內的道路規劃及公共運輸系統多屬輻輳性配置，第一項假定似乎可以接受，此地就都市發展階段或發展史的觀點來檢討第二項假定。首先，值得指出都市內的各種建築（包括道路網、行政及商業大樓、及住宅等）都具有長期「生存」的特性，任何有關都市人口遷移的理論必需涉及長期發展的討論。由於現存建築有老化的現象而且容納人口有限，則人口向都市遷移或都市內人口向郊區遷移顯然必需考慮住宅供給或機會的問題，所以 Stouffer 的居住「機會」仍然是居所選擇模型以外的一項重要因素，雖然 Stouffer 並未討論機會與都市發展的關係。僅需假定人口繼續移入都市而且現有建築不能容納，則新增的人口必需在都市外圍尋求住宅的機會，人口對市中心點的平均距離  $r$ 。（為人口郊區化的指標）當然會因而增加，與所得或道路運輸系統的改變不必然有關。

平實而論，Muth 及 Mills 都曾考慮到住宅供給的問題，居所選擇的模型假定著住宅市場的供需條件，分別以建築商及消費者的均衡來定義，則居所選擇暗示著居住的機會。但是，當住宅供給受限於空地的面積與位置，而且大規模更新非一般建築商能力所及，則影響都市人口分佈與遷移的因素中必需考慮區段年齡與政府措施，使住宅的「機會」成為居所選擇的外在（Exogenous）因素，所以 Harrison and Kain（1974）提出累積性成長（Cumulative Urban Growth）的模型來取代上述的居所選擇模型。陳寬政（1981）曾使用人口密度函數來分析台北都會區的人口分佈與變遷，指出在 1962 至 1979 共十八年間，雖然台北都會

區的人口對市中心點的「平均距離」持續性地加速成長，將靜態的人口分佈函數轉換為動態的人口成長函數，則台北都會區的發展表現明顯的階段性，人口自市區而近郊而遠郊逐漸填滿整個台北盆地，於發展的晚期則市區人口開始發生負成長的現象，處處顯示建物生命週期與人口移動的關係。此項研究進一步指出，早期社會學所發展出來的同心圓說（Concentric-zone Theory）可以說明都市發展的階段性，而都市的區段年齡（以建物年齡為其測度）則規範著都市內的人口移動；所以，我們認為都市內的人口移動與城鄉間或其他地區間的人口移動受到不同因素的影響，需使用不同的理論與模型來加以分析與說明。

以上，我們發現中介機會模型適用於都市內的人口移動時，係以居住的機會為模型建構的關鍵，但適用於都市間、城鄉間、或區域間的人口移動時，就業的機會就比居住的機會重要多了，雖然居住的機會仍然是必需考慮的因素。同時，借助居所選擇模型之討論，我們又發現「機會」之形成需假定某種差距，如住宅品質或價格的差距等；所以Davis（1974）主張人口之移動如水流般係因位差而發生，而位差可以解釋為所得差距、技術差距、或品質差距等，分別表示「機會」概念之量化測度，但既定的機會又有多寡無的差別，為「機會」之質化測度。現在，如果兩地間的所得差距（Wage Differential）足以彌補距離所代表的遷移代價（Miller 1972）而有餘，而人口因位差而自低所得點向高所得點移動，中介機會模型也可以用所得差距及遷移代價來代替，而不失為一個理性行為的模型。進一步設定一個創造所得的程序，則人口不斷自低所得組移入高所得組，一方面形成人口移動的流向（Flows），另一方面則人口的平均所得持續上昇，說明了經濟發展與人口遷移的關係，以  $p$  為高所得組的人口比重，則  $q = 1 - p$  為低所得組的人口比重；令高所得組的平均所得固定為  $a'$  而低所得組為  $a$ ，則所得差距固定為  $a' - a = b$ 。由於人口的平均所得

$$y = pa' + (1-p)a = a + bp$$

且  $a$  與  $b$  均為常數，所以  $y$  因  $p$  之增加（ $0 \leq p \leq 1$ ）而上昇，其相對增量為  $b$ ，起始點為  $a$ 。

其實，費景漢的雙元理論（Fei and Ranis 1964）就是一個結合人口遷移與經濟發展的理論：假定第一部門（即農業部門）因生產力大幅提高而有人力與生產之過剩，形成所謂的制度性工資（Institutional Wage） $a$ ，略足以維持溫飽，如果同時有第二部門（即製造業部門）因技術發展而興起並且提供略高的工資  $a'$ ，則人口自第一部門向第二部門移動， $\bar{y} = a + bp$ 。由於農業部門對土地面積的依賴性高而製造業部門則對人口密度的依賴性高，所以早期的製造業均座落於交通方便容易取得人力的城市及其週邊地區，人口自農業部門流入製造業部門等於人口自鄉村地區移入都市地區，產業轉型涵蘊著人口的都市化。至於創造所得的機轉（Mechanism）費景漢強調農業剩餘轉換為對製造業的資金投入，而製造業則提供工業產品，以價格的形式為對農業產品之購買及工資之支付，則製造業的生產過程可以視

一種加工增值的過程；由於製造業部門沒有人力過剩的問題，而且必需提供較高的工資以吸引農業人力之移入，所以人口流入製造業涵蘊著平均所得（ $\bar{y}$ ）之成長。顯然，此項理論係以所得差距代替「機會」為人口移動的決定因素，則若以遷移代價或就業訊息的價格來定義「距離」，可以形成重力模型的經濟學說明。

### 三、就業機會與人口遷移

台灣地區光復卅餘年來的經濟發展與人口都市化是顯而易見的趨勢，不需實證研究就能確定兩者並行發展的事實，費景漢的理論只不過是就兩者的表面關聯給予深一層意義之闡明而已。但是此項理論似乎假定流入都市及製造業的人口都能獲得適當的就業而賺取較高工資<sup>a</sup>，無視於一般開發中國家及已開發國家之發展早期都市內的失業（Unemployment）與不充分就業（Underemployment）問題，而被批評為一個過度簡化的理論模型。為了解決失業與不充分就業的問題，Todaro（1969）提出一個三部門的模型而容許「等待就業」之運作：第一個部門仍為傳統的農業部門，第三部門為現代的製造業部門，第二部門則為過渡的綜合部門（或稱都市中的傳統部門），由小販、苦力、及失業者等所組成；人口受高工資吸引而離開第一部門後，需在第二部門等待就業的機會，經過若干時間後於第三部門取得就業。我們又回到了老問題，也就是「機會」有無或多寡的問題，Stouffer 的機會與中介機會於此地似可解釋為就業機會，相對於所得差距或機會仍然是討論人口遷移時的一個重要考慮因素。雖然除所得成長外現代部門的就業機會增加也是經濟發展的面向之一，但若模型中未能考慮人口移入與就業機會不一致的可能性，則模型的適用性自然要受到限制。換句話說，雖然費景漢的經濟發展理論本不企圖說明人口之都市化，但適用其理論來說明人口遷移的現象時，需增加設定以求其外部效度（External Validity）之提高。

Todaro（1969:143）定義某一時點都市內的全部勞動力為  $S(t)$ ，而都市現代部門的勞動力為  $N(t)$ ，所以都市傳統部門的勞動力為  $S(t) - N(t)$ 。若現代部門的就業機會增加率固定為  $\phi$ （表示製造業產出增加率與勞動生產力增加率的差額），等待就業的函數為  $\pi(t) = \phi N(t) / [s(t) - N(t)]$ ；由於都市勞動力之增加率  $\Delta S(t) / S(t)$  可以分解為自然增加率  $n(t)$  及社會增加率  $m(t)$  兩部份， $m(t)$  為鄉村勞動力之移入

$$m(t) = \pi(t) F \{ [Y_u(t) - Y_R(t)] / Y_R(t) \} \quad [3]$$

$Y_u(t)$  及  $Y_R(t)$  分別代表都市及鄉村的平均所得（或工資），則  $[Y_u(t) - Y_R(t)] / Y_R(t)$  為所得差距之度量，而  $F$  則表示所得預期的函數；若  $\beta(t) = [Y_u(t) - Y_R(t)] / Y_R(t)$ ，令  $dF / d\beta(t) > 0$  表示所得差距愈大則所得預期愈高。顯然，此一模型將人口移動特定為鄉村人口向都市之移動，係以就業機會與所得差距為決定因素。當所得差距  $\beta$  固定時，

在都市現代部門就業的機率  $\pi(t)$  愈大則移入愈多；當就業機率固定時，所得差距愈小則移入都市的人口愈少。更正確地說，此模型係以就業的機率來「調整」所得差距對人口移動的效果，所得差距仍然是主要的考慮因素：需有預期的所得增加（或生活品質之提高）才能產生遷移的動機，而就業的機率只能視為阻礙性或鼓勵性的因素。由於  $\phi = \Delta N(t) / N(t)$ ，所以  $\pi(t) = \Delta N(t) / [S(t) - N(t)]$ ；如果我們有理由相信  $0 \leq \pi \leq 1$  亦為固定的數值，則  $m(t) = \pi F[\beta(t)]$  為所得預期的比例函數，Todaro Model 回復為較簡單的雙元模型。

另一方面，如果我們放棄質量與引力的觀念，則  $m_{ij} = \alpha m_i m_j / D_{ij}$  可就起點與終點 (Origination and Destination) 的分析模型取得適當的說明。如果全部人口可以分割為  $K$  個地區性的人口，其對流量可以編列為 OD 表如表 1， $m_{i.}$  ( $i = 1, 2, \dots, K$ ) 表示不動的人口 (Immobiles)， $m_{ij}$  表示自  $i$  點向  $j$  點移動的人口 (Mobiles)。暫不考慮人口出生與死亡及對  $K$  地區外其他地點之移動，僅討論人口對流與人口分佈的關係，起點人口為  $m_i = \sum_j m_{ij}$ ，終點人口為  $m_j = \sum_i m_{ij}$ 。如果移動或不移動或移向任意  $j$  點 ( $j = 1, 2, \dots, K$ ) 的機率是非結構性的，我們可以根據貝氏原理 (Bayes' Theorem) 計標  $i$  點向  $j$  點的移動量為  $m_{ij} = m_i m_j / m$ ，而且  $m_{ij} / m_j = 1$  且  $D_{ij} \geq 1$ ， $\alpha$  為常數，則  $m_{ij} = \alpha m_i \cdot m_j / D_{ij}$ ，而  $m_{i.} = \alpha m_i \cdot m_j$  為必需的限制。從 OD 表導出的  $m_{ij}$  決定函數除  $m_{i.}$  及  $m_{.j}$  的定義外，幾為人口遷移重力模型之原型，却無人口移動的方向性問題。由於起點的人口  $m_{i.}$  可以視為既有 (Given) 且  $m_{ij}$  顯然取決於終點的人口  $m_{.j}$  及距離  $D_{ij}$ 。定義人口移出率  $r_{ij} = m_{ij} / m_{i.} = \alpha m_{.j} / D_{ij}$ ，一般而言，除非  $m_{i.} = m_{.j}$ ， $r_{ij} \neq r_{ji}$ 。顯然，此項結果與 Todaro Model 使用就業機率  $\pi(t)$  來調整所得差距是相干的，人口之移動不僅與兩點間的相對位置或位差有關，而且與終點的容量 (Capacity) 有關。

表 1 K 個地區間的人口對流

起點	終 點			起點 人口	
	1	2	..... K		
1	$m_{11}$	$m_{12}$	.....	$m_{1k}$	$m_{1.}$
2	$m_{21}$	$m_{22}$	.....	$m_{2k}$	$m_{2.}$
⋮	⋮	⋮		⋮	⋮
K	$m_{k1}$	$m_{k2}$	.....	$m_{kk}$	$m_{k.}$
終點人口	$m_{.1}$	$m_{.2}$	.....	$m_{.k}$	$m_{.}$



但是，由於  $\pi(t) < 0$  不能產生遷移的所得預期，Todaro Model 只能說明人口之定向流動 (Streams) 而不能說明人口之回流 (Counterstreams, 詳見 Ravenstein 1885, 1889 及 Lee 1966 的有關討論)，似可認為係淨移入的模型。使用 OD 表來分析人口之淨移入

$$m = (m_{ij} - m_{ji}) / m_{.j} ,$$

$$m = (\alpha / D_{ij}) [(m_{i.} m_{j.} / m_{.j}) - (m_{j.} m_{.i} / m_{.j})] ,$$

為機會差距  $[(m_{j.} m_{.j}) - (m_{j.} m_{.i} / m_{.j})]$  及實質距離  $D_{ij}$  的函數。如果我們定義  $D_{ij}$  為遷移的直接與間接代價，而機會差距為所得預期與就業機率的乘積，則 OD 表的分析似可導出比 Todaro Model 更為完整的模型。更進一步，OD 表的分析可以直接就移出與移入區的機會容量來討論人口移動，對於移出入所產生的人口再分配當能獲得較精確而深入的了解。事實上，OD 表分析只是 Markou Model 的基本概念而已，則以上我們所討論的中介機會、所得差距及就業機率等均可視為重力模型的理論說明，而以 OD 表的分析為其參考架構。當然，這些模型都有一個共同的設定問題，也就是「事後聰明」或反覆定義 (Tautology) 的問題；雖然均強調人口移動的結構因素，却似均以遷移的行動來說明遷移，即使人口反向移動，也可用完全相同的模型來加以說明。

據 Standing (1978) 的主張，即使人類的遷移行為可以使用理性抉擇來了解，選擇性的遷移指出某些人比其他較容易移動；或者反過來說，某些人比其他更不容易移動，無論所得或就業機會是如何分佈。也就是說，在一個人口內的個體對相同的機會吸引並不必然產生相同的反應，雖然 Todaro Model 可以改寫為個人的效用函數，使所得預期反映個人的不同條件與背景。施俊吉 (1982) 曾經嘗試使用個人的年齡、教育程度及所得等來限制效用函數，假定對應於不同限制條件所產生的抉擇 (以 1 或 0 表示) 可以常態機率分配來定義，則個人及個別背景條件的常態分配加總為兩地間人口遷移的累積性常態曲線 (Normal Ogiue)，取得有關兩點間人口移動的若干定理。其中，很重要的是確定在結構條件 (如所得差距) 不變的情況下，兩點間的人口移動率發生先增而後減的週期現象，暗示著移出區的人口衰竭及移入區的機會飽和狀態。但是，累積性常態分配很難從事經驗資料之查證，而若以邏輯函數 (Logistic Function) 來取代則對教育及年齡等個人性徵之影響無從分辨。由於人口須由不同性徵的個人所組成，選擇性遷移造成人口組成之變遷而影響未來的人口遷移，我們可以就選擇性遷移的規律來檢討重力模型之適用，不必假定常態的機率分配而累積加總。

#### 四、人口年輪與人口遷移

據 Standing (1978:208-11) 之檢討，選擇性遷移中最重要之規律為性別、年齡別及教育程度別的人口遷移：遷移的人口傾向為年輕而教育程度高的人口，雖然移出區的高教育人

口一般僅為移入區的中等教育人口，而性別的遷移率則因移入區的產業結構而不同。由於本研究的重點為家戶遷移而女性戶長在本研究樣本中僅佔十分之一，且其遷移行為一般很難預料，所以我們的資料分析限於男性戶長的家戶遷移行為。換句話說，在我們的分析模型中，性別的人口遷移不是一個重要的問題而年齡別及教育程度別的人口遷移則為限制重力模型適用性的主要條件。但是，如果我們將人口  $P(t)$  分解為若干個年齡組  $P(a, t)$ ， $P(t) = \sum P(a, t) = \sum S(a)B(t-a)$  表示今年的年齡組人口為  $a$  年前出生的人口。所以，不同年齡組的人口經歷不同的生命史，其成長過程中所遭遇的社會經濟狀況及變遷均不相同，可以預期不同的遷移行為。例如，今年 62 歲的人口出生於 1920 年，其成長過程中台灣地區的社會經濟變遷雖然開始但不明顯，而今年 32 歲的人口出生於 1950 年，其受教育期間經歷了鉅大的教育結構變遷，就業時則適逢台灣經濟高速發展的時期，應該有不同的遷移行為。另一方面，不同的年齡代表不同的成長階段，對遷移及就業的需求不同，一個剛完成學校教育的年輕人較諸一個已經建立事業的中年人而言，應該有較高的移動率。同時，教育程度也影響著一個人的就業機會，教育程度愈高則就業機會愈集中於都市的現代部門，教育程度愈低愈集中於農村及都市的傳統部門，可以預期不同的遷移行為。

在其他的文章裡我們曾經敘過樣本鄉鎮的行業結構，並且指出人口吸收區集中次級與三級行業的就業機會，人口移出區則多初級行業的就業機會，經濟發展所產生的新興行業（現代部門）為人口移入的焦點。同時，我們又曾指出，人口吸收區的教育程度一般高於人口移出區，則教育別的人口遷移與社區產業結構有密切的關聯。如果社區產業結構與教育程度間的關聯係選擇性人口遷移的結果，或是說選擇性遷移改變了社區的人口組成，則表 2 所顯示的相關可以得到充分的說明。全部 780 位男性戶長中，有 61% 為小學以下的教育程度，56% 從事次級與三級行業的工作；若將「其他」行業一欄的人口扣除而教育程度合併為初中以下及高中以上兩項，計交叉表相關得 Yule's  $Q = 0.75$ ，指出教育程度與就業機會間的差異性關聯，則一般性的就業機會及同質人口的模型顯然不能充分說明人口之移動。換句話說，由於不同種類的就業機會需求不同教育程度的勞動力，或者不同教育程度的人口產生不同的所得預期及移動意願，則人口遷移的理論模型必需考慮遷移人口的教育程度與移入區的產業結構間之對應關係。例如，泰山與平鎮為製造業集中的城鎮，以次級行業為其經濟活動之主體，而潮州及頭份則為地區性的服務中心，當地居民以初級與三級行業為重，顯然對遷移人口的需求不同，也吸引不同類型的人口移入。

但是，人口的教育與行業組成係社會經濟發展的結果，而且係一長期發展的結果。由於不同年齡的人口  $P(a, t)$  出生於不同的年代  $y = t - a$ ，於成長期間經歷不同的教育與經濟發展階段，則年齡組人口的教育與行業組成可以反映發展的趨勢與影響。從人口遷移的角度來討論社會經濟之發展，年齡組的人口組成既然代表著不同的發展階段，則產業轉型勢需透

年齡組人口來傳遞。換句話說，年齡組人口在我們的模型分析中不僅代表個人的成長階段也代表社會經濟之成長階段；視所討論的現象而定，有時我們係以年齡組人口  $P(u, t)$  人口年輪 (Birth Cohort)  $B(t-a)$  之代用品，有時則以年齡組人口表示人口之「年齡組成」。表 3 陳列樣本戶長的年齡別教育程度與行業組成，進一步分析表 2 所敘述的教育程度與行業之關聯。顯然，除了卅四歲以下年齡組因人數較少而致誤差較大外，一般而言年齡組的行業及教育組成確能表現社會經濟發展的趨勢或階段性，較年輕（較晚近出生）的人口則有較高的教育程度，較多從事次級與三級行業的人口。例如，30—34 歲年齡組的人口出生於 1948—1952 年間，於 1956 年左右台灣地區的教育制度急速發展以後進入小學接受教育，有 40% 的人完成高中以上的教育；而且於 1976 年左右台灣地區的經濟發展漸趨成熟時開始進入勞力市場尋求就業，有 80% 的人在次級與三級行業中取得職位。

表 2 男性樣本戶長的教育程度與行業

教育程度	初級行業	次級與三級	其他*	總數**
小學以下	175	211	91	477
初中(職)	16	96	19	131
高中(職)	9	84	15	108
大專以上	3	46	15	64
總數	203	439	141	780

\* 包括軍人、非勞動力及未填答行業者。

\*\* 不包括未填答教育程度者。

此地，雖然年齡組的教育組成指出教育發展是相當晚近的趨勢，但年齡組的行業組成却似乎暗示產業轉型之於教育發展並非完全一致，不需教育發展就可以有次級與三級行業之興起。事實上對大多數人而言，接受教育是一生一次 (Once for All) 而且是在年輕時才有可能參與的程序，則年齡組的教育組成可以正確反映教育發展的階段性。另一方面，個人的勞動參與則非一生僅有一次且固定在生命早期的行為，而是可以延續許久，可以因年齡或經驗增加而變換行職業的行為。同時，當產業轉型所需的人力不能自教育制度中取得時，產業也可以自行發展人力而以短期訓練來代替教育的功能，則教育人力不必然要「配合」產業之需求才能對經濟發展有所貢獻。換句話說，表 3 行業組成比與教育組成比的差額可以用人口轉業、昇遷、短期訓練、或「濫竽充數」來彌補，則兩者的不一致性不必暗示著教育發展與產業轉型之不相關聯。反過來說，如果表 3 的年齡組人口所呈現的教育發展趨勢與產業轉

表 3 男性樣本戶長的年齡、行業及教育程度組成

年齡組	行業組成			教育程度組成**					
	初級	次三級	其他*	次三級 人口比重	小學以下	初中職	高中職	大專以上	高中以上 人口比重
24歲以下	4	6	3人	60%	2	4	5	1人	50%
25—29	5	66	4	93	16	19	28	12	53
30—34	22	91	15	81	55	21	31	20	40
35—39	17	63	5	79	43	20	13	8	25
40—44	28	57	8	67	59	13	12	9	23
45—49	38	56	9	60	81	13	6	3	9
50—54	36	36	14	50	66	12	4	3	8
55—59	19	33	20	64	56	11	3	2	7
60—64	14	19	26	58	38	13	4	4	14
65+	20	12	37	38	61	5	2	2	6
總數	203	439	141		477	131	108	64	

\*包括軍人、非勞動力及未填答者，於計算次三級人口比重時自總數中扣除。

\*\*不包括未填答教育程度者。

不是無關，因大多數人都在完成學校教育後才進入勞力市場，則教育發展的趨勢至少可以部分說明產業人力結構之變遷。適用於人口遷移的模型分析，既然愈晚近出生的人口有愈高教育程度而且愈多在次級與三級行業取得就業，則有效的理論模型至少必需使用人口年輪概念，才能完全說明人口之遷移。

## 五、人口年輪、教育發展與就業

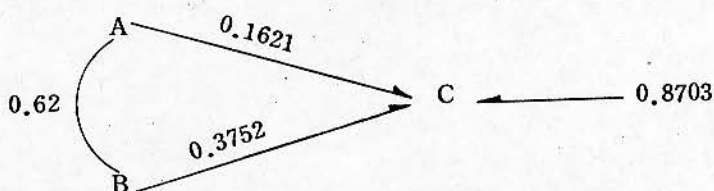
表 3 雖然陳述了個別年齡組的教育與行業組成，而表 2 也說明了教育程度與行業間的高度相關，却未能同時 ( Simultaneously ) 處理人口年輪與教育程度對個人就業的影響。表 4 係將 780 位男性戶長進一步過濾，去除行業不詳或年齡在 24 歲以下及 65 歲以上者，依據 25 - 34 及 35 - 64 的年齡分組 ( 為 A 變項 ) 形成教育程度 ( 為 B 變項 ) 與行業 ( 為 C 變項 ) 間的交錯表，得  $2^3 = 8$  項分佈次數。表 4 的三個雙元週邊分佈 ( Two-Way Margines )

表 4 年齡分組、教育程度與行業組成的關聯

年齡分組	高中以上		初中以下	
	次三級	初級	次三級	初級
25 - 34	72	5	84	22
35 - 64	53	7	210	145

AB、AC 及 BC 就是表 2 及表 3 所陳述的三個變項間的兩個相關，我們使用這三個週邊來重述有關的結論：(1)  $Q_{AB} = 0.62$  指出人口年輪與教育程度間有中等程度的相關，愈晚近出生的人口有愈高的教育程度；(2)  $Q_{AC} = 0.54$  指出人口年輪與行業結構間也有中等程度的相關，愈晚近出生的人口愈多在次級與三級行業取得就業；(3)  $Q_{BC} = 0.71$  為較強度的相關，顯示教育程度與就業間的密切關聯。顯然，教育發展對行業結構的轉變有較大的影響，而人口年輪所代表的社會經濟變遷在去除教育發展的效果後對行業結構的影響較小。假定上述三個相關係數均為積差相關 ( Product - Moment Correlations )，三個變項間的關係可以藉圖二的擬路徑模型獲得初步的認識；圖二指出，A 與 B 對 C 中等程度相關實係 AB 相關的

圖二 年齡、教育程度與行業的擬路徑模型



加性效果，所以A與B對C的「淨」效果均遠低於相對應的相關係數，而模型決定值  $R^2 = 0.2425$  則指出尚有其他因素對行業結構之改變有重大的影響。

但是，圖二模型之討論係假定交錯表的Yule's Q等於PM Correlation時所做的類推(Analogy)，僅能視為一個初步了解的工具，不能就其係數估計做進一步的檢討。此地，我們使用Log-linear Models (Bishop, Fienberg, and Holland 1975) 來說明表4的8個分佈次數  $m_{ijk}$ ；令A的分類為  $i=1, 2$ ，B的分類為  $j=1, 2$ ，而C的分類為  $k=1, 2$ ，則

$$\log m_{ijk} = U + U_i + U_j + U_k + U_{ij} + U_{ik} + U_{jk} + U_{ijk} \quad [4]$$

[4]式將  $\log m_{ijk}$  表示為一群U係數的線性組合， $U_i$ 、 $U_j$ 及 $U_k$ 分別為單元的週邊係數， $U_{ij}$ 、 $U_{ik}$ 及 $U_{jk}$ 為雙元的週邊係數，而 $U_{ijk}$ 為三元的週邊係數；同時，每一個u係數在i、j或K方面(with the respect of)的和均為零。現在，定義一個相對比(Odds-ratio)  $\Omega_{ij} = m_{i1j} / m_{i2j}$ ，代入[4]式得

$$\begin{aligned} \log \Omega_{ij} &= \log m_{i1j} - \log m_{i2j} \\ &= U_{K(1)} - U_{K(2)} + U_{iK(1)} - U_{iK(2)} + U_{jK(1)} - U_{jK(2)} + U_{i j K(1)} - U_{i j K(2)} \\ &= \beta_0 + \beta_i + \beta_j + \beta_{ij} \quad ; \end{aligned} \quad [5]$$

其中， $\beta_0 = 2U_{K(1)}$ ， $\beta_i = 2U_{iK(1)}$ ， $\beta_j = 2U_{jK(1)}$ ， $\beta_{ij} = 2U_{i j K(1)}$ ，而且  $\sum_i \beta_i = \sum_j \beta_j = \sum_i \beta_{ij} = \sum_j \beta_{ij} = 0$ ，稱為Logit-response Model (Goodman 1972, 1976)。顯然，[5]式保留了[4]式的行業別(C)的單元週邊係數  $u_k$ ，而去除了年齡分組(A)及教育程度(B)的單元係數  $u_i$  及  $u_j$ ；將  $\log \Omega_{ij}$  表示為一般變異數分析中的應變項，而  $\beta_i$  及  $\beta_j$  則為主效果， $\beta_{ij}$  為互動效果。令

$$\underline{Y} = \begin{pmatrix} \log \Omega_{11} \\ \log \Omega_{12} \\ \log \Omega_{21} \\ \log \Omega_{22} \end{pmatrix}, \quad X = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & -1 & -1 \\ 1 & -1 & 1 & -1 \\ 1 & -1 & -1 & 1 \end{pmatrix}, \quad \underline{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_i \\ \beta_j \\ \beta_{ij} \end{pmatrix},$$

[5]式可以改寫為  $\underline{Y} = X\underline{\beta}$ ；由於  $X'X = 4I$ ，

$$\underline{\beta} = (X'X)^{-1} X' \underline{Y} = \frac{1}{4} X' \underline{Y} = X^{-1} \underline{Y} = \frac{1}{4} \begin{pmatrix} Y_{11} + Y_{12} + Y_{21} + Y_{22} \\ Y_{11} + Y_{12} - Y_{21} - Y_{22} \\ Y_{11} - Y_{12} + Y_{21} - Y_{22} \\ Y_{11} - Y_{12} - Y_{21} + Y_{22} \end{pmatrix},$$

而且各係數互相獨立，在模型中去除任一係數均不影響其他係數的數值(陳文玲，1983)。

由於  $\underline{Y} = X\underline{\beta}$ ，[5]式表示  $\log \Omega_{ij}$  為四個  $\beta$  係數所完全決定(Complete Determination)，而且  $\beta_{ij}$  並非前述理論的要點，我們進一步設定  $\beta_{ij} = 0$ ，並以樣本統計數(或估計值)

$$\underline{b} = \begin{pmatrix} b_0 \\ b_i \\ b_j \end{pmatrix} \quad \text{及} \quad \underline{e} = \begin{pmatrix} e_{11} \\ e_{12} \\ e_{21} \\ e_{22} \end{pmatrix}$$

分別代表母數  $\beta$  及  $\epsilon$ ，得  $\underline{Y} = X \underline{b} + \underline{e}$ 。使用最小平方法，令  $X' \underline{e} = 0$  解  $b$  值，

$$\underline{b} = \begin{pmatrix} 1.6005 \\ 0.4031 \\ 0.7454 \end{pmatrix}, \quad R^2 = 0.9909。$$

顯然，[5] 式中的 動效果  $\beta_{ij}$  並不是一個主要的係數，對於個人之就業並無顯著的影響；換句話說，表 4 所陳述的關聯主要是雙元的相關，僅需控制 A 與 B 之間的相關就可分別了解 AC 及 BC 間的相關。[5] 與 [4] 式的比較指出，我們的模型所決定的  $Y_{ij} = \log \Omega_{ij}$  已經去除了  $U_{ij}$  的效果，也就是控制了 A 與 B 變項間的相關，則  $b_i$  及  $b_j$  都是所謂的「淨」效果的係數估計。表 3.5 將  $Y_{ij}$  的總變異量  $\Sigma Y_{ij}^2$  分解為四個互相獨立的效果，指出行業結構 ( $U_K$ ) 對個人的就業有最大的影響力：當次級與三級行業的就業機會較多時，無論個人的年齡分組或教育程度，在次三級行業就業的可能性當然也較大。另一方面，教育程度對個人就業的「淨」效果明顯大於年齡分組的效果，則教育對經濟發展的貢獻雖於人口年輪（攜帶著教育的成效）進入勞力市場時，因行業結構轉變的時宜而有差別，其「平均」效果仍然是顯著的。有趣的是，兩個主效果合計說明了  $Y_{ij}$  變異量的 21%，與圖二的數值相當接近。最後值得指出，扣除了經濟發展與教育成長的效果  $\beta_0$  及  $\beta_j$  以後，人口年輪的概念已經清除了社會經濟變遷的內涵，剩下的可能只是人口年輪規模 (Cohort size) 對個人競爭就業的「淨」效果而已，所以表 5 顯示年齡分組只能說明極小比重的  $Y_{ij}$  變異量。

表 5 主效果與互動效果之分解

名 稱	[5]式	[4]式	估計值	$\Delta R^2$	$R^2$
常 數 項	$\beta_0 = 2$	$U_{K(1)}$	1.6005	0.7795	0.7795
年 齡 分 組	$\beta_i = 2$	$U_{iK(1)}$	0.4031	0.0495	0.8290
教 育 程 度	$\beta_j = 2$	$U_{jK(1)}$	0.7454	0.1619	0.9909
互 動 效 果	$\beta_{ij} = 2$	$U_{ij(1)}$	-0.0817	0.0091	1.0000

現在，我們需要對 [5] 式的  $\beta$  係數值做進一步的說明：令  $\alpha = (\alpha_0, \alpha_i, \alpha_j, \alpha_{ij}) = \text{Exp}(\beta_0, \beta_i, \beta_j, \beta_{ij})$ ， $\Omega_{ij} = m_{ij1} / m_{ij2} = (m_{ij1} / m_{ij.}) / (m_{ij2} / m_{ij.}) = P_{ij} / (1 - P_{ij}) = \alpha_0 \alpha_i \alpha_j \alpha_{ij}$ ，表示  $i$  年齡分組與  $j$  教育程度的個人於次三級行業取得就業的機率相對於不能在次三級行業取得就業的機率之對比，係取決於  $\alpha$  係數之乘積。如果此項對比不因年齡分組

及教育程度而有差異，則  $\Omega_{ij} = \alpha_0$  為一不變的數值；如果此項對比單獨因年齡分組或教育程度而有差異， $\Omega_{ij} = \alpha_0 \alpha_i$  或  $\Omega_{ij} = \alpha_0 \alpha_j$  因  $i$  或  $j$  值之變異而有增減；如果此項對比因年齡分組及教育程度而有不同， $\Omega_{ij} = \alpha_0 \alpha_i \alpha_j$  因  $i$  及  $j$  值之不同搭配而增減。由於  $\alpha = \text{Exp}(\beta)$ ， $\beta$  愈大則  $\alpha$  亦愈大，直接決定了  $\Omega_{ij}$  的數值，而  $\Omega_{ij}$  愈大則表示  $i$  年齡分組及  $j$  教育程度的個人在次三級行業取得就業的機率愈相對大於在初級行業取得就業的機率。由於  $\Omega_{ij} = P_{ij} / (1 - P_{ij})$ ， $P_{ij} = \Omega_{ij} / (1 + \Omega_{ij})$  可以提供一些數值計算做為討論的例證；當  $\beta_i = \beta_{ij} = 0$  而  $i = 1$  時， $\Omega_{ij} = \alpha_0 \alpha_i = e^{b_0} e^{b_i} = (4.9555)(1.4965) = 7.4159$ ，也就是當去除教育發展及其與年齡分組的互動效果時，較晚近出生（較年老）的人口在次三級行業取得就業的機率是  $\hat{P}_{ij} = 0.7681$ 。進一步於上述  $\beta_i = \beta_{ij} = 0$ ，而  $i = 1, 2$  時的  $\hat{P}_{ij}$  加上  $\beta_j \neq 0$  的效果，得  $\hat{P}_{11} = 0.9399$ ， $\hat{P}_{12} = 0.7787$ ， $\hat{P}_{21} = 0.8747$ ， $\hat{P}_{22} = 0.6111$ ，結果均列入表 6。使用變異數分析表的形式，表 6 內四個小格（Cells）的  $\hat{P}_{ij}$  像是  $i$  年齡分組及  $j$  教育程度的平均機率，而週邊則分別於橫欄（ $i = 1, 2$ ）列入  $\beta_i = 0$  時的  $\hat{P}_{i.}$ ，類似於年齡分組的平均機率；於縱行（ $i = 1, 2$ ）列入  $\beta_i = 0$  時的  $\hat{P}_{.j}$  總平均數的位置則列入  $\beta_i = \beta_j = \beta_{ij} = 0$  時的  $\hat{P}_{..}$ 。以  $\hat{P}_{1.} - \hat{P}_{2.}$  來測度  $\beta_i$  的效果， $\hat{P}_{.1} - \hat{P}_{.2}$  來測度  $\beta_j$  的效果，顯然後者大於前者，而  $\hat{P}_{..}$  則指出在既定的行業結構下一個「平均人」於次三級行業取得就業的機率是 0.8321。

表 6 以  $\beta_{ij} = 0$  為基線的次三級就業機率

年 齡 分 組	教 育 程 度		$\beta_j = 0$
	高中以上	初中以下	
25 - 34	0.9399	0.7787	0.8812
35 - 64	0.8747	0.6111	0.7681
$\beta_i = 0$	0.9126	0.7016	0.8231

## 六、結論與建議

我們的模型分析指出，非都會區內的人口遷移與就業機會及所得差距形成某種函數關係，可以認為人口的遷移因所得或生活品質差距而發生，但以就業機會為調整的因素。如果移入都市工業地區（即本研究所定義的人口吸引區）的人口等待就業的時間過長或就業困難，則於都市的傳統部門形成不充分就業的狀況，如攤販橫行等，造成人口吸收區的社會問題。解決這個問題的可行途徑有：

(1) 加速就業機會之發展，減少人口吸收及移出區的不充分就業，並且縮減所得差距。根據模



型的分析與其他開發中國家的經驗，人口吸收區的就業機會增加促使人口之繼續流入，就長期而言雖然是加速全國的經濟發展與人口轉業，但短期而言則製造人口吸收區的社會問題。我們認為，配合人口吸收區就業機會之發展，目前已經實施在人口移出區發展就業機會的措施也是一項重要而值得維持的工作。此舉不僅在人口移出區內增加人口移出的阻礙因素，而且縮減吸收區與移出區的所得差距；有助於全國性的均衡發展。

②在人口遷移的兩端採取較消極的預防性措施，例如提供各地就業的訊息服務，對各種就業機會的能力與待遇加以分析，協助人民從事理性的思考與抉擇。最近台北縣政府提出有關外來人口的研究方案也不失為一可行的辦法。若針對移入人口的特性與就業困難從事實證分析並尋求廠商協助提供就業機會，則人口吸收區的社會問題可因之獲得部份的解決。但是，此項工作需要有一正確遠大的規劃與設計，在適當的理論模型下參考既有的經驗資料，才能取得有效而可行的方案設計，則無論是在研究經費、設備或人力上均應講究品質及效率。

另一方面，我們的實證資料顯示，現有的理論模型缺乏對人口年齡及教育組成之考慮，顯係同質性人口之設計使模型的適用性受到相當的限制。如果同時考慮年齡及教育程度別的人口遷移，則可以確信遷移人口大多是完成學校教育後第一次尋求就業的年輕人口，只有這樣的人口才能適應新的工作與生活環境，從事不同於其出身背景的生產過程。所以，我們主張各級學校教育應加強就業輔導的工作，減少等待就業的時間以避免社會問題之發生。對於不適合就業或無市場需要的人力，各級學校及政府似可依其志願給予職業訓練或協助創業，則就業困難的狀況可以減少許多。遷移人口中也有企圖變換職業的人口，但此類遷移人口大多依既有的社會及生產關係尋求新的就業，僅需對轉業發生困難者給予適當的輔導即可。換句話說，人口遷移與就業的問題係年輕人口的問題，充分使用社區資源（如學校、政府及廠商），規劃社區的就業機會，配合本地及外來人口的就業需求，可能需要一個統籌性的社區機構來辦理。

最後，從我們及其他人的研究資料上可以發現，人口吸引區因人口遷移而獲得較年輕的人口組成，人口移出區則因人口遷移而產生較年老的人口組成，且前者有較高的教育程度而後者較低。此一結論顯示，人口移出區在不均衡的發展下遭受損失與剝奪，其人口生產力因而偏低，如果沒有所得回流將使吸收區與移出區的所得差距更形擴大。為了解決此問題，除了配合全國性的區域均衡發展計劃之外，移出區的鄉鎮似可提供公共設施以尋求較高所得的就業機會之創設。但是，所謂的公共設施通常包括道路、交通運輸及倉儲系統之建立，反而因減少距離所代表的阻礙性因素或遷移代價而促成人口之移出。就長期而言，如果公共設施完成後能吸引投資而創造就業機會，則人口移出量可望降低而增加移入量，達成提高所得的目標並且有助於區域的均衡發展。

## 參考文獻

- Clark, Colin  
 1951 "Urban population densities", *Journal of Royal Statistical Society* 114-A (Part IV): 490-6.
- Davis, Kingsley  
 1974 "The migration of human population", *Scientific American* 231 (September): 93-105.
- Dodd, Stuart C.  
 1950 "The interactance hypothesis: a gravity model fitting physical masses and human groups", *American Sociological Review* 15 (April): 245-56.
- Duncan, Otis D.  
 1959 "Human ecology and population studies", in P. H. Hauser and O. D. Duncan (eds.), *The Study of Population*, Pp. 678-716. Chicago: University of Chicago Press.
- Fei, John C. H. and Gustav Ranis  
 1964 *Development of the Labor Surplus Economy: Theory and Policy*. Homewood: Richard D. Irwin.
- Galle, Omer R. and Karl E. Taeuber  
 1966 "Metropolitan migration and intervening opportunities", *American Sociological Review* 31 (February): 5-13
- Goodman, Leo A.  
 1972 "A modified regression approach to the analysis of dichotomous variables", *American Sociological Review* 37: 28-46.  
 1976 "The relationship between modified and usual multiple-regression approaches to the analysis of dichotomous variables", *Sociological Methodology* 1976: 83-110.
- Greenwood, Michael J. and Douglas Sweetland  
 1972 "The determinants of migration between standard metropolitan areas", *Demography* 9 (November): 665-81.
- Harrison, J. D. and John F. Kain  
 1974 "Cumulative urban growth and urban density functions", *Journal of Urban Economics* 1 (January): 61-98.
- Hempel, Carl G.  
 1965 *Aspects of Scientific Explanation*. New York: The Free Press.
- Lee, Everett S.  
 1966 "A theory of migration", *Demography* 3 : 47-59.  
 1970 "Migration in relation to education, intellect, and social structure", *Population Index* 36: 437-44.
- Long, Larry  
 1973 "Migration differentials by education and occupation: trends and variations", *Demography* 10 : 243-58.
- Makower, H. et al.  
 1938 "Studies in mobility of labor: a tentative statistical measure", *Oxford Economic Papers*, October.  
 1939 "Studies in mobility of labor: analysis for Great Britain", *Oxford Economic Papers*, May and September.
- Miller, A. R.  
 1977 "Migration differentials and labor force participation: U. S. 1960", *Demography* 14: 58-67.

- Miller, Edward  
 1972 "A note on the role of distance in migration: costs of mobility versus intervening opportunities", *Journal of Regional Science* 12 : 475-8.
- Miller, Edward  
 1972 *Studies in the Structure of the Urban Economy*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Muth, Richard F.  
 1969 *Cities and Housing*. Chicago: University of Chicago Press.
- Rosenstein, E. G.  
 1885 "The laws of migration", *Journal of Royal Statistical Society* 47 (June): 167-227.  
 1889 "The laws of migration", *Journal of Royal Statistical Society* 51 (June): 241-30.
- Smyly, David F.  
 1972 "Migration and ecological complex", *American Sociological Review* 27 (October): 615-28.
- Spilerman, Seymour  
 1972a "The analysis of mobility processes by the introduction of independent variables into a markov chain", *American Sociological Review* 37 (June): 277-94.  
 1972b "Extension of the mover-stayer model", *American Journal of Sociology* 78 (November):
- Standing, Guy  
 1978 *Labour Force Participation and Development*. International Labour Office, Geneva.
- Stewart, John Q. and William Warntz  
 1958 "Physics of population distribution", *Journal of Regional Sciences* 1 (Summer): 99-123.
- Stouffer, Samuel A.  
 1940 "Intervening opportunities: a theory relating mobility and distance", *American Sociological Review* 9 (December): 138-48.  
 1960 "Intervening opportunities and competing migrants", *Journal of Regional Sciences* 2 (Spring): 1-26
- Strodbeck, Fred  
 1949 "Equal opportunity intervals: a contribution to the method of intervening opportunity analysis", *American Sociological Review* 14 (August): 490-7.
- Thomas Dorothy S.  
 1938 "Research Memorandum on Migration Differentials." *Social Science Research Bulletin* No. 43, New York.
- Todaro, Michael P.  
 1969 "A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries", *American Economic Review* 59 (March): 138-48.  
 1976 *Internal Migration in Developing Countries: A Review of Theory, Evidence, Methodology and Research Priorities*. International Labour Office, Geneva.
- Wadycki, Walter J.  
 1975 "Stouffer's model of migration: a comparison of interstate and metropolitan flows", *Demography* 12 (February): 121-128.
- Zipf, George K.  
 1946 "The  $P_1P_2/D$  hypothesis: on the intercity movement of persons", *American Sociological Review* II (December): 677-686.
- 陳宇嘉  
 1981 人口遷移重力模型之研究—以台灣地區五大都市為例，東海大學社會學研究所碩士論文

陳寬政

- 1981 「台北都會區的人口分佈與變遷」，台大人口學刊，第五期，頁 51 - 69。

施俊吉

- 1982 「人口遷移理論之微觀基礎」，社會科學整合研討會論文集，台北：中央研究院三民主義研究所。

陳文玲

- 1983 「一般線性模型之檢討」，中國社會學刊，第七期，頁 251 - 266。

## MIGRATION AND EMPLOYMENT

*Kuan-jeng Chen*

*Chen-hung Liao*

### (ABSTRACT)

Though the studies of internal migration have accumulated a great deal of empirical findings and theoretical arguments about how people make the decision to move, the students are confused that on the one hand the gravity models present a world of regulated orderliness while on the other the migration differentials exhibit a chaotic situation where the decision to move depends on a whole set of individual characteristics. It appears that the two traditions of research have and probably would never meet each other unless efforts are made to bring them together. This paper interprets the gravity model of migration in the light of the Todaro model and relates it to the studies migration differentials.

It is found that though the decision to move is a function of the relative opportunities in both the origination and destination, the function is also contingent on the characteristics of the individuals making the decision to move. A logit analysis of the probability of being employed in the urban-modern sector conditional on both the age and the schooling is presented. The results indicate that the structure of employment opportunities is the principal determinant of the probability while the level of schooling as an individual characteristic plays an important role in getting employed in the urban-modern sector.