

中 央 研 究 院
三 民 主 義 研 究 所

專 題 選 刊

(三十四)

結 構 性 社 會 流 動
影 響 機 會 分 配 的 過 程

陳 寬 政

中 華 民 國
臺 灣 臺 北 南 港

中 華 民 國 六 十 九 年 五 月

結構性社會流動影響機會分配的過程*

陳 寬 政

一、前 言

社會流動 (Social Mobility) 的研究起源於社會學對社會階級 (Social Class) 的學術興趣 (Krauss 1976 ; Abrahamson, Mizruchi, and Hornung 1976 ; Featherman and Hauser 1978)，應用於我國則與中山先生「立足點平等」的主張有明顯的關係。只要資源與報酬分配不均就有社會階層化 (Social Stratification) 的現象，無論是依據「聖賢智愚」或「士農工商」的標準來分類，一個人口總可以安排成有級序關係的類別 (Hierarchical Classes)。這個現象關係著社會分化 (Social Differentiation) 或分工 (Division of Labor) 的過程，社會因分化而成長是涂爾幹社會分工論 (Durkheim 1933) 的主題。競爭與合作關係產生功能性的分化 (Functional Differentiation)，協調與從屬關係則決定等級性的分化 (Rank Differentiation)，複雜的功能分化促成細緻的等級分化 (Abrahamson, Mizruchi, and Hornung 1976: 7~8 ; Treiman

*本文承王湘雲教授、瞿海源博士，及賴澤涵博士提供修改意見，特此致謝。

1977 : 5 - 22)。Max Weber (1976 : 48 - 50) 早就指出社會階層化在經濟結構、社會結構及政治結構上分別表現為階級、地位、及權力 (Class, Status, and Power) 的分配，社會流動的研究以所得、教育、及職業合稱社會經濟地位 (Socio-economic Status) 來討論階層化的現象，雖然與階級的概念不盡一致 (Wright 1978, Kalleberg and Griffin 1980)，却與當代經濟學的所得不均 (Income Inequality) 與相對所得 (Relative Income) 等觀念及我國政治哲學的「真平等」理想與政策有更直接的關係。本文強調教育、職業及所得的因果秩序關係：以教育來影響機會分配的制度下，個人因教育而取得職業，薪資所得則為從事一定職業而取得的報酬。中山先生提倡「真平等」是求達到人盡其才的目標，則這個過程可視為成就或成功的過程 (Sewell and Hauser 1975)。教育、職業及所得均可做為成就的量度，但鑑於三者的秩序關係，以職業為討論的重心來安排教育與所得資料似乎更為妥當。雖然職業可依其工作性質、聲望、或教育與所得安排成職業級序 (Occupation Hierarchies) (Blau and Duncan 1967, Siegel 1970, Hauser et al. 1975a, Treiman 1977)，本文的討論不依賴職業等級的評定或計算，除了關連教育與所得資料時，我們使用不暗示等級的方法來提示職業分配的資料。

成就的過程受到許多因素的影響，而一般社會流動研究強調家庭背景與個人成就的關係，所以本文討論的重點是兩代間的社會流動 (Intergenerational Mobility)，而非代內的社會流動 (Intragenerational Mobility) (Sørensen 1975)。我們根據職業分類定義兩代間的職業流動表，檢討結構性流動 (Structural Mobility) 及非結構性流動 (Circulation Mobility) 的析離。兩代間的教育流動表原理相同，教育與職業流動表分析有兩點不同 (Hogan 1976)：(1)一般人都先完成教育才進入職業市場，所以教育擬似職業的先行要件；(2)一般人完成一定程度教育後不再增加受教育年數，所以教育程度與完成教育的年齡有相當強度的關係，但一般人一生都有可數的數個職業，從完成教育後第一個職業到目前職業中間換過多少次職業

視完成教育到目前時間長短而有不同。這兩點差別形成教育程度與職業成就在社會流動理論中的差異位置與重要性，教育在因果關係是先於職業的，是影響兩代間職業流動的既定形態的主要因素。換句話說，教育介於家庭背景與個人職業成就之間，是社會統計所謂的中介度數（Intervening Variable）。然而，一般人的職業生涯似乎可以適切的用何炳隸（Ho 1962）所說的成功階梯（The Ladder to Success）來說明：從既定的家庭背景通過教育程序取得第一個職業時，個人算是結束了大部依賴家庭的學習過程而踏進獨立尋求成就的階段，爾後歷次職業變更是成功達成個人的事業目標或失敗端視個人在職業上所表現的能力及家庭背景逐漸消退的影響力而定。另一方面，職業流動受限於職業結構及其變遷。在職業結構發生劇烈變動的時期，雖然父子兩代的職業關係維持不變，也可以預期大量的職業流動。本文以職業流動表的邊際分配（Marginal Distributions）定義職業結構，進而討論結構變遷的意義。結構變遷造成結構性流動，但使用傳統的統計方法及流動指數均不易從總流動（Total Mobility）中析離結構性與非結構性的流動，所以我們討論一個新的統計方法並以之定義結構性及非結構性流動。最後，我們檢討結構性流動的社會學涵蘊（Sociological Implications），試圖對社會及經濟不均提出一個統整性的說明。

二、職業結構

職業流動表係由父子兩代的職業分配交錯製表而成，在統計學中稱之為交錯表（Contingency Table）。由於父子兩代的職業在社會流動分析中通常使用同一組分類，職業流動表是屬於交錯表的一個特殊種類，稱為方形交錯表（Square Contingency Table）。一般社會科學家見到交錯表時的第一個反應經常是計算卡方（Chi-Square），但卡方統計並非普遍適用於各種交錯表分析的方法（Mosteller 1968）。卡方的邏輯奠基於條件機率（Conditional Probability）的性質，如果A是先行事件而且A與B互不相關時

$$P_r (B | A) = P_r (B) , \quad P_r (A , B) = P_r (A) \cdot P_r (B) ,$$

這是貝氏原理 (Bayes' Theorem) 的應用 (Hays 1973 : 140 — 68) 。表 1 將父子兩代的職業分爲兩種，以 I 及 II 代表。如果表內數字均以機率表示而且其總和 $\sum_{i,j} P_{ij} = 1$ ($i, j = 1, 2$)，則表 1 是一簡單隨機樣本 (Simple Random Sample) 分佈於父子兩代職業空間的機率分配。我們使用一般統計學教科書的習慣，定義 $P_{.j} = P_{1j} + P_{2j}$ 及 $P_{i.} = P_{i1} + P_{i2}$ 。由於 $P_{1.} + P_{2.} = P_{.1} + P_{.2} = 1$ ，我們說兒子一代的職業爲第一類的機率是 $P_{.1}$ ，爲第二類的機率是 $P_{.2}$ ；同樣的，父親一代的職業爲第一類的機率是 $P_{1.}$ ，爲第二類的機率是 $P_{2.}$ 。在這些邊際機率 (Marginal Probabilities) 的限制下，我們對職業流動表的分析就是對表 1 聯合機率 (Joint Probability) 的分析。假定父親職業與兒子職業完全無關，也就是統計獨立 (Statistically Independent)，則僅憑我們對兩代各別職業分配的了解就能預測表 1 的聯合機率

$$\hat{P}_{11} = P_{1.} \cdot P_{.1} , \quad \hat{P}_{12} = P_{1.} \cdot P_{.2} , \quad \hat{P}_{21} = P_{2.} \cdot P_{.1} , \quad \text{及} \quad \hat{P}_{22} = P_{2.} \cdot P_{.2}$$

傳統的卡方檢定只是運用實際觀測到的分配 (P_{ij}) 與根據統計獨立假定所設定的分配 (\hat{P}_{ij}) 之間差別的一種統計工具，如果樣本是根據機率抽樣的方法取得而且樣本數相當大時，卡方統計的分配是 $X^2 (d)$ ， d 代表自由度 (df)。但是，這個

Table 1: Occupational Distribution Among Generations

Father's Occupation	Son's Occupation		Sum
	I	II	
I	P_{11}	P_{12}	$P_{1.}$
II	P_{21}	P_{22}	$P_{2.}$
Sum	$P_{.1}$	$P_{.2}$	1

統計工具對兩代職業流動表的分析沒有什麼好處，我們根據常識就知道

$$P_{11} > P_{1.} P_{.1} , P_{22} > P_{2.} P_{.2} , P_{12} < P_{1.} P_{.2} , \text{ 及 } P_{21} < P_{2.} P_{.1} ,$$

而且與統計獨立的分配差別通常很大。所以，卡方檢定只告訴我們憑經驗檢視流動表就已經知道的事實，至於表一機率分配的某些特殊型態，如 P_{11}/P_{12} 及 P_{21}/P_{22} 的關係，則卡方統計均無能奉告。

卡方統計不是在統計獨立假定下所能設想出來的唯一統計數，下列四組數字都是經常使用而且根據統計獨立的假定設立的：

$$(1) \quad (P_{11}/P_{.1}) - (P_{12}/P_{.2}) = 0 ,$$

$$(2) \quad (P_{11}/P_{1.}) - (P_{21}/P_{2.}) = 0 ,$$

$$(3) \quad (P_{11} P_{22}) / (P_{12} P_{21}) = 1 ,$$

$$(4) \quad (P_{11}) / (P_{1.} P_{.1}) = 1 \quad \circ$$

顯然，四個等式中最適合討論職業流動表的是式(3)所表示的相對比 (Odds Ratio)

$$\alpha_3 = (P_{11} P_{22}) / (P_{12} P_{21}) = (P_{11}/P_{12}) / (P_{21}/P_{22}) ,$$

意思是指父親職業為第一類及第二類時兒子職業不流動相對於流動的比數積。這個統計數的好處是無論用次數或機率分配均能取得同一個比值，而且行列對調不影響計算的結果。將表 1 分配略加調整安排，取得流出及流入表 (Out-Flow and In-Flow Tables) 如表 2 (A) 及 2 (B)，並分別計算其相對比為 $\alpha_2 = (P_{11} P_{21}) / (P_{12} P_{22})$ 及 $\alpha_1 = (P_{11} P_{12}) / (P_{21} P_{22})$ 。如果我們預知 α_1 ， α_2 ， α_3 的數值，而且根據抽樣設計知道 $\sum P_{ij} = 1$ ，則表一機率分配 (P_{ij}) 可以完全確定。也就是說，四個等式可以完全決定四個未知數。所以，對 α_1 ， α_2 ，及 α_3 三個數值的操作及對抽樣設計的了解可以說明表 1 分配的內容 (Bishop, Fienberg, and Holland 1975: 11-6)。於是，我們定義

$$U = \frac{1}{4} (\log P_{11} + \log P_{12} + \log P_{21} + \log P_{22}) ,$$

$$U_1 = \frac{1}{4} | \log \alpha_1 | ,$$

Table 2 (A): Out-Flow Table

Father's Occupation	Out-Flow to the		Sum
	Same Occupation	Different Occupation	
I	P_{11}	P_{12}	$P_{1.}$
II	P_{22}	P_{21}	$P_{2.}$

Table 2 (B): In-Flow Table

In-Flow From the	Son's Occupation	
	I	II
Same Occupation	P_{11}	P_{22}
Different Occupation	P_{21}	P_{12}
Sum	$P_{.1}$	$P_{.2}$

$$U_{1.} = \frac{1}{4} | \log \alpha_2 | ,$$

$$U_{.1j} = \frac{1}{4} | \log \alpha_3 | ,$$

並且令

$$U_{1=1, j=2} = -U_{1=2, j=1} , \quad U_{j=1} = -U_{j=2} ,$$

及 $U_{1=1, j=1} = -U_{1=1, j=2} = -U_{1=2, j=1} = U_{1=2, j=2} ,$

則 $\log P_{1j} = U + U_{1.} + U_{.1j} + U_{1j}$

完全決定表 1 的機率分配，而且每一個U係數均有獨特的意義。這個結果顯示，表

1 的機率分配取自然對數後可以用線性模型來分析，所以我們稱之為對數線性模型（Log-Linear Model）。雖然我們所提示的例子是最簡單的 2×2 方形表，同樣的模型可應用到任何 $I \times J$ 矩形表，甚至推廣及於多元表（Multidimensional Table）（Haberman 1974；Bishop, Fienberg, and Holland 1975）。如果次數分配以 M_{ij} 表示，由於

$$M_{ij} = N P_{ij} ,$$

$$\text{則 } \log M_{ij} = U' + U_i + U_j + U_{ij} , \quad (U' = \log N + U) .$$

對數線性模型可以用變異數分析（ANOVA）的術語來說明：U 為 P_{ij} 的幾何平均數之對數而 $U_i = 1/2 (\log P_{i1} + \log P_{i2}) - U$ 及 $U_j = 1/2 (\log P_{1j} + \log P_{2j}) - U$ 分別代表變異數分析中所謂的主效果（Main Effects），則 U_{ij} 表示互動效果（Interaction Effect），其理甚明。這個說明雖然看來像是牽強附會，可從 α_1 、 α_2 及 α_3 的意義來分別印證。從表 2 (A) 及 2 (B)，我們知道 α_1 及 α_2 分別測量父親一代及兒子一代職業分配對流動表的影響：表 2 (B) 可以固定 $P_{.j}$ （取 100 或 1）而表 2 (A) 可以固定 $P_{i.}$ ，但前者無法排除父親職業結構的效果而後者不能排除兒子職業結構的效果。 α_3 則屬傳統獨立性試驗的統計數，顯然測量兩代職業關係的強度，與互動效果有關。換句話說，傳統的交錯表分析只注意互動效果，但對數線性模型則同時討論邊際及互動效果。我們使用兩個設想的職業流動表來驗證對數線性模型的特性，如表 3 (A) 及 3 (B)。表 3 (A) 是個很特殊的流動表，父子兩代的職業結構不但完全相同，而且是均等性的分配。用表 1 及表 2 所展示的方法安排 3 (A) 資料，取得 $\alpha_3 = 16$ ， $\alpha_2 = \alpha_1 = 1$ ，故 $U = -1.609$ ， $U_i = U_j = 0$ ， $U_{ij} = 0.693$ 。也就是說，表 3 (A) 的職業流動因父子兩代職業結構均固定在均等性分配上，所以沒有主效果，只有互動效果：

$$\log P_{11} = \log P_{22} = U + U_{11} ,$$

$$\log P_{12} = \log P_{21} = U - U_{11} .$$

3 (B) 將就 3 (A) 的互動效果，但特意設定 $P_{1.} = P_{.2} = .25$ 及 $P_{2.} = P_{.1} = .75$ ，以強調

Table 3 (A): A Fictious Mobility Table

Father's Occupation	Son's Occupation		Sum
	I	II	
I	.40	.10	.50
II	.10	.40	.50
Sum	.50	.50	1

$$U = -1.609, U_I = U_{II} = 0, U_{IJ} = 0.693$$

Table 3 (B): Another Fiction

Father's Occupation	Son's Occupation		Sum
	I	II	
I	.24274	.00726	.25
II	.50726	.24274	.75
Sum	.75	.25	1

$$U = -2.109, U_I = -U_{II} = -1.062, U_{IJ} = 0.693$$

兩代職業結構轉變的效果。我們使用 Fienberg (1971) 所介紹的方法調整 3 (A) 的機率分配，使 3 (B) 的互動效果等於 3 (A) 的互動效果，但適應新的邊際分配，稱為比例調整 (Proportional Adjustment)。表 3 (B) 父子兩代的職業結構正好相反，所以主效果 $U_I = -U_{II} = -1.062$ 。用傳統的 Yule's Q 來衡量社會流動，則 $Q(A) = Q(B) = 0.88$ ，可見得傳統的統計獨立試驗及係數不能適切反應職業結構的變動，完全忽略了對數線性模型的主效果。事實上， $P_{12} + P_{21}$ 指出表 3 (A) 只有 0.20 的總流動率，而表 3 (B) 則有 0.50，所以我們強調結構性與非結構性流動的析離，對數線性模型是完成此項任務的最佳工具。暫不考慮中介變數的效果， U_{IJ} 代表家庭職業背景對個人職

業成就的影響係數， U_i 及 U_j 的差別則表示新的職業結構需要增加人力到第一類職業，所以出身第二類的人中在表 3(B) 有 68 % 流出到工類職業，而表 3(A) 中只有 20 %。

三、結構變遷

用兩代的職業分配差異來討論結構變遷並不是最好的辦法：(1) 這樣的分析只是兩個時點的比較，缺欠對變遷動態的描述，容易導致錯誤的判斷與說明；(2) 父子兩代職業結構綜合不同教育程度及不同時間進入職業市場的人的職業，是經過一個很複雜的平均過程以後的結果，等於把三元或多元表合併為二元表的結果。現在，我們推廣對數線性模型的應用以及於 $I \times J \times K$ 三元表的分析。由於社會流動表都是方形表，所以設定 $I = J$ ，則此地所討論之三元表是一個特殊的種類，即 $I \times I \times K$ 表。表 4(A) 及 4(B) 取材自 1962 年及 1973 年的美國職業變遷調查 (Occupational Changes in a Generation)，我們根據 Blau and Duncan (1967) 及 Featherman and Hauser (1978) 的方法，將職業分為 (1) Upper Non-manual, (2) Lower Non-manual, (3) Upper Manual, (4) Lower Manual, 及 (5) Farm Workers 五類。雖然兩個表的總數均設定為 100，實際上則 1962 年資料 (OCG I) 的樣本數是 $N = 10550$ ，而 1973 年資料 (OCG II) 的樣本數是 $N = 20850$ 。表 4 指出，美國職業結構在兩代之間是從農作職業轉變為專業性職業的，但前後十餘年間代內職業結構也有轉變的現象，雖然代內轉變小於代間變化的幅度。我們使用一個差異指數 (Index of Dissimilarity)

$$\Delta = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I |X_i - Y_i|$$

來測量職業結構轉變的幅度， X_i 及 Y_i 為父子兩代的職業分配，或為代內兩次調查時的職業分配。這個指數的意義是使兩個分配 (X_i 及 Y_i) 完全一致時所需調整的分配額，社會學家經常使用來量度職業或居住的隔離，有時亦稱隔離指數 (Segre-

Table 4: Occupational Mobility in the United States*

(A) OCG I, N = 10550

Father's Occupation	Son's Occupation					Sum
	1	2	3	4	5	
1	6.2	1.8	1.3	1.5	0.1	10.9
2	5.7	3.1	1.9	2.2	0.2	13.1
3	4.7	3.2	5.3	5.4	0.2	18.8
4	4.9	4.1	6.0	12.0	0.5	27.5
5	3.1	3.7	5.7	10.7	6.5	29.7
Sum	24.6	15.9	20.2	31.8	7.5	100.0

(B) OCG II, N= 20850

Father's Occupation	Son's Occupation					Sum
	1	2	3	4	5	
1	9.1	1.8	2.0	2.4	0.1	15.4
2	5.2	1.9	1.9	2.4	0.1	11.5
3	6.3	2.5	5.7	5.7	0.2	20.4
4	6.8	3.6	7.1	11.9	0.3	29.7
5	3.8	2.1	5.3	8.5	3.3	23.0
Sum	31.2	11.9	22.0	30.9	4.0	100.0

*Taken from Featherman and Hauser 1978: Tables 3.15 and E. 3

gation Index) (Taeuber and Taeuber 1969 ; Cortes, Falk, and Cohen 1976 ; Zoloth 1976)。若以 FF 代表兩個時間父親職業的差異，SS 代表兩次調查時兒子職業分配的差異，FS 代表同次調查內父子職業分配的差異，而 AA，AB，及 BB 分別代表計算差異指數時使用表 4 (A) 及 4 (B) 的組合，則

$$\triangle_{FF}^{AB} = 8.3\% , \triangle_{SS}^{AB} = 8.4\% . \quad \triangle_{SS}^{AA} = 22.2\% , \triangle_{SS}^{BB} = 19.0\% .$$

表面上似乎指出，兩次調查間的職業結構變遷對父子兩代有相當一致的影響，均有 8.35% 左右的人換了職業，而從表一看來是流向技術性及非勞動性的職業。事實上，則兩次調查父子職業結構在時間面上的意義非常不同。表 4 所陳述的兒子職業代表調查當時（1962 年及 1973 年 3 月）20～65 歲男性民間勞動力（Civilian Labor Force）的職業分配，父親職業則指受調查人 16 歲時的父親職業。計算受調查人 16 歲時的年曆，則 4 (A) 的父親職業分佈在 1913～1958 之間，4 (B) 分佈於 1924～1969 之間。也就是說， \triangle_{FF}^{AB} 實指 1913 年至 1969 年之間約六十年職業結構變遷經人口加權及死亡剩餘以後的差異。所以， \triangle_{FF}^{AB} 及 \triangle_{SS}^{AB} 是不能互相比較的，前者平均了一段很長的歷史，後者則為兩個時點上的結構變遷。

這個問題含意深遠，關係著社會變遷研究法的一項重要發展，我們儘可能在不脫離社會流動分析的範圍內詳加檢討。表 4 父親職業分佈在一個很廣的時間面上而兒子職業分佈在一定時點上，此現象之形成是根據所謂的年齡、時期、及出生年等式（The Age, Period, and Birth Year Identity）而來

$$\text{Age} = \text{Period} - \text{Birth Year};$$

舉個例來說，1946 年出生的人在 1980 年時是 34 歲。由於表 4 (A) 的第二代職業分配指的是 1962 年時 20 歲至 65 歲之間的男性民間勞動力，他們 16 歲時的年曆分佈在 1913 年至 1958 年之間，則父子職業比較等於用一個年齡分配來比一個時期分配，結論當然不會可靠。個人的職業與其教育程度有相當關係，但在完成教育取得第一個職業以後，仍有可能循年齡攀登一個有限「階梯」，我們統稱之為年齡效果（Age Effect）。由於社會經濟結構的改變，教育與職業機會的分配在時間上也有

逐年替換的現象，影響到每一個新入職業市場的人的職業抉擇，也影響到已有一定職業的人昇遷或轉業的機會，我們稱之為時期效果（Period Effect）。從上述等式所建立的關係，我們知道在X年出生而有既定教育程度的人於 $X+\Delta X$ 年時的年齡是 ΔX 歲，其就業或轉業都受到年齡效果的影響，也受到時期效果的影響。所以，芝加哥大學的經濟學家 Ghez and Becker（1975：xiii）說：

「經濟學家在過去很少注意到生命週期（Life Cycle）行爲……這種忽略的一個重要後果是當分析橫剖面時，經濟學家經常無法把與年齡有關及無關的效果清晰地分別開來。同樣地，在分析時間系列時，很少有對時期及年齡效果做仔細區分的」。

只有充分運用上述等式才能分別這兩種不同的效果，社會學對有關方法與理論的研究已經發展出十餘年的歷史及龐大的文獻與資料（Ryder 1965, 1968; Mason et al. 1973；Elder 1975；Winsborough 1975, 1978；Farkas 1977；Fienberg and Mason 1978；Riley 1978）。這個方法學的發展始源於人口學有關人口年輪（Birth Cohort）的研究，但其應用於社會學則幾乎是同時的。Ryder（1965）主張使用人口年輪的概念來研究社會變遷，如Winsborough（1978：236）所言：「如果生命週期的概念能適用於聚體（Aggregate），則人口年輪是實際上渡過一個生命週期的單位」，可見得人口年輪方法（Cohort Approach）與生命史及社會史的密切關係。如果我們能跟踪一個或一群生命的成長與發展，則年齡效果與時期效果的區別就有比較確定的根據。例如，比較分析數個用出生年定義的人口年輪以後，Winsborough（1975）就能分別列出個人所得的生命週期（年齡）效果及經濟週期（時期）效果。事實上，人口學有關出生率及結婚率的研究也指出了年齡、時期、及人數的交互作用（Easterlin 1968, 1973; Lee 1974a and 1974b；Chen 1979），因而能夠對人口週期（Population Cycles）提出數學理論（Coale 1972, Keyfitz 1972）以外的經驗律說明。

當然，大量收集原始記載的生命史材料幾乎是不可能的。在有完整而且精確戶

籍登錄的國家（如日本、台灣、及瑞典等國），部份重要事件的登記可以做為生命史分析的素材，但在大多數無戶籍登錄制度的國家則只有依賴訪問調查的方法取得生命史的資料。這種訪問調查著重事件發生在年齡及時期空間上的準確描述，受調查人的回答依賴其對事件回憶的完整與可靠性，我們稱之為回溯性資料（*Retro-spective Data*），表 4 資料所根據的調查（*OCG I* 及 *OCG II*）就是此類調查的一種。事實上，我們每日接觸的許多文件及資料都是回溯性的資料。例如，機關人事卡上所登記的出生年月日、結婚年月日、及畢業年月日等等，如無詳確的戶籍登錄卡做為核實的依據，均是回溯性的資料；另外，如法律訴訟文書及新聞報導等均涉及許多回溯性的材料。回溯性資料當然不會像登記性資料一樣確實可靠（雖然某些事件的登記也很不可靠，例如未滿月嬰兒的死亡登記等），但亦非全然不可靠，前述美國職業變遷調查就有資料可靠性的評估（*Featherman and Hauser 1978 : Appendix C*），不失為沒有較好材料時的好材料。如果我們也用出生年來定義人口年輪，並且不再只求知道受調查人於調查時的職業，而求追溯其完成教育後第一個工作（*The First Job*）的職業，則年齡效果對職業分配的影響就小了許多。使用人口年輪的第一次職業分配比較人口年輪 16 歲時的父親職業分配，消除了許多因年齡而不同的成長與發展差異效果，當了解教育程度差異時，較能適切地討論父子職業的依賴關係。在統計分析上，這樣的比較可以避免用時間分配比年齡分配的問題。固然，我們的比較仍將受到父親一代的生育年齡函數及兒子一代的就業年齡函數的影響，但比表 4 資料顯然改進了許多。另一方面，我們的理論興趣是家庭背景對個人成就的影響，如果考慮受調查者追憶父親職業的可能困難，則使用人口年輪 16 歲時的父親職業代表家庭職業背景不失為一個妥當可行的辦法。利用前述年齡、時期、及出生年的等式，表 4 (A) 及 4 (B) 資料可以根據受調查人（第二代）於調查時的年齡推計其出生年，則若父子職業流動指的是家庭職業背景對個人第一個職業的關係，並且用出生年來定義人口年輪，每個人口年輪安排一個職業流動表就形成我們所說的 $I \times J \times K$ （ I 及 J 分別代表父子兩代的職業分類， $I = J$ ， K 代表人

口年輪)三元交錯表。用對數線性模型來處理這個三元表

$$\log M_{ijk} = U + U_i + U_j + U_k + U_{ij} + U_{ik} + U_{jk} + U_{ijk} ,$$

則U代表 M_{ijk} 的幾何平均數對數， U_i ， U_j ，及 U_k 分別代表父子兩代職業分配及人口年輪的人數分配(等於人口的年齡分配)對職業流動過程的影響。其實， U_k 可視為勞動力供給量的測度。 U_{ik} 及 U_{jk} 分別代表父子兩代職業結構的變遷，而 U_{ij} 則表示職業流動的基本結構， U_{ijk} 顯然是此一流動結構的變遷。傳統社會學對社會流動的興趣著眼於 U_{ijk} 效果，也就是社會流動的變遷，因為它代表著階層系統轉向閉鎖性或開放性的變化。換句話說，社會學對社會流動的原始興趣是非結構性流動的時間序列。

Hauser et al. (1975a and 1975b)的研究簡潔地指出，傳統的社會學興趣走錯了方向：社會流動研究的重點應該是職業結構變遷對職業流動發生了多少影響，而不是流動結構本身是否有所變化。這個結論得自對數線性模型使用於職業流動三元表時的特定操作，我們現在討論其操作方法。到目前為止，我們所討論的對數線性模型都是飽和模型(Saturated Model)，所有的U係數都是觀察值 M_{ijk} 的某種形式平均數之對數。三元表而有三向互動效果或二元表而有双向互動效果，表示資料與模型完全吻合，沒有誤差，所以稱之為飽和模型。正像在迴歸分析(Regression Analysis)中使用一系列比較來測定係數顯著性及資料合併性(Chow 1960, Fisher 1970)，對數線性模型也使用一系列與飽和模型相異的比較來確定U係數顯著性及是否能將多元表合併為較低層次的交錯表(Bishop, Fienberg, and Holland 1975: 123-75)。迴歸分析的系列比較使用平均差方的分解(Mean-Square Decomposition)，對數線性模型則使用極大可能率(Maximum Likelihood Ratio, 或稱 G^2)的分解。 G^2 表示流動表觀察值與估計值間的「距離」，其計算式為 $2 \sum M_{ijk} \log(M_{ijk} / \hat{M}_{ijk})$ ； M_{ijk} 表示觀察值， \hat{M}_{ijk} 則表示根據係數設定而取得的估計值。當然，對數線性模型與迴歸分析模型也有許多不同之處，只強調一般線性模型(General Linear Model)的特性是容易產生誤解的。如果

父子兩代的職業均能如我們在前言所說的方法量化，而且依據人口年輪安排多組迴歸分析式

$$Y_{rk} = \alpha_k + \beta_k X_{rk} + \varepsilon_{rk} ,$$

$$r = 1, 2, \dots, n_k ; k = 1, 2, \dots, w ,$$

n_k 為樣本中第 k 組人口年輪的人數，而 w 則為人口年輪的組數， α_k 及 β_k 均為單一係數，每組人口年輪各有一對 α 及 β 。我們可以計算分組迴歸的平均差方及不分組迴歸的平均差方之間的 F 比值，以確定職業流動的過程是否因「時」而異。對數線性模型則非常不同， U_{ijk} 係數的計算只要符合

$$\sum_i U_{ijk} = \sum_j U_{ijk} = \sum_k U_{ijk} = 0$$

的條件（一般而言是每一對連續的係數互為差數），則 U_{ijk} 並非單一係數，而是一組係數。雖然如此，極大可能率與平均差方的分解是有相同意義的。Hauser et al. (1975a) 將表 4 (A) 資料 (OCGI) 依據九組人口年輪及十二類職業細分為 $12 \times 12 \times 9$ 的職業流動表，用對數線性模型來分析。當設定 $U_{ij} = U_{ijk} = 0$ 時， $G^2(2) = 5344.57$ 相對於 $df = 1089$ ，括弧內數字表示這是一系列分析式中的第二個。 G^2 的分配在機率抽樣及樣本數很大的條件下如 $X^2(df)$ 分配，則 $G^2(2)$ 顯示估計值與觀察值的距離很遠。若僅設定 $U_{ijk} = 0$ ，則 $G^2(1) = 854.19$ 相對於 $df = 968$ ，查 X^2 表知其機率 $P > 0.5$ ，顯示職業流動並不因「時」而異。換句話說，如果固定職業結構，則職業流動不會有顯著變化。用上面兩個統計數相減

$$G^2[(2)|(1)] = G^2(2) - G^2(1) = 4490.38, df = 121,$$

即 Bishop, Fienberg, and Holland (1975: 126) 所說的條件分解 (Conditional Breakdown)，可以試驗 U_{ij} 在一個複變數模型中的顯著性。顯然，父子間的職業關係顯著，表示職業流動不因「時」變異的狀況下，兒子職業對父親職業的依賴性充分說明了 $G^2(2)$ 的數值。取 $G^2(2) = 1$ ， $G^2[(2)|(1)] = 0.84$ ， $G^2(1) = 0.16$ ，則父子職業間的互動關係說明了 $U_{ij} + U_{ijk}$ 效果的百分之八十四。

四、機會均等

Hauser et al. (1975b) 更進一步提出證據說明美國的職業結構在近數十年內曾有重大變遷，Sommers and Eck (1977) 使用人口普查的資料分析美國職業結構在1965年及1970年間的變化，也發現人口的職業結構急速轉向專業化及技術化。所以，職業流動分析的重點應該是結構性流動，而不是非結構性流動。這個結論有很強烈的政策意義：追求社會均等 (Social Equality) 的工具顯然在於新職位的創造，而不在於改變父子兩代間的職業依賴性；只要職業結構發生改變，總流動率就會增加，儘管兩代的職業互動關係維持不變。如果職業流動的基本結構 M (為 $I \times I$ 矩陣，等於 $U + U_{ij}$ 的指數函數) 維持不變，則職業結構停止轉型時，職業分配的過程化約為一個 Markov Chain

$$P(t) = P(0) M^t,$$

$P(0)$ 及 $P(t)$ 分別代表起點及終點的職業結構，為 $I \times I$ 矩陣， t 代表時間或代間， $P(t)$ 逐漸穩定為一個固定的職業結構。也就是說，當經濟發展停止而再也沒有新職位產生時，職業結構要經過一段時間才會穩定下來，而所需的時間長短則視 M 的內容而定。一般而言，兩代間的職業關係愈強 (主對角線上的數字愈大) 則所需時間愈短，反之則愈長。這個結論可能是經濟發展學家最歡迎的結論，只要經濟發展的策略繼續著重產業及職業結構轉型，則自然會得到相當程度的社會均等性，其他企圖減少兩代間職業依賴性的社會政策似乎不會有太大效果。但是，這個結論所依據的統計分析不是完全沒有問題的。Hauser et al. (1975b) 嘗試將總流動指數分解為結構性及非結構性流動並不成功，他們所使用的各種指數分解 (如 Dissimilarity Index, Boudon Index, Yasuda Index, Entropy Index, 甚至 Canonical Correlations 等) 都未能將兩個成份完全分解並計算比重。至於他們所使用的對數線性模型試驗 (Hauser et al. 1975a)，則係將依據人口年輪所安排的三元流動表合併為人口年輪的父親職業分配表及本人職業分配表，分別計算兩代職業結構變

遷的統計顯著性，亦即 $U_{ik} = 0$ 於 $I \times K$ 表及 $U_{jk} = 0$ 於 $J \times K$ 表的統計試驗。我們不贊成這種形式的統計分析，也無法接受這種分析的結論。首先，我們需指出，顯著性試驗只能確定所欲檢試的效果不是機會性效果 (Effect by Chance)，不能確定效果的大小強度。其次，根據 Bishop, Fienberg, and Holland (1975: 39~47) 的合併性原理 (Theorem of Collapsibility)，當三元表的双向效果均顯著時， $U_{ij} \neq 0$ ， $U_{ik} \neq 0$ ， $U_{jk} \neq 0$ ，合併三元表為二元表則改變了資料的性質及 U 係數的估計值。更進一步說，只有當三向效果 U_{ijk} 及双向效果 U_{ij} 均為零時，將 M_{ijk} 表分別合併為 M_{ik} 及 M_{jk} 表才有意義。

為了解決這個問題，我們主張採用一系列的 G^2 分解如表 5，以便測度結構性與非結構性流動的成份。表 5 的條件可能率均可分別檢定其統計顯著性， $G^2 [(2)|(1)]$ 表示 U_{ij} 在 $U_{ijk} = 0$ 條件下的效果， $G^2 [(3)|(1)]$ 表示 $U_{ik} + U_{jk}$ 在 $U_{ijk} = 0$ 條件下的效果， $G^2 [(4)|(1)]$ 則為 $U_{ij} + U_{ik} + U_{jk}$ 在 $U_{ijk} = 0$ 條件下的效果。我們的重點是將 $G^2 [(4)|(1)]$ 分解為 U_{ij} 及 $U_{ik} + U_{jk}$ 的成份，因為 $U_{ijk} = 0$ 是前述 Hauser et al. (1975a) 的研究已經確定的結果。其實， $G^2 [(2)|(1)]$ 的檢試是我們已經檢討過的條件分解，而 $G^2 [(2)|(1)] / G^2 (2) = 0.84$ 表示 U_{ij} 佔 $U_{ij} + U_{ijk}$ 效果的成份，則 $G^2 [(4)|(1)] / G^2 (4)$ 代表 $U_{ij} + U_{ik} + U_{jk}$ 佔 $U_{ij} + U_{ik} + U_{jk} + U_{ijk}$ 效果的成份。當然，理想的比較系列應能形成 $G^2 [(4)|(3)] + G^2 [(3)|(2)] + G^2 [(2)|(1)] = G^2 [(4)|(1)]$

Table 5: Conditional Decomposition of G^2

Parameter Restrictions	Maximum Likelihood	df	Conditional Likelihood	df
$U_{ijk} = 0$	$G^2(1)$	$V(1)$	—	—
$U_{ij} = U_{ijk} = 0$	$G^2(2)$	$V(2)$	$G^2[(2) (1)]$	$V(2) - V(1)$
$U_{ik} = U_{jk} = U_{ijk} = 0$	$G^2(3)$	$V(3)$	$G^2[(3) (1)]$	$V(3) - V(1)$
$U_{ij} = U_{jk} = U_{ik} = U_{ijk} = 0$	$G^2(4)$	$V(4)$	$G^2[(4) (1)]$	$V(4) - V(1)$

的等式，則式中各單元佔 $G^2 [(4)|(1)]$ 的成份很容易計算。但 $G^2 [(3)|(2)]$ 不存在，因為 $U_{ik} = U_{jk} = U_{ijk} = 0$ 與 $U_{ij} = U_{ijk} = 0$ 顯然互斥而不相容，而且各單元的解釋也頗成問題。條件分解必須有相容關係之存在，即若以 $U(\theta)$ 代表 $G^2(\theta)$ 所使用的不設限係數，則 $G^2 [(\theta_2) | (\theta_1)]$ 之成立以 $U(\theta_2) \subset U(\theta_1)$ 為基礎。根據這個原則，表5 條件分解可取得兩對有意義的比較：

$$G^2 [(4)|(2)] + G^2 [(2)|(1)] = G^2 [(4)|(1)] ,$$

及 $G^2 [(4)|(3)] + G^2 [(3)|(1)] = G^2 [(4)|(1)] 。$

合併這兩個等式，得

$$G^2 [(4)|(2)] + G^2 [(3)|(1)] + G^2 [(4)|(3)] + G^2 [(2)|(1)] = 2G^2 [(4)|(1)] 。$$

顯然， $G^2 [(4)|(2)] + G^2 [(3)|(1)]$ 是屬於結構變遷的成份而 $G^2 [(4)|(3)] + G^2 [(2)|(1)]$ 則屬非結構性流動的成份。

$$X = \frac{1}{2} \cdot \frac{G^2 [(4)|(2)] + G^2 [(3)|(1)]}{G^2 [(4)|(1)]}$$

及 $Y = \frac{1}{2} \cdot \frac{G^2 [(4)|(3)] + G^2 [(2)|(1)]}{G^2 [(4)|(1)]}$

分別代表 $U_{ik} + U_{jk}$ 及 U_{ij} 佔 $U_{ij} + U_{ik} + U_{jk}$ 效果 ($U_{ijk} = 0$) 的成份。設

$$Z = G^2 [(4)|(1)] / G^2(4) ,$$

則 XZ ， YZ ，及 $1 - (X+Y)Z$ 分別表示結構變遷、職業流動、及非結構性變遷佔 $U_{ij} + U_{ik} + U_{jk} + U_{ijk}$ 總效果的成份，而且

$$XZ + YZ + [1 - (X+Y)Z] = 1 。$$

以上的討論均假定父子兩代職業是可比較的，即人口年輪 16 歲時的父親職業代表家庭職業背景，而人口年輪通過教育過程後的第一個職業代表個人的職業成就。改進 Hauser et al. (1975a and 1975b) 使用調查當時職業 (Current Occupation) 為第二代職業的缺憾 Featherhman and Hauser (1978 : 79 , Table 3.9) 運用 1973 年資料 (OCG II) 分析父親與兒子第一個職業間的關係，計算 $G^2 [(2)|(1)] /$

$G^2(2) = 0.80$ ，與 Hauser et al. (1975a) 的結果並無多大差別。由於 Featherman and Hauser (1978: 63 ~ 138) 的分析未曾考慮上述的條件分解平均關係式，所以未能完全析離結構性與非結構性流動佔總流動的成份。

兩代間的職業關係非常複雜，由於完成教育通常發生在取得第一個職業以前，而且教育政策是各國政府賴以影響機會分配的重要工具，教育對職業流動的影響是必需考慮的項目。自從 Coleman et al. (1966) 完成美國教育機會分配的研究以來，美國社會學家及經濟學家對教育機會分配及其效果續有許多討論及研究 (Jencks et al. 1972, Mosteller and Moynihan 1972, Mincer 1974, Levine and Bane 1975, Winsborough 1975, Winsborough and Sweet 1976, Hauser and Featherman 1976, Freeman 1976, Sørensen 1978, Featherman and Hauser 1978)，大都著重教育對所得的效果，部份強調教育對職業的效果。一般經濟學家在主張教育與所得無關時都提出 Jencks et al. (1972: 226) 的結論：「家庭背景、認知技術、教育程度、及職業成就均未能充分說明(男性)所得的差異」，因為用複變數迴歸分析來計算這些變數對個人所得的說明力時，R-Square 通常在 0.30 以下。但是，Jencks et al. (1972: 222-5, Tables 7-4 and 7-5) 的資料却指出，平均所得與教育及職業有一定而且強度的關係。顯然，這是資料聚合問題 (Aggregation Problem) 的一種。我們可以說教育及職業決定所得，因為教育及職業與平均所得有明確的關係；也可以說教育及職業與所得無關，因為相同的教育及職業內有相當異質性的分配。其實，這只是變異數分析中組間差方及組內差方的區別，

$$\text{Total Sum Squares} = \text{Between Sum Squares} + \text{Within Sum Squares}$$

我們必需了解「分組資料」的內部異質性，才能正確把握 Jencks et al. (1972) 及其他社會流動研究的結論。一般經濟學家似乎不了解所謂個別差異 (Individual Differences) 的現象，在經濟學文獻中也很難找到有關個別差異的討論，對此類分析的解釋難免偏誤。Jencks et al. (1972) 的結論係根據 OCGI 及其他補充資

料的分析而來，Blau and Duncan(1967) 對此項資料的分析很注意年齡效果，所以依據人口年輪安排變數間的相關矩陣，Jencks et al. (1972: Appendix C) 却取全部人口年輪的相關矩陣平均為一個單一相關矩陣，任令年齡效果影響資料分析，結論不會很可靠。另一方面，我們知道職業分類及教育程度都不是很精確的測量，至少比所得數值更不能表現個別差異。Duncan的社會經濟地位指數 (SEI Scores) 僅適用於約九十種職業類別，而教育程度無論用教育年數 (Years of Schooling) 或教育水準 (Level of Schooling) 來計量，均屬有限而且間斷性 (Discrete) 的量度。換句話說，教育、職業及所得可能不在同一個聚合水平上，則以平均所得代表數值的某種聚合形式，三者的關係就很明顯了。

在經濟學的討論中，所得可分為財產所得 (Property Income) 、薪資所得 (Wage Income) 及其他所得，我們僅就薪資所得檢討教育及職業效果。Mincer (1974) 提出人力資源理論 (Human Capital Theory) 來說明教育及年齡 (或職業經驗) 對所得的效果，我們認為這個理論所檢討的教育效果只是間接效果，而不是直接效果。Jencks et al. (1972 : 364, Figure B-7) 的所得決定模型明示著這個觀念：教育是取得職業的先決條件，職業則是取得薪資所得的憑據，除非透過職業的差別待遇，教育對個人所得沒有效果。表 6 取材自台灣地區家庭收支調查報告，指出教育、職業與所得之間有高度相關。表 6 (A) 下方的平均所得額與教育程度有明確的關係，右方的平均所得額與職業類別也有一定的關係，只是我們尚未確定形成此一關係的原則。如我們在前言已經檢討過，職業類別代表功能性的分化，其等級性分化雖不能從職業名目上直接推論，却可從職業的教育條件及所得報償來間接推論。一般而言，愈接近資源與報酬分配權力中心的職業愈需要高等的教育，而且所得也較高。事實上，表 6 (A) 就暗示一個變異數分析的双向互動效果：所得分配因教育與職業的特定組合而不同，則不但教育與職業差別形成所得差異，其間的差別組合也是所得分配不均的成因之一。但是，我們認為表 6 職業分類仍有重新調整的餘地。例如行政及管理人員 (Administrative) 一類，包括各級 (中央、省縣市

Table 6 (A): Earnings by Occupation and Education*

Unit: NT 76,663.00

Occupation	Years of Schooling							Mean
	17+	16	14	12	9	6	0	
Administrative	2.21	2.56	2.33	2.28	2.24	2.33	2.12	2.35
Professional	2.25	1.69	1.35	1.35	1.34	1.38	0.05	1.49
Sales Workers		1.91	1.29	1.37	1.30	1.25	0.85	1.27
Clerical	2.23	1.55	1.23	1.10	1.19	1.32	1.07	1.21
Tran. Operative		1.99	1.61	1.23	1.18	1.24	1.23	1.23
Laborers		0.93	0.67	0.94	0.75	0.94	0.75	0.88
Manu. Workers		0.99	0.96	0.81	0.68	0.76	0.65	0.74
Service Workers		1.33	1.11	1.03	0.95	0.87	0.72	0.91
Farm Workers		1.88	1.36	0.84	0.96	0.66	0.50	0.65
Mean	2.24	1.75	1.35	1.14	0.99	0.89	0.60	1.00

*Annual Earnings Averaged

Table 6 (B): Earnings and Schooling Years by Occupation

Occupation	Mean Earnings	Median Schooling Years
Administrative	179,861	9.99
Professional	114,238	13.29
Sales Workers	96,988	4.84
Tran. Operative	94,335	4.92
Clerical	92,759	10.67
Service Workers	70,082	5.02
Laborers	67,260	3.91
Manu. Workers	56,871	4.51
Farm Workers	49,881	2.21

Source: Report on the Survey of Personal Income Distribution in Taiwan Area, Republic of China, 1977: 678-81, Table 26.

、及鄉鎮）民意代表、政府首長、所屬一級單位主管、公私立學校校長、及公私營企業單位經理人員等，合資本家、教育家、政治家、及官僚為一類，其所得與教育分配有高異質性是可以預見的。同樣的情況如生產有關人員（Manufacturing Related Workers），包括生產監督及領班、礦石採集、機械操作、及其他半技術性與非技術性工人，不但工作性質不同，教育與所得也非常不同。我們目前所從事的研究工作項目之一就是參考國際標準及研究目標，儘可能依據職業細類重新畫分主要職業類別（Major Occupation Groups），務期形成在社會流動及所得分配研究上有意義的類別，降低組內教育及所得異質性，同時提高組間的異質性。表6(B)係根據6(A)原始資料計算各主要職業類別的平均所得及教育程度中位數，所得固然與教育有強度關係，須視職業而定，這就是我們所強調的教育及職業對所得的互動效果。除了上述職業分類及有關年齡效果的資料性問題外，這個互動效果涉及地位不一致性（Status Inconsistency）的現象（Hope 1975），正如Max Weber（1976: 48-50）強調階級、地位、及權力的區別。根據Treiman（1977:5-22）及Abrahamson, Mizruchi, and Hornung（1976: 54-62）的討論，由於社會統整性（Social Integration）的進展，地位不一致性漸次消退而形成所謂的地位凝聚（Status Crystallization）的情況。換句話說，透過社會流動及結構變遷的過程，取得權力的團體逐步擴張其利益而鞏固地位，乃形成單元性的社會階層化。教育發展在此一過程中據有重要的位置，其效果是双面性的。由於教育提供個人以取得特定職業的制度性途徑，如果教育程度與家庭背景無關，則教育政策顯然是政府干涉社會流動及機會分配的一個重要工具。但是，由於個人教育程度與其家庭背景有相當程度的相關性（Wang 1980），則教育過程也是既得利益或地位團體用來維繫其利益沿襲的主要方法，其成效端視此相關性的高低而定。所以，以教育為影響機會分配的工具，其目標應包括消除或減少教育與家庭背景的關係。

五、結 論

以上，雖然我們介紹了一個新的方法及其操作來檢討社會流動的分解，其重點却非單純的為一種統計技術之引介，而是強調結構變遷與社會流動間的關係。如果非結構性流動的機率分配如 Hauser et al. (1975 a) 所言是於發展過程中固定不變的，則社會及經濟發展的效果只是週期性地改變起點及終點的機會分配，藉增加總流動量的方法促成資源及報酬於人口中的重新分配。換句話說，我們認為 Hauser et al. (1975 a and 1975 b) 強調結構變遷的重要性是正確的，只是他們的統計分析不夠支持這個結論，而且結構變遷的內容包括了教育、職業、及所得結構的變化。根據 Featherman and Hauser (1978), Sommers and Eck (1977), 及 Fuchs (1968) 的分析，美國職業結構在過去近百年期間合兩代歷史是從農作性職業經過工業化及都市化的過渡時期轉型為專業性及技術性的職業類型，過渡期間可以預期高度的職業歧異性。又據 Hauser and Featherman (1976) 的研究指出，教育制度經過約一個世紀的發展後，逐漸形成一個以十二年（高中程度）普及教育為基礎的制度，在發展期間則父子兩代教育程度的差別先增而後減。Williamson (1976) 收集各種所得不均度的測量加以比對整理後，指出美國所得分配不均度在過去近百年期間也是先增而後減，於第二次戰後趨向穩定。以上的各項研究結論顯示，以教育差別、職業分化、及所得不均來測量社會異質性的增減，則係發展過程中的過渡現象。筆者曾在一篇有關人口及經濟週期的論文 (Chen 1979) 中深入檢討有關的證據，並嘗試發展理論模型來加以說明。確定教育、職業、及所得結構的因果秩序關係後，則因教育影響機會分配，我們所討論的三元表應改變為 $I \times J \times K \times L$ 職業流動表，使 K 代表人口年輪而 L 則代表父子兩代的教育差異，使職業流動的分析更接近因果關係的探討。也就是說，我們假定職業結構之轉型係以教育發展為其動力：若無教育制度的擴張，則職業結構最多只反應行業結構的變遷而停留於非技術性及半技術性的階段。既然在社會經濟發展的過程中，教育、職業、及所

得分配歧異性係經過一個過渡時期先擴大而後縮小，則此一過程對社會流動的影響可預見是使總流動率先增而後減。當結構開始穩定下來時，總流動率跟著趨向一個定點（通常不等於零），則結構性及非結構性流動的析離不再是一個方法學的問題，變成一個趨勢分析的問題。結構趨向穩定是一個Morkov Chain的過程，當流動率回減到其定點，就是總流動等於非結構性流動的時候，則機會分配的過程成爲既定，除非再有另一階段的社會經濟發展，社會經濟地位的沿襲乃是定額分配的制度。但是，由於人口的社會經濟同質性增高，政治權力分配不均可能成爲不穩定的主要因素。雖然我們可以根據已經引用的研究及資料更進一步討論社會流動與社會發展的理論，尤其是階段式社會變遷的理論模型，由於本文目標係就方法學的觀點檢討社會流動的研究，以爲我們即將從事的「三十年來我國社會流動之研究」（已向國科會申請專題計劃）做準備工作，尙乏有關我國發展過程的資料以供印證，則理論的檢討只有留待上述研究完成以後了。

參考書目

- Abrahamson, Mark, Ephraim H. Mizruchi, and Carlton A. Hornung
1976: *Stratification and Mobility*
New York: Macmillan Publishing Co., Ltd.
- Blau, Peter M. and Otis D. Duncan
1967: *The American Occupational Structure*
New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Bishop, Yvonne M. M., Stephen E. Fienberg, and Paul W. Holland
1975: *Discrete Multivariate Analysis: Practice and Theory*
Cambridge: The MIT Press
- Chen, Kuanjeng
1979: *Nuptiality Transition: Population and Economic Cycles*
Ph. D. Dissertation, Dept. of Sociology
University of Wisconsin-Madison
- Chow, Gregory C.
1960: *Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions*
Econometrica 28 (July): 591-605

- Coale, Ansley J.
1972: *The Growth and Structure of Human Populations: A Mathematical Investigation*
Princeton: Princeton University Press
- Coleman, James S., E. Q. Campbell, C. J. Johnson, J. McPartland, A. M. Mood, F. D. Weinfeld, and R. L. York
1966: *Equality of Educational Opportunity*
Washington, D. C.: The Government Printing Office
- Cortese, Charles F., R. Frank Falk, and Jack K. Cohen
1976: *Further Considerations on the Methodological Analysis of Segregation Indices*
American Sociological Review 41 (August): 630-7
- Durkheim, Emile
1933: *The Division of Labour in Society*
Trans. by George Simpson
New York: The Free Press
- Easterlin, Richard A.
1968: *Population, Labor Force, and Long Swings in Economic Growth: The American Experience*
New York: National Bureau of Economic Research
1973: *Relative Economic Status and the American Fertility Swings in Eleanor Sheldon (ed.): Family Economic Behavior*, Pp. 170-223
Philadelphia: J. B. Lippincott Co.
- Elder, Glenn
1975: *Age Differentiation and the Life Course*
Annual Review of Sociology 1: 165-90
- Farkas, George
1977: *Cohort, Age, and Period Effects upon the Employment of White Females: Evidence for 1957-1968*
Demography 14 (February): 33-42
- Featherman, David L. and Robert M. Hauser
1978: *Opportunity and Change*
New York: The Academic Press
- Fienberg, Stephen E.
1971: *A Statistical Technique for Historians: Standardizing Tables of Counts*
Journal of Interdisciplinary History (Winter): 305-15
- Fienberg, Stephen E. and William M. Mason
1978: *Identification and Estimation of Age-Cohort-Period Models in the Analysis of Discrete Archival Data*
Sociological Methodology 1979: 1-67
- Fisher, Franklin M.
1970: *Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions: An Expository Note*
Econometrica 38 (March): 361-6
- Freeman, Richard B.
1976: *The Overeducated American*
New York: The Academic Press

- Fuchs, Victor R.
1968: *The Service Economy*
New York: National Bureau of Economic Research
- Ghez, Gilbert R. and Gary S. Becker
1975: *The Allocation of Time and Goods Over the Life Cycle*
New York: National Bureau of Economic Research
- Haberman, Shelby J.
1974: *The Analysis of Frequency Data*
Chicago: Univ. of Chicago Press
- Hauser, Robert M., John N. Koffel, Harry P. Travis, and Peter J. Dicknison
1975a: *Temporal Change in Occupational Mobility: Evidence for Men in the United States*
American Sociological Review 40 (June): 279-97
1975b: *Structural Changes in Occupational Mobility Among Men in the United States*
American Sociological Review 40 (October): 585-98
- Hauser, Robert M. and David L. Featherman
1976: *Equality of Schooling: Trends and Prospects*
Sociology of Education 49 (April): 99-120
- Hays, William L.
1973: *Statistics for the Social Sciences*
New York: Holt, Rinehart and Winston, Inc.
- Ho, Ping-ti
1962: *The Ladder of Success in Imperial China: Aspects of Social Mobility, 1368-1911*
New York: Columbia Univ. Press
- Hogan, Dennis P.
1976: *The Passage of American Men from Family of Orientation to Family of Procreation: Patterns, Timing, and Determinants*
Ph. D. Dissertation, Dept. of Sociology
Univ. of Wisconsin-Madison
- Hope, Keith
1975: *Models of Status Inconsistency and Social Mobility Effects*
American Sociological Review 40 (June): 322-43
- Jencks, Christopher, Marshall Smith, Henry Acland, Marry Jo Bane, David Cohen, Herbert Gintis, Barbara Heyns, Stephen Michelson
1972: *Inequality: A Reassessment of the Effect of Family and Schooling in America*
New York: Basic Books, Inc.
- Kalleberg, Arne L. and Larry J. Griffin
1980: *Class, Occupation, and Inequality in Job Rewards*
American Journal of Sociology 85 (January): 731-68
- Keyfitz, Nathan
1972: *Population Waves*
in T. N. E. Greville (ed.): *Population Dynamics*, Pp. 1-38
New York: The Academic Press

- Krauss, Irving
1976: *Stratification, Class, and Conflict*
New York: The Free Press
- Lee, Ronald D.
1974a: *Forecasting Births in Post-Transition Populations: Stochastic Renewal with Serially Correlated Fertility*
Journal of American Statistical Association 69 (September): 607-17
1974b: *The Formal Dynamics of Controlled Populations and the Echo, the Boom, and the Bust*
Demography 11 (November): 563-85
- Levine, Donald M. and Marry Jo Bane
1975: *The "Inequality" Controversy: Schooling and Distributive Justice*
New York: Basic Books, Inc.
- Mason, Karen O., Hal H. Winsborough, William M. Mason, and W. K. Poole
1973: *Some Methodological Issue in Cohort Analysis of Archival Data*
American Sociological Review 38 (April): 242-58
- Mincer, Jacob
1974: *Schooling, Experience, and Earnings*
New York: National Bureau of Economic Research
- Mosteller, Frederick
1968: *Association and Estimation in Contingency Tables*
Journal of the American Statistical Association 63 (March): 1-28
- Mosteller, Frederick and Daniel P. Moynihan
1972: *On Equality of Educational Opportunity*
New York: Random House
- Riley, Matilda W.
1978: *Aging from Birth to Death*
Boulder: The Westview Press
- Ryder, Norman B.
1965: *The Cohort as a Concept in the Study of Social Change*
American Sociological Review 30 (December): 843-61
1968: *Cohort Analysis*
in *International Encyclopedia of the Social Sciences*, II, Pp. 546-50
New York: The Free Press
- Sewell, William H. and Robert M. Hauser
1975: *Education, Occupation, and Earnings: Achievement in the Early Career*
New York: The Academic Press
- Siegel, Paul M.
1970: *The American Occupational Prestige Structure*
Ph. D. Dissertation, Dept. of Sociology
University of Chicago
- Sommers, Dixie and Alan Eck
1977: *Occupational Mobility in the American Labor Force*
Monthly Labor Review 100 (January): 3-19
- Sørensen, Aage B.
1975: *The Structure of Intragenerational Mobility*
American Sociological Review 40 (August): 456- 71

- 1978: Education, The Process of Attainment and the Structure of Inequality in Effets économiques et sociaux de l'enseignement, Pp. 222-40
Vevey: Editions DELTA S. A.
- Taeuber, Karl E. and Alma F. Taeuber
1969: Negroes in Cities: Residential Segregation and Neighborhood Change
New York: Atheneum
- Treiman, Donald J.
1977: Occupational Prestige in Comparative Perspective
New York: The Academic Press
- Wang, Charlotte S. Y.
1980: Social Mobility in Taiwan
Papers in Social Sciences # 80-3
Taipei: The Institute of Three Principles of the People, Academia Sinica
- Weber, Max
1976: Class, Status, and Power
Collected in M. Abrahamson, E. H. Mizruchi, and C. A. Hornung:
Stratification and Mobility, Pp. 48-50
New York: Macmillan Publishing Co., Ltd.
- Williamson, Jeffrey G.
1976: The Sources of American Inequality, 1896-1948
Review of Economics and Statistics 58 (November): 387-97
- Winsborough, Hal H.
1975: Age, Period, Cohort, and Educational Effects on Earnings by Race—An Experiment with a Sequence of Cross-Sectional Surveys
in Kenneth C. Land and Seymour Spilerman (eds.): Social Indicator Models, Pp. 201-17
New York: Russell Sage Foundation
1978: Statistical Histories of the Life Cycle of Birth Cohorts: The Transition from School Boy to Adult Male
in Karl E. Taeuber, Larry L. Bumpass, and James A. Sweet (eds.): Social Demography, Pp. 231-59
New York: The Academic Press
- Winsborough, Hal H. and James A. Sweet
1976: Life Cycles, Educational Attainment and Labor Markets
Discussion Paper # 370-76
Institute for Research on Poverty
University of Wisconsin-Madison
- Wright, E.
1978: Race, Class, and Income Inequality
American Journal of Sociology 83 (May): 1368-97
- Zoloth, Barbara S.
1976: Alternative Measures of School Segregation
Land Economics 52 (August): 278-98