

所得狀態之變動機率的估計—台灣經驗的解析

Estimating Mobility Probabilities of Income States in Taiwan Population

周國端¹ Gwo-Duan Jou

國立台灣大學財務金融研究所

李文朗² Wen-Lang Li

俄亥俄州州立大學
東海大學大陸研究中心

吳志遠³ Chih-Yuan Wu

國立台灣大學財務金融研究所

^{1,3} Department and Graduate Institute of Finance, National Taiwan University and

² Department of Sociology, The Ohio State University USA

(Received May 25, 2003; First Revised July 14, 2003; Second Revised September 14, 2003;

Accepted October 7, 2003)

摘要：本文旨在估計所得狀態隨著不同性別年齡改變的變動機率。由於社會養老保障制度通常具有社會財富重分配的目的，故而在保險費與保險給付的設計經常與被保險人的所得狀態有密切相關。因此，描述被保險人之所得狀態隨性別年齡改變的變動機率成爲建立社會養老保障基金模擬模型的一個重要環節。本研究的方法是採用五歲年齡性別組之所得狀態分配比例爲資料，以降低各年齡組狀態分配比例的累積估計誤差爲目標，估計各人口組之間的所得狀態變動機率，並假設所得狀態變動機率之型態爲3-Bands Model。觀察估計之所得狀態變動機率結果，大致符合一般社會研究所觀察到的現象。

關鍵詞：社會養老保障制度、變動機率、所得狀態、估計

Abstract: The purpose of this paper is to estimate the mobility probabilities of income states between different age-sex groups. Since social security system usually implies the re-distribution of social wealth from the rich to the poor, the premiums and claims are usually determined by the insured persons' income states. Therefore, the mobility probabilities that describe the mobility of income states

between different age-sex groups would be an important element for a simulation model of social security system. The input data of this study is the distribution weights of each income states of different age-sex groups. The approach attempts to simulate the mobility probabilities that could minimize the accumulated estimated errors of distribution weights in each age-sex group, in terms of a 3-Bands Model assumption. Our empirical results demonstrate that this model indeed fits on the actual Taiwanese data.

Keywords: social security system, mobility probability, income state, estimation, 3-bands model

1. 緒論

人口結構之年齡老化問題已經是全球性的現象，一個逐漸老化的人口結構必然造成社會及消費習慣的轉變。在保險領域中，最明顯的莫過於各國政府與保險業紛紛推行或修改養老、醫療、失能相關的社會保障與商業保險制度。

政府在設計社會養老保障制度時，往往蘊含著社會財富重新分配的特性。制度中的保費金額、理賠金額等，通常會因個人的所得狀態而有所調整。所得狀態的改變對於社會保障制度的財富移轉效應，有待適當的評估。然而，實際的統計資料經常僅有定點的所得狀態分配情況，欠缺狀態改變過程的詳細資料，因此，如何利用有限的狀態分配資料來估計變動狀態變成一個很重要的研究課題。

本文的研究目的是試圖建立一套合理的所得狀態之變動機率模型，以便了解性別與年齡對於所得狀態變動機率的影響。

2. 文獻回顧

在社會科學的統計資料中，我們往往僅有定點的狀態分配資訊，例如所得等級、教育水準、居住地區、失能程度等。而定點的個體狀態紀錄雖然也散見於有限的文獻中，但往往是針對特定族群的抽樣資料，其代表性仍有不足。此類問題在人口結構、信用風險、生物、交通等領域經常出現。倘若研究方法能採用動態模擬模型為基礎，則個體在各定點的狀態變動機率，將會是整個動態模擬模型設計的研究重心。由於相關資料少見，使得動態模擬模型之設計需要更多的假設才能進行。

在估計狀態變動機率的相關研究中，可以根據使用資訊的多寡，分成三個部分，第一類的研究是僅具有鄰近定點的狀態分配統計資訊，估計相鄰兩定點的狀態變動機率矩陣。第二類研

究是具有相鄰兩定點之樣本估計的狀態變動機率矩陣的資料，進而估計相鄰兩定點之間的連續時間之狀態變動機率矩陣。第三類研究，則是具有個體相鄰兩定點的狀態紀錄，直接估計狀態變動機率矩陣。由於本文的資料屬於第一類，因此文獻探討將著重在此一部分，了解第二、三類的研究結果，也可以提供估計模型設計上的參考。在文獻的選擇上，也由於與本文研究直接相關的研究相當少，因此多著重在類似問題之研究方法的介紹。

2.1 具有相臨定點之狀態分配之統計資訊

此一部分研究文獻主要處理的問題是如何利用相鄰定點的狀態分配改變資訊來估計相鄰定點之狀態變動機率矩陣。

Johnson and Capel (1992) 討論居民在特定區域的期望居住時間。該文之模型設計一遷出、遷入與死亡機率模型，分別採用Gamma, Lognormal and Weibull分配作為變動狀態機率的假設，並利用最小平方方法來估計機率分配假設的參數值，使假設之機率分配能夠產生最接近統計資料提供的各年齡之遷出、遷入與死亡比率。Golan, Judge and Robinson (1994) 在研究SAM (Social Accounting Matrix) 問題時，也同樣面臨在只有相鄰定點的狀態分配資訊下，估計變動機率矩陣的問題。該文討論文獻上所提出的三種估計方法，Maximum Entropy Procedure (ME)、Maximum Cross Entropy Procedure (MCE)、Generalized ME Formulation。除了ME方法不需要假定變動機率的先驗知識，另外兩個方法則需要提供變動機率的先驗知識。

NCEA (2000) 整理了在環境影響因素方面的研究，指出環境分配一般具有非正實數與右長尾的特性，因此通常可以採用Lognormal, Gamma and Weibull 等機率模型來描述，同時，由於Generalized (Power-Transformed) Gamma Distribution此一三個參數的模型，同時包含了Lognormal, Gamma and Weibull等模型為其特例，因此Generalized (Power-Transformed) Gamma Distribution成為環境分配研究中相當重要的工具。Albarran, Ayuso, Guillen and Monteverde (2002) 以西班牙1999年的普查資料估計人們的健康狀態變動機率。作者稱其模型為Actuarial Multiple State Model，將健康狀態分為三個等級，健康、失能與死亡。模型將個人於第x歲的初始狀態分成健康與失能兩種，而其第x+1歲的可能狀態為健康狀態、失能狀態、死亡狀態，但是死亡狀態又進一步區分成為死亡(健康)狀態與死亡(失能)狀態，分別代表個人於死亡事件發生時，是否有經過失能等級。此外，該模型同時假設由失能狀態變動到健康狀態的機率為0。作者依據上述假設，將死亡率解構成為三個部分，分別為健康者在原狀態下死亡、健康者改變為失能者並死亡、失能者在原狀態下死亡，並利用65歲以上男女的死亡率、失能率等資料來估計上述三個死亡率。

2.2 其他相關文獻

當研究者具有相鄰定點的狀態變動機率資訊時，接下來的問題通常是如何求得更小時間間隔的變動機率。舉例來說，信用評等機構通常會每年發布一次當年度的信用狀態變動機率資訊，

但對於信用衍生性金融商品的定價需求，時間間格過長，必須計算細小時間間隔的變動機率矩陣。

Jarrow, Lando and Turnbull (1997) 首先將Generator of Transition Matrix的觀念引入信用風險的定價理論。Israel, Rosenthal and Wei (2001) 的研究認為，由於大多數的年度變動機率矩陣資訊存在有許多0的機率值，這使得有效且唯一的Generator並不存在，因此作者進一步提出比較不同Generator有效性的方法。Belkin, Suchower and Forest (1998) 採用1987-1997年之間每年的S&P信用狀態變動機率矩陣，以及此十年的平均信用狀態變動機率矩陣。該文以十年平均信用狀態機率矩陣為基礎，採用常態分配來界定符合相對應機率的分段點。然後將信用狀態變動機率解構為與借款人性質有關的 Y_i ，以及與系統性風險有關的 Z_i 。

當研究者能夠掌握紀錄個體在相鄰定點的狀態資訊，則通常可以採取統計方法估算其變動機率矩陣。例如Aebi, Neusser and Steiner (2000, 2001) 採用二期所得分配資料來估計所得狀態變動機率。該文將所得分為十個級距，採用1979與1989兩年Current Population Survey (CPS) 統計資料的各所得級距人口數占總人口數比例。所稱PSID Model，係利用1979、1989兩年同時為樣本的692個人所得級距為資料，並將1979年的申報收入 (reported income) 先轉換成為1989年幣值，直接計算所得狀態之變動機率矩陣。作者發現，中等收入階層 (middle-income classes) 均呈現出向上變動的傾向。不過，在這份研究中，作者並沒有將資料進一步細分為不同的性別、年齡，因此無從得知性別與年齡對於所得狀態變動的影響。Spathelf and Durlo (2001) 將狀態變動機率矩陣應用在人工培育林的砍伐與種植時點策略研究上。該文利用每年測量植木直徑大小變化的個體資料，估計其直徑大小等級的變動機率，並對狀態變動機率假設其直徑大小等級的狀態變動只有維持在原等級，以及增大一個等級兩個方向。

在所得與健康相關的統計研究資料中，如Breslow and Breslow (1993) 研究美國Alameda County 6928居民為基礎，蒐集其健康狀態、社會關係及其他個人特性，並分別在1965、1973/1974、1982/1983等三個定點紀錄其變化。該研究發現，健康狀態最差的人，其死亡率為健康狀態最好者高出50%。同時，由正常變為失能的機率，健康狀態較差者 (3 of 7) 與健康狀態最好者 (7 of 7) 分別為37.5%及7.8%。Raina, Dukshire, Lindsay and Chamber (1998) 介紹加拿大Health and Activity Limitation Surveys (HALS) 的統計方法以及部分結果。根據HALS在1986及1991兩年的資料顯示，65歲以上國民的失能比例分別為41.3%及42.3%。而家戶年所得在10000美元以下、10000至24999美元、25000美元至34999美元、35000美元以上等四個等級的比例，在1986年為54.9%、35.1%、5.2%、4.8%，而在1991年則為30.2%、50.4%、8.1%、11.3%。其中1991年在10000至24999美元等級的人口比例大幅增加為50.4%，該文認為主要是因為通貨膨脹因素所致。Arber and Cooper (1999) 採用British General Household Survey (GHS) 之1992-1994年資料，希望了解性別差異對於健康情況的影響是否可以從年老婦女較差的社會經濟條件來解釋。從統

計資料發現，65歲以後之男性與女性的失能比率分別為44.8%與55.9%，顯見女性的失能比例較高。根據該研究的實證結果發現，女性在自我評估健康狀況上報告較男性為差，主要可以解釋為平均年齡高於男性、較低的工作條件等。但是，當增加了失能等級之後，此一結果卻完全相反，亦即女性反而較男性少呈報較差的自我評估健康狀況，此一研究結果似乎產生了一個難解的疑惑。

綜合上述討論，我們可以了解到在欠缺個體資料兩相鄰定點資料的情況之下，估計相鄰定點的狀態變動機率通常必須對狀態變動機率的型態進行假設，以降低求解的困難。

3. 資料說明

本研究之所得分配資料係整理自行政院主計處編印之人力運用調查報告，九十年五月之原始資料。表1為依據性別及五歲年齡組之受僱就業者每月所得分配的具體統計數據。本文將受僱就業者之每月所得分成五個等級，依序為50000元以上（等級1）、30000~49999元（等級2）、10000~29999元（等級3）、未滿10000元（等級4）、無收入（等級5）。

從表1觀察得知，男性之所得分布大致上隨年齡增加而增加，但到了45至49歲以後的階段，低所得狀態的比例逐漸增加，主要是由於結構性失業與退休等因素所造成。而女性之所得分布與男性大為不同。女性在低收入部分（低於一萬元）所占比重一直相當高，而較高收入部分（每月所得三萬元以上）所占比例一般均較男性為低。具體統計數據請參考表1。

4. 模型說明

本文之研究方法主要是根據本期所得狀態分配之下，估計出所得狀態可能的變動機率，以便有助於解釋下一期的所得狀態分配為目標。首先就本節之數學符號加以說明：

N_s 狀態之個數。本研究將所得狀態分成五級。其中，所得狀態之最高等級為1，最低等級為5。

N_{age} 五歲年齡組之組數，本研究中， N_{age} 為12組。1代表25至29歲，2代表30至34歲，以此類推，惟12代表80歲及以上。

$P_{t,sex,age}(s,s')$ 定點t，五歲年齡組為age之所得狀態等級為s者到定點t+1之所得狀態等級變動為s'的機率，其中 $s, s' = 1, 2, \dots, N_s$ ， $sex = 1, 2$ （1=男性，2=女性）。為了減少所需估計的參數個數，我們假設狀態變動只有三個可能，一是維持在原狀態，一是向上移動一個等級，一是向下移動一個等級。本文稱之為3-Band Model，簡

述如下：

$$P_{t,sex,age}(s,s') = \begin{cases} p_{t,sex,age}^{up} & , \text{如果 } s' = s - 1, \text{ 且 } s' \geq 1 \\ p_{t,sex,age}^{remain} & , \text{如果 } s' = s \\ p_{t,sex,age}^{down} & , \text{如果 } s' = s + 1, \text{ 且 } s' \leq N_s \\ 0 & , \text{其它} \end{cases}$$

同時，狀態變動機率也須滿足一般的機率條件，即：

$$\sum_{s'=1}^{N_s} P_{t,sex,age}(s,s') = 1, \quad sex = 1, 2 ; s = 1, 2, \dots, N_s ; t = 1, 2, \dots, T$$

$$P_{t,sex,age}(s,s') \geq 0, \quad sex = 1, 2 ; s, s' = 1, 2, \dots, N_s ; t = 1, 2, \dots, T$$

$\varpi_{t,sex,age}(s)$ 定點t，五歲年齡組為age且狀態為s的人數比例。

$\hat{\varpi}_{t+1,sex,age}(s)$ 定點t+1，五歲年齡組為age，且狀態為s，在給定定點t的各狀態人數比例之下，由所得狀態變動機率所估計之定點t+1的各狀態人數比例。

$$\hat{\varpi}_{t+1,sex,age}(s) \equiv \sum_{s'=1}^{N_s} \varpi_{t,sex,age-1}(s') \cdot P_{t,sex,age-1}(s',s)$$

本文用以評估狀態變動機率矩陣的標準為比較根據估計之變動機率矩陣所衍生之狀態比例與統計資料的相似程度，我們參考Israel, Rosenthal and Wei (2001) 的方法，但考慮權數均為小數，故均乘與100。本文稱此指標為「權重配適差異衡量值(V)」。因此，最適化的目的是為了要求所得狀態變動機率能夠解釋下一定點的狀態分配呈現結果，亦即估計誤差最小化，因此目標函數可以設定如下：

$$V = \sum_{t=1}^T \sum_{sex=1}^2 \sum_{age=1}^{N_{age}} \sum_{s=1}^{N_s} |\varpi_{t,sex,age}(s) - \hat{\varpi}_{t,sex,age}(s)| \times 100 \quad (1)$$

由於資料限制，本文僅採用九十年五月的此一時點的五歲年齡組之所得分配資料，因此本文實際上僅討論定點為九十年五月 (t=0) 至九十五年五月(t=1)的所得狀態變動機率，亦即，T=1。故式(1)調整如下：

$$V = \sum_{sex=1}^2 \sum_{age=1}^{N_{age}} \sum_{s=1}^{N_s} |\varpi_{1,sex,age}(s) - \hat{\varpi}_{1,sex,age}(s)| \times 100 \quad (2)$$

由於我們並不知道九十五年五月 (t=1) 真實的所得分配狀況，僅能假設於九十五年五月 (t=1) 的各年齡組之所得狀態分布比率與九十年五月 (t=0) 的相同。此種以同一定點相鄰年齡組之資訊，代替同一群體相鄰定點之資訊的假設，常見諸於人口學方面的研究。是故：

$$\omega_{1,sex,age}(s) \equiv \omega_{0,sex,age}(s) \quad \forall sex, age, s \tag{3}$$

根據上述討論及假設，我們整理估算狀態變動機率的最適化問題如下：

$$\min_{\substack{P_{sex,sex}^{up}, P_{sex,age}^{remain}, P_{sex,age}^{down}, \forall sex, age}} V = \sum_{sex=1}^2 \sum_{age=2}^{N_{age}} \sum_{s=1}^{N_s} |\varpi_{1,sex,age}(s) - \hat{\varpi}_{1,sex,age}(s)| \times 100 \tag{4}$$

s.t.

$$\hat{\varpi}_{1,sex,age}(s) = \sum_{s'=1}^{N_s} \varpi_{0,sex,age-1}(s') \cdot P_{0,sex,age-1}(s',s) \tag{5}$$

$sex = 1, 2 \ ; \ s = 1, 2, \dots, N_s \ ; \ age = 2, 3, \dots, N_{age}$

$$P_{0,sex,age}(s, s') \geq 0 \tag{6}$$

$sex = 1, 2 \ ; \ s, s' = 1, 2, \dots, N_s \ ; \ age = 2, 3, \dots, N_{age}$

5. 實證結果

在尋找最適解方法的選擇上，本文採用「模擬退火法」，藉以降低落於區域最佳解的可能性。經計算後，最佳解之「權重配適差異衡量值」(V) 為69.18。表2為按性別及五歲年齡組分之所得狀態變動機率估計結果。由於本文之所得狀態變動機率是描述相鄰的五歲年齡組之間的所得狀態變動，為了簡化文字的繁複，我們在表2及以下說明均以「25」代表25至29歲年齡組，「30」代表30至34歲年齡組，以此類推，而「80」由於是最後一個年齡分組，因此是代表80歲以上。同時，「25\30」是代表25至29歲年齡組變動至30至34歲年齡組之意。

首先我們觀察原所得狀態等級為基準，觀察年齡及性別對於變動至下一年齡組之所得狀態的變動傾向的影響，亦即對狀態變動機率最大之變動方向的影響。

(1) 原所得狀態等級為1(最高)者，及為5(最低)者，大致均以維持在原狀態的機率最高

此一傾向受到性別的影響相當輕微，只有男性在30\35，女性在55\60的部分有出現例外。原所得狀態等級為5(最低)者，在下一個年齡組的狀態也同樣是維持在原狀態的機率最高，且在不同性別及年齡組之間均無例外發生。此一現象顯示所得等級最高者與所得等

級最低者在未來所得狀態等級變化的機率相當小，與社會上普遍認為「富者恆富，貧者恆貧」的印象相吻合。

- (2) 對於原所得狀態等級為2者，其變動傾向受到性別的影響較顯著

就男性部分，其在下一個年齡組的所得狀態變動方向呈現出停留在原所得狀態或變動至所得狀態等級為3的變動機率相近。但對於女性而言，在不同年齡組大致均呈現出變動至所得狀態等級為3的傾向，且女性在停留在所得狀態等級為2與變動至所得狀態等級為3的變動機率相差也較男性為明顯。從估計結果來看，除了30\35、40\45之外，女性均呈現出變動至所得狀態等級為3。此一現象可能反應了女性在工作職場上由於性別不平等、婚姻等問題，尤其是因為照顧子女必須短暫離開工作職場或改成兼職形式等，以至於在薪資方面出現了傾向於降低的結果。

- (3) 對於原所得狀態等級為3者，男女均大致呈現出較年輕階段更可能停留在原狀態的傾向，在較年老階段則以降低至所得狀態等級為4的傾向。男性大致以60\65階段為分野，女性則提早到50\55階段。

- (4) 對於原所得狀態為4者，其所得狀態變動傾向則隨著年齡與性別而有不同

男性的部分可視40\45為一個轉折點。在較年輕的階段，比較傾向變動至所得狀態等級為3，此一現象也部分與Aebi, Neusser and Steiner (2000, 2001) 所發現的中等收入階層傾向於向較高收入階層變動的發現相似。但在較老年的階段，則比較傾向於變動至所得狀態等級為5。事實上，男性呈現較老年階段變動至所得狀態等級為5的機率相當高，此一現象說明原收入較低者在40\45階段之後的所得下降機率高於原所得較高者（如所得狀態等級為2及3者）。此一現象或許是反應出40\45階段的收入較低者在工作職場中通常任職於較為基層的工作，可替代性高，以至於容易在這一階段面臨失業的問題。在女性的部分，基本上延續了與原所得狀態為2者的傾向，大致以降低至所得狀態等級為5為主，除了35\40這個階段，這可能是反應了婦女在子女成長之後二度就業所帶來的所得增加傾向。

其次，男性在30\35生命週期中出現了一個原所得狀態等級較高者（1, 2）傾向於變動至所得狀態等級較低（2, 3），而原所得狀態等級較低者（3, 4）卻傾向於變動至所得狀態等級較高（2, 3），進一步觀察也發現到男性在此一階段的所得變動幅度也明顯較大，此一現象可能是反應了男性在30\35階段通常面臨了工作職務的調整，使得所得狀態的變動幅度較大所致。此外，表2也有部分現象難以解釋，例如在女性於55\60階段的原所得狀態為2者，出現了停留在原所得狀態機率為0，完全變動至所得狀態等級為1及為3。

綜合上述討論，我們認為本研究所估計的所得狀態變動機率大致上與社會研究中所觀察到所得與性別及年齡之間的關係相吻合。

經由所得狀態之變動機率，我們可以模擬個人一生的所得狀態路徑，進而從個體的角度觀察社會養老保險制度與個人之間的相互影響。例如，社會養老保險制度開始實施時，不同年齡、性別的參保人的投資報酬率差異，或是社會養老保險制度之保證基金制度，對於不同年齡、性別之參保人的保證成本差異等等，均可透過此一所得狀態變動機率發展定價模型，以進一步研究。

6. 總結

本文在相當有限的資料之下，依據性別與五歲年齡組區分的所得狀態變動機率進行估計，然而其結果仍可與社會上所觀察到性別與年齡之間的現象相近。本研究發現，不同所得狀態等級的狀態變動方向有明顯的差異，茲總結於下：

- (1) 原所得狀態等級為1(最高)者，及為5(最低)者，大致均以維持在原狀態的機率最高。而原所得狀態等級為2、3及4者，其變動傾向受到年齡及性別的影響較顯著。
- (2) 所得狀態等級較高者(等級為2)，受性別影響明顯。對男性而言，停留在原所得狀態或變動至所得狀態等級為3的變動機率相近。而對女性而言，大致均呈現出變動至所得狀態等級為3的傾向，此一結果可能是反應出女性在工作職場上由於性別不平等、婚姻等問題，尤其是因為照顧子女必須短暫離開工作職場或改成兼職形式等，以至於在薪資方面出現了傾向於降低的結果。
- (3) 所得狀態等級較低者(等級為4)者，在工作職場中通常任職於較為基層的工作，可替代性高，我們發現在40\45階段容易面臨失業的問題。
- (4) 男性在30\35生命週期中出現了一個原所得狀態等級較高者(1, 2)傾向於變動至所得狀態等級較低(2, 3)，而原所得狀態等級較低者(3, 4)卻傾向於變動至所得狀態等級較高(2, 3)，進一步觀察也發現到男性在此一階段的所得變動幅度也明顯較大，此一現象可能是反應了男性在30\35階段通常面臨了工作職務的調整，使得所得狀態的變動幅度較大所致。

本文主要的假設為狀態變動機率之型式為3-bands model，除了降低所需估計的參數個數之外，同時也不會出現變動至距離較遠的狀態，降低了估計結果解釋上的困難。但是，該假設仍有其他的限制。舉例來說，本文之所得狀態等級僅分為五種，因此簡化成為三個變動方向機率尚足以解釋，若是所得狀態等級進一步細分時，此一設定可預想的會將出現問題，但若增加允許的變動方向個數時，難免又落入了需求解參數過多的問題，如何解決此一問題是未來研究可以繼續推展的方向。

此外，本文之方法也僅限於單元狀態的變動機率估計，並不適用於雙元狀態以上的聯合變動機率估計，例如所得狀態與健康狀態的聯合變動機率，這也是未來可以繼續研究的課題。

表1 受雇就業者每月主要工作之收入 — 按性別及五歲年齡組分

民國九十一年五月

男 性

年齡\月收入	50000元以上(%)	30000~49999元(%)	10000~29999元(%)	未滿10000元(%)	無收入(%)
25~29歲	4.602	36.770	43.547	3.714	11.368
30~34歲	10.595	44.428	36.422	2.960	5.595
35~39歲	18.167	43.708	30.654	2.503	4.968
40~44歲	19.767	40.756	31.466	3.358	4.654
45~49歲	20.206	34.650	33.184	4.935	7.024
50~54歲	16.614	27.567	36.364	7.979	11.477
55~59歲	11.173	18.268	34.639	12.923	22.997
60~64歲	7.339	9.863	27.615	18.341	36.841
65~69歲	2.583	6.708	23.795	21.744	45.170
70~74歲	1.764	4.551	16.667	20.289	56.729
75~79歲	0.786	4.160	10.134	18.902	66.018
80歲及以上	1.452	1.226	6.056	16.796	74.469

女 性

年齡\月收入	50000元以上(%)	30000~49999元(%)	10000~29999元(%)	未滿10000元(%)	無收入(%)
25~29歲	1.386	13.704	43.145	4.551	37.214
30~34歲	2.942	13.870	33.482	7.548	42.158
35~39歲	3.488	12.361	33.354	8.831	41.966
40~44歲	4.564	11.161	34.113	8.284	41.878
45~49歲	4.401	9.048	29.505	9.819	47.227
50~54歲	3.097	4.029	23.001	12.144	57.728
55~59歲	2.026	3.126	15.603	13.389	65.856
60~64歲	1.590	1.996	10.077	12.730	73.607
65~69歲	0.691	1.151	5.394	12.330	80.435
70~74歲	0.307	1.096	2.972	12.491	83.135
75~79歲	0.188	0.992	2.203	9.625	86.992
80歲及以上	0.362	0.246	1.380	6.044	91.969

表2 所得狀態變動機率 — 按性別及五歲年齡組分

單位：%

男 性						女 性					
25\30	1	2	3	4	5	25\30	1	2	3	4	5
1	92.5	7.5	0.0	0.0	0.0	1	56.0	44.0	0.0	0.0	0.0
2	14.7	56.1	29.2	0.0	0.0	2	15.8	21.6	62.5	0.0	0.0
3	0.0	41.0	49.3	9.7	0.0	3	0.0	23.8	56.7	19.5	0.0
4	0.0	0.0	63.1	14.8	22.1	4	0.0	0.0	9.2	43.8	47.0
5	0.0	0.0	0.0	15.1	84.9	5	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0
30\35	1	2	3	4	5	30\35	1	2	3	4	5
1	48.9	51.1	0.0	0.0	0.0	1	65.3	34.7	0.0	0.0	0.0
2	29.2	28.9	41.9	0.0	0.0	2	9.8	73.3	16.9	0.0	0.0
3	0.0	69.9	27.8	2.2	0.0	3	0.0	4.1	92.6	3.3	0.0
4	0.0	0.0	64.1	14.8	21.1	4	0.0	0.0	0.0	48.0	52.0
5	0.0	0.0	0.0	22.3	77.7	5	0.0	0.0	0.0	9.8	90.2
35\40	1	2	3	4	5	35\40	1	2	3	4	5
1	81.2	18.8	0.0	0.0	0.0	1	52.9	47.1	0.0	0.0	0.0
2	10.3	52.7	37.0	0.0	0.0	2	22.0	32.7	45.3	0.0	0.0
3	0.0	40.9	40.4	18.8	0.0	3	0.0	16.4	74.4	9.1	0.0
4	0.0	0.0	35.3	31.7	32.9	4	0.0	0.0	41.7	35.2	23.0
5	0.0	0.0	0.0	4.4	95.6	5	0.0	0.0	0.0	5.1	94.9
40\45	1	2	3	4	5	40\45	1	2	3	4	5
1	99.6	0.4	0.0	0.0	0.0	1	85.5	14.5	0.0	0.0	0.0
2	1.3	57.9	40.9	0.0	0.0	2	11.9	47.5	40.5	0.0	0.0
3	0.0	35.0	48.6	16.5	0.0	3	0.0	9.0	70.8	20.1	0.0
4	0.0	0.0	26.8	43.9	29.3	4	0.0	0.0	8.9	22.2	68.8
5	0.0	0.0	0.0	0.8	99.2	5	0.0	0.0	0.0	2.2	97.8
45\50	1	2	3	4	5	45\50	1	2	3	4	5
1	90.7	9.3	0.0	0.0	0.0	1	92.8	7.2	0.0	0.0	0.0
2	0.0	58.8	41.2	0.0	0.0	2	5.8	11.3	83.0	0.0	0.0
3	0.0	16.1	62.3	21.6	0.0	3	0.0	9.2	52.6	38.2	0.0
4	0.0	0.0	29.3	16.0	54.8	4	0.0	0.0	0.0	9.0	91.0
5	0.0	0.0	0.0	0.1	99.9	5	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0
50\55	1	2	3	4	5	50\55	1	2	3	4	5
1	78.1	21.9	0.0	0.0	0.0	1	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0
2	0.1	43.5	56.4	0.0	0.0	2	0.0	40.8	59.1	0.0	0.0
3	0.0	7.3	55.3	37.4	0.0	3	0.0	6.5	33.8	59.7	0.0
4	0.0	0.0	0.0	0.9	99.1	4	0.0	0.0	30.8	26.1	43.1
5	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	5	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0

註：25，係代表25~29歲，依此類推。25\30，係代表由25~29歲年齡組(縱向)，變動至30~34歲年齡組(橫向)。例如男性，目前為25~29歲年齡組，所得狀態等級為1者，在其達到30~34歲年齡組時的所得狀態等級為2的機率為7.5%。

(續) 表2 所得狀態變動機率 — 按性別及五歲年齡組分

單位：%

男 性						女 性					
55\60	1	2	3	4	5	55\60	1	2	3	4	5
1	98.3	1.7	0.0	0.0	0.0	1	25.5	74.5	0.0	0.0	0.0
2	2.8	41.7	55.5	0.0	0.0	2	33.4	0.0	66.6	0.0	0.0
3	0.0	5.9	53.2	40.9	0.0	3	0.0	3.1	27.4	69.4	0.0
4	0.0	0.0	0.0	32.3	67.7	4	0.0	0.0	27.7	14.3	58.0
5	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	5	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0
60\65	1	2	3	4	5	60\65	1	2	3	4	5
1	79.6	20.4	0.0	0.0	0.0	1	60.2	39.8	0.0	0.0	0.0
2	0.0	55.9	44.1	0.0	0.0	2	0.0	14.1	85.9	0.0	0.0
3	0.0	0.0	49.3	50.7	0.0	3	0.0	2.4	39.9	57.8	0.0
4	0.0	0.0	14.7	0.7	84.6	4	0.0	0.0	0.0	51.1	48.9
5	0.0	0.0	0.0	20.7	79.3	5	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0
65\70	1	2	3	4	5	65\70	1	2	3	4	5
1	96.6	3.4	0.0	0.0	0.0	1	61.5	38.5	0.0	0.0	0.0
2	0.0	41.5	58.5	0.0	0.0	2	0.0	25.0	74.9	0.0	0.0
3	0.0	4.0	50.3	45.7	0.0	3	0.0	7.9	18.9	73.2	0.0
4	0.0	0.0	3.6	40.8	55.6	4	0.0	0.0	8.8	32.9	58.3
5	0.0	0.0	0.0	1.2	98.8	5	0.0	0.0	0.0	5.6	94.4
70\75	1	2	3	4	5	70\75	1	2	3	4	5
1	81.9	18.1	0.0	0.0	0.0	1	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0
2	0.6	55.7	43.7	0.0	0.0	2	3.4	41.5	55.1	0.0	0.0
3	0.0	7.7	47.9	44.5	0.0	3	0.0	12.8	51.3	35.9	0.0
4	0.0	0.0	0.9	48.8	50.4	4	0.0	0.0	0.6	18.1	81.3
5	0.0	0.0	0.0	2.1	97.9	5	0.0	0.0	0.0	7.6	92.4
75\80	1	2	3	4	5	75\80	1	2	3	4	5
1	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1	88.9	11.1	0.0	0.0	0.0
2	12.7	3.0	84.3	0.0	0.0	2	19.7	31.4	48.9	0.0	0.0
3	0.0	10.9	20.6	68.6	0.0	3	0.0	0.1	47.8	52.1	0.0
4	0.0	0.0	2.5	48.2	49.3	4	0.0	0.0	0.0	47.7	52.3
5	0.0	0.0	0.0	1.1	98.9	5	0.0	0.0	0.0	0.3	99.7

註：55，係代表55~59歲，依此類推。55\60，係代表由55~59歲年齡組(縱向)，變動至60~64歲年齡組(橫向)。例如男性，目前為55~59歲年齡組，所得狀態等級為1者，在其達到60~64歲年齡組時的所得狀態等級為2的機率為1.7%。

參考文獻

- [1] 行政院主計處，行政院經濟建設委員會，「中華民國九十一年台灣地區人力運用調查報告」，民國91年5月。
- [2] Aebi, R., Neusser, K. and Steiner, P., "Where Did the Middle Class Go? An Investigation into the Dynamics of the US Income Distribution," *Unpublished Manuscript*, 2000.
- [3] Aebi, R., Neusser, K. and Steiner, P., "Evaluating Theories of Income Dynamics: A Probabilistic Approach," *Unpublished Manuscript*, 1999.
- [4] Aebi, R., Neusser, K. and Steiner, P., "Improving Models of Income Dynamics using Cross-Section Information," *Unpublished Manuscript*, 2001.
- [5] Albarran, I., Ayuso, M., Guillen, M. and Monteverde, M., "Measuring Longevity and Disability in the Spanish Population with Residual Life Expectancy," *International Congress on Insurance: Insurance: Mathematics & Economics*, 2002.
- [6] Arber, S. and Cooper, H., "Gender Difference in Health in Later Life: The New Paradox?" *Social Science & Medicine*, Vol. 48, 1999, pp. 61-76.
- [7] Belkin, B., Suchower, S. J. and Forest, L. R., "A One-Parameter Representation of Credit Risk and Transition Matrices," *CreditMetrics Monitor*, 3rd quarter, 1998, pp. 46-56.
- [8] Breslow, L. and Breslow, N., "Health Practices and Disability: Some Evidence from Alameda County," *Preventive Medicine*, Vol. 22, 1993, pp. 86-95.
- [9] Golan, A., Judge, G. and Robinson, S., "Recovering Information from Incomplete or Partial Multi-sectoral Economic Data," *Review of Economics and Statistics*, Vol.76, No.3, 1994, pp. 541-549.
- [10] Israel, R. B., Rosenthal, J. S. and Wei, J. Z., "Finding Generators For Markov Chains Via Empirical Transition Matrices, With Applications to Credit Ratings," *Mathematical Finance*, Vol. 11, No. 2, 2001, pp. 245-265.
- [11] Jarrow, R. A., Lando, D. and Turnbull, S. M., "A Markov Model for the Term Structure of Credit Risk Spreads," *Review Financial Studies*, Vol. 10, 1997, pp. 481-523.
- [12] Johnson, T. and Capel, J., "A Monte Carlo Approach to Simulating Residential Occupancy Periods and Its Application to the General U.S. Population," *Research Triangle Park, NC: U.S. Environmental Protection Agency, Office of Air Quality and Standards*, 1992.
- [13] NCEA, "Options for Development of Parametric Probability Distributions for Exposure Factors," *National Center for Environmental Assessment*, July 2000.

- [14] Raina, P., Dukshire, S., Lindsay, J. and Chamber, L. W., "Chronic Conditions and Disabilities Among Seniors: An Analysis of Population-Based Health and Activity Limitation Surveys," *Ann Epidemiol*, Vol. 8, No. 6, 1998, pp. 402-409.
- [15] Rossi, J. S., "Analysis of Stage of Change: Summary and Recommendations for BCC," *Unpublished Manuscript*, 2000.
- [16] Shannon, C. E., "A Mathematical Theory of Communication," *Bell Systems Technical Journal*, Vol. 27, 1948, pp. 379-243.
- [17] Spathelf, P. and Duurlo, M. A., "Transition Matrix for Modeling the Dynamics of a Subtropical Seminatural Forest in Southern Brazil," *Forest Ecology and Management*, Vol. 151, 2001, pp. 139-149.
- [18] Trede, M., "Making Mobility Visible: A Graphical Device," *Economics Letters*, Vol. 59, 1998, pp. 77-82.