

貧窮的動態： 嘉義縣貧戶的追蹤研究

Poverty Dynamics: A Panel Study of Poverty Household in Chia-Yi County

王德睦*、王仕圖**、蔡勇美***

Temu Wang*, Shu-Twu Wang** and Yung-Mei Tsai***

摘 要

雖然對於貧窮的解釋，產生了許多的爭論，但是由於資料的限制，一般研究以橫斷面的資料為主，且各年的貧窮率變化不大，而誤認為貧窮是時間持續很長的現象。自有長期追蹤研究以後，對於持續貧窮的看法才有所改變。本研究的目的是在於探討貧窮動態，以嘉義縣的低收入戶為例，追蹤嘉義縣貧窮家戶(1988-1996)的貧窮持續時間。

研究發現中位貧窮持續時間為 4.55 年，脫離貧窮的機率大致是隨貧窮時間延長而下降。此一下降趨勢，並非貧窮本身使人不易脫離貧窮，而是具有容易脫離貧窮特質的家戶先行脫離，留下具有不易脫離貧窮特質的家戶。而影響貧窮持續時間的重要因素有年齡、教育年數、是否為單親家庭、與戶內有工作能力人數。年齡愈大者可能因死亡而較早脫離貧窮，以致貧窮持續時間愈短。教育年數愈高者愈有能力在較短的時間內找到足以脫離貧窮的資源。與國外的研究不同的發現是，單親家庭的貧窮持續時間較短。戶內有工作能力人數愈多，則其貧窮持續時間愈短。

關鍵字：貧窮動態，追蹤調查，貧窮歷程，存活分析

Abstract

Due to the limitations of data, most poverty researches in the past used cross-sectional data. This was despite the disputes on the nature and dynamics of poverty. Furthermore, the fact that poverty rates remained rather stable over time led many researchers to conclude that poverty was a long term phenomenon. This misconception began to change once the longitudinal panel data became available. The purpose of the present study is to investigate the poverty dynamics using panel data from poverty households in Chia-Yi county during the 1988-1996 period.

The results of our analyses indicate that the median number of years for our sample to remain in poverty was 4.55 years and the probability of leaving poverty decreased as the length of time staying in poverty increased. This was not due to the difficulty of leaving poverty per se. Rather, it was due to the fact that those who were more able to leave poverty actually left earlier and those who could not leave remained in poverty. Among the factors that effect the length of staying in poverty were age (of the heads of households), number of years of schooling, whether single-headed households, and the number of household members with the ability to work. Those heads of households who were older who left poverty earlier than their younger counterparts could be due to the earlier death of the former than the latter. Those with better education were also those who were more likely to obtain necessary resources to leave poverty. Two major differences between this study and those from foreign nations were found. First, in Taiwan, single-headed households tend to be able to leave poverty sooner than their foreign counterparts. Second, as the number of household members with the ability to work increased the probability of leaving poverty also increased more so in Taiwan than their foreign counterparts.

Key Words: Cox Model, Censoring, Event-History Analysis, Hazard Rates

* 國立中正大學社會福利學系教授兼主任

Professor, Department of Social Welfare, National Chung Cheng University

** 國立中正大學社會福利學系博士班研究生

Ph.D Student, Department of Social Welfare, National Chung Cheng University

*** 美國德州理工大學社會學系教授

Professor, Department of Sociology, Texas Tech University

壹、前言

台灣近年來歷經社會經濟變遷，經濟持續成長，平均國民所得已超過美金萬元，然而官方的統計資料也顯示所得分配愈來愈不平均。在經濟成長的過程中，到底那些人得利，不僅是學術討論的課題，也關係著社會的穩定。「均富」一直是政府施政的主要目標之一，然而在經濟成長的過程中，身處經濟劣勢的窮人是否生活得到改善，抑或形成如同西方社會的「底層階級」(Underclass, Wilson, 1987; Devine and Wright, 1993)，長期處於貧窮的狀態，而無法翻身？

國內雖然已有不少貧窮相關的研究，然而受限於資料，這些研究多為橫斷面 (cross-sectional) 的研究 (楊家偉, 1977; 林松齡, 1980, 1984; 陳淑英, 1983; 朱雲鵬, 1987)。不論從實際貧窮的特性或國外的貧窮研究來看 (Bane and Ellwood, 1986; Ruggles, 1990; Devine and Wright, 1993)，貧窮應該是一種長期動態的過程，對貧窮人口的追蹤與分析是瞭解貧窮不可或缺的方式。雖然橫斷面研究提供我們對於貧戶若干特性的了解，是貧窮研究中重要的一環，但是在討論貧窮的持續性則顯示出資料的有限性。雖然國內也有歷年低收入戶調查資料與官方貧窮率的分析 (張清富, 1993; 蔡明璋, 1996)，由於並非家戶或個人的長期追蹤資料 (panel data)，因此無法提供貧窮動態的分析。

然而，探討貧窮持續時間的長短，不僅可以增加對貧窮現象的瞭解，也與政策的擬訂有關，若大多數的貧窮人口均只是短暫的落入，很快的就會脫離，則政策上可能採用諸如失業保險等保險方案，以幫助他們度過短暫的危機較為合適；若貧窮的持續時間均很長，則政策上應幫助這些窮人取得更佳的教育與訓練，而能早日的脫離貧窮 (Coe, 1978)。

為了探討貧窮的動態，本文以嘉義縣 1988 年至 1996 年的「低收入戶複查」資料，分析貧窮的持續時間，以及影響持續時間的相關因素。

貳、貧窮的持續時間

早期人類學家 Lewis (1959) 提出「貧窮文化」之概念，用以描述貧窮的特徵與貧窮的惡性循環。他認為貧窮文化表達了生活在西方

之階級化 (class stratified)、高度資本化、個人化社會下，貧民對於其所處邊陲位置的一種適應與反抗。也代表無法在盛行價值與目標下取得成就的一種應付絕望與無助之努力。貧窮文化一旦形成就有自我延續的傾向，貧民區的兒童因接受了貧窮文化的基本態度與價值，並且內化成爲其人格結構的特質，爾後在其心理上，終其一生無法接受外界可能發展的機會與條件 (Lewis, 1966:21)。從此論點來看，貧窮係在時間上持續很久，且有代代相傳的現象。窮人之所以持續貧窮係因爲受到不良的文化濡化過程 (enculturation process)，接受了貧窮文化中的觀念系統，此一系統包括對個人與社會、經濟、家庭、社區關係的信念、態度、價值與行爲模式 (Waxman, 1983:1-26; 沙學漢, 1974)。因而，唯有改善不良的貧窮文化中的行爲與價值，才可能使貧窮的惡性循環終止 (Waxman, 1983:1-26)。

貧窮文化的論點，在研究方法、理論的價值預設、概念模糊與無經驗研究的支持等問題上，受到嚴重批評 (沙學漢, 1974; Townsend, 1979; Kerbo, 1991)。1960 年代美國詹森政府的大社會 (The Great Society) 方案中，開啓了對貧窮作戰 (the war on poverty)，他們認爲貧窮的原因乃是人力資本的不足，而有各項的教育與職業訓練方案 (Kelso, 1994:49)。然而，對貧窮作戰實施之後，1970 年代美國的貧窮率並未明顯下降，加上大都會區的市中心 (inner city) 「底層階級」的出現，對於人力資本的論點又提出質疑。1977 年「底層階級」一詞首先出現於媒體對市中心貧民區的報導，後來沿用於貧窮研究中，係指貧窮問題惡質化的現象，即市中心貧民區中犯罪、未婚生子和福利依賴等問題。不過學者對於該現象的定義和解釋各異。

保守主義者如 Murray (1984) 認爲，1970 年代貧窮未下降的原因，是福利措施不當所造成的。他指出對貧窮作戰之前，貧窮率持續下降，而 1970 年代貧窮率不下降的原因，乃是領受福利者的理性選擇，由於領受福利者不得有工作所得，因此失去工作誘因。而自由主義者則較強調經濟結構因素 (Kelso, 1994:25)。例如 Wilson (1987) 在討論市中心的「底層階級」時，認爲製造業移出市中心而到郊區，使居住於市中心的窮人更不容易找到工作，再加上中產階級移出市中心，市中心的年輕人失去了學習的模範，使該社區中的社會價值、行爲趨向異於一般的社會 (如未婚生子、吸毒)；而稅收、教育與公共建設也因爲中產階級的移出而減少，品質也有下降的趨勢。這樣的狀況持續一段時間之後，使市中心的工作機會結構更形惡化；而且又因

為教育品質不佳與家庭結構不穩定（以女性戶長家庭為主），導致了該地區工作人口普遍具有較低人力資本。

由上述來看，對於貧窮的原因雖然有許多不同的解釋，然而幾乎均視貧窮為長期、持續的現象，加上美國自 1970 年代以後貧窮率雖有起落但變化不大（Devine and Wright, 1993:67），因此更使學者們相信貧窮的持續性，也使一般大眾產生對「福利依賴」的嫌惡與恐懼。而要檢視貧窮是否為長期、持續的現象，必須要追蹤貧窮家戶（或個人）落入貧窮後的時間，由於缺乏長期追蹤的資料，此一現象並未直接受到檢證。

直到 1970 年代末期，由於 PSID (the panel study of income dynamics) 等資料已累積至相當年數，對貧窮的持續時間可以直接計算、分析。Duncan 等人 (Duncan et al., 1984; Coe, 1978) 使用 PSID 的資料指出：在其分析的年數中 (1967 至 1975 年)，有四分之一的美國人曾落入貧窮，因此貧窮不只是少數人曾經經歷的經驗，而且大部份人落入貧窮以後很快就脫離，多數的窮人僅歷經一年的貧窮時間，二分之一至三分之一的人可以在下一年脫離貧窮，持續貧窮者 (9 年均貧窮者) 僅佔曾經貧窮的 22% (總人口的 2.5%)。此一研究結果與一般對於貧窮的印象，認為是少數人長期陷入貧窮，大異其趣。

Bane and Ellwood (1986) 則認為 Duncan 等人所使用的分析方法有缺陷，他們以觀察的時期中有幾年落入貧窮作為貧窮年數的測量是有問題的，因為在開始觀察前有些人就已經貧窮，而觀察結束時仍有些人尚未脫離貧窮，以此方式計算有低估貧窮持續時間的現象。因此他們以生命表的方式重新分析，指出一般人的持續貧窮時間雖略比 Duncan 等人所指出的長 (平均 4.2 年)，但是大部份人仍僅是短期貧窮 (60% 在兩年內脫離)，然而也有 12% 的貧窮者持續窮 10 年或以上。

在 Bane and Ellwood 的研究之後，也有許多的研究更進一步企圖解釋貧窮持續時間，但是由於適用的資料時間尚短，因此整合性的貧窮動態理論仍有待發展 (Walker, 1994:43-44)。一般探討貧窮持續時間的經驗研究，大致採用年齡、教育程度、子女數、種族、婚姻地位、過去的就業狀況、居住地區、地區的失業率等因素解釋之。這些因素對於貧窮持續時間的影響，在不同的研究中結論不盡相同，然而以子女數、種族兩因素對於貧窮持續時間的影響較為明顯 (O'Neill et al., 1987; Blank, 1989; Kimenyi, 1991; Harris, 1993)。

參、資料來源與分析方法

在探討貧窮的持續時間時，必須長期追蹤一個家戶（或個人）的貧窮歷程。在美國直到 1970 年代末，PSID 資料已有長期累積時，方才具備有效的資料來探討。國內雖有如主計處的「家庭收支調查」等歷年的所得調查資料，然而該資料卻非長期的追蹤調查（panel survey），無法探討貧窮的動態，而且該資料係全人口的機率抽樣，樣本中所包含的貧窮家戶（不論貧窮採用何種定義）也過少。台灣省社會處雖然自 1984 年開始，也有多次的「台灣省低收入戶家庭經濟調查」，然而每次均隨機抽樣，而無法追蹤低收入戶的貧窮歷程。

在沒有合適的全國性資料下，爲了探討貧窮的動態歷程，我們乃蒐集嘉義縣歷年的低收入戶複查表。我們取得 1990 至 1996 年全嘉義縣的低收入戶複查表，以及 1988、1989 兩年的低收入戶名冊。由於這兩項資料均包括有戶長姓名與身份證號碼，因此我們可以追蹤其貧窮歷程，計算其貧窮年數。在貧窮年數的解釋方面，則因 1988、1989 兩年僅有低收入戶名冊，其中僅包含戶長姓名、身份證號碼、家庭人數、與工作人口數等少數資料，在分析中不得已要去掉一些資料。由於我們採用官方的低收入戶複查資料，因此本文所稱的貧窮係官定貧窮。

在計算貧窮的持續時間時，文獻上有三種的計算方式（Ruggles, 1990:109-111）：第一種方式爲上述 Duncan 等人所採用者，他們在一定的觀察期間內（通常爲八至十年）計算家戶（或個人）落入貧窮的年數。上述已指出此一方式在方法上有很大的缺陷，由於開始觀察前有一些人已是貧窮，而有所謂的左邊截斷（left censoring），而且在觀察結束時亦有一些人未脫離貧窮，而有所謂右邊截斷（right censoring），以致一些貧窮歷程並未完全的被觀察，而低估了貧窮的持續時間。第二種方式爲 Levy (1977) 所採用的方法，他以一年（1967 年）的貧窮人口爲觀察對象，追蹤往後各年（他觀察七年）脫離貧窮的狀況，此一方式雖然仍有左邊截斷的問題，然而在政策的考量上，由於政策的目的往往是在於協助脫離貧窮，因此實施政策以後，當時的貧窮人口往後的脫離貧窮情況，是政策分析者所最關心的，因此此方式有其價值。第三種方式是上述 Bane and Ellwood 所採用的方法，他們去除左邊截斷的個案，而以生命表的方式計算各年的脫離貧窮機率與平均的貧窮年數，此一方法雖然同時免除左邊與右邊截斷的問

題，而為往後研究所採用，但必須假定在觀察期間落入貧窮者，其貧窮年數不因落入的時間不同而有差異，此乃因為若分別計算不同時間落入者的各年脫離機率，會因個案太少而不能有穩定的估計。本文採用 Bane and Ellwood 的方法計算貧窮持續時間及不同時間的脫離機率。

分析影響貧窮持續時間的因素，一般均採用存活分析 (survival analysis, 或稱為 event history) 的方法 (O'Neill et al., 1987; Blank, 1989; Kimenyi, 1991; Harris, 1993; Allison, 1993)。以 $h(t, X)$ 代表自變項為某一組合時，在 t 時間脫離貧窮的風險率 (hazard rate)，則

$$\begin{aligned} h(t, X) &= \lim_{\delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \delta t | T \geq t, X)}{\delta t} \\ &= f(t, X) / F(t, X) \\ &= -d \log(F(t, X)) / dt \end{aligned}$$

其中 $f(t, X)$ 為 t 時間點脫離貧窮的密度函數 (density function)，而 $F(t, X)$ 則為自變項為某一組合者，在 t 時間點仍未脫離貧窮的存活函數 (survival function)。其中 X 為自變項的向量 (vector)，可以是隨時間而改變的 (time-dependent covariates)，也可以是不隨時間改變的 (time-constant covariates)。然而，為了簡化模型與探討風險率的變化，本文之自變項採不隨時間而改變。

在估計自變項對貧窮時間的影響方面，以 T 代表貧窮的持續時間，則

$$\log T_i = X_i \beta + \sigma \varepsilon_i$$

其中 X 為自變項的列向量， β 為被估計的參數行向量， ε 為隨機誤差，而 σ 為被估計的參數 (Allison, 1995:63)。若隨機誤差的分配為常態分配，則在一定的 X 組合下 T 為取對數後的常態分配，其 t 時的風險率對數值為

$$\log h(t) = \log h_0(te^{-\beta X}) - \beta X$$

其中 h_0 代表 X 均為 0 的風險率，因此風險率為先增後減的函數。若風險率不變，則 T 為時間的指數函數 (exponential function)， t 時的風險率對數值為

代表控制自變項後，脫離貧窮的機率不隨時間的改變而改變。

$$\log h(t) = -X\beta$$

Bane and Ellwood (1986)、Rank (1985) 以生命表方式計算出各年的脫離機率時，發現脫離機率呈遞減之趨勢，然而他們不能確定是具有較優勢條件者先脫離，留下條件較差者較不易脫離，或留在貧窮愈久愈不易脫離。Blank (1989) 以存活分析的方法，在控制自變項後，檢討風險率的不同分配與資料吻合的程度，發現各種風險率分配假定與固定風險率並無太大差異，而有風險率不隨時間改變的結論。我們也以 T 的對數常態、log-logistic、指數函數、與 Weibull 分配分別估計，檢討嘉義縣的脫離貧窮機率是否因時間而異。

嘉義縣自 1988 年至 1996 年曾列為低收入戶者共 3152 戶，其中 1988 年為低收入戶者有 1046 戶 (左邊截斷)，因此可以 Bane and Ellwood 方法分析者有 2106 戶，然而有 84 戶曾經脫離貧窮而又落入者，由於考慮多重落入 (multiple spells) 的模型較為複雜且所佔比例很小，以 Bane and Ellwood 方式計算脫離機率，多重落入者僅佔 4%，因此我們的分析均去除多重落入者，因此樣本數為 2022 戶。

在貧窮持續時間的解釋變項方面，上述已指出國外的研究大抵採年齡、教育程度、子女數、種族、婚姻地位、過去的就業狀況、居住地區等因素，由於嘉義縣低收入戶中的原住民很少，種族因素無法考慮，而我們分析的對象不是無工作 (65%)，就是打零工，我們也不將就業狀況納入分析。因此，我們的自變項包括戶長年齡、教育程度、健康狀況、是否為單親家庭、低收入戶款別與戶內有工作能力人口數。年齡為開始落入低收入戶時戶長之年齡，教育程度採教育年數，戶長的健康狀況分正常 (編碼為 0) 和殘障或重病 (編碼為 1)，單親家庭編碼為 1，非單親家庭編碼為 0¹，低收入戶款別依「台灣省社

¹ 由於男性單親家庭在本研究中所佔的比率過低，不到百分之五，在分析上可能會產生誤差，因此在處理單親家庭這個變項時，不再細分是男性單親或是女性單親家庭。

會救助調查辦法」，第一款係指全家人口均無工作能力、無收益、無恆產，非靠救濟無法生活者；第二款係指全家人口中有工作能力人口不超過三分之一，且家庭總收入平均分配全家人口，每人每月不超過最低生活費用三分之二者；第三款為家庭總收入平均分配全家人口，每年每月不超過最低生活費用者。其中最低生活費用由省府以前一年每人平均所得三分之一內訂定。因為嘉義縣自 1989 年至 1996 年落入第一款的低收入戶僅 51 戶，因此我們合併第一、二款²，也就是將「款別」變項以虛擬變項 (dummy variable) 處理 (第一、二款編碼為 0，第三款編碼為 1)。

肆、分析結果

表一列出以 Bane and Ellwood 的方式計算出來的脫離貧窮機率，前述指出在 1989 至 1996 年有 2022 戶落入低收入戶，因 1996 年落入者無法觀察其脫離狀況因此去除之。表中顯示脫離貧窮的機率大抵是下降的趨勢，落入貧窮後第一年約有 18% 的家戶脫離，剩下的家戶第二年有 15% 脫離貧窮，第三年有 11% 脫離，僅在第四年上升為 13%，然後再下降。表中的累積脫離機率為一減去仍未脫離的機率 (存活機率)，二年之後有 30% 的家戶會脫離貧窮，而約為一半的家戶在落入貧窮後四年脫離，貧窮的中位年數為 4.55 年。

表一 1989-1996 年落入貧窮家戶的貧窮年數

貧窮年數	風險家戶	脫離家戶	截斷家戶	脫離機率	累積脫離機率
1	1866	344	313	0.1844	0.1844
2	1237	185	256	0.1496	0.3064
3	839	95	171	0.1133	0.3850
4	555	72	207	0.1298	0.4648
5	350	42	58	0.1200	0.5290
6	223	17	112	0.0762	0.5649
7	101	8	97	0.0788	0.5992
8	23	0	45	0	0.5992

² 將第一款的 51 戶去除，所獲得之存活分析的結果，其各種分配的顯著水準和方向並沒有改變。因此，將第一款和第二款合併。

就脫離貧窮機率的趨勢而言，大致上是有緩慢下降的情形，但並不是很穩定的情況。如果暫且拋開環境的差異而與國外的文獻作比較，可以發現國內低收入戶的貧窮脫離情形是遠低於 Bane and Ellwood(1986)的研究，其第一年落入貧窮者有 45% 的機率可以脫離，而且到了第 4 年還有 21% 的脫離機率，此外，60% 以上的低收入戶是在兩年內即脫離貧窮。

Bane and Ellwood (1986) 認為，脫離機率會隨著持續貧窮時間的增加而下降的原因可能有二個：其一可能是貧窮本身使得低收入家戶更難脫離其所身處的困境，例如長期處於貧窮者更難找到足以脫離貧窮的工作。第二個讓脫離機率隨貧窮時間增加而下降的原因，則被認為是來自貧窮人口的異質性，長期貧窮者在性質上與短期貧窮者不同，長期貧窮者本身脫離貧窮的機率就比較低，而不論他到底窮了多久。隨著時間過去，短期貧窮者逐漸脫離，而長期貧窮者佔所有貧窮人口的比重即愈來愈高。

影響貧窮持續時間因素的存活分析結果列於表二。在表二中，我們分別對控制自變項後的貧窮持續時間作不同的分配假定，四種分配的結果差異不大。在各分配中，年齡對於貧窮的持續時間均為負的影響，也就是年齡愈大，其貧窮持續時間愈短，且其係數除在指數分配外均達 0.05 的顯著水準。在 Blank (1989) 的研究中，年齡也有顯著的影響，然而他所研究的是領取 AFDC 的持續時間，由於年齡愈大的婦女，其子女年齡也愈大，子女長大後喪失領取 AFDC 的資格；我們分析的對象沒有此限制，但樣本中戶長年齡偏高可能因死亡而脫離貧窮³。

³ 根據王德睦和蔡勇美(1998)針對嘉義縣低收入戶的抽樣研究，該研究選取 800 份的樣本之中，因年老而死亡的比例達百分之三十(236人)。

表二 不同貧窮持續時間分配下的存活分析

變 項	指數分配	Weibull 分配	對數常態分配	Log-logistic 分配
常數項	2.6036** (0.2463)	2.3420** (0.1923)	1.8853** (0.1859)	1.9209** (0.1952)
年 齡	-0.0072* (0.0032)	-0.0060* (0.0025)	-0.0047* (0.0024)	-0.0053* (0.0026)
款 別	0.0355 (0.1256)	0.0337 (0.0966)	0.0720 (0.0941)	0.0712 (0.1007)
教 育	-0.0217 (0.0136)	-0.0221* (0.0104)	-0.0168 (0.0104)	-0.0191 (0.0108)
健康狀況	0.1033 (0.0952)	0.0794 (0.0733)	0.0624 (0.0741)	0.0734 (0.0775)
單親家庭	-0.1857* (0.0853)	-0.1623* (0.0668)	-0.1159 (0.0666)	-0.1347* (0.0662)
有工作能力人口	-0.2012** (0.0410)	-0.1580** (0.0329)	-0.1498** (0.0384)	-0.1625** (0.0394)
Log Likelihood	-1357.1286	-1331.5234	-1274.2388	-1304.9656
樣本數	2022	2022	2022	2022

* P<0.05 ** P<0.01

括弧內數值為標準誤

低收入戶的款別和健康狀況兩個自變項對貧窮持續時間均未達顯著水準。而教育程度對貧窮持續時間的影響，只有 Weibull 分配達到 0.05 的顯著水準，顯示教育程度愈高，愈有能力在較短時間內脫離貧窮。

Bane and Ellwood (1986) 與 Rank (1985) 均指出單親家戶（尤其是女性），其貧窮持續時間較長。而我們的分析卻指出單親家戶的貧窮家戶卻較非單親家戶為短。其原因可能是美國的單親女性戶長合於領取 AFDC，但較不積極參與勞力市場，使得女性單親家庭的貧窮持續時間拉長。由於國內沒有類似的社會救助制度，所以未產生和美國相似的問題，此外，單親家庭的子女成長而有工作能力時，家庭即容易脫離貧窮。王德睦和蔡勇美 (1998) 有關脫離貧窮的調查研究發現，女性單親家庭脫離貧窮方式中，以兒女成長的比例最高(68.7%)；另一方面，可能是子女年齡達到法定工作能力的判定標準（如年滿十八歲且就讀夜校等），使得戶內工作人口比率增加，喪失成爲低收入

戶的資格。此一影響除在對數常態分配未達到 0.05 顯著水準外，均達 0.05 的顯著水準。此一論點可由戶內有工作能力的人口數對貧窮持續時間的影響得到佐證。在四種分配中，戶內有工作能力的人口數之係數均達 0.01 的顯著水準，且均為負值，顯示現有有工作能力的人數愈多，其貧窮持續時間愈短。因此潛在與現有有工作能力的人數愈多，其貧窮持續時間愈短。

四種對於控制自變項以後貧窮持續時間的不同分配假定下，模型與資料吻合的程度 (log likelihood) 差異不大，也就是另三種分配與指數分配的差異不大。由於貧窮時間的指數分配，代表脫離貧窮的機率不因時間而異。因此我們沒有充分的理由說，控制自變項後脫離貧窮的機率會因時間而異。表一顯示在沒有控制自變項時，脫離貧窮的機率隨時間大致下降，應該只是具有容易脫離貧窮特質的家戶先行脫離，而留下不容易脫離者，以致脫離貧窮隨時間而下降，而非貧窮本身會使人不易脫離貧窮。

伍、結 論

本文以 1988、1989 兩年的嘉義縣低收入戶名冊及 1990 年到 1996 年的嘉義縣低收入戶複查的資料，追蹤嘉義縣貧窮家戶的貧窮持續時間。發現中位貧窮持續時間為 4.55 年，脫離貧窮的機率大致是隨貧窮時間延長而下降。但是此一下降趨勢，並非貧窮本身使人不易脫離貧窮，而是具有容易脫離貧窮特質的家戶先行脫離，留下具有不易脫離貧窮特質的家戶。這種趨勢跟 Bane 與 Ellwood (1986) 的研究結果具有一致性，而這種現象可能也意涵了我國政策實施上的兩難，即大部分接受福利救助者，使用的時間很短暫，但是政府大部分的資源卻投入在少數長期貧窮者身上。這樣結果必然會認定「依賴」是一個嚴重的問題。

而影響貧窮持續時間的重要因素有年齡、教育年數、是否為單親家庭、與戶內有工作能力人數。年齡愈大者可能因死亡而較早脫離貧窮，以致貧窮持續時間愈短，而教育年數愈高者愈有能力在較短的時間內找到足以脫離貧窮的資源。與國外的研究不同的發現是，單親家庭的貧窮持續時間較短，可能是因子女成長後工作，使其貧窮持續時間較短。

而戶內有工作能力人數愈多，則其貧窮持續時間愈短，因此潛在與現有有工作能力的人數可能是貧窮持續時間長短的關鍵因素。對於這樣的問題，Bane與Ellwood（1986）也體認到家戶內具工作能力的人口之重要性，所以他們認為政府必須注意瀕臨貧窮家戶和貧窮家戶其他成員的薪資改變的問題，因為他們發現家戶其他成員的薪資會影響一個家庭落入或脫離貧窮，而這部分卻是經常被忽略的。同樣的，Hutchens（1991）也支持政府致力提高窮人的工資，因為高期望的薪資會提高貧窮的脫離機率。由於家戶有工作能力的人數增加，將有助於未來預期的所得，因此，政府若能有效實行勞動市場政策，以增加在貧窮線以下或瀕臨貧窮線者的所得，將可減弱落入貧窮的機會，並提高已落入貧窮者加速脫離貧窮。

謝 誌

本研究為王德睦主持之國科會「貧窮的動態分析：嘉義縣貧戶的追蹤研究」（NSC-87-2412-H-194-003）研究計畫報告之一部份修改而成，在研究過程中特別感謝嘉義縣政府張翠瑤小姐的協助。

引用文獻

中文部份

王德睦、蔡勇美1998貧窮的動態分析：嘉義縣貧戶的追蹤調查，行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告。

林松齡1980“臺灣中部地區貧窮現象之研究”，台灣銀行季刊，31（3）：189-223。

林松齡1984“貧窮問題”，台灣的社會問題，99-31。台北：巨流。

朱雲鵬1987貧窮問題之探討：臺灣地區資料之因素分解研究，中央研究院三民主義研究所專題選刊（71），台北：中央研究院三民主義研究所。

沙學漢1974“貧窮文化 - 一個評論”，臺大社會學刊，10:41-47。

陳淑英1983“突破貧窮的惡性循環 - 致貧因素之因徑分析”，社區發展季刊，24:63-70。

楊家偉1977“臺灣省貧窮問題之成因與減輕策略研究”，臺灣銀行季刊，28（1）:158-200。

張清富1993臺灣省貧窮趨勢與致貧因素之研究，台北：豪峰。

蔡明璋1996台灣的貧窮，台北：巨流。

英文部份

Allison, P. D. 1993. *Survival analysis using the SAS system: a practical guide.* Cary, NC, SAS Institute Inc.

Bane, M. J., and Ellwood, D. T. 1986. Slipping into and out of poverty: the dynamics of spells. *Journal of Human Resources* 21:1-23.

Blank, R. M. 1989. Analyzing the length of welfare spells. *Journal of Public Economics* 39:245-273.

Coe, R. D. 1978. Dependency and poverty in the short and long run. In Duncan, G. and Morgon, J. eds. *Five thousand American families: patterns of economic progress.* Ann Arbor, MI, Institute of Social Research, 273-296.

Devine, J. A., and Wright, J. D. 1993. *The greatest of evils - urban poverty and the American underclass.* New York., Aldine De Gruyter.

Duncan, G. J. eds. 1984. *Years of poverty, years of plenty.* MI., The University Michigan Press.

Harris, K. M. 1993. Work and welfare among single mothers in poverty. *American Journal of Sociology* 99: 317-52.

Hutchens, R. 1981. Entry and exit transitions in a government transfer program: the case of aid to families with dependent children. *The Journal of Human Resources* 16（2）:217-237.

- Kelso, W. A. 1993. *Poverty and the underclass: changing perceptions of poor in America*. New York, New York University Press.
- Kerbo, H. R. 1991. *Social stratification and inequality : class conflict in historical and comparative perspective*. New York, McGraw-Hill, Inc.
- Kimenyi, M. S. 1991. Rational choice, culture of poverty, and the intergenerational transmission of welfare dependency. *Southern Economic Journal*. 7 (4) : 947-960.
- Levy, F. 1977. *How big is the American underclass?* Washington D.C., Urban Institute.
- Lewis, O. 1959. *Five families: Mexican case studies in the culture poverty*. New York, Basic Books.
- Lewis, O. 1966. The culture of poverty. *Scientific American*. 215 (4) : 19-25.
- Murray, C. 1984. *Losing ground: American social policy 1950-1980*. New York, Basic Books.
- O'Neill, J. A., Bassi, L. J., and Wolf, D. A. 1987. The duration of welfare spells. *The Review of Economics and Statistics*. 69 (2) : 241-248.
- Rank, M. R. 1985. Exiting from welfare: a life table analysis. *Social Service Review*. 358-376.
- Ruggles, P. 1990. *Drawing the Line: Alternative Poverty Measures and Their Implications for Public Policy*. Washington, D.C., The Urban Institute Press.
- Townsend, P. 1979. *Poverty in the United Kingdom: a survey of household resources and standards of living*. Berkeley and Los Angeles, University of California Press.
- Walker, R. 1994. *Poverty dynamics: issues and examples*. Aldershot, Avebury.
- Waxman, C. I. 1983. *The stigma of poverty - a critique of poverty theories and policies*. New York, Pergamon Press.

Wilson, W. J. 1987. *The truly disadvantaged: the inner city, the underclass, and public policy*. Chicago, ILL., University of Chicago Press.

88年6月23日 收稿

89年1月 1日 修正

89年3月 6日 接受