

研究論文

貧窮持續時間的動態分析： 以嘉義縣 1990-1998 年之 低收入戶爲例

王仕圖* 王德睦** 蔡勇美***

致謝：

本文曾於 2001 年 4 月 27 至 28 日宣讀於「全球化與社會福利學術研討會」，承蒙楊文山教授及兩名匿名審查教授提供詳盡的見解與建議，在此誌謝。

* 王仕圖 南華大學應用社會學系助理教授

** 王德睦 中正大學社會福利學系教授

*** 蔡勇美 美國德州理工大學社會學系教授

收稿日期 2001/8/6 · 接受刊登 2001/11/28



中文摘要

早期許多貧窮研究都存在一種看法，就是影射一群人口長期處於貧窮的狀態。但「所得動態的追蹤研究」(Panel Study of Income Dynamics)的研究卻發現福利使用者雖然有少數是長期的福利依賴者，卻有相當部分的使用者只是短暫的停留。這個論點使得貧窮動態的研究成為關心的焦點。本研究利用 1990-1998 年之嘉義縣低收入家戶的追蹤資料，分析貧窮持續時間的動態、不同觀察方式貧窮時間分佈、以及影響脫離貧窮的因素等。以 1990 年的低收入戶作為起始年並計算貧窮的持續時間，則貧窮的中位年數為 4.69 年。以「貧窮時段」(poverty spell)為計算單位，貧窮的中位年數為 3.97 年，一半的家戶會在第四年以前脫離貧窮，有四分之一的家戶在追蹤時間結束時尚未脫離。不同觀察方式下的貧窮時間分佈方面，完整的貧窮時段的分配部分，超過 30% 的家戶會在第二年以前脫離貧窮。但從某一時間點觀察脫離貧窮者的持續時間分佈，一半以上的福利資源為持續達八年以上的家戶所使用。另外從「比例風險模型」的分析，可以瞭解低收入家戶戶長的年齡、教育年數、健康地位是影響家戶脫離貧窮風險的重要個人特質；在家戶特質部分，單親家戶和戶內具有工作能力人口則具有顯著的影響。

關鍵詞：貧窮、貧窮時段、追蹤調查、存活分析



一、前言

從「貧窮文化」、「底層階級 (underclass)」發展到「福利依賴」的概念，都存在著一種看法，就是影射一群人口長期處於貧窮的狀態，而且 1970 年代美國的貧窮率雖有波動而變化不大 (Devine and Wright 1993:67)，使許多的學者更加認定貧窮者是長期持續接受福利給付，但是這樣的說法一直沒有具體的證據得以支持他們的論點。直到美國密西根大學 (the University of Michigan) 於 1968 年著手進行有系統性家戶追蹤調查，才得以探究貧窮人口實際的持續時間，其所進行的追蹤調查「所得動態的追蹤研究」 (Panel Study of Income Dynamics, PSID) 累積到相當長的時間之後，有些學者開始利用這筆資料進行分析，然而他們的研究卻發現福利的使用者雖然有少數是長期的依賴者，大部分的福利使用者都只是短暫地停留於福利名單之中。而且在他們 5000 戶的樣本中，大約有四分之一的家庭曾經歷過短暫的貧窮 (Duncan et al. 1984; Bane and Ellwood 1986; Blank 1989; Ruggles 1990)。

這樣的發現推翻了先前對於貧窮人口的假設，原本多數的貧窮論點認為窮人是一群固定領取政府福利給付，並且依賴政府福利方案的人口。然而從貫時性資料所分析的結果，卻與此論點相反，這樣的發現使得越來越多的貧窮研究者利用貫時性的資料來探究貧窮的真實現象，而且對於貧窮時間議題的討論也越來越多元化。而且從長期追蹤的資料分析，可以瞭解不同持續貧窮下的各種特質，包含家戶類型、個人特質等，並且可進而瞭解脫離貧窮的機率以及影響脫離貧窮的因素等問題。

國內貧窮研究一直欠缺利用貫時性的資料進行研究與分析，所以無法真正瞭解長期追蹤一群貧窮人口之後，其人口的特性為何？特別是對國外利用長期追蹤調查的資料所獲致的結論，國內無法進行驗證與對照

反省的工作。雖然國內有許多貧窮的相關研究，但是因為資料蒐集上的限制，大多數的研究屬於橫斷面（cross-sectional）的研究（楊家偉 1977；林松齡 1980；陳淑英 1983；朱雲鵬 1987），這些研究雖然在貧窮現象上能夠進行分析，但是分析對象的適切性仍然值得存疑。此外，雖然橫斷面的研究對於貧窮家戶特性的認識與瞭解，也是貧窮研究中重要的一環，然而有關貧窮持續性的討論，則顯示出橫斷面資料的侷限性。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；呂朝賢 1998），由於並非以家戶或個人的長期追蹤資料，因此無法分析貧窮的動態。

貧窮現象應該是一種連續的狀態，所以針對貧窮人口進行長期的追蹤有其必要性。雖然國內目前尚欠缺有關全國性貧窮的長期追蹤的資料，國內開始有系統針對貧窮家戶進行追蹤研究是近年來之事（蘇淑貞 1997；孫康華 1998；王德睦、蔡勇美 1998），在持續貧窮的研究上，只是一個起步階段，本研究以嘉義縣低收入戶的長期追蹤資料為分析的基礎，利用更長的觀察時間和詳細的資料內容，期望從貧窮動態的分析過程中，能夠有新發現，以利於貧窮相關的社會政策之研究與評估。

二、文獻探討

（一）貧窮動態之概念

PSID 是大部分貧窮動態之研究者最廣泛應用的資料，該資料自 1968 年開始追蹤全美 5000 個家庭，其中擴大貧窮家戶的樣本，目的就是為了有足夠地 AFDC（Aid to Family with Dependent Children）家戶，使得 PSID 可以有效地針對接受福利給付的家庭或個人進行資料的蒐集（Duncan et al. 1984; Bane and Ellwood 1994）。利用 PSID 資料的分析結果，

發現大部分的貧窮人口或家庭領取福利給付的時間都是短暫的 (Rein and Rainwater 1978; Hutchens 1981; Bane and Ellwood 1986)。Martin Rein and Lee Rainwater 以 1967-1973 年間 745 位女性戶長家戶，其使用福利方案的情形作為分析對象，根據他們的估計，美國任何一年 (1967-1973 年) 有將近 270 萬的婦女是福利依賴人口，但是這些人口當中只有 20% 是所謂的「福利階級」(welfare class) 的人口，也就是有福利依賴的特質，其他 80% 的人為短暫的福利人口 (Rein and Rainwater 1978)。

Duncan 等人 (1984) 也以 PSID 分析持續貧窮的時間，他們所使用的時間為 1969-1978 年。其分析的十年當中，發現三分之一到二分之一之間的貧窮人口當中，雖然這十年當中有某一年為貧窮，但是在下一年即脫離貧窮，而觀察的十年中有五年，其家庭所得低於貧窮門檻者有 5.4%，十年都低於貧窮門檻的家庭則不到一個百分點 (0.7%)。如果將連續十年都處於貧窮狀態定義為「持續貧窮」者，則可以發現持續貧窮的人口非常少。

Mary Jo Bane 與 David T. Ellwood 以 1970-1982 年的 PSID 資料作為分析的時間，該研究與上述研究最大的差異點在於他們的分析是以「貧窮時段」(poverty spell) 作為計算的基礎。其研究的結論指出，從脫離貧窮的機率分析，落入貧窮達到三年之後，就不容易脫離貧窮，60% 的人在兩年之內會脫離貧窮，而只有 36% 的人在三年之後的接下來兩年會脫離 (Bane and Ellwood 1986)。

對於以國內低收入戶作為貧窮時間之計算的研究，近年來主要的研究成果是以嘉義縣低收入戶為主要對象，討論貧窮持續時間的計算以及脫離貧窮的機率等問題 (Tsai et al. 1997; 王德睦、蔡勇美 1998; 蘇淑貞 1997; 孫康華 1998; 陳正峰等 1998)，蘇淑貞 (1997) 所研究的追蹤時間為 1988-1994 年，在這七年的時間之中，以僅貧窮一年的比例最高，佔了將近 27%，其次是連續貧窮兩年之低收入戶 (18.5%)，而連

續貧窮七年的比例將近 16%。由於蘇淑貞在處理貧窮連續時間的計算時，尚未將截斷（censored）問題納入考慮，因此其計算的貧窮持續時間可能有低估的問題。

王德睦與蔡勇美的研究之中，以 1988-1996 年之低收入戶作為貧窮時間的計算範圍，其追蹤之時間為九年，該研究指出中位貧窮持續時間為 4.55 年，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%，約一半的家戶在落入貧窮後四年之內脫離（王德睦、蔡勇美 1998：32）。

從以上的各項研究，可以初步認識到貧窮動態的研究內容與成果，並且體認到貧窮動態下時間變化的重要性。然而由於各項研究目的之差異以及研究上的限制，所以貧窮時間的計算方法和計算的單位並不盡相同，不過從這些研究發現，我們還是可以瞭解到貧窮人口的貧窮持續時間確實有很大的差異性存在，要區辨不同的貧窮人口特質，時間因素是一項重要的參考要素。

（二）貧窮時段的歷程

進行貧窮動態的分析時，當被觀察者開始接受福利給付時，就是開啓了第一個「時段」（spell）。¹如何界定貧窮時段是很重要的步驟，所謂的「貧窮時段」是指一個家戶或個人從落入貧窮到脫離的連續時間。一個理想的貧窮時段必須能夠檢視貧窮時段的長短差異，這樣的資料必須仰賴大樣本與長時間的資料蒐集。一般而言，這樣的資料是不易取得

¹「貧窮時段」（the poverty spell）之定義為「所得低於貧窮線的持續時間」（Bane and Ellwood 1986）；亦有定義為「一個家庭缺乏最低適當的消費水準之時間量」（Ruggles 1990）。



的，因為耗費的時間相當長，而且樣本不容易追蹤。再者，貧窮時段也可能因為人為的因素中斷，例如行政裁量的問題（Blank 1989），造成中斷或是截斷的問題。

Coe (1978)、Duncan 等人 (1984) 所採用的時間計算方法，由於不是以「時段」為計算單位，所以其結果有問題，他們的計算方法是檢視固定時間內，各年的貧窮人數。問題的關鍵在於該方法未能注意落入與脫離貧窮的事件，主要是因為貧窮時間的截斷問題（Bane and Ellwood 1986）。因此 Bane and Ellwood (1986) 改以「貧窮時段」為其分析的單位，觀察「貧窮時段」的分配模式，目的就是希望能夠有效的解決截斷所導致的問題。計算貧窮時段方面，均以在觀察期間落入貧窮的第一年開始計算，而終止於被觀察者脫離貧窮狀態，此視之為完整的貧窮時段（completed poverty spells）。事實上，貧窮時段的計算通常會面臨兩個問題，第一個問題發生在資料開始蒐集時，由於追蹤調查是由某一個時間點開始，對於樣本過去的貧窮經驗完全不知道，此限制經常使研究者低估個人或家戶的實際貧窮時間。另一個問題在貧窮時段結束時，終止時會產生兩種可能，一種是在觀察時間結束以前，追蹤的家戶因所得高於貧窮線，導致其在終止觀察前即脫離貧窮；另一種是觀察結束之後，該樣本尚未脫離貧窮（即截斷之個案）。而一個完整的貧窮時段的時間長度，可稱之為「貧窮時段的歷程」（the durations of poverty spell）（Bane and Ellwood 1986, 1994）。

Bane and Ellwood (1986) 依循「貧窮時段」的概念擴展貧窮動態的研究，並進行不同分配的比較。在研究貧窮動態上，首先區分完成時段的分配（completed spell distributions）和特定時間下有多少窮人，以及在特定時間下的未完成時段的分配（uncompleted spell distributions）。根據 Bane and Ellwood 估計的模型預測脫離機率會因貧窮時間拉長而下降，原因是因為短暫貧窮者早就脫離，留下的是不易脫離貧窮者。

（三）影響脫離貧窮的因素

什麼樣的家戶或個人特質會影響其停止貧窮的時段？針對這樣的問題，除了檢視固定時間內，計算貧窮家戶或人口數以及這些貧窮人口特質的討論之外，最常被用以分析持續貧窮的模型，是以貧窮時間為依賴變項進行存活分析 (survival analysis)，或稱事件歷史分析 (event history analysis)，本部分焦點將置於影響脫離貧窮的相關因素的討論。

有關影響脫離貧窮的研究部分，Hutchens (1981) 曾經使用 PSID 的資料，選擇 20 個州的女性家戶為樣本，估計所得等相關因素對於進入與脫離 AFDC 的影響。Plotnick (1983) 則是使用事件歷史的分析技術分析影響使用福利方案的動態。

在 Hutchens (1981) 的研究中，他檢視進入與脫離福利方案 (AFDC) 的決定因素。利用邏輯模型 (logistic model) 的分析，發現進入福利方案時的所得有很重要的影響，且他的研究結果支持經由提升工資可以降低對福利方案的依賴，所以在政策面上，Hutchens 認為當政府致力於工資的提高時，將可以評估政策對福利依賴人口的影響。同樣地，Hutchens 也證明了高期望的薪資會提高福利依賴人口的脫離機率。在 Hutchens 的研究中，家庭規模和種族對於進入與脫離福利方案並沒重要的作用。其他具有影響的變項尚包括年齡、身心障礙地位、過去的福利依賴經驗與非薪資所得等。

Plotnick (1983) 的研究發現大致上與 Hutchens 的研究一致。年齡有統計的顯著性且對進入與脫離福利方案的比率有極強的效果，年齡的增長速度會加速脫離的機率，而對進入福利部分則有減緩作用。當女性家戶人口的年齡增加緩慢，將可預期較少使用到 AFDC。年齡對進入與退出福利方案會有如此的差異，可能的理由有二：一是年齡增加，其年幼子女相對可能減少；其次年齡的增加，等於跟勞動市場有更強的連繫，特別是以體力為主的勞動，如此將提高家庭獲得工資的機會 (Hutchens

1981)。²Plotnick 的研究發現與 Hutchens 的研究結果較大的差異應該是在薪資變項對於進入與脫離福利方案的發現，因為 Plotnick 認為薪資越高確實有可能降低進入的機率，但是這個估計係數對於脫離機率則沒有顯著的效果。

此外，Bane and Ellwood (1994) 研究發現有 40% 接受 AFDC 給付的女性，她們開啓福利時段的原因是身分角色的改變，即由太太變成女性家戶的戶長；另外有 39% 開始福利時段之時，是未婚、離婚或分居的女性，同時至少有一個小孩；只有 7% 開啓福利時段是因為所得減少所致。這樣的發現得獲致一個重要的結論，開始使用福利是因為單親家庭的形成。所以政府欲致力於降低單親家庭的形成，是否就可以減少福利方案的使用人口？顯然 Bane and Ellwood 比較傾向防止單親家庭的形成作為其政策的倡導。另外 Bane and Ellwood 的研究也發現所得與福利時段的開始並沒有相關，此暗示一個女性戶長家戶進入 AFDC 之中，不是因為她們失去了工作、工時減少或是薪資減少，而是家庭結構的變遷。這樣的發現與 Hutchens (1981)、Plotnick (1983) 等人的研究發現並不一致，可能的原因在於三者研究所使用的資料不同，以及研究者對於所得標準定義不同所致。²

Bane and Ellwood (1994) 對於福利的停止方面，主要考慮的事件包含婚姻（結婚、再婚或復合）、不再有具接受福利給付的子女、所得的

² Bane and Ellwood (1994) 使用的資料來自密西根大學的 PSID 的資料；Plotnick (1983) 所使用的資料來自 the Denver Income Maintenance Experiment (DIME)；Hutchens (1981) 所分析的資料來自 the Office of Economics Opportunity (OEO) 的 PSID 資料。在所得的定義上，Bane and Ellwood (1994) 所界定的所得主要為所有的現金移轉，但不包含實物移轉。Plotnick (1983) 利用女性對未來薪資期望水準作為變項，若對未來薪資的期望水準愈高，愈可能降低其進入福利方案的可能性。Hutchens (1981) 對於所得的定義是以五年平均時薪作為測量的水準。

增加、以及遷移。對於終止福利的分類系統結果，有 29% 的人脫離福利是因為婚姻的關係；11% 脫離的原因是她們不再有具資格的子女；有 25% 的終止是因為所得增加。而因為其他移轉所得增加而脫離的比例是 12%，這些移轉的所得可能來自其他的福利方案。

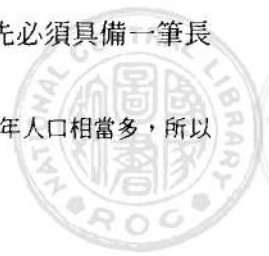
其他有關脫離貧窮或停止福利給付之研究中，Blank (1989) 發現所有具備完整的福利時段者中，有 33% 是因為所得增加。Gritz and McCurdy (1991) 發現所有停止接受福利給付者中，有半數是因為找到工作。Weeks (1991) 指出，在所有曾經接受福利並且脫離的人，超過一半的脫離者是由於進入勞動市場。Harris (1993) 的研究，認定停止福利者中有 69% 是跟工作有相關。而 Pavetti (1993) 以年輕的母親為分析對象，發現這群人口脫離福利而去工作者有 46%，而只有 11% 是因為結婚、再婚、或復合。以上的每個研究所使用的資料來源雖然有所不同，但是對於脫離福利的因素之討論卻相當一致，即工作和所得是影響貧窮家戶脫離福利依賴的關鍵性因素。

國內有關貧窮的研究，主要討論影響貧窮持續時間的因素（王德睦、蔡勇美 1998；陳正峰等 1999）。如王德睦和蔡勇美（1998）的研究，發現年齡對於貧窮的持續時間均為負的影響，顯示年齡愈大，其貧窮持續時間愈短。³此外，其研究發現戶內有工作能力的人數愈多，其貧窮持續時間愈短。

三、研究方法

貧窮研究者皆瞭解，欲從事貧窮動態的研究，首先必須具備一筆長

³ 根據王德睦、蔡勇美（1998）之解釋，由於低收入家戶中，老年人口相當多，所以年齡愈大，可能會因為死亡而脫離貧窮。



期追蹤調查的資料 (panel data)，但是追蹤調查資料的蒐集非常費時且成本昂貴，在國內未有全國性長期追蹤貧窮家戶的資料限制之下，本文利用王德睦和蔡勇美 (1998) 之國科會研究計畫中有關嘉義縣低收入戶的追蹤研究作為分析的對象。‘貧窮的資料蒐集自嘉義縣歷年的低收入戶複查表，’該資料的來源是 1990 至 1998 年合計九年之嘉義縣低收入戶複查表，九年期間成為低收入家戶者計有 3464 戶，各年度之低收入家戶的分布如表 1。

表 1 低收入戶之數量及其比例 (1990-1998) (%)

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
家戶數	1152	1246	1207	1417	1452	1555	1674	1626	1645
佔全縣之比例	0.90	0.96	0.91	1.05	1.05	1.10	1.16	1.10	1.10

由於蒐集的資料來自官方的低收入戶複查資料，因此本文所稱的貧窮係官訂貧窮。社會救助法對於貧窮標準的訂定，1980 年通過的社會救助法並未明確規定貧窮的標準，而是由各省市自行訂定，台灣省貧窮標準訂定於「台灣省社會救助調查辦法」之中，該辦法第二條規定：「本辦法所稱低收入戶，係指家庭總收入平均分配全家人口，每人每月未超過最低生活費用者。前項最低生活費用由本府參照前一年政府公布之家庭每人平均所得三分之一範圍內訂定，並於辦理調查前公告之」。

* 計畫名稱：「貧窮的動態分析：嘉義縣貧戶的追蹤研究」，計畫編號：NSC-87-2412-H-194-003。

† 為審核家戶是否符合低收入戶資格，於每年四—六月間，各鄉（鎮、市、區）公所按戶實地調查後，針對家戶狀況提出的書面報告，根據該調查縣市政府再辦理複查，確認家戶是否符合低收入戶救助標準。因此，根據複查表我們可得知該年家戶是否仍為貧戶，且根據調查表內容可掌握其家戶狀況（王德睦、蔡勇美 1998）。

根據官方貧窮定義的標準，本分析的資料確有其侷限性，一旦低收入家戶脫離貧窮之後即無法再取得低收入戶複查表資料，除非他們再度落入貧窮，否則脫離的家戶便無法繼續追蹤。其次，低收入戶複查資料，主要目的是貧窮的認定，所以是一種資產調查（means test），這樣的資料屬性並無法提供我們有關脫離貧窮原因的分析。最後，各年的資料是以年終低收入家戶為統計依據，故與官方統計的低收入家戶數可能有所出入。由於必須配合縣政府社會救助的作業程序，所以無法以其年度開始時的低收入家戶作為分析標準，而是以會計年度結束作為貧窮戶數的計算基準，因此本分析的資料，包含在會計年度之中，中途進入政府社會救助系統之中的家戶。

（一）貧窮時段的建構

理想上，欲檢視「貧窮時段的歷程」以及各種不同時段下的特質，必須具備有相當龐大且長時間的資料，才足以涵蓋所有家戶從開始落入貧窮到脫離貧窮的完整歷史。但是這樣的資料並不存在（Bane and Ellwood 1986），因為開始進行貧窮追蹤調查就會面臨到截斷的問題，所以時間計算的考慮對於貧窮動態的研究有相當重大的影響作用。

文獻上對於持續貧窮時間的計算方面，Ruggles（1990）認為各種持續貧窮時間的研究，使用的取向、考慮的方向各不相同，其目的不外乎是因應特殊的政策或是分析的目的。以「貧窮時段」計算持續貧窮時間是目前最常被用以計算貧窮時間的方式，一般有三種計算的方式：

首先是 Duncan 等人（1984）的估計方法，他們的計算方式僅說明觀察時間內的貧窮年數，而未修正樣本截斷後產生的誤差。這種處理時間的方法有很大的問題，由於有些貧窮家戶在開始觀察之前就已經是貧窮，產生所謂左邊截斷（left censoring）的情形，而且在觀察結束時，有一些人尚未脫離貧窮，而有所謂右邊截斷（right censoring），以致其觀

察的部分貧窮的歷程並未完成。這樣結果對於研究者在其觀察的期間，所認定的持續貧窮者而言是較不客觀的，因為他們可能低估實際持續貧窮的真正人口規模。

第二種方式是以某一年為基礎的估計，這類方法為Levy (1977) 所採用，計算方式是以某一年的貧窮人口為觀察對象，追蹤其脫離貧窮的情況。他以 PSID 第一年的貧窮人口為觀察的對象，追蹤他們往後各年脫離貧窮的狀況（他觀察了七年），這種處理貧窮時間的方法雖然也會面臨左邊截斷的問題，但是對政策目的而言是較為有用的，由於政策的目的往往在於協助貧窮者脫離貧窮，此計算的方法可以瞭解在政策實施之後，當前的貧窮人口中未來會持續貧窮的比率為多少。

第三種計算持續貧窮的分析方法，主要目的是去除截斷的誤差問題，即 Bane and Ellwood (1986) 所採用的方法。該計算方法以「貧窮時段」為分析單位，對於左邊截斷的家戶，其處理的方式是去除左邊截斷的個案，如此不管觀察的對象在觀察期間的哪一年落入貧窮，其貧窮時段均以他們在觀察期間落入貧窮的第一年開始計算，所以每個貧窮者至少都可以觀察得到他們開啓貧窮時段的起點。

但是有些個案有一個完整的貧窮時段，有些則在觀察時期結束時尚未結束他們的貧窮時段，此時即產生了時間的截斷問題。Bane and Ellwood 考慮到這個問題將導致研究者無法觀察到所有貧窮者的時段，所以他們在進行貧窮持續時間的計算時，利用生命表的方式計算各年的脫離貧窮機率與貧窮年數。Bane and Ellwood 的方法同時免除左邊與右邊截斷的問題，而為往後相關研究所採用，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。

本文參考上述計算貧窮時間的方法，首先以Levy (1977) 的計算方式，即觀察某一個時點之下，低收入戶的貧窮持續時間的分佈。我們以

1990 年的低收入家戶進行觀察，該年計有 1059 戶；其次則是以「貧窮時段」為分析單位，這種參考 Bane and Ellwood 的計算方式下，我們去除了左邊截斷的家戶之後，計有 2212 個觀察家戶。

（二）貧窮時段分佈的計算

從嘉義縣低收入戶的貧窮歷程的觀察，究竟低收入戶持續的時間分佈狀況為何？此為本文關心重點之一。在計算低收入戶的貧窮時間分佈方面，我們援引 Bane and Ellwood (1986:10-11) 的計算方式，也就是計算「貧窮時段」的分佈。利用 Bane and Ellwood 的方法，我們必須區分三個步驟：

第一個步驟是貧窮時段的定義，本研究的資料來自嘉義縣政府低收入戶的複查表，所以在貧窮時段的定義上，只要家戶的年所得低於官方訂定的貧窮線以下，即開啓了貧窮時段。

第二個步驟是計算脫離機率 (exit probability)，我們使用的資料都可以觀察到其起始點，但不一定觀察到其終點，因為有些樣本的終點是截斷的緣故，脫離的機率即利用各年資料，觀察其起始點及持續時間而得到的。這個計算的步驟在開始幾年，其樣本數會很大，但愈來愈小且不穩定，本研究計算脫離機率的時間為八年，但是貧窮時段有超過八年者，因此必須假定其脫離機率才能計算完整的時段分配，參考 Bane and Ellwood (1986) 的計算方式，假定九年以上的脫離機率接近六到八年的脫離機率，而且貧窮時段不超過 20 年。他們對於脫離機率的假定方面，為了計算起見，超過八年以上的機率均設定為 0.10，雖然脫離的機率繼續下降會更為合理，但是其結果也會變得劇烈。

第三個步驟則是對於所觀察的起點與終點的事件認定。Bane and Ellwood (1986) 的認定過程參考了家庭結構的變遷和家庭所得的變化，本研究主要的參考依據在於低收入戶的所得，其貧窮事件的開啓就是該

家戶的所得低於官訂貧窮線，而結束於家戶所得高於官訂貧窮線。

完成貧窮時段的建構之後，即可進各種分配的計算。首先要瞭解的當然是貧窮家戶之中，貧窮幾年的比例分配。若某一個人是在 t 年是貧窮，而在次年是非貧窮的脫離機率為 $p(t)$ ，則可以導出三種重要的分配，而 $p(t)$ 亦相當於生命表中的死亡機率 (nqx)。假設在一個社會，同時落入貧窮者（視之為 cohort），其在第 t 年脫離貧窮的比例為 $D(t)$ ，且 $D(t)$ 不會因世代 (cohort) 而異，假定每一個世代落入貧窮的家戶數固定 (N 戶)，即貧窮年數之脫貧機率固定不變，所以 $D(t)$ 代表貧窮持續 t 年的家戶比例，由此可知 $D(t)$ 相當於生命表中年齡別死亡人數佔起始人口的比例 (ndx)。則：

$$D(1) = p(1)$$

$$D(t) = p(t) \left[1 - \sum_{j=1}^{t-1} D(j) \right], \text{ for } T > t > 1 \quad (1)$$

$$D(T) = 1 - \sum_{j=1}^{T-1} D(j), \text{ } T \text{ 為時段中的最大長度 (maximum length}$$

of spells)。式 (1) 中的 $D(1)$ 等於是第一年的脫離機率 $p(1)$ ， $D(t)$ 表示貧窮持續到 $t-1$ 年的家戶比例。 $D(T)$ 表示貧窮持續到最後一年的家戶比例，因為本研究假設最後一年所有的貧窮家戶均脫離貧窮，故以 1 減去 $T-1$ 年之前各年的貧窮家戶比例的加總。接著計算的是在某一個時間點的完整時段 (completed spells) 之分配，此在穩定的貧窮率下 (no-growth steady state) 可以導出。因此在固定的時點之下，貧窮的

總家戶年數為 $\sum_{j=1}^T jD(j) * N$ ，而持續貧窮 t 年的家戶年數為 $tD(t) * N$ 。

則：

$$F(t) = tD(t) / \sum_{j=1}^T jD(j) \quad (2)$$



由於式(2)是假定我們知道所有家戶的貧窮歷程，但是在經驗上，當時的貧窮家戶會貧窮多久，事實上並無法得知，可以知道的只是他們已經窮了多少年。因此我們能夠知道的是： $1 - \sum_{j=1}^{t-1} D(j)$ ，其中 t 即代表

已經貧窮幾年。而當時的總貧窮家戶數是各個世代的人數總和： $\sum_{s=1}^T [1 - \sum_{k=1}^{s-1} D(k)] * N$ ， s 代表已經貧窮了幾年。假設 $G(t)$ 是指現在處於貧窮者，到目前為止貧窮已持續時間之分佈，則：

$$G(t) = [1 - \sum_{j=1}^{t-1} D(j)] / \sum_{s=1}^T [1 - \sum_{k=1}^{s-1} D(k)] \quad (3)$$

由於未脫離貧窮，所以此一分配屬於不完整貧窮時段 (uncompleted poverty spells) 的分配。其可對應於生命表的 L_x ，即年齡組成。

由上述三個分配，我們可以瞭解對剛落入貧窮的家戶，預期停留在貧窮的時間；此外也可以分析在某一時點貧窮者，其落入貧窮的年數分配，因此對貧窮的持續時間將會有更佳的了解。

(三) 影響脫離貧窮因素之分析方法

在分析影響貧窮時段的長短因素方面，多數研究均採用存活分析 (survival analysis) 方法 (Plotnick 1983; Rank 1984; O'Neill et al. 1987; Blank 1989; Harris 1993, 1996; 王德睦、蔡勇美 1998; 王德睦等 2000; 陳正峰等 1999)。一般我們在處理個人貧窮時間的分析，必須注意到兩個問題，第一個是個人在貧窮時段內的某一年脫離貧窮的條件機率，這樣的問題可能經由貧窮家戶停留在貧窮狀態的分佈加以估計；其次，這些貧窮家戶中，何種因素會影響他們停留在貧窮的時間，是戶長個人特質、家戶的因素、外在經濟因素、或者是國家的福利政策 (O'Neill et al. 1987)？上述問題的解決，可以經由建立存活分析的模型來解答。

存活分析方法的主要概念在於風險組合 (the risk set)，也就是在每一個時間點上，事件發生的個人組合，例如貧窮動態研究中，第一年所觀察的追蹤對象有 1000 人，則這 1000 人的樣本就構成第一年的風險組合。為了能夠應用隨時間變動的變項，我們將採用「比例風險模型」(proportional hazards model)，此模型被廣泛的引用，主要是因為 1972 年 Cox (1972) 提出了新的估計方法，所以此模型又稱之為 Cox 模型 (也稱之為 Cox regression)，其被普遍被引用的理由，第一是該方法並不需要去挑選一些特別的機率分配來代表存活的時間，這也是該方法被稱為「準參數模型」(semiparametric model) 的原因；第二個理由則是該模型可以納入因時間而改變的變項 (Allison 1995)。

如果「比例風險模型」不包含因時間而改變的變項和「無比例風險 (nonproportional hazards)」時，該模型可表示如下：

$$h_i(t) = \lambda_0(t) \exp\{\beta_1 X_{i1} + \dots + \beta_k X_{ik}\} \quad (4)$$

是指在 t 時間下個人 i 的風險由兩個因素的乘積所組成：

1. $\lambda_0(t)$ 為初始的風險函數 (the baseline hazard function)，為不特定值，但不能為負值。該函數值指個人的所有變項值均為 0 時的風險函數。
2. 第二部分為一組 k 個固定變項 (fixed covariates) 的線性組合，為一指數形式 (exponentiated)。

將上式兩邊各取對數，則可將該模型表示如下：

$$\log h_i(t) = \alpha(t) + \beta_1 X_{i1} + \dots + \beta_k X_{ik} \quad (5)$$

其中 $\alpha(t) = \log \lambda_0(t)$ ，該模型為何稱之為「比例風險模型」，乃因為任何個人的風險相對於任何其他個人的風險而言，是一個固定的比例，如果我們觀察兩個人 (i 和 j) 的風險比例，則可以得到下式：

$$\frac{h_i(t)}{h_j(t)} = \exp\{\beta_1 (X_{i1} - X_{j1}) + \dots + \beta_k (X_{ik} - X_{jk})\} \quad (6)$$

方程式中的 $\lambda_0(t)$ 已被刪除，結果兩個個人的風險率不隨時間而改

變，也就是成比例的形式 (Allison 1995:113-114)。

Cox 模型的另一項重要創新在於他的估計方法，一般稱之為「部分概似」(partial likelihood)。這樣的估計方法使得在沒有基礎風險函數 $\lambda_0(t)$ 的情況之下，仍然可以估計「比例風險模型」中的 β 係數。在式 (4) 的「比例風險模型」，可以將其分解為兩個部分，第一部分包含了 $\lambda_0(t)$ 和 β (係數的向量)；第二部分則只單獨涵蓋 β 。所謂「部分概似函數」(the partial likelihood function) 即只有處理第二部分而已 (Allison 1995)。⁶

除了 Cox 模型的兩個重要的方法之外，本研究納入因時間而改變的變項。欲納入因時間而改變的變項，必須將 Cox 模型加以修改，假設模型中包含一個不隨時間變化的變項和一個隨時間改變而變化的變項，則模型可以表示如下：

$$\log h_i(t) = \alpha(t) + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2}(t) \quad (7) \text{ 式}$$

(7) 表示在 t 時間下的風險，主要受到 X_1 的值，和在 t 時間下 $X_2(t)$ 值的影響 (Allison 1984, 1995)。利用此模型我們將可以估計貧窮時段風險的自變項係數值。

本研究之解釋變項部分，國外的研究經常被提出討論與分析者，包含了年齡、種族、教育、子女數、所得、就業地位與婚姻地位等 (Bane and Ellwood 1994; Blank 1989)。國內有關的研究，著重在年齡、貧窮的款別、教育程度、健康地位、家戶型態、具工能力人口等 (陳正峰等 1999; 王德睦等 2000)。綜合上述有關的解釋變項，本分析的解釋變項

⁶ Allison (1995:115) 指出這樣的估計方法不是充分有效的估計，因為有關 β 係數的部分資訊被遺棄，但是若使用全部的概似函數 (the entire likelihood function) 取得估計係數，其標準誤卻可能大於其應有的數值。利用部分概似的估計方法雖然喪失部分的有效性，但是仍然涵蓋最大似法中的另外兩項特性，即在大樣本之下，此估計方法可以達到不偏估計，以及其抽樣的分配會趨近於常態分配。

依序包括戶長個人特質和低收入家戶特質兩部分，在戶長特質部分包含性別、年齡、教育年數、婚姻和健康地位。家戶特質方面則包含貧窮的款別、家戶型態、財務支持和具工作能力人口。

本研究的變項之中，除了家戶具有工作能力人口之外，所有變項均以追蹤的家戶開始落入貧窮的第一年為變項的特質，而家戶具有工作能力人口數則是隨時間變化的變項（time-dependent covariates）。性別變項以男性編碼為1，女性編碼為0。而年齡則為家戶落入貧窮的第一年之戶長年齡，教育則同樣是家戶開始成為低收入戶時的戶長教育年數。婚姻地位以單身未婚者為1，其他為0。健康地位的編碼，1為正常，0為戶長的健康狀況屬疾病或殘障。款別則是依據「台灣省社會救助調查辦法」的分類，並將一、二款合併，並編碼為0，而第三款則編碼為1。家戶型態方面，分別以女性單親家庭、男性單親與其他家戶型態進行比較。而財務支持的部分，家庭開始落入貧窮時，若有接受親友或公私立機構的救助，則編碼為1，沒有編碼為0。最後家戶具有工作能力⁷的人口數方面，是隨著時間變動而變化的變項。

四、分析結果

（一）貧窮持續時間的動態

從嘉義縣1990至1998年的貧窮家戶當中，我們扣除了193個屬於多重時段的家戶之後，九年之間具備連續時段的家戶有3271戶，如果不考慮到截斷的問題，則這3271個家戶的貧窮時間分佈如表2。

⁷ 根據「台灣省社會救助調查辦法」明訂11項情事為無工作能力者，若不符合則視為有工作能力者。本變項之家戶工作能力人口數即依據此一調查辦法定義下之人口。



由表 2 可以得知整個貧窮持續時間的分佈大體上是呈現下降的趨勢，唯有持續九年的家戶有較高的比例。貧窮持續時間在兩年以內的家戶佔總貧窮家戶的 43.5%，而貧窮持續時間在四年以內者有將近 70% 的家戶，然而我們也發現在九年的觀察期間全部落入貧窮的比例有 8.1%。若以 Duncan 等人（1984）對長期貧窮的定義（八年以上者），則嘉義縣處於長期貧窮的家戶約佔 12%，這樣的比例比美國 AFDC 家戶的長期持續貧窮比例低了許多，原因應是貧窮的標準不同所致。雖然表 2 可以瞭解所觀察的家戶貧窮持續時間的分佈比例，但必須體認到這樣的分佈其實是不客觀的，因為沒有將貧窮時段歷程被截斷的問題納入考慮，所以表 2 的時間分佈有可能低估了貧窮的持續時間。

另外採取 Levy（1977）計算貧窮持續時間的方式，雖然同樣沒有考慮到貧窮時段的截斷問題，但是卻可以瞭解某一年落入貧窮的家戶，在往後的時間上，脫離貧窮的機率。因此我們觀察 1990 年的 1059 個低收入家戶，觀察他們貧窮的持續時間和脫離的狀況。表 3 即是以 Levy 的計算方式計算低收入戶的脫離機率。

表 2 1990-1998 年低收入家戶貧窮持續時間的分佈

貧窮持續時間	次數	百分比
1年	875	26.7
2年	549	16.8
3年	404	12.4
4年	401	12.3
5年	251	7.7
6年	215	6.6
7年	182	5.6
8年	130	4.0
9年	264	8.1
合計	3271	100.0



表 3 在脫離機率方面，雖然沒有一個穩定的趨勢，大致上是呈現先降後升的走向，有將近 14% 的貧窮家戶在第一年結束時脫離貧窮，第三年、第四年仍然呈現下降的趨勢，第五年脫離機率又上升（15%），第七年的脫離機率則明顯地下降，然而最後兩年的脫離機率則提高許多。至追蹤時間結束時，1990 年的低收入戶仍有將近 25% 的家戶尚未脫離貧窮，此未脫離貧窮的比例比王德睦等人（1998）的研究發現為低。而以 1990 年基礎的貧窮中位年數為 4.69 年，此中位年數也略低於王德睦等人（1998）的貧窮中位年數（4.88 年）。

表 3 1990 年低收入家戶的貧窮持續年數

貧窮時間	風險家戶	脫離家戶	脫離機率	累積脫離機率
1 年	1059	147	0.1388	0.1388
2 年	912	121	0.1327	0.2531
3 年	791	94	0.1188	0.3418
4 年	697	108	0.1549	0.4438
5 年	589	86	0.1460	0.5250
6 年	503	51	0.1014	0.5732
7 年	452	120	0.2655	0.6865
8 年	332	68	0.2048	0.7507

表 3 的最後一欄是累積的脫離機率，* 第一年後即脫離貧窮的機率是 13.88%，到第二年以後則有四分之一的低收入戶脫離貧窮，這個比例略低於以 1988 為基準的低收入戶（王德睦等 1998）。至第五年則有超過一半的低收入戶會脫離貧窮，第八年的累積脫離機率達 0.75，也就是有

* 累積脫離機率的計算方式是以 1 減去仍未脫離家戶的機率（即存活機率），以本文表 3 為例，第一年為 13.88%，第二年的計算方式即先計算第二年的存活機率，然後再以 1 減去該存活機率，即 $1 - [(1-0.1388) \times (1-0.1327)] = 0.2531$ ，各年度的計算方式依此類推。

百分之七十五的家戶在追蹤至第八年時，即已脫離貧窮的狀態，此種以 Levy (1977) 所計算的累積脫離的機率顯然比利用 Bane and Ellwood 的計算方式有較高的脫離比例 (王德睦等 1998；陳正峰等 1999)。

再以 Bane and Ellwood 計算貧窮持續時間的方式進行本研究的分析，也就是以「貧窮時段」為分析的單位。我們所追蹤的家戶當中，自 1991 年第一次落入貧窮者開始計算他們的貧窮時段，總計追蹤家戶有 2212 戶，表 4 即此 2212 個家戶的貧窮時段的歷程分配狀況，以及脫離機率和累積脫離機率的分佈。

表 4 各年的脫離機率呈現的也是不穩定的趨勢，而這樣的趨勢和以 Levy 的計算方式有些類似。前幾年的脫離機率是下降的趨勢，第一年的脫離機率約 19%，剩下的家戶第二年即脫離的機率是 15%，第三年脫離的機率僅 13%。但是第四年以後卻有較多的家戶脫離貧窮，特別是最後幾年的脫離機率提高許多，例如第七年的脫離機率即超過該年風險家戶的四分之一，這個現象極有可能是因為政策效果所致，由於這個時間正是新的社會救助法修訂通過之際，嘉義縣政府在審查低收入家戶的資格過程中，強制要求申請者必須附上國稅局的完稅證明，這樣的強制性要求使得部分低收入家戶的所得提升，促使這個時間的脫離機率提高。在

表 4 1991-1998 年低收入家戶的貧窮持續年數

貧窮時間	風險家戶	脫離家戶	截斷家戶	脫離機率	累積脫離機率
1 年	2038	379	349	0.1860	0.1860
2 年	1374	207	221	0.1507	0.3087
3 年	963	123	186	0.1277	0.3970
4 年	659	116	177	0.1762	0.5032
5 年	340	57	109	0.1427	0.5741
6 年	227	42	122	0.1850	0.6529
7 年	107	27	35	0.2535	0.7409
8 年	31	0	62	0	0.7409

累積脫離機率的部分，兩年之後脫離的家戶超過 30%，而有一半的家戶在落入四年之內即脫離貧窮，至追蹤時間結束之時，累積的脫離家戶達 74%，貧窮的中位年數為 3.97 年。

以同樣的計算方式進行比較時，本研究的累積脫離機率高於王德睦等人（2000）的發現，同樣的追蹤年數，王德睦等人（2000）的研究中僅近 60% 的家戶會脫離，但本研究則有 74% 的累積脫離機率。若不考慮資料的屬性以及國情上的差異，再進一步與美國的研究發現做比較，普遍而言，國內的脫離機率是異於美國的現象，美國的脫離機率明顯呈現逐年下降的趨勢，而且前幾年的脫離機率相當高，以 Bane and Ellwood（1986）為例，第一年的脫離機率已達 0.45，至第二年結束時，其累積的脫離貧窮比例已經超過 60%，而四年之後脫離貧窮的比率為 76.5%，這個比例已經超過本研究追蹤期間的累積脫離機率。由本研究的資料顯示，國內的貧窮家戶一旦落入貧窮之後，要在短時間內脫離的機會似乎比較低。

（二）貧窮持續時間的分配

時間觀察的方式不同，會影響到貧窮時段的分配，許多有關貧窮時間議題的研究，最感興趣的是窮人到底持續貧窮多久的時間？當然時間計算或觀察方式的差異將會影響研究者對持續貧窮時間的認知。Bane and Ellwood（1986）就曾以不同的方式計算貧窮時段的歷程，並比較不同的觀察時間方式，導致的貧窮時段分配所產生的差異。為了能夠計算完整貧窮時段的歷程（the duration of completed spells），必須假定貧窮是在穩定的貧窮率之下（no-growth steady state），才能夠計算出來（Bane and Ellwood 1986），所以本研究假設在 20 年之後，所追蹤的窮人都能夠完全脫離貧窮，而第 8 年到第 19 年的脫離機率均為 0.2，這樣的脫離機率略高於本研究各個貧窮時段的脫離機率。

依據上述的假設，可以利用式(1)到式(3)計算出三種不同貧窮時段的分配。第一欄即是根據式(1)所計算出來，是以可觀察到起點且具備完整時段的貧窮家戶為對象所計算出來的時間分配，即 $D(t)$ 的分配，其平均的貧窮時段歷程為5.59年。第二欄和第三欄則是在某一個時間點之下的貧窮時段的分佈情形，此屬於橫斷面的觀察，其中第二欄是以已經結束貧窮時段的家戶來進行計算，本欄表示的意義在於某一個時間點下，所有窮人貧窮了 t 年的比例，以 $F(t)$ 表示之，其平均的貧窮持續時間為9.46年。第三欄則是目前的貧窮家戶之中，在 t 年以前就已經落入貧窮，而現在仍為貧窮家戶的比例，以 $G(t)$ 表示，其平均的貧窮持續時間則為7.16年。

雖然表5的三種時間分配各不相同，但是卻是來自同一筆資料，為什麼結果會有這麼大的差異？經常被用以比擬的例子就是醫院的觀察(Bane and Ellwood 1986, 1994)，設想一個人進入醫院進行觀察，假設他只在醫院的候診室觀察，那麼他很快就會發現大部分的人都只在醫院中做短暫的停留，因此我們可以合理的宣稱大多數的人在醫院的停留時間都不是很長。但一旦我們觀察醫院的其他地區之後，可能發現大多數的病床都被慢性病人所佔據。雖然他們只是醫院病人中的一小部分，但是卻佔據大多數的病床，而且使用大部分的醫療支出。

上述的例子類比貧窮的停留時間相當吻合，觀察完整貧窮時段的歷程和從任何一個時間點進行貧窮的觀察會產生非常大的差異。表5的第一欄就是觀察完整貧窮時段的歷程之下，呈現出來之脫離貧窮的時間分佈，如同觀察剛住進醫院的病人一般，預期他們停留在醫院的時間分配。由脫離機率所導出來的分佈可以得知，有將近20%的家戶停留在貧窮的時間只有一年，超過30%的家戶停留的時間在兩年以內，一半的家戶停留在貧窮的時間為四年以內，而26%的家戶停留的時間為八年以上。從表5的第一欄還可以瞭解大致上脫離貧窮的現象有逐年下降的趨勢，

而且最初幾年的脫離比率較高，然後是漸漸的趨緩，這樣的模式對於貧窮時間在兩年以內的家戶特別明顯。此現象似乎也說明了貧窮家戶主要由兩類性質的家庭所組成，一種是在落入的最初幾年即快速地脫離貧窮；另一種則是落入貧窮之後，在前幾年既然無法脫離，經過一段時間以後，根本無法脫離貧窮，而成爲長期的持續貧窮家戶。

表 5 的第二欄是假定貧窮年數別之脫貧機率固定不變下，某一個時間點脫離貧窮家戶之貧窮年數的分配，這樣的分配可比擬爲當天出院的病人，他們住院多久的時間分配。根據表 5 第二欄的分配可以得知若以橫斷面的調查進行分析，將會有 54% 的家戶，其貧窮持續時間在八年以上，而只有少數的家戶，他們是短暫的時間處在貧窮的狀態。

這樣的現象確實具有重要的政策意涵，就大多數家庭而言，福利給付只是一種暫時性的移轉方案。然而有少數的家庭，他們的貧窮時段非

表 5 低收入家戶貧窮持續時間的分佈

貧窮時間	縱貫面觀察之 完整時段分配 D (t)	橫斷面的觀察	
		完整時段的分配 F (t)	不完整時段的分配 G (t)
1 年	18.60	3.33	17.68
2 年	12.27	4.39	14.39
3 年	8.83	4.74	12.22
4 年	10.62	7.60	10.66
5 年	7.09	6.34	8.78
6 年	7.88	8.46	7.53
7 年	8.80	11.02	6.14
8 年以上	25.91	54.12	22.60
總計	100	100	100
平均年數	5.59	9.46	7.16

常長，所以在任何一個時間點去觀察貧窮，這些長期處於貧窮狀態者便是我們所觀察的大部分家戶，而且他們也佔據社會救助支出的大部分，也就是政府花費大部分社會救助的福利支出，卻是使用在這些少數長期貧窮的家庭上。有關這樣的發現，Band and Ellwood (1994:36) 曾經提出一個看法：政府投資許多資源以作為福利接受者的職業訓練與教育的經費，目的是使福利接受者得以脫離福利依賴，政府針對貧窮現象的策略之一就是投注大量的經費在那些新進入貧窮者身上，以便使得大部分的家庭可以很快地脫離貧困狀態，然而這樣的投資可能不太有效率，因為這些家庭只需要暫時性的救助。相反地，另有一種政策，是將資源有效地投注在那些長期接受福利者身上，並使他們能夠加快脫離貧窮的速度，即使花費的資源可能相當可觀，但這樣會有較高的成效。但是這樣的政策是否適用在台灣社會中的貧窮家庭？我們有必要再進一步去瞭解國內這類處在長期貧窮者的家庭特質，才能夠確實地去印證 Bane and Ellwood 他們的看法。

表 5 第三欄是在某一個時間點，觀察當時的低收入家戶的貧窮持續時間的分佈，這樣的分佈是計算不完整貧窮時段的歷程 (the durations of uncompleted spell)，該分配也可以比擬為目前住在醫院的人當中，他們已經住院多久的分配。然而我們不能利用這樣的分配結果宣稱，有 23% 的貧窮家戶會持續貧窮八年以上，因為這樣的結果不能等同於完整貧窮時段的歷程，但是這樣的分配卻是經常從橫斷面資料所發現的結果。

(三) 影響脫離貧窮的因素

本節利用「比例風險模型」(或稱 Cox 模型) 分析，瞭解影響低收入家戶脫離貧窮的因素。分析的風險組合 (the risk set) 家戶為 2212 個低收入家戶，此即構成第一年的風險組合，隨著我們追蹤年數的增加，該風險組合會因為每年的脫貧家戶而減少。

表 6 就是利用比例風險模型所運算出來之係數估計以及相關的統計數值，必須注意的是本模型並沒有截距項，這是由於本模型使用「部分概似」估計，截距項在估計的方程式中已經被消除。該表的第一欄為參數估計值，第二欄為標準差，第三欄為風險率 (hazard ratio)，也就是 e^{β} 。

根據表 6 的結果，模型中所納入的家戶戶長的個人特質部分，性別變項未達顯著水準，但男性戶長脫貧機率比女性戶高出 16%。在戶長年齡方面，隨著低收入家戶戶長的年齡增加，脫貧機率也跟著增加，隨著低收入家戶落入貧窮時戶長的年齡，每提高一歲，其脫貧機率將會提高 1%。這樣的現象顯示隨著年齡的增長，將會加速貧窮的脫離，且此現象也與過去相關之研究具有一致性 (陳正峰等 1999；王德睦等 2000)，這樣的現象也和 Plotnick (1983) 的研究發現一致。但是我們必須特別注意的是我國貧窮家戶結構的特性與美國是完全不同的，所以年齡對脫離的解釋有所不同，美國多數接受 AFDC 給付者為單親女性戶長家戶，其隨著年齡的增長，不容易符合 AFDC 給付的重要條件在於不再具有接受福利方案的依賴子女。我國低收入家戶戶長以老年戶長的比例最高，所以樣本的平均年齡較高，從這樣的結果可以瞭解，國內年齡對脫離貧窮的作用，可能是因為低收入家戶戶長的年齡偏高，導致低收入戶因為死亡而脫離貧窮 (王德睦等 2000)。而且在家戶型態中，單身家戶的比例為 42%，顯示老年且單身的家戶居多，戶長死亡確實可能導致整個家戶脫離貧窮。

從過去相關的的研究均可發現教育對脫離貧窮有積極正向的效果 (Blank 1989; Pavetti 1993; Bane and Ellwood 1994; Sandefur and Cook 1997；王德睦等 2000)，所以人力資本理論將教育視為脫離貧窮的重要因素，的確是有其道理。在本研究的模型之中，我們以教育年數作為解

表 6 影響脫離貧窮時段之比例風險模型

變項名稱	估計係數	標準誤	風險比率
性別 (男性=1)	0.1480	0.1513	1.160
年齡	0.0103**	0.0041	1.010
教育年數	0.0327*	0.0164	1.033
婚姻地位 (未婚=1)	-0.1741	0.1428	0.840
健康地位 (正常=1)	0.2691*	0.1179	1.309
貧窮款別 (三款=1)	0.1882	0.1531	1.205
家戶型態 (男性單親=1)	0.1328	0.2400	1.142
家戶型態 (女性單親=1)	0.3913*	0.1813	1.479
財務支持 (有=1)	0.1906	0.1467	1.210
具工作能力人口	0.1630*	0.0654	1.177
-2 log Likelihood:	2002.684		
樣本數:	2212		

* $P < .05$ ** $P < .01$

釋變項並納入模型的分析之中，發現隨著戶長的教育年數增加，確實可提高低收入家戶脫貧機率，表 6 顯示教育在模型中對脫貧機率確具有正向的影響，且達顯著水準，而戶長教育年數每提高一年，其脫離貧窮的可能就增加 3.3%。

家戶的戶長婚姻地位部分，以虛擬變項 (dummy) 處理，並以曾經有過婚姻經驗者作對照，雖然戶長為單身未婚家戶，其脫貧機率只有其他有過婚姻經驗者的 84%，但未能達到顯著水準。本研究的模型進一步控制不同性別下的單親家庭，可以發現男性單親家庭的脫貧機率未達顯著水準，但是女性單親家庭，其脫貧機率則高於其他類型的家戶。從表 6 家戶型態變項的部分，以女性單親家戶為 1，與其他家戶型態作對照時，係數估計值為正且達 0.05 顯著水準，而根據表中的風險率，女性單親家庭的脫貧機率比其他家戶類型高出 48%，這樣的結果顯然與美國針對 AFDC 所進行的追蹤研究有相當大的差異，美國不管是 PSID 或是其

他的追蹤資料都顯示女性爲主的單親家庭有相當的比例是不容易脫離貧窮的 (Rank 1984; Bane and Ellwood 1986; Sandefur and Cook 1997)。但是若與國內的研究進行比較時，則具有一致性，對於此現象的解釋，王德睦等人 (2000) 認爲我國並沒有如美國 AFDC 的制度，所以未產生如美國的現象。而當女性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，根據王德睦和蔡勇美 (1998) 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%)。此外，子女的年齡達到法定工作能力的判定標準，可能使得戶內工作人口的比率增加，使其喪失成爲低收入戶的資格。

低收入家戶戶長的健康狀況也是影響家戶脫離貧窮的重要因素之一。當控制健康地位爲疾病或身心障礙者時，戶長的健康狀況爲正常者的係數值爲正向的，而且達 0.05 的顯著水準。從模型的風險比率觀察，則低收入家戶戶長的身體狀況爲健康者，其脫貧機率的可能比健康地位爲疾病或身心障礙者高出 31%，顯示低收入家戶戶長的健康地位若正常者，將有助於他們擺脫貧窮的桎梏。

模型中所納入的家戶特質部分，除了有關單親家庭對於脫貧機率的影響之外，尚納入低收入戶的款別。款別可視之爲不同的貧窮程度，第一款當然是貧窮程度最嚴重者，因爲其家戶係「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」，第二款的貧窮程度當然沒有如第一款嚴重，而第三款則是貧窮程度最輕者。表 6 的模型中，在控制一、二款之後，第三款脫離貧窮的風險並未達顯著水準。另外從社會資源動員的觀點，能夠獲得別人的財務支持者，的確可以改善低收入家庭的生活困境，而且這類的支持對於這些低收入家庭而言，也是幫助他們早日脫離貧窮困境的重要力量之一。但是在模型中，財務支持變項並未能達到顯著水準。

本模型最後一個解釋變項是低收入家戶中具有工作能力的人口，而

該變項會隨著時間而變化 (time-dependent covariates)，從模型中可以瞭解隨著家戶具工作能力人口的增加，可提高家戶脫離貧窮的機率，變項的顯著水準達 0.05。如果從風險比率觀察，家戶具有工作能力人口每增加一人，脫貧機率就會提高 18%。家戶具有工作能力人口代表該家戶具有潛在賺錢能力者，一旦這些人投入勞動市場，就可能脫離貧窮。

從本模型的結果，我們可以獲知低收入家戶之中，隨著戶長的年齡增加，脫離貧窮的機率提高；戶長的教育年數對其家戶脫離貧窮有正向作用；戶長的健康狀況為正常者比健康狀況為疾病或身心障礙更有可能脫離貧窮；女性單親戶長家庭較可能脫離貧窮；最後，在隨時間變動的變項部分，家戶中具有工作能力人口數愈多，家戶愈有可能脫離貧窮。

五、結論

利用 1990-1998 年之嘉義縣低收入家戶的追蹤資料，本文分析貧窮持續時間的動態、不同觀察方式下的貧窮持續時間的分佈，以及影響脫離貧窮的因素等。若以 Levy (1977) 的計算方式計算貧窮的持續時間，貧窮的中位年數為 4.69 年，有將近一半的低收入家戶在第四年以前脫離貧窮，但是仍然有四分之一的家戶在追蹤時間結束時尚未脫離貧窮。若以 Bane and Ellwood (1986) 的計算方式，貧窮的中位年數為 3.97 年，一半的家戶會在第四年以前脫離貧窮，但同樣有四分之一的家戶在追蹤時間結束時，尚未脫離。

以貧窮持續時間的分配進行觀察，可以更清楚瞭解貧窮時間分佈所存在的差異性。從完整的貧窮時段之分配可以得知，超過 30% 的家戶會在第二年以前脫離貧窮，但是在曾經落入貧窮的家戶之中，第二年以前即脫離貧窮者，佔政府福利資源的比例卻是很少的，事實上，從表 5 可以瞭解政府的資源中，一半以上可能被貧窮持續時間達八年以上的家戶

所使用，這樣的結果使得「福利依賴」成爲一個非常嚴重的問題（Bane and Ellwood 1986；王德睦等 2000）。

從「比例風險模型」的分析，可以瞭解低收入家戶戶長的年齡、教育年數、健康地位是影響家戶脫離貧窮機率的重要個人特質。在家戶特質部分，女性單親家戶和戶內具有工作能力人口則具有顯著的影響。低收入家戶戶長的年齡增加，脫貧機率也跟著提高，此現象可能與低收入家戶戶長的年齡偏高有關，因戶長年齡較大，導致戶長可能因爲死亡而脫離貧窮。戶長的教育程度高低也會影響低收入家戶脫貧機率，而且研究顯示，教育愈高脫離的可能性也跟著提高，戶長的教育年數每提高一年，其脫離貧窮的可能就增加 3.3%。而一位身體健康狀況爲正常者的戶長，將有助於該家戶早日脫離貧窮，本研究發現一個戶長健康狀況爲正常者的家戶，其脫貧機率將比戶長有疾病或身心障礙者高出 31%。

研究中發現女性單親家庭比其他類型的家戶更能夠脫離貧窮，這個現象完全與國外的研究發現相反，對此現象的解釋有三：一是我國並沒有如美國 AFDC 的制度，所以未產生如美國的現象；第二，單親家庭的子女成長而有工作能力時，可能因具有工作所得，使家庭容易脫離貧窮；第三，子女的年齡達到法定工作能力的判定標準，可能使得戶內工作人口的比率增加，使其喪失成爲低收入戶的資格。

追蹤的貧窮家戶之中，對於老年無工作能力或身心障礙等弱勢人口，除了社會救助的措施以外，政府尚可依據老人福利法與身心障礙者保護法，保障這些社會的弱勢人口。但是這樣的過程中，低收入家戶似乎只能接受政府給予的消極性社會救助服務，難道低收入家戶除了因爲死亡而脫離貧窮之外，只能枯坐在低收入之列嗎？政府除了消極地提供基本生活所需以外，難道沒有較積極的作爲？事實上從本研究發現，家戶具備工作能力的人口數對低收入家戶脫離貧窮是具有較積極意義的，家戶具有工作能力人口數代表該低收入家戶可以投入勞動力市場的人口，

一旦這些有工作能力的人口進入勞動力市場，並獲得穩定的收入，可能將低收入家戶帶離貧窮的困境。雖然政府在社會救助工作上已經有協助低收入家戶就業的方案，但是目前主要的方案（如以工代賑），事實上還是讓低收入家戶維持在貧窮線以下的水準，以工代賑方案的作用只能緩和貧窮的程度，對低收入家戶透過自身力量脫離貧窮並沒有較積極的作用。

雖然有工作能力人口之低收入家戶，可能是因為某種因素而導致貧窮，但是這些家戶卻可能成為潛在可以因就業而脫離貧窮的家庭，政府在面對這類的家戶，不只是給予社會的救助，應該更進一步結合就業輔導、技術訓練等部門，協助這類低收入家戶獲得更好的生活條件。

具有工作能力人口使低收入家戶因為具備潛在就業人口，對於低收入家戶脫離貧窮有所幫助，但是低收入家戶也可能因為具有這類人口，導致其家戶平均所得在資產調查過程中高於貧窮線，成為社會救助政策下的受害者。有些家戶雖然具有工作能力人口，但因為某些因素無法就業，然而政府社會救助的資產調查中，對於這類人口一律以最低工資水準核列，如此可能膨脹家戶的實質所得，使家戶不易落入貧窮線以下。資產調查在社會救助工作過程中是不可避免的一道程序，但是政府在調查過程中，不宜強制規定所有具有工作能力人口而無職業者均依照最低工資計算，應該考量整體家庭實質狀況再作判定，畢竟低收入家戶的貧窮問題是整個家庭的問題，而不是個人的問題。

最後，由於本研究的資料來源僅只於嘉義縣，因此在政策意涵中，無法更進一步適用於台灣其他縣市，甚至於全台灣地區，這是本研究的最大限制所在。因為國內未能進行所得動態的長期追蹤，因此本研究只能以有限的資訊進行貧窮動態的理解。我們期待未來國內能夠進行長期追蹤調查資料的蒐集，相信這類的資料將可呈顯更真實的國內貧窮動態。

作者簡介

王仕圖，南華大學應用社會學系助理教授。主要研究興趣為貧窮研究、非營利組織及社會福利等。目前從事有關非營利組織的發展與變遷之研究。

王德睦，中正大學社會福利學系教授。主要研究興趣在於貧窮動態研究、人口學及社會福利等。目前從事貧窮動態的追蹤研究與職業動態之研究。

蔡勇美，美國德州理工大學社會學系教授。主要的研究興趣在於都市社會學，目前正從事有關全球化對台灣社會影響之研究。



參考書目

王德睦、蔡勇美

- 1998 《貧窮的動態：嘉義縣貧戶的追蹤研究》。行政院國科會研究計畫報告。

王德睦、王仕圖、蔡勇美

- 2000 〈貧窮的動態：嘉義縣貧戶的追蹤研究〉。《台大人口學刊》21:61-75。

朱雲鵬

- 1987 《貧窮問題之探討：台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。

呂朝賢

- 1998 《臺灣的貧窮問題：理論的定位、檢證與政策》。中正大學社會福利研究所博士論文。

林松齡

- 1980 〈台灣中部地區貧窮現象之研究〉。《台灣銀行季刊》31(3): 189-223。

孫康華

- 1998 《嘉義縣貧戶比例轉機模式分析：1989-1996年》。中正大學社會福利研究所碩士論文。

陳正峰、王德睦、王仕圖、蔡勇美

- 1999 〈老人單身家戶、女性單親家戶與貧窮：嘉義縣低收入戶的貧窮歷程〉。《人文及社會科學集刊》11(4):529-561。

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》4:63-70。



張清富

- 1993 《台灣省貧窮趨勢與致貧因素之研究》。台北：豪峰。

楊家偉

- 1977 〈台灣省貧窮問題之成因與減輕策略之研究〉。《台灣銀行季刊》28(1):158-200。

蔡明璋

- 1996 《台灣的貧窮：下層階級的結構分析》。台北：巨流。

蘇淑貞

- 1997 《貧窮的歷程—以嘉義縣低收入戶為例》。中正大學社會福利研究所碩士論文。

Allison, Paul D.

- 1984 *Event History Analysis: Regression for Longitudinal Event Data*. Newbury Park, California: Sage Publications.
- 1995 *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide*. Cary, NC: SAS Institute Inc.

Bane, Mary Jo and David T. Ellwood

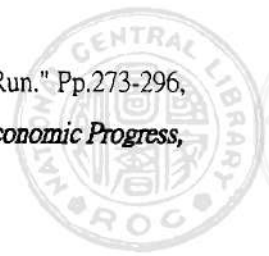
- 1986 "Slipping into and out of Poverty: The Dynamics of Spells." *Journal of Human Resources* 21:1-23.
- 1994 *Welfare Realities: From Rhetoric to Reform*. Cambridge: Harvard University Press.

Blank, Rebecca M.

- 1989 "Analyzing the Length of Welfare Spells." *Journal of Public Economics* 39:245-273.

Coe, Richard D.

- 1978 "Dependency and Poverty in the Short and Long Run." Pp.273-296, in *Five Thousand American Families: Patterns of Economic Progress*,



edited by G. Duncan and J. Morgan, Ann Arbor, MI: Institute of Social Research.

Cox, David S.

1972 "Regression Models and Life Tables." *Journal of the Royal Statistical Society* 34:187-220.

Devine, Joel A. and James D. Wright

1993 *The Greatest of Evils-Urban Poverty and the American Underclass*. NY: Aldine De Gruyter.

Duncan, Greg J., Richard D. Coe, and Martha S. Hill

1984 *Years of Poverty, Years of Plenty: The Changing Fortunes of American Workers and Families*. Ann Arbor: University of Michigan, Institute of Social Research.

Gritz, R. Mark and Thomas MaCurdy

1991 *Patterns of Welfare Utilization and Multiple Program Participation among Young Women*. Stanford, CA: The Hoover Foundation.

Harris, Kathleen M.

1993 "Work and Welfare among Single Mothers in Poverty." *American Journal of Sociology* 99:317-352.

1996 "Life after Welfare: Women, Work, and Repeat Dependency." *American Sociological Review* 61:407-426.

Hutchens, Robert

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.

Levy, Frank

1977 *How Big is the American Underclass?* Washington D. C.: Urban



Institute.

O'Neill, June, Laurie Bassi, and Doug Wolf

- 1987 "The Duration of Welfare Spells." *Review of Economics and Statistics* 62(2):241-248.

Pavetti, LaDonna

- 1993 *The Dynamics of Welfare and Work: Exploring the Process by Which Women Work Their Way Off Welfare*. Ph.D. dissertation., Harvard University.

Plotnick, Robert

- 1983 "Turnover in the AFDC Population: An Event History Analysis." *The Journal of Human Resources* 18(1):65-81.

Rank, Mark R.

- 1984 *The Dynamics of Welfare Utilization: A Longitudinal Analysis of Households Receiving Public Assistance*. Michigan: University Microfilms International.

Rein, Martin and Lee Rainwater

- 1978 "Patterns of Welfare Use." *Social Service Review* 52(4):511-534.

Ruggles, Patricia

- 1990 *Drawing the Line: Alternative Poverty Measures and Their Implications for Public Policy*. Washington, DC: The Urban Institute Press.

Sandefur, Gary D. and Steven T. Cook

- 1997 "Duration of Public Assistance Receipt: Is Welfare a Trap?" *Institute for Research on Poverty, Discussion Paper no.1129-1197*, University of Wisconsin-Madison,



Tsai, Yung-Mei, Temu Wang, Chao-Hsien Leu, Shih-Twu Wang, and Shu-Jen Su

1997 *Into and Out of Poverty: A Panel Study from Taiwan*. The Final Report Submitted to the Chiang Ching-Kuo Foundation for International Scholarly Exchange in Partial Fulfillment for the Research Grant Contract.

Weeks, Greg

1991 "Leaving Public Assistance in Washington State." *Working paper, Washington State Institute for Public Policy*. Evergreen State College.



**The Dynamics of Poverty Spells:
An Analysis of the Panel on Households in Poverty in Chia-Yi County,
1990-1998**

Shu-Twu Wang · Te-Mu Wang · Yung-Mei Tsai

Abstract

Most poverty research operates from a similar perspective, looking at the conditions of people during poverty. However, the Panel Study of Income Dynamics revealed that only a small number of welfare recipients receive it for an extended period, and a great number of welfare recipients receive it for only a short time. This has now become a focal point of further poverty research.

Based on panel data from Chia-Yi County during the 1990-1998 period, we analyzed the duration of poverty spells and the distributions of completed and uncompleted spells of poverty. We also report results of our analysis on factors affecting escape from poverty among these households. The results of our analysis indicate that the median duration of poverty was 4.69 years, when cohort-based estimates were used. When the data on the spells of poor households was used, the median spell of poverty was estimated to be 3.97 years long. More than 50 percent of poor households escaped poverty within 4 years and only one-quarter of poor households were in poverty for over eight years. The results of comparing the completed and the uncompleted spells show that among the former the duration tended to be shorter than the latter. Among the completed spells, more than 30 percent of them ended within 2 years. However, at any given point in time, the bulk of poor households were those experiencing a relatively long-term bout of poverty. When the proportional hazard model was used, the age of the heads of households, the number of years of schooling, and health status were found to be important factors contributing to the possibility of leaving poverty. Among the household characteristics, we found that the single-parent households and the number of household members with the ability to work directly affect the probability of leaving poverty.

Key Words: Poverty, Poverty Spell, Panel Study, Survival Analysis

