

行政院國家科學委員會專題研究計畫 成果報告

臺灣的貧窮動態：趨勢、型態與轉變事件(I) 研究成果報告(精簡版)

計畫類別：個別型
計畫編號：NSC 94-2412-H-343-009-
執行期間：94年08月01日至95年12月31日
執行單位：南華大學非營利事業管理研究所

計畫主持人：呂朝賢
共同主持人：王德睦、陳俊全
計畫參與人員：博士班研究生-兼任助理：洪明皇
碩士班研究生-兼任助理：邱靖娟、李宗勳
大學生-兼任助理：葉孟青、林家緯、李育燕、曾筱珊

處理方式：本計畫可公開查詢

中華民國 96 年 03 月 20 日

壹、前言與研究目的

貧窮動態研究的歷史，可回溯至 Rowntree (1901) 對英國約克市 (City of York) 工人階級家庭經濟困境的研究；他發現，人們在不同生命週期中，所經驗的經濟困境程度並不一樣。若我們以生命週期角度分析貧窮¹問題，將可發現，民眾的貧窮風險會因觀察時間的長短，而有不一樣的分佈特徵。(Rank & Hirschl, 2001b)

然而受限於長期追蹤資料 (Panel Data) 取得不易，貧窮動態問題的經驗研究，直到 1980 年代起，才開始受到廣泛的分析與討論。貧窮動態研究，可提供許多重要訊息——那些是橫斷性資料 (Cross-Sectional Data) 研究無法做到的，供相關社會政策制訂上的參考，諸如：貧窮有那些型態、不同社會特徵下的貧窮風險、生命週期中個人在窮與非窮間轉換的過程與原因、「影響民眾貧窮狀態持續、脫離與再進入的因素／事件」等等。這些訊息有助於社會 (福利) 政策與方案的設計，政策制定者可依貧窮動態分析的結果，針對不同貧窮類型／風險型態，設計處遇方案；尤其是，經常被忽略的長期貧窮者，使處遇的方案適當性提高；對高貧窮風險者，可提供早期介入或處遇的可能性；對方案的成本的預估與成效的考評，亦可有更精確及公允的基礎來衡量。(Walker & Ashworth, 1994; Ashworth et. al., 1994)

為瞭解臺灣貧民的貧窮動態型態、趨勢與成因。本研究擬使用的「健保資料庫」，未曾被使用於臺灣貧窮動態的研究。雖然該資料庫以收集醫療資料為主，但其中的承保資料檔所載入的被保險人相關資訊，實可運用於貧窮動態的分析。也由於承保檔係所有投保人口的基本資訊，約等同於母體資料，可避免因抽樣誤差而導致的推論謬誤，更能貼切的呈現臺灣的貧窮動態問題。

本研究擬討論的研究問題有：1.臺灣的貧窮型態為何？到底是短期貧窮為多，還是長期貧窮者為多，還是有其它組成的型態？2.不同世代與時期的貧窮持續時間型態有何不同？其相關的特徵為何？3.社會救助門檻的變化，對臺灣貧窮型態的影響為何？是否有區域性差異？而這對社會救助政策上有何意義？本文期透過前述三項問題的剖析，可以呈現更多的臺灣貧民的真實處境。

貳、文獻探討

一、停留時間

在臺灣，以長期追蹤資料分析貧窮動態的研究相當少，有 90% 以上是採用「嘉義縣低收入複查檔案」，此系列研究中發現，嘉義縣低收入戶停留在貧窮地位的時間，約為 4.69 至 4.88 年左右。

相對上，西方的貧窮動態研究，則因起步較早、資料較豐富，所以研究較多。若干對美國 AFDC 福利領受者的研究指出，若以單一貧窮時段來分析，持續持有受益資格者的時間，居多不超過二年 (Blank, 1989)。若納入多重時段，則大約亦僅有 4 年左右 (Bane & Ellwood, 1994)。Bane & Ellwood (1994) 以 21 年的 AFDC 檔案資料，分析領取 AFDC 給付者，受益資格變化的研究發現，約有 31% 的新進者 (first-time claimants) 會在第一年離開，21% 停留 1 年、22% 停留 10 年、5% 會停留超過 16 年。但若以單一時間樣本分析，則第一年脫離者約僅有 7%、3.4% 停留一年、57% 停留 10 年或以上，24% 會停留 16 年。

Andrén & Gustafsson (2004) 對瑞典社會救助受益者，11 年的長期追蹤研究結果亦發現，低於 50% 的人，持續擁有社會救助資格達 2 年以上，持續 11 年者低於 2%，但若從任一時間點來看，長期貧窮者皆是占多數，平均停留的時間皆達 4 年以上。Dahl &

¹ 低收入 (戶) 與貧窮 (戶) 二詞為同義字。

Lorentzen (2003) 以挪威社會救助資料分析的結果亦指出，在單一時間點樣本 (Point-in-Time Sample) 中，由於慢性貧窮者 (Chronic Poverty) 與循環貧窮者 (Cyclers) 較多，所以貧窮持續時間平均達 40 個月上，但若以新貧窮者樣本 (Entry Sample) 來分析，則因急性的及一次性的貧窮者較多，所以持續時間約莫 2 個月而已。

二、脫離機率、再進入機率與貧窮型態

關於貧窮的脫離機率分析，國內的經驗研究結果並不多，雖使用同一筆資料，但結果仍有若干差異。王德睦等人 (2000) 運用 1989-1996 嘉義縣低收入複查資料分析後發現，進入貧窮 1 年者，脫離機率為 0.1844、2 年者為 0.1496、7 年者為 0.0788。王仕圖等人 (2001) 用同一筆資料，但資料時間為 1991-1998 年，分析的結果發現，貧窮 1 年者脫離機率為 0.186、2 年者為 0.1507、7 年者則為 0.2535。陳正峰等 (1999) 亦使用同一筆資料，但資料時間為 1987-1996，分析結果發現，貧窮 1 年者的脫離機率為 0.0787、2 年者為 0.1025、7 年者為 0.282。臺灣與西方貧窮研究的結果並不盡相同，Bane & Ellwood (1986)、Stevens (1994、1999) 皆以 PSID 資料分析。Bane & Ellwood (1986) 的研究發現，貧窮時段愈長者，愈不容易脫離貧窮，1 年者脫離機率為 0.445、2 年者為 0.285、4 年者為 0.208；Stevens (1994、1999) 用相同的方法，但不同的資料處理程序，重估 Bane & Ellwood 的研究問題，結果發現，1 年者脫離機率為 0.53、2 年者為 0.36、4 年者為 0.23。Oxley et. al. (2000) 比較加拿大、德國、荷蘭、瑞典、英國與美國的貧窮脫離機率，皆以第一年最高；若考慮稅後所得，則機率值界於 0.45 至 0.60 間；若是稅前所得則機率值界於 0.28-0.43 間。

上述研究指出二個事實：1. 進入停留在

貧窮的時間愈長者，愈不易脫離貧窮。2. 台灣的民眾一旦落入貧窮後，其短期脫困的可能性較西方國家為低的；而這應與我國的低收入門檻過低有關，由於門檻過低，以致落入者皆屬赤貧為多，脫離貧窮的能力非常薄弱所致。(徐震，1990；呂朝賢，1999)

不過，既然貧窮是一種動態歷程，那麼應該不僅只有長期與短期二種貧窮型態，亦非集中趨勢的統計指標即可表達該複雜性問題。有許多研究發現，反覆進入貧窮是一種很正常的現象 (Bane & Ellwood, 1994; Blank & Ruggles, 1994; Dahl & Lorentzen, 2003)。在臺灣的研究中，我們僅有王仕圖等人 (2003) 的研究，在其所追蹤的 9 年期間中，民眾脫貧後，再進入貧窮的家戶僅有 4%，而這些家戶約有 76% 是僅脫貧一年就再進入、13% 是脫離兩年後再進入。

Stevens (1999) 的研究結果顯示，再進入貧窮的機率：1 年者 0.27、2 年者 0.16、4 年者 0.09；曾經貧者有超過一半會在 4 年內再落入貧窮。此與 Stevens (1994) 分析結果略有不同，此研究顯示，曾經貧窮者，約有 50% 會在 5 年內，再重新進入貧窮行列之中；而曾經至少貧窮 5 年者，脫離貧窮後，在 5 年內會有 2/3 的人再次落入貧窮行列中。另外，Harris (1996) 以 1983-1988 的 PSID 資料，分析女性單親家庭脫離貧窮的問題，其結果發現，重返 AFDC 的機率分別是：1 年 0.27、2 年 0.42、4 年 0.52、6 年 0.57。

除了前述以 PSID 資料分析貧窮再進入的研究外，另有些研究是以 SIPP (Survey of Income and Program Participation) 資料，分析 AFDC 或 Food Stamp 重覆進入受益狀況者 (Recidivism)。Blank & Ruggles (1994) 的研究發現，約有 20.5% 的 AFDC 請領者及 19.5% 的 Food Stamp 請領者，在脫離領受益資格後，再一次的取得受益資格。在時程上，則以脫離受益資格 5 個月內再進入發生率最高。另外，在歐洲國家亦有一些相關的

研究，如前述 Oxley et.al. (2000) 對 OECD 六國貧窮動態分析發現，脫離的機率以第一年最高，機率值界於 0.16 至 0.35 間，然後逐年下跌。Jenkins (2000) 以英國 BHPS (British Household Panel Data) 資料分析結果顯示，英國民眾在脫離貧窮 2 年後，再進入的機率為 0.11；但 5 年後則為 0.03。這意謂著約有 20% 的民眾，在脫離貧窮 5 年內會再重返貧窮的行列。Cantó (2002) 以西班牙家戶收支調查 (Encuesta Continua de Presupuestos Familiares) 資料分析的結果亦顯示，家戶停留在貧窮地位的時間愈長者愈不容易脫離貧窮，而脫離貧窮時間愈長者，再進入貧窮的可能性愈低。

前述的經驗研究結果大致支持，「貧窮的再進入機率隨脫離貧窮的時間的增長而下跌」假設，雖然這項結果有助於將貧窮者區分成短暫與長期的貧窮，藉此討論到貧窮地位循環的問題。但這些研究依舊無法完整描述所有貧窮動態的類型。因此，有一些研究開始結合生命課題 (life course)、貧窮時間與時段概念，分析貧窮動態型態。Walker & Ashworth (1994) 及 Ashworth et. al. (1994) 即為此種取向的代表性研究之一，他們依貧窮時段與非貧窮時段長短區分貧窮的型態，其類型包括：暫時性貧窮 (Transient Poverty)、持續性貧窮 (Persistent Poverty)、長期貧窮 (Permanent Poverty)、間續性貧窮 (Occasional Poverty)、反覆性貧窮 (Recurrent Poverty)、及慢性貧窮 (Chronic Poverty) 等六大類。前三類係以單一貧窮時段的長度來畫分，後三類則是以多次的貧窮時段與非貧窮時段的長段來區分。這些類型的定義如下：1. 暫時性貧窮指僅持續一年的貧窮時段。2. 持續貧窮則指貧窮時段持續一年以上，且至少有一個非貧窮時段。3. 長期貧窮則指未曾脫離貧窮者。4. 間續性貧窮則是有多个間斷性的一年期貧窮時段所組成。5. 反覆性貧窮則是指由多個間斷性貧窮時段所組成，且至少有一個貧窮時段及一

個非貧窮時段持續一年以上。6. 慢性貧窮亦是指多個間斷性貧窮時段所組成，但其非貧窮時段僅持續一年。

Walker 等人的研究發現，約有 10% 的小孩是暫時性貧窮，此占有有貧窮經驗小孩的 27%；但反覆性貧窮者卻相當多，約有 16% 的小孩、41% 有貧窮經驗的小孩是屬此類，更重要的是，他們佔所有小孩貧窮人年的 53%，而暫時性的貧窮者則僅佔 5% 而已。由於 Walker 等人的研究對象僅限於小孩，使其研究結果並無法充分與先前研究做比對。但他們的研究對貧窮動態的剖析，還是深具意義的，他們的研究證實了，若我們僅依單一的貧窮時段來研究貧窮動態，則可能會忽略貧窮的多樣性，亦會低估貧窮脫離與貧窮再進入的問題。(Steven, 1994、1999；Jenkins, 2000)

總結以上經驗研究，可得如下幾個結論：1. 脫離貧窮的機率，與停留在貧窮的時間成反比；貧窮時間愈長，愈不易脫離貧窮。2. 再進入的機率亦隨著脫貧時間的增長而降低。換言之，不論是貧窮脫離機率、再進入貧窮機率，皆與時間成反比，且其發生強度皆以短期 (6 至 12 個月) 中最強。3. 僅估算單一的貧窮時段會低估再進入貧窮的機率與脫離貧窮的機率。因此為了解貧窮動態的類型，在估計上需考慮多重時段 (Multiple Spells of Poverty) 狀況。

三、進入、脫離與再進入貧窮的影響因素

有關貧窮地位轉變的解釋，最早的論點為 Rowntree (1901) 所提之生命週期觀點，他假定家庭是個資源共享的單位，家庭的貧窮地位取決於「家庭需要」的壓力與「家庭生活自足能力」兩者間的消長關係。基於上述假設，他認為不同的生命週期階段，有著不一樣的貧窮風險，其中 5-14 歲、30-40 歲及 65 歲以後，是貧窮風險最高的階段。

Rowntree 著眼的家庭自足來源是指勞

力市場，的確，即便是最近的研究亦指出家戶所處的就業機會環境愈佳，脫離貧窮的機會愈高（Cantó, 2003）。但除了勞力市場之外，福利制度亦被視為是形塑貧窮動態型態的重要原因，且會影響脫貧機率、貧窮年資的長短（Layte & Wealan, 2002; Fourage & Layte, 2005）。因此，此論點亦將在本研究後續分析結果中做適當的闡述。

參、研究方法

一、資料來源

本研究資料，其來源為國家衛生研究院所建置的「全民健保保險學術研究資料庫」。此資料庫是行政院衛生署中央健康保險局，為學術研究需要委託國衛院代為辦理，經適當加密程序後釋出，並專供學術研究使用的開放性資料庫。只要是符合學術研究資格者，皆可提出申請使用資料庫。本研究採用的資料檔名稱為「健保承保資料檔」，年度為 2002-2004，其中 2002 年資料為累積性歷史資料，因此我們可以透過資料的串連來追溯歷年別健保全部納保人口。

二、分析模型

在考慮健保承保資料的性質後，本文擬採用貧窮時段做為分析單位，而對於反覆進入貧窮的個人，會產生多元時段（multiple spell）。本文認定，只要二次落入貧窮的時間差距達 1 年者，皆視為一新的貧窮時段，因此一個貧民可能會有多个貧窮時段。至於本研究所採用的分析方法，茲述如下：

本研究以生命表方法（life-table method）估計不同貧窮持續時間的脫貧機率。除運用生命表呈現臺灣的貧窮動態外，本文亦擬以 Bane & Ellwood（1986）所發展的貧窮動態分配計算公式，描述臺灣貧窮人口的貧困經驗。本研究延用 Bane & Ellwood（1986）原本的假定，假設所有的貧窮時段皆不超過 30 年，即第 30 年時會完全脫離貧窮，從第 8 年起至第 29 年脫貧機率，則維

持在第 7 年的脫貧機率水準 0.192。若依先前文獻的討論所得的結論來看，脫貧機率應會隨著貧窮持續的時間而增長，由此可知，本研究所設的第 8 至第 29 年的脫貧機率應屬一低推計的估算值。

設 $p(t)$ 表 t 年是窮人，但於次年脫離貧窮的機率； $D(t)$ 表精確窮了 t 年²的人口比例，則我們可以建構出式（1）的公式。式（1）中第一項表只窮一年者的人口比例，第二項表窮了 t 年的人口比例，第三項則為持續窮至最大年限的人口比例。基本上，式（1）是呈現了世代（cohort）的貧窮動態分配狀況，假 $D(t)$ 不因世代而異，且貧窮年資³別 $p(t)$ 亦是固定，總貧窮人數與貧窮發生率亦不因世代而異。

$$D(1) = p(1), \quad (1)$$

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

$$D(T) = 1 - \sum_{j=1}^{T-1} D(j),$$

$D(T)$ where T is maximum length of spells

式（2）假定社會是處於穩定貧窮率狀態下（no-growth steady state），可呈現社會總貧窮年資裡，不同貧窮年資別的分配比例，即反映出時期性（period）的貧窮動態分配狀況。 $F(t)$ 即表示某一個時間點上，所有窮人中精確窮了 t 年者的比例。

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

式（1）、式（2）一樣，二者皆是假係呈現完整時段（completed spells）者之分配，即我們知道所有窮人到底精確地持續窮了多少年。但實際上，貧窮動態所採用的資料，尚包括那些無法確切知道其貧窮年資，且持續處於貧窮狀態的民眾，此又被稱之為不完整時段（uncompleted spells）。 $G(t)$ 表在

²即處於貧窮地位的年數，或者也可以稱之為貧窮時段的長度。

³同上註。

固定貧窮率下，t 年前已落入貧窮而現在仍為貧民的比例。

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

藉由上述三種計算公式，所呈顯的不同世代與時期的貧窮動態分配狀況，將有助於我們更貼切的描述臺灣民眾貧窮動態的型態與趨勢。

2. 參數模型

除非參數方法外，本文亦將以 Cox Proportional Hazard Models 分析影響貧窮年資長短的因素（見下式），其中 x_{i1} 表不因時間而改變的變數（time-independent variables），而 x_{i2} 表因時間而改變的變數（time-dependent variables）， $\lambda_0(t_j)$ 則為基期風險函數（baseline hazard function）。

$$\lambda_i [t_j, x_i(t_j)] = \lambda_0(t_j) \exp [x_{i1}'\beta + x_{i2}'(t_j)\gamma]$$

由於健保承保資料的內容，本研究並未納入「因時間而改變的變數」，所納入的變數依模型而異，詳見以下的分析內容。

肆、研究結果

表一顯示，無論是否納入左設限（left censor）資料⁴（即 1995 年即為低收入戶者，且年齡大於 1 歲者），貧窮持續時間皆呈右偏的態式，若將未滿三年者定義為短暫貧窮，則可看出短暫貧窮者實占窮人的多數（56.35% ~ 59.74%）。若與以往的嘉義縣低收入複查資料所估計的結果做比較，則兩年內貧窮人數比重（40.84% ~ 42.50%）與先前的研究相仿 43.5%（王仕圖，2001），但在其它組別上則不太一致。而表一也顯示，當資料去除左設限時，會低估長期貧窮

者（滿 8 年以上窮人）的比重。至於其它資料屬性，請參閱表一，在此不再贅述。

由表一亦可知，貧窮持續時間中位數為 4.73 年，此一數值皆高於先前臺灣的貧窮動態相關研究（皆以嘉義縣低收入戶複查資料分析）。先前的研究在每一年中皆僅有單一觀察時間點，且假設在複查時為低收入戶，全年度即是就低收入戶。若本文採用相同的假定，則貧窮持續時間則長達 6.51 年。若以落入貧窮的時間點來說，在 0-4 歲時落入貧窮者之持續貧窮年資最高，達 6.14 年；最低者則是 15-29 歲年齡組（3.26 年）。0-4 歲的人口實屬非依賴他人無法過活的年齡，即無承擔經濟生活的能力，且其貧窮地位的取得與否全繫於家庭其它成員，因此其脫貧能力最弱。而 15-29 歲人口，不僅有能力自食其力，且通常非家庭經濟的主要擔負者，是故會有較低的預期貧窮年資。另外，我們也計算了性別與區域別的貧窮年資差異，其中女性的中位貧窮年資略高於男性，與以往臺灣貧窮研究結果相仿。

比較有趣的是，都市化程度愈高的地區，預期貧窮年資愈長。可能的解釋有二：1. 二者在致貧的途徑與脫貧的門檻不同所致。在高度都市化的地區，生活成本較高，且生活資源多仰賴薪資並透過市場取得，因而一旦失去工作落入貧窮，則較難脫離貧窮。相反地，在鄉村地區，生活成本較低，可自給自足的機會較多（自耕），因此較易脫離貧困。2. 居於高度都市化城市中的貧窮之社會支持網路較薄弱／不緊密，能提供因應經濟困難時的緩衝資源較少，所以較不易脫貧。3. 因社會救助屬地方業務，而都市化程度較高的地區稅收較佳、福利也較佳，故吸引較多的貧民長駐，不願卸除低收入身分。當然，因以上數據皆是依據非參數型生命表所估計出的數值，並未控制其它變項，估計上偏誤難免；再者，限於研究資料的缺乏，以上解釋都有可能存在，但皆僅是初步的假說，仍待後續相關研究來檢證。

⁴ 本研究一共收集到 418391 個貧窮時段，其中有 287106 個時段（68.62%）是非左設限，另 131285 個時段（31.38%）則為左設限資料。

以橫斷性資料為依據的貧窮研究，經常忽略一個事實，即從任何單一時間所看到的貧民，其實係同時含有新貧民與舊貧民。以2002-2003年為例，在這三年的貧窮人口組成中，屬於當年度落入貧窮者（新貧民）比例分別為：18%、30%、24%，平均約為24%；若以年齡組來看，皆以0-4歲組最高（平均48.87%），65歲以上者最低（平均14.50%）；如以區域別來說，農業市鎮的三年平均新生率（34.3%）比例最高，高度都市化市鎮則最低（21.96%）。相較於先前的研究（看持續1年貧窮者比例），此比例應屬偏低的水準，相對上這反映臺灣低收入民眾屬於（經濟）地位較固著的一群人，其進出貧窮地位的流動相對上較西方國家低。易言之，由任一個時間點來看，臺灣貧民中滯留者（stayer）高於流動者（mover），滯留者以老人與高度都市化市鎮者居多，並反映出臺灣公民的貧窮地位固著性／穩定性（stability）相當高。

貧窮動態型態除從貧窮穩定性來看外，亦可從貧窮地位的反覆性（volatility）來看及脫貧機率來檢視。在我們實際分析所用的低收入者共有268583人，一共建構出284912個貧窮時段，但其中僅有單一時段的低收入者高達88.653%，有二個時段者有5.502%，三個時段者有0.113%，四個時段者則僅有0.001%，簡單地說，僅有一成一的貧民是屬於反覆性貧窮。而若由脫貧機率來看（請見表三），最低為持續貧窮滿8年者（0.0164），最高為持續滿7年者（0.1920），前7年的脫貧機率則介於0.0990與0.1577間；而至持續貧窮滿五年時，累積的脫貧比例已超過50%，在11年的觀察中則共有71.04%的貧民脫離貧窮。與先前嘉義縣低收入複查資料的分析結果比較，本研究滿8年的累積脫離率為0.706，此值略低於王仕圖（2001）的研究結果（累積脫離機率0.7409，但高於王德睦等人（2000）的研究（累積脫離機率0.6）。但如與先前西方

貧窮研究相較，則脫貧機率仍屬偏低的狀況，顯示我國貧民的穩定性相當高。

前此分析顯示，臺灣民眾一旦落入貧窮，將會有相當大的機會，常駐於貧窮地位的傾向。而即便脫貧，再入貧的機率亦不低，在我們觀察的11年中，累計有20.19%脫貧戶，會再度落入貧窮，而有62.81%的已再入貧者的非貧時間不滿4年（請參閱表二），顯見臺灣的貧民其特徵相似度即高，有專屬某一社會經濟地位類屬的傾向。但在西方的貧窮動態研究卻多數呈現處於貧窮地位者，有不低的流動性，甚至有貧窮民主性（Democratisation）現象——即貧窮已超越階層的藩籬，普遍漫延至中間階層（Leisering & Leibfried, 1999；呂朝賢，2007）；脫貧機率亦隨貧窮持續的時間增長而下跌，意即駐留於貧窮地位的時間愈長愈不容易脫離貧窮。西方國家之所以有上述的現象，其理由有二：一是貧窮人口的異質性（heterogeneity），另一則是貧窮累積性或者稱之為持續性依附（duration dependence）（Bane & Ellwood, 1986）。但我國的狀況卻與西方國家不同，我們認為這與臺灣的貧窮人口同質性過高有關，因為嚴苛的貧窮水準，使得落入貧窮的國民皆已屬積重難返正常生活者，而此一分析結果，與十多年前徐震教授（1990）的實務觀察結論相仿，他認為臺灣的低收入者，脫貧僅有二個途徑，一是死亡、一是靠子女長大成人有工作後，自然地脫離貧窮。不過很可惜地是，健保承保資料並沒有提供太多的個人社經地位資訊，可供我們再深入地剖析此一疑問。

表三則是依Bane & Ellwood（1986）所發展的三種貧窮動態分配計算的結果，此表讓我們可以更清楚地描繪臺灣貧窮動形貌。Bane & Ellwood（1986）以住院病人為例，來解釋這表中三種分配的意義，第一欄數值意指若我們以入院時間為基點，則這群剛入院的病人「預期」將住院的年數別比例。因此，第一欄數值可比擬為，對所有剛

落入貧窮者而言，預期停留於貧窮地位上的年數別比例，本文簡稱為預期貧窮年資別比例。第二欄數值則意指任何一時間點上，剛出院的病人，不同住院年數別對總住院年數的貢獻（分配）比例，可比擬為脫離貧窮者中，不同貧窮年數別的類屬，對於總貧窮年數的貢獻度，本文簡稱為貧窮年資別貢獻度。第三欄數值則表示，在任何時間點上，仍於醫院中住院治療的病人裡，不同已入院年數別的比例，此可類比為尚未脫貧者中已貧窮年數別比例，本文簡稱為已貧窮年資別比例。

表三第一欄數值顯示，預期貧窮年資未滿1年者占9.90%，滿1年但未滿2年者占14.21%，滿9年以上的貧民則高達23.79%。而若由三年的移動平均來看，隨貧窮年資的增長，貧窮人口比例愈來愈低，但下跌的幅度卻是很平緩的。此結果呼應了稍前本文所論及的，臺灣貧窮人口屬性迥異於西方的貧窮人口，貧窮人口中，長期性貧窮者比重頗大，約為Bane & Ellwood (1986)的研究數值的2倍強。反映在任何時間點上的脫貧人口貧窮年資別貢獻度上，則此屬性特徵則更加明顯。

表三第二欄數值顯示，滿9年及以上的脫貧人口占總貧窮人年數的52.54%。若以Bane & Ellwood (1986)的比擬方式來形容，即已出院的住院病人中，雖然多數是短期病人，但由任一時間點上來看，短期病人因替換率很高，相對地占床率也就低；相反的，慢性病患比例雖然低，但占床率卻遠遠高於短期病人。臺灣貧窮人口中慢性／長期貧窮者對總貧窮年數的貢獻度，遠高於本文文獻中所論及的西方國家，我們以為臺灣貧窮人口係左偏型分配，偏向於慢性與長期貧窮也不似西方貧窮人口具有雙元性(dual nature)。而之所以會有如此的分配型態呢？其理由，即本文已提及的我國的社會救助門檻過於低，低收入者皆屬積重難返者所致。

至於表三第三欄數值為任一時間點上

仍為窮人者，已貧窮年資別的分配比例。此數值意義不能解釋為，現在貧窮者僅有12.51%是已貧窮未滿一年、已貧窮滿9年以上者有32.27%；相反的，因為這些人當下仍未脫離貧窮，所以該數值應視為是有資格持續增加貧窮年資的比例，本文將此稱之為「續貧率」。由表中可知續貧率隨著已貧窮年資的增長而下跌，當下貧民裡有50.20%（100-前四年比例）的人有機會精確地持續貧窮至第4年，更有18.45%的人有機會精確地持續貧窮至第9年。續貧率值愈高則意謂著脫貧的條件機率愈低，除此意義外，由此數值亦可再一次的支持本文稍前所言之：我國貧窮人口是呈左偏態式的結論。當然反面來說，因為脫貧的機率不高，新生的貧窮人口相對上較低，在社會救助資格查核的行政成本上相對而言也會較低，查核的品質也較穩定，因為貧民皆是老面孔。

由社會政策的意義來說，在任何一個時間點上短期貧窮者雖占多數，長期貧窮雖是少數，但卻消耗了較高的總貧窮人年數。因此我們可以說整體社會救助支出，有很大部分是用在長期貧窮者身上。為何如此，理由無非是由於我國的社會救助措施係現金給付為主，除1999因九二一賑災的影響使得「災害救助」支出大幅增長外，其餘各年中，光是「家庭生活補助」一項，皆至少占社會救助總預算的5成以上⁵；且上述現金補助愈窮者補助愈多，而他們通常就大概是等同於長期貧窮者（例如：我國低收入第一款（第一類）者係指全家均無工作能力，非靠救助無法存活者）。綜合來說，我國的貧窮人口所展現出的貧窮動態形貌，實深受社會救助體制的影響，脫貧的步調與型態迥異於美國，而這也間接呼應歐陸貧窮動態經驗研究(Fouarge & Layte, 2005; Layte & Whelan, 2002, 2003)發現的「國家福利體制

⁵ 資料來源：內政部（2007）。社會救助現況，<http://sowf.moi.gov.tw/10/main9101.htm>。

會影響貧窮動態型態」——在不同福利體制下，貧民的貧窮持續時間、貧窮時間的分佈、脫貧的步調與型態皆有異——之說法。

那麼影響臺灣貧民脫貧的原因又為何呢？表四為 Cox 迴歸結果，此表第一大項表影響全體分析對象的脫貧因素，該結果大致與本文稍前的描述性分析結果相仿。女性脫貧機會約為男性的 0.97 倍，表女性是較不易脫貧的群體。就年齡組來說，0-4 歲組依然是最不容易脫貧者，而 15-29 歲組則是最容易脫貧者。居於高度都市化城鎮者是最不容易脫貧者，居住在農業市鎮者則是最易脫貧者。表四第二大項表影響再入貧窮時段的脫貧影響因素，其中，前一次的貧窮年資愈長者愈不易脫貧，非貧窮年資則無顯著的影響力。其餘與全體分析對象模式相同的變數中，除性別並無顯著的影響力；30-39 歲、40-64 歲兩組相對於 65 歲以上人口，亦無顯著的脫貧機會差異；高齡化市鎮相對於高度都市化市鎮的脫貧機會，亦無顯著差異外。其餘影響方向與大小，皆與全體貧窮人口的脫貧影響因素相仿。

伍、結論

本文以國家衛生研究所建置的「全民健保保險學術研究資料庫」中的「承保資料檔」，運用存活分析方法，剖析臺灣貧民在 1995-2005 年間在貧窮地位的流動狀況。主要研究結果有：1. 貧窮人口中，雖以短暫貧窮者居多，但長期貧窮者卻貢獻較多的貧窮人年數，長期貧窮者的比重亦高於西方國家。2. 臺灣貧民具有低脫貧率、脫貧者高再入貧機率的特性，這些皆反映出臺灣貧民為一高度同質性與穩定性的社會經濟地位團體。3. 就脫貧機會來說，女性、0-4 歲年齡者、高度都市化城鎮者皆屬最不易脫離貧窮者；相對的，15-29 歲年齡者、農業市鎮者則屬較易脫貧者。而對於再入貧窮者，前一次的貧窮年資愈長者，則愈不易脫貧。

而臺灣貧民之所以呈現同質性與穩定

性高、長期貧窮者比重偏高、不易脫貧等等特徵，主要是因為我國社會救助的最低生活費門檻過低，以致落入貧窮者多屬積重難返正常生活者所致，而這也呼應了歐陸學者所提出的，貧窮動態形貌深受各國福利制度所影響的觀點。而此制度頑癥所形塑的貧窮動態形貌，若無法由制度面改進，則目前政府正積極辦理之脫貧計畫，各方案所期許之脫貧成效，得需再商榷。而由於資料內容的限制，本研究並無法深究影響貧窮動態的相關生命歷程事件，未來若能在資料上有所突破，則將更有助於對於臺灣貧窮動態問題的剖析與相關政策的規劃參考。

陸、參考文獻

王仕圖

2001 貧窮持續時間與再進入的動態分析：以 1990-1998 年之嘉義縣低收入戶為例。嘉義：中正大學社會福利研究所博士論文。

王仕圖、王德睦與蔡勇美

2003 嘉義縣低收入戶脫貧與再進入貧窮之分析：1990-1998 年。臺灣鄉村研究 1: 73-108。

2001 貧窮持續時間的動態分析：以嘉義縣 1990-1998 年之低收入戶為例。台灣社會學刊 26: 211-250。

王德睦、王仕圖與蔡勇美

2000 貧窮的動態：嘉義縣貧戶的追蹤研究。人口學刊 21: 61-75。

呂朝賢

1999 社會救助問題：政策目的、貧窮的定義與測量。人文及社會科學集刊 11(2): 233-263。

2007 貧窮動態及其成因——從生命週期到生命歷程。臺大社會工作學刊 14: 167-210。

陳正峰、王德睦、王仕圖與蔡勇美

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。
- 徐震
1990 臺灣的新貧窮與貧窮政策。中國論壇 349:38-41。
- 國家衛生研究院
2004 全民健康保險研究資料庫：承保抽樣歸人檔。上網擷取日期 2004.10.29
http://www.nhri.org.tw/nhird/date_cohort.htm
- 劉介宇、洪永泰、莊義利、陳怡如、翁文舜、劉季鑫、梁廣義
2006 台灣地區鄉鎮市區發展類型應用於大型健康調查抽樣設計之研究。健康管理學刊 4(1):1-22。
- Allison, Paul D.
1982 Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories. Sociological Methodology 13:61-98.
- Andrén, Thomas, and Björn Gustafsson
2004 Patterns of Social Assistance Receipt in Sweden. International Journal of Social Welfare 13:55-68.
- Ashworth, Karl, Martha Hill, and Robert Walker
1994 Patterns of Childhood Poverty : New Challenges for Policy. Journal of Policy Analysis and Management. 13(4): 658-680.
- Bane, Mary Jo, and David T. Ellwood
1986 Slipping Into and Out of Poverty: The Dynamics of Spells. Journal of Human Resources 21(1): 1-23.
1994 Welfare Realities: From Rhetoric to Reform. Cambridge: Harvard University Press.
- Berger, Mark C., and Dan A. Black
1998 The Duration of Medicaid Spells: An Analysis Using Flow and Stock Samples. The Review of Economics and Statistics 80(4): 667-675.
- Blank, Rebecca M.
1989 Analyzing the Length of Welfare Spells. Journal of Public Economics 39:245-73
Blank, Rebecca M., and Patricia Ruggles
1994 Short-Term Recidivism among Public-Assistance Recipients. American Economic Review 84(2): 49-53.
- Bourreau-Dubois, Cécile, Bruno Jeandidier, and Frédéric Berger
2003 Poverty Dynamics, Family Events, Labour Market Events in Europe: are there any differences between women and men. The 2003 Conference of the European Panel Users Network 3-5 July 2003 Colchester, UK.
- Cantó, Olga
2002 Climbing Out of Poverty, Falling Back in: Low Income Stability in Spain. Applied Economics 34:1903-1916.
2003 Finding Out the Routes to Escape Poverty: The Relevance of Demographic vs. Labor Market Events in Spain. Review of Income and Wealth 49(4): 569-587.
- Dahl, Espen, and Thomas Lorentzen
2003 Dynamics of Social Assistance: the Norwegian Experience in Comparative Perspective. International Journal of Social Welfare 12: 289-301.
- Duncan, Greg J., Björn Gustafsson, Richard Hauser, Günther Schmauss, Hans Messinger, Rudd Muffels, Brain Nolan, and Jean-Claude Ray
1993 Poverty Dynamics in Eight Countries. Journal of Population Economics 6: 215-234.
- Finnie, Ross, and Arthur Sweetman
2003 Poverty Dynamics: Empirical Evidence for Canada. Canadian Journal of Economics 36(2): 291-325.
- Fouarge, Didier and Richard Layte
2005 Welfare Regimes and Poverty

- Dynamics: The Duration and Recurrence of Poverty Spells in Europe. Journal of Social Policy 34(3): 407-426.
- Harris, Kathleen Mullan
1996 Life after Welfare: Women, Work, and Repeat Dependency. American Sociological Review 61(3): 407-426.
- Jenkins, Stephen P.
2000 Modelling Household Income Dynamics. Journal of Population Economics 13: 529-567.
- Jenkins, Stephen P., and John Rigg
2002 Routes Into and Out of Poverty in Britain. The Dynamics of Poverty: Social Omnibus or Underclass Wagon? Workshop, Central European University, Budapest, May 24-25, 2002.
- Iceland, John
1997 The Dynamics of Poverty Spells and Issues of Left-Censoring. Research Report No. 97-378 , Population Studies Center, University of Michigan-Ann Arbor.
- Kaplan, E. L., and P. Meier
1958 Nonparametric Estimation from Incomplete Observations. Journal of the American Statistical Association 53: 457-481.
- Layte, Richard, and Christopher T. Whelan
2002 Cumulative Disadvantage or Individualisation ? A Comparative Analysis of Poverty Risk and Incidence. European Societies 4(2): 209-233.
2003 Moving In and Out of Poverty: The Impact of Welfare Regimes on Poverty Dynamics in the EU. European Societies 5(2): 167-191.
2004 Understanding the Mismatch Between Income Poverty and Deprivation: A Dynamic Comparative Analysis. European Sociological Review 20(4): 287-302.
- Leisering, Lutz and Stephan Leibfried
1999 *Time and Poverty in Western Welfare States: United Germany in Perspective*. Cambridge,UK: Cambridge University Press.
- Lewis, Oscar
1959 *Five Families : Mexican Case Studies in the Culture of Poverty*. New York : Basic Books
- Mckerman, Signe-Mary, and Caroline Ratcliffe
2002 Transition Events in the Dynamics of Poverty. The Urban Institute.
- Oxley, Howard, Thai Thanh Dang, and Pablo Antolín
2000 Poverty Dynamics in Six OECD Countries. OECD Economic Studies 30: 7-51.
- Rank, Mark R., and Thomas A. Hirschl
2001a Rags or Riches? Estimating the Probabilities of Poverty and Affluence across the Adult American Life Span. Social Science Quarterly 82(4):651-669.
2001b The Occurrence of Poverty across the Life Cycle: Evidence from the PSID. Journal of Policy Analysis and Management 20(4): 737-755.
- Rowntree, B. Seebohm.
1901 Poverty: A Study of Town Life. London: Thomas Nelson and Sons.
- Sandefur, Gray D., Steven T. Cook
1998 Permanent Exits from Public Assistance: The Impact of Duration, Family, and Work. Social Forces 77(2): 763-786.
- Stevens, Ann Huff
1994 Persistence in Poverty and Welfare: the Dynamics of Poverty Spells—Updating Bane and Ellwood. American Economic

Review 84: 34-37.

1999 Climbing Out of Poverty, Falling Back in: Measuring the Persistence of Poverty over Multiple Spells. The Journal of Human Resources 34(3):557-588.

Walker, Robert, and Karl Ashworth

1994 Poverty Dynamics: Issues and Examples. Aldershot, England: Avebury.

Welch, Shawn M.

1998 Nonparametric Estimates of the Duration of Welfare Spells. Economics Letters 60: 217-221.

計畫成果自評：

本研究原計畫以二年完成二份資料的分析，但因只通過一年期計畫，故實際執行時係依原計畫的第一年研究目標來實施。基本上，研究結果已達成了先前申請計畫時第一年的預訂目標。即便如此，我們自評本次研究計畫成果相當豐富。

首先，本研究是臺灣第一篇完整地呈現臺灣整體貧窮動態之型態、趨勢與成因的研究。我們所採用的健保承保資料是臺灣低收入人口母體資料，與以往國內與西方貧窮動態研究皆以抽樣資料為分析資料來源不同。也因為如此，本研究結果大幅降低了由樣本結果推論至母體，所可能產生的謬誤。

其次，本研究所揭露各種臺灣貧窮動態趨勢、型態與成因的結論，對於臺灣貧窮研究有相當大的參考價值。我們特別指出，臺灣貧窮的型態——以長期貧窮者居多的現象——迥異於西方國家。之所以如此，係因為臺灣特殊的社會救助制度使然，而這也相當程度的支持了「貧窮動態被福利體制所形塑」的生命歷程理論觀點。未來研究可以本研究成果為基礎，更深入探析、了解臺灣的貧民處境。對於政策而言，目前政府正在大力推行的社會福利大溫暖計畫中，脫貧是該計畫的第一項優先子計畫。本研究的成果正可充當此類脫貧計畫設計與規畫時的重要參考依據。

本研究結果相當合適於學術期刊中發表，這也是研究團隊預計在未來一年內將實踐的目標。我們認為，此研究成果的發表將對未來臺灣貧窮相關研究與政策的發展，具有相當重要的參考價值。

表一：健保承保資料檔基本資訊

		未考慮左設限		考慮左設限			再入貧窮**	
		次數	%	次數	%	貧窮年資中位數*	次數	%
貧窮年資	[0,1)	83209	19.89	53638	18.83	---	5264	33.2
	[1,2)	87646	20.95	67439	23.67	---	4764	30.04
	[2,3)	64894	15.51	49109	17.24	---	2796	17.63
	[3,4)	46072	11.01	36377	12.77	---	1316	8.3
	[4,5)	35037	8.37	26841	9.42	---	1006	6.34
	[5,6)	28192	6.74	20241	7.10	---	477	3.01
	[6,7)	20331	4.86	14735	5.17	---	173	1.09
	[7,8)	11071	2.65	9374	3.29	---	25	0.16
	[8,9)	16457	3.93	5703	2.00	---	36	0.23
	[9,10)	8045	1.92	1377	0.48	---	---	---
	[10,11)	17437	4.17	78	0.03	---	---	---
合計		418391	100	284912	100	---	15857	100
全體(月)						4.73		
全體(年)						6.51		

性別	女	211165	50.47	145972	51.23	4.77	7997	50.43
	男	207204	49.52	138923	48.76	4.68	7859	49.56
	missing	22	0.01	17	0.01	---	1	0.01
合計		418391	100	284912	100	---	15857	100
年齡組	0-4歲	33819	8.08	28762	10.1	6.14	931	5.87
	6-14歲	128280	30.66	88428	31.04	5.33	5141	32.42
	15-29歲	72758	17.39	46792	16.42	3.26	2812	17.73
	30-39歲	54344	12.99	40896	14.35	5.08	2150	13.56
	40-64歲	78459	18.75	57160	20.06	4.61	2949	18.6
	65+	50544	12.08	22743	7.98	4.22	1874	11.82
	missing	187	0.04	131	0.05	---	---	---
合計		418391	100	284912	100	---	15857	100
區域別	高度都市化市鎮	84807	20.27	58263	20.45	6.32	2469	15.57
	中度都市化市鎮	96908	23.16	67563	23.71	5.63	3180	20.05
	新興市鎮	63683	15.22	44511	15.62	4.04	2597	16.38
	一般鄉鎮市區	73490	17.56	48857	17.15	4.89	2959	18.66
	高齡化市鎮	17110	4.09	10387	3.65	4.95	690	4.35
	農業市鎮	41688	9.96	28169	9.89	3.34	2016	12.71
	偏遠鄉鎮	40100	9.58	27054	9.5	3.85	1940	12.23
	missing	605	0.14	108	0.04	---	6	0.04
	合計		418391	100	284912	100	---	15857

說明： *已刪除貧窮持續時間低於1個月者，及入貧時間為1995年者（但1歲以下者仍保留）。

**指再入貧窮者前一次貧窮時段的特徵分配。

表二：再進入貧窮的時間分配〈1995-2005〉

時間	有機會再度入貧者		已入貧者	
	入貧機率	累積入貧機率	入貧機率	累積入貧機率
	(1)	(2)	(3)	(4)
[0,1)	0.0001	0.0000	0.0009	0.0000
[1,2)	0.0376	0.0001	0.3082	0.0009
[2,3)	0.0504	0.0377	0.4618	0.3089
[3,4)	0.0317	0.0862	0.4251	0.6281
[4,5)	0.0224	0.1152	0.4078	0.7862
[5,6)	0.0188	0.1350	0.4353	0.8734
[6,7)	0.0184	0.1513	0.5132	0.9285
[7,8)	0.0211	0.1669	0.6467	0.9652
[8,9)	0.0213	0.1845	0.7077	0.9877
[9,10)	0.0331	0.2019	1.0000	0.9964
非貧年資中位數	---		2.5988	
母體數量	再次入貧	15857	15857	
	設限數量	144272	0	
	合計	160129	15857	

說明：

- a.*為假定的脫貧機率。
- b.(1)、(2)欄表示從非貧民變成貧民的機率。
- c.(3)、(4)欄表已入貧者，入貧前的非貧時間分配。
- d.刪除貧窮持續時間低於1個月者。

表三：脫貧機率與貧窮時段分配〈1995-2005〉

區間	脫貧機率	累積脫貧機率	貧窮起點			續貧率	貧窮起點 三年平均
			完成	某個時間 完成	未完成		
[0,1)	0.0990	0.000	9.90	1.44	15.06	100.00	---
[1,2)	0.1577	0.099	14.21	3.45	13.57	84.94	---
[2,3)	0.1483	0.241	11.25	4.55	11.43	71.37	11.79
[3,4)	0.1342	0.354	8.67	4.91	9.74	59.94	11.38
[4,5)	0.1470	0.440	8.23	5.99	8.43	50.20	9.39
[5,6)	0.1358	0.523	6.48	5.77	7.19	41.77	7.79
[6,7)	0.1168	0.587	4.82	5.07	6.21	34.58	6.51
[7,8)	0.1920	0.636	7.00	8.49	5.49	28.37	6.10
[8,9)	0.1920*	0.706	5.65	7.78	4.43	22.88	5.82
[9,30)	0.1920*	0.762	23.79	52.54	18.45	18.45	---
合計			100.00	100.00	100.00	---	
貧窮年資	平均數	---	6.18	10.49	5.42	---	
	中位數	4.7251	---	---	---	---	
母體數量	入貧總數	118773					
	設限總數	166139					
	合計	284912					

說明：
 a.*為假定的脫貧機率。[8,9)原脫貧機率為0.0164。
 b.刪除貧窮持續時間低於1個月者，及入貧時間為1995年者（但1歲以下者仍保留）。

表四：貧窮年資的影響因素 (COX REGRESSION)

變項		全體			再入貧窮個案				
		係數	標準誤	Hazard Ratio	係數	標準誤	Hazard Ratio		
性別	男性								
	女性	-0.0341	***	0.0059	0.9660	0.0136	0.0470	1.0140	
年齡組	65+								
	0-4歲	-0.4112	***	0.0137	0.6630	-0.5900	***	0.1236	0.5540
	5-14歲	-0.3353	***	0.0110	0.7150	-0.2007	*	0.0951	0.8180
	15-29歲	0.2212	***	0.0116	1.2480	0.2162	*	0.1010	1.2410
	30-39歲	-0.2314	***	0.0124	0.7930	-0.1612		0.1044	0.8510
	40-64歲	-0.0938	***	0.0116	0.9110	-0.1320		0.1014	0.8760
區域別	高度都市化市鎮								
	中度都市化市鎮	0.1082	***	0.0097	1.1140	0.2282	*	0.0906	1.2560
	新興市鎮	0.4522	***	0.0101	1.5720	0.3624	***	0.0906	1.4370
	一般鄉鎮市區	0.2461	***	0.0102	1.2790	0.1825	*	0.0928	1.2000
	高齡化市鎮	0.2299	***	0.0168	1.2580	-0.0709		0.1536	0.9320
	農業市鎮	0.6838	***	0.0107	1.9810	0.8899	***	0.0868	2.4350
	偏遠鄉鎮	0.5239	***	0.0112	1.6890	0.6946	***	0.0909	2.0030
	非貧窮年資	---	---	---	---	0.0053		0.0258	1.0050
	前一次貧窮年資	---	---	---	---	-0.0713	**	0.0265	0.9310
貧窮時段	完整			118588				1882	
	設限			166068				4513	
	合計			284656				6395	
Likelihood Ratio				10941.6853***				252.6943***	
Score				11506.7153***				269.1205***	
Wald				11304.0732***				261.2629***	

說明：刪除自變項有 missing值的個案、貧窮持續時間低於1個月者，及入貧時間為1995年者（但1歲以下者仍保留）。