

臺灣的社會救助動態： 趨勢、型態與成因*

呂朝賢

南華大學
非營利事業管理學系
副教授

陳俊全

國立台北護理學院
嬰幼兒保育系
助理教授

王德睦

國立中正大學
社會福利學系
教授

本文以全民健康保險研究資料庫的承保資料檔為基礎，運用生命表、Bane & Ellwood 的貧窮動態分配公式，及 Cox Regression 等分析方法，試圖探討臺灣的貧窮動態型態，以及不同世代與時期的貧窮動態分配型態與其相關的特徵有何不同？研究結果顯示臺灣貧民的中位數貧窮年資為 4.73 年，平均脫貧機率為 0.1275。貧窮人口中以短暫貧窮者居多，且具有低脫貧率、高再入貧窮的特性，顯示臺灣貧民為一具高度同質性與穩定性的社經地位團體。其中以女性、0~4 歲、居住於高度都市化城鎮者屬於最不易脫離貧窮的人口；相對的，15~29 歲、居住於農業市鎮者則屬較易脫貧者。最後，再入貧窮者前一次的貧窮年資愈長，則愈不易脫貧。

關鍵字：貧窮動態、貧窮時段、貧窮年資

*「本研究部分資料來源為衛生署中央健康保險局提供，財團法人國家衛生研究院管理之『全民健康保險研究資料庫』。文中任何闡釋或結論不代表衛生署中央健康保險局，或財團法人國家衛生研究院之立場。」

壹、前言

貧窮動態研究的歷史，可回溯至 Rowntree (1901: 172) 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，將可發現民眾貧窮風險會因觀察時間之長短，而有不一樣的分佈特徵 (Rank & Hirschl, 2001: 737-755)。在 Rowntree 之後的貧窮研究者亦相當關注此項問題，如：1960 年代 Oscar Lewis、Michael Harrington 等研究者，所帶起的一系列與貧窮文化有關的研究議題—貧窮惡性循環和貧窮代間傳遞問題。

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。² 貧窮動態研究，可剖析許多橫斷性資料 (cross-sectional data) 研究所無法探索的研究議題，相關研究結果，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 (或家庭) 在窮與非窮間轉換的過程與原因等等研究成果，對相關福利政策制訂上亦具有相當的參考價值。更詳細地說，貧窮動態研究成果，能讓政策制定者依不同貧窮類型／風險型態，設計處遇方案，其優點包括：使處遇方案更切合不同類型貧民之需要，特別是對那些經常被忽略的長期貧窮者；能設計早期介入或處遇等預防性方案，降低民眾的貧窮風險；能提出更精確及更公允的基礎，來預估方案的成本與衡量相關扶貧與脫貧方案之成效 (Walker & Ashworth, 1994: 117-118; Ashworth et al., 1994: 658-680)。

以臺灣為分析對象的貧窮動態研究並不多見，貧窮動態分析的面向，亦由於資料缺乏，仍有諸多限制，這包括：1) 由於以往研究所採用的資料為單

1 在本文中，低收入 (戶) 與貧窮 (戶) 二詞為同義字，視行文需要交互使用。

2 在 1970 年代，學界已有零星的貧窮動態經驗研究，如：McCall (1970、1971)、Boskin & Nold (1975)。其中，McCall (1970: 31-43) 的文章大概是第一篇運用較深入的統計方法，分析貧窮動態的著作。

一縣市別的低收入複查資料，以致無法分析臺灣整體貧窮者貧窮動態的型態、組成及發展趨勢。2) 由於所使用的資料時間有限（約 10 年在右），因此無法分析不同世代、不同時期的貧窮動態狀況。3) 由於是單一縣市的資料，故亦無法分析不同區域間，貧窮進入、持續、脫離的型態和原因。4) 由於以行政單位的資料來分析，受限於低收入複查資料中有關貧窮脫離的事件與原因記錄不明，以致無法詳細分析臺灣民眾脫離貧窮的轉折事件。5) 由於政府的法定貧窮線過低，以致以往的研究所分析到的對象皆是屬於貧窮程度較嚴重者，其脫貧不外是以死亡與兒女成長為主因，這樣的分析結果並無法真正地了解近貧戶者的貧窮處境，對脫貧原因的考察亦有過簡之疑慮。

當然前引之諸多問題，並非單一資料或研究即可解決。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錄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，約等同於臺灣整體低收入人口的母體資料，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。

基於此，本研究擬討論的研究問題如下：1) 臺灣的貧窮型態為何？到底是短期貧窮者為多，還是長期貧窮者為多，還是有其它組成的型態？2) 臺灣貧民在貧窮地位上的持續時間型態分配為何？其相關的特徵為何？3) 影響臺灣貧民脫離與再進入貧窮的因素為何？上述研究結果對社會救助政策上有什么意義？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、貧窮動態研究

貧窮動態主要包含並涉及二個層面：一是有關貧窮地位的代間傳遞現象，一是貧窮地位的代內延續情況。對第一類現象的討論，最早可以回溯至 Oscar Lewis (1959) 等人所論述的貧窮文化問題；第二類現象的討論，則與福利依賴議題受重視有關，於 70 年代晚期漸受西方（尤其是美國）研究者的重視。本文討論的焦點將放在第二類議題的剖析。相關文獻茲整理如下：

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，遲至 1996 年才有第一篇碩士論文（蘇淑貞，1996），至 1997 年才有第一篇會議論文出現（Tsai et al., 1997），至今相關的碩、博士論文及期刊文章亦僅有 10 篇左右。在這些研究中，有 90% 以上是採用「嘉義縣低收入複查檔案」，在這一系列的貧窮動態研究中發現，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，研究成果較多元與豐富。如前述註 2 的說明，貧窮動態經驗研究最早起源於美國，這類型研究多以美國 AFDC 福利領受者為研究對象，此類研究結果顯示，若以單一貧窮時段來分析，持續持有受益資格者的時間，最多不超過 2 年（Blank, 1989: 245-273）。Bane & Ellwood (1994: 32-51) 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。若考慮到多重的進出 AFDC，則第一個貧窮時段，平均約為 4.4 年，有 44.6% 會脫離 AFDC 後再回到 AFDC，而再回到 AFDC 的平均停留年限為 3.3 年。³

晚近，歐洲學者亦開始探索與前揭相似的福利動態（welfare dynamics）議題，例如 Andrén & Gustafsson (2004: 55-68) 對瑞典社會救助受益者，11 年的長期追蹤研究結果發現：持續擁有社會救助資格達 2 年以上的貧民低於 50%；持續 11 年者則低於 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 & Lorentzen (2003: 289-

3 由於所選用的研究時間單位與資料不同，美國的貧窮動態研究並沒有一致性的貧窮動態分配結論。Welch (1998: 217-221) 回顧一些以月資料為單位的貧窮動態研究發現（主要以 AFDC 與 SIPP 資料來分析），停留於貧窮地位時間的中位數，約在 11-12 月左右。而其以 Minnesota 州 AFDC 的資料估計結果亦與以往的研究相仿。約有 35% 的個案會在 1 年內脫離、30% 持續 5 年以上、10% 的個案則持續 15 年以上。

301) 以挪威社會救助資料所分析的結果亦指出，在單一時間點樣本 (point-in-time sample) 當中，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 個月以上，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，所以持續時間約莫僅有 2 個月而已。

上述研究結果指出，若僅依停留在貧窮地位的時間長短來看，在任何一個時間點上的貧窮人口組成，皆是以長期貧窮者為主；但若將觀察的時間延長，則長期貧窮的人口比重並不高。那麼，若是社會救助政策皆將所有的貧窮者視為相同，或者未認知到僅由單一時間點觀察，可能造成對貧窮人口組成的錯誤認識。則我們將無法期待，此種缺乏動態思考下的社會救助政策與方案，會具有因應不同貧窮型態者需要之能力，更遑論可降低民眾貧窮風險、或達成幫助貧民脫貧的作用。

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。陳正峰等 (1999: 529-561) 使用 1989-1996 年嘉義縣低收入複查資料，但資料時間為 1987-1996 年，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。王德睦等人 (2000: 61-75) 運用同一筆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: 211-250) 使用同一筆資料，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。

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 資料分析貧窮動態現象。Bane & Ellwood (1986: 1-23) 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: 34-37、1999: 557-588) 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: 7-51) 則發現加拿大、德國、荷蘭、瑞典、英國與美國

的脫貧機率，皆以第一年最高；若考慮稅後所得，則機率值介於 0.45 至 0.60 間；若是稅前所得則機率值介於 0.28 至 0.43 間。

上述研究指出二個事實：1) 進入且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；而這應與我國的低收入審查標準過於嚴苛有關，由於各縣市審查標準普遍趨於嚴苛，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: 38-41；呂朝賢，1999: 233-263）。

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常見的現象（Bane & Ellwood, 1994: 32-51; Blank & Ruggles, 1994: 49-53; Dahl & Lorentzen, 2003: 289-301）。在臺灣經驗研究中，僅有王仕圖等人（2003: 61-75）的研究，處理過這項研究問題，他們以嘉義縣 1990-1998 年低收入複查資料分析反覆進入貧窮的現象，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；這意謂著再進入貧窮的機率，會隨著脫貧時間的增長而下跌，此一研究結論與西方的貧窮動態經驗研究結果相仿。

就再入貧機會而言，Stevens（1999: 557-588）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；曾經入貧者有超過一半會在 4 年內再落入貧窮。此與 Stevens（1994: 36-37）分析結果略有不同，Stevens 於 1994 年的研究顯示，曾經進入貧窮者，約有 50% 會在 5 年內，又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: 407-426）以 1983-1988 年的 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: 49-53）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 個月內再進入的發生率最高。

另外，在歐洲國家亦有一些相關的研究，如前述 Oxley et al. (2000: 7-51) 對 OECD 六國貧窮動態分析發現，脫離的機率以第一年最高，機率值介於 0.16 至 0.35 間，然後逐年下跌。Jenkins (2000: 529-567) 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: 1903-1916) 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增長而下跌」這一假設，雖然這項結果有助於將貧窮者區分成短暫的與長期的貧窮，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: 119) 及 Ashworth et al. (1994: 658-680) 即為此種取向的代表性研究之一，他們依據貧窮時段與非貧窮時段之長短來區分貧窮的型態，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度來區分。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) 持續性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) 長期性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，占有具有貧窮經驗小孩的 27%；但反覆性貧窮者卻相當多，約有 16% 的小孩，或 41% 有貧窮經驗的小孩是屬於此類，更重要的是，他們占有小孩貧窮人年數的 53%，而暫時性的貧窮者則僅占 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。即便如此，他們的研究所指出的：若我們僅依單一的貧窮時段〈如：Bane & Ellwood (1986) 的研究〉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: 34-37、1999: 557-588；Jenkins, 2000: 529-567)。此項研究結論，是深具意義的，具有相當程度的學術價值，可增進我們對於貧窮動態真實樣貌之勾勒與理解。

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間(6 至 12 個月)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。因此為瞭解貧窮動態的類型，在估計上需考慮多重時段(multiple spells of poverty)狀況。

三、脫離與再進入貧窮的影響因素

英國貧窮研究先趨 B. Seebohm Rowntree 大概是第一位考慮貧窮動態議題的研究者。而他所提出的生命週期 (life cycle) 觀點，迄今雖已超過百年，但仍為貧窮相關研究者所採用。Rowntree (1901: 136-137) 認為，貧窮地位係由「需要壓力」與「生活資源取得能力」兩種力量所決定，當需要的壓力大過於生活自足能力時，即會落入貧窮。Rowntree 以生理年齡，將勞動者（及其所屬的家庭）的生命週期區分成 6 個階段：⁴ 0-4 歲、5-14 歲、15-

4 Rowntree (1901: 171) 書中文字敘述言明勞動者有 5 個生命階段，但由其書中所繪的圖示來看，卻有 6 個階段。

29 歲、30-39 歲、40-64 歲、65 歲及以上。在這 6 個生命階段中，貧窮風險並非固定不變；其中，5-14 歲兒童時期、30-39 歲養育小孩時期及 65 歲及以上退出勞動市場時期等三個時期中，因為需要壓力大於生活資源取得能力，因而是生命週期階段中貧窮風險最高的時期。

在 Rowntree 的論點中有二個較重要假設：一、生活資源主要取自於勞力市場。二、假設每個家庭⁵（至少是勞工階級）皆有相似的生命週期，且經歷的高貧窮風險階段皆相似（呂朝賢，2007: 167-210）。但事實上，隨著時代的演變，這二個假設的合宜性開始受到挑戰。自二次大戰後，福利國家的興起，漸漸改變了人們生活資源取得之來源，而 1990 年代起，有關福利國家體制對於貧窮動態的影響此一議題亦逐漸受到重視，例如：Kangas & Palme (2000: 335-352) 分析芬蘭等八個 OECD 國家的年齡組別貧窮率後發現，在 1990 年代，除英國與美國仍有近似 Rowntree 所描述的生命週期貧窮風險型態外，其它國家各年齡組的貧窮風險差異已不似 Rowntree 所描繪的型態；這些國家老年人（65 歲及以上）的貧窮率下跌，且年輕人（25 歲以下，無小孩者）成為貧窮風險最高的群體。Olli Kangas 及 Joakim Palme 認為，造成貧窮週期（poverty cycles）產生改變，不同於 Rowntree 所述情況之理由係因為社會政策一如年金政策、兒童福利給付一所致。

相似的，Fouarge & Layte (2005: 407-426) 對歐洲不同福利體制國家的研究亦指出，不同的福利國家體制會影響該國的貧窮率、再入貧窮率、貧窮持續時間及短暫性貧窮。他們發現，若以福利國家體制來劃分，則上述四項貧窮指標由低至高依序分別為，社會民主（social democratic）、統合主義（corporatist）、自由（liberal）與南方（southern）歐洲福利體制國家。而在脫貧步調與型態上，社會民主與統合主義兩類國家因鼓勵脫貧的誘因不強，因此初期的脫貧率雖然較高，但之後會快速下跌；而其它兩類國家脫貧率則一直維持在相當高的水準。

5 Rowntree 原初討論貧窮風險時係以「依個人年紀所關連到的家庭發展階段」為分析單位，即其論點是指家庭生命週期中的貧窮風險。在本文中我們引申其論點，並運用於解說不同世代（cohort）／年齡組的貧窮風險。

Jenkins et al. (2003: 337-355)、Jenkins & Schluter (2003: 441-465) 的研究則發現，德國的小孩較英國的小孩有較高的致貧率、較短的持續貧窮時間、較高的脫離貧窮機率，再度貧窮的時間較短，而這可能係因兩國福利制度差異所致。另外，Layte & Whelan (2002: 209-233、2003: 167-191、2004: 287-302) 的研究結果亦與前述二項研究結果相似，皆支持不同福利體制會型塑該國的貧窮動態型態。這也意謂，貧窮地位的流動與型態，不僅僅受到勞力市場的影響（當然這個因素仍然很重要），貧民所處的國家福利體制亦對其經濟地位有舉足輕重的影響力。

Rowntree 認為勞動家庭（勞動者）皆經驗相似的貧窮風險歷程，但事實恐非如此。最典型的另一解釋取向為「貧窮惡性循環」（vicious cycle of poverty）或「累積性弱勢」（cumulative disadvantage）論點。這些論點皆強調，貧窮會滋長貧窮，即不同生命週期階段係互有關連的，當下貧窮，不僅受目前個人條件與所處情境所型塑，更是前此所有生命週期階段中，各種貧窮風險因子積累後的結果（呂朝賢，2007: 167-210）。相關經驗結果包括：

- 1) 貧窮的時間愈久，愈不容易脫離貧窮（Bane & Ellwood, 1986: 1-23; McKernan & Ratcliffe, 2002: 77-80; Fouarge & Layte, 2005: 407-426）；反之，脫離貧窮／福利地位愈久者，則愈不容易再落入貧窮（Platt, 2006: 391-410）。
- 2) 居於領有福利給付家庭愈久的小孩，愈不容易脫離貧窮（Platt, 2006: 391-410）。
- 3) 個人工作史會影響老年時期的致貧風險（McLaughlin & Jensen, 2000: 469-479）。
- 4) 退休後的收入深受退休前經濟情況所影響（Crystal & Shea, 1990: 437-443）、老年女性的經濟資源受其青壯年時期的經濟地位及生活事件所影響，有薪勞動參與年限愈少者貧窮風險愈高（Choudhury & Leonesio, 1997: 17-36）。

另外，Gonyea & Hooyman (2005: 338-346) 的研究亦得到相似結論，他們發現女性老人較男性老人的貧窮率高，其原因為：女性在工作年齡期間較容易因家庭照護責任而中斷有給職工作，如此不僅會降低有薪工作的年

資，也會影響之後的社會安全給付的額度，致使進入老年期時面臨較高的貧窮風險。

很可惜的，因為臺灣缺乏相關的貧窮動態資料，以上西方文獻所呈現的脫貧與再入貧窮的解釋因素，並未經過充分的經驗研究來檢視。國內相關的研究，如：陳正鋒等人（1999: 529-561）的研究發現，嘉義縣低收入戶約有56.75%是因主要家計負擔者死亡與殘障所致，而脫離貧窮者約有53.1%係因兒女長大所致。為何如此呢？其理由可能是：國內的低收入戶—尤其1、2款低收入戶，家中成員多數皆已非勞動力人口，這亦是他們取得低收入資格的最重要原因，因此，他們想脫離貧窮的途徑，亦僅能靠死亡或子女成長來達成。除此之外，臺灣貧窮動態研究者亦採傳統的貧窮理論，如：人力資本理論、家庭結構觀點，來解釋貧窮的動態。所納入的解釋變數包括：戶長的教育程度、健康狀況、戶長年齡、戶長婚姻狀況、家庭型態、家庭工作人口數等等。研究結論大致有如下數項：

- 1) 家庭具有工作能力的人口數量、戶長年齡，皆具有抑制貧窮地位持續時間的效果（王德睦等，2000: 61-75；陳正峰等，1999: 529-561），並且有助於貧戶脫離貧窮地位（王仕圖，2001；王仕圖等，2001: 211-250；陳正峰等，1999: 529-561）。
- 2) 戶長的教育程度愈高者，脫離貧窮的機會愈大（王仕圖，2001；王仕圖等，2001: 211-250）。
- 3) 戶長健康程度、家庭型態亦有助於家庭脫離貧窮（王仕圖，2001；王仕圖等，2001: 211-250；陳正峰等，1999: 529-561）。

這些運用人力資本論點與家庭結構特徵的研究，有一個共通的特點就是多集中在家庭戶長的個人特徵之上，如不考慮因為家戶其它成員的資料取得不易的條件，這些研究皆指向，家庭在貧窮地位中的流轉與變化，最主要的動力是來自於家庭的資源獲取能力。若以傳統的貧窮理論來說，這說明了家庭的聚合人力資本或家庭的總體賺錢能力，才是影響家庭貧窮地位變化的主因。這告訴我們，社會救助政策與方案不能僅著重在戶長身上，家庭內所有成員（包含小孩）人力資本的培養，亦是相當重要的政策方針；以小孩而言，既是家庭的資產（脫貧的要素），亦是負債（致貧的要素），社會福利政策應

著墨於此，讓家中的小孩成爲貧窮家庭免於落入貧窮的助力而非負擔。

參、研究資料與分析

一、資料來源

本研究資料來源爲國家衛生研究院所建置的「全民健康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，爲學術研究需要委託國家衛生研究院代爲辦理，經適當加密程序後釋出，爲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，皆可提出申請使用此資料庫。本研究採用的資料檔名稱爲「健保承保資料檔」，年度爲 2002-2004 年，其中 2002 年度的資料爲累積性歷史資料，亦即自健保開辦以來至 2002 年底爲止的每一筆承保資料均完整保留下來，因此我們可以透過資料的適當串連，來追溯歷年健保全部納保人口的變動，配合後續 2003 與 2004 年承保資料檔的取得與合併，可以完整取得 1995 年至 2004 年底爲止的所有保險對象的納保資料。且由於各項加保、投保類別轉換或退保的紀錄係以年月日爲記錄單位，資料精細的程度足以讓我們透過前後筆資料的交叉比對來判斷保險對象身份轉換與否與持續時間，因此相當適合作爲動態分析之用。資料特性簡單描述如下：

「中央健保局的承保資料爲從健保開辦以來所有保險對象之累積性的歷史資料，隨著保險對象不同身份別或工作單位的異動而有轉出、轉入的紀錄資料，這種種的異動會被忠實地紀錄於承保檔之中。」
(國家衛生研究院，2004)

本研究擷取「承保資料檔」中的投保者投保身分爲「第五類被保險人：合於社會救助法規定的低收入戶成員」者，然後以「個人身分證號（已加密）」加上「被保險人出生年月日」，串連各年度承保檔中每一筆進出或身份轉換的紀錄，以建立低收入人口個別的長期追蹤資料。我們將以該資料檔分析臺灣低收入人口在貧窮地位上的轉變型態、趨勢與成因等議題。以臺灣爲分析對象的貧窮動態研究並不多（請參閱本文所列文獻），相對於先前的研究，健保

資料可提供臺灣貧窮動態研究的獨特價值有：

- 1) 健保局「承保資料檔」，為一全國性的資料，較先前研究僅以單一機構或單一縣市貧戶資料所分析的結果，更具有全國的代表性。
- 2) 健保局的承保資料，對於投保人員身分的流動有詳細記載，可更清楚檢視個人貧窮歷程演變，增進對個人貧窮狀態轉移過程的瞭解。
- 3) 該資料不僅可探索人們脫離貧窮狀態的機率，對於人們進入貧窮的過程亦可以有更清楚的了解。
- 4) 藉由該資料，我們得以檢視低收入門檻變化，對貧窮發生率、持續率、脫離率、型態等議題的影響。
- 5) 該資料亦可提供我們比較不同區域民眾貧窮動態。
- 6) 該資料可以轉換成以年、季、月為單位的資料格式，較以往僅以年（度）來分析貧窮動態的研究，提供更精確的貧窮動態事實。

由於過去資料的侷限性，上述六個要點，是先前臺灣貧窮動態研究所無法分析的，這亦是以健保資料，分析貧窮動態問題的研究價值所在。當然我們這並不意謂承保資料是完美的，由於「中央健保局承保資料檔」中雖有加保日期及退保日期的記錄，但並無詳細的退保原因記錄，因此本研究並無法依 Bane & Ellwood 所發展的轉折事件概念模型來分析脫貧原因，這是運用健保承保資料分析臺灣貧窮動態問題的最大限制之處。

二、分析模型

1. 非參數模型

由於個人／家庭可能經驗多次貧窮時段 (poverty spell)，故以個人／家庭為分析單位的研究，通常會忽略了不同社會群體的貧窮型態，或其貧窮歷程 (Walker & Ashworth, 1994: 119; Ashworth et al., 1994: 658-680)。對政策擬定所需訊息的提供上，亦因此有所侷限。Bane & Ellwood (1986: 1-23) 認為若以貧窮時段 (poverty spell) 來探索貧窮動態，將可更貼近貧窮動態的本質。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，茲分述如下：

生命表方法 (life-table method)：設 $I_i = [t_{i-1}, t_i)$ 表第 i 個時間區間，其中 $t_{i-1} \leq t < t_i$, $i=1, 2, \dots, k+1$, $t_0=0$ 、 $t_{k+1}=\infty$ 。 n_i 表落入第 i 個區間的貧窮時段總數， d_i 表在此區間中事件發生（脫貧、再落入貧窮）的貧窮時段總量。 $b_i = t_i - t_{i-1}$ ，表第 i 個區間的時間長度（寬度）， $n'_i = n_i - w_i/2$ ， n'_i 、 n_i 、 w_i 分表第 i 個區間中有效樣本（貧窮時段）總數（effective sample size）、樣本總數及設限（censored）樣本總數。依此可得出如下的統計量：

≈ $\hat{q}_i = d_i/n'_i$ 表條件死亡機率（conditional death probability，即脫貧或再入貧的條件機率）。

≈ $\hat{p}_i = 1 - \hat{q}_i$ 條件存活機率（conditional survival probability，即持貧或持續非貧的條件機率）。

≈ $\hat{S}(t_i) = \begin{cases} 1 & i=0 \\ \hat{S}(t_{i-1})\hat{p}_{i-1} & i>0 \end{cases}$ 則為 t_i 時的存活函數（survival function）。

≈ 設 $[t_{i-1}, t_i)$ 中 $\hat{S}(t_{i-1}) \geq \hat{S}(t_i)/2 \geq \hat{S}(t_j)$ ，則剩餘存活時間中位數（median residual lifetime）即為：
$$\hat{M}_i = t_{j-1} - t_i + b_j \frac{\hat{S}(t_{j-1}) - \hat{S}(t_i)/2}{\hat{S}(t_{j-1}) - \hat{S}(t_j)}$$

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。Bane & Ellwood (1986: 1-23) 所發展的貧窮動態分配計算，除需有脫貧機率（exit probability）外，另需對最大的脫貧時間及對資料無法觀察到年度的脫貧機率做假定。本研究延用 Bane & Ellwood (1986) 原本的假定，假定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。當然此一假定有些武斷，事實上，因為從本文所計算的生命表中，雖於 [8,9) 組中仍可計算出脫貧率為 0.0164。但因該組的有效人數與脫離人數皆最低，與其它各組的脫貧機率相異過大。因此，本研究仍選擇以滿 [7,8) 年者的脫貧機率為參考

依據，該組的脫貧機率為 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 年的脫貧機率應屬於低推計的估算值。

設 $p(t)$ 表示 t 年是窮人，但於次年脫離貧窮的機率； $D(t)$ 表示精確窮了 t 年⁶ 的人口比例，則我們可以建構出式 (1) 的公式。式 (1) 中第一項表示為只窮一年者的人口比例，第二項表示窮了 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，假使 $D(t)$ 不因世代而異，且貧窮年資⁷ 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。

$$\begin{aligned}
 D(1) &= p(1), \\
 D(t) &= p(t) \left[1 - \sum_{j=1}^{t-1} D(j) \right], \text{ for } T > t > 1, \\
 D(T) &= 1 - \sum_{j=1}^{T-1} D(j), \text{ } D(T) \text{ where } T \text{ is maximum length of spells}
 \end{aligned} \tag{1}$$

式(2)假定社會是處於穩定貧窮率狀態下 (no-growth steady state)，在已知的社會總貧窮年資裡，不同貧窮年資別的分配比例，此數值即反映出時期性 (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。

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

式(1)、式(2)一樣，二者皆假定係呈現完整時段 (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) 表在固定貧窮率下， t 年前已落入貧窮而現在仍為貧民的比例。

6 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。

7 同註 6。

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

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

除使用非參數方法外，本文亦將以 Cox Proportional Hazard Models 分析影響貧窮年資長短和脫貧的因素（見下式），其中 x_{i1} 表示不因時間而改變的變數 (time-independent variables)，而 x_{i2} 表示為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)。

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

本文主要係想瞭解臺灣貧民脫離貧窮（依變項）的影響因素，但由於健保承保資料的內容限制，本研究並未納入「因時間而改變的變數」，所納入的自變數則包括：年齡組、貧窮年資、非貧窮年資、性別與區域別。其中，性別與區域別為控制變項，我們企圖藉由此二變項的控制，來釐清與檢證：年齡組（生命週期理論）、貧窮年資與非貧窮年資（貧窮惡性循環論點）對於脫貧與再入貧窮的影響。相關分析結果討論，請見下節分析結果討論。

肆、結果分析

一、貧窮率

臺灣 1995-2005 年各年齡組貧窮率分佈如圖 1、圖 2 和表 1 所示，在 1995-2000 年間，65 歲及以上組的貧窮率皆是各組中最高的，但 2000 年後，5-14 歲組則取代 65 歲及以上年齡人口，成為貧窮率最高的年齡組。而在 1995-2000 年間，0-4 歲組的貧窮率最低，但 2000 年後，則由 30-39 歲組取代之。再者，歷年來「5-14 歲」及「65 歲及以上」兩組的貧窮率，明顯地較

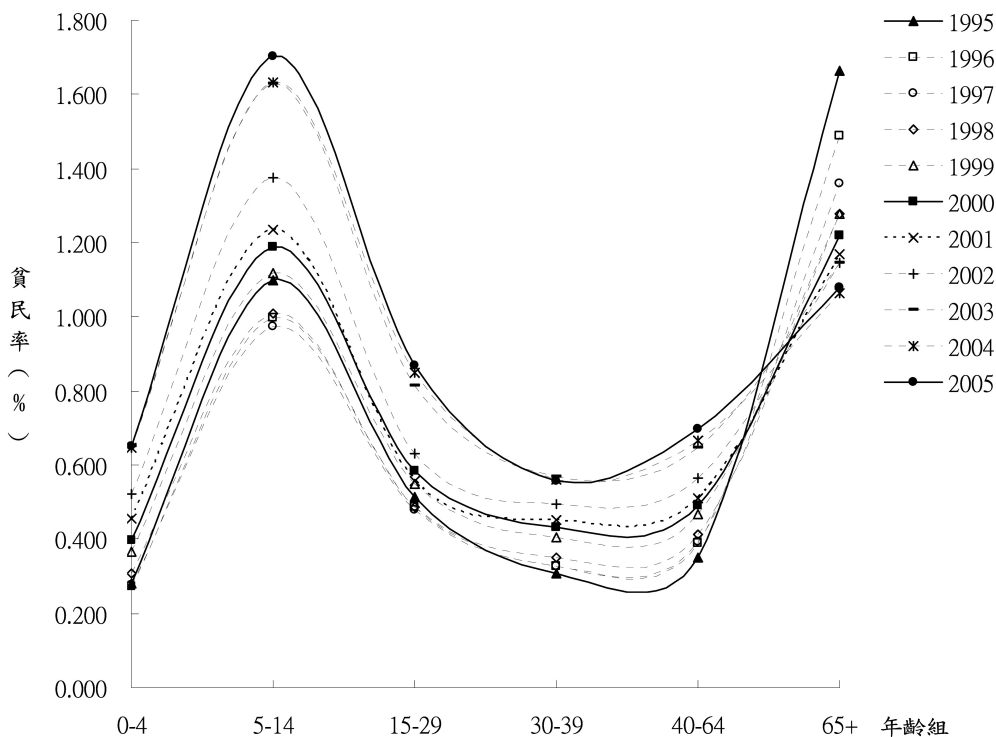


圖 1：1995-2005年年齡組別貧民率(依年代分)

說明：2005 年為年初人口（1 月 1 日）、餘為年中人口（7 月 1 日）。

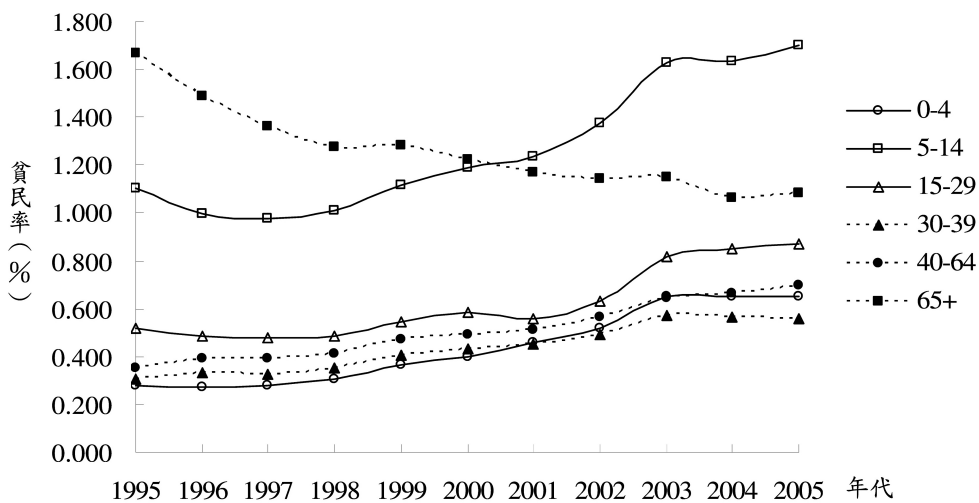


圖 2：1995-2005臺灣年齡組別貧民率(依年齡組別分)

說明：同圖 1。

表 1：歷年(1995-2005)總體及年齡組別貧民率(%)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
0-4	0.282	0.273	0.277	0.307	0.366	0.397	0.457	0.520	0.650	0.648	0.649
5-14	1.099	0.997	0.976	1.009	1.118	1.190	1.236	1.374	1.628	1.634	1.704
15-29	0.516	0.488	0.481	0.486	0.548	0.584	0.559	0.631	0.816	0.848	0.869
30-39	0.307	0.329	0.329	0.352	0.406	0.431	0.451	0.493	0.570	0.562	0.559
40-64	0.349	0.390	0.392	0.412	0.469	0.491	0.510	0.564	0.646	0.665	0.698
65+	1.665	1.487	1.360	1.277	1.279	1.219	1.169	1.145	1.146	1.064	1.080
ALL	0.604	0.578	0.564	0.575	0.636	0.663	0.670	0.734	0.864	0.866	0.889

資料說明：1.表中數據為自行計算。

2.1995-2004年為年中人口（7月1日），2005年為年初人口（1月1日）。

其它年齡組別高，亦皆高於總體貧窮率。惟 5-14 歲組呈現的是大幅上揚趨勢，而 65 歲及以上組則是呈大幅下跌的趨勢。而 15-29 歲年齡組，歷年來皆是年齡組別貧窮率第三高的群體，歷年貧窮率則皆略低於整體貧窮率。

如以單一年度為單位來看貧窮率的成長趨勢，則僅有 40-64 歲組呈現出一致的成長趨勢，其餘各年齡組皆在若干年度中有短暫起伏現象。若以三年移動平均的數據來看，在 1995-2005 年間，0-4 歲組、30-39 歲組、40-64 組皆呈貧窮率成長的趨勢；而 65 歲及以上組則呈現貧窮率日漸下跌的態勢。5-14 歲組、15-29 歲組及總體貧窮率，則是呈短暫下跌後爬升的態勢；這之中又以 5-14 歲組的貧窮率成長幅度最大且最明顯。若將 2000 年做為分界點，則各年齡組貧民率約略可區分成二個區間，除老年人的貧民率外，1995-1999 年區段裡各組貧窮率明顯地較 2001-2005 年區段為低。這意謂，近年來臺灣總體貧窮率上揚的貢獻來源，是除「65 歲及以上」組外的其它年齡組貧窮率增長共構而成的。

圖 1、圖 2 與表 1 所揭露的臺灣民眾貧窮風險面貌，雖在兒童期（15 歲以下）與老年期裡皆貌似於 Rowntree 所描繪的生命週期貧窮型態，但與本文稍前所論及的西方各國之貧窮輪廓—尤其是英美以外的 OECD 國家—有相當程度的歧異。臺灣為何有如此的貧窮型態呢？我們的解釋如下：

Kangas & Palme (2000: 335-352) 認為：OECD 各國年金與兒童給付等措施的差異，係造成 OECD 各國貧窮週期型態不一的主要原因。我們認為

圖 1、圖 2 與表 1 所呈現的臺灣貧窮輪廓，亦可由此角度解釋。圖 1、圖 2 與表 1 顯示近 11 年來我國的老年人貧窮率有持續下跌的態勢，但其它年齡組的貧窮率卻不降反昇；前者貧窮率的下跌與 1995 年老農津貼及 1998 年中低收入戶老人生活津貼的陸續發放有關；而其它年齡層的貧窮率卻不降反升，除與近年來經濟不振有關外，政府近 10 年來福利政策未積極回應其它年齡組人口的需要亦是重要的原因。更詳細的說，雖然我國現有的老年人口退休生活保障制度存在著公私與職業有別的現象，但自 1995 年起的各項老人福利津貼的發放，已稍微增益那些未有老年經濟生活保障的民眾。然而，我國福利制度在其它年齡組—特別是學齡中兒童與青少年（5-14 歲）—的福利措施，不僅有父母職業的公私之別，還有居住縣市的區域之別，亦沒有一套普及式福利給付，幾乎全賴家庭支持。

我國政府（廣義）社會福利支出長期以來存在著不公平與階層化的現象，軍公教—特別是榮民—長期以來都是政府（廣義）社會福利支出的最大受益者（張筠，1998: 180-200；林萬億，2005: 12-36）。或許我們可以找出許多理由，「合理？」的解釋福利待遇不公平狀況，例如：人口群間的福利差異係因「個人努力」、「風險承擔」、「社會貢獻」不同所致。但這些理由，仍然無法說服我們，為何完全需依靠、仰賴家庭其它所得者才得以過活的 15 歲以下人口，應得到此種不公平的福利分配對待。圖 1、圖 2 與表 1 中 5-14 歲小孩的貧窮率日益升高，這些小孩的貧窮並非自己不努力所致，也並非他們應得的待遇，而是反映出政府未充分關照他們的需要滿足，他們的處境乃是政府照顧不足所致。

誠如 John Kenneth Galbraith 於半世紀前所言：「一個富裕社會，若還有同情心與理性的話，無疑地，應讓每個人皆有份最低收入，該收入係足以維持最起碼合宜舒適生活。……確保每個家庭皆維持最起碼的生活水準，本就是社會應具有的正常功能，而這將有助於讓父母所遭遇到的不幸，不論應得與否，皆不會降臨在其子女身上」（Galbraith, 1958: 329-332）。換言之，我們應視小孩為公共財，窮不能窮孩子，應讓所有國家未來的主人翁皆有公平的人生歷程起點，父母的經濟困境亦不能再重現於小孩身上，孩子應該大家一起養。而小孩對地方政府的公共性不強（長大不一定住在這裡，即便犯

罪也不一定是在我這裡犯罪)，但對國家的公共性卻很強（需納稅、服役）。因此，基礎教育（預算）不能是地方政府的責任，而是要回歸至中央；小孩亦應領有國家的普及性現金給付與福利服務，應去除地區性差異及父母職業差異（鄭清霞，2007: 20）。

二、貧窮年資

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，其實係同時包含有新貧民與舊貧民。在 1996-2004 年間，⁸ 貧窮人口組成中屬於當年度落入貧窮者（新貧民）比例，最高的為 2001 年（26.13%），最低為 2000 年（10.16%），平均新貧民比例為 18.03%，平均回客率（滯留者比例）達八成以上。若以年齡組來看，皆以 0-4 歲組最高（平均 34.36%），65 歲以上者最低（平均 10.85%）。

此外，在區域別的界定上，我們參考劉介宇等（2006: 1-22）所發表的研究成果，將台灣地區 359 個鄉鎮市區分成七個都市化程度之集群作為主要的區域別分類：「高度都市化市鎮」、「中度都市化市鎮」、「新興市鎮」、「一般鄉鎮市區」、「高齡化市鎮」、「農業市鎮」與「偏遠鄉鎮」。如以區域別來說，農業市鎮的三年平均新生率（23.41%）比例最高，中度都市化市鎮則最低（15.23%）。相較於先前的研究（請對照持續 1 年貧窮者比例），此比例應屬偏低的水準，相對地這反映臺灣低收入民眾屬於（經濟）地位較為固著的一群人，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，在臺灣貧民中，滯留者（stayer）高於流動者（mover），滯留者又以老人與中度都市化市鎮者居多，以上種種數據反映出臺灣貧民的貧窮地位固著性／穩定性（stability）相當高。

臺灣貧民所具有的穩定性特質，亦可由貧民所經驗的貧窮年數（本文簡稱貧窮年資）來說明。表 2 顯示，無論是否納入左設限（left censor）資料⁹

8 1995 年 3 月為健保開辦，無法計算新入貧者。而 2005 年則因觀察的時間不足，不適合比較。

9 本研究一共收集到 418,391 個貧窮時段，其中有 287,106 個時段（68.62%）是非左設限，另 131,285 個時段（31.38%）則為左設限資料。

表 2：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	33.20
	[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	8.30
	[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	10.10	6.14	931	5.87
	5-14 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	18.60
	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	9.50	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，乃入貧時間為 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。

(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狀態，若將未滿 3 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 2 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: 68)，但在其它組別上則不太一致。而表 2 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 2，在此不再贅述。

由表 2 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做分析)。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，全年度均視為低收入戶。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，在區域別上，高度都市化市鎮的中位貧窮年資最長 (6.32 年)，農業市鎮最低 (3.34 年)；在性別上，女性的中位貧窮年資則略高於男性，此結果與以往臺灣貧窮研究結果相仿。

三、脫貧與再入貧

貧窮動態型態除了可以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 268,583 人，一共建構出 284,912 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 4)，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 5 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: 70-71）的研究結果（累積脫離機率 0.7409），但高於王德睦等人（2000: 61-75）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 3），顯見臺灣的貧民其特徵相似度極高，有專屬某

表 3：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 (1)	累積入貧機率 (2)	入貧機率 (3)	累積入貧機率 (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. *為假定的入貧機率。

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。

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（democratization）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: 240-243；呂朝賢，2007: 167-210）；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。再者，西方的研究顯示，貧窮率愈高則貧民的轉換率（transition rate）或者說脫離（貧窮）率（escape rate）則愈低（Duncan et al., 1993: 215-234）；但我國的現象則並不支持此項論點，雖然我國歷年來的貧窮率皆相當低，但脫貧率並未相對的提高。簡言之，脫貧率不高且變動不大，可見我國窮人的同質頗高；而脫貧多年又會再入貧，可見仍有為數不少的脫貧者，仍未全然的提昇自身的經濟地位，依舊處於瀕臨貧窮的境地。

至於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: 1-23）。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: 38-41）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。雖然健保承保資料並沒有提供太多的個人社經地位資訊，但藉由我國貧民在貧窮地位上流動型態的數據，仍可供我們再深入地剖析此一疑問。

四、貧窮動態分配

在表 4 中我們以 Bane & Ellwood（1986: 1-23）的貧窮動態分配公式，計算臺灣貧民在貧窮地位上的動態分配狀況，表 4 提供我們從另一個向度來描繪臺灣貧窮動態輪廓。Bane & Ellwood（1986: 1-23）以住院病人為例，來解釋表 4 裡三種分配的意義，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

表 4：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	某個時間		續貧率	貧窮起點
			完成	完成	未完成		三年平均
[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) 原脫貧機率为 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）。

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 4 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 年以上的貧民則高占 23.79%。而若由 3 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。此種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貧窮人口，在我國的貧窮人口中，長期性貧窮者比重頗大，約為 Bane & Ellwood (1986: 1-23) 的研究數值的 2 倍強；若對應於任何時間點上的脫貧

人口貧窮年資別貢獻度，此屬性特徵則更加明顯。

表 4 第二欄的數值顯示，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: 1-23) 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，相對地佔床率也就低；相反的，慢性病患比例雖然低，但佔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右偏型分配，偏向於慢性與長期貧窮，與西方貧窮人口具有雙元性 (dual nature) 不同。為甚麼會有如此的分配型態呢？其理由，即本文稍前所提及的我國的社會救助審查標準過於嚴苛，低收入者皆屬積重難返者所致。

至於表 4 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 1 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。在 Duncan et al. (1993: 215-234) 對西方八個國家的研究發現，西方國家的續貧率皆不高，而最高的是美國黑人，其 3 年的續貧率為 50%，6 年的續貧率為 36%。我國的水準則與美國黑人的續貧率水準相當，由表 4 可知續貧率隨已貧窮年資的增長而下跌，現為貧民者，約有 50.20% (100 減去前 4 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。續貧率值愈高則意味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：我國貧窮人口是呈右偏態的結論。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。

那麼影響臺灣貧民脫貧的原因又為何呢？表 5 為 Cox 迴歸的結果，表中 Hazard Ratio 若大於 1 則表示較易脫離貧窮；小於 1 則表示較難脫離貧窮，例如：0-4 歲比 65 歲以上減少了 33.7% 的機會脫貧，15-29 歲則較 65 歲以上者增加 24.8% 的脫貧機會。表中第一大項為影響全體分析對象的脫貧因素，此結果大致與本文稍前的描述性分析結論相仿：1) 女性脫貧機會約為男

表 5：脫貧的影響因素(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：1. 刪除自變項有 missing 值的檔案、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）。

2. *達 0.05 統計顯著水準，**達 0.01 統計顯著水準，***達 0.001 統計顯著水準。

性的 0.97 倍，表女性是較不易脫貧的群體；2) 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；3) 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 5 第二大項表示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。

另外，我們亦以縣市為單位，運用固定效果模型（Fixed Effects Model）分析影響縣市別「脫貧者貢獻度」與「脫貧率」的影響因素，¹⁰ 分析結果呈現於表 6 中。分析結果發現：縣市中的弱勢家庭比例愈高、依賴比愈高，則脫貧率及脫貧者貢獻度愈低，而傳統就業者的比值愈高、政府的移轉收入比例愈高，則脫貧率及脫貧者貢獻度愈高。而弱勢者補助比例，對脫貧率及脫貧者貢獻度則皆未達顯著的影響。這意謂對弱勢者的資產調查式補助，其實是無助脫貧的；反而是其它較普及性的政府給付，如：老人津貼與政府健保保費支出，對於弱勢者脫離貧窮地位有顯著的助益。這表示，若要協助弱勢者脫貧，政策焦點應再積極一點，或者朝向預防入貧，而非等到成為窮人時再給予協助。

五、社會福利政策與貧窮動態

由社會福利政策的意義來說，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 年因 921 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

10 此分析所採用的資料，除健保承保資料外，解釋變項的資料皆取自「行政院主計處 1995-2004 年家庭收支調查」（行政院主計處，2006）。模型中的被解釋變項有二：1. 脫貧者貢獻度 = (T 年脫貧者的貧窮年資 / T 年所有貧窮者的貧窮年資)。2. 脫貧率 = (T 年脫貧者的人數 / T 年貧窮人數)。解釋變項則有五：1. 弱勢家庭比例 = (單親家庭、單人家庭、祖孫兩代家庭等三者合計數量) / 家庭總數。2. 政府移轉收入比例 = (政府移轉收入 / 經常移轉收入)。3. 弱勢者補助比例 = (低收入戶生活補助 + 災害、急難救助、殘障生活補助) / 政府移轉收入。4. 依賴比 = 依賴人口數 / 就業人口數。5. 傳統業者比值 = (農林漁牧有關工作者、機械操作工與組裝工、技術工及有關人員、非技術工及體力工等四大工作者合計數 / 非屬上述類別的就業者人數)。

表 6：脫貧率與脫貧者貢獻度的影響因素

依變項：脫貧率	係數	標準誤	t	
弱勢家庭比例	-0.41288	0.17538	-2.35	*
依賴比	-0.11511	0.04642	-2.48	*
傳統工作比	0.14255	0.02341	6.09	***
政府移轉收入比例	0.3125	0.15616	2.00	*
弱勢者補助比例	0.04023	0.0559	0.72	
常數項	0.09339	0.08129	1.15	
F Test	係數為零	13.86	***	
	截距項相等	2.28	***	

依變項：脫貧者貢獻度	係數	標準誤	t	
弱勢家庭比例	-0.23885	0.10746	-2.22	*
依賴比	-0.07816	0.02844	-2.75	**
傳統工作比	0.08465	0.01434	5.90	***
政府移轉收入比例	0.25918	0.09568	2.71	**
弱勢者補助比例	0.00571	0.03425	0.17	
常數項	0.05172	0.0498	1.04	
F Test	係數為零	13.36	***	
	截距項相等	2.36	***	

說明：1. 樣本數皆為 230。

2. *達 0.05 統計顯著水準、**達 0.01 統計顯著水準、***達 0.001 統計顯著水準

項，皆至少占社會救助總預算的 5 成以上；¹¹ 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，我國貧窮人口所展現出的貧窮動態形貌，實深受社會救助體制影響，脫貧的步調與型態迥異於美國，而這也間接的應驗了歐陸貧窮動態經驗研究（Fouarge & Layte, 2005: 407-426; Layte & Whelan, 2002: 209-233、2003: 167-191）中所發現的「國家福利體制會影響貧窮動態型態」假設—在不同福利體制下，

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

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所差異。

前述研究分析結果亦顯示，我國貧民不論是初次入貧或再入貧者，在貧窮年資、脫貧機會、再入貧等貧窮動態指標上是呈現出性別、區域別與年齡組別的差異。其中特別突顯的事實是，15 歲以下人口在脫貧機會上遠低於其它年齡人口，在貧窮年資長度與再入貧比率上又高於其它人口群。一如本文稍前研究建議一樣，我們認為政府當積極且嚴肅的思考如何協助這群依靠人口 (dependent population) 的被迫性貧窮現象，福利給付應以孩童個人本身為對象，而非以家庭整體或眷屬身分取得福利給付資格，也惟有如此才可能讓父母的不幸，不論應得與否，都不會再傳遞至小孩的身上。

其實社會福利政策對貧窮動態輪廓的型塑，亦反映在貧窮動態之性別與區域別差異之上。本文研究發現女性不僅有較長的貧窮年資，她們再入貧的比重亦較男性高，且又是較難脫貧的群體。為何女性有如此的處境呢？這其實與我國的社會安全保障體系以職業保障為主有關，由於女性的勞動參與率、薪資與工作年資皆較男性為低，以致在現職與退休後的保障皆不如男性。以勞保老年給付為例，在 1983 年時請領比例中男性占 82.72%，女性僅有 17.27% (李安妮, 1996: 105-138)；至 2006 年雖然男女兩性的請領比例已大幅拉近 (男性 54%、女性 46%)，但女性每件請領老年給付的金額仍僅有男性的 75%。¹² 再者女性在其它相關的社會安全保障上仍較男性不足，女性家務工作的經濟與社會價值並未被重視，以致不論在所得保障或福利服務相關社會支持體系上，皆顯得不足。¹³ 以有業男性養家者為標準模式而設計的臺灣社會福利體制，使得女性較難以擺脫依靠的地位，使得她們不僅有較高的貧窮率，其貧窮年資亦較男性為久，脫貧也較不易。

前述分析結果指出，都市化程度愈高的地區及傳統工作比例愈低的地方，愈不易脫貧，且預期貧窮年資亦愈長，則與西方的貧窮動態研究所指出的：區域勞力市場景況會影響貧窮年資，都會區或大都會區的貧窮持續時間

12 行政院勞工委員會勞工保險局統計資料 (<http://www.bli.gov.tw/sub.asp?a=0008789>)。

13 相關統計數字與討論請詳見下列二個網址：<http://www.womenweb.org.tw/38/economics.asp> (婦女聯合網站)，http://taiwan.yam.org.tw/womenweb/st/98/st_welfare.htm (臺灣婦女資訊網)。

較長的結果，有若干相似性¹⁴ (Fitzgerald, 1995: 43-67; Vartanian, 1999: 607-631; Hoynes, 2000: 351-368)。這也意謂，對於脫貧而言，穩定工作及進入門檻較低的工作，其實是比「高薪工作」更重要；窮人需要的工作，是其能力可及、具穩定性的就業機會，而非高科技產業工作。

當然，對於都市化與脫貧的關係，還可以由以下五種理由來解釋之：1) 都市與非都市地區貧民，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) 因社會救助屬地方政府業務，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。4) 都市地區的匿名性較高，領受福利給付所帶來的負面烙印 (stigma) 較低所致 (Rank & Hirschl, 1988: 190-206; Fitzgerald, 1995: 43-67)。5) 福利的資訊較充分 (Fitzgerald, 1995: 43-67) 或較優渥，使得低收入者不想脫離貧窮地位。不過，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。

伍、結論

本文以國家衛生研究院所建置的「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。此處所界定之「貧民」，係以官方定義之低收入戶為分析對象，考慮官方定義相對而言較為嚴苛的「現況」，可能無法完整包含或凸顯台灣地區全體貧窮家庭所面對的困境，在此必須再次強調與說明。而本文主要研究結果有：

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

14 因為研究的對象與所納入的變項並不一樣，因此，本文比較保守的說，研究結果雷同。

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，主要是因為有強烈的階層化（性別、年齡組別、區域別）社會福利體制，無法充分關照與滿足弱勢者的需要，加上社會救助的最低生活費審查標準過於嚴苛，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。而此制度頑癥所型塑的貧窮動態形貌，若無法由制度面改進，則目前各級政府正積極辦理之脫貧計畫，各方案所期許之脫貧成效，皆得重新再商榷。

在此必須說明的是，以往的研究僅考慮單一時間屬性與貧窮的關係，但並未區分不同時間屬性的效果。本次研究中，我們不僅考慮到個人「生命時間」(life time)：不同年齡組別，亦考慮了「過程時間」(process time)：停留在貧窮地位的時間，更考慮到「社會脈絡(時間)」(historical context (time))：居住區域的社會經濟特徵等等。這也是本研究與以往臺灣貧窮動態研究最大之不同。本研究結果顯示，貧窮問題不僅僅是窮人數量問題而已，對社會政策制定者而言，更需將窮人的數量區分成「流量」與「存量」來看。在單一時間點下，社會窮人數量反映出當下的貧窮風險，然而若將時間因素考慮進來，則貧窮風險顯然是由不同的人口：流入貧窮者、流出貧窮者、滯貧者與非貧者等四類人口所構成。其實我們並無法僅靠社會救助政策來因應貧窮問題，加上台灣的社會經濟結構因全球化的影響而大幅轉變，貧窮產生之因素日益複雜，如何預防貧窮，減少貧窮者存量，提高脫貧者數量，已成為未來臺灣因應貧窮問題，亟需面對，亦是無法迴避的社會福利政策議題。

我們研究亦發現，社會弱勢（優勢）、貧窮風險皆具有積累性，或者說是具有漣漪效應的，若能及早干預與培力，則可減少社會成本，經濟生活福祉差異後果的擴大幅度也會較小；既然如此，那麼該設計怎樣的方案來干預則

是值得進一步深思的問題。而既然現代社會的風險是多元及有高度不確定性，則因應所需的能力亦需多元與彈性，當下政府提倡的資產累積、福利促進工作，即代表一種超越既往以人力資本累積為走向的「自立脫貧」新取向。(林萬億等，2005: 8-23) 但這些實驗方案的成效為何，有何需再改進之處，若能在方案實施之初著手進行長期追蹤資料的累積，將會是未來值得深入探討的貧窮動態議題之一。

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，則將更有助於對臺灣貧窮動態問題的剖析，及未來相關福利政策規劃時之參考。

參考資料

內政部

2007 〈社會救助現況〉。http://sowf.moi.gov.tw/10/main9101.htm (2007/04/08)

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」，中正大學社會福利研究所博士論文。

王仕圖、王德睦、蔡勇美

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。

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。

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〉，《人口學刊》21: 61-75。

台灣婦女資訊網

2007 〈台灣婦女的處境：婦女的福利處境〉。http://taiwan.yam.org.tw/womenweb/st/98/st_welfare.htm (2007/04/09)

行政院主計處

2006 〈家庭收支調查統計資料，1995~2004 年〉。http://eng.stat.gov.tw/ct.asp?xItem=19882&CtNode=3101 (2006/03/28)

行政院勞工委員會

2007 〈勞保老年給付統計資料〉。http://www.bli.gov.tw/sub.asp?a=0008789 (2007/05/18)

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。
- 李安妮
1996 〈社會安全制度的性別差異：以我國勞工保險老年給付為例〉，見楊文山、李美玲（合編），《人口變遷、國民健康與社會安全論文專輯》，頁 105-138。台北：中央研究院中山人文社會科學研究所。
- 林萬億
2005 〈1990 年代以來臺灣社會福利發展的回顧與展望〉，《社區發展季刊》109: 12-36。
- 林萬億、孫健忠、鄭麗珍、王永慈
2005 《自立脫貧方案操作手冊》。台北：內政部。
- 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〉。http://www.nhri.org.tw/nhird/date_cohort.htm (2004/10/29)
- 婦女聯合網站
2007 〈經濟安全及福利〉。<http://www.womenweb.org.tw/38/economics.asp> (2007/04/09)
- 張筠
1998 「勞工、農民與軍公教福利政策之比較與檢驗」，文化大學勞工研究所碩士論文。
- 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。
- 劉介宇、洪永泰、莊義利、陳怡如、翁文舜、劉季鑫、梁賡義
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。
- 鄭清霞
2007 「我國家戶型態變遷之探討——1976 至 2004 年」，中正大學社會福利研究所專題報告論文。（未出版）
- 蘇淑貞
1996 「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。
- 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.
- Blank, Rebecca M.
1989 "Analyzing the Length of Welfare Spells," *Journal of Public Economics* 39: 245-273.
- Blank, Rebecca M. and Patricia Ruggles
1994 "Short-Term Recidivism among Public-Assistance Recipients," *American Economic Review* 84(2): 49-53.
- Boskin, Michael J. and Frederick C. Nold
1975 "A Markov Model of Turnover in Aid to Families with Dependent Children," *Journal of Human Resources* 10(4): 467-481.
- Cantó, Olga
2002 "Climbing Out of Poverty, Falling Back in: Low Income Stability in Spain," *Applied Economics* 34: 1903-1916.
- Choudhury, Sharmila and Michael V. Leonesio
1997 "Life-Cycle Aspects of Poverty among Older Women," *Social Security Bulletin* 60(2): 17-36.
- Crystal, Stephen and Dennis Shea
1990 "Cumulative Advantage, Cumulative Disadvantage, and Inequality among Elderly People," *The Gerontologist* 30(4): 437-443.
- 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.
- Fitzgerald, John M.
1995 "Local Labor Markets and Local Area Effects on Welfare Duration," *Journal of Policy Analysis and Management* 14(1): 43-67.
- 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.
- Galbraith, John Kenneth
1958 *The Affluent Society*. Boston: Houghton Mifflin Company.
- Gonyea, Judith and Nancy R. Hooyman
2005 "Reducing Poverty Among Older Women: Social Security Reform and Gender Equity," *Families in Society: The Journal of Contemporary Social Services* 86(3): 338-346.
- Harris, Kathleen Mullan
1996 "Life after Welfare: Women, Work, and Repeat Dependency," *American Sociological Review* 61(3): 407-426.

- Hoynes, Hilary Williamson
2000 "Local Labor Markets and Welfare Spells: Do Demand Conditions Matter?" *The Review of Economics and Statistics* 82(3): 351-368.
- Jenkins, Stephen P.
2000 "Modelling Household Income Dynamics," *Journal of Population Economics* 13: 529-567.
- Jenkins, Stephen P., Christian Schluter, and Gert G. Wagner
2003 "The Dynamics of Child Poverty: Britain and Germany Compared," *Journal of Comparative Family Studies* 34(3): 337-355.
- Jenkins, Stephen P. and Christian Schluter
2003 "Why Are Child Poverty Rates Higher in Britain than in Germany? A Longitudinal Perspective," *The Journal of Human Resources* 38(2): 441-465.
- Kangas, Olli and Joakim Palme
2000 "Does Social Policy Matter? Poverty Cycles in OECD Countries," *International Journal of Health Services* 30(2): 335-352.
- 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.
- McCall, John J.
1970 "An Analysis of Poverty: A Suggested Methodology," *The Journal of Business* 43(1): 31-43.
1971 "Analysis of Poverty: Some Preliminary Findings," *The Journal of Business* 44(2): 125-147.
- Mckerman, Signe-Mary and Caroline Ratcliffe
2002 *Transition Events in the Dynamics of Poverty*. Washington, DC: The Urban Institute.
- McLaughlin, Diane K. and Leif Jensen
2000 "Work History and U.S. Elders' Transitions into Poverty," *The Gerontologist* 40(4): 469-479.
- Oxley, Howard, Thai Thanh Dang, and Pablo Antolín
2000 "Poverty Dynamics in Six OECD Countries," *OECD Economic Studies* 30: 7-

- 51.
- Platt, Lucinda
2006 "Social Insecurity: Children and Benefit Dynamics," *Journal of Social Policy* 35(3): 391-410.
- Rank, Mark R. and Thomas A. Hirschl
1988 "A Rural-Urban Comparison of Welfare Exits: The Importance of Population Density," *Rural Sociology* 53(2): 190-206.
2001 "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.
- 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.
- Tsai, Yung-mei, Temu Wang, Chao-Hsien Leu, Lisa Kuo-Yu Wang, Shu-Twu Wang, and Shu-Jen Su
1997 "Into and Out of Poverty: A Panel Study from Taiwan," Presented at "The 92nd Annual Meeting of the American Sociological Association" Conference. Canada: Toronto. Aug. 9-13.
- Vartanian, Thomas P.
1999 "Locational Effects on AFDC Exits: Examining Local Labor Markets," *Journal of Socio-Economics* 28: 607-631.
- 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.

Social Assistance Dynamics in Taiwan: Trend, Type and Causes*

Chao-hsien Leu

Associate Professor

Institute of NPO Management, Nanhua University

Michael Chun-chuan Chen

Assistant Professor

Department of Infant and Child Care, National Taipei College of Nursing

Temu Wang

Professor

Department of Social Welfare, National Chung-Cheng University

ABSTRACT

Base on the registry data for beneficiaries from the National Health Insurance Research Database of Taiwan, this study uses statistical techniques such as Life Table, Bane & Elwood's distribution formula of poverty dynamics, and Cox Regression to reveal the trend, type and patterns of poverty dynamics in Taiwan. We find that the median duration of poverty spell is 4.73 years, and the average probability of exiting poverty is 0.1275. Even though the short-term poor represent the largest portion of the poor population, it is the long-term poor who have contributed the most significant part of the overall person-years. The poor population in Taiwan also exhibits distinctive features: lower exit rate and higher

*This study is based in part on data from the National Health Insurance Research Database provided by the Bureau of National Health Insurance, Department of Health and managed by National Health Research Institutes. The interpretation and conclusions contained herein do not represent those of the Bureau of National Health Insurance, Department of Health or National Health Research Institutes.

reentry rate, and these features correspond to the fact that the poor population constitutes a highly homogeneous and stable social-economic status group. In terms of the probability of exiting poverty, those who are female, aged 0 to 4 years, and reside in highly urbanized counties are the least likely ones to succeed in exiting poverty. In contrast, those who live in agricultural counties, aged 15-29 years, are the most likely to exit poverty. Regarding the recurrent poor, the longer their previous duration of poverty spell is, the less likely they will exit poverty.

Key Words: poverty dynamics, poverty spells, duration of poverty spell