

# 台灣兒童暨家庭扶助基金會 經濟扶助個案給付動態： 以嘉義分事務所為例（1967-2008）\*

呂朝賢\*\*

南華大學非營利事業管理學系副教授

王德睦

國立中正大學社會福利學系教授

林怡婷

國立中正大學社會福利學系博士生

沈明彥

家扶基金會嘉義家扶中心主任

---

\* 本文曾發表於臺灣社會福利學會（2009）舉辦之「健康、照護、工作與退休——新興社會風險與弱勢關懷」國際學術研討會。感謝與談人及台大社會工作學刊兩位匿名審查人的指正，受益良多，謹此敬申謝忱。

\*\* 通訊作者 E-mail: chleu@mail.nhu.edu.tw  
2009 年 6 月 3 日收稿；2009 年 11 月 17 日確定刊登。

## 摘要

本研究以台灣兒童暨家庭扶助基金會（TFCF）嘉義分事務所，1967-2008 年的經濟扶助個案記錄，建立一份擬似貫時性追蹤資料，並據此分析 TFCF 經濟扶助個案的給付動態。主要研究結果包括：

1. TFCF 扶助個案中，有 66.59% 的兒童並未納入政府社會救助體系，可見 TFCF 方案具有補充政府福利供給不足的功能。
2. 人口事件是影響兒童入扶的主要因素，收入事件則是影響兒童脫扶的主要因素。
3. 家庭解組是造成兒童入扶的最主要人口事件；該事件具有高度不可逆轉性，且多由核心家庭轉變為單親家庭，家庭解組者的經濟弱勢程度往往亦較高。
4. 兒童既是家庭需求增長的原因，亦是家庭脫扶的重要推力。

據此，本研究主張政府應視兒童為公共財，應提供不需「依靠」就業者即可取得的福利給付。政府亦應建立風險指標機制，對不同處境的經濟弱勢家庭，提供綜融性的服務或協助，讓所有兒童皆可享有公正的、友善的環境。

關鍵字：經濟支持、TFCF、給付動態、兒童福利

## 壹、前言

若以生命週期來說，兒童與老年人是貧窮風險最高者，但若僅比較這二群弱勢人口，兒童的處境又較老年人口更悲慘與無助。救助貧困兒童，在道德爭議上最小，成年人的貧困可能是因「少壯不努力，老大徒傷悲」，咎由自取；但對自給自足能力非常有限的兒童而言，貧困多數是透過承繼家庭或大人的不幸而取得，並非個人不努力所致。除了道德性爭議小外，兒童貧窮對社會的負面後果最大，愈早因應對兒童本人、家庭與社會愈好；這是因為兒童時期的貧困是生命週期中漣漪效應最大者，其貧窮持續的時間最長，對兒童期之後的所有生命週期的貧窮風險高低皆有一定的影響力。是以探析兒童貧窮，不僅有道德上的優先性，對於實質的減抑社會總體貧窮的潛在貢獻，亦是最大的。

與西方先進國家一樣，以往臺灣有關兒童貧窮的研究並不多，特別是有關兒童貧窮動態的瞭解更是闕如。之所以如此，除對貧窮問題有興趣的研究人口不多外，貧窮相關統計資料品質不佳，應是臺灣兒童貧窮動態研究無法發展的最大阻礙。台灣兒童暨家庭扶助基金會嘉義分事務所，保有過往近 40 餘年的經濟扶助個案紀錄書面資料，正好可以部分填補如上研究資料闕如的窘境，提供我們踏察臺灣兒童貧窮動態的契機。

財團法人台灣兒童暨家庭扶助基金會（Taiwan Fund for Children and Families，以下簡稱 TFCF）自 1964 年在臺灣正式設立分會，並引入專業社會工作人員，透過家庭訪視、經濟補助、醫療補助等方式，深入臺灣貧困家庭的生活領域，支援與幫助貧童脫離貧困，迄今已 40 餘年。此一看似簡單的組織行動，其實對臺灣社會福利發展有相當重要的意義。舉例來說：當前臺灣民眾為取得法定低收入戶資格，有經濟困境者，皆需通過村里幹事初查、社會工作人員複查等二階段「資產調查」行政程序，才可能

獲取社會救助相關的福利給付。此一看似相當平常的程序，其實直到 1970 年代晚期才正式被建立。但在此之前（1964 年），TFCF 已開始運用專業的「資產調查」方式，協助貧困兒童，更不用說，比政府還早 12 年，運用專業社工人員從事福利服務輸送與處遇工作。若欲探索現代臺灣社會福利對貧童的專業處遇措施，我們無法忽略此一先於政府而存在的民間團體作為。更何況，TFCF 早期相關貧窮處遇措施，對臺灣政府社會救助措施「現代化」與「專業化」，其實具有相當大影響。

基於前述理由，本研究擬以財團法人台灣兒童暨家庭扶助基金會嘉義分事務所（以下簡稱嘉義家扶）的經濟扶助措施為對象，藉由經濟扶助個案檔案紀錄，建立一份擬似貫時性追蹤資料，用以瞭解經濟扶助個案的給付動態（benefit dynamics）。

## 貳、文獻探討

對貧窮現象的解釋論點中，除生命歷程（life course）、生命週期（life cycle）、貧窮文化（culture of poverty）與情境觀點（situational theory of poverty）等少數幾個論點，可以完整地解釋貧窮動態三個狀態之轉折外，多數論點皆僅能針對某一類貧窮狀態（致貧、持貧與脫貧）做解釋（呂朝賢，2007；呂朝賢、王德睦，2000）。而有關貧窮動態的論述約可回溯至英國貧窮研究先趨 Benjamin Seebohm Rowntree，在其經典大作 *Poverty: A Study of Town Life* 中，以勞工家庭為範例，描述不同家庭生命週期所面臨的貧困處境（Rowntree, 1901）。Rowntree 認為家庭是否處於貧窮狀態，是由家庭需要的壓力與生活資源取得能力等二項力量所決定，貧窮即後者無法因應前者所致；家庭需要主要的構成元素為家庭的依賴人口，而家庭生

活資源則主要是來自勞力市場 (Rowntree, 1901)。Rowntree 的論點：貧窮是家庭需要與家庭資源的函數，已成為其後貧窮相關研究的基礎，後續研究或者重複其研究方式，如：Hunter (1904)，更多的研究則是基於其研究基礎做補述、修正與檢證假設的工作 (呂朝賢，2007)。

受惠於社會科學資料與知識的增長，在 20 世紀晚期有關貧窮動態的研究日益多元與紮實。而在眾多的貧窮動態研究中，Bane & Ellwood (1986) 所提出的貧窮動態研究框架，則是近 20 餘年來，最完整的貧窮動態研究概念框架 (如圖 1 所示)。其實 Bane & Ellwood 與 Rowntree 兩者的論點並無太大差異，她們皆認定貧窮為「家庭需要」與「家庭賺錢能力」兩項力量間緊張關係的結果。大致來說，Rowntree 研究做為概念性／理論性的指引功能較強，但做為實際經驗研究的指引功能則較 Bane & Ellwood 為低，Bane & Ellwood 的研究取向可視為以 Rowntree 貧窮論述為基底的經驗研究概念框架 (呂朝賢，2007)。

Bane 與 Ellwood 認為家庭需要與家庭賺錢能力等兩種要素，皆會因家庭的人口事件 (demographic events) 與收入事件 (income events) 的發生而改變，而透過對這二類事件變化的分析，我們即可描繪出家庭經濟地位 (貧窮與非貧窮) 在家庭生命週期中的流動與變化情形。換言之，Bane 與 Ellwood 認為家庭經濟地位的轉換 (由不窮變窮，及由窮變不窮) 皆受相同因素影響，只是各因素影響力會因不同的轉換而有所差異。Bane 與 Ellwood 先以「家庭戶長在兩個時間點更動與否」(每一個轉換會有二個時間點) 為基準，將地位轉換的理由區分成「收入變化大於需要變化」(收入來源變化程度)、「金錢收入變化小於需要變化」、「與地位轉換有關的人口因素」等三項。而這三項狀況，受到二大因素類別所影響：人口事件 (家庭需要) 和收入事件 (賺錢能力)。與人口事件有關的指標包括：戶量增大 (新增人口)、戶量減少 (人口減少) 等多種；與收入事件有關的指標

則包括：戶長勞動所得改變、非勞動所得改變等數項。

前述 Bane 與 Ellwood 所提出的影響貧窮動態的概念框架，已成為後續相關經驗研究重要的參酌基準，以下我們將分就人口事件與收入市場等二個面向來檢整既有的貧窮動態相關經驗研究成果。

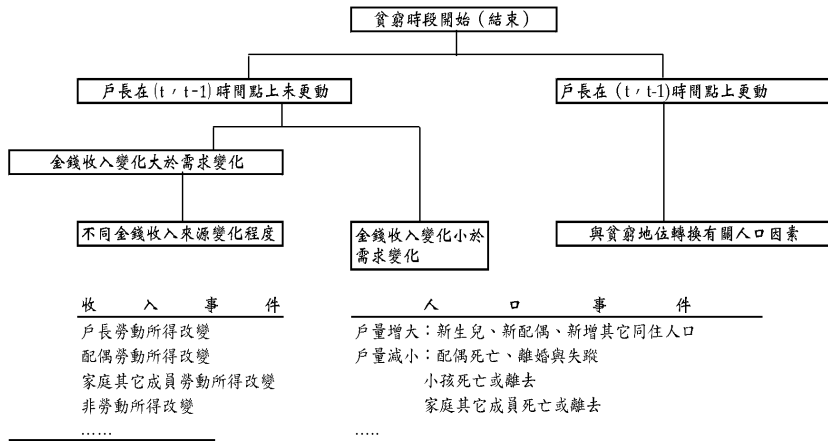


圖 1

## 影響貧窮動態的事件分類

說明：理念出處來自於 Bane and Ellwood (1986)，構圖出自 Jenkins (2000)。

### 一、人口事件

人口事件通常又被稱為家庭事件 (family events)，指改變家庭人口組成或家庭特徵的各種事件，如：出生、死亡、分居、離家、同居、結婚等等。其中，與家計主要負擔者有關的事件，通常被視為最重要的人口事件，對貧窮動態的影響亦是最大，如：Rowntree (1901)、Bourreau-Dubois, Jeandidier & Berger. (2003) 的研究皆發現，家計主要負擔者死亡會增加

入貧機會。對兒童或有兒童的家庭來說，家計主要負擔者通常是指父親或母親，失去父母的兒童，勢必會增加其入貧的機會，反之，獲得父母（如：單親再婚或被領養）則會增加其脫貧機會（Duncan & Rodgers, 1988）。這也意謂著，戶長婚姻關係轉變，緊密地與兒童的經濟福祉相連繫。

Duncan et al. (1993)、McKernan & Ratcliffe (2005) 的研究即支持前述假設。Duncan 等人的研究顯示在他們所分析的八個西方已開發國家裡，有兒童家庭，會因戶長或家戶成員的離婚與分居，而增加入貧機會，反之，若結婚與再婚，則會增加脫貧的機會。McKernan & Ratcliffe 的研究則以 1988、1990 及 1996 三波的 SIPP (Survey of Income and Program Participation) 資料分析不同人口事件對於入貧與脫貧機率的影響，研究結果顯示家戶中 6 歲以下兒童增多、由雙成人變成女單親戶長家庭時，皆會增加入貧機會；而當家戶由女單親戶長家庭變成雙成人家庭時，則會增加脫貧機會。Bane & Ellwood (1986) 的研究則發現有子女的女性戶長家戶成為貧戶的起始事件，以「變成女性戶長家戶」事件的影響力最大 (59%)，這之中 38% 是因家庭破碎，21% 則是與未婚生子有關；而對於脫貧來說，有子女的女性戶長有 26% 因為結婚而脫貧，女性戶長家戶中的兒童亦有 23% 是因母親結婚而脫貧。

相似的，Jenkins, Schluter & Wagner (2003) 運用 1992-1997 年 BHPS (British Household Panel Survey) 及 GSOEP (German Socio-Economic Panel) 分析比較英德兩國兒童貧窮動態，研究結果亦支持「婚姻或親職對兒童貧窮動態有顯著影響力」的假設。他們的研究發現影響入貧的人口事件按影響力大小分，依序為：家戶變成單親家戶、家戶兒童增加、家戶規模增大；而影響脫貧的人口事件按影響力大小分，依序為：戶長擺脫單親身分、家戶規模下跌、家戶兒童數下跌。Jenkins 與其同僚的另一以相似資料與主題，但不同分析方法的研究亦發現，成為單親是造成入貧的人口事

件中影響力最大者，而擺脫單親家戶則是促成脫貧的人口事件中影響力最大者（Jenkins & Schluter, 2003）。

除了各別人口事件對貧窮動態有影響外，人口事件對於家庭（個人）經濟地位的影響，也會因若干特徵變數而異。以 Bourreau-Dubois et al.（2003）研究為例，他們的研究結果顯示，對於入貧來說，配偶死亡、配偶分居等事件對於女性的經濟地位的影響作用力遠高於男性。這是由於男性預期平均餘命較短，所得也較女性為高，因此一旦發生配偶死亡或分居的事件時，家庭經濟與照護工作一定落在婦女身上，這對女性的衝擊也因而大於男性。而就脫貧來說，結婚有助於女性增加脫貧機率，但對男性則無顯著影響；反而是分居有助男性的脫貧機率，但對女性則無顯著作用。Mauldin & Mimura（2007）的研究亦部分支持人口事件對貧窮動態的影響力，會因性別而異。她們的研究顯示，健全的婚姻有助於增加脫貧與降低再入貧的機會，但結束婚姻同樣地有助於增加脫貧的機會。Mauldin & Mimura 認為低所得婦女的配偶可能有二大類：一類對家庭經濟有顯著貢獻，另一類則只會耗盡家庭經濟資源；因此他們認為，並非所有的婚姻關係皆有助於提昇婦女與兒童的經濟福祉，慎選配偶才是正道<sup>1</sup>，才能免於結婚反使家庭經濟福祉下跌的窘態。

人口事件對貧窮動態的影響力，因家庭型態和地區別而有異。Rowntree（1901）對英國約克市的研究即發現，有 5-14 歲兒童的家庭最容易落入貧窮。Bane & Ellwood（1986）的研究亦顯示出，人口事件與勞力市場事件，對不同性別單親戶長貧窮動態的影響力並不一致。Gottschalk & Danziger（2001）與 Bane & Ellwood（1986）同樣地採用 PSID 資料，分

---

<sup>1</sup> 低所得婦女的結（再）婚對象不一定對家庭經濟有正面的貢獻，有時配偶是不太盡責者，甚至有家庭暴力傾向。



析 1970-1991 年間影響美國兒童脫貧的事件，該研究顯示，貧窮單親家庭若變成雙親家庭，比持續保持單親家庭者更容易脫離貧窮 (0.511~0.697 vs. 0.296~0.28)。以其它國家為例的研究，亦有類似的研究發現，例如：Jenkins & Rigg (2001) 以 1991-1999 年的 BHPS 資料分析英國的貧窮動態時發現<sup>2</sup>：不同的家戶型態的貧窮動態不一樣，就入貧機率來說，依大小分依序為：單親家庭 (24%)、有兒童的有偶家庭 (8%)、有偶有兒童且家中有其他成人家庭 (8%)；若依脫貧機率來說，則依大小排列依序為：有偶有兒童且家中有其他成人家庭 (58%)、有兒童的有偶家庭 (36%)、單親家庭 (28%) (Jenkins & Rigg, 2001, p. 37)。其次，人口事件與收入事件對入貧與脫貧的影響力並不太相同；以「單親家戶」與「有偶有兒童家戶」兩種家戶型態來比較，後者脫貧受人口事件的影響大於前者 (17% vs. 14%)，但人口事件對入貧的影響力則是前者大於後者 (49% vs. 38%) (Jenkins & Rigg, 2001, p. 46)。

人口事件對於貧窮動態的影響，亦會因國家別而異 (Ballantyne, Chapple, Maré, Timmins, 2004; Jenkins & Schluter, 2003)。以上段提及的人口事件對於脫貧的影響力，會因家庭而異的例子來說，Cantó, Rio, Coral & Gradín (2007) 西班牙的研究結果即與上揭研究有些許差異。這份研究發現，兒童出生、兒童死亡或離家、成人死亡或離家、老人死亡或離家等四個人口事件對無兒童家庭脫貧機率的作用力，大於對有兒童家庭脫貧機率的作用力；但若以波比樣本選擇模型 (probit sample selection model) 分析，對有兒童家庭來說，則僅有兒童出生事件達到統計顯著，具有降低家庭脫貧機會的作用。

---

<sup>2</sup> 在此我們僅引用 Jenkins & Rigg (2001) 研究中，採用 Bane & Ellwood (1986) 的事件分類法所得到的結果。

而 Ballantyne et al.(2004) 的研究亦是一個例證，他們以紐西蘭 1997-2000 年的 HLFS (Household Labour Force Survey) 資料，分析兒童貧窮動態，並與 Jenkins & Schluter (2003) 的研究結果做三國比較(紐西蘭、德國與英國)，比較的主要結果如下：1.就單親家戶與雙親家戶比較，前者入貧率高於後者，但脫貧率低於後者。2.在三個國家成為單親家戶皆會增加入貧機會，且影響力皆是所有人口因素中最大者；但比較上來說，該事件對英國兒童的影響力大於德國，德國則大於紐西蘭。3.而影響脫貧的人口事件，則主要有脫離單親家戶屬性、家庭規模下跌等二項，但以前項事件的影響力最大；但若細究各細項事件，則德國與英國有兒童家戶脫貧的原因幾乎由「脫離單親家戶屬性」所決定，而紐西蘭則兩項事件的影響力差距較小。

## 二、收入事件

就人口事件與收入事件來比較，多數經驗研究皆一致地認為，後者對貧窮動態的影響力大於前者 (Bane & Ellwood, 1986; Cantó, 2003; Cantó et al., 2007; Duncan et al., 1993; Duncan & Rodgers, 1988; Jenkins, 2000; Jenkins & Rigg, 2001; Mckernan & Ratliffe, 2005)。收入事件係指影響家庭自給自足所需經濟資源的各種事件，國家、市場與家庭為家庭(個人)收入的三大主要來源體系，因此，若依家庭(個人)收入來源分，則影響家庭(個人)收入的事件可概分為：勞動地位[市場]事件 (labor status [market] events)、福利國家事件 (welfare state events) 及非勞動收入事件 (non-labor income events) 等三大類 (Cantó, 2003)<sup>3</sup>；其中最後一項非勞動收入事件，

---

<sup>3</sup> Jenkins & Rigg (2001) 的研究則將影響貧窮動態的觸發事件 (trigger events) 區分為四大類：人口事件、勞力市場事件、非勞動收入事件 (non-labour income events) 及健康事件 (health events)。

亦可稱之為家庭收入事件，指影響家庭財產所得、家庭代內移轉所得與代間移轉所得變動的事件。

在各項收入事件中，最受矚目的莫過於家庭主要家計者勞動所得的變化。例如 Rowntree (1901) 對英國約克市的貧窮研究，所認定的家庭落入貧窮之六大因素中，除「大家庭」一項因素外，皆是與家計主要負擔者有關的生活事件。而且除稍前已提及的「家庭主要家計負擔者（薪資所得者）死亡」事件及大家庭（家庭規模）外，餘 4 項事件：主要家計負擔者因意外、生病或年老導致失能、主要家計負擔者失去工作、長期無（規律）固定工作（可能是無能力或沒意願規律工作）、低薪，皆屬於家計主要負擔者所涉及的收入事件。而晚近的貧窮動態經驗研究 (Bane & Ellwood, 1986; Cantó et al., 2007; Jenkins, 2000; Mckernan & Ratliffe, 2005) 及台灣的經驗研究 (呂朝賢, 2007)，皆不約而的支持「家庭主要家計負擔者有關的事件」是影響貧窮動態的要素；這之中家計主要負擔者（通常指經濟戶長）的勞動所得變化，或就業狀況變化，對於貧窮動態的影響力最大。

除了經濟戶長之外，家庭的其他工作者的勞動薪資所得變化或勞動供給狀況的變化，對貧窮地位的進出亦皆有一定的影響力 (Bane & Ellwood, 1986; Cantó, 2003; Cantó et al., 2007; Duncan et al., 1993; Jenkins, 2000; Mckernan & Ratliffe, 2005)。Duncan et al. (1993) 的研究即指出，對有孩童的家庭來說，家中已工作成員的工時增加有助於脫貧，反之，則會增加入貧的機會；家庭成員取得（失去）工作雖亦影響脫（入）貧機會，但影響力卻低於家庭成員工時增減。Duncan & Rodgers (1988) 則以 1968-1982 年 PSID (Panel Study of Income Dynamics) 資料分析兒童貧窮動態，該研究指出家庭其他成員的勞動供給狀況（失業與否、工時變化），對兒童進入貧窮地位的影響力更甚於戶長與戶長配偶。

而 Cantó et al. (2007) 以 1985-1995 年 ECPF (Encuesta Continua de

Presupuestos Familiares，西班牙家庭收支調查）資料，分析兒童脫貧的影響因素的研究，則更進一步區分不同家庭成員就業狀態（或稱勞動狀態事件〔labour status events〕），對有兒童家庭脫貧機會的影響，他們的研究顯示：1.戶長與配偶工時增加皆可增加家庭脫貧機會，且配偶工時增加的影響力與顯著程度還高於戶長工時的增加。2.戶長、戶長配偶、家庭其他成員獲取工作，皆有助於家庭脫貧，家庭其他成員獲取工作的事件對脫貧的影響力，大於前二項事件。

家庭收入的第二項來源，即源自於國家的移轉所得，此一收入來源是近年來頗受重視的收入內容。而國家的移轉所得深受國家福利體制所影響，近年來貧窮動態相關研究亦支持，不同的福利體制（welfare regime）對貧窮動態及其型態有相當程度的影響力（Dewilde, 2003, 2006; Fouarge & Layte, 2005; Layte & Whelan, 2002, 2003）。此一論點亦適用於解釋兒童貧窮動態，例如：Gottschalk & Danziger（2001）的研究即發現，具有福利給付資格的家庭較無福利給付資格的家庭，有較低的脫貧率。而 Jenkins & Schluter（2003）比較英國與德國兒童的貧窮動態的差異，發現由於德國在稅制與（福利）給付系統上，提供給兒童或有兒童家庭更好的所得保障，較能緩減負面生活事件對兒童的經濟福祉衝擊，因此使得德國的兒童有較低的入貧率，及較高的脫貧率。

與人口事件一樣，收入事件對貧窮動態的影響亦有性別的差異；男性的貧窮動態深受勞力市場事件影響，而女性的貧窮動態則兼受勞力市場事件與人口事件（或稱家庭組成改變）的雙重影響（Bourreau-Dubois et al., 2003）。例如：Bane & Ellwood（1986）的研究則指出有兒童的家戶裡，男性戶長家戶的兒童有 57.1%是因為戶長薪資下降而入貧，但女性戶長家庭的兒童則僅有 14.5%是因此而入貧。同一研究亦指出，男性戶長家戶的兒童有 56.2%因為戶長薪資增加而脫貧，但女性戶長家庭的兒童則僅有 26.1%是因此類事件而脫貧。

## 參、研究資料與分析方法

前一節有關貧窮動態的相關經驗研究結果，提供我們分析臺灣相似問題的一個參酌基礎。但貧窮動態研究最困難的部分，則是與資料可得性習習相關。以既存史料（統計資料、檔案）研究社會事實的研究，在社會科學中不勝枚舉，且已有很長遠的歷史<sup>4</sup>，例如：Henry（1968）、Loschky（1967）、Knodel（1970、1987）等人以教區人口登記資料或教會受洗記錄，研究人口相關議題；或 Thase（1982）以機構中院民紀錄，研究唐氏症者死亡率與平均餘命<sup>5</sup>。而臺灣人口學者以日據時代的人口調查資料，人類學者以荷蘭時代的人口調查資料，研究臺灣人口議題亦是實例之一。

長期追蹤資料，通常可區為三種資料類型，分別為：回溯性（Retrospective）、追蹤（Panel）、記錄連結（Record Linkage）。本研究擬以歷年來 TFCF 經濟扶助個案，建構一份擬長期追蹤資料係屬第三種類型，為一種透過串連既存檔案而成的長期追蹤資料。其實上此類型資料亦已被運用在臺灣貧窮的研究中<sup>6</sup>。雖然這些研究已得到若干的研究成果，

---

<sup>4</sup> 詳見 Scott, J. (1990). *A matter of record: Documentary sources in social research*. Polity Press.

<sup>5</sup> Henry, L.(1968). The verification of data in historical demography. *Population Studies* 2(1): 61-81. Loschky, D., J.(1967). The Usefulness of England's Parish Registers. *The Review of Economics and Statistics* 49(4): 471-479. Knodel, J. (1987). Starting, stopping, and spacing during the early stages of fertility transition: The experience of German village populations in the 18th and 19th centuries. *Demography* 24(2):143-162. Knodel, J. (1970). Two and a half centuries of demographic history in a Bavarian Village. *Population Studies*, 24(3): 353-376. Thase, M.E. (1982). Longevity and mortality in Down's Syndrome. *Journal of Mental Deficiency Research*, 26:(3) 177-192.

<sup>6</sup> 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

但由於所採用的政府低收入戶資料保存期限不足（該筆資料僅能回溯至1988年），以致讓研究者無法探究1988年之前臺灣貧民的生命歷程。TFCF經濟扶助個案紀錄，提供我們再往前回溯臺灣貧民的生命史，並可將回溯的年代往前推至1967年左右，實是為一相當珍貴的社會資產。

## 一、資料來源

嘉義家扶成立於1967年3月12日，該單位主要工作方案包括：家庭扶助方案、兒童及少年保護服務、兒童及少年寄養服務、兒童及少年心理創傷復原服務等四項。其中家庭扶助方案的歷史最悠久，自該單位設立以來即有此項服務。目前該項服務主要的扶助對象為未滿18歲之兒童與青少年<sup>7</sup>（財團法人台灣兒童暨家庭扶助基金會（TFCF），2006）。

與受扶助個案有關之訊息會記載於：扶助個案接案資料表、家庭資料表、扶助個案年度摘要表、家庭訪視記錄表、扶助個案初訪資料表、個案資料表或兒童資料表等六種資料表中。但早期結案時多僅留扶助個案接案資料表、家庭資料表、扶助個案年度摘要表、家庭訪視紀錄表等四項資料。

---

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。王仕圖、王德睦與蔡勇美（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。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。

<sup>7</sup> 凡兒童年滿18歲以下，其家庭收入不足以維持兒童生活正常需要，且具有下列情形之一者：1.父母雙亡。2.父母之一方死亡，或因離婚、出走不負撫養兒童之責任者。3.父母雙存，但父母其中一方具有下列情形之一者：a.患嚴重精神疾病，無法正常生活者。b.嚴重肢體及身體機能障礙，致無法工作者。c.經判刑在獄，刑期尚有一年以上者。d.患有非短期可以治癒之嚴重疾病者。4.父母雙存，但因年老或謀生能力低，無法滿足子女最低生活需要者（TFCF，2006:3.1）。

本研究即擬從這四份個案資料表中整理建立一份擬貫時性原始資料，該份資料的內容包括：受扶助開始年月日、受扶助的原因（事件）、扶助終止年月日、扶助終止原因（事件）、家庭人口組成及基本資料（教育、年齡、職業、各項收入來源、宗教信仰、親屬關係、家庭成員身心狀況、居住地點、住宅狀況等等）。

嘉義家扶所留存的「家庭扶助方案扶助個案資料」可回溯至 1967 年，機構資料保存的方式有二：1.已結案個案：以「鄉鎮別+結案時間」編碼留存記錄，保存形式是將同一家戶的兒童少年扶助個案集結成一份留存，每 25 個個案紀錄集結成一個冊，使用雙孔資料夾歸檔，封箱保存。2.未結案個案：資料由各專業社工員保管。

本研究自 2008 年 7 月始進行紙本個案紀錄電子化的謄錄工作，紀錄最早接受經濟扶助的個案始於 1967 年，最晚的則是 2008 年。在此 41 年期間，我們一共紀錄了 7886 筆個案資料，資料簡單資訊如下：結案數 6707 個時段<sup>8</sup>（85%）、未結案數為 1179 個時段（15%），男性個案數 3623（45.94%）、女性個案 4263（54.06%），個案開始受扶助年代除 1960-1969 年期間較少僅有 541 筆（6.86%），其餘年期起始扶人數皆有 20% 以上的水準，顯見個案並非集中在少數年代，讓時期別個案特徵差異的比較，可信度提高。其餘資料基本特徵已整合於表 1.1 至表 1.3，將於下節中再描述。

由已進行的個案資料建立過程中，本研究小組發現該筆資料存有三個明顯限制。該筆資料最大的限制為，其判定扶助與終止扶助的條件<sup>9</sup>並不

---

<sup>8</sup> 本文的分析單位為給付時段 (benefit spell)。在本文中，「脫貧」與「脫扶」為同義詞，因為財團法人台灣兒童暨家庭扶助基金會，慣以「扶助兒童與少年」一詞來指稱接受其救濟之貧窮兒童與少年，因此在分析時，多以「脫扶」來指稱「脫貧」。

<sup>9</sup> 終止扶助的規定：1.父（母）工作收入增加或兒童就業，以致生活改善者。2. 父親或母親病癒或出獄返家。3.扶助金作不當之使用，例如：賭博、喝酒或購

如法定的低收入戶一般明確，社會工作人員及機構的行政裁量權較縣市的低收入戶資格判定更高。其次，由於資料時間過長，所以早期（1970年前）的資料，有若干記錄不清之處。另外，該機構雖有定期的訪視個案的記錄，但這些資料並非定期的記錄，且記錄不甚完整，本研究僅能取得個案接受扶助前（T0）、進入扶助時（T1）及脫離扶助時／研究截止時（T2）等三個時間點的資料。上述三個問題，使得本研究在分析方法的運用，及研究結果的外推上難免有所侷限。

嘉義家扶的家庭扶助資料雖有如上限制，但還是有不可取代的研究價值。因該筆資料的時間範圍達 40 餘年，是現存臺灣有關貧窮研究所使用的貫時性資料中，資料保存時間最長的，有助於我們勾勒 1967-2008 年間臺灣貧窮動態的狀況，分析以往臺灣貧窮動態研究所無法探索的問題。嘉義家扶的資料除了保存時間長外，該資料中亦明確記錄了進入及脫離貧窮的事件／原因、及時間，這二項記錄皆較現存貧窮貫時性資料為佳。第三，嘉義家扶的扶助個案多數屬於法定貧窮線邊緣的近貧戶，這類貧窮者的狀況，是以往政府低收入戶複查資料所無法提供的分析對象。而雖然其受益資格標準較不明確，但卻比較貼近實際的家庭生活情境，扶助資格係以家庭為中心的核算方式，對家庭範圍與收入的認定亦以實際生活者為限。由此可知，嘉義家扶的資料，將可彌補以往有關貧窮地位轉換原因之研究所不足之處，提供我們對貧窮動態有更多了解的可能。

---

買非生活必需品。4. 獲理賠金或親友協助而導致經濟改善者。5. 自願放棄扶助。6. 隱瞞或欺騙社工員其家庭事實。終止扶助規定僅是家扶社會工作人員在判斷停扶／結案時參酌的原則性條文，但在家扶原始的書面歷史紀錄表格中，並未有依終止扶助原因分類的相關記錄，因此本文資料無法詳細依此終止扶助規定再分類分析。



## 二、分析方法

本研究擬以 Bane & Ellwood (1986) 發展的貧窮動態分配公式，描述性分析 TFCF 嘉義分事務所經濟扶助個案的貧困經驗。欲使用 Bane & Ellwood (1986)，除需脫扶機率外，尚需假定最大受扶時限，本研究假設最大受扶年限為 20 年，即第 20 年時會完全脫離 TFCF 的協助，從第 15 年起至第 19 年脫扶機率，則維持在第 14 年的脫扶機率水準 0.5。雖然有某些個案受扶年限超過 20 年，但就整體而言，受扶年限超 14 年者的數量相對上不多（約 2%），且脫扶機率的估計較不穩定，因此我們選擇以第 15 年為假設脫扶機率值起點。

設  $p(t)$  表  $t$  年是受扶者，但於次年脫離受助地位的機率； $D(t)$  表精確被扶助了  $t$  年<sup>10</sup>的人口比例，則我們可以建構出式(1)的公式。式(1)中第一項表只被扶助一年者的人口比例，第二項表被扶助了  $t$  年的人口比例，第三項則為持續被扶助至最大年限的人口比例。基本上，式(1)是呈現了世代 (cohort) 的給付動態分配狀況，假  $D(t)$  不因世代而異，且受扶年資<sup>11</sup>別  $p(t)$  亦是固定，總扶助人數與扶助發生率亦不因世代而異。

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

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

$$D(T) = 1 - \sum_{j=1}^{T-1} D(j), \quad D(T) \text{ where } T \text{ is maximum length of spells}$$

式(2) 假定扶助是處於穩定受扶率狀態下 (no-growth steady state)，在已知的嘉義家扶個案總受扶年資裡，不同受扶年資別的分配比例，此數

<sup>10</sup> 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。

<sup>11</sup> 同上註。

值即反映出時期性（period）的給付動態分配狀況。F（t）即表示某一個時間點上，所有受扶個案中精確被扶助了 t 年者的比例。

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

式（1）、式（2）一樣，二者皆是假定係呈現完整時段（completed spells）者之分配，即我們知道所有受扶個案到底精確地持續被扶助了多少年。但實際上，給付動態所採用的資料，尚包括那些無法確切知道其受扶年資，且持續處於受扶狀態的個案，此又被稱之為不完整時段（uncompleted spells）。G（t）表在固定受扶率下，t 年前已成為受扶助者，而現在仍被扶助的比例<sup>12</sup>。

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

除了採用 Bane & Ellwood 的非參數方法剖析 TFCF 的給付動態外，本文亦將以 Cox Proportional Hazard Models 分析影響脫扶的因素（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）。

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

本研究一共納入：居住區域、個案年齡組、個案性別、家庭累積受扶兒童數、接受扶助前至接受扶助時的「收入與需求異動」（T0-T1）、戶長職業、案家有無田產、是否為低收入戶、開始受扶年代、家庭依賴比等 10

---

<sup>12</sup> Bane & Ellwood（1986）以住院病人為例來說明式（1）、式（2）及式（3）的意義。式（1）是指若由病人入院時間來看，預期會住院多久；式（2）表由任一個時間點來看，出院病人住院時間的分配；式（3）則是仍在住院的病人，住院時間的分配。

個變項，惟因 TFCF 資料限制，本研究並未納入「因時間而改變的變數」，相關分析結果討論，請見下節分析結果討論。

## 肆、資料分析

### 一、基本特徵描述分析

我們將 1967-2008 年期間 TFCF 嘉義分事務所經濟扶助個案的特徵，整合於表 1.1 至表 1.3 中，此三表呈顯出若干值得注意的現象。嘉義家扶經濟個案開始受扶時的教育程度，以國小者最多，共有 4910 個 (62.3%)，國 (初) 中者則有 1151 個 (14.6%)，兩者合計占總時段數的 76.9%。此狀況不能詮釋為兒童弱勢的好發期為國中小階段，比較合宜的理解應是：因國中小屬於義務教育階段，弱勢兒童被檢測的機會較高，因此嘉義家扶的個案教育程度才會集中於此一教育水準階段。其實因應經濟弱勢的社會支持網絡，理應可以及時反映各生命歷程的經濟困難，而非僅集中在「義務教育」年齡者，這反映出，臺灣社會尚未擁有具生命歷程特性的綜合社會機制，亦無力處理不同生命歷程的經濟風險。

表 1.1

嘉義家扶經濟扶助個案特徵 (1967-2008)

變項	屬性	數量	%	變項	屬性	數量	%
給付狀態	結案	6707	85.05	案家有無退休金收入	有	192	2.43
	未結案	1179	14.95		無	7672	97.29
個案性別	男生	3623	45.94		Missing	22	0.28
	女生	4263	54.06	案家有無賠償收入	有	591	7.49
個案教育程度	不識字	1100	13.95		無	7273	92.23
	幼稚園	429	5.44		Missing	22	0.28
	國小	4910	62.26	案家是否為低收入戶	是	2624	33.27
	國 (初) 中	1151	14.60		否	5251	66.59
高 (中、職)	269	3.41	Missing		11	0.14	

表 1.1 (續)

變項	屬性	數量	%	變項	屬性	數量	%	
案家戶長教育程度	:大專院校及以上	27	0.34	平衡收支方法 (借貸)	:有	2694	34.16	
	:不識字	2572	32.61		:無	5170	65.56	
	:識字	287	3.64		:Missing	22	0.28	
	案家戶長婚姻屬性	:國小	2509	31.82	平衡收支方法 (典當)	:有	99	1.26
		:國中	1077	13.66		:無	7765	98.47
		:高中職	644	8.17		:Missing	22	0.28
:大專院校		49	0.62	平衡收支方法 (雇主資助)	:有	206	2.61	
:Missing		748	9.49		:無	7663	97.17	
:Missing					:Missing	17	0.22	
案家戶長婚姻屬性	:有配偶或同居	2296	29.11	平衡收支方法 (親友資助)	:有	4864	61.68	
	:喪偶	4473	56.72		:無	3005	38.11	
	:離婚	832	10.55		:Missing	17	0.22	
	案家戶長婚姻屬性	:分居	154	1.95	平衡收支方法 (其他資助)	:有	5049	64.02
		:未婚	116	1.47		:無	2822	35.78
		:其他	6	0.08		:Missing	15	0.19
:Missing		9	0.11					
案家有無房屋		:有	4756	60.31	案主開始扶助年代	:1960-1969年	541	6.86
		:無	3123	39.60		:1970-1979年	1686	21.38
	:Missing	7	0.09	:1980-1989年		2019	25.60	
			:1990-1999年	2036		25.82		
案家有無田產	:有	1328	16.84		:2000-2008年	1601	20.30	
	:無	6557	83.15		:Missing	3	0.04	
	:Missing	1	0.01					
案家有無其他財產	:有	2312	29.32	個案受扶助時年齡組別	:{0,3}	350	4.44	
	:無	5557	70.47		:{3,6}	1061	13.45	
	:Missing	17	0.22		:{6,9}	2204	27.95	
案家有無保險給付收入	:有	949	12.03		:{9,12}	2556	32.41	
	:無	6916	87.70		:{12,15}	1329	16.85	
	:Missing	21	0.27	:{15,+}	383	4.86		
案家有無無租金收入	:有	404	5.12		:Missing	3	0.04	
	:無	7460	94.60	案家戶長有無工作	:有	4870	61.76	
	:Missing	22	0.28		:無	3008	38.14	
			:Missing		8	0.10		
案家戶長職業	:無業或拾荒	2994	37.97					
	:農業自營作業者	510	6.47					
	:非農業自營作業者	562	7.13					
	:農業受雇者	708	8.98					
	:非農業經營管理和受	1078	13.67					
	:雇者							
	:文書推銷和服務工作	489	6.20					
	:非農業體力勞動者	1452	18.41					
	:其他	85	1.08					
	:Missing	8	0.10					

資料來源：財團法人台灣兒童暨家庭扶助基金會嘉義分事務所，本研究整理。

說明：本表以「人次」而非「人數」呈現研究結果的理由有二：1.「人次」與「人數」的數值相近：我們運用「案主姓名」、「家長姓名」、「案主生日」、「家長生日」四個條件計算重複 spell 數，在 7886 筆資料錄中，僅有 18 個是重複個案（指有二次受扶記錄者）。對數值的影響，平均小於 0.001，並不影響整體的分析結果。2.以「人次」來表示較「人數」更貼近於資料本質（雖然二者差異，微乎其微），可免估計上的誤差。

表 1.2

嘉義家扶經濟扶助個案特徵（1967-2008）

變項	屬性	T0-T1變動/主要因素		T1-T2變動/次要因素	
		數量	%	數量	%
戶長異動情形	:未變動	3857	48.91	6934	87.93

表 1.2 (續)

變項	屬性	T0-T1變動/主要因素		T1-T2變動/次要因素		
		數量	%	數量	%	
	因死亡換戶長	3413	43.28	272	3.45	
	因離婚換戶長	348	4.41	55	0.70	
	因入籍換戶長	26	0.33	1	0.01	
	因去職換戶長	18	0.23	2	0.03	
	因其他原因換戶長	26	0.33	369	4.68	
	因原戶長死亡換戶	158	2.00	81	1.03	
	因原戶長離婚換戶	---	---	5	0.06	
	因原戶長入籍換戶	3	0.04	5	0.06	
	因原戶長去職換戶	2	0.03	9	0.11	
	因其它原因換戶	35	0.44	79	1.00	
	Missing			74	0.94	
	收入與需求異動情形	收入變化大於需求變化	2366	30.00	6317	80.10
		收入變化小於需求變化	1491	18.91	617	7.82
		家庭組成重大改變	3831	48.58	699	8.86
換戶		198	2.51	179	2.27	
Missing				74	0.94	
接受扶助主要原因	戶長勞動所得降低	1590	20.16	1266	16.05	
	戶長配偶勞動所得降低	109	1.38	540	6.85	
	家庭其它成員所得降低	331	4.20	213	2.70	
	家庭非勞動所得降低	41	0.52	169	2.14	
	家庭有工作能力人口減少	380	4.82	139	1.76	
	家庭依賴人口增加(生育)	31	0.39	70	0.89	
	家庭依賴人口增加(移入)	27	0.34	91	1.15	
	家庭依賴人口未增，但需求增加	1512	19.17	4215	53.45	
	家庭成員死亡(母親成爲主要家計者)	3254	41.26	286	3.63	
	家庭成員死亡(父親成爲主要家計者)	47	0.60	44	0.56	
	家庭成員死亡(祖父母成爲主要家計者)	80	1.01	119	1.51	
	家庭成員死亡(父親成爲主要家計者)	53	0.67	7	0.09	
	原生家庭解組	195	2.47	8	0.10	
	其它	19	0.24	419	5.31	
	離婚	217	2.75	---	---	
	沒有次要因素	---	---	300	3.80	
	終止扶助主要原因	自動放棄	145	1.84	139	1.76
		戶長勞動所得增加	826	10.47	1215	15.41
		配偶勞動所得增加	117	1.48	337	4.27
		家庭其它成員勞動所得增加	636	8.06	922	11.69
移轉所得或非勞動所得增加		370	4.69	1068	13.54	
家庭就業人口增加(子女成業者)		3298	41.82	590	7.48	
家庭就業人口增加(戶長再婚)		316	4.01	113	1.43	
家庭就業人口增加(非原生家庭成員)		14	0.18	43	0.55	
家庭依賴人口減少(因死亡)		254	3.22	90	1.14	
家庭依賴人口減少(非因死亡)		37	0.47	45	0.57	
家庭依賴人口未減，但需求減少		54	0.68	103	1.31	
行政裁量		330	4.18	1035	13.12	
其它		32	0.41	146	1.85	
原生家庭解組：寄居或被收養		160	2.03	---	---	
家庭就業人口增加(戶長同居)		39	0.49	66	0.84	
未結案		1184	15.01	1184	15.01	
沒有次要因素		---	---	716	9.08	
Missing				74	0.94	

資料來源：財團法人台灣兒童暨家庭扶助基金會嘉義分事務所，本研究整理。

說明：T0-T1 指案家「接受扶助前」至「接受扶助時」等兩個時間內的變動。T1-T2 指案家「接受扶助時」至「脫離扶助時/研究截止時」等兩個時間內的變動。

表 1.3

嘉義家扶經濟扶助個案特徵（1967—2008）

變項	屬性	數量	%	數量	%	數量	%
		申請前三年		申請時		結案／研究截止時	
案主所居家庭型態	單人家庭	1	0.01	1	0.01	3	0.04
	單親家庭	1095	13.89	4415	55.99	4456	56.51
	核心家庭	5239	66.43	1608	20.39	1552	19.68
	祖孫家庭	119	1.51	323	4.10	355	4.50
	三代家庭	1399	17.74	1430	18.13	1229	15.58
	其它家庭	33	0.42	107	1.36	234	2.97
	Missing	---	---	2	0.03	57	0.72

資料來源：財團法人台灣兒童暨家庭扶助基金會嘉義分事務所，本研究整理。

就受扶個案的家庭背景來說，案家擁有的不動產，除 60.31%的案家擁有戶屋外，擁有田產者僅有 16.84%、擁有其它財產者亦僅有 29.32%，由此可知案家多屬固定資產不豐者。所有案家所擁有的不動產並不多，移轉所得亦很少，各種移轉收入的擁有率分別為：保險給付收入（12.03%）、撫卹金收入（5.12%）、退休金收入（2.43%）、賠償收入（7.49%）。而在面對經濟困境時，嘉義家扶經濟扶助案家最常使用的方式為「其他」（64.02%）、次為「親友資助」（61.68%）、再次為借貸（34.16%）；這顯示經濟弱勢家庭主要是依恃親屬及非固定的經濟支持網絡，來平衡／過渡經濟拮据。

在家庭資產不豐、經濟支持網絡單調的狀況下，案家最主要的經濟依靠，仍需仰賴戶內就業人口來支撐。雖然主要家計負擔者（戶長）有工作比例不低（61.76%），但職業皆為次級勞動市場工作（如：體力工〔18.41%〕、無業或拾荒〔37.97%〕、農業受雇者〔8.98%〕），此類勞動市場的受雇者，其薪資與就業保障皆充滿著高度不確性，因此有較高機會成為經濟弱勢者（呂朝賢，1995a、1998）。事實上即便我們企圖改善戶長的職業，亦

是相當困難，因為案家戶長的教育程度有偏低現象，國中（含）以下者占總個案數的 77.1%；家庭主要家計者的人力資本偏低，是會造成取得好工作的一項障礙。

家庭經濟收入除受到就業人口多寡的影響外，家庭型態亦會影響家庭就業人口可投入勞力市場的機會與程度，及家庭需要的多寡（王永慈，2000；呂朝賢，1995b；呂朝賢、鄭清霞，2004）。由表 1.1 及表 1.3 可知，嘉義家扶的經濟扶助案家以非典型家庭型態居多（即非核心家庭），家庭戶長婚姻屬離婚、喪偶與分居者占總案家的 7 成左右，而申請時的家庭型態中，核心家庭僅有 1608 戶（20.39%）。經濟戶長沒有配偶、非典型家庭，雖不一定就會面臨家庭經濟困頓情況，但成為有經濟困境的可能性卻會很高，這可以在表 1.3 中得到進一步的佐證。在此表中我們整理了申請扶助前、申請扶助時及「結案或研究截止時」等三個階段，案家的家庭型態，資料顯示在申請扶助前多數的受扶家庭是屬於核心家庭，共 5239 家（66.43%），但在申請時，則核心家庭的比重下跌至 20.39%，單親家庭一躍成為主流的家庭型態（55.99%），並且此種趨勢一直延續至「結案或截止研究時」。

上開案家家庭型態在不同時期中的轉變有二個意涵：1.其反映出家庭結構的轉變影響家庭的經濟地位，此與先前文獻討論中相關經驗研究結果相同。其實這亦是再一次的支持已往臺灣貧窮相關研究所呈現的研究結果——貧窮風險因家庭結構而有異，且尤以單親家庭的貧窮風險最高（張清富，1993；呂朝賢，1995b；李淑容，1996；鄭麗珍，1998；王永慈，2000）。2.則是本研究比較特殊的發現，表 1.3 顯現核心家庭的解組，是造成家庭陷入經濟困境的主流受扶型態；且核心家庭解組後，多半流向單親家庭型態，並維持此一家庭型態至「結案或截止研究」時。第二個意涵反映出，家庭型態的轉變具有高度的不可逆轉性，即便文獻中曾論及家庭再組是脫

離貧窮的一項助力，但在現實中，欲採用此方式來脫扶並不容易，亦非弱勢家庭因應經濟困頓時的普遍做法。

以上，我們已約略觸及到嘉義家扶經濟扶助個案進入與脫離扶助的關鍵因素，我們則依第二節文獻裡 Bane & Ellwood (1986)、Jenkins (2000) 的貧窮動態概念架構，整理成表 1.2。此表顯示，共有 3831 個案 (48.58%) 是因為「家庭組成重大改變」而受扶，而有 80.1% (6317 個個案)，是因為「收入變化大於需求變化」而脫扶 (收入事件)。此結果也直接地呼應本文稍前有關受扶家庭的戶長婚姻屬性、家庭型態轉變的分析結果，即進入扶助與脫離扶助的影響要素各有不同。若將影響給付動態因素，更進一步細分為人口因素與收入因素，則由表 1.2 可知，人口因素與收入因素對於嘉義家扶個案的影響並不相同，人口因素是影響進入受扶地位的最主要原因，若依個別事件來說，「主要家計負擔者死亡，且母親成為主要家計者」的影響最大 (人口事件，41.26%)，次則是「戶長勞動所得下跌」(收入事件，20.16%)。而影響脫離受扶地位的事件，則是收入事件的影響力大於人口事件；若以個別事件來看，「家庭就業人口增多 (子女從依賴人口變成就業人口)」的影響最鉅 (收入事件，41.82%)，次要因素則是「戶長勞動所得增加」(收入事件，10.47%)。家庭透過子女成長來脫離經濟貧困狀況，與徐震 (1990) 多年前對台灣低收入戶脫貧的觀察結論一致。

上述有關嘉義家扶經濟扶助個案的描述性分析結果，至少凸顯出三個重要的意涵：1. 有相當高比例 (66.59%) 的經濟弱勢家戶並未得到政府的福利體制的眷顧，而嘉義家扶的經濟協助方案，則扮演著補充政府社會救助相關體系功能不足的社會角色。2. 有超過 5 成的家庭因更動戶長而進入受扶地位，這意謂家庭的主要經濟來源繫於主要經濟負擔者的比例頗高。3. 幼年子女的確是家庭負荷的重要來源之一，但亦是家庭未來脫離經濟困境的最主要動力 (呂朝賢，1995b)。基於第 2 與第 3 點，本研究認為宜建



立不同人口群的經濟支持體系，宜將兒童視為公共財，國家應擔負一定的養育責任，若能因此而建立不同生命歷程的經濟困難緩衝支援體系，相信將可減緩與縮短經濟弱勢兒童的窮困年資。

## 二、受扶時段的分配及脫扶的影響因素

為瞭解嘉義家扶經濟援助個案的給付動態，我們依稍前 Bane & Ellwood (1986) 所提出的貧窮動態分配公式，計算 1967-2008 年間嘉義家扶個案在受扶地位上的動態分配狀況，計算結果呈現於表 2。由表 2 第(1)與(2)欄可知，停留於受扶狀態的時間愈長，則脫扶機率愈高，約五成左右個案(53.2%)會在 6 年內脫離受扶狀態，個案的給付年資中位數約為 5 年。表 2 第(3)至第(5)欄是依 Bane & Ellwood (1986; 1994) 所提出的動態分配公式計算而得，他們以住院病人為例，說明第(3)至第(5)欄數值的意義，以下我們沿用 Bane & Ellwood 的說明方式，分別說明表 2 各項數值所呈現的意義。

表 2

脫扶機率與受扶時段分配 (1967-2008)

區間	脫扶機率	累積脫扶機率	受扶起點			續扶率	受扶起點 三年平均
			完成	完成	未完成		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
[0,1)	0.0554	0.000	5.54	0.94	17.27	100.00	---
[1,2)	0.1226	0.055	11.58	3.27	16.31	82.73	---
[2,3)	0.1434	0.171	11.88	5.59	14.31	66.42	9.67
[3,4)	0.1765	0.290	12.53	8.25	12.26	52.11	12.00
[4,5)	0.2000	0.415	11.69	9.90	10.10	39.85	12.03
[5,6)	0.2397	0.532	11.21	11.61	8.08	29.76	11.81
[6,7)	0.2299	0.644	8.18	10.00	6.14	21.68	10.36
[7,8)	0.2910	0.726	7.97	11.25	4.73	15.54	9.12

表 2（續）

區間	脫扶機率	累積脫扶機率	受扶起點	某個時間		續扶率	受扶起點
	(1)	(2)	完成	完成	未完成	(6)	三年平均
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
[8,9)	0.2846	0.806	5.52	8.84	3.35	10.81	7.22
[9,10)	0.2842	0.861	3.95	7.06	2.40	7.46	5.81
[10,11)	0.2774	0.901	2.76	5.45	1.72	5.06	4.08
[11,12)	0.3256	0.928	2.34	5.06	1.24	3.34	3.02
[12,13)	0.3268	0.952	1.58	3.73	0.84	2.10	2.23
[13,14)	0.3671	0.967	1.20	3.04	0.56	1.26	1.71
[14,15)	0.5000	0.979	1.03	2.82	0.36	0.70	1.27
[15+]	0.5000*	1.000*	1.03	3.19	0.35	0.35	---
合計			100.00	100.00	100.00	---	---
受扶年資	平均數	---	5.31	7.45	3.96	---	---
	中位數	4.972					
母體數		7865					

資料來源：財團法人台灣暨兒童家庭扶助基金會嘉義分事務所，本研究整理。

說明：\*為假定的脫扶機率。

第（3）欄數值假設若以入院時間為基點，則這群剛入院病人「預期」的住院年數別比例；對本文來說即指對所有剛取得受扶資格者，預期停留於受扶狀態（地位）上的年數別比例，簡稱為預期給付年資別比例。在這一欄中，以滿 3 年未滿 4 年的個案之所占比例最高（12.53%），滿 1 年至未滿 6 年等五個給付年資別所占比例最高，約占總體的 58.9%，也就是說在給付年資 6 年內，即有 58.9% 的經濟弱勢個案會脫扶。若由三年的移動平均數值來看，隨給付年資的增長，受扶人口比例愈來愈低；此一現象顯示弱勢家庭的經濟自足能力漸能滿足家庭總體需要，個案家庭本身經濟自足能力改善，則直接地反映出嘉義家扶經濟扶助方案，有益於培養／支持弱勢家庭的經濟自足能力。

相對於第（3）欄是以世代（cohort）取向，描繪嘉義家扶經扶助個案於受扶地位上的流動，第（4）與第（5）欄則是以時期（period）向度來

描述個案的分配情形。第(4)欄約當是指任何一時間點上，剛出院的病人，到底在醫院裡住多久的分配，或者說，不同住院年數別對總住院年數的貢獻(分配)比例；對本文來說即不同受扶年數別的類屬，對於總受扶年數的貢獻度，簡稱為給付年資別貢獻度。平均給付年資為7.45年，而且以滿5年但未滿8年等三個給付年資組的貢獻度最高，約占總給付年資的三分之一。此一數值高於前述第(3)欄的平均年資5.31年，這也是一般我們以橫斷性研究(單一時間點)來剖析貧窮(失業、福利)人口組成時，因為未考慮到長期貧窮者(失業者、福利者)的影響，而常會發生「高估」給付年資別的貢獻度。

另外由第(4)欄與第(5)欄數值來看，其呈現出嘉義家扶經濟扶助個案並未發生一般貧窮動態分配所具有的雙元性(dual nature)特質：短期受扶者占多數，但長期受扶者占總給付年數(total benefit years)的比例大。之所以如此，乃因嘉義家扶的經濟扶助方案有身分、年齡及家庭總額的半強制性規定。在給付係有時間限度的(time limit)規範下，受扶個案勢必會較早思考脫扶後的處境，及早為脫扶生活做準備，因此第(4)欄數值呈現出先升後降，集中於中間世代(年齡組別)的狀況，而非集中在最高給付年資組(15+) <sup>13</sup>。

第(5)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，此可類比為尚未脫扶者中已受扶年數別比例，簡稱為已給付年資別比例。與第(4)欄一樣，此欄數字約略等同於一般橫斷性資料/研究所呈現的現象，即自當期來看，嘉義家扶個案的確以短期給付年資者居多。但誠如 Bane & Ellwood (1986; 1994) 所言，此

---

<sup>13</sup> Bane & Ellwood (1986) 最高組別的比例為 51.5%。呂朝賢等 (2008) 的研究則為 52.54%。

一詮釋是不恰當的，因為我們所觀察到的個案皆尚未完成其受扶歷程，所以我們不能說，嘉義家扶經濟扶助個案中，給付年資未滿 1 年者占 17.27%、未滿 2 年者占 16.31%，這是一種不適當的詮釋（呂朝賢、陳俊全、王德睦，2008）。不過我們卻可以依此數值，來推測有資格持續受扶的比率，一般稱之為續貧率（呂朝賢等人，2008），本文稱為續扶率。

在純數學的意涵上，續扶率愈高即表脫扶的條件機率愈低；在實務應用上，若我們僅考慮短期（1-3 年）的推計，則續扶率可做為概估未來預計投入於經濟扶助的金額，有利於組織預備資金或因應的募款計畫。表 2 顯示，入扶 4 年內的續貧率皆超過 50%，即在單一時間點中未結案的嘉義家扶個案，有 52.11%會精確地停留於受扶地位 3 年。相較於低收入戶動態研究結果（呂朝賢等人，2008），嘉義家扶個案停留於受助地位的時間較短，這一方面表示嘉義家扶個案的流動性較高外，這也意謂在行政成本會較高，因為嘉義家扶必須不斷地為新進個案做資格評估，為脫扶個案做轉銜準備。

前述表 2 中所呈現數值，已對「脫扶機率與受扶時段分配」做一定的描述與釐清，在表 3 中我們則運用 Cox 迴歸，更進一步分析影響嘉義家扶經濟弱勢個案脫離扶助的原因。表中 Hazard Ratio 若大於 1 則表示較易脫扶，小於 1 則表示較難脫扶，例如：1967-1974 年入扶者，比 2003-2008 年入扶者，多了 139.13%的機會脫扶，1975-1980 年入扶者則較 2003-2008 年入扶者增加了 160.56%的脫扶機會。不同「入扶時段」對脫扶之影響差異，實受嘉義家扶給付規定、條件與內容因年代而異所致，這之中以放寬扶助對象年齡與給付項目之影響最大<sup>14</sup>。

<sup>14</sup> 家扶扶助對象標準：1967~1974 年，12 歲以下兒童，其家庭未受政府或其他救濟機構之固定補助：(1). 父母雙亡，家境貧困無可依賴之孤兒。(2). 貧困無依之寡婦子女。1975~1996 年，14 歲以下兒童：(1). 父母雙亡。(2). 父母之一方死亡、

除入扶時段會影響脫扶外，餘影響脫扶的因素檢整如下：1.個案年齡愈大者愈容易脫扶，此乃因嘉義家扶的經濟扶助有年齡限制所致。2.家庭受扶兒童數愈多者愈不易脫貧、低收入家庭較不易脫扶，此兩項因素實反映家庭經濟弱勢狀況，愈窮困者愈不容易脫扶。3.家庭依賴比愈高者愈不易脫扶、戶長職業為「無業或拾荒」者較「受雇者」（農業受雇者+非農業經營管理和受雇者+文書推銷和服務工作）更不容易脫扶；這二項因素則反映家庭的自足能力，自足能力愈差者愈需仰賴嘉義家扶支助所致。4.「需求大於收入」及「收入大於需求」兩項因素對脫扶的影響力皆大於「家庭組成改變」，且較易脫扶；此意謂家庭結構變動愈大者（尤其是原生家庭解組），愈是積重難返，以致不易脫扶。

表 3

脫扶的影響因素 (Cox 回歸)

變項	屬性	係數	標準誤	Hazard Ratio
居住區域	都市 ( 鄉村 )	-0.0235	0.0279	0.9768
個案年齡組		0.4945 ***	0.0127	1.6397
個案性別	男 ( 女 )	0.0576 *	0.0246	1.0593
家庭累積受扶兒童數		-0.0802 ***	0.0177	0.9229
收入與需求異動 (T0-T1)	( 家庭組成改變 ) 收入大於需求	0.0693 *	0.0320	1.0718

或因離婚、或出走不負扶養兒童之責任者。(3).父母雙存，而存在之父母一方：患有嚴重之精神病，無法正常生活；殘廢無工作能力；判刑在獄，刑期尚有兩年以上；患有非短期可以治癒之嚴重疾病者。1997~迄今，18歲以下兒童（年齡可視狀況而放寬）：(1).父母雙亡。(2).父母一方死亡，或因離婚、遺棄不負撫養兒童之責任者。3.父母雙存，但父母其中一方：患嚴重之精神疾病，無法正常生活；嚴重肢體及身體機能障礙，致無法工作；經判刑在獄，刑期尚有一年以上；患有非短期可以治癒之嚴重疾病者。(4).父母雙存，但因年老或謀生能力低，無法提供子女最低生活需要者。上述各年代中的條件，符合一項條件即可接受扶助。(上述資料取自家扶歷次扶助辦法)

表 3（續）

變項	屬性	係數	標準誤	Hazard Ratio
戶長職業	需求大於收入 (受雇者)	0.1177 ***	0.0332	1.1250
	無業或拾荒	-0.0679 *	0.0327	0.9343
	自營作業者	-0.0103	0.0410	0.9897
	體力工與其他	-0.0461	0.0369	0.9549
案家有無田產	有(無)	-0.1149 **	0.0345	0.8914
是否為低收入戶	有(無)	-0.1135 ***	0.0265	0.8927
開始受扶年代 (2003-2008年)	1967-1974年	0.8718 ***	0.0700	2.3913
	1975-1980年	0.9577 ***	0.0707	2.6056
	1981-1988年	0.6556 ***	0.0683	1.9263
	1989-1996年	0.5713 ***	0.0670	1.7706
	1997-2002年	0.2925 ***	0.0722	1.3398
	家庭依賴比		-0.5283 ***	0.0786
貧窮時段	合計(完整,截斷)		7846 (6679,1167)	
Omnibus Test	-2 Log Likelihood		10452.891	
	Overall(Chi-Square)		1984.213***	

資料來源：財團法人台灣兒童暨家庭扶助基金會嘉義分事務所，本研究整理。

說明：1.屬性一欄中，括號內的類別為參考類別。2.收入與需求異動(T0-T1)：指案家「接受扶助前」至「接受扶助時」等兩個時間內的「收入與需求異動」。

## 伍、結論

給付動態是討論家庭受扶地位的流動情形，本研究以 TFCF 嘉義分事務所 1967-2008 年經濟扶助個案為例分析此議題。研究發現人口事件與收入事件對於給付動態的影響並不一致，人口事件是影響入扶的主要因素、收入事件則是影響脫扶的主要因素。雖然嘉義家扶經濟扶助方案標的為兒童，屬性上為兒童的支持性援助，並不直接處理家庭就業人口工作問題，但本研究認為該方案依然對家庭經濟收入提昇有一定的助益，其理由有

二：1.對兒童的經濟援助具有間接安定家庭工作者心情，減少後顧之憂，而投入更好工作。2.該方案亦有為經濟弱勢兒童培力，培養他們的人力資本，及可就業能力的作用存在。

研究也發現家庭解組對家庭經濟的衝擊相當大，且有很高的不可逆轉性，亦是入扶原因之一，這些家庭解組者的經濟弱勢程度往往亦較高。而誠如文獻所言，家庭重組是脫離家庭經濟困境的良方之一，此原理亦適用於嘉義家扶的經濟扶助個案。然而，家庭重組雖是一道良方，但在現實環境中，已解組的弱勢家庭可以再「重組」的機會或者難度皆相當高，前述的分析亦支持此項推測。即便在福利政策上，我們亦不主張以將「家庭重組」當成唯一的處遇目標與方向。相反的，我們覺得應將政策目標或處遇焦點放在經濟弱勢兒童培力。其實這亦是本研究的另一個重要發現：兒童既是家庭需求增長的原因，但也是家庭脫扶的重要力量。我們發現許多弱勢兒童尚未得到政府的援助，我們主張政府應視兒童為公共財，提供不需「依靠」就業者（主要家計負擔者）即可取得的福利給付。政府亦應建立風險指標機制，對不同處境的經濟弱勢家庭，提供綜融性的服務或協助，讓所有兒童皆可享有公正的、友善的環境。

## 參考文獻

- 王永慈（2000）。《我國兒童貧窮問題之探討》（No. NSC89-2412-H030-003）。臺北市：行政院國家科學委員會。
- 李淑容（1996）。《女性單親家庭經濟安全及其因應對策之研究》（No. NSC85-2412-H031-002）。臺北市：行政院國家科學委員會。
- 呂朝賢（1995a）。〈近十年來臺灣省各縣市貧窮率變化的影響因素〉，《臺灣銀行季刊》，46（2）：252-272。
- 呂朝賢（1995b）。〈貧窮的性別與婚姻屬性差異〉，《婦女與兩性學刊》，6：25-54。
- 呂朝賢（1998）。《臺灣的貧窮問題：理論的定位、檢證與政策》。嘉義：國立中正大學社會福利研究所博士論文。
- 呂朝賢（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。
- 呂朝賢、王德睦（2000）。〈1960s 以降的美國貧窮理論：回顧與整合〉，《人文及社會科學集刊》，12（1）：149-195。
- 呂朝賢、陳俊全、王德睦（2008）。〈臺灣的社會救助動態：趨勢、型態與成因〉，《人文及社會科學集刊》，20（4）：441-479。
- 呂朝賢、鄭清霞（2004）。〈單親家庭與貧窮〉，《臺灣銀行季刊》，55（2）：120-132。
- 徐震（1990）。〈台灣的新貧窮與貧窮對策〉，《中國論壇》，30（1）：38-41。
- 張清富（1993）。《臺灣兒童貧窮之研究》（No. NSC82-0301-H005a-004）。臺北市：行政院國家科學委員會。
- 鄭麗珍（1998）。《單親家庭與反貧窮策略》（No. NSC88-2412-H002-015）。臺北市：行政院國家科學委員會。
- 財團法人台灣兒童暨家庭扶助基金會（TFCF）（2006）。《家庭扶助工作手冊》。台中：財團法人台灣兒童暨家庭扶助基金會。
- Ballantyne, S., Chapple, S., Maré, D., & Timmins, J. (2004). Triggering movements into and out of child poverty: A comparative study of New Zealand, Britain and West Germany. *Social Policy Journal of New Zealand*, 22(July) , 83-96.



- Bane, M. J., & Ellwood, D. T. (1986). Slipping into and out of poverty: The dynamics of spells. *Journal of Human Resources*, 21(1), 1-23.
- Bane, M. J., & Ellwood, D. T. (1994). *Welfare realities: From rhetoric to reform*. London, England: Harvard University Press.
- Bourreau-Dubois, C., Jeandidier, B., & Berger, F. (2003). *Poverty dynamics, family events, labour market events in Europe: Are there any differences between women and men?* Paper presented at the the 2003 Conference of European Panel Users Network (July 3-5), Colchester, UK.
- Cantó, O. (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), 569-588.
- Cantó, O., Río, C., & Gradin, C. (2007). What helps households with children in leaving poverty?: Evidence from Spain. *Research on Economic Inequality* 14, 1-29.
- Dewilde, C. (2003). A life-course perspective on social exclusion and poverty. *British Journal of Sociology*, 54(1), 109-128.
- Dewilde, C. (2006). Becoming poor in Belgium and Britain: The impact of demographic and labour market events [Electronic Version]. *Sociological Research Online*, 11. Retrieved January 23, 2009, from <http://www.socresonline.org.uk/11/1/dewilde.html>.
- Duncan, G. J., Björn, G., Richard, H., Günther, S., Hans, M., Ruud, M., Brian, N., & Jean-Claude, R. (1993). Poverty dynamics in eight countries. *Journal of Population Economics*, 6(3), 215-234.
- Duncan, G. J., & Rodgers, W. L. (1988). Longitudinal aspects of childhood poverty. *Journal of Marriage and the Family*, 50(4), 1007-1021.
- Fouarge, D., & Layte, R. (2005). Welfare regimes and poverty dynamics: The duration and recurrence of poverty spells in Europe. *Journal of Social Policy*, 34(3), 407-426.
- Gottschalk, P., & Danziger, S. (2001). Income mobility and exits from poverty of American children. In B. Bradbury, S. P. Jenkins & J. Micklewright (Eds.), *The dynamics of child poverty in industrialised countries* (pp. 135-153). New York:

- Cambridge University Press.
- Hunter, R. (1904). *Poverty: Social conscience in the progressive era*. New York: Harper & Row.
- Jenkins, S. P. (2000). Modelling household income dynamics. *Journal of Population Economics*, 13(4), 529-567.
- Jenkins, S. P., & Rigg, J. A. (2001). *The dynamics of poverty in Britain* (Department for Work and Pensions Research Report No. 157). Leeds: Corporate Document Services,.
- Jenkins, S. P., & Schluter, C. (2003). Why are child poverty rates higher in Britain than in Germany? A longitudinal perspective. *The Journal of Human Resources*, 38(2), 441-465.
- Jenkins, S. P., Schluter, C., & Wagner, G. G. (2003). The dynamics of child Poverty: Britain and Germany compared. *Journal of Comparative Family Studies*, 34 (3), 337-353
- Layte, R., & Whelan, C. T. (2002). Cumulative disadvantage or individualisation ? A comparative analysis of poverty risk and incidence. *European Societies*, 4(2), 209-233.
- Layte, R., & Whelan, C. T. (2003). Moving in and out of poverty: The impact of welfare regimes on poverty dynamics in the EU. *European Societies*, 5(2), 167-191.
- Mauldin, T. A. & Mimura, Y. (2007). Marrying, unmarried, and poverty dynamics among mothers with children living at home. *Journal of Family and Economic Issues*, 28(4), 566-582.
- Mckernan, S. M., & Ratliffe, C. (2005). Events that trigger poverty entries and exits. *Social Science Research*, 86 ( Supplement ) , 1146-1169.
- Rowntree, B. S. (1901). *Poverty: A study of town life*. London: Thomas Nelson and Sons.

# The Dynamics of Economic Provisions Derived from the Cases of TFCF: An Example of Chiayi Branch (1967-2008)

Chao-Hsien Leu\* ,Te-mu Wang\*\* ,  
Yi-Ting Lin\*\*\* ,Ming-Yen Sen\*\*\*\*

## Abstract

Our study establishes a set of pseudo panel data based on the income assistance case records from 1967 to 2008 of Chiayi Branch Office, Taiwan Fund for Children and Families (TFCF), and uses such data to analyze the benefit dynamics of the income assistance cases of TFCF. The results are as follows:

1. Among the income assistance cases of TFCF, 66.59% of the children weren't included in the statutory assistance system. It seems that the TFCF program has the capacity and function to meet up with the shortcomings of the statutory welfare provision.
2. Demographic profile are the main factors preventing children from re-

---

\* Associate Professor, Department of Nonprofit Organization Management, Nanhua University

\*\* Professor, Department of Social Welfare, National Chung Cheng University

\*\*\* Doctoral Student, Department of Social Welfare, National Chung Cheng University

\*\*\*\* Director, Chiayi Branch Office, Taiwan Fund for Children and Families (TFCF)

ceiving income assistance, while income variables are the main factors that cause children withdrawing from income assistance.

3. Family disorganization is the main demographic variables causing children to receive income assistance, often highly unrecoverable, and results in the family transformation from nuclear to single-parent one. In addition, disorganized families are often more economically-disadvantaged.
4. Children-ship is the main reason why families can last longer and kids play an important role motivating family to leave from income assistance program.

Accordingly, we suggest that the government needs to see children as public goods, and offer them and their families the welfare benefit not “depending on” earners. The government should set up risk assessment mechanism in order to provide various economically-disadvantaged families with comprehensive service, and make sure all children can grow up in a fair and friendly environment.

key words: income support, TFCF, benefit dynamics, child welfare