

貧窮的性別與婚姻屬性差異

呂朝賢^{**}

壹、研究問題與研究目的

近年來臺灣地區關於貧窮的研究在量上雖有增加的趨勢，但大部分研究之低收入標準，皆是沿用政府法定低收入標準(Tsai, 1992)。這種作法固然有助於契合實際現況，對現行政策可做比較貼切的建議，但如此沿用，將遭遇二問題：一是法定貧窮線經常是政治性的色彩大於理性的色彩(Dinitto & Dye, 1987:68)，例如：我國的貧窮線訂定過程中，通常會以政府財務狀況與避免養成貧民依賴二項理由，而訂定偏低的貧窮線(立法院, 1980: 42-60；陳琇惠, 1986:10；黃進豐, 1990:20)；二則是偏低的貧窮線易導致那些未符合法定標準，但接近法定貧窮的家戶或個人被忽略。為掙脫當前研究的限制，脫離現存的法定低收入標準，重新試擬一合理的貧窮線，應是目前較可行的研究取向。

其次，從社會整體來看，貧窮實可視為社會所得分配不均現象的一種顯性表癥，如能以一不均等指標來表示這個現象，可望對貧窮狀況有更深層了解，故本文亦將此問題納入在後續的討論之中。最後，也是我們最關心的問題，即致貧因素的探討。此議題一直是學者們關懷與研究的主題，在臺灣以往的研究中，這方面的討論多著重在人力資本因素的探究(Tsai, 1992)，即使有少數人從結構因素來探討(如呂朝賢, 1993；張清富, 1993)，但整體觀之仍略顯不足。而家庭結構可謂是個人與結構兩取向中的轉折點，且一般低收入戶或貧戶的界定皆是以家戶為單位，加以近年來貧窮有所謂女性化與年輕化的趨勢，更突顯了以此作為研究的重點所具有之理論上合法性，並有助於社會救助政策修訂的參考。因此，在本文的最後一節中，我們將試擬從不同家庭結構相關因素來探討致貧的因素，尤其著重在貧窮家戶戶長之性別與婚姻狀況上，以補以往研究之不足。

* 中正大學社會福利研究所博士班研究生

作者感謝王德睦教授在寫作過程中悉心的指導，亦感謝蔡勇美、王國羽、陳孝平、蔡宏昭等教授、及陳俊全學長、鄭清霞學妹等人，對本文初稿提供相當寶貴的意見。最後，感謝二位匿名審查教授割切的斧正，原文已針對修改意見做修正。文章若有謬誤，作者當應自負文責。

簡言之，本文目的企圖跳出近年來臺灣貧窮的研究的限制，嘗試由擬定合理貧窮線、尋找適當的貧窮指標，及結合不同理論對致貧的解釋，用以檢視臺灣地區貧窮現象的狀況，並作為未來社會救助政策制定之參考。

貳、貧窮線的設定

George & Howards(1991:2-11) 認為「貧窮」是一多層次的概念，他們依不同程度的貧窮狀況劃分出四種貧窮，以最貧困為始依序分別為：(1) “個人或家庭的所得無法維持自己或家庭成員生存”的饑餓 (Stravation)貧窮；(2) “個人或家庭所得無法購買基本生活水準所需的財貨”的生計(Subsistence)貧窮；(3) “個人或家庭的所得不能充分的支付其達到該社會工作階級(Working Class)的生活水準”的社會應付(Social Coping)貧窮；(4) “個人或家庭的生活無法滿足他們達到社會平均的生活水準”的社會參與(Social Participation)貧窮。但現實中，每一個國家皆會因政治、社會、經濟或文化上的考量，而選擇採用上述四個層次中的一種來做為法定貧窮的基礎。換言之，何謂「貧窮」，其實並無一致通用的標準，端視訂定者所持的貧窮概念的不同而有所差異。限於篇幅，我們無法一一討論這些方法，僅介紹就較普遍的幾種訂定貧窮線的方法，而這之中多數的方法是以生計貧窮的觀點來作為界定貧窮的基礎理念。在討論完這些方法的優缺點之後，本文將再就目前我國的貧窮線界定方法作些反省，並藉以導引出本文所欲採用的方法。茲述各種界定貧窮線的方法如下：

一、SSA Index

這是美國社會安全署(Social Security Administration)的研究員Mollie Orshansky在1963-65年間所發展出來的。Orshansky 定義貧窮為“缺乏足夠的收入，於市場中購買(Market Basket)最低適量的財貨與服務”。她以美國農業部 (Department of Agriculture)於1961年所進行的經濟飲食計劃(Economy Food Plan)的資料(經濟飲食攝取"Economy Diet")來作為研究的基礎(Ropers, 1991:36)。這一研究的結果發現，低所得家戶(貧窮的家戶)大約用他們所得的三分之一去購買食物，所以她認為貧窮線應設在能購買農業部低成本預算的食物(經濟飲食)的三倍左右。(Katz, 1989:15)。但為了計算不同家庭類型的最低生活預算，Orshansky又以四個變數：戶量、居住地點(鄉村或非鄉村)、戶長的性別與家戶中小孩數，計算出124 個不同家戶型態的最低生活消費預算(Schiller, 1984 :16)。之後，美國政府就參考她所設算出來的指

標為基礎，做為設定貧窮線的“參考”，並以消費者物價指數來調整每年的貧窮線(Katz, 1989:116)。

二、一籃市價法(Market Basket Method)

這個方法最早由Rowntree(1989)對英國約克市(York)的貧戶調查時所發展出來的。它主要依營養學的判斷，以維持生命所需之營養和這些營養所必須之食品種類數量分門別類，然後把這些食品換算成市場價格，即得最低的食品費用。以同樣的方法，將居住、服飾、保健和雜費等必要最低的消費數量，換算成市場價格，再加前述的最低的食品費用即可得最低生活費用(蔡宏昭，1990:117)

三、恩格爾方式 (Engel Method)

此方法是以一籃市價法測出最低的食品費用，然後除以恩格爾係數，以算出最低所得或消費。此方法必須設定一個標準家庭(沒有老人、病人、產婦、殘障者或自費教育的子女的標準家庭)，然後計算出食品支出佔家戶消費支出的比重即恩格爾係數，接著再以一籃市法測定該家戶最低食品費用，最後以食品費用除以該家庭的恩格爾係數，即可得最低生活費用。當然亦可將某一地區的家計調查中取出數種所得階層，再推估最低生活費用的恩格爾係數，最後再以最低食品費用除以最低恩格爾係數，即可得最低生活費用(蔡宏昭，1990:118)。

四、基本需求預算法(Basic Need Budgets Approach)

這個方法首先設定人們應有一些優先必需滿足的需要，然後依這些需要設算最低的基本生活費。這些基本需要通常有七類，即食物、住宅、健康照護、遷徙、衣著、兒童照顧、其它雜項等七項。這些基本需要的質或量是依(美國)政府所設算的該類需要最低支出標準，或實際生活中的標準來設定。而這個方法還會依照父親不同的職業地位，小孩的年齡、居住地點、是否是受僱者及依家庭大小來調整。例如：一個居住在美國中西部的家庭，包括有業父母及二個學齡前小孩的家庭基本生活預算約為美金1495元，但對一個居住在美國南部鄉村地區的家庭，括有業父母、二個年長的孩子的家庭其基本生活預算則為美金1039元。是以，依此方法隨著家庭狀況的不同就會有不同的貧窮線(Renwick & Bergann, 1993)。

上述四種方式基本上都各有優缺點。首先，SSA Index 與基本需求預算法都考慮到家庭規模所引致的消費規模經濟，及不同性別、年齡與居住區域別的消费差異。其次，

恩格爾係數與基本需求預算法皆考慮到不同所得階級的不同消費習性與需要。最後，恩格爾方法與SSA Index皆有設算方便的優點，較利於實際政策執行的方便性。但是這四種方法亦都有缺點。首先，四種方法都面臨如何選擇最適當的食品類別消費支出做為衡量標準的問題，例如：吃肉可以得到蛋白質，但不同的肉品又有不同的價格，那麼該選擇那一種肉品呢？其次，一籃市法未考慮到不同的家庭組成所引致的消費規模經濟問題。第三，恩格爾係數有所謂的「恩格爾法則停止現象」。第四，這四種方法都假定低收入家庭都是很會管理與使用家庭的所得，能把家庭的所得或資源用的非常適當，而未考慮到例外的狀況。最後，對於基本需求項目的選擇問題，那些項目應該納入基本的需求呢？兒童的生日禮物算不算？酒精或香菸消費應該算嗎？這都很難做決定，且受做決策者的主觀認知影響很大。第六，基本需求預算法的計算方式太過於複雜，未考慮到政策執行過程中龐大的服務輸送交易成本問題。

至於我國的低收入標準，可以分成二類。就臺灣省與高雄市而言，低收入戶係指家庭總收入平均分配於全家人口每月未超過最低生活費者。最低生活費係參照該地區前一年政府公布之家庭每人平均所得三分之一內訂定。而臺北市的最低生活費則是參照該市前一年家庭收支調查平均經常性支出之百分之四十範圍內訂之。二者幾乎包括了前述四種方法的所有缺點，而且不論以三分之一或百分之四十訂定事實上都未有任何理論的依據，且事實上經常訂出的貧窮線都是低於三分之一及百分之四十，可見標準的設定不純只考慮低所得者的最低生活需求而已。另外，如果三分之一或百分之四十是最低的生活費用，那麼就不應在施行細則上訂出在「三分之一或百分之四十範圍內訂之」的條件，因為如此就可能造成一些事實上是貧窮者的人無法取得救助的資格。而臺灣省與高雄市以平均所得來界定最低生活費用並不合理，因為所得與最低生活費之間並無必然的關係存在。而臺北市的經常性支出包括消費性與非消費性支出，但是低收入家庭的消費性支出一般而言較高所得階層者為高，如此訂定可能會使貧窮線失真。最後，省市標準不一致，且差距甚大，有必要再思考(陳琇惠，1986)。

因此，因應目前貧窮線訂定的諸多缺陷下，本文擬重新訂出一較適宜的貧窮線標準。首先，本文認為貧窮應不只考慮到那些已生活在最低生活水準之下的人，而是應更擴大到有可能落入生計貧窮的人口，以上述四種貧窮的層次來看，本文的貧窮定義應介於生計與社會應付貧窮兩者之間。其次，因為家庭組成的不同在消費上有所謂的消費規模經濟存在，且目前很多國家亦採取這種型式來計算貧窮線(Phipps, 1993)，所以本文的貧窮線定義亦將採此設算的方式。但如此就引發如何設算一個人最低生活費的問題，如以社會應付貧窮層次來說，此一最低生活費應是參考工作階級人口的生活水準而定之，

而觀諸我國的狀況，社會中大部分的家庭屬於勞工家庭，他們的消費支出應較能代表目前社會的一般生活水準。是故，本文的設算標準亦是以勞工家庭的生活水準為參考基礎。但我們應依此類家庭的那些支出項目為設算的基礎呢？在此，本文參酌基本需求預算法的精神，此一人最低生活費是擬以一人家戶中戶長職業屬於勞工者的家戶的平均消費性支出減去飲料費、菸草費、家事管理費、娛樂消遣及教育文化支出及什項消費支出為標準。減除這些項目的理由有二：一是這些項目並非生活所必須，例如：菸草與飲料費用不僅非生活的基本需要財貨，且有害健康故剔除之。二則是本文所採用的所得資料中，這幾個項目混雜了很多次項目，無法仔細的分解出何者為基本生活所需的財貨，且有些次項目的財貨性屬奢侈品，故剔除之。

另外，本文的貧窮線係以各戶量的家庭消費經濟規模來折算各戶量別的貧窮線。但在此我們面臨到高戶量家庭的家庭消費均等比該設定為多少的問題？由文獻中(Phipps, 1993)我們發現先進國家的家庭均等比多只計算至七人戶而已，七人戶以上則以七人戶的消費均等比為標準。但我們認為這樣子的設算等於是宣告，七人以上的家庭消費與七人家戶無異，這與實際狀況不符。因此，為兼顧實際消費狀況與本文資料的限制，本文擬用王正(1994)的研究所得出的歷年(民國 76-80年)家庭消費均等比的平均折算率為依據。但因為王正教授只估算至十人戶，所以在十人戶之上的貧戶我們採固定的折算率，假定每增加一人，家庭均等比增加.31(此數值是由1人至十人家戶的平均折算率的平均計算而得，參見表一)。

參、貧窮不均等指標

以往我們檢視整個社會的貧窮嚴重程度時，都是以貧窮家戶數佔總家戶數的比率為依據。但這種方式卻未能告訴我們貧窮家戶真正的貧窮嚴重程度，譬如：有甲與乙兩個國家，他們的人口都只有五人，他們的所得分別為：甲國「100、200、400、400、500」元，乙國「100、100、400、400、500」元。假如現在的貧窮線為300元的話，那麼兩國的貧戶率都是0.4，但事實上乙國的貧窮人口是比較窮的，故以貧戶率並不能很敏感地測出貧窮人口群中所得分配的狀況。它的測度雖然較易懂易算，但該指標基本上違反了二個訂定貧窮指標的定理 (Sen, 1976)：①在其它條件既定下，一在貧窮線以下的人(家戶)所得減少，則貧窮不均指標值應上昇。②在其它條件既定下，一個貧窮線以下的人移轉所得至任何一個較富者，則貧窮不均指標值應上昇。所以，此指標比較不能真實反應貧窮嚴重程度的現況。

表一：不同戶量別貧窮線

(1) 戶量	(2) 平均折算率	(3) 家庭均等比	(4) (3)*11319
1		1.00	11319.00
2	0.66(1-2)	1.66	18788.54
3	0.59(2-3)	2.25	25467.75
4	0.42(3-4)	2.67	30221.73
5	0.10(4-5)	2.77	31353.63
6	0.14(5-6)	2.91	32938.29
7	0.18(6-7)	3.09	34975.71
8	0.23(7-8)	3.32	37579.08
9	0.31(8-9)	3.63	41087.97
10	0.32(9-10)	3.95	44710.05

資料來源：行政院主計處，民八十年臺灣地區家戶收支調查資料(註一)。

說明：家庭消費均等比的計算，是以各戶量別家戶年度平均消費支出為基，把一人家戶的平均消費支出設算為 1，其它戶量別的家戶消費均等比，即是與一人家戶相除之後而得。依上述本文所討論的最低生活費定義，本文以八十年度臺灣地區家戶收支調查計算戶長屬於勞工者的每月的平均最低生活費為11319元。第二欄中的平均折算率是取自王正(1994)的研究而來，未括號的數字代表兩戶量間的歷年來平均折算率，括號中的數字則代表戶量。

而另外一個衡量貧窮重程度的指標是平均的貧窮差距 (Average Poverty Gap)，其計算方式如下：

$$1/a \sum_{i=1}^a (z_i - y_i)$$

a 為貧戶數
z 為貧窮線
y 為貧戶的所得

以上述的例子來看，甲國的平均平窮差距為150元，乙國為200元，這似乎可以顯現出乙社會的貧窮程度較嚴重。但是很可惜的是，平均的貧窮差距依然未能很敏感的顯示出貧窮家戶的所得分配狀況。以上述例子來說，如果較窮的家戶把錢移轉給較不窮的家戶的話，那麼平均的貧窮差距並不會改變，但事實上貧戶所得分配已不同於前(Phipps, 1993)。這個指標雖符合上述的定理一，但卻違反了定理二。

除了上述兩個指標外，FGT指標(Foster et. al., 1984)亦是經常被使用的，且被一些學者認為是最佳的指標(Phipps, 1993; Rodgers & Rodgers, 1990)。此指標的計算方式如下：

$$P_{\alpha}(y; z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q (q_i/z_i)^{\alpha}$$

q 表家戶總數
 q 表貧戶數
 $q_i = z_i - y_i$
 z_i 表家戶 i 的貧窮線
 y_i 表家戶 i 的所得
 α 表貧窮嫌惡(poverty aversion)參數

在這個指標中比較特別的是 α 這一參數值，當 $\alpha = 0$ 時 FGT 指標的值即是貧戶率， $\alpha = 1$ 時即為家戶的平均貧窮差距，而 α 值愈高表社會大眾對貧窮的嫌惡愈高，即愈偏向 Rawlsian，測量偏重在最貧窮的家戶上(Foster et. al., 1984)。當然，這個指標亦有其缺陷存在(Rodgers & Rodgers, 1990; Phipps, 1993)，只不過相對而言它是現存指標中較為適切與廣泛使用的指標。在本文後續中，我們將把上述三種指標一起計算，除了檢證他們之間的優缺點外，也將以這些指標為基準，說明不同家戶類型的貧窮嚴重程度。

肆、家庭結構與貧窮

近來許多研究不約而同的指出家庭結構變動與貧窮間有密切關係(Bane, 1986; McLanahan, 1985; Wilson & Neckerman, 1986; Smith, 1988; Wilson, 1987; Garfinkel & McLanahan, 1988; McLanahan et al., 1988; Arendall, 1988); 且單親家庭落入貧窮的機率比其它的家庭型態高(張清富, 1992)，女性單親家庭比雙親家庭更容易落入貧窮，持續的時間亦較長(Wilson, 1987:90)其中女性單親又比男性單親更容易落入貧窮(童小珠, 1992; Beeghley, 1988)。

而這些研究的論點基本上可以歸納成二個層面來探討，即家戶所得來源與所得者的負荷度。前項家戶所得的來源，一般以如下的二種理論觀點來解釋貧窮的發生，一為人力資本論(Human Capital)，一為新結構論(Newstructuralism)。從人力資本論來看，個人薪資的差異基本上受各人之人力資本如：教育、工作經驗、能力與訓練所決定(Becker, 1975)，而一個人的人力資本愈低，其落入貧窮的機會也就愈大。相關的經驗研究亦多支持以人力資本為主的個別因素；影響的變項有教育程度、年齡、健康狀況與性別(林松齡, 1980、1984; 朱雲鵬, 1987; 張清富, 1992; 陳淑英, 1983; 童小珠, 1992)。而從新結構論取向的研究，主要論點是認為薪資的取得受地區產業結構的影響很大(Sorensen, 1983)，工作報酬主要係受到所處的區域經濟結構的影響，即包括職

業特質、產業特質、工作組織特質、勞力市場部門和階級特性 (Baron & Bielby, 1980; 許嘉猷, 1986)。在貧窮相關經驗研究中亦已支持此項論點(如: Tomaskovic-Devey, 1987)。

其次，關於所得者的負荷度，事實上指的就是家中依賴人口與就業人口的比重問題。家中所得人口的負荷愈重那麼落入貧窮的機會就愈大(Schiller, 1984; Arendell, 1988; 張清富, 1992; 呂朝賢, 1993; 溫秋蘭, 1993)。這個因素事實上還可以分解成二種因素，一是依賴人口的多寡與依存工作人口程度，一是工作人口的轉變。前者意謂著當一個家庭即使家庭的人力資本夠了，所面對的工作機會結構也不錯，但也會因為家庭的依賴人口，尤其是生病的依賴人口的影響，而落入貧窮行列之中。而後者則表達了家庭工作人口獲得生活資源能力轉變的影響所致，也就是說，是因為一家戶的工作人口因為死亡、受傷、生病、離開家戶所造成的獲得生活資源的能力衰退所引起的。譬如：目前所謂的貧窮女性化 (Feminization of Poverty)現象的形成因素就是因為家戶主要工作人口(通常是父親)離去、失業、死亡或下獄，而造成家庭整體生活資源不足所造成的。而在近十年來臺灣省低收入戶中戶長有偶者比率下降，但喪偶與離婚者的比率卻大幅上揚，亦是此現象的一個明顯例子(呂朝賢, 1993)。

伍、研究架構

上述的討論如放在整個家庭層次來看，顯然地，人力資本論者想告訴我們的是，一個家戶之所以貧窮是因為整個家戶的人力資本不足以賺取足以活口的生活資本所致；相對的，新結構論則告訴我們，其實不僅僅是家庭人力資本的影響，家庭所面對的工作結構亦是影響家庭中成員所得多寡的重要原因；而所得者負荷度則認為，家戶的人口組成（包括年齡與關係）亦是影響家戶致窮的重要因素。但在經驗層次上，這三個向度的因素其實是環環相扣的。以下筆者試圖以「家戶貧窮風險積累」的概念來分解，而為方便說明起見，以下我們將以一個居於鄉村地區的四人家戶的個案來分析說明，這家戶中有二個家長與二個小孩。

設想本來有一個居於鄉村的小家庭，父親是工廠工人，母親是家管，還有一個二歲與四歲的小孩，他們過著幸福快樂的日子，但有一天工廠大火，此父親被燒成重傷，造成工作能力的喪失，家庭一下子生活陷入困頓，母親也不得不出外工作以賺取家用，但卻因為在鄉村的工作機會不佳，而本身的能力亦有限，加上家中有重病者及嗷嗷待哺的小孩而陷入貧窮。

現在我們以「家庭貧窮風險積累」的概念分析前述的個案，首先這個家戶是居於鄉村，而就新結構論來說，鄉村地區的工作機會是較不好的，薪水也較低，以往的研究又指出鄉村地區的貧窮風險高於其它地區（林松齡，1984；呂朝賢，1993），可以見得，這個家戶的貧窮風險在此家長未受傷前就已高於其它地區相同狀況的家戶了。接著，此戶戶長的工作是工廠工人，從人力資本論來看，這表示這戶戶長的人力資本並不佳，以致只能在工廠工作，而人力資本論認為個人人力資本愈不佳，貧窮的風險必高於人力資本高的人，因此這戶的貧窮風險累積又多一些了。後來，戶長受傷，造成家庭的經濟來源的獲取落在母親身上，而女性的人力資本一般而言較男性為低，而從新結構論中也認為女性是較會受到僱主統計歧視（Statistical Discrimination）的一群（Gordon，1972）。是故，這家戶的貧窮風險又積累更高了。而同時，家中的依賴人口轉變成為二個小孩與一個受傷的大人，這家庭的生活需要資源比這家戶戶長未受傷前的負荷更重，而以往的經驗研究亦指出，家庭依賴人口多的家戶的相對貧窮風險較高（陸光，1979；謝高橋，1988；溫秋蘭，1993），此時這個家戶的貧窮風險累積又增高了一些。而再加上前面的不同來源的貧窮風險，事實上已達到無法滿足基本生活的境界，因此落入貧窮。

上面這一段的敘述告訴我們，家戶貧窮的風險是個不斷積累的過程，生活中不同來源的生活壓力，都會積累成爲以後致貧的因素。而從上面的分析也告訴我們，實際上，人力資本論、新結構論與家庭結構三種因素都是家庭生活中貧窮風險積累的來源，並沒有那一種因素是能完全決定一個家戶是否會貧窮。下面的統計分析模型即筆者依上述的討論建構而成的，

$$\begin{aligned} & \log(\text{prob}(\text{poor})/\text{prob}(\text{non-poor})) \\ & = b_0 + b_1 \text{ depr} + b_2 \text{ edu} + b_3 \text{ age} + b_4 \text{ age}^2 + b_5 \text{ sex} + b_6 \text{ str} + b_7 \text{ mar} \\ & \quad + b_8 \text{ sex} * \text{mar} \end{aligned}$$

上述分析模型中，貧窮戶或非貧窮戶的界線是以表一中第四欄的值得標準。其次，depr表家庭依賴人口比率，計算方式爲家庭非工作人口除以戶量。age代表經濟戶長的年齡，age2則是經濟戶長年齡的平方項。edu爲經濟戶長的教育程度。sex爲經濟戶長的性別。str爲家戶所居住的地點。mar爲經濟戶長的婚姻狀況。sex*mar則是經濟戶長性別與婚姻狀況的互動項。這些變項中「經濟戶長年齡」、「經濟戶長年齡平方項」、「經濟戶長教育程度」代表人力資本因素，「家庭依賴人口比率」則表示家庭中工作者的負荷度，「婚姻」與「性別」則表示家庭屬性因素，而「居住地點」則表示家戶所面對

的工作機會結構因素。在這些因素有很多是以經濟戶長的屬性來劃分與代表整個家戶的不同屬性，之所以會如此做的理由有二，一是因為如果我們要衡量整個家戶的人力資本因素時，很難從平均或加總每個工作人口的人力資本因素來計算，所以只有找最具代表性的戶長來替代。其次，顧名思義一家戶的經濟戶長應是家戶所得的主要來源，因此他(她)的所得能力狀況影響家戶貧窮免疫力甚鉅，是以以經濟戶長的人力資本來代表整個家戶的人力資本狀況，雖有以偏蓋全的缺陷，但不中亦不遠矣。而納入戶長年齡的平方項則是考慮在以往對於薪資的相關經驗研究中發現，薪資的多寡與年齡成二次的函數關係，是故納入此變項。另外，上述的模型中我們亦放入了經濟性別與婚姻屬性兩變項的互動項；放入此變項的理由是因為兩性在面對不同婚姻狀況時，其經濟狀況會有很大的差異存在，同樣是離婚的男女，但是女性往往會因勞力市場因素與人力資本因素，而比男性面臨到更大的經濟拮据。以近年來臺灣省低收入戶的資料為例，在民國七十年時喪偶的女性戶長只有佔所有家戶類型中的46.6%，但到了七十九年卻已增加至72.0%，相對的男性戶長在七十年時只有14.7%，到七十九年卻微降為12.1%，即是一個明顯的實例。

當然不容忽略的是，上述的模型其實還是有其限制存在的，因為它還是未考慮到家庭的支持網絡因素，包括親屬支持網絡及政府或民間的支持網絡因素，而如政府貧窮線的水準亦是影響“判定”這個家戶是否是貧戶的重要決定因素。但是限於資料與能力的問題，這二個因素在本研究中並不考慮。

陸、結果分析

一、貧窮指標分析

表二中顯示，各個貧窮指標存在著不一致的狀況。如果我們單從貧窮率來看，我們可以發現在1人與2人家戶的貧戶率差距並不大，二人家戶甚至還微高於1人家戶。但如果我們看FGT值或平均每人貧窮差距的話，這二類家戶的差距就相當大，且是1人家戶的貧窮狀況大於2人家戶；這種差別主要是因為FGT值在計算的過程中，依不同的貧窮差距做比重的加權所致。至於貧窮差距，我們可以看4至7人戶中，平均每人的貧窮差距是愈來愈小，但FGT值與貧戶率卻與平均每人貧窮差距的變化不一致。這是因為貧窮差距在計算過程中，未考慮到整體貧戶與非貧戶，或貧戶與貧戶間彼此的所得轉移所造成的整個社會貧窮嚴重程度的變動所致。因此，表二的結果支持了前述文獻討論中所指出的，FGT值比起貧戶率或平均貧窮差距等二個指標，更能敏感的測出整體社會貧窮程度的說

法。

而由表二我們可以發現，3人與3人以下的低戶量家庭的不論是那個貧窮指標皆高於其它戶量的家庭。可見3人與3人以下的家戶的貧窮嚴重度高於其它高戶量的家戶，其中尤以1人家戶的貧窮嚴重度最大，幾乎每十個家戶中就有2.24個家戶是屬貧窮的家戶，這種狀況與歷年來的政府低收入調查中1人家戶佔貧戶最多數的狀況不謀而合。上述的結果亦意涵低戶量家戶因為家中的所得來源太過依賴於少數人身上，一旦這些家庭所得賺取者的賺取能力減退的話，其對家庭的立即衝擊會大於較高戶量的家庭，是故相對高戶量家庭而言，低戶量家庭對於貧窮的免疫力是較差的。另外，從表二中我們亦發現在戶量7人與戶量8人以上的家戶，在FGT值的 α 值為2.5時是同等的數值，但在 α 值為5時，8人以上家戶大於7人家戶。這表示如果一個社會對於貧窮的嫌惡程度愈高的話，那麼8人以上的家戶就會顯得比7人家戶更為窮困。

表二：貧窮不均度指標：依戶量分

戶量	FGT ($\alpha=2.5$)	FGT ($\alpha=5$)	每戶平均 貧窮差距	貧窮率	個案數	每人平均 貧窮差距
1	19.44	4.75	39819.11	224.07	216	39819.11
2	11.94	1.79	54533.43	226.07	463	27266.72
3	5.54	1.01	65537.91	120.43	303	21845.97
4	2.81	.34	65268.47	95.72	409	16317.12
5	3.08	.62	65353.79	97.82	345	13070.60
6	3.49	.67	71315.27	104.96	184	11885.88
7	2.73	.26	71715.42	108.61	87	10245.06
8 以上	2.73	.35	82899.28	96.01	53	—

說明：1. 資料來源：八十年家庭收支調查磁碟檔。

2. 分母為各戶量別的所有家庭戶數總合。

3. 貧窮率與FGT值皆為千分率。以下各表亦與此表相同。

在表三中，我們依戶長性別與婚姻別計算他們的貧窮狀況。就戶長性別而言，女性戶長家戶不論那一種貧窮指標，都顯得比相同分類的男性戶長家戶更為窮困。而就戶長婚姻屬性而言，非有偶家戶亦比有偶家戶貧困。如果把戶長性別與婚姻屬性一起納入考慮的話，所得的結果亦是一樣，女性非有偶家戶呈顯較嚴重的貧窮狀況，次者為男性非有偶家戶，再者是女性有偶家戶，而男性有偶家戶則是最不貧窮的一群。因此，就整體而言，從表三我們可以很清楚的發現，女性戶長、非有偶的家戶的貧窮風險高於一般的家戶型態，其中又以女性無偶家戶的貧窮嚴重度最大。

表三：貧窮不均度指標：依戶長性別與婚姻屬性分

屬性	FGT ($\alpha=2.5$)	FGT ($\alpha=5$)	平均 戶量	每戶平均 貧窮差距	貧窮率	個案數	每人平均 貧窮差距
男性戶長	4.68	.79	3.86	60133.82	111.92	1621	15578.70
女性戶長	13.66	2.30	3.00	66578.00	225.01	439	22192.67
有偶家庭	4.07	.62	4.13	62673.80	112.44	1462	15175.25
非有偶家庭	12.09	2.29	2.57	58654.81	174.29	598	22822.57
男性有偶	3.83	.59	4.16	61790.67	108.11	1335	14853.53
男性非有偶	9.56	1.99	2.48	52399.93	133.96	286	21129.00
女性有偶	8.53	1.30	3.84	71957.07	193.89	127	18738.82
女性非有偶	16.26	2.80	2.66	64388.44	240.74	312	24206.18

說明：1. 資料來源：八十年家庭收支調查磁碟檔。

2. 分母為各類別的所有家庭戶數總合。

3. 每人平均差距是以該類家戶每戶平均貧窮差距除以該類家戶的平均人口數。

從表四來看，男性戶長在貧窮的絕對戶量數上多於女性戶長，但女性戶長家庭的FGT值($\alpha=2.5$)除了在二人家戶比男性戶長低外，其它各個戶量別的FGT值皆大於男性戶長家庭。而當FGT值($\alpha=5$)，則不論是什麼戶量女性戶長家庭的FGT值皆大於男性戶長家庭；易言之，如果我們的社會對貧窮的嫌惡程度極大的話，則不論那一戶量的女性貧戶所顯示的貧窮程度都大於男性家戶。這說明了雖然在絕對數量上屬於貧窮的女性戶長家庭個案數少於男性戶長家庭，但在貧窮的「深度」上，這些女性戶長家庭皆是大於男性戶長家庭，換言之，女性戶長家庭雖然落入貧窮的家庭數較少，但如果成為貧戶的話那麼經常成為最窮的家戶，生活資源的缺乏程度大於男性家戶。而從表四中我們可以發現但兩者皆是以一人家戶為最窮的家庭型態，落入貧窮的機率最高，生活資源最為缺乏，且男性戶長家庭在三人與三人以下的低戶量明顯的較高戶量的家戶的貧窮深度更高；可是女性家戶則無此趨勢。另外，在二人家戶中，當FGT之 α 值為2.5時，男性戶長顯得較女性戶長更為貧困，但當 α 值為5時，則呈女性戶長較男性戶長為貧困。這個現象其實就是反應我們社會中對所謂所得不均等現象的忍受程度，如果對所得不均的現象愈不能忍受，此時戶量為2人的女性戶長就會比男性戶長更為窮困，反之，則是男性戶長較女性戶長窮困。

表四：貧窮不均度指標：依戶量與戶長性別分

戶量	女性戶長			男性戶長		
	FGT ($\alpha=2.5$)	FGT ($\alpha=5$)	個案數	FGT ($\alpha=2.5$)	FGT ($\alpha=5$)	個案數
1	25.62	5.17	100	16.47	4.49	116
2	11.20	2.12	88	12.13	1.71	375
3	8.99	1.55	87	4.79	.89	216
4	11.03	1.60	87	1.99	.21	322
5	12.24	2.20	48	2.45	.51	297
6以上	8.26	1.11	29	2.86	.47	295

說明：1. 資料來源：八十年家庭收支調查磁碟檔。

2. 分母為不同性別家庭各戶量別的所有家庭戶數總合。

3. 6人以上家戶包括6人至18人的貧窮家戶。

最後，在表五中我們比較有偶家戶與非有偶家戶的貧窮深度，從表中我們可以發現，非有偶家庭的貧窮深度除了在二人與六人以上家戶外，皆比有偶家戶的貧窮狀況還要嚴重。有偶家戶在戶量為2人與3人時的貧窮嚴重程度最大，而非有偶家戶則以1人家戶有較嚴重的貧窮狀況。至於有偶家戶為何會在戶量為二人的狀況下比非有偶家戶更為貧窮，可能是非有偶家戶所包含的不同次類別的家戶型態混合的效果所致；至於六人以上家戶，則可能與家庭戶量變異太大(包括戶量6人至18人以下的家戶)，及非有偶家戶個案數太少有關。另外，非有偶家戶在FGT值為2.5時的貧窮狀況，戶量在2-5人的家戶呈顯出並非低戶量(1-3人)的家戶比較窮，我們認為可能是非有偶家戶中不同次類別(離婚、寡居、喪偶與未婚)的不同貧窮程度混合下的效果。因此在下面的分析中，我們將會把非有偶家戶再分類以更進一步的區別這些不同類型家戶的貧窮嚴重程度狀況。

總之，從上述的分析中我們發現，平均而言，低戶量(1至3人)家庭、女性戶長家庭及非有偶家庭對貧窮的免疫力都是較差的，而且一旦落入貧窮的境遇，他們的貧窮嚴重程度都超過其它相對的家庭類別。在政策上有必要對於這群人口特別加以注重。除此之外，上述FGT值大小主要受到二個因素的影響，一是落入貧窮的戶量數，一是貧戶的貧窮

表五：貧窮不均度指標：依戶量與戶長婚姻屬性分

戶量	非有偶家庭			有偶家庭		
	FGT ($\alpha=2.5$)	FGT ($\alpha=5$)	個案數	FGT ($\alpha=2.5$)	FGT ($\alpha=5$)	個案數
1	19.46	4.72	216	—	—	
2	7.17	1.33	91	13.97	1.99	372
3	8.43	1.81	137	4.18	.64	166
4	7.42	.99	85	2.17	.25	324
5	8.61	1.59	45	2.59	.54	300
6以上	2.79	.21	24	3.19	.53	300

說明：1. 資料來源：八十年家庭收支調查磁碟檔。
 2. 分母為各婚姻別戶長家庭之各戶量別的所有家庭戶數總合。
 3. 6人以上家戶包括6人至18人的貧窮家戶。

差距大小等二個因素。就整個社會貧窮不均狀況而言，從前面的結果我們可以發現貧窮男性戶長家庭主要的貢獻在前者，而貧窮女性戶長家庭的貢獻則在後者。另外，上述的發現亦顯示FGT值對貧窮所得分配不均狀況的敏感度是優於其它二種指標，是一較適切的衡量貧窮程度的指標。

二、貧戶的性別與婚姻屬性差異影響因素分析

從上面的討論中發現，不同類屬的家庭的貧窮狀況並不一樣，那麼究竟是那些因素形成這些差別呢？為回答這一問題，我們採用邏輯迴歸(Logistic Regression)來分析影響致貧的因素。而在邏輯迴歸中可選用的篩選自變項的統計方式有許多種，本文在下列的表六中是採用向後刪除法(Backward Stepwise)以Likelihood-Ratio Test來篩選自變項，以取得最適的估計模型。但在表七與表八中為比較各類型家戶的不同，所以採用的是強迫納入法(Enter Method)。

表六結果呈顯出家庭依賴人口比率、女性戶長與戶長年齡的平方等變項都與依變項成正向關係。就家庭依賴人口比率而言，此一變項其實代表二種作用力的混合，一是依賴人口多寡，一是工作人口的多寡；依賴人口是致貧風險積累的壓力來源，此類人口愈多則家庭的貧窮風險愈高，而工作人口多寡則是抗力，有助於家庭抗拒貧窮風險的累積，此類人口愈多家戶的貧窮風險就愈低。上述分析中，低戶量家庭之所以會比其它戶量家庭較為貧窮，就是受到這二種因素的影響所致。其次，上述分析中我們已經得到的一個結論是，女性戶長家庭相對於男性戶長家庭而言有較大的貧窮嚴重程度，而在表六我

表六：貧戶的邏輯迴歸

依變項 Log (貧戶/非貧戶)			
自變項名稱	B 值	S.E.	Exp(B)
居住地點		***	
都市	-1.7925	***	.1665
城鎮	-.9051	***	.4045
(鄉村)			
戶長婚姻		**	
有偶	-.3325	**	.7171
未婚	-.4197	**	.6572
離婚與分居	-.0474		.9537
(寡居)			
女性戶長	.6207	***	1.8603
(男性戶長)			
戶長教育程度	-.6744	***	.5095
戶長年齡	-.1445	***	.8654
戶長年齡平方	.0015	***	1.0015
家庭依賴比率	2.1172	***	8.3079
常數項	2.3932	***	.3665
模型正確預測度	88.27 %		
	卡方值	自由度	顯著度
-2 Log Likelihood	9622.716	16423	***
Goodness of Fit	14668.320	16423	***
Model Chi-Square	2783.325	10	***

說明：(1)資料來源：八十年家庭收支調查磁碟檔。

(2)括號中的變項分類為該變項的參考類別。

(3)各變項的Coding方式參閱附表一。

(4)同居被視為有偶家戶，而配偶是戶外人口者視為非有偶家庭。

(5)顯著水準：* 表 $P < 0.05$ ；** 表 $P < 0.01$ ，*** 表 $P < 0.001$ 。

(6) -2 Log Likelihood與Goodness of Fit兩值皆呈卡方分配(Chi-Square Distribution)，表示預測模型的配適度，如果卡方值愈顯著表此模型與正確的模型(Perfect Model)愈不接近。而Model Chi-Square 值則是表示現在的估計模型與僅有常數項的估計模型之間的-2 Log Likelihood 值的差距，如顯著表示兩者有差異，即納入的變項可增加解釋力。

們又得到一個結論就是，女性戶長相對於男性戶長而言，確實有較高的貧窮機會。由此兩個結論來看，女性戶長家庭確實為較脆弱的家庭型態，在政策上有必要再多加深入的考量這類家戶的特殊處境而給予適切的處遇。最後，我們發現年齡與年齡平方項的影響方向是相反的，這告訴我們年齡與致貧的機會(Odds)是大約是呈U字型的關係，在工作年齡的早期與退休之後的致貧風險是最高的，在中間的部分則是最低的。而就目前臺灣地區的低收入戶在一級貧戶中以老年人口居大多數；而在二、三款的低收入戶中的依賴人口比重都很大，且致貧因素都與主要負擔家計者死亡有關，這些現象都與上述的分析結果相當的吻合。

除上述的變項之外，居住地點變項、婚姻變項與教育變項皆與依變項呈負向的關連。就各別而言，相對於居住於鄉村地區的民衆，居於都市與城鎮的民衆皆與依變項呈反比，可見居於這二個地區的民衆的貧窮免疫力大於居於鄉村地區的民衆，且居於都市地區的民衆的貧窮免疫力又大於居於城鎮。此一結果支持了林松齡(1984)及呂朝賢(1993)的研究，都市化等級愈高則貧窮的風險愈低的假設。而就婚姻變項而言，此一變項的參考類別為寡居家戶，而表六所呈顯的結果則表示，有偶家庭相對於非有偶家庭(不包括未婚家庭)，落入貧窮的機會相對上較小，而各類非有偶家庭間的貧窮機會則差異不顯明。比較特殊的是，戶長為未婚的家戶與依變項的關係是呈反比，而且其致貧的機會居然還比有偶家庭小些許。這個結果與我們以往所認知的狀況完全相反，有待進一步研究。

接下來我們再依戶長的性與婚姻屬性分別做邏輯迴歸分析，從表七的分析結果顯示，這些納入分析的自變項與表六的自變項的變動方向與對依變項的影響力大小幾乎完全一致，唯一不同者為男性戶長模型中，婚姻類別並未達到顯著水準。這意味著對男性戶長的家庭而言，婚姻的屬性並不影響其是否落入貧窮或增加其貧窮風險的效果。而這二個模型結果亦意含著戶長婚姻與戶長性別兩者間對貧窮發生的機會大小有互動的效果存在。另外，男女兩性戶長的教育程度愈高，相對的貧窮的機會亦愈低，且女性受益於教育的提高，所增加的對貧窮風險抗力比男性微高，而在居住地點上則是男性比女性受益高。在家庭依賴比對貧窮風險的壓力上，女性戶長亦比男性戶長為大。

至於表八的結果各變項的對依變項的影響方向亦與表六相同。在此表中呈顯出不論戶長的婚姻屬性為何，女性戶長相對而言比男性戶長更容易落入貧窮。而對有偶家庭來說，來自於家庭依賴比的致貧壓力大於其它二個婚姻類型的家戶。而未婚家戶受益於教育程度的提高所獲得的對貧窮的抗力，高於其它二類型的家戶。另外與上述幾個表的結

表七：貧戶的邏輯迴歸：依性別分

自變項名稱	女性戶長			男性戶長		
	依變項	Log (貧戶/非貧戶)		Log (貧戶/非貧戶)		
	B 值	S.E.		B 值	S.E.	
居住地點		***			***	
都市	-1.5176	***	.1789	-1.8439	***	.0775
城鎮 (鄉村)	-.7280	***	.1810	-.9296	***	.0707
戶長教育程度	-.6903	***	.0763	-.6718	***	.0331
戶長年齡	-.1753	***	.0323	-.1409	***	.0157
戶長年齡平方	.0016	***	.0003	.0015	***	.0002
家庭依賴比率	2.2737	***	.2340	2.0698	***	.1176
戶長婚姻		***				
有偶	-.5778	***	.1656	-.2061		.1724
未婚	-1.0434	***	.3011	-.2864		.1958
離婚與分居 (寡居)	-.3376		.2029	.0325		.2333
常數項	4.1436	***	.8351	2.1574	***	.4195
模型正確預測度	82.06 %			89.25 %		
	卡方值	自由度	顯著度	卡方值	自由度	顯著度
-2 Log Likelihood	1555.153	1941		8045.722	14473	***
Model Chi-Square	525.314	9	***	2107.434	9	***
Goodness of Fit	1730.527	1941		13014.742	14473	***

說明：1.同居被視為有偶家戶，而配偶是戶外人口者視為離婚與分居家戶。
2.其它同表六。

果一致的是不論戶長是那一種婚姻屬性，居於都市地區的家戶相對而言都比居住在其它地區的家戶更不容易貧窮，且乃以居住於鄉村地區的家戶的致貧的機會最高。最後在表八中，我們可以發現年齡並不影響未婚的家戶的致貧的機會。而綜合表七至表八的結果，我們發現本文所設定的模型應是較適合分析女性與非有偶家庭的模式，對於男性及有偶家庭的分析則較不合適。

三、最大影響因素與性別及婚姻別致貧機率

在上一段中，本文以六個邏輯迴歸模型來說明致貧機會的影響因素，以下我們則試圖分解出那一類的變數是影響致貧機會的最大因素，並依表六的係數值計算不同戶長性

表八：貧戶的邏輯迴歸：依婚姻別分

依變項	有偶家庭		離婚、分居、寡居		未婚	
	Log (貧戶/非貧戶)		Log (貧戶/非貧戶)		Log (貧戶/非貧戶)	
自變項名稱	B 值	S.E.	B 值	S.E.	B 值	S.E.
居住地點		***		***		***
都市	-1.8770	***	-.6627	***	-1.5111	***
城鎮	-.9657	***	-.6131	***	-.7882	***
(鄉村)						
戶長教育程度	-.6967	***	-.6024	***	-.7994	***
戶長年齡	-.1839	***	-.1513	***	-.0490	
戶長年齡平方	.0020	***	.0014	***	.0004	
家庭依賴比	2.3735	***	2.0245	***	1.7726	***
女性戶長	.5851	***	.5724	***	.6915	***
(男性戶長)						
常數項	2.6868	***	3.0092	***	.6560	
模型正確預測度	89.35 %		78.82 %		89.61 %	
	卡方值	自由度	卡方值	自由度	卡方值	自由度
-2 Log Likelihood	7150.336	12995 ***	1325.812	1479	1062.362	1936
Model Chi-Square	1992.786	7 ***	405.828	7 ***	217.307	7 ***
Goodness of Fit	11702.618	12995 ***	1509.545	1479	1679.031	1936

說明：1. 同居被視為有偶家戶，而配偶是戶外人口者視為離婚、分居與寡居家戶。
2. 其它同表六。

別與婚姻屬性的致貧機率。首先，我們在表六的過程中分解出表九這個分解表，表九指的是在表六的模型下，如果去除其中某一變項後所造成的模型正確性的損失(-2 Log LR 增加的多寡)，換言之，所去除的變項對模型的正確性影響愈大者(-2 Log LR 愈大者)，其對依變項的影響力亦愈大。從中我們可以看出如把居住地點這一變項自模型中去除的話，所造成的模型預測度的損失最大，其次是教育變項，第三則是家庭依賴人口比率變項。但如就變項屬性來看，還是以人力資本變項的影響力最大，其次是工作結構變項，第三則為家庭結構變項。這一個結果支持了張清富(1993)的研究結果，臺灣地區的貧戶致貧因素中，人力資本因素的影響力最大，家庭結構與工作結構因素較小的假設。

接下來，我們以表六的結果來推算不同戶長性別與婚姻別家庭的致貧機率，表十則為此推算的結果。表十呈現出在控制其它變項不變之後，家庭戶長為女性者不論那一種婚姻狀況、年齡、居住地點，明顯的都比男性戶長家庭具有較高的貧窮機率。換言之，潛藏在女性戶長家庭背後的“致窮風險因子”大於男性戶長家庭；女性戶長家庭相較於

表九：各不同屬性變項的影響力

Term	Log Likelihood	-2 Log LR	df	Significance of Log LR
居住地點	-5151.088	679.459	2	.000
戶長婚姻	-4818.379	14.043	3	.0028
戶長性別	-4838.291	53.866	1	.0000
戶長教育	-5109.134	595.552	1	.000
戶長年齡	-4866.021	109.326	1	.0000
戶長年齡平方	-4874.918	127.119	1	.0000
家庭依賴比率	-5037.651	452.586	1	.000

男性戶長家庭而言是較脆弱的家庭型態，在政策的處遇上須有相對的因應策略，不能與男性戶長家庭一視同仁的處遇。而不論戶長的性別與婚姻屬性為何，鄉村地區相對而言是較易落入貧窮的地方，其次為城鎮，再者為都市；這顯示居住地點的工作機會結構對致貧機率的影響甚鉅。

相同的就婚姻屬性而言，不論男女皆呈寡居家戶比有偶家戶有較高的貧窮風險，而有偶家戶的貧窮機率又比未婚者高一些。這顯示，不同的婚姻屬性間對貧窮的免疫力有所不同；寡居家庭之所以會較窮或貧窮風險較高，主要可能與家庭主要家計賺取者的死亡所帶來的立即的直接壓力，及接續的主要家計賺取者無能或不完全能承接這個家計負擔所導致的；而相對的，有偶者與未婚者則無這些壓力。而表十亦顯示致貧的機率有隨著年齡的增加，而產生先降後昇的趨勢。這個狀況呈顯出，家戶所得者的人力資本累積是有助於培養家戶對貧窮風險的抗力增加；但隨著年齡的增長這種累積的速率就愈慢，此時如果家戶中未能有人及時的承接負擔家計的工作的話，那麼將使得家庭的貧窮風險再一次的上揚。這個狀況的另一個意含就是，家戶人口的年齡組成的轉變對於貧窮風險的影響很大，在未來的研究有必要對此方面的問題再加以深入探究。

表十：不同婚姻屬性、性別與居住地點的家戶的致貧機率推算值

年齡	30			40			50			60		
性別	男性			男性			男性			男性		
	有偶	未婚	寡居	有偶	未婚	寡居	有偶	未婚	寡居	有偶	未婚	寡居
鄉村	0.315	0.298	0.391	0.237	0.221	0.302	0.220	0.205	0.282	0.257	0.241	0.326
城鎮	0.157	0.146	0.206	0.111	0.103	0.149	0.102	0.095	0.137	0.123	0.114	0.163
都市	0.071	0.067	0.097	0.049	0.045	0.067	0.045	0.041	0.061	0.055	0.050	0.074

年齡	30			40			50			60		
性別	女性			女性			女性			女性		
	有偶	未婚	寡居	有偶	未婚	寡居	有偶	未婚	寡居	有偶	未婚	寡居
鄉村	0.461	0.440	0.544	0.366	0.346	0.446	0.344	0.325	0.423	0.392	0.371	0.473
城鎮	0.257	0.241	0.326	0.189	0.176	0.246	0.175	0.163	0.228	0.207	0.193	0.267
都市	0.125	0.116	0.166	0.088	0.081	0.118	0.080	0.074	0.109	0.097	0.090	0.130

說明：資料來自於表六，此表假定依賴比為1，戶長教育程度為高中職的狀況之下。

柒、研究限制與結論

上述的研究結果告訴我們很多致貧的實際因素，但是這個研究還是有其限制存在。首先，橫斷性(Cross-Sectional Data)的限制，此類資料雖可以告訴我們不同類別的家戶之致貧風險，但依然無法告訴我們家庭結構變動對於貧窮家戶狀況的動態變動狀況的影響。其次，不同的居住地點應有不同的貧窮線，但是本文並未考慮這種差別。第三，本文中對家庭結構因素的考慮並非很週詳，如在未來的研究中能對不同的家庭生命週期的人口年齡組成的變動來研究，應可以更清楚的看到家庭結構對貧窮風險積累的影響。最後也是最重要的限制是「家庭」的界定，依內政部的低收入者調要點的規定(內政部編，1994:19)，低收入戶人口範圍條件有二，一是直系血親，一是同一戶籍或共同生活之旁系血親及負有扶養義務之親屬。這個定義事實上忽略了，“扶養意願”這個變數，因此可能導致一些被遺棄的個案，無法成為低收入個案。而本研究雖然考慮了個人對家戶生活費用的供給與受供給程度，但是還是無法很確切的解決上述法定低收入人口的範圍的問題，因為沒有任何的理由告訴我們，為何要以“百分之五十的個人所得提供給家庭當做生活費用”為戶內人口的判準，“而非百分之四十或百分之六十”（此為家庭收支

調查中對於戶內人口的定義)?

總之，由於以往的研究對於何謂貧窮的定義太過保守與嚴苛，使得研究都只著重在低收入群體的核心部分(Hard Core)，卻忽略了較不嚴重的貧戶。是以，本文試圖以重新範定的貧窮線來看貧窮人口的一些基本特徵。研究結果發現，女性戶長與低戶量的家戶是陷入貧窮的機會很高，且一旦陷入則常是最貧窮深度最大的家戶型態。而影響貧窮發生的重要因素分別是，經濟戶長年齡與教育程度、家庭依賴比、居住區域別、戶長婚姻與性別等因素。而其中又以人力資本因素的影響力最大，其次是家戶所面對的工作結構，然後才是家庭結構因素。而我們亦藉由這些因素來推估不同類別家戶的貧窮機率值，其結果與FGT值指標所得的結果相仿。基於上述的分析結果，本文認為，在社會救助政策的制定上，不僅要合理的貧窮線，並且亦應依不同的家戶屬性來訂定，才可依不同的狀況給予適當的協助。

註一：本文所使用的資料是民國八十年臺灣地區家庭收支調查資料。此資料包括了臺灣省、臺北市與高雄市。調查對象為居住於臺灣地區內具有中華民國國籍的個人與家戶。該調查之選樣是採用分層二段隨機抽樣方法，以村里為第一抽樣單位，村里內之戶為第二抽樣單位。各村里(台北市與高雄市除外)以就業人口產業結構比例，分為都市、城鎮與鄉村三層來抽取樣本，一共有16434戶。運用的調查方法有二：一是訪問調查，由調查員訪問一次，查詢全年所得收支項目。另一方法為抽取部分樣本作計帳調查戶，每日根據家庭實際收支逐筆計帳，調查員須按日檢查帳簿，以防記載錯誤與遺漏。由於此方法所需人力經費均較訪問調查為鉅，因此僅能抽取樣本中的部份家庭實施，以與前一方法的結果對照。

附錄壹：

表六、表七與表八中類別自變項的CODING方式為參考項目被設定為0，其它項目則設定為1，下面表中婚姻類別變項的型式即為其例。為節省篇幅以下各類別變項將僅列出各分項的次數分配。

一·表六中邏輯迴歸類別自變項的次數分配與CODING方式

變項名稱	項目	次數	CODING 方式		
婚姻	有偶	13003	1.000	.000	.000
	未婚	1944	.000	1.000	.000
	離婚與分居	759	.000	.000	1.000
	寡居	728	.000	.000	.000

變項名稱	次數	變項名稱	次數
居住地		性別	
都市	9076	男性	1951
城鎮	4647	女性	14483
鄉村	2711		

二·表七中邏輯迴歸類別自變項的次數分配

變數名稱	次數	變數名稱	次數	變數名稱	次數	變數名稱	次數
女性戶長 婚姻別		女性戶長 居住地		男性戶長 婚姻別		男性戶長 居住地	
有偶	655	都市	1173	有偶	12348	都市	7903
未婚	501	城鎮	502	未婚	1443	城鎮	4145
離婚與分居	353	鄉村	276	離婚與分居	406	鄉村	2435
寡居	442			寡居	286		

三·表八中邏輯迴歸中類別自變項的次數分配

變數 項目 名稱	有偶 離婚、分居 未 婚 與寡居		
	次數	次數	次數
居 都市	7267	778	1031
住 城鎮	3697	387	563
地 鄉村	2039	322	350
性 女性	655	795	501
別 男性	12348	692	1443

四·連續變項的相關矩陣(Pearson 相關係數)

	家庭依賴比	戶長年齡	戶長年齡平方	戶長教育程度
家庭依賴比	1.0000	.0283**	.0362**	.0526**
戶長年齡	.0283**	1.0000	.9871**	-.3877**
戶長年齡平方	.0362**	.9871**	1.0000	-.3758**
戶長教育	.0526**	-.3877**	-.3758**	1.0000

* - Signif. LE .05 ** - Signif. LE .01 (2-tailed)

五·類別變項的相關程度(Cramer's V Coefficient of Association)

	戶長婚姻	戶長性別
居住地點	.04538	.03667
戶長婚姻		.45950

六·類別變項與連續變項的相關程度(ETA平方係數)

	戶長婚姻	居住地點	戶長性別
戶長年齡	.36280	.06797	.02695
戶長年齡平方	.33350	.07598	.00951
戶長教育	.22644	.31152	.08629
家庭依賴比	.18989	.15765	.01608

參考文獻

立法院

1980 立法院公報：院會記錄，第六十九卷，第四十二期。

內政部 編印

1994 社會救助法令彙編。

王正

1994 「社會救助、家庭人口規模與貧窮水準測定之研究」，經社法制論叢，13: 69-87。

林松齡

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

1984 「貧窮問題」，見楊國樞、葉啓政主編，台灣的社會問題，頁99-131。台北：巨流。

朱雲鵬

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

許嘉猷

1986 社會階層化與社會流動。台北：三民。

呂朝賢

1993 臺灣省各縣市貧窮率之影響因素。中正大學社會福利研究所碩士論文。

童小珠

1992 臺灣省女性單親家庭經濟困境之研究。中正大學社會福利研究所碩士論文。

陸光

1979 「低收入戶就業問題之探討」，臺灣省六十八年低收入戶調查報告，頁201-7，南投：臺灣省政府社會處。

張清富

1992 「貧窮變遷與家庭結構」，婦女與兩性學刊，3:41-57。

1993 臺灣省貧窮趨勢與致貧因素之研究。臺北市：豪峰出版社。

黃進豐

- 1990 改進當前社會救助措施之研究。台北：內政部社會司。

溫秋蘭

- 1993 家戶相對貧窮與家戶人口結構關係之探討。中正大學社會福利研究所碩士論文。

陳琇惠

- 1986 訂定貧窮線之方式與標準的探討。台北：中華民國社區發展研究訓練中心。

陳淑英

- 1983 「突破貧窮的惡性循環 - 致貧因素的因徑分析」，社區發展，24：63-70。

蔡宏昭

- 1990 「從生活水準理論探討生活保護措施」，中山社會科學季刊，5(3):109-130。

謝高橋

- 1988 「低所得戶家庭生活型態」，中興大學法商學報，22:253-277。

Arendell, Teresa

- 1988 "Unmarried Women in a Patriarchal Society: Impoverishment and Access to Health Care Across the Life-cycle," Pp.53-81. in Donald Tomaskovic-Devey (ed.), Poverty and Social Welfare in the Untied States. Boulder, CO.: Westview Press.

Bane, Marry Jo

- 1986 "Household Composition and Poverty," pp.209-231 in Shelodon H. Danziger & Daniel H. Weinberg (ed.), Fighting Poverty - What Work's and What Doesn't. Cambridge: Harvard Unversity Press.

Baron, James N. and William T. Bielby

- 1980 "Bringing the Firms Back In: Stratification, Segmentation, and the Organization of Work," American Sociology Review, 45:737-765.

Becker, G. S.

- 1975 Human Capital. New York: Columbia Unvirsiy Press. Second Edition.

Beeghley, Leonard

- 1988 "Individual and Structural Explanations of Poverty," Population Research and Policy Review, 7(3):201-222.

Dinitto, Diana M. and Thomas R. Dye

- 1987 Social Welfare - Politics and Public Policy. New Jersey: Prentice - Hall, Inc. Second Edition.

Foster, James; Joel Greer and Erik Thorbecke

- 1984 "A Class of Decomposable Poverty Measures," Econometrica, 52(3):761-766.

Garfinkel, Irwin and Sara McLanahan

- 1988 "The Feminization of Poverty: Nature Causes, and a Partial Cure," pp. 27-52 in Donald Tomaskovic-Devey (ed.), Poverty and Social Welfare in the United States. Boulder, CO.: Westview Press.

George, Vic and Irving Howards

- 1991 Poverty Amidst Affluence- Britain and the United State. England: Edward Elgar.

Gordon, David M.

- 1972 Theories of Poverty and Unemployment. Lexington, MA. : D.C. Heath and Company.

Katz, Michael B.

- 1989 The Undeserving Poor : From the War on Poverty to the War on Welfare. New York: Pantheon Books.

McLanahan, Sara

- 1985 "Family Structure and the Reproduction of Poverty, " American Journal of Sociology, 90(4): 873-901.

McLanahan, Sara, Irwin Garfinkel and Dorothy Weston

- 1988 "Family Structure, Poverty, and the Underclass," pp.102-147 in M.G.H. Mcgeary and L.E. Lynn (ed.), Urban Change and Poverty. Washington DC.:National Academy Press.

Phipps, Shelley A.

- 1993 "Measuring Poverty among Canadian Households - Sensitivity to Choice of Measure and Scale," The Journal of Human Resources, 28(1): 162-184.

Renwick, Trudi J. and Barbara R. Bergmann

- 1993 "A Budget-Based Definition of Poverty : With an Application to Single-Parent Families," The Journal of Human Resources, 28(1): 1-24.

Rodgers, John L. and Joan R. Rodgers

- 1990 "Measuring the Intensity of Poverty among Subpopulation - Applications to the United States," The Journal of Human Resources, 26(2): 338-361.

Ropers, Richard H.

- 1991 Persistent Poverty : The American Dream Turned Nightmare. New York/London: Plenum Press.

Schiller, Bradley R.

- 1984 The Economics of Poverty and Discrimination. New Jersey: Prentice-Hall, Inc. Fourth Edition.

Sen, Amartya

- 1976 "Poverty: An Ordinal Approach to Measurement," Econometrica, 44(2): 219-231.

Smith, James P.

- 1988 "Poverty and the Family," pp.141-172 in Gary D. Sandefur and Marta Tienda(ed.), Divided Opportunities: Minorities, Poverty, and Social Policy. N.Y.: Plenum Press.

Sorensen, Aage B.

- 1983 Sociological Research on the Labor Market - Conceptual and Methodological Issues. University of Wisconsin-Madison : Institute for Research on Poverty.

Tomaskovic-Devey, Donald

- 1987 "Labor Markets, Industrial Structure, and Poverty : A Theoretical Discussion and Empirical Example," Rural Sociology, 52(1): 56-74.

Townsend, Peter

- 1974 "Poverty as Relative Deprivation: Resources and Style of Living," pp.15-41 in Dorothy Wedderburn(ed.), Poverty, Inequality and Class Structure. London: Cambridge University Press.

Tsai, Yung-Mei

- 1992 The Dynamics of Poverty in Taiwan : A Longitudinal Panel Study.
(Unpublished)

Wilson, William Julius

- 1987 The Truly Disadvantaged: The Inner City, The Underclass, and Public Policy. Chicago, ILL: University of Chicago Press.

Wilson, William Julius and Kathryn M. Neckerman

- 1986 "Poverty and Family Structure: The Widening Gap Between Evidence and Public Policy Issues," pp.232-259 In Sheldon H. Danziger and Daniel H. Weinberg (ed.), Fighting Poverty: What Works and What Doesn't.

Cambridge Mass.: Harvard University Press.

- 1987 "Poverty and Family Structure: The Widening Gap Between Evidence and Public Policy Issues," pp.63-92 in William Julius Wilson (ed.), The Truly Disadvantaged : The Inner City, The Underclass, and Public Policy. Chicago, ILL: University of Chicago Press.

貧窮的性別與婚姻屬性差異

呂朝賢^{*}

(中文摘要)

本研究的目的是了解貧窮的性別與婚姻屬性的差異。所採用的資料為「八十年度臺灣地區家庭收支調查」的原始資料檔。在文中分別以邏輯迴歸與相關的貧窮指標來回答研究問題。本研究主要發現如下：

1. 女性戶長家戶相對上較男性戶長家庭，陷入貧窮的機會高，貧窮的嚴重程度亦較嚴重。在戶長婚姻屬性上，寡居家戶較有偶家戶有更高的貧窮機會，而有偶家戶又比未婚家戶有更高的貧窮機會。
2. 如果我們以 FGT 值來看的話，女性非有偶家戶的貧窮嚴重程度是所有家戶別中最高的，其次是男性非有偶家戶，第三則是女性有偶家戶，最後則是男性有偶家戶。但如果我們只看貧戶率的話，則貧戶率最高的是女性非有偶家戶，其次是女性有偶家戶，再則是男性非有偶家戶，最後則是男性有偶家戶。
3. 對整體貧窮家戶而言，影響致貧的因素分別為：家戶的居住地點、戶長婚姻別、戶長性別、戶長教育程度、戶長年齡與家戶的依賴比等因素。而這之中又以人力資本因素的影響力最大、次則是工作結構因素，最小的則是家庭結構因素。

關鍵字：貧窮，貧窮指標，女性戶長家庭，致貧因素。

* 中正大學社會福利研究所博士班研究生

EFFECTS OF GENDER AND MARITAL STATUS ON HOUSEHOLD POVERTY IN TAIWAN

Chao-hsien Leu^{*}

(ABSTRACT)

Using data from the 1990 Taiwan Budget and Expenditure Survey, this study examines the effects of gender and marital status of household heads on the probability of a household to fall into and stay in poverty. Results from the logistic regression analyses are summarized as follows:

- (1) Compared with male-headed households, the probability of living in poverty and the level of poverty of female-headed households are higher. In terms of marital status of household heads, households headed by widowers/widows are more likely to fall into poverty than those headed by married couples. However, the latter are more likely to become poor than those headed by unmarried people.
- (2) Using FGT value as an indicator of poverty, we found female-headed households (including widowed, single, divorced and separated) the poorest group followed by male-headed households without spouses, female-headed households with spouses, and male-headed households with spouses, in that order.
- (3) Factors contributing to household poverty include location of household, marital status, gender, level of education, and age of household head, and (household) dependent ratio. Overall, we found human capital more important than local employment structure or family composition in assessing the likelihood for a household to fall into poverty.

Keywords: poverty, poverty indicator, female-headed households, cause of poverty

* Graduate Institute of Social Welfare, National Chung-Cheng University.