

# 台灣地區社會科學研究的 收入測量問題之初步探討： 以社會變遷基本調查為例<sup>\*</sup>

黃毅志<sup>\*\*</sup>

收入，與職業及教育一樣，都是很重要的社會階層變項，不但都可用來代表一個人的社經地位（Hodge and Treiman, 1969），也與一個人的生活方式，身心健康，以及許多態度與行為有著密切的關連（Bourdieu, 1984; Williams and Collins, 1995；張清溪，1994）。三個階層變項之中，教育的測量通常被認為問題較小（瞿海源，1993a），有關教育測量問題的研究也就作得不多；職業的測量問題較大，也就有許多國內外的研究針對職業測量問題作探討（Nakao and Treas, 1994; Cain and Treiman, 1981; Jencks, 1990; Lin and Xie, 1988; Tsai and Chiu, 1991；薛承泰，1996；黃毅志，1996）；收入的測量很

---

\* 本文為作者在中央研究院社會所籌備處，配合「台灣地區社會變遷基本調查」作博士後研究時完成，能完成本文必須感謝三位匿名評審，以及瞿海源，章英華，齊力，羅國英四位教授的指正。本文先前曾在「調查研究方法與應用」學術研討會發表，也必須感謝評論人林佳瑩教授所提供的寶貴修改意見。文中缺失，作者自負。

\*\* 作者現任台東師範學院國民教育研究所副教授。

可能更有問題，許多研究人員都不相信受訪者會回答真正的收入，然而卻不容易看到針對收入的測量問題作探討的國內外研究。國內社會科學研究的收入測量問題究竟有多嚴重？是否會因為嚴重的測量誤差而得到錯誤之結論？那些受訪者最可能低報收入？這些問題都有待於進一步的經驗分析，才能作定論。

爲了答覆這些問題，本研究運用了行政院，台北市，及台灣省等各級主計處各項調查，與歷年的中央研究院社會變遷，社會意向調查，根據種種不同測量方法所得到的收入資料作比較分析，以評估不同測量方法之優劣。並進一步根據社會變遷調查資料作進一步的相關分析與迴歸分析，來評估收入的再測信度，與檢證和收入有關的理論假設，來評估收入的建構效度。最後再藉著迴歸的殘差分析，與邏輯迴歸分析來偵測可能低報收入的受訪者，與低報的原因。

## 一、台灣地區各項調查收入資料之均數比較

從表一可看到在台灣地區所進行的各項大規模調查，這包括歷年的中央研究院台灣地區社會變遷調查、社會意向調查，以及行政院、台灣省、台北市主計處針對收入所作的各項詳細調查，與台灣地區人力運用調查所得到的平均收入。

在這些調查中，有些調查並不是針對收入做詳細的調查，而屬於一般性的調查，例如社會變遷調查，社會意向調查，人力運用調查，它們對於收入的測量就顯得相當粗略，而令人懷疑測量的可靠性。這些測量可用在民國 81 年進行的二期三次社會變遷階層組調查爲例作說明，這項調查很直接地以「請問您現在這個工作，您個人每個月月

表一 台灣地區各項調查收入資料之均數比較  
(以當年幣值月入千元計)

	調查項目	所分析之樣本	調查年份(民國)				
			73	79	80	81	82
台灣地區社會變遷	個人每月收入	主要是20-64歲就業民眾	12	19	22*		27*
	個人主要工作	20-64歲就業民眾				22*	
	全家收入	主要是20-64歲民眾		31*	37*		53*
台灣地區社會意向	個人每月收入	20-64歲就業民眾		23*			25*
	全家收入	20-64歲民眾		28*	31*	37*	48*
台灣地區人力運用調查	個人主要工作	受雇者	12	19	23	24	26
台灣地區薪資與生產力統計年報	個人主要工作	二，三級產業	14	24	27	30	32
	每月收入	各機構填寫受雇者收入					
台灣地區職業類別薪資調查	個人主要工作	二，三級產業		23	26	28	30
	每月收入	各機構填寫受雇者收入					
台灣省家庭收支調查	全家收入	各戶成員		48	55	60	67
台北市家庭收支調查	全家收入	各戶成員		68	79	87	98

說明：(1)\* 表得自封閉性問卷。

(2)社會變遷，意向資料以外的各官方資料均由各級主計處作調查。

(3)歷年的社會變遷資料大都以 20-64 歲民眾為調查的對象，然而其中有少數調查的對象不限於 20-64 歲，如 73 年的調查也包括了 65-75 歲的樣本，不過這樣本比率很低，所調查的對象還是以 20-64 歲佔了絕大多數。

入多少元？」來問受訪者的整個工作收入，而受訪者的收入有：

- |              |              |              |              |
|--------------|--------------|--------------|--------------|
| (1)無收入       | (2)1 萬元以下    | (3)1-2 萬元    | (4)2-3 萬元    |
| (5)3-4 萬元    | (6)4-5 萬元    | (7)5-6 萬元    | (8)6-7 萬元    |
| (9)7-8 萬元    | (10)8-9 萬元   | (11)9-10 萬元  | (12)10-11 萬元 |
| (13)11-12 萬元 | (14)12-13 萬元 | (15)13-14 萬元 | (16)14-15 萬元 |
| (17)15-16 萬元 | (18)16-17 萬元 | (19)17-18 萬元 | (20)18-19 萬元 |
| (21)19-20 萬元 | (22)20 萬元以上  |              |              |

共 22 個選項可供選擇，而屬於封閉性的問卷形式；歷年來各項的社會變遷調查，以及社會意向調查的收入測量也大都與這項封閉問卷的測量相似，祇是所要問的收入不僅僅是個人的主要工作收入，此外也包含了「個人在主要工作外的其他收入」、「全家平均收入」、「個人每月平均收入」、「配偶每月平均收入」。不過社會變遷調查的收入測量，也曾採用過開放式的問卷形式，這在早期的 73 年與 79 年的調查中，就很直接地問受訪者「您每月實際收入多少？」，而訪員也很直接的根據所回答的收入來過錄。人力運用調查也是很直接地問受訪者「您主要工作的每月收入是多少元？」，也是沒固定選項，而屬於開放式問卷，由訪員直接過錄所回答的元數。

上述各項調查對收入所作的簡易測量，不論是開放的或封閉的，固然都很容易問，不過往往令人懷疑它的可靠性，如受訪者很可能一時無法弄清楚有多少收入來源，在估計收入總數時會遺漏底薪外的津貼、獎金、證券收入、房地產收入…等等個人或全家收入來源，而無意地低報收入；甚至於爲了怕查稅而故意低報收入。爲了克服這些問題，許多針對收入作調查者，如行政院主計處的「台灣地區職業類別薪資調查」、「薪資與生產力統計年報」則很詳細地列出眾多可能的受

雇者薪資收入來源，並由各就業機構的薪資業務承辦者，而非很可能故意低報收入的所有員工本人一一填寫；並把所有收入來源加起來，以估計受僱者的薪資收入總數；並不像社會變遷調查很直接地問受訪者收入總數。以職類薪資調查作說明，員工的收入來源可分為：

- (1)經常性收入，這包含了本薪，專業加給、房屋、水電、交通津貼、實物、膳宿折價及按月發放的工作、業務、載客、路程獎金等目。
- (2)非經常性收入，這包含了加班費及非按月發放的獎金與津貼，如端午節獎金、年終獎金、差旅費、誤餐費、特別假獎金、補發調薪差額等。

而台灣省及台北市主計處的家庭收支調查，所調查的對象除了受雇者之外，也包含了老闆，所調查的收入來源亦不限於薪資。因而除了一一列舉可能的受僱者薪資來源外，又列舉了產業主所得（如營業淨收入），財產所得收入（如利息收入），自用住宅及其營建物租金，經常性移轉收入（如保險現金受益），以及其他雜項收入，由訪員對家庭的所有成員一一作訪問，以估計全家總收入，這不但問到了全家了，又問遍了所有可能的收入來源，當較能對全家總收入作較精確的估計。

在說明過各項調查的收入測量方式之後，接下去根據表一來比較各項調查中所得到的收入均數。<sup>1</sup> 從表一可看到在同年進行的社會變

---

1 表一所謂的均數（average），包含了算數平均數（以下簡稱平均數），以及中數。關於表一有下列關於技術性的問題必須加以說明：

(1)主計處的「薪資與生產力統計年報」，以及「職業類別薪資調查報告」僅列出平均數，而沒列出次數分佈以作為計算中數的基礎，所有主計處資料均數也就統一都以平均數代表均數；然而由於社會變遷，意向資料大都屬於順序尺度，乃都以中數作代

遷調查、社會意向調查及人力運用調查所得收入均數者都很接近，如民 82 年這三項調查的個人收入均數分別是 27（千元），25，26；這三項調查的測量方式都很接近，所得到的收入均數亦很接近。而測量方式較詳細的薪資與生產力，及職業類別薪資調查，彼此之間的測量方式也都很接近，所得到的收入均數也很接近，兩者的均數都比上述三項簡便的調查高一些。以同樣是行政院主計所進行的人力運用調查與「薪資與生產力統計年報」來作比較，各年人力運用調查的收入均數都佔後者的八成左右。

從以上比較分析可知，透過較繁複費時的測量，如「薪資與生產力統計年報」所作的，雖然會提高對收入均數的估計，而可能得到較正確的數值，不過所提高的估計值，還是相當有限。並沒有明確的證據顯示，社會變遷等調查用很簡單的方式來測量個人收入，會嚴重低估收入。

接著比較各項調查所得到的「全家收入」之均數，從表一可看到測量方式很接近的社會變遷與社會意向調查所得到的均數都很接近，比如 79 年的社會變遷調查平均 31（千元），社會意向 28。不過兩者都

---

表。通常收入分佈狀況是往右端延長，在此情況下，平均數高於中數；在 81 年社會變遷階層組資料中，根據各組的組中點，如 1-2 萬元組的中點為 15000，所初步推估的收入平均數也就大約比中數高一成多。又依同筆資料作推估，平均個人每月收入亦大約比主要工作收入高一成多。

(2)固然各項資料的調查對象不同，會給問卷的比較增加困難，但是就台灣地區而言，表一所顯示的三類調查對象：(a) 20-64 歲全體就業民眾，與(b)受雇者，(c)二、三級產業受雇者，三者之收入沒多大差別，例如在 81 年社會變遷階層組資料中，(a)(b)(c)的收入平均數推估值分別是 25.8（千），26.6，27.0。

(3)基於以上兩點，社會變遷，意向的個人每月收入中數，加個一成多，即為個人每月收入平均數，主計處的各項台灣地區個人主要工作每月收入平均數，加個一成多，亦為個人每月收入平均數，這些資料大致可直接比較。

比測量詳盡的台灣省、台北市家庭收支調查所得到的均數 48 與 68 低得多。社會變遷與社會意向所得到的全家收入偏低，當可歸因於受訪者無法正確回想全家人的所有可能收入來源。<sup>2</sup>

## 二、社會變遷調查收入資料的再測信度與建構效度

上一節從各項調查的收入均數作比較，來探討社會變遷等調查之簡易測量方式所可能造成的低報收入情形後，<sup>3</sup>本節針對蒐集眾多社會學變項的社會變遷調查作分析，以進一步探討這項調查收入資料的再測信度與建構效度。就大多數社會科學研究者而言，他們所關心的當不祇是收入分佈的均數，而是理論所探討的各項相關變項與收入之關連性，即使所有的受訪者都很一致的低報收入，如所報的個人收入都為真實收入的八成，這仍不會給有關收入的理論假設之檢證帶來問

- 
- 2 三期一次社會變遷調查預試時，除了仍採用原先的測量方式「直接問受訪者全家收入多少」之外，並試驗了新方法：請受訪者一一回答每個家人的總收入，並把所有家人的收入加起來以估計全家收入。然而用此方法所得到的收入並沒比原先的「直接問受訪者全家收入多少」來得高，這可歸因於在調查受訪者所有家人的收入時，並沒有像家庭收支調查般地一一列出所有可能的收入來源，再逐項累加起來，而仍是很直接地問受訪者每個家人的總收入，在此情況下的受訪者，依然與接受原先社會變遷或社會意向的調查方式時之情況一樣，仍然無法正確回想每一位家人的所有可能收入來源，而低報了收入；畢竟社會變遷調查是個綜合性調查，不可能如家庭收支調查般地針對全家收入作太詳盡的訪問，經過預試的試驗之後，最後還是決定在正式調查中採用原先簡便的測量方式。
  - 3 筆者除了曾就各項調查的收入均數作比較之外，也曾就有提供收入次數分佈的調查資料，針對收入之詳細次數分佈作比較，然而並沒有增添有意義的發現；如果測量詳盡的主計處的「薪資與生產力統計年報」，以及「職業類別薪資調查報告」也能列出次數分佈，以作為與其它調查資料比較的基礎，也許就能增添有意義的發現；本文為了要簡化表格與討論，也就僅針對均數比較分析作報告。

題，<sup>4</sup>也就是說收入資料仍有良好的建構效度。

在分析建構效度之前，先分析較容易量化的信度，這有適當的資料可作評估。歷年的社會變遷調查在訪員作完大規模的正式調查之後，由督導根據正式調查的受訪者抽取隨機樣本作複查（瞿海源，1993b，1994）以查核訪員的正式調查之可靠性。這項複查資料可用來和正式調查資料作比較，以評估資料的再測信度。在歷年的社會變遷調查中，民國82年進行的二期四次問卷I曾對受訪者的「個人平均每個月收入」、「配偶平均每個月收入」、「全家平均每個月收入」作複查，可作為評估再測信度的依據。若依 Carmines and Zeller（1979：37-40），可用兩次調查的相關係數（ $r$ ）來估計再測信度，這三項收入測量的再測信度請見表二。

表二 社會變遷調查各項收入測量之再測信度

	個人平均 每月收入	配偶平均 每月收入	全家平均 每月收入
兩次調查 相關( $r$ )	.96 (N = 215)	.92 (N = 159)	.92 (N = 204)
兩次調查的收入等級之差距			
0(即相同)	78.1%	76.7	59.8
1(相差一級)	14.9	15.1	21.6
2	3.7	5.7	12.3
3	2.8	0.6	1.5
4	0	0.6	2.5
大於5	0.5	1.2	2.5

資料來源：民國82年社會變遷調查問卷工資料

4 根據相關係數（ $r$ ）的定義式（Wonnacott and Wonnacott, 1979:155），如果所有的受訪者都很一致地低報收入，如所報的個人收入都為真實收入的八成，根據所報的個人收入來進行分析，仍不會改變原有真正的相關係數（ $r$ ），以及許多進一步的統計分析，如迴歸分析的結果。



從表二可知，三項收入變項的再測信度（相關係數）都超過 0.9，其中受訪者本身最清楚的「個人平均每月收入」更是高達 0.96；社會變遷的各項收入測量雖然都很簡便，然而卻仍都有很高的再測信度。從表二還可看到受訪者所答的各項收入在正式調查與複查時的變動（差距）。這仍和相關係數所顯現的高相關、高穩定性一樣，絕大多數（近八成）的受訪者前後兩次調查所回答的個人及配偶收入都相同，即使不同，大多數也僅是差了一級（大約差一萬元），既然大多數的收入都維持不變，或變動的幅度很小，自然相關係數也就很高。前後兩次調查，全家每月收入的差距較大，這可歸因於全家的收入較個人或配偶收入為高，即使變動的幅度一樣，所顯示的差距也會較大。

在評估完社會變遷調查收入的再測信度後，接著評估它的建構效度。兩期三次的社會變遷調查階層組資料蒐集了許多在理論上關連到收入高低的變項，可用它來作分析，以檢證有關收入的理論假設，<sup>5</sup>如果這些理論假設都得到資料的支持，收入測量的建構效度也就得到有力的支持（Carmines and Zeller, 1979:22-24）。

在評估收入的建構效度時，必須先根據相關理論假設來說明各個變項與收入的關連性，然後再以資料來檢證理論假設，作為評估建構效度的基礎。以下根據有關理論假設來說明社會變遷資料的各個相關變項對收入的影響，以及各個變項之測量：

1. 本人教育：根據人力資本論，可預期教育程度越高者，所擁有

---

5 並不是每次的社會變遷調查都有對收入資料作複查，最適合評估收入建構效度之二期三次階層組資料，就沒有對收入資料作複查，也就無法評估收入的再測信度；相對而言，二期四次問卷 I 曾對多項收入資料作複查，最適合評估再測信度；這也就是說，在評估建構效度與再測信度時，必須分別使用不同份的資料來作評估，才能作最有效的評估。

「與工作有關之專業學識技能」，即「人力資本」越多，生產效率也就越高，因而收入越高；即使兩個人職業一樣，高教育者也很可能會因為專業學識技能較高而得到高收入（張清溪與吳惠林，1995；Smith, 1990; Wright, 1979:68；許嘉猷，1986）。<sup>6</sup>本研究以本人所接的受學校正式教育年數來測量教育；然而 81 年的社會變遷資料之教育測量原為順序尺度，而分為小學畢業、國初中……，為了使教育之測量合乎迴歸分析的尺度之設定，本研究乃根據各級教育的修業年數，將各級教育程度轉換成教育總年數（參孫清山和黃毅志，1996）。在確定教育總年數之後，本研究並進一步依 Featherman and Hauser（1978）把本人教育總年數分為中小學教育年數及大專以上教育年數，如兩者對收入影響的  $b$  值不相等，則代表教育對收入之影響具有非直線關係。

2. 職業地位：以分類較細的 Treiman 三分位國際聲望量表進行測量。依人力資本論（Wright, 1979:68-75），仍可預期：即使兩個人教育年數一樣，專業學識技能較佳者，由於有較高的生產效率，因而比較可能擔任須要專業學能的高地位職業，並可能藉著高地位職業的在職訓練與工作經驗，繼續提高專業學能，而得到高收入；此即職業地位越高，不論是由於任職前的專業學能本來就較高，或者在任職後得到較高的專業學能，都可能會因為專業學識技能與生產效率較高而得到高收入。

3. 階級位置（從業身份）：參考 Wright 的階級分類（Wright, 1979;

---

6 依 Collins（1971, 1979）的文化資本（源）理論，高教育者所具有「與工作有關之專業學識技能」，以及「生產效率」並不見得較高，而祇是因為學歷，文化資本（源）較高就能得到高收入。這項理論對於「高教育者高收入」的解釋固然與人力資本論不同，不過仍可預期「教育程度越高，則收入越高」。

Wright and Perrone, 1977)，可用問卷上是否為自己工作，是否有雇人，以及是否管理其他員工三個指標把受訪者區分為四種階級位置：1. 資本家：為自己工作，且僱人；2. 小資本家：為自己工作，但沒僱人；3. 經理：不為自己工作，沒僱人，但能管理其他員工；4. 工人：不為自己工作，沒僱人，且不能管理其他員工。本研究並進一步根據問卷，針對台灣社會的特殊狀況，把不為自己工作者中「為家裏工作者」，即家屬工作者，與同樣不為自己工作中「為機構或別人工作」的經理與工人作區分，而另把家屬工作者獨立成一類，共得到五類；在作迴歸時，依此做四個虛擬變項，以對收入作預測。

若依 Wright 的新馬克思主義理論，可預期資本家與經理的收入高於工人，這是前二者運用權力以控制工人，剝削工人之結果；此外，尚可預期小資本家的收入高於工人，這除了可歸因於小資本家自己當老闆可減除被別人剝削，並提高工作意願，而增加工作時間之外（謝國雄，1989:48-49；柯志明，1993:36-37），根據台灣社會的特殊狀況，台灣製造業的外包制帶來許多小老闆的就業，賺錢機會（謝國雄，1989），以及許多商業的非正式部門，如攤販，可減免的昂貴的租金，都會提高小資本家的收入，也是重要的原因。

4. 出生年次：根據受訪者回答的出生年次（民國）作測量。依人力資本論（Wellington, 1994:840-841），可預期一個人在工作生涯中，隨著年齡增長，年資與從職位上所習得的專業技能隨之提高，到了中年時收入最高；然而到了老年卻很可能由於體力、精神之衰退而減少收入（Featherman and Hauser, 1978:290）；因而在受訪者中，出生年次居中，即年齡居中者收入最高。

5. 現職工作地：依 1983 年行政院主計處所編的「中華民國統計地區標準分類」，把出生地都市化程度分成八個等級，都市化最高者給

8,如台北市,最低給1,如台東縣延平鄉。根據蔡宏進(1986)與黃毅志(1989),可預期都市化程度越高,對收入越有利,可能原因是:都市化程度越高,賺錢的機會越佳。

6.性別:在做迴歸時做虛擬變項,以男性為0,女性為1。國內外眾多的理論與研究顯示差別待遇,以及生兒育女的生命週期不利於女性的事業發展(Tsai, 1984; 蔡淑鈴, 1987),即使男女各方面條件一樣,仍然可預期女性的收入較低(Wright, 1979:209-221; 林忠正, 1989; Sorensen and Trappe, 1995)。

7.籍貫:分為本省閩南、客家、外省、原住民四類,在迴歸分析時做三個虛擬變項。由於可能存有族群的差別待遇(許木柱, 1991),即使各方面條件一樣,仍可預期原住民的收入較低。

8.收入:以民81年社會變遷階層資料之「個人工作每月收入」進行測量,這項測量嚴格而言為順序尺度,為了使為它合乎迴歸分析的尺度設定,乃取各組的組中點,如1-2萬元的中點為15000元,將各組轉換成組中點“元數”以進行迴歸分析。

在說明各個變項之測量方式,以及相關理論假設之後,接著根據表三的迴歸分析來檢證理論假設,以作為評估建構效度的基礎。從迴歸分析結果所知,所有迴歸係數(b)之正負號,都如同理論假設所預期的;比如,根據理論假設可預期職業地位越高,則收入越高,職業地位對收入影響的b值應為正值,這就得到了資料的支持;而出生年次一次項的b值為正值,平方項的b值為負值,顯現隨著年齡增長,收入先增後減的現象,亦符合預期。這些所預期的b值之正負號不但完全正確,也都達到了統計顯著( $p < 0.05$ );唯一的例外是原住民的b值-0.27(萬元),雖為負號而符合預期,卻未達到統計顯著,這可歸因於原住民的樣本太少( $N = 10$ );根據這個發現,如果原住民樣本

不是太少，很可能 b 值就會是顯著的負號。分析結果顯示，社會變遷調查的收入測量雖然顯得很簡略，不過卻仍然具有良好的建構效度。

**表三 社會變遷調查個人主要工作收入測量之建構效度迴歸分析**

	收	入
自變項	b	Beta
中小學教育年數	0.09*	.15
大專以上教育年數	.26*	.18
職業地位	.19*	.12
出生年次	.14*	.72
出生年次平方	-.0018*	-.77
現職工作地	.11*	.11
女性	-.82*	-.19
客家	.11	.02
外省	.19	.03
原住民	-.27	-.01
資本家	1.8 *	.23
小資本家	.32*	.06
經理	.62*	.10
家屬工作者	.03	.00
常數項	-1.17*	
R square(N)	.353	(1590)

\*表  $P < .05$

資料來源：民國 81 年社會變遷調查階層組資料

再就迴歸分析的決定值 (R square) 而言，所用到的解釋變項雖然包含了許多由單一變項，如籍貫，階級打散而成的虛擬變項，變項的總數仍不多，卻仍有良好的解釋力 (R square=0.353)；這可歸因於所用到的解釋變項大都如理論所預期，對收入有很明顯的影響；這又進一步肯定這項收入測量有良好的建構效度，如果這項測量有嚴重誤

差，就不會有那麼高的 R square。進一步迴歸分析，把原先的收入取對數作分析，R square 更是高達 0.466。<sup>7</sup>

### 三、有關低報收入之分析：迴歸殘差分析與邏輯迴歸分析

從前兩節的分析可知：社會變遷調查的收入資料有良好的再測信度與建構效度，如果研究者所關心的是有關收入與其他變項關連的假設之檢證，這項資料並沒顯現有嚴重的問題；不過研究者所關心的如果是收入的均數，則這項資料很可能會因為受訪者遺漏收入來源或者為了避免查稅而故意低報收入，而低估了收入。究竟那些受訪者最可能低報收入？他們是因為避免查稅而低報收入嗎？本節繼續運用迴歸殘差分析來偵測可能的低報收入者，並用邏輯迴歸分析來探究造成低報收入的個人特質，與低報的可能原因。

首先說明本研究用迴歸殘差分析來偵測可能的低報者之基本邏輯。殘差 (e, residual) 所指的是預測的誤差，有兩個主要的原因會造成殘差 (Hanushek and Jackson, 1977:59)：

---

7 根據本研究所作的殘差分析，當收入未取對數時所得到的 R Square 較低，可歸因於有許多極端高收入者的 Outlier 帶來很大的預測誤差所致，而非迴歸模式所預設的函數關係有誤。取對數後，許多極端高收入者的收入值下降許多，再也不是明顯的 Outlier，R square 也就提高了；這和 Portes and Zhou (1996) 的發現顯得很一致。至於本研究在正文中不把收入取對數作分析的結果詳加說明，理由是：不取對數較容易詮釋迴歸方程式 (Wright, 1979)，而且取對數的結果除了 R Square 較高之外，仍與不取對數的結果很一致；此外，Portes and Zhou (1996:225, 228) 也指出當收入未取對數時所得到的許多極端高收入之 Outlier，正代表著有特殊意義的經濟成功者，取對數後，這些極端高收入者再也不是明顯的 Outlier，反而無法被凸顯出來。

1. 測量誤差：如收入的測量誤差，會造成預測誤差，此即造成殘差。如果有人低報收入，這很可能會造成迴歸的預測值比所回答的收入為高，而造成迴歸殘差值為負數。

2. 在迴歸模式中，遺漏了重要的自變項；比如在預測個人工作收入時，如果遺漏了很重要的工作所在勞方市場之結構面變項（許嘉猷，1986），如公司或整個行業的營業狀況，那就會造成殘差；如果公司或整個行業的營業狀況很差，而沒將營業狀況納入模型，就會造成殘差值為負數。

用殘差分析偵測可能的低報收入者，固然無法用很形式化的統計方法來區分究竟是低報收入，或遺漏重要變項而造成了殘差為負值；無論如何，如果一個人各方面的條件，如教育、職業等都很高，應該有很好的收入，在迴歸中的收入預測值很高，所回答的收入卻很低，而殘差為很大的負值，這個人就有低報收入的嫌疑。如果又有系統的發現某些特質的人收入應該很多，又很容易漏稅，如公司的老闆，且殘差為很大的負值，又沒充分的理由相信存在著被遺漏的重要變項能解釋這殘差值，就有更充足的理由來論定具有這些特質的人，很可能會因為怕查稅而低報收入。

本研究在以下分析中，把殘差值／預測值  $< -0.5$ ，即所回答的工作收入在預測值一半以下之 outlier，視為有低報收入之嫌疑者。<sup>8</sup> 各

---

8 有極少數的樣本預測值為負值（ $N=7$ ），即使其殘差值為正值，仍會使「殘差值／預測值  $< -0.5$ 」，然而並不能說他們有低報收入嫌疑，因而本研究在偵測有低報收入嫌疑者，就剔除這些預測值為負值的樣本。本研究所作的進一步分析分別把「殘差值／預測值  $< -0.39$ 」，與「殘差值／預測值  $< -0.63$ 」，此即「殘差值／預測值」最低的10%與20%之樣本，視為有低報收入嫌疑者，甚至於把收入取對數作殘差分析，來偵測有低報收入嫌疑者，仍然都不改正文裏的結論。本研究所作的進一步分析也曾把「殘差值  $> -10000$ 」之樣本視為有低報收入嫌疑者，也是得到類似的結論，唯一較大

種工作性質的受訪者有「低報收入嫌疑」的百分比，請參表四。

表四 各工作類別與低報收入嫌疑的關聯百分比分析

		低報收入嫌疑之百分比	卡方獨立性檢定
從業身分	資本家	21%(N=131)	P = .00
	小資本家	29%(N=317)	
	經理	5%(N=230)	
	工人	7%(N=789)	
	家屬工作者	26%(N=116)	
職業類別	專門技術人員	5%(N=169)	P = .00
	行政主管人員	13%(N=90)	
	監督佐理人員	5%(N=276)	
	買賣工作人員	14%(N=251)	
	服務工作人員	9%(N=128)	
	勞動工人	9%(N=457)	
	農林漁牧獵人員	42%(N=212)	
公私部門	公家部門	4%(N=261)	P = .00
	私人部門	15%(N=1322)	
全體合計		13.5%(N=1583)	

資料來源：民國 81 年社會變遷調查階層組資料

的不同是：並沒發現「農林漁牧獵人員有低報收入嫌疑的比率較高」；這可歸因於農民收入預測值本來就很低，而問卷上的觀察值又不會出現負值，殘差值也就不可能負得太多，而很少低於-10000；在正文中把「殘差值／預測值 < -0.5」視為有低報收入嫌疑者，由於分母之預測值很小，即使殘差值負得不多，「殘差值／預測值」還是很有可能小於-0.5，「農林漁牧獵人員有低報收入嫌疑的比率」也就較高。至於本研究在正文中不選用「殘差值 < -10000」的標準之理由是：整個來說，有預測值越高，殘差的散佈也就越大的現象，若採用這項標準，則會使條件較佳者，如資本家，高教育者，祇是由於預測值高，殘差的散佈大，而容易有低報收入的嫌疑；而採用「殘差值／預測值 < -0.5」的標準，則條件較佳者雖然殘差的散佈大，不過預測值也高，並不會提高低報收入的嫌疑。



從表四可看到同樣是具有老闆身份的資本家與小資家都有很高的百分比有低報收入的嫌疑，很可能有許多老闆會因為漏稅，而怕查稅，並低報收入。<sup>9</sup> 同樣是受僱的經理與工人有嫌疑的百分比就低得多，這很可能是由於受雇者的真實收入很容易就被查出來，他們比較不可能漏稅，也就比較沒有必要低報低入。至於家屬工作者有嫌疑的比率（25%）也很高，除了有些家屬工作者和具有老闆身份的家人一起漏稅，一起低報收入之外，許多家屬工作者的薪資僅是領個形式而偏低，當也是重要原因，他們不一定真的是低報收入者。

至於職業類別與低報收入嫌疑之關連，以農林漁牧獵人員有嫌疑的百分比最高，佔 42%，行政主管人員及買賣工作人員居次，分別是 13% 與 14%。農林漁牧獵的百分比最高（42%），除了他們之中有很高的比率為小資本家與家屬工作者之外（合佔 89%），農業市場的狀況不佳亦可能是重原因；隨後將進一步以邏輯迴歸來分析，從業身份與職業對於低報收入各別所具有的淨影響。至於行政主管人員與買賣人員有嫌疑的比率也是偏高，進一步把職業細分為三分位小類之分析顯示：行政主管人員中的企業業主（含資本家與小資本家）有嫌疑的百分比高達 19%，買賣工作人員中的批發及零售業主高達 19%，小販（包含許多小資本家）亦高達 16%，當為重要原因。

---

9 也許有些讀者會覺得同樣是老闆的資本家與小資家，即使殘差為很大的負值，仍然不能說他們有低報收入的嫌疑，因為他們事業經營的風險大，不容易預測他們的收入，殘差的散佈本來就較大，也就較容易出現很大的負值。不過本研究所作的進一步分析卻顯示，他們與同是受雇者的經理或工人之殘差散佈所不同的主要是他們「殘差為很大的負值（如殘差值／預測值 < -0.5 者）之比率較高」，而非「殘差為很大正值（如殘差值／預測值 > 0.5 者）之比率較高」，他們的殘差分佈也就呈現「為很大負值之比率超過很大正值之比率」的不對稱分佈（可參附表），這無法用他們的「殘差散佈本來就較大」來解釋，而用「他們傾向於低報收入」就顯得較容易作解釋得多。

再就工作所在的部門作比較，私人部門有嫌疑的佔15%，公家部門有嫌疑僅佔4%，公家部門並沒有資本家或小資本家存在當是重要原因。<sup>10</sup>接著就以邏輯迴歸來分析公私部門對低報收入的淨影響。

邏輯迴歸分析的結果請見表五。表五除了加入在表四所探討的公私部門與職業類別之外，各自變項的測量都與前面的迴歸分析相同。從表五可看到，即使作了許多控制，從業身份中的資本家、小資本家及家屬工者有低報收入嫌疑的機率仍和表四的發現一致，仍大於工人及經理 ( $p < 0.05$ )，解釋已見於前。在控制從業身份後，公家部門，行政主管人員，買賣工作人員的影響就變得不顯著；在表二上私人部門及行政主管、買賣工作人員有低報嫌疑的百分比偏高之情形，可歸因於他們之中為資本家或小資本家的比率較高(表略)；然而職業為農林漁牧獵人員的影響依然顯著，表二上這項職業者有低報嫌疑百分化偏高的情形，除了他們之中的小資本與家屬工作太高之外(表略)，他們所面對的農業市場狀況不佳，而相關的市場變項並沒被納入模型可能也是重要原因，並不純粹是低報收入。

---

10 筆者曾經對於殘差分析中所展現的殘差分佈圖(Standardized Partial Regression Plot)一一作分析，以詳細地研判所有的自變項與殘差的關連，然而所展現的圖形實在太多了，由於篇幅的考量，也就無法在本文中陳列所有的圖形；無論如何，本文還是在附圖中，陳列在本文的討論中最重要的「各現階級者殘差分佈圖」，以供進一步之參考。然而這些圖形還是顯得很繁複，並且又不易給本文所要討論的問題提供很清楚的憑據，本文也就在進一步的附表中，呈現「各現階級者殘差分佈表」，更清楚地呈顯現階級與殘差分佈的關連，以作為進一步討論之憑據。

在此附表中，由於問卷上收入的選項，最少為0元(即無收入)，而不包括負值，「殘差值/預測值」有一下限，即-1；如預測值50000者，所選的收入最少為0元，殘差值最多為-50000(即標準化殘差-2.9)，「殘差值/預測值」的下限即-1；不過「殘差值/預測值」並沒上限，這項數值很高 outliers，可能正代表有特殊意義的經濟成功者(Portes and Zhou, 1996:225, 228)，並沒有足夠理由相信他們是高報收入者。

表五 個人特質與低報收入嫌疑的關聯性邏輯迴歸分析

	b	R
資本家	1.23*	.10
小資本家	.92*	.09
經理	-.08	.00
家屬工作者	.73*	.05
專門技術人員	-.42	.00
行政主管人員	-.43	.00
監督佐理人員	-.59	-.02
買賣工作人員	-.19	.00
服務工作人員	-.40	.00
農林漁牧獵人員	1.42*	.11
公家部門	-.38	.00
職業地位	.007	.00
中小學教育年數	.00	.00
大專以上教育年數	-.10	.00
現職工作地	.11*	.05
女性	.36*	.04
外省	.07	.00
客家	.18	.00
原住民	-3.80	.00
出生年次	-.08	-.03
出生年次平方	.00	.00
常數項	-1.48	
N	1583	
Model Chi-square	217	
p (df)	.00 (21)	

\* 表  $P < .05$ 

資料來源：民國 81 年社會變遷調查階層組資料

至於其他變項的影響，則大多不顯著，達到顯著的僅有：

1. 女性有低報收入嫌疑的機率較高。不過這也有可能是某些女性具有一些不利於收入的因素，如面對很特殊的性別差別待遇，並沒被納入模型所致。

2. 現職工作地都市化程度越高，越有低報的嫌疑。

以上兩個變項的影響雖然都達到統計顯著，然而 R（相當於迴歸分析之 Beta，參 SPSS INC., 1990）最高僅 0.05，影響強度都比不上前述有關工作性質的從業身份或職業變項，並沒有太大的實質意義。

## 四、結論與討論

透過以上的資料分析，本研究所得到的主要結論如下：

1. 台灣地區所進行的各項大規模調查所得到的個人收入均數都很接近，測量繁覆的主計處薪資調查所得到的收入均數，僅比測量簡易的社會變遷，社會意向調查高出一些。

2. 惟有擁有自己事業者，即資本家或小資本家，比較可能具有低報收入的嫌疑；在私人部門就業者，以及職業為行政主管人員與買賣工作人員者，低報收入的嫌疑較高，當歸因於他們往往擁有自己的事業。

3. 社會變遷調查的收入資料有良好的再測信度與建構效度。

從以上的分析可知，雖然當前運用廣汎的問卷調查法曾受到許多批評（楊文山與蔡瑤玲，1995:83-85），特別是這項方法所得到的收入資料之可靠性受到很大的質疑，不過根據本研究的發現，連測量簡易的社會變遷收入資料，即使有一些低報收入的問題，仍有著良好的信度與效度，就多數社會學研究而言，不應高估收入測量問題的嚴重性，

而仍可對收入進行有效的分析；這特別是在研究者對所關心的理論假設作檢證時，更是如此。<sup>11</sup>

根據本研究分析，固然連測量簡易的收入資料也有良好的建構效度，不過本研究祇是以收入為依變項來作分析，並沒把收入當作自變項來分析，來檢證有關「收入之影響」的理論假設，與收入在這方面的建構效度。本研究祇是以收入為依變項來作分析，主要的考量除了篇幅限制，無法一下子說明許多有關「收入之影響」的理論假設，並進行許多假設檢證之外，更重要的是有關這方面的理論，並非祇是筆者較熟悉的階層化理論而已，而涉及了許多政治，宗教，家庭，人口，社會心理——等等多方面超出筆者專業領域的理論，有關這方面的理論假設之檢證，以及收入在這方面的建構效度之評估，仍有待各方之進一步努力。<sup>12</sup>

- 
- 11 也許有些讀者覺得仍然必須設計更精緻的問卷，以更精確地測出真實的收入，如在問卷上也問受訪者繳稅多少，以作為研判真實收入的依據。然而，很可能有意低報收入的受訪者，往往都是因為漏稅，而怕被查稅者，既然漏稅，也就是對真實的收入而言，繳稅繳得不夠，根據受訪者繳稅多少，來研判真實收入，也就會低估真實收入。
- 12 本研究以殘差分析來研判有低報收入嫌疑者，可說是一項新的嘗試，而且也得到許多有趣、有意義的發現，然而它也受到一些限制：無法用很形式化的「客觀」統計方法來區分究竟是低報收入，或遺漏重要變項而造成了殘差為負值。無論如何，如果能有系統的發現具有某些特質的人收入應該很多，又很容易漏稅，如公司的老闆，又沒充分的理由相信存在被遺漏的重要變項能解釋這殘差值，就可根據殘差分析所透露的訊息，與「邏輯」來推論這些人，很可能會因為怕查稅而低報收入，而有嫌疑。據此分析的邏輯，即使發現某些人的殘差為正值（可參註 10），除非有很充分的理由，否則仍不應把他們視為「有高報收入嫌疑者」，畢竟就邏輯而言，高報收入往往不符合常理。

## 參考文獻

行政院主計處

1983 中華民國統計地區標準分類。

林忠正

1989 「初入勞動市場階段工資與職業之性別差異」，性別角色與社會發展研討會論文集。頁 201-226，台北：台大人口研究中心。

柯志明

1993 台灣都市小型製造業的創業經營與生產組織——以五分埔成衣製造業為案例的分析。中央研究院民族所。

孫清山和黃毅志

1995 「補習教育、文化資本與教育取得」，台灣社會學刊第十九期：95-139。

許木柱

1991 「弱勢族群問題」，楊國樞、葉啟政主編，台灣的社會問題。頁 359-428，台北：巨流圖書公司。

許嘉猷

1986 社會階層化與社會流動。台北：三民書局。

黃毅志

1989 台灣地區民眾社經地位取得過程。東吳大學碩士論文。

1996 「台灣地區社會學研究的職業分類與測量問題之探討」，中研院調查研究第一期：123-168。

張清溪

1994 「公黨營事業的社會意向」，收錄於伊慶春主編，台灣民眾的社會意向，頁 201-245。中央研究院中山人文社會科學研究所。

張清溪和吳惠林

1995 經濟發展對教育的影響。行政院教育改革審議委員會研究報告，於台大思亮館教育改革學術研討會發表。

楊文山與蔡瑤玲

1995 「實地調查中複查資料的結構模型分析」，收錄於章英華，傅仰止，瞿海源主編，社會調查與分析：社會科學研究方法檢討與前瞻之一，頁 83-110。台北：中央研究院民族所。

蔡宏進

1986 「鄉村與都市間的就業連結：概念、事實與假設」，中國社會學刊第十一期：

1-15。

蔡淑鈴

- 1987 「職業隔離現象與教育成就：性別之比較分析」，中國社會學刊第十一期：61-91。

謝國雄

- 1989 「黑手變頭家——台灣製造業中的階級流動」，台灣社會研究季刊 2 (2):11-54。

薛承泰

- 1996 「台灣地區職業地位測量與性別差異」，中研院調查研究第一期：67-121。

瞿海源

- 1993a 「台灣社會階層研究敍介」，中央研究院民族所：兩岸三地社會學的發展與交流研討會論文。  
1993b 台灣地區社會變遷調查計畫：第二期第四次調查計畫執行報告，中央研究院民族學研究所。  
1994 台灣地區社會變遷調查計畫：第二期第五次調查計畫執行報告，中央研究院民族學研究所。

Bourdieu, Pierre

- 1984 *Distinction: A Social Critique of the Judgement of Taste*, Cambridge, Mass: Harvard University Press.

Carmines, E. G. and R. A. Zeller

- 1979 *Reliability and Validity Assessment*. Sage University Paper 17. Beverly Hills: Sage Publications.

Cain, P. S. and D. J. Treiman

- 1981 "The Dictionary of Occupation Titles as A Sources of Occupational Data," *American Sociological Review* 46:253-278.

Collins, R.

- 1971 "Functional and Conflict Theories of Educational Stratification." *American Sociological Review* 36:1002-1019.  
1979 *The Credential Society*. New York: Academic.

Featherman, David L. and Robert M. Hauser

- 1978 *Opportunity and Change*. New York: Academic Press.

Hanushek, E. A. and J. E. Jackson

- 1977 *Statistical Methods for Social Scientists*. New York: Academic Press.

Hodge, R. W. and D. Treiman

- 1968 "Class Indification in the United States," *American Journal of Sociol-*

ogy 73:534-47.

Jencks, Christopher

- 1990 "What is true rate of Social Mobility?" PP.103-130. in R. L. Breiger (ed), *Social Mobility and Social Structure*. Cambridge University Press.

Lin, Nan and Wen Xie

- 1988 "Occupational Prestige in Urban China", *American Journal of Sociology* 93(4):793-832.

Nakao, K. and J. Treas

- 1994 "Updating Occupational Prestige and Socioeconomic Scores", *Sociological Methodology* 1994:1-72.

Portes, A and M. Zhou

- 1996 "Self-Employment and the Earnings of Immigrants", *American Sociological Review* 61:219-230.

Smith, M. R.

- 1990 "What is New in New Structuralist Analyses of Earnings?" *American Sociological Review* 55:827-841.

Sorensen, A. and H. Trappe

- 1995 "The Persistence of Gender Inequality in Earnings in the German Democratic Republic", *American Sociological Review* 60:398-406.

SPSS INC.

- 1990 *SPSS/PC+ Advanced Statistics 4.0* Chicago: SPSS INC.

Tsai, Shu-ling

- 1984 "Sex and Social Stratification: A Review of Literature." *Chinese Journal of Sociology* 8:223-239.

Tsai, Shu-Ling and Hei-Yuan Chiu (蔡淑鈴和瞿海源)

- 1991 "Constructing Occupational Scales for Taiwan." *Research in Social Stratification and Mobility*, vol.10, pp. 229-253, edited by Robert Althausen and Michael Wallace. Greenwich, Connecticut: JAI Press.

Wellington, A. J.

- 1994 "Accounting for the Male/Female Wage Gap among White: 1976 and 1985", *American Sociological Review* 58:839-848.

Williams, D. R. and C. Collins

- 1995 "US Socioeconomic and Racial Differences in Health", *Annual Review of Sociology* 21:349-386.



Wonnacott R. J. and Wonnacott T. H.

1979 Econometrics. 臺北：雙葉書局。

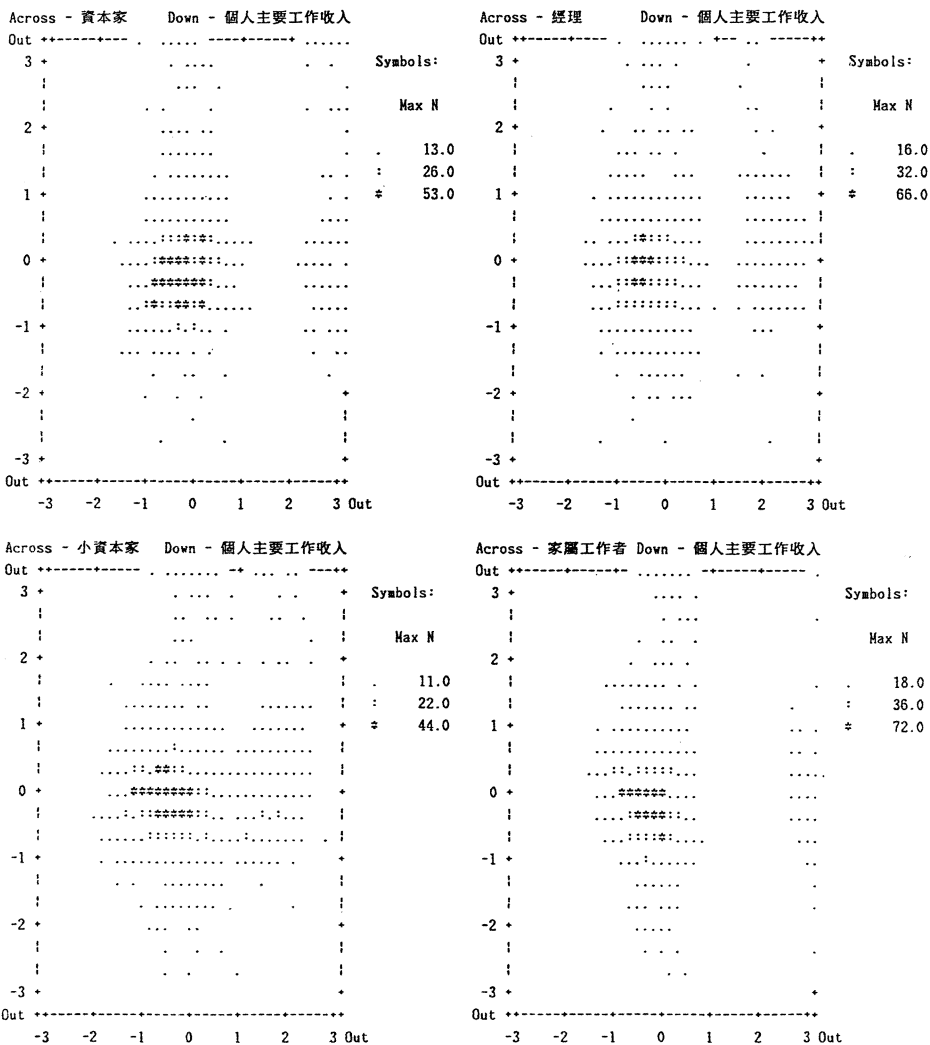
Wright, E. O.

1979 Class Structure and Income Determination. New York: Academic Press.

Wright, E. O. and L. Perrone

1977 "Marxist Class Categories and Income Inequality," American Sociological Review 42:32-55.

附圖：各現階級者殘差分佈圖  
(Standardized Partial Regression Plot)



說明 1. 資料來源：民國 81 年社會變遷調查階層組資料。2. 標準殘差值 1 相當於 17500 元。

附表：各現階級者殘差分佈表

列百分比 現階級	殘差值／預測值					
	-1至-.5	-.5至0	0至.5	.5至1	大於1	列小計
資本家	21.4	49.6	10.7	9.2	9.2	131 8.3
小資本家	28.7	35.0	19.9	6.3	10.1	317 20.0
經理	5.2	54.8	32.6	6.5	.9	230 14.5
工人	6.7	47.7	33.3	7.9	4.4	789 49.8
家屬工作者	25.9	25.0	26.7	8.6	13.8	116 7.3
行小計	214 13.5	707 44.7	446 28.2	119 7.5	97 6.1	1583 100.0

說明：1. 資料來源：民國 81 年社會變遷調查階層組資料。

2. 由於問卷上收入的選項最少為 0 元，「殘差值／預測值」有一下限，即 -1；而「殘差值／預測值」並沒上限（可參註 10）。