

第 2 章

如何衡量人力資本：理論與台灣實證 *

2.1 前言

在 1950、60 年代新古典經濟成長理論 (neoclassical growth theory) 的發展過程中，人力資本 (human capital) 這項概念就已經受到不少學者的注意，如 Uzawa (1965) 即強調成長過程中人力資本的累積現象。然而受限於邊際報酬遞減鐵律，新古典經濟成長理論因只能依賴外生的技術進步來解釋長期的經濟成長而沉寂了二十餘年。但其間人力資本的概念一直未被學者所遺忘，Schultz (1961)、Mincer (1974) 及 Becker (1975) 等人在勞動經濟學的領域中，開始對人力資本之形成建構更具體的個體理論基礎。時至今日，教育 (education) 及在職訓練 (on-the-job training) 對工資的影響一直都是勞動研究中非常重要的課題。1980 年代中期興起的內生成長理論 (endogenous growth theory)，則繼理性預期 (rational expectations) 理論之後成為總體經濟研究中的新主流，這一波的研究熱潮有兩個特點：其一是強調成長力量的內生化；另一則是實證研究及政策意涵的重視。其中 Romer (1986) 及 Lucas (1988) 的成長模型即強調以人力資本做為經濟成長的內生引擎，並獲得許多實證研究的支持，如 Barro (1991)，Benhabib 與 Spiegel (1994)。

新古典經濟成長理論，如 Solow-Swan 模型，著重於探討兩種主要的生產投入，純粹勞動 (raw labor) 及實物資本 (physical capital) 對於總生產的貢獻，並且以資本累積解釋經濟的動態調整過程，而成長的動力則假設來自於外生的技術進步及人口增加。這種模型預測在具有相同的技術進步率及人口成長率的

* 本章已刊登於第 31 輯第 1 期之《經濟論文叢刊》(出版日期為 2003 年 3 月)。

情況下，各國的經濟成長率將逐漸趨於一致，因此，這種經濟理論並無法對現實世界中各國在經濟成長及所得水準上的長期差異提出內生的解釋。基本上，直到 Romer 及 Lucas 等人大力倡導內生成長理論才為經濟成長的研究開啟一條新路。顧名思義，內生成長理論即認為長期經濟成長係由經濟體系內生的因素所驅策，在多數模型中，成長的力量主要可能來自於規模報酬遞增、技術創新及人力資本累積。但嚴格而言，實物資本較易受限於邊際報酬遞減鐵律，而人力資本或知識資本卻往往具有邊際報酬遞增的特色，人類世代知識的累積和外溢即為明顯的例子；此外，技術創新，如新觀念的發展，亦需要豐沛的人力資本投入。所以，若說人力資本累積是內生成長的核心動力實不為過。

雖然人力資本的概念早已被多數人所接受，但是，由於其常與純粹勞動緊密結合，並不像「實物資本」具有明顯可見的形體，而其形成方式又相當多樣且複雜，因此，人力資本在衡量上不易周延精確。文獻上常見的人力資本形成方式包括正式與非正式教育、在職訓練、邊做邊學（learning by doing）及醫療與健康（health and nutrition）程度之改進等，惟其中接受正式教育則被認為是累積人力資本最基本及最重要的管道。同時，由於正式教育較其他形式的人力資本形成方式在資料的取得上便利許多，因此，實證上常以一國人民的教育程度，如識字率，國小、國中或高中的入學率或勞動的平均就學年數等，做為衡量人力資本的代理變數。

有些研究的衡量方式較為簡單，例如，Becker（1975）利用教育水準衡量個人的生產力；Romer（1990）利用整個人口的識字率及訂閱報紙與收聽廣播的比率衡量人力資本；Lau、Jamison 與 Louat（1990）利用勞動力平均就學年數做為衡量人力資本的指標；Barro（1991）利用初等（primary）與中等（secondary）學校的入學率做為衡量人力資本的指標；Barro 與 Lee（1993）則利用二十五歲以上人口的平均就學年數做為衡量人力資本的指標。也有些研究的衡量方式較為複雜，例如，Maddison（1987）、Pencavel（1991）及 Tallman 與 Wang（1994）分別給予初等教育、中等教育及高等教育三種教育程度不同

的權數，再以這些權數為基礎計算就業勞工的人力資本存量。由於採用的人力資本衡量方式各異其趣，因此，不同的實證研究所得到的結論也不盡一致。

就上述常用的衡量方法而言，每一種指標固然都言之成理，但每一種也都有其疏漏之處：入學率與勞動的品質自然有一定的關聯，不過，其基本上屬於流量的概念，並無法完全體現人力資本存量的內涵；以一國人口或勞動力中某種基礎教育程度，如識字、國小、國中或高中畢業者，占總人口或總勞動力之比率來衡量人力資本，雖然與存量的概念較為接近，但其缺點則為在經濟發展到達一定的程度後，這些比率幾乎就不再上升，顯然無法反映該經濟體系日益增加的高級（advanced）知識，而與人力資本的概念漸行漸遠；加權的教育年數（實際的教育年數可以視為這個方法中的一個特例）也許稱得上是一種比較精確的人力資本的存量衡量方式，但是，其在應用上最大的困難也就在於權數的訂定缺乏理論的依據及客觀的標準。尤有甚者，上述的指標都只集中在教育而忽略了其他的人力資本形成方式，如在職訓練或經驗累積等。所以，本章希望能夠透過比較嚴謹的程序，建構涵蓋各項人力資本形式的理論與實證模型，並以台灣資料為例說明如何估計一個經濟體系的人力資本數量。

從生產要素的角度來看，人力資本既是生產活動的核心投入，在一個完全競爭的勞動市場中，一個勞工人力資本的多寡應該會反映在他勞動所得的高低上；然而，一方面由於勞動所得也會受到非人力資本因素（例如整個經濟體系的技術及實物資本）的影響，另一方面則由於人力資本難以直接觀察（unobservable）；因此，本章準備以勞動經濟學中常用的 Mincerian 迴歸模型，先將工資中可能屬於人力品質的部份分解出來，再依據一般理論上各特徵反映人力品質的能力，組合不同的外在特徵（即迴歸解釋變數）設算狹義及廣義兩種人力資本指標，進而透過對台灣的總合生產及經濟成長的解釋程度，比較本章與其他文獻上的指標何者較能代表人力資本，並藉此進一步瞭解外在特徵與人力品質之間的關聯。

本章共分為六節，除前言外，第 2 節為理論架構，第 3 節為實證模型，第 4 節為基本資料分析，第 5 節為估計結果，第 6 節則為結論。

2.2 理論架構

雖然在實際世界中生產和消費所交易的財貨或勞務種類繁多、差異極大，但是，隨著總體經濟學及國民所得統計方法的發展，實務上透過交易價格的調查及隱藏價值的設算，可以將各式各樣的財貨及勞務加總以計算理論上的總生產或實物資本存量。因此，如果將這個概念延伸至人力資本的衡量上，則使用勞動所得做為計算的依據應是一個自然而可行的選擇。也就是說，雖然人力資本在投入面有各種不同的形式，包括教育、在職訓練、邊做邊學及醫療與健康程度之改進等，但這些投入之結果必然表現在勞動所得上，而勞動所得即可反映人力資本的生產力及報酬。

本理論模型在概念上近似 Mulligan 與 Sala-i-Martin (1995，以下簡稱為 M-S)，不過本章嘗試對人力資本的意義、形成方式及人力資本與經濟體系間的關係做更詳細的說明。本理論模型中關於人力資本及勞動市場的基本性質共有下列五項假設：

- (1) 勞動同質，勞工異質。人力資本基本上就是由人力品質及純粹勞動相乘融合而成的生產能力 (productivity)，這種能力可以被化約為一人力資本純量 (scalar) 並設定其基本單位，亦即勞工擁有的人力資本具有同質性，彼此之間為完全替代 (perfect substitutes)；但是，每個勞工所擁有的人力資本數量卻不儘相同，因此就人力資本數量而言，勞工則是異質的。而人力品質則決定於附著在個人身上的工藝、資訊、知識及觀念等技能 (skills)，技能水準愈高人力品質即愈高。令 H_{it} 代表勞工 i 第 t 期的人力資本數量， S_{ijt} 代表勞工 i 第 t 期第 j 項技能的數量，則本項假設的意涵即為

$$H_{it} = h_{it} \cdot Z_{it} = V(S_{i,t,1}, S_{i,t,2}, \Lambda, S_{i,t,J}) \cdot Z_{it} \quad (2.1)$$

其中的 J 代表技能總數， h_{it} 、 Z_{it} 分別代表勞工 i 第 t 期的人力品質水準及純粹勞動數量， $h_{it} = V(S_{i,t,1}, S_{i,t,2}, \Lambda, S_{i,t,J})$ ，函數 V 即代表個人技能與人力品質的轉換關係。由於不同期的純粹勞動在品質上仍然是完全相同的，因此，

每一期的 $V(0,0,\Lambda,0)$ 必然等於某個不隨時間而改變的常數，而為了分析上的方便，本章就將僅具純粹勞動而不具任何技能之勞工（以下即稱其為基礎勞工）每期的人力品質均設定為一，亦即設定 $V(0,0,\Lambda,0)=1, \forall t$ 。

- (2) 附著於個人身上的工藝、資訊、知識及觀念等技能的數量，即 S_{ij} ，受到許多因素的影響，其中包括秉賦、成長環境、身心健康程度、學校教育、在職訓練及工作經驗等。而上述兩項假設在概念上即類似 Becker (1965) 及 Lancaster (1966) 的消費理論：為累積技能所投入的資源、技能、人力品質即分別對應於 Becker 及 Lancaster 模型中的市場財貨、特性 (characteristics)、效用。換言之，人力品質並非直接來自於在上述各種管道中投入的資源，而是直接來自於透過上述各種管道所累積的某些技能；正如同效用並非直接來自於市場財貨，而是直接來自於市場財貨所提供的某些特性。由於影響個人技能累積的因素多而複雜，因此，原則上，任意兩個經濟個體各種技能的數量，乃至人力品質的水準及人力資本的數量都是不同的。
- (3) 任一經濟個體不管透過那一種方式累積其個人技能，其增加的數量或比率（即技能增加數量/個人投入資源）不只受到個人因素的影響，還決定於整個經濟體系對技能生產部門提供的資源（主要包括政府、廠商及民間非營利組織對教育、在職訓練及醫療與健康的投資）。所以，即使假設學校教育是累積技能唯一的方式，同樣學歷的人所擁有的個人技能，乃至人力品質及人力資本也不一定相同（因為這些人接受教育的時間可能不同，而在不同時期整個經濟體系對教育的投資也可能是不同的）。
- (4) 人力資本也許具有整體的外部性，但不具個別的外部性，亦即任一勞工的生產能力不會個別且直接地影響其他勞工的生產能力。令 $H = \sum_{i=1}^L H_i$ 代表整個體系的人力資本總量， MP_{ij} 代表勞工 i 在廠商 j 的生產力，則本項假設的意涵即為 $\partial MP_{ij} / \partial H \geq 0$ ，且在 H 固定下， $\partial MP_{ij} / \partial H_k = 0 (k \neq i)$ 。
- (5) 影響勞動所得的個人因素可以區分為人力資本及非人力資本兩大類，前者依定義即代表勞動生產力；而後者即由無法反映勞動生產力，但卻對勞動

所得有影響的勞工特質所組成，例如存在男女薪資歧視時的性別。假設人力品質及非人力勞工特質是以相乘的方式影響單位時間勞動所得，亦即

$$w_{it} = a_t \cdot h_{it} \cdot F_t(X_{it}) = \frac{a_t \cdot H_{it} \cdot F_t(X_{it})}{Z_{it}} \quad (2.2a)$$

如果就對數值而言，單位時間勞動所得方程式即轉變為相加型式¹：

$$\ln w_{it} = \ln a_t + \ln h_{it} + \ln F_t(X_{it}) \quad (2.2b)$$

其中的 w_{it} 、 X_{it} 分別代表勞工 i 在第 t 期的單位時間勞動所得及非人力勞工特質向量；係數 a_t 則代表影響勞動邊際產出的共同總體因素，包括實物資本累積、技術進步、整體外部性（如 K 、 H 的外部性）及勞動總量的增減； F_t 則為一函數符號；而 a 及 F 雖然可能隨著時間改變，但是對每一位勞工而言都是相同的，亦即 a 並不會直接受到個別勞工的 h 及 X 的影響。因此，在同一時點，如果非人力勞工特質均相同，則經濟個體所獲得的勞動報酬與其所擁有人力資本數量具有固定的比例關係。

在上述五項假設之下（特別是第一項假設的（2.1）式及第五項假設的（2.2）式），即使技能、人力品質及人力資本都是無形而難以直接界定的；不過，如果藉由非人力勞工特質分類勞工，並求出各類基礎勞工在各個時點的勞動所得，再使用各個勞工與所屬類別基礎勞工間勞動所得的比率做為代表人力品質的權數，則可以刪除影響薪資的總體因素，例如實物資本累積及技術進步（請參考本章第 3.3 節的（2.6）式），進而建構出一系列能夠互相比較的人力資本指標。因為基礎勞工的人力品質 $V(0,0,\Lambda,0)$ 每期均被設定為一²，而且這項指標即等於實際的人力資本數量，因為：

¹（2.2a）式與 C-D 總生產函數有良好的對應關係（請參考本章第 5.2 節中附註 25 的說明）；（2.2b）式則正與一般的工資迴歸式，包括本章第 3.1 節中的（2.4）式，互相對應。

² 如果以人數為單位，此指標就等同於有效勞動人數（effective labor number），其數值即表示多少數量的基礎勞工；如果以時間為單位，此指標就等同於有效工時（effective labor hour），其數值即表示多少數量的基礎勞工工時。

$$\begin{aligned}
\hat{H}_t &= \sum_{c=1}^{C_t} \sum_{i=1}^{L_{c,t}} \frac{w_{c,i,t}}{w_{c,b,t}} \cdot Z_{c,i,t} = \sum_{c=1}^{C_t} \sum_{i=1}^{L_{c,t}} \frac{a_t \cdot V(S_{c,i,t}) \cdot F_t(X_{c,i,t})}{a_t \cdot V(0,0,\Lambda,0) \cdot F_t(X_{c,b,t})} \cdot Z_{c,i,t} \\
&= \sum_{c=1}^{C_t} \sum_{i=1}^{L_{c,t}} V(S_{c,i,t}) \cdot Z_{c,i,t} = \sum_{c=1}^{C_t} \sum_{i=1}^{L_{c,t}} h_{c,i,t} \cdot Z_{c,i,t} = \sum_{c=1}^{C_t} \sum_{i=1}^{L_{c,t}} H_{c,i,t} = H_t
\end{aligned} \tag{2.3}$$

其中的 \hat{H} 、 C 、 L_c 分別代表人力資本指標、非人力勞工特質的類別總數及各類勞工數量，足標 c 、 b 則分別代表類別及基礎勞工。而 $X_{c,i,t} = X_{c,b,t} = X_{c,t}$ ，因為既以非人力勞工特質做為分類的依據，同一類別中所有勞工的非人力勞工特質必然是相同的。

值得說明的是，採用個別勞工相對於基礎勞工之勞動所得比率做為權數，可以刪除一些影響勞動所得的總體因素（薪資相除可以刪去 a_t 及 F_t ）。然而，因為技能、人力品質及人力資本都是無形的，我們並無法直接確認一個勞工擁有多少的技能、人力品質或人力資本，亦即無法直接確認誰才是基礎勞工，所以，本章中最重要的實證分析工作，就是如何透過可以觀察的外在特徵估計出各類基礎勞工的勞動所得以做為計算人力資本的依據。

2.3 實證模型

2.3.1 迴歸式及估計方法之設定

本章首先以薪資代表勞動所得做為被解釋變數³，並選擇一些普遍認為會影響薪資的外在特徵（其中自然包括較有可能反映人力品質的外在特徵）做為解釋變數，逐年地對薪資進行迴歸，接著即在不同的人力資本內涵設定下建構各

³一般而言，在每週或每月領取的薪資之外，勞動所得還包括津貼、紅利、退休金和以非貨幣方式給付的員工福利及股票等，不過，薪資應是員工的主要報酬，其他項目的收入通常所佔比例較低且較難取得可信的資料，因此，如同多數的實證文獻，本章即以薪資代表勞動所得。

種人力資本指數⁴。參考多數勞動實證文獻的做法，本章依據 (2.2) 式以下列方程式設定工資迴歸式⁵：

$$\begin{aligned} \ln w = & \beta_0 + \beta_1 \cdot ED + \beta_2 \cdot FD + \beta_3 \cdot GX + \beta_4 \cdot FT + \beta_5 \cdot GX^2 + \beta_6 \cdot FT^2 + \\ & \beta_7 \cdot EMD + \beta_8 \cdot WKD + \beta_9 \cdot OCCD + \\ & \beta_{10} \cdot AD + \beta_{11} \cdot MD + \beta_{12} \cdot SD + \varepsilon \end{aligned} \quad (2.4)$$

其中的 w 、 GX 、 FT 分別代表實際時薪、現職前經驗及現職年資⁶。 MD 、 SD 均為虛擬變數： MD 代表婚姻，以未婚為基準； SD 代表性別，以女性為基準。 ED 、 FD 、 EMD 、 WKD 、 $OCCD$ 及 AD 則為虛擬變數組合而成的行向量： ED 代表教育，以不識字及自修程度為基準； FD 代表科系，以理科、軍警及其他類為基準； EMD 代表員工人數，以 1 人為基準； WKD 代表行業，以農業、社會與個人服務業及公共服務業為基準； $OCCD$ 代表職業，以農林漁牧工作者為基準； AD 代表工作地點，以南部各縣為基準。由於每年的統計分類標準不一定相同，因此， ED 、 FD 、 EMD 、 WKD 、 $OCCD$ 及 AD 中變數的個數及意義也有可能隨之改變（詳細的說明請參考附錄）。而 ε 即代表不可觀察的隨機項。

本章使用「人力運用調查」中的有酬工作者進行薪資迴歸⁷，因為這些資料屬於橫斷面資料，很可能會有異質變異數（heteroscedasticity）的現象存在，所

⁴ 由於人力資本、人力品質及技能都是無形而難以直接界定的，而且影響技能累積的因素多而複雜，因此，本章中所謂的內涵不同，基本上並非意味在人力資本、人力品質或技能本身的範圍或意義上有所差異，而是指可以反映市場活動中的人力品質（或說是人力資本數量）的外在特徵組合有所差異。

⁵ 為了避免符號過於複雜，因此省略 (2.4) 式中的足標 i 、 t 。(2.4) 式中的 $\beta_{0,t}$ 基本上即對應於 (2.2b) 式中的 $\ln a_t$ ，其餘部份基本上則對應於 (2.2b) 式中的 $\ln h_{it}$ 及 $\ln F_t(X_{it})$ 。

⁶ FT 可以直接從原始資料中取得， GX 則是以下列方式推算求出：就女性而言， $GX = \text{年齡} - \text{就學年數} - FT - 6$ ；就男性而言， $GX = \text{年齡} - \text{就學年數} - FT - 8$ 。男性的 GX 之所以必須多減去 2，是因為絕大多數的男性至少必須服役 2 年。此外，為允許現職年資與現職前經驗對薪資的邊際影響效果隨著時間而改變，故加入二次項 GX^2 及 FT^2 。

⁷ 本章以 (2.4) 式對有酬工作者進行薪資迴歸，但除有酬工作者外，就業者尚包括無酬家屬工作者，故 (2.4) 式之 OLS 估計可能有選擇性偏誤（selection bias）存在，因此我們另採兩階段估計法修正 (2.4) 式中的偏誤。惟就本章所使用的資料而言，在第一階段 probit 及 logit 模型每年均無法通過模型配適度的檢定（以 Pearson 卡方檢定做為判斷的標準），而且在第二階段選擇調整項（selection correction term，即為 Mill's ratio 的倒數）亦非每年都是顯著的，所以本章仍以一般的 OLS 估計法分析薪資的決定因素（例如江豐富（1988）及吳惠林（1988）均採用類似的方法）。

以，在利用普通最小平方法求出 (2.4) 式各係數的估計值之後，我們即利用 White (1980) 的一般檢定來檢測是否有異質變異數的現象存在，如果有，就改以 White 估計式來計算各係數的 t 值以檢定其是否顯著⁸。

由於技能、人力品質及人力資本都是無形而難以直接界定的，且影響技能累積的因素多而複雜，再加上資料不夠充分完整，因此，除了少數的外在特徵，目前的經濟理論並無法對外在特徵是否可以反映市場活動中的人力品質（或說是人力資本數量）提出明確的解答。所以，基於進一步瞭解人力品質之性質（特別是外在特徵與人力品質之間的關聯），及人力資本對經濟成長之影響（特別是從做為總合生產函數直接投入的角度來看）的考量，本章將依據被列入人力資本範圍的外在特徵的數目及性質，組合不同的外在特徵建構狹義及廣義兩種人力資本指數。

其中狹義指數的設定只以被普遍接受的教育與工作經驗等外在特徵即 ED 、 FD 、 GX 及 FT 來反映人力品質，這些變數通常代表可直接觀察的能力；廣義指數的設定則再加入可能反映勞僱雙方配對選擇的廠商、行業或職業特性如 EMD 、 WKD 及 $OCCD$ ，這些變數通常代表無法直接觀察的能力（各相關變數與人力品質之關聯詳列於本章第 3.2 節）。以下即以 MR1、MR2 分別代表本章所發展出的狹義、廣義人力品質指數。本章並假設隨機項 ε 與人力品質是互相獨立的，即基礎勞工的推估薪資不受資料中隨機極端值的影響。因此，在計算人力品質指數時，即以個別勞工推估預期時薪相對於基礎勞工推估預期時薪的比率來衡量該勞工人力品質的水準。

本章的實證方法，從下列四個角度來看，應該較能呈現實際世界中投入市場活動的人力資本數量的變化情況：

⁸ 即使有異質變異數的問題發生，OLS 估計式仍然是不偏的，但是，OLS 估計式不再是有效率的估計式，而且其共變異數矩陣估計式必須修正為 $(X'X)^{-1}(\sum_i e_i^2 x_i x_i')(X'X)^{-1}$ ，這個共變異數矩陣估計式就是所謂的 White 估計式，其中的 X 代表解釋變數資料矩陣， e 代表利用 OLS 估計式求出的殘差項。

- (1) 以基礎勞工做為比較的標準。雖然理論上任一品質水準的勞工都可以做為比較的標準（只要每期都以這種品質的勞工做為比較的標準即可），但是，實證上只有基礎勞工才能夠勝任這項工作：由於技能、人力品質及人力資本都是無形的，我們並無法直接確認一個勞工擁有多少的技能、人力品質或人力資本，因此，較為可行的方法就是透過可以觀察到的外在特徵，例如教育程度、工作經驗或行職業等，找到某個種類的勞工，其人力品質並不會隨著時間改變。而依據第一至第三項假設，這種勞工必然就是（從外在特徵來看）僅具純粹勞動的基礎勞工：因為，即使被列入人力資本的範圍，外在特徵（即使是教育程度）通常亦非技能或人力品質本身（*per se*），而只是個反映個人在技能生產部門（例如學校）中的部份投入，或勞僱配對選擇結果的實證代理變數（*proxy*），並無法涵蓋整個經濟體系（包括個人）對技能累積的全部投入；所以，只要外在特徵顯示擁有某個數量的技能（即擁有超過一基本單位的人力品質），則在不同的時點，即使是符合相同外在條件的勞工（例如國中畢業的勞工），其所擁有的技能數量乃至人力品質水準應該都是不同的，而只有不具任何技能的基礎勞工不受上述被遺漏的因素影響，維持人力品質不會隨著時間改變，才可做為跨期比較的基準。
- (2) 以迴歸方式估計基礎勞工的預期薪資。在確定人力資本的內涵之後，我們另外也可以直接計算各個種類中，反映人力品質的外在特徵均等於零的樣本的平均薪資，再以這項平均數代表基礎勞工的預期薪資。然本章所採方法顯然較佳，其原因在於：（a）反映人力品質的外在特徵都等於零的資料不一定存在；（b）將全部資料均納入考慮後所得到的估計值應該較有效率；及（c）本法的迴歸式還可以用來估計所有勞工去除隨機因素的預期薪資。
- (3) 逐年估計各外在特徵的迴歸係數，允許外在特徵對薪資的邊際效果可以隨時間而改變，也就是說，允許母體性質（就薪資、人力品質與外在特徵的關係而言）可以隨時間而改變。就反映人力品質的外在特徵而言，依據第二及第三項假設，決定人力品質的技能與外在特徵之間的關係，除了個人的努力之外，還深受整個經濟體系對技能生產部門投入數量的影響。就無

法反映人力品質的外在特徵而言，薪資與這些外在特徵之間的關係（例如男女薪資歧視的程度），即 F_i ，應該會受到許多社會、文化或法律因素的影響。所以，在這兩種關係原則上都會隨著時間改變，進而使得迴歸係數不一定年年相等的情況下，如果將所有的資料不分年份混合在一起進行迴歸，即無法將這種變化反映在人力資本指數上。

- (4) 不論是否屬於人力資本的範圍，只要對薪資有影響的外在特徵都會被列為工資迴歸式的解釋變數。這種方式可以避免因遺漏重要解釋變數而導致其他迴歸係數在估計上的偏誤⁹。

2.3.2 解釋變數與人力品質之關聯

除藉由總體實證結果討論各指數之性質外，本章尚透過下列敘述以進一步說明狹義指數及廣義指數的個體基礎。以教育及工作經驗，即 ED 、 FD 、 GX 及 FT （包括 GX^2 及 FT^2 ），來反映人力品質，與一般實證文獻上的設定相同，其理論基礎在於：學校教育、在職訓練及邊做邊學為目前最主要的個人技能累積管道，因此，這些外在特徵自然成為人力品質的實證代理變數。

而以員工人數 EMD 、行業別 WKD 及職業別 $OCCD$ 做為實證代理變數來反映人力品質的原因，一方面在於其亦可代表個人或廠商在累積技能管道中的投入，另一方面則在於其具有相當強的信號（signal）功能。從代表個人或廠商的投入來看，依據 Polachek（1982）及江豐富（1988）等人的研究，在相等的年資下，透過在職訓練及邊做邊學提升人力品質的程度，通常會隨著廠商規模、行業及職業的不同而有所變化，亦即年資並無法完整顯現個人從在職訓練及邊做邊學中所獲得的提升，因此， EMD 、 WKD 及 $OCCD$ 所顯示的薪資差異可能就是人力品質高低的反映。

⁹ 許多計量教科書都有詳細的說明，例如 Judge（1982）的第 22 章及 Greene（1997）的第 8 章。

從信號功能來看，在勞動市場「人求事、事求人」的互相配對搜尋過程中，勞工尋找薪資較高、前景較好、福利較佳的僱主，僱主則尋找生產力較高、學習能力較強、較易管理的勞工：此種配對包括可直接觀察的（observable）及無法直接觀察的（unobservable）勞僱特質的配對，例如，學歷不錯而有較高人力品質者通常會受僱於制度健全且升遷管道較通暢的廠商；然而學歷普通但有較高人力品質者通常也會受僱於環境優良且較具規模的廠商。前者即屬於可直接觀察特質的配對，後者則屬於無法直接觀察特質的配對。也就是說，在互相配對搜尋過程中，除了從統計資料可直接觀察的教育及工作經驗外，人力品質尚顯露於某些無法直接觀察而且與教育及工作經驗均無關的特質中。因此，勞僱雙方的配對選擇實亦隱含對勞工人力品質的選擇，而員工人數、行業別及職業別所顯示的薪資差異基本上即來自於無法觀察的人力品質差異：例如，一位在大型半導體廠商擔任研發工程師的勞工，他的人力品質很可能就高於一位在小型傳統家電廠商擔任維修工程師的勞工（如果這兩位勞工其他的外在特徵都是相同的）。

近來許多的實證結果均支持上述的勞僱配對理論，這些研究均發現，在藉由某些方法，例如使用追蹤資料（panel data）或配對資料（matched data），進一步控制勞工無法觀察的人力品質後，廠商規模及行職業變數本身對薪資的效果即大幅下降，甚至不再具有任何影響力；因此，在無法以非可觀察的人力品質做為解釋變數的情況下，這些無法觀察的人力品質對薪資的效果自然就表現在廠商特性及行職業變數的迴歸係數中。例如 Reilly（1995）及 Kimberly 與 Troske（1999）均發現，薪資中的廠商規模溢酬（premium）事實上反映勞工無法觀察的人力品質；而 Keane（1993）則發現，所謂的產業租（industry rent）主要亦起因於勞僱雙方的配對選擇：產業間薪資差異中有高達 84% 的部份其實來自於無法直接觀察的勞工生產能力¹⁰。

¹⁰ 在 Evans 與 Leighton（1989）、Murphy 與 Topel（1990）、Gibbons 與 Katz（1992）、Kim（1998）、Bartel 與 Sicherman（1999）、Goux 與 Maurin（1999）及莊奕琦與許碧峰（1999）等論文中亦有類似的說明。

至於工作地點 AD 雖亦為工作特質的一部份，但 AD 反映人力品質的能力可能遠不及 EMD 、 WKD 及 $OCCD$ ，所以本章並未將 AD 納入人力資本的範圍內。其主要原因在於：就勞工而言，在時間及費用的限制下，工作地點與居住地之間的距離通常不會太遠，而住家的選擇又常常必須考慮到家人（包括配偶、子女及父母等）的需求，故 AD 的決定受到許多非人力資本因素的影響，使得 AD 僅是地理區域的代表，其正負高低不必然來自於人力品質的配對排序。此外，就婚姻狀態 MD 及性別 SD 而言，婚姻及性別工資差異的來源一直是勞動經濟學及社會學中相當重要且極具爭議性的研究課題；唯至目前為止，尚無強而有力的理論或實證支持 MD 及 SD 可以直接反映人力品質的觀點，所以，本章亦將 MD 及 SD 排除於人力資本範圍之外¹¹。

2.3.3 人力資本指數之計算

求出各迴歸係數的估計值及所有勞工（包括僅具純粹勞動而不具任何技能的基礎勞工）的推估預期時薪之後，就可以在不同的人力資本內涵的設定下，計算每個勞工及全體就業者的人力資本數量。依據本章的理論架構及從其推導求出的（2.3）式，不論人力資本的內涵如何設定，就業者以時間為單位的總合人力資本指數的計算方式均為

$$\hat{H}_t = \sum_{c=1}^{C_t} \sum_{i=1}^{L_{c,t}} \frac{\hat{w}_{c,i,t}}{\hat{w}_{c,b,t}} \cdot Z_{c,i,t} \quad (2.5)$$

其中的 \hat{w} 、 Z 分別代表預期時薪的估計值及每年總工時。至於有效勞動人數的計算，其方法基本上與有效工時是相同的，只要去除（2.5）式中的 Z 就可以得到有效勞動人數的計算公式。

¹¹ 雖然如此，但仍有某些論文，例如 Polachek(1982)、Goldin 與 Polachek(1987)、江豐富(1988) 及 M-S 模型，直接或間接地推論婚姻狀態及性別可以反映市場活動中部份的人力品質。

依據第二節的假設，如果以所有未被列入人力資本範圍的外在特徵分類勞工¹²，則在同一類別的勞工之中，基礎勞工的時薪必然是最低的（因為基礎勞工無法從技能獲得較高的報酬）；因此，各類基礎勞工預期時薪估計值的計算方法即為，依據迴歸係數的正負，將被列入人力資本範圍的外在特徵設定為零或一代入（2.4）式進行推估¹³。所以，即使在同一種人力資本內涵的設定下，不同類別的 $\hat{w}_{c,b,t}$ 亦不一定相等（因為非人力品質外在特徵也會影響時薪），而就算同屬一個類別，基礎勞工的表面人力特質（例如廣義設定下的行職業）可能也會因整體環境改變而隨著時間更動¹⁴。

在任一種人力資本內涵的設定下，如果被列入該人力資本範圍的外在特徵某年的迴歸係數均大於或等於零，則該年個別勞工權數對數值（即其人力品質指數對數值）的計算就可以簡化為：

$$\begin{aligned} \ln \hat{h}_{c,i,t} &= \ln(\hat{w}_{c,i,t} / \hat{w}_{c,b,t}) \\ &= \ln\left(\frac{\exp(\hat{\beta}_{0,t} + \hat{\beta}_{hq,t} \cdot HQ_{c,i,t} + \hat{\beta}_{uq,t} \cdot UQ_{c,i,t})}{\exp(\hat{\beta}_{0,t} + \hat{\beta}_{uq,t} \cdot UQ_{c,b,t})}\right) = \hat{\beta}_{hq,t} \cdot HQ_{c,i,t} \end{aligned} \quad (2.6)$$

其中的 HQ 代表人力品質外在特徵行向量， UQ 代表非人力品質外在特徵行向量， $\hat{\beta}_{hq,t}$ 、 $\hat{\beta}_{uq,t}$ 則分別代表與其對應的迴歸係數列向量。而藉由非人力品質外在特徵分類勞工，自然可以使得同一類別中所有勞工的非人力品質外在特徵都是相同的，亦即使得 $UQ_{c,i,t} = UQ_{c,b,t} = UQ_{c,t}$ 。

¹² 在狹義設定下，非人力品質外在特徵共包括 EMD 、 WKD 、 $OCCD$ 、 AD 、 MD 及 SD 六項變數；而在廣義設定下，非人力品質外在特徵則包括 AD 、 MD 及 SD 三項變數。

¹³ 就 GX 及 FT 而言，在本章中，由於這些變數的迴歸係數每年均大於零（雖然 GX^2 及 FT^2 的迴歸係數小於零，但是，在樣本範圍內，工作經驗對時薪的邊際效果仍為正數），因此將 GX 、 FT 均設定為零；就所屬迴歸係數均大於或等於零的虛擬變數向量而言，將這些虛擬變數向量亦設定為零；就存在小於零的迴歸係數的虛擬變數向量而言，則將該虛擬變數向量中與最小迴歸係數相對應者設定為一，向量中其餘虛擬變數仍設定為零。在本章薪資迴歸的實際結果中，除 GX^2 及 FT^2 外，幾乎所有解釋變數的迴歸係數每年均大於零。

¹⁴ 請參考本章第 3.1 節最後一段的第一與第三項說明及第 3.2 節的第二至第四段。但依據附註 12 的說明，本章基礎勞工的表面人力特質幾乎每年都是相同的。

(2.6) 式的基本經濟意涵即為：不論如何累積技能以提升人力品質，任一勞工的人力品質必然都會體現於人力資本變數所獲得的報酬（請參考本章第 2 節的 (2.2) 式）；因此，只要使用適當的方法分解薪資以刪除非人力資本因素及共同總體因素，就能夠抽取出真正完全來自個人生產力的報酬，進而回溯推估該勞工的人力品質。

本章建構的人力資本指數就是一種加權的勞動總量，指數中代表人力品質的權數來自於預期薪資比率，正對應於本章的理論假設。其主要的優點在於：

- (1) 使用預期薪資的迴歸估計值替代實際薪資（亦即去除薪資迴歸殘差項）以計算權數，可以直接排除一些無法觀察且較偏向個人屬性（individual-specific）的非人力資本因素，提高權數的精確度。
- (2) 藉由未被列入人力資本範圍的外在特徵分類勞工，可以避免可觀察但不具整體性的非人力資本因素對權數的干擾。
- (3) 雖然經由 (2.4) 式所求出的推估預期薪資會受到共同總體因素（例如技術、實物資本及勞動總量等）的影響而逐年成長；但是，由於人力品質為完全替代的，而且這些共同總體因素對人力資本單位價格之影響與個別勞工人力品質之高低是互相獨立的，因此，這些共同總體因素對預期薪資之影響程度亦不因個人的人力品質不同而有所差異，當我們將個別的 $\hat{w}_{c,i,t}$ 除以 $\hat{w}_{c,b,t}$ 時，共同總體因素對薪資的影響自然就會互相抵消。

所以，在控制了所有的非人力資本因素（包括不受個人決策左右的共同總體因素）之後，各期個別勞工的權數正是各期該勞工相對於基礎勞工的人力品質水準，而本章建構指數的變化即顯示實際人力資本數量的變化（請參考 (2.3) 式）。

2.4 基本資料分析

在以下的分析中，如果沒有特別的說明，所有金額的單位都是新台幣（以

民國 85 年為基期)。實物資本存量來自於主計處的《多因素生產力趨勢分析報告》¹⁵，其他的資料則全部來自於主計處的《中華民國台灣地區國民所得》及「人力運用調查」¹⁶。為了維持資料的一致性，本章將直接使用人力運用調查的原始個體資料來計算有關勞動的統計指標¹⁷。由於較完整的人力運用調查開始於民國 68 年，因此，本章實證分析的樣本期間為民國 68 年至 87 年。

台灣近五十年來經濟發展的成績向為世人所稱道，在民國 50、60 年代時，GDP 幾乎每年都是以二位數的比率快速增加，雖然近二十年來成長逐漸減緩，但是，從民國 68 年至 87 年，GDP 的平均成長率仍有 7.33%（詳細資料請參考表 2.1 及圖 2.1）¹⁸。而同期間內，台灣實際工時（即純粹勞動）及實物資本的平均成長率分別為 1.77% 及 7.30%，勞動份額（即人力資本份額）的平均值則為 0.6244（實物資本份額平均值即為 0.3756），顯示人力品質的提升在台灣的經濟成長中應該具有一定的重要性。

¹⁵ 依循 Tallman 與 Wang (1994) 的設定，在本章對台灣的實證研究中，總合生產函數中的 K，即文中的整體實物資本存量，係由工業及服務業的實物資本存量加總組成（均包括公、民營事業）。而由於《多因素生產力趨勢分析報告》目前仍是以民國 80 年為基期，為了便於資料間的互相比較，本章即利用相關資料將實物資本存量的衡量基期調整為民國 85 年。

¹⁶ 人力運用調查的原始資料都來自於分層抽樣的問卷調查（每一個樣本被抽中的機率並不一定相等），因此，主計處乃依據樣本所屬組別在整個母體中所佔的比重，賦與每個樣本一個所謂的「擴大係數」，這項數值可以解釋為在整個母體中與該樣本性質相同者的人數。在本章中，如果沒有特別的說明，利用人力運用調查原始資料得到的統計指標或迴歸估計值都是透過擴大係數的加權所求出的；不過，就本章中的統計指標或迴歸估計值而言，是否以擴大係數做為權數並不會對最後結果產生太大的影響。以 E 、 N 分別代表擴大係數及樣本數，則依據擴大係數的定義，(2.5) 式中的 $L_{c,t}$ 即等於 $\sum_{n=1}^{N_{c,t}} E_{c,n,t}$ 。

¹⁷ 本章的優點是直接使用人力運用調查的原始個體資料求出人力資本指數，因此，如果我們直接使用原始個體資料來計算有關勞動的統計指標，則這些指標之間的對比應該較有參考價值。雖然主計處人力統計報告上的統計指標就是從原始個體資料計算而來，理論上，公佈的統計指標與自行計算的統計指標應該是相同的，但是，可能因為處理有瑕疵的資料時所用的方法不同，或複製資料檔時發生錯誤，這兩種指標之間實際上卻有些微的差距存在。

¹⁸ 在以下的論文中，如果沒有特別的說明，平均成長率即指指數平均成長率（average exponential rate of growth）。然而，將指數平均成長率換為簡單平均成長率（mean growth rate）並不影響本章的結論。

(表 2.1) 置於此處

(圖 2.1) 置於此處

本章研究的重點為就業者的人力資本，主要因為未就業者（包括失業者、非勞動力，甚至可以再包括非民間人口及 15 歲（不含）以下人口）雖然也擁有一定數量的人力資本，但其原則上並不會影響總生產。首先將就業者的基本勞動資料列於表 2.2，這些統計指標顯示：就有酬就業者而言，每月工時及現職年資均微幅下降，現職前年資則微幅上升，而這些變數都沒有太大的變化；但實質月薪、時薪（均經過 CPI 的平減）及就學年數均有顯著的增加，而且前兩者的成長遠遠超過後者（月薪由 13871.25 元增加至 34182.13 元，時薪由 65.75 元增加至 173.98 元，就學年數則由 8.04 年增加至 10.92 年）。就無酬就業者（人數約佔有酬就業者的 10%）而言，每月工時微幅上升，現職前年資、現職年資及就學年數則有顯著的增加（現職前年資由 10.29 年增加至 13.9 年、現職年資由 9.36 年增加至 11.26 年，就學年數則由 6.23 年增加至 8.56 年）。

雖然有酬就業者的時薪快速增加（平均成長率為 5.25%），但是，單憑總體統計資料並無法確認人力品質大幅提升，也無法斷定學校教育就是人力品質的關鍵決定因素；其主要原因即在於工資率亦受非人力資本因素的影響，及人力資本不具明顯形體而難以直接觀察。所以，我們必須透過較詳細、深入的迴歸分析始能對上述的總體現象有進一步的瞭解。

(表 2.2) 置於此處

2.5 估計結果

2.5.1 各項指數之趨勢

將有酬就業者的原始個體資料代入 (2.4) 式，並且依序進行計算及檢定之後，可發現除了少數幾年的資料以外，多數的資料都有異質變異數的現象存在；不過，不論是否有這個問題發生，(2.4) 式中絕大多數的迴歸係數每年都是顯著的，而且各解釋變數對薪資的影響幾乎每年都是正向的¹⁹。雖然有波動的現象存在，但截距項仍然如同預期地逐年成長（基本上反映技術進步或實物資本累積）：透過運算將截距項轉變為貨幣單位後，其即從 16.25 元增加至 32.66 元，平均成長率為 3.74%。

為了驗證本章的理論模型與實證方法是否合理，本章擬分別從成長會計 (growth accounting) 及生產函數 (production function) 迴歸估計兩個觀點，比較本章所發展出的兩種指數與某些常用的指數（包括實際就業人數或工時及某些以教育為權數的指數）²⁰，何者與台灣實際的總產出成長率、實物資本成長率及各要素份額有較為適當的配合。除了實際就業資料外，一般文獻上以教育為權數且較具代表性的指數包括 EY 模式指數、TW1 模式指數、TW2 模式指數及 CL 模式指數²¹，其他指數的計算方式分別為：(1) EY 模式，以就學年數做為權數²²；(2) TW1 模式，將初等教育程度、中等教育程度及高等教育程度的權數分別設定為 1、1.4、2；(3) TW2 模式，將初等教育程度、中等教育程度及高等教育程度的權數分別設定為 1、2、4；及 (4) CL 模式，將小學

¹⁹ 當然，如果某一年的資料有異質變異數的現象存在，我們就必須改用 White 估計式來計算 t 值以檢定該年各係數是否顯著地異於零。此外，因為迴歸係數數量過多（總共有 943 個），限於篇幅，我們並未將迴歸結果放置於論文中，如有需要可向作者索取。

²⁰ 在以下的論文中，如果沒有特別的說明，人力資本指數即指有效工時。然而，將有效工時換為有效勞動人數並不影響本章的結論。

²¹ TW 模式的權數來自於 Tallman 與 Wang (1994)，CL 模式的權數則來自於 Chow 與 Lin (2000)。

²² 為了避免無法計入未就學勞工這項缺點（其就學年數為 0），我們將這些勞工的權數設為 1。雖然這是一個沒有理論或實證依據的設定，但是，就台灣而言，因為未就學勞工在就業者中所佔的比例相當微小，所以這樣的設定應該不會對總合人力資本指數產生太大的影響。

以下 含小學畢業、國中畢業、高中畢業、高職畢業、專科畢業及大學以上（含大學畢業）的權數分別設定為 1、1.0238、1.14、1.0517、1.3977、1.7694。

各項人力資本指數的詳細資料列於表 2.3、表 2.4 及圖 2.2²³。這七項指數基本上都是逐年增加的，平均成長率由高至低分別為 MR2 指數(4.07%)、TW2 指數(3.70%)、EY 指數(3.40%)、TW1 指數(2.70%)、CL 指數(2.22%)、MR1 指數(2.04%)、實際工時(1.77%)，顯示本章建構的指數不一定有較高的成長率；而在波動程度上，本章建構的指數則遠高於常用指數²⁴，以年成長率的標準差為例，由高至低分別為 MR2 指數(7.97)、MR1 指數(5.83)、TW2 指數(2.27)、EY 指數(2.17)、TW1 指數(2.05)、實際工時(2.00)、CL 指數(1.98)。

若將樣本期間區分為民國 68 年至 77 年及民國 77 年至 87 年兩時期，即可輕易發現所有指數前期的平均成長率均高於後期的平均成長率（這種差異在本章建構的指數上表現得更加明顯）；然而在波動程度的變化上，本章建構的指數與常用指數則恰巧相反：相對於前期的波動程度，本章建構的指數後期的波動程度大幅上升，但常用指數後期的波動程度卻溫和下降。以 MR1、MR2、TW2 指數及實際工時為例，就平均成長率而言，前期分別為 2.69%、6.01%、4.14% 及 2.43%，其中 MR2 指數排序第一；後期則分別為 1.46%、2.35%、3.30% 及 1.19%，其中 TW2 指數的排序升為第一。就成長率標準差而言，前期分別為 4.67、6.03、3.07 及 2.45；後期則分別為 6.73、9.65、1.21 及 1.32。

²³ 在設算無酬就業者的薪資時，基於勞工可以完全自由選擇其工作的假設，無酬就業者從其無酬工作中所獲得的利益至少應等於其市場薪資，所以，本章即將無酬就業者的外在特徵代入（2.4）式的估計式以推估每個無酬就業者的預期時薪（例如 Tallman 與 Wang（1994）及 Chow 與 Lin（2000）亦持類似觀點）。

²⁴ 這個現象主要起因於迴歸係數的起伏變化，而迴歸係數的波動一方面可能來自於本章使用的資料並非追蹤資料；另一方面則可能來自於人力品質與外在特徵之間的關係隨著時間不停地改變（請參考本章第 3.1 節最後一段的說明）。

(表 2.3) 置於此處

(表 2.4) 置於此處

(圖 2.2) 置於此處

2.5.2 各項指數之比較

總生產函數的形式依循多數文獻的假設，將其設定為 Cobb-Douglas 函數：

$$Y_t = A_t K_t^\alpha H_t^\beta \quad (2.7)$$

其中的 Y 、 A 、 K 、 H 分別代表總生產、技術水準、實物資本及人力資本，而 $0 < \alpha, \beta < 1$ ，均為實數常數，即分別等於該要素的產出彈性。C-D 生產函數除了方便計算的好處外，其最大的優點在於函數形式與本章的設定及可用資料具有良好的對應關係²⁵。如果將 (2.7) 式取對數後再取差分，就可以得到

$$g_{Y,t} = g_{A,t} + \alpha \cdot g_{K,t} + \beta \cdot g_{H,t} \quad (2.8)$$

其中的 $g_{Q,t} = \ln Q_t - \ln Q_{t-1}$ 代表變數 Q 第 t 期的成長率， $Q = Y, A, K, H$ 。當 $\alpha + \beta = 1$ 時（這個生產函數即為 CRTS）， α 、 β 正好分別等於實物資本份額及勞動份額，因此就可以將資料代入 (2.7) 式和 (2.8) 式以進行各個指數的比較。

由成長會計的觀點來看，人力資本指數優劣的比較標準在於其對成長的貢獻程度：愈能合理解釋成長的來源，即愈能降低技術進步率 g_A （某些文獻將其稱為 Solow residual）的人力資本指數即愈佳。這些指數對 GDP 成長的解釋能力列於表 2.5。在民國 68 年至 87 年間，其貢獻率由高至低分別為 MR2 指數（34.63%）、TW2 指數（31.46%）、EY 指數（28.97%）、TW1 指數（22.99%）、CL 指數（18.86%）、MR1 指數（17.39%）及實際工時（15.08%）；與其對應的 g_A 由低至高則分別為 MR2 指數（2.05%）、TW2 指數（2.28%）、EY 指數（2.47%）、TW1 指數（2.91%）、CL 指數（3.21%）、MR1 指數（3.32%）

²⁵ 在勞動市場完全競爭及 C-D 總生產函數的設定下，勞工 i 第 t 期的勞動所得（如果不考慮個別的非人力資本因素）即為 $MP_{H,t} \cdot H_{i,t} = \beta A_t K_t^\alpha H_t^{\beta-1} \cdot H_{i,t} = (\beta A_t K_t^\alpha H_t^{\beta-1} \cdot h_{i,t}) \cdot Z_{i,t}$ ，所以，其單位時間薪資與其人力品質水準即具有不隨勞工改變的固定比例關係（ $w_{i,t} = \beta A_t K_t^\alpha H_t^{\beta-1} \cdot h_{i,t}$ ），而人力資本單位價格 $\beta A_t K_t^\alpha H_t^{\beta-1}$ 就對應於 (2.2a) 式的 a_t 。

及實際工時（3.48%）。很明顯地，加入品質概念之人力資本指數，包括本章建構的指數，均優於實際工時。

因為前後兩期的要素份額幾乎相等（勞動份額 68~77 年間的平均值為 0.6207，77~87 年間的平均值則為 0.6259），所以，與人力資本的成長現象類似，各項人力資本指數在 68~77 年間之貢獻率均高於 77~87 年間之貢獻率，而且這種差異在本章建構的指數上表現得更加明顯：以 MR1、MR2 及 TW2 指數為例，MR1、MR2 及 TW2 指數前期的貢獻率分別為 20.63%、46.06%、31.73%；後期的貢獻率則分別為 13.75%、22.12%、31.02%，MR1 及 MR2 指數的貢獻率大幅下降，TW2 指數的貢獻率則只是略為減少。

由生產函數迴歸估計的觀點來看，人力資本指數優劣的比較標準基本上則在於要素份額的估計值（即 $\ln K$ 、 $\ln H$ 的迴歸係數）是否接近實際資料、是否顯著異於零及判定係數的高低。民國 68 年至 87 年總合生產函數的迴歸估計結果列於表 2.6²⁶。不論是否以 AR(1) 的設定調整殘差項，實際工時及常用的以教育為權數的指數的迴歸結果均極不理想，只有本章建構的指數尚差強人意（ $0 < \text{要素份額估計值} < 1$ ）：在隨機項各期互不相關的設定下，依 MR1 及 MR2 指數估計之要素份額分別為 0.5086、0.3642，其貢獻率分別為 14.16%、20.20%，與其對應的技術進步率則分別為 3%、1.72%。

基於技術進步可能存在結構變動的考量，本章即設定一反映時期不同的虛擬變數（68~77 年為零，78~87 年則為一），並加入該虛擬變數與時間的交叉項進行迴歸²⁷，估計結果則列於表 2.7。加入這個變數最大的影響其實在於使得各期迴歸殘差項更加傾向互不相關（以 D-W test 做為判斷的標準），而在各期

²⁶ 除了 (2.7) 式的對數型式 $\ln Y_t = \phi + \eta \cdot t + \alpha \cdot \ln K_t + \beta \cdot \ln H_t$ 之外，本章尚嘗試以 $\ln Y_t = \phi + \eta \cdot t + \alpha \cdot \ln K_t + \beta \cdot \ln H_t + \gamma \cdot \ln h_t$ 及 $\ln Y_t = \phi + \eta \cdot t + \alpha \cdot \ln K_t + \beta \cdot \ln Z_t + \gamma \cdot \ln h_t$ 進行迴歸（其中的 $h_t = H_t/Z_t$ ），不論是否加入 $\eta=0$ 、 $\alpha+\beta=1$ 或 $\alpha+\beta+\gamma=1$ （僅適用於第三種型式）的限制，也不論是否以 AR(1) 的設定調整隨機項，在這 28 種迴歸結果中，只有在加入 $\alpha+\beta=1$ 的限制的第一種型式中，一部份的人力資本指數有差強人意的表現。

²⁷ 令 D 代表這個虛擬變數。除 $D_t \cdot t$ 外，本章尚嘗試在第一種迴歸型式中加入 $D_t \cdot \ln K_t$ 及 $D_t \cdot \ln H_t$ （仍維持 CRTS 的限制），在各種組合中， $D_t \cdot \ln K_t$ 及 $D_t \cdot \ln H_t$ 的迴歸係數大致上是不顯著的，這個結果正反映出前後兩期實際的要素份額幾乎相等的現象。

隨機項互不相關的設定下，本章建構的指數的估計結果均顯示出技術進步明顯存在結構變動（77~87 年的 g_A 高於 68-77 年的 g_A ），但要素份額的估計值基本上並沒有強烈的變化（與表 6 中未加入交叉項、未做 AR(1) 調整的估計結果相比較），MR1 及 MR2 指數勞動份額的估計值分別為 0.4926、0.4568，均相當接近實際資料（與其他指數在各種設定下的估計結果相比較）。MR1 及 MR2 指數 68~77 年的貢獻率分別為 16.37%、33.90%，77~87 年的貢獻率則分別為 10.82%、16.14%。

綜合上述的分析，本章建構的人力資本指數原則上優於 EY 指數、TW1 指數、TW2 指數、CL 指數及實際工時，主要的判斷依據在於，只有本章建構的指數能夠透過總合生產函數迴歸模式的調整，特別是在加入 CRTS 限制及結構變動的（2.7）式的對數型式下，獲得較為合理的要素份額估計值²⁸。而在本章建構的兩種指數中，從要素份額的估計來看，狹義指數 MR1 的表現優於廣義指數 MR2；但從對經濟成長的解釋能力來看，廣義指數 MR2 的表現則優於狹義指數 MR1，而且廣義指數在解釋能力上的優勢遠大於其在份額估計上的劣勢。這個現象似乎顯示：代表可直接觀察能力而被普遍接受的外在特徵，即教育及年資，可能有所不足；而多加入代表無法直接觀察能力的外在特徵，即廠商規模、行業別及職業別，應該可以更完整地反映實際的人力品質。

²⁸ 就判定係數及勞動份額的顯著性而言，所有指數（包括實際工時）均相當接近；而就實物資本份額的顯著性而言，仍以本章建構的指數表現較佳（請參考表 2.6 及表 2.7）。

(表 2.5) 置於此處

(表 2.6) 置於此處

(表 2.7) 置於此處

2.6 結論

就目前廣被接受的內生成長模型而言，成長的力量主要來自於規模報酬遞增、技術創新及人力資本累積。在實際世界中，實物資本較易受限於邊際報酬遞減鐵律，但人力資本或知識資本卻往往具有邊際報酬遞增的特色，此外，技術創新亦需要豐沛的人力資本投入。所以，人力資本累積實為內生成長的核心動力。以民國 68 年至 87 年台灣的總體資料為例，依成長會計分析，如果以實際工時代表勞動投入，則勞動對 GDP 成長的貢獻僅有 15.08%。以直覺或經驗來看，未能考量人力品質極可能低估了勞動投入在其中的重要性。

人力資本的概念即代表人力品質的提升，惟由於人力資本並不像實物資本具有明顯可見的形體，其形成方式又相當多樣且複雜，因此，人力資本在衡量上不易周延精確，加上資料的限制，目前常用的衡量指標多是以教育程度為其考慮的重心。以文獻上較具代表性的 EY 指數、TW1 指數、TW2 指數及 CL 指數為例，這些指數固然也都言之成理，但卻有下列四項共同的缺點：（1）這些模式中的權數基本上來自於先驗的設定，缺乏較為嚴謹的個體基礎；（2）權數的設定只考慮到教育程度而且分類簡略，忽略了影響人力資本數量的其他因素，如秉賦、成長環境、身心健康程度、科系、在職訓練及工作經驗等；（3）權數在分析期間內都是固定的，並不會隨著個人或整體經濟情況的改變而有所調整；及（4）在經濟發展到達一定的程度後，教育程度上升的幅度可能會變得相當微小，以至於無法反映該經濟體系日益增加的高級知識。

所以，基於人力資本原則上具同質性，及薪資原則上可以反映勞動生產力的概念，本章使用各個勞工與基礎勞工間的推估預期薪資比率做為權數，嘗試抽離出只由人力資本所解釋的部份，以建構較完整且多面向並能夠互相比較的人力資本指標。依據被列入人力資本範圍的外在特徵的數目及性質，本章將建構兩種指數：其中的狹義指數 MR1 只包括被普遍接受的教育及工作經驗；廣義指數 MR2 則再加入可能反映勞僱雙方配對選擇的非可觀察的人力品質代理變數即廠商規模、行業別與職業別。

從人力資本的形成面來看，其累積方式極為多樣且複雜，理論的探討及實證的估計均難以釐清上述各外在特徵與人力品質間的精確關係，進而使得各指數的優劣強弱不易區別；因此，從人力資本的效益面著手以判斷那些指數較能反映人力資本的數量，並反向追溯各外在特徵與人力品質之間的關聯，應該是個比較合理可行的方法。首先由成長會計的觀點來看，本章建構的 MR1 與 MR2 指數及較具代表性的 EY、TW1、TW2 與 CL 指數均優於實際工時，不過，單憑這種分析方式並不易進一步分辨這些考慮人力品質的指數之間的優劣。再由總合生產函數迴歸估計的觀點來看，本章建構的指數均能獲得較為合理的要素份額估計值，故優於其他指數（包括實際工時）而較具參考價值。

在實際人力資本數量可能介於狹義人力指數 MR1 及廣義人力指數 MR2 之間的前提下（特別是就變動趨勢而言），考量品質提升的勞動投入約可解釋 18% 至 35% 的經濟成長，惟若考慮結構變動而將樣本期間分為兩段則可發現：民國 68 年至 77 年勞動貢獻率約為 21% 至 46%；但民國 77 年至 87 年勞動貢獻率僅餘 14% 至 22% 左右，且後期的人力資本波動程度遠大於前期。與實際工時成長率的變化相比較（人力品質的成長率約等於人力資本與實際工時成長率的差距），顯示近年來台灣人力品質的提升似乎逐漸減緩（EY、TW1、TW2 及 CL 指數均無法反映此項轉變），不利於台灣後續的經濟成長。所以，政府推動知識經濟發展應為一正確的方向，惟在勞動需求面應加快產業結構轉型（特別是進入 WTO 後的全球化佈局及兩岸垂直分工整合），創造更多高技術人力就業的機會；而在勞動供給面則應積極進行教育改革，培養適合「新經濟」的研發及經理人才，並鼓勵傳統產業勞工之轉型訓練，方可確保人力資本繼續快速累積以推動台灣經濟的長期發展。

附錄：虛擬變數說明

AD：包括 AD^1 至 AD^5 ，依序代表台北市、南部各市（包括高雄市、台南市及嘉義市）、北部、中部、東部，以南部各縣為基準。

ED：包括 ED^1 至 ED^8 ，以不識字及自修程度為基準，其中 ED^1 至 ED^5 依序代表小學、初中（職）、高中、高職、專科。而由於統計分類標準不同，從民國 68 年至 76 年， ED^7 及 ED^8 均等於 0， ED^6 代表大學以上（含大學）；從民國 77 年至 83 年， ED^8 等於 0， ED^6 代表大學 ED^7 代表碩士以上（含碩士）；從民國 84 年至 87 年， ED^6 至 ED^8 則依序代表大學、碩士、博士。

FD：包括 FD^1 至 FD^7 ，依序代表文、法、商、工、農、醫、教育，以理科、軍警及其他類為基準。

EMD：包括 EMD^1 至 EMD^8 ，以 1 人為基準，其中 EMD^1 至 EMD^4 依序代表 2~9 人、10~29 人、30~49 人、50~99 人。而由於統計分類標準不同，從民國 68 年至 83 年， EMD^8 等於 0， EMD^5 至 EMD^7 依序代表 100~499 人、500 人以上、政府機關；從民國 84 年至 87 年， EMD^5 至 EMD^8 則依序代表 100~199 人、200~499 人、500 人以上、政府機關。

WKD：包括 WKD^1 至 WKD^8 ，依序代表礦業、製造業、水電燃氣業、營造業、商業、運輸通信業、金融業、工商服務業，以農業、社會與個人服務業及公共服務業為基準。

OCCD：包括 $OCCD^1$ 至 $OCCD^8$ ，以農林漁牧工作者為基準。而由於統計分類標準不同，從民國 67 年至 81 年， $OCCD^7$ 及 $OCCD^8$ 均等於 0； $OCCD^1$ 至 $OCCD^6$ 依序代表專技工作者，行政主管工作者，監佐工作者，買賣工作者，服務工作者，技術、操作與體力工。從民國 82 年至 87 年， $OCCD^1$ 至 $OCCD^8$ 則依序代表行政主管工作者、專業

工作者、技術工作者、事務工作者、服務工作者、技術工、操作工、體力工。

本章虛擬變數分類及設定基準的原則在於，儘量使得所有虛擬變數的迴歸係數在樣本期間內均為正數，並且都是顯著的。將所有虛擬變數的基準設定為每年相同，主要著眼於整理資料及分析薪資迴歸結果上的便利，而這種設定方式對本章建構之指數的數值並無任何影響。其原因可分為下列三點：

- (1) 改變虛擬變數某年的基準只會改變該年薪資迴歸中的截距項及該虛擬變數的迴歸係數，而不會影響其他的迴歸係數。以行業別為例（假設共有 I^0 至 I^8 九個行業，原先的虛擬變數行向量 WKD 即依此順序形成，其基準則為 I^0 行業），如果令 $\alpha_0 = \beta_0 + \beta_{wkd}^1$ ， $\alpha_{nwd}^j = \beta_{wkd}^j - \beta_{wkd}^1$ 、 $NWD^j = WKD^j$ $j = 2,3,\Lambda,8$ ， $NWD^1 = 1 - \sum_{j=1}^8 WKD^j$ ，則

$$\begin{aligned} \ln w &= \beta_{er} \cdot ER + \beta_{fr} \cdot FR + \beta_0 + \sum_{j=1}^8 \beta_{wkd}^j \cdot WKD^j + \varepsilon \\ &= \beta_{er} \cdot ER + \beta_{fr} \cdot FR + (\beta_0 + \beta_{wkd}^1) + \sum_{j=1}^8 \beta_{wkd}^j \cdot WKD^j - \\ &\quad \beta_{wkd}^1 \cdot \left(1 - \sum_{j=1}^8 WKD^j + \sum_{j=1}^8 WKD^j\right) + \varepsilon \\ &= \beta_{er} \cdot ER + \beta_{fr} \cdot FR + \alpha_0 - \beta_{wkd}^1 \cdot NWD^1 + \sum_{j=2}^8 \alpha_{nwd}^j \cdot NWD^j + \varepsilon \end{aligned} \quad (2.A1)$$

其中的 ER 代表 ED 、 FD 、 GX 、 FT 、 GX^2 、 FT^2 、 EMD 及 $OCCD$ 所組成的行向量， FR 代表 AD 、 MD 及 SD 所組成的行向量； β_{er} 、 β_{fr} 、 β_{wkd} 則分別代表與 ER 、 FR 、 WKD 對應的母體迴歸係數列向量。而 (2.A1) 式的最後一列即等於，將行業別的基準從原先的 I^0 行業改為 I^1 行業後的工資迴歸式（新的行業別虛擬變數行向量即為 NWD ），此即顯示只有截距項及行業別迴歸係數受到這項改變的影響。

- (2) 對人力資本範圍未包含基準改變之虛擬變數的指數而言，依據第 3.3 節的說明（特別是 (2.6) 式），只有人力品質外在特徵的迴歸係數才會影響個別勞工的權數（即其人力品質指數），其他的迴歸係數，包括截距項，都會

因分類（以非人力品質外在特徵做為分類的標準）及推估預期時薪的相除而消失。所以，改變虛擬變數的基準對本章建構之指數的數值並無影響。

- (3) 對人力資本範圍包含基準改變之虛擬變數的指數而言，由於基準改變一方面並未改變任一勞工的推估預期時薪（依據 (2.A1) 式），另一方面亦未改變任一類別基礎勞工的推估預期時薪（但可能改變其表面上的人力品質外在特徵組合）；因此，基準改變對個別勞工的權數 即其人力品質指數並無任何影響。以 MR2 設定下任一類別的基礎勞工為例（假設原先的迴歸係數均大於或等於零），如果仿照第一點的說明將行業別的基準從原先的 I^0 行業改為 I^1 行業，則依據第 3.3 節的說明，基準改變雖使得基礎勞工的行業別虛擬變數行向量從 $WKD = [0, 0, \Lambda, 0]'$ 改變為 $NWD = [1, 0, \Lambda, 0]'$ 因為 $-\beta_{wkd}^1 < 0$ ，可是其行業別仍為 I^0 行業)，但其推估預期時薪對數值仍未改變：

$$\begin{aligned} \ln \hat{w}_{c,b} \Big|_{NWD} &= \hat{\alpha}_0 - \hat{\beta}_{wkd}^1 \cdot NWD^1 + \sum_{j=2}^8 \hat{\alpha}_{nwd}^j \cdot NWD^j + \hat{\beta}_{er} \cdot 0 + \hat{\beta}_{fr} \cdot FR_c \\ &= \hat{\alpha}_0 - \hat{\beta}_{wkd}^1 + \hat{\beta}_{fr} \cdot FR_c = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_{fr} \cdot FR_c \\ &= \hat{\beta}_0 + \sum_{j=1}^8 \hat{\beta}_{wkd}^j \cdot WKD^j + \hat{\beta}_{er} \cdot 0 + \hat{\beta}_{fr} \cdot FR_c = \ln \hat{w}_{c,b} \Big|_{WKD} \end{aligned} \quad (2.A2)$$

所以，即使基準改變的虛擬變數屬於人力品質外在特徵，改變虛擬變數的基準對本章建構之指數的數值仍無影響。