

中學教師教育年數之薪資效果探討

曾永清

摘要

教育年數與教育投資效益、教育資源規劃等課題息息相關，而其適度性研究，在許多工業國家中，一直甚受重要。國內中學教師具備碩、博士學歷者比例大為提升，此同時，亦引發出一些問題值得進一步探究。本文透過問卷調查與Mincerian統計方法之研究，以Hartog（2000 b）整理之三種適度教育估算值，分別探討中學教師適度、過量教育問題存在性及其所造成之薪資差異現象有否顯著。研究發現：1.在對數型薪資所得關係上，教學經驗、學校別、行政主管項與薪資有正顯著相關；經驗平方與薪資呈現反向關係，教師薪資呈遞減式增加；2.適度教育於自我評估模式有3.03%報酬率，實際配合模式得到報酬率為3.98%；3.過量教育之報酬率低於適度教育，表示中學教師存在教育投資不佳情形。

關鍵詞：Mincerian 薪資函數、教育年數、過量教育、適度教育

曾永清，國立台灣師範大學公民教育與活動領導學系教授
電子郵件：yctseng@ntnu.edu.tw
投稿日期：2006年4月27日；採用日期：2006年12月11日

Contemporary Educational Research Quarterly

March, 2007, Vol.15 No.1, pp. 111-142

Investigation of Junior and High School Teachers on Wage Effect of Schooling

Yung-Chin Tseng

Abstract

There is a strong relation between schooling and investment/planning of education resources. And research of adequate issue has been highly valued in numbers of industrialized countries. Due to the increased percentage of local junior/senior high school teachers obtaining master and/or doctoral degrees, several related issues deserve a further investigation. Methods of both survey and Mincerian Regression analysis are applied in this study, in addition to Hartog's (2000) three types of estimate for overeducation. The applied methods equip the study to probe into issues as to whether the adequate schooling of observed school teachers truly exists; whether significant differences are revealed in the earnings between adequately-educated and overeducated teachers? Findings of this study are as follows: 1. in the wages income function of logarithm type, factors of teaching experience, school, and administration in charge show positive correlation with wages; the square of experience and wages reveal a reverse relation; teacher's wages increase in a form of progressive decrease. 2. in the self-assessment model, rate of returns to adequate education is 3.03%; the same rate reaches 3.98% in the realized matches model. 3. the rate of returns to overeducation is lower than the adequate education, which reveals an inefficient education investment of junior/high school teachers.

Key words: Mincerian earnings function, schooling, overeducation, adequate education

Yung-Chin Tseng, Professor, Department of Civic Education and Leadership, National Taiwan Normal University
E-mail: yctseng@ntnu.edu.tw

Manuscript received: Apr. 27, 2006; Accepted: Dec. 11, 2006

壹、緒論

自六十年代初人力資本理論 (human capital theory) 開始盛行以後，許多國家的教育投資呈現出比人口和經濟發展還要快速成長的現象，其中以高等教育的投資尤為明顯 (Becker, 1964)。根據人力資本理論的看法，高等教育將提升國家的生產力，促使經濟發展，是衡量一個國家國力強弱、經濟水準與文明程度重要指標。由於經濟的快速發展，國民接受高等教育的需求與意願相對大幅提高，使得高等教育蓬勃發展，因此大學以上人力供給大幅成長，培養高等教育人才已由精英化走向大眾化趨勢 (教育部，2004)。過去十年中，就業市場上雖然對大學以上畢業生的需求逐漸增加，可是卻趕不上大學生增加的速度，已趨飽和的白領勞動市場產生明顯的排擠效應 (crowding-out effect)，原本要進入藍領勞動市場的勞動者加入競爭激烈的白領市場，間接促成教育能力與工作不對稱 (mismatch) 情形，改變就業市場的供給型態，又加上國際間景氣低迷，海外留學生回國，使得教育勞動市場呈現出「高學歷、高失業或低就業」的現象 (曾敏捷、賴人豪，2003)，且是很多國家普遍存在的現象 (林文達，1995)，適度教育年數 (adequate schooling) 問題開始引起學者廣泛的注意 (Hartog, 2000a, 2000b)。

由下列三個現象可以得知此一問題逐漸浮出檯面：1.部分大學畢業生找不到工作。大學生的就業成了社會廣為關注的一個問題。依公布資料顯示，大學畢業生有六成八找不到工作 (楊欣怡，2003)，出現畢業潮產生的季節性失業現象；2.繼續深造。報考碩、博士有助於提高個人的教育程度，但也不能否認，其中有相當比例的考生報考研究所是考量自身競爭優勢。與其找一份不理想的工作，還不如取得碩、博士文憑，期能在未來找一份好一點的工作；3.勞動力低度利用。在職場上，大家都「墊高」學歷後，造成高學歷低利用情形。南部某一鄉鎮清潔隊招考隊員，只需國小程度即可，卻吸引許多學士、碩士報考 (彭崇人，2003)。上述情形是短暫性、特殊性的個案，並非一種常態，大多數受教育者均依其專長就業，不過這些事實提醒我們對此一問題應有一定之省思。

適度教育成為一項議題似乎是教育普及化後之因果趨勢。教育經濟學家認為，高等教育屬於準公共財中較具私有財特性者（蓋浙生，1989），受教者私人收益高於社會收益，私人收入高於私人成本。當一個學生完成越高的教育階段後，他預期私人收入將比支付的私人教育成本還高，因此選擇接受更多的教育成為個人的最佳決策。然而當許多人有相同決策，教育供給逐漸增加後，一國的教育過量將導致教育與工作所需無法對應，此又助長教育的進一步擴張，每次就業狀況的社經結構調整，都會要求擴張正規教育（胡進、陳鶯，2002）。

人力資本理論認為，在完全競爭的勞動力市場，由於薪資可自由調整，勞動力的供給和需求會自動達到均衡。當受過高等教育的勞動力供給增加時，勞動力的薪資就會下降，這時企業就會傾向於雇用更多的勞動力以增加生產，因此，個人會調整其教育投資計畫，減少高等教育。在長期內，勞動力將會得到充分利用，教育與工作將實際配合，社會上適度教育普遍存在，過量教育（overeducation）只不過是勞動力市場上一個短期現象（孫志軍，2003）。然而各國實證研究均證實過量教育是一種長期現象（Hartog, 2000b），與人力資本理論不符。事實上各國薪資結構不易如理論所言是自由調整，促使勞動供需相等。通常薪資係緩慢調整，過程中易使勞動供給大於需求，供給有餘的勞動者將尋求更高學歷，以增加自己就業競爭力，過量教育情形漸漸產生。

我國中學教師薪資結構亦屬於調整緩慢型態。過去我國培育中學師資之主要教育機構為三所師範大學，師資培育法通過後，一些大學亦開辦中學教育學程，中學師資供給相對增加。為提升中學教師教學品質，三所師範大學陸續開辦教學碩士專班，供中學教師進修，教師們於取得學位後可在原職級上加級，薪資福利增加，因此吸引不少中學教師進修，或者向學校申請留職停薪出國進修取得學歷，這一股風潮於中等學校間正方興未艾。這種現象使得目前中學教師具有碩士以上學歷者比例大為提升。就知識經濟發展言，教師充實專業知能，可滿足知識快速更新之時代需要；就教學意願與方法而言，教師取得更高學歷後是否能提升教學品質，有無影響工作意願，值得討論，目前國外均有類似之研究報告（Tsang, 1987; Hersch, 1991）。在薪資調整緩慢下，中學教師有無過量教育情形值得觀察。

人力資本理論認為教育是一種投資而非消費，既是投資就有一定的預期報酬，估計該項報酬即成為實證工作的主要任務，但囿於資料取得方式與性質，文獻上多以整合不同行業方式來估計教育價值（林文達，1995；蕭霖，2002），然而事實上，同樣教育年數不同行業間，會有不同教育報酬，合併行業作法容易導致統計上的衡量誤差（measurement error），是故本文乃由中學教師進行業別分析，估計中學教師適度教育的合理報酬。這項結果，除可與國內整併資料實證結果比較外，亦可作為日後其他行業教育價值估計的參考指標，此為本文之研究目的。本文嘗試建構適度教育研究模式，了解中學教師此問題之現況與可能原因，透過相關的研究，修正傳統人力資本投資模式，檢視薪資結構與適度教育關聯性及影響幅度。

貳、文獻探討

一、各國適度與過量教育情況

人力資本理論認為教育使得一位沒有技能者轉變為一位具有生產力者，使個人在職場中發揮經濟的生產技能，而這些具優質生產力的個人是勞動力主體，勞動力因此帶動經濟發展（張芳全，2006）。多數的研究認為教育對國家總體經濟提升有實質幫助，教育投資的效果包括從學校教育得到知識產生經濟效益，另外是非經濟效果，例如人民健康、壽命增加、國民選擇生活機會提高、對政治民主參與度提高等（張芳全，2006）。然而一國經濟資源有限，資源有效分配主張使得教育投資適度性問題引起一些討論。

研究適度教育課題主要是從教育薪資報酬（returns to education）觀點出發，一旦確定適度教育年數後，過量與不足（undereducation）教育年數將隨之得知，其報酬亦可分別求出。因此文獻上大抵係過量、適度（實需）與不足教育三種情形同時討論，稱之為 ORU（over-, required, and under- education）分析（Hartog,

2000a)。「適度教育」課題與教育投資效益、教育資源規劃等教育資源運用課題息息相關。自 Freeman (1976) 開始探討美國過量教育問題開始，這一主題發展已近三十多年，其間有關美國 (Duncan & Hoffman, 1981; Rumberger, 1987)、葡萄牙 (Hartog, Pereira, & Vieira, 2001; Kiker & Santos, 1991)、西班牙 (Beneito, Ferri, Molt, & Uriel, 2000)、英國 (Sloane, Battu, & Seaman, 1999)、香港 (Cohn & Ng, 2000)、德國 (Büchel, 2002) 等國家地區均有相當研究成果，歐洲地區且於二〇〇二年十一月底於德國柏林召開「Overeducation in Europe: What do we Know?」國際學術研討會，以便更深入廣泛地研究教育投資績效與過量教育衍生之各種問題，足見歐美地區對此一問題之重視程度。Freeman (1976) 發現一九七〇年代美國大學畢業生正面臨就業機會減少與薪資報酬下降之困境，而其主要原因並非外在經濟因素造成，乃是勞動供需失調所致。一方面政府高科技人才需求下降，謀職不易；一方面高等教育投資數量不變，人才有過剩現象產生。當然 Freeman 承認大學教育提供其他非貨幣非直接利益，學生得到好的學歷，不只工作與所得能獲得改善，也同時得到一些教育好處 (引自蕭霖，2002)。

Hartog (2000b) 歸納多位學者研究結果發現，各國適度教育約在 60% 上下，英國於一九九一年且有 70% 的比例，荷蘭適度教育由一九七四年之 53% 增為一九九五年之 63%，有上升現象；西班牙相關研究結果與荷蘭相同。但美國與葡萄牙該比值較低，美國約為 45%，文獻估計葡萄牙於一九八二、一九九一、一九九二等三年間僅有 29% 適度教育水準，較葡萄牙外之其他樣本國家為低。

至於過量教育程度大小，Verdugo 與 Verdugo (1989) 估計美國達 11% 之比例，而 Duncan 與 Hoffman (1981) 與 Sicherman (1991) 認為甚至高達 40%，Dooley (1986) 發現加拿大情形一樣嚴重，Sloane、Battu 與 Seaman (1999) 研究發現英國過量教育有顯著比例值。

二、適度教育與薪資關係

Mincer (1974) 首先提出教育年數與薪資所得具有函數關係，並得到一條估計教育投資效益的統計式，一般稱之為 Mincerian equation，其被解釋變數為薪資

水準，解釋變數為教育年數與其他有關變數，例如性別、父母社經地位、工作行業、職務、種族、年齡、經驗等，自此開啟了教育投資效益的研究模式。模式中教育年數為實際教育總數，薪資水準則取自然對數，使各變數間數值差異減小，以得到合理的係數值。Duncan 與 Hoffman (1981) 則是建立了 ORU 教育年數的開創性實證研究，在他們的研究中，將實際接受教育水準和工作所實需教育水準間加以區分，根據此一設計確定了過量教育研究的三個核心概念：過量教育、工作實需的（適度）教育和教育不足。當個人接受的教育水準高於工作所實需的教育水準時，稱為過量教育；若前者小於後者，稱為不足教育。據此，他們估算不對稱教育的報酬率和對稱教育的報酬率（孫志軍，2003）。

自 Duncan 與 Hoffman (1981) 的研究後，文獻上估算 ORU 教育薪資報酬之實證方法，大致係就 Mincer 對數薪資函數略加修改，來估計三種教育薪資報酬大小，並觀察其他解釋變數與薪資之關係影響，實證上紛紛發現過量教育的薪資報酬有下降的趨勢（Cohn & Khan, 1995; Daly, Büchel, & Duncan, 2000; Groot & Maassen van den Brink, 1997; Kiker & Santos, 1991; Rumberger, 1987; Verdugo & Verdugo, 1989），亦即適度教育的薪資報酬高於過量教育，適度教育有最佳的投資效益，而不足教育的薪資報酬最低，結論大致強調適度教育的重要性。

以高等教育適度性相關文獻言，Robst (1995) 的研究以 multinomial logit model 顯示大學品質與 ORU 教育年數之間的連結關係。他得到的結論包括：1. 大學生品質與過量教育有顯著的負相關；2. 較低的大學生品質較容易產生過量教育現象。Kler (2003) 使用增大人力資本模型（augmented human capital models）研究澳大利亞畢業生教育程度，研究結果顯示增加教育可以增加所得，所得也與經驗、工作時數、職業類型等有關。Kler 發現一九九六年過量教育之情形較一九九一年嚴重，實證指出約有六分之一到五分之一的畢業生人口是過量教育，因而受到薪資報酬的懲罰（相對下降），但是澳大利亞與其他國家相比較，還不是最嚴重的。

我國有關 ORU 教育之研究，大致由兩個面向著手：1. 從勞動力市場觀點出發，探討教育與職業不相稱或勞動低度利用問題。顏敏娟、葉秀珍（1997）以邏輯迴歸（logistic regression）分析模型得出教育與職業不相稱顯著。王昭蓉

(1999)發現整體樣本高教低就率高達 50.20%。廖茂榮(2002)利用 Mincer (1974)的薪資所得模型與 Clogg 與 Shockey (1984)的『教育與職業不相稱之判別指標』分析,發現就從事相同工作者言,過量教育者比教育程度較低者的薪資來得高。曾敏捷和賴人豪(2003)亦是利用邏輯迴歸方程式,得到失業率機率無差異、勞動低度利用情形無明顯惡化結論;2.直接探討過量教育薪資效果。林文達(1995)利用十八個國家(含台灣)之總合資料分析過量教育與失業率間關係,他指出,若教育資源與數量超過經濟需求,將會拖累經濟發展,產生不利經濟效果。蕭霖(2002)沿襲 Hartog (2000b)方法,利用 Mincer 對數薪資函數之標準差模式、眾數模式與自行設計之半標準差模式,分析過量教育、適度教育或不足教育間與薪資所得之關係。由以上分析可知,國內有關 ORU 教育文獻之統計方法運用,主要均為總合性資料迴歸分析。本文係利用有效問卷資料,取得中學教師個人教育年數、各種基本資料與社經狀況,並得到適度教育年數教師主觀認知與客觀數值,找出其中關聯性,之後利用該問卷進行 Mincer 之對數型薪資所得迴歸分析,依工作分析模式、工作者自我評估模式與實際工作配合模式等分別估計。本法可以求出適度、過量與不足教育之薪資報酬,觀察此三者與薪資所得關係,並可與國外研究成果相比較。

參、研究設計與實施

一、研究工具設計

(一)抽樣方法

本研究以台灣地區中學教師為研究對象,以問卷調查法進行調查研究。問卷抽樣期間為二〇〇四年二至五月。按照國高中數比例隨機抽出六十所中級學校,選取其中十八所高中(包含完全中學)及四十二所國中,每所學校皆抽取 20 份

受試樣本，總計發出書面及電子問卷共 1,200 份。總計回收計有三十二所學校，其中高中部分占十所，國中部分則有二十二所，共回收 566 份問卷，問卷回收率為 47.16%。回收之所有問卷經過篩選後，剔除問卷題目之基本資料部分一題以上未回答者，視為無效問卷，有效問卷計為 475 份，有效問卷回收率為 39.58%。國中教師共 346 份，占 72.8%，高中教師共 129 份，占 27.2%。

(二) 樣本特性

本文樣本分配情形如表 1 所示，性別中以女性教師為高，然而可以預期性別不是影響薪資的因素。至於校別、教學年資、年齡、行政主管等項，均為影響薪資的可能變數。本文採取公私立中等學校教師合併資料為觀察樣本，公立中等教師雖有相同薪俸制度，但是其薪資將會因為是否兼任行政主管、擔任級任導師、學術研究費、超支鐘點時數等因素而有差異，私立學校差異情況更為明顯。因此可見薪資差異與教育年限仍然存在一定的關聯性，利用薪資合併資料實證研究有助於呈現教師們具體之真實情形。

(三) 變項定義與解釋

1. 適度教育：是指就一國當時社經環境下，符合一項專業工作應具備之主、客觀教育程度；就客觀而言，是指工作當時需要之基本教育程度；就主觀而言，是指工作者自認可以勝任該工作之教育程度。林文達（1995）認為過量教育是指在一定時間經濟發展過程中，體系所能負荷一定數量之教育投資。這個定義具有隨經濟發展而動態調整之可能。一旦本定義所論教育年數確定後，超過此教育年數即視為過量教育，低於此教育年數為不足教育，因此正確地定義適度教育年數就顯得非常重要。依照 Hartog（2000a, 2000b）分類標準，將適度教育的測量方法分為三大類：

- (1) 工作分析模式（job analysis, JA）：本法通常使用各國人力運用調查的相關資料，判斷各專項職業工作所需之教育程度，例如美國主要資料是使用政府編製之 Dictionary of Occupational Titles（DOT）為範本。使用這種方法學者包括 Rumberger（1987）、Kiker 與 Santos（1991）等。

表 1 樣本特性之描述性統計

變數	樣本特性	次數	百分比
性別	女	298	62.73
	男	177	37.27
校別	國中	346	72.85
	高中	129	27.15
教學年資	1 以下	48	10.1
	1-5	127	26.73
	6-10	118	24.84
	11-15	75	15.78
	16-20	37	7.78
	21-25	32	6.73
	26-30	27	5.68
	30 以上	11	2.31
年齡	25 以下	26	5.47
	26-30	135	28.42
	31-35	110	23.15
	36-40	85	17.89
	41-45	50	10.52
	46-50	40	8.42
	51-55	19	4
	56-60	9	1.89
行政主管	60 以上	1	0.21
	無	362	76.22
	有	113	23.78

本模式是根據工作需要設定之「客觀型」適度教育定義，一般職業如醫師、工程師等，各有其實際教育要求，就中學教師言，依「師資培育法」相關規定，大學以上畢業，修習職前教育課程，通過教師資格檢定，即具備被聘用條件。

(2)工作者自我評估模式 (worker self-assessment, WA)：由工作者自行認定擔任某一職業所需教育程度。這是一種由工作者直接認定的學校教育年數方式。學者中 Duncan 與 Hoffman (1981)、Sicherman (1991) 等均使用過此一分析法。這個方法會因受訪對象不同而有不同問卷設計。本文是由教師自行認定擔任現職所需的教育程度，在填問卷時，每一位教師均依個人主觀認知判定之，因此每人填寫適度教育情形不同。每一位教師過去所受教育可能有質與量上之差異，在擔任現職時，會有不同專業需求，因此進修需求亦不同。

本模式亦稱為「主觀型」(subjective type) 定義，在研究過量教育原因時，對接受教育者參與教育之社經心理因素探討，提供一項重要觀察指標。因為觀察對象在參與教育學習時，必然包括主觀(各種心理因素)與客觀(經濟發展、教育政策)兩種動機，前者重要性不亞於後者，自然需要由此兩面向來觀察與比較。

(3)實際工作配合模式 (realized matches, RM)：由工作者從事某種職業實際得到教育程度統計分配的平均數 (mean) 或眾數 (mode) 決定，以其數值加減一個標準差為適度教育之範圍，高於或低於該範圍即為過量或不足教育。理論基礎乃以目前相同職業工作者之實際教育水平之區間來考量，以表達一定統計比例者實際教育現況。Verdugo 與 Verdugo (1989)、Groot 與 Maassen van den Brink (1997) 等學者使用此種方法 (Hartog, 2000b)。

本模式可以解釋是相同職業者實際教育程度之「社會平均價值」衡量法，因為這是將社會上相同職業者教育程度取平均值的做法，其研究價值乃是排除個別主觀因素的考量，從所有參與者實際教育年數了解大眾整體的合理教育年數。

2.教學經驗：此處經驗包括教學年資與計入年資計算之其他工作經驗，排除不計年資其他工作經驗，因為這並不會增加教師實質收入。教學經驗取平方值，使本文迴歸式成曲線型態。

(四)教育年數問卷

本文以問卷方式蒐集所需中學教師資料，教育年數問卷包含兩部分：一為基本資料，內容包括：性別、任教學校、學校所在地區、教學經驗、兼任行政主管、目前各種薪資所得水準等項；二為學歷與進修現況探討，內容包括目前教育程度、是否具師範背景、自己認為國中、高中教師之適度教育程度為何、與自己預期是否相同等項目。由中學教師自述擔任國、高中教師工作一職所需教育程度，即可取得「工作者自我評估法」所需教育年數主觀資料。

二、研究方法與實施

(一)教育程度變異數分析

由實際有效問卷資料匯整建檔，進行中學教師性別、任教學校、年齡、教學經驗、行政工作等基本項目與教師進修傾向之統計檢定，觀察哪些項目是造成教師進修差異的影響因素。

(二) Mincerian function 統計分析

此處利用Mincer對數型薪資所得函數探討高等教育年數對薪資所得之影響，加入中學教師相關自變項，進行工作分析模式、工作者自我評估模式、實際工作配合模式迴歸分析，估計三種定義式薪資報酬比率之變化，找出各自變數對薪資之關聯性。

本研究之迴歸計量方程式為

$$\ln Y_i = a_i + b_i EX_i + c_i EX_i^2 + Y_{id} + \alpha_i ADSCH + \beta_i OVERSCH + \gamma_i UN- \\ DERSCH + v_i \dots\dots\dots (1)$$

$$\ln Y_j = a_j + b_j EX + c_j EX^2 + Y_{jd} + \alpha_j SCH + \beta_j OSCH + \gamma_j USCH + v_j \dots\dots (2)$$

式(1)中， $\ln Y$ 是取自然對數的薪資所得， EX 為教學經驗， EX^2 為教學經驗平方值，呈現方程式曲線性，可以求得在某一最佳經驗年資下最適薪資（Daly, Büchel, & Duncan, 2000）。 Y 代表性別、校別、年齡別、行政主管等變數形成之向量， d 為各變數之係數。 $ADSCH$ 為適度教育之教育年數， $OVERSCH$ 為過量教育之教育年數，等於實際教育年數 SCH 減去適度教育 $ADSCH$ ； $UNDERSCH$ 為不足教育之教育年數，等於 $(ADSCH - SCH)$ ； $a, b, c, \alpha, \beta, \gamma$ 為擬估計之係數值。據此可分別使用三種模式之不同教育年數值代入 $ADSCH$ 、 $OVERSCH$ 、 $UNDERSCH$ 中，求出不同定義之函數型態個別係數值。解釋變數中性別項呈現男女薪資差異大小，預期教師行業不會有差異。學校變項包括公立國中、公立高中與私立高中，藉此了解國、高中薪資有無差異性。年齡項中，隨年齡增加，薪資應增加，兩者應有正相關。經驗項不同於年齡，經驗係數值具有多重功能，該值表達了教學年資之平均薪資報酬，亦可預估未來薪資調整幅度（除非政策大幅改變），並且可用之與其他產業比較，作為教師薪資結構規劃之依據。行政主管有一定額度津貼，薪資一般較高，係數值應為正數。

式(2)係以虛擬變數（dummy variables）來設定，以 SCH 取代 $ADSCH$ ，考慮 $OSCH$ 與 $USCH$ 兩虛擬變數，若教育年數有過量情形， $OVERSCH$ 大於 0，則 $OSCH$ 為 1，其他情形 $OSCH$ 為 0，若年數為不足教育， $UNDERSCH$ 大於 0，則 $USCH$ 為 1，其他情形 $USCH$ 為 0。

利用以上兩式目的在估計適度、過量與不足教育之教育投資薪資效益。虛數變項迴歸係數，最終是反映在迴歸式常數項上，其結果是使截距（常數）上下垂直移動，可以比較三式之相對垂直變化，故透過教育年數與薪資所得間函數關係，除可獲知每一年教育薪資報酬率高低外，亦可由式(2)比較三種定義模式薪資之相對垂直變化。

肆、實證結果與討論

一、教育年數平均數假設考驗

表 2 與 3 中彙整各解釋變數間不同教育年數之差異分析。表 2 呈現教師性別、行政主管、導師、是否具備師範學歷之 t 考驗情形，以虛擬變數表示解釋變數，性別中 1 為男性、0 為女性；行政主管中 1 為有擔任、0 為無擔任情形；導師中 1 為有擔任、0 為無擔任現況；大學是否具備師範學歷中 1 為具師範學歷、0 為非師範學歷。由個別解釋變數之 t 值與 p 值可以得知，教師教育年數多寡在性別、行政主管別、導師別項無顯著差異 ($p > .05$)，換言之，男女教師、是否擔任行政職務，是否擔任導師三者間，教育年數差異不大。

本研究另外探討大學是否具備師範學歷教師之教育年數差異。大學具師範學歷教師樣本值有 247 位，大學非師範學歷者有 228 位。本文發現師範學歷是造成

表 2 各變數在教育年數的 t 考驗分析摘要表

	數值	樣本數	平均數	標準差	t 值	顯著性
性別	1	177	17.367	1.524	1.563	0.1184
	0	298	17.134	1.596		
行政主管	1	113	17.283	1.566	0.480	0.6308
	0	362	17.201	1.575		
導師	1	236	17.156	1.551	-1.019	0.3083
	0	237	17.303	1.583		
師範學歷	1	247	16.939	1.411	-4.133	0.0000
	0	228	17.526	1.680		

表 3 各變數在教育年數的變異數分析摘要表

因子	變異來源	平方和	自由度	平均平方和	F檢定	顯著性
學校	組間	57.329	2	28.664	12.140	0.0000
	組內	1114.46	472	2.361		
縣市	組間	153.067	18	8.503	3.806	0.0000
	組內	1018.722	456	2.234		
年齡	組間	101.053	8	12.631	5.497	0.0000
	組內	1070.736	466	2.297		
經驗	組間	122.496	22	5.568	2.398	0.0004
	組內	1049.293	452	2.321		

學歷差異之一項因子， t 值為-4.133， p 值為.000，有顯著教育年數差異。若估算其教育年數平均值，發現大學具師範學歷教師平均教育年數值為 16.94 年，大學非師範學歷者平均教育年數值為 17.53 年，後者高於前者，其原因可能是非師範學歷教師對於教育相關課程修習有限，導致其進修動機較高所致，亦可能因為要擔任教職，不得不進修，以便取得教師資格，然真實原因有待探究。

表 3 列出學校、縣市、年齡、經驗等項之變異數結果。學校項包括公立國中、公立高中與私立高中，無私立國中，故自由度為 2；問卷共抽取得 19 個縣市資料，自由度為 18；年齡依問卷內容，共有 9 個區間（由 21-25 歲，26-30 歲，……，61 歲以上，共 9 個區間）；教學經驗值，共有 23 組情形（教學經驗與其他具公務員資格經驗加總，故有 23 個數值），自由度為 22。各變數項均出現顯著差異現象， $p < .01$ ，不同公私立學校、不同國高中階段教師間、學校所在不同縣市、不同年齡、不同工作經驗間，均有顯著之教育年數差異。學校部分，公立高中較高，平均年數為 17.897 年，公立國中較低，平均年數為 17.014 年。縣市部分，以台北市教師較高，平均年數為 18.44 年，以雲林縣較低，平均年數為 16.129 年，年齡部分，以 31-35 歲教師較高，平均年數為 17.727 年，25 歲以下教師較低，年數為 16.23 年。教學經驗上，以 6-10 年為高，為 17.894 年，以 21-25 年為低，係 16.187 年。

二、教育投資薪資效益衡量

(一)中學教師 ORU 教育年數功能性定義

本迴歸模式之被解釋變數為薪資所得，一般迴歸假設殘差項（error term）與被解釋變數為常態分配，本研究對薪資所得進行資料分配檢定，發現其 Kolmogorov-Smirnov 檢定值為 0.057， $p = .0000$ ，表示可以接受資料為常態分配之虛無假設。以下說明三種模式 ORU 教育年數之功能性定義，俾可藉由各定義式估計教育投資效益，茲分別說明如下：

1.工作分析模式。依其理論設計是針對受訪者工作所需教育程度為考量。目前教育政策標準為大學畢業程度，因此具碩士班以上在學學籍及畢業教師，其教育年限在本模式中屬於過量教育。式(1)適度教育變數項 ADSCH 於各觀察值均為 16 年，這裡不考慮教育品質可能差異問題。為避免矩陣無解，將 ADSCH 項刪去，不列入自變數中，僅以過量教育 OVERSCH 及不足教育 UNDERSCH 兩項列入，觀察過量教育及不足教育造成的薪資報酬差異。

以式(2)分析，SCH、OSCH 及 USCH 三個自變數項均可列入等式右邊，得出過量教育及不足教育對薪資造成之平行移動（截距項）效果。

2.自我評估模式。適度教育係以中學教師主觀認為擔任本職所應具備之教育程度表示，這一數值可能因性別、年齡、學校所在地、教學經驗、擔任行政主管等因素而不同，因此本文先測試適度教育值與相關自變數關係，藉之了解變數項對教師個人主觀認知之直接影響。其次再利用式(1)進行教育薪資報酬分析，各項教育值 ADSCH、OVERSCH 及 UNDERSCH 均置入迴歸式中，觀察三種教育年數薪資報酬是否如國外文獻研究所述將產生不同之薪資差異。式(2)中三項教育程度各自變數均可進行迴歸研究。

3.實際配合模式。係依照 Verdugo 與 Verdugo (1989) 方式加以處理，將所調查 475 份樣本值之實際教育年限平均值加減一個標準差，因此適度教育係在平均值加減一個標準差區間內計算。一般文獻在進行總體資料分析時，不同行業間

教育年數差異頗大，取全體平均值與標準差估算適度教育值，無法呈現行業的差異性，本模式訪查對象工作性質相同，因此薪資報酬結果較具不偏性。

本模式亦可同時觀察適度、過量及不足教育之薪資報酬，並以之與前述兩模型作比較。式(2)亦可同時估計 SCH、OSCH 及 USCH 變數，觀察實際教育投資與虛擬項間關係。

表 4 說明三種教育值平均值變化。自我評估法中適度教育值國中教師認為是 16.34 年（大學），高中教師認為合理教育年數是 17.7 年（碩士），估算全體平均數，為 17.22 年，高於國中教師認定值，低於高中教師認定值。隨著適度教育值之擴大，過量教育值隨之縮小，由工作分析法之 1.2295 年減為實際配合法之 0.1918 年，顯示在現行部定政策下，適度教育水準無論就教師主觀感受（JA 法）或整體客觀受教年數（RM 法）均相對提升。這包含兩個意義：1.由於教師之自我要求，自我評估法之適度教育平均數較部定年數高，實際平均數值亦高，顯示教師進修意願已大為提升；2.適度數值的改變，相對影響過量與不足數值，對薪資報酬產生不同變化，尤其實際配合法區間值為 3.1 年，將提高較低年數教師薪資效益，統計上可能使整個模式薪資報酬增加。

表 4 三種教育年數平均值

平均值	工作分析法	自我評估法	實際配合法
適度教育	政策 16 年	教師主觀認定 國中：16.34 年 高中：17.70 年	平均值±1 標準差 17.22± 1.572 年
過量教育	1.2295 年 (1.56)	0.8105 年 (1.31)	0.1918 年 (0.59)
不足教育	0.0084 年 (0.13)	0.2505 年 (0.66)	0.0069 年 (0.11)

註：括弧內為標準差

表 5 中，薪資與年齡經驗項有.70 以上相關性，過量教育與實際教育、過量虛擬有.96 以上相關性，實際教育與過量虛擬有.86 相關性。

表 5 19 個變數之相關係數矩陣 (N=475)

變數	01.	02.	03.	04.	05.	06.	07.	08.	09.	10.	11.
01.薪資	1										
02.校別	.142**	1									
03.年齡	.728**	.022	1								
04.經驗	.701**	-.026	.889**	1							
05.經驗平方	.507**	-.022	.749**	.915**	1						
06.行政主管	.224**	.026	.126**	.126**	.07	1					
07.過量教育	.082	.213**	-.084	-.129**	-.161**	.025	1				
08.不足教育	-.093*	-.039	-.0213	-.01	-.014	.04	-.051	1			
09.實際教育	.089	.215**	-.082	-.127**	-.159**	.022	.996**	-.133**	1		
10.過量虛擬	.081	.209**	-.136*	-.19**	-.213**	.043	.86**	-.059	.858**	1	
11.不足虛擬	-.094*	-.039	-.021	-.01	-.014	.04	-.051	1**	-.133**	-.059	1

* $p < .05$; ** $p < .01$

(二)實證結果

在尚未探討適度與過量教育影響效果前，我們先運用 Mincer 方式估計實際教育年數與薪資所得的關係，以了解中學教師實際教育年數的薪資報酬。表 6 係以 stepwise 迴歸法求出解釋變數係數經 t 考驗後顯著項結果，不考慮不顯著變數。 \bar{R}^2 為 65.97%，解釋了 66%之變異， F 值顯著，解釋變數與被解釋變數間線性關係良好。學校項此處以虛擬變數代入，任教高中為 1、國中為 0，以捕捉任教高、國中產生之薪資差異，結果顯示高中教師薪資報酬較國中教師為高。年齡、經驗、行政主管項均有顯著正相關，這三項帶來較高的薪資效益。

實際教育年數係數值為 1.79%， t 值顯著，係數具解釋能力。此意謂中學教師每增加一年教育年數，（對數）薪資會增加 1.79%，這個薪資報酬率低於國內的平均值 5.65%（劉正，1999）。自變數共線性部分，年齡、經驗、經驗平方三項具有較明顯的共線性現象，允差（即容忍值）值各為 0.21、0.07、0.14，VIF 各為 4.76、13.21、6.84，這種情形已是模式設計時可以預測的結果，因為年齡與

表 6 Mincer 實際教育年數迴歸結果

變數名稱	Mincer 迴歸式		
	<i>B</i>	<i>SE B</i>	<i>t</i> 值
校別	.0661	.0148	4.475**
年齡	.0079	.0017	4.699**
經驗	.0270	.0025	10.93**
經驗平方	-.0004	.0000	-9.355**
行政主管	.0575	.0152	3.790**
實際教育	.0179	.0042	4.259**
constant	.77654	.0881	8.808
\bar{R}^2		65.97%	
<i>F</i>		154.164**	

註：** $p < .01$ 。

經驗原即具有相關性，而經驗、經驗平方亦具有相關性，由於一般文獻上仍將這三項放入，因此本文亦作相同處理，以觀察彼此間變化，而條件指標值（CI）僅 39.32，共線性情形尚緩和。

1. 工作分析模式

本文先將所有自變數代入方程式估計，發現性別項係數值小， t 值不顯著（ $p > .05$ ），性別於教師薪資上無差異，此乃可預測之結果，中學教師之薪資不因性別而有差別，這個結果在另二種模式中仍有相同結果。若以 *stepwise* 方法估計，此項亦排除於統計式中。本文再以排除此變數之估計式重新進行迴歸，調整後 R^2 由 66.55% 略減為 66.43%，變動不大，以下各式均不考慮性別項。重新估計之 F 值相當理想，各為 134.98、125.13， $p < .01$ ，意謂 Mincer 薪資方程式具顯著性，使用各教育年數解釋變數估算薪資之線性關係良好。調整後 R^2 各為 66.43%、67.69%，統計上可以利用 F 值推估合理的 R^2 ，已知 $R^2 = 1 - (n-1) / (n-k-1+kF)$ （李子奈，2002），解釋變項 k 有 7 個，樣本數 n 有 475 個，在顯著水準 $\alpha = 0.01$ 下， $F(7, 467)$ 臨界值為 2.68，將 F 代入 R^2 中，得到 R^2 臨界值，其值低於 66.43%，證明在線性關係達顯著水準 99% 標準下，模式有良好配適度。

學校別對薪資狀況顯著帶來正相關， β 係數值為 6.58% ($p < .01$)。由於觀察學校包括公、私立國中高中階段，不同學校間教師待遇統計上將有所不同。在觀察對象中，公立國中教師共 346 位，平均薪資收入約 5.118 萬元，公立高中教師共 78 位，平均薪資收入約 5.374 萬元，私立高中教師共 51 位，平均薪資收入約 5.724 萬元，略呈增加情形，此一結果當然受到教學經驗多寡影響，若繼續觀察三類教師平均教學經驗，發現其平均年資分別為 10.31、9.68、9.84 年，因此可以推論國中教師薪資低於高中教師。年齡亦是造成薪資增加之因子， β 係數值為 0.78%，此結果亦在預期當中。

教學經驗與薪資所得呈正向關係， β 係數值為 2.73% ($p < .01$)，教師每服務一年之（對數）薪資額將提高 0.027。經驗平方與薪資所得呈負相關，由迴歸函數 $f' > 0$ 、 $f'' < 0$ 概念可知，表示教師薪資雖然隨教學經驗增加，但增幅在遞降，意謂教師調薪幅度正在萎縮中。這兩項結果在三個模式中有相同情形。這項實證結論與蕭霖（2002）、Daly、Büchel 與 Duncan（2000）、Kler（2003）有相同結論。行政主管與薪資呈現正向關係，接任行政職務有助增加個人薪資所得。

本式自變數共線性情形與表 6 相同，年齡、經驗、經驗平方三項具有較明顯的共線性，且允差、VIF 數值均略與表 6 相同，不再列述。本式之條件指標（CI）為 26.12，低於 30，共線性問題尚稱緩和。若考量略掉經驗變數項後之迴歸結果，各變數係數值符號，大致與原工作分析法結果相同，經驗平方亦是，仍為負值，但呈現不顯著情形，表示經驗項變數影響經驗平方之顯著性。略掉經驗平方變數項後之迴歸結果，各變數項係數符號與原模式相同，但經驗項之係數值下降，由原來之 .027 降為 .008，經驗平方有助於增加其係數值，故本文仍保留此兩項。

過量與不足教育年數在本研究中均有顯著性 ($p < .01$)。過量教育具有正的薪資效果，可以增加教師之所得，其薪資報酬率為 1.64%，與表 6 實際教育年數薪資報酬 1.77% 相比，發現此一教育薪資報酬雖為正值卻較低，過量教育的投資效益下降，同模式下與國外文獻 Rumberge (1987)、Kiker 與 Santos (1991) 有相同結果；不足教育有反向薪資效果，薪資報酬率為 -15%，負值相當高，因此應可鼓勵這種情形教師多參與進修，以提高教育資源效能。

式(2)-1 過量及不足教育虛擬值均有顯著相關，係數值分別為31.31%與-10.92%， p 值為0.000，意謂著過量教育虛擬項會以常數項方式帶動薪資所得作平行增加，不足教育項則使薪資所得平行減少，與式(1)結果相仿，可相互佐證。本式共線性情形上式相同。

根據上述實證結果，我們擬由兩個特色探討中學教師就業情形。其一：高等教育年數呈現遞增趨勢。教育勞動供給存在調整時間落後期，假設求學者入學前該就業市場有較高待遇，但在其畢業前隨著求職者增加（不可能減少），薪資緩緩下降，至其畢業時薪資已降至較低水準，除非教師需求（中等學校教師缺額）亦等額上升，否則過量教育現象無法避免。雖然中學教師基本薪資不會調降，但

表 7 工作分析模式迴歸結果

變項名稱	JA 式(1)-1			JA 式(2)-1		
	B	$SE B$	t 值	B	$SE B$	t 值
校別	.0658	.0146	4.482**	.0627	.0144	4.350**
年齡	.0078	.0017	4.644**	.0077	.0017	4.667**
經驗	.0273	.0025	11.08**	.0279	.0024	11.51**
經驗平方	-.0004	.0000 ⁺	-9.500**	-.0004	.0000 ⁺	-9.679**
行政主管	.0594	.0151	3.934**	.0554	.0149	3.734**
適度教育	—	—	—			
過量教育	.0164	.0042	3.889**			
不足教育	-.150	.0491	-3.069**			
實際教育				-.0128	.0079	-1.637
過量虛擬				.3131	.0977	3.204**
不足虛擬				-.1092	.0249	-4.386**
constant	1.0888	.0454	23.98	1.0897	.1743	6.251
\bar{R}^2	66.43%			67.69%		
F	134.988**			125.131**		

註：為簡化表格內容，省略標準化係數 β 及標準差 $SE B$ ，僅列出為未標準化係數 B 係數值與 t 值，以下各表（除表 6 外）均同。** $p < .01$ ；⁺小數點後仍有餘數。

是因為教師供給依然高於教師需求，為爭取有利錄取條件，進入研究所就讀是一項極佳考量，待取得碩士以上學歷後再爭取任教機會，新進教師學歷紛紛提高下，過量教育情形自然存在，若再加上原在職教師進修意願提高與薪資調整緩慢雙重因素，過量教育薪資報酬率走低將是一種趨勢。

其二：教育勞動市場之教師需求近似固定值。一般就業市場中，若受雇者生產力提高，雇主將增加雇用，勞動需求與就業機會增加。但是教育勞動市場不同，受限於教育政策、學生入學人數、人口出生率等諸項的影響，教師需求趨勢減緩，無法由教師生產力提升而相對增加，無法吸收過多的教師供給，待業教師情形會一直存在。而且教師亦無法因其生產力提升而要求提高薪資，在這樣一個市場型態下，即使教師們因教育增加帶來生產力提高，薪資報酬仍無法隨之增加，過量教育之低薪資報酬現象自然形成，值得相關單位多加關切。

2. 自我評估模式

本模式最適教育值由教師主觀認定而得，具有一定研究價值，因為教師是第一線教學工作者，對於應具備何種知能的認知將影響其進修意願。這種主觀感受與教育部定學歷無直接關聯，而其結果恰可與前一模式進行比對。在估計前，我們想先了解影響教師主觀學歷認定的因素為何。迴歸設計上是以教師個人主觀認定教育程度為被解釋變項，以性別、所在縣市、學校屬性、年齡、經驗、經驗平方、行政主管、導師等因素為自變項，驗證其間之關係。表 8 顯示僅有學校別變數對主觀適度教育有顯著影響，亦即這個變數影響教師對適度教育認定，進而影響其進修意願，亦即於高中任教的教師主觀上會希望擁有較高學歷，國中教師則無此認知。至於其他自變數則與適度教育年數無相關性，不是構成教育年數主觀差異之項目，此一結果可與其他進修動機研究成果相互佐証。

本模式國內目前無相關研究成果。以表 9 說明自我評估模式結果，應變數仍為在職教師之各種薪資加總，自變項之適度教育年數以主觀值代入，高於此主觀值為過量教育年數，低於此主觀值為不足教育年數，其他自變項定義均同於前一方法。由表 9 說明本模式二條方程式配適情形，調整後 R^2 分別為 66.38%、66.51%， F 值各為 117.966、118.657， p 值均為.000，表示本模式解釋變數與被解釋變數間配適良好。

表 8 教師認定適度教育迴歸結果

變數名稱	主觀適度教育迴歸式		
	<i>B</i>	<i>SE B</i>	<i>t</i> 值
性別	.0497	.0831	.553
校別	1.2517	.0864	14.47**
年齡	-.0006	.0104	-.063
經驗	-.0010	.0151	-.0646
經驗平方	-.0003	.0003	-.8988
行政主管	.0108	.0923	.0068
導師	-.021	.0705	-.3021
constant	16.385	.2727	6.09
\bar{R}^2		31.55%	
<i>F</i>		32.216**	

註：** $p < .01$

學校別、年齡、教學經驗、經驗平方、行政主管等自變項結果與前述工作分析模式相同，係數值除經驗平方為顯著負值外，其餘各項均為顯著正值。

不同教育薪資報酬變化情形，於兩方程式均有解釋能力。觀察式(1)-2，適度教育、過量教育及不足教育三自變項具有顯著相關 ($p < .05$)。適度教育之薪資邊際報酬為 3.03%，高於實際教育薪資報酬之 1.77%與過量教育薪資報酬之 1.05%，且為過量教育薪資報酬之 1.88 倍，顯見適度教育確有較佳效益。而過量教育報酬且低於實際教育報酬之 1.79%，再次驗證過量教育低薪資報酬情形。這與 Cohn 與 Ng (2000)、Daly、Büchel 與 Duncan (2000)、Duncan 與 Hoffman (1981)、Van der Velden 與 van Smoorenburg (1997)、均有相同結論。本模式過量教育薪資報酬較前模式 1.64%為低，其原因乃是在迴歸式等式左邊相同薪資下，由於教師們主觀適度教育年數增加，過量教育年數下降，適度教育薪資報酬率上升而過量教育薪資報酬率反隨之下降。

表 9 自我評估模式迴歸結果

變項名稱	WA 式 (1)-2			WA 式 (2)-2		
	<i>B</i>	<i>SE B</i>	<i>t</i> 值	<i>B</i>	<i>SE B</i>	<i>t</i> 值
校別	.0592	.0174	3.388**	.0849	.0159	5.343**
年齡	.0078	.0016	4.608**	.0079	.0017	4.704**
經驗	.0274	.0025	11.08**	.0275	.0025	11.12**
經驗平方	-.0005	.0000 ⁺	-9.487**	-.0005	.0000 ⁺	-9.544**
行政主管	.0580	.0151	3.841**	.0555	.0151	3.672**
適度教育	.0303	.0090	3.349**			
過量教育	.0105	.0050	2.074*			
不足教育	-.0480	.0118	-4.072**			
實際教育				.0022	.0071	0.3106
過量虛擬				.0410	.0207	1.978*
不足虛擬				-.0514	.0227	-2.270*
constant	.6092	.1533	3.974	1.1420	.1403	8.0410
\bar{R}^2		66.38%			66.51%	
<i>F</i>		117.966**			118.657**	

註：* $p < .05$ ；** $p < .01$ ；⁺小數點後仍有餘數。

另外我們可以推估前一模式適度教育薪資報酬率。在相同實際教育薪資報酬與不同過量教育薪資報酬數值下，本模式適度教育薪資報酬將較前一模式為高。不足教育則有-4.8%之薪資報酬情形，低於前一模式之-14.46%。當教師們提出主觀的適度教育水準值後，其目前之學歷若低於該值，即有不足教育情形，若呈現負的薪資報酬，表示這一部分教師們主觀認為自己的學歷有再增加的需要，而且當他們增加學歷後薪資調高，這時調高的薪資效益較高，可達 4.8%。

式(2)-2 過量教育虛擬變數顯著 ($p < .05$)，每一教育年數會造成薪資平行增加(上移) 4.36%，不足教育則每一教育年數會產生薪資平行下移-5.24%。

表 8、表 9 兩式自變數共線性情形亦與表 6 相同，呈現本研究之共同現象，即在共線性診斷上，年齡、經驗、經驗平方三項具有較明顯的共線性。

3. 實際配合模式

前兩模式適度教育為一固定值，本模式之適度教育年數為正負一個標準差值範圍，即 ± 1.572 年，超過此一區域為過量教育值，低於這區域為不足教育值。

兩條迴歸式之 R^2 為68.11%、66.51%， F 值顯著， p 值均為.0000，方程式有良好配適。由表9看出學校別、年齡、教學經驗、經驗平方、行政主管等自變項結果與前述工作分析模式相同，除了經驗平方係數值為顯著負值外，其餘各項均為顯著正值。就各式經驗值觀察，教師平均每年薪資報酬約為2.73-2.8%間，此一數值可與其他行業待遇比較，作為教師薪資結構合理化與日後薪資調整規劃之參考。

由式(1)-3可知，適度教育之薪資報酬為3.98%，高於自我評估法之3.03%，且 t 值顯著，意謂所有教師之平均適度教育有較理想效益。這個客觀統計值與表4預測相同。因為實際配合法適度區間值為3.1年，會提高較低年數教師薪資效益，使整個模式報酬增加。過量教育有顯著的負薪資報酬，為-4.11%，與前述兩模式均不同，但與蕭霖（2002）標準差模式結果相同，高於他所估計全國平均值-2.8%。報酬絕對值大於適度報酬，表示超過該標準差區間值，過量教育降低薪資水準，產生負向薪資效果。不足教育之投資報酬為-16.68%，此值略近似工作分析模式結果，與蕭霖標準差模式-16%結果略近，比自我評估模式之薪資報酬更低。相關研究中，Verdugo 與 Verdugo（1989）、Groot 與 Maassen van den Brink（2000）過量教育低報酬情形與本文相同。

就(2)-3，實際教育之薪資報酬為2.4%，高於單獨估計結果。兩種虛擬值係數均為負，但是過量教育之值不顯著；不足教育虛擬係數值則顯著。表10兩式自變數共線性情形亦與表6相同，允差、VIF數值均略與表6相同，不再重複列入。

彙整三種模式可以得知，適度教育有較高的薪資報酬，其中以實際配合模式3.98%為高，亦即中學教師依「社會平均價值」表現之適度教育投資收益最佳，其次是自我評估與工作分析模式。過量教育則有較低甚至為負的報酬率，不足教育則有負的報酬率，因此適度教育有較佳的教育效益。以薪資所得為衡量基準的模式中，過量教育於人力資本使用上有低效率情形。就客觀薪資收入來說，受教育者未按其實際教育年數得到應有的報償；不過就教師進修主觀意願言，其進修

動機可能不完全以薪資為考量，其他非薪資因素可能多於經濟因素。

表 10 實際配合模式迴歸結果

變項名稱	RM 式 (1)-3			RM 式 (2)-3		
	<i>B</i>	<i>SE B</i>	<i>t</i> 值	<i>B</i>	<i>SE B</i>	<i>t</i> 值
校別	.0613	.0144	4.275**	.0649	.0147	4.420**
年齡	.0076	.0017	4.620**	.0079	.0017	4.654**
經驗	.0281	.0024	11.65**	.027	.0025	11.05**
經驗平方	-.0005	.0000†	-9.801**	-.0004	.0000†	-9.428**
行政主管	.0568	.0147	3.857**	.0600	.0151	3.970**
適度教育	.0398	.0062	6.430**			
過量教育	-.0411	.0121	-3.396**			
不足教育	-.1668	.0582	-2.865**			
實際教育				.0240	.0072	3.347**
過量虛擬				-.0353	.0271	-1.301
不足虛擬				-.2519	.0999	-2.523*
constant	.4414	.1122	3.934	.8080	.1250	6.2960
\bar{R}^2		68.11%			66.51%	
<i>F</i>		127.53**			118.657**	

註：* $p < .05$ ；** $p < .01$ ；†小數點後仍有餘數。

伍、結論與建議

一、結論

在衡量中學教師不同教育年數之教育投資之效益時，將教育年數依研究設計區分為過量、適度與不足教育三種。教育投資係建構在 Mincer 薪資函數下，分

析不同教育年數定義造成薪資報酬變化。在研究過量教育原因時，觀察受訪者在參與教育學習時，需要了解其社經心理因素探討，亦即須包括主觀與客觀動機，前者重要性不亞於後者，國內外文獻（蕭霖，2002；Hartog, 2000a, 2000b）多只由工作分析與實際配合模式著手，缺乏這種有意義的主觀因素探討，本文正可補充文獻的不足。

薪資報酬方面，研究發現適度教育有較佳投資效益，薪資報酬約為 3%-4% 間；過量教育薪資報酬 3 式各為 1.6%、1.1%、-4%，表示無論用何種方法估計，報酬均偏低，由薪資反應的過量教育現象已產生；不足教育報酬 3 式各為 -15%、-4.8%、-16.7%，顯示這一部分教師若能提高進修年數，其薪資報酬增加效益更多。就三式比較方面，研究發現自我評估法比工作分析法有較佳結果——適度教育報酬高，過量教育報酬不至過低，教師主觀年數投資效益高於政策年數，與國外文獻結果相符。

本文建立個別行業（中學教師）的教育投資評估，有助於呈現觀察對象真實教育效能，並可以作為未來其他個別行業教育投資評估之參考值（benchmark），可將分析運用於其他行業上，例如探討醫師、工程師、科技人才等之教育投資評估，以了解各該行業適度教育的投資價值與過量教育情況。對於人力資本主張教育功效的看法，本文提出實務性成果，可充實人力資本理論與實務內涵。本文結果亦可以作為日後探討形成過量教育真實歸因之參考，以多重角度掌握此一課題。

二、建議

本研究發現過量教育現象的確存在，並可能成為一種長期現象，其對國內教育資源使用效率影響，值得教育研究者多加關心，也提供教育行政單位研擬教育政策之參考。雖然過量教育現象已存在，且造成薪資效果遞減，而中學教師進修意願並未稍減，表示教師進修包含其他非經濟因素，這也值得未來進一步研究。實證研究中資料是重要因素，本文係以中學教師為例，日後研究方向可以擴大研究對象，其一是建立教師跨期資料庫，其二是建立各行業資料庫，以便完整地供

學術更嚴謹探討，長期追蹤與了解國內過量教育的長期趨勢。此外本文係就薪資考量，教育除帶來實質經濟收益外，尚包括其他許多非經濟收益及外溢效果（張慧芬，1985；Blaug, 1970; McMahon, 1997; Wolfe, 1995），例如教學知能與方法更新、教材教具使用、教學輔導技巧提升等等，這些無法以數字表示的隱性收益，其效益會在教師工作績效上表現出來，但是無法以貨幣呈現，因此教育之整體效益有低估之可能；另一方面中學教師進修動機不完全以薪資為主要考量，以Mincer薪資所得反應教育年數薪資報酬將有應用與解釋上的限制，如果可以估算非經濟效益設算值，將其與薪資加總作為被解釋變數，總報酬應會較高。然而在獲得非經濟效益確切衡量前，觀察不同教育之薪資報酬仍為學者間最常見之做法。

就提升國家競爭力與培養人文素養而言，教育有其重要的價值，這種價值是無法完全以數量來權衡；對於受教育之教師而言，其專業知能的提高，將帶動中學教育整體的提升，對中學生和國家未來帶來無形的貢獻，教師進修將是國家的一項資產，因此教師進修的效益需多重考量。而就所得而言，過量教育報酬低於適度教育，其問題仍值得注意。因此本文認為除了取得薪資所得資料外，亦需要觀察教師進修學習動機，分析進修後教學表現、工作滿意度（Tsang, 1987）、健康狀況等，以建構教育投資完整之事前、事後分析系統，有助整體地觀察教育投資效益。

參考文獻

中文部分

- 王昭蓉（1999）。**台灣地區民眾失業率和高教低就之研究**。國立台東師範學院教育研究所碩士論文，未出版，台東市。
- 李子奈（2002）。**計量經濟學**（1版）。北京：高等教育出版社。
- 林文達（1995）。過量教育與失業。**國立政治大學學報**，70，35-54。
- 胡進、陳鶯（2002）。「**教育過度**」導致知識失業。2003年5月30日，取自 <http://bj.cjol.com/view.asp?nodeId=163&articleId=9464>
- 孫志軍（2003）。**過度教育的經濟學研究述評**。2003年5月30日，取自 <http://www.urbanstudy.com.cn/show.asp?id=192>
- 張芳全（2006）。教育對經濟發展貢獻的分析。**國立台北教育大學學報**，19（1），173-210。
- 張慧芬（譯）（1985）。Bowen 著。教育在經濟貢獻上的評估。載於高希均（主編），**教育經濟學論文集**（頁71-93）。台北市：聯經。
- 教育部（2004）。**我國研究所教育定位及未來發展**，立法院第五屆第五會期專案報告。2005年2月10日，取自 http://www.edu.tw/EDU_WEB/EDU_MGT/E0001/EDUION001/menu01/sub05/930419.htm
- 彭崇人（2003年6月29日）。高教盲目擴張，低就處處可見。**聯合報**，15版。
- 曾敏捷、賴人豪（2003）。高等教育勞動力低度運用的變遷：惡化獲改善？**教育研究集刊**，49（2），213-254。
- 楊欣怡（2003年8月19日）。大學生悲歌，6成8畢業生待業中。**中時晚報**，4版。
- 廖茂榮（2002）。**教育投資與薪資所得之實證模型驗證**。私立東吳大學經濟學研究所碩士論文，未出版，台北市。
- 蓋浙生（1989）。**教育財政學**（2版）。台北市：東華。

- 劉 正 (1999)。學校教育在台灣勞動市場的重要性——人力資本或文憑主義？
教育社會學通訊，17，3-9。
- 蕭 霖 (2002)。過量教育的測量模式之比較研究。國立政治大學教育研究所博士論文，未出版，台北市。
- 顏敏娟、葉秀珍 (1997)。台灣地區「教育與職業不相稱」階層化變遷之研究：1979 與 1996。**國立中正大學學報**，8 (1)，37-71。

西文部分

- Becker, G. S. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. New York: NBER.
- Beneito, P., Ferri, J., Molt, M. L., & Uriel, E. (2000). Over/undereducation and specific training in Spain: Complementary or substitute components of human capital. In H. Heijke & J. Muysken (Eds), *Education and training in a knowledge-based economy* (pp. 191-213). London : MacMillan Press.
- Blaug, M. (1970). *An introduction to the economics of education*. London: Allen Lane.
- Büchel, F. (2002). The effects of overeducation on productivity in Germany—the firms' viewpoint. *Economics of Education Review*, 21, 263-275.
- Cohn, E., & Khan, S. (1995). The wage effects of overschooling revisited. *Labor Economics*, 2(1), 67-76.
- Cohn, E., & Ng, Y. C. (2000). Incidence and wage effects of overschooling and underschooling in Hong Kong. *Economics of Education Review*, 19, 159-168.
- Clogg, C. C., & Shockey, J. W. (1984). Mismatch between occupation and schooling: A prevalence measure, recent trends and demographic analysis. *Demography*, 21, 235-257.
- Daly, M. C., Büchel, F., & Duncan, G. J. (2000). Premiums and penalties for surplus and deficit education evidence from the United States and Germany. *Economics of Education Review*, 19, 169-178.
- Dooley, M. D. (1986). The overeducated Canadian? *Canadian Journal of Economics*,

- 19, 142-159.
- Duncan, G. J., & Hoffman, S. (1981). The incidence and wage effects of overeducation. *Economics of Education Review*, 1, 75-86.
- Freeman, R. B. (1976). *The overeducated American*. NY: Academic Press.
- Groot, W., & Maassen van den Brink, H. (1997). Allocation and the returns to overeducation in the United Kingdom. *Education Economics*, 5, 169-183.
- Groot, W., & Maassen van den Brink, H. (2000). Overeducation in the labor market: a meta-analysis. *Economics of Education Review*, 19, 149-158.
- Hartog, J. (2000a). On returns to education: Wandering along the hills of our land. In H. Heijke & J. Muysken (Eds), *Education and training in a knowledge-based economy* (pp. 3-45). London: MacMillan Press.
- Hartog, J. (2000b). Overeducation and earnings: Where are we, where should we go? *Economics of Education Review*, 19, 131-147.
- Hartog, J., Pereira, P. T., & Vieira, J. (2001). Changing returns to education in Portugal during 1980s and early 1990s: OLS and quantile regression estimators. *Applied Economics*, 33, 1021-1037.
- Hersch, J. (1991). Education match and job match. *Review of Economics and statistics*, 79, 140-144.
- Kiker, B. F., & Santos, M. C. (1991). Human capital and earnings in Portugal. *Economics of Education Review*, 10(3), 187-203.
- Kler, P. (2003). *Graduate overeducation in Australia: Comparing two points in time (1991-1996)*. Centre for Economic Policy Modelling, University of Queensland. Retrieved January 20, 2004, from <http://www.nzae.org.nz/conferences/2003/15-KLER.doc>
- Mcmahon, W. W. (1997). Conceptual framework for measuring the total social and private benefits of education. *International Journal of Educational Research*, 27(6), 453-481.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience and earning*. New York: NBER.

- Robst, J. (1995). College quality and overeducation. *Economics of Education Review*, 14(3), 221-228.
- Rumberger, R. W. (1987). The impact of surplus schooling on productivity and earning. *Journal of Human Resources*, 22(1), 24-50.
- Sicherman, N. (1991). Overeducation in the labor market. *Journal of Labor Economics*, 9, 101-122.
- Sloane, D. J., Battu, H. B., & Seaman, P. (1999). Overeducation, undereducation and the British labor market. *Applied Economics*, 31, 1437-1453.
- Tsang, M. C. (1987). The impact of underutilization of education on productivity: A case study of the US Bell companies. *Economics of Education Review*, 6(3), 239-254.
- Van der Velden, R. K. W., & van Smoorenberg, M. S. M. (1997). *The measurement of overeducation and undereducation: Self-report vs. job-analyst method* (Research Memoranda No 2), Maastricht University ,Retrieved January 20, 2004, from <http://137.120.22.236/www-edocs/loader/file.asp?id=502>
- Verdugo, R., & Verdugo, N. T. (1989). The impact of surplus schooling on earnings, some additional findings. *Journal of Human Resources*, 24, 629-643.
- Wolfe, B. (1995). External benefits of education. In C. Martin (Ed.), *International encyclopedia of economics of education* (pp. 34-39). New York: Pergamon Press.