

臺灣地區性別工資差異問題之研究： 生命周期人力資本理論之應用*

高 長**

摘 要

本文應用生命周期人力資本理論，探討臺灣地區男女工資差異的問題。假設一個人的預期終生期勞動參與意願、人力投資和工資收入三者之間存在密切的關係，從理論上我們證明了，一個追求終生所得總額折現值最大化的個人，其人力資本投資完全取決於他的預期終生期工作參與態度。此理論模型用於解釋男女工資差異時，顯示女性之年齡——所得輪廓曲線之所以較男性平坦且又偏低，主要係因為她們的人力資本投資較少且較偏離市場導向。實證上，我們將生命周期勞動參與率導入人力投資決策模型中，進一步估計「預期人力資本存量」變數。然後再將這些估計量併入聚集男女性資料的工資方程式中，以確定所看到的男女工資差異能被預期人力資本存量變數解釋的程度。我們發現在臺灣地區，絕大部分的男女工資差異可以估計的預期人力資本存量來解釋。實證結果亦顯示，終生期勞動參與型態因性別而異，透過對人力投資之影響，決定了男女工資差異之幅度。

I. 前 言

有關男、女性之間工資差異的問題，過去二、三十年來在西方國家中曾受到廣泛的關切與研究，許多經濟學者和社會學者從不同的角度觀察，並發展了各種理論，試圖解釋為何女

* 作者感謝審稿人提供的寶貴意見。文中若仍有疏漏之處，作者自負文責。

** 作者現為中華經濟研究院副研究員，本校經濟研究所兼任副教授。

性就業者長期以來一直較男性就業者所獲得的報酬低，同時也試圖了解在已知的工資差異中，到底有多大的部分可歸因於某些特定的經濟因素。舉例來說，人力資本論者認為，性別間的工資差異主要係因人力資本投資的不同所引起，女性就業者平均而言所賺取的收入較男性低，是因為她們擁有較少的人力資本存量。另一種解釋是由勞動市場歧視論者們所提出，他們認為女性就業者所得之所以較男性低，主要是因為勞動市場上存在歧視，使女性就業者居於不利地位。這種歧視至少包括同工不同酬及工作機會不平等等問題，換句話說，即使男性與女性勞動力的素質相同，而且他（她）們的生產力也相近，但因為女性勞動力在勞動市場上受到歧視，使得她們的工作報酬相對於男性所獲偏低，或她們的就業機會及升遷受到不公平的待遇。

文獻上，有關性別間工資差異問題之研究，多是利用西方先進國家的資料，鮮有引用開發中國家的資料來分析。這可能是因：一是缺乏可用的資料，另一則是在一般開發中國家中，經濟是否能持續成長比所得分配是否已趨公平合理，更受到重視與關心。不過，這情況在最近幾年來似乎已有所改變，開發中國家已逐漸重視所得分配平均的重要性，各國政府大都在經濟發展計畫中特別提示，有關所得分配的問題最近以來也變成爲各界主要的探討課題。

臺灣地區過去三、四十年來在經濟成長方面的成就是舉世聞名的範例，由吉尼係數（Gini Coefficient）分析，也顯示臺灣地區人民享有公平合理的所得分配（Fei, et al, 1979）。然而，男、女性別之間工資收入不均等的問題卻一直存在且亟待研究。在文獻上，甘尼柯（Gannicott, 1986）是第一位引用臺灣地區個體工資資料從事研究性別間工資差異的學者，近年來由於資料日漸充實，加上整個社會較過去更重視婦女工作權益，臺灣地區男女工資差異問題之研究隨之增加，例如劉錦添和劉錦龍（民國76年）、江豐富（民國77年）、高長（Kao, 1989）、劉鶯釧（民國78年）、苗坤齡和吳惠林（民國79年）。

大致而言，有關男女工資差異問題之研究，最關心的問題是，到底女性相對工資偏低的差額中，有多大的比重是因市場歧視所導致，這種歧視的現象是否持續存在於現實社會中？以甘尼柯的研究爲例來說，他援用 Oaxaca（1973）的估計方法，將男女工資差額分解成兩部分，其中可解釋部分，表示工資之差異現象可由與生產力有關的一些變數加以說明者，例如教育程度、市場工作資歷等因素，此外之殘餘部分即爲不可解釋部分，係反映市場歧視不

利於女性之程度。結果他發現，民國71年間臺灣地區性別工資差額中，可由與生產力有關的諸因素加以解釋者約佔40%，而殘餘的不可解釋部分佔約60%，則可歸咎於市場歧視因素。劉錦添和劉錦龍、苗坤齡等學者，也援用 Oaxaca 的分解法進行研究，採用的資料雖不相同，但研究結果卻與甘尼柯的發現相當接近。

無疑地，甘尼柯等人之研究，對我們了解臺灣地區性別工資差異的情況，具有相當的貢獻。然而，由於他們估計歧視係數所採用的傳統方法具有許多缺陷^(註一)，其中較令人關切的是，他們忽略了家庭內男女性分工的特性。一般來說，結婚對於男性而言無異於經濟責任加重，他必會積極爭取任何可能增加累積人力資本之機會，藉以提高生產力，增加工資收入，改善家庭經濟條件。對於女性而言，結婚提供了她在工作與不工作二者之外的第三項選擇，那就是留在家裏處理家務及撫育下一代。基於這項考慮，女性之人力投資行為必迥異於男性，她們往往以兼顧到家庭生活為基準，結婚或生育通常會促使婦女勞動暫時中斷工作。因此，女性的人力資本投資必相對較少，累積的資本存量亦較少。

依 Ben-Porath (1967) 的理論，人力資本的產出決定於預期工資所得及投資的成本。受到傳統上家庭內勞動分工之影響，男性與女性勞動的預期終生勞動參與 (expected lifetime labor force participation) 意願並不相同，這或將影響預期工資利得的評估，進而影響個人的人力投資行為和人力資本之累積。本文擬以此理論為基礎，假設每一個人的預期終生勞動參與、學校後 (post school) 人力投資和工資之間息息相關。更確切地說，我們相信家庭結構特性將影響一個人預期勞動參與之意願，並進一步影響其人力資本累積、生產力以及工資水準。女性工資相對較低，其人力資本之稟賦相對較少可能是主要原因，這也就是本文亟欲加以驗證的論點。研究的結果或有助於澄清，女性勞動工資水準偏低不能完全歸咎於市場上的性別歧視。在政策涵義上，尋求保障女性工作權利、工資待遇等立法或政策措施時，自需從不同角度加以考量。

本文第二節將扼要地敘述歷年來臺灣地區婦女勞動力增長趨勢的特性。然後在第三節，

註一：從計量經濟學理的角度來看，Oaxaca 的研究方法對可能存在的選擇性偏誤 (selectivity bias) 問題未做調整，又未考慮職業選擇行為與工資水準間相互關聯之特性，估計結果勢必存在偏差。同時，受到資料取得之限制，例如與生產力有關的個人特徵無法全部獲得、人力投資活動是否受到傳統社會歧視觀念影響、職業隔離或升遷機會是否公平等，估計結果也難免失真。

援用簡單的人力資本理論模型，以臺灣地區民國76年人力運用調查資料，對男女工資差異問題做初步分析。第四節介紹生命周期人力資本理論，由數理模型之推導證明，預期的勞動參與意願、人力資本投資決策和工資收入三者之間存在密切關係。第五節為實證分析。首先我們根據生命周期人力資本理論，依不同性別、婚姻特性、教育程度樣本組，按年齡序推估預期人力資本存量，其次是將此項推估之變數加入傳統的工資方程式中，做迴歸分析。第六節是本項研究結果之摘要與結論。

II. 婦女勞動力就業及工資率變動趨勢

過去三十多年來，臺灣快速的經濟成長被譽為經濟奇蹟，受到世界各國的注目。在各項因素中，充沛的人力資源和相對低廉的工資水準被一般人認為是創造經濟奇蹟的關鍵因素。為有效利用充沛的人力資源，政府過去曾鼓勵廠商採用相對較低之技術水準和勞動密集程度較高的生產方法，因此，經濟快速成長的同時就業量也大幅增加。根據現有的勞動力調查資料，在民國54年到77年間，臺灣地區總就業量平均每年增加約3.5%，而總失業率則由民國54年的3.27%減少為民國77年的1.69%（表1）。

大致而言，在這段期間內所有產業生產技術進步之型態偏向勞動使用型（labor-using），而這種型態又顯示對婦女勞動力之就業非常有利，這可由表1的資料獲得證實。民國54年到77年間，勞動力平均每年的成長率，女性約5.4%，較男性的3.1%高出甚多。同期間婦女勞動參與率由33.1%上升到45.6%，男性的勞動參與率則由82.6%減少為74.8%。該期間婦女就業每年平均成長率為4.9%，也超過男性的2.7%。因此，婦女就業人口在總就業人口中所佔比重，乃由民國54年的25%增加為民國77年的38%。

婦女勞動就業快速成長，主要可歸因於婦女的就業機會增加、教育水準提升和生育率降低（註二）。資料顯示，在民國54年到77年間，臺灣地區總生育率由0.483%快速下降至0.216%。較低的生育率減輕婦女們養育嬰兒的負擔，能夠有較多的時間參與勞動市場活動

註二：劉玉蘭（民國74年）和 Lee（1987）以及許多其他的研究均指出，生育率降低可減少已婚婦女照顧學前嬰孩的時間與精神，使她們較有可能參與勞動市場活動，這是中年婦女勞動參與率快速增加的主要因素。

表 1 臺灣地區有關勞動力之主要經濟指標

		民國54年	64年	74年	77年	54-74年 平均成長率
合計	十五歲以上民間人口(千人)	6689	9712	12860	13696	3.2
	勞動力人口(千人)	3891	5656	7651	8247	3.4
	LFPR (%)	58.17	58.24	59.49	60.21	—
	就業人口(千人)	3764	5521	7428	8180	3.5
	失業率 (%)	3.27	2.39	2.91	1.69	—
男性	十五歲以上民間人口(千人)	3388	4894	6440	6856	3.2
	勞動力人口(千人)	2798	3798	4860	5130	3.1
	LFPR (%)	82.59	77.61	75.46	74.82	—
	就業人口(千人)	2735	3719	4719	5043	2.7
	失業率 (%)	2.25	2.08	2.90	1.70	—
女性	十五歲以上民間人口(千人)	3310	4818	6420	6840	3.4
	勞動力人口(千人)	1093	1858	2790	3116	5.4
	LFPR (%)	33.11	38.56	43.46	45.56	—
	就業人口(千人)	1029	1802	2709	3064	4.9
	失業率 (%)	5.86	3.01	2.90	1.68	—

說明 LFPR：勞動力參與率

資料來源：(1)中華民國勞工統計年鑑，行政院主計處，歷年。

(2)人力資源統計年鑑，行政院主計處，民國77年。

此外，劉克智（民國72年）、李誠（民國76年）和其他許多研究均指出，過去二、三十年來臺灣地區婦女勞動力平均之教育程度改善不少，在民國54年間，女性就業者當中約有三分之一不識字，這個數據逐年降低，至民國77年底止已降至十分之一以下。另一方面，婦女勞動力受教育年數超過九年者所佔之比重，同期間則由 8% 增加為 42%。事實上，婦女勞動力之學歷普遍提高，已使性別間教育水準之差距縮小。具備較高學歷之婦女，參與勞動市場活動之意願亦較強，因為他們參與勞動市場活動比留在家裏處理家務所能獲得的報酬較高。

歷年來臺灣地區婦女勞動力快速增長具有以下特徵，第一是已婚婦女之勞動參與率大幅提高。根據官方資料顯示，民國 54 年間已婚婦女中約僅有 24% 參與勞動市場之活動，到民國 69 年時已上升為 29.5%，民國 77 年間再次增加至 43%。已婚婦女和帶有幼嬰的母親，離開家中的無酬工作走入勞動市場從事有給工作，逐年遞增，因此已婚婦女勞動佔婦女勞動力總數之比率，同期間乃由 47% 提高為 58%。

第二項特徵是婦女勞動力的平均年齡提高。根據勞動力調查的資料顯示（表 2-1），婦女勞動力總數中，年齡介於 15 到 19 歲的人數，在民國 54 年間約佔四分之一，嗣後該比例曾逐年遞增，至民國 59 年時達歷年最高峰為 30%，不過，自民國 60 年代以來，15~19 歲

表 2-1 歷年不同性別及年齡別就業結構

單位：千人

	民國54年		59年		69年		77年		女性佔男性比	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	54年	77年
合計	966 (100.0)	2735 (100.0)	1396 (100.0)	3180 (100.0)	2191 (100.0)	4357 (100.0)	3064 (100.0)	5043 (100.0)	0.35	0.61
15~19	249 (25.8)	327 (12.0)	414 (29.6)	457 (14.4)	406 (18.5)	381 (8.7)	256 (8.4)	242 (4.8)	0.76	1.06
20~24	172 (17.8)	218 (8.0)	231 (16.5)	239 (7.5)	522 (23.8)	423 (9.7)	602 (19.6)	405 (8.0)	0.79	1.49
25~29	225 (23.3)	838 (30.6)	293 (21.0)	874 (27.5)	341 (15.6)	795 (18.2)	534 (17.4)	887 (17.6)	0.27	0.60
30~34					213 (9.7)	549 (12.6)	469 (15.3)	866 (17.2)		
35~39	182 (18.8)	679 (24.8)	288 (20.6)	814 (25.6)	193 (8.8)	451 (10.4)	406 (13.3)	726 (14.4)	0.27	0.56
40~44					183 (8.4)	430 (9.9)	246 (8.0)	451 (8.9)		
45~49	108 (11.2)	458 (16.7)	133 (9.5)	540 (17.0)	146 (6.7)	404 (9.3)	218 (7.1)	437 (8.7)	0.24	0.50
50~54					99 (4.5)	413 (9.5)	156 (5.1)	368 (7.3)		
55~59	107 (11.1)	184 (6.7)	34 (2.4)	232 (7.3)	59 (2.7)	292 (6.7)	105 (3.4)	347 (6.9)	0.58	0.30
60~64					24 (1.0)	157 (3.6)	52 (1.7)	225 (4.5)		
65歲 以上	3 (0.3)	32 (1.2)	3 (0.2)	25 (0.8)	5 (0.2)	56 (1.3)	18 (0.6)	89 (1.8)	0.09	0.20

註：括弧中數字表百分比值。

資料來源：同表 1。

組婦女勞動力所佔比重則呈逐年遞減，至民國 77 年時已降為 8.4%。相反的，25 到 44 歲組婦女勞動力佔婦女勞動力總數之比率，同期間則由 42% 增加至 54%。這種現象可能反映年輕女性因受教育或其他因素延遲進入勞動市場，此外同時也可能反映一般婦女之初婚年齡較大，以及已婚婦女進入或再進入勞動力市場的人數愈來愈多。無疑的，從經濟和社會層面來看，婦女參與勞動力市場活動大量增加之事實，已不是短暫性偶發現象。

婦女勞動力積極進入勞動市場，到底都從事那些職業呢？根據現有的資料顯示(表 2-2)，民國 54 年至 77 年間臺灣地區共創造 440.7 萬個就業機會，其中 236 萬為生產性體力勞動工作，約佔 53.6%，另有 98.6 萬是屬於監理及佐理工作，約佔 22.4%，其次是買賣工作及服務工作人員，約各佔新創造就業總數的 17.4% 和 11.9%。一般而言，從事這些工作所必備的技藝水準相對較低，就業者大多不必接受長期在職訓練和持續的就業，很適合某些需經常出入勞動市場之勞動者就業，尤其是女性勞動者，受結婚生育所衍生家務之牽累，往往不能

表 2-2 歷年不同性別及職業別之就業結構

單位：千人，%

	男 性 (千人)			女 性 (千人)			女性就業者所佔的比率(%)	
	民國54年	67年	77年	54年	67年	77年	54年	77年
合 計	2735 (100.0)	4179 (100.0)	5043 (100.0)	1029 (100.0)	2049 (100.0)	3064 (100.0)	27.3 —	37.7 —
專 門 技 術 人 員	117 (4.3)	201 (4.8)	321 (6.4)	56 (5.5)	119 (5.8)	233 (7.6)	32.4 —	41.7 —
行 政 及 主 管 人 員	15 (0.5)	50 (1.2)	70 (1.4)	1 (0.1)	5 (0.2)	6 (0.2)	7.1 —	7.6 —
監 督 及 佐 理 人 員	233 (8.5)	414 (9.9)	584 (11.6)	72 (7.0)	292 (14.3)	640 (20.9)	23.6 —	51.3 —
買 賣 工 作 人 員	251 (9.2)	483 (11.6)	722 (14.3)	109 (10.6)	242 (11.8)	441 (14.4)	30.3 —	37.9 —
服 務 工 作 人 員	149 (5.4)	257 (6.1)	369 (7.3)	107 (10.4)	166 (8.1)	353 (11.5)	41.8 —	49.4 —
農 林 漁 牧 工 作 人 員	1235 (45.1)	1071 (25.6)	773 (15.3)	495 (48.2)	464 (22.6)	329 (10.7)	28.6 —	30.9 —
生 產 作 業 人 員	738 (27.0)	1702 (40.7)	2205 (43.7)	188 (18.3)	761 (37.1)	1063 (34.7)	20.3 —	33.9 —

註：括弧中數字為，各組人數佔同年度總人數之比例，以百分比表示。

資料來源：同表 1。

持續從事某一份工作。事實上，過去三十多年來快速增加之婦女勞動力，大都從事監理與佐理、服務和非技術的生產性工作。因此，舉例來說，女性從事監理與佐理工作者佔婦女就業者總數之比重，已由民國54年的7%增加為民國77年的20.9%。監理與佐理工作全部就業者中婦女所佔之比重，同期間也由23.6%增加至51.3%。就業婦女從事非技術生產性工作者，在民國54年間僅佔18.3%，民國77年時已增加為34.7%。就業於非技術生產性工作全部人口中，女性相對佔有率同期間亦由20.3%增加至33.9%。服務工作人員中，女性勞動者所佔比重一向很高，民國77年間約佔49.4%。

在婦女勞動力快速增長的過程中，另一項值得我們關切的問題是，到底婦女就業者相對於男性的工資報酬如何？由於資料之限制，我們不能確定民國50年代的情況，不過，根據人力運用調查之資料得知，自民國67年至今，女性就業者的相對工資待遇並沒有太大的改變，大致上，女性的工資水準平均約較男性低35%。

男性與女性工資差異的情形，因不同的婚姻身份、學歷水準及不同年齡層而不同（表3）。一般來說，未婚女性就業時所能獲得之工資平均約較未婚男性低20%，而在已婚者當中，女性就業者的工資平均約較男性低40%。就不同學歷來觀察，不論男性或女性都顯示，教育程度愈高者工資水準也愈高，惟女性就業者似乎需具備較高之學歷，才能獲得與男性相同之工資水準。換言之，以民國77年的資料為例，僅具備小學教育程度之男性就業者，較中學教育程度女性就業者所賺取之工資還高，高中學歷男性之工資水準也較具專科教育程度之女性就業者為高。不過，男女工資差異之幅度隨著教育程度提高而縮小，各教育程度組羣之間男女工資差異的情形，自民國67年以來基本上沒有什麼改變。

依年齡序估計的工資曲線輪廓，男性與女性就業者之間沒有太大的差別，以民國77年資料為例，工資水準大致上隨年齡逐漸增加，至40歲左右達最高峰，嗣後逐漸下降，具一般典型的內凹狀型態。然而，與男性就業者的年齡——工資曲線輪廓比較，女性的水準較低且較平坦，顯示男性與女性工資差異的程度隨年齡增加而有擴大的現象。舉例來說，不同性別間的工資差距，在15~19歲年齡組中僅5%，在50~54歲年齡組的就業者中則增加為42%。就現有的資料觀察，工資水準隨年齡數變動的基本形態，不論性別，在民國67年與77年間基本上沒有什麼改變。就性別之間的工資差異來說，年齡在50歲以下的各組，同期之間大致維持

不變，不過，針對50~59歲年齡組就業者而言，民國77年間女性之相對工資水準似較民國67年時有所提高。

表 3 性別工資差異：依婚姻特性、教育程度、年齡層區分分析

單位：新臺幣元/月

	民國77年		女性對男性工資比例	
	男 性	女 性	民國77年	民國67年
合 計	17638	11373	0.645	0.643
婚 姻 特 性 別				
單 身 未 婚	13883	11071	0.797	—
已 婚	19523	11664	0.597	—
鰥寡或離婚獨居	16163	11218	0.694	—
教 育 程 度 別				
不 識 字	13023	7781	0.597	0.549
自 修	12595	8289	0.658	0.562
小 學	15994	9307	0.582	0.606
初 中	14908	9963	0.668	0.714
普 通 高 中	17464	12040	0.689	0.688
職 業 高 中	16953	10940	0.645	0.647
專 科 學 校	20964	15663	0.747	0.743
大專及其以上	28263	18628	0.659	0.597
年 齡 階 層 別				
15~19歲	9606	8911	0.928	0.953
20~24	13218	10486	0.793	0.742
25~29	16162	12104	0.749	0.761
30~34	19143	12589	0.658	0.637
35~39	20432	12314	0.603	0.600
40~44	21007	12356	0.588	0.589
45~49	19781	11341	0.573	0.579
50~54	18999	10974	0.578	0.521
55~59	18207	10774	0.592	0.473
60~64	17586	10932	0.621	0.488
65歲以上	16682	6932	0.416	0.511

資料來源：臺灣地區人力運用調查報告，行政院主計處，各年。

III. 性別工資差異之初步分析

在前一節中，我們發現臺灣地區男女性工作者的工資待遇存在差異，而且並不因為女性就業者所佔比重大幅增加而有顯著地改變。不過，基本上這種工資差異並不能完全反映性別間之真實工資差異情形，因為其中未考慮男女性勞動者異質性的特徵，勞動素質不同會產生工資報酬歧異的現象。舉例來說，如果我們拿那些受過高等教育、從事專門性職業工作者的工資水準，和那些受過較少教育的農場工作人員的工資做比較，而不考慮他們之間教育程度不同，或職業不同等因素，是不公正的、也沒有什麼意義。換句話說，男女工資差異中有一部分係由經濟因素差異所造成，例如：教育水準、市場工作資歷等。

在文獻上，有許多理論可用來解釋性別間工資差異的問題。經濟歧視理論 (theory of economic discrimination) 從需求面觀察^(註三)，假設男女就業者均具有相同的生產能力，認為性別間的工資差異係因勞動市場上的歧視待遇所致。人力資本論者則從勞動市場的供給面提出說明，認為人力投資之行為在兩性之間存在極大差異，正規教育或職業訓練等人力投資不等，是導致男女工資差異的主要原因。不過，在實證研究上，我們無法像理論那樣，可以明確地區分，到底需求面和供給面對工資水準的影響各有多大。自 1960 年代以來，許多學者在研究歐美各國男女工資差異之問題時，均致力於確認勞動市場歧視對性別工資差異的影響程度。

本節擬採用基本的人力資本模型，初步分析臺灣地區男女就業者之工資差異情形。性別工資差異存在，到底職業隔離 (occupational segregation) 因素扮演什麼樣的角色，本節亦將稍加評估。

註三：Becker (1971) 率先提出勞動市場歧視理論，在他的概念裏，所謂歧視是指個人主觀上欲規避某特定羣體之成見或喜好。Phelps (1972) 及其他學者提出了統計上的歧視 (statistical discrimination) 概念，認為僱主考評某一受僱者時，往往依據羣體之特徵為標準，而捨棄關係人個人之條件，因此，舉例來說，如果僱主確信女性勞動者平均而言生產力較低或穩定性較差，僱主對女性勞動者之待遇可能較不利。另外一套理論由 Bergmann (1971) 提出，就是一般人所了解的排擠或職業隔離假說 (crowding or occupational segregation hypothesis)。此模型認為女性就業者往往過度被擠置在所謂的女性工作中，通常這種類型的工作，工資待遇較低。

一、基本人力資本模型

人力資本論者強調，各就業者的工資待遇會有差異，主要係因他們各擁有不同的人力資本稟賦。人力資本可經由投資而生產，投資的方式不僅包括正規的學校教育和學校後的職業訓練，同時也包含學前之家庭教育、健康情況的改善和職業之搜尋行爲，人力資本投資愈多者必有助於提高生產力。假設工資的給付與其生產力成正相關，則生產力之提高即可能帶來更高的所得。

以人力資本理論爲基礎，估計性別工資差異最簡單的方法就是，在 Mincer 式的工資方程式中加入一項性別之虛擬變數，此一簡單模型中同時也包含其他多項變數，例如教育程度、工作資歷、工作時數、職業別、產業別和廠商規模別等，是爲人力資本變數的替代變數。性別虛擬變數之估計係數大致可反映市場歧視不利於女性之程度。

本節援用此基本的人力資本模型，實證研究部分所需之資料，係取自民國76年臺灣地區人力運用調查。我們的樣本包含：受僱於私人部門未達退休年齡者，換言之，所摘取之樣本不包括超過65歲者、僱主、自營作業者、無酬家屬工作者和政府部門受僱者（註四），總共有17326個觀察值，其中10041個屬男性，7285個屬女性。這些樣本在不同性別中依婚姻特性、年齡層和職業別區分的相對次數分配情形（表4），與臺灣地區一般的人力資源調查資料相比，頗具代表性。迴歸方程式中各項變數之定義列如表5所示。

根據表6所列迴歸結果，我們可以得知，在其他條件不變的情況下，女性就業者的工資收入較男性低約38%（迴歸式(2)）。一項有趣的發現是，當婚姻特性因素被考慮之後，男女性之間的工資差異，未婚羣組者較已婚羣組小很多，這意謂著婚姻因素是影響相對的和絕對的工資差異之重要因素。更明確地說，如表6迴歸式(3)婚姻和性別虛擬變數的交叉項之係數來看，已婚男性所獲得的工資收入最高，較未婚男性、未婚女性和已婚女性分別高出16.2%、38.5%和51.1%。顯然，已婚女性能賺取到工資最低。

爲了進一步了解婚姻特性對工資收入的影響，我們再依不同婚姻特性分別進行迴歸分析（表7）。結果我們發現，儘管各迴歸式中係數估計值大都類似，但是教育程度、工作資歷

註四：政府部門內的工資制度較完善，而且其決定工資的過程與私人部門的情形完全不同，因此，我們暫時不考慮政府部門受僱者，留待將來再做。

表 4 本研究所採用之樣本的分配結構（年齡別、婚姻別、職業別）

年 度 別	性 別 樣 本 數	男 性		女 性		合 計	
		樣 本	%	樣 本	%	樣 本	%
總 計		10041	100.00	7285	100.00	17326	100.00
年 齡 別							
15~19		745	7.42	797	10.94	1542	8.90
20~24		1324	13.19	2117	29.06	3441	19.86
25~29		2335	23.25	1363	18.71	3698	21.34
30~34		1783	17.76	1001	13.74	2784	16.07
35~39		1250	12.45	751	10.31	2001	11.55
40~44		729	7.26	448	6.15	1177	6.79
45~49		727	7.24	395	5.42	1122	6.48
50~54		468	4.66	222	3.05	690	3.98
55~59		442	4.40	138	1.89	580	3.35
60~64		238	2.37	53	0.73	291	1.67
婚 姻 別							
未 婚、單 身		3806	37.90	3458	47.47	7264	41.93
已 婚		5986	59.62	3460	47.49	9446	54.52
鰥寡孤獨離婚者		249	2.48	367	5.04	616	3.55
職 業 別							
專 業 技 術 人 員		482	4.82	356	4.89	834	4.81
管 理 人 員		118	1.21	10	0.14	128	0.74
佐 理 人 員		996	9.94	1584	21.74	2580	14.89
買 賣 人 員		868	8.61	439	6.03	1307	7.54
服 務 工 作 人 員		508	5.10	645	8.85	1153	6.65
體 力 工 作 人 員		7073	70.42	4251	58.35	11324	65.36

資料來源：見本文。

表 5 各項變數及其定義

<i>Lny</i>	因變數，即每小時工資率的自然對數值。
<i>Edu</i>	表示教育程度，以受教育年數計算。
<i>Exp</i>	表示潛在的市場工作資歷，以年計算。由實際年齡減去受教育年數再減去 6 年（兒童入學年齡）而得。
<i>Exp²</i>	表示 <i>Exp</i> 變數的平方項，用以反映工作資歷的報酬率遞減。
<i>LnHR</i>	每週工作時數之自然對數值。
<i>DMR</i>	婚姻特性虛擬變數，未婚為 1，已婚為 0。
<i>DSEX</i>	性別虛擬變數，女性為 1，男性為 0。
<i>SEXMR</i>	<i>DMR</i> 和 <i>DSEX</i> 兩變數之交叉項。
<i>EHC</i>	預期人力資本存量，係本文推估而得，推估方法及過程詳見本文第五節。

表 6 已婚（配偶同住）及未婚樣本組之工資方程式

變數	(1)	(2)	(3)
常數項	5.1413 (.0681)	5.1858 (.0699)	5.2810 (.0688)
<i>Edu</i>	.0647 (.0012)	.0353 (.0015)	.0325 (.0014)
<i>Exp</i>	.0446 (.0010)	.0389 (.0009)	.0374 (.0011)
<i>Exp2</i>	-.0007 (.00002)	-.0007 (.00002)	-.0007 (.00002)
<i>LNHR</i>	-.5247 (.0165)	-.5099 (.0158)	-.5431 (.0157)
<i>DSEX</i>	-.3651 (.0066)	-.3772 (.0066)	-.2228 (.0093)
<i>DMR</i>			.1621 (.0095)
<i>SEXMR</i>			-.2885 (.0123)
R^2	.3754	.4502	.4692
F	1986.75	563.23	561.17

註：(1)樣本數共計 16710。

(2)本表及以後各表中，括弧中數字為估計標準誤。所有變數均達 5%統計顯著性。

(3)因變數是每小時工資率對數值。

(4)迴歸式(2)和(3)之估計，尚包含了產業、廠商規模、職業、工作地點、工作地城市化程度等項控制變數。

表 7 婚姻別工資方程式

變數	未婚		已婚	
	(1)	(2)	(3)	(4)
常數項	6.3457 (.1086)	5.9729 (.1130)	5.1151 (.0879)	5.4119 (.0893)
<i>Edu</i>	.0572 (.0017)	.0432 (.0020)	.0581 (.0016)	.0204 (.0020)
<i>Exp</i>	.0565 (.0015)	.0503 (.0015)	.0321 (.0019)	.0244 (.0018)
<i>Exp2</i>	-.0011 (.0001)	-.0010 (.0001)	-.0005 (.0001)	-.0005 (.0001)
<i>LNHR</i>	-.8540 (.0265)	-.7890 (.0262)	-.4472 (.0207)	-.4389 (.0196)
<i>DSEX</i>	-.1658 (.0084)	-.1746 (.0090)	-.5235 (.0095)	-.5138 (.0094)
R^2	.3642	.4218	.4273	.4820
F	829.28	219.45	1008.11	359.24
樣本數	7264		9446	

註：迴歸式(2)和(4)之估計尚包含各項控制變數，如表 6 註(4)所示。

和性別虛擬變數等之估計參數，在各迴歸式中卻極不相同。已婚組的迴歸式估計結果與未婚組比較而言，其年齡——所得輪廓平均較高，教育投資及在職訓練（以工作資歷表示）的報酬率則較低，性別虛擬變數之估計參數，已婚組是未婚組的三倍，這些結果隱含婚姻因素在決定工資報酬輪廓的型態上扮演極重要的角色，這更使我們確信前節所述，婚姻特性反映的家庭結構因素，可能是影響男女兩性間工資差異的主要原因。在某些意義上，我們或可推測，婚姻與實際的市場工作資歷之間有絕對的關聯存在。

以上的迴歸分析，無疑地證實了我們所了解的，男女性之間確實存在工資差異現象。然而，這裏所援用的基本人力資本模型稍嫌簡化，由於此模型假設，除性別虛擬變數之外，所有解釋變數的參數值在不同性別之間沒有什麼差別，在許多方面，例如教育的品質、市場工作的邊際收益等，有許多理由足以令我們確信，在兩性之間不可能完全相同。更確切地說，這一簡單模型忽略考慮了不同勞動參與意願會影響人力投資行為，進而影響人力資本之累積和工資收入，因此，我們需要一套更嚴謹的模型。

二、職業隔離假說之驗證

前述的迴歸分析，基本上是建立在人力資本理論架構上。有人或許會說，性別工資差異中的大部分係可能因職業隔離因素所造成的。按職業隔離論者的說法，某些工資待遇較低的職業通常都被預留下來由女性佔有，而男性則可自由選擇工資待遇較高之職業。這種論點曾獲得不少實證結果的支持。舉例來說，Treiman 和 Hartmann (1981) 採用美國 1980 年人口普查資料，發現在 479 項詳細的職業類別中，女性與男性之間的工資差異中，約有 19% 到 40% 的部分可歸咎於性別間不同的就業結構。

此處我們擬以臺灣地區的個體資料，評估職業隔離在決定性別工資差異上所扮演的角色。由表 4 的資料得知，女性比男性更有可能從事較低賤的工作，如手工的和佐理的工作等，同時我們也發現，各職業類中女性就業者所佔比重，在監理佐理工作和服務性工作兩者中較男性大。已知工資水準和職業別就業結構在男女性之間均存在差異，這或將使人聯想此兩套資料之間可能有所關聯。不相同的職業別就業結構往往被設想為不公正僱用習慣所造成，儘

管其也有可能係不同的個人選擇和社會意義的結果（註五）。

爲了檢定職業隔離效果對工資差異之影響是否顯著，我們將建立一套指數供做評判。這套指數中，一是反映如果女性勞動者具有和男性相同之職業分配時，女性就業者的工資水準，另一則是反映如果男性勞動者具有和女性相同之職業結構時，男性勞動者的工資水準。基本上，如果職業隔離是決定工資水準的重要因子，則當男性和女性的職業結構調轉過後，男性和女性的工資水準勢必大幅改變。從另一個角度來看，如果職業隔離的論點相當薄弱，則工資差異中能被解釋的部分就不會很大。

爲了估計職業隔離對男女工資差異之解釋能力，首先我們應計算下列各項指標：(1) \bar{Y}_m 表男性平均工資收入；(2) \bar{Y}_f 表女性平均工資收入；(3) \bar{Y}_{mf} 表男性若具有和女性相同就業結構時之工資收入；(4) \bar{Y}_{fm} 表女性若具有和男性相同就業結構時之工資收入。然後，我們再計算一 P 值來表達我們所稱的解釋能力， $P = [(\bar{Y}_m - \bar{Y}_{mf}) + (\bar{Y}_{fm} - \bar{Y}_f)] / 2(\bar{Y}_m - \bar{Y}_f)$ 。估計指數時，我們以二位數分類之職業爲基準，男性或女性觀察樣本爲零之職業類，一律剔除。結果列於表 8。

根據表 8 的資料顯示，職業隔離並不是造成男女性之間工資差異的主要因素。性別工資差異中，無論就每月工資收入或就每小時工資率來看，只有約 7% 到 12.4% 可以由職業隔離加以解釋。對未婚（單身）組羣而言，職業隔離因素甚至幾乎無法解釋男女工資差異。其實，男性與女性之職業結構調轉之後，未婚男女間之工資差異實際上是增加而不是減少。對已婚者而言，每月工資收入和每小時工資率在男女性之間的差異，可由職業隔離現象加以解釋者分別達 19.4% 和 22.1%。我們的發現，顯示職業隔離對於工資的影響不顯著，與 Polachek (1987)、Treiman 和 Hartmann (1981)、Fuchs (1971) 等人的研究結果不謀而合。不過，必需注意的是，職業隔離做爲工資差異的決定因素，其重要性可能與職業分類的粗或細有關。此外，用來建立表 8 之指數的工資收入，未將個人屬性列入考慮並做調整。

註五：人力資本論者主張，由於女性勞動相對於男性而言通常預期較短且較不連續的工作期間，她們基於本身的興趣可能選擇某些職業，大致上要求較少的人力投資和中斷工作時較輕的工資處罰。Polachek (1979) 和 Landes (1977) 等人之研究結果支持此模型之論點。然而，有些其他學者如 England (1982), Abowd 和 Killingsworth (1983) 等則不贊同性別間不同的職業別就業結構可由人力資本理論來解釋。

表 8 職業隔離因素對性別工資差異之影響

	每月工資水準			每小時工資率		
	未 婚	已 婚	合 計	未 婚	已 婚	合 計
(1) \bar{Y}_f	10320.1	9181.5	9756.5	45.42	45.94	45.74
(2) \bar{Y}_m	12296.6	16505.5	14960.4	55.74	78.89	70.522
(3) \bar{Y}_{fm}	9508.3	10553.5	10061.6	42.27	52.47	48.15
(4) \bar{Y}_{mf}	13204.6	15026.0	14499.0	59.57	70.85	66.79
(5) P_1	-0.411	0.187	0.059	-0.305	0.198	0.097
(6) P_2	-0.459	0.202	0.089	-0.371	0.244	0.151
(7) P	-0.435	0.194	0.074	-0.338	0.221	0.124
組 數	56	60	63	56	60	63
樣 本 數	6872	9330	16541	6872	9330	16541

註：(1)–(4)和 P 之定義參閱本文。

$$P_1 = ((8)-(1))/((2)-(1)), P_2 = ((2)-(4))/((2)-(1))。$$

總之，男女工資差異並不像一般人所想像的大部分係由職業隔離因素所造成，事實上，職業隔離理論只討論總體面未經處理的工資差異，而忽略考慮其他方面的重點，例如，為何許多因素像婚姻特性、生命循環和家庭結構特徵等影響男女工資差額至鉅。文獻上已得到證實，婦女自願性職業選擇，在決定性別之間就業和工資收入差異方面，比市場歧視所造成之影響，更顯得重要一些 (Polachek, 1987)。

IV. 人力資本最適投資與市場的工資報酬

根據前一節的分析，我們得知婚姻屬性是性別間工資差異的重要解釋變數之一。更確切地說，當吾人分別觀察不同性別組羣之工資方程式時，我們發現男性已婚者的工資較高，而婚姻卻不利於女性就業者工資之增加。換言之，婚姻屬性對所得之影響，在男、女之間恰好相反。根據這項發現，吾人或可推測，婚姻屬性所反映的家庭結構特徵，對男、女兩性而言具有不同的意義。結婚，對男性來說，代表家庭經濟責任加重，對女性來說，卻可能代表家

務加身或有丈夫的所得可資依賴。這種認知上的差異可能會影響男、女性勞動力終生勞動參與型態的預期心理，從而導致不同的人力資本投資行爲、不同的人力資本存量，及不同的工資收入。本節將以人力資本理論爲基礎，闡述性別工資差異的理論架構。

如前所述，人力資本論者強調，工資差異之所以會存在，主要係因各個人擁有不同人力資本存量之緣故。爲觀測人力資本對所得水準到底產生多大的影響，Oaxaca 首創的分解法（decomposition technique）曾被廣泛地引用。按 Oaxaca 分解法的基本概念如下：如果就業者所能賺得的工資剛好等於他們對生產之貢獻值或生產力，則當我們將男女間不同的工資水準與其對應的生產力做比較之後，即可得知工資差額中到底有多大比重是因歧視所導致。Oaxaca 依不同性別分別設定工資函數，然後，他將男女間工資之差額分解成兩部分，一爲可被解釋之部分，即可用與生產力有關之因素加以解釋的，另一爲殘餘不能解釋的部分，即不能用生產力差異等因素加以解釋者，全部歸咎於市場歧視因素。

Oaxaca 的方法雖曾被廣泛地引用在世界各國之實證研究，但基於某些理由，這套方法無法估計出無偏誤的歧視係數，也曾受到許多人的批評^(註六)。舉例而言，如果社會化過程對於個人選擇職業之行爲，以及其經濟成就有影響，或如果勞動市場上某些歧視事例存在，使人從事人力投資的意願受挫，則 Oaxaca 方法估得的所謂不能解釋的殘餘部分可能偏低。從另一方面而言，該項歧視係數也有可能高估了，特別是當各種人力投資的決定係個人出自自願性之選擇，基於個人追求終其一生之財富極大的行爲，誠如 Polachek (1975_b) 和 Becker (1985) 所述，我們相信不同性別間工資差異係因他們各自擁有不同人力資本存量的結果，而不同的人力資本存量，則主要係因他們對決定是否繼續留在學校接受更多正規教育、或是否積極參與職業訓練計畫、不中斷參與勞動市場活動等，有不同的意向。

一、間歇性勞動力參與和人力資本投資

大致上，人力資本理論是從供給面來解釋性別間之工資差異。然而，在實證研究上，由

註六：舉例來說，傳統的歧視估計值可能偏高或偏低，因爲關於各個人的基本特徵，資訊很難完全加以掌握。另一個例子是，與生產力有關的諸項變數，性別間的差異現象可能係因過去或現在的市場歧視而造成，這或將造成低估歧視程度。詳細之討論可參閱 Cain (1986)。

於人力資本的數量不能直接觀察得知，因此為估算人力資本對工資水準之影響，一些研究如 Ben-Porath (1967), Haley (1973), Mincer (1974) 等設定人力資本投資為年齡（學校教育後之職業訓練的替代變數）的函數，結果導出依年齡變數求得之所得曲線具向下凹的特性（註七）。他們的理論架構顯然不夠嚴謹，因為他們假設一個人之終生期勞動參與（lifetime labor force participation）呈非遞增（non-increasing）型態，不切實際。Polachek (1975_b) 曾證實，如果該項假設予以剔除，則人力資本投資不一定會隨著年齡增長呈單調式遞減（monotonic decline）。這項非單調式人力投資理論用於解釋性別間工資差異時相當重要，因為男性和女性的預期終生勞動參與型態，通常會受傳統家庭內勞動分工的影響，而有極大的差異。

理論上而言，人力資本投資是預期投資報酬率的函數，而預期投資報酬率則決定於該項投資之預期工資收入和成本。一個人為追求其終生之所得的折現值最大，在每一特定期間欲從事人力資本投資時，通常均會依循某種法則，即新古典生產理論的邊際成本等於邊際收入法則，以做成決定。不過，如 Ben-Porath 所證，投資的邊際收入與勞動參與率成正向相關，也就是說，如果一個人預期將來的勞動參與意願較低，則這個人的預期工資收入必較少，當投資於人力資本的邊際成本為已知時，較少的預期工資收入顯示人力資本的投資額將較少。

為了說明此問題，吾人可將勞動參與變數直接引入人力資本投資模型中，一個人每增加一單位投資之邊際收入曲線可以下式表示（註八），

$$(1) \quad MR_t = \int_t^T W_0 \exp(-r\tau) d\tau$$

其中 T 為一生當中可工作之年數

W_0 是人力資本的單位價格

r 是折現率。

註七：在兩項假設下，即(1)一定期間內人力資本生產的邊際成本隨產量增加呈向上傾斜；(2)一個人終其一生的勞動參與率呈非遞增型態，人力投資隨年齡增加而呈單調減少的特性可獲得證實。

註八：此一邊際收入函數與現有的存量和遞增單位的數量無關，更進一步說，由於時間範圍有限，它是時序的遞減函數。

現在，假設一個人在一生當中可工作期間內的某一段期間，例如從 t_i 到 t_j 期間中將退出勞動市場，($t \leq t_i \leq t_j \leq T$)，則新的邊際收入曲線變成爲

$$(2) \quad MR_t = \int_t^{t_i} W_0 \exp(-\gamma\tau) d\tau + \int_{t_j}^T W_0 \exp(-\gamma\tau) d\tau$$

或

$$(2') \quad MR_t = \int_t^T W_0 \exp(-\gamma\tau) d\tau - \int_{t_i}^{t_j} W_0 \exp(-\gamma\tau) d\tau$$

比較式(1)和式(2)積分的結果，我們會發現式(2)所顯示的人力投資之邊際收入折現值較式(1)爲低，而且當退出勞動市場的期間愈長，該折現值減少得愈多。值得注意的是，當期的人力投資邊際成本並不受勞動力是否退出勞動市場所影響，可見如果一個人因受到家務牽累或失業而計畫離開勞動力市場，則這個人當期的人力投資勢必比沒有做此打算的人低些。更進一步說，如果這個人預期他未來的勞動參與將減少，則他在一生當中之人力投資必將減少得更快且更多，同時該下降的比率亦與退出勞動市場持續期間之長短有關。

上述這些推論亦可用下列最適人力投資模型加以證明。在這個模型中，我們假設一個人將在他有限的生命歷程中追求其終生所得總額之折現值達最大，其限制條件爲人力資本存量的變動比率。整個模型可以寫成（註九）

$$(3) \quad \text{Max } Y_t = \int_t^T [(N\tau - S\tau)W(K\tau)K\tau - P\tau X\tau] \exp(-\gamma\tau) d\tau$$

使得

$$(4) \quad \begin{aligned} K_t &= Q_t - \delta K_t \\ &= f(S_t, K_t, X_t) - \delta K_t \\ &= b_0 S_t^{b_1} K_t^{b_2} X_t^{b_3} - \delta K_t \end{aligned}$$

其中 T 爲一生當中可工作之年數，

N_t 是一個人投入勞動市場活動之時間，包含用於人力投資之時間，以比率表示。

$$0 \leq N_t \leq 1,$$

註九：目標函數的更一般化形式可以效用函數來表示。不過，如果每一個人在每一特定期間的效用函數是工資收入的單調轉換（monotonic transformation）函數，且市場和主觀的折現率相等，則此模型應可得到相同的結果。

S_t 是一個人可支配時間用在人力投資之比率。在這模型中， S_t 為一個人之選擇變數或控制變數，

$W(K_t)$ 為人力資本的單位價格，

K_t 是一個人人在 t 期所擁有的人力資本存量，

r 是折現率，

δ 是人力資本存量的折舊率，

X_t 是投入生產人力資本的財貨，

P_t 是財貨 X 的單位價格，

b_0, b_1, b_2 及 b_3 為人力資本生產函數的參數，其中參數 b_1 和 b_2 值的大小將影響該函數的彎曲度，且數值均小於 1。

一般而言，一個人為追求其終身期的可支配所得折現值達到最大，他必需考慮如何將其可利用的時間，有效地分派在市場上工作及人力投資兩者。為了簡化起見，求解這個模型時，我們假設人力資本生產函數具技術中立性，即 $b_1 = b_2 = b$ (註一〇)，同時再假設每一特定期間的人力投資與財貨和勞務等投入之直接成本無關，即 $b_3 = 0$ 。此外，人力資本之單位價格假設為常數且與人力資本存量之多寡無關，即 $W(K_t) = W_0$ 。值得一提的是，此模型與過去從事這方面問題之研究者比較，主要的不同點在於各期間的勞動參與率 (N_t) 已不再被假設為常數且等於 1。

採用 Hamiltonian 方法解此模型時 (註一一)，式(3)及式(4)可改寫成

$$(5) \quad H = W_0(N_t - S_t)K_t e^{-rt} + \lambda[b_0(S_t K_t)^b - \delta K_t]$$

其中， S_t 為控制變數。

直覺上，一個人為追求每一特定期間終身可支配所得折現值達最大，其均衡解必需符合

註一〇：此一假設可保證人力投資之邊際成本曲線不會隨著資本存量 (K_t) 的改變而移動。有關 b_1 和 b_2 不相等的情況，可參閱 Ben-Porath (1967) 之討論。值得注意的是，由於時間的價值隨著年齡而增長，如果人力資本生產效率之提高不足以制衡，邊際成本曲線必定會隨時間向上移動，也就是說，如果 $b_1 < b_2$ ，邊際成本曲線會隨著 K_t 之增加而向上移動。

註一一：均衡條件是建立在不存在角解 (corner solution) 的假設上。由於在限定的 K 和 t 之下函數 H 係 N_t 和 S_t 的凹向函數，一定可得到內解 (interior solution)。

人力資本生產之邊際成本等於其邊際收入之條件。由式(6)一階條件可解得 λ 值，該數其實就是以生產函數參數所表示的人力資本投資之邊際報酬，並導出單位人力投資增量之邊際收入，其公式可表達為

$$(6) \quad \lambda = \int_t^T W_0 N \tau \exp(-(\gamma + \delta)\tau) d\tau \\ = W_0 \frac{N_t}{\gamma + \delta} \{1 - \exp[-(\gamma + \delta)(T - t)]\}$$

在另一方面，投資的邊際成本 (MC_t)，可由投資成本表列中求得。更確切地說，在此模型中，以貨幣值表示之投資成本可以表示為

$$(7) \quad I_t = W_0 \left(\frac{Q_t}{b_0}\right)^{\frac{1}{b}}$$

對變數 Q_t (即人力資本生產量) 取偏微分，即可得到人力投資的邊際成本函數 (MC_t)

$$(8) \quad MC_t = \left(\frac{W_0}{b_0 b}\right) \left(\frac{Q_t}{b_0}\right)^{\frac{1-b}{b}}$$

由式(8)中可以發現， MC_t 函數乃自原點開始隨人力資本生產量之增加呈向上傾斜，與個人現有的資本存量、勞動參與的比率及時間路徑等因素無關(註一二)。

依 Ben-Porath (1967) 之理論，學校後各期間之人力資本最適生產量，係由每增加一單位人力資本的邊際收入與邊際成本相等時所決定，因此，由式(6)和式(8)可得

$$(9) \quad Q_t = b_0 \left\{ \frac{b_0 b N_t}{\gamma + \delta} [1 - \exp(-(\gamma + \delta)(T - t))] \right\}^{\frac{b}{1-b}}$$

式(9)隱含人力資本之生產量，與折現率 (γ) 和人力資本折舊率 (δ) 呈負向變化關係，而與生產函數之參數 b_0 (衡量生產能力) 和 b (衡量生產效率)、勞動參與率 (N_t) 和工作期間的長短 ($T - t$) 呈正向變化關係。基本上，人力資本的毛增加量通常都大於零，不過，如果 N_t 是常數，該毛增加量即將隨年齡增長呈穩定減少的趨勢，到 $T = t$ 時其值為零。

註一二： MC 函數在一生當中是不變的，因為人力資本生產函數的參數 b_1 和 b_2 兩者，在式(4)中假設是相等的。

令人感到有趣的是，前述投資的邊際收入（式(6)）和邊際成本（式(8)）均顯示受人力資本的租賃價格（ W_0 ）所影響，但是根據式(6)和式(8)而求得的式(9)卻顯示人力資本的生產與其租賃價格無關。此外，式(9)中參數 b 之值小於 1，是確定人力資本生產量存在的必要假設（註一三）。

由式(5)一階條件，吾人亦可求解一個人每一特定期間將所擁有的人力資本用於再投資的數量，以數學式表示之

$$(10) \quad S_t K_t = \left[\frac{b_0 b}{W_0} \Phi \right]^{\frac{1}{1-b}}$$

其中 Φ 等於 $\lambda e^{-(r+\delta)}$ 係邊際收入的當期值。為了說明勞動參與率外生變動對一個人投資於人力資本流量之影響，將式(10)對 N_t 變數微分，結果為

$$(11) \quad \frac{d(S_t K_t)}{dN_t} = \frac{1}{1-b} (S_t K_t)^{\frac{b}{1-b}} \frac{d\Phi}{dN_t} \geq 0$$

因為其中 $\frac{d\Phi}{dN_t} \geq 0$ 。式(11)表示，在已知的投資成本表列下，某一期間的勞動參與率因外在因素改變而減少，將使當期人力資本投資數量減少。事實上，當勞參率之減少量足以促使當期之投資邊際收入值下降百分之一時，投資支出之減少幅度約為百分之 $\frac{1}{1-b}$ ，而投資支出減少率約降低百分之 $\frac{b}{1-b}$ ，這就是說，投資支出之變動呈遞減趨勢（註一四）。

二、間歇性勞動參與與男女工資差異之關係

以上我們已經證明一個人的學校後人力投資係決定於他的預期工作生命期限，投資的水準並不因個人人力資本稟賦的不同而互異，但卻會因個人對未來的勞動參與率之不同預期而

註一三：如果 b 等於 1，人力資本產量（ Q_t ）變成不能確定。在這特例中，以貨幣值表示的投資（ I_t ）呈直線型，隱含 S_t 只能是 1 或 0，也就是說一個人在從事人力投資的行為上，要就是花費全部的時間，不然就是全部不投資。

註一四：對 $(S_t K_t)$ 式取時間的偏微分，我們可得知以貨幣值表示之人力投資隨年齡增加而減少。不過，應注意的是，當每一期間的勞參率不再是固定時，決定於預期終生參與意願的學校後投資，也就不必然隨著年齡增加而呈單調減少，尤其是當參與意願提高之幅度大到足以使當期之投資邊際收入呈淨增加時，更會如此。

不同。這件事實本身牽涉到男女性之間的經濟行為時，含有令人感興趣之意義。舉例來說，如果我們假設女性預期參與勞動較男性低（不論任何理由），則她們的終生期人力資本投資將比男性少，同時也可顯示女性勞動者的年齡——所得輪廓線，將較男性者平坦且較低。

事實上，受到傳統的家庭內勞動分工影響，男性和女性的預期終生期勞動力參與型態，一般而言會有所不同，特別是，由於家庭主要的家務責任通常都歸由婦女承擔，像照顧小孩和料理家事等，因此在人的一生當中，婦女似較男性更有可能因結婚生育而離開勞動力市場（註一五）。如前一節所證，預期勞動參與意願較弱之女性，其待在勞動市場上的時間可能縮短，進而導致人力投資的邊際收入降低，當投資的邊際成本不變時，女性從事人力投資的意願勢必相對較低。顯然，女性的人力資本累積，在速度與存量上均不如男性。從另一個角度來看，由於男性們的勞動市場參與意願較強，有較穩定且持續的工作期間可賺得投資報酬，因此，從事人力投資的誘因必也較大，在一生當中所可能累積的資本存量必較女性為多。

以上的論點是這樣的，女性的人力投資較少，不僅係因她們停留在勞動市場上的時間較短，失去了許多與工作本身有關的一些在職訓練機會，同時，由於她們的預期勞動市場參與較具間歇性特質，投資的誘因必然較低。一般而言，一位女性勞動若預期花在勞動市場上的時間較短，她願意接受正規教育的人力投資必較少，而且在她工作中的每一年裏，她願意接受的職業訓練也較少，預期的勞動力參與愈不連續，投資的預期報酬愈低，一位女性勞動從事人力投資之動機也就愈弱。

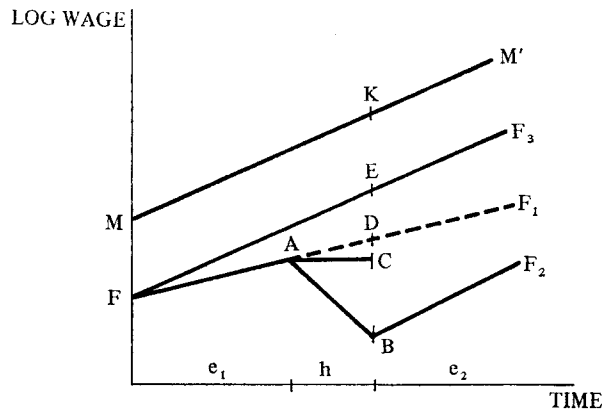
男女兩性之間預期勞動力參與不同，也可用來說明為何他們的學校教育專業型態和職業選擇行為有所差異。如前所述，男性平均而言，預期的勞動力參與通常較具連續性，為了追求他（們）終生的預期所得達最大，一位男性工作者在接受正規教育期間，將傾向於選擇某些較具挑戰性之專業學科，例如理工科學方面。這些學科的專業知識日新月異，需要不斷的接受在職進修來充實。相對於男性而言，由於女性們預期的工作期間較短且較不連續，故通常都會避免選擇一些技術進展或改變快速的學科，而選擇一些像人文及社會科學等學科，藉以減輕工作間斷所帶來的成本負擔，成本之中較重要者為知識過時（或稱人力資本之折舊）

註一五：詳細的討論可參閱 Mincer and Ofek (1982) 及 Blau and Ferber (1986)。

。一般說來，人文及社會科學等專業學科，技術進步較慢，且大都屬於非市場導向型的學科。

關於職業選擇方面，當女性勞動者有不連續性工作之預期時，相對於男性而言，她（們）較有可能選擇某些不需太多或經常接受在職訓練的職業類。或者，如果人力資本存量因工作中斷而發生的折舊在各職業間不同，女性工作者可能會選擇折舊率相對較低的職業類，她們將特別迴避某些必須具備僅適用於某廠商之特定訓練（specific training）的工作。此外，為適應同時承擔工作和家庭責任的雙重要求，女性所選擇的職業可能會偏向一些需索較有限者，即工作時間固定、不需加班、不需出差過夜等等，或者她們亦可能以丈夫的工作是否具有發展潛力為優先考慮。

間歇性勞動參與對終生所得水準的影響，可藉下列圖形來分析。為簡化起見，我們假設典型的中斷式勞動參與型態為：一個人一畢業後就進入勞動市場並工作了 e_1 年，隨後即離開勞動市場 h 年，再回到市場工作至退休共計 e_2 年。該勞動者的年齡——所得輪廓線可以 $FABF_2$ 表示，顯示所得水準隨著市場工作經歷（ e_1 ）增加而提高至 A 點，在工作中斷之期間（ h ）中，所得水準按定義應降為零，當再進入勞動市場工作時，所得水準（點 B 所示）必較剛離開勞動市場前的水準（點 A 所示）稍低。從另一個角度來看，一位典型的全時終生參與勞動者，其年齡——所得輪廓線可以 MM' 表示， MM' 曲線反映出對應於每一段市場經歷的所得水準，隨年齡增加而呈持續上升趨勢。



傳統的殘差值估計法 (residual approach)，一般而言，並未將間歇性參與勞動行為對工資收入之影響列入考慮。此外，有些研究，例如 Mincer 和 Polachek (1974), Corcoran 和 Duncan (1979), Mincer 和 Ofek (1982) 等人，在評估間歇性勞動參與對工資收入影響之程度時，通常亦只估計如圖形中所示的 BC 和 CD 兩部分，而忽略了 DK 。大致上，他們估計了 $FABF_2$ 做為女性勞動者的年齡——所得輪廓曲線，並持以與男性勞動者的所得曲線 MM' 比較，最後得出歧視的程度。其實，在這個模型中，因工作間斷所導致的工資損失總額可以線段 BK 表示，其中包含 BD ，代表因參與勞動市場的時間較短而產生的工資損失，和 DK ，代表因當初對生命週期勞動市場參與預期較低所導致的工資損失。如此， BD/BK 即一般所指的可解釋之工資差異部分，而 DK/BK 則是衡量不能解釋的殘餘部分，也就是市場歧視之程度。

然而，依稍早本文所提出的論點，該歧視程度 DK/BK 可能有高估之嫌，因為它未考慮預期終生期勞動參與對人力資本投資決策及所得水準的影響。更確切地說，線段 BD 只反映工作間斷導致工資損失的部分，其中 BC 係因不參與勞動市場，使原有人力資本折舊而導致的， CD 則是因退出勞動市場，使工作年資減少累積而產生的工資損失。其實，凡是在生命週期中，預期一生當中某時段會間斷工作者，或預期計畫以家務事而不是以發展事業為優先考量者，參與或接受各種在職訓練的意願均將較低，同時，也將接受較少的學校教育，或研習市場取向較低的專業學科。根據如圖示相關的工資損失， DE 和 EK 兩者絕大部分係因個人自願性選擇因素所造成的，若將之歸諸於市場歧視因素，顯然有欠允當。

V. 實證分析

在前一節裏，我們已經證明一個人決定投資多少人力資本，關鍵因素是在於他的終生期參與勞動之預期心態。此項事實涉及到男女工資問題上，所隱含的意義是，女性年齡——所得輪廓曲線之所以較平坦、工資率較低，以及男女工資差異隨著年齡增加而擴大等現象，均可歸因於女性終生期工作參與率較低之故。為了掌握勞動市場參與預期心態對市場工作報酬之影響，本節將首先依循人力資本理論，創造一項獨立的變數，其次再將這些估計值，併入同時包含男性和女性資料的工資迴歸式中，解釋那已被觀察到的男女工資差異。

一、預期學校後投資之計算

如前所述，一個人為追求其一生當中工資所得之折現值達最大，在每一特定期間裏，其從事人力投資之行動必將持續進行，直到投資的當期邊際成本與其邊際工資報酬的現值相等時才停止。

所謂預期邊際報酬（如式(6)所示），係指一個人一生當中預期可接到之收入的折現值而言。為了計算每一年齡層的預期邊際報酬（以下簡稱為 MR ），我們採用以下之公式

$$(12) \quad MR_t = W_0 \sum_{\tau=t}^T \frac{N_{\tau}}{[1 + (\gamma + \delta)]^{(\tau-t)}}$$

我們假設人力資本的單位價格（即 W_0 ）等於 1（註一六），且人們以較年長者的經驗為基礎，形成各自的工作參與預期（註一七）。勞動參與率（ N_t ）係依傳統的定義估計，即以一個人在受調查標準週內是否在勞動市場上為基準，貼現率（ r ）假設為 10%（註一八）。折舊率（ δ ）是由工作的最後一年之淨投資對同一年資本存量累計數之比率表示（註一九），假設與年齡或勞動參與意願無關。

投資的邊際成本（ MC ）端視一個人生產人力資本之產能而定，在相當大的程度上，受過去之投資行為所影響。投資的成本係由兩部分構成，一是機會成本，即放棄收入的所得，一是購置財貨與勞務的直接成本。在實證上，邊際成本表列無法直接觀察得到，不過，如果

註一六：依前節所提的模型，每單位人力資本之工資率不同，不會影響人力投資之比率或數量，因為式(4)中的 b 。假設等於零。做成這項假設之後，就可以將具有相同人力資本存量卻出現不同工資水準，所暗含的歧視效果隔離開來。不過如果男性和女性各獲有不同的工資，這種現象只會使我們的結果更具說服力。

註一七：此假設可能會遭批評，因為每一年齡組羣的勞動參與率，並非長期一成不變。舉例來說，年齡介於 30 歲和 64 歲間之男性，基於此假設所估得的預期勞動參與率，可能有低估之嫌（參閱行政院主計處各年人力運用調查報告），不過年齡介於 15 到 29 歲之間者，卻有高估之嫌。

註一八：此為學校教育投資之報酬率，乃參考自西方國家許多研究之結果（Mincer, 1974）。

註一九：這種計算方法，乃基於終生所得現值最大化之假設。此假設隱含毛投資一直維持正數，直至投資的邊際報酬等於零。假設毛投資在退休當年等於零，且折舊值在長期間與資本存量無關，則一個人在工作的最後一年間出現之淨投資，可代表其折舊值。臺灣地區勞動基準法規定，受僱於私人部門之勞動者，屆滿 60 歲必接受強迫退休。

毛投資量和投資的邊際報酬可獲知，即可加以估測。其實，扣除折舊後之淨投資 (In) 可利用 Mincer 的工資函數進行估計，毛投資量即可因而估得。

假設 Mincer 的二次工資函數為

$$(13) \quad L_n Y_t = Y_0 + r \cdot S + \beta_1 T + \beta_2 T^2$$

以貨幣值表示的淨投資 (DI_{nt}) 可證明為 (註二〇)

$$(14) \quad DI_{nt} = r^{-1} \left[\frac{dL_n Y_t}{dt} - \frac{dL_n(1-k_t)}{dt} \right] \frac{Y_t}{(1-k_t)}$$

$$= r^{-1} \left[(\beta_1 + 2\beta_2 T) + \frac{dL_n(1-k_t)}{dt} \right] \frac{Y_t}{(1-k_t)}$$

其中 Y_t 是 t 期之所得觀察值， r 是學校教育之報酬率， S 是受教育之年數， T 是參與勞動力之年數， k_t 是毛投資率 (註二〇)。

估計 DI_{nt} 的過程可以簡述如下：首先估計式(13)，然後將估計之結果用於計算毛投資率 (k_t)。其次，再將這些結果代入式(14)中，淨投資值即可獲得。 DI_{nt} 加上折舊值 (由折舊率乘上總資本存量而得) 即可得知每一期間的毛投資量。

原則上，依此方法可分別就不同性別—婚姻特性—教育程度等各組羣進行估計人力資本投資量。必需注意的是，由於只有橫剖面資料可供利用，有間歇性勞動參與現象存在的某些組，投資量之估計值或可能產生誤差。在實際估計時，我們只計算各不同教育程度組已婚男性的投資額，然後，以此做為標準組再估計其他各組的投資值。我們希望藉此所估計得到這些組的毛投資額，可再做為他們本身的工資率之決定因素。

基本上，當投資的邊際報酬和毛投資額為已知時，每一教育程度已婚男性的邊際成本函數即可告確定。假設相同教育程度每個人的人力資本生產函數和邊際成本曲線都一樣，那麼我們就可以利用已婚男性的邊際成本曲線，和未婚男性的邊際報酬，估計相對應教育程度組未婚男性的毛投資額，其他未婚和已婚女性各組，也可運用類似的方法進行推估。毛投資扣

註二〇：詳細證明過程，請參閱 Kao (1989)，頁 109-110。由於人力投資隨年齡呈線性遞減，我們採用 Mincer (1974) 的方法，設定 $k_t = k_0 - (k_0/T) \cdot t$ ，其中 k_0 表示初加入勞動力時期 ($t = 0$) 的投資比率， T 為淨投資大於零的全部期間，亦即工作生命全期。 k_0 和 T 均可由工資方程式之估計參數加以估計。參閱 Mincer (1974)，頁 85-89。

除折舊後即可得淨投資，每一期間淨投資估計值（包含教育投資）之加總就是預期人力資本存量（expected human capital stock）的推估值。

表 9 的資料顯示各不同性別—婚姻特性—教育程度組別，預期人力資本存量的估計結果。依表 9 的資料可知，同一教育程度組中，不同性別間因婚姻特性不同，毛投資水準有很大的差異。在大部分情況下，已婚女性的投資水準很明顯地低於所有男性或未婚女性，而已婚男性的投資水準卻是各組之中最高者。此外，未婚男性和未婚女性的投資行為型態非常的類似，惟未婚男性的投資輪廓曲線，一般而言較未婚女性者略高一些。由於接受更高教育的勞動者，勞動參與之意願通常亦較積極，預期毛投資額隨著受教育年數增加而增多。

表 9 同時也提供了每一組的淨投資額（註二一）。估計結果與 Polachek (1975_b) 的研究發現一致，即已婚女性之投資輪廓曲線，並非是勞動力潛在市場資歷的單調遞減函數。我們也發現在各性別—婚姻特性—教育組之間，由於勞動力參與間歇性之程度不一樣，投資量存在極大之差異。大致上，勞動參與意願較低者，投資量較小且變動趨勢最不呈單調式無變化。

上述估計結果（表 9）之重要性，在於資料充分提出強有力的證明，人力資本投資因性別和婚姻特性不同而互異。然而，由於計算時採取了一些假設，這些投資量之估計值可能有誤差存在（註二二）。舉例來說，每一教育程度組中每個人的人力資本生產函數都一樣，這種假設並不適當，因為勞動參與意願之高低會直接影響教育的品質，同時也會影響投資的量。關於這一點，如果女性勞動者傾向選擇修習可提高家庭生產力之專業學科，則學校教育之投資，在家庭生產和市場生產兩者相對之下，並非具 Hicks 中立性。換言之，學校教育投資可能對家庭生產力之提高較有利。因此，邊際成本函數在每一教育程度組中固定一致之假設，或將造成女性邊際成本表列低估情形，進而在其他條件不變下，造成預期投資量之高估。另

註二一：淨投資係毛投資減去折舊後而得。折舊則由估計的折舊率乘上資本存量而得。折舊率以已婚男性 60 歲（退休年齡）時的淨投資除以投資累計總量之比率表示。依不同教育程度組，由低教育程度組開始，估計的折舊率分別為 0.0489, 0.0516, 0.0371, 0.0571 和 0.0384。其他各組之折舊率，假設在同一教育程度組中與已婚男性者完全一樣。

註二二：至少隱含三項假設：(一)男性和女性的人力資本生產函數相同，(二)人力資本存量之折舊率為一常數，且與年齡和勞動參與率之高低無關，(三)女性勞動只要是在勞動市場上工作，即是全時專職工作。

表 9 受教育年數、年齡、性別及婚姻別預期毛投資和淨投資額估計值

單位：新臺幣元

受教育年數	年齡	預期毛投資額				預期淨投資額			
		男性		女性		男性		女性	
		未婚	已婚	未婚	已婚	未婚	已婚	未婚	已婚
6年以下	15	2644	4333	3362	459	2189	3878	2907	4
	20	3120	5157	3362	881	2090	3748	2262	388
	25	3571	5441	2644	881	2034	3172	1107	302
	30	3362	5470	2152	1161	1377	2487	391	515
	35	3120	5144	1623	1161	841	1633	-199	400
	40	2644	4481	1161	889	222	665	-544	78
	45	2409	3571	661	661	-50	-310	-897	-145
	50	1428	2409	889	459	-912	-1298	-492	-286
55	459	1161	459	222	-1603	-2198	-781	-417	
60	0	0	0	0	-1653	-2759	-1034	-506	
6~9	15	5064	7846	4753	819	4649	7431	4158	404
	20	8288	9693	7431	1252	6231	7359	5541	638
	25	9064	10873	6036	1699	5440	6693	2991	913
	30	8288	11160	4573	1699	3435	5373	995	700
	35	7431	10534	3107	2159	1799	3538	-511	973
	40	5553	9064	3107	1699	-318	1374	-413	374
	45	3107	6978	1252	819	-2377	-836	-1987	-484
	50	1699	4573	819	401	-3117	-2813	-1956	-768
55	1252	2159	401	0	-2841	-4332	-1838	-950	
60	0	0	0	0	-3346	-5263	-1734	-729	
9~12	20	7817	8732	7817	2299	7215	8077	7215	1871
	25	9429	9952	7817	2299	7450	7808	5946	1549
	30	9161	10421	7009	2299	5917	6886	4198	1282
	35	8539	10044	5203	2299	4352	5336	1795	1061
	40	7009	8864	4243	2299	2150	3309	611	878
	45	4726	7009	2299	1289	-377	1009	-1296	-265
	50	2299	4726	1821	1289	-2615	-1287	-1532	-219
	55	1289	2299	1289	437	-3068	-3319	-1816	-977
60	0	0	0	0	-3740	-4876	-2672	-1230	
12~16	25	13999	16876	13172	6777	11286	13197	10281	4863
	30	13176	18890	10518	7715	7545	11591	5239	4515
	35	9591	18863	6777	7715	2514	8566	470	3364
	40	4934	16812	4934	7715	-2277	4518	-1246	2506
	45	4934	13176	4037	6777	-1735	96	-1543	935
	50	2324	8655	738	4037	-3528	-3971	-4124	-1695
	55	2324	4037	0	1513	-2762	-7071	-3811	-3421
	60	0	0	0	0	-4126	-8852	-2839	-3895
16年以上	25	24295	28142	14738	14738	22352	25681	13231	13167
	30	28175	32181	18064	13069	21814	24799	13774	9153
	35	25685	32333	16407	13069	15668	20444	9787	7522
	40	21287	29253	11439	9789	8736	13878	3620	3082
	45	13069	22825	5179	5179	-500	5418	-2751	-1784
	50	8200	14738	1170	1170	-4975	-3048	-5966	-5168
	55	2427	6660	1170	2427	-9472	-9973	-4946	-3130
	60	0	0	0	0	-9941	-14335	-5065	-4729

資料來源：本文估計而得。

一方面，如果男性邊際成本表列實際上是隨著時間而上升，或如果時間的成本增長得更快些，則上述的估計方法將使女性預期投資之推估值偏低。

當然，我們還可以舉出許多例子，說明上述人力資本投資之推估值有可能是不正確的（註二三）。不過，由於每一個例子所造成的效果不同且方向相反，此項誤差之淨效果很難釐定。雖然如此，表9所列的估計結果仍然與人力資本終生投資理論所述一致，即人力資本投資量與勞動參與程度息息相關。

二、預期人力資本投資是男女工資差異之決定因素

為檢定學校後投資差異對觀察到的男女工資差異，到底有多重要，我們將前述所估計的預期人力資本存量納入工資迴歸式中（註二四）。已知傳統的工資函數為

$$(15) \quad Y_i = f(S, \text{Exp}, X_i, G) + v$$

新設定的工資方程式則為

$$(16) \quad Y_i = a + bK_i + cX_i + dG + \varepsilon$$

其中 Y_i 表示個人 i 的工資收入； S 代表學校教育年數； Exp 代表潛在的市場資歷（其定義為實際年齡減受教育年數再減6）； K_i 代表預期人力資本存量； X_i 是其他一些標準化變數之組合，例如產業、職業、地區和工時（ HR ）； G 代表性別虛擬變數（女性為1）。係數 b 之值可解釋為預期人力資本存量之報酬率，係數 c 是預期勞動市場活動中個別差異之衡量，係數 d 則是經其他獨立變數調整過後，男女工資差異的貨幣值。必須注意的是，式(16)中未將學校教育和市場工作資歷列入，因為在計算 K 時已經考慮過。

就包含全部樣本的迴歸方程式觀察（表10），在所有參數估計值中，我們最為關心的是性別虛擬變數的係數。根據表10迴歸式(1)的資料顯示，男女工資差異絕對額達新臺幣5495元，當加入教育、潛在市場工作資歷等變數之後，男女工資差異之幅度減少為4143元（迴歸式

註二三：例如，邊際報酬係依據粗略之勞動力參與概念來進行估算的，其中隱含假設，在勞動市場上，女性的工作時間與男性相同。由於實際上女性工作時數少於男性，女性的邊際報酬或將高估，進而高估了女性勞動者的毛投資。此外，如果折舊率與人力資本存量、個人的年齡和勞動參與意願相關，則折舊的量可能被錯估，淨投資量之正確性就有問題了。

註二四：預期人力資本存量係由估計的淨投資量依年齡序累計而得。

(8))，這表示原有男女工資差距中，經傳統人力資本變數調整後，只有25%可被解釋。不過，當我們所推估的預期人力資本存量列入考慮後，原先的工資差異急劇減少為1648元，表示約有70%的工資差異可以推估的人力資本量解釋。此模型結合了其他的控制變數，如產業、職業、廠商規模和地區等，證實預期人力資本變數可以解釋相當大比例的性別工資差異。比較表10第(5)行和第(6)行的資料可知，加入預期人力資本變數之後，性別虛擬變數之係數估計值即由 5365 元急劇下降至 2210 元，表示60%的性別工資差異能夠由預期人力資本變數來解釋。

表10 包含全部樣本的工資方程式 (樣本數 16710)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常數項	14945.7 (61.8)	5786.2 (261.0)	-5189.1 (360.8)	-3238.6 (391.2)	7962.8 (323.5)	3977.5 (299.5)
<i>Edu</i>			991.3 (15.8)	607.2 (19.1)		
<i>Exp</i>			636.8 (12.8)	550.8 (12.2)		
<i>Exp2</i>			-10.2 (0.3)	-9.3 (0.3)		
<i>HR</i>		15.2 (1.1)	19.3 (1.2)	21.1 (1.1)	16.5 (1.2)	17.8 (1.1)
<i>DSEX</i>	-5495.4 (95.7)	-1648.7 (92.4)	-4143.5 (86.3)	-4240.8 (87.3)	-5365.0 (89.8)	-2210.3 (96.3)
<i>EHC</i>		.0634 (.0007)				.0499 (.0008)
<i>R</i> ²	.1663	.4145	.3676	.4418	.3551	.4735

註：(一)本表及以下各表，括弧中數字表估計標準誤。

(二)所有變數均達到 5 %統計顯著水準。

(三)迴歸式(4)、(5)、(6)估計時尚包含產業、職業、廠商規模和地區等控制變數。

(四)各項變數及定義參閱文中式(15)和式(16)。

經更進一步的分析後，男女工資差異可以被預期人力資本存量解釋之比例，我們發現已婚樣本組者較高。如表11迴歸式(5)和(6)所示，未婚樣本組男女工資差異約2740元，其中41%可被預期人力資本存量之差異來解釋。不過，對已婚樣本組來說，男女間人力資本投資之差異可以解釋他們之間的工資差異達68% (表 12)。同時，經比較表11和表12第(4)行資料之後，我們也發現，若只以傳統人力資本變數和其他的一些解釋變數做調整，男女間工資差異的

貨幣值，已婚樣本組為5653元，較未婚樣本組的1938元高出甚多。但是，當預期人力資本存量取代傳統的人力資本變數後，已婚樣本組和未婚樣本組男女工資差幅均縮小，前者為2009元，後者為1605元，相當接近。

表11 包含未婚男性與女性樣本之工資方程式 (樣本數 7264)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常數項	12145.3 (68.6)	7415.9 (333.8)	-116.1 (417.3)	-1190.5 (452.6)	7181.5 (395.6)	4390.4 (373.5)
<i>Edu</i>			662.9 (18.4)	515.3 (21.9)		
<i>Exp</i>			598.8 (16.2)	537.6 (15.9)		
<i>Exp2</i>			-11.4 (0.4)	-10.4 (0.4)		
<i>HR</i>		3.8 (1.4)	7.5 (1.4)	10.9 (1.4)	8.1 (1.5)	9.1 (1.4)
<i>DSEX</i>	-2462.2 (99.3)	-1352.1 (92.0)	-1940.1 (90.0)	-1938.6 (96.1)	-2740.1 (102.0)	-1605.0 (99.4)
<i>EHC</i>		.0652 (.0015)				.0540 (.0015)
<i>R</i> ²	.0783	.2695	.2939	.3492	.2208	.3363

註：同表10註。

表12 包含已婚男性和女性樣本之工資方程式 (樣本數 9446)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
常數項	16754.6 (88.9)	5006.8 (381.5)	-4777.1 (600.4)	-557.3 (641.5)*	9070.6 (446.1)	5102.1 (439.3)
<i>Edu</i>			1063.3 (23.6)	515.4 (28.4)		
<i>Exp</i>			583.1 (26.9)	444.0 (25.1)		
<i>Exp2</i>			-9.2 (0.5)	-7.5 (0.5)		
<i>HR</i>		23.2 (1.6)	21.0 (1.7)	23.2 (1.6)	22.8 (1.6)	24.7 (1.5)
<i>DSEX</i>	-7539.2 (146.3)	-1917.1 (159.4)	-5775.9 (137.0)	-5653.1 (135.0)	-6378.4 (132.2)	-2009.1 (161.9)
<i>EHC</i>		.0592 (.0011)				.0385 (.0012)
<i>R</i> ²	.1663	.4259	.3849	.4769	.4484	.5057

註：同表10註。

上述的實證結果顯示，原先的男女工資差異中，有一大部分可被互異的預期人力資本存量來解釋。換句話說，平均而言女性工資收入較男性低，因為她們對自己的人力投資較少。舉例來說，依表12迴歸式(5)和(6)的估計結果，預期人力資本存量之差異能夠解釋已婚男性和女性原始工資差異之比例，高達68%。由於在估計預期人力資本存量時，我們假設同一教育程度組內，不同性別及婚姻特性樣本組的投資成本均相同，人力資本投資之差異主要係決定於投資之邊際報酬。其實，投資邊際報酬之高低，乃視個人終生期勞動參與意願之強弱而定，因此，我們可以說，觀察到的男女工資差異中，大部分可歸因於個人終生期預期勞動參與之差異。

表13羅列了一些過去的實證研究，其中以美國的研究較多，每一項研究均顯示性別工資差異毛額中有部分，而不是全部，可歸咎於勞動市場上的性別歧視。舉例來說，Oaxaca (1973) 發現1967年美國男女性別工資差異毛額中，約有80%無法由與生產力有關之各項因素來說明，可歸咎於市場歧視。當加入職業別虛擬變數為控制變項後，該不能解釋部分減少為63%。有關臺灣地區性別工資差異之實證研究，Gannicott (1986) 援用 Oaxaca 的方法，其研究結果直接與美國的情況比較，發現在1982年間臺灣地區性別工資差異中，因市場歧視所造成者約佔60%。其他各國之實證研究，雖各自使用不同之資料，不過，在加拿大、馬來西亞和瑞典等國家中，我們發現其結果大致相似。

值得注意的是，Corcoran 和 Duncan (1979)，以及 Mincer 和 Polachek (1974) 等研究，由於資料來源較充裕，他們以實際的勞動市場資歷數據，取代了傳統方法上潛在市場工作資歷變項，其他各變數以及迴歸函數之設定均與傳統方法相似，結果發現男女工資差異中，所謂不能解釋之部分進一步分別減少至54%和56%。他們的研究使人聯想到，勞動市場資歷變項若能做較適當的衡量，必有助於了解性別工資差異的真實情況。

基於這個觀點，本文特別考慮了男女之間不同的預期勞動參與型態，和不同的勞動市場資歷，然後直接推估所謂的預期人力資本存量，再代入工資方程式中做為解釋變數。結果我們發現，以預期人力資本存量取代傳統的人力資本變數，性別工資差異可歸咎於市場歧視者所佔比重，大幅降低。以已婚樣本組為例，被傳統方法歸類於受性別歧視影響所造成之工資

表13 性別工資差異研究之國際比較

單位：比率

國 別	作 者	U_r	A_r	U_x	採 用 資 料
美 國 (1967)	Oaxaca (1973)	0.65	0.72	0.80	16歲以上城市白人受雇者
美 國 (1967)	Oaxaca (1973)	0.65	0.78	0.63	16歲以上城市白人受雇者
美 國 (1975)	Corcoran和 Duncan (1979)	0.72	0.85	0.54	18~64歲白人戶長及其配偶受雇者
美 國 (1967)	Mincer 和 Polachek (1974)	0.66	0.81	0.56	30~44歲已婚白人受雇者
臺 灣 (1982)	Gannicott (1986)	0.64	0.85	0.60	私人部門工作者
馬來西亞 (1973)	Chua (1984)	0.59	0.73	0.66	民間工作者
加 拿 大 (1970)	Gunderson (1979)	0.60	0.82	0.45	一年工作49週以上且一週工作35小時以上民間工作者
瑞 典 (1974)	Gustafsson (1981)	0.67	0.80	0.61	民間部門白人工作者

說明：a. 參數估計值經職業別虛擬變數調整。

b. 定義 \bar{Y}_m 和 \bar{Y}_f 分別是男性和女性的平均工資收入，推估時以樣本勞動者基本特徵之平均值為基準。 \bar{Y}_{fm} 表示女性若擁有與男性相同的基本特徵時，所能獲得之工資收入。如此， $U_r = \bar{Y}_f / \bar{Y}_m$ 表示調整之收入比率， $A_r = \bar{Y}_{fm} / \bar{Y}_m$ 表示已調整之收入比率， $U_x = (1 - A_r) / (1 - U_r)$ 。

資料來源：Kao (1989)，表 5-14，頁108。

差異，約有 67% 可被代入的預期人力資本存量所解釋。就未婚樣本組而言，該項比例亦達 30% (註二五)。

本文的研究方法，基本上與 Polachek (1975_b)、及 Goldin 和 Polachek (1987) 的實證研究相似，研究結果也大致相合。按 Polachek 發現，男女工資差異中不能由傳統人力資本變數來解釋的部分，可以由推估的預期人力資本存量加以解釋者，已婚樣本組佔 89%，未

註二五：爲了便於和 Polachek (1975_b)、Goldin 和 Polachek (1987) 的研究結果做比較，此處百分比值之計算，係分別以表11 (未婚組) 和表12 (已婚組) 迴歸式(2)和(3)之資料爲準。例如已婚組中，67%之值即由性別虛擬變數之係數 $(5775-1917)/5775=0.67$ 計算而得。

婚樣本組亦佔38%。Goldin 和 Polachek 採用 1980 年美國人口普查資料研究，結果發現對應的比重分別是，已婚組78%，未婚組43%。

經過比較，我們可以得知；第一，本文的研究發現與 Polachek (1975⁶)，Goldin 和 Polachek (1987) 利用美國資料所做的研究結果相一致，證實終生期工作參與之預期對於工資率之決定，相當重要。第二，本文的研究結果，顯示臺灣地區男女工資差異中不能被解釋之部分比美國大，可能是因為臺灣還未設立反歧視法 (anti-discrimination law) 之緣故。從另一方面來說，或許也可反映美國執行聯邦反歧視計畫的一些政策措施已產生某些效果。

VI. 摘要與結論

本文採用生命週期人力資本理論，探討臺灣地區男女工資差異的問題。依據新古典家計單位男女分工之觀念，我們假設男性和女性在終生期勞動參與型態上之預期，有很大的不同，一個人終生期勞動參與意願之預期，和其人力投資行為、工資報酬水準息息相關。在理論方面，假設每一個人都追求終其一生的所得折現值達最大，則一個人的人力資本投資必將決定於其預期的終生期勞動力參與。我們先經由簡要的數學推導得到證明，然後再將此模型用於解釋男女工資之差異，可知女性的年齡——所得曲線輪廓之所以較男性者為低且較平坦，是因為她們對自身的人力資本投資較少的緣故。其實，由於在傳統的家庭內勞動分工下，平均而言女性在一生當中的工作期間較男性短，而且又較常被迫中斷，一位婦女若預期其工作生涯為不連續性，則她在正規教育或職業訓練方面的人力投資將相對減少，而在專長學科和職業類別的選擇上，則將偏向於挑戰性相對較少或不需不斷的進修以充實必備的技藝 (skills)。

為了解工作生命預期對工作收入之影響，我們特別將生命週期工作參與率與人力資本投資決策，併在一起考慮，進而估計所謂的預期人力資本存量。根據估計的結果，我們發現在不同的性別和婚姻特性各樣本組羣間，因勞動參與意願之預期各不相同，人力投資無論就數量或就累積率而言都不一樣。更確切地說，通常已婚女性之勞動參與意願最低，其人力資本之投資水準比所有的男性勞動力低甚多，同時也比未婚女性勞動者低。已婚男性強烈的參與勞動市場活動，顯示他們從事人力資本投資的誘因相對較大。因此，在一生當中已婚男性相

對於未婚男性和所有女性勞動者而言，可累積較多的人力資本。

這些估計的預期人力資本存量加入工資方程式中，對工資迴歸，結果顯示在所觀察到的性別間工資差異中，絕大部分能被此項人力資本變數解釋。舉例來說，已婚男性和已婚女性勞動者之間的工資差異，依傳統研究方法將之歸於不能解釋的部分（即不能由一般的人力資本變數加以解說之部分），約有67%可由預期人力資本存量之差異來說明。換言之，在已婚樣本組中所觀察到的性別工資差異，傳統的人力資本變數可解釋約23%，預期的人力資本存量變數可再解釋約51.6%。如果勞動市場上真存在性別歧視問題，已婚女性的工資收入因而被迫減少，其幅度最多亦僅佔現實工資水準的25%。當然，這項研究之發現並不能援引推論，臺灣地區勞動市場沒有性別歧視之問題存在，不過，至少可顯示市場歧視現象不利於女性之程度，不若傳統學者們所述的那麼嚴重。不同型態之終生期勞動參與行為，在男女工資差異幅度之確認上，非常重要。

最後我們要指出，如文中所述，本文估計預期人力資本存量時，曾經做了許多假設，這些假設或有不符合現實社會情況者，可能造成預期人力資本存量之估計值偏高或偏低。由於高估和低估之情況都有可能存在，雖然最後的結果如何不得而知，但可以肯定正負向偏誤必有部分相互抵消，這使得本項研究結果之正確性因而相對提高。

參考書目

1. 江豐富，「臺灣地區國中男女之工資差異——人力資本理論探討」，經濟論文叢刊，16(3)，民國77年9月，頁323-46。
2. 劉玉蘭，臺灣地區婦女人力運用——回顧與展望，梅枝圖書印刷公司，民國74年。
3. 苗坤齡和吳惠林，初入勞動市場之工資差異——臺灣專上畢業生之調查分析，中華經濟研究院經濟專論（132），民國79年11月。
4. 劉錦添和劉錦龍，「臺灣地區男女工資率之差異」，中國經濟學會年會論文集，民國76年12月，頁107-29。
5. 劉鶯釗，「臺灣地區受雇人員工資的性別歧視」，經濟論文叢刊，17(3)，民國78年9月，頁359-388。
6. Abowd, John M. and Mark R. Killingsworth (1983), "Sex, Discrimination, Atrophy, and the Male-Female Wage Differentials," *Industrial Relations*, 22(3), 387-402.
7. Becker, Gary S. (1971), *The Economics of Discrimination*, 2nd ed., Chicago: University of Chicago Press.

8. Becker, Gary S. (1985), "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor," *Journal of Labor Economics*, 3(1), S1-S32.
9. Ben-Porath, Yoram (1967), "The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings," *Journal of Political Economy*, 75, August, 352-365.
10. Bergmann, Barbara R. (1971), "The Effect on White Incomes of Discrimination in Employment," *Journal of Political Economy*, 79 (March-April), 294-313.
11. Blau, Francine D. (1984), "Discrimination Against Women: Theory and Evidence," in *Labor Economics: Modern Views*, ed. William A. Darity, Jr., Boston: Kluwer-Nijhoff, 53-89.
12. Blau, Francine D. and Marianne A. Ferber (1986), *The Economics of Women, Men and Work*, New Jersey, Englewood Cliffs: Prentice-Hall.
13. Cain, Glen G. (1986), "The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey," in *Handbook of Labor Economics, Vol.1*, eds. Orley Ashenfelter and Richard Layard, Amsterdam: North-Holland Press, 693-785.
14. Corcoran, Mary and Greg J. Duncan (1979), "Work History, Labor Force Attachment and Earnings Differentials Between Races and Sexes," *The Journal of Human Resources*, 14(1), 3-20.
15. England, Paul (1982), "The Failure of Human Capital Theory to Explain Occupational Sex Segregation," *Journal of Human Resources*, 17(3), 358-370.
16. Fei, John C.H., Gustav Ranis, and Shirley W.Y. Kuo (1979), *Growth with Equity: The Taiwan Case*, Oxford: Oxford University Press.
17. Fuchs, Victor R. (1971), "Differences in Hourly Earnings Between Men and Women," *Monthly Labor Review*, 94(5), 9-15.
18. Gannicott, K. (1986), "Women, Wages, and Discrimination: Some Evidence from Taiwan," *Economic Development and Cultural Change*, 34(4), 721-730.
19. Goldin, Claudia and Solomon W. Polachek (1987), "Residual Differences by Sex: Perspectives on the Gender Gap in Earnings," *American Economic Review*, 77(2), May, 143-151.
20. Haley, William (1973), "Human Capital: the Choice between Investment and Income," *American Economic Review*, 63, (December), 929-944.
21. Kao, Charng (1989), *Human Capital Approach to Male-Female Wage Differentials in Taiwan*, CIER Economic Monograph Series, No.25, Chung-Hua Institution For Economic Research, Taipei.
22. Landes, Elizabeth M. (1977), "Sex Differences in Wages and Employment: A Test of the Specific Capital Hypothesis," *Economic Inquiry*, 15(4), 523-538.
23. Lee, Joseph S. (1987), "Protective Legislation for Women Workers in Taiwan," Presented at Conference on Economic Development and Social Welfare in Taiwan, Taipei: *The Institute of Economics, Academia Sinica*, Working Paper.

24. Liu, Paul K.C. (1983), "Trends in Female Labor Force Participation in Taiwan: The Transition toward Higher Technology Activities," *Academia Economic Papers*, 11(1), 293-323.
25. Madden, Janice F. (1987), "Gender Differences in the Cost of Displacement: An Empirical Test of Discrimination in the Labor Market," *American Economic Review*, 77(2), 246-251.
26. Malkiel, Burton and Judith A. Malkiel (1973), "Male-Female Pay Differentials in Professional Employment," *American Economic Review*, 63, Sept. 693-705.
27. Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.
28. Mincer, Jacob and Haim Ofek (1982), "Interrupted Work Careers: Depreciation and Restoration of Human Capital," *Journal of Human Resources*, 17(1), 1-23.
29. Mincer, Jacob and Solomon W. Polachek (1974), "Family Investment in Human Capital: Earnings of Women," *Journal of Political Economy*, 82(2), S76-S108.
30. Oaxaca, Ronald (1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review*, 14(3), 693-709.
31. Phelps, Edmund S. (1972), "The Statistical Theory of Racism and Sexism," *American Economic Review*, 62(4), 659-666.
32. Polachek, Solomon W. (1975a), "Potential Biases in Measuring Male-Female Discrimination," *The Journal of Human Resources*, 10(2), 205-229.
33. Polachek, Solomon W. (1975b), "Differences in Expected Post-School Investment as a Determinant of Market Wage Differentials," *International Economic Review*, 16(2), 451-470.
34. Polachek, Solomon W. (1979), "Occupational Segregation Among Women: Theory, Evidence and a Prognosis," in *Women in the Labor Market*, eds., Lloyd, Andrew, and Gilroy, New York: Columbia University Press, 137-157.
35. Polachek, Solomon W. (1987), "Occupational Segregation and the Gender Wage Gap," *Population Research and Policy Review*, 6: 47-67.
36. Treiman, Donald J. and Heidi I. Hartmann(1981), *Women, Work and Wages: Equal Pay for Jobs of Equal Value*, Washington D.C.: National Academy Press.
37. Willis, Robert J. (1986), "Wage Determination: A Survey and Reinterpretation of the Human Capital Earnings Function," in *Handbook of Labor Economics, Vol. 1*, ed. Orley Ashenfelter and Richard Layard, Amsterdam: North-Holland Press, 526-602.