

# 高中／職畢業青年之人力運用適當性研究

王誕生、謝玉娥

本研究主要在探究高中／職畢業青年在人力運用適當性間的差異性。根據研究者自編的調查問卷、針對民國72至81年高中、工職、商職、及家職畢業生進行調查，計有4,515位有效樣本。採用三類別人力運用適當性Logistic迴歸分析及機率估計法。我們發現：高職教育對於我國基層技術人力的供給仍具有頗佳的效益性；只是在長期時，其效益呈衰減之勢。另外，在長期時，商職畢業女性的「人力運用」效益反而不如高中畢業的女性。再而，高中／職畢業後再進修但未畢業者，在其人力運用上的情況反而比高中／職畢業後未曾進修者還不理想。

中文關鍵字：高職教育、人力運用、低度就業

英文關鍵字：Vocational Education、Labor Utilization、Underemployment

## 壹、前言

一國人力之有效培育與運用和其社會與經濟發展有著密不可分的關係。我國高職教育以培育基層技術人力為目標。在過去四十餘年的經濟飛快成長中，充沛質優的基層技術人力有著不算小的貢獻。然而近年來，國內一方面面臨著嚴重的基層勞動力短缺；另一方面又在人力運用上有著極高比例的未適當運用人力；再加上中等教育的數量適逢轉型期的檢討。針對高職教育在近十年中，其畢業生的「人力運用適當性」績效進行分析，以便了解高職教育在基層技術人力市場的質與量的運用是否得當，將有助於對我國基層技術人力有效培育與運用提供具體建言。本研究即是本乎上述的動機來探究近十年

1995.9  
3卷5期  
教育研究資訊  
頁36~49

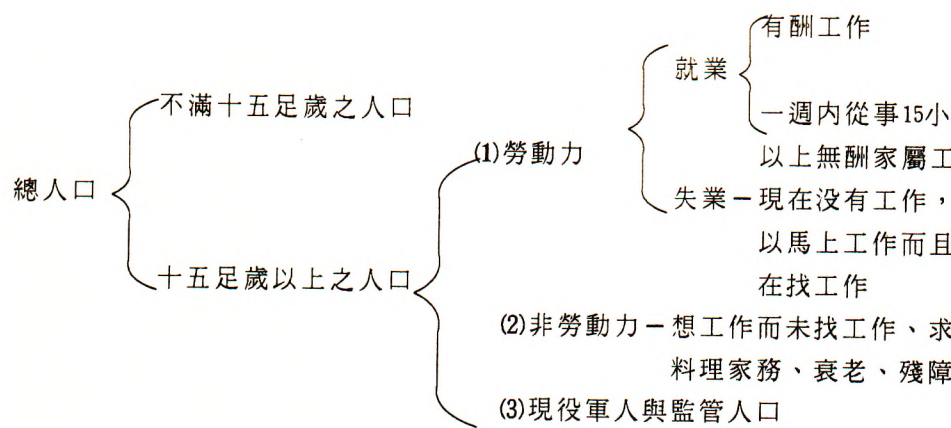
高職教育和人力運用適當性間的關係。

本研究以下再分五節，首先對於人力運用的相關文獻作概要的探討；次概述資料的來源與樣本特性；再而介紹資料分析與解釋方法；接著呈現研究發現；最後，以結論與建議做結。

## 貳、人力運用之相關文獻

基本上，勞動力調查法將全國人口依據個人活動型態 (Type of Activity) 即個人與現在經濟活動間的關係，將其區分為二，一為勞動力 (In the Labor Force)，另一為非勞動力 (Out of Labor Force) (McConnell & Brue, 1986)。而屬勞動力者又分為就業人口與失業人口。因此一國之人口與勞動力的結構可圖一表示之 (張清溪，許嘉棟，劉鶯釧，與吳聰敏，民80, P.212)。

圖一所呈現的是我國配合九年國教的實際需要所訂定的十五歲以上人為勞動力調查的對象。另外，現役軍人及監管人口既不屬於勞動力也不屬非勞動力，所以圖一中的勞動力與非勞動力合稱為民間非監管人口。所謂勞動參與率指的是 (勞動力人口數除以民間非監管人口數，再乘以100%)；失業率則是以失業人口數除以勞動力人口數，再乘以100%來表示。



圖一 人口與勞動人力的結構

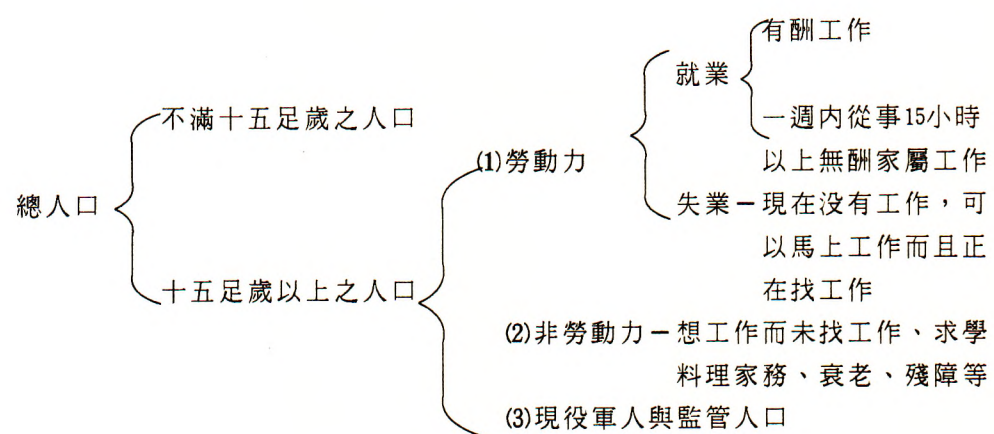
高職教育和人力運用適當性間的關係。

本研究以下再分五節，首先對於人力運用的相關文獻作概要的探討；其次概述資料的來源與樣本特性；再而介紹資料分析與解釋方法；接著呈現研究發現；最後，以結論與建議做結。

## 貳、人力運用之相關文獻

基本上，勞動力調查法將全國人口依據個人活動型態 (Type of Activity) 一即個人與現在經濟活動間的關係，將其區分為二，一為勞動力 (In the Labor Force)，另一為非勞動力 (Out of Labor Force) (McConnell & Brue, 1986)。而屬於勞動力者又分為就業人口與失業人口。因此一國之人口與勞動力的結構可以圖一表示之 (張清溪，許嘉棟，劉鶯釧，與吳聰敏，民80, P.212)。

圖一所呈現的是我國配合九年國教的實際需要所訂定的十五歲以上人口為勞動力調查的對象。另外，現役軍人及監管人口既不屬於勞動力也不屬於非勞動力，所以圖一中的勞動力與非勞動力合稱為民間非監管人口。所謂勞動參與率指的是 (勞動力人口數除以民間非監管人口數，再乘以 100%)；而失業率則是以失業人口數除以勞動力人口數，再乘以 100% 來表示。



圖一 人口與勞動人力的結構

勞動力調查中的非勞動力與失業人口之區別是以不工作的自願性為關鍵。亦即個人在考量其所面對的工資與就業環境，並配合工作與休閒之效用最大化(Utility Maximization)原則後，願工作卻不被雇用者，被視之為失業者；但是，其他自願不工作者則被視之為非動力(Ehrenberg & Smith, 1988)。非勞動力可能在改變其所面對的工資率或其他條件(如：學校畢業，結／離婚，健康情況改善，……)後，而願意工作。可是此時願意工作的人也可能會面臨不被雇用的情境，而成為失業者。由於失業者是「非自願」的不工作者，其對於個人與社會的傷害可能既深且遠。因此，失業率一直是勞動力市場訊息中的一項重要指標。

然而，失業統計定義固然嚴謹，其也呈現勞動力市場中非自願性不工作者所佔的比率，但是其也隱藏了不少勞動力市場的重要訊息(Marshall & Briggs, 1989; Gunderson & Riddell, 1988; Clogg, 1979; Hauser, 1974; 徐育珠與黃仁德，民82；黃智聰，民79；吳聰賢與謝雨生，民77)。基於充分且完整的掌握勞動力市場訊息與對症下藥的原則，Hauser早在1974年就提出了較為完整的勞動力運用架構(Labor Utilization Framework)。Hauser認為開發中國家的「低度就業(Underemployment)」常較「失業」重要，而且自我雇用者(Self-employed)也因為自己不是受雇者(Employee)而不能被登錄為「失業者」。為了補充勞動力統計的不足，Hauser的勞動力運用架構將勞動力區分為以下五類：(1)失業者，(2)工時不足者，(3)所得偏低者，(4)職業與教育不配合者，(5)勞動力充分運用者。上述的前四類被歸類為未適當運用的勞動力；而且(2)，(3)，(4)三類被視之為低度就業者。

我國行政院主計處(民79, P.37)所進行的人力運用調查係採用Hauser的勞動力運用架構，將未適當運用的勞動力區分為以下四類，其量測方式各為：(1)失業者—現在沒有工作、可以馬上工作、而且正在找工作者。(2)工時不足者—每週工作時數少於40小時，而希望增加工作時數者。(3)所得偏低者—依就業者性別、教育程度、及受雇與否分為36組，各組以其所得中位數的半數為截略點；當截略點低於基本工資時，部分時間工作者仍以原截略點為準，但全日工作者則改以基本工資為截略點。(4)職業與教育不配合者—根據主計處分類之職業別與科系別教育程度作比對判斷。如果兼有上述(2)到(4)類低度就業事實者，其判別的優先順序是不以工時不足列為最優先，所得偏低次之，職業與教育不相稱又次之。

然而，也有研究指出(徐育珠與黃仁德，民82, P.205-206)：目前用衡量「職業與教育是否相稱」的標準欠缺客觀性。因此，國內、外的研究者中，

也有人(Huan, 1991; Dejong, Cornwell, & Guidos, 1990; Allan & Steffensmeier, 1989; Lichter, 1987; 吳聰賢與謝雨生，民77)依自己的研究需要，未將「職業教育不相稱」列為低度就業者之中，即未將其列為「未適當運用的勞動力」。

根據本研究的特性與研究目的，本研究對於人力運用適當性的分類方式主要是以我國行政院主計處的架構為準。將民間非監管人口區分為非勞動力(含沮喪工作者)，適當運用勞動力，未適當運用勞動力三大類。而未適當運用勞動力也和Hauser(1974)及行政院主計處(民79)的分類相似，計分為類；惟第(3)及第(4)類的未適當運用勞動力的量測方式有所不同。基於本研究旨在比較高中／職教育對於青年人力運用之影響，故本研究不分性別、教育程度、及受雇與否，除了無酬家屬工作者不列入此類分析外，所有的部分時間工作者一律以全體有酬工作者的月所得中位數的半數為截略點；而全日工作者則以民國81年的基本工資12,365元／月為截略點。另外，第(4)類是以調查者自填其就業是否為「大材小用」做量測標準。其主要理由是行政院主計處的分類比對判斷法既複雜又不利於學有專長者(可參閱歷年的人力運用調查報告附錄中的「教育與職業不相稱」之判別標準)，這也就難怪歷年高職教育程度者在這個人力未適當運用類別總是高於高中教育程度者兩倍以上；其也是該兩種教育程度者「人力未適當運用」懸殊差距產生之主要來處。基於本研究之研究特性與目的，本研究改以不事先預設標準的受調查感受其是否為「大材小用者」，將其列入「人力未適當運用」之類別中。

### 參、研究資料概述與樣本特性

本研究以民國七十二年及八十年近十年之工職、商職、家職及高中畢業生為調查對象；而且工職畢業生只限於機械及電機電子群的甲、乙類和畢業生。將全國的綜合高中、工職、商職及家職分別歸類在北、中、南、東、西四地區，各地區的上述四類中學各隨機取樣一所公立和一所私立學校，共二十四校。並請教育部技職司發函上述各校，請對於本研究惠予協助。

研究者請二十四所學校的行政主管(多數為實習輔導處的就業輔導組長或實習主任)將本研究所設計的「母群調查表」轉給各位二十班導師，請導師指導班上同學填寫其「曾經畢業於高中或高職」的兄、姊教育資料。然而，由於各學校導師配合的情形有所不同；學校行政主管熱心情況不一；實際調查班數未必全都是二十班。

也有人 (Huan, 1991; Dejong, Cornwell, & Guidos, 1990; Allan & Steffensmeir, 1989; Lichter, 1987; 吳聰賢與謝雨生, 民77) 依自己的研究需要, 未將「職業與教育不相稱」列為低度就業者之中, 即未將其列為「未適當運用的勞動力」。

根據本研究的特性與研究目的, 本研究對於人力運用適當性的分類方式, 主要是以我國行政院主計處的架構為準。將民間非監管人口區分為非勞動力 (含沮喪工作者), 適當運用勞動力, 未適當運用勞動力三大類。而未適當運用勞動力也和Hauser(1974)及行政院主計處(民79)的分類相似, 計分為四類; 惟第(3)及第(4)類的未適當運用勞動力的量測方式有所不同。基於本研究旨在比較高中／職教育對於青年人力運用之影響, 故本研究不分性別、教育程度、及受雇與否, 除了無酬家屬工作者不列入此類分析外, 所有的部分時間工作者一律以全體有酬工作者的月所得中位數的半數為截略點; 而全日工作者則以民國81年的基本工資12,365元／月為截略點。另外, 第(4)類是以受調查者自填其就業是否為「大材小用」做量測標準。其主要理由是行政院主計處的分類比對判斷法既複雜又不利於學有專長者 (可參閱歷年的人力運用調查報告附錄中的「教育與職業不相稱」之判別標準), 這也就難怪歷年來高職教育程度者在這個人力未適當運用類別總是高於高中教育程度者兩倍以上; 其也是該兩種教育程度者「人力未適當運用」懸殊差距產生之主要來源處。基於本研究之研究特性與目的, 本研究改以不事先預設標準的受調查者感受其是否為「大材小用者」, 將其列入「人力未適當運用」之類別中。

### 參、研究資料概述與樣本特性

本研究以民國七十二年至民八十一年近十年之工職、商職、家職及高中畢業生為調查對象; 而且工職畢業生只限於機械及電機電子群的甲、乙類科畢業生。將全國的綜合高中、工職、商職及家職分別歸類在北、中、南、東四地區, 各地區的上述四類中學各隨機取樣一所公立和一所私立學校, 共二十四校。並請教育部技職司發函上述各校, 請對於本研究惠予協助。

研究者請二十四所學校的行政主管 (多數為實習輔導處的就業輔導組長或實習主任) 將本研究所設計的「母群調查表」轉給各位二十班導師, 請導師指導班上同學填寫其「曾經畢業於高中或高職」的兄、姊教育資料。然而, 由於各學校導師配合的情形有所不同; 學校行政主管熱心情況不一; 實際調查班數未必全都是二十班。

回收的「母群調查表」，共獲得 9720 位學生的兄、姊資料。這其中，男性共有 4917 人；女性共有 4803 人。依據本研究調查對象的特性，採用以下的取樣原則：(1)一家調查一人，(2)必須為民國七十二年國民中學到民國八十一年之普通高中，商科，家事科，工科機械群，電機電子群甲、乙類科之畢業生。

本研究在上述二十四校中計取樣 6,932 位學生，請導師代為分發及收回由學生帶回家請其兄、姊填寫的問卷。回收問卷數共有 5,415 份，而有效可用的問卷共 4,515 份。可用卷回收率為 76.4 %。

表一呈現的是本研究分析模式所用到的依、自變數的次數分配情形。由於本研究探究的是民間人力運用適當性，所以剔除了 4,515 位樣本中的 373 位現役軍人。依照人力運用類別區分，全體樣本計有 35.1 % 的樣本未參與勞動，20.5 % 為未適當運用人力，已適當運用的人力佔 44.5 %。女性樣本的勞動參與率較男性高，但是女性所得偏低者的比例又明顯的高於男性許多。

表一 樣本特性之次數分配

變數名稱	全體		女性		男性		
	人數	%	人數	%	人數	%	
人力運用類別	未參與勞動者	1456	35.1	723	29.9	732	42.6
	失業工時不足者	73	1.8	49	2.0	23	1.3
	所得偏低者	79	1.2	28	1.2	21	1.2
	大材小用者	566	13.7	403	16.7	162	9.4
	已充分就業者	156	3.8	93	3.8	63	3.7
		1842	44.5	1120	46.4	719	41.8
中學類別	高職	3093	75.4	1864	78.9	1224	71.6
	高工	1277	31.1	200	8.4	1074	62.8
	高商	1571	38.3	1431	59.9	139	8.1
	家職	245	6.0	233	9.8	11	0.6
	高中	1009	24.6	523	12.9	485	28.4
畢業別	短期	3377	81.5	2005	83.0	1367	79.5
	長期	765	18.5	411	17.0	353	20.5
再進修別	未曾進修者	3034	73.8	1826	75.7	1234	71.7
	進修未畢業者	735	17.9	407	16.8	327	19.0
	專科畢業者	240	5.8	129	5.3	111	6.5
	大學畢業者	102	2.5	54	2.2	48	2.8
性別	女	2416	58.4				
	男	1720	41.6				
年齡	17~19歲者	1783	43.6	933	41.5	787	46.5
	20~24歲者	2008	49.1	1245	52.0	762	45.0
	24歲以上者	298	7.3	154	6.5	143	8.5
婚姻別	已婚	241	5.8	186	7.7	55	3.2
	單身	3889	94.2	2221	92.3	1662	96.8
健康別	無限制	3158	92.5	1878	92.2	1277	92.9
	有限制	257	7.5	158	7.8	98	7.1
依賴人口	沒有	847	22.0	483	21.5	361	22.7
	有	2996	78.0	1765	78.5	1229	77.3
收入來源	非唯一者	3883	93.7	2289	94.7	1589	92.4
	唯一者	259	6.3	127	5.3	131	7.6

另外，本研究樣本的父、母親平均的教育程度低於初中畢業程度。父親的學歷平均約為 8.8 年，母親的平均學歷則約為 7.6 年。

## 肆、資料分析的方法

由於個人之「人力運用」為三類別依變數。若針對「人力運用適當性模型」採用線性機率 (Linear Probability) 迴歸法進行分析，會違反七個迴歸分析中的三個假定 (Studenmund & Cassidy, 1987, P.174)：(1)誤差項的變異數不為同性質，(2)誤差項的分配不是常態分配；(3)期望值受到 0 與 1 範圍的限制。

若針對依變數為類別變數的模型進行迴歸分析時，不宜採用線性機率迴歸法 (因為其估計的預測機率會產生大於 1 或小於 0 的結果)。Probit 或 Logistic 迴歸法的使用則較為適當。本研究基於統計套裝軟體取得的方便性，決定使用 SAS 統計套裝軟體中的 Logistic 迴歸法來分析「人力運用適當性模型」。

多類別 Logistic 迴歸法，是二類別 Logistic 迴歸法的應用擴充。洛基迴歸 (Logistic Regression) 又被稱之為洛基模型 (Logit Model)。其累積洛基機率函數 (Cumulative Logistic Probability Function) 為

$$P_i = F(BX_i) = \frac{1}{1 + e^{-BX_i}}$$

e 代表自然指數的式，其值約為 2.718。P<sub>i</sub> 是一個人給與 X<sub>i</sub> 向量的自變數作某種選擇的機率。B 是洛基迴歸係數的向量。

若依變數為二類別變數 (如低度就業與否)，則 P<sub>1i</sub> + P<sub>0i</sub> = 1。P<sub>1i</sub> 是指人低度就業的機率，P<sub>0i</sub> 則是某人充分就業的機率。因此，上述的方程式則成

$$(1 + e^{-BX_i})P_i = 1$$

$$e^{-BX_i} = \frac{1}{P_i} - 1 = \frac{1 - P_i}{P_i}$$

由於  $e^{-BX_i} = 1/e^{BX_i}$ ，所以

$$e^{-BX_i} = \frac{P_i}{1 - P_i}$$

$$BX_i = \log\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right)$$

另外，本研究樣本的父、母親平均的教育程度低於初中畢業程度。父親的學歷平均約為8.8年，母親的平均學歷則約為7.6年。

## 肆、資料分析的方法

由於個人之「人力運用」為三類別依變數。若針對「人力運用適當性模型」採用線性機率(Linear Probability)迴歸法進行分析，會違反七個迴歸分析假定中的三個假定(Studenumnd. & Cassidy, 1987, P.174)：(1)誤差項的變異數不具有同性質，(2)誤差項的分配不是常態分配；(3)期望值受到0與1範圍的限制。

若針對依變數為類別變數的模型進行迴歸分析時，不宜採用線性機率迴歸法(因為其估計的預測機率會產生大於1或小於0的結果)。Probit或Logistic迴歸法的使用則較為適當。本研究基於統計套裝軟體取得的方便性，決定使用SAS統計套裝軟體中的Logistic迴歸法來分析「人力運用適當性模型」。

多類別Logistic迴歸法，是二類別Logistic迴歸法的應用擴充。洛基迴歸(Logistic Regression)又被稱之為洛基模型(Logit Model)。其累積洛基機率函數(Cumulative Logistic Probability Function)為

$$P_i = F(BX_i) = \frac{1}{1 + e^{-BX_i}}$$

e代表自然指數的式，其值約為2.718。P<sub>i</sub>是一個人給與X<sub>i</sub>向量的自變數後作某種選擇的機率。B是洛基迴歸係數的向量。

若依變數為二分類別變數(如低度就業與否)，則P<sub>1i</sub>+P<sub>0i</sub>=1。P<sub>1i</sub>是指某人低度就業的機率，P<sub>0i</sub>則是某人充分就業的機率。因此，上述的方程式則變成

$$(1 + e^{-BX_i})P_i = 1$$

$$e^{-BX_i} = \frac{1}{P_i} - 1 = \frac{1 - P_i}{P_i}$$

由於 $e^{-BX_i} = 1/e^{BX_i}$ ，所以

$$e^{-BX_i} = \frac{P_i}{1 - P_i}$$

$$BX_i = \log\left(\frac{P_i}{1 - P_i}\right)$$

然而，當依變數的類別超兩類時，其分析處理的方式就有點像多元迴歸 (Multiple Regression) 處理類別自變數般，指定一種類別依變數為參照組 (Aldrich & Nelson, 1984; Pindyck & Rubinfeld, 1981; 王誕生, 民 78)。例如：人力運用適當性，以類別 1,2,3 分別代表「非勞動力」、「未適當運用人力」、及「適當運用人力」。由於三類別之機率和等於 1 ( $P_{1i}+P_{2i}+P_{3i}=1$ )，所以我們共可以獲得以下的兩組 Logistic 迴歸方程式：

$$\log \frac{P_1}{P_3} = B_{13} X$$

$$\log \frac{P_2}{P_3} = B_{23} X$$

若我們獲得正的  $B_{13}$  值，即表示該自變數向量  $X$  對於個人成為「非勞動力」具有正的影響力。同樣的  $B_{23}$  若為正值，即表示自變數向量  $X$  較易使人成為「未適當運用人力」。若我們要檢驗或得知  $\log P_1/P_2$  的方程式，我們可由

$$(\log \frac{P_1}{P_3} - \log \frac{P_2}{P_3}) \text{ 的演算得之。其結果如下：}$$

$$\log \frac{P_1}{P_2} = \log \frac{P_1}{P_3} - \log \frac{P_2}{P_3} = (B_{13} - B_{23})X = B_{12} X$$

若  $B_{12}$  為正值，則意謂著自變數向量  $X$  對於成為「非勞動力」的機率高於成為「未適當運用人力」的機率。

另外，有關 Logistic 迴歸結果之各類別機率預估的求法可先由兩類別 Logistic 迴歸分析， $P_1+P_2=1$  的方法推廣之。

$$\log \left( \frac{P_2}{P_1} \right) = \log \left( \frac{1-P_1}{P_1} \right) = B_{21} X_i$$

$$\frac{1-P_1}{P_1} = e^{B_{21} X_i}$$

$$P_1 e^{B_{21} X_i} = 1 - P_1$$

$$P_1 = \frac{1}{1 + e^{B_{21} X_i}}$$

$$P_2 = 1 - P_1 = 1 - \frac{1}{1 + e^{B_{21} X_i}} = \frac{e^{B_{21} X_i}}{1 + e^{B_{21} X_i}}$$

將兩類別 Logistic 迴歸之預估機率法延伸至三類別 Logistic 迴歸之預估機率時； $P_1+P_2+P_3=1$ ,

$$\log \left( \frac{P_2}{P_1} \right) = \log \left( \frac{P_2}{1-P_2-P_3} \right) = B_{21} X_i$$

$$\frac{P_2}{1-P_2-P_3} = e^{B_{21} X_i}$$

$$P_3 e^{B_{21} X_i} = e^{B_{21} X_i} (1 + e^{B_{21} X_i}) P_2 \quad \text{--- (1)}$$

另外， $\log \left( \frac{P_3}{P_1} \right) = \log \left( \frac{P_3}{1-P_2-P_3} \right) = B_{31} X_i$

$$P_3 (1 + e^{B_{31} X_i}) = e^{B_{31} X_i} \cdot e^{B_{31} X_i P_2} \quad \text{--- (2)}$$

解(1)，(2)方程式，得到

$$P_2 = \frac{e^{B_{21} X_i}}{1 + e^{B_{21} X_i} + e^{B_{31} X_i}}$$

$$P_3 = \frac{e^{B_{31} X_i}}{1 + e^{B_{21} X_i} + e^{B_{31} X_i}}$$

$$P_1 = 1 - P_2 - P_3$$

此時的  $P_1, P_2, P_3$  分別代表三個類別的預估機率 (Schmidt & Strauss, 1975)

本研究的統計顯著水準採用較保守的  $P < .10$  為統計考驗時的基準。是當研究結果的統計顯著水準較高時，也一併呈現  $P < .05$  與  $P < .01$  的標示。

## 伍、研究發現

由於男、女青年的人力運用實況有明顯的差異，本研究針對男、女樣分別分析其人力運用適當性。表二呈現的是男、女樣本人力運用與「教育數」及「個人人口變數」間的三類別 Logistic 迴歸分析結果。不論男、女，類高職畢業生，除了男性家職畢業生外，都顯著的較高中畢業生不易成「非勞動參與者」。另外，女性高工畢業生較女性高中畢業生更可能成爲「適當運用人力」；男性樣本則有高工及高商畢業生顯著的較男性高中畢業生可能成爲「適當運用人力」之效果。再而，高中／職畢業後曾進修但未畢之女性較未曾進修之女性更易成爲「未參與勞動者」及「未適當運用人力」，但是男性曾進修未畢業者雖也會顯著的較未曾進修男性提高成爲「未參與勞動者」的機率，可是其卻有顯著的增進男性成爲「適當運用人力」的效果。

$$\frac{P_2}{1-P_2-P_3} = e^{B_{21}X_i}$$

$$P_3 e^{B_{21}X_i} = e^{B_{21}X_i} (1 + e^{B_{21}X_i}) P_2 \quad (1)$$

另外， $\log\left(\frac{P_3}{P_1}\right) = \log\left(\frac{P_3}{1-P_2-P_3}\right) = B_{31}X_i$

$$P_3(1 + e^{B_{31}X_i}) = e^{B_{31}X_i} e^{B_{31}X_i P_2} \quad (2)$$

解(1)，(2)方程式，得到

$$P_2 = \frac{e^{B_{21}X_i}}{1 + e^{B_{21}X_i} + e^{B_{31}X_i}}$$

$$P_3 = \frac{e^{B_{31}X_i}}{1 + e^{B_{21}X_i} + e^{B_{31}X_i}}$$

$$P_1 = 1 - P_2 - P_3$$

此時的  $P_1, P_2, P_3$  分別代表三個類別的預估機率 (Schmidt & Strauss, 1975)。

本研究的統計顯著水準採用較保守的  $P < .10$  為統計考驗時的基準。但是當研究結果的統計顯著水準較高時，也一併呈現  $P < .05$  與  $P < .01$  的標示。

## 伍、研究發現

由於男、女青年的人力運用實況有明顯的差異，本研究針對男、女樣本分別分析其人力運用適當性。表二呈現的是男、女樣本人力運用與「教育變數」及「個人人口變數」間的三類別 Logistic 迴歸分析結果。不論男、女，三類高職畢業生，除了男性家職畢業生外，都顯著的較高中畢業生不易成為「非勞動參與者」。另外，女性高工畢業生較女性高中畢業生更可能成為「適當運用人力」；男性樣本則有高工及高商畢業生顯著的較男性高中畢業生更可能成為「適當運用人力」之效果。再而，高中／職畢業後曾進修但未畢業之女性較未曾進修之女性更易成為「未參與勞動者」及「未適當運用人力」；但是男性曾進修未畢業者雖也會顯著的較未曾進修男性提高成為「未參與勞動者」的機率，可是其卻有顯著的增進男性成為「適當運用人力」的效果。



表二 男、女樣本人力運用適當性  
三類別 Logistic 迴歸分析

變數名稱	女		性		男		性	
	B <sub>13</sub>	卡方值	B <sub>23</sub>	卡方值	B <sub>13</sub>	卡方值	B <sub>23</sub>	卡方值
截距	1.073	5.53 **	-0.270	0.36	-1.749	5.98 **	-1.557	5.45 **
高工畢業生	-1.381	24.45 ***	-0.455	2.66 **	-1.753	69.82 ***	-0.722	7.29 ***
高商畢業生	-1.293	54.04 ***	-0.235	1.44	-1.563	24.84 ***	-0.954	5.50 **
家職畢業生	-1.664	30.30 ***	-0.107	0.18	-1.134	0.01	0.371	0.07
長期	-1.667	15.43 ***	-0.272	0.52	-0.640	2.33	-0.094	0.04
高工*長期	1.537	4.12 **	0.336	0.21	0.316	0.43	0.417	0.66
高商*長期	1.660	13.02 ***	0.255	0.37	0.617	0.53	0.845	1.15
家職*長期	0.080	0.01 ***	0.076	0.01	-0.864	0.23	0.123	0.18
曾進修未畢業	1.676	89.38 ***	0.639	11.04 ***	1.781	64.72 ***	-0.860	5.13 **
專科畢業	0.263	0.73	0.383	2.47	0.782	7.89 ***	-0.897	1.69
大學畢業	0.182	0.15	-0.087	0.04	1.245	6.62 ***	0.426	1.48
17-19歲者	0.991	8.28 ***	0.582	3.35 *	2.556	30.18 ***	0.226	0.51
20-24歲者	-0.195	0.39	0.022	0.01	1.505	11.95 ***	0.557	1.54
單身者	-1.517	37.37 ***	-0.308	1.43	0.289	0.27	0.049	0.03
健康有限制者	0.160	0.44	0.274	1.67	0.206	0.52	-0.005	0.04
父親學歷	0.017	0.60	-0.025	1.31	0.015	0.34	0.045	1.93
母親學歷	-0.011	0.18	0.021	0.67	0.011	0.14	-0.081	0.48
依賴人口數	0.040	0.26	-0.037	0.24	-0.202	3.12 *	0.104	0.27
有人照顧依賴人口	-1.139	0.79	-0.293	4.20 **	-0.134	0.57	-1.022	1.80
唯一收入來源者	1.896	36.62 ***	0.026	0.01	1.614	21.44 ***		
樣本數		1821				1244		
概似率		1529.10 ***				1012.76 ***		
P1平均數		0.259				0.353		
P2平均數		0.239				0.170		
P3平均數		0.501				0.477		

\*\*\*P=.01 \*\*P<.05 \*P<.10

註：P1為非勞動力，P2為未適當用人力，P3為適當用人力

若將中學教育類別和畢業、短期區分為表三的男、女樣本人力運用預估機率類型。我們在其他自變數採用「平均數」的條件下，估算出男、女樣本各八類我們感興趣的「人力運用機率預估值」（其所需用到的平均數請參見附錄）。

短期觀之，除了男性家職畢業生人數有限（只11人），使其估算準確性待議外，不論男、女，高職畢業生都有較高中畢業不易成為「未參與勞動者」的影響；而且在成為「適當用人力」的機率值方面，也是高職畢業性較高中畢業生高。然而，高中／職畢業五年以上時，女性除了家職畢業生仍具有

如前述般的長期效果外；商職的女性畢業生卻具有和畢業短期時完全相反結果，即其具有較高中女性畢業生高的「未參與勞動」及低的「適當用人力」機率估計值。另外，在高中／職畢業超過五年時，男性高工畢業生同是較高中男性畢業生有較低的機率成為「未參與勞動者」以及較高的機率為「適當用人力」。最後，我們也可以由表三的估計值得知，各類高職教育在人力運用方面的效益性——較低的「未參與勞動」及較高的「適當用人力」機率估計值——隨著畢業時間的增長而遞減。

另外，本研究也發現高中／職畢業生在未適當用人力別中的「職業教育不相稱」的差異並不像行政院主計處人力運用調查敘述般的懸殊（本研究以「大材小用」來量測，高中、工職、商職及家職畢業生的大材小用比各佔其人力運用別別的3.1%、4.5%、3.9%及2.0%）。由此可知，量測方式同，「職業與教育不相稱」變數的比例敏感度(Sensitivity)很大（民82年及民83年行政院主計處人力運用調查，在此變數採用不同量測判別標準，使得職業與教育不相稱率頓時降了十個百分點，也可支持本研究的看法）。

表三 男女樣本人力運用預估之機率

樣本	中學教育類別	長短期	非勞動力之機率	未適當用人力之機率	適當用人力之機率
女	高中	長	0.1518	0.2715	0.5767
	高中	短	0.4600	0.2061	0.3339
	高工	長	0.1768	0.2430	0.5802
	高工	短	0.1995	0.2258	0.5747
	高商	長	0.2026	0.2591	0.5383
	高商	短	0.2029	0.2620	0.5351
	家職	長	0.0354	0.3027	0.6619
	家職	短	0.1439	0.3061	0.5500
男	高中	長	0.2280	0.2729	0.4991
	高中	短	0.3543	0.2425	0.4032
	高工	長	0.2045	0.1936	0.6019
	高工	短	0.2759	0.1367	0.5874
	高商	長	0.2852	0.2010	0.5138
	高商	短	0.2916	0.1951	0.5133
	家職	長	0.2350	0.3189	0.4461
	家職	短	0.5832	0.1708	0.2460

如前述般的長期效果外；商職的女性畢業生卻具有和畢業短期時完全相反的結果，即其具有較高中女性畢業生高的「未參與勞動」及低的「適當運用人力」機率估計值。另外，在高中／職畢業超過五年時，男性高工畢業生同樣是較高中男性畢業生有較低的機率成為「未參與勞動者」以及較高的機率成為「適當運用人力」。最後，我們也可以由表三的估計值得知，各類高職教育在人力運用方面的效益性——較低的「未參與勞動」及較高的「適當運用人力」機率估計值——隨著畢業時間的增長而遞減。

另外，本研究也發現高中／職畢業生在未適當運用人力別中的「職業與教育不相稱」的差異並不像行政院主計處人力運用調查敘述般的懸殊（本研究以「大材小用」來量測，高中、工職、商職及家職畢業生的大材小用比例各佔其人力運用別的3.1%、4.5%、3.9%及2.0%）。由此可知，量測方式不同，「職業與教育不相稱」變數的比例敏感度(Sensitivity)很大（民82年及民83年行政院主計處人力運用調查，在此變數採用不同量測判別標準，使得職業與教育不相稱率頓時降了十個百分點，也可支持本研究的看法）。

表三 男女樣本人力運用預估之機率

樣本	中學教育類別	長短期	非勞動力之機率	未適當運用人力之機率	適當運用人力之機率
女性	高中	長	0.1518	0.2715	0.5767
	高中	短	0.4600	0.2061	0.3339
	高工	長	0.1768	0.2430	0.5802
	高工	短	0.1995	0.2258	0.5747
	高商	長	0.2026	0.2591	0.5383
	高商	短	0.2029	0.2620	0.5351
	家職	長	0.0354	0.3027	0.6619
	家職	短	0.1439	0.3061	0.5500
男性	高中	長	0.2280	0.2729	0.4991
	高中	短	0.3543	0.2425	0.4032
	高工	長	0.2045	0.1936	0.6019
	高工	短	0.2759	0.1367	0.5874
	高商	長	0.2852	0.2010	0.5138
	高商	短	0.2916	0.1951	0.5133
	家職	長	0.2350	0.3189	0.4461
	家職	短	0.5832	0.1708	0.2460

## 陸、結論與建議

本研究使用研究者自編問卷回收之可用樣本，進行三類別「人力運用適當性」Logistic 迴歸分析。並使用人力運用預估機率值來討論高中／職畢業生的長、短期「人力運用」效益。共計提出以下三點結論與五項建議：

結論 1. 短期言之，高職教育對於我國基層技術人力質與量的供給具有效益性；但是長期觀之，此項效益性呈現出衰減之勢。

結論 2. 商職女性畢業生在畢業長期時，其人力運用反而會出現較高中女性畢業生效益差的結果。

結論 3. 高中／職畢業後再進修青年，若曾進修但未畢業時，其反較未曾進修青年的人力運用效益更低。

建議 1. 技職教育當局，宜依據人力供需的實況，對基層技術人力培訓的途徑與方式適時重新檢討。假使不當的刪減高職教育的數量，將使基層技術人力短缺的情形更加惡化。

建議 2. 對於女性商職畢業生在畢業長期時，人力運用效益的優勢轉為劣勢，其形成的原因，有必要進行「教育」及「社會」因素的再探究。

建議 3. 高職教育對「人力運用適當性」的影響，除了使用本研究的三類別（非勞動力、未適當運用人力、適當運用人力）進行分析外，也宜針對六類別（未適當運用人力共有四類）進行後續分析研究。

建議 4. 對於未適當運用人力之「教育與職業不相稱」類別，宜再進行更客觀的量測。由於目前主計處在這方面的量測仍欠客觀。以至於技職教育程度者都因此被量得有極高的「教育與職業不相稱」率。此一量測準則有待社會科學界共同努力建立之。

建議 5. 技職教育當局宜參考其他先進國家建立「勞動資料庫」的成果；率先建立我國「技職教育畢業生的勞動資料庫」。如此，才易掌握技職教育畢業生在勞動市場長期的表現情形與供需變化，進而提升技職教育的決策品質。

## 附錄

表 A 人力運用適當性模型之平均數及標準差

變數名稱	全體			全體			全體		
	人數	平均數	標準差	人數	平均數	標準差	人數	平均數	標準差
高職畢業生	3010	0.771	0.419	1783	0.793	0.405	1227	0.740	0.405
高工畢業者	3010	0.311	0.463	1783	0.083	0.275	1227	0.643	0.405
高商畢業者	3010	0.398	0.489	1783	0.611	0.487	1227	0.088	0.405
家職畢業者	3010	0.061	0.239	1783	0.098	0.297	1227	0.007	0.405
長期	3010	0.191	0.393	1783	0.177	0.381	1227	0.211	0.405
高職 * 長期	3010	0.147	0.355	1783	0.138	0.345	1227	0.161	0.405
高工 * 長期	3010	0.064	0.245	1783	0.010	0.099	1227	0.142	0.405
高商 * 長期	3010	0.074	0.262	1783	0.115	0.319	1227	0.014	0.405
家職 * 長期	3010	0.009	0.096	1783	0.012	0.112	1227	0.004	0.405
曾進修未畢業	3010	0.163	0.369	1783	0.157	0.364	1227	0.171	0.405
專科畢業	3010	0.067	0.250	1783	0.058	0.234	1227	0.080	0.405
大學畢業	3010	0.026	0.160	1783	0.024	0.155	1227	0.029	0.405
男性	3010	0.407	0.491						
17-19歲者	3010	0.407	0.491	1783	0.386	0.487	1227	0.437	0.405
20-24歲者	3010	0.509	0.499	1783	0.541	0.498	1227	0.462	0.405
單身者	3010	0.932	0.250	1783	0.913	0.280	1227	0.960	0.405
健康有限者	3010	0.073	0.261	1783	0.076	0.265	1227	0.070	0.405
父親學歷(年)	3010	8.827	3.163	1783	8.792	3.147	1227	8.879	3.163
母親學歷(年)	3010	7.631	2.697	1783	7.516	2.616	1227	7.799	2.697
依賴人口數	3010	0.373	0.792	1783	0.379	0.835	1227	0.365	0.792
有人照顧依賴人口	3010	0.783	0.411	1783	0.789	0.407	1227	0.775	0.411
唯一收入來源者	3010	0.055	0.228	1783	0.048	0.214	1227	0.065	0.228
住院轄市者	3010	0.062	0.242	1783	0.063	0.243	1227	0.061	0.242
住省、縣轄市者	3010	0.434	0.495	1783	0.431	0.495	1227	0.438	0.495
地區失業者(%)	3010	1.614	0.544	1783	1.623	0.546	1227	1.603	0.544

附錄

表A 人力運用適當性模型之平均數及標準差

變數名稱	全體			全體			全體		
	人數	平均數	標準差	人數	平均數	標準差	人數	平均數	標準差
高職畢業生	3010	0.771	0.419	1783	0.793	0.405	1227	0.740	0.438
高工畢業者	3010	0.311	0.463	1783	0.083	0.275	1227	0.643	0.479
高商畢業者	3010	0.398	0.489	1783	0.611	0.487	1227	0.088	0.284
家職畢業者	3010	0.061	0.239	1783	0.098	0.297	1227	0.007	0.085
長期	3010	0.191	0.393	1783	0.177	0.381	1227	0.211	0.408
高職*長期	3010	0.147	0.355	1783	0.138	0.345	1227	0.161	0.368
高工*長期	3010	0.064	0.245	1783	0.010	0.099	1227	0.142	0.349
高商*長期	3010	0.074	0.262	1783	0.115	0.319	1227	0.014	0.120
家職*長期	3010	0.009	0.096	1783	0.012	0.112	1227	0.004	0.063
曾進修未畢業	3010	0.163	0.369	1783	0.157	0.364	1227	0.171	0.377
專科畢業	3010	0.067	0.250	1783	0.058	0.234	1227	0.080	0.272
大學畢業	3010	0.026	0.160	1783	0.024	0.155	1227	0.029	0.168
男性	3010	0.407	0.491						
17-19歲者	3010	0.407	0.491	1783	0.386	0.487	1227	0.437	0.496
20-24歲者	3010	0.509	0.499	1783	0.541	0.498	1227	0.462	0.498
單身者	3010	0.932	0.250	1783	0.913	0.280	1227	0.960	0.195
健康有限制者	3010	0.073	0.261	1783	0.076	0.265	1227	0.070	0.255
父親學歷(年)	3010	8.827	3.163	1783	8.792	3.147	1227	8.879	3.187
母親學歷(年)	3010	7.631	2.697	1783	7.516	2.616	1227	7.799	2.804
依賴人口數	3010	0.373	0.792	1783	0.379	0.835	1227	0.365	0.725
有人照顧依賴人口	3010	0.783	0.411	1783	0.789	0.407	1227	0.775	0.417
唯一收入來源者	3010	0.055	0.228	1783	0.048	0.214	1227	0.065	0.246
住院轄市者	3010	0.062	0.242	1783	0.063	0.243	1227	0.061	0.239
住省、縣轄市者	3010	0.434	0.495	1783	0.431	0.495	1227	0.438	0.496
地區失業者(%)	3010	1.614	0.544	1783	1.623	0.546	1227	1.603	0.541

## 參考文獻

### 一、中文部份

- 王誕生（民78）。多類別非順序性依變數洛基迴歸分析之運用，工業職業教育，8(1)，25-28。
- 行政院主計處（73-82）。中華民國72-81年台灣地區人力運用調查報告，台北：中央文物供應社。
- 吳聰賢與謝雨生（民77）。農村青年力年資源費用、就業結構及改換工作意願之變遷研究。青輔會青年人力研究報告之58。
- 徐育珠與黃仁德（民82）。台灣地區人力運用的衡量：非傳統指標的建立，政大學報，67,203-217。
- 張清溪，許嘉棟，劉鶯釧，與吳聰敏（民80）。經濟學：理論與實際（二版）。台北市：雙葉書廊有限公司。
- 黃智聰（民79）。台灣地區失業統計之研究，台大經濟研究所碩士論文。

### 二、英文部分

- Aldrich, J.H., & Nelson, F. D.(1984). *Linear probability, logit, and probit models*. Beverly Hill and London: Sage Publications, Inc.
- Allan, E. A., & Steffensmeier, D. J.(1989). Youth underemployment, and job quality on juvenile and young adult arrest rates. *American Sociological Review*, 54(1), 107-123.
- Clogg, C.C. (1979). *Measuring underemployment*. N.Y.: Academic Press, Inc.
- Dejong, G.F. Cornwell, G.T., & Guidons, M.E.(1990). *Underemployment of Pennsylvania State*. Penn. State University: Population Issues Research Center.
- Ehrenberg, R.G., & Smith, R.S.(1988). *Modern laboreconomics: Theory and public policy* (3rd ed.). Boston, MA:Scott, Foresmen and Company.
- Gunderson, M., & Riddell, W.C.(1988). *Labor market economics: Theory, evidence and policy in Canada*. (2nd ed.). Toronto: McGraw-Hill Ryerson Limited.
- Hauan, S.M.(1991). *Underemployment and economic well-being among married and single mother*. Master thesis, The Pennsylvania State University.
- Hauser. P.M.(1974). The Measurement of Labor Utilization. *Malayan Economic Review*, 19:1-17.

- Lichter, D.T.(1987). Measuring underemployment in reral areas. *Rural Development Perspectives*, 3(2), 11-14.
- Marshall, R., & Briggs, V.M.(1989). *Labor economics: Theory, institution, and public policy*. Boston: Richhard D. Irwin, Inc.
- McConnel, C.R., &Bure, S.L.(11986). *Contemprary labor economics*. New York:McGraq Hill Book Company.
- Pindyck, R.S., & Rubinfeld, D.L.(1981). *Econometric models and economic forecast*. (2nd ed.) N.Y. McGraw-Hill Book company.
- Schmidt, P., & Strauss, R.P.(1975). the prediction on occupation using multiple logi modes. *International Economic Review*, 16(2), 471-486.
- Studenumnd, A.H., & Cassidy, H.J.(1987). *Using Econometrics: A Practical guide*. Boston: Little, Brown and Company.

(本報告係根據國科會補助計劃 NSC83-0301-H-018-004 改寫而成)  
 王誕生 彰化師大工教系副教授(博士)  
 謝玉娥 嶺東商專企管科講師(碩士)

- Lichter, D.T.(1987). Measuring underemployment in rural areas. *Rural Development Perspectives*, 3(2), 11-14.
- Marshall, R., & Briggs, V.M.(1989). *Labor economics: Theory, institution, and public policy*. Boston: Richard D. Irwin, Inc.
- McConnel, C.R., & Bure, S.L.(1986). *Contemporary labor economics*. New York: McGraw-Hill Book Company.
- Pindyck, R.S., & Rubinfeld, D.L.(1981). *Econometric models and economic forecasts* (2nd ed.) N.Y. McGraw-Hill Book company.
- Schmidt, P., & Strauss, R.P.(1975). the prediction on occupation using multiple logit modes. *International Economic Review*, 16(2), 471-486.
- Studenmund, A.H., & Cassidy, H.J.(1987). *Using Econometrics: A Practical guide*. Boston: Little, Brown and Company.

(本報告係根據國科會補助計劃 NSC83-0301-H-018-004 改寫而成)

王誕生 彰化師大工教系副教授 (博士)

謝玉娥 嶺東商專企管科講師 (碩士)