国外教育经济研究・

美国大学教育投资的成本收益分析

(1969 - 1985)

E. 科恩和 W. W. 休斯著 官风华 译

- 导言

由汉森(Hansen, 1963)开始至最近墨菲和威尔兹(Murphy and Welch, 1988, 1989)以及 麦克马洪(Mcmahon, 1991)的创新性研究达到顶峰,大学教育的收益率曾经是大量研究的 课题。虽然许多研究采用明瑟(Mincer, 1974)技术的变式来测算学校教育的收益率,但近来试图 更新汉森、黑诺奇(Hanoch, 1967)和弗里曼(Freeman, 1980)工作的尝试仍然很少。在最近的研究中,威利斯(Willis)、墨菲和威尔兹、以及麦克马洪的工作特别有价值。

本研究的主要目的是提供 1969—1985 年大学教育内部收益率(IROR)的最新估计。这些估计值可以用来检验弗里曼的结论:大学教育的社会收益率曾经从 1969 年的 11%跌到 1973 年的 7.5%,弗里曼还说,1973 年的内部收益率代表一种"亏本"情况,因为其它投资的收益率大于大学教育投资。他的结果受到伦博格(Rumberger, 1980)、舒瓦兹和梭顿(Schwartz and Thornton, 1980)以及维特墨(Witmer,1980)的挑战。考察麦克马洪、普卡(Putka, 1988)、墨菲和威尔兹、以及科斯特斯(Kosters, 1990)等人最近的发现亦将甚有益处。他们宣称,1980 年代大学教育收益率已大幅度上升。另外,我们使用不同的模型来计算内部收益率,以检验内部收益率对假设和方法变动的敏感性。

虽然我们已认识到内部收益率的政策含义的局限性,但我们相信,对大学教育内部收益率进行合理的估计仍很重要。根据萨卡罗普洛斯(Psacharopoulos, 1989)的看法,如果教育支出可以被看作投资,则总体上,它应与其它投资有相似的行为规律。例如,内部收益率应与相应的大学入学率成反方向变动。而且,大学教育内部收益率应与对大学毕业生的需求直接相关。最后,关于内部收益率的信息应成为联邦或州政府对有关院校进行资助的一个决策要素。

二方法论

"精心设计的"大学教育内部收益率估计模型已经众所周知。设 E_{tt} 一 E_{tt} 为大学毕业生和高中毕业生的在 t 岁可归因于教育的收入差别, C_{t} 为 t 岁大学教育的直接成本,某人于 t=18 上大学,收入于 t=18 开始并持续到 66 岁,则通过连续近似法求解下述方程 1 即可求得大学教育内部收益率:

$$\sum_{t=15}^{66} (E_{ct} - E_{ht} - C_{t}) / (1 + IROR)^{t-18} = 0$$
 (1)

主要难题是如何获得由教育引起的收入差别一排除能力、运气、居住地以及其它个人性格特征的影响。对此,本文提供了几个模型。

模型 I:普诵最小二乘法 1(OLS1)

最简单的方法是估计样本中大学和高中毕业生的收入函数。设 Y₆ 和 Y₆ 分别代表大学和高中毕业生的小时劳动收入,A 为年龄,T 为任职期,X 是可能影响工资的有关劳动力市场和个人性格特征的向量(如婚姻状况、居住地、宗教信仰、种族和性别等),则可分别对大学和高中毕业生估计出两组独立的对数线性收入方程:

$$LnY = a + b_1 A + b_2 A_2 + C_1 T + C_2 T_2 + \sum_i d_i X_i + e$$
 (2)

其中 a. b. c 是标量, e 是随机误差。

使用 OLS,回归参数可以得到,而样本中的每一个观察值估计一个 LnY,进而,调整后的大学和高中毕业生年收入(E)可通过下式得到:

$$E = \lceil ExP(LnY \rceil * H \qquad (3)$$

H 是年工作小时数。

下一步是通过如下所示的二次方程分别产生大学和高中毕业生的年龄一收入曲线:

$$E = f + gA + hA_2 + V \qquad (4)$$

其中,f、g、h 是偏回归系数,v 是随机误差。由此得出的 E 将作为 Ect 和 Eht 的估计值进入方程1,从而得出 IROR。

这个模型可能有两种变异:首先,向量 X 的定义可以变动(参见表 2);其次,估计 H 可以有两种方法:(1)设每年工作 50 周,每周 40 小时,亦即 H=2000;(2)设 H 为 1985 年有关抽样调查样本均值,即高中毕业生 H=2151. 49,大学毕业生 H=2232. 89。

模型 2:OLS2

模型 1 的一个缺点是,虽然我们已经对向量 X 做了一些调整,但还是在大学和高中毕业生个人特征的基础上估计 LnY。如果两组的 X 有显著不同,则我们的方法将无法提供大学和高中毕业生因教育不同而引起的收入差别的估计值。此外,由于我们估计的是 5 个不同年份的 IROR,因此这些 IROR 的差别可能并非因教育不同而起,而可能是由 X 随时间的变动所导致。为了解决这个问题,与模型 1 一样,模型 2 首先估计方程 2; 其次,除了 A、 A_2 、T、 T_2 以外,某一年(本文是 1985)大学毕业生的全部变量的均值将由该方程的全部 X 值取代(也就是说,用所有年份大学和高中毕业生的有关数据代人)。设

$$B = a + \sum_{i} d_i X_i \qquad (5)$$

其中 a 来自方程 2,将 B 代入方程 2,有:

$$\ln Y = B + b_1 A + b_2 A_2 + c_1 T + c_2 T_2 \tag{6}$$

由于年龄和任职期是相关的,有必要估计与年龄相关的任职期。由此,用 A 对 T 进行回归,得 出 T=f(A),并将其代入方程 6。经此代换,方程 6 仅是 A 的函数。从而,用方程 6 可得到 18—66 岁每一年的年龄一收入曲线。余下步骤与模型 1 相同。

模型 3:逐步回归(SS1)

计算高中和大学毕业生收入差别的另一方法是使用逐步回归技术。事实上,韦斯勃劳 (Weisbrod, 1966)早已注意到逐步回归问题。使用逐步回归技术的研究现也已常见。然而,我

们仍未见到任何发表的研究在精心估计 IROR 时采用逐步回归技术。

虽然很难说哪种逐步回归方法是最好的,但由于其直觉的吸引力和相对的简单性,我们采用黑克曼(Heckman, 1979)过程。基本的方法是用下述概率方程估计大学入学的可能性:

$$COLL = f(E)$$
 (7)

其中 COLL 如表 1 所定义,E 是一个可能影响大学入学率的向量(比如父母的教育程序,家庭的社会经济状况,需赡养的人数,居住地及其类型,早年的经济情况,参见表 1),方程 7 的系数用最大似然法(ML)估计。

下一步是估计形如方程 2 的收入函数。但此时向量 X 中包含一个选择性变量 LAMBDA, 它来自方程 7 的 ML 估计值(用米勒比率的倒数)。余下步骤与模型 1 相同。

模型 4:逐步回归模型 2(SS2)

这一模型是将逐步回归与模型 2 结合。简言之,估计一个如方程 7 的概率方程,一个如方程 2 的小时收入函数,同时引入选择变量 LAMBDA。然后用 X 向量代替 1985 年样本大学毕业生的特征均值,B 通过方程 5 估计。其余步骤与模型 2 相同。

表 1 教育概率方程变量

CoLL	表示是否有大学教育学位,=1 是 =0 否
FED	父亲的学校教育年限
FSES	以父亲职业为基础的社会经济地位,用杜肯(Duncan)标尺。
MED	母亲的学校教育年限
SIBS	兄弟姐妹数
NORTH	表示是否在北部长大 =1 是 =0 否
WEST	表示是否在西部长大 =1 是 =0 否
LARGE	表示是否在大城市长大 =1 是 =0 否
SMALL	表示是否在小城镇或农村长大 =1 是 =0 否
WAR	表示 17 岁时是否有战争。战争年份是 1942-45,1950-53,1965-72. =1 是=0 否
UNEMQ	17 岁时的失业率
ADJERN	17 岁时年均国民收入,经通货膨胀调整
RACE	=1 白人 =0 其它
SEX	=1 男性 =0 女性
CATH	=1 信仰天主教 =0 其它
JEWISH	=1 信仰犹太教 =0 其它
PROTEST	Γ =1 新教徒 =0 其它

	农 2 收入力性中的变量
LNHRERN	小时收入的自然对数
ADE	年龄/10
AGE2	AGE 的平方
TENURE	已工作年限
TENURE2	TENURE 的平方
MARST	婚姻状况 =1 已婚 =0 未婚
SELF	是否自我雇佣 =1 是 =0 否
COVER	是否加入集体谈判协议 =1 是 =0 否
UNION	是否工会会员 =1 是 =0 否
NORTH	是否北部州人 =1 是 =0 否
WEST	是否西部州人=1是 =0 否
BKML	=1 男性黑人 =0 其它
BKFM	=1 女性黑人 =0 其它
WHFM	=1 男性白人 =0 其它

表 2 收入方程中的变量

三 数 据

本研究使用收入动态专家研究(PSID) 1969, 1974, 1978, 1982, 1985 的数据。样本仅限于有高中或大学文凭,样本年有正收入且全部变量均有数据者。本研究使用的变量如表 1、表 2 所示。

学校教育直接成本数据选自《教育统计文摘》各年版本,如表3所示。对于美国高等教育机构,公共服务、附属企业、医院及其它独立业务的费用从全日制学生的生均经常性支出中扣除。

由于 PSID 无法估计在校生的收入,我们还采有科恩和莱恩(Cohn and Rhile, 1989) 近年的研究结果,并且消费物价指数调整。在校大学生的收入分两类:(1)一、二年级生(18—19岁),(2)三、四年级生(20—21岁)。

年份	1969	1974	1978	1982	1985
直接成本	3110	4674	4579	5445	7514

表 3 大学生年均直接成本

资料来源:各年《教育统计文摘》(美)

四结果

概率方程

每一样本年运行一次概率方程,结果如表 4 所示。总体上,该方程在预测大学完成率方面

高度显著,只有20-25%的预测出现差错。概率分析的某些主要结果如下所示:

- 1、其它条件不变,父母的教育及其社会经济地位对大学完成率有正影响,家庭子女数有负影响。
- 2、其它条件不变,ADJERM 五年中有三年对大学完成率有负影响,表明,在低收入年份,毕业率倾向于下降。这一结果与上述观点矛盾:低收入(高失业率)表示机会成本低从而提高了学校教育收益进而刺激对大学教育的需求。另一方面,经济环境不好也降低了学生及其家庭负担大学教育的能力,这一效应看来抵消了机会成本低对需求的正影响。
- 3、其它条件不变,男性白人读完大学的可能性更大。种族影响虽然存在,但随时间推移而降低,至1985年统计上已不显著。
- 4、虽然宗教信仰不是一个主要因素,但 1985 年的数字表明,犹太教徒比其它宗教教徒有更大可能完成大学教育。这一结果与桑德尔(Sander, 1992)的最新研究一致。

工资方程

使用 DLS 和逐步回归模型,我们估计的许多工资方程如表 5 和表 6 所示。总体上,我们的结果与其他人的相似,表明年龄与收入存在二次型关系,而且已婚男性白人收入较高。对于高中毕业生而言,性别、种族影响更加明显,自我雇佣和集体谈判协议的系数是负的,工会会员资格的影响是正的。宗教因素对高中毕业生显著(在北部和西北尤其如此),但对大学毕业生不显著(有少数例)。

在模型 3 和 4 中,自选变量对高中毕业生有负影响且统计显著,对大学毕业生也有负影响,但统计不显著。LAMBAD 的总体显著性表明,有必要对自选变量进行调整。最后,拟合度(调整 R^2)显示,对于截面数据,我们的方程是令人满意的(尤其是对高中毕业生而言)。不过,较大的残差表明,定义改进还是可取的。

虽然 OLS 和逐步回归模型的结果有相当大的差别,但总体方向和系数的显著性比较相似 (特别是对高中毕业生而言)。一个有趣的差别发生在种族和性别变量上。比如,男性黑人与女性黑人的系数对 1985 年的 OLS 大学方程统计上显著,而逐步回归模型的相应系数不显著。

表ィ	大学毕业家的 MI	估计(括号中的数字是统计量)	⊢ AÓT MI	値)、因変量为COLL
-1X 1	A + + 17 + nu 1911	10 11 (10 5 T 0) W X 31: 11 92 (בנועו ויח	

		年	份		
自变量	1969	1974	1978	1982	1985
截距	-1.87	-1.03	-1.46	-1.19	0.99
	(-4.39)	(-2.73)	(~4.07)	(-3.48)	(2.84)
FED	0.10	0.08	0.07	0.04	0.03
	(5. 20)	(5.10)	(4.84)	(2, 7)	(6.6)
ESES	~~~			0. 12	0.05
	_	_	_	(5.24)	(2.78)
MED			0. 07	0.06	0.02
		У принару.	(4.18)	(3.57)	(1.39)

SIBS	-0.08	-0.07	-0.07	-0. 05	-0.03
	(-2.80)	(-3.02)	(-3.27)	(-2.77)	(-2.28)
WAR	0. 27	-0. 32	0.13	0.05	-0.04
	(1.69)	(-2, 50)	(1.38)	(0.58)	(-0.46)
UNEMP	0.006	-0.02	-0.02	-0.02	-0.03
	(0.48)	(-1.75)	(-1.45)	(-1.30)	(-1.73)
ADJERN	-0.01	-0.06	-0. 12	-0. 14	-0. 15
	(-0.42)	(-1.81)	(-3.43)	(-4.03)	(-4.56)
LARGE	-0.13	0.38	0.31	0. 19	-0. 36
	(0.80)	(2.59)	(2.58)	(1.64)	(-3. 25)
SMALL	-0.16	0. 10	0.08	-0.04	-0. 29
	(-1.03)	(0.74)	(0.73)	(-0.37)	(-2.65)
NORTH	-0.18	0. 01	-0.09	-0.06	0.13
	(-1.18)	(0.05)	-0.83	(-0.61)	1.46
WEST	-0. 35	-0.07	-0. 23	-0.17	-0. 36
·	(-1.58)	(-0.36)	(-1.49)	(-1.17)	-3.14
PROTEST				0.03	-0.04
			_	. (0.26)	(-0.36)
CATH				0.09	0. 16
	_	<u> </u>		(0.52)	(1.32)
JEWISH					0.39
	_	-			(1.92)
WHITE	0.66	0.05	0. 34	0. 29	0. 11
_	(2.78)	(2.77)	(2.49)	(2.30)	(1.03)
MALE	0. 20	-0.03	0. 21	0. 24	0. 15
	(1.19)	(-0.18)	(1.87)	(2. 24)	(1.78)
N	586	764	1210	1476	1495
对数似数比率	-303. 6	-414. 36	-576. 55	-686. 01	-920. 31
K方	67. 93	97.45	177. 29	235. 52	154.48

内部收益率

大学教育的内部收益率如表 7 所示,主要结论如下:

- 1、不考虑产生 IROR 估计值的方法,弗里曼关于 70 年代中期 IROR 低的说法得到支持。如使用 OLS,则 IROR 从 1969 年的 9—11%跌至到 1974 的 6—7%。这些数字与弗里曼的估计值极为接近。如果用逐步回归模型则 IROR 从 1969 年的 14—16%的跌至 1974 年的 10—12%。
- 2、我们的结果强烈表明,IROR 到 1978 年已经有所反弹。在 OLS 模型中 IROR 到 1978 年已达 9—10%,而逐步回归模型是 12—15%。

表 5 高中毕业生工资的回归系数及其 t 值(每个变量的第二行数字是值): 自变量为 LNHRERN

	19	69	19	74		19	78			19	82	- -		19	85	
自变量	OLS	38	OLS	SS	OLS(1)	SS(1)	OLS(2)	SS(2)	OLS(1)	SS(1)	()LS(2)	SS(2)	OLS(1)	SS(1)	OLS(2)	SS(2)
截距	-0.08	-0.15	-0.11	-0. 24	0.67	0.60	0.69	0.61	0.74	0.64	0.84	0.74	0.23	-0.08	0.24	-0.07
	-0.35	-0.63	-0.53	-1.14	4. 11	3.87	4.59	4.01	4. 49	3.85	5. 22	4.53	0.78	-0.25	0.82	-0.23
AGE	0.54	0.52	0.73	0.71	0.44	0. 43	0.41	0.40	0.61	0.61	0.53	0.53	1.01	0 . 99	1.00	0.97
	5.02	4. 93	6. 50	6.48	4.98	4. 92	4.75	4.67	6. 47	6.53	5.77	5. 82	6. 10	6.08	6.04	6.01
AGE2					-0.05								-0.12			
MADOT													-5.63			
NARST		0.13			0.12		0.10		0.10	0.11	0. 09			1.10		0. 10
WHFN	1.04	1.13	0.98	1.12	2. 42	2.62	2.07	2. 28	2. 05	2. 21	2. 02	2. 26	1.39 -0.28	1.56	1.39	1.57
W111 14													-3. 25			
BKMI.													0. 20			
													-3.18			-
BKFN													-0.33			
	-4.35	-0.15	- 3. 83	-2.90	-7.86	-6.52	-7.51	-6.11	-6.46	-5.04	-6. 37	-4.87	-3.54	-1.65	-3.52	-1.60
SELF	-0.33	-0.33	-0.19	-0. 20	-0.006	-0.001	-0. 29	-0.29	-	-	-0.45	-0.46		-	-0.28	-0.31
	-4.89	-5.01	- 2. 47	-2.68	-0.05	0.008	-5. 01	-5.14	-	-	-7.62	7.93	-	-	-4.09	-4.59
TEURE	-	-	-	~	0.32	0.31	0. 27	0. 26	0.34	0.34	0.27	0. 27	0.27	0.28	0. 25	0. 26
	-	-	-	~	5.39	5.38	4. 65	4.61	5.08	5.15	4.13	4.19	2.64	2.80	2.44	2. 59
TEURW	2	-	-	~	-0.07	007	-0.06	-0.06	-0.08	-0.08	-0. 07	-0.07	-0.03	~0.04	-0.03	-0.04
	-	-		-									-0. 68			
UNION	0.13	0.14	0. 12	0.13	-	-	0. 22	0. 22	-	-	0. 28	0. 28	-	-		0. 12
COVE	3. 33	3. 59	2.65	2.96	- 0.25	-0.38	6. 82	7, 02	- 0 Fe	-0.57	6.39	8.54		-0. 33	1.88	2. 03
COVE	·	_	_		-3.34		_	-			-	-			-	-
NORTH	0.11	0. 12	0.19	0.17		0.12	0. 10	0.09	-9.48 0.14	0.13	u. 09	0. 08	-4.63 0.06	0.04	0.04	0. 01
	2, 55	2. 68	3. 89	3.57	3. 92	3. 75	3. 04	2. 83	4. 20	3. 99	2. 74	2.50	1. 05	0.66	0. 64	0. 22
WEST	0.03	0.04	0.09	0.07	0.17	0.17	0. 15	0.15	0.19	0.19	0. 15	0.13	0. 10	0.16	0.08	0. 15
	0.56	0.64	1.40	1.12	3. 74	3, 73	3. 39	3. 35	4.04	3. 92	3. 17	3. 03	1.67	2.70	1.41	2. 46
LAMBD	4 -	-0.17	-	0. 35	-	-0.22	-	-0.23	-	-0.24	-	0. 25	-	-0.38	-	-0.39
	-	-1.71	-	-3.04	-	-2.77	-	-2.98	-	-3.07	-	-3.34	-	-3.32	-	-3.38
N	154	154	539	539	92_	921	921	921	1130	1130	1130	1130	578	578	578	578
R2	0.22	0. 23	0. 28	0. 29	0, 35	0. 35	0.37	0.38	o. 2 7	0. 32	0.31	0. 31	0. 27	0. 27	0. 27	0. 29
F	4, 15												19.03			
								12.00	01.00			55. 51				A 1 1 'K'

3、对 25 到 34 年龄段而言,大学对高中毕业生收入均值比率从 1978 年到 1982 年有相当大的上升(从 1.24 到 1.40)。正如墨菲和威尔奇所言,这可能表明大学教育收益率有可观的提高(从 6%到 10%)。模型 2 和 4 的结果与此一致:分别从 1978 年的 9.5—10.5%和 13.5—

15.1%上升至 1982 年的 14—16%和 17—19%。但模型 1 的 IROR 结果无变化,模型 3 表明从 1978 年到 1982 年 IROR 有轻微下降。

表 6 大学毕业生工资方程的回归系数及其 t 值(每个变量的第二行数字是值): 自变量为 LNHRERN

	19	69	19	74		19	78			19	82			19	85	
自变量	OLS	SS	OLS	SS	OLS(1)	SS (1)	01.8(2)	SS(2)	()LS(1)	SS(1)	01.8(2)	SS(2)	OLS(1)	SS (1)	OLS(2)	SS(2)
截距	0.15	0. 31	0.04	0.10	0.60	0.67	0. 62	0. 69	0.08	0.12	0.06	0.09	0.74	1.13	0.75	1.15
	0.28	0.58	0.10	0.23	1.54	1.76	1.59	1.8	0. 21	0.29	0.15	0. 23	2.5	4.07	2.77	4.13
AGE	0.62	0.62	0.67	0.68	0.63	0.66	0.62	0.65	0.99	0.99	1.00	1.01	0.70	0.64	0.70	0.67
	2. 21	2.30	2. 73	2.85	2. 92	3. 13	2.87	3.09	4.57	4.68	4, 59	4.72	4.88	4.69	4.86	4.67
AGE2	-0.07	-0.07	-0.06	-0.06	-0.06	-0.06	-0.05	-0.06	-0.09	. 0. 10	-	-0.10	-0.07	-0.07	-0.07	-0.07
	-1.89	1.95	2.02	-2.11	-2.09	-2.28	-2.04	-2.24	-3.58	-3.68	-	-3.72	-3.76	-3.74	-3.75	-3.73
MARST	0.12	0.10	0. 25	0.24	0.00	0.01	0.00	0.01	0.17	0.17	0. 17	0.17	0.11	0.11	0. 11	0.11
	0.81	0.64	2.03	2.06	0.00	0.07	0.02	0.08	2. 21	2. 18	2.12	.0.08	1.98	1.93	1. 98	1.94
WHFM	-0.32	-0.34	-0.17	-0.18	-0. 28	-0.27	-0.28	-0.27	-0.16	-0.15	-	-0.16	-0. 19	-0.17	-0.19	- 0. 17
	-1.76	-1.19	-1.14	-1.24	-2.58	-2.52	-2.56	-2.50	-1.41	-1.37	-	-1.42	-2.61	-2.37	2.63	- 2.6 5
BKML	-0.58	-0.45	-0.31	-0.25	-0.19	-0.11	-0.18	-0. 10	-0.12	-0.10		-0.10	-0.16	-0.00	-0.16	0.01
	2.60	-1.84	-1.59	-1.24	-1.69	-0.94	1.56	-0.86	-1.11	-0.85	-	-0.85	-2.54	-0.04	-2.57	-0.07
BKFM	-0.06	-0.41	0.02	0.07	-0.38	-0. 29	-0.37	-0. 28	-0. 25	-0. 21	-	-0.22	-0.36	-0.16	-0.36	-0.16
	-0.15	-0.12	0. 07	0.30	-2.46	-1.83	-2.36	-1.76	-1.49	-1.19	-	-1.22	3.60	-1.53	3.63	-1.57
SELF	0.06	0.07	-0.43	-0.43	-0. 22	-0. 23	-0. 25	-0.25	=	-	-0.09	-0.09	-		-0.14	-0.16
	0.42	0.49	-3.65	-3.74			-2.70			-		-0.94	-	-	2. 47	- 2. 80
TENUR	Ε -	-	-	-	0.13	0. 14	0.14	0.14	-0.09	-0.09	-0.10	-0.10	0. 31	0.31	0.30	0.30
(C) (C) (T) (T)	-	-	-	-	0.96	1.04			-0,66					4.16	3. 87	3. 91
TENUE	2 -	-	-	-			-0.04									
17511/351	-	-	-	-			-0.88						-3.01			
UNION		0.09	0. 05	0.05	-	-	-0.05			**	0.05	0.05	•	-	0. 04	0.05
COVED	0.70	0. 67	0.44	0.43	-	-	-0. 49		-	-	0. 47	0. 53	-		0.60	0.89
COVER	-	-	-	-		-0.02	-	-	-0.09			-	-0.13	-0. 15	-	÷
MODELL	-	0.00	- 0.10	-	-0.15	0. 11	-		-0.96		-	0.05		-2.88	-	-
NORTH		0.06	0. 12	0. 12	0.04	0.05	0. 05	0.05	0. 04	0.05	0.04	0.05	0.08	0.04	0. 08	0.04
WEST	0.48	0. 63	1.38	1.38	0.69	0.80	0.76	0.85	0. 65	0.72	0.65	0.72	1.88	1.06	1.79	0.94
WEST		-0.08		-0.00		0.01	0.01	0.01	0.13	0.13	0.13	0.13	0.04	0.09	0.04	0.08
LAMBD.		-0.67	0.01	-0.03		0.07	0.09	0.12	0.09	1.45	1.41	1.47	0.79	1.63	0.73	1. 57
DAMIDD.		-0.14		-0. 08	-	-0.13	-	-0. 13		-0.05	-	-0.05	-	-0.52	-	-0.53
NT		-1.18	-	-0.71	-	-1.83	-	-1. 81	-	-0.61	-	-0.65	-	-4.66	-	-4.72
N	154	154	225	225	289	289	289	289	346	346	346	346	917	917	917	917
R2	0.22	0. 23	0.28	0.29	0. 29	0.30	0.29	0.30	0.25	0. 25	0.25	0.26	0.22	0.24	0. 22	0.24
F	4.15	3. 90	2.51	7. 76	9. 32	2. 91	9. 34	8. 92	10.3	9.47	9, 46	8. 75	23. 19	23.50	21.31	21.79

4、1985 年的结果对模型选择特别敏感。与 1982 年相比,模型 1 和 4 表明 IROR 相对稳定,而模型 2 显示:从 1982 到 1985 年 IROR 剧减。模型 3 又显示出 1985 年 IROR 奇高: 21.7-24.5%。

5、我们偏向模型 4 的估计。它表明 IROR 从 1969 年的 15%降至 1974 年的 11%,然后回 升到 1978 年的 14%,于 1982 年达到 18%,并在此水平上保持到 1985 年。如果这些数据可靠, 则有许多重要结论。首先,即使在 IROR 最低的 1974 年,它仍高于 10%。如表 8 所示,大学教 育的 IROR 高于十年期债券,大约与优先股相等。与房产投资相比也较好,但低于物质资本的 收益。对于其它年份,我们估计的 IROR 高于任何其它形式的投资的收益率。因此,只有在忽 略自选修正的情况下,大学教育投资亏本的说法才有合理性。

表 7 不同模型计算的大学教育 IROR

年 份	1969	1974	1978	1982	1985
模型 1	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·				
OLS—工会—H1	8. 9	6.9	10.1	9.5	8.8
OLS—工会—H2	8. 5	6.7	9.3	8. 1	7.2
OLS一协议一H1	_	_	8.7	9. 6	8.9
OLS-协议H2	-	_	7.9	8. 2	7.3
模型 2					
OLS—工会···H1	10. 5	6.3	9.6	15.2	5.4
OLS—工会—H2	11-6	7.2	10.5	16.2	6.2
OLS-协议一H1		<u> </u>	9.5	14.4	4.9
OLS协议H2	_		10.4	15.3	5.7
模型 3					
OLS—工会—H1	14.6	11.7	14.4	12. 1	24.5
OLS一工会一H2	14.4	11.3	13.6	10.7	21.9
OLS-协议-H1	-	<u></u>	13.1	12.0	24.3
OLS协议一H2	- ~)	12.2	10.6	21.7
模型 4					
OLS-工会-H1	15.1	10.5	14.1	17.7	17.6
OLS-工会-H2	16.3	11.5	15.1	18.8	18.8
OLS协议H1	-		13, 5	17.4	18.2
OLS-协议-H2	_	_	10.4	15.3	15.7

注:工会指收入回归方程中包含变量 UNION,协议包含变量 COVER。

表 8 房产及非房产投资收益率及有关利率(%)

年 份	1969	1974	1978	1982	1985
房产投资	2.0	1.0	6.0	7.0	6.0
非房产投资	22. 0	17.0	19.0	14.0	18.0
10 年期金融债券	6.7	7. 6	8.4	. 13.0	10.6
公司债券	7. 0	8.6	8. 7	13.8	11.4
利率	7. 0	10.8	10.8	14. 9	9. 9

重要的是,我们的结果与其它研究有显著的不同,比如,威利斯计算的大学教育 IROR 从 1967 到 1981 年基本保持不变,并于 1982 年稍微越过 10%;萨卡罗普洛斯报告说,私人 IROR 较低,并从 1970 年 8.8%跌至 1974 年的 4.8%,1975 和 1976 年才回升到 5.3%;文特墨估计 1972 年的 IROR 为 14%。我们的数据还表明,大学毕业生的边际收入超过其直接成本。

五 结论和评论

本研究的首要结论是,虽然大学教育的 IROR 从 1960 年代晚期到 1970 年代中期确实有所下降,IROR 的水平仍然处于较高的水平,足以说明大学教育投资的可行性;而且,到 1978年,IROR 已反弹到 1974年的水平。1979 到 1982年,IROR 持续上升,而 1982—1985年保持相对稳定。

不同的方法估计出的 IROR 有相当大的不同,特别是 OLS 和逐步回归模型的结果差别甚大,其中后者得出的 IROR 较高。此外,模型 4 和模型 3 的结果也有所不同。模型 4 与下述观点更为一致:教育的收益应建立在由教育引致的个人一生收入差别的基础上。

必须强调的是,我们并不认为我们的结果已趋完美。下列问题需要进一步研究:

- 1、概率方程和收入函数的形式可待改进。这可通过收集更多数据或对现有数据作更深入分析达成。
 - 2、关于年龄收入曲线是二次型的假设可能有错误。
 - 3、对数线性收入函数可能并非是最理想的。
 - 4、截面数据分析有其局限性。
 - 5、教育质量没有得到考虑。
 - 6、高等教育的非货币收益没有得到考虑。
- 7、PSID 及类似调查的数据以自我报告为基础,系统误差因此可能产生。此外,数据可能含有测量误差。
 - 8、计算方法可以进一步提炼。
- 9、我们只估计与高中毕业生相对而言的大学毕业生的平均收益率,还有两种改进的可能: 其一,可计算不同大学毕业生组的 IROR;其二,研究某些大学相对于高中的 IROR,以及某一 类大学毕业生相对其它大学的 IROR。
- 10、虽然可以思考为什么 IROR 会随时间而变动,但由于数据不适于对这些假设进行有效的检验,我们仍坚持不作如是努力。
- 11、此处所用数据按人头采集,对于女性而言,这可能产生问题,因为样本中的女性可能并不能代表全体人口中的女性比例。可考虑非人头方式的分析。
- 12、由于数据限制,本研究没有考虑学生毕业的学校的质量。虽然最新研究表明,大学教育收益对学校类型不敏感,但在考虑质量问题后重估我们的模型无疑是有益的。
- 13、有人建议应在收入方程中加入职业变量。虽然这种做法已很普遍,但由于(正如贝克所言)职业类型很大程度上由教育决定,因此我们还没有引入职业类型变量。

(本文译自 Economics of Educatuion Review, Vol. 13, No. 2, June 1994, 参考文献略。)

(责任编辑 H)