

含有能力测定变量的人力资本收入函数研究及实证分析

王云多

(黑龙江大学 经济与工商管理学院,黑龙江 哈尔滨 150080)

摘要:人力资本收入函数将教育水平和工龄看作影响个人收入的主要变量,将能力因素并入残差项,导致教育收益率可能被高估,存在三类消除教育收益率偏差的方法。基于问卷调查数据,借鉴现代人力资本理论研究的新方法,通过在收入函数中加入明确的能力测定变量,排除能力对收入的影响,从实证角度测定教育收益率。

关键词:人力资本;能力;收入函数;教育收益率

中图分类号:F240

文献标识码:A

文章编号:1001-7348(2009)23-0183-05

0 引言

人力资本收入函数通常将能力因素并入残差项中,导致残差项(能力)与解释变量(教育水平、工龄)相关,争议的焦点在于个人特定的生产能力有没有反映在一般的人力资本测量上,这些能力可能与工资收入和教育水平正相关,教育投资增加可能导致生产能力也增加。如果教育收益率没有考虑能力的估计,那么教育收益率的估计值可能存在高估,在国外有关教育收益率估计值的研究中,存在3类消除这一偏差的方法:

(1)由格里利克斯(Griliches)和梅森(Mason)^[1]提出,在收入函数中加入明确的能力测定变量,用能力测定代表在劳动力市场获得回报的能力。包含在横截面回归中的能力测定结果,特别是在考虑测量误差后,倾向于降低教育收益率的估计值。

(2)由伯尔曼等^[2]提出,试图通过估计双胞胎之间在教育水平和工资上的不同来消除被省略的能力偏差。伯尔曼等假定双胞胎具有相同的天生能力禀赋,在收入函数中排除能力差别对劳动收入的影响。概言之,与第一种方法相比,此方法更倾向于降低教育收益率的估计值,安格瑞斯特(Angrist)和克鲁格(Krueger)^[3]重新测定了双胞胎的数据,他们的实证研究强调测量误差的重要性。二者采用普通最小二乘法估算的教育收益率是0.09,而加入工具变量后教育收益率的估计值(把双胞胎的教育水平作为工具)是0.17,实证研究结论暗示教育收益率的普通最小二乘估

计值被低估。

(3)由安格瑞斯特(Angrist)和克鲁格(Krueger)^[4]提出,利用影响教育决策因素中的自然变差去创造与能力不相关的教育工具。这个方法在被估计的教育收益率中没有发现被省略的能力偏差,或者即使有区别,也是存在低估而非高估。

1 数据来源说明和数据统计

论文使用的数据为问卷调查数据。调查时间为2005年7—9月,受调查资金、人力和时间的限制,以部分高校大学生为调查者,选取了东部、中部和西部部分省市大学生父母和亲属作为问卷调查对象。调查问卷分布于河北省、山东省、黑龙江省、安徽省、浙江省、内蒙古自治区、辽宁省、宁夏回族自治区、甘肃省、河南省和天津等地区。调查信息包括调查对象的性别、年龄、学历、工作年限、个人收入、所属行业、对待高等教育扩招的态度以及对待高等教育专业设置的态度等指标。

“年龄”变量被定义为以年为单位的连续型变量,即从调查对象出生到接受调查年份的实际时间跨度。“学历”变量被定义为连续变量,将入学年龄设定为7周岁,将小学教育设定为6年,初中教育设定为3年,高中教育设定为3年,中专设定为3年,大专教育设定为3年,大学本科教育设定为4年,硕士教育设定为3年,博士教育设定为3年。“工作年限”也被设定为以年为单位的连续型变量,代表劳动力市场经历。工作年限的计算公式设定为:工作年=

调查对象的实际年龄-入学年龄-受教育年限。由于获取调查对象真实工龄记录的困难,论文未考虑调查对象工作转换和失业持续期对工龄连续性的影响。“个人收入”被定义为一个连续变量,用年工资代表。“工作单位所属行业”被设定为由不同行业组成,本文根据各行业的特点将其合并为3类,分别是竞争性行业(包括制造业、建筑业、批发零售业、社会服务业4个行业)、垄断性行业(包括电力煤气及水的供应、采掘业、交通仓储和邮电通信、金融保险、房地产业5个行业)、行政事业单位(包括教育文化广播影视业、国家党政机关和社会团体等部门)。对待高等教育扩招的态度以及对待高等教育专业设置的态度被设定为用0或者1表示的二进制虚拟变量。论文将根据问卷调查中调查对象对高等教育扩招是否合理以及高等教育专业设置是否合理的回答结果,设置虚拟变量。如果调查对象回答高等教育扩招合理,就填写数值0,如果回答不合理就填写数值1。同样,调查对象回答高等教育专业设置合理,就填写数值0,如果回答不合理就填写1,测试结果作为代表能力的工具变量。

本次调查累计发放问卷5 000份,回收问卷3 520份,超过发放问卷总数的1/2。为了获得更真实的个人工资收入和教育水平的信息,在回收的3 520份问卷中,进一步进行筛选,对调查对象非应答或者应答模糊、应答信息缺失严重的问卷予以剔除,经过一定的筛选工作后,实际回收的有效问卷有2 651份。回收有效问卷的分布比较具有代表性(见表1)。

表1 样本特征分布

变量	调查对象	男性	女性	
年龄(年)	42.44(8.94)	43.33(8.18)	41.04(8.54)	
受教育年限(年)	12.75(3.13)	12.64(3.12)	12.92(3.14)	
工龄(年)	22.68(9.73)	23.69(9.54)	21.12(9.83)	
月收入(元)	1 366.23 (1 201.26)	1 445.32 (1 313.41)	1 243.14 (990.16)	
教育水平(%)	小学	5.30%	3.08%	2.22%
	初中	18.80%	12.45%	6.37%
	高中	32.60%	20.29%	12.31%
	大专	19.50%	10.64%	8.86%
	本科	21.20%	12.94%	8.26%
	硕士	2.10%	1.09%	1.01%
	博士	0.60%	0.37%	0.23%
性别(%)	100%	60.88%	39.12%	
行业分布(%)	竞争性行业	54.90%	31.95%	22.95%
	垄断性行业	21.20%	14.52%	6.68%
	机关事业单位	23.90%	14.41%	9.49%
地区分布(%)	西部省市	14.56%	7.28%	7.28%
	中部省市	60.39%	37.31%	23.08%
	东部省市	25.05%	16.35%	8.7%
调查对象数量(个)	2 651	1 614	1 037	

注:工龄=年龄-受教育年限-7;括号中数值为变量的标准差。

2 含有能力变量的收入函数设定

使用双胞胎数据测量教育收益率的准确性还有待深入研究,但是,采用双胞胎数据测量教育收益率不失为一个很好的方法。由于在问卷调查中搜集双胞胎数据的工作难度很大,而且即使搜集到一定数量的双胞胎数据也难以保障调查对象的数量足够多,获得的调查对象数量可能无法排除能力差别对收入的影响,因此这种方法难以被普遍推广使用。此外,双胞胎能力相同的理论假定也可能不符合实际,因为不能依据具有一定的血缘或共同的遗传基因就断定双胞胎具有同样的能力,现有的科学研究也没有解决这一问题。普遍的观点认为后天的因素仍然是影响个人能力差别的主要因素^[5-7]。本文使用的问卷调查中没有设计双胞胎选项,未考虑使用双胞胎数据测量教育收益率,将采用第一种和第三种方法测量教育收益率,选择适当的代表能力的工具变量。这种方法通过选择代表能力的工具变量分离出一些并入误差项中影响收入的因素,在现实研究中具有一定的可行性,本文使用的问卷调查表中设计了两项代表收入能力的因素,分别是调查对象对高等教育扩招的态度以及对高等教育专业设置的态度,将它们作为代表测量调查对象收入能力的工具,尽管这样设定能力有待深入考察,但是,在没有找到一个更恰当的代表收入能力测定的选项之前,这是一个看似可行的简单设定。称其简单是因为调查对象只需要对问题回答合理还是不合理,便可以反映出收入能力测试,如果调查对象认为高等教育扩招合理就反映了调查对象收入能力比较强。这样设定是因为,一方面对于没有机会上大学收入能力比较强的人,大学扩招使他们有机会进行人力资本投资,获得更多的人力资本;另一方面对于收入能力比较强的人,大学扩招带来的受过高等教育人口的增加并不会影响他们的工作岗位和收入水平。相反,收入能力较弱的人,就会担心高等教育扩招危及到切身的利益,抵制高等教育扩招,反对大学扩招。而且,上过大学并且毕业后在某一工作岗位从业,并不一定代表其收入能力很强,这些既得利益群体对于高等教育扩招后增加的竞争对手也采取抵制的态度。他们不愿意看到高等教育扩招影响他们的收益,因为随着高等教育人群的增加,在高等教育需求没有增加或者没有显著增加的情况下,势必带来高等教育投资回报的下降。但是,本文的观点不一定完全正确,因为对于高等教育扩招,一些能力较低的人也有机会接受大学教育,提高自身的人力资本含量。当然,只有在能力和教育互补的假定条件下,通过教育投资弥补能力欠缺的人,接受高等教育提高能力的决策才是合理的。

此外,本文认为对于高等教育专业设置的回答反映了调查对象的收入能力测试,收入能力强的人希望高等教育专业设置更加合理,反映市场经济需求一方的要求,满足市场的需要。对于收入能力强的人,合理的专业设置能够充分地挖掘自身的潜力,提高自身的收入能力和边际产

出,能更有效地配置其人力资本,进而在工作岗位上能更有竞争力。收入能力相对较弱的人,对高等教育的专业设置关注度不够,在模棱两可的情况下往往作出肯定的回答,即回答高等教育专业设置合理,因为对于他们来说高等教育专业设置合理与否,没有多大的意义,他们更关心的是能不能得到大学文凭,而不关心如何更好地提高自身人力资本含量。当然对于这一问题的回答也是相对的,收入能力强的人也许对于高等教育专业设置根本就不关心,甚至拒绝接受高等教育,收入能力较弱的人,也可能回答高等教育专业设置不合理,因为他们相信来自自身能力就比较低,谋生能力比较差,不合理的专业设置很可能不能提高或者不能充分地提高他们的人力资本含量,影响他们毕业后的就业机会和竞争能力。即使对于已经工作了的大学生,作为问卷调查对象,他们深有感触,专业设置不合理使他们不能在工作岗位上很好地工作,也影响到他们得到一份满意的工作。因此,选择代表能力的工具变量一定要慎重,否则很可能适得其反。在后面的研究中,本文将使用第一种方法和第二种方法估算教育收益率。

本文将根据问卷调查中调查对象对高等教育扩招是否合理以及高等教育专业设置是否合理的回答结果,设置虚拟变量。如果调查对象回答高等教育扩招合理,就填写数值 0,如果回答不合理就填写数值 1。同样,调查对象回答高等教育专业设置合理,就填写数值 0,如果回答不合理就填写 1,测试结果作为代表能力的工具变量。

本文同时考虑横截面数据被省略的能力偏差和测量误差,当然,在前人的研究中,已经有部分国外学者考虑了这个问题。格里利克斯曾经使用教育水平工具,而且也使用代表能力的测试成绩解释上面的问题,指出能力、教育与收入函数残差负相关。同时,格里利克斯指出能力、教育与收入函数残差负相关的可能原因是存在测量误差或者教育的内生性问题,即能力较强的人离开学校较早。本文的一些研究方法类似于格里利克斯的研究方法,但是,也存在一些不同之处。首先,本文使用的是 2005 年最新的问卷调查数据,而这些数据可能与其它研究关系更密切。其次,本文通过对问卷调查中调查对象对高等教育扩招和专业设置态度的回答结果的适当处理,分离出被省略的能力偏差对教育收益率估计值的影响。这些处理结果比智商测试成绩可能更具有一致性。此外,尽管在前面的研究中本文已经使用帕克检验证实了明瑟收入函数中工作经验项和误差项之间不存在异方差,但在这里,本文仍然将工作经验看作内生变量。探讨人力资本模型中教育收益率估计值存在偏差的另一个原因,探讨劳动力市场工作经历的作用。在关于教育水平和收入之间关系的基础明瑟收入函数中,假定所有人具有同样的人力资本投资机会,而且,所有人的人力资本投资的回报是相同的。与明瑟收入函数规定的不同,贝克尔模型允许能力影响人力资本投资回报率,假定具有较高天赋能力的人也将得到较高的人力资本回

报。沿着贝克尔的研究,本文假定每个人存在表示教育水平边际福利和边际成本的函数,采取的形式如下:

$$MB(A_i, S_i) = \exp(kA_i)S_i^b \quad (1)$$

$$MC(P_i, S_i) = \exp(-P_i)S_i^d \quad (2)$$

其中, S_i 是教育年限, A_i 是能力, P_i 是个人人力资本投资的机会, b, d 是参数。由于理论分析中,通常假定边际成本递增,边际收益递减,所以在这里,本文假定 $d > 0, -1 < b < d$ 。在这些假定条件下,经过换算,教育水平的最优投资规模应该是:

$$S_i^* = \exp \frac{kA_i + P_i}{d-b} \quad (3)$$

按照理论推导,从式(3)可以发现,能力强(或者机会多)的人将在教育上投资更多。假定受过 S 年教育的人的工资是 $W_i = \int_0^{S_i} MB(A_i, S_i) dx_i$, 为了与明瑟等人研究使用的对数线性收入函数作比较,对工资收入取对数得到:

$$w_i = \log(W_i) = -\log(1+b) + (1+b)\log(S_i^*) + kA_i \quad (4)$$

式(4)显示如果能力保持不变, w_i 和 S_i^* 之间的关系,即教育水平对收益的影响,反映在教育水平的边际福利函数的对数斜率上。但是,在这个理论框架下,导出教育水平边际福利函数是不可能的,为了得到通常使用的收入函数的半对数表达式, W_i 的表达式应该是:

$$W_i = \exp(f + gS_i^* + hA_i) \quad (5)$$

这表明边际福利函数为:

$$MB = \frac{dW_i}{dS_i^*} = g \cdot \exp(f + gS_i^* + hA_i) \quad (6)$$

式(6)中从 0 到 S_i^* 对边际福利函数积分,得不到期望的 W_i , 然而, 本文将遵循通常教育收益率估计的实证方法,在对数收入函数中引入教育年限和对数收入关系的线性设定。格罗斯曼^[7]的研究已经证明在存在教育水平和对数收入线性关系的情况下,财富极大化模型和对数线性收入函数回归是一致的。所以没有必要进一步争论这个问题。

可是,如果能力被忽略, S_i^* 和 A_i 之间的相关性将导致教育收益率估计中存在偏差。通常假定能力被忽略将使教育收益率被高估,但是,在能力和教育水平负相关的情况下,事实不一定如此。教育水平的对数和能力的协方差是:

$$\sigma_{\log(S^*), A} = \frac{k\sigma_A^2 + \sigma_{P,A}}{d-b} \quad (7)$$

式(7)中 $\sigma_{P,A}$ 代表能力和机会的协方差。如果能力和机会不相关,则教育水平的对数和能力的协方差符号完全为正;如果能力和机会负相关,则能力和机会的协方差符号不能确定。既然机会代表教育边际成本曲线的移动,则收入能力强的人很可能机会成本更高,即放弃的收入更多,当然,能力和机会也可能负相关。假如工资是教育边际

成本的直接决定因素,将得到:

$$\begin{aligned}
 MC &= \exp(C_t)W_t = \exp(C_t) \int_0^{S_t} MB(A_t, x_t) dx_t \\
 &= \exp(kA_t + C_t) \frac{S_t^{(1+b)}}{1+b} \quad (8)
 \end{aligned}$$

式(8)中, C 代表教育的直接成本和间接成本(机会成本), C 的变化将导致边际成本曲线发生移动。式(8)中, $d=(1+b)$ 和 $P_t = -kA_t - C_t + \log(1+b)$, 在这些限定条件下, $\sigma_{\log(S_t^*), A} = -\sigma_{C, A}$ 。如果能力强的人的教育成本更低(排除机会成本), 那么能力和教育水平的协方差符号将为正, 这也是为什么本文在实证研究中采用教育和工作经验的协方差项符号有可能为正的原因。教育年限系数的普通最小二乘估计值将被高估。另一方面, 理论上被省略的能力也可能导致教育年限系数的估计值被低估。在这个框架下, 引入格里利克斯提出的教育的内生性问题, 令:

$$W_t = \exp(\varepsilon_t) \cdot \int_0^{S_t^*} MB(A_t, x_t) dx_t \quad (9)$$

式(9)中 ε_t 是收入函数中的误差项。影响教育的边际成本而不影响边际收益。给出式(2)中 MC 的表达式, 最优教育水平是:

$$S_t^* = \frac{1+b}{\exp(C_t + \varepsilon_t)} \quad (10)$$

对数工资方程是:

$$w_t = \log(W_t) = -\log(1+b) + (1+b)\log(S_t^*) + kA_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

式(11)中, 教育与收入函数残差负相关。这引起教育年限的系数估计值被高估(与教育中的古典测量误差一样), 但是, 与任何省略能力变量的教育收益率估计值相比, 这个偏差的大小在理论上未定。

3 控制能力影响的教育收益率估计值检验

在收入函数中将能力变量从误差项中提取出来的主要原因是能力是影响收入的重要因素, 此外, 能力测定需要说明能力是挣钱的能力而不仅仅是智商意义上的能力^[8]。

对这个理论的一个扩展是考虑个人能力对教育决策的作用, 同时保留教育是一种投资的根本想法。将能力引入对数线性收入函数。在基本模型中, 教育收益率在某种程度上由放弃的收入(减去来自政府和父母的任何补贴)和任何教育成本决定^[9]。引入能力差别对计算有两个影响。一方面, 越有能力的人可能比没有能力或者能力低的人能够将教育更有效率地转化为人力资本, 这将提高能力强的人的教育收益率。可以认为个人内在具有的能力和教育的投资是生产人力资本的补充因素, 所以在教育投入一定的条件下, 一个能力禀赋越多的人产生的人力资本越多。另一方面, 既然有能力的人在劳动力市场上可能收入更多, 越有能力的人教育的成本可能更高。如果通过人力资本投资获得的能力与收入能力正相关, 那么将减少教育收益率。

这又体现了通常关于最优的教育水平是教育的边际

收益率等于教育的边际成本的观点。可是, 也要考虑最优教育投资随人而变, 有更深层次的原因: 不仅教育回报会因为能力的不同而不同, 能力强的人从增加的教育中收益更多, 而且个人在当前和今后的收入之间的边际替代率也可能不同, 即个人之间的贴现率不同。这可能是由于各个人获得收入的机会不同或者对教育的偏好不同。

如果能力水平相似, 那么这个效应相对不明朗——低贴现率的个人将选择更多的教育。可是, 个人可能期望在这两个因素之间存在负相关: 收入能力强的父母将更富有, 能够给子女提供更多的教育资源。此外, 受过更多教育的父母将有更强的教育偏好(或者更低的贴现率), 他们的孩子可能继承父母的这些能力。如果能力在某种程度上可以继承, 那么具有更高能力的孩子更有可能比一般的孩子有更低的贴现率。基于上述分析, 从实证分析角度测量教育收益率的最小二乘估计值中存在的潜在偏差。这个偏差将由能力的方差、贴现率的方差以及二者的协方差决定。内生偏差的出现是因为具有较高边际收益的个人或者具有较低边际成本的个人选择接受更多的教育。如果没有贴现率方差, 那么内生性将仅仅由于能力和教育之间的相关而出现, 既然教育和能力之间可能存在正相关, 那么在最小二乘估计中的偏差将被高估。如果没有能力偏差, 那么内生性仅仅是由于贴现率和教育数量之间的负相关关系, 如果贴现率与工资正相关, 那么最小二乘估计值将被低估。这样, 在教育收益率的最小二乘估计中偏差的方向是不清楚的, 最终依实证分析的问题而定。

在明瑟收入函数的设定中, 扰动项包括难以观测的个人动因, 这些个人动因可能影响教育决策, 导致收入函数中教育项和误差项相关^[10]。这个问题在实证分析中一直是讨论的焦点, 即如果教育是内生的, 那么采用普通最小二乘法估计的教育收益率将存在偏差。

实证分析中经济学家通常采用一些方法来解决教育的内生性问题。首先, 能力已经被并入残差项, 代表难以观测的动因。如果能力能够从残差项中分离出来代表收入能力, 那么在收入函数中将测定能力的指标作为自变量将减少教育收益率的估计值, 鉴于能力作为从误差项中分离出来影响收入的自变量, 教育收益率估计值只代表教育水平对收入的效应。其次, 也可以使用双胞胎之间(或者同胞姐妹间的)工资和教育水平的差别, 如果接受难以观测的动因在双胞胎之间可加的观点, 那么通过回归分析区分出双胞胎之间的工资和教育水平的不同。最后一种方法是通过规定一个包含两个方程的方程组, 同时直接处理教育水平和收入的关系, 方程组使用影响教育水平但不影响工资的工具变量。这就是所谓的海克曼两阶段方法或者是两阶段最小二乘回归方法^[12]。

如果没有控制各种能力因素, 教育收益率的估计值实际上有偏差, 本文试图通过引入代表能力的工具变量纠正教育收益率估计值的偏差。首先, 将由一组能力变量组成的能力向量加入收入函数:

$$w = \alpha S + \beta' X + \tau' A + \varepsilon_w \quad (12)$$

令 A 代表能力向量。即代表问卷调查对象对两个问题的回答:高等教育扩招是否合理,高等教育专业设置是否合理。将对这两个问题的回答作为解释变量加入收入函数,使用最小二乘回归法估计教育收益率。表 2 列出了相关变量的系数估计值。

表 2 小时工资收入对数计算的教育收益率估计值

变量	式(13)	式(14)
α	0.440(0.074)	0.345(0.173)
S	0.113(0.004)	0.109(0.011)
EX	0.004(0.004)	0.044(0.012)
EX^2	$-8.72 \times 10^{-5}(0.000)$	$-0.02(0.000)$
EX^3		$3.342 \times 10^{-5}(0.000)$
$S * EX$		$5.098 \times 10^{-5}(0.00)$
UE	0.024(0.022)	0.025(0.022)
ES	0.015(0.021)	0.016(0.021)
R	0.551	0.558
F	230.566	170.440

资料来源:2005 年个人问卷调查数据。

表 2 中列出的估计结果,再一次证明含有工作经验多项式的收入函数是估计教育收益率有效的函数形式。表 2 中,式(13)的回归结果显示教育水平变量的系数在加入代表能力的工具变量后没有发生变化,仅仅是教育年限的 t 检验值略微下降,由原来的 26.927 下降到 26.820。但是在含有工作经验二次项的方程中,工作经验和工作经验二次项的 t 检验值没有通过检验,这一方面说明工作经验的二次函数不是最优的收入函数,另一方面也说明在含有工作经验的收入函数误差项中存在影响工作经验和工作经验的二次项的变量,而这一被省略的变量很可能与教育水平和能力变量相关。在含有工作经验多项式的式(14)中,教育收益率的估计值(0.109)低于没有控制能力的教育收益率估计值(0.110)。这也暗示在省略能力变量的情况下,教育收益率估计值存在高估。个人能力测试变量的系数估计值没有通过 t 检验,尤其是高等教育专业设置的回答, t 检验值很低,相比之下高等教育扩招的 t 检验值要好一些。这说明高等教育扩招对能力变量的影响大于高等教育专业设置的影响,即调查对象中对第一个问题的回答更能代表能力的因素,能力强的人对高等教育的扩招是欢迎的,但是能力强的人比能力差的人的收入指标多 0.024。在对高等教育专业设置合理与否的回答上,能力强的人比能力差的人的收入指标多 0.015,这可能是由于能力测试之间的高度相关性,即有的能力测试可能偏重理论能力,有的能力测试可能偏重非理论能力。两个能力变量之间也可能存在相关性的结果。再有一种可能是两个能力测试更多地影响工作经验变量而非能力因素。

4 结论及建议

(1)能力是影响个人收入分配的重要因素。从人力资

本收入函数中能力工具变量的系数估计值可以发现,能力是影响个人收入分配的重要因素。

(2)工龄变量对个人收入分配的影响并非是简单的二次关系,人力资本收入函数在对工龄变量的设定上还有待完善。受教育等人力资本投资、个人性别、行业和地区差别等因素的影响,工龄变量对收入分配的影响并非是简单的倒 U 型的二次关系。

(3)行业差别仍然是影响个人收入分配的重要因素。尤其是垄断因素,它是影响个人收入分配的重要因素。

因此,继续扩大教育投资规模,提高劳动力教育水平,增加劳动力在职培训等投资,打破行业垄断等因素对个人收入分配的影响,是缩小我国收入分配不平等状况的必要措施。

参考文献:

- [1] ALAN BARRETT, TIM CALLAN, BRIAN NOLAN. Return to education in the Irish youth labor market [J]. Journal of Population Economics, 1999(12): 313-326.
- [2] ASHENFELTER, ORLEY, COLM HARMON, HESSEL OOST-ERBEEK. A review of estimates of the schooling/earnings relationship [J]. Tests for Publication Bias, Labour Economics, 1999(6): 453-470.
- [3] CARD, DAVID. Earnings, schooling and ability revisited [J]. Research in Labor Economic, 1995(14): 23-48.
- [4] CHISWICK, BARRY R. Jacob mincer, experience and the distribution of earning [J]. Review of Economics of the Household, 2003(1): 341-361.
- [5] HARMON, COLM, IAN WALKER. The marginal and average returns to schooling in the UK [J]. European Economic Review, 1999(43): 879-887.
- [6] HAUSE, JOHN C.. Earning profile: ability and schooling [J]. Polit. Econ, Part , May/June, 1972, 80(3): 108-138.
- [7] JOOP HARTOG. Survey non-response in relation to ability and family background: structure and effect on estimated earning function [J]. Applied Economics, 1989(21): 387-395.
- [8] MCKINLEY L. BLACKBURN, DAVID NEUMARK. Are OLS estimates of the return to schooling biased downward? another look [J]. The Review of Economics and Statistics, 1995: 217-230.
- [9] MINCER, JACOB. Technology and the labor market [J]. Review of Economic of the Household, 2003(1): 249-272.
- [10] MURPHY K M, WELCH F. The structure of wages [J]. Quarterly Journal of Economics, 1992, 107(1): 285-326.
- [11] MURPHY, KEVIN M, WELCH, FINIS. Empirical age - earning profiles [J]. Journal of Labor Economics, 1990, 18(2): 202-229.
- [12] PEDRO TELHADU, PERETRA, PEDRO DILVA MAITINS. Return to education and wage equation [J]. Applied Economics, 2004(36): 525-531.

(责任编辑:万贤贤)