

# 通用个人教育收益率计算方法的比较

杨 娟

**【摘 要】** 半个世纪以来,对于各种估算教育收益率方法的准确程度及有效性是学者们一直争论的问题。文章通过对几种常用估算方法的介绍(包括最小二乘法、工具变量法、匹配法和固定效应法),并比较其优缺点和实证检验结果,作者认为,传统的 OLS 估算法仍是比较可靠且易于操作的教育收益率的计算方法,并建议根据不同数据库,选择适用的估算方法。

**【关键词】** 个人教育 收益率 计算方法

**【作 者】** 杨 娟 北京师范大学经济与工商管理学院,讲师。

从舒尔茨第一次提出人力资本的概念到现在已经有将近半个世纪了,而在这几十年中最受人们关注的研究领域是个人教育收益率,这方面的文献也可谓汗牛充栋。因为个人教育收益率是个人进行教育投资的重要参考指标,而个人的教育选择关系到一个国家的经济发展。有 70 多个国家的学者用不同的方法计算不同层次、不同地区个体的教育收益率。中国在这方面的研究也很多,但还没有系统阐述各种不同计算方法特征及实证检验结果的文献。

目前中国关于教育收益率的文献大多是总结国内外的实证检验结果(如孙志军,2004),对计算方法的介绍很少,在仅有的几篇介绍方法的文献综述里,也只涉及内部收益率和明瑟收益率(秦青,2007;刘泽云,2008),而对如工具变量法、固定效应法和匹配法等方法的介绍几乎没有。本文试图总结 20 世纪 60 年代以来国际上常用的几种估算方法,并对其优点和缺陷及实证研究结果进行评述。

## 一、教育收益率的基本计算方法

### (一) 基本的人力资本理论

根据人力资本理论,人们放弃现在可能的收入,在学校里积累知识和技能是为了在今后寻求更高的收入。人力资本生命周期投资模型旨在解释现实中关于收入的一些发现。在生命周期的某一点,人们专注于学习知识,在这之后的一段时期里,人们可以获得收入(Becker, 1964)。根据效用最大化原理,教育投资的边际成本等于边际回报可以使个体财富最大化,因此标准人力资本投资等式可以写为:

$$\sum_{t=c}^n (E_e - E_{e-1})_t (1+r)^{-t} = \sum_{t=0}^{c-1} Z_t (1+r)^{-t} \quad (1)$$

其中  $E_e$  代表获得  $e$  层次教育水平的个体收入,下标  $t$  对应相应的年,  $r$  为教育内在收益率,  $Z_t$  表示获得  $e$  层次教育水平所需的教育成本。生命周期的回报像一个倒 U 字形,最初没有回报,然后回报以递减的速率递增,最后回报下降。式(1)暗含着只有边际收益大于边际成本

时,个体才应该进行教育投资,也就是说,收益的净现值需大于总成本。该等式也告诉我们,回报与时期长短  $t$ ,成本大小  $z$  和教育的内在收益率  $r$  有关。

通过基本的人力资本理论计算收益率的方法,又称为内部收益率法。内部收益率法考虑到了教育的显性成本和隐性成本,能够估算教育的私人收益率和社会收益率,而且估算结果可以同其他资本形式(如物质资本)的投资收益率比较,因而较为精确。但内部收益率法对数据的要求非常高,特别是教育成本的信息必须通过跟踪调查才能获得准确的数据。而在大多数国家,特别是在发展中国家,很难采集到研究所需要的高质量数据,因此运用这种方法的普遍性受到限制。另外,该方法没有采用回归分析,无法控制其他因素(如能力,性别等)对收入的影响,从而把不同教育水平劳动者之间的收入差异都单纯地归结于教育,结果会夸大教育的作用(刘泽云,2008)。

## (二) 明瑟收入法

明瑟根据实证数据画出的年龄收入图,其基本特征是:教育年限与收入呈线性关系,教育年限越高,收入越多,年龄与收入呈二次性关系,收入随着年龄的增加会经历迅速增加、以递减的速率增加和最后减小 3 个阶段。他发现,对数工资与工作经验的吻合度似乎高于工资与年龄的吻合度,因此推出了著名的半线性对数等式(Mincer,1974):

$$\ln E_s = \ln E_0 + bS + cX - dX^2 + u \quad (2)$$

式(2)中  $E_s$  代表教育年限为  $S$  的回报率,  $E_0$  为不上学或完成义务教育的回报率。 $X$  代表工作经验。该等式可以应用于标准的回归技术和某一特定时期的横截面数据。如果其他变量相等, $b$  代表每增加 1 年学龄对收入的影响。工作经验通常用年龄减儿童入学年龄(6),再减教育年限来表示。根据人力资本理论,工作经验可以理解为在职培训,随着工作经验的增加,工资也应相应增加, $c$  为工作经验的年回报率。 $u$  为随机误差项,满足回归方程的基本假设如序列无关、方差齐性、与解释变量不相关等特性。

明瑟模型因其形式简洁得到广泛应用,它的最大特征是假定了一个为常数的教育收益率,认为个人接受的每一年正规教育都提供相同的回报率,可是一些经济学家提出了争议。其中一个最重要的是收入和学龄不是线性关系。受教育年数达到某些值时,教育回报率显著提高,例如个人需 16 年才能取得大学文凭,最后一年的回报率远远高于临近年数的回报率,这一效应又称为“羊皮效应”(Weisbrod,1962),即收入可能不仅是对教育年限的回报,还是对学历的回报。其次,明瑟收入法过高估计了教育回报率,因为不同教育年限的个体可能在其他方面也有所差异,如个人能力、家庭背景、性别,这些因素都可能导致他们收入的差别。第三方面来自“能力”的争论。许多学者认为教育与“能力”高度相关,明瑟收入法不能把“能力”完全剔除,单纯计算教育的收益率。因此标准的明瑟收入等式存在忽略“能力”偏差,残差项不可能做到 OLS 回归所要求的序列无关、方差齐性、与解释变量不相关等。此外,还存在自我选择偏见。因为我们不可能观察到同一个体选择其他教育程度的回报,而只能用不同个体选择不同教育程度来估算。

## (三) 扩展的 OLS 估计法

由于教育收益率为常数这一假设不成立,许多研究者建议明瑟收入等式中教育年限这个变量应改为学历或教育水平,因此等式(2)被改为:

$$\ln E = a + \sum_i s_i S_i + eX - fX^2 + u \quad (3)$$

式(3)中  $S_i$  是代表不同的学历水平的虚拟变量。例如,个体完成中等教育后直接参加

工作,可以表示为  $S_1 = 1, S_2 = 1, S_3 = 0$ ,  $S_1, S_2, S_3$  分别表示小学、中学和大学的回报率。但各个阶段的回报率未必呈线性关系,各个阶段的相关性可能很大,所以该方法的准确性受到了质疑。

根据能力高的个体通常比能力低的个体接受更多的教育这一现象,有些学者认为教育回报与个人能力有关。而明瑟收入等式中没有考虑能力变量,可能导致随机误差项包含没有解释的变量,而不能满足回归方程所要求的完全独立。因此提出一个结构模型(Rosen, 1976):

$$\ln y_i = h(S, A_i) \quad (4)$$

其中  $A_i$  是一个外在变量,代表个体  $i$  把人力资本转化为生产力的能力。洛斯假定  $A$  是一个标尺,赋值越高,说明能力越高。个人最优教育选择相对应的收入为:

$$\ln y = h[S(A_i, r); A_i] = y(A_i, r_i) \quad (5)$$

式(5)表明个体的收入由教育选择和人力资本转化为生产力的能力所决定,同时也暗含着由于能力的不同可能导致自我选择偏差。高能力的个体倾向于接受更多的教育,更高层次的教育会影响个体的教育收益率。如果忽视能力差别,将会使教育收益率的估计产生向上的偏差。

Roy(1951)曾用文字阐述了外在能力对职业选择、工资结构和收入分配的影响。Willis等(1979)扩展了罗伊的模型,通过引入能力对教育选择的影响,研究了教育回报中的能力偏差和自我选择等问题。他们发现能力对教育选择非常重要,用一个变量代表能力引入收入等式是不充分的。他们认为个体天生就赋予两种内在能力:一种称为“力量”,另一种称为“智力”,这两种能力会影响个体的教育选择和生产力。这两种能力对于个体选择不同的职业所起的作用是不同的。通过建立两种不同职业相对应的生产函数,解释了能力、教育选择和收入的关系,他们同样发现能力高的个体将接受高等教育,位于收入分布的上半部分。

虽然用两个变量代理能力来解决能力偏差问题是一种有效的解决途径,甚至后来学者们加入了家庭背景、性别等反映个体特征的变量,但这些都不能克服 OLS 估计法所固有的两个缺陷:(1) 方程缺陷。从实证数据的观察来看,收入随工作经验的增加以递减的速率增加,因而认为它们是二次项关系。然而,该假定的前提是不同个体的工作经验是同方差性的且其他因素不会影响工作经验的回报。现实中,无法观测到的能力与工作经验相关,由此推出二次项可能是能力和工作经验的乘积,甚至更高阶。此外,不同学历层次工作经验的回报也显著不同。其次,变量的选择也很困难。虽然近期的研究都会加入性别、个人能力、家庭背景等反映个人特征的变量,可确定具体用哪些变量很难确定,引入的变量过多会产生共线性,引入的变量不足,会遗漏变量。(2) 测量错误。该问题是由教育成本和边际收益率的相关性而产生的。因为教育成本和边际收益率与家庭背景和能力相关,而这些因素又是无法被计量模型所检测到的。这样将导致估计的教育收益率产生向上的偏差(Blackburn 等,1993)。

## 二、教育收益率的其他计算方法

### (一) 工具变量法

为克服教育水平与收入的相关性,工具变量法是另一个很常用的估计方法。该方法通过采用一个影响教育选择,但不影响收入的虚拟变量作为工具来估计教育收益率。该变量通常与能力也不相关。目前采用的工具变量有:法律所规定的最小离校年龄的变化、是否出生在上半年、高等教育的助学政策、中学的位置或家庭住址是否与大学相邻等。这些虚拟变量在一定

程度上可能会影响个体受教育年限,但不会影响预期的工资水平。这种方法通常采用两步最小二乘法(TSLS):

$$S_i = X_i + Z_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$\ln w = S_i + X_i + e_i \quad (7)$$

式中  $S_i$  是个体  $i$  的教育年限,与矩阵  $X$ 、工具变量  $Z$  是线性关系。矩阵  $X$  包括家庭背景、能力和其他反映个体异质性特征的变量。工具变量  $Z$  须符合严格的外在变量假设的要求,即残差项与工具变量不相关。

如果存在教育回报的异质性,也就是说偏差的唯一来源不是无法观测到的能力与收入的相关性,外在的估计工具将更有效。许多学者都证明了工具变量法是一种很好的估计方法,使用工具变量  $Z$  能准确估计预期收益率(Wooldridge, 2002)。但工具变量法的最大缺陷是一个与可观测到的教育年限相关,与影响收入的不可观测变量不相关的完全外在的工具很难找到。虽然,一些研究者提出以在校吸烟行为、住所与大学的距离、最低离校年龄等作为工具,但这些工具都不能完全满足工具法的要求。如果工具不是完全外在,以外在工具为基础的估计不可能获得非渐进无偏估计,将会产生向上的偏差(Card, 1995; Imbens 等, 1995)。几乎所有的工具变量只能影响特定人群,以这些变量为基础的改革将会使教育的边际成本的变化不合理。概括来说,教育边际收益有一定的异质性,使用同一样本估计教育收益率工具变量法可能会导致高于或低于 OLS 估计值。

## (二) 匹配法

为了检验教育对具有不同特征个体的收益率,一些学者提出了实验匹配法。该方法通过匹配相同能力、家庭背景等因素的个体并将其随机分成两部分,一部分接受某种程度或特定的教育(称为处理群),而另一部分不接受此类教育(称为非处理群),通过对比接受教育的群体和没有接受教育的群体收益率的差别,估算该教育水平的收益率。匹配法假设,可观测到的变量解释了处理群和非处理群之间所有与结果相关的差别,两个群体之间唯一的差别是处理的过程。因此通过直接比较处理群和非处理群之间的差别,就解决了某些变量无法观测的问题。

在最简单的评估形式里,个体假定只能拥有两种相互排斥状态中的一种:可以用 0 代表非处理群,1 代表处理群。在这里“处理”表示参加了社会实验且作为评估样本。由于这种方法没有具体的方程形式,所以该方法被广泛的应用于评估工资、就业、福利等影响因素。用  $\ln y_i^1$  表示个体  $i$  接受特定程度教育所获得的收入,  $\ln y_i^0$  表示个体  $i$  没有接受该程度教育所获得的收入。匹配法要求向量必须满足以下条件:

$$E(\ln y_i^0 | X, D=1) = E(\ln y_i^0 | X, D=0) \quad (8)$$

式中,  $D=1$  代表处理群,  $D=0$  代表非处理群。如果个体特征  $X$  是相同的,个体在处理群和非处理群的预期收入是相同的。并且满足处理群人数少于总样本人数,这保证处理群个体在样本中有相对比的样本。在这两个假设的前提下,评估等式可以表示为:

$$E(\ln y_i^1 - \ln y_i^0 | D=1) = E(\ln y_i^1 | X, D=1) - E(\ln y_i^0 | X, D=0) \quad (9)$$

式(9)描述了两个不同教育程度群体收入的均值差分,通过比较收入差,可以推算出某一度教育的收益率。该方法还被扩展到一系列的“处理”或实验过程,用以计算不同程度水平的教育收益率(Imbens, 2000; Lechner, 2001)。

此方法虽然克服了自我选择偏差,但也存在一些问题。匹配法要求相对比的两组人群完全独立是一个很强烈的假设。这说明匹配法对数据的要求非常高,因为估计的准确度取决于

被观测者的选取是否是随机的分成两组。由于控制变量  $X$  可能是一组变量,而不是单一变量,我们很难把观测者划分为具有相同特征  $X$  的两组,也就是说公式(8)很难满足。匹配法另一个不容忽视的缺点是在“处理群”中样本的参加率或上学的出勤率可能不同,这也会影响参数估计的准确度,换句话说,估计的接受教育对“处理群”的影响并不能反映真实的教育对处理群的平均影响程度。

### (三) 固定效应法

使用家庭背景信息(如父亲或母亲的教育程度或职业特征)作为哑变量或工具变量来控制省去能力偏见的方法,促发了葛瑞利奇(Griliches,1975)研究双胞胎之间教育与回报的关系。双胞胎有共同的家庭背景并成长在相同的社会环境里,能力特征可能相同。如果双胞胎之间能力是相同的,这就解决了无法观测到的能力对收入估计产生的偏差。他建立的模型为:

$$Y_{ij} = S_{ij} + A_{ij} + u_{ij} \quad (10)$$

$$A_{ij} = f_i + g_{ij} \quad (11)$$

$Y$ 、 $S$ 、 $A$  分别代表收入、教育年限和能力。下标  $i$  代表家庭, $j$  代表个体。能力  $A$  分为家庭  $f$  和个体  $g$  两个部分。为了消除收入和影响收入却无法观测到的变量的相关性,我们可以差分双胞胎收入等式(10)和式(11)

$$Y_{1i} - Y_{2i} = (E_{1i} - E_{2i}) + (g_{1i} - g_{2i}) + (u_{1i} - u_{2i}) \quad (12)$$

在葛瑞利奇开创性的研究之后,许多学者用不同的双胞胎或姊妹数据检测教育收益率。但能力或其他变量(如对学校的兴趣)在双胞胎之间未必相同,更不用说在兄弟姊妹之间的差异了,这样固定效应法可能比 OLS 估计法产生更大的偏差。阿深费尔特(Ashenfelter 等,1994)发现固定效应法的测量错误远远高于 OLS 估计法,双胞胎之间的能力差别可能很大。

## 三、实证检验结果的对比

近年来越来越多的学者用教育体制或与学校制度相关的变量作为工具估算教育的收益率。卡特总结说这些变量可以辨别出教育的随机影响,是可以信赖的工具(Card,1995)。这类工具主要有出生月份,所在中学或小学与大学的距离,最低离校年龄的变化等。这些工具变量会影响到个体教育年限的长短,却与工资不相关。表 1 分别列出了英美一些学者对同一数据库两种不同估计方法的回归结果。

结果显示,无论对于英国还是美国,工具变量法的估算结果普遍高于最小二乘法。英国教育收益率的估算在 5%~21% 之间,其中传统 OLS 估计的教育收益率为 5%~8%,工具变量法估计的教育收益率为 8%~21%。美国两种方法教育收益率的估算结果比较接近,都在 6%~13% 之间。由于工具的选取对估算结果影响很大,很多学者都在争论工具的有效性和结果的稳定性。有些学者认为许多工具的选取都是无效的(Chevalier 等,1999)。另一些学者则强调运用两步最小二乘法的工具变量法与传统的最小二乘法都会产生偏差,即便样本很大(Angrist 等,1995)。这之后一些学者尝试用工具变量法和最小二乘法对双胞胎或姊妹样本进

这种方法后来被发展为双重差分法,可以说固定效应法是双重差分法的一种特殊形式。

出生日期在上半年的通常会接受更多的教育,因为法律规定了最小离校年龄,而在上半年出生的个体通常会完成整年的教育而不会因为到了离校年龄中途辍学。

所在中学或小学距离大学近的通常会接受更多的教育。

表 1 IV 估计法与 OLS 估计法对教育收益率的对比

资料来源	样 本	工具变量	收益率 ( % )	
			OLS	IV
哈们和沃克尔 ( Harmon 等 ,1995)	英国家庭收入调查	法律所规定的最小离校年龄的变化	6.13	15.25
哈们和沃克尔 ( Harmon 等 ,1999)	英国人口普查	大学生占 20 ~ 28 岁人口比重、大学新生占 20 ~ 28 岁人口比重、18 ~ 20 岁青年收入与成年人收入之比	4.95	21.03
车沃列和沃克尔 (Chevalier 等 ,1999)	英国家庭收入调查	法律所规定的最小离校年龄的变化,是否吸烟或赌博	7.8	12.3
	英国人口普查	法律所规定的最小离校年龄的变化、是否吸烟	7.8	13.8
	英国儿童发展研究	法律所规定的最小离校年龄的变化、是否吸烟	8.4	14.4
	英国人口面板研究	法律所规定的最小离校年龄的变化、是否吸烟	8.4	18.5
科伦 (Conlon ,2001)	英国劳动力调查, 男性	是否出生在上半年, 法律所规定的最小离校年龄的变化	6.7	8.8
	英国儿童发展研究, 男性	个体特征 (如父亲的社会阶层、职业、兄弟姐妹数等)	12	7.3
斯特格和斯托科 (Staiger 等 ,1997)	1980 年美国人口普查, 男性	是否出生在上半年	6.3	9.8
科和罗斯 ( Kane 等 ,1993)	1972 年美国劳动力调查, 女性	两年制和四年制大学学费的比率、中学与最近大学的距离	8	9.1
卡特 (Card ,1995)	1966 年美国人口普查	中学与最近大学的距离	7.3	13.2

行估算 (Angrist 等 ,1995)。布兰驰富尔等 (Blanchflower 等 ,1999) 从英国儿童发展数据库中抽取出双胞胎作为样本,用明瑟公式进行回归,用工具变量法和最小二乘法的回归结果分别为 8.41 % 和 5.99 %,略低于车沃列和沃克尔用同一数据库但没有区分双胞胎的结果。值得注意的是布兰驰富尔等人解释此系数为相对于就业,额外一年的教育所产生的回报,而不是通常所说的年教育回报率。邦诸尔等通过英国双胞胎数据调查检验了能力、教育和收入的关系。他们再一次证实了笔者在理论部分讨论的测量偏见将使估计的教育收益率偏高,而自我选择偏见会压低估计的收益率。而这两个偏见将在一定程度上互相抵消,教育收益率在 4 % ~ 8 % 之间 (Bonjour 等 ,2002)。

表 2 列出了几篇具有代表性的用固定效应法估计的教育收益率。通过对比不难发现,各篇

表 2 固定效应法估计的教育收益率

资料来源	样 本	横截面数据		固定效应法 ( % )	
		传统 OLS ( % )		OLS	IV
布兰驰富尔等 (Blanchflower 等 ,1999)	英国儿童发展研究	3.97 * 5.95		11.35	8.41
邦诸尔等 (Bonjour 等 ,2002)	3300 对同性别双胞胎	7.8		3.8	7.9
贝赫曼等 (Behrman 等 ,1994)	美国白人男性双胞胎	7.1		3.5	5.6
阿深费尔特等 (Ashenfelter 等 ,1998)	1991 ~ 1993 年普林斯顿双胞胎调查	11.0		7.0	8.8

注: \*控制了能力、性别、工会、就业状况等因素。

文献用工具变量法估计的双胞胎教育收益率都围绕 8 % 左右波动,而用传统最小二乘法估计的结果却相差很大,从 4 % 到 12 %。此外,工具变量法估计的结果普遍高于传统最小二乘法,只有布兰驰富尔等人这篇文章例外,但这篇文章由于样本量较小,没有控制能力和家庭背景的差异,可能产生较大的偏差。

#### 四、传统 OLS 方法的复活

迪耶登(Dearden,1998)根据英国儿童发展研究数据库用 OLS 的方法探讨了能力、家庭、教育和收入的关系。她发现在不控制其他变量的情况下,总的教育收益率为 8 %,如果考虑能力和学校类型,收益率降为 5.2 %,如果还能控制家庭背景和工作特征,收益率就只有 4.8 %。她认为工具变量法过高估计了教育的内在收益率。因为教育收益率具有异质性,即不同个体每年对于不同类型的学校的回报率是不同的:普通学历高于职业技术学历,个体最高学历为高中毕业平均每年的回报率是最高的,约为 15 %。迪耶登通过从两方面仔细考证数据认为,传统的 OLS 教育收益率法是很可靠的:一是组成偏见,又称为个体的自我选择偏见,即个体选择某种工作而没有选择其他工作所造成的样本组成的差别,常常在研究教育收益率的文献中被忽视。OLS 估计法认为教育是外生变量,可以较合理的估计教育对收入的随机效应。另一个是测量偏差。许多研究都提出 OLS 的测量偏差是无法弥补的。迪耶登等认为,测量偏差和自我选择偏差,可以抵消无法观测到的能力和家庭背景所造成的偏差。她认为传统的 OLS 所估算的教育收益率是可靠的,可供政策制定者参考。随后布朗登(Blundell,2001)等通过比较匹配法和 OLS 的回归结果再一次证明了传统 OLS 估计法的有效性。指出在控制了家庭背景和能力后,两种方法的估计结果非常相似。

从以上的论述中可以发现,高质量的数据,使研究者可以考虑家庭背景、能力和个体的其他特征,对于估算教育收益率非常重要。通过回顾大量的教育收益率的文献,一条主线越来越清晰,这也验证了卡特的观点,教育的回报不可能被单一的参数和一致化的人口所解释,教育收益率是一个随机变量,它会随个体的变动而变动。

#### 参考文献:

1. 刘泽云(2008):《教育经济学》,华东师范大学出版社。
2. 秦青(2007):《教育收益率研究中的模型构建》,《统计与决策》,第 9 期。
3. 孙志军(2004):《中国教育个人收益率研究——一个文献综述及其政策含义》,《中国人口科学》,第 5 期。
4. Angrist, J. D. and Krueger, A. B. (1995), Split-Sample Instrumental Variables Estimates of the Return to Schooling. *Journal of Business & Economic Statistics*. 13(2):225-235.
5. Ashenfelter, O. and Rouse, C. (1998), Income, Schooling and Ability: Evidence from a New Sample of Identical Twins. *Quarterly Journal of Economics*. 113:253-284.
6. Ashenfelter, O. and Krueger, D. (1994), Estimates of the Economic Returns to Schooling from a New Sample of Twins. *American Economic Review*. 84(5):1157-1173.
7. Becker, G. S. (1964), Human Capital: a Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education. Columbia University Press, New York.
8. Behrman, J., Rosenzweig, M. and Taubman, P. (1994), Endowments and the Allocation of Schooling in the Family and the Marriage Market: the Twins Experiment. *Journal of Political Economy*. 102(6):1131-1174.
9. Blackburn, M. and Neumark, D. (1993), Omitted Ability Bias and the Increase in the Return to Schooling. *Journal of Labor Economics*. 11:521-543.

10. Blanchflower ,D. and Elias ,P. (1999) ,Ability ,Schooling and Earnings :Are Twins Different ? NBER Working Paper.
11. Blundell ,R. ,Dearden ,L. and Sianesi ,B. (2001) ,Estimating the Returns to Education :Models ,Methods and Results ,IFS Working Paper.
12. Bonjour ,D. ,Cherkas ,L. ,Haskel ,J. ,Hawkes D. ,and Spector ,T. (2002) ,Returns to Education :Evidence from U K Ewins. Centre for the Economics of Education Discussion Paper.
13. Card ,D. (1995) ,Causal Effect of Education on Earnings. *Handbook of Labor Economics* 3A ,Chapter 30.
14. Chevalier ,A and Walker ,I. (1999) ,Further Results on the Returns to Education in the U K. Keele University Working Paper.
15. Conlon ,G. (2001) ,The Differential in Earnings Premia between Academically and Vocationally Trained Males in the United Kingdom. Centre for the Economics of Education Discussion Paper.
16. Dearden ,L. (1998) ,Ability ,Families ,Education and Earnings in Britain. IFS Working Paper 98/ 14.
17. Griliches ,Z. (1975) ,Unobservables with a Variance-Components Structure :Ability ,Schooling ,and the Economic Success of Brothers. *International Economic Review* . 16(2) :422-449.
18. Harmon ,C. and Walker ,I. (1995) ,Estimates of the Economic Return to Schooling for the United Kindom. *The American Economic Review* . 85(5) :1278-1286.
19. Harmon ,C. and Walker ,I. (1999) ,The Marginal and Average Returns to Schooling in the U K. *European Economic Review* . 43(4) :879-887.
20. Imbens ,G. and Angrist J. (1995) ,Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects. NBER Working Paper T0118.
21. Imbens ,G. (2000) ,The Role of Propensity Score in Estimating Dose-response Functions. *Biometrika* . 87(3) : 706-710.
22. Kane ,T. , & Rouse ,C. (1993) ,Labor Market Returns to Two- and Four- year College :is a Credit and do Degrees Matter ? NBER Working Paper No. 4268.
23. Lechner ,M. (2001) ,Identification and Estimation of Causal Effects of Multiple Treatments under the Conditional Independence Assumption ,in Lechner ,M. ,Pfeiffer ,F(eds) . *Econometric Evaluation of Labour Market Policies*. Heidelberg.
24. Mincer J. (1974) ,*Schooling , Experience and Earnings*. New York :Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.
25. Rosen ,S. (1976) ,A Theory of Life Earnings. *Journal of Political Economy* . 84 :S45-S67.
26. Roy ,A. D. (1951) ,Some Thoughts on the Distribution of Earnings. *Oxford Economic Papers* . 3 :135-146.
27. Staiger ,D. and Stock ,J. (1997) ,Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica* . 65 :557-586.
28. Weisbrod ,B. A. (1962) ,Education and Investment in Human Capital. *Journal of Political Economy* . 70(2) : 106-123.
29. Willis ,R. J. and Rosen ,S. (1979) ,Education and Self-selection. *Journal of Political Economy ( Supplement)* . 87(5) :S7-S36.
30. Wooldridge J. (2002) ,*Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press , USA.

(责任编辑 : 朱 犁)



of long-term growth in the past 50 years. Human health and schooling level as two forms of human capital have independent effects for long-term economic growth.

#### Improved-through-stepwise-regression & Diffusion-index-based Model of Unemployment Warning and Its Application

Zhao Jianguo Miao Li ·52 ·

The lack of scientific warning methods and precise data of unemployment are the two main constrains to China's unemployment warning. To improve unemployment warning, in the paper, a diffusion-index-based early-warning model is established and improved through stepwise regression method, and the warning data is estimated and getting completed. On the basis of these two works, an empirical study is done to analyze the real situation of unemployment in China. The similarities and differences between this approach and other studies are explained at the end.

#### Empirical Study on the Relationships between Public Infrastructure Investment and Small Town Population's Non-Agriculturalization

Xie Changqing Qian Wenrong Zhai Yinli ·58 ·

Based on 1995-2006 panel data, the essay analyses the relations between public infrastructure investment and small town population's non-agriculturalization at the national level and the three economic regions, and estimates the contribution of public infrastructure investment to non-agriculturalization. The findings show that in terms of both national aggregation and town average, the contribution of public investment to increase of non-agricultural population in the central region was higher than that in the eastern region and western region. The contribution flexibility at the national level was less than that of town average, but both were decreasing. The authors suggest that in order to increase input efficiency and speed-up population's non-agriculturalization, public infrastructure investment should focus on the central region, and the western region may strengthen public infrastructure investment efficiency by expanding the scale of small towns.

#### An Analysis on the Effects of Household Endowments on the Emigration of Rural Labor

Yang Yunyan Shi Zhilei ·66 ·

Based on 3145 farmers of 58 villages drawn from Hubei and Henan provinces, this paper analyzes that the impact of farmer's household endowments such as physical capital, social capital and human capital on their members' migration decision with OLS regression model. The results indicate that farmer's endowments variables are very important in explaining labor mobility and migration: farmers in families with abundant human capital and social capital are more likely to migrate; richer or poorer farmers are more likely to migrate than the normal; those in families with non-agricultural experiences have more opportunities to engage in non-agricultural employment.

#### The Congregated Economy and Paradox of Population Floating: The Case of Zhejiang Province

Cao Rongqing ·73 ·

Due to different population gathering capacities of administrative regions' economy and economic regions' economy, there exists a time-lagging effect of natural layout and economic layout concerning population distribution among the 11 prefecture-level cities in Zhejiang Province. This paper examines "Floating Population Paradox", the contradiction between reality and theoretical inferring, and argues that highly developed local economics have a huge gathering effect on population distribution in the economic development of Zhejiang Province.

#### A Review on the Development of Floating Population Management Pattern: A Case of Shenzhen

Fu Chonghui ·81 ·

Focusing on the transition process of policies about floating population management in Shenzhen, this paper describes the development of floating population management pattern, summarizes and evaluates three patterns in different periods and the evolution of relevant policies. Several basic problems faced by current floating population management has been pointed out, and macroscopic thoughts and prospects about resolving floating population problems are presented.

#### Comparing Several International Popular Methods for Estimating the Return to Education

Yang Juan ·87 ·

The research on the return to education has developed for almost half a century, while the accuracy and efficiency of various estimating methods are always argued by scholars. Through analyzing several international popular estimating methods on the return to education and comparing their advantages, this paper concludes that the traditional OLS estimating methods is reliable and easy to operate for estimating the return to education and suggests that selecting estimate method should consider the features of data set.