

# 中国教育收益率统计估计与分析<sup>\*</sup>

## ——基于参数和半参数估计方法的比较

钱争鸣 易莹莹

**内容提要:**本文分别运用参数和半参数估计方法,就如何更准确有效测度中国教育收益率作深入探讨。利用 CHNS 数据对我国 1989 年至 2006 年的教育收益率进行估计,并采用 Hausman 检验法对两种估计方法结果进行检验。结果表明,从估计效率看,前者比后者的效率更高;但从估计效果看,后者才是一致性估计。而且我们发现虽然教育收益率整体呈逐渐增加趋势,但与实物资本收益率相比仍偏低。中国的教育和劳动力市场亟需加大投资和改革力度。

**关键词:**教育收益率;选择偏差;参数估计;半参数估计

**中图分类号:**C812 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-4565(2009)07-0043-06

### The Estimation and Analysis of the Rate of Return on Education in China

#### ——A comparison of parametric and semiparametric estimation methods

Qian Zhengming & Yi Yingying

**Abstract:** This paper uses CHNS data to estimate the rate of return on education in China during 1989 to 2006 based on Mincer wages function. We apply parametric and semiparametric methods to estimate the models, and further compare these two models using the Hausman test. The results indicate that the former is more efficient than the latter from the perspective of estimation efficiency, but it is opposite from the perspective of estimation accuracy. In other words, the latter is a consistent estimator while the former is a biased one. Moreover, despite the fact that the rate of return on education trends toward a gradual increase, it is still much lower than the rate of return on capital in kind. Both the education market and the labor market in China need substantial investments and substantive reforms.

**Key words:** Return to Education of China; Selection Bias; Parametric estimation; Semiparametric Estimation

## 一、引言

对一国教育收益率的准确测度十分重要,因为它既是一个基础数据,又具有广泛的用途。从宏观层面来说,教育收益率可用于评价一个国家教育的投资是否合适。通过对不同群体不同层次的教育收益率分析,可以判断劳动力配置效率的高低(孙志军,2004)。正如 Psacharopoulos 等(2002)指出,对教育收益率的研究可用于指导教育体制和财政改革的宏观政策制定。从微观层面来说,个体可以通过对教育收益率和成本的衡量和比较,从而选择合适的受教育年数以达到个人效用最大化。目前对中国教育收益率全面系统的定量估计与分析测度仍不多见,而这对正处于教育体制改革和变迁的中国来说

具有重要价值。

国内外对教育收益率的研究多数是建立在 Mincer(1974)提出的工资方程基础上,它通过 Mincer 收入函数描述了收入与教育和工作经历之间的定量关系。模型中教育变量的系数指个人教育收益率,也就是多接受一年教育所引起的收入增加。由于 Mincer 收入函数应用比较方便,本文研究也采用此函数。国内对教育收益率的估计与研究主要有:李雪松等(2004)在考虑异质性和选择偏差的基础上,利用 2000 年有关城镇居民受教育的数据,对大学教

<sup>\*</sup> 本文得到教育部人文社会科学 2007 年度重大项目基金(07JJD790145)的资助。

育收益率进行研究,估计出当年中国6个省区城镇青年大学教育平均回报率为43%(年均近11%)。黄国华(2006)考虑控制非观测效应和样本选择偏差,利用5年数据对教育收益率进行估计。也有学者利用分位数回归技术估计教育和经验对中国居民收入的影响(邢春冰,2006;刘生龙,2008)。为探讨如何准确有效测度中国教育收益率,并比较估计方法的优劣,笔者分别运用参数和半参数估计方法,利用CHNS数据对我国1989年至2006年的教育收益率进行估计,并运用Hausman法对两种估计方法进行检验。然后将结果进行对比,对我国各个层次教育水平的收益率做出全面分析,并为我国的教育改革政策提出建设性意见。

## 二、参数与半参数估计方法

虽然影响中国教育收益率估计与检验质量的因素很多,但笔者认为有三个重要方面需要认真考虑。首先是样本选择(Sample selection)十分重要,特别在教育经济学和劳动经济学的研究中,选择不当会造成偏差。而为了克服选择偏差,在模型方程设定中包括样本选择方程。其次是由于个人能力及其特性难以测量,而它又与教育程度相关,为了克服能力偏差产生的影响,通常是在模型中加入代理变量(proxy variable)或使用工具变量(instrument variable)法进行估计。但如果代理变量和工具变量选择不当,反而可能会使误差更为严重。Ashenfelter和Krueger(1994)通过对双胞胎教育回报率的研究表明忽略能力并不会导致教育回报率估计偏大。所以本文中我们并未考虑能力偏差。其三是估计与检验方法,Heckman(1979)提出著名的Heckit两阶段估计法(two-step estimation),即先用一个简单的连续二阶段估计反米尔斯比(inverse Mills ratio)  $\mu(\cdot)$ ,然后加入工资方程后再用OLS法估计工资方程中的参数。但Heckit两阶段估计法要求样本选择方程中的扰动项服从正态分布,对此,Klein and Spady(1993)提出对样本选择方程进行半参数估计。Newey et al(1991)又在对样本选择方程作半参数估计基础上,提出用类似反米尔斯比  $\mu(\cdot)$  代入工资方程,从而求解与计算出教育收益率。

从统计学估计和检验的角度,我们选用的样本选择方程和工资方程形式如下。

样本二元选择方程为:

$$z_i^* = \beta_i + u_i \begin{cases} z_i^* > 0, z_i = 1; \\ z_i^* \leq 0, z_i = 0. \end{cases} \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

工资收入方程为:

$$y_i = x_i + \beta_i \quad i = 1, \dots, n \quad (2)$$

方程(1)也被称为指标函数模型(index function models)。其中选择变量  $z_i^*$  表示雇主付给的工资与个体的保留工资之差,  $z_i^* > 0$  说明个体参与工作,用  $z_i = 1$  表示。相反,  $z_i^* \leq 0$  说明个体没有参与工作,用  $z_i = 0$  表示。我们只有在  $z_i = 1$  时才能观察到式(2)中的个体实际工资  $y_i$ ,因此这里需要考虑样本从属断尾问题。模型中  $\{z_i, y_i\}$  是因变量,  $\{x_i, \beta_i\}$  是影响  $\{z_i, y_i\}$  的外生变量,我们的目的是从数据  $\{z_i, y_i, x_i, \beta_i\}$  中求解教育收益率。于是分别采用参数估计法和非参数估计法对模型方程进行估计。

1. 关于参数估计法,笔者采用Heckman提出的方法:对样本选择方程中的扰动项作正态分布假定,然后将估计出的反米尔斯比  $\mu(\cdot)$  代入工资方程,再对工资方程进行估计。具体描述如下<sup>[7]</sup>。

Heckman假设  $\{u_i, \beta_i\}$  服从二元正态分布,即

$$\begin{aligned} \text{Pr ob}(z_i = 1 | \beta_i) &= \Phi(\beta_i) \\ \text{Pr ob}(z_i = 0 | \beta_i) &= 1 - \Phi(\beta_i) \end{aligned} \quad (3)$$

$\Phi(\cdot)$  表示正态分布,且  $(u_i, \beta_i) \sim N_2[0, 0, \sigma_u, \sigma_\beta, \rho]$  分布,从而可以得到

$$E[y_i | z_i = 1, x_i, \beta_i] = x_i + \beta_i \Phi(\beta_i) \quad (4)$$

就如何进行上式中的参数估计,他提出了两阶段估计法:

(1)先用极大似然法估计probit方程(1),得到的估计值。然后对所选择样本中的每个观测,计算反米尔斯比  $\hat{\mu}_i = \phi(\hat{\beta}_i) / \Phi(\hat{\beta}_i)$  和估计量  $\hat{y}_i = x_i + \hat{\beta}_i \Phi(\hat{\beta}_i)$ 。再将  $\hat{\mu}_i$  代入方程(2)后得到式(4)。

(2)根据式(4),通过  $y$  对  $x$  和  $\hat{\mu}$  作估计,计算出  $\hat{\beta}$  和  $\hat{\sigma}$ 。虽然这一方法效率高,但笔者认为它过分依赖于扰动项的分布形式,一旦所作的分布假设不正确,得到的估计值就不一致,所以分析和处理

Carneiro与Heckman(2002)证明许多文献中的工具变量都是无效的。

反米尔斯比  $\hat{\mu}(\cdot) = \phi(\cdot) / \Phi(\cdot)$ 。其中  $\phi(\cdot)$  为标准正态密度函数,  $\Phi(\cdot)$  为标准正态分布函数。

类似反米尔斯比  $\mu(\cdot)$  是一个多项式。

样本从属断尾是指我们只能观察到具有真实收入的个体情况,而没有真实收入(具有保留工资)的个体情况我们是观察不到的。

应当谨慎。

2. 关于半参数估计法,笔者采用 Klein and Spady(1993)提出的方法:对样本选择方程的扰动项不作分布假设,将估计得到的类似反米尔斯比  $\mu(\cdot)$  代入工资方程,再对工资方程作估计。由于研究中没有假设扰动项服从正态分布,因此需要对模型作扩展两步估计:

(1)使用半参数方法对式(1)进行估计。Klein and Spady 法假设<sup>[9]</sup>:

$$Pr ob(z_i = 1 | i) = G_n(i) \tag{5}$$

其中  $i = w_i$ ,  $G_n(\cdot)$  是一未知连续分布函数,我们并不设定它的先验形式而是将它与参数一起估计,即  $G_n(\cdot)$  和  $\beta$  都有待估计。Klein and Spady (1993) 提出在单指标模型(5)中使用 N-W 核权估计,因此半参数回归估计量为

$$G_n(i) = \frac{\sum_j z_j [(i - j)/h_N]}{\sum_j [(i - j)/h_N]} = \frac{\bar{z} g_n(i | z_i = 1)}{\bar{z} g_n(i | z_i = 1) + (1 - \bar{z}) g_n(i | z_i = 0)} \tag{6}$$

式中,  $g_n(i | z_i)$  为  $z_i = 0, 1$  的核密度估计值,其中有

$$g_n(i | z_i = 1) = \frac{1}{n \bar{z} h_n} \sum_{j=1}^n z_j K\left(\frac{i - x_j}{h_n}\right)$$

和  $g_n(i | z_i = 0) = \frac{1}{n(1 - \bar{z}) h_n} \sum_{j=1}^n (1 - z_j) K\left(\frac{i - x_j}{h_n}\right) \tag{7}$

然后将  $G_n(i)$  代入准对数似然 (quasi-loglikelihood) 函数式(8),使其最大化以估计  $\beta$  值

$$LogLn(\beta) = n^{-1} \sum_{i=1}^n \{z_i \log G_n(w_i) + (1 - z_i) \log[1 - G_n(w_i)]\} \tag{8}$$

在半参数估计方法中,窗宽  $h_N$  的选择十分重要。若选择的窗宽太大,估计的函数很平滑但偏差可能会更大;若选择的窗宽太小,所估计的函数拟合较好,但可能很不光滑而且不容易做出参数估计。Klein 等认为选择应该满足条件  $N^{-1/6} < h_N < N^{-1/8}$  和

$\int z^2(z) dz = 0$ 。另外,在式(5)中如果假设  $u$  服从正

态分布,则退化为前面所述的 probit 方程,用 Heckit 两阶段估计法就可以进行估计。

(2) 由于式(8)中的函数  $G_n(\cdot)$  分布形式未知, Newey 等(1991)<sup>[10]</sup> 提出  $G_n(\hat{\cdot}) \cong \sum_{j=1}^J \beta_j x^{\hat{\cdot} j - 1}$ 。其中  $\{\beta_j\}$  是未知系数,  $G_n(\hat{\cdot})$  相当于参数方法中的反米尔斯比  $\mu(\cdot)$ 。 $J$  相当于核估计中的窗宽,  $J$  越大类似反米尔斯比函数  $G_n(\hat{\cdot})$  越平滑,但是所需要估计的参数更多,造成的偏差会更大。将  $G_n(\hat{\cdot})$  代入式(2)后,就可得到线性方程

$$E[y_i | z_i = 1, x_i, i] = x_i + G_n(\hat{\cdot}) \tag{9}$$

笔者利用 Martins(2001) 建议的参数值  $J = 2$ , 即将  $G_n(\hat{\cdot}) = \beta_1 + \beta_2 (\hat{\cdot}) + \beta_3 (\hat{\cdot})^2$  代入方程(9), 然后对式(9)进行估计。

3. 由于对样本选择方程参数估计法依赖于残差正态分布假设,如果假设正确则得到的结果是一致性估计并且运算效率高,但如果假设不正确则得到的结果就不是一致性估计。半参数估计方法中既包含参数部分  $\beta$ , 它能控制被解释变量的大致方向,又包含非参数部分  $G_n(\cdot)$ , 可以对被解释变量作局部调整,从而使模型能更好地拟合样本观测值,但是其运算效率比较低。为了对两者进行比较,我们采用 Hausman 检验 对上述两种估计方法进行分析。在标准回归方程  $y = X\beta + u$  中,扰动项服从正态分布假设,意味着条件  $E(u | X) = 0$  和  $V(u | X) = \sigma^2 I$  成立。如果第一个条件不成立,则求得的是有偏估计;如果第二个条件不成立,虽然计算会导致效率损失,但估计值基本还是正确的。

Hausman 检验<sup>[15]</sup> 的主要思想是,假设  $\hat{\beta}_E$  和  $\hat{\beta}_I$  都是参数  $\beta_0$  的估计值,其中原假设  $H_0$  为: $\hat{\beta}_E$  和  $\hat{\beta}_I$  都是  $\beta_0$  的一致估计,且  $\hat{\beta}_E$  计算上比  $\hat{\beta}_I$  更有效率;而在备择假设  $H_1$  下,  $\hat{\beta}_I$  依然是一致估计值,但  $\hat{\beta}_E$  不再是一致估计。为此, Hausman 构造了相应的检验统计量  $H$ :

$$H = (\hat{\beta}_I - \hat{\beta}_E) \{ Est. Asy. Var[\hat{\beta}_I] - Est. Asy. Var[\hat{\beta}_E] \}^{-1} (\hat{\beta}_I - \hat{\beta}_E) \frac{d}{d\beta} [J] \tag{10}$$

Hausman 证明检验统计量  $H$  收敛于  $\chi^2$  分布,其中自由度  $J$  为矩阵  $( Est. Asy. Var[\hat{\beta}_I] - Est. Asy. Var$

由美国麻省理工学院经济学系 Jerry Hausman 教授提出。

$[\hat{\alpha}_E])$ 的阶数。于是我们通过计算统计量  $H$  来检验上述由参数方法和半参数方法得到的估计结果。其中  $\alpha_0$  表示教育收益率,  $\hat{\alpha}_E$  表示由参数方法得到的估计值,  $\hat{\alpha}_I$  表示由半参数方法得到的估计值。

### 三、实证研究与建模分析

#### (一) 数据及其来源

实证分析数据源来自美国北卡罗莱纳大学与中国预防医学会和食品卫生研究所联合调查的中国居民健康与营养调查(CHNS)数据库。样本为辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州等九个省市在 1989、1991、1993、1997、2000、2004、2006 年大约 4400 个家庭的数据集,考察的抽样群体是 16 - 65 周岁的家庭成员,其中包括性别、教育水平、婚姻、工资收入等变量。数据调查采用多阶段和随机聚类法,所以它们的代表性较好。

#### (二) 变量设置与数据特征

分析变量的选择与设置。由于个体是否选择进入劳动力市场与自己的保留工资有关,如果雇主给的工资超过个体的保留工资,则个体会选择就业;如果雇主给的工资低于个体的保留工资,则个体会选择留在家中。笔者认为保留工资与家庭总人口数、家庭总收入(自己的收入除外)、受教育水平以及年龄有关。因此,在样本选择方程中,选取的自变量有:年龄 (CLAGE),年龄平方 (CLAGE<sup>2</sup>),家庭收入 (CLTOTALWAGES),受教育水平 (JYNS),家庭总人口数 (COUNT) 等。因变量则为虚拟变量 1 (个体参与工作) 和 0 (个体不参与工作)。

需要说明的是,工资方程中的个人经验变量无法通过直接观察得到,笔者采用国内外研究中惯用的方法:假设个人开始接受教育的初始年龄为 6 岁,所以用年龄减去接受教育的时间再减去 6 就得到经验变量值。另外,由于我国劳动力市场不完善,不同省份的劳动力、户口所在地是城市还是农村都会对劳动力收入水平的数据产生影响。而且,性别歧视在我国也是不争的事实。因此,笔者选取的因变量为对数月工资水平 (LOGWAGES),自变量有:经验 (CLEXP),经验平方 (CLEXP<sup>2</sup>),受教育水平 (JYNS) 以及工作单位性质 (DWXZ),户口(城市/农村) (T2),省份 (T1),性别 (GENDER) 等。然后估计下面两个模型方程:

样本选择方程为:

$$Pr ob[Z = 1] = F(C, CLAGE, CLAGE^2, CLTOTALWAGES, JYNS, COUNT) \quad (11)$$

工资收入方程为:

$$LOGWAGES = G(C, CLEXP, CLEXP^2, JYNS, DWXZ, T2, T1, GENDER) \quad (12)$$

#### (三) 数据统计特征描述

对数据进行整理后,个体受教育水平与月工资数据的统计特征如表 1 所示。从表中可知人均受教育年数持续增加,从 1989 年的 7.55 年增长到 2006 年的 9.10 年,总计增长 20.53%,年均增长约为 1.14%。而月名义平均工资水平 1989 年比 1991 年和 1993 年更高,从 1989 年到 2006 年总计增长幅度为 188.39%,年均增长约为 10.47%。

表 1 统计量描述

年份		1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006
教育年限(年)	样本量	5787	6165	5754	5754	5887	4470	4538
	均值	7.55	7.83	7.98	8.10	8.45	8.85	9.10
	标准差	3.08	3.06	3.01	2.95	2.99	3.18	3.35
月名义工资(元)	样本量	2973	3130	2607	2511	2378	1983	2129
	均值	157.39	100.51	151.42	195.57	270.56	365.91	453.89
	标准差	455.17	74.07	383.28	223.10	296.51	359.04	845.52

### 四、估计结果及比较分析

#### (一) 参数估计法的估计结果

参数估计法建立在扰动项服从正态分布假设的基础上,未必能反映真实的数据情况,倘若它能反映真实情况,再加上其运算效率很高,那就是一种理想的计算方法。于是我们先使用 Heckman 提出的参数两阶段估计法对样本选择方程和工资方程进行估计,借助现代统计计算软件 R 2.6.2 进行分析。估计结果发现,教育收益率呈逐年上升趋势,并且至少在 10% 的置信水平上显著,具体结果见表 2。

中国营养健康网网址: [www.unc.edu/projects/china](http://www.unc.edu/projects/china)。其中 1989、1991 和 1993 年参与调查的省区为辽宁、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州等八个省;1997 年参与调查的是黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州等八个省;其他年份参与调查的是辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、湖北、湖南、广西、贵州等九个省。

由于调查问卷上所调查的收入是前一年的数据,所以每个样本的工资收入都用前一年对应的指数进行平滑。其中每个平滑指数是以 1989 年《中国统计年鉴》中 1988 年辽宁省城市职工生活费用价格分类指数 = 100 为基础计算的。

年龄 = 真实年龄 AGE/10。

家庭收入是指不包括自己收入的总收入。

受教育水平按照所受教育年数计算。

根据 Mincer (1974) 方程,经验年数 = 年龄 - 受教育水平年数

表 2 用参数估计法估计的结果

年份	1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006
教育收益率	0.0105 (0.0059)	0.0132*** (0.0034)	0.0148** (0.0047)	0.0206*** (0.0048)	0.0275*** (0.0052)	0.0428*** (0.0055)	0.0600*** (0.0055)

注:表格中第一个数字均为自变量的系数,括号中为其标准差,\*表示 5% 的显著水平,\*\*表示 1% 的显著水平,\*\*\*表示 0.1% 的显著水平。

(二) 半参数估计法的估计结果

半参数估计法介于参数估计法与非参数估计法之间,对经济变量之间的关系只做出部分假定。它既放松了扰动项分布假设,又比非参数估计法更易于解释。我们采用 Newey (1991) 提出的半参数两阶段估计法对两个模型进行估计和检验。用 R2. 6. 2 统计软件计算的结果发现,各年教育收益率至少在 5% 的置信水平上显著,估计结果中,1989 年的教育收益率高于 1991 和 1993 年,这与 1989 年名义平均月工资水平高于 1991 年和 1993 年的值相对应。总之,教育收益率变化呈逐渐增加趋势,到了 2006 年采用半参数方法估计的教育收益率约为 6.40%。具体结果见表 3。

表 3 用半参数估计法估计的结果

年份	1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006
教育收益率	0.0224* (0.0096)	0.0139* (0.0069)	0.0176* (0.0077)	0.0225** (0.0079)	0.0399* (0.0182)	0.0552*** (0.0115)	0.0640*** (0.0115)

注:同表 2。

(三) Hausman 检验结果

接下来笔者利用 Hausman 检验对两种估计结果进行比较,检验结果表明每一年都需要拒绝原假设,也即采用半参数估计法得到的估计值是一致性估计,而参数估计法的结果不是一致性估计。检验结果如表 4 所示。

表 4 Hausman 检验统计值

			统计量 H	自由度	p 值
方法	对方法	(1989)	0.2953	20	1
方法	对方法	(1991)	- 13.2986	20	1
方法	对方法	(1993)	- 3.6232	20	1
方法	对方法	(1997)	- 0.5484	21	1
方法	对方法	(2000)	- 0.5426	22	1
方法	对方法	(2004)	- 1.1355	23	1
方法	对方法	(2006)	0.5556	23	1

注:方法 即参数估计法;方法 即半参数估计法。

运用半参数估计方法我们计算出中国教育 Mincer 模型的结果如表 5 所示。

从表 5 的计算结果可以看出,教育和经验对收入都有正向影响(正的收益率)。结果表明教育收益率在经历 1991 年下降后逐年增加,经验收益率在

1991 年和 2000 年都有下降。对比最近几年的估计结果,经济发达地区的估计系数为正,如江苏、山东等省;经济落后地区的估计系数为负,比如广西、贵州等省;经济处于中间地区的估计系数处于两者之间,这说明我国劳动力市场还存在多重分割。性别控制变量的估计系数均为负,说明我国一直都存在着十分明显的性别歧视,且这一趋势仍在增加,意味着男、女收入差距有扩大的趋势。对于不同单位性质的劳动力来说,市场成分越多(如私营、个体企业和三资企业)或对知识水平要求越高或越严格的单位(如研究所和事业单位)估计系数为正;而计划成分越多的企业(如国有企业)估计系数为负,说明不同体制的企业在对待人才的态度上存在差异,也反映了在不同性质的企业中劳动力配置效率存在高低。

五、结论与建议

本文分别使用参数方法和半参数方法对我国教育收益率进行估计,并利用 Hausman 检验对两种估计方法进行比较分析。结果发现:分布假设对于样本选择模型十分重要。参数方法依赖于扰动项服从正态分布这一假设,而半参数方法能够有效克服这一缺陷,虽然半参数方法在运算时效率比参数方法低,但是相对于它能获得一致性估计而言,效率的损失就显得不那么重要。因此,笔者认为对我国教育收益率用半参数估计方法比用参数方法估计结果更好。

从分析结果可以发现,我国平均受教育年限从 1989 年的 7.55 年增长到 2006 年的 9.10 年,从 1989 年的 2.24% 增长到 2006 年的 6.40%,教育收益率整体上呈增加趋势,年均增长约为 0.23%。Psacharopoulos 等人 (2002) 的研究表明,90 年代中后期世界平均受教育年限为 8.30 年,教育收益率为 9.7%,其中亚洲国家的平均受教育年限为 8.40 年,教育回报率为 9.90%。对比可知,我国的教育收益率还很低。发达国家人力资本与实物资本的边际回报率大致是相等的,而我国的人力资本与实物资本的边际回报率存在很大差距。这主要是由于近年来一直过分强调资本投入,虽然人力资本投资的绝对量有所上升,但相对量并没有上升。正如 Heckman 教授 2007 年在接受上海证券报独家专访时提到,90 年代中国各级政府教育支出所占 GDP 比重不足 3%,实物投资却占到了 30%,而美国教育投资和实物投资占 GDP 比重分别为 5.4% 和 17%。即使对比于发展中国家,中国的人力资本投资也低于平均水平。

表5 半参数回归结果

解释变量	1989	1991	1993	1997	2000	2004	2006
教育	0.0224 <sup>*</sup> (0.0096)	0.0139 <sup>*</sup> (0.0069)	0.0176 <sup>*</sup> (0.0077)	0.0225 <sup>**</sup> (0.0079)	0.0399 <sup>*</sup> (0.0182)	0.0552 <sup>***</sup> (0.0115)	0.0640 <sup>***</sup> (0.0115)
经验	0.2629 <sup>***</sup> (0.0576)	0.2280 <sup>***</sup> (0.0291)	0.2714 <sup>***</sup> (0.0391)	0.2838 <sup>***</sup> (0.0398)	0.2379 <sup>***</sup> (0.0582)	0.2600 <sup>***</sup> (0.0432)	0.2722 <sup>***</sup> (0.0115)
经验平方	-0.0295 <sup>**</sup> (0.0109)	-0.0255 <sup>***</sup> (0.0058)	-0.0394 <sup>***</sup> (0.0080)	-0.0506 <sup>***</sup> (0.0082)	-0.0449 <sup>***</sup> (0.0136)	-0.0509 <sup>***</sup> (0.0089)	-0.0492 <sup>***</sup> (0.0096)
国有事业单位和研究所	0.0456 (0.0418)	0.1727 <sup>***</sup> (0.0243)	0.1697 <sup>***</sup> (0.0333)	-0.0577 (0.0339)	-0.0725 (0.0438)	0.1917 <sup>***</sup> (0.0500)	0.0780 (0.0542)
国有企业	0.0800 (0.0436)	0.0111 (0.0241)	0.0936 <sup>**</sup> (0.0330)	0.0231 (0.0369)	-0.0780 (0.0418)	-0.0754 (0.0519)	-0.0424 (0.0542)
小集体	0.2261 <sup>***</sup> (0.0459)	0.5087 <sup>***</sup> (0.1011)	0.3700 <sup>***</sup> (0.0602)	0.0906 (0.0484)	-0.1917 <sup>***</sup> (0.0489)	-0.1103 (0.0651)	-0.1935 <sup>**</sup> (0.0698)
大集体	0.0623 (0.3867)	0.4222 <sup>***</sup> (0.0277)	0.6876 <sup>***</sup> (0.0414)	0.4569 <sup>***</sup> (0.0356)	0.1440 <sup>***</sup> (0.0355)	-0.2236 <sup>**</sup> (0.0700)	-0.2041 <sup>*</sup> (0.0807)
家庭联产承包企业	0.0889 (0.0999)	0.2444 <sup>***</sup> (0.0555)	-0.0071 (0.1051)	0.3644 <sup>***</sup> (0.0902)	0.1982 <sup>*</sup> (0.0777)	-0.2718 <sup>***</sup> (0.0755)	-0.1655 <sup>*</sup> (0.0756)
私营、个体企业	0.2566 (0.2072)	0.3757 <sup>**</sup> (0.1296)	—	0.0631 (0.0774)	-0.1633 <sup>*</sup> (0.0821)	0.0039 (0.0513)	0.0068 (0.0546)
三资企业	—	—	—	—	—	0.1012 (0.0839)	0.0913 (0.0896)
其他	—	—	0.3414 (0.2536)	0.4487 <sup>***</sup> (0.1344)	0.0441 (0.1380)	-0.1337 (0.0848)	-0.1034 (0.0918)
农村	0.0152 (0.0305)	-0.1115 <sup>***</sup> (0.0172)	-0.1371 <sup>***</sup> (0.0241)	0.0603 <sup>*</sup> (0.0235)	0.0484 (0.0266)	-0.0547 <sup>*</sup> (0.0264)	-0.0061 (0.0271)
黑龙江	—	—	—	—	-0.0697 (0.0541)	0.0752 (0.0501)	0.0501 (0.0489)
江苏	-0.1157 <sup>*</sup> (0.0517)	-0.0839 <sup>**</sup> (0.0294)	0.0381 (0.0410)	0.2409 <sup>***</sup> (0.0438)	0.1520 <sup>**</sup> (0.0502)	0.0591 (0.0450)	0.0921 <sup>*</sup> (0.0450)
山东	0.2072 <sup>***</sup> (0.0544)	-0.0085 (0.0304)	0.2357 <sup>***</sup> (0.0449)	0.1957 <sup>***</sup> (0.0468)	0.1317 <sup>*</sup> (0.0537)	0.0174 (0.0512)	0.0516 (0.0500)
河南	0.0283 (0.0567)	0.0092 (0.0332)	-0.0579 (0.0459)	0.1071 <sup>*</sup> (0.0486)	0.0613 (0.0589)	-0.1444 <sup>**</sup> (0.0518)	-0.0863 (0.0554)
湖北	-0.0754 (0.0547)	-0.0447 (0.0308)	-0.0926 <sup>*</sup> (0.0426)	0.0434 (0.0460)	-0.1410 <sup>**</sup> (0.0526)	-0.2815 <sup>***</sup> (0.0528)	-0.1796 <sup>***</sup> (0.0522)
湖南	0.0791 (0.0556)	-0.0858 <sup>**</sup> (0.0307)	0.0454 (0.0431)	0.2344 <sup>***</sup> (0.0455)	0.0297 (0.0577)	-0.1337 <sup>*</sup> (0.0523)	-0.0913 (0.0521)
广西	-0.0131 (0.0581)	-0.1268 <sup>***</sup> (0.0328)	-0.0709 (0.0453)	-0.0848 (0.0478)	-0.0730 (0.0538)	-0.1970 <sup>***</sup> (0.0510)	-0.2773 <sup>***</sup> (0.0550)
贵州	-0.0616 (0.0611)	-0.1889 <sup>***</sup> (0.0354)	-0.1742 <sup>***</sup> (0.0476)	-0.1111 <sup>*</sup> (0.0523)	-0.1936 <sup>***</sup> (0.0575)	-0.2768 <sup>***</sup> (0.0542)	-0.2132 <sup>***</sup> (0.0526)
性别 (女性=2)	-0.1673 <sup>***</sup> (0.0300)	-0.1758 <sup>***</sup> (0.0168)	-0.1667 <sup>***</sup> (0.0233)	-0.2013 <sup>***</sup> (0.0227)	-0.1984 <sup>***</sup> (0.0249)	-0.1933 <sup>***</sup> (0.0251)	-0.2567 <sup>***</sup> (0.0260)
截距项	4.3883 <sup>***</sup> (0.2221)	4.1194 <sup>***</sup> (0.0702)	4.1564 <sup>***</sup> (0.0958)	4.4954 <sup>***</sup> (0.0972)	5.1185 <sup>***</sup> (0.2618)	5.2305 <sup>***</sup> (0.1239)	5.3209 <sup>***</sup> (0.1315)
样本数	5787	6165	5754	5754	5887	4459	4516

注:同表2。—表示缺少当年样本数据。

早在20世纪50年代,著名经济学家Solow提出由于资本投资存在边际收益递减规律,从长远的角度看仅靠物质资本积累和劳动力增加无法实现把一个静态经济转化为一个永恒增长的经济,只有人力资本才是一国经济持续发展提高的决定因素。我们研究结果进一步说明,要使我国经济保持持续稳定增长,就必须加大对中国教育和劳动力市场改革的力度,加大对人力资本的投资,提高绝对量水平更要提高相对量水平,同时不断提高全社会总体人力资

本水平以及人均人力资本水平。而且,我国的教育政策改革要体现其公平性原则,保证每个人都有平等机会接受教育的权利。与此同时,也要积极鼓励个人和企业加大对人力资本的投资。不仅需要加大对高等教育投资,更需要加大对社会劳动力主体的中初等教育及职业教育投资,并要注重提高投资效率。

#### 参考文献

- [1] 孙志军. 中国教育个人收益率研究:一个文献综述及其政策含义[J]. 中国人口科学, 2004(5): 65-72.

# 中国城市旅游竞争力评价体系构建 及应用研究

——基于我国 293 个地级以上城市的调查资料

王琪延 罗 栋

**内容提要:**文章通过建立城市旅游竞争力评价指标体系,采用层次分析法(AHP)与专家打分法相结合的方法,首次对我国 4 个直辖市和 289 个地级市的旅游竞争力进行了全面的综合评价。在给出整体排名的基础上,结合聚类分析结果对我国城市旅游业发展的区域分异进行了进一步研究,在空间地图上勾勒出各城市的旅游竞争力和旅游产业发展所处的不同阶段及所属的不同类型,并探讨了未来的发展方向和提升空间。

**关键词:**城市旅游竞争力;综合评价;区域分异

**中图分类号:**C812 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-4565(2009)07-0049-06

## Construction and Application of Chinese City Tourism Competence Evaluation System

——A Study on data of 293 Chinese cities at prefecture-level or above

Wang Qiyan & Luo Dong

**Abstract:**By building up a competence evaluation system, with the combination of Analytic Hierarchy Process (AHP) and Delphi Method, this study has conducted a comprehensive evaluation of tourism competence in terms of 4 municipalities and 289 prefecture level cities for the first time in China. On the premise of an overall ranking, the study has further analyzed the regional differentiation of Chinese city tourism development. Through combining the result of evaluation and systematic cluster analysis, a visual map is able to be delivered to provide a comprehensive understanding of several key dimensions, including tourism competence, tourism development stage and tourism type of each city. Along with the map, the study also provides a direction of future development towards city tourism.

**Key words:**City Tourism Competence; Comprehensive Evaluation; Regional Differentiation

### 一、引言

城市旅游竞争力是指作为旅游目的地的城市在

旅游资源、城市地理区位、自然经济环境等因素的综合作用下,在与其他城市的竞争中所体现出来的相

- [ 2 ] Psacharopoulos, George, Harry Anthony Patrinos. Returns to Investment in Education: A Further Update[J]. World Development, 2002(9): 1325 - 1343.
- [ 3 ] 李雪松、詹姆斯·赫克曼. 选择偏差、比较优势与数据的异质性回报: 基于中国微观数据的实证研究[J]. 经济研究, 2004(4): 91 - 99.
- [ 4 ] 黄国华. 非观测效应和教育收益率[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(4): 70 - 76.
- [ 5 ] 邢春冰. 中国不同所有制部门的工资决定与教育回报分位回归的证据[J]. 世界经济文汇, 2006(4): 1 - 26.
- [ 6 ] 刘生龙. 教育和经验对中国居民收入的影响 - 基于分位数回归和审查分位数回归的实证研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(4): 75 - 85.
- [ 7 ] James J. Heckman. Sample selection bias as a specification error[J]. Econometrica, 1979(1): 153 - 161.
- [ 8 ] Ashenfelter, O. and A. Krueger. Estimates of the Economic Return to Schooling from a New Sample of Twins[J]. American Economic Review, 1994, Vol. 84, No. 5 (Dec.), 1157 - 1173.
- [ 9 ] Roger W. Klein, Richard H. Spady. An Efficient Semiparametric Estimator for Binary Response Models[J]. Econometrica, 1993(2): 387 - 421.

对比较优势。随着旅游产业在国民经济中地位的日益强化,研究我国城市旅游综合竞争力对于优化旅游资源配置、提升城市旅游发展空间、防止无序过度的旅游资源开发、保证城市旅游产业的可持续发展等方面都有着积极重要的现实意义。

国外对城市旅游竞争力的研究最早始于1964年Stansfield在进行美国城市休闲研究时做的关于城市旅游业重要性的论述,此后的研究经历了从单纯的游客流向旅游产品及产业竞争力发展的阶段,20世纪90年代至今研究热点从旅游市场的占有能力转向旅游生产要素的可持续发展能力上。国内2000年后该研究才开始起步,但发展迅速,不少学者如郭鲁芳、万绪才、甘萌雨、苏忠伟、丁蕾等对我国城市旅游竞争力的评价和发展都做了大量的有益研究。综观目前已有成果,理论上的研究进步较快,但在实证方面,由于理想指标与客观数据之间存在差距,以少数重点城市为案例的分析仍占绝大多数,鲜有多城市间的横向比较,全国范围内的评价分析更尚无先例。本研究建立在数据收集的广泛性和来源的可靠性之上,构建了一套由52项指标组成的指标体系,结合德尔菲法和层次分析法确定指标权重,首次对我国4个直辖市及289个地级市进行城市旅游竞争力的全面综合评价,给出城市间的横向排名,并依照排名城市的聚类分析结果,进行了城市旅游的区域分异研究,揭示我国城市旅游竞争力的现状和发展方向。

## 二、城市旅游竞争力的评价方法

### (一) 指标体系的构建

由于本研究需对全国几乎所有的直辖市和地级市做出评价,我们在总结已有研究的基础之上,广泛听取来自旅游部门及高校等各方面专家的意见,以

评价指标的科学性、代表性、综合性和全面性为指导思想,以数据的权威性和可获得性为主要指导原则,把总的指标体系分成A、B、C、D四个级别:A级指标即城市旅游综合竞争力,其下属4个B级指标分别为旅游的市场竞争力( $B_1$ )、服务竞争力( $B_2$ )、产品及资源竞争力( $B_3$ )和城市发展竞争力( $B_4$ )。市场竞争力包括旅游贡献力( $C_1$ )和旅游接待力( $C_2$ ),服务竞争力下辖酒店竞争力( $C_3$ )和旅行社竞争力( $C_4$ ),产品及资源竞争力下分旅游资源垄断力( $C_5$ )、旅游产品竞争力( $C_6$ )和旅游形象竞争力( $C_7$ )3个指标,城市发展竞争力包括交通承载力( $C_8$ )、经济竞争力( $C_9$ )和生态竞争力( $C_{10}$ )3个方面。C级指标下属的D级指标是最终的可测指标,共52项。最终构建的旅游竞争力评价指标体系如表1所示:

### (二) 评价指标权重的确定

本研究采用专家打分法结合层次分析法确定评价指标的权重。层次分析法简称AHP(the Analytic Hierarchy Process),是一种定性分析与定量分析相结合的系统分析方法,它能将人的主观判断用数量形式进行表达和处理,把复杂问题分解成各个组成因素,又将这些因素按支配关系分组形成递阶层次结构。通过两两比较的方式确定各个因素的相对重要性,然后综合决策者的判断,确定决策方案相对重要性的总排序。具体过程为:分析系统中各因素之间的关系,建立系统的递阶层次结构,在本研究中即为确定A-B层、B-C层、C-D层间各指标的关系;采用专家打分法对同一层次的各元素之于上一层中指标的相对重要性进行两两比较,构造两两比较的判断矩阵;由判断矩阵计算被比较元素对于该准则的相对权重;(4)计算各层元素对系统目标的合成权重(各测量指标的最终权重见表1)。

[10]Newey WK. Two step series estimation of sample selection models[J]. MIT Working Paper,1991.

[11]Carneiro,P. and J. Heckman. The Evidence on Credit Constraint in Post - Secondary Schooling[J]. Economic Journal,2002(112):705 - 734.

[12]William H. Greene. 计量经济分析[M].第5版.费剑平译.北京:中国人民大学出版社,2007.720 - 853.

[13]Maria Fraga O. Martins. Parametric and Semiparametric Estimation of Sample Selection Models:An Empirical Application to the Female Labour Force in Portugal[J]. Journal of Applied Econometrics,2001(1):23 - 39.

[14]李雪松. 高级计量经济学[M].北京:中国社会科学出版社,2008.62 - 64.

[15]Hausman J. A. Specification Tests in Econometrics[J]. Econometrica, 1978(6):1251 - 1271.

[16]郑晓舟. 什么样的福利制度才算好 - 专访诺贝尔经济学奖获得者、美国芝加哥大学教授赫克曼[N].上海证券报,2007 - 01 - 29(B5).

### 作者简介

钱争鸣,男,江苏泰兴人,现为厦门大学经济学院教授,博士生导师,主要研究领域为统计学,数量经济学。

易莹莹,女,江西宜春人,现为厦门大学经济学院博士研究生,主要研究领域为应用经济学。

(责任编辑:赵曾琪 周晶)