

试析地区、行业和性别因素对人力资本收益率的影响

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: 通过对2005年问卷调查数据的分析, 参照墨菲和韦尔茨提出的人力资本收益率测量方法, 对中国教育明瑟收益率的地区、行业和性别差异进行了统计性检验, 并给予了解释。研究发现, 行业差别是影响个人教育收益率的主要因素, 垄断行业教育收益率最低, 国家机关和事业单位教育收益率次之, 竞争性行业教育收益率最高。就地区和性别因素而言, 中、西部地区教育收益率高于东部地区教育收益率, 女性教育收益率高于男性教育收益率。

关键词: 地区差别; 行业差别; 人力资本收益率

中图分类号: F061.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149(2009)06-0042-05

An Analysis on Impact of Region, Industry and Gender on Earning Rate of Human Capital

WANG Yun-duo

(Economic and Business Management School, Heilongjiang University, Haerbin 150080, China)

Abstract: Based on an analysis of the data acquired in a questionnaire survey in 2005, and referring to the measuring method of human capital earning rate put forward by Murphy and Welch, the paper makes a statistic test to the differences of Mincer earning rate of China's education that exist between different regions, industries and genders, and explains the reasons behind these differences. The research shows that industry is the leading factor affecting individual's educational earning rate, which is the lowest in monopoly industries, followed by state organs and institutions, and is the highest in competitiveness industries. From the aspects of region and gender, the education earning rate of middle and west China is higher than that of east China, while the rate of women is higher than that of men.

Keywords: regional differences; industrial differences; human capital earning rate

地区、行业和性别差异对人力资本收益率的影响, 主要表现为对教育收益率和工龄收益率的影响。近年来, 部分国内学者采用美国学者明瑟(Mincer)提出的人力资本挣得方程(明瑟挣得方程)测量地区、行业和性别差异

对人力资本收益率的影响。邵利玲以北京、天津、长沙等地20个行业、57家国有大中型企业为对象, 研究了不同学历从业人员的人力资本收益率^[1]。赖德胜用来自中国社会科学院经济所收入分配与改革课题组对1995年全国收

收稿日期: 2008-12-19; 修订日期: 2009-07-27

作者简介: 王云多(1976-), 内蒙古呼伦贝尔市人, 黑龙江大学经济与工商管理学院讲师, 人口、资源与环境经济学博士, 研究方向: 人口经济。

入分配状况调查的结果，测量行业和性别差别引起人力资本收益率偏低的原因^[3]。岳昌君^[3]，陈晓宇等^[4]，高梦滔和张颖^[5]，王海港等^[6]分析了性别和地区差异引起的人力资本收益率变化。上述学者实证研究所得的一致结论是，地区、行业和性别仍然是影响人力资本收益率的重要因素。本文从2005年典型地区不同学历、不同性别以及不同部门从业人员问卷调查获得的统计分析入手，实证分析地区、行业和性别对人力资本收益率的影响。

一、数据来源说明和统计

实证测量采用的数据来自2005年7~9月的问卷调查，调查信息包括性别、年龄、学历（受教育年限）、工龄、个人收入、所属行业等指标。调查累计发放问卷5000份，回收有效问卷2651份。表1列出了本次问卷调查中主要指标的均值和分布特征。

表1 问卷调查对象均值及分布特征		
指标		均值或分布
年龄（岁）		42.44（8.94）
受教育年限（年）		12.75（3.13）
工龄（年）		22.68（9.73）
月收入（元）		1366.23（1201.26）
性别分布（%）	男性	60.88
	女性	39.12
行业分布（%）	竞争性行业	54.90
	垄断性行业	21.20
	机关事业单位	23.90
地区分布（%）	西部省市	14.56
	中部省市	60.39
	东部省市	25.05

注：工龄=年龄-受教育年限-7 括号中数值为标准差。

从调查对象均值特征可以发现，调查对象的平均年龄、工龄都比较高。这是由本次问卷调查选取的调查对象决定的。问卷主要以高校大学生的父母和亲属作为调查对象，调查对象年龄分布偏高，这可能会给估算人力资本收益率带来一定的不便。因此，本文将在下面的研究中对于工龄变量的二次设定做进一步说明。

二、明瑟挣得方程设定及实证检验

在明瑟挣得方程^①中，工龄的二次设定已经被广泛接受并被应用于实践中。但是，工龄的二次设定越来越受到质疑。最早对工龄变量二次设定提出质疑的是墨菲和韦尔茨（Murphy, Kevin M. and Welch, Finis.），他们指出明瑟挣得方程低估了个人职业生涯早期大约30%~50%的收入增长，高估了个人职业生涯中期大约20%~50%的收入增长，并提出对挣得方程采取一些替代性的设定来消除工龄变量二次设定产生的误差^[7]。本文的调查数据也显示工龄对收入的影响并非简单的二次关系。

按照不同工龄年限统计的月收入均值和标准差。本文将调查对象的工龄以5年为限，划分为9个工龄区间（见图1）。

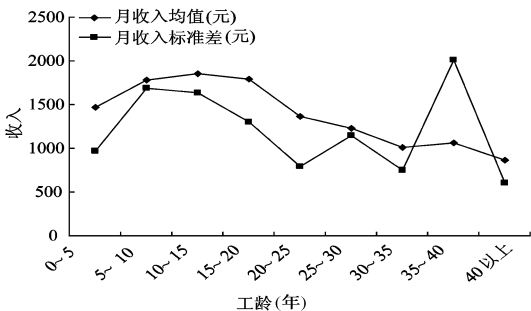


图1 工龄与月收入均值和标准差的关系

总体上，样本收入均值与收入标准差之间呈同方向变化。收入均值达到峰值前，随着工龄增长，收入均值增加，收入标准差增加；在收入均值达到峰值后，随着工龄增长，收入均值减少，收入标准差也开始减少。这一变化特征符合人力资本理论有关工龄与收入之间二次关系的假定。但在具有25~30年，35~40年工龄的样本中，收入与收入标准差之间呈反方向变化，随着收入均值下降，收入标准差却上升。其原因由样本选取偏差引起，即在不同工龄区间，不同行业样本数量分布差异较大。在具有25~30年工龄的样本中，竞争性行业样本最多（509个），垄断性行业和机关事业单位样本相对较少，分别具有196个和141个，

① 参照墨菲（Murphy, Kein M.）和韦尔茨（Welch, Finis.）在“Empirical Age-earning profile” *Journal of Labor Economics*, 1990, 8（2）：202—229。一文中的研究方法。

垄断行业和机关事业单位样本总数不及竞争性行业样本数的 2/3。样本数量差别解释了在具有 25 ~ 30 年工龄的样本中, 收入方差出现上升的原因在于竞争性行业样本过多。竞争性行业多为体力劳动部门, 对于具有 25 ~ 30 年工龄的样本而言, 此时已接近退休年龄, 劳动生产率下降, 收入也随之下降; 而垄断行业和机关事业单位样本的收入并未受生命周期规律显著影响, 收入未随年龄增加而出现明显下降。行业差别导致具有 25 ~ 30 年工龄样本收入标准差上升, 具有 35 ~ 40 年工龄样本收入标准差迅速上升的原因与此相同。

对明瑟挣得方程工龄变量二次函数的替代设定是提高挣得方程拟合优度的有效方法, 通常在方程中加入工龄变量的高阶项^[7~8]。例如, 分别加入工龄的三阶和四阶设定。墨菲和韦尔茨的实证研究结论揭示加入工龄三次设定后, 与工龄二次设定相比, 加入工龄三次项的挣得方程中残差变小, 而加入工龄四次项的挣得方程中残差变得更小。那么, 本文参照墨菲和韦尔茨的研究方法能否提高明瑟挣得方程的拟合优度呢?

本文对明瑟挣得方程进行重新设定, 在挣得方程中加入工龄的高阶项(三阶或四阶多项式)来考察工龄对挣得方程拟合优度的影响。通过在基础明瑟挣得方程中加入工龄三次项(式(1)), 以及加入工龄三次项、工龄四次项(式(2)), 扩展明瑟挣得方程。式(1)设定如下:

$$\begin{aligned}LnY = \alpha_0 + \alpha_1 S + \alpha_2 EX + \alpha_3 EX^2 \\ + \alpha_4 EX^3 + u\end{aligned}\tag{1}$$

式(1)中, LnY 、 S 、 EX 、 EX^2 和 EX^3 分别代表收入的自然对数、教育年限、工龄、工龄平方和工龄三次方, α_0 代表常数项, α_1 、 α_2 、 α_3 和 α_4 代表相应变量的系数估计值, u 为误差项。与式(1)不同, 式(2)中增加了工龄四次项(EX^4), 式(2)设定如下:

$$\begin{aligned}LnY = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 EX + \beta_3 EX^2 \\ + \beta_4 EX^3 + \beta_5 EX^4 + \epsilon\end{aligned}\tag{2}$$

式(2)中, β_0 代表常数项, β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 和 β_5 代表相应变量的系数估计值, ϵ

为误差项。回归结果见表 2。

解释变量	式(1)		式(2)	
	系数估计值	t 检验值	系数估计值	t 检验值
常数项	5.418	71.654	5.259	60.203
S	0.110	26.183	0.113	26.481
EX	0.045	5.217	0.093	5.865
EX ²	-0.002	-5.410	-0.007	-5.263
EX ³	3.337E-05	5.346	0.000	4.464
EX ⁴	—	—	-1.31E-06	-3.160
R ²	0.311	—	0.314	—
R ² -	0.310	—	0.313	—
F	297.992	—	242.084	—

数据来源: 2005 年问卷调查。
注: 回归结果采用 SPSS11.5 统计软件测定。

回归结果表明, 所有解释变量的系数估计值都通过了 t 检验, 式(1)和式(2)的拟合优度都提高了, 但是相比式(1), 式(2)的 F 值小得多, 这表明式(2)中加入工龄四次多项式导致方程误差增加。因此式(1)即加入工龄三次的挣得方程是测量人力资本收益率的理想模型。

三、地区、行业和性别差别对人力资本收益率影响的实证分析

(一) 回归方程设定及实证分析

本文采用式(1)测量人力资本收益率, 由于人力资本投资的两种主要收益形式中, 以教育收益率为主, 因此, 在下面的分析中, 本文主要探讨地区、行业和性别差异对教育收益率的影响。为了分析地区、行业和性别差异对教育收益率的影响, 在明瑟挣得方程模型中加入代表地区、行业和性别等虚拟变量。作为定性解释变量, 由于这类定性变量常常指某一性质或者属性出现与否, 所以可以通过构造二进制变量(即 0 或 1)来量化这些变量。下面是带有虚拟变量的对数挣得方程:

$$\begin{aligned}ln Y = \beta_0 + \beta_1 S + \beta_2 EX + \beta_3 EX^2 + \beta_4 EX^3 \\ + \sum_{i=1}^n b_i D_i + \sum_{i=1}^n c_i D_i \times S + \epsilon\end{aligned}\tag{3}$$

式(3)中 β_0 是常数项, D 表示虚拟变量, $\sum_{i=1}^n D_i$ 表示 n 个地区、性别、行业等虚拟变量, $\sum_i b_i$ 表示各个虚拟变量的系数估计值,

反映地区、行业和性别差异对收入的影响， $\sum_i c_i$ 表示不同地区、行业和性别教育收益率的差距， ϵ 是误差项。

以西部省市为基准变量。设定虚拟变量 D_1 、 D_2 ，用于衡量地区差别对教育收益率的影响；设定虚拟变量 D_1 、 D_2 和教育年限交互项表示不同地区从业人员的教育收益率的比较。如果是中部省市 D_1 为 1，非中部省市 D_1 为 0。如果是东部省市 D_2 为 1，非东部省市 D_2 为 0。按照行业分布将竞争行业设定为基准变量。设定虚拟变量 D_3 、 D_4 ，用于衡量行业差别对个人收入的影响；设定虚拟变量 D_3 、 D_4 和教育年限交互项表示不同行业从业人员教育收益率的比较。如果是垄断行业 D_3 为 1，非垄断行业 D_3 为 0；如果是机关事业单位 $D_4=1$ ，非机关事业单位 D_4 为 0。将男性设定为基准变量。设定虚拟变量 D_5 ，用于衡量性别差别对个人收入的影响；设定虚拟变量 D_5 和教育年限交互项表示不同性别从业人员的教育收益率的比较。如果是女性， D_5 为 1，如果是男性， D_5 为 0。回归结果见表 3。

表 3 使用地区、行业、性别虚拟变量的教育收益率估计

变量	系数估计值	t 检验值
常数项	5.346	37.070
S	0.112	11.095
EX	0.038	4.682
EX ²	-0.002	-4.711
EX ³	2.748E-05	4.607
D ₁	-0.129	-0.996
D ₂	0.293	2.043
D ₃	0.724	6.255
D ₄	0.572	3.861
D ₅	-0.198	-2.163
S * D ₁	0.008	0.886
S * D ₂	-0.003	-0.377
S * D ₃	-0.040	-4.587
S * D ₄	-0.034	-3.664
S * D ₅	0.005	0.629
R ²	0.385	—
R ² -	0.382	—
F	117.975	—

数据来源：2005 年问卷调查。
注：回归结果采用 SPSS11.5 统计软件测定。

由于地区、性别虚拟变量及地区和性别虚拟变量与教育年限交互项的系数估计值没有通过 t 检验，将不显著的地区、性别虚拟变量及它们与教育年限的交互项剔除，分析行业差别对个人教育收益率的影响。回归结果见表 4。

表 4 剔除地区和性别变量的教育收益率估计

变量	系数估计值	t 检验值
常数项	5.273	65.137
S	0.118	23.315
EX	0.041	4.911
EX ²	-0.002	-5.222
EX ³	3.227E-05	5.267
D ₃	0.860	7.265
D ₄	0.548	3.617
S * D ₃	-0.050	-5.348
S * D ₄	-0.031	-2.959
R ²	0.342	—
R ² -	0.340	—
F	171.337	—

数据来源：2005 年问卷调查。
注：回归结果采用 SPSS11.5 统计软件测定。

表 4 中所有解释变量的系数估计值通过了 t 检验。在仅含有行业差别的回归方程中，竞争性行业从业人员的教育收益率为 0.118，垄断性行业从业人员的教育收益率为 0.068，机关事业单位从业人员的教育收益率为 0.087。从行业虚拟变量看，垄断行业对收入的影响明显大于机关事业单位对收入的影响。其中，垄断行业从业人员的教育收益率最低，竞争性行业从业人员的教育收益率最高。

(二) 回归结果分析

1. 行业差别是影响个人教育收益率的主要因素，地区和性别因素对个人教育收益率的影响不明显。表 3 显示代表垄断行业的虚拟变量 D_3 等于 0.724，代表机关事业单位的虚拟变量 D_4 等于 0.572，这表明垄断行业收益率高于机关事业单位和竞争性行业收益率；中部省市的虚拟变量 D_1 等于-0.129，统计上不显著；代表东部省市的虚拟变量 D_2 等于 0.293，显著性也不高；这一结果表明东部省市收益率高于中、西部省市收益率。代表性别的虚拟变量 D_5 等于-0.198。从相关虚拟变量系数估计值的 t 检验值也可以看出，相比行业差别，地

区因素不是影响教育收益率的主要因素，性别差异对教育收益率的影响也不明显，教育收益率主要受行业因素的影响。

2. 不同地区不同行业男性和女性从业人员存在一定的教育收益差别。将表 3 中地区、行业、性别虚拟变量和教育年限交互项的系数估计值代入式 (3) 可以计算出东部地区垄断行业男性样本教育收益率为 0.079，女性样本教育收益率为 0.074；中部地区垄断行业男性样本收益率为 0.086，女性样本教育收益率为 0.085；东部地区机关事业单位男性样本教育收益率为 0.075，女性样本教育收益率为 0.080；中部地区机关事业单位男性样本收益率为 0.086，女性样本教育收益率为 0.091。中、西部地区教育明瑟收益率高于东部地区教育明瑟收益率的原因在于，中、西部地区从业人员受教育的机会成本比东部地区从业者低，从而只考虑机会成本而没有考虑直接成本的教育明瑟收益率会使中、西部地区的教育收益率高于东部地区的教育收益率。

3. 按照行业的分类，垄断行业从业人员的教育收益率最低，国家机关和事业单位的教育收益率次之，竞争性行业教育收益率最高。将表 4 中行业虚拟变量和教育年限交互项的系数估计值代入式 (3) 可以计算出竞争性行业的教育收益率 (0.130) 高于垄断行业和机关事业单位的教育收益率 (0.088 和 0.092)。垄断行业和机关事业单位从业人员教育收益率低于竞争行业从业人员教育收益率原因在于，国家机关、事业单位是市场化程度最弱的部门，工资待遇通常与行政等级挂钩，与从业员工龄挂钩，学历对国家机关、事业单位从业人员收入的影响不显著。竞争行业从业人员教育收益率较高，是因为教育明瑟收益率代表教育边际收益率，受教育年限越少，教育边际收益率越高，受教育年限越多，教育边际收益率越低。竞争行业从业人员平均受教育年限最低，而机关事业单位的平均受教育年限最高，因此，竞争行业从业人员理应获得较高的教育明瑟收益率。

4. 女性教育收益率高于男性教育收益率。这一回归结果与李实、李文彬和赖德胜等国内学者的研究结论相一致，事实上这一结论也与

绝大多数国内外学者的估计结果相一致。按照人力资本理论的解释，这是由于女性从业者上学的机会成本比男性从业者低，从而只考虑机会成本而未考虑直接成本的明瑟挣得方程，使女性的教育收益率高于男性的教育收益率。

四、结论及建议

1. 行业垄断是影响人力资本收益率的重要因素。因此，必须打破劳动力市场的制度分割，实现人力资本在行业间合理流动，在各行各业中引入竞争机制，实现就业机会平等。

2. 劳动力市场不是我们常规所理解的产品买卖的市场，而是劳动力“租借”使用的市场。中国在 20 世纪 90 年代以前，教育程度之所以对个人收入影响微乎其微，是由于不存在真正意义上的劳动力市场，在社会主义市场经济体制建立过程中，建立统一健全的劳动力市场，让劳动力流动起来，让市场在劳动力资源配置和评价中起基础性作用。

3. 在市场经济条件下，建立和健全劳动力市场过程中，人力资本的生产能力应成为人力资本决定个人收入差距的主要因素。

参考文献：

- [1] 邵利玲. 国有企业内部职工个人收入差异的因素. 杜海燕. 管理效率的基础职工心态与行为 [M]. 上海：上海人民出版社，1994.
- [2] 赖德胜. 教育、劳动力市场与收入分配 [J]. 经济研究，1998，(5)：46—53.
- [3] 岳昌君. 教育对个人收入差异的影响 [J]. 经济学（季刊），2004，(3)：135—149.
- [4] 陈晓宇，陈良焜，夏晨. 20 世纪 90 年代中国城镇教育收益率的变化与启示 [J]. 北京大学教育评论，2003，(2)：65—72.
- [5] 高梦滔，张颖. 教育收益率、行业与工资的性别差异：基于西部三个城市的经验研究 [J]. 南方经济，2007，(9)：46—59.
- [6] 王海港，李实，刘京军. 城镇居民教育收益率的地区差异及其解释 [J]. 经济研究，2007，(8)：73—81.
- [7] Murphy, Kevin M., Welch, Finis. Empirical Age-Earning Profiles [J]. Journal of Labor Economics, 1990, 18 (2): 202—229.
- [8] Card, David. The Causal Effect of Education on Earnings [J]. Handbook of Labor Economics, 1999, 3 (1): 57—61.

[责任编辑 崔凤垣]