

高等教育回报率与工资的性别差异

彭 竞

(东北财经大学 经济学院, 辽宁 大连 116023)

摘 要: 本文利用 CGSS (2006) 数据, 考察了高等教育群体在教育回报率与工资收入上的性别差异, 并充分考虑了行业获得对性别工资差异的影响。研究结果表明, 女性的高等教育回报率普遍高于男性, 但其工资收入仍低于男性。本文通过 Brown 分解法得出, 高等教育群体的性别工资差异主要由行业内工资差异引起, 由行业间带来的工资差异不大; 生产力因素可以解释性别工资差异中的 1/4 部分, 但歧视仍是性别工资差异的主要原因。本文认为由性别歧视造成的工资差异是一种经济效率损失, 为此提出了消除歧视的几点建议。

关键词: 高等教育回报率; 行业获得; 工资差异; 性别歧视

中图分类号: F244.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2011) 04-0051-07

The Rates of Return to Education and Gender Wages Disparities among the Highly Educated

PENG Jing

(Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116023, China)

Abstract: Using CGSS (2006) data, this paper examines the rates of return to education among the highly educated and the gender wage disparities which takes into account of sector attainment. It finds that the rates of return to women's higher education are higher than those of men, but their wages are still lower than men. Using the wage decomposition proposed by Brown, the results show that the main reason that females get low wages is unequal pay within sector and the wage gap across sectors is small; human capital difference influences the gender wage gap by the proportion of 25%, but discrimination is still the main reason for the gender wage gap. The wage gap caused by sex discrimination is a kind of economic efficiency loss. Therefore, some advices of eliminating discrimination are proposed.

Keywords: the rates of return to higher education; sectoral attainment; wage disparities; sex discrimination

收稿日期: 2011-03-17; 修订日期: 2011-06-10

作者简介: 彭竞 (1983-), 女, 湖南邵阳人, 东北财经大学经济学院经济学博士, 研究方向: 劳动经济学。

一、引言

我国大学生就业群体逐年扩大,2003 年高校毕业生为 212 万,到 2010 年已增至 630 万。大学生就业压力持续增大,就业率逐年下降,其中女生的就业状况更为堪忧。据厦门大学调查显示,相同条件下女大学生的就业机会只有男性的 87%,女毕业生初次就业率仅为 63.4%,比男毕业生低 8.7 个百分点。对于大学生的性别工资差异,麦可思的调查指出女性大学生签约薪资明显低于男性,其中女性本科生的平均月薪比男性低 361 元,女性大专生则比男性低 332 元,即便在女性占优势的专业中,也存在着同工不同酬的工资歧视^[1]。面对高等教育劳动力市场存在的以上现象,高等教育回报率在男性与女性之间如何分布?性别工资差异在多大程度上由个体人力资本特征差异解释,而性别歧视等非生产力因素的作用又有多大?这些都将是本文关注并试图解答的问题。

目前,我国有关教育回报率与工资性别差异的研究,主要是采用明瑟工资方程与差异分解法进行估算分析,并各有侧重点。王美艳考察了中国城市劳动力市场上,男女在行业获得和工资上的差异,并使用 Brown 分解法对工资方程的估计结果进行分解。结果表明性别工资差异主要由行业内工资差异引起,歧视是造成性别工资差异的主要原因^[2]。姚先国等研究了职业分割对性别工资差异的影响,结果显示性别工资差异中不可解释的部分为 72%,剩余 28% 的差异是由自身特征差异引起的^[3]。黄志岭等基于 Oaxaca-Blinder 法分解工资的性别差异,结果表明女性教育程度的提高,有助于降低她们在劳动力市场中受到的歧视程度,并表现出女性的教育回报率高于男性,这与刘泽云的研究结论相吻合^[4-5]。高梦涛等在对西部三个城市的性别工资差异进行经验研究时,更是指出在本科及以上这一教育层次,几乎不存在工资率的性别差异^[6]。

以上研究大多采用数据库中的劳动力群体作为样本来进行计量分析,即便有些研究对样本进行教育层次划分,得出的结论也是基于教育程度高低的比较,比如相对于低学历层次的女性而言,接受高等教育的女性能降低受歧视程度。但同样受过高等教育,女性仍然受到就业歧视与工资歧视,歧视程度并未表现出因女性教育水平的提高而收敛至零的趋势。其次,高等教育的性别工资差距缩小也是相对低学历层次而言,这种差距的存在仍然是一种工资性别歧视的表现。为此,本文对高等教育群体的教育回报率与工资性别差异进行专门研究,首先利用 Mlogit 模型对性别的行业获得进行估计,然后按行业分组的方式对工资方程进行 OLS 估计,最后采用 Brown 法对估计结果进行工资差异分解。本文的研究意义是,以高等教育群体作为独立的研究对象,试图让人们了解具有高等教育学历的女性在行业获得、教育回报率与工资等方面与男性存在怎样的差别,性别歧视又在其中扮演怎样的角色^[7]。

二、数据与模型

本文使用了中国人民大学社会学系与香港科技大学调查研究中心共同收集的中国综合社会调查(CGSS)2006 年数据,该调查提供了被访者年龄、教育、性别、就职行业与工资收入等丰富信息。根据研究需要,本文最终选取的子样本只包括 16~60 岁之间处于工作状态的高中及以上学历者,共 2805 人,其中男性 1413 人,女性 1392 人,占比分别为 50.37% 与 49.63%。表 1 为按性别划分的相关变量描述性统计,其中用小时工资表示工资收入,能有效控制工作时间对收入水平的影响;表中男性小时工资均值为 8.66 元,女性为 7.13 元,前者高出后者 21.45%。对于教育变量,本文设置高中、大专与本科三个教育阶段的虚拟变量,并设高中教育阶段作为参照组,以便得出大专与本科两个高等教育阶段的教育回报率;表中具有大专学历的男性比女性高 2.09 个百分点,而具有本科学历的男性则比女性低 2.49 个百分点。对于工作经验的测算,本文采用国际通行的办法,即“年龄-受教育年数-6”,表 1 显示女性的工作经验比男性少 1.44 年。对于样本的个体特征差异,本文设置培训、配偶、行业、所有制与地区等虚拟变量加以控制,从表 1 来看,女性受过培训的比例为 28.08%,高于男性;而女性有配偶的比例为 78.6%,低于男性;在所有制方面,男性在国有企业工作的比重高出女性 6.18 个百分点,而在私营企业则比女性低 5.22 个百分点;在地区分布上,男女没有明显差异。

对于性别在行业分布上的差异, 本文根据《中国统计年鉴 2002》公布的行业工资排名, 将 16 个行业按工资由低到高划分为四类行业: 第一类为农业、采掘、建筑、批发零售与餐饮; 第二类为制造业、地质勘探、水利、教育、文艺、广电与社会服务业; 第三类为国家机关、党政机关、社会团体、卫生体育、社会福利、房地产与其他产业; 第四类为交通运输、邮电通讯、电力、煤气及水的生产与供应、金融保险、科学技术与综合服务业^[8]。由于四类行业的工资水平是依次上升的, 一般认为其进入门槛也是逐渐提高的。表 1 显示的是总样本的行业分

表 1 相关变量的描述性统计 (按性别划分)

变量	男性		女性		均值差异
	频数	均值与占比	频数	均值与占比	
小时工资 (元)	1413	8.66	1392	7.13	1.53
高中 (%)	901	63.76	882	63.36	0.40
大专 (%)	329	23.28	295	21.19	2.09
本科 (%)	183	12.96	215	15.45	-2.49
工作经验 (年)	1413	16.12	1392	14.68	1.44
培训 (%)	315	22.3	391	28.08	-5.78
配偶 (%)	1148	81.1	1094	78.6	2.5
国有企业 (%)	679	48.07	583	41.89	6.18
集体企业 (%)	99	7.01	111	7.97	-0.96
私营企业 (%)	635	44.92	698	50.14	-5.22
第一类行业 (%)	291	20.62	294	21.04	-0.42
第二类行业 (%)	569	40.21	623	44.73	-4.52
第三类行业 (%)	338	23.93	298	21.48	2.45
第四类行业 (%)	215	15.24	177	12.75	2.49
东部 (%)	729	51.6	687	49.4	2.2
中部 (%)	411	29.1	415	29.8	-0.7
西部 (%)	273	19.3	290	20.8	-1.5

布性别差异, 为进一步分析高等教育群体在四类行业的分布, 表 2 给出该群体在行业分布与小时工资均值的性别比较。据观察, 高等教育阶段的女性从事第一、二类行业的比例高于男性, 其中在第二类行业比男性高 5.64 个百分点; 而女性从事第三、四类行业的比例低于男性, 其中在第四类行业比男性低 5.61 个百分点。数据表明, 在高等教育群体中, 女性更多地从事进入门槛低与工资水平低的行业, 且每类行业的平均工资都低于男性。可见, 行业分布的性别差异是工资性别差异的一个重要表现。

对于性别工资差异的一个基本处理方法是 Oaxaca-Blinder 分解法。该方法的原理是, 将工资差异分解成由性别间人力资本特征差异解释的部分与无法由此解释的部分。但该方法并未考虑行业分布对工资差异的影响, 针对表 2 显示出的行业分布在性别上的差异, 该方法会低估性别歧视的程度。为此, 本文

表 2 高等教育群体的行业分布 (按性别划分) %, 元

行业	男性		女性	
	百分比	小时工资均值	百分比	小时工资均值
第一类行业	14.84	9.67	15.49	9.08
第二类行业	36.32	10.59	41.96	9.73
第三类行业	28.14	11.28	27.46	11.03
第四类行业	20.7	13.38	15.09	11.89
合计	100	11.22	100	9.79

采用 Brown 分解法, 将工资性别差异细分为行业内差异与行业间差异, 将个体的行业获得视为内生变量, 并采用两阶段过程将行业分割纳入性别工资差异模型中^[9]。该模型可以表述为式 (1):

$$\bar{w}^m - \bar{w}^f = \underbrace{\sum_j P_j^m \hat{\beta}_j^m (\bar{X}_j^m - \bar{X}_j^f)}_A + \underbrace{\sum_j P_j^f \bar{X}_j^f (\hat{\beta}_j^m - \hat{\beta}_j^f)}_B + \underbrace{\sum_j \bar{w}_j^m (P_j^m - \hat{P}_j^f)}_C + \underbrace{\sum_j \bar{w}_j^f (\hat{P}_j^f - P_j^f)}_D \quad (1)$$

其中 $\bar{w}$ 表示平均小时工资的自然对数, 上标 m 与 f 分别代表男性与女性, 下标 j 表示分类行业; $\hat{\beta}_j^m$ 与 $\hat{\beta}_j^f$ 表示各类行业的两组工资方程的估计参数量, $\bar{X}_j^m$ 与 $\bar{X}_j^f$ 为工资方程中解释变量的均值向量; P_j^m 、 P_j^f 表示男、女进入第 j 类行业就业的概率, $\hat{P}_j^f$ 为假定女性获得与男性同样的行业分布, 其进入第 j 类行业的概率。

Brown 法将性别工资差异分解成四部分: A 部分为人力资本特征差异导致的行业内工资差异; B 部分为不可解释因素引起的行业内工资差异; C 部分为人力资本特征差异对行业间工资差异的影响; D 部分为不可解释因素对行业间工资差异的影响。对于性别工资差异而言, A + B 部分构成行业内部工资差异, C + D 部分为行业差别造成的工资差异; 而 A + C 部分表示工资差异中可由人力资本特征

解释的部分，B + D 则代表了不可解释的部分，一般认为是由性别歧视造成的。

三、计量结果与差异分解

为明确行业分布对性别工资差异的影响，首先对男女劳动力在行业获得上进行估计；接下来，本文利用明瑟工资方程估算按性别划分的高等教育回报率，并在此基础上对估计结果进行差异分解。

1. 行业分布估计

本文利用 MLogit 模型对男女进入行业的概率进行估计，进而计算在没有歧视情况下女性的行业分布结构。模型的简化形式为：

$$P_{ij} = \text{Prob}(\text{sector}_j) = \frac{e^{r_j X_i}}{\sum_{k=1}^J e^{r_k X_i}}, \quad i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, J \quad (2)$$

其中，N 为样本规模，J 为行业分类数， X_i 为一组影响行业获得的变量。本文对该模型的估计是以第一类行业作为参照组，如果自变量的估计系数为正，表示相对于第一类行业，该变量对所处行业具有正向影响，反之亦然。模型中主要的自变量包括：工作经验年数、工作经验年数平方、教育程度虚拟变量（以高中为参照组）、培训虚拟变量（以未接受培训为参照组）、配偶虚拟变量（以无配偶为参照组），以及地区虚拟变量（以西部为参照组）。

估计结果显示

（见表 3），高等教育对男女的行业获得均有显著的正向影响，但影响的程度不同。与进入第一类行业相比，大专学历的男性更容易进入第四类行业，而女性则更容易进入第三类行业。对本科学历而言，男性与女性都更容易进入第四类行业，且本科学历对行业进入的作用大于大专学历，这说明本科学历更有助于个体克服行业的进入门槛。相对第一类行业，有工作经验

表 3 性别行业分布的 MLogit 模型估计结果

行业类型	男性			女性		
	二	三	四	二	三	四
常数	0.46 * (1.94)	0.753 (0.23)	0.558 ** (2.25)	1.321 ** (2.62)	-0.92 *** (3.35)	1.113 *** (3.63)
大专	0.126 ** (2.07)	0.213 * (1.96)	0.248 ** (2.81)	0.171 ** (2.56)	0.279 * (1.85)	0.265 *** (3.49)
本科	0.149 * (1.89)	0.303 * (1.72)	0.318 * (1.64)	0.187 * (1.98)	0.298 *** (5.28)	0.325 *** (3.48)
工作经验	0.005 (0.83)	0.072 * (2.02)	0.001 (0.64)	0.001 (0.02)	0.008 * (1.94)	0.002 (0.98)
工作经验平方	-0.001 (0.07)	-0.001 * (1.99)	-0.001 (1.25)	-0.001 (0.85)	-0.001 * (2.35)	-0.001 (0.12)
培训	0.121 ** (2.63)	0.075 (1.37)	0.02 (1.21)	0.158 * (1.94)	0.011 (0.93)	0.213 *** (3.89)
配偶	0.234 (0.81)	0.392 ** (1.96)	0.421 * (1.73)	0.267 (1.12)	0.03 (0.04)	0.632 (0.23)
东部	0.092 ** (2.38)	-0.435 (0.11)	0.198 * (1.95)	0.056 (0.82)	-0.205 (0.93)	0.183 ** (2.80)
中部	0.328 *** (4.11)	0.02 (0.98)	0.212 * (1.83)	0.084 (1.02)	-0.006 (0.11)	0.102 * (2.03)
对数似然	-2865.329			-3215.431		
Prob > chi ²	0.000			0.000		
Pseudo R ²	0.0425			0.0537		
样本数	1413			1392		

注：***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；括号内为 T 值的绝对值。

的男性与女性都更容易进入第三类行业；受过培训的男性更容易进入第二类行业，女性则更容易进入第二、四类行业；中东部地区的男性更容易进入第二、四类行业，女性则更容易进入第四类行业。

表 3 中的 F 检验结果显示，男女在行业获得上具有显著的结构差异，这表明两者在劳动力市场上受到了有区别的对待。为进一步明确高等教育群体在行业获得上的性别差异，本文利用以上模型分离出接受高等教育的男性在行业获得上的分布参数，以此来计算女性行业分布的预测概率，它说明接受高等教育的女性如果受到与男性相同的待遇，所表现出的行业分布状况。表 4 的结果显示，如果

男女受到相同对待，接受高等教育的女性进入第一、二类行业的概率将分别降低 1.17 与 7.83 个百分点，而进入第三、四类行业的概率将分别提高 1.52 与 7.48 个百分点。这表明在行业获得方面，具有高等教育学历的女性受到了劳动力市场的不公平待遇。相对于男性，女性更难从事进入门槛高与工资收入高的行业，只能更多地从事进入门槛低与工资收入低的行业，而男性在高收入行业的获得上占有优势。

2. 工资方程估计与差异分解

基于性别在行业分布上存在的差异，本文将采用行业分组的方式对工资方程进行 OLS 估计，再对性别工资差异进行分解。工资方程的形式如式（3）：

$$\ln(\text{wage}) = \alpha + \beta_1 \text{edu2} + \beta_2 \text{edu3} + \beta_3 \text{exp} + \beta_4 \text{exp}^2 + \sum \lambda_i X + \varepsilon \quad (3)$$

其中 $\ln(\text{wage})$ 为小时工资对数，edu2 与 edu3 分别表示专科与本科学历的虚拟变量， β_1 与 β_2 分别代表相对于高中学历，大学专科与本科的教育回报率；exp 为工作经验年数， exp^2 为工作经验年数平方，用来反映工作经验与收入的非线性关系， β_3 与 β_4 为相应的回归系数；X 是一组可能影响工资收入的控制向量，包括是否接受职业培训、是否有配偶、工作单位的所有制性质与所处地区等， λ_i 代表各控制变量的回归系数； ε 为随机误差项。

表 5 给出了回归结果，P 值显示各组方程均通过了显著性检验，且 R^2 值也处于合理范围。回归结果在统计上基本显著且系数为正，表明接受高等教育对工资收入有正向影响。从教育层次来看，无论男性还是女性，本科层次的年均教育回报率^①普遍高于大专层次，表示在高等教育中，本科学历比大专学历更能提高个人的工资收入；从性别来看，女性的高等教育回报率普遍高于男性，这一结果与刘

表 5 分行业工资方程估计结果（按性别划分）

行业	男				女			
	一	二	三	四	一	二	三	四
常数	0.372 * (1.73)	0.834 * (1.68)	0.162 (0.89)	1.302 ** (2.45)	0.87 * (1.91)	1.25 (1.12)	0.554 (0.69)	1.82 ** (2.52)
大专	0.135 * (1.93)	0.072 (0.81)	0.215 ** (2.25)	0.178 * (1.68)	0.282 ** (2.41)	0.266 * (1.79)	0.253 *** (3.48)	0.232 ** (2.48)
本科	0.205 * (1.83)	0.172 * (1.69)	0.342 ** (2.78)	0.236 ** (2.54)	0.431 ** (2.71)	0.408 * (1.81)	0.372 ** (2.58)	0.321 *** (3.83)
工作经验	0.002 (0.26)	0.056 * (2.00)	0.073 * (1.72)	0.006 (1.07)	0.003 (0.81)	0.004 (1.03)	0.013 * (1.95)	0.001 (1.10)
工作经验平方	-0.001 (0.93)	-0.003 * (1.83)	-0.007 * (1.67)	-0.001 (0.29)	-0.001 (1.20)	-0.001 (0.89)	-0.003 * (1.71)	-0.001 (1.10)
培训	0.069 (1.24)	0.204 *** (5.01)	0.182 (1.41)	0.145 ** (2.07)	0.056 (1.37)	0.183 * (1.68)	0.028 (0.98)	0.109 *** (2.66)
配偶	0.193 (0.12)	-0.07 (0.31)	0.147 ** (2.13)	0.097 (1.23)	0.102 (1.18)	-0.04 (0.31)	0.01 (1.27)	0.122 (1.38)
所有制	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
地区	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
R ²	0.38	0.29	0.42	0.32	0.31	0.30	0.33	0.38
样本数	291	569	338	215	294	623	298	177

注：***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著；括号内为 T 值的绝对值。

① 本科阶段的年均教育回报率 = 本科阶段教育回报率 ÷ 4，其中 4 表示接受本科教育的年数；大专阶段的年均教育回报率 = 大专阶段教育回报率 ÷ 3，其中 3 表示接受大专教育的年数。

泽云的结论相符合，这表示高等教育作为提高个人收入的一种途径对女性更为重要；从行业分类来看，女性的高等教育回报率在四类行业中呈依次递减的趋势，这说明随着行业的进入门槛与收入水平的提高，高等教育对于女性收入的增长作用在减弱，如果这无法由个人禀赋等因素来解释，则这种递减状况将是性别歧视的一种体现。在表 5 中，工作经验对从事第二、三类行业的男性工资收入以及第三类行业的女性工资收入有显著的正向影响。培训对从事第二、四类行业的男性与女性在工资收入上都有显著的正向影响。有配偶的男性从事第三类行业则对工资收入会有正向影响。方程中所有制与地区控制变量对性别工资收入的讨论省略。

根据表 5 的计量结果，本文利用式（1）对高等教育群体的工资性别差异进行分解。分解结果见表 6，具有高等教育学历的男性与女性在小时工资对数的均值差异为 0.136，它与总样本的性别均值差异 0.21 相比有所下降，这在一定程度上说明了高等教育有助于降低工资间的性别差异。对于高等教育群体，工资性别差异中的 0.117（占总差异的 86.27%）可以由行业内工资差异解释，而余下的 0.019（占总差异的 13.73%）则由行业间工资差异引起。

进一步分解可得，行业内工资差异的 0.033（占行业内差异的 28.21%）可以被人力资本差异解释，对应式（1）中的 A 部分；而剩下的 0.084（占行业内差异的 71.89%）由不可解释因素引起，对应式（1）中的 B 部分。行业间工资差异的 0.002（占行业间差异的 10.53%）可为人力资本差异解释，对应式（1）中的 C 部分；而剩余的 0.017（占行业间差异的 89.47%）为不可解释部分，对应式（1）中的 D 部分。总的来说，在高等教育群体的工资性别差异中，0.035（占总差异的 25.73%）可以由人力资本差异解释，而其余的 0.101（占总差异的 74.27%）则属于由性别歧视等因素引起的不可解释部分。

四、结论与建议

本文主要考察了高等教育群体在教育回报率与工资收入上的性别差异。结果表明，女性的高等教育回报率普遍高于男性，这表明高等教育对女性收入的增长更为突出，但随着行业进入门槛的提高，女性的高等教育回报率呈下降趋势。对于高等教育群体的性别工资差异，人力资本特征的差异解释了 25.73% 的部分，而不可解释部分占 74.27%，一般认为是由性别歧视造成的。相对于国内以往的多数研究，本文的结果显示，人力资本特征因素解释了性别工资中 1/4 的差异，这可能与使用高等教育群体作为研究对象有关，但性别歧视仍然是工资差异的主要构成部分。从行业角度看，性别工资差异主要是由行业内差异造成的，其中歧视部分又占行业内差异的 71.89%。这主要表现在两个方面，其一是“同工不同酬”，在相同条件下女性的薪酬低于男性；其二是“同职不同晋”，在相同职务下女性的晋升机会少于男性。尽管行业间工资差异对总差异的影响不大，但歧视等不可解释因素却占行业间差异的 89.47%，这说明对于受过高等教育的女性而言，存在显著的行业进入障碍。

在竞争的劳动力市场中，工资收入是衡量劳动力资源配置效率的一个维度。对于性别间的工资差异，可由人力资本特征解释的部分是对男女生产力差异的有效反映，而由性别歧视造成的不可解释部分则表现为效率损失，这表明经济运行是低效率的。在这种情况下，任何消除性别歧视的措施，一定会对经济产生帕累托改进，从而提高整个经济的效率。为此，本文提出以下几点建议：①出台具体化的法律法规，保障两性平等就业。我国立法明文规定禁止性别歧视，新出台的《劳动法》与《就业

促进法》也有明确规定,但对于用人单位违反平等就业所承担的法律后果,国家却没有制定相应的法规条例进行约束;这造成用人单位主观或非主观地存在性别歧视,而女大学生在维权时无据可查。为此,我国需要出台具体化、可量化与可操作性的法律法规为保障两性平等就业提供法律平台^[10]。②设立监管部门定期执法检查。对于劳动力市场存在的“同工不同酬”、“同职不同晋”等性别歧视现象,政府应当设立相应的监管部门定期执法检查,进一步消除女大学生在就业过程中存在的政策性障碍,保障法律法规的实施力度,创造和谐的就业环境。③积极培育劳动力市场促进公平竞争就业。男女在行业获得上的差异是劳动力市场分割的一种表现形式,所以积极培育竞争性的劳动力市场,弱化女性在行业进入方面的制度障碍,有利于消除男女在行业分布上存在的差异,促进两性公平就业。

参考文献:

- [1] 麦可思研究院. 2010 年中国大学生就业报告 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2010.
- [2] 王美艳. 中国城市劳动力市场上的性别工资差异 [J]. 经济研究, 2005, (12).
- [3] 姚先国, 黄志岭. 职业分割及其对性别工资差异的影响——基于 2002 年中国城镇调查队数据 [J]. 重庆大学学报, 2008, (2).
- [4] 黄志岭, 姚先国. 教育回报率的性别差异研究 [J]. 世界经济, 2009, (7).
- [5] 刘泽云. 女性教育收益率为何高于男性? ——基于工资性别歧视的分析 [J]. 经济科学, 2008, (2).
- [6] 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).
- [7] Black, Haviland, Sanders, Taylor. Gender Wage Disparities among the Highly Educated [J]. The Journal of Human Resources, 2008, (3).
- [8] 蔡昉, 都阳, 王美艳. 中国劳动力市场转型与发育 [M]. 北京: 商务印书馆, 2005.
- [9] Brown R. S., Moon, M., B. S. Zoloth. Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male -Female Earnings Differentials [J]. The Journal of Human Resources, 1980, (1).
- [10] 鲜开林, 关晓巍. 女大学生就业权所面临的现实挑战 [J]. 中国人权, 2010, (5).

[责任编辑 方 志]

(上接第 34 页)

都可能会遭受既得利益者和将得利益者的反对,甚至有损社会公平,同时也可能会前所未有地引发老年人力资本运营管理问题,并加大转变经济发展方式的难度。延长退休年龄会改变人力资本的存量和质量,以及后续的人力资本的形成与积累。考虑到人力资本是经济社会发展进步最为重要的内在动力,它的变化会通过相关制度机制引起经济社会的宏观变化。因此,延长退休年龄的实施是一个牵一发而动全身的系统工程,对社会经济的影响也非常深远。应深入贯彻落实科学发展观,坚持以人为本,树立全面协调可持续发展的理念,及时洞察由于延长退休年龄而可能引起的系列问题,逐步推迟退休年龄,实行弹性退休制度,科学管理老年人力资本,培育新的经济增长点,加快立法进程,建立健全人力资本的相关配套制度,提升人力资本存量,促进人口可持续再生产,从而实现人口、经济和社会的全面协调可持续发展。

参考文献:

- [1] 李娟. 我国调整退休年龄研究综述 [J]. 甘肃社会科学, 2005, (5).
- [2] 胡鞍钢, 赵黎. 我国转型期城镇非正规就业与非正规经济 (1990-2004) [J]. 清华大学学报 (哲学社会科学版), 2006, (3).
- [3] 黄宗智. 中国被忽视的非正规经济: 现实与理论 [J]. 开放时代, 2009, (2).
- [4] 蔡昉, 都阳, 王美艳. 人口转变新阶段与人力资本形成特点 [J]. 中国人口科学, 2001, (2).
- [5] 周庆国. 论公平的主要指涉领域 [J]. 延边大学学报 (社会科学版), 2009, (4).

[责任编辑 方 志]