

山东省城镇劳动者经济地位的获得路径与社会性别分析^{*}

王忠武 葛玉倩

(山东大学 哲学与社会发展学院, 山东 济南 250100)

摘要: 社会性别视角下的经济地位研究关注社会资源占有和收益的性别差异, 注重分析不同劳动力市场所依赖的不同资源。按照是否拥有高等教育文凭的标准将劳动力市场划分为高教育劳动群体和低教育劳动群体, 由分析两类群体人员经济地位获得的不同路径——对高教育群体经济地位提升起关键性作用的是“人力资本”, 对低教育群体经济地位提升起关键性作用的是其在单位中所处的“结构”, 进而进一步探究不同劳动力市场所需资源的性别差异更有意义。研究发现, 低教育群体显著的性别差异来自于女性群体受到更多的结构性限制——管理职务对女性的排斥以及劳动力市场对大龄女性的歧视; 高教育群体趋向于性别平等, 原因在于影响该群体经济地位获得的因素——教育、年资和培训经历趋向于收益率的性别平等化。

关键词: 经济地位获得路径; 劳动力市场分割; 社会性别分析

中图分类号: C912.8

文献标识码: A

文章编号: 1672-335X(2013)06-0071-07

我国提出了到 2020 年城乡居民人均收入比 2010 年倍增的发展目标, 要求调整国民收入分配格局, 着力解决收入分配差距过大问题, 使发展成果更多更公平惠及全体人民, 朝着共同富裕方向稳步前进。在当前收入分配改革调整机遇期, 为了科学有效地促进国民收入的增长与公平, 非常有必要深入研究国民收入分层和经济地位获得机制, 探析经济资源占有和控制的群体差异。

如所周知, 引起人的经济地位分化的原因是多方面的, 其中教育分层和性别差异对收入差距一直具有较大影响。但在现实劳动力市场中存在的一个普遍现象是: 某种资源(诸如教育、技能、工龄等)的价值会因劳动力市场分割而不同, 在不同的劳动力市场中起关键性作用的资源(简称“关键性资源”)存在明显差别, 例如一位高学历人才从事搬运工作可能不如搬运工挣钱多, 在简单体力劳动市场中知识贬值将在所难免。由此可以认为, 强调劳动力市场所有资源对于不同女性群体的同等重要性可能会导致认识误区, 因为女性劳动者处于不同的劳动力市场所需的资源并不相同。

基于以上认识, 本文将经济地位获得的性别差

异纳入对劳动力市场分割的分析, 确定了如下研究问题与思路: 第一, 探析不同劳动群体经济地位获得的不同路径, 进而搞清影响该群体经济地位提升的“关键性资源”; 第二, 在社会性别认识视角下, 分析劳动群体内部“关键性”资源存在的性别差异状况。

一、研究背景: 关于劳动力市场分割与经济地位获得的已有解释

已有文献大多依据户籍、单位所有制或行业来区分不同的劳动力市场部门, 较少以教育文凭的获得作为劳动力市场分割的标准。不可否认的是, 拥有高等教育文凭并非进入首要劳动力市场的充要条件, 但以其作为划分劳动力市场的尝试在中国国情条件下具有极大的合理性。吴愈晓在《劳动力市场分割、职业流动与城市劳动者经济地位获得的二元路径模式》中, 将是否拥有高等教育文凭作为区分不同劳动力市场的依据, 较好的阐述了我国劳动力市场中, 职业流动对劳动者地位提升的不同作用。^[1] 本文使用高等教育文凭标准将城镇劳动群体划分为高教育群体和低教育群体, 重点关注的是两大劳动群体经济地位的获得路径和与之对应的“关键性资源”。

* 收稿日期: 2013-08-03

作者简介: 王忠武(1958-), 男, 山东德州人, 山东大学哲学与社会发展学院社会学系教授, 主要从事社会发展和现代化理论研究。

关于经济地位获得的影响因素,目前学术界存在两种理论取向:个人主义理论和结构主义理论。个人主义理论强调个人所拥有的人力资本因素对其收入起决定性作用,因此也被称为“人力资本理论”。美国经济学家西奥多·W·舒尔茨提出了人力资本的概念,认为人的知识、能力、健康、技能等人力资本是最重要的资本,突出点明了教育投资的重要性。同一时期,贝克尔强调了正规教育和职业培训所形成的人力资本,指出了人力资本对就业和收入造成的重大影响。雅各布·明塞尔(Jacob Mincer)建立了个人收入分析与其接受培训量之间关系的经济数学模型,他用“收益函数”揭示了劳动者收入差别与接受教育和获得工作经验长短的关系,认为工人收入的增长是人力资本投资的结果。^[2]

国内学者对人力资本与收入分配关系的研究结论主要集中在三个方面:一是认为人力资本对居民收入有积极正向作用,提升人力资本有助于缩小收入差距;二是认为人力资本水平提高,会使居民收入差距扩大;三是认为人力资本中的劳动力流动有助于缩小城乡收入差距。^[3]基于以往相关研究,我们拟进一步思考和回答如下问题:人力资本因素对处于不同市场结构中的劳动者造成的影响是否具有均等性?从社会性别的视角看,人力资本对处于不同劳动力市场中女性的经济地位提升的作用是否均等?

结构主义理论强调结构性安排和制度性歧视对收入差距的影响,如劳动力市场分割理论解释了市场分割对劳动者收入造成的显著差异。以皮奥罗为代表的二元劳动力市场理论将劳动力市场分为首要劳动力市场和次要劳动力市场,在首要劳动力市场工作的人能够获得高工资、优越的工作环境、公平的工作规则,较多的晋升机会且工作稳定;相反,在次要劳动力市场工作的人工资收入低、工作环境差、缺乏晋升机会以及流动性较高。^[4]国内学者对我国劳动力市场分割的分析角度大多是从部门差异、所有制、户口等切入。刘精明在《市场化与国家规制》一文中,引入“国家”范畴,解释了社会阶层不平等为什么存在部门差异。他认为在国家规制影响较大的市场部门,职业阶层之间的收入差距较小,而在新生的市场经济部门,不仅阶层间收入不平等迅速扩大,且体力劳动者的市场境遇大大低于国有部门和集体部门。^[5]李培林等根据调查数据分析发现不同社会阶层的教育收益存在很大差异,研究解释了在当今中国教育收益率不断提高情况下收入差距呈扩大趋势的原因,认为人力资本的作用要受到户籍、社保、单位等制度性因素的限制。^[6]

有学者从社会性别视角分析了结构性因素对经济地位的影响,论证了性别不平等的鲜明结构特征。

如王天夫等人根据与再分配中心的距离,发现不同的女性群体承受着不同程度的性别歧视,越是远离再分配中心的人越是承受更为严重的性别歧视。^[7]还有学者同时运用结构化理论和人力资本理论解释劳动力市场的性别收入差异。如吴愈晓、吴晓刚研究指出:在国有部门,男女收入差异来源于结构性的因素——职业的性别隔离;在非国有部门,决定收入差异的主要因素是男女个体人力资本方面的差异。^[8]

人力资本理论和劳动力市场分割理论都从理论与实证层次上证明了其对收入分配的解释力。两大理论针对不同的群体解释力度有所不同。那么,究竟是两大理论共同解释城镇居民的经济地位有效,还是两大理论分别具有不同的适用性?本文将对此予以思考和解答。

二、研究假设

本文的目的是探析山东省城镇劳动人口中高教育群体和低教育群体经济地位获得的基本路径与“关键性资源”,并对这些关键性资源进行社会性别分析。基于人力资本理论和市场分割理论对经济地位获得机制和性别差异的解释需要,本文提出四组具体研究假设。

(一)与低教育群体相比,人力资本因素对高教育群体经济地位获得影响更大。高教育群体往往进入需要高学历与年资的劳动力市场,这一劳动力市场并非人人都可以进入,因此他们享受高等职业带来的高人力资本回报率。而低教育群体进入劳动力市场的低端,这一劳动力市场一般经简单培训具有基本体能和简单技能的人就可上岗,人力资本因素对该群体经济地位提升发挥作用不大。当然对低教育群体来说,多次职业流动有利于通向更高收入水平的工作。据此提出:

假设 1a:与低教育群体相比,高教育群体的教育回报率更高。

假设 1b:与低教育群体相比,高教育群体的年资回报率更高。

假设 1c:对高教育群体来说,进修或培训收益率较高。

假设 1d:对低教育群体来说,职业流动次数收益率较高。

(二)在低教育群体中,人力资本遭遇贬值,而结构性因素对低教育群体经济地位获得影响更大。低教育群体的经济地位提高、事业发展要受到更多门槛限制,而体制以及职务级别的差异是造成该群体收入的分化的主要原因。因此提出:

假设 2a:对低教育群体来说,体制内劳动者收入高于体制外收入。

假设 2b:对低教育群体来说,管理职务劳动者

收入高于非管理职务劳动者。

(三)从社会性别视角考察,对低教育群体来说,家庭负担以及社会性别歧视影响更大,工作单位对女性设置更高的门槛,女性拥有更少进入管理层的的机会。而进入管理层的女性与普通职务的女性收入差距显著,对女性职务准入的门槛限制不利于缩小这一群体的性别收入差距。另外低教育群体所从事的工作对专业性和知识素养要求较低,经过简单培训人人可上岗。作为低教育群体中处于弱势地位的女性更是经历用人单位的层层遴选,而年资的贬值使得大龄女性受到劳动力市场的结构性排挤与歧视。因此本文提出:

假设 3a:对低教育群体,女性获得管理职位有利于缩小收入性别差距。

假设 3b:对低教育群体来说,女性存在“工龄贬值”现象。

(四)因高教育群体女性知识素养高、自身权利意识高以及用人单位对专业知识的看重,受到的来自于结构性、制度性的歧视相对会减少。那么这一群体是否存在经济地位的性别不平等?如果存在经济地位的性别不平等,是否源于人力资本因素(教育、年资、培训经历)的差异?据此提出以下三组相对的研究假设:

假设 4a1:对高教育群体来说,教育年限增加将使收入性别差异扩大。

假设 4a2:对高教育群体来说,教育年限增加将使收入性别差异缩小。

假设 4a3:对高教育群体来说,教育年限增加对经济地位的性别差异无影响。

假设 4b1:对高教育群体来说,年资增加扩大经济地位的性别差异。

假设 4b2:对高教育群体来说,年资增加缩小经济地位的性别差异。

假设 4b3:对高教育群体来说,年资对经济地位的性别差异无影响。

假设 4c1:对高教育群体来说,培训经历扩大经济地位的性别差异。

假设 4c2:对高教育群体来说,培训经历缩小经济地位的性别差异。

假设 4c3:对高教育群体来说,培训经历对经济地位的性别差异无影响。

三、数据、变量和分析方法

本研究采用的数据来自 2010 年第三期中国妇女社会地位调查山东省数据部分。第三期中国妇女社会地位调查是全国妇联和国家统计局继 1990 年、2000 年第一、二期中国妇女社会地位调查后组织的又一次全国规模的调查,以 2010 年 12 月 1 日为标

准时点。本文仅对山东省 18—65 岁之间的城镇居民中目前在业者进行分析,经过筛选,获取 797 份有效问卷。

(一)因变量

个人 2010 年劳动收入(含工资收入、津贴补贴、经营性收入和农林牧渔业收入),分析时对劳动收入进行奇异值处理,且转换为收入的对数。

(二)自变量

1、年龄

调查当年的实际年龄,本文以年龄来代表年资。

2、教育程度

问卷中采用等级测量法,将教育程度分为八类。因分析需要,将教育程度整合为两类,不识字或识字很少、小学、初中、高中、中专/技校为低教育群体,大学专科、大学本科和研究生及以上为高教育群体。

3、教育年限

数值型变量,指不包括成人教育的总共上学年数。

4、培训或进修

分为近 3 年参加进修或培训(编码为 1),近三年没有参加进修或培训(编码为 0)。

5、职业流动次数

包括单位变动、地域变动和职业变动。

6、单位所有制

分为公有制经济(编码为 1)和非公有制经济(编码为 0)。

7、职务级别

分为管理人员(编码为 1)和非管理人员(编码为 0)。

(三)控制变量

1、性别

男性(编码为 1),女性(编码为 0)。

2、党员身份

共产党员(编码为 1),非党员(编码为 0)。

(四)分析模型和分析方法

1、劳动者经济地位获得模型和分析方法

对劳动力年劳动收入采用多元线性回归模型来分析,回归系数用最小二乘法来进行估计。模型一般形式如下:

$$\ln(y) = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_kx_k$$

$\ln(y)$ 表示 2010 年劳动收入的自然对数, x_1 、 x_2 、 x_3 表示性别、党员身份、教育程度、教育年限等人力资本变量以及单位所有制等结构性变量, b_1 、 b_2 、 b_3 为回归系数,表示各变量在其他变量不变的情况下对收入的回报率。

1、劳动者经济地位获得性别效应的模型和分析方法

$$\ln(y) = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_kx_k + b_{a1}x_1x_k$$

劳动者经济地位获得性别效应模型是在劳动者经济地位获得模型基础上加入“关键性资源”和性别的交互项,以考察不同受教育群体劳动者经济地位获得“关键性资源”的性别效应。 x_1x_x 为性别与“关键性资源”的交互项, b_a 为交互项系数。

四、分析结果

(一) 劳动力市场分割与经济地位获得路径

表 1 山东省经济地位获得机制的 OLS 回归模型(2010 年)

	所有样本 模型 1	低教育群体 模型 2	高教育群体 模型 3
性别 (男=1)	0.186*** (0.047)	0.357*** (0.070)	0.030 (0.061)
党员 (党员=1)	0.0481 (0.055)	0.0321 (0.093)	0.055 (0.067)
人力资本变量 年龄	0.0604*** (0.017)	0.0440+ (0.023)	0.0810** (0.030)
年龄的平方	-0.000682** (0.000217)	-0.000537+ (0.000285)	-0.000877* (0.000395)
教育程度 (高教育群体=1)	0.302*** (0.060)		
教育年限	0.0211+ (0.011)	0.0141 (0.0188)	0.0264+ (0.014)
培训或进修 (参加过=1)	0.0856+ (0.050)	0.050 (0.080)	0.103+ (0.062)
职业流动次数	-0.022 (0.054)	0.010 (0.081)	-0.031 (0.073)
职业流动次数 的平方	0.003 (0.015)	-0.011 (0.023)	0.014 (0.019)
结构性因素 所有制 (公有制=1)	0.030 (0.055)	-0.034 (0.072)	0.085 (0.085)
职务级别 (管理者=1)	0.176** (0.058)	0.366*** (0.099)	0.0801 (0.070)
常数项	8.027*** (0.369)	8.435*** (0.502)	7.828*** (0.604)
N	515	255	260
pseudo R ²			

Standard errors in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

注:数据来源于 2010 年第三期中国妇女社会地位调查。

表 1 揭示了山东省城镇居民经济地位的获得路径与性别差异。总体来说,低教育群体经济地位获得机制虽然也受到人力资本因素——工龄的影响,

但对该教育群体地位分化作用最大的是职务级别。相反,是否管理人员对高教育群体收入分配影响不大,而教育和工龄、培训或进修经历对其经济地位获得影响极大。另外,高教育群体经济地位的性别差异低于低教育群体,总人口收入的性别差异来源于低教育群体。

表 1 中建立了三个模型,分别为所有样本收入决定模型、低教育群体收入决定模型、高教育群体收入决定模型。

从三个模型的比较中发现,性别收入差异来源于低教育群体。对所有样本来说,其他变量得到控制,男性比女性收入高 20% ($e^{0.186-1} \approx 0.20$, $p < 0.001$,下同)。从模型 3 来看,高教育群体收入水平性别差异不显著,可以推知,样本总体收入水平的性别差异来源于低教育群体。对低教育群体来说,在控制其他因素不变的情况下,男性比女性收入高 43%。显然,要缩小收入的性别差异必须重视造成低教育群体收入的性别差异的原因。

至于人力资本因素对经济地位获得的影响,表现在:与低教育群体相比,高教育群体的教育回报率更高。模型 1 中,控制其他因素不变的情况下,高教育群体教育回报率是低教育群体的 35%。不仅如此,高教育群体内部还表现出教育年限的进一步收益。从模型 3 中可以看出,在年资收益率拐点左侧,高教育群体内部劳动力在相同条件下,每增加一年的教育,收入水平提高 2.7%。而低教育群体教育年限收益率不显著,即对低教育群体来说,相同条件的劳动者,多读一年书或少读一年书没什么差别。假设 1a 得到证实。年资在两大教育群体内部都表现出相应回报率,只是高教育群体年资回报率更高一些。对于低教育群体来说,其他因素不变,年龄每增加一年,收入提高 4.5%。对于高教育群体,控制其他因素不变,工龄每增加一年,收入提高 8.4%。假设 1b 得到证实。高教育群体劳动者,控制其他变量,参与进修或培训的比没有培训或进修经历的人收入高 2.7%。假设 1c 获得证实。职业流动对低教育群体经济地位的影响没有表现出统计显著性,假设 1d 没有获得证实,猜测与职业流动总体状况有关。经计算,低教育群体总体职业流动次数的平均值为 0.74 次,而 50% 的劳动者没有职业流动的经历,职业流动对该群体经济地位的提升效应没有体现出来。

那么,结构性因素对各群体经济地位获得的影响怎样?低教育群体中,其他因素不变,所有制因素对该群体收入水平没有显著影响。假设 2a 没有获得证实。职务级别对低教育群体收入效应表现出正向显著。其他变量控制不变,低教育群体中管理职务者比普通职员收入高 44%。假设 2b 获得证实。

(二)低教育群体经济地位获致的“关键性资源”与社会性别分析

表 2 报告了低教育群体经济地位获致的“关键性资源”的性别效应。模型 4 报告了职务级别的性别效应模型,模型 5 报告了低教育群体经济地位获得的工龄的性别效应模型。模型 6 为模型 4、5 的嵌套模型,完整的显示低教育群体经济地位获得的性别差距模型。

表 2 低教育群体经济地位获致的“关键性资源”性别效应的 OLS 模型(2010 年)

	模型 4	模型 5	模型 6
性别 (男=1)	0.345*** (0.076)	0.229 (0.323)	0.234 (0.324)
党员身份 (党员=1)	0.0339 (0.094)	0.0353 (0.094)	0.0364 (0.094)
人力资本变量			
年龄	0.0431+ (0.023)	0.0429+ (0.023)	0.0423+ (0.023)
年龄的平方	-0.000528+ (0.000286)	-0.000554+ (0.000289)	-0.000544+ (0.000291)
教育年限	0.014 (0.019)	0.014 (0.019)	0.013 (0.019)
培训或进修 (参加过=1)	0.052 (0.080)	0.049 (0.080)	0.050 (0.080)
职业流动次数	0.014 (0.082)	0.010 (0.082)	0.014 (0.082)
职业流动次数的平方	-0.012 (0.023)	-0.011 (0.023)	-0.012 (0.023)
结构性因素			
单位所有制 (公有制=1)	-0.032 (0.073)	-0.031 (0.073)	-0.030 (0.073)
职务级别 (管理人员=1)	0.311+ (0.160)	0.366*** (0.099)	0.317+ (0.161)
职务级别*性别	0.086 (0.196)		0.077 (0.198)
年龄*性别		0.003 (0.008)	0.003 (0.008)
常数项	8.462*** (0.507)	8.505*** (0.531)	8.520*** (0.534)
N	255	255	255
pseudo R ²			

Standard errors in parentheses

+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

注:数据来源于 2010 年第三期中国妇女社会地位调查。

模型 4 性别主效应显著,控制其他因素不变,非管理人员中男性收入水平比女性收入水平高 41%。也就是说非管理人员的性别差异较大。管理职位与性别交互效应不显著,即管理者并没有因其性别不同而造成不同的收益率,可以说管理层的性别差异比非管理层要小。另外,获得管理职位的女性比非管理职位女性收入水平高。控制其他变量,有管理岗位的女性比没有管理岗位的收入水平高 36.5%。假设 3a 获得证实。现实的情况是,低教育群体中,女性获得管理岗位的比例较低,仅为 11.4%;高教育群体女性这一比例为 22.5%。这表明,低教育群体中的女性获得管理职务具有高难度。

模型 5 报告了性别和年资的交互效应。年资主效应在 90% 的把握程度下具有正向显著性。控制了其他变量,低教育群体的年龄每提高一岁,收入水平提高 4.4%。对于低教育群体女性来说,年资收益率并非直线上升,收益率拐点在 38.7 岁。从表一可知,低教育群体劳动者年资收益率的拐点在 41 岁;而高教育群体女性年资收益率拐点在 47 岁。相比之下,低教育群体女性存在用人年轻化的趋势,低教育群体女性在 38.7 岁之后开始受到劳动力市场的排挤。假设 3b 得到证实。

虽然获得管理职位有利于缩小性别收入差距,然而在低教育群体劳动力市场中,女性大多被排斥在管理职务之外。另外,这一群体还存在大龄女性劳动力“年资贬值”的现象。对于低教育群体而言,劳动力市场对女性设置了相对较高的准入门槛。这也是为什么低教育群体中表现出巨大的性别差异的原因——劳动力市场的“关键性资源”的性别占有和收益存在极大的不平等。

(三)高教育群体经济地位获致的“关键性资源”与社会性别分析

高教育群体收入的性别差距大大降低。通过对高教育群体经济地位获致起关键性作用的资源进行性别效应分析,发现教育收益率女性大于男性,随着女性受教育程度的提高,性别收入差距在缩小;年资和培训没有表现出收益率的性别差异。这也是为什么高等教育群体中没有表现出性别差异的原因——劳动力市场的“关键性资源”性别占有和收益趋向于平等。具体分析如下。

通过表一我们知道高教育群体“关键性资源”为教育、工龄和进修培训的经历。模型 7 显示高教育群体教育和性别交互效应模型;模型 8 显示年龄和性别交互效应模型;模型 9 显示培训经历和性别交互效应模型;模型 10 为加入所有交互效应的完整模型。

表 3 高教育群体经济地位获致的“关键性资源”
性别效应的 OLS 模型 (2010 年)

	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
性别 (男=1)	1.002** (0.369)	0.097 (0.289)	0.102 (0.090)	1.801** (0.610)
党员身份 (党员=1)	(0.066)	0.054 (0.067)	0.055 (0.067)	0.073 (0.066)
人力资本变量				
教育年限	0.0678** (0.021)	0.0263+ (0.014)	0.0275+ (0.014)	0.0794*** (0.022)
年龄	0.0837** (0.030)	0.0800** (0.030)	0.0850** (0.030)	0.0809** (0.030)
年龄的平方	-0.000920* (0.000390)	-0.000848* (0.000414)	-0.000932* (0.000398)	-0.000778+ (0.000413)
培训或进修 (参加过=1)	0.114+ (0.062)	0.103 (0.062)	0.169+ (0.087)	0.172* (0.086)
职业流动次数	0.006 (0.074)	-0.032 (0.073)	-0.036 (0.073)	0.006 (0.074)
职业流动次数的平方	0.003 (0.019)	0.014 (0.019)	0.015 (0.019)	0.004 (0.019)
结构性因素				
单位所有制 (公有制=1)	0.082 (0.084)	0.087 (0.086)	0.090 (0.086)	0.103 (0.089)
职务级别 (管理人员=1)	0.065 (0.069)	0.082 (0.070)	0.076 (0.070)	0.068 (0.069)
交互项				
教育 * 性别	-0.0708** (0.027)			-0.0900** (0.029)
年龄 * 性别		-0.002 (0.008)		-0.014 (0.009)
培训 * 性别			-0.130 (0.120)	-0.118 (0.118)
常数项	7.206*** (0.640)	7.827*** (0.605)	7.704*** (0.614)	6.922*** (0.657)
N	260	260	260	260
pseudo R ²				

Standard errors in parentheses

+ $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

注:数据来源于 2010 年第三期中国妇女社会地位调查。

模型 7 教育主效应显著,控制其他变量不变,没有受到任何教育的男性比女性收入高 107%。教育对女性更重要,女性每提高一年的教育,则男性和女性收入差距缩小 7.3%。即女性受教育大约 14.6 (107/7.3 \approx 14.6) 年时与同等学历的男性之间收入差距缩小为 0,假设 4a2 成立。模型 8 中,年龄主效

应正向显著,女性年资每增加一年,收入水平提高 8.3%。年资收益率拐点为 47 岁,在老龄女性群体中,年资贬值现象较小。年资与性别交互效应不显著,年资收益率并没有因为性别差异而有所分化。假设 4b3 获得证实。

模型 9 中,性别主效应不显著。即高教育群体中相同条件的劳动者,同样没有参加进修或培训的人,不存在收入性别差距。培训主效应为正向显著,即对于高等教育群体中的女性来说,其他条件一样,接受教育和培训比不接受教育和培训收入高 18.4%。交互效应不显著,表明其他条件相同,接受培训或进修的劳动者不存在性别收入差异。也就是说,对高教育群体的女性来说,参加培训或进修的收益率不存在性别差异,假设 4c3 获得证实。

五、结论与讨论

在本研究中,关于收入不平等的两种解释都得到了一定程度的验证,两大理论对两大群体的解释效果存在差异。高教育群体和低教育群体存在不同的经济地位获得路径,利用人力资本理论对高教育群体收入分化具有更强的解释能力,结构化理论对低教育群体的收入分化的解释效果则更佳。洞察结构性因素和制度性歧视对低教育群体的限制,尤其是对低劳动力群体中女性群体的限制,对于促进问题的认识与解决是十分必要的。

本文重点关注的是社会性别视角下不同群体劳动力市场“关键性资源”的性别占有与收益,认为劳动力市场中的性别差异来源于社会资源的性别分配不公,而不同的劳动力市场部门对经济地位获得起关键性作用的具体资源有所不同。在认识劳动力市场经济地位获得路径的基础上,分析“关键性资源”与性别的交互效应,旨在摸清不同劳动力市场争夺的资源以及这些资源的性别占有和收益状况。本文发现,低教育群体性别差异不平等较大,这与低教育群体“关键性资源”占有和收益不平等有关,尤其与管理职务对女性群体的排斥以及劳动力市场对大龄女性的歧视有关,总体而已,这些性别歧视来自于结构性因素。高等教育群体性别差异不显著,这与高等教育群体对“关键性资源”的占有和收益趋向于性别平等有关,特别是教育、工龄、参加培训或进修这些“关键性资源”收益趋向于性别平等。据此本文指出了高教育群体和低教育群体性别收入不平等的不同来源,期望有侧重的解决不同劳动力市场的性别分化现象。

需要说明的是,本文作为一种经验研究,在样本与变量选取和普遍性上存在局限性。通过从庞大的山东省城镇从业群体中筛选出有限样本统计所得的结论,只大致适用于山东省域,其普遍性显然是有限

的。此外,经济地位获得要受到众多复杂因素影响,尤其是社会资本、组织文化、政治环境等因素对劳动者收入分化以及性别收入分化的影响不可低估。按照本文确定的研究设计与分析变量,关系、制度和文 化等因素造成性别不平等问题不在本文讨论之列。

参考文献:

- [1] 吴愈晓. 劳动力市场分割、职业流动与城市劳动者经济地位获得的二元路径模式[J]. 中国社会科学, 2011, (1): 119-137.
- [2] 王明杰, 郑一山. 西方人力资本理论研究综述[J]. 中国行政管理, 2006, (8): 93-95.
- [3] 齐艳彩. 我国人力资本投资的收入分配效应研究[D]. 首都经济

贸易大学, 2011, (6): 10.

- [4] M. J. Piore, "The Dual Labor Market: Theory and Implications," in David B. Grusky, ed, *Social Stratification: Class, Race, and Gender in Sociological Perspective*, pp. 435-438.
- [5] 刘精明. 市场化与国家规制——转型期城镇劳动力市场中的收入分配[J]. 中国社会科学, 2006, (5): 110-124.
- [6] 李培林, 田丰. 中国劳动力市场人力资本对社会经济地位的影响[J]. 社会, 2010, (1): 69-87.
- [7] 王天夫, 赖扬恩, 李博柏. 城市性别收入差异及其演变 1995—2003[J]. 社会学研究, 2008, (2): 23-53.
- [8] 吴愈晓, 吴晓刚. 城镇的职业性别隔离与收入分层[J]. 社会学研究, 2009, (4): 88-111.

An Analysis of Urban Workers' Access to Economic Status and Gender Differentiation in Shandong Province

Wang Zhongwu, Ge Yuqian

(Department of Sociology; Shandong University, Jinan 250100, China)

Abstract: The economic status study from the perspective of social gender puts emphasis on gender differences of possessions and benefits of social resources, and focus on analyzing different resources that different labor markets rely on. In this paper, the labour market will be divided into high education group and low education group according to whether workers have the diploma of higher education. Through the analysis of two groups' access to economic status, the authors discover that human capital plays the key role in high education group, whereas workers' "structure" in their working units is critical to low education group. Studies have found that, significant gender differences in low education group come from more structural constraints—limitation for women entering into managerial positions and discrimination against relatively old women, and high education group tend to be gender equality due to their education, age and training experiences.

Key words: accesses to economic status; the labour market segmentation; gender analysis

责任编辑: 鞠德峰