

# 中国职业性别隔离趋势与成因分析

张成刚 杨伟国

**【摘要】**随着中国劳动力市场化程度不断提高,职业性别隔离水平受市场机制与女性人力资本投资的作用而发生变化。文章使用中国健康与营养调查数据,分析中国劳动力市场 1989~2009 年职业性别隔离的发展趋势,并从影响劳动者对不同“性别”职业选择的角度探讨导致职业性别隔离的原因。结果发现,影响男性和女性进入各自性别密集职业的原因不同。对工资收入的追求,使男性劳动者更多地选择“男性职业”,加深了性别隔离程度。而女性人力资本投资未能缓解性别隔离程度的加深。

**【关键词】**职业性别隔离 趋势 成因 多项 Logistic 回归

**【作者】**张成刚 中国人民大学劳动人事学院,博士;杨伟国 中国人民大学劳动人事学院,教授。

## 一、引言

不同性别的劳动者以不同的比例聚集于不同职业中,是西方工业社会劳动力市场长期存在的现象。随着中国劳动力市场的发展,导致职业性别隔离加剧和缓解的因素同时存在。一方面,计划经济时代大力倡导的男女平等,城乡分割和所有制分割对城镇女性的就业实行完善保护的机制已逐步让位于竞争性的依照效率标准对不同性别进入不同职业进行选择的市场机制。另一方面,女性人力资本投资上升和生育率下降所带来的女性自身社会评价的提升、市场经济条件下女性就业渠道的拓宽等都可能有利于职业性别隔离水平的下降。全社会女性平等意识的提升、国家通过劳动立法规制性别歧视从文化和制度层面也为缓解职业性别隔离提供了支持。两种相反力量因素的存在,导致很难对中国劳动力市场职业性别隔离的发展趋势和成因进行判断。

西方国家很早就开始关注并开展对职业性别隔离现象研究(Gibbs, 1965; Edward, 1968; Mincer 等, 1974; Polachek, 1979、1981、1985)。但目前中国对职业性别隔离现象关注得还很少,也未能对职业性别隔离的发展趋势和影响因素做出明确的回答。国内学者对中国职业性别隔离的研究,主要集中于探讨职业性别隔离的发展趋势,而对职业性别隔离影响因素的说明和验证较少。易定红、廖少宏(2005)发现中国劳动力市场的职业性别隔离水平比较低,产业之间的隔离程度虽然在加大,但总体隔离水平一直保持相对稳定。舒晓灵(Xiaoling,

2005)发现 1982~1995 年中国劳动力市场的职业性别隔离水平迅速上升。吴愈晓、吴晓刚(2008)分别采用邓肯指数(D 指数)、规模标准化的邓肯指数(Ds 指数)和关联指数(A 指数)发现,1982~2000 年,中国非农职业的性别隔离的总体水平有显著的变化。李春玲(2009)使用人口普查和人口抽样调查数据,运用 Ds 指数研究发现,1982~1990 年职业性别隔离水平有所上升,但此后性别隔离水平则逐步下降。2005 年职业性别隔离水平总体上低于 1982 年。可见,国内学者对改革开放以来中国劳动力市场职业性别隔离的变化趋势判断存在分歧。出现分歧的主要原因是研究者选择了不同的评判职业性别隔离水平的标准,即不同的职业性别隔离指数。在衡量职业性别隔离的真实水平时,对指数的选择可能会影响对事实的判断(杨伟国等,2010)。同时,国内学者并未对转型时期中国劳动力市场职业性别隔离变动的原因给出解释。

本文的研究目标是根据合适的总和指数判断中国劳动力市场职业性别隔离的趋势,并在此基础上建立多项 Logistic 回归模型,分析造成男、女“职业性别”变动的原因,从而对影响中国劳动力市场职业性别隔离趋势的因素进行解释。

## 二、数据与测度方法

### (一) 数据来源

本文利用中国健康与营养调查 1989~2009 年的横截面数据作为研究的数据样本,并对样本进行以下处理:(1)由于中国对男性和女性的退休年龄有不同的规定,我们选择年龄大于 16 周岁小于 60 周岁的男性样本和年龄大于 16 周岁小于 55 周岁的女性样本,形成处于劳动年龄人口的数据样本。(2)根据被调查者现在是否就业,从劳动年龄人口中选择现在就业人口形成就业人口的数据样本。职业方面本文选取了各个调查年份中基本稳定的 13 类职业类别,包括:(1)高级专业技术工作者(医生、教授、律师、建造师、工程师等);(2)一般专业技术工作者(助产士、护士、教师、编辑、摄影师等);(3)管理者、行政官员、经理;(4)办公室一般工作人员(秘书、办事员);(5)农民、渔民、猎人;(6)技术工人或熟练工人(工段长、班组长、工艺工人等);(7)非技术工人或非熟练工人(普通工人、伐木工等);(8)军官与警官;(9)士兵与警察;(10)司机;(11)服务行业人员(管家、厨师、服务员、看门人、理发员、售货员、洗衣工、保育员等);(12)运动员、演员、演奏员;(13)其他职业。

### (二) 职业性别隔离测度方法

目前,常用的职业性别隔离测度的方法是总和指数法,该方法可以将庞杂的性别和职业数据转化为简单的指数,并通过单一的指数数值来测量职业性别隔离的程度。最为常用的总和指数是 D 指数(Ducan 等,1955)和 Ds 指数(Gibbs,1965)。D 指数和 Ds 指数各有优缺点,具体采用哪个指数应该根据市场中职业构成的变动和劳动力性别比例的变动而定(杨伟国等,2010)。

### 三、中国劳动力市场职业性别隔离变动趋势

本文计算了数据样本中所有 13 类职业 1989~2009 年两种主要职业性别隔离指数值,并给出了两种主要性别隔离指数的变动趋势图(见图)。从图中可以看出,1989~2009 年 D 指数和 D<sub>s</sub> 指数所反映出的职业性别隔离趋势完全相反。

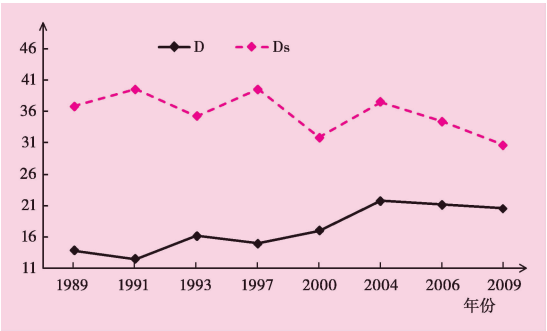


图 中国劳动力市场 D 指数与 D<sub>s</sub> 指数

本文对不同年份的性别比率及职业比率分别进行了卡方检验,发现不同年份的性别比率独立程度更高,即不同年份的性别比例差异比不同年份的职业比例差异更大。虽然在时间序列的研究中,学者们多用 D<sub>s</sub> 指数来展示职业性别隔离的变动趋势,但在中国劳动力市场上,农业职业(农民、渔民、猎人)占职业类别比重较大,而该类职业的性别比例相对平均。因此,除农业外的其他职业

规模结构的变动比性别规模结构变动对总和指数值的影响要小很多。就存在边际依赖性的两种总和指数(D 指数、D<sub>s</sub> 指数)来说,不受性别规模结构影响的 D 指数对不同年份的职业性别隔离水平的反映受到边际依赖性的影响更小。因此 D 指数是能够更好地反映中国职业性别隔离变化趋势的总和指数。从 D 指数看,1989~2009 年,中国职业性别隔离水平在小幅波动中稳定上升。2009 年的职业性别隔离水平比 1989 年上升了 48%。尽管 2009 年中国劳动力市场的职业性别隔离比西方工业国的总体水平低,但这种不断上升的趋势应该引起人们的关注。

### 四、中国劳动力市场职业性别隔离变动成因分析

#### (一) 模型说明

本文使用多项 Logistic 回归模型来分析影响不同性别劳动力职业性别变动的因素。由于不同性别劳动力进入不同职业会导致职业性别隔离的变动,若影响不同性别劳动力职业性别变动的因素也是影响职业性别隔离变动的因素。若从影响不同性别进入不同性别职业的因素出发,便可以找到影响职业性别隔离变动的因素(Jacobs, 1989)。

劳动力进入不同职业有两个途径:一是原来就在劳动力市场上的劳动者重新选择职业,使性别和职业的分布发生改变;二是新进入市场的劳动力选择进入不同的职业或是某种性别的劳动者退出某种性别的职业。中国健康与营养调查数据是以 1989 年的样本为基础,新进入劳动力市场和退出劳动力市场的样本数量占样本总体的比重不大,样本的主体是由 8 个调查年份中都存在的样本个体组成的。因此本文只分析劳动力市场上原有的劳动

者由于改变职业导致职业和性别分布发生的变化,即由于不同性别劳动力进入另一性别职业导致职业性别隔离的变动,在这一过程中影响不同性别劳动力职业性别变动的因素是影响职业性别隔离总体水平变化的因素。

在判断不同性别的劳动力进入不同性别职业的影响因素前,首先要对职业的性别进行判断。女性在各种职业中的“代表系数”是一个用来比较不同“性别”职业在规模上差异的统计指标,它是由女性在某种职业中的就业比重除以劳动力队伍中女性的比重得到的(Hakim, 1992; Frehill, 2006)。当该指标大于1时,表明女性在这一职业中集中过度,将这样的职业定义为女性职业<sup>①</sup>;反之,若该指标小于1,表明女性在这一职业中代表不足,将这样的职业定义为男性职业。我们计算了各个调查年份中各类职业女性代表系数,同时重点关注对象是1989~2009年改变了工作的劳动者。我们通过对比当前调查年份和前一调查年份的工作类型,找出样本个体是否改变了职业,并分别对男性组和女性组进行多项 Logistic 回归。通过数据处理,获得变动职业的人数样本量为3 814,占样本总量中工作总人口的20.8%。男性职业变动人数为2 219人,女性职业变动人数为1 595人。

在本研究模型中主要考察市场因素和人力资本因素对劳动者职业性别改变的影响。市场因素主要包括劳动者目前职业的就业地位、目前职业工作单位类型、工作时间、收入,人力资本因素主要包括劳动者的年龄、受教育年限。控制了劳动力市场隔离因素(如城乡、省份)。据此建立职业性别改变选择的模型:

$$\ln\left[\frac{P(y=i)}{P(y=j)}\right]=\alpha_{i0}+\beta_{i1}M+\chi_{i2}AGE+\delta_{i3}EY+\phi_{i4}K+\gamma_{i5}S+\eta_{i6}D+\iota_{i7}H+\kappa_{i8}T$$

$$+\lambda_{i9}LNY+\mu_{i10}C+\nu_{i11}P+u_i$$

男性组: $i=2,3, j=1$ ; 女性组: $i=5,6, j=4$ 。1、4为职业性别不变组;2、6为男性职业到女性职业,3、5为女性职业到男性职业。各变量的定义如表1所示。

## (二) 模型分析结果

我们首先对男性的职业性别变动进行了模型拟合。通过模型 $\chi^2$ 可以检验样本方程整体的显著性。由表2可知,模型 $\chi^2$ 值显著性概率为0,远小于5%的显著水平,应拒绝零假设。因此,该模型中的所有回归系数不同时为零,全体自变量与因变量的线性关系显著。

表3给出了男性组、女性组 Logistic 回归结果,每个性别组各自包含“男性职业到女性职业”和“女性职业到男性职业”两套回归系数。在男性就业变动中,“男性职业到女性职业”组与“职业性别不变”组的差异小于“女性职业到男性职业”与“职业性别不变”的差异,说明男性职业的进入“门槛”更高,男性从女性职业到男性职业比从男性职业到女性职业的难

① 一般专业技术工作者;农民、渔民、猎人;服务行业人员;办公室一般工作人员是女性集中过度的职业,即女性职业。而高级专业技术工作者;管理者、行政官员、经理;技术工人或熟练工人等职业为女性代表不足职业,可定义为男性职业。

表 1 职业性别隔离在中国劳动力市场成因分析的主要变量

变 量	具体定义	变 量	具体定义
婚姻状况(Mi)	已婚、未婚	每周工作天数(Di)	
年龄(AGEi)		每天工作小时(Hi)	
受教育年限(EYi)		上周工作小时(Ti)	
工作单位类型(Ki)	国有企业;小集体(如乡镇所属);大集体(县、市、省所属);家庭联产承包农业	收入水平(LnYi)	
工作中的地位(Si)	有雇工的个体经营者;无雇工的个体经营者(包括农民);为他人或单位工作的长期工(包括各级企、事业,大、中小集体企业,集体农场,私人企业合同工);	城乡(Ci)	城市、农村
		省份(Pi)	辽宁、黑龙江、江苏、山东、河南、河北、湖南、广西、贵州

表 2 男女组含有截距和各变量模型的似然比检验

影响因素	男 性			女 性		
	拟合标准	似然比检验		拟合标准	似然比检验	
	-2 Log Likelihood	$\chi^2$ 值	显著水平	-2 Log Likelihood	$\chi^2$ 值	显著水平
截距	654.075(a)	0.000		519.377(a)	0.000	
年龄	836.98***	182.905	0.000	662.306***	142.929	0.000
每天工作小时数	683.956	29.881	0.273	553.416***	34.039	0.005
上周工作小时数	713.25	59.175	0.818	587.253**	67.876	0.031
收入水平	956.812*	302.738	0.097	765.877	246.500	0.167
每周工作天数	672.71**	18.636	0.045	528.714	9.337	0.500
受教育年限	705.708**	51.633	0.027	566.577*	47.200	0.066
地位	683.636***	29.561	0.000	531.455*	12.078	0.060
单位类型	679.014***	24.939	0.000	537.737	18.360	0.191
省份	700.718***	46.643	0.000	553.093***	33.716	0.002
城乡	660.915**	6.840	0.033	520.379	1.002	0.606
婚姻状况	655.363	1.288	0.525	535.059***	15.682	0.000

注:\* 表示  $p<0.1$ , \*\* 表示  $p<0.05$ , \*\*\* 表示  $p<0.01$ 。

度更大。

从表 3 系数的优势比率可知,月收入对数每增加 1 个单位,导致男性从男性职业进入女性职业比职业性别不变的概率减少 47.1%,即月收入对数每增加 1 个单位,男性从男性职业进入女性职业的概率反而下降。在女性职业到男性职业组中,年龄增加导致男性从女性职业进入男性职业比职业的概率是职业性别不变组该概率的 95%;受教育年限增加导致男性从女性职业进入男性职业的发生比减少 17.5%。男性从女性职业进入男性职业,如在小集体和大集体企业工作比同样情况在国有企业工作的概率分别提高了 3.27 和 2.29 倍。

从女性职业变动回归结果看,年龄、上周工作小时数、受教育年限均对女性进入男性职业有显著负向影响,但从回归系数的绝对值来看,这几个变量的影响强度并不大。年龄每增



表 3 多项 Logistic 回归系数估计值及发生比率

	男性组(i=2)		男性组(i=3)		女性组(i=5)		女性组(i=6)	
	B	exp(B)	B	exp(B)	B	exp(B)	B	exp(B)
截距	-24.900	1.440	-1.030	0.350	0.060	1.060	-0.152*	0.858
年龄	0.015	1.015	-0.049***	0.950	-0.058***	0.944	0.030	1.030
每天工作小时数	-0.033	0.967	-0.056	0.946	0.083	1.087	0.031*	1.031
上周工作小时数	-0.007	0.993	0.000	1.000	-0.028**	0.973	-0.027	0.973
收入水平	-0.637**	0.529	0.171	1.187	0.304	1.355	-0.532	0.587
每周工作天数	-0.111	0.895	0.231	1.260	0.067	1.070	0.168	1.183
受教育年限	-0.009	0.991	-0.192***	0.825	-0.142***	0.868	0.013	1.013
工作性质(为他人或单位工作)								
无雇工的个体经营者(包括农民)	2.056***	7.811	1.471	4.354	-0.536	0.585	-0.212	0.809
有雇工的个体经营者	-13.709	1.110	0.447	1.564	0.457	1.580	-0.165	0.848
工作单位(国有企业)								
小集体(如乡镇所属)	-0.891*	0.410	1.186***	3.273	0.032	1.033	0.229	1.257
大集体(县、市、省所属)	-0.135	0.874	0.829***	2.290	-0.266	0.767	-0.081	0.922
家庭联产承包农业	0.541	1.717	0.610	1.841	0.887	2.429	1.482*	4.401
省份(辽宁)								
江苏	-0.714	0.490	-0.457	0.633	0.489	1.630	-1.353***	0.259
山东	-0.183	0.833	-0.270	0.763	0.592	1.808	-0.144	0.866
河南	0.603	1.827	-0.151	0.860	0.606	1.834	-0.327	0.721
河北	0.067	1.069	0.284	1.329	0.971**	2.642	-0.797	0.451
湖南	-0.628	0.534	0.064	1.066	0.875**	2.399	-0.419	0.657
广西	-0.214	0.808	0.289	1.336	1.031*	2.805	-0.536	0.585
贵州	-0.626	0.535	1.254	3.504	0.868**	2.382	-0.243	0.784
城乡(城市)								
农村	-0.048	0.954	0.455	1.576	0.484**	1.622	-0.184	0.832
婚姻状况(已婚)								
未婚	—	—	-0.102	0.903	-0.402	0.669	0.477**	1.611
$\chi^2$	211.1***				88.44***			
Pseudo R <sup>2</sup>	0.147				0.082			

注:根据本文实证分析结果整理。\*表示  $p<0.1$ , \*\*表示  $p<0.05$ , \*\*\*表示  $p<0.01$ 。“—”表示没有数据。

加 1 岁,女性从女性职业到男性职业的概率比职业性别不变组的概率比值减少 5.6%;女性受教育年限每增加 1 个单位,女性从女性职业到男性职业的概率减少 13.2%;“上周工作小时数”每增加 1 小时,女性从女性职业进入男性职业的概率比减少 2.7%。城乡状况对女性职业变动具有较为显著的影响,与城镇女性相比,农村女性的职业由女性职业进入男性职业的概率将增加 62.2%。表 3 回归结果还表明,工作单位和婚姻状况对女性由男性职业变为女性职业也有显著影响。从事“家庭联产承包农业”的女性由男性职业变为女性职业与参照

组(国有企业)的比率是职业性别不变组该比率的4.4倍。未婚女性由男性职业进入女性职业与已婚女性的比率,是职业性别不变组的1.61倍。

## 五、讨论与结论

### (一) 讨论

#### 1. 中国劳动力市场职业性别隔离变动趋势

D指数显示了中国劳动力市场的职业性别隔离水平从1989~2009年呈波动上升趋势,尽管中国的职业性别隔离水平与西方发达工业国家相比仍处于较低水平,但随着劳动力市场的不断发展,这种上升趋势应该引起人们的重视。

#### 2. 男性劳动者职业性别变动影响因素

本研究发现男性劳动者的职业发生变动时,从原来的女性职业进入新的男性职业比男性职业进入女性职业的难度更大。这种情况的发生一部分是由于男性职业某些特定的技能和体力要求,但更多是由于男性职业比女性职业需要更高水平的人力资本或社会资本,如更高的教育水平或更广泛的社会网络等。这些因素使从女性职业进入男性职业存在障碍。

月收入和工作地位可以代表与转型相关的市场因素,对男性由男性职业进入女性职业的影响较为复杂。即使进入女性职业使月收入提高,男性依然更愿意留在男性职业中。一方面,月收入的变动必定会影响男性劳动力供给的决策,但这种决策是从个人角度还是从家庭角度做出的还需要进行进一步的分析。从家庭角度而言,男性劳动力是家庭收入的主要承担者,因此收入水平是决定男性职业性别的主要因素。另一方面,如果进入女性职业会造成对男性职业发展的“伤疤效应”,出于长期收入效应的考虑,男性也会选择继续留在男性职业中,等待更好的收入提升机会。因此,是否做出职业变动的决策也受工作地位的影响。当男性是无雇工的个体经营者(包括农民)时,其选择从男性职业进入女性职业的概率会上升。无雇工的个体经营者在本文研究数据中主要是指的是农业劳动者。农业劳动者的职业变动主要是离开土地进入第二或第三产业工作。在中国的劳动力市场上,大量的农村剩余劳动力从农村流向城市,并承担了大量的城市低技能、低熟练要求的工作。人力资本水平较低的职业往往是农业劳动者进入城市后的所选择职业。因此,当农业劳动者职业转变时,就会导致男性职业转变为女性职业的概率上升。受教育水平的提高、年龄的增加对男性劳动者从女性职业流动到男性职业起负向作用。从职业结构看,受教育水平的提高使一些男性脱离了“体力”工作,成为办公室工作人员,即从男性职业进入女性职业。随着年龄的增加,男性在女性职业中积累了特殊的人力资本,如果离开女性职业进入男性职业,这种由特殊人力资本带来的市场溢价就可能消失。因此,年龄的增加会减少男性从女性职业进入男性职业的概率。

#### 3. 影响女性劳动者职业性别变动的因素

根据England(2010),在职业—性别结构重构的过程中,女性确实进入了传统上男性的

职业,但这样的“进入”是不均衡的。女性主要进入了传统的男性主导的管理和专业类职业,而较少进入男性主导的以体力为主的工作。在本文对职业性别隔离趋势的研究中,我们也观察到了同样的变动,即女性在管理者、行政官员、经理等职业中的代表系数上升,而在工人类(技术或非技术)职业中的代表系数都在不断下降。

在本研究中,随着年龄的增长,女性从女性职业进入到男性职业的概率降低。由于缺乏工作年限数据,所以年龄增长并不能够完全代表女性在女性职业中工作经验的积累。受教育年限对女性劳动者的影响与对男性劳动者的影响相同,对女性劳动者从女性职业进入男性职业有负向影响。总体上看,受教育水平的提高减少了女性从女性职业进入男性职业。与 England(2010)的结论相似,较高的教育水平(如大学及以上教育水平)可以帮助女性进入管理者、高级技术专家等人力资本积累要求高的传统男性职业,但接受初等教育的女性并不会因为受教育年限的增加而进入男性职业。主要是这类女性所面对的男性职业是相对低端的职业,年龄、体力等生理性因素在这类职业中起到更大的作用。接受初等教育的女性受教育年限延长导致进入劳动力市场年龄推迟,阻碍了其从事男性主导的低端职业。尽管农村女性相比城市女性更有可能从女性职业进入男性职业,但细分职业类别就可以看到农村女性往往更多地进入对体力要求更高的职业,这是典型的男性主导的体力职业。周工作小时数延长降低了女性从女性职业进入男性职业的概率。这一结果与我们的预期是一致的。从人力资本理论对职业性别隔离的解释来看(Polacheck, 1979、1981、1985),因为要承担更多的家庭责任,以及中途退出劳动力市场一段时间,所以女性往往希望进入工作时间要求相对宽松或推出劳动力市场对女性人力资本折旧少的女性职业。拥有这类特征职业的企业也愿意以较低的价格雇佣女性。

## (二) 结论

本研究立足于中国健康与营养调查所能够提供的信息,运用 D 指数对 1989~2009 年中国劳动力市场的职业性别隔离水平及趋势进行了总体判断。我们认为 1989~2009 年中国劳动力市场的职业性别隔离水平仍然较低,但呈现出波动上升的趋势。另外,市场因素和人力资本积累因素都会影响不同性别劳动者在不同性别职业中的流动,由此导致职业性别隔离趋势变动,但对男性和女性的作用不相同。

市场因素主要通过影响男性的职业性别变动影响职业性别隔离的趋势。尽管本研究未发现收入是男性由女性职业进入男性职业预期影响因素,但即使女性职业的收入上升,男性依然不会向女性职业转移,因为总体上男性在女性职业中的收入水平依然低于男性职业。而男性为农业工人时,倾向于从男性职业进入女性职业。随着中国城市化的发展,越来越多的农业劳动者进入城市,并倾向于选择女性职业。尽管这样的选择有利于减少职业性别隔离,但显示出农业劳动者进入城市男性职业的困难问题。市场因素对女性劳动力职业性别变动的影响是通过工作时间体现的。女性兼顾家庭责任导致的对更短、更灵活的工作需求,使女性倾向于选择工作时间短的职业,这会增加职业性别隔离的程度。而从供给角度



看,女性兼顾家庭责任和间断就业的特点,也成为男性职业提供者对女性歧视的来源。总体上说,市场对效率的追求会导致职业性别隔离水平的上升。

人力资本因素也是影响劳动者职业性别变动的重要因素。随着年龄增长,两类劳动者从女性职业进入男性职业的概率都会下降,说明男性职业更偏爱年轻的劳动力,而这种偏好对于女性来说更为明显,即女性受到的年龄歧视更为严重。受教育水平越高,两类劳动者从女性劳动进入男性劳动的概率都会下降。人力资本的增加并没有使女性更容易地进入男性职业。高等受教育水平的提高对女性进入男性主导的“高端”职业起作用,但初等受教育水平的提高没有起到缓解职业性别隔离的作用。造成女性在人力资本水平提升的情况下依然无法改变自身职业性别、进入男性职业的主要原因可能与男性职业的固有特点及男性职业的提供者对女性的歧视有关。

基于上述研究结果,我们建议:(1)职业性别隔离是劳动力市场的固有现象,市场因素会促使职业性别隔离程度加深。转型国家在劳动力市场建立和发展过程中,应重视对女性就业提供适当的保护,消除歧视等制度和文化等不利因素对女性就业的影响。如果放松对劳动力市场的管制,尤其是对女性就业的保护,很可能导致较为严重的职业性别隔离,造成劳动力市场效率的损失。(2)转型国家的产业结构和劳动力发展模式会影响职业一性别的分布。中国应该逐步从不重视人力资本积累作用的“低端道路”(Sengenberger 等,1992)发展模式转向重视人力资本积累的“高端道路”,这样即使是初等教育范围内的人力资本投资也能够帮助女性进入男性主导的职业。

#### 参考文献:

1. 李春玲(2009):《中国职业性别隔离的现状及变化趋势》,《江苏社会科学》,第3期。
2. 吴愈晓、吴晓刚(2008):《1982~2000:我国非农职业的性别隔离研究》,《社会》,第6期。
3. 杨伟国等(2010):《职业性别隔离的测度》,《中国人口科学》,第3期。
4. 易定红、廖少宏(2005):《中国产业职业性别隔离的检验与分析》,《中国人口科学》,第4期。
5. Duncan, O.D. and B. Duncan(1955), A Methodological Analysis of Segregation Indexes. *American Sociological Review*. 20: pp. 210-217.
6. England, P.(2010), The Gender Revolution Uneven and Stalled. *Gender & Society*. 24(2): pp.149-166.
7. Frehill, L.M.(2006), Measuring Occupational Sex Segregation of Academic Science and Engineering. *The Journal of Technology Transfer*. 31(3).
8. Gibbs, J.P.(1965), Occupational Differentiation of Negroes and Whites in the United States. *Social Forces*. 44: pp.159-165.
9. Glass, J.(1990), The Impact of Occupational Segregation on Working Conditions. *Social Forces*. 68(3): pp.779-796.
10. Gross, Edward(1968), Plus Ca Change...? The Sexual Structure of Occupations over Time. *Social Problems*. 16: pp.198-208.
11. Hakim, Catherine(1992), Explaining Trends in Occupational Segregation: The Measurement, Causes, and Con-

- sequences of the Sexual Division of Labour. *European Sociological Review*. 8(2):pp.127-152.
12. Jacobs, Jerry A.(1989), Long-Term Trends in Occupational Segregation by Sex. *The American Journal of Sociology*. 95(1):pp.160-173.
  13. Mincer, J. and P. Solomon(1974), Family Investments in Human Capital:Earnings of Women. *The Journal of Political Economy*. 82(2):pp. S76-S108.
  14. Polachek S.(1979), Occupational Segregation Among Women:Theory, Evidence, and a Prognosis. In *Women in the Labor Market*, eds. Cynthia Lloyd, Emily Andrews, and Curtis Gilroy. New York:Columbia University Press. pp. 137-157.
  15. Polachek S.(1981), Occupational Self-Selection:A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure. *Review of Economics and Statistics*. 63(1): pp.60-69.
  16. Polachek S.(1985), Occupation Segregation:A Defense of Human Capital Predictions. *The Journal of Human Resources*. 20(3): pp.437-440.
  17. Sengenberger, W. and Pyke, F.(1992), Industrial Districts and Local Economic Regeneration:Research and Policy Issues. In Werner Sengenberger, Frank Pyke(eds.), *Industrial Districts and Local Economic Regeneration*, Geneva, International Institute for Labour Studies. pp.3-29.
  18. Xiaoling, S.(2005), Market Transition and Gender Segregation in Urban China. *Social Science Quarterly*. 86(3):1299-1323.

(责任编辑:李玉柱、朱 犁)

## 欢迎订阅 2013 年《中国人口科学》

由中国社会科学院人口与劳动经济研究所主办的《中国人口科学》,是全国中文核心期刊,中国社会科学院优秀期刊。《中国人口科学》着重刊登具有较高质量的人口及相关领域的研究论文、综述、调查报告,内容包括:人口理论与政策研究、人口统计、人口与经济、劳动经济与人力资本、社会保障研究、人口与社会、国际人口比较、人口与生态环境、少数民族人口及计划生育理论与实践等。

《中国人口科学》为双月刊,国内外公开发行,全国各地邮局均可订阅,邮发代号:82-426,每期定价 25 元,全年 150 元。在邮局订不到者,可直接向社会科学文献出版社期刊运营中心订购,订费邮汇、银行信汇均可。地址:北京市西城区北三环中路甲 29 号院 3 号楼华龙大厦 A 座 1403 室期刊运营中心,邮编:100029。联系人:刘振华、张明娟,电话:010-59366555、010-59366565,电子信箱:qikanzhengding@ssap.cn。开户行:工行北京北太平庄支行,户名:社会科学文献出版社,账号:0200010019200365434。