

女性高层次人才的社会排斥及其影响因素分析^{*}

——基于福建省的调查

徐延辉¹ 熊欢²

(1.2.厦门大学公共事务学院,福建 厦门 361005)

关键词: 社会排斥; 女性高层次人才; 玻璃天花板

摘要: 本文利用2010年在福建省的调查数据,分析了福建省女性高层次人才的个人特征及人力资本等因素与社会排斥之间的关系。回归分析发现,年龄、婚姻状况、单位性质、职务、政治面貌、个人年收入、受教育程度、工作年限、培训情况、家务劳动时间及传统性别意识等对女性高层次人才的社会排斥均有重要影响,但影响程度不尽相同。因此,解决女性高层次人才的社会排斥问题,应从多方面综合考虑。

中图分类号: C961

文献标识: A

文章编号: 1004-2563(2011)03-0039-09

Analysis on Social Exclusion and its Influence on Senior Female Personnel ——Based on Investigation in Fujian Province

XU Yan-hui¹ XIONG Huan²

(1.2.School of Public Affairs at the Xiamen University, Xiamen 361005, Fujian Province, China)

Keywords: social exclusion, senior female personnel, glass ceiling

Abstract: This paper uses the 2010 survey data of senior women personnel in Fujian Province to analyze the relationship between social exclusion and factors such as personal characteristics and human capital acquired by senior female personnel. Regression analysis results show that factors such as age, marital status, the nature of units, position, political affiliation, personal annual income, education, working years, training, housework time, and traditional gender awareness have great influence, though varying in degrees, on social exclusion of senior female personnel. Therefore, in order to solve the problem of social exclusion of senior female personnel, there is a need for a comprehensive understanding of all the factors.

一、导言

人才的数量和质量关系到一个国家经济社会发展的水平及其可持续发展的能力,而女性高层次人才作为女性的杰出代表,其发展壮大不仅对国家经

济社会发展意义重大,而且对广大女性成才也有极大的示范作用。然而,目前中国高层次人才的性别结构还不尽合理,女性高层次人才的发展仍然面临诸多挑战,许多有着良好管理素质和出色工作业绩的

作者简介: 1.徐延辉(1965-),女,厦门大学公共事务学院教授,社会学与社会工作系主任、博士生导师。研究方向: 社会政策与经济社会学; 2.熊欢(1987-),女,厦门大学公共事务学院2009级社会学专业研究生。

* 本文为福建省科技厅软科学项目《福建省女性高层次人才发展战略研究》的阶段性成果,项目编号: 2010R0034。

女性领导者仍被排斥在高级职位之外,压制中层职位女性继续晋升到高级职位的种种无形障碍依然存在,这种现象被形象地称之为“玻璃天花板”。“玻璃天花板”看不见,然而却是少数民族和女性无法登上公司阶梯上层的不可逾越的障碍——不管她们的资格或成就如何。^{[1](P93)}此种“玻璃天花板”现象存在于女性的职业/事业发展过程中,消除女性职业发展中的社会排斥对于女性的发展及社会的和谐具有重要作用。因此,本文通过在福建省相关领域所做的实地调查,对女性高层次人才所面临的社会排斥及其影响因素加以深入分析。

二、理论背景与文献回顾

社会排斥概念自1974年由法国学者雷纳尔(Lenoir)提出后,在西方学界和政界受到广泛关注,社会学家、政策研究者、政府部门开始从社会排斥角度来分析一些社会问题的深层根源。最初的社会排斥概念主要针对精神和身体残疾者、自杀者、老年患者、受虐儿童、药物滥用者、越轨者、单亲父母、多问题家庭、边缘人、反社会的人和社会不适应者等弱势群体,主要用来描述经济领域中的排斥现象。现在的社会排斥概念已经超出了经济领域,衍生出新的定义,扩展到了社会的方方面面。^{[2](P12)}西方学术界对社会排斥的研究主要包括两个方面:对社会排斥的理论探讨和实证研究,这些研究往往围绕社会排斥的含义、向度及成因进行。

首先,研究者们从不同角度对社会排斥概念进行了界定和诠释。有学者认为,参与是社会排斥概念中的重要因素,例如吉登斯(Giddens)认为,社会排斥是社会成员中断或者可能中断参与社会的表现,^{[3](P323-325)}它意味着个人或群体被全部或部分地排除在充分的社会参与过程之外。如果一个人是被排斥的,那就意味着他没有参加作为一个社会公民可以参加的正常活动,他愿意参加这些活动,但却被他不能控制的因素阻止了,^[4]社会排斥是社会成员不能正常参与社会生活、公民权利不能实现的状态。^[5]因此,社会排斥与社会权利没有充分实现相关。任何人都可能受到社会排斥,社会地位高的人和社会地位低的人可能只是位于社会排斥的不同维度上,处于社会序列顶层的群体也可以“被排斥”,只不过这部分人群

往往是“主动退出”的。^{[3](P324-325)}

其次,关于社会排斥的向度和类型,西方学界大多通过实证调研与测量方式来测出,例如英国社会排斥研究中心通过分析英国家庭1991-1995年的调查资料,提出了消费活动、保障、社会活动、政治活动和社会支持5个社会排斥向度;^{[6](P227-244)}欧盟1998年发表的关于人类尊严和社会排斥的社会保障,在健康、就业、社会保护、教育和住房等5个向度上讨论了社会排斥问题。^[7]当然,也有学者将社会排斥划分为经济层面的排斥、政治层面的排斥和社会层面的排斥。^{[3](P324-325)}不同向度之间具有“累积”和“强化”的性质,即一种排斥可能会加速和促进更多种的排斥。^{[8](P1-21)}

再次,不同研究者对社会排斥成因分析的侧重点也不尽相同,归结起来主要包括社会力量和社会成员自身两方面原因:彼德·萨默维尔(Peter Somerville)从个人角度出发,认为社会排斥的源泉在于受排斥者本身的态度和行为中,^[9]英国社会排斥局则将产生社会排斥的要素归之为“推动力”,推动力中的低收入、失业、教育、社会资本、经济、社会和行为要素之间相互联系相互强化,它们之间的复杂互动最终引发了社会排斥。也有学者从社会性别角度探讨了社会排斥问题,认为性别影响劳动力市场,妇女在工资和地位上享受的待遇并不平等。^[9]

国内学者的相关研究主要集中在社会排斥的概念、类型及成因等方面。社会排斥概念在国内亦无统一定义,但学者比较关注的也是社会参与要素,例如石彤认为社会排斥是指某些个人、家庭或社群缺乏机会参与一些社会普遍认同的社会活动,被边缘化或隔离的系统性过程。^[10]关于社会排斥类型,国内学者从不同角度归纳出社会排斥的5种类型:功能性的社会排斥与结构性的社会排斥、经济层面的社会排斥、政治层面的社会排斥以及文化层面的社会排斥、客观的社会排斥与主观的社会排斥、显性的社会排斥与隐性的社会排斥、被动的社会排斥与主动的社会排斥。^{[11](P20-24)}曾群、魏雁滨则根据“排斥出自何处”和“谁被排斥”两条线索,将社会排斥分为经济排斥、政治排斥、社会关系排斥、文化排斥和福利制度排斥五个维度,以及个人排斥、团体排斥和空间排斥

三个维度。^{[12](P11-16)}另外,国内研究者对社会排斥的生成原因主要持两派观点:社会结构生成论^{[13](P106-110)[14]}和社会政策生成论。^{[15](P42-44)}当然,也有学者认为社会排斥是自我行为和社会政策共同生成的结果。^{[16](P58-60)}国内学者运用社会排斥概念主要解释了失业、贫困、两极分化、教育、残疾人问题、住房改革、城乡差距等社会问题;也有研究者从性别视角出发,对女性领导、高校女教师和企业知识女性职场受排斥的“玻璃天花板”现象进行了分析。学者鞏雪妮指出,女性领导者因受到来自组织、人际和个人等方面的阻碍而被排斥在高级职称之外,受排斥的根源主要来自于社会偏见、对女性角色的定位等传统文化意识;^{[17](P96-97)}生云龙则从性别视角对高校女教师职业发展中受到排斥的原因进行了分析,指出高校女教师遭遇“玻璃天花板”现象与职务结构、年龄结构、学历结构、学科结构等有关,^{[18](P26-31)}也有学者对企业知识女性在职业升迁时面临的“玻璃天花板”现象进行了分析,认为性别歧视的社会习俗和性别人力资本投资的差异,使得较多女性难以升至企业的高级职位。^{[19](P61-64)}

可见,社会排斥概念已越来越为研究者们所重视。然而,从研究内容上看,目前学界对社会排斥的形成原因多着重制度分析,从被排斥者自身角度考虑的不多;从研究对象来看,社会排斥概念较多的用于分析社会地位较低的底层弱势群体,例如农民工、新贫困群体、失业群体、残疾人及女性弱势群体等,用社会排斥理论对社会地位较高的女性高层次人才进行分析的相对较少,采用定量方法对女性高层次人才社会排斥状况进行研究的则更少。因此,本文试图用一个新的研究视角诠释社会排斥,分析女性高层次人才的社会排斥问题。

三、女性高层次人才社会排斥构成的因子分析

本文的研究对象为女性高层次人才。关于“人才”,1982年中国将“具有中专以上学历和初级以上职称的人员”界定为“人才”。而今,改革开放已有30余年,中国社会经济环境发生了巨大变化,义务教育和高等教育均有了巨大发展,因此本文对“高层次人才”进行重新界定,即把受过高等教育、具有中高级以上职务、副高以上职称的人界定为高层次人才。考

虑到女性人才分布在社会生活的各个领域,为了集中研究女性高层次人才在事业发展过程中面临的主要问题,我们将研究对象集中在三大领域,调查对象主要包括三大类别:一类是在党政机关,具有副处级以上职务(包含副处级)的女性领导干部;一类是在企业单位,部门经理以上(包含部门经理)的女经理、女企业主;最后一类是在高校/科研院所,具有副高及以上职称、有主任/所长以上(包含系主任/研究所所长)行政职务的女专家、女学者。

本文数据来自于福建省科技厅软科学项目《福建省女性高层次人才发展战略研究》2010年的问卷调查。样本按分层的三阶段不等概率抽样法抽取:第一阶段,以市为初级抽样单位;第二阶段,以不同性质的单位组织为抽样单位;第三阶段,以具体工作单位为抽样单位,并以职称在中级以上的工作人员为最终抽样单位,对其进行随机抽样。调查范围涉及福建省10个市,共发放问卷1000份,回收970份,其中有效问卷856份,有效率为85.6%。在有效问卷中,男性共277人,占32.4%,女性共579人,占67.6%。

本文以女性数据为分析对象,所选的女性样本年龄构成为:30岁及以下占16.67%,31-35岁占13.16%,36-40岁占19.82%,41-45岁占22.63%,46-50岁占17.72%,51-55岁占7.9%,56岁及以上占2.81%,平均年龄40.21岁;受教育程度为:高中或中专占10.24%,大专占13.37%,本科占48.61%,硕士占16.32%,博士占11.46%;政治面貌:中共党员占49.19%,民主党派占17.36%,群众/无党派人士占33.45%;个人全年收入:5万元及以下的占55.29%,6-9万占29.68%,10-14万占10.20%,15-19万占1.67%,20万及以上占3.15%;婚姻状况:未婚占13.31%,已婚占83.54%,离异占2.63%,丧偶占0.53%;工作单位:党政机关占25.52%,企事业单位占31.60%,高校/科研院所占34.90%,其他占7.99%。

本文根据调查问卷共抽取了19个项目测量社会排斥这一指标,这些问题分别涉及“与当前工作团队的关系”等人际关系问题、“是否参加专业协会”等与专业/业务相关的交流活动、“是否参与政治协

商、民主监督和社会管理”等政治与社会活动参与情况、工作与职务 / 职称变动情况以及“参与重大科研项目或重要决策频率”的决策参与情况等等。其中,涉及被调查者人际关系的答案选项,分为“非常融洽”、“比较融洽”、“一般”、“不太融洽”、“很不融洽”5个等级,分别计为1至5分;涉及交流活动、政治与社会活动参与等问题的答案为“否”和“是”,分别计1分和2分;工作变动次数指标依被调查者的回答次数计分(例如1次计1分);最后一项参与决策频率的指标答案有3项,即“从未参加”、“偶尔参加”、“经常参加”,依次计为1分、2分、3分。所有问题中不回答的问卷不计入统计。

本文采用主成份法对测量社会排斥构成的19个项目进行因子分析,经变值精简法旋转共得到5个因子,结果如表1所示。

根据因子负载,将这些因子分别命名为工作关系因子、社团参与因子、职业流动因子、社会权利因子、领导决策因子。5个因子除工作关系因子为反向计分外,其他4个因子均为正向计分,即工作关系因子得分越高,社会排斥程度越高;社团参与因子、职业流动因子、社会权利因子、领导决策因子得分越高,社会排斥程度越低。为便于分析,本文将5个因子值转换为1到100之间的指数。^①

四、女性高层次人才社会排斥的影响因素分析

表1 女性高层次人才社会排斥构成的因子分析

项目	工作关系因子	社团参与因子	职业流动因子	社会权利因子	领导决策因子	共量
与当前工作团队的关系	0.8549	-0.0135	-0.0524	-0.0442	0.0239	0.7362
与领导的关系	0.8458	-0.0767	-0.0362	-0.0472	0.0207	0.7253
与下属的关系	0.8644	0.0345	-0.0981	-0.0357	-0.0588	0.7627
与异性同事的关系	0.8464	0.0571	0.0121	-0.0337	-0.0637	0.7250
是否参加行业协会	-0.0427	0.5512	0.0878	0.0868	0.4094	0.4885
是否参加专业协会、基金会	-0.0600	0.5354	0.0283	0.2211	0.3726	0.4788
是否参加民间自助 / 互助组织	-0.0024	0.7533	-0.0134	0.0926	0.0472	0.5785
是否参加联合会、促进会	-0.0438	0.5079	0.0056	0.5099	0.0239	0.5205
是否参加教会等宗教组织	0.0814	0.6880	0.0243	-0.0235	-0.0082	0.4812
是否参加休闲俱乐部	0.0047	0.7435	-0.0074	-0.047	-0.1669	0.5830
工作单位变动次数	-0.0990	0.0290	0.8177	0.0445	0.0273	0.6820
工作岗位变动次数	-0.0115	-0.0347	0.8077	0.0975	0.0364	0.6645
工作行业变动次数	-0.0503	0.0349	0.8109	-0.0825	-0.0158	0.6683
是否参加人大、政协,与官员沟通	-0.1135	0.0333	0.1151	0.7707	0.1208	0.6358
是否监督国家机关及其工作人员活动	-0.0083	0.0880	0.0644	0.6252	-0.1314	0.4202
是否通过所在党派 / 社会团体参与政治协商、民主监督和社会管理	-0.0496	0.0024	-0.0648	0.7190	0.0725	0.5289
工作职务晋升次数	-0.1022	0.0136	0.4628	0.2585	0.5316	0.5742
工作职称晋升次数	0.0660	-0.1204	-0.0598	-0.0796	0.7625	0.6101
参与重大科研项目或重要决策频率	-0.1862	0.2385	0.0746	0.1788	0.6147	0.5070
特征值	3.00121	2.53637	2.24656	1.95967	1.62699	11.3708
平均方差	15.80%	13.35%	11.82%	10.31%	8.56%	59.84%

以上我们用5个因子指标来探讨女性高层次人才社会排斥的构成。为了更详细地分析影响女性高层次人才受到各类社会排斥的自身因素有哪些,本文根据社会排斥的构成建立了5个多元回归模型。在模型中,我们将构成女性高层次人才社会排斥的5个因子值提取出来,作为因变量,并引入人口学特征变量(年龄、婚姻状况、个人年收入的对数、单位性质、职务、政治面貌)、人力资本(受教育程度、工作年限、近5年是否参加过培

^①转换公式是:转换后的因子值=(因子值+B)·A。其中,A=99/(因子最大值-因子最小值),B=(1/A)-因子最小值。B的公式亦为:B=[(因子值最大值-因子最小值)/99]-因子最小值。参看边燕杰、李煜:《中国城市家庭的社会网络资本》,《清华社会学评论》2000年第2期。

训)、每天家务劳动时间、传统性别意识等作为自变量。其中,传统性别意识因子由“干得好不如嫁得好”、“男主外、女主内是最佳生活模式”、“女性的工作能力不如男性”、“妻子的事业成就不应高于丈夫”4个项目在采用主成份法的基础上,经变值精简法旋转所得,如表2所示。这4个项目的答案分为“非常赞同”、“比较赞同”、“一般”、“不太赞成”、“很不赞成”5个等级,分别计为1至5分。分值越低,表明传统性别意识越强烈。

表2 传统性别意识因子

项目	传统性别意识因子	共量
干得好不如嫁得好	0.6806	0.4632
“男主外、女主内”是最佳生活模式	0.7578	0.5743
女性的工作能力不如男性	0.7212	0.5202
妻子的事业成就不应高于丈夫	0.7688	0.5911
特征值	2.14874	2.14874
平均方差	53.72%	53.72%

在5个回归模型中,对年龄、婚姻状况、单位性质、职务、政治面貌、受教育程度和工作年限等自变量进行数据处理,分别对其进行赋值(例如年龄按5个年龄段由低至高分别赋值1分至7分,婚姻状况按照未婚、已婚、离异和丧偶类别分别赋值为1分至4分),以使自变量符合回归分析的要求。另外,模型中除了个人年收入的対数及家务劳动时间为数值型变量外,其他变量均为虚拟变量。

回归模型如表3。从模型的拟合程度来看,5个模型中除模型1只有5.24%的被研究变量方差得到解释外,其余4个模型的拟合度均较好,解释力都在14%以上。说明从总体上看,构建的模型对女性高层次人才社会排斥的影响因素具有较好的解释力。

5个回归模型的分析结果表明:

第一,从回归模型的横向来看,每个因子的得分各不相同,所反映的排斥程度也不同。此外,不存在对5个因子同时具有显著影响的变量,每个因子的影响因素不尽相同。其中,工作关系因子的影响因素

表3 社会排斥影响因素的多元回归分析(括号内为标准回归系数)

预测变量	工作关系因子	社团参与因子	职业流动因子	社会权利因子	领导决策因子
人口学特征					
年龄 ^a					
31-35岁	.594(.214)**	-.113(-.042)	.301(.102)	-.040(-.015)	.302(.115)
36-40岁	.288(.107)	-.024(-.009)	.422(.147)	-.559(-.217)*	.121(.048)
41-45岁	-.075(-.032)	-.549(-.241)*	.636(.255)*	-.363(-.162)	.022(.010)
46-50岁	-.004(-.001)	-.714(-.266)**	.255(.086)	-.322(-.122)	-.029(-.011)
51-55岁	-.948(-.242)*	-1.070(-.282)	.051(.012)	-.241(-.064)	.182(.049)
56岁及以上	-1.028(-.124)	-.508(-.0633)	1.236(.140)**	-.099(-.013)	.119(.015)
婚姻状况 ^b					
已婚	-.267(-.094)	.288(.105)	.467(.155)*	.169(.063)	-.014(-.005)
离异	-.212(-.036)	.522(.091)	1.309(.208)****	.294(.052)	.490(.088)
丧偶					
单位性质 ^c					
党政机关	.036(.015)	-.333(-.148)**	.263(.107)*	.632(.285)****	-.179(-.081)
高校及科研院所	.002(.001)	-.489(-.238)**	-.519(-.230)***	-.103(-.051)	.370(.184)**
职务 ^d					
副处/副调研员/部门经理	.106(.046)	.102(.046)	.569(.234)****	-.002(-.001)	.701(.323)****
处长/调研员/副总经理	-.030(-.008)	-.305(-.088)	.426(.112)*	.563(.164)**	.649(.191)***
副厅/副主任/总经理	-.258(-.079)	-.173(-.055)	-.188(-.055)	.740(.240)****	.552(.180)***
正厅/主任/董事长	-.147(-.042)	-.246(-.073)	.108(.029)	.181(.055)	.728(.223)****

政治面貌 ^c					
民主党派	.278(.098)	.152(.055)	-.093(-.031)	.633(.235)****	.187(.070)
群众 / 无党派人士	.010(.005)	-.154(-.075)	.226(.100)*	-.073(-.036)	.066(.033)
个人全年总收入的对数	-.071(-.051)	376(.279)****	-.192(-.130)**	.040(.030)	-.026(-.020)
人力资本					
受教育程度 ^f					
大专	.017(.006)	-.168(-.061)	.085(.028)	.197(.072)	.549(.203)**
本科	.017(.008)	-.366(-.183)	.131(.060)	-.044(-.022)	.780(.410)****
硕士	.186(.066)	-.028(-.010)	.261(.088)	.112(.042)	.891(.337)****
博士	.031(.011)	.016(.006)	-.195(-.066)	-.270(-.102)	1.412(.539)****
工作年限 ^g					
5-14年	.235(.096)	-.091(-.038)	-.140(-.054)	-.240(-.102)	.406(.175)**
15-24年	.637(.305)	.151(.075)	-.103(-.046)	.385(.193)	.823(.418)***
25-34年	.895(.352)*	.209(.085)	.288(.107)	.128(.053)	1.067(.446)***
35年及以上	1.041(.238)*	.185(.044)	1.158(.249)**	.287(.069)	1.128(.273)**
近5年是否参加过培训 ^h	-.512(-.199)	.522(.210)***	.149(.054)	-.135(-.055)	.423(.174)***
每天家务劳动时间	.055(.073)***	-.050(-.069)	-.101(-.126)**	-.076(-.105)*	-.072(-.101)*
传统性别意识因子	.050(.047)	-.062(-.060)	-.174(-.155)***	-.060(-.059)	-.023(-.023)
常数	-.031	-.434	-.539	-.200	-2.287
N	419	419	419	419	419
Adjusted R Square	5.24%	14.57%	39.07%	22.97%	36.02%
F 检定值	1.50	2.55	6.84	3.72	6.13

注: *P≤ 0.10, **P≤ 0.05, ***P≤ 0.01, ****P≤ 0.001。a、b、c、d、e、f、g、h 参考类别依次为“30岁及以下”、“未婚”、“企事业单位”、“无职务”、“中共党员”、“高中或中专”、“4年及以下”、“未参加过培训”。

最少,影响职业流动因子的自变量最多。除培训和受教育程度不具有显著性影响外,其他自变量的影响均较显著。

第二,从回归模型的纵向比较来看,影响工作关系因子的主要是年龄、工作年限及家务劳动时间3个变量。年龄对女性高层次人才工作关系排斥的影响主要集中在31-35岁年龄段,回归系数为0.594,即相比30岁及以下年龄的女性,她们的受排斥程度更高,41岁以上的回归系数均为负数,但影响并不显著。工作年限对工作关系排斥具有微弱的正向影响,因其统计显著性不高,因此解释性并不强。对工作关系排斥因子影响最为显著的是家务劳动时间,家务劳动时间每增加1小时,女性高层次人才工作关系的排斥程度便增加0.055个单位。

第三,对社团参与因子有着显著性影响的自变量包括年龄、单位性质、个人年收入的对数及培训情况。年龄对样本社团参与排斥具有负向的微弱影响,

即年龄越大,女性高层次人才的社会参与度越低,但只有在41-50岁年龄段时才具有统计显著性。工作单位的性质对社团参与具有重要影响,单位性质不同,社团参与方面所受的排斥程度也不尽相同。党政机关及高校/科研院所的女性高层次人才社团参与的回归系数分别为-0.333和-0.489,即与企事业单位相比,党政机关及高校/科研院所的社团参与程度较低。个人年收入的对数对社团参与具有非常大的影响,回归系数高达0.376,即在女性高层次人才中,收入越高,社团参与的可能性越大,社会排斥程度越低。培训与否与社团参与情况的关系呈显著正相关,回归系数较大,与未参加过培训的相比,参加过培训的社团参与的可能性增加0.522个单位,即参加过培训的受排斥程度低于未参加过培训的。

第四,职业流动因子受多个自变量的显著性影响,如年龄、婚姻状况、单位性质、职务、政治面貌、个人年收入的对数、工作年限、家务劳动时间、传统性

别意识。婚姻状况对职业流动因子的关系呈正相关,相对未婚女性,已婚和离异者职业流动性均较高,显著性最大的为离异女性高层次人才,回归系数高达1.309,即离异者比未婚者职业流动高1.309个单位,在职业流动方面的社会排斥程度较低。单位性质对职业流动有重要影响,且具有统计显著性,以企事业单位为参照类别,党政机关的职业流动情况更好,而高校及科研院所的职业流动较差,即科研领域的女性高层次人才在职业流动方面所受的社会排斥程度最高。职务与职业流动因子呈一定相关性,副处/副调研员/部门经理相比无职务人员,职业流动性高0.569个单位,显著性较高,社会排斥程度较低,处长/调研员/副总经理级别以上的显著度不高甚至不具有统计显著性。个人年收入的的对数对职业流动因子具有负向的显著影响,回归系数为-0.192,即收入对数越高,职业流动越少。家务劳动时间与职业流动因子的关系呈负向相关性,家务劳动时间每增加一小时,职业流动因子便减少0.101个单位,社会排斥程度增加。传统性别意识因子对职业流动因子具有较强的显著性影响,回归系数为-0.174,显著度小于0.01,即传统性别意识越强,职业流动的可能性越小,社会排斥程度越高。女性高层次人才自身所持有的传统性别意识将传统的带有歧视倾向的性别意识内化,易形成主动排斥。年龄、工作年限和政治面貌对职业流动因子有一定影响,但显著度不高,因此不太具有说服力。

第五,社会权利因子的显著性影响因素有年龄、单位性质、职务、政治面貌和家务劳动时间。年龄和家务劳动时间对社会权利因子均有负向的微弱影响,显著度 $P \leq 0.10$,因此对社会权利因子影响的解释性不高。单位性质不同,社会权利因子的得分也有所差异,党政机关比企事业单位女性的社会权利因子高出0.632个单位,显著度小于0.001,党政机关排斥程度低于企事业单位,而高校及科研院所与企事业单位之间社会权利因子差异性不大。不同职务对社会权利因子的影响显著性有所不同,相比无职务者而言,只有处长/调研员/副总经理及副厅/副主任/总经理具有统计显著性,且社会权利因子得分高于无职务者,社会排斥程度更低。政治面貌对社

会权利因子具有重要影响,民主党派比中共党员的社会权利得分更高,社会排斥程度更低,且影响的显著度程度很高,显著度小于0.001。

第六,对领导决策因子的影响具有统计显著性的自变量有单位性质、职务、人力资本(受教育程度、工作年限、培训情况)和家务劳动时间。单位性质不同,对领导决策因子的影响程度不同,以企事业单位为参照变量,只有高校及科研院所具有统计显著性,回归系数为0.370,高校及科研院所所在领导决策方面受排斥程度低于企事业单位。职务对领导决策因子有显著的正向影响,职务越高,领导决策因子得分越高,社会排斥程度越低。人力资本与决策领导因子呈强正向相关,回归系数为正数,且显著度非常高,具体表现为:受教育程度越高,领导决策因子得分越高,社会排斥程度越低,领导决策因子得分随工作年限的增加而增加,社会排斥程度随之降低,参加培训的比未参加培训的领导决策因子多0.423个单位,即参加过培训的比未参加培训的的社会排斥度低。可见,人力资本拥有量越多,领导决策因子得分越高,社会排斥程度越低,然而这一结论并不具有普遍适用性,因为即使女性高层次人才和男性拥有相似的人力资本,雇主对男性和女性职位/晋升候选人的回应也是有差别的。^{[20][42]}家务劳动时间对领导决策因子具有负向的微弱影响,即随着家务劳动时间的延长,领导决策因子得分降低,社会排斥程度增加,但由于显著度不高,所以解释性并不是很强。

五、结论与讨论

前面我们分析了女性高层次人才的个人特征(年龄、婚姻状况、单位性质、职务、政治面貌、个人年收入)、人力资本(受教育程度、工作年限、培训情况)、家务劳动时间及传统性别意识对社会排斥程度的影响。结果表明,各个自变量对女性高层次人才的社会排斥维度均有重要影响,但影响程度不尽相同:

年龄除对领导决策因子的影响不具统计显著性外,对其他4个社会排斥因子均具有显著影响,即年龄越大社会排斥程度越高,这主要归因为女性高层次人才达到一定年龄后难以晋升到更高职位;

所在单位的性质对社会排斥的影响较大,不同单位性质所受排斥维度不同,党政机关、高校/科研

院所的参与排斥程度高于企事业单位,高校科研院所职业流动及决策方面所受排斥程度高于其他两类,党政机关所受排斥主要为社会权利排斥;

职务和工作年限对社会排斥的显著影响主要体现在领导决策因子方面,即职务越高,工作年限越长,决策排斥程度越低;

婚姻状况对社会排斥的影响较为微弱,且只对职业流动有一定影响,离异女性高层次人才相比未婚女性职业流动性更强;

政治面貌主要对社会权利因子具有显著影响,民主党派社会权利排斥程度低于中共党员;

个人年收入对数对社团参与因子和职业流动因子的影响呈现不一致性,个人年收入对数与社团参与因子呈正相关,与职业流动因子却呈负相关,这是否能说明高收入使女性高层次人才安于稳定的工作?此观点还有待进一步研究;

受教育程度只对领导决策因子的影响具有统计显著性,决策排斥程度随受教育程度的增加而降低;

家务劳动时间对社会排斥的诸因子具有较强烈的影响,家务劳动时间越长,女性高层次人才受排斥的程度越高,由于家务劳动时间属于无报酬劳动,不能得到与男性劳动相同的价值,占用过多时间易使女性人才被市场所排斥;

培训与否与对社团参与因子和领导决策因子有显著性影响,参加过培训的比未参加培训的决策排斥和参与排斥程度要低;

传统性别意识仅对职业流动因子有负向的显著影响,传统性别意识越强,职业流动越少。

工作关系因子、社团参与因子、职业流动因子、社会权利因子和领导决策因子共同构成了女性高层次人才的社会排斥维度,这5个排斥因子并不是相互独立,而是相互影响的,且带有累积性特点,女性高层次人才在遭受某一维度的排斥后,会继续遭受其他相关维度的排斥。^[21](P27-30)]以决策地位的排斥与社会权利、社团参与之间的关系为例:女性高层次人才由于难以进入决策层致使其社会资源动员能力降低;缺乏重要决策权导致女性高层次人才话语权缺失;利益表达机制的缺失进而导致公民权利实现不足,而公民社会权利不足,往往会陷入普遍而持续的不利状态,社会参与和职业获得、职业晋升的机会也会减少。职业流动和社团参与之间的关系同样如此:女性传统性别意识,尤其是父权制的普遍存在严重阻碍了女性高层次人才向决策领导层的流动,进而影响女性高层次人才正常参与社会的机会和能力,加强了社团参与排斥。可见,女性高层次人才的社会排斥系统是由互相影响的工作关系因子、社团参与因子、职业流动因子、社会权利因子和领导决策因子共同组成,而影响各维度的因素也不尽相同。因此,要彻底解决女性高层次人才的社会排斥问题,应该从多方面进行综合考虑。

本研究由于数据类型等的限制,没有将女性和同地位的男性进行比较,实证分析过程中存在部分与研究假设不一致的问题,例如传统性别意识对社会排斥的影响仅存在于职业流动因子中,对其他维度的社会排斥影响并不显著。这些问题有待日后作进一步的探讨。

[参考文献]

- [1][美]D.A.科特等.玻璃天花板的影响[J].国外社会科学,2002,(4).
- [2]彭华民.福利三角中的社会排斥——对中国城市新贫穷社群的一个实证研究[M].上海:上海人民出版社,2007.
- [3]Giddens,A..*Sociology*[M].Cambridge: Polity Press & Blackwell Publishing Company,2001.
- [4]Richardson, L.& Le Grand,J..Outsider and Insider Expertise: The Response of Residents of Deprived Neighborhoods to an Academic Definition of Social Exclusion[J].*Social Policy and Administration*,2002,(5).
- [5]Walker,A..Introduction: The Strategy of Inequality[A].Walker,A. & Walker,C.(Ed). *Britain Divided: The Growing Truth of Social Exclusion in the 1980s and 1990s*[C]. London: CPAG.,1997.
- [6]Burchardt,T.,Le Grand,J. & Piachaud,D..Social Exclusion in Britain 1991-1995[J]. *Social Policy & Administration*,1999,(3).
- [7]Duffy,K..The Human Dignity and Social Exclusion Project-research Opportunity and Risk: Trends of Social Exclusion in Europe[J]. *Council of Europe*,1998.

- [8] Littlewood, P. & Herkonuner, S.. Identifying Social Exclusion: Some Problems of meaning [A]. In P. Littlewood (ed) with I. Glorieux, S. Herkonuner and I. Jonsson (eds.). *Social Exclusion in Europe: Problems and Paradigms* [C]. Aldershot: Ashgate Publishing Limited, 1999.
- [9] 石彤. 社会排斥: 一个研究女性弱势群体的新理论视角和分析框架 [A]. 王思斌. 中国社会工作研究 (第一辑) [C]. 北京: 社会学文献出版社, 2002.
- [10] 石彤. 中国社会转型时期的社会排挤——以国企下岗失业女工为视角 [M]. 北京: 北京大学出版社, 2004.
- [11] 景晓芬. “社会排斥”理论研究综述 [J]. 甘肃理论学刊, 2004, (2).
- [12] 曾群, 魏雁滨. 失业与社会排斥: 一个分析框架 [J]. 社会学研究, 2004, (3).
- [13] 李斌. 社会排斥与中国城市住房改革制度 [J]. 社会科学研究, 2002, (3).
- [14] 曾群. 社会排斥: 文献评述 [M]. 香港: 香港中文大学社会工作学系, 2003.
- [15] 唐钧. 社会政策的基本目标: 从克服贫困到消除社会排斥 [J]. 江苏社会科学, 2002, (3).
- [16] 周林刚. 论社会排斥 [J]. 社会, 2004, (3).
- [17] 鞏雪妮. 突破“玻璃天花板”——浅谈女性领导如何脱颖而出 [J]. 中共郑州市委党校学报, 2008, (4).
- [18] 生云龙. 从教师结构看女性教师职业发展中的“玻璃天花板” [J]. 妇女研究论丛, 2009, (1).
- [19] 张春霞. 人力资本投资差异的纠结——知识女性“玻璃天花板”现象的深层解释 [J]. 中国劳动关系学院学报, 2006, (2).
- [20] 林南. 社会资本——关于社会结构与行动的理论 [M]. 上海: 上海人民出版社, 2005.
- [21] 祝平燕. 社会关系网络与政治社会资本的获得——论妇女参政的非正式社会支持系统 [J]. 湖北社会科学, 2010, (2).

责任编辑 迎红

—————
 (上接第 30 页)

- [15] 刘玮. 对男女同龄退休的探讨 [J]. 中南民族大学学报, 2005, (25).
- [16] 杨艳. 危珊珊. 老龄化与男女同龄退休 [J]. 重庆工学院学报, 2006, (3).
- [17] 徐雅琴. 从养老保险看我国男女同龄退休的必要性 [J]. 世纪桥, 2007, (7).
- [18] 覃福晓. 男女退休年龄的法理思考 [J]. 学术论坛, 2002, (5).
- [19] 蔡定剑. 男女平权退休是宪法权利 [N]. 南方周末, 2009-6-4.
- [20] 李珍. 关于退休年龄的经济学思考 [J]. 经济评论, 1997, (1).
- [21] 樊明等. 退休行为与退休政策 [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2008.
- [22] 刘明辉. 退休年龄变革之我见 [EB/OL]. 妇女观察网 (www.womenwatch-china.org), 2008-12-30.
- [23] 中国社科院妇女研究中心. 关于男女公务员同龄退休的系列研究 [Z]. “社会政策与性别平等——男女公务员同龄退休问题研讨会”资料, 2006.
- [24] 社会性别与发展 (GAD) 每月聚会. “男女同龄退休问题资料集——政策、案例与观点” [Z]. 2009 年 2 月.
- [25] 和建花, 李亚妮. 男女同龄退休 路有多远? ——“性别平等的退休政策研讨会”综述 [J]. 妇女研究论丛, 2009, (2).
- [26] 郭武伟. 男女同龄退休问题网民意研究——对新浪、新华两大门户网站的专题评论的统计分析 [J]. 甘肃社会科学, 2005, (5).
- [27] 刘伯红, 张永英, 李亚妮. 工作和家庭的平衡: 中国的问题与政策研究报告 [J]. 国际劳工组织研究报告, 2008.
- [28] 绍国栋, 聂素芳. 人口老龄化挑战中国传统退休制度 [JB/OL]. 中国经济信息网, 2007 年 4 月.

责任编辑 迎红