

职位晋升中的性别歧视*

□ 卿石松

摘要: 现有文献大多集中于分析性别工资差距,而对女性在高层职位代表性不足的现象缺少分析。本文利用全国性抽样调查数据(CGSS2006)考察了职位晋升中的性别差异问题。与职位晋升中的性别歧视理论预期一致,Ordered probit回归结果发现女性的晋升能力标准高于男性,而且能力特征变量对职位晋升的影响也存在性别差异。进一步的差距分解结果也表明,职位层级和职位晋升概率的性别差距,有一半左右无法由教育程度和工作经验等可观测变量解释。除了性别歧视,其他潜在的解释因素,如竞争偏好差异和性别分工都不足以解释职位晋升概率的性别差距,而差别性退休年龄政策则可能加剧职位层级的性别差异。

关键词: 职位晋升 性别歧视 职位隔离

一、引言

一个普遍的现象是,女性在高层管理职位上的比例显著低于男性,例如2009年,在财富500强企业的经理层职位中,女性仅占13.5%^①。在我国更是如此,无论是党政部门,还是企事业单位中的高层职务,女性都是凤毛麟角。在参政议政部门,2008年的省级人大、政府、政协领导班子成员中,正职女干部仅占6.5%;在科技领域,女性占我国科技人力资源总量的33%,但中国科学院和工程院女院士仅占院士总数的5.3%^②。蔡禾和吴小平(2002)通过对调查数据的描述发现,随着社会制度的变迁,工作场所管理职位上的性别差异在1985~2000年有扩大的趋势。由此,职位晋升机制是否存在性别差异?性别歧视对职位性别差异的作用有多大?如何促进性别平等?这是经济学和社会学研究者,以及政策制定者都非常关注的问题。

职位晋升性别差异在国外得到了广泛研究与讨论。早在1981年,Cabral等人就利用3家信托机构的数据发现,拥有同样信贷能力的女性,初始的工作配置等级低于男性且晋升概率较低。类似的,Cannings(1988)对加拿大一家大公司的研究发现,女性晋升到管理层的概率显著地低于男性。Spurr(1990)在美国律师行业也发现了类似的情况,即女性晋升到律师事务所合伙人的概率只有男性律师的一半。利用1973~1977年就业质量抽样调查数据,Olson和Becker(1983)也得到类似的结论,由于女性的晋升标准高于男性,使得女性的晋升概率显著低于男性。Winter-Ebmer和Zweimuller(1997)利用1983年澳大利亚1%人口抽样调查中的白领工人数据发现女性的晋升能力标准高于男性,不管是生产力特征差异,还是非劳动力市场因素(如抚育小孩)都无法解释女性拥挤于低层职位。最近的研究也发现,尽管晋升的工资回报在性别之间没有差异,但女性的晋升概率显著地低于男性(Blau and Devaro, 2007)^③。在学术领域,Ginther和Hayes(2003)利用博士学位获得者的调查数据发现,人文科学学术界的性别歧视主要表现为女性的晋升概率较小。由于职位晋升对工资水平及其增长的正向作用^④,职位晋升性别差异是导致性别工资差距的重要因素(Ransom and Oaxaca, 2005; Maltseva and Nesterova, 2010)。

尽管我国劳动力市场性别差异和不平等问题不断引起重视,但已有研究集中于分析性别工资差距(Gustafsson and Li, 2000; Zhang et al., 2008; 王美艳, 2005; 葛玉好, 2007; 李春玲、

*本文为国家社科基金重大招标课题《实施扩大就业的发展战略:岗位创造、能力提升、中介服务及反歧视的机理和政策》(07&ZD043)和国家建设高水平大学公派研究生项目的研究成果。

李实,2008等)。与职位性别差异现象不一致的是,仅有宋月萍(2007)通过性别与其他变量的交互作用分析了职业流动(包括水平、向下和向上流动)的性别差异程度,颜士梅等人(2008)通过企业访谈研究了人力资源开发过程中职位晋升性别歧视的程度(职位晋升歧视占性别歧视的比重为20%左右)。在此背景下,本文主要探讨我国劳动力市场职位性别差异及其影响因素,并通过规范的差异分解方法,分析职位晋升性别歧视的程度。

研究结论发现,职位层级、过去3年晋升概率和预期的晋升机会都存在显著的性别差异。与性别歧视理论预期一致的是,Ordered probit回归模型表明女性职位晋升的能力标准高于男性的能力标准,而且生产力特征变量,如教育程度和在职培训等对职位晋升的影响存在性别差异。进一步的差距分解结果显示,职位层级约有42%的性别差距、过去3年晋升概率约有57%的性别差距不能由生产力特征差异所解释,而预期职位晋升机会性别差距能够解释的比例更低。竞争偏好的性别差异和性别分工等潜在的解释因素都无法否定职位晋升中的性别歧视。

文章下面的安排是:第二部分对我国城镇劳动力市场职位晋升概率的性别差距、职位性别隔离的特征及程度进行了描述性统计分析;第三部分提供理论分析框架和经验研究方法;检验结果在第四部分进行了汇报;第五部分对结果的其他潜在解释因素进行了讨论;第六部分是本文的结论和政策建议。

二、职位晋升性别差异的特征事实

本文数据来源于2006年中国社会综合调查(CGSS2006)。它是一个全国性的分层抽样调查,调查的地域范围涵盖28个省、直辖市和自治区的城镇和农村,但城镇和农村是分开调查的,调查问卷也略有差异。该数据提供了比较充分的社会经济信息,除了个体基本特征、教育程度和工作经验等人力资本特征,以及工作单位特征和行业等信息外,更重要的是包涵调查对象目前的职位层级、过去3年是否有职位晋升和预期的职位晋升机会等信息。这为我们研究职位晋升的影响因素、职位晋升性别差异提供了数据支持。鉴于城镇和农村居民

表1 职位分布的性别差异

	无管理职务	班组长/工段长	基层管理	中层管理	高层领导	总体
男性	870 (74.04)	77 (6.55)	99 (8.43)	104 (8.85)	25 (2.13)	1175
女性	811 (84.57)	44 (4.59)	51 (5.32)	42 (4.38)	11 (1.15)	959
女性比例(%)	48.25	36.36	34.00	28.77	30.56	44.94

注:括号中的数字表示该职位上男性(女性)在整个男性(女性)样本中的比例。

就业模式的差异,并根据本文的研究目的,我们选取16~60岁的城镇居民中的就业样本(但保留户籍为农村的样本)作为研究对象,但不包括家庭企业的工作人员、自我雇佣者、个体经营户和雇主。

表1描述了男女两性在“没有任何管理职务”、“班组长/工段长”、“基层管理”、“中层管理”和“高层领导”等职位层级上的分布状况。两性在职位层级的分布状况存在显著的差异(Fisher's exact test值为0.000),在整个样本中,女性样本约占45%,但“无管理职务”中的女性比例高于整个样本女性的比例,而在管理职位上,女性所占比例仅为30%左右。从男性或女性群体内部来看,大约26%的男性担任管理职务,但女性担任管理职务的比例只有15.43%。

以上的描述性结果表明,男女两性在职位层级上的分布存在差异。进一步的,我们利用Duncan相异指数(dissimilarity index)来衡量职位性别隔离程度。该指数的计算公式是:

$$D = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \left| \left(\frac{F_j}{F} \right) - \left(\frac{M_j}{M} \right) \right|, \text{其中 } j=1, 2, \dots, J$$

其中, J 是管理职位个数; F_j 指的是女性在第 j 个管理职务上的从业人数, F 指的是女性就业样本总数;相应地, M_j 指的是男性在第 j 个管理职务上的从业人数, M 指的是男性就业样本总数。从计算公式来看,Duncan隔离指数介于0~1之间,数值越大表示隔离程度越大,如果男性、女性在各个职位上的分布完全一致,则Duncan隔离指数为零。计算结果表明,如果要让两性在职位层级上的分布一致,必须对10.52%(相异系数)的女性职位进行调整。分行业的职位指数^⑤表明,“国家机关、党政机关和社会团体”、“教育、文化艺术及广播电影电视业”、“社会服务业”、“电力、煤气及水的生产和供应业”和“卫生体育和社会福利业”等行业的职位隔离程度较大。

表2对人力资本、个体和工作特征之间的性别差异做了均值T检验。结果显示,在1%的显著性水

表2 变量均值T检验结果

	平均值			样本量		
	总体	男性	女性	男性	女性	总体
职位层级	1.470 (1.002)	1.585*** (1.095)	1.330 (0.854)	1175	959	2134
过去3年是否有晋升	0.181 (0.385)	0.206*** (0.405)	0.150 (0.357)	1175	959	2134
本单位预期晋升机会	1.943 (0.860)	1.967* (0.866)	1.913 (0.851)	992	792	1784
更换单位预期晋升机会	1.924 (0.852)	1.952* (0.873)	1.887 (0.824)	905	719	1624
教育年限	11.672 (3.201)	11.585 (3.169)	11.779* (3.239)	1175	959	2134
在职培训	0.436 (0.496)	0.466*** (0.499)	0.400 (0.490)	1175	958	2133
技能等级	1.720 (0.986)	1.800*** (1.031)	1.622 (0.918)	1175	958	2133
工作经验	16.016 (10.288)	17.441*** (10.659)	14.266 (9.532)	1175	956	2131
任职年限	10.338 (9.247)	11.720*** (9.859)	8.644 (8.126)	1175	958	2133
已婚	0.735 (0.441)	0.752** (0.432)	0.714 (0.452)	1175	959	2134
中共党员	0.132 (0.338)	0.174*** (0.379)	0.080 (0.272)	1175	959	2134
农村户籍	0.135 (0.342)	0.119 (0.324)	0.154*** (0.361)	1175	959	2134
非全职工作	0.090 (0.287)	0.081 (0.273)	0.102** (0.303)	1175	958	2133
非盈利组织	0.314 (0.464)	0.299 (0.458)	0.333** (0.472)	1132	892	2024
单位规模	4.803 (1.998)	5.016*** (1.972)	4.534 (1.998)	978	775	1753

注:括号中的数字为标准差。***、**和*分别表示显著性水平为1%、5%和10%。

平上,女性的“职位层级”(1~5分别表示“没有任何管理职务”、“班组长/工段长”、“基层管理”、“中层管理”和“高层领导”)和“过去3年晋升概率”(由问题“在过去的3年内,您是否获得过技术等级或职务上的晋升?”得到)都显著低于男性。在10%的显著性水平上,女性预期的职位晋升概率也低于男性^⑥。

尽管如此,但女性的在职培训概率、技能等级(包括“无技术职称”、“初级技能”、“中级技能”和“高级技能”四类)、工作经验和任职期限等人力资本特征的均值要显著低于男性相应的均值,虽然女性的平均教育年限在10%的显著性水平上略高于男性。在样本中,女性的农村户籍比例高于男性,而中共党员的比例低于男性。从工作和单位特征来看,女性更多的从事非全职工作(包括兼职和临时性工作)和更有可能在非盈利组织(包括党政机关、事业单位和社会团体)

工作,且工作单位的雇员规模较小。

以上描述性特征事实表明,尽管职位层级和职位晋升机会存在显著的性别差异,但两性在人力资本特征和工作单位特征等方面也存在差异。那么,职位晋升的性别差异能否由人力资本、个体和工作特征的差异所解释呢?职位晋升中存在性别歧视吗?

三、理论框架与实证方法

(一)性别歧视与职位晋升

尽管职位晋升性别差异现象很早就得到关注,但直到1990年,才由Lazear和Rosen第一次明确构建了职位晋升性别差异的理论模型。在此之前,仅有人力资本理论对职位晋升性别差异有一定的解释作用。人力资本理论认为,由于预期的人力资本投资回报率较低,女性的教育程度和培训投资会低于男性,使得职位晋升机会减少或职位层级不高。当然,生产率差距还有可能是家庭分工造成的,例如,Becker(1985)提出,由于女性承担了更多的家务活动,使得女性减少市场工作的努力程度,从而降低了生产率或绩效表现不如男性。但在控制绩效水平之后,性别对职位晋升仍然具有显著影响,人力资本理论也无法解释职位晋升性别差异(Blau and Devaro, 2007),性别歧视被认为是造成职位晋升性别差异的潜在影响因素。

在Lazear和Rosen的职位晋升模型中,工作晋升前需要进行专用性人力资本投资,由于女性退出或中断劳动力市场的几率^⑦相对较高,因而降低女性的晋升机会或提高晋升门槛是雇主的理性选择。Pekkarinen和Vartiainen(2006)利用1990~2000年芬兰金属行业面板数据对Lazear-Rosen模型进行了验证。他们发现了女性晋升门槛较高,与之一致的是,女性退出劳动力市场的概率也显著的高于男性。但Winter-Ebmer和Zweimuller(1997)的实证检验发现,Lazear和Rosen模型无法完全解释职位晋升性别差异。

尽管Lazear和Rosen的初衷不是职位晋升中的性别歧视,但职位晋升性别差距是由于晋升决策利用了群体平均的统计信息造成的,这就是统计性歧视的结果,其思路与Phelps(1972)等人提出的统计性歧视模型是一致的。此后,Bjerk(2008)在一个多期(多个工作层级)动态统计性歧视模型中表明,女性在高层职位代表性不足是由于晋升机制中的统计性歧视造成的。由于个人能力无法确切的观察到,雇主必须依赖群体的统计性特征或不断更新能力信息来估计个体的能力,如果女性平均能力较低、女性发射的能力信号精确度较低,和(或)女性发射能力信号的机会较少^⑧,则女性职位晋升概率低于男性。Bjerk模型的一个缺陷是雇员的能力特征是外生给定的,

而Fryer(2007)模型内生化了人力资本投资,并得到一个非常有意思的结论是,招聘雇佣阶段的歧视群体(如女性或少数民族)在晋升过程中歧视会发生反向转移,即在雇佣阶段受到歧视的群体在晋升阶段会受到雇主的青睐。直观的理由是,由于歧视群体的雇佣标准较高使得已雇佣的受歧视群体平均能力较高,这就是所谓的信念反弹(belief flipping)。但模型也认为,信念反弹需要满足一定的条件^⑨,否则,歧视会从雇佣阶段持续到工作晋升阶段。

此外, Baldwin 等人(2001)基于 Becker(1985)发展出来的偏好歧视模型也对职位晋升性别差异进行了解释,即女性职位晋升概率较低是由于男性不喜欢接受女性的领导(work for female)或男性对女性上司存在偏见造成的。与 Becker 的模型类似,男性雇员接受女性领导存在负效用,只有补偿男性的负效用之后,女性才能得到晋升。因此,女性职位晋升存在歧视性晋升成本,只有少数能力较高(技能获取成本较小)的女性才能得到晋升。而且由于歧视性晋升成本与男性下属数量、男性下属工资水平和歧视程度正相关,因此,随着职位层级的上升,女性晋升机会按指数形式下降。这对职位层级越高,女性比例越少的现象做出了很好的解释^⑩。类似的, Eagly 和 Karau(2002)认为女性的社会角色与管理者角色的冲突会导致社会对女性管理者的偏见,从而使得女性职位晋升不足。

(二)实证模型与方法

以上理论分析表明,职位晋升性别歧视的核心内容是职位晋升能力标准存在性别差异,具体来说是对女性的能力要求高于男性。由于职位层级是多元次序变量(1-5),我们利用次序概率(Ordered Probit)模型分别对男性和女性样本进行回归,以便检验女性的职位晋升标准是否高于男性,相关文献也都采用类似的方法(Winter-Ebmer and Zweimuller, 1997; Jones and Makepeace, 1996; Pudney and Shields, 2000)。

职位晋升概率模型的主要思想是,潜在的职位晋升机会是由个体能力(潜变量)决定的,当它达到或超过晋升门槛值时,个体得到晋升,即从低层职位晋升到高一级的职位。虽然个体能力无法观察,但一般假定该潜变量是生产力特征的线性函数,于是我们就可以利用观察到职位层级(代表晋升次数)估计出晋升门槛值,从而比较晋升标准的性别

差异。模型表达式为:

$$Y_{ig}^* = X_{ig} \beta_g + \epsilon_{ig} \quad (1)$$

$$Y_{ig} = 0 \text{ if } Y_{ig}^* < u_0 \\ = 1 \text{ if } u_0 \leq Y_{ig}^* < u_1 \quad (2)$$

.....

$$= j \text{ if } u_{j-1} \leq Y_{ig}^*$$

式(1)是潜变量 Y_{ig}^* 的估计方程,由个体生产力特征向量 X 决定,包括教育程度、在职培训、工作经验和任职期限等变量, β 是相应的系数向量,误差项 ϵ_{ig} 服从正态分布, $g=(m, f)$ 表示男性和女性两个群体, $i=1, 2, \dots, N_g$ 是来自某个群体的个体。式(2)是观察到的职位晋升概率 Y_{ig} 的估计方程, $j=1, 2, \dots, J-1$ 是晋升次数(J 表示最高的职位层级), u 是待估计的职位晋升能力门槛值(u_0 至 u_{j-1} ,估计过程中标准化 u_0 等于0)。

从职位晋升概率模型可以发现,如果 Y_{ig}^* 小于 u_0 ,则该个体不会得到晋升机会而停留在工作单位的最低职位上,只有 Y_{ig}^* 不断跨过晋升门槛,才能一步一步地晋升到高层职位。因此,通过对职位晋升概率模型的估计,如果发现女性职位层级模型中的能力门槛值高于男性回归方程中的门槛值,则表明职位晋升中存在性别歧视。

除此之外,我们利用 Bauer 和 Sinning(2008)平均的概率差距分解方法,把职位晋升概率的性别差距分解为能够被生产力特征等可观察变量所解释的部分和不可解释的部分(通常被当作性别歧视)。参照 Oaxaca-Blinder 的分解方法^⑪,首先,如果以男性职位晋升规则为基准,即假定男性没有受到歧视也没有得到优待,而女性在职位晋升中受到负面的歧视,那么,平均的晋升概率性别差距可分解为:

$$\bar{Y}_m - \bar{Y}_f = \left[E\beta_m(Y_m|X_m) - (E\beta_m(Y_f|X_f)) \right] \\ + \left[E\beta_m(Y_f|X_f) - (E\beta_f(Y_f|X_f)) \right] \quad (3)$$

其次,如果以女性为基准,即假定男性在职位晋升中受到正的优待,分解公式则为^⑫:

$$\bar{Y}_m - \bar{Y}_f = \left[E\beta_f(Y_m|X_m) - (E\beta_f(Y_f|X_f)) \right] \\ + \left[E\beta_m(Y_m|X_m) - (E\beta_f(Y_m|X_m)) \right] \quad (4)$$

其中, $E\beta_m(Y_m|X_m)$ 表示男性晋升概率 Y_m 的条件期望(均值), $E\beta_f(Y_f|X_f)$ 表示女性晋升概率 Y_f 的条件期望。 $E\beta_m(Y_f|X_f)$ 是用男性方程系数 β_m 计算

得到的反事实的女性晋升概率的条件期望,即女性得到男性一样对待的晋升概率; $E\beta_f(Y_m|X_m)$ 是用女性方程系数 β_f 计算得到的反事实的男性晋升概率的条件期望。两个方程右边的第一项都表示生产力特征差异导致的晋升概率差距,第二项表示由于性别歧视或系数差异(不平等对待)造成的晋升概率的性别差距。

基于样本数据应用次序 Probit 回归,我们就可以得到晋升概率条件期望 $E\beta_g(Y_g | X_g)$ 和 $E\beta_g(Y_h | X_h)$ 的估计值 $S(\hat{\beta}_g, X_g)$ 和 $S(\hat{\beta}_h, X_h)$, 其中 $g, h=(m, f)$ 且 $g \neq h$ 。在次序 Probit 模型中,由于晋升概率 Y_{ig} 的条件期望为:

$$E\beta_g(Y_{ig}|X_{ig}) = [\Phi(u_1 - X_{ig}\beta_g) - \Phi(-X_{ig}\beta_g)] + 2[\Phi(u_2 - X_{ig}\beta_g) - \Phi(u_1 - X_{ig}\beta_g)] + \dots + j[1 - \Phi(u_{j-1} - X_{ig}\beta_g)] \quad (5)$$

其中 Φ 为累积正态分布函数,右边每一行中括号中的内容分别表示晋升 1 次、2 次,直至 j 次的概率,与晋升次数加权之后就得到平均的晋升次数(代表了职位层级)。则(5)式的估计值为:

$$S(\hat{\beta}_g, X_{ig}) = \frac{1}{N_g} \sum_{i=1}^{N_g} \{ [\Phi(\hat{u}_1 - X_{ig}\hat{\beta}_g) - \Phi(-X_{ig}\hat{\beta}_g)] + 2[\Phi(\hat{u}_2 - X_{ig}\hat{\beta}_g) - \Phi(\hat{u}_1 - X_{ig}\hat{\beta}_g)] + \dots + j[1 - \Phi(\hat{u}_{j-1} - X_{ig}\hat{\beta}_g)] \} \quad (6)$$

通过式(6)的估计,我们就能得到男性(女性)样本平均的晋升概率。类似的,把式(6)中的 $\hat{\beta}_g$ 替换为 $\hat{\beta}_h$ 则得到反事实的晋升概率条件期望 $E\beta_g(Y_{ih} | X_{ih})$ 的估计值 $S(\hat{\beta}_h, X_{ig})$ 。于是,如果以男性职位晋升规则为基准,平均的职位晋升概率差距可分解成^③:

$$\hat{Y}_m - \hat{Y}_f = [S(\hat{\beta}_m, X_{im}) - S(\hat{\beta}_m, X_{if})] + [S(\hat{\beta}_m, X_{if}) - S(\hat{\beta}_f, X_{if})] \quad (7)$$

总的来说,以上分解方法包括 3 个步骤:首先利用次序概率模型分男性和女性样本进行回归,分别估计得到男性和女性的回归系数和平均的职位层级;其次,分别把男性回归系数代入女性方程和女性回归系数代入男性方程,估计出如果女性得到男性一样对待或男性得到女性一样对待情况下反事实的平均晋升概率;最后,把职位晋升概率的性别差距(平均值)分解为可以由生产力特征差异所解释的部分和由系数差异(不同对待)所解释的部分。

需要注意的是,由于二元 Probit 概率模型是多元次序概率模型的特例(即当 j 等于 1 时),因此,以上介绍的分解方法可同时应用于多元次序概率模型和二元概率模型。于是,我们同时利用该方法对职位层级、过去 3 年职位晋升概率和预期职位晋升概率的性别差距进行分解。

四、估计结果

(一)性别对职位晋升的影响

1. 目前职位层级

在上文的事实描述部分已经表明,两性在职位层级的分布存在显著差异(职位性别隔离),但人力资本等特征也存在差距。因此,为了控制个体生产力特征差异的影响,我们首先把男性和女性样本混在一块进行回归,以便检验性别是否显著影响职位层级。显然,目前职位层级受到前期职位晋升的影

表 3 职位层级 Ordered Probit 模型估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4) 男性样本	(5) 女性样本
女性	-0.269*** (0.065)	-0.208*** (0.066)	-0.215*** (0.078)		
前 3 年职位晋升	0.577*** (0.072)	0.554*** (0.073)	0.588*** (0.084)	0.504*** (0.104)	0.760*** (0.149)
教育年限	0.094*** (0.012)	0.078*** (0.012)	0.083*** (0.015)	0.076*** (0.019)	0.094*** (0.026)
在职培训	0.234*** (0.063)	0.207*** (0.064)	0.187*** (0.074)	0.181* (0.094)	0.240* (0.128)
初级技术职称	-0.089 (0.103)	-0.057 (0.103)	0.001 (0.117)	0.048 (0.148)	-0.052 (0.199)
中级技术职称	0.205*** (0.076)	0.229*** (0.077)	0.321*** (0.093)	0.337*** (0.115)	0.349** (0.168)
高级技术职称	0.376*** (0.118)	0.313*** (0.119)	0.487*** (0.142)	0.459*** (0.174)	0.635** (0.259)
任职年限	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.004)	-0.001 (0.005)	0.006 (0.006)	-0.016 (0.010)
工作经验	0.025* (0.013)	0.028** (0.014)	0.029* (0.016)	0.013 (0.020)	0.051* (0.030)
工作经验平方	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)
已婚	-0.080 (0.089)	-0.129 (0.089)	-0.145 (0.103)	-0.148 (0.132)	-0.153 (0.177)
中共党员		0.689*** (0.082)	0.581*** (0.098)	0.742*** (0.116)	0.327 (0.201)
农村户口		0.173 (0.108)	0.155 (0.125)	0.265 (0.164)	0.022 (0.202)
非全职就业			-0.058 (0.144)	-0.227 (0.200)	0.105 (0.217)
非盈利组织			-0.121 (0.110)	0.007 (0.139)	-0.282 (0.198)
单位规模			-0.009 (0.021)	-0.012 (0.028)	0.006 (0.035)
μ_1	2.507*** (0.188)	2.396*** (0.203)	1.913*** (0.293)	1.878*** (0.377)	2.118*** (0.485)
μ_2	2.757*** (0.189)	2.657*** (0.204)	2.190*** (0.294)	2.172*** (0.378)	2.378*** (0.487)
μ_3	3.174*** (0.192)	3.097*** (0.208)	2.629*** (0.297)	2.620*** (0.382)	2.822*** (0.492)
μ_4	4.028*** (0.205)	3.986*** (0.220)	3.570*** (0.307)	3.610*** (0.394)	3.704*** (0.510)
行业	否	否	是	是	是
样本量	2128	2128	1653	938	715
chi-squared	310.4	381.9	365.8	236.9	132.7
对数似然比	-1526	-1490	-1160	-751.1	-392.4

注:表中数字是回归系数(省略了常数项和行业虚拟变量的回归系数),括号中的数字是相应的标准差,***p<0.01,**p<0.05,*p<0.1。

响,我们在所有方程中都控制了“前3年职位晋升”变量。并且为了考察性别对职位层级的作用随控制变量的增加而变化的特征,我们逐步纳入控制变量进行混合样本回归(回归结果见表3中的(1)~(3)栏)。其次,我们对男性和女性样本进行单独回归,以便检验晋升标准是否存在性别差异,男性样本和女性样本的回归结果分别见表3中的第(4)和第(5)栏。

从表3第(1)栏可以看出,与表1描述性分析一致,男性和女性的职位分布具有显著的差异。女性晋升到高层职位的概率在1%的显著性水平上低于男性,女性职位层级较低是由于人力资本水平较低的解释受到了强烈的质疑。在控制了党员身份和户籍后,尽管由于中共党员身份有利于职位层级的提高,使得女性的回归系数有所降低,但依然在1%的显著性水平上显著。政治身份和户籍制度也无法完全解释职位的性别差异。

职位性别差异的一种可能解释是女性对工作的偏好与男性工作偏好存在较大差距造成的,比如女性更多的选择工作时间灵活的兼职或临时性工作而非全日制工资,或者选择在“党政机关、事业单位和社会团体”等工作稳定、环境舒适的单位工作。但从表3第(3)栏来看,在控制“非全职工作”、“非营利组织”、单位雇员规模,以及行业之后,女性的回归系数不但没有下降,反而比第(2)栏的回归系数有略微的上升。总之,在控制人力资本因素、制度因素、工作和单位特征,以及行业差异之后,仍然存在显著的职位性别差异。与预期一致,前3年职位晋升对目前的职位层级具有显著的正影响。

比较男性和女性职位晋升的门槛值,从估计结果(μ_1 至 μ_4)可以发现,女性的晋升能力门槛明显地高于男性的晋升能力门槛,即女性的晋升能力标准高于男性。这说明,在职位晋升中,女性并没有受到跟男性同等对待,同等能力条件下,男性有可能得到晋升而女性不会得到晋升,或男性会得到优先晋升。这符合职位晋升性别歧视的理论预期。而且,通过比较男性样本回归系数和女性样本回归系数,我们也会发现职位晋升的影响因素也存在性别差异,例如党员身份虚拟变量只对男性的职位晋升具有显著正作用。其中,一个有意思的发现是,教育年限和技术职称等容易被观察的能力特征变量,

对女性职位层级的提升作用明显的高于对男性的作用,这一点符合统计性歧视的理论预期(如Altonji and Pierret, 2001),即由于女性能力更具有不完全性或女性能力信号发射机会较少,雇主只能更多地依赖可以观察的能力特征变量。

2.前3年职位晋升概率

尽管我们控制了大量的影响目前职位层级的变量,但仍有可能遗漏重要变量,如差别性退休政策使得女性平均的市场工作经验减少(关于差别性退休政策的讨论请见下文),从而降低女性在高层职位的比例。由此可能会导致估计结果的误差,如职位层级较高的女性由于退休而不包括在样本中,加剧职位层级的性别差距。但某个时间段的晋升概率则会克服这个问题。我们接下来分析性别对过去3年职位晋升概率(二值虚拟变量)的影响。在新的模型中,除了增加虚拟变量“管理者”(在单位有管理职务为1,否则为0)外,其他解释变量与上文目前职位层级模型的变量一致,仅限定样本必须具有3年以上工作经验,Probit回归方法结果报告于表4。

表4的结果也表明,调查时点前3年内的职位

表4 前3年技术等级或职位晋升概率

	(1)	(2)	(3)	(4) 男性样本	(5) 女性样本
女性	-0.168** (0.076)	-0.158** (0.076)	-0.243*** (0.091)		
管理者	0.657*** (0.081)	0.637*** (0.083)	0.687*** (0.096)	0.590*** (0.118)	0.921*** (0.178)
教育年限	0.059*** (0.013)	0.056*** (0.014)	0.046*** (0.017)	0.041* (0.021)	0.047 (0.032)
在职培训	0.132* (0.074)	0.128* (0.074)	0.183** (0.087)	0.224** (0.110)	0.131 (0.153)
初级技术职称	0.294*** (0.111)	0.297*** (0.111)	0.327** (0.128)	0.218 (0.165)	0.562** (0.220)
中级技术职称	0.437*** (0.089)	0.443*** (0.089)	0.384*** (0.108)	0.340** (0.135)	0.443** (0.193)
高级技术职称	0.689*** (0.139)	0.676*** (0.139)	0.745*** (0.163)	0.660*** (0.202)	1.032*** (0.287)
任职年限	0.012** (0.006)	0.012** (0.006)	0.009 (0.007)	0.010 (0.008)	0.012 (0.014)
工作经验	-0.056*** (0.018)	-0.056*** (0.018)	-0.067*** (0.020)	-0.084*** (0.026)	-0.029 (0.041)
工作经验平方	0.001* (0.000)	0.001* (0.000)	0.001** (0.000)	0.001** (0.001)	-0.000 (0.001)
已婚	0.011 (0.100)	0.004 (0.100)	-0.003 (0.116)	0.079 (0.150)	-0.139 (0.197)
中共党员		0.127 (0.103)	0.204* (0.121)	0.173 (0.145)	0.439* (0.242)
农村户口		-0.011 (0.132)	-0.166 (0.157)	-0.076 (0.199)	-0.319 (0.278)
非全职就业			-0.056 (0.169)	-0.358 (0.250)	0.248 (0.245)
非盈利组织			-0.057 (0.129)	-0.038 (0.164)	-0.159 (0.230)
单位规模			0.045* (0.025)	0.039 (0.033)	0.060 (0.042)
常数项	-1.476*** (0.223)	-1.428*** (0.245)	-1.439*** (0.358)	-1.137** (0.450)	-2.174*** (0.645)
行业	否	否	是	是	是
样本量	1878	1878	1474	858	609
chi-squared	250.7	252.2	224.3	128.9	103.9
对数似然比	-773.4	-772.6	-592.7	-380.2	-201.4

注:样本选择为工作经验大于3年的子样本。*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1。

(技术等级或职务)晋升概率存在显著的性别差异,在1%的显著性水平上,女性的晋升概率低于男性的晋升概率。在控制了人力资本因素、制度因素、工作和单位特征,以及行业差异之后,职位晋升概率仍然存在显著的性别差异。

目前管理职务与晋升概率存在显著的正向关系。在职培训能够提高男性的晋升概率但对女性晋升没有影响。类似的,党员身份只对男性晋升概率有显著正作用,而初级技术职称只对女性的晋升概率有显著正作用,非全职工作显著地降低了男性的晋升概率。工作经验先是减少职位晋升概率,后又增加晋升概率,但只对男性晋升有影响而对女性晋升没有影响。尽管非营利组织对女性的职位层级有显著的负作用,但在调查时点的前3年内,职位晋升概率在非营利组织和营利组织(企业和个体经营单位)之间没有显著的差别。

3. 预期职位晋升机会

尽管如此,为了进一步了解职位晋升的性别差异,我们还分析了性别对自我预期的职位晋升概率的影响。自我预期的职位晋升概率有两个变量,包括本单位和更换单位的预期晋升概率,两个变量都是有4个数值的次序离散变量。因此,我们采用次序选择Probit模型,解释变量与表4的类似,但我们把过去3年是否有职位晋升加入控制变量,因为预期的晋升概率似乎会受到近期晋升的影响。

预期的晋升概率回归结果见表5。尽管更换工作会使男性和女性预期的职位晋升概率都下降,但与上面的结果一致,不管是在原有单位,还是更换工作单位,女性预期的晋升概率都显著的低于男性的晋升概率。如果保持在原来的单位,非营利组织对女性预期的职位晋升概率具有显著的负作用,这再次印证了非营利组织在职位晋升中性别歧视更严重或非营利组织中的女性本来就没有争取晋升的主观能动性。一个值得深入探讨的现象是,前期晋升对预期的职位晋升具有显著的促进作用,可能的解释是:(1)前期晋升代表了个体具有不可观察的高能力;(2)前期晋升提高了个体的自信心,从而使得他们对未来的职位晋升具有更好的预期;(3)可能存在职业快车道(Bernhardt, 1995),即过去或现在晋升较快,将来的晋升也快。这一点对于女性来说表现的更明显,女性一旦进入管理层,预期的

职位晋升机会就会显著提高。由此得到的一个推论是,如果预期是准确的,由于歧视等因素造成的职位晋升差异,会持续并进一步扩大,从而使得女性在高层职位的代表性严重不足。

至此,本文的实证检验发现,不管是目前的职位层级、(过去3年内)晋升概率,还是预期的职位晋升机会,都存在显著的性别差异,在职位晋升过程中,女性处于劣势地位。接下来,我们对职位层级和晋升概率等性别差异进行分解分析。

(二) 职位晋升性别差异分解

应用上文提到的基于非线性回归方程的分解方法,对目前职位层级(次序Probit回归)和过去3年内晋升概率(Probit回归)的性别差距进行了分解,并利用bootstrap方法(抽样次数为100)估计了标准误差,分解的结果报告于表6^①。

分解结果表明,如果以男性职位晋升模型为基准,即如果女性得到像男性同等的对待,女性与男性职位层级的差距仅有55.31%可以由个体特征变量解释(在1%的显著性水平上显著)。尽管以女性

表5 预期的职位晋升概率(Ordered Probit)

	目前单位			更换单位		
	混合样本	男性样本	女性样本	混合样本	男性样本	女性样本
女性	-0.120* (0.065)			-0.137** (0.068)		
前3年有晋升	0.706*** (0.084)	0.813*** (0.108)	0.585*** (0.138)	0.550*** (0.088)	0.559*** (0.112)	0.507*** (0.150)
管理者	0.300*** (0.081)	0.167 (0.102)	0.558*** (0.139)	0.217** (0.085)	0.129 (0.106)	0.421*** (0.148)
教育年限	0.064*** (0.012)	0.071*** (0.016)	0.060*** (0.019)	0.068*** (0.013)	0.087*** (0.017)	0.043** (0.020)
在职培训	0.104 (0.064)	0.038 (0.085)	0.186* (0.099)	0.149** (0.067)	0.111 (0.089)	0.225** (0.104)
初级技术职称	0.111 (0.094)	0.173 (0.126)	0.112 (0.146)	-0.003 (0.098)	0.003 (0.132)	0.066 (0.151)
中级技术职称	0.249*** (0.084)	0.148 (0.111)	0.442*** (0.134)	0.104 (0.088)	-0.052 (0.115)	0.359** (0.143)
高级技术职称	0.278** (0.141)	0.156 (0.180)	0.598** (0.239)	0.008 (0.149)	-0.256 (0.187)	0.717*** (0.263)
任职年限	-0.006 (0.005)	-0.004 (0.006)	-0.006 (0.008)	-0.002 (0.005)	-0.004 (0.006)	0.009 (0.009)
工作经验	-0.038*** (0.014)	-0.031* (0.019)	-0.067*** (0.023)	-0.032** (0.014)	-0.024 (0.019)	-0.038 (0.024)
工作经验平方	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.001* (0.001)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)
已婚	-0.261*** (0.086)	-0.231** (0.117)	-0.262** (0.132)	-0.243*** (0.090)	-0.106 (0.121)	-0.439*** (0.140)
中共党员	-0.111 (0.097)	-0.119 (0.121)	-0.168 (0.177)	-0.135 (0.103)	-0.186 (0.127)	-0.093 (0.195)
农村户口	-0.191* (0.102)	-0.181 (0.141)	-0.179 (0.150)	-0.123 (0.106)	-0.014 (0.147)	-0.257 (0.156)
非全职就业	-0.135 (0.118)	-0.121 (0.159)	-0.171 (0.180)	-0.029 (0.121)	-0.072 (0.165)	-0.009 (0.182)
非盈利组织	-0.103 (0.091)	0.019 (0.124)	-0.354** (0.144)	-0.075 (0.093)	-0.025 (0.126)	-0.224 (0.145)
单位规模	0.064*** (0.018)	0.075*** (0.025)	0.064** (0.028)	0.026 (0.019)	0.028 (0.025)	0.031 (0.029)
行业	是	是	是	是	是	是
样本量	1,421	812	609	1,290	739	551
chi-squared	455.3	304.7	193.9	314.7	186.2	172.1
对数似然比	-1447	-795.2	-624.7	-1354	-775.9	-550.1

注:表中数字是回归系数,括号中的数字是相应的标准差,***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1。

表6 职位层级与晋升概率性别差距分解结果

	目前职位层级			过去3年晋升概率		
	男性	女性	混合	男性	女性	混合
总的差距		0.2720***			0.0701***	
可解释部分	0.1505*** (0.029)	0.2226 (0.305)	0.1590*** (0.033)	0.0249** (0.012)	0.0297** (0.013)	0.0301*** (0.010)
可解释的比例(%)	55.31	81.85	58.44	35.50	42.39	42.90
男性样本	947	947	947	865	865	865
女性样本	722	722	722	623	623	623

注:括号中的数字是标准差,bootstrap抽样次数为100,***p<0.01, **p<0.05,*p<0.1。

表7 预期职位晋升概率性别差距分解结果

	目前单位			更换单位		
	男性	女性	混合	男性	女性	混合
总的差距		0.1269			0.2245	
可解释部分	-0.1045** (0.040)	0.0338 (0.289)	-0.0406 (0.039)	-0.1151*** (0.046)	-0.1795 (0.305)	-0.0473 (0.039)
可解释的比例(%)	-82.32	26.69	-32.01	-51.30	-79.98	-21.07
男性样本	812	812	812	739	739	739
女性样本	609	609	609	551	551	551

注:括号中的数字是标准差,bootstrap抽样次数为100,***p<0.01, **p<0.05,*p<0.1。

为基准组,能够被个体特征变量解释的部分占81.85%,但在统计上不显著。而如果以混合样本估计得到的系数为反事实的无歧视状况的职位晋升规则,职位层级性别差距也只有58.44%能够被可观测的特征变量所解释。类似的,分别以男性、女性和混合样本为基准,过去3年职位晋升概率的性别差距能够被可观测变量解释的比例为35.50%、42.39%和42.90%。不管怎样,很大部分职位层级和晋升概率的性别差距都得不到解释。

与上述分解方法一致,预期职位晋升机会性别差距的分解结果报告于表7。不管是在目前的工作单位还是更换单位,预期职位晋升机会性别差距能够被可观察变量解释的比重都为负数(以女性为基准得到的目前单位预期职位晋升性别差距分解结果除外),但只有以男性为基准得到的分解结果具有统计显著性。如果女性被当作男性一样对待,由于平均的可观察特征变量的差异,目前单位预期的职位晋升机会性别差距会扩大约82%,而更换单位之后预期的职位晋升机会性别差距会扩大约51%。这是一个非常有意思的结果,这似乎与直观的感觉不相符,但却与上文预期职位晋升机会模型的估计结果是一致的。以目前单位预期的职位晋升机会为例,从表7可以得到,由于技术职称等变量对女性职位晋升的作用大于对男性晋升的作用,而职位晋升对预期职位晋升的作用男性样本估计系数大于女性样本估计系数,这就解释了为什么技术职称等较低、先前的职位晋升概率较低的女性,如果没有受到“歧视”而跟男性一样,预期职位晋升机

会的性别差距反而会扩大。

上面的分解结果进一步验证了职位晋升过程中,男性和女性的晋升规则具有显著的差异。一方面表现在可观察变量对职位晋升的作用存在性别差异,另外一个方面也可能表现在不可观察(也许雇主可以观察)变量对职位晋升的影响存在显著的性别差异。

五、关于结果的进一步讨论

以上回归和差距分解结果似乎都表明,在职位晋升过程中存在显著的性别歧视。尽管如此,其他理论,特别是最近10年心理学和社会心理学家对态度和偏好性别差异所做的研究,如风险选择、竞争,以及对竞争的反应等,已成为劳动力市场性别差异的潜在解释。这些解释无法否定性别歧视,但职位晋升性别差异证明性别歧视的理由已不再充分。于是,接下来,我们探讨职位晋升性别差异的其他几种可能的解释。

(一)女性羞于竞争吗?

高层职位被认为具有高度的竞争压力,晋升之前也需要通过严格的竞争选拔程序。因此,最近的心理实验研究为女性在高层职位代表性不足提供了新的解释。他们的研究发现,对竞争的偏好和对竞争的反应都存在明显的性别差异,这会影响到职业选择和工作绩效表现,进而影响职位晋升。例如,Dohmen和Falk(2006)及Niederle和Vesterlund(2007)发现女性不愿意接受浮动工资(提高生产力的激励机制)和竞标赛薪酬(赢者通吃),此外,在竞争环境下女性的工作绩效也系统地低于男性的绩效(Gneezy et al., 2003)。尽管大量的实验研究发现女性“羞于”竞争^⑤,但这对实际劳动力市场的性别差异有多大的解释能力呢?与实验研究不一致的是,Manning和Saidi(2010)利用1998年和2004年英格兰雇佣关系调查数据,研究发现竞争偏好差异假说对性别工资差距的解释很有限。他们发现女性采用绩效工资(竞争偏好的指标)的比例与男性采用绩效工资的比例差距很小,而且绩效工资机制对性别工资差距的影响也是适度的。

参照Manning和Saidi的思路,本文的数据也表明,相比于男性,我国城镇劳动力市场女性的竞争偏好并不低。在工资决定方面,39.27%的女性其

“工资水平与工作量或个人业绩完全相关”、18.46%的“工资水平与工作量或个人业绩部分相关”、42.27%的“工资水平与工作量或个人业绩基本无关”；而男性的比例分别为37.92%、22.01%和40.07%。尽管两性在工资机制方面的得分(工资与业绩基本无关定义为1,部分相关为2,完全相关则为3)不存在显著差异,女性浮动工资(与业绩完全相关)的比例比男性高。由此可得,女性并没有由于厌恶竞争而选择固定的工资制度。与之一致的,男性选择“月工资水平基本稳定”的比例比女性高了近4个百分点。因此,竞争偏好的性别差异无法解释本文所分析的职位晋升性别差异,更不能否定职位晋升中的性别歧视^⑥。

(二)性别分工

由于生理和社会规范,以及文化的影响,女性要承担生育繁衍后代的责任,同时还是子女抚养和家务劳动的主体,市场工作时间和精力就会减少(Becker, 1985)。如《第二期中国妇女社会地位抽样调查主要数据报告》显示,女性平均每天用于家务劳动的时间达4.01小时,比男性多2.7小时。因此,性别分工会对工作绩效和职位晋升造成不利的影响。例如,由于女性的重心侧重家庭,Escriche和Pons(2009)的模型表明,女性晋升机会较少是由于女性的逆向选择造成的,即女性不愿选择晋升前景较好但工作努力程度要求较高的工作。

从本文的数据来看,男性平均每周的工作时间为47.61小时,而女性为45.76小时,尽管男性的市场工作时间在统计上显著(显著性水平为1%)地高于女性的市场工作时间,但数量上的差异并不大,平均每周不到2个小时。从上下班时间的灵活性来看,尽管统计上没有显著的差异,但男性分别有57.87%、31.57%和10.55%的人“完全按固定的或上级安排的上下班时间工作”、“有基本固定的上下班时间,但自己有一定的灵活空间可以自由安排”和“没有固定的上下班时间,完全看工作需要由本人安排”,而女性相应的比例为61.52%、29.82%和8.65%。此外,男性“不征求直接主管同意,而拨打私人电话或处理私事离开工作岗位”的机会和时间比女性显著得多。这些数据表明,女性市场工作时间的灵活性比男性要低,这一点并不符合性别分工理论的预期。因此,性别分工或女性的家庭角色对

职位晋升性别差异的解释能力很低。

(三)差别性退休年龄政策

按照国家相关政策,我国实行差别性退休政策,男性职工退休年龄为60岁,女性职工退休年龄为50岁,女性干部为55岁^⑦。由于女性较男性提前退休,再加上女性因为生育和哺育等原因而退出劳动力市场的时间,从整个生命周期来看,女性的就业时间远远少于男性的市场工作时间。这直接影响了女性的职位晋升,比如接近或超过50岁的时候,女性因为濒临退休而可能失去晋升机会。不仅如此,由于政策性职业生涯的缩短,人力资本投资的回报周期较少,以及预期的职位晋升机会和职业发展前景的不乐观,从而降低女性人力资本投资(如教育和在职培训)的激励水平和工作的积极性,从而间接地、进一步地降低女性的晋升概率。

六、结论与建议

本文从女性在高层职位代表性不足的特征事实出发,利用2006年中国综合社会调查(CGSS2006)数据中的城市样本,考察了性别对职位晋升的影响,并采用基于(次序)Probit回归模型对目前职位层级、职位晋升概率,以及预期职位晋升概率的性别差距做了分解分析,以此考察职位晋升中的性别歧视。

本文的证据表明,教育程度、在职培训和技术等级等人力资本变量,以及党员身份虚拟变量与职位晋升概率正相关。控制这些影响因素之后,目前职位层级、过去3年职位晋升概率,以及预期职位晋升机会仍然存在显著的性别差异。尤为重要的发现是,职位晋升对女性的能力要求高于对男性的能力要求,生产力特征变量对职位晋升的作用也存在性别差异。进一步的职位晋升性别差异的分解结果也表明,大部分的职位层级和职位晋升概率的性别差距无法被人力资本等特征变量差异所解释。基于本文数据的初步讨论,竞争偏好差异和性别分工对职位晋升性别差异的解释能力很弱。由此我们得到结论,性别歧视是造成女性职位晋升不足的重要原因,当然不排除差别性退休政策,以及其他无法观测变量的影响。

尽管如此,统计性歧视和偏好歧视都有可能造成职位晋升的性别差异,但与其他关于歧视的实证

文献一样,本文也无法区分职位晋升过程中性别歧视的来源,利用“精确”的实验机制对相关问题做进一步研究是值得努力的方向。此外,由于职位晋升往往伴随着工资增长,职位晋升的性别差异会造成或加大性别工资差距。因此,本文的理论意义不仅在于利用大样本调查数据衡量了职位晋升过程中的性别歧视程度,而且为分析我国劳动力市场性别工资差距的来源指明了新的研究方向。

性别平等是我国的一项基本国策,切实采取措施促进职位晋升过程中的性别平等,提高女性在高层职位上的比例,这本身具有重要意义,而且由于女性可能更具平等观念,提高女性在高层职位的代表性,有利于更好地实施性别平等政策和减少性别偏见(Cohen and Huffman, 2007)。与直接的“同工不同酬”的工资歧视相比,职位晋升中的歧视更加隐蔽,因而更加难以规制。因此,劳动力市场性别平等或反歧视政策不仅应该关注劳动力市场入口的平等(如就业机会均等和同工同酬),更应该关注职位晋升中的性别平等。

基于上述研究发现,本文提出以下政策建议:首先应该清除不利于职位晋升性别平等的歧视性政策,如差别性退休年龄政策;其次,要对女性的在职培训进行鼓励和补贴,以激励雇主提高对女性的培训力度,从而为女性创造更好的晋升条件和机会;再次,对职位晋升性别歧视加强立法规制和司法救济;最后,考虑采取积极措施以消除歧视造成的不利影响,如根据基层工作岗位的性别构成按比例晋升女性雇员,提高女性在高层职位的代表性。这一条措施在党政部门已经实行,值得进一步完善和推广,从而为女性的职业发展提供良好的环境。

(作者单位:华东师范大学社会发展学院人口研究所;责任编辑:蒋东生)

注释

①数据来源于2009 Catalyst Census: Fortune 500 Women Executive Officers and Top Earners. <http://www.catalyst.org/>。

②陈至立:《在新中国60年优秀女性人才社会影响力论坛开幕式上的致辞》,《中国妇女报》,2009年12月14日,第A01版。

③更多关于职位晋升性别差异及其对工资增长影响的文献请参见Blau和Devaro文章的引言部分。

④职位晋升既能填补高层职位空缺,也是一种有效的激励方式,能够为技能获取或培训提供激励,从而提高个人的永久收入水平。

⑤行业标准采用“五普”行业分类标准。有兴趣的读者可

向作者索取所有行业的职位隔离指数。

⑥预期的职位晋升概率分别产生于问题“依您判断,在未来的几年内,您在单位里得到提拔或升迁的机会有多大?”和问题“依您判断,如果换单位的话,您的提拔、升迁机会有多大?”1~4分别表示自我预期的晋升概率为“几乎不可能”、“不太可能”、“很有可能”和“几乎肯定会”。

⑦文章给出的理由是女性的非市场工作(如家务活动)能力较高,即女性的非市场时间价值相对较高,因而平均来说,女性退出劳动力市场从事非市场工作的概率较大。而一旦退出,专用性人力资本的投资就得不到回报,企业会承担部分损失。因此,离职率是企业晋升决策的重要影响因素(另外一个能力因素,但模型假定雇佣之后,个体的能力能够完全观察得到)。

⑧即使没有前面两个条件,只要第三个成立,由于表现能力水平的机会较少或雇主需要更多的时间来评估女性的能力,在工作年限的限制下,女性的晋升机会和晋升到高层次职位的机会就会减少。

⑨信念反弹需要不利群体意识到雇主可能发生信念反弹并采取相应的策略,如在晋升阶段进行更多的人力资本投资,从而证实雇主的信念并使这样的信念自我维持。

⑩Baldwin等人(2001)的模型也为垂直的职业隔离和性别工资差距提供了理论联系,即一方面女性晋升到管理职位的比例较低,另一方面,由于需要补偿歧视性晋升成本,女性晋升的工资回报也较低。

⑪平均差距的经典分解技术是Oaxaca-Blinder方法,但在次序概率模型中,由于条件期望 $E(Y|X)$ 不再等于 $X\beta$,该方法无法直接使用。

⑫参照线性方程的广义分解方法,非线性分解方法也可为:

$$\begin{aligned} \bar{Y}_m - \bar{Y}_f = & [E\beta^*(Y_m|X_m) - (E\beta^*(Y_f|X_f))] \\ & + [E\beta_m(Y_m|X_m) - (E\beta^*(Y_m|X_m))] \\ & + [E\beta^*(Y_f|X_f) - (E\beta_f(Y_f|X_f))] \end{aligned}$$

其中, β^* 被定义为男性方程系数向量(β_m)和女性方程系数向量(β_f)的加权平均值,即 $\beta^* = \Omega\beta_m + (1-\Omega)\beta_f$, Ω 是加权矩阵。

⑬以女性晋升规则为基准和以混合样本回归系数为基准的分解表达式非常直观,文中不再赘述。

⑭在性别差距分解方法中,选择不同的基准组可能会使得分解结果存在较大的差异,这就是所谓的基准选择问题(index number problem),因此,我们同时报告不同基准组的分解结果。

⑮关于竞争及其他偏好的性别差异请参考Croson和Gneezy(2009)及Bertrand(2010)。

⑯更关键的是,尽管两性在生物学上存在一定的差异,但有研究发现竞争的偏好差异并不完全是天生的,而是在一定社会环境下通过后天的学习行为产生的(Gneezy et al., 2009)。这样的话,即使竞争偏好差异能够完全解释劳动力市场性别差异(如工资和职位晋升),也无法否定性别歧视,因为预期的性别歧视可能是竞争偏好差异的原因之一。

⑰最早的文件见1978年5月国务院颁布的《关于安置老弱病残干部的暂行办法》。

参考文献

(1)蔡禾、吴小平:《社会变迁与职业的性别不平等》,《管理世界》,2002年第9期。

(2)葛玉好:《部门选择对工资性别差距的影响:1988~2001年》,《经济学(季刊)》,2007年第2期。

(3)李春玲、李实:《市场竞争还是性别歧视——收入性别差异扩大趋势及其原因解释》,《社会学研究》,2008年第2期。

(4)宋月萍:《职业流动中的性别差异:审视中国城市劳动

力市场》,《经济学(季刊)》,2007年第2期。

(5)王美艳:《中国城市劳动力市场上的性别工资差异》,《经济研究》,2005年第12期。

(6)颜士梅、颜士之、张曼:《企业人力资源开发中性别歧视的表现形式——基于内容分析的访谈研究》,《管理世界》,2008年第11期。

(7)Altonji, J. G. and C. R. Pierret, 2001, "Employer Learning and Statistical Discrimination", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.116, pp.313~350.

(8)Baldwin, M. L., R. J. Butler and W. G. Johnson, 2001, "A Hierarchical Theory of Occupational Segregation and Wage Discrimination", *Economic Inquiry*, Vol.39, pp.94~110.

(9)Bauer, T. K. and M. Sinning, 2008, "An extension of the Blinder - Oaxaca Decomposition to Nonlinear Models", *Advances in Statistical Analysis*, Vol.92, pp.197~206.

(10)Becker, G. S., 1985, "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor", *Journal of Labor Economics*, Vol.3, pp.33~58.

(11)Bernhardt, D., 1995, "Strategic Promotion and Compensation", *Review of Economic Studies*, Vol.62, pp.315.

(12)Bertrand, M., 2010, "New Perspectives on Gender", in Ashenfelter, O. and D. Card ed., *Handbook of Labor Economics*, Volume 4b, pp.1545~1592.

(13)Bjerk, D., 2008, "Glass Ceilings or Sticky Floors? Statistical Discrimination in a Dynamic Model of Hiring and Promotion", *The Economic Journal*, Vol.118, pp.961~982.

(14)Blau, F. D. and J. Devaro, 2007, "New Evidence on Gender Differences in Promotion Rates: An Empirical Analysis of a Sample of New Hires", *Industrial Relations*, Vol.46, pp.511~550.

(15)Cabral, R., F. Marianne and C. Green, 1981, "Men and Women in Fiduciary Institutions: a Study of Sex Differences in Career Development", *Review of Economics and Statistics*, Vol.63, pp.573~580.

(16)Cannings, K., 1988, "Managerial Promotion: the Effects of Socialization, Specialization, and Gender", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.42, pp.77~88.

(17)Cohen, P. N. and M. L. Huffman, 2007, "Working for the Woman? Female Managers and the Gender Wage Gap", *American Sociological Review*, Vol.72, pp.681~704.

(18)Croson, R. and U. Gneezy, 2009, "Gender Differences in Preferences", *Journal of Economic Literature*, Vol.47, pp.448~474.

(19)Dohmen, T. and A. Falk, 2006, "Performance Pay and Multi-Dimensional Sorting: Productivity, Preferences and Gender", IZA Discussion Paper No. 2001. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=890276>.

(20)Eagly, A. H. and S. J. Karau, 2002, "Role Congruity Theory of Prejudice toward Female Leaders", *Psychological Review*, Vol.109, pp.573~598.

(21)Eseriche, L. and E. Pons, 2009, "Who Moves Up the Career Ladder? a Model of Gender Differences in Job Promotion", WP-AD Working Papers 2009-23. Available at <http://www.ivie.es>.

(22)Fryer, R. G., 2007, "Belief Flipping in a Dynamic Model of Statistical Discrimination", *Journal of Public Economics*, Vol.91, pp.1151~1166.

(23)Jones, D. R. and G. H. Makepeace, 1996, "Equal Worth, Equal Opportunities: Pay and Promotion in an Internal La-

bour Market", *Economic Journal*, Vol.106, pp.401~409.

(24)Ginther, D. K. and K. J. Hayes, 2003, "Gender Differences in Salary and Promotion for Faculty in the Humanities 1977~1995", *Journal of Human Resources*, Vol.38, pp.34~73.

(25)Gneezy, U., K. L. Leonard and J. A. List, 2009, "Gender Differences in Competition: Evidence From a Matrilineal and a Patriarchal Society", *Econometrica*, Vol.77, pp.1637~1664.

(26)Gneezy, U., M. Niederle and A. Rustichini, 2003, "Performance in Competitive Environments: Gender Differences", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.118, pp.1049~1074.

(27)Gustafsson, B. and S. Li, 2000, "Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China", *Journal of Population Economics*, Vol.13, pp.305~329.

(28)Lazear, E. P. and S. Rosen, 1990, "Male-Female Wage Differentials in Job Ladders", *Journal of Labor Economics*, Vol.8, pp.S106~S123.

(29)Maltseva, I. and D. Nesterova, 2010, "Within-Firm Gender Segregation: Sources and Consequences", ESCIRRU Working Paper No.19. Available at http://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.353282.de/diw_escirru0019.pdf.

(30)Manning, A. and F. Saidi, 2010, "Understanding the Gender Pay Gap: What's Competition Got to Do with It?", *Industrial & Labor Relations Review*, Vol.63, pp.681~698.

(31)McDowell, J. M., Jr. L. D. Singell and J. P. Ziliak, 2001, "Gender and Promotion in the Economics Profession", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.54, pp.224~244.

(32)Niederle, M. and L. Vesterlund, 2007, "Do Women Shy Away From Competition? Do Men Compete Too Much?", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.122, pp.1067~1101.

(33)Olson, C. A. and B. E. Becker, 1983, "Sex Discrimination in the Promotion Process", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.36, pp.624~641.

(34)Pekkarinen, T. and J. Vartiainen, 2006, "Gender Differences in Promotion on a Job Ladder: Evidence From Finnish Metalworkers", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.59, pp.285~301.

(35)Phelps, E. S., 1972, "The Statistical Theory of Racism and Sexism", *The American Economic Review*, Vol.62, pp.659~661.

(36)Pudney, S. and M. Shields, 2000, "Gender, Race, Pay and Promotion in the British Nursing Profession: Estimation of a Generalized Ordered Probit Model", *Journal of Applied Econometrics*, Vol.15, pp.367~399.

(37)Ransom, M. and R. L. Oaxaca, 2005, "Intrafirm Mobility and Sex Differences in Pay", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.58, pp.219~237.

(38)Spurr, S. J., 1990, "Sex Discrimination in the Legal Profession: a Study of Promotion", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.43, pp.406~417.

(39)Winter-Ebmer, R. and J. Zweimuller, 1997, "Unequal Assignment and Unequal Promotion in Job Ladders", *Journal of Labor Economics*, Vol.15, pp.43~71.

(40)Zhang, J., J. Han, P. Liu and Y. Zhao, 2008, "Trends in the Gender Earnings Differential in Urban China, 1988~2004", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.61, pp.224~243.