

· 女性与社会发展研究 ·

性别歧视对性态度的影响机制研究

郑永君, 王苏苏

(华中师范大学 湖北 武汉 430079)

摘要: 基于 CGSS2010 调查数据, 运用定量分析方法研究性别歧视对于性态度的影响机制的结果表明: 首先, 性别、年龄、教育、收入、婚姻、户籍等个体因素对性态度产生显著影响。其具体表现为: 教育程度越高、收入越高, 则性态度越开放; 年龄越大, 性态度越保守; 未婚者比已婚者性态度更开放; 城市居民比农村居民性态度更开放; 男性比女性在婚前和婚外性行为态度上更开放, 在同性性行为态度上更为保守。其次, 不同类型的性别歧视对于性态度的影响机制较为复杂。具体表现为: 婚姻歧视越严重, 对婚前性行为认同度越高; 职业歧视越严重, 对婚外性行为认同度越高; 分工歧视越严重, 对同性性行为认同度越低; 职业歧视越严重, 对同性性行为认同度越高。

关键词: 性别歧视; 婚前性行为; 婚外性行为; 同性性行为; 性态度; 影响机制

中图分类号: C913.68

文献标识码: A

文章编号: 1008-6838(2017)01-0035-08

一、问题的提出

目前, 在我国, 关于性别歧视的争论不断, 大家普遍认为与女性相比, 男性更容易获得资源、地位等。而男性也更多地以一种更高的标准要求女性, 例如“直男癌”一词在网上的流行就是这种现象的一种反映。“直男癌”是指漠视女性价值、不尊重女性、物化女性、歧视女性、限制女性自由, 且自恋、自以为是、自作多情的社会态度。由此可见, 女性受到歧视仍是一种社会普遍现象。

性别和性紧密相连, 性不仅仅具有自然生物属性, 还具有社会属性。它不仅密切关系到作为个体的人之间亲密关系的建立和维持, 而且关系到整个社会与文化的结构变迁和世代继替, 即性

成为追求自身承认的一种有效手段^[1]。性态度也称为性观念, 指的是群体与个体在对性生物学、性医学、性心理学以及性社会科学等学科的科学认识基础上, 与一定时期、一定地域或国家的文化、伦理道德、风俗习惯的价值准则和法律规定所形成的对人类性活动的总体认识和理性思维^[2]。

以往学者对性别歧视和性态度两个主题分别进行了较多的研究。其中以性别歧视为主题的研究集中在收入分配^[3]、职位晋升^[4]、择业就业^[5]等方面。以性态度为主题的研究, 主要集中在对大学生群体性态度影响因素的研究。江剑平等认为大学生的性态度受到西方文化影响, 变得更为开放, 但其性行为仍然较为保守^[6]。李淑

收稿日期: 2016-12-04

项目基金: 教育部人文社会科学研究青年基金项目“政府治理中的‘试点制’研究”(项目编号: 15YJC810024)

作者简介: 郑永君(1989—), 男, 华中师范大学中国农村研究院助理研究员, 博士研究生, 主要从事社区发展研究; 王苏苏(1991—), 女, 华中师范大学社会学院硕士研究生, 主要从事性别社会学研究。

兰等认为当代大学生在婚恋观、婚前性行为等方面较为开放,但其主流观念仍是比较传统和保守的^[7]。魏永峰研究了婚姻质量与婚外性态度关系中的性别差异^[8]。

尽管有关性别歧视和性态度两个主题的研究都较多,但对两者关系及其相互作用机制的研究非常缺乏。性别歧视与性态度两者作用的基础是男女两性的生理差异,以及社会之中所形成的男女社会性别角色的不同安排。这种差异对社会化个体的性态度,以及由此产生的行为具有重要影响。同时,社会中基于性别差异产生的行为及观念,又会反过来作用于性别歧视,进而加深这种差异。例如,女性遭受的鄙视一旦在她们身上被深层意识化,她们便会鄙视自己并且相互鄙视,出现这种现象的原因是对女性歧视的观点反复被宣扬,并且无论这种宣扬方式多么隐蔽和含蓄^[9]。即,社会的影响使得女性自身都

成为性别歧视者。因此,在追求性别平等的大背景下,探索性别歧视与性态度之间的关系及其影响机制具有重要的意义。

二、研究设计

本研究所使用的数据来自中国人民大学社会学系主持的“2010年中国社会综合调查”(CGSS2010)^①。本文样本特征如下:性别方面,男性占48.2%,女性占51.8%。民族方面,汉族占90.5%,少数民族占9.5%。户籍方面,城市居民比例为61.3%,农村样本比例为38.7%。宗教信仰方面,有宗教信仰的比例为13.0%,无宗教信仰的占87.0%。婚姻状况方面,未婚、已婚和其他三类所占比例分别为9.7%、80.3%、10.0%。年龄方面,最小的17岁,最大的96岁,平均47.3岁。收入方面,年平均收入为24994.9元。教育方面,平均受教育年限为8.7年。具体见表1。

表1 样本基本特征(N=11783)

变量	特征	频率	百分比	变量	特征	频率	百分比
性别	男	5677	48.2	城乡	城市	7222	61.3
	女	6106	51.8		农村	4561	38.7
民族	汉	10662	90.5	信仰	信教	1526	13.0
	少数民族	1121	9.5		不信教	10257	87.0
变量	极值	均值	标准差	婚姻状况	未婚	1133	9.7
收入	[0,6000000]	24994.9130	75955.17022		同居	16	0.1
年龄	[17,96]	47.3027	15.67730		已婚	9411	79.9
教育	[0,19]	8.7339	4.60388		分居未离婚	50	0.4
					离婚	252	2.1
					丧偶	913	7.8

注:缺失值由点处的线性趋势填补。

本研究的因变量是性态度。对于性态度的测量有众多指标。徐安琪在研究青少年性态度时采用的主要指标包括贞操观、婚前同居、婚前性行为、恋人性经历与婚前性行为的态度和实践^[10]。王思琪在比较“70后”和“80后”的性态度时,采用的性态度指标主要有未婚同居、同性恋、私下观看色情书刊或音像作品、嫖妓行为^[11]。刘汶蓉用婚前性行为与同居两个指标代表性态度^[12]。在综合以往研究与数据状况的基础上,我

们将性态度划分为未婚同居、婚外情与同性恋3个具体指标。在问卷调查过程中,分别通过“您认为婚前性行为对不对?”“您认为婚外性行为对不对?”“您认为同性间的性行为对不对?”这3个问题获得。采用李克特量表,为其答案赋值情况如下:1=总是不对,2=大多数情况不对,3=说不上来对不对,4=有时对,5=完全对。

本文自变量为性别歧视。性别歧视是基于生理性别的一种歧视,是指在社会生活中男女两

性得到不公平对待的现象,在不同的社会领域,性别歧视的具体表现有所不同。张抗私将劳动力市场上的性别歧视划分为就业、工资、职业安排、劳动保障和发展机会等方面的两性差别程度^[13]。在社会文化领域,女性更多地被道德教义束缚,被放置在一种相对卑贱的地位^[14]。这种社会化的教义认为女性天生弱于男性,因此女性应当以家庭为重,规定女性要出嫁从夫,应当依靠男性生活。本文中的性别歧视更多的是指一种

社会中的性别观念以及由此而生的各种歧视行为,因此其测量指标主要有以下几个:分工歧视、能力歧视、婚姻歧视、职业歧视。在问卷调查中,分别通过“男人以事业为重,女人以家庭为重”“男性能力天生比女性强”“干得好不如嫁得好”“在经济不景气时,应该先解雇女性员工”等观点的陈述进行测量,为其陈述情况赋值如下:1 = 完全不同意,2 = 不同意,3 = 不确定,4 = 同意,5 = 完全同意。具体见表2。

表2 变量设计及其测量

变量		变量测量
性别歧视(自变量)	分工歧视	男人以事业为重,女人以家庭为重
	能力歧视	男性能力天生比女性强
	婚姻歧视	干得好不如嫁得好
	职业歧视	在经济不景气时,应该先解雇女性员工
性态度(因变量)	未婚同居	您认为婚前性行为对不对?
	婚外情	您认为婚外性行为对不对?
	同性恋	您认为同性间的性行为对不对?
控制变量	性别、年龄、民族、信仰、教育、婚姻状况、收入、城乡	

三、结果分析

(一) 性别歧视

性别歧视在语义上有两重含义:一个是对女性的歧视,另一个是对男性的歧视。现实中,性别歧视更多的是指对女性的歧视。女权主义理论及其实践的兴起激发了人们对女性受歧视现象的关注和研究。在理论研究中,性别歧视也多是指女性歧视。统计数据结果证实了这一观点。

调查数据中,有66.3%的人认为男人应以事业为重,而女人则应当以家庭为重。男女两性的生理差异导致女性更加关注家庭,而长期社会分工的不同将这种观念固化,因此女性被认为应当以家庭为重。女性受到分工歧视,但并不会完全受到职业歧视。70.8%的调查对象不同意“在经济不景气时,应该先解雇女性员工”这一观点。尽管女性在求职、分配、升职等方面受到不公平待遇,但并不会成为“被解雇的第一对象”,因此在这一方面受歧视的程度并不高。社会对女性的要求是回归家庭,但

其能力并不一定会被轻视,44.5%的调查对象不同意“男性天生能力比女性强”,42.3%的调查对象比较认可这一观点。尽管女性能力没有被看轻,但是“嫁得好”仍是社会对女性的一种普遍要求。45.3%的调查对象同意“干得好不如嫁得好”,只有34.9%的调查对象不同意“干得好不如嫁得好”。

横向对比4种不同的性别歧视,其中分工歧视、婚姻歧视、能力歧视、职业歧视的均值分别为3.59、3.12、2.97、2.11,这也从另一个角度证明,分工歧视与婚姻歧视是社会比较突出的歧视现象,而职业歧视程度相对而言较低。具体结果见表3。

上述分析表明,与男性相比,女性的能力并不一定会被看轻,但是在社会生活中,女性被要求回归家庭,在社会分工中处于弱势地位。即女性在社会生活中的某些方面没有受到歧视,但在关键领域比如社会分工中受到的歧视比较多,并且成为一种社会潜规则。

表3 性别歧视状况

	完全不同意	不同意	不确定	同意	完全同意
分工歧视	6.9%	18.0%	8.8%	41.1%	25.2%
能力歧视	12.7%	31.8%	13.2%	29.9%	12.4%
婚姻歧视	10.9%	24.0%	19.8%	32.6%	12.7%
职业歧视	31.9%	38.9%	18.5%	7.9%	2.8%
	N	极小值	极大值	均值	标准差
分工歧视	11783	1	5	3.59	1.232
能力歧视	11783	1	5	2.97	1.273
婚姻歧视	11783	1	5	3.12	1.222
职业歧视	11783	1	5	2.11	1.030

(二) 性态度

社会公众普遍认为,随着社会的发展和对外开放程度的提高,性态度也会逐渐变得开放,青年人的性态度相对比较开放^[15]。尤其是在以大学生为主要研究对象的性态度研究中,认为大学生群体性态度相对比较开放。但实际调查的结果表明,我国社会主流群体的性态度仍是比较保守的。

婚前性行为方面,持负面态度(认为“总是不对”和“大多数情况不对”)的比例为71.0%,大大超过了持正面态度(认为“有时对”和“完全对”)的比例(合计为8.9%)。而在婚外性行为

与同性性行为问题上也出现了类似情况:对婚外性行为持负面态度的比例为91.9%,持正面态度的比例仅为1.8%;对同性性行为持负面态度的比例为87.9%,持正面态度的比例仅有1.5%。

婚前性行为、同性性行为与婚外性行为3个指标的平均值分别为1.84、1.31、1.27,这也从另一个角度表明,社会公众针对不同的性行为,其认同程度略有差异。相对而言,社会公众对婚前性行为的开放性较高,而在婚外性行为方面最为保守。因为婚外性行为违反了主流家庭伦理道德,而同性性行为则是一种边缘化行为。具体结果见表4。

表4 不同性行为的公众态度

	总是不对	大多数情况不对	说不上来对不对	有时对	完全对
婚前性行为	56.2%	14.8%	20.1%	6.4%	2.5%
婚外性行为	83.4%	8.6%	6.2%	1.4%	0.4%
同性性行为	83.5%	4.4%	10.6%	1.0%	0.5%
	N	极小值	极大值	均值	标准差
婚前性行为	11783	1	5	1.84	1.102
婚外性行为	11783	1	5	1.27	.674
同性性行为	11783	1	5	1.31	.738

(三) 性别歧视对性态度的影响

为探讨性别歧视对性态度的影响机制,我们将未婚同居、婚外性行为以及同性恋行为的态度分别作为因变量,性别歧视作为自变量,控制其他变量后,进行线性回归分析,得到模型1、模型2和模型3。

第一,性别歧视对婚前性行为的态度的影响。控制变量中,性别、民族、信仰、教育、年龄、收入、婚姻、户籍因素产生显著影响。具体来说,男性比女性对婚前性行为认同度更高;汉族比少数民族认同度更高;无信仰的人认同度更低;未婚者对婚前性行为的认同度更高;城市人比农村

人对婚前性行为的认同度更高;受教育程度越高,对婚前性行为越认同;年龄越大,婚前性行为态度越保守;收入越高,对婚前性行为越认同。自变量中的分工歧视、能力歧视与职业歧视对婚前性行为的影响不显著,而婚姻歧视因素的系数B值为0.019,其概率P值小于0.05,说明这一变量在置信区间95%上对婚前性行为影响显著,表明婚姻歧视程度越高,对婚前性行为的态度越开放,即越认可“干得好不如嫁得好”,对婚前性行为的态度越开放。

第二,性别歧视对婚外性行为的态度的影响。控制变量中,性别、教育、年龄、收入、政治面貌、精神健康、婚姻、户籍因素产生显著影响。具体表现为,男性比女性对婚外性行为认同度更高;受教育程度越高,对婚外性行为越认同;年龄越大,婚外性行为态度越保守;收入越多,对婚外性行为认同度越高;党员比非党员对婚外性行为认同度更低;精神越健康,越不认同婚外性行为;未婚者比已婚者对婚外性行为认同度更高;城市人比农村人对婚外性行为认同度更高。自变量中的职业歧视因素的系数B值为0.030,其概率P值小于0.01,说明这一因素在置信区间99%上对婚外性行为影响显著,这也表明职业歧视程度越高,对婚外性行为的态度越开放,即认为在经济不景气时,应该先解雇女性员工的个体,对婚外性行为的态度更加开放。而分工歧视、能力歧

视、婚姻歧视对婚外性行为的影响并不显著。

第三,性别歧视对同性性行为的态度的影响。控制变量中,性别、教育、年龄、收入、政治面貌、精神健康、婚姻、户籍因素产生显著影响。其中,男性比女性更不认同同性性行为;对同性性行为,受教育年限越多越认同;年龄越大越不认同;收入越多越认同;党员比非党员更认同;精神越健康越不认同;未婚者比已婚者更认同;城市人比农村人更认同。自变量中的能力歧视与婚姻歧视对同性性行为的影响不显著,分工歧视的系数B值为-0.018,职业歧视的系数B值为0.024,其概率P值均小于0.01,说明这两个因素在置信区间99%上对同性性行为影响显著,即分工歧视程度越低,职业歧视程度越高的个体,对同性性行为的态度越开放。具体见表5。

以上数据分析结果表明,控制变量中的性别、年龄、教育年限、收入、婚姻状况、户籍状况等因素对婚前性行为、婚外性行为、同性性行为均影响显著,即以上控制变量对个体性态度具有重要影响。而自变量中的能力歧视对个体性态度无任何影响,分工歧视、婚姻歧视、职业歧视等也只是对性态度中的某一指标影响显著。但是,我们仍可以认为性态度受到性别歧视的显著影响。这也与之前部分学者的研究结果一致,比如刘刚等在关于大学生性态度的研究中发现,大学生的性态度与性行为之间存在显著的相关性^[16]。

表5 个人特征、性别歧视与性态度的线性回归

	模型1:婚前性行为		模型2:婚外性行为		模型3:同性性行为	
	B	标准误差	B	标准误差	B	标准误差
(常量)	2.258***	.096	1.317	.059	1.463***	.065
性别(男性)	.178***	.022	.114***	.014	-.034**	.015
民族(汉族)	.128***	.039	-.021	.024	.026	.026
宗教(无信仰)	-.056*	.033	-.018	.021	.007	.023
教育年限	.010***	.003	.007***	.002	.005**	.002
年龄	-.017***	.001	-.004***	.001	-.004***	.001
收入	5.122E-7***	.000	4.110E-7***	.000	3.107E-7***	.000
政治面貌(党员)	-.053	.034	-.065***	.021	.053**	.023
身体健康	-.010	.011	-.009	.007	-.003	.008

续表

	模型 1: 婚前性行为		模型 2: 婚外性行为		模型 3: 同性性行为	
	B	标准误差	B	标准误差	B	标准误差
精神健康	-.004	.012	-.019***	.007	-.019**	.008
婚姻状况(未婚)	.353***	.043	.245***	.027	.342***	.029
户籍(城市)	.175***	.025	.094***	.015	.051***	.017
分工歧视	.001	.010	-.011	.006	-.018***	.007
能力歧视	.016	.010	.008	.006	-.009	.007
婚姻歧视	.019**	.009	.009	.006	.009	.006
职业歧视	-.016	.011	.030***	.007	.024***	.007
	F = 81.175*** R ² = 0.108		F = 35.678*** R ² = 0.050		F = 30.693*** R ² = 0.043	
注: 括号内为二分变量的解释变量; ***为 P < 0.01, **为 P < 0.05, *为 P < 0.1。						

(四) 性态度的性别差异

在性别歧视与性态度的回归分析中,我们看到,性别、年龄、教育年限、收入、婚姻状况、户籍状况等因素对性态度影响显著。其中,年龄、教育状况、收入、婚姻状况等因素与性态度之间的关系已有学者进行研究,比如田丰在未婚青年的研究中,证实30岁以上的人群性态度相对比较开放,未婚青年的性态度相对比较开放。而学者关于大学生性态度的种种研究,也表明教育年

限、收入、户籍等因素与性态度之间具有显著相关性。但性别作为性态度差别中的最重要因素之一,却并未有学者进行过专门研究。

为了更加准确地分析性别这一因素对性态度的影响程度,探讨性别这一概念在性态度差异上是否具有统计学意义,我们在上述回归分析的基础上,对婚前性行为、婚外性行为、同性性行为在控制其他变量的基础上,进行了ordinal回归分析,结果见表6。

表6 性别与性态度的ordinal回归分析结果

自变量	婚前性行为		同性性行为		婚外性行为	
	E	S.E	E	S.E	E	S.E
性别(男性)	.321***	.038	-.165***	.051	.453***	.051
Chi-Square	1664.880***		574.594***		677.963***	
Nagelkerke R ²	0.144		0.064		0.075	

在有关婚前性行为的问题上,性别因素的Estimate值为0.321,概率P值小于0.01,说明性别这一变量对婚前性行为在置信区间99%上影响显著,即性别这一因素对个体对婚前性行为的态度影响显著,而且与女性相比,男性在这一方面更加开放一些。在同性性行为方面,性别因素的Estimate值为-0.165,概率P值小于0.01,说明性别这一变量对同性性行为影响显著,而且男

性比女性对同性性行为的容忍度更低。而在婚外性行为问题上,性别因素的Estimate值为0.453,概率P值小于0.01,说明这一因素对婚外性行为在置信区间99%上影响显著,表明性别对婚外性行为影响显著,而且在这一行为上,男性比女性更加开放。

以上数据分析表明,在控制其他变量之后,性别对性态度的影响仍是显著的,即性别对性态

度是具有一定影响的。男性在性态度的某些方面也相对保守,如同性性行为,但是,与女性相比,男性在性态度上仍相对比较开放。所以,我们可以认为,性别这种概念对性态度的影响具有统计学上的意义。尽管有其他因素对性态度具有影响作用,但性别对性态度的开放程度仍具有重要作用。

四、基本结论

本文利用统计数据研究了性别歧视对性态度的影响机制,我们认为,性态度受到性别歧视现象的显著影响,这与我们在实际生活中的感知一致。但总体而言,不同方面的性别歧视,影响性态度的侧重点有所不同,比如婚姻歧视主要是会影响有关婚前性行为的态度。

此外,我们的研究也证实性别这一因素对性态度具有显著影响。与实际生活结论相一致的是,与女性相比,男性在婚前性行为、婚外性行为上更加开放,而在同性性行为上更加保守,这与吴越民的研究结论一致。男性在同性性行为方面比较保守,这可能与同性性行为本身就是一种边缘化的行为有关。

而女性之所以在性态度上更加保守,除传统社会文化对女性性行为约束的影响之外,婚姻歧视、职业歧视、分工歧视等导致女性在两性关系尤其是两性性关系中处于一种弱势地位,也是一种重要的影响因素。而且,生理上的差异决定了女性比男性更容易受到性关系的伤害,比如怀孕、堕胎对女性身体的伤害等。而且,与男性相比,女性更多地会被要求性行为规范,否则就会受到潜在的惩罚机制比如舆论、谩骂等的惩罚。因此,女性会比男性的性态度更加保守。

必须指出的是,我们的研究证实,越认可性别歧视的社会成员,其性态度的开放程度越高,也证实性别差异会影响社会成员性态度的开放程度。但是,我们并没有证实,男性的性态度开放是只针对自己的性行为,还是对女性性行为也持有一种开放态度,即我们现有的数据不能证明“直男癌”一词具有统计学意义,即不能证实男性

对女性性行为有诸多要求与束缚。因此,我们希望,可以利用更加具有针对性的数据,对这一问题进行更加深入、专门的研究。

注释:

① 本研究所使用的数据来自于中国人民大学社会学系主持的“2010年中国社会综合调查”(CGSS2010)。该调查覆盖了中国大陆所有省级行政单位,采用多阶分层概率抽样设计,在全国一共抽取了100个县(区),加上北京、上海、天津、广州、深圳5个大城市,作为初级抽样单元。全国一共调查480个村(居)委会,每个村(居)委会调查25个家庭,每个家庭随机调查1人,总样本量约为12000,共完成11785份有效调查问卷。其中,在抽取初级抽样单元(县、区)和二级抽样单元(村委会和居委会),利用人口统计资料进行纸上作业;而在村委会和居委会中抽取要调查的家庭时,则采用地图法进行实地抽样;在家庭中调查个人时,利用KISH表进行实地抽样。笔者感谢该机构及其人员提供数据协助,本论文内容由笔者自行负责。

参考文献:

- [1] 程化琴,丁胜云,庄明科,阮航清,刘永博,何瑾,刘新芝.中国当代大学生性观念现状及影响机制分析——基于2014年全国大学生性观念调查数据[J].云南师范大学学报(哲学社会科学版),2016,(1):91-98.
- [2] 彭晓辉.性观念辨析[J].中国性科学,2002,(2):36-43.
- [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[J].社会学研究,2008,(2):94-117.
- [4] 卿石松.职位晋升中的性别歧视[J].管理世界,2011,(11):28-38.
- [5] 杨慧.城镇就业性别歧视问题实证研究[J].山东女子学院学报,2013,(3):34-39.
- [6] 江剑平,黄键,黄浩,林玮.大学生婚前性行为 and 性态度现状分析[J].中国学校卫生,2001,(1):11-12.
- [7] 李淑兰,朱宏,谢桂琴.大学生性观念和性知识的调查分析与思考[J].中国性科学,2009,(6):3-5.

- [8] 魏永峰. 婚姻质量与婚外性态度关系中的性别差异[J]. 妇女研究论丛, 2015 (2): 41-48.
- [9] 王一晶. 娱乐新闻中的性别歧视——以王思聪的网络形象为例[J]. 新闻研究导刊, 2016 (3): 69.
- [10] 徐安琪. 未婚青年性态度与性行为的最新报告[J]. 青年研究, 2003 (8): 12-22.
- [11] 王思琦. 性观念: 70后和80后的比较——基于CGSS2005数据的分析[J]. 西北人口, 2012 (2): 89-92.
- [12] 刘汶蓉. 婚前性行为和同居观念的现状及其影响因素: 现代性解释框架的经验验证[J]. 青年研究, 2010 (2): 23-34.
- [13] 张抗私. 劳动力市场性别歧视行为分析[J]. 财经问题研究, 2004 (4): 74-80.
- [14] 吴越民. 性别歧视话语与中西文化差异性[J]. 浙江大学学报(人文社会科学版), 2011 (6): 113-120.
- [15] 田丰. 中国未婚青年性观念开放程度及影响因素——根据网络调查数据分析[J]. 青年研究, 2007 (11): 30-35.
- [16] 刘刚, 吴赤蓬, 王声湧, 刘国宁, 范存欣, 王惠苏. 大学生性行为影响因素的典型相关分析[J]. 疾病控制杂志, 2005 (2): 103-105.

The Influence Mechanism of Gender Discrimination on Sexual Attitude

ZHENG Yong-jun, WANG Su-su

(Central China Normal University, Wuhan 430079, China)

Abstract: Based on the data of CGSS2010 survey, this paper studied the impact of gender discrimination on sexual attitudes using the method of quantitative analysis. Firstly, the results show that: sex, age, education, income, marriage, household registration and other individual factors have a significant impact on sexual attitudes. The higher their educational level is, the higher income they get, the more open their sexual attitude will be, and the older they are, the more conservative their attitude is. Unmarried persons are more open in sexual attitudes than married ones, urban residents more open than rural residents. Men are more open than women in premarital and extramarital affairs, more conservative in homosexual behavior. Second, different types of gender discrimination show complicated effects on sexual attitudes. Severe marital discrimination causes high degree of recognition with premarital sex, serious occupational discrimination leads to higher rate of extramarital sexual behavior. Labor division between men and women brings lower degree of homosexual behavior, yet occupational discrimination increases homosexual behavior.

Key words: gender discrimination; premarital sex; extramarital sex; homosexual sex; sexual attitudes; influence mechanism

(责任编辑 鲁玉玲)