

# 信息金字塔: 信息接触对腐败治理 评价影响的性别差异

陈 旻<sup>1</sup>, 邱新有<sup>2</sup>

(1. 南京大学 政府管理学院 江苏 南京 210046; 2. 江西师范大学 江西 南昌 330022)

**摘要:** 通过对南方 LF 社区的两次调查, 研究发现, 信息接触差异对腐败治理评价的影响呈现“信息金字塔”效应: 一、宫斗剧对腐败治理评价的负面影响强于直接反腐信息, 且不因时间变化而改变; 二、直接反腐信息内部也呈现分层效应, 主流反腐信息影响强于小道消息, 小道消息强于外媒消息, 但影响力会随着时间的推移而降低; 三、相对于直接反腐信息, 宫斗剧对腐败评价的影响呈现较大的性别差异, 且不因时间变化而发生

**关键词:** 信息金字塔; 性别差异; 信息接触; 腐败治理评价

**中图分类号:** G206 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-579(2017)04-0093-08

## Information Pyramid: Gender Differences of Impact of Information Contact on Corruption Administration Evaluation

CHEN Min<sup>1</sup>, QIU Xinyou<sup>2</sup>

(1. School of Government, Nanjing University, Nanjing, Jiangsu 210046; 2. Jiangxi Normal University, Nanchang, Jiangxi 330022, China)

**Abstract:** Based on the two follow-up surveys in LF community in Southern China, this paper finds that the difference of information contact shows “information pyramid” effect on the evaluation of corruption administration, which is shown in the following aspects: first, the negative impact of Palace fighting drama on corruption evaluation is stronger than direct anti-corruption information, and does not change with time-variation; second, direct anti-corruption information also presents a hierarchical effect inside, the main anti-corruption information is stronger than the grapevine, and grapevine is stronger than the foreign media news, but the influence will be reduced over time; third, compared with the direct anti-corruption information, the influence of plays of royal court struggles presents a big gender difference on the evaluation of corruption, and does not change due to the change of time.

**Key words:** information pyramid; gender differences; information contact; corruption administration evaluation

十八届三中全会后, 反腐演化为了一场轰轰烈烈的政治运动, 对中国的政治生态环境产生极大的影响。在此背景下, 接触反腐信息不仅成为中国民众接受信息的重要组成部分, 也为他们的日常政治参与提供了新方式。然而, 反腐参与也存在着差异, 其中社会身份就是影响参与态度和参与形式的重要因素。弗雷泽认为, 不论在中国, 还是在美国, 女性对政治生活只有较小的兴趣和参与度、较少的知识以及

收稿日期: 2017-03-20

作者简介: 陈 旻(1988-), 男, 福建宁德人, 南京大学政府管理学院博士研究生。研究方向为政治传播。

邱新有(1964-), 男, 江西贵溪人, 江西师范大学教授、博士生导师。研究方向为政治传播。

较低的效力。<sup>[1](p67-68)]</sup>我们通常认为,女性不关注政治,也较少受到政治运动的影响。事实是否如此,本文将在研究男女两性对反腐信息接触差异,探究性别在腐败治理评价的影响机制。

## 一、已有的研究与本文的问题

学界普遍认为,性别和信息内容会对受众认知产生重大影响。有关该议题最有代表性的两个理论是“使用与满足理论”与“媒体抑郁症理论”。

1973年,美国社会学家凯茨等人提出的“使用与满足理论”认为,因为人类有着选择和自由意志,个体将做出使用哪个媒介和何时使用媒介的决定。<sup>[2](p509)]</sup>尼尔·波兹曼认为,娱乐化是受众信息追求的终极目标,一切话语都以娱乐化的形式呈现,受众对娱乐的需求是永无止境的,政治也将成为娱乐的附庸。<sup>[3](p109)]</sup>

国外研究表明,媒介使用的性别差异在逐渐缩小,但信息接触上的差异则逐步显现。杰克逊等人认为,男性和女性在媒介接触上已没有明显差异,但在获取信息方面,女性更可能使用互联网进行沟通交流,而男性则倾向于从互联网上浏览信息。<sup>[4]</sup>但是性别对信息的选择有较大的影响,如范·里斯认为女性更倾向于选择娱乐化的信息以获得满足感。<sup>[5]</sup>迈尔斯·莱维也发现,男性更加关注严肃性的政治新闻,女性则不甚积极。<sup>[6]</sup>

而信息接触对国家治理评价产生负面影响的主要理论范式是迈克尔·J·罗宾逊的“媒体抑郁症”(media malaise),他认为电视使用越多,对政府的评价就越低,现代传媒对政府的负面报道和对政治人物的恶意攻击会降低人们的政治信任。<sup>[7]</sup>但也有学者对此持不同看法,诺里斯·皮帕调查发现,没有证据支持媒介抑郁症的论点。<sup>[8]</sup>而在娱乐化信息的影响上,德·苏尼加认为,受众的政治倾向不会受到娱乐内容的影响。<sup>[9]</sup>

通过文献梳理可知,已有研究已认识到男女两性在信息接触上有所差异,以及负面信息对腐败治理评价有所影响。但还存在不足:(1)娱乐化信息的实证研究较少,无法了解直接反腐信息和娱乐信息对腐败治理评价的影响差异;(2)未对反腐信息种类进行细致划分,无法探究何种类型的负面信息对腐败治理评价产生最强的影响;(3)性别影响腐败治理评价的实证研究较少,无法探究性别所导致的腐败治理评价的差异程度;(4)缺少追踪调查,无法了解时间对腐败治理评价的具体影响。

针对上述问题,本文将建构“信息金字塔”的概念,该概念受到美国爱德加·戴尔“学习金字塔”概念的启发,强调信息对传播对象影响的层级和时间效应。首先,将反腐信息分为娱乐化反腐信息和直接反腐信息,研究这两种信息对腐败治理评价的影响程度差异;其次,对直接反腐信息进一步分层,比较权威反腐信息、小道消息、外媒消息的影响层级差异;再次,将性别作为中介变量,探究在反腐信息的接触过程中,男女的腐败治理评价差异;最后,建立追踪机制,探究信息接触对腐败治理评价的中期影响。

## 二、性别与信息接触差异:研究假设

截至2015年12月,中国网民规模达6.88亿,全年共计新增网民3951万人。在性别结构上,截至2015年12月,中国网民男女比例为53.6:46.4,网民性别结构趋向均衡。<sup>①</sup>在信息接触方面,第三期中国妇女社会地位调查的数据显示,92.9%的女性关注“国内外重大事务”。<sup>②</sup>这表明,研究信息接触对腐败治理评价影响的性别差异已成为可能。

米勒发现,民众接触政府负面信息的频率越高,对政府的信任和评价就越低。<sup>[10]</sup>帕弗通过对广播政治谈话节目的研究发现,对政府和政治人物的负面评价程度越深,受众的政治信任水平也更低。<sup>[11]</sup>恩特曼的研究还表明,娱乐节目中充斥着对政府、公共机构和政治人物的负面信息,会导致受众在无意识中降低对政府和政治人物的信任。<sup>[12]</sup>约翰逊研究发现,性别与网络信息的可信度、偏见等因素显著相关,整体而言,女性比男性更相信网络,更容易受到信息的影响。<sup>[13]</sup>也就是说,负面信息会对政治信任产生

① 参见中国互联网络发展状况统计报告(2016年1月)[EB/OL]. <http://cnnic.cn/gywm/xwzx/rdxw/2015/201601/W020160122639198410766.pdf>.

② 参见第三期中国妇女社会地位调查主要数据报告[EB/OL]. [http://www.china.com.cn/zhibo/zhuanli/ch-xinwen/2011-10/21/content\\_23687810.htm](http://www.china.com.cn/zhibo/zhuanli/ch-xinwen/2011-10/21/content_23687810.htm).

负面影响,而女性受到的影响更大,因此,本文提出如下假设:

假设 1: 早期阶段,反腐信息的接触频率与腐败治理评价呈负相关,并且呈现性别差异。

假设 1a: 早期阶段,相同的信息接触强度,四种负面信息对腐败治理评价的负面影响程度是,小道消息 > 外媒消息 > 主流反腐信息(该信息经过国家权威部门或由权威媒体发布,与小道消息相对) > 宫斗剧。

假设 1b: 早期阶段,主流反腐信息的接触频率与腐败治理评价呈负相关,女性受到的负面影响大于男性。

假设 1c: 早期阶段,小道消息的接触频率与腐败治理评价呈负相关,女性受到的负面影响大于男性。

假设 1d: 早期阶段,外媒消息的接触频率与腐败治理评价呈负相关,女性受到的负面影响大于男性。

假设 1e: 早期阶段,宫斗剧的接触频率与腐败治理评价呈负相关,女性受到的负面影响大于男性。

在信息的关注上,阿尔文·托夫勒提出了信息超载的概念,他认为受众的信息需求获得满足后,会自动筛选一些信息,使自己保持愉悦。<sup>[14] (p5-8)</sup> 阎素兰认为,随着时间的推移,信息兴奋性降低、亲合力减弱,受众对信息的吸收和利用也不断下降。<sup>[15]</sup> 而在娱乐化信息的需求上,程芸娟发现,女性受众对文艺信息的接触和兴趣强于男性受众。<sup>[16]</sup> 因此,本文提出如下假设:

假设 2: 中期阶段,反腐信息的接触频率和宫斗剧的接触频率对腐败治理评价的影响呈现出显著的性别路径差异。

假设 2a: 中期阶段,主流反腐信息、小道消息、外媒消息的接触频率对腐败治理评价的影响逐渐降低,性别差异逐渐消失;

假设 2b: 中期阶段,宫斗剧的接触频率对腐败治理评价依然保持较强的负面影响,女性受到的负面影响大于男性。

### 三、概念、数据和变量

本文的数据来自于对南方 N 市 LF 社区的调查。该社区有居民大约 34 000 人,总共 8 453 户,本文采用两阶段的调查研究,于 2014 年 7 月 8 日在该社区中依据门牌进行第一阶段的随机抽样,随机抽取采访对象 500 户,采集到有效数据 458 份。记录相关信息后,2015 年 7 月 15 日,再对第一次采访对象进行跟踪调查,探求反腐信息接触是否会因时间而发生改变,进而对腐败治理评价产生影响,第二次调查回访成功 396 份。

#### (一) 因变量

腐败治理评价是民众对国家反腐决心和效果的认可和信任程度,体现了国家腐败治理的成效。本文的因变量为“民众对国家腐败治理的评价”,测量题为:您给我国目前的反腐工作打几分,在 1-10 当中任选。

#### (二) 自变量

1. 人口变量:肖唐镖的研究表明,年龄、性别、文化程度等因素对政治信任有较为明显的作用。<sup>[17]</sup> 翟学伟则发现,城市、农村居民的政府信任也呈现显著差异。<sup>[18]</sup> 本文综合前人的学术成果,结合当地实际情况,选取性别作为中介变量,教育程度、年龄、户籍、收入、政治面貌作为控制变量。

(1) 性别:性别是本文研究的调节变量。男性与女性在信息接触方面会出现较大差异,本文将其设为虚拟变量(女=1)。

(2) 年龄:一般来说,年龄越大,政治信任的水平就越高。本文将研究年龄与腐败治理评价之间是否存在相关关系。

(3) 教育程度:教育是影响信息接触行为的一个重要变量,在本次调查中,依据学历高低,将调查对象的教育程度从初等到高等划分为 3 个层次(小学及以下=1;初中到高中=2;大专及以上=3)。

(4) 户籍:由于我国城乡二元结构的显著差异,男女信息获得的城乡差异是有目共睹的。对于户籍变量,本文将其设为虚拟变量(非农业户口=1)。

(5) 个人收入水平:根据当地的收入水平,将收入分为三个层次,年收入 5 万以下为低收入,年收入为 5-10 万为中等收入,年收入 10 万以上为高收入。(低=1;中=2;高=3)

(6) 政治面貌:在该社区中,党员作为政治精英,在信息接触方面与普通群众存在较大差异。对于

政治身份变量,本文将其设为虚拟变量(党员=1)。

2. 媒介接触变量: 本文选取主流反腐信息、小道消息、外媒消息作为主自变量,三种变量基本涵盖了主要的反腐信息形式,按照关注程度将其分为四个层次,本文通过这三个变量测量直接反腐信息的接触效果;而宫斗剧则是以娱乐化方式反映政治斗争,本变量测量民众是否会根据宫斗剧创造出的“拟态环境”将反腐视为政治斗争,对反腐的目的性产生怀疑,进而对腐败治理的评价产生影响,本文通过该变量测量间接反腐信息的接触效果。

(1) 主流反腐信息: 该变量测量民众对官方发布的反腐信息的关注程度,本文将其设为四分变量(不关注=1;非常关注=4)。

(2) 小道消息: 该变量测量民众对小道消息的关注程度,本文将其设为四分变量(不关注=1;非常关注=4)。

(3) 外媒消息: 该变量测量民众对外国媒体所报道反腐事件的关注程度,本文将其设为四分变量(不关注=1;非常关注=4)。

(4) 宫斗剧: 随着《甄嬛传》等宫斗剧的热播,民众将电视剧视为了解政治斗争的新途径,该变量测量民众对宫斗剧的关注程度,本文将其设为四分变量(不关注=1;非常关注=4)。

表1 相关变量描述

因变量		第一次调查		第二次调查			第一次调查		第二次调查	
		均值	标准误	均值	标准误		均值	标准误	均值	标准误
		频数	百分比	频数	百分比		频数	百分比	频数	百分比
人口的 自然变量和 社会变量	腐败治理评价	6.35	1.100	7.24	1.015	年龄(人口变量)	40.3	9.02	41.2	9.56
	女	211	46.06	202	51.01	党员	25	5.46%	22	5.56
	非农业户籍	289	63.10	262	66.16					
	教育程度					收入水平				
	小学及以下	232	50.66	197	49.75	低(5万以下)	119	25.98	100	25.25
	初中到高中	190	41.48	176	44.44	中(5-10万)	299	65.28	264	66.67
	大专及以上	36	7.86	23	5.81	高(10万以上)	40	8.73	32	8.08
信息接 触变量	主流反腐信息					外媒消息				
	不关注	15	3.28	41	10.35	不关注	155	33.84	162	40.91
	不怎么关注	65	14.19	89	22.47	不怎么关注	169	36.90	155	39.14
	比较关注	215	46.94	156	39.39	比较关注	78	17.03	54	13.64
	非常关注	163	35.59	110	27.78	非常关注	56	12.23	25	6.31
	小道消息					宫斗剧				
	不关注	35	7.64	45	11.36	不关注	58	12.66	61	15.40
	不怎么关注	79	17.25	99	25.00	不怎么关注	89	19.43	74	18.69
	比较关注	189	41.27	152	38.38	比较关注	152	33.19	143	36.11
	非常关注	155	33.84	100	25.25	非常关注	159	34.72	118	29.80
	有效变量	458		396		有效变量	458		396	

从表1可知,在因变量上,调查对象对腐败治理评价呈现较高的水平,在第一次调查中,腐败治理评价的均值为6.35,在第二次调查中,腐败治理评价的均值为7.24,两次调查的均值都高于5.5,且评价呈现上升趋势。

在人口变量上,调查对象的平均年龄大约为40岁;男、女性别比例大概在50%左右;党员人数较少,略多于5%;在户籍方面,城市户籍人口多于农村户籍人口;教育程度上,教育整体水平较低,高中以下教育程度的人数超过90%;收入方面,中低收入者也超过90%。

而在信息接触变量上,相较于第一次调查,在第二次调查中,比较关注、非常关注腐败信息的群体比例有所下降。其中,对于主流反腐信息,在第一次调查中,保持较高关注程度(比较关注+非常关注)的调查对象所占比例为82.5%,而在第二次调查中,保持关注群体的比例大约为67.2%,下降了15.3%;对于外媒消息,在第一次调查中,保持较高关注群体的比例大约为29.2%,在第二次调查中,保持较高

关注群体所占比例大约为 20% ,下降了 9.2%;对于小道消息 ,在第一次调查中 ,保持较高关注程度的群体大约为 75.1% ,而在第二次调查中 ,关注群体所占比例为 63.6% ,下降了大约 11.5%;对于宫斗剧 ,在第一次调查中 ,保持关注群体所占比例为 67.9% ,第二次调查中 ,保持关注的群体所占比例为 65.9% ,两次调查差别不大 ,也就是说 除了宫斗剧 其他变量的关注程度都随时间的变化而降低。

四、统计与分析

本文分两次对同一社区的访谈对象进行调查 ,探究信息接触对腐败治理评价短期和中期影响的性别差异。对于两次调查结果 ,建立多元线性回归模型 ,以检验各变量的净效应 ,然后分别加入信息接触变量与性别的交互项 ,以检验性别差异在信息接触中所起的作用。

(一) 信息接触对腐败治理评价短期影响的性别差异

数据处理上 ,选择重复参与两次调查的对象进行分析。

表 2 的模型报告了信息接触差异对腐败治理评价短期影响的性别差异。其中 ,模型 1 是非交互模型 ,目的在于估计各解释变量对因变量的净效应;而模型 2 到模型 5 都是交互模型 ,分别估计性别与其他主要解释变量( 主流反腐信息、小道消息、外媒消息、宫斗剧) 的交互效应 ,从而解释信息接触对腐败治理评价短期效应是否存在显著的性别差异。

模型 1 中 ,在人口变量上 ,控制了相关变量之后 ,男性腐败治理评价的均值比女性低于 0.322(  $P < 0.01$  );教育程度上 ,学历每提高一个档次 ,腐败治理评价的均值就下降 0.315(  $P < 0.05$  );政治面貌上 ,党员腐败治理评价的均值比非党员低 0.415(  $P < 0.01$  )。在信息接触变量中 ,控制了其它变量之后 ,主流反腐信息、小道消息、外媒消息、宫斗剧的关注程度每提升一级 ,腐败治理评价的均值就下降 0.202(  $P < 0.01$  )、0.139(  $P < 0.05$  )、0.117(  $P < 0.05$  )、0.280(  $P < 0.001$  )。四种信息对腐败治理评价的负面影响强度是 ,宫斗剧 > 主流反腐信息 > 小道消息 > 外媒消息 ,假设 1a 未被证实。

表 2 估计腐败治理评价的多元线性回归模型

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
性别( 男 = 0 ,女 = 1)	.322(.113) **	.287(.093) **	.331(.093) **	.287(.076) **	.259(.061) ***
年龄	.058(.046)	.042(.045)	.046(.041)	.043(.041)	.044(.042)
户籍( 农业户口 = 0 , 非农业户口 = 1)	-.339(.275)	-.345(.274)	-.367(.246)	-.342(.263)	-.385(.218) †
教育程度( 小学及以下 = 1; 大学以上 = 3)	-.315(.156) *	-.361(.122) **	-.466(.124) **	-.333(.111) **	-.422(.104) ***
政治面貌 ( 非党员 = 0 ,党员 = 1)	-.415(.129) **	-.419(.137) **	-.432(.141) **	-.435(.148) **	-.436(.135) **
个人收入水平 ( 低 = 1;高 = 3)	.301(.198)	.345(.232)	.379(.230)	.333(.230)	.322(.214)
主流反腐信息 ( 不关注 = 1;非常关注 = 4)	-.202(.063) **	-.152(.049) **	-.182(.064) **	-.198(.044) ***	-.137(.043) **
小道消息 ( 不关注 = 1;非常关注 = 4)	-.139(.059) *	-.114(.055) *	-.098(.055) †	-.112(.061) †	-.136(.064) *
外媒消息( 不关注 = 1; 非常关注 = 4)	-.117(.054) *	-.119(.039) **	-.142(.039) **	-.167(.071) *	-.131(.042) **
宫斗剧( 不关注 = 1; 非常关注 = 4)	-.280(.043) ***	-.269(.034) ***	-.278(.039) ***	-.302(.044) ***	-.279(.039) ***
性别* 主流反腐信息		-.159(.069) *			
性别* 小道消息			-.147(.061) *		
性别* 外媒消息				-.158(.074) *	
性别* 宫斗剧					-.172(.057) **
常数	-1.256(1.195)	-1.728(1.855)	-1.554(1.274)	-1.712(1.449)	-1.942(1.743) †
N	396	396	396	396	396
R <sup>2</sup>	0.215	0.218	0.231	0.222	0.248

注: 单元格内为非标准化回归系数( B) ,括号内为标准误( Standard Error) ,† $p < .10$  ,\*  $p < .05$  ,\*\*  $p < .01$  ,\*\*\*  $p < .001$  ,双尾检验。

模型 2 估计了性别与主流反腐信息的交互效应。从模型中可以看出 ,性别变量的主效应为 0.287

( $P < 0.01$ ) ,控制了其它变量之后 ,在不关注主流反腐信息的群体中 ,女性腐败治理评价的均值比男性高 0.287。关注主流反腐信息变量的主效应为  $-0.152$  ( $P < 0.01$ ) ,其它变量保持不变 ,主流反腐信息的关注程度每提升一级 ,男性腐败治理评价均值就下降 0.152 ( $P < 0.01$ ) 。性别与关注主流反腐信息的交互项系数为  $-0.159$  ,且具有统计显著性 ( $P < 0.05$ ) ,说明关注主流反腐信息对腐败治理评价存在性别差异 ,对女性的负面影响更大(比男性的大 0.159 个单位) 。其它因素保持不变 ,关注主流反腐信息的程度提升一级 ,女性的腐败治理评价均值就降低 0.311(对女性的影响为  $-0.152 - 0.159 = -0.311$ ) ,假设 1b 被证实。

模型 3 估计了性别与小道消息的交互效应。性别变量的主效应是 0.331 ( $P < 0.01$ ) ,其它变量保持不变 ,在不关注小道消息的群体中 ,女性腐败治理评价的均值比男性高 0.331。而小道消息变量的主效应为  $-0.098$  ,但没有显著性 ,说明表明控制了其它变量之后 ,男性关注小道消息的程度对腐败治理评价没有显著影响。性别与小道消息的交互项的系数是  $-0.147$  ,而且具有统计显著性 ( $P < 0.05$ ) ,表明相对于男性 ,关注小道消息会对女性的腐败治理评价产生更大的负面影响(比男性大 0.147 个单位) ,也就是说 ,控制了其它变量之后 ,小道消息的关注程度每提升一级 ,女性的腐败治理评价均值就下降 0.245(  $-0.098 - 0.147 = -0.245$ ) ,假设 1c 被证实。

模型 4 估计了教育与外媒消息的交互效应 ,性别变量的主效应为 0.287 ( $P < 0.01$ ) ,其它变量保持不变 ,在不关注外媒消息的群体中 ,男性腐败治理评价的均值比女性低 0.287。而外媒消息变量的主效应是  $-0.167$  ( $P < 0.01$ ) ,其它变量保持不变 ,男性对外媒消息的关注程度每提升一级 ,腐败治理评价的均值就降低 0.167。教育程度与外媒消息变量的交互项系数为  $-0.158$  ,并且具有统计显著性 ( $P < 0.05$ ) ,表明关注外媒消息对腐败治理评价的影响存在性别差异 ,对女性的负面影响更大(比男性的大 0.158 个单位) ,其它因素保持不变 ,外媒消息的关注程度每提升一级 ,女性腐败治理评价的均值就降低 0.325(  $-0.167 - 0.158 = -0.325$ ) 。假设 1d 被证实。

模型 5 估计了性别与宫斗剧的交互效应 ,性别变量的主效应为 0.259 ( $P < 0.001$ ) ,其它变量保持不变 ,在不关注宫斗剧的群体中 ,女性腐败治理评价的均值比男性高 0.259。宫斗剧变量的主效应是  $-0.279$  ( $P < 0.001$ ) ,其它变量保持不变 ,宫斗剧的关注程度每提升一级 ,男性腐败治理评价的均值就降低 0.279。性别与宫斗剧的交互项系数为  $-0.172$  ,而且统计显著性 ( $P < 0.01$ ) ,表明关注宫斗剧对腐败治理评价的影响存在性别差异 ,对女性的负面影响更大(比男性大 0.172 个单位) 。也就是说 ,其它因素保持不变 ,对宫斗剧的关注程度每提升一级 ,女性腐败治理评价的均值就降低 0.451(  $-0.279 - 0.172 = -0.451$ ) ,假设 1e 被证实。

## (二) 信息接触对腐败治理评价中期影响的性别差异

表 3 为一年后回访调查数据的分析结果 ,评价了信息接触对腐败治理评价中期影响的性别差异。

在模型 1 中 ,与第一次调查相比 ,收入和年龄对腐败治理评价有了显著性影响 ,其它变量保持不变 ,收入水平每提高一个层次 ,腐败治理评价的均值就提高 0.317 ( $P < 0.01$ ) ;年龄变量的主效应为 0.062 ( $P < 0.001$ ) ,也就是说 ,年龄每提高 10 岁 ,腐败治理评价的均值就提高 0.62。在信息接触层面 ,与第一次调查相比 ,在控制了其它变量之后 ,除了宫斗剧 ,主流反腐信息、小道消息、外媒消息对腐败治理评价影响的净效应和显著性随着时间的推移 ,在不断下降。

表 3 估计腐败治理评价的多元线性回归模型

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
性别(男 = 0 ,女 = 1)	.410(.101) ***	.434(.142) **	.428(.136) **	.418(.132) **	.419(.137) **
年龄	.062(.011) ***	.031(.010) **	.030(.014) *	.050(.017) **	.026(.009) **
户籍(农业户口 = 0 ,非农业户口 = 1)	-.301(.222)	-.302(.240)	-.242(.196)	-.347(.208)	-.282(.230)
教育程度(小学及以下 = 1; 大学以上 = 3)	-.327(.113) **	-.367(.123) **	-.357(.125) **	-.328(.107) **	-.376(.117) **
政治面貌(非党员 = 0 ,党员 = 1)	-.334(.115) **	-.334(.109) **	-.328(.108) **	-.354(.113) **	-.305(.102) **

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
个人收入水平( 低 = 1; 高 = 3)	. 317( . 132) **	. 316( . 135) *	. 261( . 128) *	. 253( . 122) *	. 216( . 107) *
主流反腐信息( 不关注 = 1; 非常关注 = 4)	-. 113( . 057) *	-. 111( . 053) *	-. 156( . 065) *	-. 143( . 071) *	. 163( . 082) *
小道消息( 不关注 = 1; 非常关注 = 4)	-. 147( . 082) †	-. 142( . 077) †	-. 181( . 085) *	-. 154( . 114)	-. 174( . 098) †
外媒消息( 不关注 = 1; 非常关注 = 4)	-. 138( . 093)	-. 118( . 074)	-. 101( . 071)	-. 119( . 073)	-. 114( . 087)
宫斗剧( 不关注 = 1; 非常关注 = 4)	-. 201( . 067) **	-. 202( . 092) *	-. 235( . 095) *	-. 280( . 112) *	-. 244( . 081) **
性别* 主流反腐信息		-. 105( . 111)			
性别* 小道消息			-. 152( . 084) †		
性别* 外媒评论				-. 194( . 128)	
性别* 宫斗剧					-. 199( . 047) ***
常数	-4. 058( 1. 862) *	-3. 009( 1. 423) *	-3. 656( 1. 531) *	-3. 959( 1. 682) *	-3. 227( 1. 515) *
N	396	396	396	396	396
R <sup>2</sup>	0. 197	0. 194	0. 199	0. 195	0. 201

注: 单元格内为非标准化回归系数( B) ,括号内为标准误( Standard Error) ,†p < . 10. \* p < . 05. \*\* p < . 01. \*\*\* p < . 001 ,双尾检验。

在模型 2、模型 4 中 ,两个变量的交互项系数没有显著性 ,表明关注主流反腐信息和外媒消息对腐败治理评价的影响已无性别差异。模型 3 估计了性别与小道消息变量的交互效应。从模型中可以看出 ,两个变量的交互项系数很低( P < 0. 1) ,表明关注小道消息对腐败治理评价的影响只存在很小的性别差异。也就是说 随着时间的推移 ,这三种的信息接触频率对腐败治理评价影响的性别差异在逐渐消失。假设 2a 被证实。

模型 5 估计了性别与宫斗剧的交互效应 ,性别变量的系数为 0. 419( P < 0. 01) ,其它变量保持不变 ,在不关注宫斗剧的群体中 ,女性腐败治理评价的均值比男性高 0. 419。宫斗剧变量的主效应是 -0. 244 ( P < 0. 01) ,其它变量保持不变 ,宫斗剧的关注程度每提升一级 ,男性腐败治理评价的均值就下降 0. 244。性别与宫斗剧的交互项系数为 -0. 199 ,且呈现统计显著性( P < 0. 001) ,表明关注宫斗剧对腐败治理评价的影响存在性别差异的 ,对女性的负面影响大于男性( 比男性的大 0. 199 个单位) 。也就是说 ,在其它因素保持不变的前提下 ,宫斗剧的关注程度每提升一级 ,女性腐败治理评价的均值就降低 0. 443( -0. 244 - 0. 199 = 0. 443) 。假设 2b 被证实。

五、讨论与总结

本文研究证明 ,信息接触差异会对反腐治理评价产生显著的影响 ,即呈现“信息金字塔效应” ,该概念强调不同信息、不同的对象、不同的时间对宣传对象影响效果的层级效应 ,即如同金字塔一般 ,既有共性 ,又层层区隔。

从信息差异的角度来说 ,如同假设 1a 中所叙 ,不同类型的信息会对宣传对象产生差异化影响 ,如同金字塔一般 ,呈现显著层级差异 ,直接反腐信息和娱乐化反腐信息对腐败治理评价的影响就泾渭分明。同时 ,在直接反腐信息内部亦呈现金字塔效应 ,不同属性的同类信息亦会对宣传对象产生不同的影响 ,主流反腐信息、小道消息、外媒评论对腐败治理评价的影响也呈现显著差异。

从宣传对象的角度来说 ,如同假设 1b - 1e 所叙 ,男性、女性接触的即使是同一类信息 ,对腐败治理评价的影响也呈现显著差异 ,女性更容易受到影响 ,男女对信息的抵抗力呈现显著差异 ,亦如同金字塔一样 ,呈现显著的性别层级差异。

从时间角度来说 ,不同信息对宣传对象的影响会随着时间的流逝而发生变化 ,如同假设 2a 和假设 2b 所叙述的那样 ,直接反腐信息对腐败评价的影响不断降低 ,而娱乐化反腐信息对腐败治理评价的负面影响依然如故 ,传播效果衰变亦根据信息的差异 ,呈现层级效应; 而人类的某些固有属性对传播效果

的影响能够保持恒久,女性受到的影响比男性更大,并不会因时间而改变,影响程度亦保持层级差异。

而在现实的应用中,该理论可以为国家的信息引导提供某种支撑,即为了实现有效引导,必须着重于受众的信息需求。根据该理论和调查的结果,本文发现,在信息影响偏向正确的基础上,信息传播对受众会产生或大或小的影响,因此,在前期,对于某个事件的引导应该采取全方位、立体式的信息覆盖,保障每个人都能接收到信息,实现最大的传播效果;而在中后期,传播效果的衰变效应逐渐显现,漫天撒网式的信息传播效果往往并不尽如人意,为了保持传播效果,应该对信息进行有效分类,根据受众的需求精确投放信息,而娱乐化信息是受众恒久的需求,可以对信息进行娱乐化的包装,在潜移默化中达到观念的引导,此外,传播对象特有的某些属性对传播效果的影响并不会呈现衰变效应,在信息投放时,也应该根据宣传对象的差异,拟定合宜的宣传策略。

因此,“对媒介、传播和权力之间关系的批判研究必须超越精英——大众、媒介——观众的范式”,<sup>[19]</sup>采取适应社会时代发展的编码形势,多从受众角度出发,降低民众对相关信息的抗拒心理,真正达到信息引导的目的。

#### 参考文献:

- [1] Frazer E, Macdonald K. Sex Differences in Political Knowledge in Britain[J]. *Political Studies* 2003 (1).
- [2] Elihu Katz, Jay G. Blumler and Michael Gurevitch. Uses and Gratifications Research[J]. *Public Opinion Quarterly*, 1973, (4).
- [3] (美) 尼尔·波兹曼. 娱乐至死[M]. 章 艳译, 广西桂林: 广西师范大学出版社, 2004.
- [4] Jackson L. A., Ervin K. S., Gardner P. D. & Schmitt N. Gender and the Internet: Women Communicating and Men Searching[J]. *Sex Roles* 2001 (5).
- [5] Wei R. & Lo V. H. Staying Connected While on the Move: Cell Phone Use and Social Connectedness[J]. *New Media & Society* 2006 (11).
- [6] Meyers - Levy J. Gender Differences in Information Processing: A Selectivity Interpretation[D]. Northwestern University, 1986.
- [7] Robinson M. J. Public Affairs Television and the Growth of Political Malaise: the Case of “the Selling of the Pentagon” [J]. *American Political Science Review* 1976 (2).
- [8] Norris, P. A Virtuous Circle: Political Communications in Postindustrial Societies [J]. *Journalism & Mass Communication Quarterly* 2001 (3).
- [9] Homero Gil de Zúñiga, Lauren Copeland L., Bimber Bruce. Political Consumerism: Civic Engagement and the Social Media Connection[J]. *New Media & Society* 2014 (3).
- [10] Miller A. H., Goldenberg E. N., Erbring L. Type - set Politics: Impact of Newspapers on Public Confidence [J]. *American Political Science Association* 1979 (1).
- [11] Lambeth, Edmund B. With Malice Toward All? the Media and Public Confidence in Democratic Institutions [J]. *Journalism & Mass Communication Quarterly* 2000 (4).
- [12] Entman R. M., Patterson T. E. Out of Order [J]. *Journal of American History* 1994 (4).
- [13] Johnson T. J. & Kaye B. K. Cruising Is Believing: Comparing Internet and Traditional Sources on Media Credibility Measures [J]. *Journalism & Mass Communication Quarterly* 1998 (2).
- [14] A. Toffler. *Future Shock* [M]. New York: Bantam Books, 1971.
- [15] 阎素兰, 傅湘玲. 试论网络环境下的信息疲劳 [J]. *情报科学* 1999 (5).
- [16] 程芸娟. 媒介接触与使用中的性别差异 [D]. 武汉: 华中科技大学, 2006.
- [17] 肖唐镖, 王 欣. “民心”何以得或失——影响农民政治信任的因素分析: 五省(市) 60 村调查(1999~2008) [J]. *中国农村观察* 2011 (6).
- [18] 高学德, 翟学伟. 政府信任的城乡比较 [J]. *社会学研究* 2013 (2).
- [19] Davis A. *The Mediation of Power: A Critical Introduction* [M]. New York: Routledge, 2007.

(责任编辑: 刘伏玲)