青少年与社会发展 第40卷(总第217期)

# 媒介权力视角下同居观念的代际差异

# ■ 贾舞阳 李路路

(中国人民大学:社会与人口学院;社会学理论与方法研究中心,北京 100872)

【摘要】本文在媒介权力理论框架下,探讨互联网使用在同居观念代际差异中发挥的作用。研究发现,新生代青年群体的同居观念开放程度明显高于传统世代,互联网的使用方式和频率是导致这种差异的重要中介机制。相比于传统世代,新生代更倾向于以互联网为获取信息的主要媒介,互联网带来的多元化信息使其对婚前同居持更加包容的态度,互联网使用方式的影响要强于使用频率的影响。

【关键词】互联网 同居观念 新生代 传统世代

# 一、问题提出

20世纪下半叶以来,西方国家相继进入了第二次人口转型,关于性别角色、婚姻家庭的非传统行为逐渐被社会接受,具体表现为初婚年龄推迟、同居和非婚生育增多等[1]。与此类似,近年来我国也出现了第二次人口转型的一些特征,民政部的调查显示,2019年中国的结婚率为6.6‰,降至自2013年以来的最低水平[2],与此相伴的是同居率的上升[3]。

同居现象的普及引起了学界的关注,学者们从不同视角出发对这一问题进行了探讨,包括从社会结构变迁的视角探讨我国同居现象普及的原因<sup>[4]</sup>,从同居与婚姻的关系出发探讨婚前同居对初婚风险<sup>[5]</sup>和婚姻质量<sup>[6]</sup>的影响,以及从个体角度出发研究个体婚前同居的心理状况及同居实践<sup>[7]</sup>。社会上任何新的行为模式的流行都与和该行为有关的积极态度的扩散有关,因此除了对同居现象这一社会事实的关注外,对同居观念的探讨也十分必要。

目前学界对同居观念的代际差异做出了基本判断,即出生于改革开放后的青年群体同居观念更加开放<sup>[8]</sup>,但是却没有解释为何青年群体的同居观念会更加开放以及大众媒介特别是新媒体在其中起到了什么作用。特别在当今社会,互联网的高速发展已经对个体的日常生活产生了广泛深刻的影响。因此,本文将互联网使用纳入研究视野,在媒介权力的理论框架下分析互联网的使用情况对代际间同居观念差异产生的影响机制,以期丰富对同居观念代际差异的解释维度,也为理解我国新时期婚姻家庭结构的变化提供经验参考。

收稿日期:2021-09-10

作者简介: 贾舞阳, 中国人民大学社会与人口学院博士研究生, 主要研究组织社会学; 李路路, 中国人民大学社会学理论与方法研究中心, 教授, 博士生导师, 主要研究社会分层与流动。

# 二、文献综述与理论框架

### (一)同居观念的变迁及影响因素

社会对同居现象的接纳并非是一蹴而就的,而是经历了以下几个阶段。起初,同居作为一种离经叛道的行为并不为主流社会所接纳。后来,随着同居现象逐渐扩散,它作为一种婚前的试婚形式而被更多的人接受,并逐渐演变为婚姻的另一种选择。最终,同居变得和婚姻同等重要而没有实质区别<sup>[9]</sup>。在西方,随着生活水平的提高和基本需求的满足,个体更多地关注诸如个人成就、自我实现等高层次需求,从而提高了个体对伴侣关系质量的期望,人们更愿意将同居作为一段试验期,希望借此提高"最佳匹配"的可能性<sup>[10]</sup>。同时,对更高消费水平的追求推迟了年轻人步人婚姻、组建家庭的时间。高昂的生育成本、女性放弃工作的代价以及育儿花销的提升则使更多个体对传统的婚姻家庭模式望而却步,转而更加青睐同居<sup>[11]</sup>。

我国在改革开放后经历了一场"性革命"[12]。这场变革带来了禁欲主义在中国文化中的隐退,社会对婚前性行为的态度日趋宽容,个体的性观念也愈加开放[13]。性观念的开放为大众同居观念的转变打下了基础,而教育起到了重要作用。当青年群体受教育水平越高,对同居行为的接受程度也越高<sup>[14]</sup>。刘汶蓉指出,现代性、后物质主义、个体主义价值观念的增长以及社会文化和国家制度的变迁都对同居观念的开放产生正向效应<sup>[15]</sup>。於嘉和谢宇用发展范式来理解我国同居观念的变迁,认为当我国民众了解到同居现象在发达国家越来越普遍时,便会将其视为一种现代的家庭形式加以认可,并在观念上逐渐接受<sup>[16]</sup>。改革开放大潮带来了与传统伦理规范相左的新观念,新生代群体对这些现象(婚前同居、同性恋等)往往更加宽容<sup>[17]</sup>。

以往研究对于同居现象的增长和同居观念的开放做出了有益探索,并且注意到了同居观念在我国显现的群体差异。但是没有解释这种差异产生的机制[18]。当今社会,新媒体的使用使中国社会价值观发生了从传统到现代的转变,并且催化了价值观的多元化变革[19]。因此,传播媒介特别是互联网这种新媒体的使用对同居观念的影响值得我们探讨。

#### (二)研究框架

本文试图拓展现有的分析视角,在媒介权力的理论框架下,探讨互联网使用在同居观念代际差异中发挥的作用。曼纽尔·卡斯特提出"媒介即权力",他认为传播媒介可以塑造公众认知、建构客观世界和社会现实、改变人们对外界的看法<sup>[20]</sup>。由此,媒介权力可以理解为大众传媒对个人和社会所产生的影响力。这种权力并非是一种需要通过强制的暴力手段来推行的权力,而是一种可以凭借非强制方式,在行动者毫无察觉的情况下实现的"温和的暴力"<sup>[21]</sup>。因此,媒介权力往往通过"符号暴力"和"温和暴力"建构社会现实,以一种隐晦的方式发生作用,对个体的行动和情感产生潜移默化的影响<sup>[22]</sup>。互联网改变了传统媒介需经过"把关人"筛选才能发布信息的传播模式,给传统媒介中的"把关人"角色带来了挑战。这一转变稀释了传统媒介垄断符号资源的优势,并不断瓦解着媒介权威的中心化地位<sup>[23]</sup>。互联网为性的公开讨论、性的社会情感的形成提供了平台,让个体看到那些"与我们不同的性存在"<sup>[24]</sup>。

综上,提出如下框架:出生年代的差异会带来互联网使用情况的差异,年轻世代作为互联网的"原住民",经常接触互联网,更容易接受互联网在潜移默化之中为其构建的社会现实,会在互联网的温和规训下对日常生活中不甚常见的同居现象习以为常,从而对同居也会持较为宽容的态度;同样,当个体以互联网为获取信息的主要渠道时,更易了解到还未被主流价值观广泛接受的婚姻家庭形式,也更容易突破传统观念的束缚,接受同居这种相处方式。两种因素结合,便意味着那些不经常接触互联网或以其他传统媒介为信息主要来源的群体同居观念更加保守。

# 三、数据、变量与方法

#### (一)数据介绍

本文的数据来自"中国综合社会调查(CGSS)"2005年和2015年两期的调查。由于最新发布的CGSS2017年数据没有中国居民对同居行为看法的调查,所以本研究选取了2015年的数据进行分析。考虑到1950年以前出生的群体在互联网使用和用互联网获取信息的频率都不高,本文的研究对象为1950年及以后出生的群体。删除有缺失值和极值的样本后,最终得到两次调查合计的样本共13643个,其中2005年样本6567个,2015年样本7076个。

#### (二)主要来源

因变量同居观念用问卷中"未婚同居是个人行为,他人不应该指责"这一问题进行测量,选项从1到5分别代表了从"完全同意"到"完全不同意",将"完全不同意"和"不太同意"设置为0,表示受访者反对未婚同居,其他设置为1,表示受访者不反对同居,也表示其同居观念更开放。

世代是核心自变量,采用两种划分方式:以十年为单位来划分不同世代,分别为"90后""80后""70后""60后"和"50后",其中2005年数据未涉及"90后"样本,该群体样本仅出现在2015年的数据中;通过重要历史事件对不同世代进行划分,目前被学界广泛认同的是对新生代和非新生代的划分,这种区分以1980年为分割点,将出生在改革开放之后、成长于社会转型时期的群体称为新生代[25],与之相对的是传统世代。同时,学者根据群体对新媒体采纳、使用和知识方面的差距,将其分为E世代(包括"80后""90后""00后")和传统世代(包括"70后""60后"和"50后")<sup>[26]</sup>。因而,本文以1980年为界将研究对象划分为新生代和传统世代,以此来反映社会变迁因素在代际价值观差异中的作用,并呼应互联网在我国的发展趋势。

互联网的使用情况是中介变量,通过两个问题来测量:一是"过去一年,您对以下媒体(互联网包括手机上网)的使用情况是",将"经常"和"非常频繁"设定为1,其他设定为0;二是"在以上媒体中,哪个是您最主要的信息来源",包括"报纸""杂志""广播""电视""互联网(手机上网)""手机定制消息"6个选项,把以"互联网(手机上网)"为主要信息来源设置为1,其他设置为0(此问题仅出现在2015年的数据中)。

主要的控制变量如下:地区,类别变量,划分为东部、中部和西部,以东部地区为参照;居住类型,包括城市居住和农村居住,城市居住=1;社区环境,以"您和邻居、街坊或同村其他居民互相之间的熟悉程度"来测量,将回答"非常熟悉"和"比较熟悉"的被访者归为"熟人社区",其他归为"非熟人社区",熟人社区=1。个体层面的变量包括性别(男性=1)、婚姻状况(将处于婚姻关系中的群体定义为在婚群体,在婚=1)、政治面貌(党员=1)、个人年总收入(对数)、本人教育水平(年)、本人职业类型(包括管理和专业技术人员、普通劳动者、全职务农人员和无业人员,以管理和专业技术人员为参照)、父亲受教育水平(年)、母亲受教育水平(年)。在混合数据中还控制了时期,以2005年为参照。对上述变量的描述统计如表1所示。

		77	<u>~</u> ≖⊓,,,щ~	_3011			
变量	混合数据	混合数据(N=13643)		2005年(N=6567)		2015年(N=7076)	
	均值/比例	标准差/样本量	均值/比例	标准差/样本量	均值/比例	标准差/样本量	
地区							
东部	42.76%	5834	46.35%	3044	39.43%	2790	
中部	35.90%	4898	31.20%	2049	40.26%	2849	

表 1 主要变量的描述统计

变量	混合数据	居(N=13643)	2005年(N=6567) 2015年(N=70			(N=7076)
	均值/比例	标准差/样本量	均值/比例	标准差/样本量	均值/比例	标准差/样本量
西部	21.34%	2911	22.45%	1471	20.31%	1437
城市居住	60.24%	8219	61.14%	4015	59.41%	40.59
熟人社区	86.46%	11796	88.55%	5815	84.53%	5981
男性	48.01%	6550	48.44%	3181	47.61%	3369
在婚	82.27%	11224	84.25%	5533	80.43%	5691
党员	9.10%	1241	8.95%	588	9.23%	653
本人受教育年限	8.60	4.19	7.74	3.91	9.41	4.28
本人年收入(对数)	8.36	3.02	8.38	6567	8.34	7076
职业类型						
管理与技术人员	8.74%	1192	7.49%	492	9.89%	700
普通工作人员	40.58%	5537	45.53%	2990	35.99%	2547
务农	35.83%	3524	30.68%	2015	21.33%	1509
无业	24.85%	3390	16.29%	1070	32.79%	2320
父亲受教育年限	5.40	4.59	5.78	4.55	5.06	4.60
母亲受教育年限	3.68	4.31	3.78	4.32	3.58	4.30
代际						
"90后"	5.58%	761	/	/	10.75%	761
"80后"	15.72%	2144	13.70%	900	17.58%	1244
"70后"	24.71%	3371	27.65%	1816	21.98%	1555
"60后"	29.67%	4048	33.49%	2199	26.13%	1849
"50后"	24.33%	3319	25.16%	1652	23.56%	1667
经常使用互联网	27.94%	3812	14.69%	965	40.23%	2847
互联网为主要信息来源	/	/	/	/	33.66%	2381

## (三)研究方法

根据因变量的类型,本文采用logistic模型对数据进行分析,并以两种方式来验证互联网使用对同居观念的中介机制。方法一:基于logistic模型,在自变量对因变量和中介变量都有显著效应的前提下,跨模型比较自变量的系数在加入中介变量后的变化,若在加入中介变量后,自变量的系数不再显著或虽然显著但绝对值有所下降,则说明存在中介效应。为避免"混杂效应"和"标尺改变效应"的影响,本文通过"y\*标准化"的方法来比较同一样本内不同模型之间的系数<sup>[27]</sup>。方法二:为了更加直观地了解互联网使用在多大程度上解释了代际间同居观念的差异,采用KHB方法对互联网使用情况的中介作用进行效应分解<sup>[28]</sup>。

# 四、数据分析结果

## (一)同居观念的代际差异

表2呈现了2005年和2015年同居观念的代际差异。由于2005年的调查没有收集"90后" 样本,为了方便比较,本文统一选取了两期调查都具有的"80后""70后""60后""50后"4个世代的样本进入模型,并以"80后"为参照项对各世代同居观念的差异进行考察。结果显示,在控 制了其他变量后,2005年"70后"与"80后"的同居观念没有显著差别,此发现与以往的研究相符合<sup>[29]</sup>;但是这一情况在2015年发生了改变,模型2显示,其他条件不变的情况下,"70后"对婚前同居持包容态度的发生比比"80后"低约35%(1-e<sup>-0.430</sup>),说明历经十年之后,"70后"的同居观念与"80后"相比从没有差别到变得更加保守,也说明随着时间的推移,代际间的同居观念差异在不断拉大。在混合数据中,"70后"的同居观念包容程度显著低于"80后"群体,说明两代群体的同居观念存在显著差异。模型3还显示,在控制了其他变量后,时期系数虽然为正但却不显著,说明整体来看,从"50后"到"80后"的4个世代群体,其同居观念在这十年中没有明显变化,这一发现与以往研究对青年同居观念十年变化的判定相一致<sup>[30]</sup>。

表2 不同时期同居观念的代际差异(logistic模型)

	模型1:2005年		模型2:2015年		模型3:混合样本		
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	
地区(参照:东部)							
中部	- 0.207**	0.061	- 0.204**	0.062	- 0.200***	0.043	
西部	- 0.294***	0.068	- 0.491***	0.077	- 0.381***	0.050	
城市居住	0.410***	0.089	0.353***	0.067	0.377***	0.053	
熟人社区	- 0.263**	0.087	- 0.135	0.081	- 0.197***	0.059	
男性	0.273***	0.054	0.269***	0.056	0.270***	0.039	
在婚	- 0.136	0.094	- 0.188*	0.082	- 0.132*	0.059	
党员	- 0.293**	0.096	- 0.145	0.096	- 0.222**	0.068	
教育程度	0.016	0.009	0.016	0.009	0.017**	0.012	
年收入(对数)	0.054***	0.016	- 0.0008	0.009	0.010	0.008	
父亲教育程度	0.019*	0.008	0.003	0.008	0.012*	0.006	
母亲教育程度	0.012	0.008	0.015	0.009	0.014*	0.006	
职业(参照:管理与技	(术人员)						
普通工作者	0.246*	0.108	- 0.019	0.101	0.115	0.073	
务农	0.053	0.137	- 0.090	0.122	- 0.064	0.090	
无业	0.075	0.128	- 0.128	0.113	- 0.052	0.083	
代际(参照:"80后")							
"70后"	- 0.097	0.105	- 0.430***	0.084	- 0.257***	0.063	
"60后"	- 0.429***	0.108	- 0.575***	0.085	- 0.498***	0.063	
"50后"	- 0.563***	0.113	- 0.798***	0.095	- 0.662***	0.068	
2015年					0.079	0.040	
截点	- 0.298	0.234	0.536**	0.201	0.263	0.148	
Log Likelihood	- 4285	5.87	- 4148	- 4148.12		- 8453.02	
pseudo R <sup>2</sup>	0.05	6	0.05	0.052		0.052	
样本量	656	7	631:	5	12882		

注: \*p < 0.05, \*\*p < 0.01, \*\*\*p < 0.001。

#### (二)互联网使用情况的代际差异

表3中模型1和模型2显示,在其他条件不变的情况下,相较于"80后"群体,年长世代频繁使用互联网的发生比都更低,并且这种差距呈现不断扩大的趋势。以"70后"与"80后"的差距为例,在2005年,该群体频繁使用互联网的发生比比"80后"群体低约55%(1-e<sup>-0.799</sup>),而到了2015年,这一差距增加至68%(1-e<sup>-1.154</sup>)。这一结果说明,不同代际之间互联网使用上一直存在"数字鸿沟"[31],并且有不断加深的趋势。年轻世代在成长过程中便接触到互联网,与互联网有着天然的亲和性,其价值观念更容易受到互联网的影响,也更容易在潜移默化当中认可互联

网为其构建的生活世界。同时,模型3显示,互联网的使用频率的差异存在时期效应。

使用频率 使用方式 模型1:2005年 模型2:2015年 模型3:混合样本 模型4:2015年 Coef. S.E. Coef. Coef. Coef. 代际(参照:"80后") "70后" - 0.799\*\*\* 0.082 0.149 - 1.154\*\*\* 0.106 - 1.120\*\*\* - 1.033\*\*\* 0.099 "60后" - 1.237\*\*\* 0.165 - 1.896\*\*\* 0.110 - 1.749\*\*\* 0.088 - 1.909\*\*\* 0.108 "50后" - 1.460\*\*\* 0.183 - 2.503\*\*\* 0.137 - 2.250\*\*\* 0.105 - 2.639\*\*\* 0.146 1.500\*\*\* 2015年 0.065 控制变量 已控制 已控制 已控制 已控制 - 4.950\*\*\* - 2.191\*\*\* - 3.750\*\*\* - 2.339\*\*\* 0.304 截点 0.403 0.305 0.221 - 1689.41 - 2326.72 - 4069.14 - 2265.21 Log Likelihood

0.428

6315

0.431

12882

0.392

6315

表3 互联网使用情况的代际差异(logistic模型)

pseudo R<sup>2</sup>

样本量

#### (三)互联网使用情况的中介机制检验

0.384

6567

本文首先采用第一种方法对互联网使用对同居观念的中介效应进行检验。我们将"80后"和"90后"合并为"新生代",其他代际合并为"传统世代",将该变量作为一个虚拟变量纳入模型。表4中,模型1是加入了所有控制变量的基准模型,在其他条件不变的情况下,相较于传统世代,新生代没有对他人未婚同居行为持明确反对态度的发生比增加约79%(e<sup>0.583</sup> - 1)。模型2和模型3在模型1的基础上分别加入了互联网使用频率变量和获取信息主要来源,模型显示,在控制了其他变量后,互联网媒介对同居观念的开放程度有显著效应,经常使用互联网的群体比不经常接触互联网的群体对婚前同居行为持包容态度的发生比上升约66%(e<sup>0.504</sup> - 1),以互联网为主要信息来源的群体比不主要依靠互联网获取信息的群体对婚前同居持包容态度的发生比上升约67%(e<sup>0.511</sup> - 1)。并且,互联网变量的加入使得代际对同居观念的影响也发生了变化,不同世代间同居观念的差异依旧明显,但是通过"y\*标准化"的方法重新计算了各自变量的系数后发现,核心自变量的系数由原来的0.304分别下降至0.224和0.220,模型4在同时加入两个变量后,代际的系数进一步下降至0.201,说明不同代际对同居观念的影响部分是以互联网使用频率和互联网使用方式为中介机制实现的。

	模型1		模型:	2	模型:	3	模型4	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
新生代	0.583***	0.007	0.430***	0.072	0.424***	0.072	0.387***	0.074
经常使用互联网			0.504***	0.069			0.316***	0.086
互联网为主要信息来源					0.511***	0.070	0.323***	0.087
控制变量	已控制		已控制		已控制		已控制	
截点	0.077	0.182	- 0.004	0.183	- 0.016	0.183	- 0.033	0.183
pseudo R²	0.061		0.066		0.066		0.068	
样本量	7076		7076		7076		7076	

注:\*p<0.05, \*\*p<0.01, \*\*\*p<0.001。

注: \*p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001。

本文使用KHB方法对中介变量的效应进行了分解(见表5)。2015年的数据显示,在分别纳人互联网使用频率和使用方式两个变量后,代际对同居观念的直接效应皆有明显下降,互联网使用频率对总效应的单独贡献率达到了26.37%,互联网使用方式的贡献率则达到了27.75%。而当同时纳入两个中介变量后,两个变量总共解释了总效应的34.05%,其中使用频率解释了16.47%,使用方式解释了17.58%,使用方式的贡献要大于使用频率。同理可得对2005年数据和混合数据的推论。据此得出结论:互联网的使用情况是导致代际间同居观念差异的重要中介机制,由于新生代互联网使用频率更加频繁且倾向于以互联网为获取信息的主要媒介,所以价值观受互联网的影响更大,对新的社会现象接纳程度更高,因此相比于传统世代,新生代对待婚前同居的态度更加开放和包容。

			75. 31 31- 35.5	. 1 71770-113		
		总效应	直接效应	间接效应	单独贡献率	共同献率
	<b>从田标</b> 泰	0.584***	0.430***	0.154***	26.276	16.47%
	使用频率	(0.069)	(0.072)	(0.022)	26.37%	
2015 年	は田二よ	0.587***	0.424***	0.163***	27.750	17.58%
2015年	使用方式	(0.069)	(0.073)	(0.023)	27.75%	
	보 1년 ml	0.586***	0.387***	0.199***		24.05~
	总模型	(0.070)	(0.073)	(0.026)		34.05%
2005年	<b>从田</b> 版表	0.299**	0.232*	0.067***	22, 426	
	使用频率	(0.101)	(0.101)	(0.014)	22.42%	
混合样本	<b>从田标</b> 泰	0.463***	0.320***	0.142***	20.04%	
	使用频率	(0.055)	(0.057)	(0.016)	30.84%	

表5 互联网使用情况对同居观念中介效应的KHB检验

## 五、结论与讨论

首先,年长世代比年轻世代的同居观念更加保守,且两者间的差距在不断扩大。在2005年,"70后""80后"的同居观念尚不存在显著差异,但是到了2015年,"80后"的同居观念比"70后"更加开放。这是因为互联网对两代人同居观念影响的差异在不断扩大,这种差异所带来的累积效应使两代人同居观念的区别从不显著变得显著。在2005至2015十年间,居民的同居观念并没有发生显著改变。这是因为虽然新生代的同居观念随着时间的推移变得更加开放,但是该群体所占比重依旧较低,尚不能撬动其他代际群体价值观的明显变化。其次,新生代与传统世代同居观念上的差异部分是以互联网使用情况为中介机制实现的,互联网作为一个多样化普及性知识、性话语及性现象的空间,为同居观念的表达与交流、同居现象的展示与呈现提供了渠道,对互联网频繁而深入地接触使新生代更可能从网络中获取有关婚姻家庭形式的多样化信息,也会在潜移默化中接受互联网所建构起的观念体系,从而对于未婚同居往往会比传统世代持更加开放的态度。

在成长和社会化的关键期,新生代经历了多元价值观念的扩散和社会舆论对传统性观念的松绑,而互联网这种新媒体形式的普及则使得这些价值观能够迅速传播,也使经常接触互联网的新生代接受了有关婚姻家庭新形式的洗礼,相比于传统世代有更加开放和多元的同居观念。随着代际的更替,当新生代不断成长并步入人生新阶段时,其拥有的对同居的包容态度有助于同居实践在社会上的流行,进而推动我国婚姻家庭形式的变迁。

注:\*p<0.05, \*\*p<0.01, \*\*\*p<0.001

## 「参考文献]

- [1] Ron Lesthaeghe, Johan Surkyn. Cultural Dynamics and Economic Theories of Fertility Change, Population and Development Review, 1988, (14).
- [2]《2019年民政事业发展统计公报》, http://www.mca.gov.cn/article/sj/tjgb/
- [3][4]於 嘉谢 字:《我国居民初婚前同居状况及影响因素分析》,载《人口研究》,2017年第2期。
- [5] 杨 辉 石人炳:《青年婚前同居对其初婚风险的影响》,载《青年研究》,2019年第5期。
- [6] 袁 浩 罗金凤 张姗姗:《中国青年女性婚前同居与婚姻质量研究》,载《中国青年研究》,2016年第9期。
- [7] 于志强:《都市白领女性同居动机与实践过程分析》,载《中国青年研究》,2019年第4期。
- [8][15] 刘汶蓉:《婚前性行为和同居观念的现状及影响因素:现代性解释框架的经验验证》,载《青年研究》,2010年第2期。
- [9] Kathleen Kiernan. Cohabitation in Western Europe: Trends, Issues, and Implications, in Just Living Together: Implication of Cohabitation on Families, Children, and Social Policy, edited by Alan Booth, Ann C. Crouter. Mahwah, NJ: Erlbaum, 2002, pp.3-31.
- [10] Ron Lesthaeghe, Dominique Meekers. Value Change and the Dimensions of Familism in the European Community, European Journal of Population, 1986, (2).
- [11] Samuel H. Preston. Changing Values and Falling Birth Rate, in Below Replacement Fertility in Industrialized Societies: Causes, Consequences, Policies, edited by K. Davis, M.S. Bernstam, and R. Ricardo Campbell, New York: The Population Council, 1986, pp.176 195.
- [12]潘绥铭:《中国人"初级生活圈"的变革及其作用——以实证分析为例的研究》,载《浙江学刊》,2003年第1期。
- [13]徐安琪:《未婚青年性态度的最新报告》,载《青年研究》,2003年第7期。
- [14] [30] 宋 健 刘志强:《中国青年同居观念:教育的影响与机制》,载《青年研究》,2020年第5期。
- [16] Jia Yu, Yu Xie. Cohabitation in China: Trends and Determinants, Population and Development Review, 2015, (4).
- [17] 李春玲:《中国"社会代"引领价值观代际更迭》,载《北京日报》,2019年9月2日。
- [18] 李春玲:《静悄悄的革命是否临近?——从80后和90后的价值观转变看年轻一代的先行性》,载《河北学刊》,2015年第3期。
- [19] 张凌霄:《新媒体在当代中国社会价值观变迁中的功用》,载《辽宁大学学报(哲学社会科学版)》,2019年第5期。
- [20] Manuel Castells. Communication, Power and Counter Power in the Network Society, International Journal of Communication, 2007, (1).
- [21] Pierre Bourdieu. Sociology in Question, London: Sage, 1993, p.4.
- [22]张 意:《文化与符号权力——布尔迪厄的文化社会学导论》,北京:中国社会科学出版社2005年版,第15-16页。
- [23] Gil Baptista Ferreira. Gatekeeping Changes in the New Media Age: The Internet, Values and Practices of Journalism, Journalism Studies, 2018, (2).
- [24] 黄盈盈:《中国社会的"性之变"与"性恐慌"》,载《文化纵横》,2012年第3期。
- [25] 李春玲:《改革开放的孩子们:中国新生代与中国发展新时代》,载《社会学研究》,2019年第3期。
- [26][31] 周裕琼:《数字代沟与文化反哺:对家庭内"静悄悄的革命"的量化考察》,载《现代传播》,2014年第2期。
- [27] 洪岩璧:《Logistic 模型的系数比较问题及解决策略:一个综述》,载《社会》,2015年第4期。
- [28] Richard Breen, Kristian Bernt Karlson, Anders Holm. Total, Direct, and Indirect Effects in Logit and Probit Models, Sociological Methods and Research, 2013, (2).
- [29] 吴 炜:《青年性观的十年变迁及其发生机制——基于 CGSS2005 和 CGSS2015 数据的分析》,载《中国青年研究》, 2019 年第 4 期。

(责任编辑:刘 彦)