

# 社交媒体使用与青年人婚恋观光谱

——基于倾向得分匹配和夏普利值分解法

刘德寰, 巩 固

**摘 要:**沿着“传统—现代—后现代”的社会变迁维度建构青年人婚恋观光谱,通过倾向得分匹配和夏普利值分解法,考察社交媒体和社会结构背景对婚恋观产生影响的因果机制和二者间的动态博弈后发现:个人因素、家庭因素、社会因素这三层结构性背景非线性地影响着青年人社交媒体使用方式;“传统基础型”婚恋观受个体结构性背景的影响最大,相比之下,社交媒体的作用微不足道;“现代适应型”婚恋观更多地被弱关系社交媒体所强化;“后现代探索型”婚恋观同样深受社交媒体影响和异构,强关系社交媒体削弱了此观念,而两性情感交友类社交媒体则反过来强化了对这一观念的普遍认同。

**关键词:**社交媒体;社会结构;社会资本;青年婚恋观;因果推断

**作者简介:**刘德寰,北京大学博雅特聘教授,博士生导师(北京 100091)

巩 固,北京大学新媒体研究院博士研究生(北京 100091)

## 引言

根据国家统计局公布的数据,2023年中国人口的出生率为6.77%,而死亡率为7.37%,这意味着,中国人口时隔六十余年首次出现负增长。青年人尤其是育龄人口的婚恋观念再次成为社会关注的焦点。一方面,婚恋观念类话题引发了公众、学界和政策制定者的广泛讨论,这与互联网和社交媒体能够唤起用户情绪、充当个体态度表达渠道、影响社会观念调制方式密切相关。另一方面,社会结构和媒介技术加速融汇——网民性别鸿沟的弥合深刻改变了两性群体的社会参与方式,年龄结构的持续变化令更多群体、不同层次的声音加入公共讨论,作为关系媒介的社交媒体激发了数字社会的广泛交互<sup>[1]</sup>。随着网络业态发展,社交媒体平台含义和表现形式进一步延伸,青年人产生了更多元化的社交需求和多样化的婚恋模式。社交媒体的互动性策略吸引了更多用户,丰富了青年的社交场景,将媒体平台与个体生活相绑定,促进了婚恋观念的建构与流通。

随着生活与认知方式、个体价值和社会技术的变迁,社交媒体和婚恋观的关系经历了一系列演变,相关研究视角由此分为三类:(1)结构化视角认为婚恋观是多维度、结构化的指标体系,个体所处的社会结构和位置决定了其婚恋观,操作化层面即人口统计学标签;(2)技术决定论认为社交媒体有能力影响甚至形塑当代青年人的婚恋观;(3)社会网络与社会资本强调社交媒体中交往“关系链”的意义和价值,认为社会资本的差异决定了婚恋观和相关行为。三种理论视角的张力反映了不同流派的关照。虽然既有文献对社交媒体影响婚恋观的建构路径进行了分类梳理或批判性探讨,但使用因果推断研究“社交媒体是否真正影

**基金项目:**“研究阐释党的十九届四中全会精神”国家社会科学基金重大项目“建立全媒体传播体系研究”(20ZDA057)

响了青年人婚恋观”的量化分析仍然薄弱。因此,本文以 15~35 岁的青年群体为研究对象,通过倾向得分匹配和夏普利值分解法,检验社交媒体和社会结构因素影响青年人婚恋观光谱的作用机理。

## 一、文献综述与研究假设

### (一)结构化的婚恋观与婚恋观中的社会结构

婚恋观的概念界定普遍重视价值取向与期望态度,形成了复杂的结构体系。在操作化测量层面,国内研究主要围绕恋爱、婚姻、家庭与生育等核心要素的基础形态,考察婚恋观的结构体系,涵盖择偶取向、婚姻价值与忠诚、家庭夫妻角色、性观念等多重维度,使用较为广泛的有《当代大学生婚姻价值观问卷》《大学生婚恋观调查问卷(MDLCQ)》等<sup>[2-6]</sup>。国外从 20 世纪 50 年代至今形成了丰富的实证工具,如关注积极/消极程度的婚姻态度量表<sup>[7]</sup>、构建心理因素分类体系的爱情态度量表<sup>[8]</sup>、将婚姻价值看作两极之间连续体的盟约/契约婚姻价值量表<sup>[9]</sup>等。对比来看,国内注重语句属性的概念提取,关注本土意义的社会事实;国外则更关注语句文本指向与分型建构,他们明显受到韦伯理想类型分析法的影响。

婚恋观结构本身受到社会结构的复合影响,其中个人、家庭和社会的身份属性和人口标签是关键的社会要素<sup>[10]</sup>。技术变迁重塑着社会结构,对婚恋观的结构产生了决定性影响,因而大量研究着眼于互联网技术对婚恋关系的影响<sup>[11-12]</sup>。同时,社会中出现了一系列与技术关联的婚恋新现象。除了直接的婚恋关系导向,婚恋市场中的仪式行为(如中国语境下的“相亲”)和择偶技术手段纳入了婚恋态度的范畴<sup>[13-14]</sup>。社交媒体中展现或表达个体身份或群体圈层属性(如“嗑 CP”等)元素成了社会结构和技术结构在婚恋选择中的交叉点<sup>[15-16]</sup>。此外,多元化的婚恋形态影响到青年群体<sup>[17]</sup>,裸婚、不婚主义、丁克族、性少数群体等各类观念和群体在青年观念市场中受到欢迎,越来越多难以归类的中间观念地带得以形成。在既有量表侧重性观念的开放维度之外,我们同时希望纳入性别角色、现代婚恋形态、家庭内部权力的重构、自我追求等要素,构建出更细致、非二元的婚恋观光谱。

总体而言,从以往实证研究的工具到结论中提取的“传统—现代”“保守—开放”等二元坐标系虽然能提供有价值的理论旨趣,但不足以描绘婚恋观在社会发展进程中的演化趋势。我们试图以现有社会事实为导向,结合经典理论建构、社交媒体潜在影响和婚恋观念自身的主观性、可变性与时代特征<sup>[18]</sup>,沿着“传统—现代—后现代”的轨迹,构建一组当代青年婚恋观光谱——“传统基础型”婚恋观强调对婚恋传统价值(如结婚、生育、家庭优先等观念)的尊重和承认,作为构建社会和文化基础的重要元素;“现代适应型”婚恋观凸显现代社会中婚恋价值的变化和适应,展现青年人在传统与现代维度之间寻找平衡,接受多样化的生活方式的整合过程;“后现代探索型”婚恋观表现为在当代个体价值优先的社会语境下对传统婚恋抗拒或重新解读时的疏离态度,暗示青年人在婚恋关系中寻求新的形式和定义,反映了后现代社会中的个体独立性和自我实现的追求。

### (二)技术视角下的社交媒体与婚恋观

婚恋作为一种社会关系,已经融合到线上线下两类环境,传统本地化慢节奏社交与数字化社交共存。技术视角强调了社交媒体接触对婚恋观的整体强化与多向异构作用,主要集中在三个维度。

首先,社交媒体改变了婚恋观中的期望与感知。社交媒体提供网络约会的时空条件,改变了传统线下约会文化和动机,利于用户扩大社交圈层,突破地缘和既有社会关系限制<sup>[19-20]</sup>。但随着使用时间增加,青年人在社交媒体中更容易比较自己与他人,进而影响对伴侣的期望<sup>[21]</sup>,也可能增强个体不安感,最终导致“快餐式”“及时享乐”“液态爱情”<sup>[22-23]</sup>等婚恋态度。

其次,社交媒体异构了婚恋观中的信息管理行为。一方面,线下孤立的群体和社区在社交媒体中通过特定的信息策略联结起来,凸显多样性和个性化的话语行动不断塑造着公共认知,人们更容易接触到不同文化和婚恋观,分享他人的观点、经验和故事,从而更好地理解并接受不同的婚恋观念<sup>[24-25]</sup>。但另一方面,“信息茧房”的存在可能加剧对特定婚恋观的偏见,减少对不同婚恋观的包容性。因此,社交媒体使用对现代化、多元化婚恋观的作用方向有待进一步探明。

最后,社交媒体刺激了婚恋观中的依赖关系。社交媒体平台提供了大量的信息和算法,增加了搜索潜在婚姻对象或性伴侣的机会<sup>[26]</sup>,其便利性促进了虚拟沟通,突破了时空限制,人们可投入的交流时间更长<sup>[27]</sup>。但随着使用时间增加,过度搜索会对婚恋决策带来负面效应<sup>[28]</sup>,更容易建立的网络依赖会对现有

婚恋生活乃至其他人际关系产生影响<sup>[29-30]</sup>。过度的在线交往弱化了现实行为,个体存在角色失调和错位的风险,甚至造成伴侣监视和嫉妒心理等不利状态,导致可能离散后果。

以上视角都注意到技术接触深度个体婚恋观的作用,然而难以排除用户自身社会属性的结构性影响。因此,结合上述文献,提出一组假设:

H1:控制个体属性后,社交媒体使用时长

a)削弱了传统基础型婚恋观;b)强化了现代适应型婚恋观;c)强化了后现代探索型婚恋观

(三) 社会网络中社交关系的分型与博弈

格兰诺维特指出,关系强弱决定了能够获得信息的性质以及个人达到其行动目的之可能<sup>[31]</sup>。媒体多样性理论将其应用于包括婚恋关系在内的交流模式<sup>[32]</sup>:强关系中,个人社会网络同质性较强(如交往对象、方式、工作性质等),个体节点之间关系紧密,掌握信息趋同,情感要素更多地参与到人际关系中,有利于提供更具体的情感支持并促成婚恋结果<sup>[33]</sup>;反之在弱关系中,个人社会网络异质性较强,能提供不同的视角、经验和思维方式,令人接触到不同的关系风格,了解自己文化或社会规范之外的经历,这些是亲密的强关系网络中所不具备的<sup>[34]</sup>。弱关系有助于拓宽个人对浪漫关系中可能性的理解,促进更开放和非传统的婚恋态度和行为<sup>[35]</sup>。如果个人的强关系社会网络无法提供有效观点或建议,人们在面对感情挑战或寻求新的恋爱机会时可能会向其弱关系寻求支持与指导<sup>[36]</sup>。

社交媒体放大了强弱关系对婚恋观的影响,使人们能够与更多样化的群体建立联系,能与素未谋面之人共同消费内容并参与讨论。然而,社会关系也可能对人们的婚恋态度产生负面影响。强关系社交更多关联现实生活,对婚恋的建议和情感支持可能有效,但也可能给部分年轻人带来更多社会压力;弱关系社交中的某些观点或经历可能会强化有害的刻板印象,导致不切实际的期望,不利于建立健康和充实的关系。从社交媒体中获得的建议或指导并不总是准确有用,最终导向糟糕的决策,一系列实证研究发现社交媒体使用与负面的婚恋结果相关<sup>[37]</sup>。基于众多矛盾关系,提出两组假设:

H2:控制个体属性后,强关系社交媒体

a)强化了传统基础型婚恋观;b)削弱了现代适应型婚恋观;c)削弱了后现代探索型婚恋观

H3:控制个体属性后,弱关系社交媒体

a)削弱了传统基础型婚恋观;b)强化了现代适应型婚恋观;c)强化了后现代探索型婚恋观

超人际关系模型<sup>[38]</sup>指出在网络环境中遇到陌生人时,用户的自我信息表露态度积极,而随着关系进一步发展,表露主体会主动披露更多个人隐私信息。当与自己亲密的人交流时,主体会倾向于率先发泄消极信息,此后才会表露中性信息。在以两性情感交友为主要目的社交媒体中,弱关系可能逐渐转变为强关系<sup>[39]</sup>,进而形成“放大镜”式的强化效应,既可能形成螺旋式上的正反馈,也可能因为同类婚恋信息的过载和倦怠而产生抗拒心理<sup>[40]</sup>,因而提出以下假设:

H4:控制个体属性后,两性情感交友类社交媒体

a)强化了传统基础型婚恋观;b)强化了现代适应型婚恋观;c)强化了后现代探索型婚恋观

最后,基于媒体多样性理论的延展,社交媒体使用和社会结构要素之间存在一种竞争博弈关系,考虑复合影响,提出以下假设:

H5a:传统基础型婚恋观中,个体社会结构的作用强于社交媒体

H5b:现代适应型婚恋观中,社交媒体(尤其是弱关系)的作用强于个体社会结构

H5c:后现代探索型婚恋观中,社交媒体的作用强于个体社会结构

研究路线及假设如图 1 所示:

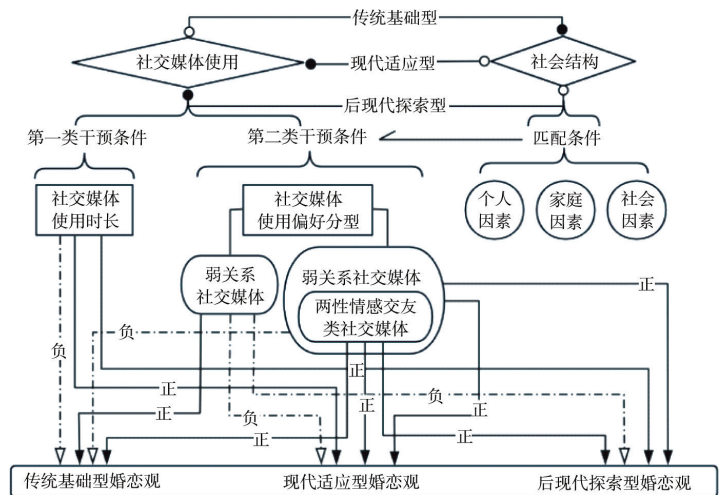


图 1 研究假设路线图

## 二、数据来源与研究设计

### (一)数据来源

本研究数据来自北京大学新媒体研究院所作的“年轻人新潮流”问卷调查。该调查于2021年8月在全国范围内进行,面向15~35岁青年群体,覆盖华北、华中、华南、华东、西南、西北、东北地区各大城市及县级地区的互联网用户。该调查对北京、上海、广州、深圳的青年群体进行重点调研。为使研究视角覆盖更多地域,保证人口基数较少的群体被纳入统计,更好地关注城乡间个体层面差异,所以本研究执行过程采用配额抽样以提升样本代表性和结论公平性。分层标准采用了性别、年龄、城市、受教育程度四类,详见表1。本研究使用软件SPSS 28和Stata 17进行数据分析。

表1 样本配额的人口结构分布

样本人口结构											
性别	占比	样本量	年龄	占比	样本量	城市	占比	样本量	受教育程度	占比	样本量
男	45.00%	1 800	20岁及以下	20.00%	800	一线城市	25.00%	1 000	初中及以下	16.25%	650
			21~25岁	30.00%	1 200	新一线城市	8.30%	332	高中/中专/技校/职高	28.75%	1 150
						二线城市	16.70%	668	大专	25.00%	1 000
女	55.00%	2 200	26~30岁	30.00%	1 200	三线城市	25.00%	1 000	本科	25.00%	1 000
			31~35岁	20.00%	800	四线城市	15.47%	619	硕士	4.33%	173
						五线城市	9.53%	381	博士	0.67%	27
合计	100%	4 000	合计	100%	4 000	合计	100%	4 000	合计	100%	4 000

### (二)研究方法

#### 1.PSM法

倾向得分匹配(Propensity Score Matching, PSM)法是一种基于反事实推理原则的、处理观察研究数据的统计方法,尝试在混淆变量的层面平衡处理组和控制组(又称干预组和对照组)的关系,使样本具备相似的基础条件从而具有可比性。本研究核心问题属于因果推断范畴,个体对社交媒体的使用被视作干预条件。为最大限度缓解可观测变量的系统差异,我们通过匹配样本多层次属性的方式,削弱了由个人因素(性别、年龄、受教育程度、个体收入水平)、家庭因素(家庭收入、婚姻状况、子女结构)和社会因素(城市级别、户口类型、职业及体制属性、社会地位感知)这三大类婚恋观主要影响因素所带来的选择性偏差。

本文第一阶段通过PSM法考察处理组与控制组在社会结构层面的差异并进行匹配。第一步,通过四个干预条件(社交媒体使用时长和三类偏好)划分出四对处理组和控制组,处理组赋值为1,控制组赋值为0,作为四个二分类的中间因变量。第二步,建立四个多元Logistic回归模型,以个人、家庭和社会三个层面的人口统计学信息作为协变量,引入高阶变量进行非线性建模,最大限度增强匹配标准科学性。第三步,使用4×3轮PSM模型估计,比较四个干预条件对婚恋观的作用路径。每一轮默认采用最近邻匹配法,使用半径匹配法和核匹配法检验结果稳健性。

#### 2.夏普利值分解法

夏普利值分解法通过考察回归模型中给定的各组自变量对因变量总体变异 $R^2$ 的贡献率,展现各要素分配和博弈的过程。本文第二阶段通过夏普利值分解法,探究社交媒体使用模式、个人因素、家庭因素、社会因素四类背景条件分别对各类婚恋观产生了多大程度的影响,结果以百分比呈现,通过排序进行组间比较。由于该方法所基于的回归模型对变量类型没有限制,此处干预条件均采用原始的连续型变量。

### (三)变量测量与处理

#### 1.作为因变量的婚恋观光谱

三类婚恋观的条目均借鉴前述文献量表题项,并根据研究主题、中文表达习惯和量表篇幅进行了筛选调整。答案采用里克特五分量表,在经过专家意见征询、试测和修订后投放,因子分析结果见表2。

量表结构效度检验显示KMO值为0.811,Bartlett检验显著性为0.000,表明数据适合进行因子分析。探索性因子分析(EFA)采用最大方差法进行正交旋转,共提取特征根值大于1的3个因子,累计方差解释率为43.122%。信度检验显示三类因子内部的克隆巴赫Alpha系数分别为0.721、0.758、0.693,表明量表

内部一致性均可接受。据因子得分均值结果可知,受访者对三类婚恋观的认可度沿着“传统—现代—后现代”光谱顺序递减。

表 2 量表语句的因子分析与均值描述

三类因子量表语句		因子载荷			均值	标准差
CL	传统基础型婚恋观				3.62	
CL1	我认为结婚是必要的	0.816	0.039	-0.118	3.64	1.166
CL2	我认为生子是必要的	0.761	0.187	-0.146	3.32	1.236
CL3	我认为恋爱是必要的	0.612	-0.151	0.275	3.92	0.980
CL4	我认为恋爱应该以结婚为目的	0.592	-0.261	0.002	3.73	1.073
CL5	我认为家庭比事业重要	0.558	0.096	0.098	3.66	1.014
CL6	我能够接受相亲	0.413	0.159	0.300	3.46	1.112
MD	现代适应型婚恋观				3.33	
MD1	我能够接受和理解同性恋	-0.326	0.631	0.161	3.17	1.352
MD2	我能够接受家庭中男性主内	0.009	0.625	0.191	3.03	1.272
MD3	我认为恋人同居是很正常的	0.241	0.593	-0.024	3.65	1.030
MD4	我不介意自己的另一半有过性生活	-0.018	0.522	0.205	3.14	1.033
MD5	我认为在爱情中要专注当下,及时行乐	0.097	0.469	0.095	3.66	1.051
PM	后现代探索型婚恋观				2.75	
PM1	我认为婚恋对日常生活弊大于利	0.001	0.034	0.727	2.76	1.187
PM2	我可以拥有长期伴侣,但不愿意领证	-0.250	0.213	0.698	2.30	1.134
PM3	我不想真的谈恋爱,只想享受恋爱的甜蜜(通过影视剧、小说、情侣博主或恋爱类综艺等“嗑 CP”)	-0.168	0.170	0.691	2.68	1.248
PM4	我认为离婚和分手差不多	0.027	0.225	0.593	2.57	1.272
PM5	我认为感情关系可以是灵活流动而非固定永久的	0.254	0.124	0.534	2.99	1.112
PM6	与其异地网恋,我倾向于保持长期单身	0.192	0.038	0.347	3.19	1.165

提取方法:主成分分析法;旋转方法:凯撒正态化最大方差法,旋转在 5 次迭代后已收敛

## 2. 第一类干预条件:社交媒体使用时长

PSM 法要求处理变量为二分变量。社交媒体使用的测量题项为“您平均每天在社交媒体平台花费多少时间”, $T$  表示时长,选项及样本分布为:“没有接触(39 人,1.0%)”“ $T < 30$  分钟(713 人,17.8%)”“ $30$  分钟 $\leq T < 1$  小时(1 045 人,26.1%)”“ $1$  小时 $\leq T < 2$  小时(1 372 人,34.3%)”“ $2$  小时 $\leq T < 4$  小时(450 人,11.3%)”“ $4$  小时 $\leq T < 6$  小时(229 人,5.7%)”“ $T \geq 6$  小时(152 人,3.8%)”。考虑处理组与控制组均应有足够规模的样本以保证结论的可靠性,社交媒体日均使用时长不足半小时的用户被定义为“低频使用者”,归为控制组(共 752 人,占比 18.8%),日均使用时长在半小时及以上的用户被定义为“高频使用者”,为处理组(共 3 248 人,占比 81.2%)。

## 3. 第二类干预条件:社交媒体使用偏好

社交媒体使用偏好根据个人人际关系网分为“强关系类社交媒体”和“弱关系类社交媒体”两类。题项“您经常使用以下哪些软件的社交功能?(多选)”当中,“强关系类社交媒体”分别包含“熟人社交:微信、QQ、QQ 空间、Line、Whatsapp、飞信、Messenger、亲信、ICQ、派派、Skype、Kakao Talk、聊天宝、小肚皮等”,“工作社交:钉钉、飞书、微信、如流(百度 Hi)、脉脉、LinkedIn(领英)、Teams 等”;“弱关系类社交媒体”范围更广泛,包括“兴趣社交:豆瓣、马蜂窝、小红书、即刻、绿洲、易信、Lofter、nice、Keep、花瓣、半次元、juju、兴趣部落、in、第一弹等”,“陌生人社交:探探、Soul、陌陌、Tinder、TT 语音、积目、summer、苏格、伊对、对面、友加、tiki、遇见、陌声、贵觅、摩擦等”,“网络社区社交:微博、抖音、Facebook、知乎、Instagram、绿洲、天涯社区、百度贴吧、皮皮虾、抱抱、名人朋友圈、Twitter、开心网、猫扑、Tumblr 等”,“匿名社交:Tape 匿名提问箱、Popi 等”,“同性社交:The L、Blued、Grindr、Lesdo、翻咔等”,“种草社交:CHAO、Lemon8 等”,“情趣社交:他趣、字母派、Nico、Truer 等”,“女性社交:大姨妈、美柚、她社区等”,“游戏社交:tap、比心、玩吧、会玩、我是谜、派派、崽崽 zepeto 等”,“校园社交:Falo、summer、班内等”,“语音社交:Clubhouse、赫兹、TT 语音、语玩、轻语、比邻、Discord、YY、echo 回声”,“即时通讯社交:米聊、触宝电话、连信、Telegram 等”,“地图社交:Zenly、spot 等”,“视频社交:多闪、抱抱等”,“文字社交:一言、浅言等”,“加密社交:蝙蝠、点点虫等”。

根据平台内容属性,我们进而提取出“两性情感交友类社交媒体”,包含陌生人社交、匿名社交、同性社交、情趣社交、女性社交、校园社交、地图社交、视频社交、语音社交、文字社交、加密社交等与用户的性别特质、情感状态及潜在的交往意向有较强关联的应用。社交媒体使用类型偏好均为二分类变量,处理组得分为1代表至少使用一款软件,控制组得分为0代表均不使用。在4000个样本中,强关系社交用户3592人(89.8%),弱关系社交用户3300人(82.5%),两性情感交友类社交用户1510人(37.8%)。

4.作为匹配条件的人口统计学变量

个人因素:女性(1=是)、年龄(15~35岁)、受教育程度(1=高中及以下,2=大专,3=本科,4=研究生及以上)、个人月收入(1=无收入,2=2000元以下,3=2000~3999元,4=4000~5999元,5=6000~7999元,6=8000~9999元,7=10000~11999元,8=12000元及以上)。家庭因素:未婚(1=是)、独生子女(1=是)、家庭月收入(1=5000元以下,2=5000~9999元,3=10000~14999元,4=15000~19999元,5=20000~29999元,6=30000元及以上)。社会因素:非农业户口(1=是)、学生(1=是)、体制外(1=是)、主观生活水平(1~9分别对应上上、上中、上下、中上、中中、中下、下上、下中、下下)。

### 三、研究结果与数据分析

#### (一)描述性统计

表3 不同使用时长和使用偏好的社交媒体用户的个体背景差异

协变量	均值	社交媒体使用时长		强关系社交媒体		弱关系社交媒体		两性情感交友类社交媒体	
		T/F	显著性	T/F	显著性	T/F	显著性	T/F	显著性
女性	0.55	2.555	0.011	1.399	0.162	6.609	<0.001	5.318	<0.001
年龄层	2.54	2.050	0.105	2.713	0.043	5.756	<0.001	10.815	<0.001
受教育程度	1.91	2.331	0.072	1.718	0.161	11.69	<0.001	10.616	<0.001
个人月收入	4.14	1.754	0.092	1.554	0.144	5.534	<0.001	9.115	<0.001
未婚	0.46	1.309	0.191	0.147	0.883	2.066	0.039	5.419	<0.001
独生子女	0.60	0.098	0.922	1.951	0.051	-2.499	0.012	-5.848	<0.001
家庭月收入	3.03	3.626	0.003	1.724	0.126	10.133	<0.001	8.454	<0.001
非农业户口	0.53	-0.008	0.994	0.141	0.888	-3.75	<0.001	-4.434	<0.001
学生	0.22	1.843	0.066	0.793	0.428	3.708	<0.001	5.993	<0.001
体制外	0.22	1.147	0.252	1.274	0.203	4.471	<0.001	4.483	<0.001
主观生活水平	0.73	1.045	0.400	4.506	<0.001	8.491	<0.001	11.35	<0.001
城市级别	4.68	2.032	0.107	2.995	0.030	3.900	0.009	5.751	0.001

注:二分类协变量使用独立样本T检验,T值及显著性判断参考莱文方差齐性检验结果;多分类协变量使用单因素方差分析,F值的事后检验参考方差齐性,采用LSD和塔姆黑尼-T2。由于“年龄”为数值型连续变量,此处以5岁为一组构建“年龄层”分类变量作为分组依据。“年龄”均值为25.67

表3显示,四类干预条件在个人、家庭、社会因素等三个层面存在系统性的背景差异,绝大多数在0.1%、1%、5%、10%的统计学水平上显著。其中,作用于使用时长的要素较少,作用于不同媒介偏好的要素较多。如果忽视个体背景的差异而采用基于普通最小二乘法(OLS)的简单线性回归,粗略地将干预条件作为社交媒体使用效应,大概率将产生有偏估计。

表4 社交媒体总体使用时长及偏好类型差异

		低频		高频		皮尔逊卡方	
		计数	行百分比	计数	行百分比	值	显著性
强关系社交	不使用	113	27.7%	295	72.3%	23.554	0.000
	使用	639	17.8%	2953	82.2%		
弱关系社交	不使用	178	25.4%	522	74.6%	24.421	0.000
	使用	574	17.4%	2726	82.6%		
两性情感	不使用	489	19.6%	2001	80.4%	3.038	0.081
交友类社交	使用	263	17.4%	1247	82.6%		

注:三组卡方检验中,期望计数均不小于5,最小期望计数分别为76.70,131.60,283.88

由表 4 可知,三类社交媒体偏好与使用时长的皮尔逊卡方检验值分别在 0.1%、0.1%、10%的水平上显著,证明两类干预变量间存在非随机响应,时长和偏好可能相互影响。因此,在筛选 PSM 匹配条件的回归方程中,探究社交媒体使用具体某类干预效应时应控制另一类因素。

## (二)倾向得分匹配

### 1.影响两类干预条件的因素:Logistic 回归的非线性模型估计

以社交媒体使用时长及三类偏好作为因变量,建立四个多元 Logistic 回归模型(I~IV)。个人、家庭、社会等三层人口统计学变量在每个模型中分布形态具有差异(线性或非线性)。两类干预条件之间作为对向控制变量纳入回归。四个模型合并结果见表 5。

表 5 影响干预条件的因素:多元 Logistic 回归模型

变量名及其 非线性形态	I. 社交媒体使用时长 (高频=1)		II. 强关系社交媒体 (使用=1)		III. 弱关系社交媒体 (使用=1)		IV. 两性情感交友类 社交媒体(使用=1)	
	系数	显著性	系数	显著性	系数	显著性	系数	显著性
	<b>个人因素</b>							
女性	0.125	0.140	0.106	0.330	0.486***	0.000	0.320***	0.000
年龄	-0.025	0.062	0.276*	0.026	-0.015	0.278	-0.010	0.319
二次方	/	/	-0.005*	0.034	/	/	/	/
受教育程度	0.131*	0.048	0.043	0.633	0.191**	0.007	0.132*	0.012
个人月收入	0.025	0.434	-0.021	0.616	0.029	0.409	0.068**	0.008
<b>家庭因素</b>								
未婚	-0.134	0.260	0.116	0.455	0.138	0.275	-0.113	0.229
独生子女	-0.049	0.583	-0.255*	0.031	0.105	0.256	0.290***	0.000
家庭月收入	1.351***	0.007	0.400	0.053	0.166**	0.002	0.019	0.622
二次方	-0.427**	0.008	-0.049	0.073	/	/	/	/
三次方	0.040**	0.012	/	/	/	/	/	/
<b>社会因素</b>								
非农业户口	-0.075	0.413	-0.028	0.816	0.097	0.310	0.017	0.819
学生	-0.195	0.302	0.169	0.538	-0.310	0.112	-0.106	0.496
体制外	0.178	0.222	0.001	0.997	0.039	0.805	0.075	0.515
主观生活水平	-0.033	0.259	0.068	0.069	-0.112***	0.000	-0.145***	0.000
城市级别	-0.008	0.870	-0.082	0.176	0.058	0.220	-0.383*	0.028
二次方	/	/	/	/	/	/	0.079*	0.020
<b>控制干预条件</b>								
社交媒体使用时长	/	/	0.535***	0.000	0.419***	0.000	0.067	0.449
强关系社交媒体	0.635***	0.000	/	/	/	/	/	/
弱关系社交媒体	0.531***	0.000	/	/	/	/	/	/
两性情感交友类关系社 交媒体	-0.053	0.583	/	/	/	/	/	/
常量	-0.296	0.683	-2.735	0.108	0.703	0.199	-0.176	0.695
对数似然	3 627.002		2 456.751		3 364.938		4 948.491	

注:回归系数为非标准化系数,为节约篇幅,此处省略标准误;非线性形态并非在每个模型中都适用,不适用项以“/”填充;\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 5%、1%、0.1%的显著性水平上显著

表 5 显示,个人、家庭、社会三类因素在不同方面、非线性地影响了青年用户的社交媒体使用时长和类型偏好。个人因素方面,15~35 岁女性使用弱关系和两性情感交友类社交媒体的概率明显高于同龄男性,该年龄段两端(15~19 岁、30~35 岁)的强关系社交媒体用户相似度更高,呈二次分布;高学历青年用户有更大概率使用弱关系和两性情感交友类社交媒体;高收入青年用户有更大概率使用两性情感交友类社交媒体。家庭因素方面,独生子女有更大概率使用两性情感交友类社交媒体,也更可能排斥工作和熟人社交;家庭条件好的青年用户更倾向于使用弱关系社交媒体,家庭中低收入和高收入的青年群体更可能长

时间使用社交媒体,家庭中高收入和低收入的青年群体则反之,家庭收入对于使用时长的影响呈三次分布。社会因素方面,主观认为自己生活水平较高的青年用户更可能使用弱关系和两性情感交友类社交媒体;一线大城市和四、五线小城镇的青年用户更青睐两性情感交友类社交媒体,二、三线城市则反之,城市线级对该类媒体偏好的影响呈二次分布。

此外,强关系、弱关系和使用时长的对向控制显示该两类偏好与使用时长呈显著正相关,因而在匹配背景条件,排除潜在因素对因果推断链条影响时必须控制另一组干预条件,而两性情感交友类社交媒体和社交使用时长之间不必作严格控制。

2.匹配质量检测:平衡性检验与共同支撑假设检验

为保证匹配质量,需对样本匹配是否满足平衡性检验与共同支撑假设检验进行验证。协变量平衡性检验关注具有相同倾向得分的个体在社交媒体使用上是否出现随机分配的过程,即处理组和控制组之间应该具有相似的个体、家庭、社会结构特征,以保证平均处理效应估计的准确性。而如果共同支撑域太窄,则在共同支撑域外的样本得不到有效匹配。四个模型合并显示于表6。

表6 匹配质量假设与共同支撑假设检验结果

模型 I 变量	状态	标准化偏差百分比	标准化偏差减幅	匹配组差异显著性	处理组控制组方差比
受教育程度	匹配前(匹配后)	7.7 (-0.2)	96.9	0.069 (0.926)	1.09* (0.99)
家庭月收入	匹配前(匹配后)	6.8 (-0.2)	97.7	0.099 (0.951)	0.97 (1.00)
二次方	匹配前(匹配后)	5.3 (-0.1)	97.6	0.203 (0.960)	1.07 (1.00)
三次方	匹配前(匹配后)	4.7 (-0.1)	97.5	0.264 (0.963)	1.14* (1.00)
强关系社交媒体	匹配前(匹配后)	17.3 (-0.1)	99.4	0.000 (0.965)	.
弱关系社交媒体	匹配前(匹配后)	18.5 (0.3)	98.2	0.000 (0.889)	.
模型 I 指标	伪 R 方	似然比卡方显著性	均值偏差	共同支撑区域外样本百分比	方差比率范围
匹配前(匹配后)	0.016 (0.000)	0.000 (1.000)	10.1 (0.2)	31.3* (0.5)	0.79 (0.98)
模型 II 变量	状态	标准化偏差百分比	标准化偏差减幅	匹配组差异显著性	处理组控制组方差比
年龄	匹配前(匹配后)	7.0 (0.1)	98.5	0.167 (0.963)	0.87* (1.00)
二次方	匹配前(匹配后)	5.6 (0.1)	97.9	0.272 (0.958)	0.90* (1.00)
独生子女	匹配前(匹配后)	-10.1 (0.0)	100.0	0.055 (1.000)	.
社交媒体使用时长	匹配前(匹配后)	23.8 (0.0)	100.0	0.000 (1.000)	.
模型 II 指标	伪 R 方	似然比卡方显著性	均值偏差	共同支撑区域外样本百分比	方差比率范围
匹配前(匹配后)	0.013 (0.000)	0.000 (1.000)	11.6 (0.1)	30.3* (0.2)	0.81 (1.00)
模型 III 变量	状态	标准化偏差百分比	标准化偏差减幅	匹配组差异显著性	处理组控制组方差比
女性	匹配前(匹配后)	27.1 (-4.7)	82.8	0.000 (0.060)	.
受教育程度	匹配前(匹配后)	19.0 (0.7)	96.2	0.000 (0.781)	1.28* (1.08*)
家庭月收入	匹配前(匹配后)	29.6 (3.9)	86.8	0.000 (0.124)	1.29* (1.20*)
主观生活水平	匹配前(匹配后)	-26.6 (-2.8)	89.4	0.000 (0.241)	0.83* (0.97)
社交媒体使用时长	匹配前(匹配后)	19.2 (-1.6)	91.6	0.000 (0.484)	.
模型 III 指标	伪 R 方	似然比卡方显著性	均值偏差	共同支撑区域外样本百分比	方差比率范围
匹配前(匹配后)	0.036 (0.001)	0.000 (0.168)	24.3 (2.8)	48.3* (7.0)	0.98 (1.16)
模型 IV 变量	状态	标准化偏差百分比	标准化偏差减幅	匹配组差异显著性	处理组控制组方差比
女性	匹配前(匹配后)	17.3 (-4.4)	74.5	0.000 (0.217)	.
受教育程度	匹配前(匹配后)	13.0 (7.3)	43.7	0.000 (0.052)	1.19* (1.05)
个人月收入	匹配前(匹配后)	24.9 (1.4)	94.5	0.000 (0.712)	1.04 (1.00)



续表 6

模型Ⅳ变量	状态	标准化偏差百分比	标准化偏差减幅	匹配组差异显著性	处理组控制组方差比
独生子女	匹配前(匹配后)	19.0 (-3.5)	81.4	0.000 (0.318)	.
主观生活水平	匹配前(匹配后)	-28.4 (-0.6)	98.0	0.000 (0.871)	0.98 (1.14*)
城市线级	匹配前(匹配后)	-8.5 (3.2)	62.0	0.009 (0.381)	1.08* (1.01)
二次方	匹配前(匹配后)	-6.6 (3.3)	49.2	0.043 (0.363)	1.06 (1.02)
模型Ⅳ指标	伪 R 方	似然比卡方显著性	均值偏差	共同支撑区域外样本百分比	方差比率范围
匹配前(匹配后)	0.032 (0.002)	0.000 (0.224)	16.8 (3.4)	43.3* (11.2)	0.98 (1.14)

注：\* 表示处理组、控制组方差比超出[0.93, 1.07]区间,共同支撑区域外样本超出 25%,或方差比率范围超出[0.5, 2]

与匹配前相比,各协变量标准化偏差、处理组和控制组间的方差比大幅收窄,组间差异  $P$  值均大于 0.1,伪决定系数(Pseudo  $R^2$ ,又称伪 R 方)降至 0.000~0.002,卡方检验值变为不显著,均值偏差均小于 4%。根据上述结果可知,匹配后样本自选择导致的估计偏误极大降低,各协变量在统计上不存在显著差异,即数据匹配具有良好的平衡性。同时,匹配后处理组与控制组倾向得分出现趋同的趋势,共同支撑区域外样本由 30%~50%区间降至 0%~12%区间,两组样本多数倾向得分值落入共同取值范围,表明样本匹配效果较好,通过了共同支撑假设检验。

### 3. 社交媒体使用对婚恋观的影响:PSM 平均处理效应估计

在多元 Logistic 回归模型 I~IV 的分析基础上,本文引入最近邻匹配方法对处理组与控制组进行配对,并计算出每一个参与配对的个体各自所得到的倾向得分值,以解决选择性偏误的问题。匹配后,模型 I~IV 内部的有效样本量分别为:3 128(剔除 716)、3 592(剔除 408)、3 191(剔除 653)、1 510(剔除 2 490)。12 个 PSM 匹配过程在表 7 中合并显示,包含各组匹配前后处理效应及其显著性(处理组的平均处理效应由匹配后的组间差值 ATT 及  $P$  值反映)、标准误差(AI Robust SE)、处理效应的变化及方向等指标,匹配过程由 `teffects psmatch` 命令实现。

表 7 倾向得分匹配计算结果(最近邻匹配法)

干预条件	状态	传统基础型婚恋观 CL	现代适应型婚恋观 MD	后现代探索型婚恋观 PM
I. 社交媒体使用时长	匹配前	显著*** ( $P < 0.001$ )	显著** ( $P = 0.003$ )	不显著 ( $P = 0.702$ )
	匹配后	显著* ( $P = 0.031$ )	不显著 ( $P = 0.457$ )	不显著 ( $P = 0.862$ )
	影响	正向(ATT=0.09, SE=0.04)	/	/
II. 强关系社交媒体	匹配前	显著* ( $P = 0.021$ )	显著*** ( $P < 0.001$ )	显著*** ( $P < 0.001$ )
	匹配后	显著* ( $P = 0.029$ )	显著** ( $P = 0.007$ )	显著*** ( $P < 0.001$ )
	影响	正向(ATT=0.12, SE=0.06)	正向(ATT=0.18, SE=0.07)	负向(ATT=-0.38, SE=0.06)
III. 弱关系社交媒体	匹配前	不显著( $P = 0.765$ )	显著*** ( $P < 0.001$ )	显著*** ( $P < 0.001$ )
	匹配后	不显著( $P = 0.546$ )	显著*** ( $P < 0.001$ )	显著* ( $P = 0.025$ )
	影响	/	正向(ATT=0.29, SE=0.05)	正向(ATT=0.10, SE=0.05)
IV. 两性情感交友类社交媒体	匹配前	显著*** ( $P < 0.001$ )	显著*** ( $P < 0.001$ )	显著*** ( $P < 0.001$ )
	匹配后	显著*** ( $P < 0.001$ )	显著*** ( $P < 0.001$ )	显著*** ( $P < 0.001$ )
	影响	正向(ATT=0.18, SE=0.04)	正向(ATT=0.13, SE=0.04)	正向(ATT=0.24, SE=0.04)

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 5%、1%、0.1% 的显著性水平上显著

表 7 呈现了控制个体、家庭和社会等结构性因素后,社交媒体使用方式对青年人婚恋观光谱的影响。具体而言,社交媒体使用时长增加了青年人对传统基础型婚恋观的认同;强关系社交媒体促进了青年人对传统基础型和现代适应型婚恋观的认同,但极大削弱了对后现代探索型婚恋观的认同;弱关系社交媒体普遍增强了对现代适应型和后现代探索型婚恋观的认同;对传统基础型婚恋观的正向影响主要来自两性情感交友类的社交媒体。两性情感交友类社交媒体对所有类型的婚恋观都有放大作用,特别是对后现代婚恋观的影响最为显著。此外,“模型 I-MD”的显著性从显著变为不显著,这一趋势表明,如果忽视选择性偏误,

将干预变量和协变量赋予相同权重后使用线性回归,会高估社交媒体对婚恋观的影响。

#### 4.稳健性检验

利用核匹配法与半径匹配法对平均处理效应(ATT)进行稳健性检验。 $T$  值的绝对值超过 1.96 表示该 ATT 值在 5% 的显著性水平上显著,结果如表 8 所示。

表 8 倾向得分匹配稳健性检验(核匹配法、半径匹配法)

干预条件	匹配方法	CL	MD	PM
I. 社交媒体使用 时长	核匹配	ATT=0.09, $T=2.05$	ATT=0.04, $T=0.81$	ATT=0.01, $T=0.23$
	半径匹配	ATT=0.09, $T=2.15$	ATT=0.04, $T=0.90$	ATT=0.04, $T=0.25$
II. 强关系社交 媒体	核匹配	ATT=0.12, $T=2.24$	ATT=0.14, $T=2.46$	ATT=-0.43, $T=-8.19$
	半径匹配	ATT=0.11, $T=2.33$	ATT=0.15, $T=2.56$	ATT=-0.42, $T=-7.98$
III. 弱关系社交 媒体	核匹配	ATT=0.00, $T=0.05$	ATT=0.29, $T=6.14$	ATT=0.14, $T=3.36$
	半径匹配	ATT=-0.00, $T=-0.06$	ATT=0.26, $T=5.46$	ATT=0.13, $T=2.96$
IV. 两性情感交友 类社交媒体	核匹配	ATT=0.14, $T=4.23$	ATT=0.16, $T=4.72$	ATT=0.27, $T=7.99$
	半径匹配	ATT=0.15, $T=4.40$	ATT=0.15, $T=4.42$	ATT=0.27, $T=7.86$

注:此处报告匹配后的 ATT 值及其对应的  $T$  值

对比检验数据可以看出,三类匹配方法的估算结果具有较高一致性,显著效应没有改变,说明上述研究结论有较好的稳健性,可以予以采纳。

#### (三)夏普利值分解

社交媒体使用、个人因素、家庭因素、社会因素四类条件对青年人婚恋观的影响路径方向各异,可能产生相互博弈、相互制约的效果。为深入厘清社交媒体使用和社会结构要素在何种程度上影响婚恋观光谱,我们利用夏普利值分解法进行分组分解和排序。此处弱关系社交媒体中为避免子集共线性博弈,剔除了两性情感交友类媒体,剩余为“大众社交广场类社交媒体”(如微博、豆瓣等)。结果如表 9 所示。

表 9 影响青年人婚恋观光谱的因素排名:夏普利值分解

	传统基础型婚恋观 CL		现代适应型婚恋观 MD		后现代探索型婚恋观 PM	
	夏普利 $R^2$ (%)	排名	夏普利 $R^2$ (%)	排名	夏普利 $R^2$ (%)	排名
社交媒体使用时长	3.38	5	3.72	7	1.22	7
强关系社交媒体	1.43	7	3.65	6	21.26	2
弱关系社交媒体(非两性 情感交友)	2.17	6	26.96	2	3.63	6
两性情感交友类社交媒体	4.59	4	15.88	3	31.01	1
个人因素	49.87	1	27.27	1	8.32	5
家庭因素	23.74	2	8.00	5	18.21	3
社会因素	14.82	3	14.52	4	16.36	4

注:基于线性回归,各模型变量贡献率总和为 100%;排名为重要性排序,1 为最高,7 为最低

表 9 概括了社交媒体使用和社会结构因素作为观测条件,对青年人婚恋观光谱的作用贡献率大小及其重要性的排序。

从传统基础型婚恋观来看,青年人自身所处社会结构因素的意义远重要于社交媒体的影响。其中,个人因素重要性占比近半(49.87%),具有决定性意义;家庭因素排在第二(23.74%);社会因素综合作用占 14.82%;社交媒体总体贡献率不足 12%。即对于恋爱、婚姻、生育等观念导向,虽然使用社交媒体确实产生了促进作用,但青年人个体的社会结构才是推动这类观念的关键因素。

现代适应型婚恋观的影响因素中个人层面占比最高(27.27%),但“多元观念广场”的联结发挥了重大作用。非两性情感交友类的弱关系媒体即微博、豆瓣、知乎、小红书等内部具有广泛弱关系和“小世界”社交网络意见集合,供各类网友、群体和组织在公开或半公开的场域交换观念,其对现代适应型婚恋观形成的贡献率高达 26.96%,促进了青年人对现代、新兴、多元化婚恋形式和相关观念的理解、适应和接受,揭示出社会分化和文化发展背景下,个体化观念对传统和现代价值观整合并走向自主的深远意义。

后现代探索型婚恋观最重要的影响源是社交媒体,其中两性情感交友类社交媒体的作用高达31.01%,强关系社交媒体占比21.26%,二者综合贡献率过半,但结合PSM结果的方向性看,二者作用明显相反——强关系类的熟人社交强化了青年人对婚恋传统价值的尊重和承认,指向聚合性的婚恋结果,而两性情感交友类社交媒体则导向了离散性的非婚恋结果,反映了个体在后现代社会中的独立性和对自我实现的追求。可见,社交媒体对此类婚恋观的作用充满内在张力,存在相互撕扯,是依据社会资本类型而分化的。

## 四、结论与讨论

既有研究对社交媒体影响婚恋观念的路径进行了梳理和分类,大多进行了定性阐释层面的因果叙事,形成了视角和结论各异的一系列成果,但对于关键路径的判别往往基于经验,莫衷一是。在此基础上,本文创新地通过因果推断等方式,基于全国范围大规模社会调查样本的统计数据,实证考察了社交媒体和多层次社会结构性因素对青年群体婚恋观念的作用方向及其博弈机制,得到了一组有意义的研究发现。

表10 “假设—检验”结论统计

传统基础型婚恋观			现代适应型婚恋观			后现代探索型婚恋观		
H1a	相反	拒绝	H1b	不显著	拒绝	H1c	不显著	拒绝
H2a	显著	接受	H2b	相反	拒绝	H2c	显著	接受
H3a	不显著	拒绝	H3b	显著	接受	H3c	显著	接受
H4a	显著	接受	H4b	显著	接受	H4c	显著	接受
H5a	精确方向	接受	H5b	合理方向	部分接受	H5c	合理方向	部分接受

检验结果具体解释如下:匹配个体社会结构属性后——社交媒体使用时长削弱了传统基础型婚恋观(H1a),对现代适应型婚恋观和后现代探索型婚恋观无影响(H1b & H1c);强关系社交媒体强化了传统基础型婚恋观和现代适应型婚恋观(H2a & H2b),削弱了后现代探索型婚恋观(H2c);弱关系社交媒体对传统基础型婚恋观无影响(H3a),强化了现代适应型婚恋观和后现代探索型婚恋观(H3b & H3c);两性情感交友类社交媒体正向放大了三类婚恋观(H4a & H4b & H4c)。传统基础型婚恋观最受个体社会结构影响,社交媒体作用微乎其微(H5a);现代适应型婚恋观最受广场类弱关系社交媒体影响(非两性类)(H5b);后现代探索型婚恋观最受两性情感交友类社交媒体使用的影响(H5c)。

此外,具体研究过程还提供了“假设—检验”逻辑之外丰富、耐人寻味的细节,如PSM中用于筛选匹配条件的回归探讨了社会结构要素如何以非线性方式影响用户的社交媒体使用,匹配后的系数解释了各要素对婚恋观光谱的作用强度,夏普利值分解提供了社会广谱意义下不同要素的博弈机制,这些发现已在前述步骤随文表述,此处不再赘述。

毫无疑问,社交媒体深度推动了生活方式变革,它既是人们分享婚恋观念、个体经历和社会认知的平台,又是收录、传播、影响大众观念,甚至形塑社会结构的“重器”——基于圈层却又超越圈层,始于年轻人又扩散到全民,形成了一种宏观文化和微观观念之间、媒介行为与社会结构之间的互构关系<sup>[41]</sup>,充分照应了吉登斯“结构二重性”的理论意义。

基于研究结果进一步延伸可以发现,“社交媒体使用时长”这一经典变量的意义正在流失。一方面,移动互联网的工具属性与用户日常生活生产的属性深度绑定,社会大众尤其是青年群体大多数都保持着时刻在线的状态,并将这种移动连接视作为理所当然<sup>[42]</sup>。随着当下研究前沿逐渐转向技术的社会性及其数字福祉,断连(disconnect)成为社交媒体效果研究中的热点话题<sup>[43]</sup>,因而“社交媒体使用的时长(或频次)”变量将更多作为控制组产生基础对照意义——相比“使用者”而言,“不使用者”反而更具备潜在的研究价值。另一方面,设问中“每天使用社交媒体平台多长时间”和移动互联网的媒介场景已经不相匹配。移动应用商业化进程加速了社交媒体的概念泛化,社交连接作为平台基础功能渗透各类应用,铸造了一种隐匿在“平台生态系统”(platform ecosystem)中的数字生活<sup>[44]</sup>。部分作答者可能并未意识到“社交媒体”不仅仅是聊天软件这么简单,因此,这个概念的理论效度事实上有所削弱。

关照社会网络的理论维度,青年用户对社交媒体类型偏好为何能展现出如此巨大的结果差异?作为

研究者,我们要注意到的根本问题是社交媒体的形态划分并不具备关键意义。个体对社交媒体的使用和自身所处的社会结构要素既有二重性又有博弈关系,社会网络中关系的强度可视作二者的交集。关系网络延伸到社交媒体使用的表象上所形成的婚恋观光谱的流动与撕裂,本质上是用户所处社会结构中的关系和内外观念的互动与分化效应,可以体现社会资本在媒介平台的分配过程。

本研究的局限性在于,社交媒体的“强/弱关系”更多是基于平台属性而非用户真实状态进行分型——被归为弱关系的微博、豆瓣、小红书等广场平台类媒体并不排除强关系的存在,同理,微信等工作社交类型也可能是泛泛之交。这需要我们再度从理论出发,重新考虑中国庞大社会网络如何发挥作用,并具体到社交媒体研究当中。

另有几个视角不可忽视,如“观念—行为”链条、社交媒体风险和平台规训等。从婚恋观到婚恋行为并非直接导向,会牵涉隐私暴露、虚假信息与信任障碍、平台规则的观念规制和议程设置等问题,大众传播中“沉默的螺旋”、极化效应等都可能通过社交媒体平台在日常生活中的渗透、展演和铺开而进一步塑造公众婚恋观,影响个体行为。因而,这启示了我们下一步的研究方向:社交媒体平台中的规则设定和群体氛围规制,是否能够影响及如何影响观念形变?这需要更精准的实验法、工具变量或操作化手段。无论如何,研究者须将因果推断方法和质性解释更好结合,避免简单统计推断而走向臆测的社会因果论断<sup>[45]</sup>。

#### 参考文献:

- [1]CNNIC.第51次中国互联网络发展状况统计报告[R].北京:中国互联网络信息中心,2023.
- [2]卢淑华.婚姻观的统计分析变迁研究[J].社会学研究,1997(2):37-47.
- [3]方敏.大学生的婚恋家庭观[J].青年研究,1998(8):27-33.
- [4]吴鲁平.当代中国青年婚恋、家庭与性观念的变动特点与未来趋势[J].青年研究,1999(12):19-25.
- [5]王美萍.当代大学生婚恋观特点及其相关因素研究[J].山东师范大学学报(人文社会科学版)2009(4):61-64.
- [6]蔡敏.当代大学生婚恋观问卷的编制与验证[J].心理学探新,2012,32(3):257-262.
- [7]HILL R. Review of current research on marriage and the family[J]. American sociological review, 1951,16(5):694-701.
- [8]HENDRICK C, HENDRICK S S, DICKE A. The love attitudes scale: short form[J]. Journal of social and personal relationships, 1998,15(2):147-159.
- [9]RIPLEY J S, WORTHINGTON JR E L, BROMLEY D, et al. Covenantal and contractual values in marriage: marital values orientation toward wedlock or self-actualization (Marital VOWS) scale[J]. Personal relationships, 2005,12(3):317-336.
- [10]张云喜.大学生婚姻价值测量表的编制与实证研究[D].成都:四川师范大学,2014:38.
- [11]田林楠.在自由与安全之间:社交媒体中介下的亲密关系[J].社会发展研究,2021(2):35-53,242-243.
- [12]LI X. Mobile-mediated communication in romantic relationships: the effects of communication indicators and love attitude on relationship quality[J]. Cyberpsychology, behavior, and social networking, 2021,24(7):480-487.
- [13]方旭东.相亲:成家通途还是两性区隔——基于对“剩女”的访谈[J].社会科学论坛,2016(6):184-193.
- [14]徐安琪.择偶标准:五十年变迁及其原因分析[J].社会学研究,2000(6):18-30.
- [15]陈帅.论当代青年的圈层认同感的话语建构[J].中国青年研究,2020(11):80-86.
- [16]杨济璠.“使用与满足”理论视阈下的CP粉“嗑CP”行为研究与引导——以北京市女大学生为考察对象[J].东南传播,2022(5):101-104.
- [17]杜鹃.新媒体对当代女大学生婚恋观的影响[J].青年记者,2016(23):32-33.
- [18]苏红,任永进.大学生婚恋观特点研究[J].中国性科学,2008(6):15-17,20.
- [19]邱鸿峰.弹性动机、群内等级、信任物化:关系传播视阈下的网络约会与风险控制[J].新闻与传播研究,2018(2):49-63.
- [20]董晨宇,段采慧.传播技术如何改变亲密关系——社交媒体时代的爱情[J].新闻与写作,2018(11):48-52.
- [21]吕文煜,朱莉莉,伊斯坎代尔·麦麦吐逊.使用抖音等短视频软件对大学生择偶标准的影响[J].心理学进展,2022,12(4):1208-1217.
- [22]刘玉莲,刘爱书.数字时代的约会:是福还是祸?——数字约会虐待的概念,测量及相关研究[C]//中国心理学会.第十二届全国心理学学术会议摘要集.杭州:杭州师范大学,2019:2014-2015.
- [23]HOBBS M, OWEN S, GERBER L. Liquid love? Dating apps, sex, relationships and the digital transformation of intimacy[J]. Journal of sociology, 2017,53(2):271-284.
- [24]LIAO S. “# IAmGay# What about you?”: storytelling, discursive politics, and the affective dimension of social media activism against censorship in China[J]. International journal of communication, 2019,13(21):2314-2333.
- [25]武晓伟,张槿.新媒体对社会边缘群体的组织化与赋权研究——以“女友组”为例[J].中国青年研究,2014(3):21-25.

- [26] WU S, TROTTIER D. Dating apps: a literature review[J]. *Annals of the international communication association*, 2022, 46(2):91-115.
- [27] BONILLA-ZORITA G, GRIFFITHS M D, KUSS D J. Online dating and problematic use: a systematic review[J]. *International journal of mental health and addiction*, 2020(2):2245-2278.
- [28] YANG M L, CHIOU W B. Looking online for the best romantic partner reduces decision quality: the moderating role of choice-making strategies[J]. *Cyberpsychology, behavior, and social networking*, 2010, 13(2):207-210.
- [29] HOMNACK A. Online dating technology effects on interpersonal relationships[J]. *Advanced writing: pop culture intersections*, 2015, 9(3):1-17.
- [30] SUBRAMANIAN K R. Influence of social media in interpersonal communication[J]. *International journal of scientific progress and research*, 2017, 38(2):70-75.
- [31] GRANOVETTER M. The strength of weak ties[J]. *American journal of sociology*, 1973, 78(6):1360-1380.
- [32] LEDBETTER A M. Content- and medium-specific decomposition of friendship relational maintenance: integrating equity and media multiplexity approaches[J]. *Journal of social & personal relationships*, 2010, 27(7):938-955.
- [33] LIN N, WOELFEL M W, LIGHT S C. The buffering effect of social support subsequent to an important life event.[J]. *Journal of health & social behavior*, 1985, 26(3):247-263.
- [34] FINGERMAN K L. Consequential strangers and peripheral ties: the importance of unimportant relationships[J]. *Journal of family theory & review*, 2009, 1(2):69-86.
- [35] LIU P L, YEO T. Weak ties matter: social network dynamics of mobile media multiplexity and their impact on the social support and psychological well-being experienced by migrant workers[J]. *Mobile media & communication*, 2022, 10(1):76-96.
- [36] 罗琪, 徐晓军. 论青年白领相亲现象中的“弱关系”假设及其实质[J]. *华中师范大学研究生学报*, 2009(1):15-18.
- [37] CLAYTON R B, NAGURNEY A, SMITH J R. Cheating, breakup, and divorce: is Facebook use to blame? [J]. *Cyberpsychology, behavior, and social networking*, 2013, 16(10):717-720.
- [38] WALTHER J B. Computer-mediated communication: impersonal, interpersonal, and hyperpersonal[J]. *Communication research*, 1996, 23(1):1-43.
- [39] ARIKEWUYO A O, EFE-ÖZAD B, TAMAR, et al. An examination of how multiple use of social media platforms influence romantic relationships[J]. *Journal of public affairs*, 2020(2):1-12.
- [40] BEST K, DELMEGE S. The filtered encounter: online dating and the problem of filtering through excessive information [J]. *Social semiotics*, 2012, 22(3):237-258.
- [41] 李婷, 郑叶昕, 闫誉腾. 中国的婚姻和生育去制度化了吗? ——基于 2021 年中国大学生婚育观调查的讨论[J]. *社会科学文摘*, 2022(8):85-102.
- [42] LING R. Taken for granted: the infusion of the mobile phone in society[J]. *Interactions*, 2008, 15(6):55-58.
- [43] VANDEN ABEELE M M P, NGUYEN M H. Digital well-being in an age of mobile connectivity: an introduction to the special issue[J]. *Mobile media & communication*, 2022, 10(2):174-189.
- [44] VAN DIJCK J, POELL T, DE WAAL M. *The platform society: public values in a connective world*[M]. Oxford: Oxford University Press, 2018:4.
- [45] 王刚, 吴星漫. 从统计推断到因果推断: 传播学定量研究中的内生性问题[J]. *新闻与传播研究*, 2021, 28(4):19-37, 126.

## Social Media Usage and the Spectrum of Young People's Views on Love and Marriage: Based on Propensity Score Matching and Shapley Value Decomposition

LIU Dehuan, GONG Gu

**Abstract:** Along the dimension of social change from “traditional” to “modern” and to “postmodern”, a spectrum of young people's views on love and marriage was constructed. Using propensity score matching and Shapley value decomposition, the study examines the effect of causal mechanisms and dynamic interplay between social media and social structural backgrounds on views on love and marriage. The research finds that personal, family, and social factors non-linearly influence young people's use of social media. The “traditional foundational” views on love and marriage are most influenced by individual structural backgrounds, with social media playing a negligible role. In contrast, the “modern adaptive” views are more reinforced by weak-tie social media. The “postmodern exploratory” views are significantly influenced and shaped by social media; strong-tie social media weaken this perspective, while gender-specific dating social media strengthen its widespread acceptance. These findings reveal how social media, as a catalyst for new-era views on love and marriage, reflects rich cultural phenomena and social dynamics among young people.

**Key words:** social media; social structure; social capital; young people's views on love and marriage; causal inference

(责任编辑:文晶)