

# 当代青年的互联网使用与社会信任

——基于 CGSS2013 数据的实证研究

赵晓航 李建新

**摘要:** 基于“2013 年中国综合社会调查”(CGSS2013)的数据,本文从媒介接触的角度探讨了当代青年的互联网使用与社会信任水平之间的关系。研究表明,相较于以传统媒介为主要信息来源的青年,以互联网为主要信息来源的青年的社会信任水平显著更低;社会交往与特定价值观念对互联网使用的负面影响具有缓冲作用。随着与朋友聚会频率的提高,以互联网为主要信息来源对青年社会信任水平的负面影响会被削弱;对受传统文化影响较深的青年和拥有中共党员身份的青年来说,以互联网为主要信息来源对其社会信任水平的负面影响相对较弱。

**关键词:** 互联网 新媒介 媒介使用 信任

随着移动网络技术和智能手机的普及,互联网在日常生活中占据了越来越重要的位置。与传统媒体相比,互联网在传播形式、传播内容以及功能方面区别较大;其若干属性又可能导致使用者陷入较低的社会信任状态。那么,以互联网为主要信息来源的人,其社会信任水平会更低吗?回答该问题具有学术和政策意义。首先,无论是通过理论推演还是朴素观察,都可以推测互联网使用和社会信任之间存在着重要关联,但还缺乏定量研究的支持。其次,转型期的社会稳定与社会信任密切相关,只有厘清互联网使用与社会信任之间的关系,才有利于政府制定有效的社会治理策略。

考虑到互联网在青年当中的普及率较高,本文将研究对象限定为 17 岁至 40 岁之间的青年人群。关注的基本问题是:对青年来说,以互联网为主要信息来源如何影响其社会信任水平?

## 一、文献综述

随着互联网的普及,人们开始关注互联网使用对社会信任的影响。通过分析 1982 年和 1997 年美国的调查资料,詹宁斯和蔡特勒(Jennings & Zeitner 2003)发现,网民和非网民在社会信任水平方面没有显著差异。同样,通过分析 2000 年美国的调查资料,尤斯兰纳(Uslander 2004)发现,人们上网的频率、时长、是否在网上成功交友、是否有网购被骗经历等与其社会信任水平之间没有显著关联。但是,也有研究指出,某些互联网行为与社会信任水平之间呈正相关关系。比如,通过研究美国民众的网上购物与社会信任之间的关系,穆茨(Mutz 2009)发现,当人们具有正面网上购物经历后,其社会信任水平会显著提高;相反,当人们具有负面网上购物经历后,其社会信任水平会有所下降。不过,该研究无法排除这种社会信任水平只在短期内维持的可能。

网络社交媒体的使用和社会信任之间存在一定关联。比如,巴伦苏埃拉等(Valenzuela et al., 2009)针对美国德克萨斯州大学生的研究指出,大学生使用“脸谱网”(Facebook)的强度与其社会信任水平之间存在显著的正相关关系。布奇伦(Bouchillon 2013)针对美国西南部某州立大学生的研究指出,大学生使用“脸谱网”的强度与其社会信任水平之间没有显著直接关联,但使用“脸谱网”的强度与结合型社会资本(bonding social capital)存量之间呈显著正相关关系。因此存在社交网络使用间接助长社会信任水平的可能。

还有研究指出,某些互联网使用行为与社会信任水平之间呈负相关关系。比如,通过分析 1999 年美国的调查资料,莎亚等(Shah et al. 2001)发现,在网络上进行社交娱乐活动(网络游戏、在线聊天)的 35 岁以下青年社会信任水平更低。达利赛等(Dalisy et al. 2015)针对美国中西部某公立大

学本科生的研究则进一步指出,逃避现实动机越强的网络游戏玩家,其社会信任水平显著越低;而社交动机越强的网络游戏玩家,其社会信任水平并没有显著越高。

因而,由于使用的具体资料、针对的研究对象及研究侧重点不同,不同研究结论之间不具有可比性。我们也很难根据这些研究结果把握个人互联网使用与社会信任水平之间的关系。

就国内研究来说,互联网使用对公众态度和公民参与的影响效果成为学界探讨的重要话题。国内学者主要关注互联网使用与公众政治信任、政治参与之间的关系,多数研究显示了互联网使用的负面效果。例如,互联网使用与人们的政治信任水平之间呈负相关关系(卢春天、权小娟,2015;苏振华、黄外斌,2015;游宇、张光,2015),与制度化政治参与(如投票)呈负相关关系(臧雷振等,2013);互联网使用提高了非制度化政治参与(如抗议)的可能性(陈云松,2013);等等。

但国内研究也有其局限性。首先,相较于政治信任,社会信任是更为一般化的信任形式。然而,媒介使用对社会信任的影响尚未引起国内学者的足够重视。其次,基于实证研究的多数研究认为,互联网使用对公众态度有可能产生负面影响。但很少有研究从实证角度探讨其中的缓冲机制。因此,在探究以互联网为主要信息来源如何影响青年的社会信任水平的基础上,本文将进一步探讨哪些因素有可能对互联网使用的社会信任影响产生调节效应。

## 二、研究假设

以信息流动是否具有互动性以及“把关人”角色的强弱,我们可以把媒介分为传统媒介(报纸、杂志、广播、电视等)和新媒体(互联网)。在传统媒介上,公众所获得的都是经过“把关人”过滤后的信息(卢春天、权小娟,2015);而互联网为用户带来了真正的个性化、去中心化和信息自主权,信息的生产者从原来的政府部门或传媒企业转换到社会公众。因此,从把关理论来看,相较于传统媒介,互联网发布的负面社会信息有可能更多。

通过对凤凰和网易两个门户网站新闻报道的内容分析,李强、苏慧丽(2014)发现,受众在选择阅读网络新闻时更倾向于关注负面新闻。对网络新闻关注度的负面偏好有两种可能的解释路径,包括进化论和生物机制论(Rozin & Royzman,2001)。其中进化论认为,人们偏好关注负面新闻是因为负面信息代表危险,在长期的进化过程中人们已发展出对危险快速反应的技巧和能力,因此不可避免地注意到负面信息,这是适应环境的结果。生物机制论则从个体发生学的角度出发,认为人本身具有对负面危险事件敏感的特质,类似身体内有一架危险控制装置以方便个体及时从危险环境中撤出。相较于传统媒介,互联网的时空限制更小,公众对信息的选择性获取更加自由。因此,从负面信息占优(negativity dominance)理论的视角来看,以互联网为主要信息来源的人选择性关注负面社会信息的可能性更高。因而,本文提出以下假设:

假设 1: 和以传统媒介为主要信息来源的青年相比,以互联网为主要信息来源的青年的社会信任水平更低。

社会交往与信任之间的关系历来受到重视。卢曼(Luhmann,1979)指出,信任是用来减少社会交往复杂性的机制。巴伯(Barber,1983)将信任视为一种通过社会交往所习得和确定的预期。格兰诺维特(Granovetter,1985)的嵌入理论(embeddedness theory)认为,行动者的行为既是自主的,同时也“嵌入”到互动网络当中,受到社会结构的制约,而信任是建立在互动基础之上的。杨中芳和彭泗清(1999)认为,如果没有交往对象的认可及回报,便不会有信任行为。本文希望进一步探讨的是,面对面的社会交往能否对互联网使用对社会信任的影响产生调节效应。因而,本文提出以下假设。

假设 2: 在社会信任水平方面,互联网使用对社会交往(特指面对面交往)较频繁的青年的负面影响更弱。

除了强调社会交往对信任的影响外,巴伯(1983)还特别指出,信任是与文化情境密切相关的社会现象。有研究指出,如果将儒家文化看成一种身份认同,那么中国人便因为共享同一种价值观念而成为一个共同体,这时认同儒家文化的人就表现出对他人的高度信任(胡安宁、周怡,2013a)。因

此存在这样的可能,即对受传统文化影响较深的人来说,即使他们接收到一些负面社会信息,“人性善”的价值观念和共同体认同依然能支撑他们保持相对较高水平的社会信任。此外,在我国,中共党员是颇为重要的政治身份,政治忠诚是选拔党员的重要参考标准。针对国内大学生的研究指出,相较于非党员群体,党员群体的国家认同感更强(杜兰晓、房维维,2013)。中共党员较强的国家认同有助于削弱网络负面社会信息对他们的影响。因而,本文提出以下假设。

假设 3: 在社会信任水平方面,互联网使用对受传统文化影响较深的青年的负面影响更弱。

假设 4: 在社会信任水平方面,互联网使用对拥有中共党员身份的青年的负面影响更弱。

### 三、数据、变量与方法

#### (一) 数据来源

采用中国人民大学主持的“中国综合社会调查”(chinese general social survey, CGSS) 2013 年数据。CGSS 2013 覆盖中国大陆 28 个省级行政区(不包括海南、西藏、新疆) 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,总样本量为 11438 人。其中,17 岁至 40 岁的青年样本量为 3898 人。在删除变量信息缺失或不完整的观察值后,总样本量为 3230 人。

#### (二) 变量操作化

##### 1. 因变量

因变量是社会信任水平。CGSS 2013 询问受访者“总的来说,您同不同意在这个社会上,绝大多数人都是可以信任的?”(1 = 非常不同意, 2 = 比较不同意, 3 = 说不上同意不同意, 4 = 比较同意, 5 = 非常同意)。因变量的处理包括两种形式。一种是按照同意程度由弱到强记为 1 至 5; 另一种则将其转化为二分类变量,对回答“比较同意”、“非常同意”和“说不上同意不同意”的赋值为 1; 对回答“非常不同意”和“比较不同意”的赋值为 0。

##### 2. 自变量

自变量是以互联网为主要信息来源。CGSS 2013 问及受访者日常最主要的信息来源,包括报纸、杂志、广播、电视、互联网(包括手机上网)和手机定制消息等几类媒介。本研究将以互联网为主要信息来源的受访者归为一类; 以传统媒介作为主要信息来源的受访者归为另一类。以互联网为主要信息来源的赋值为 1; 以传统媒介为主要信息来源的赋值为 0。

##### 3. 调节变量

包括 3 个调节变量。与朋友聚会的频率即一年内受访者与朋友聚会的频率(1 = 几乎从不, 2 = 一年数次, 3 = 每月一次或以上)。该变量作为度量受访者社会交往频率的指标纳入模型。受传统文化影响的程度以受访者过春节、中秋节、元宵节、二月二、小年、端午节等 8 种中国传统节日的种类数加上 1 作为代理变量。该变量的数值越大,在一定意义上表明受访者受传统文化影响的程度越深,或者说对传统文化的认同感越强。中共党员即受访者拥有中共党员身份。

##### 4. 控制变量

控制变量包括年龄、性别、是否居于城市、是否流动人口、宗教活动参与频率、是否有工作、受教育年限、人均家庭年收入的自然对数值、健康自评、主观阶层和居住省份虚拟变量等。

#### (三) 统计方法

在以往分析媒介效应的研究中,一个长期被忽视的问题是自选选择偏误,它主要指结果变量在某种程度上被个人选择所决定(Cameron & Trivedi, 2005)。具体到本研究,自选选择偏误是指个体以特定媒介作为主要信息来源的概率受其他一些因素的影响,而这些因素可能同时影响因变量(社会信任水平)。例如,一方面,男性往往更倾向从互联网获取信息; 另一方面,性别可能和社会信任水平存在关联(比如男性由于承载了相对更大的工作和生活压力而持较低的社会信任水平)。因而,如

果单纯看以互联网为主要信息来源的群体和以传统媒介(主要是电视)为主要信息来源的群体之间的社会信任水平差异,我们难以判断这究竟是由不同媒介的传播效果差异造成的,还是由两类媒介使用者的性别结构差异造成的。

为了尽可能削弱媒介使用所引发的自选择偏误,本文使用了倾向值分析的方法,在预测倾向值的基础上使用倾向值匹配(propensity score matching)和倾向值加权(propensity score weighting)。所谓“倾向值”(propensity score)是指被研究的个体在被控制可观测到的混淆变量的情况下被分配到某一特定干预组的条件概率(Rosenbaum & Rubin, 1983)。通过倾向值匹配或加权的方法,倾向值相同的干预组(以互联网为主要媒介的群体)和控制组(以传统媒介为主要媒介的群体)所包含的其他协变量不再具有系统性差异(Guo & Fraser, 2015)。此外,一些研究在贪婪匹配(greedy matching)的基础上利用匹配样本做进一步分析(胡安宁、周怡, 2013b; Guo et al., 2006; Zhang, 2015)。本文也进行了基于一对一最近邻匹配(one-to-one nearest neighbor matching)样本(卡尺为0.025、无替换匹配)的多元回归分析。

表 1 匹配前后样本的个体层次变量描述性统计

变量	原始样本( N = 3220)		匹配样本( N = 1540)	
	均值( 百分比)	标准差	均值( 百分比)	标准差
社会信任	3. 17	1. 04	3. 13	1. 05
以互联网为主要媒介	45. 00		50. 00	
聚会频率	2. 49	. 62	2. 56	. 58
受传统文化影响程度	6. 28	1. 80	6. 38	1. 75
中共党员	8. 70		10. 06	
年龄	31. 03	6. 33	30. 59	6. 14
男性	48. 70		50. 06	
城市居民	68. 48		76. 36	
在婚	74. 81		77. 14	
流动人口	17. 58		17. 99	
宗教活动参与频率	1. 40		1. 28	
有工作	78. 27		79. 87	
受教育年限	11. 58	3. 98	12. 20	3. 14
人均家庭年收入	9. 68	. 98	9. 77	. 86
自评健康	4. 20	. 85	4. 27	. 80
幸福感	3. 82	. 79	3. 85	. 77
主观阶层	4. 50	1. 59	4. 56	1. 61

本文基于匹配样本的多元回归模型将纳入“以互联网为主要信息来源”变量与其他变量的交互项。以互联网为主要信息来源的人和以传统媒介为主要信息来源的人可被视为两类群体,即使通过倾向值平衡了混淆变量的群体间差异,这两类群体仍可能存在不同的未被观测到的异质性,如使用 Logistic 或 Probit 系列模型可能引发残差变异(residual variation)问题。对 Logistic 或 Probit 系列模型来说,即使群体间的残差方差只存在较小差异,直接用交互项来比较群体间的系数差异仍会带来很大偏差(洪岩璧, 2015)。

在讨论如本文的定序因变量时,唐启明(2012)指出,使用常规最小二乘(ordinary least squares)回归也是一种选择,一些以定序变量为因变量且涉及系数比较的研究使用了 OLS 模型以应对残差

方差变异(胡安宁、周怡 2013b; 胡安宁 2014; Wang & Xie, 2015)。本文在构造基于匹配样本的多元分析模型时根据因变量性质分别使用了 OLS 模型和 Logistic 模型。表 1 展示了匹配前样本和基于一对一最近邻匹配(卡尺为 0.025、无替换匹配)的匹配后样本的个体层次变量基本情况。

## 四、研究结果

### (一) 互联网使用对青年社会信任水平的影响

为了处理潜在的自选择偏误,本研究首先对倾向值进行了估算。以二分变量“以互联网为主要信息来源(=1)”或“以传统媒介为主要信息来源(=0)”作为因变量,本文构造了 Logistic 模型(见表 2)。该模型的 Pseudo R<sup>2</sup> 达到了 27%,表明拟合状态较为理想。因而可以认为该模型考虑到的变量对个体是否选择以互联网为主要信息来源具有一定的预测力。从表 2 可以发现,相对年轻、男性、居于城市、单身、学历较高、家庭经济条件较好、宗教活动参与频率较低、居于东部地区的青年以互联网为主要信息来源的可能性更大。

表 2 预测倾向值的 Logistic 回归分析(N = 3220)

变量	系数	标准误	最近邻匹配的平衡检验	
			匹配前 t 值	匹配后 t 值
年龄	-.086***	.009	18.92***	.04
男性	.227**	.088	5.80***	.97
城市居民	.513***	.113	17.44***	.60
在婚	-.393**	.130	19.79***	.36
受教育年限	.229***	.014	32.55***	.98
人均家庭年收入(ln)	.293***	.057	20.49***	.47
宗教活动参与频率	-.094*	.040	5.39***	.25
东部地区居民	.244*	.095	13.39***	.00
常数项	-3.297***	.549		
Pseudo R <sup>2</sup>	.273			

注: \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001(双尾检验)。下同。

我们通过倾向值匹配来评估以互联网为主要信息来源的群体(干预组)和以传统媒介为主要信息来源的群体(控制组)在社会信任水平方面是否有显著差异。本研究使用了一对一最近邻匹配、半径匹配(radius matching)和核匹配(kernel matching)三种匹配方法。经过各种匹配,每个混淆变量(年龄等)的均值在干预组和控制组之间不再具有显著差异,此时我们可以说这样的匹配样本是“平衡”的。表 3 报告了最近邻匹配的平衡检验结果,图 1 展示了实施一对一最近邻匹配(卡尺为 0.025、无替换)前后的干预组和控制组之倾向值的核密度(kernel density)分布曲线,经匹配后干预组和控制组的两条曲线的交叠部分明显增大。这说明两组样本之间的差异缩小。同时,其他两种匹配方案的匹配样本也都通过了平衡检验。

在表 3 中,ATT(the average treatment effect on the treated)是对干预组的平均处理效应,它等于以互联网为主要信息来源者的平均社会信任水平(1至5评分)减去他们被当成是以传统媒介为主要信息来源者时的平均社会信任水平。同时,匹配样本中倾向值的取值范围被称作“共同支持域”(common support region)。由于共同支持域不总是覆盖研究的全部样本,对一些干预组样本可能找不到相匹配的控制组样本,而且一些控制组样本可能并不被使用。因此匹配后的干预组和控制组的案例可能并不等同于原始样本,即匹配是一个再抽样过程。在各种匹配方案下,ATT 的数值都显

显著于 0 的负值。它们代表了与以传统媒介为主要信息来源的人相比,以互联网为主要信息来源所导致的社会信任水平的下降程度。

表 3 倾向值匹配的分析结果

匹配方案	干预组		控制组		ATT [T] - [C]	bootstrap 标准误
	均值 [T]	案例数	均值 [C]	案例数		
最近邻匹配	3.073	770	3.183	770	-.110*	.055
半径匹配	3.134	1445	3.256	1748	-.122*	.058
核匹配	3.133	1449	3.258	1771	-.124*	.056

注: (1) 最近邻匹配: 一对一匹配, 卡尺 = 0.025, 无替换, 重复抽样 500 次。罗森鲍姆和鲁宾 (Rosenbaum & Rubin, 1985) 建议了选取卡尺大小 (caliper size) 时的标准: 设  $EPS = \ln [(1 - PS) / PS]$ , “EPS” 即估计倾向值 (estimated propensity score), “PS” 即倾向值 (propensity score)  $S_1^2$  为干预组 EPS 的方差  $S_{OR}^2$  为控制组 EPS 的方差,  $S = [(S_1^2 + S_{OR}^2) / 2]^{1/2}$  则合理的卡尺大小为卡尺  $\leq 0.25S$  此处  $0.25S = 0.314$ ; (2) 半径匹配: 卡尺 (半径) = 0.01, 重复抽样 100 次; (3) 核匹配: Epanechnikov 核匹配, 重复抽样 100 次。

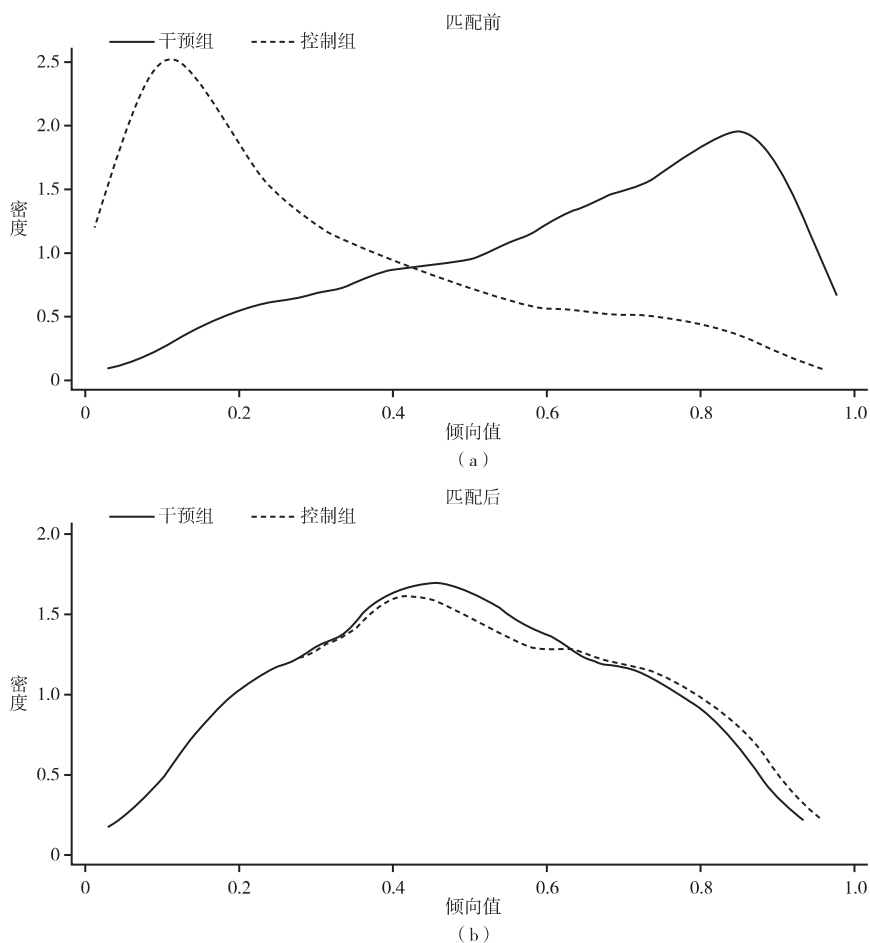


图 1 干预组和控制组的倾向值核密度图

表 3 报告的倾向值匹配的分析结果只是在通过参数模型 (Logistic 模型) 估算了倾向值的基础上简单比较了组间差异, 因而是一种半非参数性方法 (胡安宁, 2012)。接下来, 我们将进行匹配后

分析——基于一对一最近邻匹配样本的多元回归和使用倾向值的分析——倾向值加权(见表4)。这样可以控制更多其他因素。

基于一对一最近邻匹配样本的多元回归只将匹配样本纳入了回归模型进行分析。倾向值加权并不对数据进行再抽样,因此所使用的案例和原始样本是相同的,从而避免了样本丢失问题。倾向值加权的基本方法包括逆处理概率加权法(inverse probability of treatment weighting)和标准化死亡比加权法(standardized mortality ratio weighting)。IPTW是以所有观察对象(干预组和控制组合并的人群)为“标准人群”进行调整,即估计了ATE(the average treatment effect),其中干预组样本的权重为 $1/PS$ ,控制组样本的权重为 $[1/(1-PS)]$ (Robins et al. 2000);SMRW是以干预组观察对象作为“标准人群”进行调整,即估计了ATT,其中干预组样本的权重为1,控制组样本的权重为 $[PS/(1-PS)]$ (Sato & Matsuyama, 2003)。

我们使用OLS模型和Logistic模型检验结果的稳健性。由表4可以看出,在其他因素一定的情况下,相较于以传统媒介为主要信息来源的青年,以互联网为主要信息来源的青年的社会信任水平显著更低,该结果在不同分析方案下都是成立的。以基于最近邻匹配样本的OLS回归分析为例,在控制了其他因素后,相较于以传统媒介为主要信息来源的青年,以互联网为主要信息来源的青年的社会信任水平要低出0.12个单位;以基于最近邻匹配样本的Logistic回归分析为例,在控制了其他因素后,相较于以传统媒介为主要信息来源的青年,以互联网为主要信息来源的青年对“绝大多数人可信任”持赞成或中立态度的发生比要低出21%( $1 - e^{-0.233}$ )。以上结果支持了假设1。

表4 基于匹配样本的多元回归和倾向值加权的分析结果

方案	分析结果			
	系数	稳健标准误	R <sup>2</sup>	案例数
OLS 回归				
基于最近邻匹配	-.116 <sup>*</sup>	.054	.098	1540
倾向值加权 ATE	-.140 <sup>**</sup>	.048	.083	3220
倾向值加权 ATT	-.148 <sup>**</sup>	.050	.112	3220
Logistic 回归			Pseudo R <sup>2</sup>	案例数
基于最近邻匹配	-.233 <sup>*</sup>	.117	.054	1540
倾向值加权 ATE	-.321 <sup>**</sup>	.108	.049	3220
倾向值加权 ATT	-.366 <sup>**</sup>	.117	.070	3220

注:(1)“系数”即“以互联网为主要信息来源”变量的回归系数;(2)控制的其他变量包括聚会频率、受传统文化影响的程度、是否是党员、年龄、性别、居于城市/农村、是否在婚、是否是流动人口、宗教活动参与频率、是否有工作、受教育年限、收入水平、健康自评等等;(3)倾向值加权ATE和ATT都满足平衡假定。下同。

## (二) 社会交往与价值观对互联网影响的调节效应

表5报告了有关社会交往和价值观的变量与“以互联网为主要信息来源”的交互效应,所用样本为匹配样本。模型(1a)、(2a)和(3a)的因变量为社会信任水平,使用的是OLS回归模型;模型(1b)、(2b)和(3b)的因变量为二分变量,表中报告的是Logistic模型对应的平均偏效应(average partial effects),它在一定程度上克服了Logistic模型的群体间系数不可直接比较的问题(洪岩璧, 2015)。模型(1a)和模型(1b)中的交互项系数都是显著异于0的正值。这说明,随着与朋友聚会频率的升高,以互联网为主要信息来源对青年社会信任水平的负面影响会被削弱,该结果支持了假设2。模型(2a)、(3a)和模型(2b)、(3b)中的交互项也都是显著异于0的正值。这说明,对受传统文化影响较深的青年以及具有中共党员身份的青年来说,以互联网为主要信息来源对其社会信任水平的负面影响相对较弱,从而支持了假设3和假设4。

表 5 社会交往与价值观对互联网影响的调节作用(N = 1540)

	( 1a)	( 2a)	( 3a)	( 1b)	( 2b)	( 3b)
以互联网为主	-. 619* (. 251)	-. 842*** (. 200)	-. 170** (. 058)	-. 277* (. 114)	-. 394*** (. 081)	-. 070** (. 027)
聚会频率	. 029 (. 063)	. 107* (. 049)	. 107* (. 049)	. 009 (. 027)	. 045* (. 021)	. 045* (. 021)
受传统文化影响	. 028 (. 017)	-. 032 (. 023)	. 030 (. 017)	. 011 (. 007)	-. 019 (. 011)	. 013 (. 007)
中共党员	. 108 (. 087)	. 125 (. 087)	-. 152 (. 119)	. 049 (. 039)	. 058 (. 039)	-. 056 (. 057)
互联网 × 聚会	. 196* (. 095)			. 085* (. 039)		
互联网 × 传统		. 113*** (. 030)			. 055*** (. 014)	
互联网 × 中共党员			. 552*** (. 156)			. 194*** (. 053)
R <sup>2</sup>	. 101	. 106	. 104			

注: 表中数字为系数和稳健标准误, 括号内为稳健标准误。

## 五、结论与讨论

本研究得出一些基本结论。首先, 相较于以传统媒介为主要信息来源的青年, 以互联网为主要信息来源的青年的社会信任水平显著更低, 这可能是由于互联网便利了社会负面信息的传播。其次, 社会交往与特定价值观念对互联网使用的负面影响会起到缓冲作用。随着与朋友聚会频率的升高, 以互联网为主要信息来源对青年社会信任水平的负面影响会被削弱, 这说明面对面的社交可能有利于中和互联网对社会信任的负面影响; 同时, 对受传统文化影响较深的青年以及拥有中共党员身份的青年来说, 以互联网为主要信息来源对其社会信任水平的负面影响相对较弱, 这可能是因为更强的国族认同有利于抵御互联网对社会信任的负面影响。

本研究也存在一定的局限。其一, 并未完全排除媒介使用情况的内生性问题。我们只能说研究结论有助于支持“互联网使用影响青年社会信任水平”的推论, 但不能说它完备阐明了这种因果关系。其二, 只分析了互联网使用“量”对社会信任水平的影响。但是, 人们侧重关注信息的类型不同, 互联网使用对其社会信任水平的影响效果会有所差异。其三, 其他变量涉及的内生性问题未被排除。例如, 聚会频率与社会信任水平之间可能是双向因果关系, 即可能存在联立性偏误。

### 参考文献:

- 陈云松 2013, 《互联网使用是否扩大非制度化政治参与? ——基于 CGSS2006 的工具变量分析》, 《社会》第 5 期。
- 杜兰晓、房维维 2013, 《大学生国家认同的实证研究——基于全国 31 个省区市普通高校的调查分析》, 《中国高教研究》第 11 期。
- 洪岩璧 2015, 《Logistic 模型的系数比较问题及解决策略——一个综述》, 《社会》第 4 期。
- 胡安宁、周怡 2013a, 《再议儒家文化对一般信任的负效应——一项基于 2007 年中国居民调查数据的考察》, 《社会学研究》第 2 期。
- 2013b, 《一般信任模式的跨部门差异及其中介机制——基于 2010 年中国综合社会调查的研究》, 《社会》第



- 4 期。
- 胡安宁 2012,《倾向值匹配与因果推论——方法论述评》,《社会学研究》第 1 期。
- 2014,《教育能否让我们更健康——基于 2010 年中国综合社会调查的城乡比较分析》,《中国社会科学》第 5 期。
- 李强、苏慧丽 2014,《网络新闻受众负面偏向的关注度研究——基于传播心理学视角》,《当代传播》第 1 期。
- 卢春天、权小娟 2015,《媒介使用对政府信任的影响——基于 CGSS2010 数据的实证研究》,《国际新闻界》第 5 期。
- 苏振华、黄外斌 2015,《互联网使用对政治信任与价值观的影响——基于 CGSS 数据的实证研究》,《经济社会体制比较》第 5 期。
- 唐启明 2012,《量化数据分析——通过社会研究检验想法》北京: 社会科学文献出版社。
- 杨中芳、彭泗清 1999,《中国人人际信任的概念化——一个人际关系的观点》,《社会学研究》第 2 期。
- 游宇、张光 2015,《事与愿违——财政支出导向与政治信任》,《开放时代》第 1 期。
- 臧雷振、劳昕、孟天广 2013,《互联网使用与政治行为——研究观点、分析路径及中国实证》,《政治学研究》第 2 期。
- Barber, Bernard 1983, *The Logic and Limits of Trust*. New Brunswick: Rutgers University Press.
- Bouchillon, Brandon C. 2013, “Social Ties and Generalized Trust, Online and in Person: Contact or Conflict—The Mediating Role of Bonding Social Capital in America.” *Social Science Computer Review* 32(4).
- Cameron, Colin & Pravin Trivedi 2005, *Microeconometrics*. New York: Cambridge University Press.
- Dalisy, Francis, Matthew J. Kushin, Masahiro Yamamoto, Yung-I Liu & Paul Skalski 2015, “Motivations for Game Play and the Social Capital and Civic Potential of Video Games.” *New Media and Society* 17(9).
- Granovetter, Mark S. 1985, “Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness.” *American Journal of Sociology* 91(3).
- Guo, Shenyang & Mark W. Fraser 2015, *Propensity Score Analysis: Statistical Methods and Applications (2<sup>nd</sup> Edition)*. Thousand Oaks: SAGE Publication, Inc.
- Guo, Shenyang, Richard P. Barth & Claire Gibbons 2006, “Propensity Score Matching Strategies for Evaluating Substance Abuse Services for Child Welfare Clients.” *Children and Youth Service Review* 28(4).
- Jennings, M. Kent & Vicki Zeitner 2003, “Internet Use and Civic Engagement: A Longitudinal Analysis.” *The Public Opinion Quarterly* 67(3).
- Luhmann, Nikolas 1979, *Trust and Power*. Chichester: John Wiley and Sons Ltd.
- Mutz, Diana C. 2009, “Effects of Internet Commerce on Social Trust.” *The Public Opinion Quarterly* 73(3).
- Robins, James M., Miguel Ángel Hernán & Babette Brumback 2000, “Marginal Structural Models and Causal Inference in Epidemiology.” *Epidemiology* 11(5).
- Rosenbaum, Paul R. & Donald B. Rubin 1983, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects.” *Biometrika* 70(1).
- 1985, “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score.” *The American Statistician* 39(1).
- Rozin, Paul & Edward B. Royzman 2001, “Negativity Bias, Negativity Dominance, and Contagion.” *Personality and Social Psychology Review* 5(4).
- Sato, Tosiya & Yutaka Matsuyama 2003, “Marginal Structural Models as a Tool for Standardization.” *Epidemiology* 14(6).
- Shah, Dhavan V., Nojin Kwak & R. Lance Holbert 2001, “Connecting and Disconnecting with Civic Life: Patterns of Internet Use and the Production of Social Capital.” *Political Communication* 18(2).
- Uslaner, Eric M. 2004, “Trust, Civic Engagement, and the Internet.” *Political Communication* 21(2).
- Valenzuela, Sebastián, Namsu Park & Kerk F. Kee 2009, “Is There Social Capital in a Social Network Site? Facebook Use and College Students’ Life Satisfaction, Trust, and Participation.” *Journal of Computer-mediated Communication* 14(4).
- Wang, Jia & Yu Xie 2015, “Feeling Good About the Iron Rice Bowl: Economic Sectors and Happiness in Post-reform Urban China.” *Social Science Research* 53.
- Zhang, Chunni 2015, “Military Service and Life Chances in Contemporary China.” *Chinese Sociological Review* 47(3).

作者单位: 北京大学社会学系  
责任编辑: 王 兵

**The Influence of Higher Education on Youth's First Marriage and its Gender Difference**

..... *Song Jian & Fan Wenting( 1)*

**Abstract:** Based on the data from the third phase of "Chinese Women's Social Status Survey" conducted in 2010 , this article tries to study the effect of higher education on Chinese youth's first marriage and its gender difference. According to the findings , the youth who have received higher education are more likely to be unmarried; their age at first marriage would be more late. Regarding the effect of higher education on young people's marriage possibility , there exists significant gender difference; but there is no significant gender difference in its effect on the youth's age at first marriage. For young women over 30 years old , receiving higher education is not beneficial to enter into marriage. Hence , this could verify the hypothesis put forward in this article , which is called "older women's marriage squeeze under the blended marriage pattern". We argue that the higher education could not only produce direct influence on Chinese young women's marriage possibility , but also produce indirect influence through marriage market and social gender concept.

**Keywords:** Higher Education First Marriage Gender Difference Older Women Marriage Squeeze

**Rural Disabled Males' Marriage Opportunity and Marriage Strategy under Marriage Squeeze**

..... *Liu Lige( 9)*

**Abstract:** Using the data from "Individual Survey in Hundreds of Villages" , this article tries to compare and analyze the rural disabled males' marriage opportunity and marriage strategy. According to the findings , for rural disabled males , their marriage opportunity is not optimistic , the duration of being single would last longer. For married people , the degree of "similar match" has been lowered. In order to improve marriage opportunity , the unmarried people are forced to lower their criteria in selecting spouse , and adopt such marriage strategies including marrying previously married females , conducting uxorial marriage , and marrying disabled females. This study is helpful to realize the rural disabled males' marriage dilemma from the perspective of marriage squeeze.

**Keywords:** Marriage Squeeze Rural Disabled Males Marriage Opportunity Marriage Strategy

**Contemporary Youth's Internet Use and Social Trust** ..... *Zhao Xiaohang & Li Jianxing( 19)*

**Abstract:** Based on the data from "2013 Chinese General Social Survey" , this article explores the relationship between internet use and level of social trust among contemporary youth from the perspective of media contact. According to the study , for the youth using internet as main source of information , they have lower level of social trust significantly than those using traditional media; the social intercourse and specific values have buffering roles to the negative influence of internet use. With the increase in frequency of friends gathering , the negative influence of using internet as the main source of information on youth's level of social trust would be weakened; for the youth who are deeply influenced by traditional culture and the youth who are the members of Chinese Communist Party , using internet as the main source of information has relatively weaker influence on their level of social trust.

**Keywords:** Internet New Media Media Use Trust

**Time Accumulation , User Behavior and Anonymous Community Capital**

..... *Cui Kai , Liu Dehuan & YanXidi( 28)*

**Abstract:** Different from internet community in real name , the anonymous internet community couldn't