

中国网民的政治价值观与网络抗争行为的限度

社会
2016 · 5
CJS
第 36 卷

季程远 王 衡 顾 昕

摘 要:中国的市场化转型带来了政治价值观的变化,进而重塑着个体的政治参与行为,其中包括网络抗争行为。由于种种限制,互联网并不必然带来网络抗争,个人的政治价值观是重要的影响因素。基于全国性的概率抽样调查数据,本文首先构造了个人的政治价值观倾向得分,然后用广义倾向值匹配估算了政治价值观对批评政府官员或政策和讨论集体行动这两种网络抗争行为的响应函数和干预效应。结果显示,越趋向自由民主价值观,个人拥有这两种网络抗争经历的概率越高,且呈现强化趋势。但是,这种作用具有阈值效应,即自由民主价值观达到较高水平后,更高的自由民主价值观带来的网络抗争行为的发生概率反而更低。因此,除了来自政府和体制的外在限制,网络抗争还存在着内生于行动者本身的限制。本文通过实证研究证实了政治价值观对网络抗争行为产生的内在限制。

关键词:威权价值观 自由民主价值观 网络抗争 广义倾向值匹配

Political Values of Chinese Netizens and Limitation of Online Protests

JI Chengyuan WANG Heng GU Xin

* 作者 1:季程远 北京大学政府管理学院(Author 1:JI Chengyuan, School of Government, Peking University);作者 2:王 衡 中国人民大学马克思主义学院(Author 2:WANG Heng, School of Marxist Studies, Renmin University of China);作者 3:顾 昕 北京大学政府管理学院(Author 3:GU Xin, School of Government, Peking University)E-mail:guxin@pku.edu.cn

** 本文得到复旦大学陈树渠比较政治发展研究中心跨学科学术工作坊基金项目(CCPDS-FudanNDKT15014)的资助。[This research is supported by the Interdisciplinary Academic Workshop Fund Project from Dr. Seaker Chan Center for Comparative Political Development Studies(CCPDS-FudanNDKT15014).]

本文使用的数据来自北京大学中国国情研究中心,感谢中心慷慨提供数据支持。感谢两位匿名审稿人的意见。文责自负。

Abstract: China's market transition has brought changes on people's political values as well as individual behaviors in political participation. Internet itself does not necessarily lead to political participation due to many constraints, which contains people's political values. Taking the data from a nationwide random sample, this study examines the relationship between Netizens' political values and their participation in online protests. Their basic political orientation is identified in two groups of "authoritarian" and "liberal democratic". Two areas of online protests——criticism of government officials or policies and discussion of political collective actions are looked into to compare these two groups. Generalized propensity score matching is applied to predict the dose-response function and average treatment effect of the two types of political values on online protests. We find that the liberal oriented Netizens generally have much more online protest engagements than their counterpart. However, interestingly, when one's liberal-democratic value score reaches to a certain high level, such a correlation disappears. Instead, there is a significant decrease in protest engagements among high scorers. Our tentative explanation for this threshold effect is that, similar to the "diminishing marginal utility" phenomenon in economics, political values' motivational function possibly lessens overtime. High scores can also be an indication of changes in other conventional elements in political participation such as decrease of political efficacy. Therefore, in addition to the government control and agenda-setting, personal political values influence people's political participation and constitute an internal constraint on online protests.

Keywords: authoritarian values, liberal-democratic values, online protest, generalized propensity score matching

一、引言

自改革开放以来,中国原有的全能主义体制发生了深刻的转型(Guo,2000),市场化重塑着社会价值观和政治价值观。就政治领域而言,中国民众持有的权威主义或威权价值观(authoritarian values)在强度和广度上有所减弱,而自由民主价值观有所扩张(Zhong,2005;池上新,2015)。尽管经历了时代变革和世代更替,中国人的主导政治

价值观依然具有强烈的权威主义特征,即偏好、信任并在一定程度上顺从权威政府,但同时人们也认为政府应该尊重人的自由发展以及公民权利。这样一种混杂了自由民主价值观的威权价值观被称为“分化的后权威主义”(李路路、钟智锋,2015)。政治价值观的变迁会影响个体的政治态度和行为(Inglehart,1977,1990,1997),当然也包括网民的网络政治行为,尤其是抗争行为。

互联网的接入为转型期中国的群体性抗争事件和其他非制度化政治参与提供了新的机会和平台(陈云松,2013),个人真实诉求的匿名性释放也使得对政府官员和政策的网上吐槽与批评日常化,互联网上甚至不乏对集体抗争行动的讨论和酝酿。然而,网络的传播力和动员力是否如一些观察者甚至期待者所认为的那样无远弗届、强力有效,这一问题值得探讨。一些公共知识分子欢呼互联网介入可能带来直接民主,而晚近基于调查研究的成果则持谨慎怀疑的态度,网络审查、数字不平等这些因素都是其限度所在。艾尔斯(Ayres,1999)提出,抗争理念和策略固然可以借助网络快速有效地传播到全球,也可以大大强化原本差异化显著的个体和群体共享抗争资源和策略的程度,甚至也展示出将不可靠和不可证实的信息转化为全球性电子骚乱(global electronic riot)的力量,但网络动员依然有其局限性,除了时间和空间的限制之外,网络能否成为一种塑造文化同质化(cultural homogenization)的力量以利于抗争氛围的营造,依然是未解之谜。

在中国,互联网究竟仅仅是供网民发泄不满的一个渠道,还是有可能成为网络抗争甚至社会抗议的有效动员工具,或简言之,网络抗争的限度何在,这是一个值得深究的学术问题,也具有现实意义。网民的政治价值观植根于个人的特质,同时也是营造网络文化的重要决定因素,政治价值观对网络批评性表达和抗争行动的影响是值得深入研究的课题。加里·金等人(King, *et al.*, 2013, 2014)基于大数据对中国网民进行了研究,揭示了网络上批评政府官员和讨论集体行动所遭遇的不同,具有广泛的影响;但由于难以获得网民个体的社会人口学信息,因此难以对其网上行为的内在影响因素及其限度进行分析。为填补这一空白,本文使用基于全国概率抽样的调查数据,用实证的方法检验政治价值观对两种网络抗争行为的影响,旨在深入认识网络抗争行为。

二、文献回顾与研究假设

依据社会学者和政治学者普遍采用的社会抗议和抗争政治的定义(Tong and Lei, 2013; Edwards, 2014; Chen, 2012), 本文认为, 作为社会抗议和抗争政治的一种表现, 网络抗争是存在于网络上的一种带有反抗性和反对性的政治行为。互联网拥有一系列特性, 包括开放性、反控制、低成本、匿名性、互动性(李永刚, 2009), 这些特性的结合不仅使普通人有了抗争的机会和平台, 而且促进了人们的自我表达, 尤其是对不满的表达(即“吐槽”)。互联网的开放性和低成本为人们提供了丰富的信息, 而匿名性迎合了个体偏好伪装的冲动(Farrell, 2012)。关于抗争行动的一些必备要素如信息传播、认同凝聚、动员平台等, 互联网都可以提供良好的支持。凯利·加勒特(Kelly Garrett, 2006)总结了互联网在抗争中的作用, 即“作为动员结构”“作为政治机会”以及“作为框架化工具”, 该观点已经广为接受。在这三种作用的互动下, 网络空间中出现了大量的抗争行为。

就中国而言, 伴随着一些标志性事件的发生, 网络抗争逐渐受到学界的关注。在2007年爆发的厦门PX事件¹中, 网络舆情的发酵引发抗争民众在儿童节“散步”(孙玮, 2007)。2009年发生的“邓玉娇刺官案”²是网络抗争向现实行动转化的标志性事件, 大批网民不仅在网上抗争, 而且还自发组织了“网民后援团”涌向恩施, 一度导致当局封锁当地港口加以阻止(尹连根, 2010)。这两个标志性事件使互联网在社会抗争事件中的动员作用得以展现。当然, 随着媒介动员和网络传播在抗争行动中的作用日渐凸显, 一些抗争行动已经将网络和媒体传播视为一种重要的选择性策略(吕德文, 2012)。围绕这些标志性事件, 国内对网络抗争事件的研究开始涌现。谢金林(2012)和方师师、郭文丰(2014)对网络抗争的类型进行了讨论, 前者根据抗争对象、抗争诉求、抗争形成、抗争程度、抗争结果对网络抗争进行了细致的划分, 后者基于2014年中国网络社会形态调查数据指出, 网络抗争可以细分为“资源权力型网络抗争”“公共论题型网络抗争”“价值观念型网络抗争”以

1. 即当地民众对海沧半岛计划兴建的二甲苯[PX]项目所进行的抗争事件。

2. 湖北省恩施州巴东县野三关镇雄风宾馆女服务员邓玉娇用水果刀刺死一名涉嫌对其性骚扰的政府工作人员, 刺伤两名, 被恩施州公安局认定邓玉娇“防卫过当”, 移送检察院起诉。

及“个人困扰型网络抗争”。在研究方法上,多数研究成果主要采用案例研究法(李婷玉,2011;谢金林,2012;刘秀秀,2013)。一些论文还对特定时间段的网络群体性事件进行了比较研究,如李良荣等(2013)运用定性比较分析法(QCA)对2010年至2011年间发生的195个网络群体性事件进行了大样本案例量化分析,以探索网络群体性事件爆发的机理;有学者分析了2002年至2012年的182个重要网络事件的发生诱因、表现、结局以及背后的国家与社会关系的调整(曾繁旭等,2014;钟智锦、曾繁旭,2014)。但总体来说,基于个体微观数据对网络抗争行为的高质量实证研究仍比较缺乏。

网络抗争行动有强弱之分。较弱的抗争活动是对社会与政治事务的网上吐槽、讨论和辩论,较强的抗争活动包括网络抗争行动(如签名请愿等)乃至集体行动的网上动员(杨国斌,2013)。加里·金等人(King, *et al.*, 2013, 2014)考察了两种抗争行为在中国互联网监管下的不同结果。问题在于,究竟何种因素影响网民投身于何种程度的网络抗争?很多人仅仅基于发生在一些国家和地区的显著性“革命”个例,就印象式地断定网络抗争的效力无限(Diamond, 2010; Farrell, 2012);但也有学者对此有所质疑,例如,麦考伊和艾尔斯(McCaughey and Ayers, 2013)编著的论文集汇集了“网络行动”的系统性研究成果,其中收录的一些文章怀疑互联网作为社会动员工具的效力,探讨了网络对抗争行动促进作用的可能限度。网络对中国语境下抗争行动的促进作用已经获得了研究者的证实(陈云松, 2013),但是与早期互联网传入中国可能带来直接民主的普遍乐观不同,近来,互联网在抗争行动中的限度也得到了更多研究者的关注。首先,数字鸿沟可能加深政治资源获取的鸿沟,使得原本不具有优势、远离网络技术的人群更严重地被排除在互联网的影响之外(Norris, 2001),因而网络并不会自发地带来抗争行动,重要的是人们如何使用了网络(孟天广、季程远, 2016)。其次,在斯诺登事件后,技术的两面性凸显,互联网促进直接民主的同时也为政府的审查和控制提供了便利。政府完全有能力对网络进行监控,加里·金等人(King, *et al.*, 2013, 2014)曾研究了在中国广泛存在的网络审查及其效力。再次,黄荣贵等学者(2015)分析了40个拆迁抗争案例,考察了意见领袖介入与否以及新媒体报道介入与否对这些抗争成功与否的影响,结果表明,这两个因素都不是抗争成功的充分条件,

中央政府介入和中央媒体报道的强干预才是关键,这表明互联网意见领袖和新媒体的作用都存在限度。最后,黄荣贵等学者(2015)也强调了框架化策略差异的不同结果,即框架化在抗争运动研究中占据重要地位,是一种有意识的策略性行为;也就是说,更关键的不在于是否使用了互联网,而在于究竟采取了怎样的框架化策略。郑雯等(2015)还提出了抗争文化框架,包括传统底层道义型框架、社会主义意识形态框架和现代法理型框架,这也从另一个角度论及了价值观对抗争文化营造的影响。然而,这些研究大多以抗争行动作为研究的基本单位,例如对抗争行动结果走向的比较和统计分析,而较少关注参与其中的个人的特征。事实上,个体为何参与抗争行动也应当是重要的研究议题。

就网络抗争的诸多影响因素而言,政治价值观的重要性不容忽视。价值观是个体对不同情况进行判断的基础,人们通过改变行为来适应价值观(Ball-Rokeach and Loges,1994),另一方面,价值观也会随着社会经济政治境况的变迁而发生变化。英格尔哈特和贝克(Inglehart,1977,1990,1997;Inglehart and Baker,2000)研究了发达国家民众的价值观从物质主义向后物质主义的转型,对政治文化研究产生了深远影响。很多学者发明了不少量表,将价值观的度量操作化,并进行了一系列有关价值观与政治参与的研究。索蒂罗维奇和麦克劳德(Sotirovic and Mcleod,2001)的研究在价值观和政治参与之间纳入了沟通模式变量,发现价值观和沟通模式对政治参与的交互作用。贝思利(Besley,2006)的研究则探讨了价值观与媒介使用对政治参与的交互作用。从物质主义向后物质主义的社会价值观转型自然也会对政治价值观和政治行为产生影响。英格尔哈特(Inglehart,1977,1997)发现,在后物质主义社会,尽管制度化政治参与的水平更高,但人们依然倾向于参加一些非传统的政治活动,包括抗争。

政治价值观在建构个人的政治观念中发挥着重要作用(Kinder and Sears,1985),而持有不同政治价值观的人会有不同的政治行为。政治价值观常被区分为“权威主义”与“自由民主”两种基本类型。“权威主义”或“威权价值观”在有关政治文化的文献中是通用的概念,只不过一些文献将其对立面称为“自由至上主义价值观”(libertarian)(Flanagan and Lee,2003)或“自由主义价值观”(liberal values)(Miller, *et al.*, 1998; Levintova,2006),而另一些文献(尤其是关于中国政治

文化的研究文献)称之为“民主价值观”(democratic values)(Shi,2001; Zhong,2005;Morselli and Passini,2012)。本文在这里不考虑自由至上主义(libertarianism)、自由主义(liberalism)和民主(democracy)作为价值观或政治理念在哲学意义上的深刻差别,而将与“威权价值观”相对应的政治价值观笼统地称为“自由民主价值观”(liberal-democratic values),简称“民主价值观”。

威权价值观植根于社会心理学,有学者已经透彻研究过权威主义人格(Jost and Sterling,2015),主要表现在个体对权威的态度,即对权威的敏感、崇拜、依赖和服从,具有我族中心主义取向,对人群持有社会刻板印象(Sidanius and Pratto,2001)。在中国文化背景下,威权价值观在家族中表现为父权至上,在国家中表现为君权至上(杨国枢、余安邦,1993)。威权价值观有可能使民众对自身的政治能力产生怀疑,对政治系统回应的预期降低,或过分容忍权威的行为,从而对政治事务持传统和保守的倾向。马得勇(2007)对亚洲民主价值观调查数据的分析发现,相对于西方,在专制和威权统治的漫长历史中形成的威权价值观在二十世纪与二十一世纪之交仍然支配着东亚地区人们的行为,尽管该地区的政治体制已经或正在发生深刻的转型。

与威权价值观相比,民主价值观恰恰相反,它体现为个体的公民意识、权利意识和民主意识的凸显(Miller, *et al.*, 1998;Howell,2006; Levintova,2006;Li,2010)。伴随着现代化、世俗化和权威的脱魅化,民主价值观日趋强烈的人们倾向于更多的政治参与,对政治回应的诉求更强,同时也可能对政治或政策更加不满。

中国网民就诸多政治、经济、社会议题的争论或争吵随处可见,一些争论已经脱离理性的轨道,呈现明显的“左”“右”派分化,体现了不同价值观的激烈冲突(马得勇、张曙霞,2014;马得勇、王丽娜,2015)。价值观的冲突所引发的意识形态争议是网民网络行为的一个方面;另一方面,个体的政治价值观形塑着人们使用互联网的方式,影响着人们的网络政治参与方式和强度,最终也形塑着网络政治行为的效力。但是,政治价值观的作用依然有其限度,人们的行为并不完全受价值观支配,个体的抗争行动还会受到传统因素的影响,理性选择、社会经济地位、资源(时间和金钱)等都是政治参与的常规解释因素。就利益相关者理论而言,很多抗争行动的发生起源于利益受损者的不满,而政治价值观

在其中的角色是影响行为的烈度。因而,政治价值观对抗争行为的作用可能并非连续统一,而是存在一个限度。也就是说,在抗争行为发生概率已然较高的条件下,政治价值观的影响可能会趋缓,甚至下降,其他更为关键的因素将主导抗争行为的参与与否。抑或政治价值观的转变会引发其他影响因素的变化,例如个人的政治效能感,随着个体自由民主价值观的生发,其政治效能感会下降,投入抗争行动的可能性也随之下降。据此,本文提出以下假设:

假设:随着个体的政治价值观从威权价值观向自由民主价值观靠近,个体参与网络抗争的概率会先升高后下降。

三、数据与方法

(一)数据来源

本研究数据来源于北京大学中国国情研究中心 2014 年设计并实施的“互联网与社交媒体调查”。该调查采用“GPS 辅助的区域抽样”(Landry and Shen, 2005)与分层多阶段相结合的抽样方法,可以有效地解决传统户籍抽样中存在的难以覆盖流动人口、户籍资料不精确、人户分离等问题。这项调查的初级抽样单位涉及 70 个县,共计 3 747 个个案,有效完成率为 66%。本研究利用此次调查中的网民样本,共 1 953 个,删除因变量和自变量缺失的样本,剩余样本量为 1 856 个。

(二)变量选择

本研究的因变量是网络抗争行为,这与社会抗议与抗议政治所研究的抗争行为并不完全一致,根据杨国斌(2013)和加里·金等人(King, *et al.*, 2013, 2014)的研究,网络上的抗议行为有强弱之分,本文研究的日常批评和集体行动并不如常规的社会抗议与抗议政治研究中的研究对象烈度大。依循加里·金等人(King, *et al.*, 2013, 2014)的分类,本文将网络抗议分为强弱程度不同的两种抗争行为,一是批评政府官员或政策,二是讨论集体行动,分别对应于问卷中对是否“在网上批评政府官员或政策”和“网上讨论游行/静坐/示威/群体性事件”的回答。本研究样本中回答在互联网上有过批评政府官员或政策经历的受访者占 5.3%,在互联网上讨论过集体行动的受访者占 4.9%。

本研究的核心自变量是政治价值观。威权价值观主要通过问卷中的以下问题进行测量,询问受访者对以下叙述同意的程度:“政府应该

把互联网全部管起来”“一种意见能否在网上流传,应由政府决定”“总体来说,中国比其他大多数国家都好”“我国目前的政治制度是最适合中国国情的”。信度系数为 0.65,且使用因子分析发现测量的是同一个维度,可以构建为威权价值观变量。民主价值观主要通过问卷中的以下问题进行测量,也是询问受访者对以下叙述的同意程度:“人们应该通过公开、公正、定期选举来选择领导人”“政策制定要遵循少数服从多数的原则”“人们应该享有言论、游行、示威自由”“人们应该有机会通过选举来更换政府”“民主就是要实现人民当家作主”。信度系数为 0.72,且使用因子分析发现测量的是同一个维度,也可以构建为民主价值观变量。

一些样本对以上问题的回答存在一定程度的缺失,并未全部作答,就此放弃这些个案不仅可惜,还会影响到样本的代表性。针对此问题,本文采用心理学中常见的项目反应理论(item response theory, IRT)中的等级反应模型(grade response model)(Samejima, 1969; Thissen and Steinberg, 1986; Zheng and Rabe-Hesketh, 2007),利用经验贝叶斯方法(empirical bayes, EB)估算个体的潜在特质(latent trait),即个人的威权价值观和自由民主价值观的分值。与常用的复合指标构建方法因子分析相比,贝叶斯项目反应理论有明显的优势,它可以方便地得到个体的潜在特质,不需要输入的题项服从正态分布假定,亦可以处理非线性关系。同时,就本文而言,采用贝叶斯项目反应理论可以使我们将存在缺失值的个案全部纳入分析之中,平衡了后文使用的广义倾向值匹配暂不支持多重插补的问题。

据此,本研究应用等级反应模型估算个人的威权价值观和民主价值观分值,估算结果的摘要见表 1。等级反应模型为双参数模型,包括参数 α 和参数 β 。参数 α 为区分度,它能反映题项区分受访者潜在特质的能力。不同的题项有不同的区分度,区分度大的题项能够更好地将不同水平的受访者区分开来。例如在威权价值观的测量中,“一种意见能否在网上流传,应由政府决定”这一问题的区分度最好,表明该题项最有利于区分不同受访者的威权价值观。参数 β 为难度系数, β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 分别代表着与“非常不同意”“不同意”“一般”“比较同意”“非常同意”5 个选项的边界对应的个体的潜在特质。“政府应该把互联网全部管起来”和“一种意见能否在网上流传,应由政府决定”这两个叙述

只存在“非常不同意”“不同意”“比较同意”“非常同意”4个选项,但解释方法类似。实际上,在题项本身的区分度 α 和难度系数 β 确定的情况下,受访者对每一个题项的回答都会有一个潜在特质得分,也就是说,潜在特质是区分度、难度系数和应答的一个函数,最后在考虑缺失值后合并即为潜在特质。例如,“政府应该把互联网全部管起来”这一问题的 β_1 为-1.60,该系数表明个体威权价值观小于-1.60时,倾向于选择“非常不同意”这一选项,而威权价值观在-1.60和-0.05之间的受访者倾向于选择“不同意”选项。本文最终将威权价值观和自由民主价值观转化为0-1的区间值,以便后续解释和理解。

表 1:威权价值观与自由民主价值观的等级反应模型结果摘要

| 题项 | 参数 | | | | |
|------------------------|----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | α | β_1 | β_2 | β_3 | β_4 |
| 威权价值观 | | | | | |
| 政府应该把互联网全部管起来 | 2.91 | -1.60 | -0.05 | 1.42 | — |
| 一种意见能否在网上流传,应由政府决定 | 3.08 | -1.33 | 0.42 | 1.76 | — |
| 总体来说,中国比其他大多数国家都好 | 0.66 | -7.93 | -4.17 | -2.13 | 1.09 |
| 我国目前的政治制度是最适合中国国情的 | 0.65 | -8.16 | -4.67 | -1.88 | 1.50 |
| 自由民主价值观 | | | | | |
| 人们应该通过公开、公正、定期选举来选择领导人 | 2.00 | -3.23 | -2.25 | -1.37 | 0.88 |
| 政策制定要遵循少数服从多数的原则 | 1.97 | -3.32 | -2.00 | -1.09 | 1.02 |
| 人们应该享有言论、游行、示威自由 | 1.59 | -3.36 | -1.91 | -0.86 | 1.30 |
| 人们应该有机会通过选举来更换政府 | 1.55 | -2.77 | -1.54 | -0.53 | 1.42 |
| 民主就是要实现人民当家作主 | 2.30 | -3.14 | -2.21 | -1.20 | 0.54 |

理论上,威权价值观和自由民主价值观应当具有单一维度,人们的政治价值观分布在完全的威权价值观到完全的自由民主价值观之间。因而,如果是单独测量,个体较高的威权价值观分值应当对应着较低的自由民主价值观分值,换句话说,威权价值观和自由民主观应当呈现显著的负相关关系。但是,本文发现,中国网民的威权价值观分值和自由民主价值观分值在1%的显著性水平上正相关,相关系数为0.13。乍一看,这一结果与常理不符,但其实不然,因为绝大多数人的价值观并不一定非常坚定,他们在日常的表达与行为中和回答问卷调查问题时不一定会清晰地展示自己的价值观,更何况还有很多人在价值观上存在着摇摆性、中庸性、非一致性等现象。这使得在我们的问卷调查中,每一个个体基本上都能同时获得一定的威权价值观分值和民主价值观

分值。无论高与低,单一维度的威权价值观分值或民主价值观分值都不能准确地表明个体真实的倾向。虽然这种测量策略不能直接方便地获得政治价值观,但却真实呈现了现实社会中人们的政治价值观混杂的情况,个体可能同时渴望威权政治和民主政治的优点。当然,个人仍然有一定的政治价值观倾向,本文尝试用以下办法将个体区分为威权取向者、民主取向者或中庸者。

本文将通过图 1 来说明这一问题。假定个体的威权价值观和民主价值观分值相等,那就是彻底的中庸者,落在图 1 中的直线 $y = x$ 上。极端的威权主义者处在 P_1 点,而极端的自由民主者处在 P_2 点。当然这种具象化的举例没有实际意义,在现实世界中,这样的人极少,而在本文的样本中,这三类个案的数量为零。

所有落在该直线上方三角形中的个体,例如图 2 中的点 $P_0(x_0, y_0)$, x_0 为个体 P 的自由民主价值观得分, y_0 为其威权价值观得分,后者高于前者,因此是具有权威主义取向的个体。该点与直线 $y = x$ 的直线距离是个体 P_0 的权威主义倾向值。对于自由民主取向的个体,道理也一样。距离直线越远意味着个体的政治价值观倾向越清晰、越强烈。利用点到直线距离公式(式 1)可获得任意个体的政治价值观倾向得分。

$$d = \frac{|Ax_0 + By_0 + c|}{\sqrt{A^2 + B^2}} \quad (1)$$

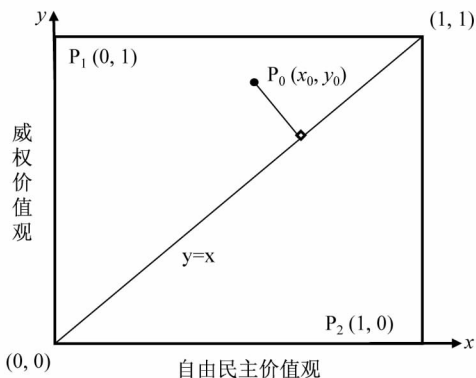


图 1:个体威权价值观和自由民主价值观的关系

将直线 $y = x$ 代入式 1, 计算出政治价值观倾向得分 d , 然后转化为 0-1 之间的值, 0 表示完全的权威主义者, 1 表示完全的自由民主主义者, 完全的中庸者得分为 0.5, 数值在 0.5-1 之间为偏向自由民主的受访者, 0-0.5 之间为偏向权威主义的受访者。

$$d = \frac{x_0 - y_0}{\sqrt{2}} \quad (2)$$

本文使用的其他变量以受访者的主要人口学变量信息为主, 包括性别、年龄、受教育程度、体制内外、居住地、是否为流动人口、就业状况、是否为党员、网友数(取自然对数)、网龄、集体性介入、个体性介入、个人表达、社会满意度等变量。描述性统计见表 2。

表 2: 变量的描述性统计结果 (N=1 856)

| 变量名 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------------|-------|-------|-----|------|
| 性别(男=1) | 0.51 | 0.50 | 0 | 1 |
| 年龄 | 35.53 | 11.46 | 18 | 79 |
| 受教育程度 | 2.90 | 0.94 | 1 | 4 |
| 体制内外(体制内=1) | 0.21 | 0.41 | 0 | 1 |
| 居住地(城市=1) | 0.61 | 0.49 | 0 | 1 |
| 流动人口(是=1) | 0.18 | 0.38 | 0 | 1 |
| 就业(是=1) | 0.71 | 0.45 | 0 | 1 |
| 党员(是=1) | 0.12 | 0.32 | 0 | 1 |
| 网友数(自然对数) | 4.10 | 1.57 | 0 | 8.29 |
| 网龄 | 7.46 | 3.81 | 1 | 30 |
| 集体性介入 | 2.01 | 1.52 | 0 | 6 |
| 个体性介入 | 2.39 | 1.48 | 0 | 6 |
| 自我表达 | 0.12 | 0.25 | 0 | 1 |
| 社会满意度 | 0.47 | 0.15 | 0 | 1 |

其中“体制内外”通过询问受访者的单位性质进行编码, 题干为“您目前在下列哪种性质的单位工作”, 将党政机关、国有企事业单位定义为“体制内”。体制力量会约束体制内个体的行为, 尤其是在集体行动中。另外, 使用互联网并不意味着个体自然地会卷入政治, 网络提供了丰富的信息, 但个体对信息的处理作为重要的中介变量决定着个体是否会参与政治行为(黄荣贵, 2010)。对互联网的使用方式影响着个体的网络抗争行为, 这就是集体性介入和个体性介入的区分, 问卷有两个问题询问了受访者使用互联网的目的: “过去一周之内, 您上网做过以

下事情吗?”“过去一年中,您在网做下列哪些事情”。根据使用目的的不同,本文对个体性介入和集体性介入加以区分(孟天广、季程远,2016),传播学等已有研究将相似的变量命名为媒介使用,根据使用目的分为若干类,但是这种分类并未抓住本质,即互联网的社交型使用和个体型使用存在差别。个体性介入指公民以个人化方式介入和使用互联网,而集体性介入指公民互动式地以集体化方式介入和使用互联网。个体性介入包括使用搜索引擎、观看视频、浏览新闻、看电子书、用地图、在线听音乐,信度系数为0.55;群体性介入包括使用微信、阅读和发送电子邮件、进入视频共享网站、在社会化媒体上发帖、接打电话、收发短信,信度系数为0.60。“自我表达”变量是个体倾向和善于表达自己意愿的程度,问卷询问了个体“通过上级表达自己的观点”“通过媒体表达自己的观点”“通过社会组织表达自己的观点”的经历,信度系数为0.61。对于个人表达意愿高的受访者来说,其某些个人表达可能正是网络抗争行为或讨论集体行动本身,因此必须对这个变量加以控制。社会满意度是个体对社会各方面的满意程度,调查询问了受访者对“社会稳定”“经济形势”“文化发展”“公共秩序”“公民维权”等方面的满意程度,信度系数为0.8。

(三)分析方法

在变量处理完成后,本研究要考虑“选择性偏误”(selection bias)的问题。该问题产生的原因在于,在社会科学研究中,原因(自变量)在研究对象间是非随机分配的,因而原因对于结果(因变量)的净效应难以获得,传统回归分析获得的系数可能混杂着其他混淆变量的影响从而产生偏误。就本研究而言,个人的政治价值观与网络抗争行为可能同时受到多重因素的影响,并且存在反向因果的可能,因而采用普通的多元回归和逻辑斯蒂回归无法进行无偏估计和因果推断。进行因果推断的有效方法之一是匹配,其主要思路是通过引入反事实框架(counterfactual framework)(Rosenbaum and Rubin,1983),创建一个与实验组尽可能相似的反事实组(控制组),其方法之一是倾向值匹配(propensity score matching)。通过这种类似实验设计的思路获得实验组和控制组在因变量上的差异(即平均干预效应,average treatment effect,ATE),从而判断原因(原因就是干预变量,也就是形成控制组和实验组的依据)对结果影响的程度和方向。

当前研究中,倾向值匹配法往往应用于二分干预变量。但在观察性研究(observational study)中,干预变量可能是多分类或连续型变量。进入21世纪,针对有序多分类、无序多分类和连续型变量的处理办法和分析技术逐渐被开发出来。平野敬祐和因本斯(Hirano and Imbens,2004)首次完整推介了一种被称为广义倾向值(generalized propensity score,GPS)的方法来处理连续型自变量。这种方法的原理是基于反事实框架,通过数学推导证明了在比较干预状况时,可以通过一系列协方差差异的调整移除所有偏差。

与广义倾向值方法相应的统计分析技术由比亚和马泰(Bia and Mattei,2008)开发出来。该方法有三个步骤:第一,估算给定协方差的干预变量的条件分布(干预变量需为正态分布)以及广义倾向值;第二,估算给定干预和广义倾向值的条件期望结果;第三,估算响应函数(does-response function)。但是,干预变量的正态分布假定常常无法得到满足(Fryges and Wagner,2008;Fryges,2009),对此,瓜尔达巴西和文图拉(Guardabascio and Ventura,2014)借用了计量经济学的处理方法,通过在第一个步骤中使用更灵活的广义线性模型改进了该方法。本研究的干预变量为政治价值观(连续型变量),结果变量为是否参与网络抗争(二分变量),因而应当使用广义倾向值法进行严格的因果检验,其中第一步广义线性模型中的连接函数为二项式分布。

四、分析结果

为了应对选择性偏误问题,本文使用广义倾向值匹配来估算政治价值观对网络抗争行为的影响,该方法使用的共变量——即可能同时影响自变量和因变量的变量——包括性别、年龄、受教育程度、体制内外、居住地、是否为流动人口、就业状况、是否为党员、网友数(取自然对数)、网龄、集体性介入、个体性介入、自我表达和社会满意度得分,以及抽样信息变量,包括初级抽样单位和分层变量。干预变量没有通过正态性检验,因此本文使用瓜尔达巴西和文图拉(Guardabascio and Ventura,2014)的广义线性模型。

首先使用以共变量为自变量、干预变量为因变量的广义线性方程估算广义倾向值,估算的结果摘要见表3。平野敬祐和因本斯(Hirano and Imbens,2004)强调估算系数没有实际意义。

表 3: 广义倾向值估算模型结果摘要

| 自变量 | 系数 | 标准误 |
|---------|------------|-------|
| 性别 | 0.046 * | 0.020 |
| 年龄 | -0.001 | 0.001 |
| 受教育程度 | 0.003 | 0.013 |
| 体制内外 | -0.038 | 0.028 |
| 居住地 | 0.012 | 0.024 |
| 是否为流动人口 | 0.055 | 0.029 |
| 就业状况 | 0.020 | 0.023 |
| 是否为党员 | -0.062 | 0.037 |
| 网友数 | 0.020 * | 0.007 |
| 网龄 | 0.006 | 0.003 |
| 集体性介入 | -0.001 | 0.008 |
| 个体性介入 | 0.016 * | 0.008 |
| 自我表达 | -0.035 | 0.018 |
| 社会满意度 | 0.658 *** | 0.085 |
| 分层变量 | -0.009 | 0.012 |
| 初级抽样单位 | 0.000 | 0.000 |
| 常数项 | -0.438 *** | 0.096 |

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

接下来检验经过广义倾向值调整后,共变量能否通过平衡性检验。如果通过检验,表明本文找到的共变量是充分的。平衡性检验的过程是将个案根据四分位点拆分为4组,然后比较1组中某个共变量的均值与其他3组合并后某个共变量的均值是否存在显著差异,检验方法为t检验。如果所有的均值比较均在统计上不显著,就表明完全满足平衡性检验。表4汇总了本研究中16个变量4组个案均值比较的64个t值。结果显示,经过广义倾向值调整后,仅剩余7个t值大于1.96,较为理想。最终合并的平衡性检验显示,在 $\alpha = 0.01$ 的显著性水平上,16个共变量的设定使得平衡性检验获得通过。

经过平衡性检验后,最后估算响应函数。响应函数在广义倾向值匹配这一方法中可以设定为一阶、二阶或三阶函数,三阶函数可以更细致地描绘因变量随自变量变化的方向及程度,一般选用三阶函数。据此,本文获得了政治价值观和两种网络抗争行为的干预效应图,估算方程如下:

$$\hat{y} = \beta_1 T + \beta_2 T^2 + \beta_3 T^3 + \beta_4 \text{GPS} + \beta_5 \text{GPS}^2 + \beta_6 \text{GPS}^3 + \beta_7 (T * \text{GPS})$$

其中, \hat{y} 为网络抗争行为,T为政治价值观,GPS为估算的广义倾

向值, $\beta_1 - \beta_7$ 为需要估算的系数。鉴于估算方程的系数并无多大意义, 此处省略。由于政治价值观分布在两尾的样本稀少, 事实上, 现实生活中持极端权威主义和极端自由民主主义的个体也很少, 因而, 采用自助法模拟 1 000 次, 估算的期望概率置信区间会大大拓宽, 统计显著的可能性大为减小, 因而我们把干预变量的取值范围限定为 0.25 - 0.9, 即政治价值观得分介于 0.25 - 0.9, 从而把关注焦点聚集在统计上有意义的部分。图 2 为政治价值观对在网络上批评政府官员或政策的响应函数和干预效应图, 图 3 为政治价值观对在网络上讨论集体行动的响应函数和干预效应图。

图 2 中左侧为根据上述估算方程得出的响应函数曲线, 描绘了不同的干预水平对应的网络批评政府官员或政策的期望概率, 以完全的中庸者(0.5 分)为界, 随着政治价值观越来越偏向完全的权威主义(向左靠近 0), 在网络上批评政府官员或政策的行为的发生概率将下降, 从接近 0.05(实际为 4.75%)降至靠近 2.42%。而随着政治价值观越来越偏向自由民主, 在网络上批评政府官员或政策的行为的发生概率将先升后降, 拐点在政治价值观得分为 0.67 的位置, 此时发生概率最

表 4: 广义倾向值匹配的平衡性检验摘要

| 共变量 | 组 1 | 组 2 | 组 3 | 组 4 |
|---------|--------------|-------|--------------|-------|
| 性别 | -0.55 | -1.12 | 2.14 | -0.64 |
| 年龄 | 0.17 | 1.18 | -1.22 | 0.55 |
| 受教育程度 | -0.63 | 0.11 | 1.43 | -0.55 |
| 体制内外 | -0.90 | -0.93 | 2.52 | -0.69 |
| 居住地 | -0.05 | 0.18 | 0.56 | -0.26 |
| 是否为流动人口 | -1.83 | 1.17 | -0.75 | 0.49 |
| 就业状况 | 0.00 | -1.11 | 0.30 | 0.29 |
| 是否为党员 | -2.59 | 1.68 | 1.22 | -1.18 |
| 网友数 | 1.06 | -1.50 | 1.28 | -0.48 |
| 网龄 | 0.02 | 0.09 | 1.01 | -1.31 |
| 集体性介入 | -0.66 | 0.26 | 0.93 | -0.12 |
| 个体性介入 | -1.08 | -0.36 | 2.69 | -1.82 |
| 自我表达 | -0.10 | 0.00 | 1.29 | -0.16 |
| 社会满意度 | 0.41 | 1.64 | -2.17 | 0.24 |
| 分层变量 | 4.04 | -1.40 | -2.80 | 1.42 |
| 初级抽样单位 | 0.37 | 0.40 | -0.97 | -0.75 |

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

高,为 6.02%。当政治价值观得分为 0.9,靠近自由民主一端时,网络批评政府官员或政策的行为的发生概率大幅下降至 3.03%。

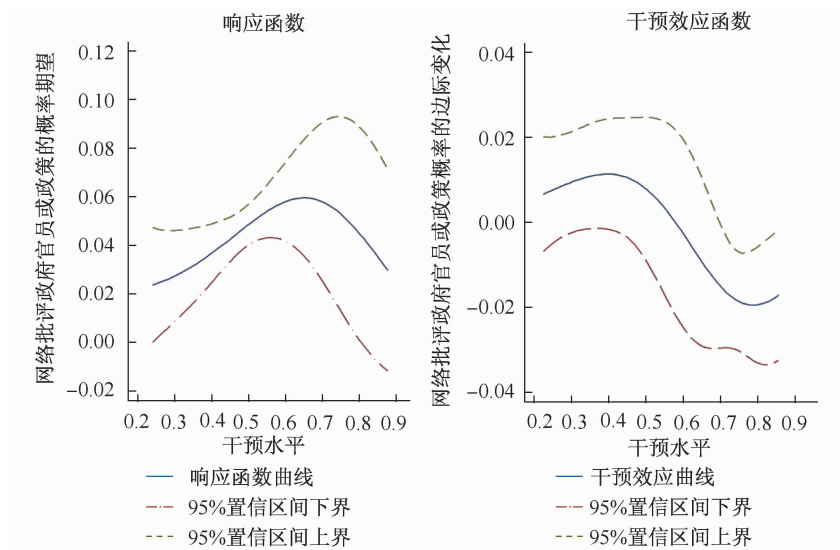


图 2:在网上批评政府官员或政策的响应函数和干预效应图

图 2 右侧为响应函数曲线的边际变化,即干预效应,它近似于响应函数的一阶导数,可以借此观察响应函数曲线变化的趋势。可以看到,政治价值观得分每增加 0.1 分,相应的概率期望变化最大增量接近 0.01,即 1%,但从置信区间的上界和下界是否跨越 0 来看,这种变化在 95% 的置信水平上呈现较复杂的形态。在政治价值观得分小于 0.75 分时,政治价值观的干预效应不显著,当置信区间放宽到 90%,政治价值观得分在 0.3-0.5 时,对网络批评政府官员或政策产生的正向作用呈递增趋势。当政治价值观得分超过 0.75,趋向自由民主一端时,网络批评行为的发生概率显著下降,此时置信区间上界也在 0 以下,表明这种快速下降在统计上显著。总体上,随着政治价值观以威权主义—中庸主义—自由民主主义的方向发生变化,个体在网络空间批评政府官员或政策的行为的发生概率呈现先上升后下降的趋势。

图 3 反映了网络讨论集体行动的情况。总体上,政治价值观对网络集体行动讨论的作用与网络批评行为相似。若个人政治价值观趋向

权威主义,则发生网络讨论集体行动的概率显著下降;趋向自由民主价值观时,网络讨论集体行动的发生概率将先升后降,从最高的6.7%降至2.96%,发生概率的最高点对应的政治价值观得分为0.69分。右侧干预效应的置信区间显示,增加的过程和下降的过程都在95%的置信区间上显著。

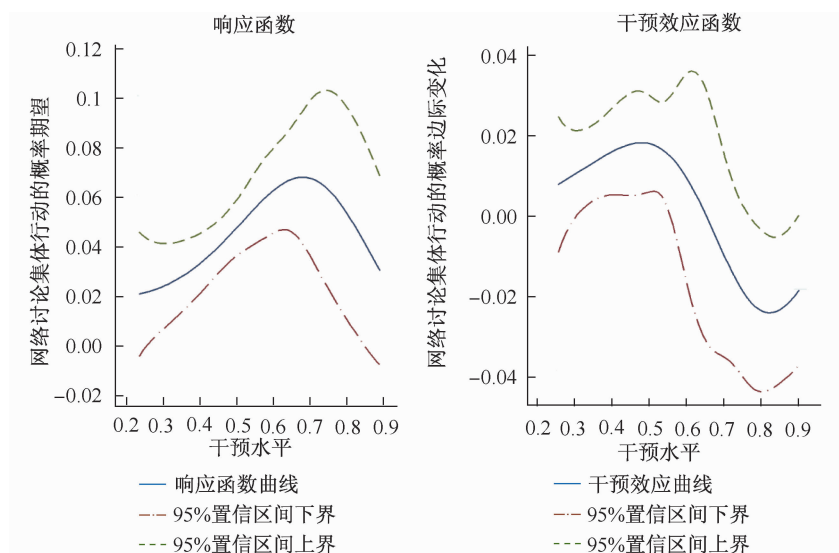


图 3: 网络讨论集体行动的响应函数和干预效应图

图 2 和图 3 的响应函数曲线和干预效应函数曲线表明,总体上,在政治价值观从威权主义趋向自由民主主义的过程中,个体参与网络抗争行动的概率会相应提高。但是这种效应不是一成不变的,即政治价值观对网络抗争行为的促发效应具有非线性特征。当个体的权威主义价值减弱,开始拥有一定的自由民主意识时,其参与网络抗争的概率呈现递增之势;但是,当政治价值观在自由民主一端达到较高水平后(0.7 分),其参与网络抗争的概率会出现逆转性下降。这种政治价值观的阈值效应对在网络上批评政府官员或政策以及讨论集体行动都成立。

五、结论与讨论

基于全国性的概率抽样调查数据,本研究使用广义倾向值匹配的

方法,对连续型干预变量进行因果推断。同时,本文采用一种新的尝试应对价值观混杂问题,并估算了政治价值观对网民两种网络抗争行为——批评政府官员或政策以及讨论集体行动——的平均干预效应。分析结果表明,个人的政治价值观越倾向于自由民主,其发生网络抗争行为的概率越高,无论是批评政府官员或政策的轻度网络抗争行为,还是讨论并酝酿集体行动的重度网络抗争行为。但是,一个有趣的发现是,这一作用仅在一定阈值内有效。当个体的政治价值观在自由民主一端达到较高水平后,两种网络抗争行为的发生概率都会显著下降。两种抗议行为的阈值分别为 0.67 和 0.69,即政治价值观已经明显偏向于自由民主,但对此并不狂热的人群,他们既认同威权政治的部分优点,同时又渴望民主政治。

本文的发现具有重要的学术意义和现实意义。首先,改革开放和经济发展对社会的方方面面产生冲击,人们的观念日趋现代化,更加追求多元的个人价值,尤其是民主价值观的生发推动了个人政治意识的觉醒以及对权利的诉求。然而,现代化进程中的国家很难在政治制度化方面满足人们这种隐性增长的诉求,从而导致群体性事件多发。互联网接入中国后,正是群体性事件爆发性增长的阶段,网络加速了多元价值观的传播,成为公民表达政治意见、政策偏好的新空间,并为大量产生的群体性抗争事件和其他非制度化政治参与提供了新的机会和平台,成为转型期中国最主要的非制度化的政治参与渠道。本研究从侧面证实了公民可以借助网络参与到网络抗争行动中。

其次,尽管威权主义价值观依旧占据主导地位,但对自由民主价值观的认同和对自由民主价值观的追求也在转型期的中国滋长,并成为网络抗争行为产生和发展的社会心理基础和政治文化基础。但网络抗争行为存在一定的限度,一方面是来自政府和体制内的外在限制,如政府对互联网言论的管制以及体制内传统媒体的议程设定能力等;另一方面,更重要的是网民自我的内在限制。政治价值观趋向自由民主的网民参与网络抗争行为的概率较高,但一来尚不足以构成营造同质性网络文化的决定性力量,二来一旦自由民主价值观达到较高水平,个体参与网络空间的抗争行动的概率反而会下降。简言之,自由民主价值观对网络抗争行为的影响具有非线性特征。

进而,本研究还发现,政治价值观对网民参与网络抗争行为的影响

存在阈值效应,即自由民主价值观分值达到一定高度后,其对网络抗争行为的影响会急剧下降,甚至衰减为零。对这一阈值效应的研究不仅可以拓宽对个人参与网络政治抗争行为原因的认识,也有利于加深对网络世界的政治参与的理解。本研究证明,除了数字不平等、政府审查、框架化策略等互联网的外在限制,网民内在的政治价值观也是影响其网络抗争行为重要的限度所在,且这种限度以非线性效应和阈值效应的形式呈现。至于如何解释这两种效应,也就是有关政治价值观对政治行为的影响机制,尤其是政治价值观是否有可能通过其他中介因素影响政治行为,尚需要进一步的研究,而这种研究很有可能需要心理学、人类学、社会学和政治学的跨学科探索,也需要新的实证研究方法以及更多的数据支撑。可能的解释是:与经济学中所谓的“边际效用递减”相类似,政治价值观对网民参与网络抗争的作用力也会随着价值观分值的上涨而递减,而且还会伴随着此类网民政治效能感的下降,令他们感到无助、无力、无用,而在这里,政治效能感或许就是一个潜在的中介因素,而政治效能感本身又是另一个业已得到广泛研究但依然值得进一步探索的领域。

最后,网络参与对实际政治行为的影响存在“安全阀”和“高压锅”两种效应(Hassid,2012)。对此,以往的关注点在于监管者从中得到了哪些经验和教训,网络批评可以成为“安全阀”主要在于政府的及时回应和化解,否则互联网将改头换面成为集体行动的协调平台。本文对政治价值观阈值效应的发现可以深化或拓展这一认识。可以看出,拥有更高水平的自由民主价值观的网民已经不再满足于将网络作为抗争的平台。他们可能有两种去向:第一,如果政府对网络表达出来的不满缺乏回应,网民对自己的吐槽甚至抗争不再抱有希望,转向政治冷漠化,变成犬儒主义者,不再信任政府,造成政府合法性的下降;第二,出于类似的原因,这部分网民转而采取更实际的、更激进的线下抗争行动。无论哪一种情况发生,网络抗争和现实抗争中的利益诉求都有可能转化为政治诉求,而政治诉求因素的增长极有可能会威胁到政治稳定。当然,对这一转化发生的条件以及与此相关的问题已超出本文研究的范围,还需要未来更多研究的探索。

本研究还存在一定的局限。政治价值观应当是一体两面的,通常通过一个量表即可获得,例如亚洲民主动态调查。但受研究数据所限,

本研究只能从威权价值观和自由民主价值观两个量表中提取受访者的政治价值观,这种测量虽然保留了现实生活中普遍存在的价值观混杂的问题,但本文的尝试仍有可能因为数据的过多转换而出现问题。由于政治价值观得分的0和1并没有实际意义,只是代表了调查样本中威权价值观最强和自由民主价值观最强的个人,这就造成研究发现的阈值效应难以对应到现实生活中的个人,而只具有相对的和分析的意义。

参考文献(References)

- 陈云松. 2013. 互联网使用是否扩大非制度化政治参与[J]. 社会 33(5):118-143.
- 池上新. 2015. 市场化、政治价值观与中国居民的政府信任[J]. 社会 35(2):166-191.
- 方师师、郭文丰. 2014. 转型社会中的政治信任与网络抗议——基于中国网络社会心态调查(2014)的因子分析[J]. 新闻大学(6):82-88.
- 黄荣贵. 2010. 互联网与抗争行动:理论模型、中国经验及研究进展[J]. 社会 30(2):178-197.
- 黄荣贵、郑雯、桂勇. 2015. 多渠道强干预、框架与抗争结果——对40个拆迁抗争案例的模糊集定性比较分析[J]. 社会学研究(5):90-114.
- 李良荣、郑雯、张盛. 2013. 网络群体性事件爆发机理:“传播属性”与“事件属性”双重建模研究——基于195个案例的定性比较分析(QCA)[J]. 现代传播:中国传媒大学学报(2):25-34.
- 李路路、钟智锋. 2015. “分化的后权威主义”——转型期中国社会的政治价值观及其变迁分析[J]. 开放时代(1):172-191.
- 李婷玉. 2011. 网络集体行动发生机制的探索性研究——以2008年网络事件为例[J]. 上海行政学院学报(2):87-94.
- 李永刚. 2009. 我们的防火墙:网络时代的表达与监管[M]. 桂林:广西师范大学出版社.
- 刘秀秀. 2013. 网络动员中的国家与社会——以“免费午餐”为例[J]. 江海学刊(2):105-110.
- 吕德文. 2012. 媒介动员、钉子户与抗争政治宜黄事件再分析[J]. 社会 32(3):129-170.
- 马得勇. 2007. 政治信任及其起源——对亚洲8个国家和地区的比较研究[J]. 经济社会体制比较(5):79-86.
- 马得勇、张曙霞. 2014. 中国网民的“左”与“右”[J]. 二十一世纪(4):86-103.
- 马得勇、王丽娜. 2015. 中国网民的意识形态立场及其形成——一个实证的分析[J]. 社会 35(5):142-167.
- 孟天广、季程远. 2016. 重访数字民主:互联网介入与网络政治参与——基于列举实验的发现[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版)(4):43-54.
- 孙玮. 2007. “我们是谁”:大众媒介对于新社会运动的集体认同感建构——厦门PX项目事件大众媒介报道的个案研究[J]. 新闻大学(3):140-148.
- 谢金林. 2012. 情感与网络抗争动员——基于湖北“石首事件”的个案分析[J]. 公共管理学报(1):80-93.
- 杨国斌. 2013. 连线力:中国网民在行动[M]. 桂林:广西师范大学出版社.
- 杨国枢、余安邦. 1993. 中国人的社会取向:社会互动的观点[M]. 台北:巨流图书公司.

- 尹连根. 2010. 邓玉娇案的框架分析:网上公共舆论如何影响网下媒体报道[J]. 国际新闻界(9):25-31.
- 钟智锦、曾繁旭. 2014. 十年来网络事件的趋势研究:诱因、表现与结局[J]. 新闻与传播研究(4):53-65.
- 曾繁旭、钟智锦、刘黎明. 2014. 中国网络事件的行动剧目——基于10年数据的分析[J]. 新闻记者(8):71-78.
- 郑雯、黄荣贵、桂勇. 2015. 中国抗争行动的“文化框架”——基于拆迁抗争案例的类型学分析(2003—2012)[J]. 新闻与传播研究(2):5-26.
- Ayres, Jeffrey. 1999. “From the Streets to the Internet: The Cyber-Diffusion of Contention.” *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 566(1):132-143.
- Ball-Rokeach, Sandra J. and William E. Loges. 1994. “Choosing Equality: The Correspondence between Attitudes about Race and the Value of Equality.” *Journal of Social Issues* 50(4):9-18.
- Besley, John. 2006. “The Role of Entertainment Television and its Interactions with Individual Values in Explaining Political Participation.” *The Harvard International Journal of Press/Politics* 11(2):41-63.
- Bia, Michela and Alessandra Mattei. 2008. “A Stata Package for the Estimation of the Dose-Response Function through Adjustment for the Generalized Propensity Score.” *The Stata Journal* 8(3):354-373.
- Chen, Xi. 2012. *Social Protest and Contentious Authoritarianism in China*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Diamond, Larry. 2010. *Democratization in Africa: Progress and Retreat*. Baltimore: JHU Press.
- Edwards, Gemma. 2014. *Social Movements and Protest*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Farrell, Henry. 2012. “The Consequences of the Internet for Politics.” *Annual Review of Political Science* 15(1):35-52.
- Flanagan, Scott C. and Aie-Rie Lee. 2003. “The New Politics, Culture Wars, and the Authoritarian-Libertarian Value Change in Advanced Industrial Democracies.” *Comparative Political Studies* 36(3):235-270.
- Fryges, Helmut. 2009. “The Export-Growth Relationship: Estimating a Dose-Response Function.” *Applied Economics Letters* 16(18):1855-1859.
- Fryges, Helmut and Joachim Wagner. 2008. “Exports and Productivity Growth: First Evidence from a Continuous Treatment Approach.” *Review of World Economics* 144(4):695-722.
- Guardabascio, Barbara and Marco Ventura. 2014. “Estimating the Dose-Response Function through a Generalized Linear Model Approach.” *Stata Journal* 14(1):141-158.
- Guo, Sujian. 2000. *Post-Mao China: From Totalitarianism to Authoritarianism?* London: Praeger Publishers.
- Hassid, Jonathan. 2012. “Safety Valve or Pressure Cooker? Blogs in Chinese Political Life.” *Journal of Communication* 62(2):212-230.
- Hirano, Keisuke and Guido W. Imbens. 2004. “The Propensity Score with Continuous Treatments.” *Applied Bayesian Modeling and Causal Inference from Incomplete-data Perspectives* 226164:73-84.
- Howell, Jude. 2006. “New Democratic Trends in China?: Reforming the All-China Federation of Trade Unions.” Working Paper Series;263. Brighton:IDS.
- Inglehart, Ronald. 1977. *The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles*

- among Western Publics. Princeton: Princeton University Press.
- Inglehart, Ronald. 1990. *Culture Shift in Advanced Industrial Society*. Princeton: Princeton University Press.
- Inglehart, Ronald. 1997. *Modernization and Postmodernization: Cultural, Economic, and Political Change in 43 Societies*. Princeton: Princeton University Press.
- Inglehart, Ronald and Wayne E. Baker. 2000. "Modernization, Cultural Change, and the Persistence of Traditional Values." *American Sociological Review* 65(1): 19 - 51.
- Jost, John and Joanna Sterling. 2015. *Authoritarian Personality*. Oxford: Oxford University Press.
- Kelly Garrett, R. 2006. "Protest in an Information Society: A Review of Literature on Social Movements and New ICTs." *Information, Communication & Society* 9(2): 202 - 224.
- Kinder, Donald R. and David O. Sears. 1985. "Public Opinion and Political Action." *Handbook of Social Psychology* 2: 659 - 741.
- King, Gary, Jennifer Pan, and Margaret E. Roberts. 2013. "How Censorship in China Allows Government Criticism but Silences Collective Expression." *American Political Science Review* 107(2): 326 - 343.
- King, Gary, Jennifer Pan, and Margaret E. Roberts. 2014. "Reverse-Engineering Censorship in China: Randomized Experimentation and Participant Observation." *Science* 345(6199): 1251722.
- Landry, Pierre and Mingming Shen. 2005. "Reaching Migrants in Survey Research: The Use of the Global Positioning System to Reduce Coverage Bias in China." *Political Analysis* 13(1): 1 - 22.
- Levintova, Ekaterina. 2006. "Revisiting Russian and Polish Elite Value Orientations: Are the Elites Still Committed to the Original Goals of Post-Communist Transitions?" *Communist and Post-Communist Studies* 39(2): 175 - 199.
- Li, Lianjiang. 2010. "Rights Consciousness and Rules Consciousness in Contemporary China." *The China Journal* 64: 47 - 68.
- McCaughy, Martha and Michael D. Ayers. 2013. *Cyberactivism: Online Activism in Theory and Practice*. New York: Routledge.
- Miller, William L., Stephen White, and Paul Heywood. 1998. "Political Values Underlying Partisan Cleavages in Former Communist Countries." *Electoral Studies* 17(2): 197 - 216.
- Morselli, Davide and Stefano Passini. 2012. "Rights, Democracy and Values: A Comparison Between the Representations of Obedience and Disobedience in Italian and Finnish Students." *International Journal of Intercultural Relations* 36(5): 682 - 693.
- Norris, Pippa. 2001. *Digital Divide: Civic Engagement, Information Poverty, and the Internet Worldwide*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Rosenbaum, Paul R. and Donald B. Rubin. 1983. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika* 70(1): 41 - 55.
- Samejima, Fumiko. 1969. "Estimation of Latent Ability Using a Response Pattern of Graded Scores." *Psychometrika Monograph Supplement* 34.
- Shi, Tianjian. 2001. "Cultural Values and Political Trust: A Comparison of the People's Republic of China and Taiwan." *Comparative Politics* 33(4): 401 - 419.
- Sidanius, Jim and Felicia Pratto. 2001. *Social Dominance: An Intergroup Theory of Social Hierarchy and Oppression*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Sotirovic, Mira and Jack M. McLeod. 2001. "Values, Communication Behavior, and Political Participation." *Political Communication* 18(3): 273 - 300.

- Thissen, David and Lynne Steinberg. 1986. "A Taxonomy of Item Response Models." *Psychometrika* 51(4):567 - 577.
- Tong, Yanqi and Shaohua Lei. 2013. *Social Protest in Contemporary China, 2003—2010: Transitional Pains and Regime Legitimacy*. New York: Routledge.
- Zheng, Xiaohui and Sophia Rabe-Hesketh. 2007. "Estimating Parameters of Dichotomous and Ordinal Item Response Models with Gllamm." *Stata Journal* 7(3):313 - 333.
- Zhong, Yang. 2005. "Democratic Values among Chinese Peasantry: An Empirical Study." *China: An International Journal* 3(2):189 - 211.

实习编辑:冯莹莹
责任编辑:张 军