

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
2013 · 5
CJS
第 33 卷

陈云松

摘要:本文使用 CGSS2006 的数据,对中国城镇居民的日常互联网使用与群体性上访、示威、集会等非制度化政治参与之间的关系进行分析。考虑到互联网使用与非制度化政治参与之间可能存在双向因果关系,除了广泛控制被访者的人口学特征、经济社会地位、心理和政治参与经历等变量外,本文还以被访者对信息通信技术产品(ICT)的内在偏好作为工具变量,以解决联立性偏误问题。研究表明,互联网的日常使用可以扩大城市中的非制度化政治参与,互联网的使用和非制度化政治参与之间的“抑制性双向因果”意味着拓展利益诉求渠道是消除社会冲突的重要途径之一。

关键词:工具变量 内生性 联立性 互联网 非制度化政治参与 因果分析

Does Internet Use Encourage Non-Institutional Political Participation? An Instrumental Variable Analysis of the Data from CGSS2006

CHEN Yunsong

Abstract: The Internet has been playing a more and more important role in the governance. Based on the data from the 2006 Chinese General Social Survey (CGSS), this study examined the relationships between Internet use and non-

* 作者:陈云松 南京大学社会学院社会学系 (Author: CHEN Yunsong, Department of Sociology, School of Social and Behavioral Sciences, Nanjing University) E-mail: yunsong2000@gmail.com

** 本研究为国家社科基金青年项目“社会流动理论视角下的中产阶级公民参与研究”(13CSH020)的研究成果之一。[This study is supported by the National Social Science Foundation of China, and a part of the project of “The Citizen Participation of Middle Class from the Perspective of Social Mobility”(13CSH020).]

衷心感谢香港科技大学吴晓刚教授、中山大学梁玉成教授、浙江省社会科学院范晓光助理研究员对本文的讨论和帮助,同时向两位匿名审稿专家致以谢意。文责自负。

© 1994-2013 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.

institutional political participation, such as collective petitions, unauthorized protests, and unlawful assemblies. Given that the cause-effect relationships between Internet use and non-institutional political participation may be bidirectional, this study used the individual propensity for ICT products as the Instrumental Variable (IV) to correct for the potential simultaneity problem and other sources of the endogeneity problem, in addition to controlling for a constellation of individual demographic attributes, socioeconomic and psychological characteristics, and experiences of political participation. Considering of the popularization of mobile phones in 2000 in China, this study operationalized the IV as not owning mobile phones before 2000 while controlling for the respondents' income around 2000. The traditional Probit estimates for the effect of daily use of Internet were negative and insignificant, whereas the IV-Probit estimates were positive and significant at .05 alpha level. According to the result of Wald test and test for weak IV, the consistent estimates of IV-Probit were adopted. The findings suggest that daily Internet use did encourage non-institutional political participation. The opposite signs of the traditional Probit estimates and IV-Probit estimates might as well suggest an "inhibitory mutual relationship" between the two variables. This may imply that expanding the channel for interest expression can be one of important methods to reduce social conflicts.

Keywords: instrumental variable, endogeneity, simultaneity, internet use, non-institutional political participation, causal analysis

一、导言：网络时代的非制度化政治参与

长期以来，“线上”的日常互联网使用和“线下”的政治过程之间的关系都是一个充满争议的话题。一方面，互联网为人们获取信息和交流信息提供重要渠道，强化个体对自身政治能力的感知，在本质上有利于对政府的舆论监督和公共空间的形成，进而改善科层制下的国家治理结构和加快民主进程（Bimber, 2000; Diani, 2000; Della Porta and Mosca, 2005; Kenski and Stroud, 2006; Wang, 2007; Fisher and Boekkoi, 2010; Bennett, Breunig and Givens, 2008; Garrett, 2006; Marmura, 2008; Earl and Kimport, 2008; 尹冬华, 2009; Yang, 2003a, 2003b; Zheng, 2007; 张雷, 2009; 潘祥辉, 2011）。另一方面，互联网的无处不在和匿名性可以让虚假信息、非理性情绪甚至种族主义和恐怖

主义在网络上飞速散播,从而诱发参与者的过激甚至犯罪行为(Ayres, 1999; Andrews and Biggs, 2006; Tai, 2006; Kerbel and Bloom, 2005; Touboul, 2005; Rogan, 2006; Van Laer and Van Aelst, 2010; 娄成武、刘力锐, 2010)。如果把政治参与¹理解为“平民试图影响政府的活动”(亨廷顿, 1989),那么,互联网的日常使用在理论上,既可促进人们的制度化政治参与,在既定法制框架内参与公共行政,也很有可能扩大非制度化政治参与,鼓励和引导法制框架之外的上访、请愿、游行和示威等群体性事件。²

截至2012年12月,中国网民人数已达5.64亿,是2007年网民人数的3.5倍,上网时间也增加到每人平均近3小时/天。³网络舆论更是从2007年的“若干轮较大规模、较大力度”变为“放眼全世界也找不出第二家”和“骤然增强”。⁴近年来,以群体性事件为代表的非制度化政治参与伴随网络媒体的声音越来越多地出现。2006年中国群体性事件就达6万多起,2007年达到了8万多起(王东进等, 2004; 李培林等, 2008)。中国社会科学院社会学所群体性事件数据库的资料显示,2004—2010年间发生的较大规模群体性事件就达100多个(李培林, 2010),这些群体性事件几乎都是网络媒体热议的对象。

据此引出一系列问题:非制度化政治参与,特别是群体性事件的频频出现,除了转型期社会利益分配格局和政府公共行政能力的改化等

1. 《布莱克威尔政治百科全书》对政治参与的定义是“制定与参与、通过或贯彻公共决策的行动”。其他的定义诸如,平民或多或少以影响政府人员的选择及(或)他们采取的行动为直接目的而进行的合法活动(诺曼、伏巴, 1996)。

2. 尽管互联网本身有时也可以被认为是非制度化政治参与的渠道,但本文中的“互联网使用”仅被定义为浏览网页、聊天和娱乐等日常的线上活动,非制度化政治参与则严格定义为违法违规的上访、示威和集会等线下的“群体性事件”。实际上,“群体性事件”是非制度化政治参与最为典型的情况。根据应星(2009)的界定,“群体性事件”是指由人民内部矛盾引发,十人以上自发参加,主要针对政府或企事业单位管理者的群体聚集事件,其间发生了比较明显的暴力冲突和比较严重的违法行为,对社会秩序造成较大消极影响。类似的定义可参见王赐江(2010)和张书维、王二平(2011)。

3. 数据来源:中国互联网络信息中心(CNNIC)最新发布的《第31次中国互联网络发展状况统计报告》。

4. 参见:祝华新、胡江春、孙文涛, 2007年中国互联网络舆情分析报告,人民网(<http://media.people.com.cn/GB/22114/52789/115416/6852601.html>), 2008-02-01; 祝华新、单学刚、胡江春, 2011年中国互联网络舆情分析报告,人民网(<http://yuqing.people.com.cn/GB/16698341.html>), 2011-12-23。

原因外,是否也有互联网的助推因素?日常性的网络使用频次是否影响了非制度化政治参与?上网和上街或上访之间,是单纯的激化、扩大、助燃,还是存在更为复杂的关系?从实证研究的角度回答这些问题在学科和政策两个层面都具有重要意义。第一,无论是直觉、观察,还是近年来的理论研究,都已经隐约展现互联网的使用和非制度化政治参与之间可能存在重要关联。不过,互联网的使用对这类行为是否存在因果效应,在行动者的个体层面还缺乏有力的量化研究支持,尤其是因果分析的支持。⁵第二,中国正处在深刻的快速社会转型期,在这个过程中,既以“善治”为公共行政的目标,又需要以维系全局稳定为前提。在互联网时代,如果不能厘清网络的使用对政治参与的因果效应,就不能为执政者追求幸福善治和参政议政者追求公平公义提供认知框架和改革依据。本文的研究目的就是通过计量模型分析,从社会学的角度探讨互联网的日常使用和非制度化政治参与之间的真实因果关系。

二、文献回溯:缺失的因果链

“非制度化政治参与”是中国学界近年来广泛使用的术语,⁶一般指公民不通过现有的法律、政策或惯例规定和允许的渠道却试图对公共行政进行干预。胡荣(2008)采用主成分法分析定义政治参与的制度化程度,并分别把非制度化、低制度化和高制度化政治参与三个概念操作化为“维权抗争”、“利益表达”和“人大选举参与”。实际上,在中文文献中,制度化和非制度化政治参与的分野,和萨布斯蒂、阿克(Sabucedo and Arce,1991)提出的“Within-System”和“Out-of-System”颇为接近。在国外文献中,目前相应的提法则是“Institutional”和“Non-Institutional”(Kaase,1999;Segall,2005)。

根据李培林(2010)的研究,中国当前非制度化政治参与主要涉及干群关系冲突、劳动关系冲突、企事业单位与社会的冲突和社会群体之间的冲突四个方面。在国家治理结构的层面,胡荣(2008)提出,基层政

5. 近年来,关于“网络政治”或“线上政治”的研究在中国不断增加。陈潭、罗晓俊(2011)通过对1994—2010年CNKI中文文献与主要论著的回溯,历时性地梳理了中国网络政治的研究成果,检视学术历程、主要论题和发展趋势。但和本文所关注的“线下政治”一样,高质量的量化分析还比较少。

6. 相关文献参见:樊宏法、张健(2006),马宝雨、张秀丽(2007)和李慧勇(2007)。

权行政职能与机构的复制扩大是影响农民上访行为的重要因素；从公共政策的过程角度，汪玉凯(2009)认为群体性事件高发的主要原因在于，弱势群体的诉求在公共政策制定过程中得不到体现；从法制建设角度，郭正模和李晓梅(2007)强调，利益失衡主要是因为立法、行政和司法等方面的不足；从行动者的心理和感情层面考虑，毛寿龙(2009)主张行动者在利益诉求过程中，选择参与群体性事件是低成本的理性决策；柏俊(2011)认为当前绝大多数群体性事件的本质都是利益冲突；于建嵘(2012)进一步强调“诱发群体性事件的最大陷阱”是社会对地方政府的低信任度问题；应星(2009)认为非制度化政治参与真正的驱动力是集体行动中的情感因素，并以六个层面的“气场”来概括；张书维等(2010)通过模拟实验分析发现，相对剥夺感是群体性事件重要的诱致因素。

这些文献总结出的“因”基本可以用宏观治理结构和微观心理状态概括。毫无疑问，这两者分别代表的是中国非制度化政治参与的体制因素和个体因素。除此之外，研究者也没有忽视互联网的“助燃”作用。郑永年和吴国光(Zheng and Wu, 2005)的研究指出，互联网可以理论化为信息渠道、公共领域和集体行动的平台，在三个方面参与社会与国家的互动；周巍和申永丰(2006)甚至强调互联网本身就是一种非制度化参与的途径；游传耀(2008)提出非制度化政治参与的范围随着互联网的发展而扩大；朱力(2009)强调互联网已经成为“大规模群体性事件”“不可缺少的结构性条件”；黄荣贵(2010)归纳了互联网影响抗争行动的三种理论模型和中国研究的三种取向；汪玉凯(2012)认为，网络参与之所以在公众参与中异军突起，从根本上说是由互联网的开放性、平等性、虚拟性和无疆界决定的。⁷

实际上，互联网作为一种特定的媒体，本身就具有社会濡染和同群效应的互动功能。⁸无论在哪个国家，传统的平面媒体和新的网络媒体对非制度化政治参与都可能具有“助燃”功能，⁹各国的实证分析结果也多次证明了这一点。安德鲁和比格斯(Andrews and Biggs, 2006)在

7. 其他的论述可参见杨国斌和卡尔霍恩(Yang and Calhoun, 2007)、唐杰(2007)等。

8. 关于社会互动和社会网的文献参见陈云松、范晓光(2010)。

9. 对互联网和社会运动、抗争行为之间关系的理论分析和回溯的国外文献参见 Brake (2005)、Nip (2004)、Diani (2003)和 Garrett (2006)。这类研究总体上理论描述和案例较多，大样本的实证较少。

研究 20 世纪 60 年代美国南部反种族歧视的静坐示威时发现,新闻媒体所构成的网络对静坐行为的跨城市扩散具有显著的促进作用,这种作用甚至超过一般的亲友社会网络;在互联网研究方面,纳尔等(Nah, *et al.*, 2006)分析了反对伊拉克战争的线上和线下活动后发现,在线政治讨论能够增加线下的政治参与;沃杰斯扎克(Wojcieszak, 2009)研究了德国的新纳粹运动,发现网络在线参与和线下的实际非制度化政治参与存在显著正相关;哈罗(Harlow, 2011)通过访谈和内容分析发现,2009 年脸书(Facebook)网站上危地马拉律师控诉该国总统的视频,引发了大量互联网上的评论,并进而引发网下的大规模抗议和暴力行动;哈罗和哈普(Harlow and Harp, 2012)对美国、危地马拉和哥伦比亚的对比分析后认为,网上行为确实可以转化为网下的非制度政治参与;沙曼和卢昂(Schumann and Luong, 2011)分析了 2011 年埃及的政治动荡,认为网络不但为参与者提供行动所需的信息,更提供了一种身份感,网帖或视频因为受限而匿名发布,反而进一步增强了网民为既定目标的群体归属感。

目前对中国互联网使用和非制度化政治参与之间关系的实证研究并不多。¹⁰黄荣贵和桂勇(2009)对上海的 15 个案例进行分析后发现,在线业主论坛作为一种互联网使用形式,确实有助于集体抗争事件的发生;郑风田等(2012)使用报纸(网络)数据搜集法对近年中国 156 起群体性事件的扩散程度进行了基于反作用力模型的计算,发现网络媒体的报道对群体性事件的扩散有重要影响;周葆华(2011)对厦门 PX 事件进行研究后发现,当在模型中控制了事件发生期内的互联网使用之后,日常性的网络使用对于 PX 事件的参与行动并没有显著影响;冯强(2011)对 300 多位大学生的数据分析后发现,对网络上政治新闻的关注和线下政治参与的意向相关;¹¹曾繁旭和黄广生(2012)则以“宜黄

10. 关于互联网使用和总体政治参与(含制度化与非制度化参与)的实证定量研究少且众说纷纭。例如,孙环发现了大学生社交网站使用和政治参与之间的比较微弱的联系[参见:孙环,中国大学生社交网站使用和政治参与,人民网(<http://media.people.com.cn/GB/22114/150608/150617/13452344.html>),2010-12-10。];李亚妤(2011)基于沿海城市样本,发现上网时间和线下政治参与没有关系。

11. 参见:冯强. 互联网使用、政治效能感、日常政治交流与参与意向:一项以大学生为例的定量研究,人民网(<http://media.people.com.cn/GB/22114/150608/150619/17201707.html>), 2012-02-23.

拆迁”等维权事件为个案,对意见领袖在此类事件中的作用进行了考察,发现是否有意见领袖的关注对于事件的发展非常重要。

以上研究存在两个不足。第一,定性研究虽然剖析入骨,但基本不具备因果推断的推广效力。作为定性研究,在理论和假说的提出方面具有重要意义,但在证实或者证伪某个理论或者假说的时候,往往力不从心(陈云松,2012b)。第二,相关的定量研究样本有限,也大大忽视了该研究情境下极为重要的内生性问题。实际上,除了安德鲁和比格斯(Andrews and Biggs,2006)采用了事件史分析法而有可能消除部分内生性问题之外,其他的定量研究全部都采用截面数据,配合以单方程的最小二乘法(OLS)、逻辑斯蒂(Logistic)或者序次逻辑斯蒂模型(Ordered Logistic)分析,而这样必然会导致估计有偏。

内生性问题对于分析网络效应特别重要是因为,当基于截面数据,把互联网使用作为自变量和把非制度化政治参与倾向作为因变量做回归分析时,除了一般性的遗漏变量问题之外,最大的挑战就是所谓的“联立性”或者双向因果问题。¹²原因是,非制度化政治参与也会反过来作用于上网行为。比如,具有上访或上街行为的人会同时进一步增加上网的频率和强度,并依赖通过网络浏览、聊天和通讯获取相关的信息。¹³或者,参与了行动的人,可能因为受到公权力的限制而减少互联网的使用。甚至也可能行动取得了一定的效果,导致公共政策的转型改革,进而缓解了进一步诉诸互联网的内在需求。总之,当使用了年度截面数据,对一年内的平均上网时间和参加过非制度化政治行为之间做简单的回归分析,其结果就必然有联立性偏误。这样,哪怕回归结果的系数统计显著,也根本无法得知是否代表网络使用对非制度化政治参与的因果作用。因此,从日常性的互联网使用到非制度化政治参与,目前实证研究中的因果证据链仍然是缺失的。本文将采取复杂计量模型解决双向因果问题。

三、数据和模型:基于工具变量方法的因果分析

中国综合社会调查是由中国人民大学社会学系和香港科技大学社

12. 关于双向因果何以带来内生性偏误的数学推导,参见:陈云松、范晓光(2010,2011)。

13. 薛可等(2011)发现,在低政治卷入程度和一致的媒体口径下,社会成员之间的线下互动会反过来影响人们对媒体的认知,并增强偏见。

会科学部联合开展,从2003年开始,每年一次。CGSS2006在2006年3—5月进行,采用四阶段分层随机抽样方法选取样本,共抽取125个区(县)500个街道(乡镇)1000个居(村)委会的10000个家庭。对选中的家庭,用KISH随机抽样表从18—70岁的成员中选取一位进行访问。共访问7100余户,获得有效问卷7063份,调查误差小于2%。其中,城市居民样本5205个(Bian and Li,2012)。剔除相关的重要变量存在缺失值的样本后,本研究使用的有效样本共4888个。

(一) 模型设置

首先建立一个被访者是否参与非制度化政治参与的单方程概率比(Probit)模型,标准正态分布方程如下:

$$P(y_i = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i) \quad (1)$$

其中 $y_i = 1$ 表示被访者 i 参与过这类行动。 S_i 表示被访者 i 使用互联网的频次, X_i 是一系列个人和家庭特征变量,如性别、年龄、受教育年限、职业、收入、对社会的满意度,以及是否加入社团组织等。方程(1)实际可以写成下面的形式:

$$y_i^* = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i, \quad y_i = 1(y_i^* > 0) \quad (2)$$

其中 ϵ_i 是误差项, y_i^* 则是一个潜在变量,也即如果 $y_i^* > 0$,则 $y_i = 1$,获得的无偏估计量的前提是 $\text{Cov}(S_i, \epsilon_i) = 0$ 。但是这个假设几乎可以断定不成立,因为非制度化政治参与和互联网的使用之间存在双向因果关系。

而工具变量概率比模型(IV-Probit)可以用下面的方程组表示:

$$y_i^* = \beta_0 + \beta_1 S_i + \beta_2 X_i + \epsilon_i, \quad y_i = 1(y_i^* > 0) \quad (3)$$

$$S_i = \gamma_0 + \gamma_1 Z_i + \gamma_2 X_i + \xi \quad (4)$$

这里, Z_i 是工具变量, ξ 是随机误差项。在这个方程组中,必须满足 $\text{Cov}(Z_i, \epsilon_i) = 0$, $\text{Cov}(\xi, \epsilon_i) = 0$,且 $\text{Cov}(Z_i, S_i) \neq 0$ 。运用两阶段法,在第一阶段对方程(4)进行回归,然后得到 S_i 的预测值 $\hat{S}_i = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 Z_i + \hat{\gamma}_2 X_i$ 。在第二阶段,将方程(3)里面的 S_i 用 \hat{S}_i 来替代后进行回归,以得到无偏估计量。

工具变量的原理可以用下图1说明。在图中,方程(3)的模型范围用虚线框表示,工具变量处于模型之外(也即在虚线框之外),因此完全外生。此时,工具变量只能通过影响互联网的使用而间接影响非制度

化政治参与。如果工具变量和互联网的使用密切相关,那么,只要工具变量有了增量变化,就必然会对互联网的使用产生一个来自模型之外的冲击。如果互联网的使用与非制度化政治参与之间真的存在因果关系,那么工具变量对互联网使用带来的冲击也就势必传递到政治参与行为中去。这样,只要工具变量对非制度化政治参与的间接冲击能够被证明统计上显著,就可以推断出互联网使用对非制度化政治参与行为必然有因果关系。

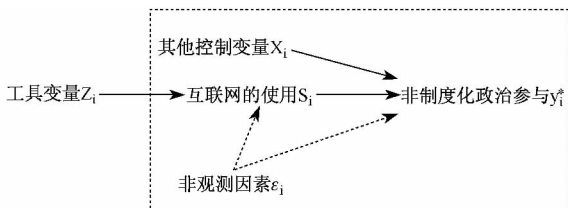


图 1:工具变量分析示意

在分析中,笔者将把单方程 Probit 模型(也即方程 1)和工具变量 IV-Probit 模型(也即方程 3、4)的分析结果进行比较。

(二) 因变量:非制度化政治参与

本研究的因变量是城镇居民的非制度化政治参与行为。

在 CGSS2006 的访谈问卷中,有这样的一组问题:

E22. 在现实生活中,经常会看到一些群体性的活动或行动,比如,联合抵制不合理收费、串联起来反对征地或拆迁、集体参加环保活动、集体签名、集体谈判、集体诉讼、集体请愿、集体上访、集体罢工、集会、游行、示威,等等。请问,在过去五年中,您身边是否发生过这样的事情?(备选答案为“是”和“否”)

E23. 在这些活动或行动中,您是否担任过以下角色?(备选答案分别为组织者、普通参与者、支持者、其他形式的参与、从未参与和其他)

E24. 您是否参加过这些活动或行动的酝酿过程(比如开会、讨论、联络等)(备选答案为“是”和“否”)

E25. 您是否为这些活动或行动提供过物质方面的支持(包括钱和物)(备选答案为“是”和“否”)

E26. 您是否通过签名、口头声援等方式对这些活动或行动表示过道义上的支持? (备选答案为“是”和“否”)

利用被访者对以上一系列问题的回答,笔者建立起一个二分变量。凡是担任过这类活动的组织者、普通参与者、支持者,或有过用其他形式参与或参加过酝酿过程、提供物质支持,以及声援和道义支持过这类活动的被访者,都被认为是曾经参加过非制度化政治参与,也即 $y_i = 1$,其他的, $y_i = 0$ 。在 4 888 个有效样本中,有 199 人曾经有过非制度化政治参与的行为,占总数的 4%(见表 1)。直观上,参加这类行为的人和未曾参与的人,主要在不公正遭遇、民族和生活满意度等方面存在较大差异。

(三) 自变量:互联网的日常使用

本研究的主解释变量就是城镇居民对互联网的使用。

在 CGSS2006 问卷中,相关的问题如下:

E38. 您在闲暇时间,从事下列活动的频率是怎样的?

其中,和互联网有关的活动有“浏览网页”和“上网聊天、打游戏”,频率分为“差不多每天”、“一周几次”、“一周一次”、“一月几次”、“一月一次”、“一年几次”和“从不”七个等次。在数据预处理中,笔者把这七个等次按照频繁程度由小到大分别用 0—6 来表示上网的频率得分,并把“浏览网页”和“上网聊天、打游戏”的各自得分相加,得出被访者在使用互联网方面的在 0—12 之间的基本得分。¹⁴显然,这个代表上网频率的连续变量的数值越高,则表示被访者越频繁地使用互联网来获取信息和交流。¹⁵考虑到“上网聊天、打游戏”一项包含了较多娱乐性的目的,因此在稳健性测试中本文还单独使用了“浏览网页”的得分作为自变量,以防止对互联网使用的概念的操作化存在不当。从表 1 可见,有过非制度化政治参与经历的人,其互联网使用的得分平均值为 2.25,未参与者为 2.26,似乎没有什么明显差异。

(四) 控制变量:人口学、经济社会和心理行为特征

同时影响到互联网使用和非制度化组织参与行为的因素较多,必

14. 此外,笔者也尝试了因子分析方法,对这两个问题答案通过方差最大旋转抽取了一个因子,结论和本文中直接相加的方法相差无几。

15. 根据李亚妤(2011),互联网使用的频率和使用时间之间有着紧密的相关。

须尽量多地在模型中加以控制。本研究的控制变量包括三类：

表 1:相关变量的描述统计 (N=4 888)

	非制度化政治参与者 (N=199)				未参与者 (N=4 689)			
	均值	最小	最大	标准差	均值	最小	最大	标准差
互联网使用	2.25	0	12	3.82	2.26	0	12	3.96
年龄	42.05	18	69	12.28	43.02	18	70	13.46
受教育年限(年)	9.96	0	21	3.55	9.65	0	22	3.81
个人年收入(ln)	8.09	0	11.77	2.91	8.01	0	13.42	3.18
家庭年收入(ln)	9.72	0	13.30	1.07	9.89	0	16.12	1.03
不公正遭遇指数	0.88	0	5	1.02	0.15	0	5	0.49
	人数		比例(%)		人数		比例(%)	
性别								
男性	107		53.77		2 124		45.30	
女性	92		46.23		2 565		54.70	
婚姻								
未婚	22		11.06		592		12.63	
已婚	165		82.91		3 798		81.00	
已婚单身	12		6.03		299		6.38	
民族								
汉族	183		91.96		4 515		96.29	
少数民族	16		8.04		174		3.71	
户籍								
非农户口	173		86.93		3 885		82.8	
农业户口	26		13.07		804		17.1	
单位性质								
党政机关	4		2.01		131		2.79	
企业单位	99		49.75		1 949		41.57	
事业单位	20		10.05		645		13.76	
社会团体	1		0.50		80		1.71	
个体经营	45		22.61		1 065		22.71	
其他	30		15.08		819		17.47	
宗教信仰								
无宗教信仰	164		82.41		4 197		89.51	
佛教/道教	21		10.55		298		6.36	
伊斯兰教	7		3.52		51		1.09	
基督教/天主教	5		2.51		70		1.49	
其他宗教	2		1.01		73		1.56	
政治面貌								
党员	24		12.06		506		10.79	
非党员	175		87.94		4 183		89.21	

(续表)

	非制度化政治参与者 (N=199)		未参与者 (N=4 689)	
基层选举				
参与过	145	72.86	3 435	73.26
未参与过	54	27.14	1 254	26.74
社团组织				
加入过	6	3.02	74	1.58
未加入过	193	96.98	4 615	98.42
生活满意度				
非常满意	5	2.51	209	4.46
比较满意	93	46.73	2 895	61.74
不太满意	87	43.72	1 394	29.73
很不满意	14	7.04	191	4.07
3 年收入变化				
增加	75	37.89	1 790	36.45
不变	84	42.21	2 248	47.94
减少	40	20.10	732	15.61
2000 年手机				
有	37	18.59	992	21.16
无	162	81.41	3 697	78.84

注:变量“婚姻”中的“已婚单身”包括离婚、丧偶和分居等。

1. 人口统计学特征变量 包括被访者的年龄、性别、民族、婚姻状况、受教育年限和宗教信仰。表 1 显示,在 199 位有过非制度化政治参与经历的被访者中,平均年龄(42 岁)和汉族比例均略低于未参与者,其中,已婚者(含离异、配偶死亡等)占 89%,略高于未参与者,无信仰者的比例也略高于未参与者。此外,他们的受教育年限平均为 10 年,略高于未参与者。

2. 经济社会地位特征变量 包括户籍、单位性质、政治面貌、2005 年个人收入的对数、2005 年家庭收入的对数、与三年前相比收入的变化情况和居住省份等。虽然本研究使用的有效样本都是城市居民,但考虑到目前中国城市中居住的大量流动人口很多并未能实现“农转非”,因此笔者把户籍作为控制因素。单位类型则有党政机关、企事业单位、事业单位、社会团体、个体经营和其他。政治面貌中,有过非制度化政治参与经历的被访者的党员比例略高于未参与者。上年度个人收入和家庭收入以对数形式纳入模型,这是考虑两个收入的分布明显右偏。此外,对被访者收入 2002—2005 年的变化用增加、不变和减少的分类

变量表示。

3. 心理和行为特征变量 被访者的主观心理和行为特征直接影响到是否参与到特定的行为中去。本研究控制了对近五年是否遭遇过不公平对待、生活的总体满意度、社团活动参与以及对制度化政治参与渠道的使用(参加基层选举)等四个关键性变量。CGSS2006 问卷对被访者近五年内是否在房产纠纷、土地征用、城市拆迁、企业改制、失业保障、宅基地分配、基层选举和债务纠纷等方面遭受到过不公正待遇进行了调查。笔者把没有遭受不公正对待的基准变量设为 0,在这八个方面每有一次被不公正对待的经历就加 1 分,这样就可以获得一个不公正遭遇的指数,其数值在 0 到 8 之间。很明显,非制度政治参与者的不公正遭遇指数高出未参与者很多。此外,笔者对“总体而言,您对生活状况是否满意”也进行了调查。同时,也问及“您现在是否参加了某个协会、社团、俱乐部或其他组织”、“在最近一次的人大代表直接选举中,您有没有参加过下列活动”。本研究将这三个方面的数据都作为二分变量处理。从比例上看,非制度政治参与者的不满意比例和社团参与显然更高,且更少参与选举等制度化政治活动。

(五) 工具变量:对 ICT 产品的偏好

本文所采用的工具变量是对信息通信技术产品,也即 ICT 产品的偏好。笔者认为,这种基于个人异质性的偏好,直接影响到个人对互联网的使用,而和个人的线下政治参与行为模式无关。具体分析如下:

1. 工具变量的相关性 首先,对 ICT 产品的偏好影响人们对新 ICT 产品的使用。现有文献表明,决定人们是否乐于使用手机和互联网等新信息通讯产品的因素很多,包括性别、教育、年龄、工作等人口统计学特征以及社会互动、经济文化和政策环境等(Rice and Katz,2003; Hyvönen and Repo,2005; Van Biljon and Kotzé,2008; Sourbati,2009; Gutiérreza and Gamboaa,2010; Giray, *et al.*, 2009)¹⁶ 除此之外,对 ICT 产品的个人偏好,也即对 ICT 产品基于性格、审美、个人经验等异质性所导致的认知、喜爱、反对甚至恐惧等特征,是决定人们对这类产品接受、使用频率和时间的重要因素(Levine and Donitsa-Schmidt, 1998; Verdegema and Verhoestb, 2009; Donat, Brandtweiner and

16. 比如,女性、受教育年限少和年龄大的人往往不乐于使用互联网或者手机。

Kerschbaum, 2009)。而且,这种偏好会成为一种稳定的个人特性,甚至能形成一种消费文化,扩张到 ICT 产品之外的市场。¹⁷ 其实,只要留意,就不难发现,似乎总有一些人,尽管不一定总是最富裕的,但他们 20 年前就买随身听和随身 CD 机,会更早地拥有手机、个人电脑和笔记本,更早会熟练上网、收发电子邮件和聊天、打游戏。现在,则会早早购买 iPhone 和 iPad 等新电子产品。哪怕经济条件不允许,他们也会热衷于讨论这些 ICT 产品。关于对 ICT 产品的偏好和互联网使用的相关强度,可以在工具变量分析的第一阶段得到统计证明。

2. 工具变量的外生性 对手机和电脑这样的 ICT 产品的偏好,应该属于个人层次上的一种消费异质性,和政治参与领域的行为并没有直接关系。特别是多年前对手机和电脑这类产品的偏好,和当下的政治参与行为显然没有直接关联。在控制了有关的人口统计学和社会政治文化环境变量之后,爱玩手机和不爱玩手机的人在选举投票方面应该没有显著的差异。

3. 工具变量的操作化定义 在本研究中,笔者把个人对 ICT 产品的偏好操作化为“在 2000 年(含)之前是否拥有手机”。该变量来自问卷中的“您有手机(移动电话/小灵通)吗”和“您是从哪一年开始使用手机的”。根据被访者的回答,笔者建立起一个二分变量,并把在 2000 年及以前就拥有手机的赋值为 1,没有的赋值为 0。下面再就这个操作化定义的效度和外生性做详细分析。

“在 2000 年(含)之前是否拥有手机”这一变量,在模型中能否反映且仅仅反映被访者对 ICT 产品的偏好?笔者注意到,对中国手机用户来说,2000 年是一个重大分水岭。第一,手机的第一次普及和大幅降价是在这一年出现的。2000 年“国产手机首次大规模进入市场,并在低端手机市场寻到了突破口”,“2000 年的手机价格比 1999 年下降了 40%左右,有的型号甚至下降 60%还多”。¹⁸ 第二,2000 年之前,中国的

17. 根据市场公司 Bundle 基于 70 万电脑用户的消费数据可知,苹果的 Mac 用户会比一般的个人电脑 PC 用户更喜欢购买奢侈品(参见苹果中国网站:<http://www.macx.cn/thread-2038463-1-1.html>)。根据《华盛顿邮报》援引调查公司的数据,苹果的 Mac 用户和微软 Windows 用户相比,会选住更贵的酒店,价位差达到 30%(参见华盛顿邮报网:<http://online.wsj.com/article/SB10001424052702304458604577488822667325882.html>)。

18. 参见:“国产手机将在价格战中崛起 洋巨头风光不再”,新华网(<http://tech.sina.com.cn/it/t/50629.shtml>), 2001-01-18。

手机均不具备上网功能,短信的功能也很少使用。国内最早的可以上网的手机为诺基亚 7110,在中国上市就是在 2000 年。而国内手机短信业务是 1998 年才开通,2000 年由中国移动推出移动梦网后才正式走向前台。当年中国手机短信息量仅 10 亿条,一年后就达到 189 亿条,到 2004 年则飞涨到 900 亿条。¹⁹ 基于以上这两点,可以认为,在 2000 年前是否拥有手机代表了被访者在当时是否具有较好的经济条件和对 ICT 产品的较高偏好,而不是为了追求一般性或者体制内媒体所寻求不到的信息或者公共参与空间。

不过,考虑到个人在过去的经济条件在一定程度上仍可能影响到其在几年后的政治态度和政治参与行为,一旦工具变量操作化定义本身既反映被访者的 ICT 产品偏好,又同时代表被访者 2000 年左右的经济条件,它就会与因变量直接相关,从而丧失其作为工具变量的合法性。所幸的是,只要在模型中设法控制被访者在 2000 年左右的经济条件,这个关于手机的二分变量就能成为对 ICT 产品偏好的操作化定义。

前文提及,本文在模型中会控制被访者 2005 年的职业类型、个人收入和家庭收入三个变量。控制这些变量有两个原因:其一,在更大程度和更直接地影响被访者政治参与行动应该是近期而非五年之前的经济状况;其二,构成被访者经济基础的要素在数年内也多具有一定的稳定和持续性。控制了 2005 年的经济条件,在相当程度上就等于控制了早前经济条件的代理变量。尽管如此,为谨慎起见,本文还将控制被访者个人收入在 2002—2005 三年内是否变化的虚拟变量(增加、不变、减少)。当这个三年内收入变化情况的变量纳入模型后,有理由相信 2000 年左右被访者的经济条件在模型中已基本被控制。

如果这样广泛的变量控制仍然不能够证明工具变量的外生性,那还可以增加一个“事后判别”的方法。假设模型在控制了相关的一系列变量之后,工具变量本身仍然不够“纯净”,仍然包含了少部分被访者 2000 年左右的经济信息,那么,工具变量模型所得出的估计量必然是一个“混合体”,同时体现了个人过去的经济条件以及互联网使用对现在上访或上街行为的影响。考虑到中国改革开放以后,特别是 2000 年前后的社会经济特征,可以大致认为,相对富有的群体往往从体制中获

19. 参见:百度百科“短信”(http://baike.baidu.com/view/9420.htm)。

益更大,对体制本身的依附性更紧,在体制内所拥有的政治和经济社会资源更多,对体制的认同度也更高。这样,就可以进一步推断,被访者 2000 年左右的经济条件和 2005 年的非制度化政治参与行为负向相关,这个不合格的工具变量操作化定义就必然和因变量负相关。

而一旦工具变量和因变量负相关,IV-Probit 估计量就会比单方程 Probit 估计量更小。这是因为,IV-Probit 模型中所得出的偏系数会从真实的互联网效应中消减去工具变量本身对因变量的负面影响。也就是说,IV-Probit 估计量一定会低估真实的互联网的效力。但如果最终的分析结果显示 IV-Probit 估计值并非变小,而是比 Probit 估计值大出很多,那么就可以反过来说明工具变量中经济条件的成分得到了很好的控制,其所导致的偏误没有起到方向性的作用。²⁰ 本文最后的分析,恰恰是工具变量估计量远远大于单方程估计量。

四、分析和诠释:抑制性双向因果关系

对本研究来说,在控制了有关变量后,“在 2000 年(含)前是否拥有手机”仅会通过影响被访者的日常互联网使用来影响其后五年的被访者的线下非制度化政治参与行为。表 2 分别是 Probit 模型和 IV-Probit 模型的分析结果。虽然控制了省份变量,但考虑到样本中不少被访者“簇”于一个城市,这样样本之间就可能不是完全独立的。因此,估算模型时笔者对标准误差的处理采取了簇差异稳健估计量,以克服同城市内的样本互相关联。²¹ IV-Probit 模型的估计采用了最大或然法。

(一) 单方程概率比模型(Probit)的分析结论

从表 2 可知,Probit 模型得出的结论是,互联网使用和非制度化政治参与之间没有统计显著的关联,这一点和笔者的常识性预期不符。不过也不奇怪,因为单方程 Probit 分析结果必然存在联立性偏误。这好比在早期的计量经济学研究中,经济学家用 OLS 模型分析警力(或

20. 也即,工具变量中有效部分(ICT 产品偏好)所识别出的互联网效应,已经大到足够轻松抵消由工具变量中的无效部分(经济条件)所导致的负向偏误,这起码能说明互联网使用频率对于非制度化政治参与的影响力是足够大的。

21. 也可以采用多层线性模型(HLM)的方法进行相关估算来解决这个问题。

司法投入)和犯罪之间的关系,因为没有考虑到双向因果问题,模型得出的居然是两者无关甚至正相关这个明显有悖常理的结论。在其他变量方面不难发现,是否遭受过不公正的待遇是决定是否参与的重要因素。这其中的行动个人机制非常明显:不平则鸣。当受到不公正对待时,因为体制内缺乏有效的交流沟通途径,上访和集会游行等就成为政治诉求的重要手段。此外,家庭收入而不是个人收入会抑制非制度化政治参与行为,这也非常容易理解,高收入意味着从现有体制内获益较多。最后,民族、职业类型、户籍以及对生活的总体满意度等也都和非制度化行为有关联。比如,汉族相对于少数民族更少倾向参与;和党政机关相比,企业的人员更容易卷入非制度化政治参与活动;在城市居住工作的农民工相对于城市户口的居民,也更少参与;和生活总体满意度较高的人相比,不太满意者显然也更倾向于卷入。这些结论、常识和既有研究都较吻合。²²

(二) 工具变量概率比模型(IV-Probit)分析结论

在描述 IV-Probit 估计量之前,先要看几个关键统计量,以确保工具变量分析结果的可靠性。从表 2 发现:第一,工具变量和自变量的相关是足够强的,这是因为,在 IV-Probit 的第一阶段回归中,也即在验证是否较早使用手机和互联网使用之间的关系强度的回归中,F 统计量达到 60,远远超过了经验标准值 10(Stock and Yogo, 2005)。第二,瓦尔德内生检验结果显示,Probit 模型和 IV-Probit 模型之间存在系统差异,表示互联网使用确实是内生的。因为工具变量模型的估计量是一致的,有必要放弃标准 Probit 模型而采信 IV-Probit 的结果。

在表 2 的工具变量概率比模型中,IV-Probit 估计量和 Probit 估计量显而易见有所不同。除了家庭收入对非制度化政治参与的抑制作用变大和户籍的作用变小,最重要的差异就是,在 IV-Probit 的估计量中,互联网使用对与非制度化政治参与的相关系数为 0.157,在 0.05 水平上显著。而在原来的 Probit 估计量中,这个系数为负(-0.012),且不显著。换句话说,工具变量的分析结果表明,互联网的使用可以扩大非制度化政治参与。在其他条件相同的情况下,上网的频率每增加 1 个单位,参与非制度化政治活动的概率会增加约 6%(根据边际效应计算)。

22. Probit 方程的麦克法登 R^2 值为 0.18,也即模型总体上可以解释因变量近 20%的变化。

表 2: 非制度化政治参与的概率比模型及估计量 (N=4 888)

自变量	Probit 单方程模型	IV-Probit 工具变量模型
性别(女性)	0.131(0.078)	0.036(0.090)
婚姻(未婚)		
已婚	0.058(0.135)	0.479(0.252)
已婚单身	0.048(0.218)	0.389(0.295)
民族(少数民族)	-0.407** (0.205)	-0.363** (0.166)
户籍(农业户口)	0.202* (0.104)	0.009(0.126)
单位性质(党政机关)		
企业单位	0.416** (0.186)	0.452** (0.151)
事业单位	0.069(0.189)	0.120(0.172)
社会团体	-0.409(0.346)	-0.362(0.317)
个体经营	0.184(0.208)	0.333(0.186)
其他	0.283(0.223)	0.293(0.179)
宗教信仰(无宗教信仰)		
佛教/道教	0.215(0.160)	0.126(0.139)
伊斯兰教	0.210(0.243)	0.197(0.207)
基督教/天主教	0.247(0.282)	0.220(0.251)
其他宗教	-0.180(0.312)	-0.284(0.295)
政治面貌(非党员)	-0.033(0.139)	-0.022(0.124)
基层选举(参与过)	0.004(0.081)	0.004(0.068)
社团组织(未加入)	0.293(0.285)	0.324(0.267)
生活满意度(非常满意)		
比较满意	0.234(0.251)	0.203(0.224)
不太满意	0.246* (0.296)	0.301* (0.275)
很不满意	0.445** (0.252)	0.441** (0.225)
3 年收入变化(增加)		
不变	0.178(0.085)	0.082(0.103)
减少	0.208(0.140)	0.056(0.149)
省份	YES	YES
互联网使用	-0.014(0.012)	0.154** (0.073)
年龄	-0.006(0.049)	0.010(0.007)
受教育年限	0.029(0.016)	-0.008(0.021)
个人年收入(ln)	0.007(0.015)	-0.003(0.013)
家庭年收入(ln)	-0.063** (0.033)	-0.111*** (0.032)
不公正遭遇指数	0.547*** (0.058)	0.480*** (0.076)
截距	-2.125*** (0.611)	-2.349*** (0.534)
第一阶段 F 统计量	—	60.55
瓦尔德内生性检验	—	p=0.05

注: 1. 显著性水平: * $p \leq 0.1$, ** $p \leq 0.05$, *** $p < 0.01$;

2. 数据括号内为异方差稳健和簇差异稳健标准误, 自变量括号内为参照群体。

毫无疑问,这充分体现了互联网使用对非制度化政治参与的助燃作用。

为检验 IV-Probit 的稳健性,本文还把互联网使用只操作化为“浏览网页”,不包括“聊天和娱乐”。结论可见表 3 的测试模型 1。考虑到互联网使用的助燃效应可能在年轻人中更为明显,²³测试模型 2 的样本为 40 岁以下的被访者。测试模型 3 样本为 40 岁以下且互联网使用不包括“聊天和娱乐”。不难发现,几个模型的结果均和主模型基本一致。

表 3:稳健性测试结果

	Probit 单方程模型	IV-Probit 工具变量模型
主模型	-0.014	0.154**
测试模型 1	-0.016	0.273**
测试模型 2	-0.016	0.159**
测试模型 3	-0.024	0.309**

注:1. 显著性水平:* $p \leq 0.1$, ** $p \leq 0.05$, *** $p < 0.01$;

2. 测试模型 1:互联网使用的操作化为“浏览网页”,不包括“聊天和娱乐”;

3. 测试模型 2:工作样本为年龄 40 岁以下的人;

4. 测试模型 3:互联网使用的操作化定义为“浏览网页”且年龄 40 岁以下。

(三) 工具变量估计量的诠释

为何 IV-Probit 估计量为正且统计显著,而 Probit 估计量为负且不显著?本文对此给出“抑制性双向因果”的解释。通过这个诠释,可以得出这样的结论:互联网的使用确实能扩大非制度化政治参与,但两者之间存在非常微妙的“抑制性双向因果”关系,表明互联网同时也是消解社会矛盾的重要途径。

IV-Probit 和 Probit 的估计量符号相反的原因在于,互联网使用和非制度化政治参与之间的双向关系很可能并非指向同一个方向。也即,互联网使用固然可以扩大非制度化政治参与,但参与行动后则因为种种原因,反而会减少相应的互联网使用。本文称之为“抑制性双向因果”。从模型角度看,“抑制性双向因果”导致偏误的数学本质就是,一个遗漏变量与主解释变量的关系和这个遗漏变量与因变量之间的关系

23. 参见:冯强,2011,互联网使用、政治效能感、日常政治交流与参与意向:一项以大学生为例的定量研究,人民网(<http://media.people.com.cn/GB/22114/150608/150619/17201707.html>),2012-02-23。

呈现出相反的方向,也即这个遗漏变量和 X 正相关,但和 Y 负相关(或者相反)。而这种遗漏变量,必然会导致一般的 OLS 或者 Probit 估计量偏低。例如,参与群体性事件后,一方面,行动者自身的怨愤和不满得到一定程度的发泄,另一方面,决策部门可能会因为社会和舆论的压力而做出政策上的调整,这会使激发新的群体性事件的社会矛盾得到缓解,从而在一段时期内相应减少可能引发的网络发帖、跟帖、围观和搜求相关信息、网络联系他人等行为,“孙志刚事件”后深圳关于户籍政策的调整,“乌坎事件”、“什邡事件”和“启东事件”后地方政府对公共决策的反思等都是现实的案例。实际上,这种抑制性双向因果关系并不罕见,诸如犯罪率与警察数量之间、政府干预与就业弹性之间均是如此。²⁴

基于“抑制性双向因果”的解释具有重要的现实意义。互联网的日常使用和非制度化政治参与之间的特殊关系,有助于重新审视非制度化政治参与对于政治体制改革的意义,即,非制度化政治参与行为不总是洪水猛兽,在一定限度内的政治参与本身是国家治理结构和状态的自我调整,也是对社会动荡的预警。只有拓展利益诉求的渠道,把非制度化政治参与纳入到制度化框架下,才能更好地消除引发非制度化政治参与的社会矛盾。这恰如赵鼎新(2005)所提出的,“一个国家内社会运动的发展规律以及发生颠覆性革命活动的可能性,从根本上取决于这个国家将一般社会运动体制化的能力”。

当然,考虑到 IV-Probit 估计量比 Probit 估计量大很多,除了“抑制性双向因果”之外,可能还有“局部干预效应”(LATE)的存在。²⁵比如,由于性格差异,不同的人对内心嗜好的敏感度也可能不一样,“冲动型”的人往往会更加容易屈从或跟随内心的偏好,在同样对 ICT 产品的偏好水平下,比“冷静型”的人会有更响应和更可能使用互联网。在这种情况下,IV-Probit 估计量所体现的就不是基于样本的平均效应,而是一

24. 简言之,警力越多,犯罪率越低。但犯罪率下降后,为减少开支,警力配备又会下降。因此,总体上犯罪正向影响警力,而警力负向影响犯罪,形成本文所谓的“抑制性双向因果”。感兴趣的读者,既可以参考伍德里奇(Wooldridge, 2006)经典教科书中的案例,也可以参阅最新使用工具变量来解决这类经典双向因果问题的研究。其中关于警力(司法投入)和犯罪的工具变量研究,可参阅 Levitt (2002)、Corman 和 Mocan(2000)、Di Tella 和 Schargrotsky (2004)、Draca 等(2011)和陈硕(2012);关于就业和政府关系的研究,参阅陆铭和欧海军(2011)。

25. 注意,在 LATE 框架下诠释工具变量估计值需要一个前提,即互联网使用和较早使用手机的关系是单调的。

个加权平均值,其中来自“冲动型”的样本会有更大的权重。而“冲动型”的人格,显然由于血性之勇更可能会参与到非制度化政治活动中,导致工具变量估计量会比较大。考虑到 IV-Probit 估计量的绝对值是 Probit 估计量的多倍,笔者认为,很可能“抑制性双向因果”与“局部干预效应”同时存在。

五、结论和讨论:疏导和稳定

互联网的日常使用对非制度化政治参与的影响,本身就是一种技术性因素,是一种客观的存在。本文的工具变量分析已经能够从数据的角度证明这种扩大和助燃的因果效应的存在,问题在于,不管线下的集体行动本身是理性还是非理性的,是破坏性的还是建设性的,互联网总会起到助燃的作用,其本身并不是“坏”的因素。单纯批评互联网或者限制其使用,本质上并不能减少非制度化政治参与对社会的影响,这是因为,抑制互联网本身只是着眼于直接消解可能的社会运动和降低其扩散的速度,而不能把引起这些运动的情绪和冲动的来源化解掉。这就如在表 2 看到的,不管是 Probit 模型,还是 IV-Probit 模型,其结论都非常清楚,即,家庭收入和是否遭受过不公待遇等才是关系到是否参与非制度化政治的决定性因素。哪怕不考虑互联网的助燃因素,只要有社会治理结构和利益分配格局的深层矛盾,非制度化政治参与都无可避免。

而本文“抑制性双向因果”的诠释从实证角度有力地证明了非制度化政治参与并非一无是处,在一定限度内的非制度化参与行为是一个健康有力的治理结构中的常态现象。“上网”在技术层面会助燃“上访”和“上街”这类非制度化政治参与行为,但包括“上网”和“围观”本身所代表的公民参与等非制度化的政治参与也已经在倒逼政府转型,并在一定程度上助推了公共管理和决策机制的优化,疏导和消解了很多潜在的社会矛盾。正如汪玉凯(2012)指出的,中国网络,特别是微博对政府行为的监督,提升了对公权力监督的力量,促进政府决策的科学化、民主化和规范自身的行为。当然,以微博为代表的全新网络媒体,本身需要正确的引导和依法管理。

互联网的日常使用和非制度化政治参与都事关社会的稳定。正如赵鼎新(2005)强调的,“稳定并不是指社会中不存在政治性的冲突或社会运动,而在于国家将社会冲突体制化的能力不断得到提高,从而消除

发生大规模的、有强烈破坏性的动乱或革命性运动的可能性”。也就是说,社会稳定的内涵并非是安静如水,而是社会治理结构中的主体,能够及时化解潜在的引发混乱的因素。在这个意义上,稳定不是一种静止的状态,而是一种从不平衡走向平衡的恢复和自我调节能力。在“一时一事”上,互联网会技术性地扩大非制度政治参与,但在整体和长远的层面,它对大量“小事件”具有助燃作用,会预警、预防“大事件”和“大震荡”的出现。²⁶从这个角度,本研究的意义在于揭示,拓展民众的利益诉求渠道和进一步改善民生是维护社会稳定的治本之策。

本文关心和强调的是互联网的“日常使用”,而非特殊情境下特别是非制度化政治参与情境之中的互联网使用。在后者,实际必然已经成为非制度化政治参与的工具甚至政治参与的组织形式本身。互联网的扁平化使组织策划的风险成本大大降低,互联网传播的高效率也使活动形成时间大大减少。²⁷如果把本文的研究结论和周葆华(2011)对厦门PX事件的研究进行对比就可以发现,两者可以互为补充,日常的互联网使用会扩大非制度化政治参与,但以“小事件”为主的政治参与在一定程度上可以缓解社会压力。不过,当比较激烈的非制度化政治参与发生之时,日常性的网络使用与参与行动之间就不再有因果关系。也就是说,“大事件”中的互联网使用,本身就已经内卷化为政治参与的途径和组织形式本身。

最后,本文所使用的是2006年数据,微博、微信等当前的最新网络媒体当时尚未流行。因此,新网络媒体和政治参与之间的关系,有待在未来研究中进一步搜集数据并加以分析。

参考文献(References)

- 柏骏. 2011. 群体性事件的行为模式与解释框架——基于江苏的实证研究[J]. 江苏社会科学(3):36—40.
- 陈硕. 2012. 转型期中国的犯罪治理政策:堵还是疏?[J]. 经济学(季刊)(2):743—763.
- 陈潭、罗晓俊. 2011. 中国网络政治研究:进程与争鸣[J]. 政治学研究(4):85—100.
- 陈云松. 2012a. 农民工收入与村庄网络:基于多重模型识别策略的因果效应分析[J]. 社会32(4):68—92.

26. 金太军、沈承诚(2012)对如何对“群体性事件”转变认识、如何拓展利益表达渠道有比较完整的论述。

27. 这一点非常感谢与梁玉成的讨论。

- 陈云松. 2012b. 定量研究的价值、门槛与瓶颈[N]. 人民日报(理论版), 01-19.
- 陈云松, 范晓光. 2010. 社会学定量分析中的内生性问题——测估社会互动的因果效应研究综述[J]. 社会 30(4): 91-117.
- 陈云松, 范晓光. 2011. 社会资本的劳动力市场效应估算: 关于内生性问题的文献回溯和研究策略[J]. 社会学研究(1): 167-195.
- 樊宏法, 张健. 2006. 非制度化政治参与——构建和谐社会的独特机制[J]. 求实(9): 72-74.
- 郭正模, 李晓梅. 2007. 预防处置群体性事件的多学科探索[N]. 中国社会科学院院报(3).
- 亨廷顿, 塞缪尔·琼·纳尔逊. 1989. 难以抉择[M]. 汪晓寿, 等, 译. 北京: 华夏出版社.
- 胡荣. 2008. 社会资本与城市居民的政治参与[J]. 社会学研究(5): 142-159.
- 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, 桂勇. 2009. 互联网与业主集体抗争: 一项基于定性比较分析方法的研究[J]. 社会学研究(5): 29-56.
- 金太军, 沈承诚. 2012. 从群体性事件到群体性行动——认知理念转换与治理路径重塑[J]. 国家行政学院学报(1): 23-28.
- 李慧勇. 2007. 中国现阶段非制度化政治参与的原因探析[J]. 前沿(1): 192-193.
- 李培林. 2010. 加强对群体性事件的研究和治理[N]. 中国社会科学报 131(11).
- 李培林, 等. 2008. 力挽狂澜: 中国社会发展迎接新挑战[G]//2009年社会形势预测与分析. 汝信, 等, 主编. 北京: 社会科学文献出版社: 1-14.
- 李亚好. 2011. 互联网使用、网络社会交往与网络政治参与——以沿海发达城市网民为例[J]. 新闻大学(1): 69-81.
- 娄成武, 刘力锐. 2010. 论网络政治动员: 一种非对称态势[J]. 政治学研究(2): 74-86.
- 陆铭, 欧海军. 2011. 高增长与低就业——政府干预与就业弹性的经验研究[J]. 世界经济(12): 3-31.
- 马宝雨, 张秀丽. 2007. 当前中国社会的非制度化政治参与[J]. 大庆师范学院学报(3): 30-32.
- 毛寿龙. 2009. 无限政府的危机应对[J]. 南风窗(2): 30-33.
- 诺曼, 尼·西德尼·伏巴. 1996. 政治参与[G]//政治学手册精选(下册). 格林斯坦、波尔斯基, 编. 竺乾威、储复耘, 等, 译. 北京: 商务印书馆: 290-379.
- 潘祥辉. 2011. 去科层化: 互联网在中国政治传播中的功能再考察[J]. 浙江社会科学(1): 36-43.
- 唐杰. 2007. 互联网发展对社会抗议的影响研究[J]. 社会科学辑刊(6): 63-66.
- 王东进, 戴光前, 钟启权, 张常韧. 2004. 积极化解人民内部矛盾, 妥善处理群体性事件[J]. 中国社会发展战略(3): 2-6.
- 王赐江. 2010. 群体性事件的类型化及发展趋向[J]. 长江论坛(4): 47-53.
- 汪玉凯. 2009. 群体性事件高发的原因和对策[J]. 时事报告(11): 56-62.
- 汪玉凯. 2012. 网络社会与公民参与[N]. 学习时代, 04-02.
- 薛可, 梁海, 余明阳. 2011. 社会互动对敌意媒体效果的影响[J]. 上海交通大学学报(哲学社会科学版)(6): 39-48.
- 尹冬华. 2009. 幻觉与现实: 互联网在中国的民主功能——基于西方文献的述评[J]. 经济社会体制比较(1): 136-142.
- 应星. 2009. “气场”与群体性事件的发生机制——两个个案的比较[J]. 社会学研究(6): 105-121.
- 游传耀. 2008. 互联网是公民政治参与的重要途径[J]. 发展研究(9): 96-98.
- 于建嵘. 2012. 诱发群体性事件的最大陷阱[J]. 人民论坛(19): 56-57.
- 曾繁旭, 黄广生. 2012. 网络意见领袖社区的构成、联动及其政策影响: 以微博为例[J]. 开放时代(4): 115-131.
- 张雷. 2009. 中国网络草根 NGO 发展现状与管理论析[J]. 政治学研究(4): 82-88.

- 张书维、王二平. 2011. 群体性事件集群行为的动员与组织机制[J]. 心理科学进展(12): 1730—1740.
- 张书维、王二平、周洁. 2010. 相对剥夺与相对满意: 群体性事件的动因分析[J]. 公共管理学报(3): 95—102.
- 赵鼎新. 2005. 西方社会运动与革命理论发展之述评——站在中国的角度思考[J]. 社会学研究(1): 168—209.
- 郑风田、许竹青、余航. 2012. 政府态度、网络媒体与中国群体性事件的扩散效应——一个中观角度的实证研究[J]. 江苏社会科学(2): 29—35.
- 周葆华. 2011. 突发公共事件中的媒体接触——公众参与与政治效能[J]. 开放时代(5): 123—140.
- 周巍、申永丰. 2006. 论互联网对公民非制度化参与的影响及对策[J]. 湖北社会科学(1): 36—38.
- 朱力. 2009. 正视网络“助燃”现象[J]. 人民论坛(5): 1.
- Andrews, Kenneth T. and Michael Biggs. 2006. “The Dynamics of Protest Diffusion: Movement Organizations, Social Networks, and News Media in the 1960 Sit-Ins.” *American Sociological Review* 71(5): 752—777.
- Ayres, Jeffrey M. 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.
- Bennett, W. Lance, Christian Breunig, and Terri Givens. 2008. “Communication and Political Mobilization: Digital Media and the Organization of Anti-Iraq War Demonstrations in the U. S.” *Political Communication* 25(3): 269—289.
- Bian, Yanjie and Lulu Li. 2012. “The Chinese General Social Survey (2003—2008): Sample Designs and Data Evaluation.” *Chinese Sociological Review* 45(1): 70—97.
- Bimber, Bruce. 2000. “The Study of Information Technology and Civic Engagement.” *Political Communication* 17(4): 329—333.
- Brake, David. 2005. “Book Review: Cyberprotest: New Media, Citizens and Social Movements.” *New Media & Society* 7(3): 423—425.
- Corman, Hope and H. Naci Mocan. 2000. “A Time-Series Analysis of Crime, Deterrence, and Drug Abuse in New York City.” *American Economic Review* 90 (3): 584—604.
- Della Porta, Donatella and Lorenzo Mosca. 2005. “Global-Net for Global Movements? A Network of Networks for a Movement of Movements.” *Journal of Public Policy* 25(1): 165—190.
- Di Tella, Rafael and E. Schargrotsky. 2004. “Do Police Reduce Crime? Estimate Using the Allocation of Police Forces after a Terrorist Attack.” *American Economic Review* 94(1): 115—133.
- Diani, Mario. 2000. “Social Movement Networks Virtual and Real.” *Information, Communication & Society* 3(3): 386—401.
- Diani, Mario. 2003. “Networks and Participation.” In *The Blackwell Companion to Social Movements*, edited by David A. Snow, Sarah A. Soule, and Hanspeter Kriesi. London: Blackwell Publishing: 339—359.
- Donat, Elisabeth, Roman Brandtweiner, and Johann Kerschabum. 2009. “Attitudes and the Digital Divide: Attitude Measurement as Instrument to Predict Internet Usage.” *Informing Science: The International Journal of an Emerging Transdiscipline* (12): 37—56.
- Draca, Mirko, S. Machin, and R. Witt. 2011. “Panic on the Streets of London: Police, Crime and the July 2005 Terror Attacks.” *The American Economic Review* 101(5): 2157—2181.
- Earl, Jennifer and K. Kimport. 2008. “The Targets of Online Protest State and Private Targets of Four Online Protest Tactics.” *Information Communication & Society* 11(4): 449—472.

- Fisher, Dana R. and M. Boekkoi. 2010. "Mobilizing Friends and Strangers: Understanding the Role of the Internet in the Step It Up Day of Action." *Information, Communication & Society* 13(2):193-208.
- Garrett, R. Kelly. 2006. "Protest in an Information Society: A Review of Literature on Social Movements and New ICTs." *Information, Communication & Society* 9 (2):202-224.
- Giray, Filiz, Adnan Gercek, Ayse Oguzlar, and Selim Tuzunturk. 2009. "The Effects of Taxation on Mobile Phones: A Panel Data Approach." *International Journal of Mobile Communications* 7(5):594-613.
- Gutiérrez, Luis H. and Luis F. Gamboa. 2010. "Determinants of ICT Usage among Low-Income Groups in Colombia, Mexico, and Peru." *The Information Society: An International Journal* 26(5):346-363.
- Harlow, Summer. 2011. "Social Media and Social Movements: Facebook and an Online Guatemalan Justice Movement that Moved Offline." *New Media and Society* March 14 (2):225-243.
- Harlow, Summer and Dustin Harp. 2012. "Collective Action on the Web: A Cross-Cultural Study of Social Networking Sites and Online and Offline Activism in the United States and Latin America." *Information, Communication & Society* 15(2):196-216.
- Hyvönen, Kaarina and Petteri Repo. 2005. "The Use of Mobile Services in Finland: Adoption Challenges Diffusion Theory." *GESTS International Transactions on Computer Science and Engineering* 20(1):166-178.
- Kaase, Max. 1999. "Interpersonal Trust, Political Trust and Non-Institutional Political Participation in Western Europe." *West European Politics* 22(3):1-21.
- Kenski, Kate and Natalie Jomini Stroud. 2006. "Connections Between Internet Use and Political Efficacy, Knowledge, and Participation." *Journal of Broadcasting and Electronic Media* 50(2):173-192.
- Kerbel, Matthew R. and Joel David Bloom. 2005. "Blog for America and Civic Involvement." *Harvard International Journal of Press/Politics* 10(4): 3-27.
- Levine, Tamar and Smadar Donits-Schmidt. 1998. "Computer Use, Confidence, Attitudes and Knowledge: A Causal Analysis." *Computers in Human Behaviour* 14(1):125-146.
- Levitt, Steven D. 2002. "Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime: A Reply." *American Economic Review* 92(4):1244-1250.
- Marmura, Stephen. 2008. "A Net Advantage? The Internet, Grassroots Activism, and American Middle Eastern Policy." *New Media and Society* 10(2):247-271.
- Nah, Seungahn, Aaron S. Veenstra, and Dhavan V. Shah. 2006. "The Internet and Anti-War Activism: A Case Study of Information, Expression, and Action." *Journal of Computer-Mediated Communication* 12(1):230-247.
- Nip, Joyce Y. M. 2004. "The Queer Sisters and Its Electronic Bulletin Board: A Study of the Internet for Social Movement Mobilization." *Information, Communication & Society* 7 (1):23-49.
- Rice, Ronald E. and James E. Katz. 2003. "Comparing Internet and Mobile Phone Usage: Digital Divides of Usage, Adoption, and Dropouts." *Telecommunications Policy* 27 (8-9):597-623.
- Rogan, Hanna. 2006. "Jihadism Online: A Study of How Al-Qaida and Radical Islamist Groups Use the Internet for Terrorist Purposes." Kjeller, Norway: Norwegian Defence Research Establishment (accessed 3 June 2011).
- Sabucedo, Jose Manuel and Arce Constantino. 1991. "Arce Types of Political Participation: A Multidimensional Analysis." *European Journal of Political Research* 20(1):93-102.
- Schumann, Sandy and Francois Luong. 2011. "Tool for or Source of Action? A Social

- Psychological Perspective on the Influence of Virtual Worlds on Reality." *First Monday* [Online] 16 (6).
- Segall, Shlomi. 2005. "Political Participation as an Engine of Social Solidarity: A Sceptical View." *Political Studies* 53 (2): 362—378.
- Sooryamoorthy, Radhamany, B. Paige Miller, and Wesley Shrum. 2008. "Untangling the Technology Cluster: Mobile Telephony, Internet Use and the Location of Social Ties." *New Media & Society* 10(5): 729—749.
- Sourbati, Maria. 2009. "'It could be Useful, but not for Me at the Moment': Older People, Internet Access and E-Public Service Provision." *New Media and Society* November 11 (7): 1083—1100.
- Stock, James H. and Motohiro Yogo. 2005. "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression." In *Identification and Inference for Econometric Models: A Festschrift in Honor of Thomas Rothenberg*, edited by J. H. Stock and D. W. K. Andrews. Cambridge: Cambridge University Press; 80—108.
- Tai, Zixue. 2006. *The Internet in China: Cyberspace and Civil Society*. New York: Routledge.
- Touboul, Deborah. 2005. "Francophone Internet Forums Shed Light on Concerns and Issues of Islamists in Europe." *The Project for the Research of Islamist Movements, Occasional Papers* 3(6), Herzliya, Israel, September.
- Van Biljon, Judy and Paula Kotzé. 2008. "Cultural Factors in a Mobile Phone Adoption and Usage Model." *Journal of Universal Computer Science* 14(16): 2650—2679.
- Van Laer, Jeroen and Peter Van Aelst. 2010. "Cyber-Protest and Civil Society: The Internet and Action Repertoires in Social Movements." In *Handbook of Internet Crime*, edited by Yvonne Jewkes and Majid Yar. Devon: Willan Publishing; 230—254.
- Verdegema, Pieter and Pascal Verhoestb. 2009. "Profiling the Non-User: Rethinking Policy Initiatives Stimulating ICT Acceptance." *Telecommunications Policy* 33(10—11): 642—652.
- Wang, Song-In. 2007. "Political Use of the Internet, Political Attitudes and Political Participation." *Asian Journal of Communication* 17(4): 381—395.
- Wojcieszak, Magdalena. 2009. "'Carrying Online Participation Offline'—Mobilization by Radical Online Groups and Politically Dissimilar Offline Ties." *Journal of Communication* 59(3): 564—586.
- Wooldridge, Jeffrey M. 2006. *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (3rd Edition). Mason: Thomson South-Western.
- Yang, Guobin. 2003a. "The Internet and Civil Society in China: A Preliminary Assessment." *Journal of Contemporary China* 12 (36): 453—475.
- Yang, Guobin. 2003b. "The Co-Evolution of the Internet and Civil Society in China." *Asian Survey* 43 (3): 405—422.
- Yang, Guobin and Craig Calhoun. 2007. "Media, Civil Society, and the Rise of a Green Public Sphere in China." *China Information* 21 (2): 211—236.
- Zheng, Yongnian. 2007. *Technological Empowerment: The Internet, State, and Society in China*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Zheng, Yongnian and Guoguang Wu. 2005. "Information Technology, Public Space, and Collective Action in China." *Comparative Political Studies* 38(5): 507—536.

责任编辑:张 军