

# 政治参与影响健康吗?

## ——来自集体与个体层面的双重验证

池上新\*

**【摘要】** 政治参与对健康的作用关系在以往的研究中往往被忽视了。论文利用中国综合社会调查(CGSS2010)数据,分别从集体和个体层面考察了二者的关系及其作用机制。研究发现:集体层面上,体制内的政治参与(如基层选举、社区参与)对社区人口健康没有统计上的显著影响;而体制外的政治参与(如维权抗争)对社区人口的心理健康具有显著的负向作用,但这种负效应会因社区公共品供给增加的补偿机制而相应地减弱。个体层面上,体制内政治参与(如社区参与)有利于居民的自评健康,体制外政治参与(如维权抗争)则不利于居民的心理健康,二者均通过“自我效能感”发挥中介作用。论文验证了政治参与的“心理赋权”作用,其“工具性”作用也得到了部分验证。在社会转型期,为了提高居民健康水平,应引导更多有实质性意义的体制内政治参与,减少体制外政治参与。

**【关键词】** 政治参与 生理健康 心理健康 自评健康 公共品供给 自我效能感

**【中图分类号】** D63

**【文献标识码】** A

**【文章编号】** 1674-2486(2018)04-0005-24

---

\* 池上新,深圳大学心理与社会学院,副研究员;深圳大学城市治理研究院,特聘研究员。本文是由作者博士论文的其中一章改写而成,曾在2018年首届医疗健康社会学青年论坛汇报过,感谢厦门大学的胡荣教授和陈福平副教授、中央民族大学的焦开山副教授、深圳大学的李忠路助理教授的宝贵建议。感谢匿名审稿人的意见。

基金项目:国家社科基金重点项目“城乡居民健康不平等的社会学研究”(14ASH007)、深圳大学人文社会科学青年教师扶持项目“社会转型与居民身心健康及其作用机制研究”(16QNFC46)。

## 一、问题的提出

伴随着民主化程度的提高，中国居民政治参与的形式越发多样，由单一的政治参与观被多元的参与观所取代（朱亚鹏，2014；胡荣，2008）。民主参与所带来的社会福利也日益引起我国学者的关注，但民主参与和中国居民健康之间的关系往往被忽视了。我们注意到：对一个国家或地区来说，政治参与水平一定程度上会影响人口、卫生政策（Dixon - Mueller & Germain, 1994），以及公共物品的分配（Betancourt & Gleason, 2000），这些又会进一步影响居民的健康水平；对居民个体而言，体制内与体制外政治参与所面临的处境与压力不同，需要付出的体力和脑力也存在差别（Denny & Doyle, 2007；Schur et al. , 2002），由此也会造成居民个体的健康差异。本文将利用“中国综合社会调查”（Chinese General Social Survey, CGSS）2010 年数据来考察不同形式的政治参与和居民健康的关系及其作用机制。

## 二、文献回顾与理论假设

### （一）政治参与对健康的影响

政治参与和居民健康之间相互作用，但以往研究更关注健康对政治参与的影响（Smets & van Ham, 2013；Denny & Doyle, 2007）。对政治参与影响健康进行研究的成果相对较少，主要表现在以下方面：第一，探讨政治参与和人口死亡率的关系。拉维斯特（Thomas La Veist）（La Veist, 1992）通过测量黑人在议会席位的比例，发现非裔美国人的政治参与和其新生儿产后死亡率之间呈负相关关系，进而证实了政治参与会对健康产生积极影响。但格里森（Suzanne Gleason）（Gleason, 2001）研究发现，女性的政治参与和儿童的死亡率之间并没有显著的相关。第二，研究政治参与和人均预期寿命之间的关系。如贝斯利（Timothy Besley）等（Besley et al. , 2006）利用多个国家的面板数据研究发现，公众民主参与程度越高，人均预期寿命一般也较高。诺布尔斯（Jenna Nobles）等（Nobles et al. , 2010）研究发现，妇女政治权利的提升也会对人均预期寿命产生积极影响。第三，也有一些学者直接探讨了个体政治参与对其自评健康的作用。如卡瓦纳（Anne Kavanagh）等（Kavanagh et al. , 2006）研究发现，在农村，居民参与村里政治选举的投票对其健康具有很显著的积极作用。金丹尼

(Daniel Kim) 和卡瓦奇 (Ichiro Kawachi) (Kim & Kawachi, 2006) 研究发现, 政治参与度较低居民报告自评身体较差的概率比一般人要高出 22%。

总体而言, 西方学者的研究发现, 不论是在国家或地区层面的集体健康还是个体健康, 政治参与均可以显著提升居民的健康水平。但是这一研究结论是否适用于中国? 有待本文的进一步验证。此外, 在中国, 不同形式的政治参与所面临的处境与产生的后果具有很大的差异 (胡荣, 2008)。体制内的政治参与, 如基层选举的投票、社区参与等, 往往为政府部门所提倡和鼓励, 这可能会提高政府对该社区的公共品供给或者提升居民自我效能感, 从而有利于居民健康; 相反, 体制外的政治参与, 如上访、集会、游行等形式, 不被政府部门鼓励或允许, 这可能会降低该社区在争取一些公共品上的声誉或者居民自我效能感, 从而不利于居民健康。因此, 我们提出第一组假设: 不同政治参与形式对居民的健康水平具有分化作用。具体操作化为:

H1.1: 体制内政治参与可以提高居民的健康水平。

H1.2: 体制外政治参与则会降低居民的健康水平。

## (二) 政治参与影响健康的路径

政治参与通过什么路径影响健康? 或者说其作用机制是怎样? 现有的研究大致可以归纳成两种: 一是将政治参与看成是一种“赋权”, 通过心理作用来影响健康 (Morgan, 2001), 其内在逻辑是政治参与可以看成是社会交往的一部分, 社会交往对居民健康具有积极的促进作用, 通过政治参与, 可以提高人的社会性, 并且赢得更多的尊重, 从而有利于健康状况 (Sanders, 2001)。虽然不少文献指出政治参与可能通过“赋权”的心理作用影响居民健康, 但对此的实证研究付之阙如。二是强调政治参与的“工具性”作用。该作用是指政治参与可以提高政府的公共财政支出, 从而增加公共物品和公共服务 (Abbott, 2010)。其内在逻辑在于: 积极的政治参与行为可以反映出参与者本身的政治诉求 (Ross, 2006), 也可以使决策者更能考虑到他们的需求, 从而对他们的健康更有益处 (Hill et al., 1992)。张晓波等 (Zhang et al., 2003) 使用农村的调查数据发现, 参与村庄民主选举的人数比例越高, 该村庄支出中公共投资的比例也越高。王书娜和姚洋 (Wang & Yao, 2007) 也发现了类似的结论, 即政治参与影响公共财政支出。再有, 在研究印度的公共物品供给时, 贝当古 (Roger Betancourt) 和格里森 (Suzanne Gleason) (Betancourt & Gleason, 2000) 发现, 一个地区, 如果投票率较高, 那么这个地区的护士、医生人数也较多。孟祥秩和张莉 (Meng & Zhang, 2011) 研究发现, 村民代表大会举行的次数越多, 该

村公共物品的供给越完善。以上这些文献主要集中于政治参与对公共投资、公共物品的影响，而后者与居民的健康有着莫大的关系。许多实证研究已经证明了公共品供给在改善居民健康方面的重要性（Morgan，2001；Abbott，2010；Ross，2006；方敏，2015；王曙光、董香书，2013）。

由此可见，政治参与影响健康的路径，还有较大的拓展空间。目前，还没有实证研究去检验这两条路径；更缺乏同一框架下，两条作用路径的比较，究竟是政治参与的“心理赋权”作用更大，还是“工具性”作用更大，不得而知。本研究中，考虑到这两条路径的作用层面有所差异，区分了集体和个体层面。由于“工具性”作用主要包含公共投资、公共物品等，强调的是集体层面的概念，而“心理赋权”更多是个体层面的概念，因此我们认为集体层面的政治参与更多是通过其“工具性”发挥作用，即通过影响地区的公共投资和公共品供给，进而促进社区人口健康。体制内政治参与往往为政府部门所提倡，可能会获得更多的公共品供给；相反，体制外的政治参与形式，往往为政府部门所限制或禁止，造成社区居民与政府部门的紧张关系（胡荣，2008），可能不利于该社区去争取一些公共投资或公共品。于是我们提出了第二组假设：在集体层面上，不同政治参与形式对社区人口健康的分化作用是通过公共品供给发挥中介作用。具体操作化为：

H2.1：集体层面体制内的政治参与，可以增加公共品供给，进而有利于社区人口健康。

H2.2：集体层面体制外的政治参与，则会减少公共品供给，进而不利于社区人口健康。

作用路径如图1所示：

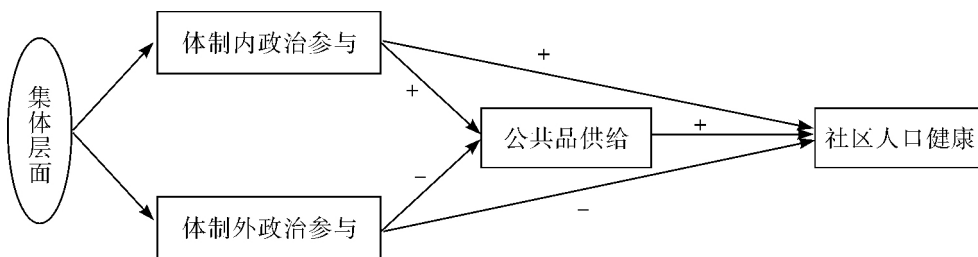


图1 集体层面政治参与和健康的作用路径

资料来源：作者自制。

相反地，个体政治参与可能通过其“心理赋权”作用影响居民健康。有研究者提出，政治参与是一种政治教育，本质上可以提升选民的公民特质，从中

习得的知识和技能将进一步鼓励参与者参与到将来的政治进程中 (Finkel, 1985; Parry, 1972)。换言之, 政治参与能够引导个体发展内在效能感或称自我效能感。对于城乡居民而言, 参与选举、参与村委会或居委会的事务, 尤其是所支持的候选者赢得选举, 会使他们有一种能够对政府行为产生影响且政府对自己的诉求有所回应的感觉 (胡荣、沈珊, 2015)。当然, 在中国, 不同形式的政治参与所产生的结果具有很大的差异。体制内的政治参与, 居民可以一定程度上实现自身的政治权力, 增加“心理赋权”, 提升自我效能感; 而体制外的政治参与, 居民往往可能遭遇到身体破坏或是心理恐吓 (彭国胜, 2014), 自我效能感也较容易遭遇挫败。因此, 我们提出了第三组假设: 在个体层面上, 不同政治参与形式对居民健康的分化作用是通过自我效能感发挥作用。具体操作化为:

H3.1: 个体层面体制内的政治参与, 可以提升居民自我效能感, 进而有利于居民健康。

H3.2: 个体层面体制外的政治参与, 则会降低居民自我效能感, 进而不利于居民健康。

作用路径如图 2 所示:

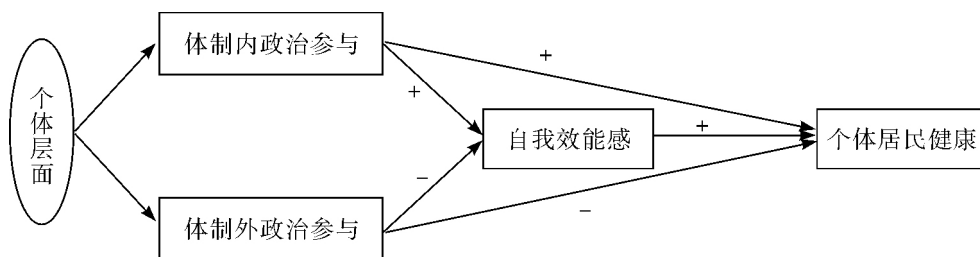


图 2 个体层面政治参与和健康的作用路径

资料来源: 作者自制。

### 三、数据、变量及测量

#### (一) 使用数据

本研究所使用的原始数据来源于中国人民大学社会学系主持实施的 2010 年中国综合社会调查数据 (CGSS2010)。此次调查覆盖了中国大陆所有省级行政单位, 采用多阶分层概率抽样设计, 对全国 100 个县 (区)、478 个居 (村) 民委员会、12 000 户家庭中的个人进行了调查, 在全国共计完成 11 783 份有效调

查问卷。<sup>①</sup> 在数据分析时，我们利用该数据给定的权重系数对各变量进行了加权处理。

## （二）变量及测量

### 1. 健康

本研究的因变量是居民的健康状况。在社会学研究中，一般采用主观自评健康指标（Lowry & Xie, 2009；王甫勤，2011；齐亚强，2014；池上新，2014，2016，2018）。因此，同很多研究一样，本研究中，“健康状况”也是通过人们自己的主观评估来测量。CGSS2010 的调查问卷中，针对生理健康，询问被访者“您是否患有慢性病或者长期的健康问题？”，回答分为“是”和“否”两类，我们将回答“否”看成“生理健康较好”，将回答“是”看作“生理健康较差”。针对心理健康，询问被访者“您感到心情抑郁或沮丧的情形是如何？”，答案分成“总是”“经常”“有时”“很少”“从不”五类，我们将前三类合并成“心理健康较差”，将后两类合并成“心理健康较好”。此外，还有一道比较综合的自评健康的测量题目“您觉得目前的身体健康状况如何？”，答案分成“很不健康”“比较不健康”“一般”“比较健康”“很健康”五类，我们将前两类合并成“自评健康较差”，将后三类合并成“自评健康较好”。通过生理、心理、自评健康的测量，可以较全面地反映居民的健康状况。本研究测得：“生理健康较好”占 65.9%，频数 2 563 人，“生理健康较差”占 34.1%，频数为 1 326；<sup>②</sup> “心理健康较好”占 65.7%，频数为 7 717 人，“心理健康较差”占 34.3%，频数为 4 025 人；“自评健康较好”占 82.1%，频数为 9 669 人，“自评健康较差”占 17.9%，频数为 2 104 人。如图 3 所示。

---

① 关于 CGSS2010 数据样本与调查的具体情况参见中国综合社会调查网站（<http://www.chinagss.org>）。

② 因生理健康的测量在原问卷中属于跳答部分，被访者出生月份为一、四、六、八月，才做此部分题目，因此在样本量上要比问卷总量少很多，而心理健康、自评健康的测量则不存在此问题。



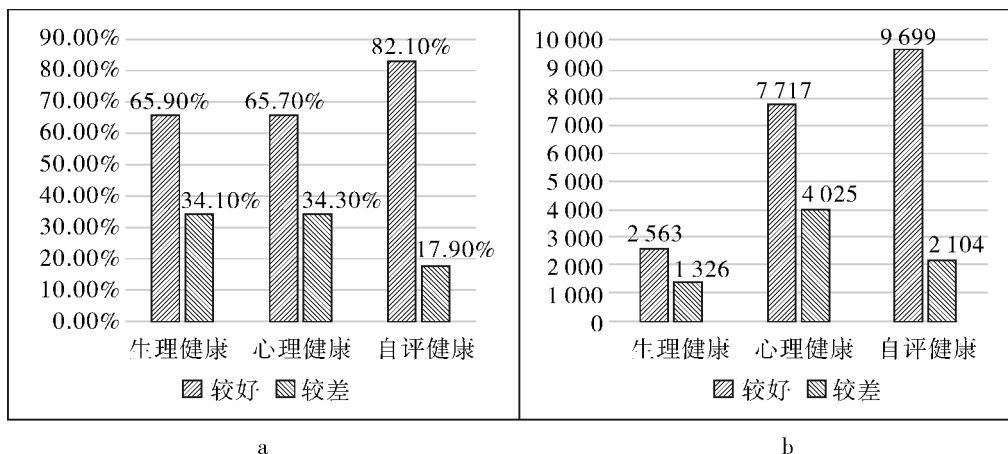


图 3 中国居民的健康状况

资料来源: 根据 CGSS2010 数据绘制。

## 2. 政治参与

政治参与是本文的主要预测变量。政治参与被定义为“具有影响政府行动的意图或效果的行为, 既包括直接地影响公共政策的制定实施的行为, 也包括间接地影响人们的政策抉择的行为”(Verba et al., 1995: 38)。因此, 投票、竞选、参与社区事务或者维权抗争等活动都可以被视为政治参与的不同形式。在 CGSS2010 问卷中, 询问受访者在过去一年中是否参与过如下 7 项活动: (1) 村委会、居委会、业委会的工作; (2) 向村委会、居委会、业委会提建议或意见; (3) 参加集体上访; (4) 参加写联名信; (5) 向新闻媒体反映有关小区的问题; (6) 向相关政府部门反映有关小区的问题; (7) 参加抗议或请愿。答案分为“参与”(1)和“没有参与”(0)两种。此外, 问卷中还询问了“在上一次村委会/居委会选举中是否参与投票”和“近三年, 您是否在居(村)委会换届选举中投过票”, 回答分成“参与”(1)和“未参与”(0)两种。我们用主成分法对这 9 个项目进行因子分析, 剔除两个共量值小于 0.4 的项目, 最后保留了 7 个项目, 这 7 个项目的 Cronbach's alpha 系数为 0.611。经最大方差法旋转, 提取 3 个因子, 分别命名为“基层选举因子”“维权抗争因子”和“社区参与因子”, 如表 1 所示。

表 1 政治参与的因子分析

| 项目                 | 基层选举因子  | 维权抗争因子  | 社区参与因子  | 共量      |
|--------------------|---------|---------|---------|---------|
| 上次是否参加村/居委会投票选举    | 0.948   | 0.000   | 0.108   | 0.911   |
| 近三年是否参加村/居委会投票选举   | 0.946   | 0.007   | 0.124   | 0.910   |
| 是否参加过村委会/居委会/业委会工作 | 0.114   | 0.008   | 0.841   | 0.720   |
| 是否向村委会/居委会/业委会提建议  | 0.093   | 0.106   | 0.832   | 0.713   |
| 是否参加过集体上访          | 0.021   | 0.793   | 0.071   | 0.635   |
| 是否参加写联名信           | -0.009  | 0.754   | 0.033   | 0.570   |
| 是否参加抗议或请愿          | -0.003  | 0.761   | 0.032   | 0.579   |
| 特征值                | 1.817   | 1.788   | 1.434   | 5.039   |
| 解释方差               | 25.951% | 25.547% | 20.482% | 71.979% |

资料来源：作者自制。

此外，如果从制度化维度来看，不同的政治参与活动是不一样的。有的参与方式是制度化的，如参加村/居委会的选举，参加村/居委会工作等，但有的参与方式却是非制度化的，如集体上访。与此相对应，制度化的政治参与行动通常是在法律和制度允许的框架内进行的，因而也往往能够得到政府部门的鼓励和保护，但非制度化（或者称体制外）的政治参与因为其可能超越法律允许的框架而极易使参与者处于与政府（至少是地方政府）对立的境地，甚至与地方政府处于冲突的状态，因而很难得到制度的保护（胡荣，2008）。鉴于此，我们将基层选举和社区参与看作体制内政治参与形式；而维权抗争看作体制外的政治参与形式。

### 3. 公共品供给

公共品是指在一定地域范畴内具有非排他性、非竞争性的社会产品或服务（Samuelson, 1954），可见公共品供给是一个集体层次的概念。本研究主要考察的是社区公共品供给情况，对于公共品供给的测量，CGSS2010 问卷中设置了三道题。询问被访者居住地周围一公里范围内公共品供给情况：“我居住的地方适合进行体育锻炼，如慢跑、步行”“我居住的地方有足够的公共设施（如社区中心、图书馆、公园等）”和“我居住的地方很安全”，分别考察了体育设施、文化娱乐设施和公共安全的情况。答案根据 Likert 量表设计成 5 个等级：“完全不同意”“不同意”“既不同意也不反对”“同意”和“完全同意”，并由低到高分别赋值 1 至 5 分。这 3 个项目的 Cronbach's Alpha 信度系数为 0.586，经最大方差法旋转，提取了 1 个因子——公共品供给因子（见表 2）。



表2 公共品供给的因子分析

| 项目                   | 均值    |       | 因子分析    |       |
|----------------------|-------|-------|---------|-------|
|                      | 平均值   | 标准差   | 公共品供给因子 | 共量    |
| 居住的地方适合进行体育锻炼,如慢跑、步行 | 3.273 | 1.274 | 0.756   | 0.571 |
| 居住的地方有足够的公共设施,如公园等   | 2.373 | 1.256 | 0.721   | 0.520 |
| 居住的地方很安全             | 3.829 | 0.999 | 0.730   | 0.532 |
| 特征值                  |       |       | 1.624   |       |
| 平均方差                 |       |       | 54.122% |       |

资料来源:作者自制。

#### 4. 自我效能感

自我效能感这一概念是美国著名心理学家班杜拉 (Albert Bandura) 1977 年首次提出的。他认为,自我效能感是指“人们对自身能否利用所拥有的技能去完成某项工作行为的自信程度”(Bandura, 1995)。对于自我效能感的测量,CGSS2010 问卷中设置了三道题,询问被访者最近出现以下感受或想法的频率如何:“感到自己能有效地处理生活中所发生的重要改变”“感到自己能有效地处理私人的问题”和“感到自己有能力控制自己的生活”。答案根据 Likert 量表设计成 5 个等级:“从不”“很少”“有时”“经常”和“总是”,并由低到高分别赋值 1 至 5 分。这 3 个项目的 Cronbach's Alpha 信度系数为 0.866,经最大方差法旋转,提取了 1 个因子——自我效能感因子(见表 3)。

表3 自我效能感的因子分析

| 项目                    | 均值   |       | 因子分析    |       |
|-----------------------|------|-------|---------|-------|
|                       | 平均值  | 标准差   | 自我效能感因子 | 共量    |
| 感到自己能有效地处理生活中所发生的重要改变 | 3.26 | 1.019 | 0.859   | 0.738 |
| 感到自己能有效地处理私人的问题       | 3.51 | 1.006 | 0.912   | 0.832 |
| 感到自己有能力控制自己的生活        | 3.59 | 1.006 | 0.884   | 0.781 |
| 特征值                   |      |       | 2.351   |       |
| 平均方差                  |      |       | 78.382% |       |

资料来源:作者自制。

5. 控制变量

此外,根据以往的相关研究 (Lowry & Xie, 2009; 王甫勤, 2011; 胡安宁, 2014; 池上新, 2014, 2016, 2018), 我们把性别、年龄、户籍、区域、婚姻状况、政治面貌、受教育年限、个人年收入、职业特征、医保参与等作为控制变量。各控制变量的描述性统计见表 4。

表 4 控制变量基本描述性统计

| 类别变量 | 样本数    | 有效百分比 | 类别变量    | 样本数    | 有效百分比  |        |
|------|--------|-------|---------|--------|--------|--------|
| 性别   |        |       | 婚姻状况    |        |        |        |
| 男性   | 6 041  | 51.3% | 在婚      | 9 816  | 83.4%  |        |
| 女性   | 5 742  | 48.7% | 不在婚     | 1 961  | 16.6%  |        |
| 户籍   |        |       | 是否非农工作  |        |        |        |
| 城市   | 5 018  | 42.6% | 是       | 4 534  | 38.5%  |        |
| 农村   | 6 752  | 57.4% | 否       | 7 249  | 61.5%  |        |
| 政治面貌 |        |       | 有无医保    |        |        |        |
| 党员   | 1 355  | 11.5% | 有       | 10 253 | 87.5%  |        |
| 非党员  | 10 412 | 88.5% | 无       | 1 463  | 12.5%  |        |
| 区域   |        |       | 连续变量    | 样本数    | 平均值    | 标准差    |
| 东部   | 4 284  | 36.4% | 年龄      | 11 782 | 46.379 | 15.293 |
| 中部   | 4 699  | 39.9% | 受教育年限   | 11 772 | 8.582  | 4.639  |
| 西部   | 2 800  | 23.8% | 个人年收入对数 | 8 955  | 9.212  | 1.169  |

资料来源：作者自制。

(三) 研究策略

本研究要考察政治参与和健康之间的两条作用路径,即分别考察公共品供给、自我效能感在政治参与和健康之间的中介效应。因此,将通过依次检验回归系数的方式判断是否存在中介效应。检验策略如以下三个方程:

$$Y = cX + e_1 \quad (1)$$

$$M = aX + e_2 \quad (2)$$

$$Y = c^{\wedge}X + bM + e_3 \quad (3)$$

其中  $X$ ,  $Y$  分别为自变量和因变量,  $M$  为中介变量。判断方式为:若三个方程中,  $c$ 、 $a$ 、 $b$  都显著且  $c^{\wedge}$  小于  $c$ , 则可判断存在部分中介效应, 如果  $c^{\wedge}$  不显著,

则可判断  $X$  对  $Y$  的影响存在完全中介效应; 若在式 (1) 中  $c$  显著, 式 (2) 中  $a$  或式 (3) 中  $b$  中有一个不显著, 则需要通过 Sobel 或者 Goodman 中介检验进行效应判别 (温忠麟等, 2012: 71-81)。

Sobel 的检验公式:  $Z = \alpha\beta / \sqrt{\alpha^2\delta_\beta^2 + \beta^2\delta_\alpha^2}$

Goodman I 的检验公式:  $Z = \alpha\beta / \sqrt{\alpha^2\delta_\beta^2 + \beta^2\delta_\alpha^2 + \delta_\alpha^2\delta_\beta^2}$

Goodman II 的检验公式:  $Z = \alpha\beta / \sqrt{\alpha^2\delta_\beta^2 + \beta^2\delta_\alpha^2 - \delta_\alpha^2\delta_\beta^2}$

其中  $\alpha$  为  $a$  的标准回归系数,  $\delta_\alpha$  为  $a$  的标准误;  $\beta$  为  $b$  的标准回归系数,  $\delta_\beta$  为  $b$  的标准误。当样本很大时候 (例如大于 500), Sobel 检验和 Goodman 检验结果区别不大, 三个检验公式趋向于一致性结果。

此外, 个体层面验证时, 本研究采用的是 Logistic 模型, 涉及同一样本中不同 Logit 模型中的系数比较。然而, 在 Logit 模型中, 不同自变量组合所估计的因变量的残差是不断变化的, 因而不能像线性回归那样直接通过比较嵌套模型中某一个变量系数的变化来确定该变量作用的变化 (Winship & Mare, 1984; 洪岩壁, 2015)。为了便于 Logit 模型间系数的比较, 本文采用 “ $y^*$  标准化” 方法, 具体而言, 就是用系数除以各自模型潜在因变量的估计标准差  $SD(y^*)$ , 然后就可以进行比较了 (洪岩壁, 2015)。

#### 四、政治参与和居民健康: 集体层面的验证

##### (一) 政治参与、公共品供给和社区人口健康

本研究的思路是分别考察集体层面、个体层面政治参与和居民健康的关系及作用机制。集体层面上, 将以村/居委会为分析单位, 后文中统称为社区。由于缺乏社区层面的直接数据, 社区的变量值还是在个体层面进行测量, 然后由个体的变量值汇总、平均而成各社区的变量值。虽然这种测量方法可能存在着层次谬误问题, 但个体层面的指标具有自身的优势, 在实践中也更加可行。在社区层面的测量虽然可以避免层次谬误问题, 但是这些指标往往只是一些粗略的代理变量 (Harpham, 2007)。因此, 我们以村/居委会为单位, 分别求得各社区居民生理健康、心理健康、自评健康较好的比例, 集体基层选举、集体维权抗争、集体社区参与和社区公共品供给变量。此外, 也加入男性比例、平均年龄、城市户籍比例、区域变量、党员比例、平均受教育年限、平均年收入对数等社区指标作为控制变量。表 5 为集体层面政治参与和社区人口健康的回归

# ◆ 学习贯彻党的十九大精神系列：政治、治理与健康中国

模型。

由表 5 可知，一共有 478 个社区参与分析，各模型的拟合情况也较好。从控制变量看，男性比例、党员比例对社区人口健康都不具有统计上的显著影响。平均年龄对社区人口的生理健康、自评健康具有显著的负向作用。城市户籍比例对社区人口的心理健康具有显著的消极影响。和西部社区相比，东部、中部社区人口的心理健康、自评健康都要更好，反映了健康的区域不平等。平均受教育年限对社区人口的心理健康、自评健康则有非常显著的正向影响。平均年收入对社区人口的生理、心理和自评健康均有非常显著的积极影响。由此可见，社会经济地位对健康的促进效应在本研究也得以证实。

表 5 政治参与、公共品供给和社区人口健康

| 变量              | 生理健康较好比例             |                      |                      | 心理健康较好比例             |                     |                     | 自评健康较好比例             |                      |                      |
|-----------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
|                 | m1                   | m2                   | m3                   | m4                   | m5                  | m6                  | m7                   | m8                   | m9                   |
| 男性比例            | 0.123<br>(0.073)     | 0.099<br>(0.074)     | 0.079<br>(0.074)     | 0.038<br>(0.053)     | 0.034<br>(0.053)    | 0.039<br>(0.053)    | 0.027<br>(0.035)     | 0.018<br>(0.036)     | 0.012<br>(0.036)     |
| 平均年龄            | -0.013***<br>(0.002) | -0.013***<br>(0.002) | -0.014***<br>(0.002) | 0.000<br>(0.001)     | -0.001<br>(0.001)   | -0.001<br>(0.001)   | -0.005***<br>(0.001) | -0.005***<br>(0.001) | -0.005***<br>(0.001) |
| 城市户籍比例          | -0.096*<br>(0.042)   | -0.071<br>(0.044)    | -0.074<br>(0.044)    | -0.096***<br>(0.030) | -0.076*<br>(0.031)  | -0.077*<br>(0.031)  | -0.034<br>(0.020)    | -0.024<br>(0.021)    | -0.027<br>(0.021)    |
| 东部 <sup>a</sup> | 0.020<br>(0.029)     | 0.012<br>(0.029)     | 0.013<br>(0.029)     | 0.070***<br>(0.020)  | 0.077***<br>(0.021) | 0.075***<br>(0.021) | 0.059***<br>(0.014)  | 0.057***<br>(0.014)  | 0.056***<br>(0.014)  |
| 中部 <sup>a</sup> | 0.027<br>(0.025)     | 0.027<br>(0.026)     | 0.027<br>(0.026)     | 0.054**<br>(0.018)   | 0.061***<br>(0.018) | 0.062***<br>(0.018) | 0.028*<br>(0.012)    | 0.029*<br>(0.012)    | 0.029*<br>(0.012)    |
| 党员比例            | 0.015<br>(0.114)     | 0.040<br>(0.114)     | -0.048<br>(0.118)    | -0.026<br>(0.082)    | -0.036<br>(0.082)   | -0.033<br>(0.085)   | -0.055<br>(0.055)    | -0.046<br>(0.055)    | -0.085<br>(0.057)    |
| 平均受教育年限         | 0.001<br>(0.007)     | 0.001<br>(0.008)     | 0.004<br>(0.008)     | 0.020***<br>(0.005)  | 0.019***<br>(0.005) | 0.017**<br>(0.006)  | 0.008*<br>(0.004)    | 0.009*<br>(0.004)    | 0.009*<br>(0.004)    |
| 平均年收入对数         | 0.079***<br>(0.023)  | 0.082***<br>(0.024)  | 0.077***<br>(0.024)  | 0.051***<br>(0.017)  | 0.049**<br>(0.017)  | 0.048**<br>(0.017)  | 0.064***<br>(0.011)  | 0.065***<br>(0.012)  | 0.062***<br>(0.012)  |
| 集体基层选举          |                      | 0.036<br>(0.021)     | 0.035<br>(0.020)     |                      | 0.015<br>(0.015)    | 0.014<br>(0.015)    |                      | 0.017<br>(0.010)     | 0.016<br>(0.010)     |
| 集体维权抗争          |                      | 0.011<br>(0.027)     | 0.012<br>(0.027)     |                      | -0.050**<br>(0.018) | -0.039*<br>(0.019)  |                      | 0.005<br>(0.013)     | 0.003<br>(0.013)     |
| 集体社区参与          |                      | -0.023<br>(0.029)    | -0.042<br>(0.030)    |                      | 0.039<br>(0.021)    | 0.038<br>(0.022)    |                      | -0.007<br>(0.014)    | -0.017<br>(0.015)    |
| 社区公共品供给         |                      |                      | 0.046*<br>(0.021)    |                      |                     | 0.041**<br>(0.014)  |                      |                      | 0.017*<br>(0.008)    |

(续上表)

| 变量             | 生理健康较好比例                      |                               |                               | 心理健康较好比例             |                      |                      | 自评健康较好比例                        |                                 |                                 |
|----------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|
|                | m1                            | m2                            | m3                            | m4                   | m5                   | m6                   | m7                              | m8                              | m9                              |
| Constant       | 0.470 <sup>*</sup><br>(0.224) | 0.481 <sup>*</sup><br>(0.228) | 0.529 <sup>*</sup><br>(0.228) | -0.028<br>(0.160)    | 0.041<br>(0.162)     | 0.061<br>(0.163)     | 0.358 <sup>***</sup><br>(0.108) | 0.364 <sup>***</sup><br>(0.110) | 0.400 <sup>***</sup><br>(0.110) |
| Observations   | 478                           | 478                           | 477                           | 478                  | 478                  | 477                  | 478                             | 478                             | 477                             |
| R <sup>2</sup> | 0.177                         | 0.187                         | 0.195                         | 0.229                | 0.246                | 0.250                | 0.419                           | 0.423                           | 0.434                           |
| F              | 12.65 <sup>***</sup>          | 9.734 <sup>***</sup>          | 9.376 <sup>***</sup>          | 17.40 <sup>***</sup> | 13.80 <sup>***</sup> | 12.86 <sup>***</sup> | 42.27 <sup>***</sup>            | 31.03 <sup>***</sup>            | 29.60 <sup>***</sup>            |

注：表中呈现的是非标准回归系数，括号内为标准误；a 参考类别为“西部”；p<sup>\*</sup> < 0.05，p<sup>\*\*</sup> < 0.01，p<sup>\*\*\*</sup> < 0.001。

资料来源：作者自制。

从集体政治参与和社区人口健康看，各维度对社区人口的生理健康、自评健康都不具有显著作用，但集体维权抗争会显著降低社区人口的心理健康水平，即体制外的政治参与将不利于社区人口的心理健康。如模型 5 所示，集体维权抗争每提高 1 分，该社区居民心理健康较好的比例将降低 5%。因此，在集体层面上，假设 H1.2 得以部分证实，但假设 H1.1 没有被证实。

从社区公共品供给和社区人口健康看，其对社区人口的生理、心理和自评健康都具有显著的积极效应。如模型 3、6、9 所示，社区公共品供给每提高 1 分，社区居民的生理、心理和自评健康较好的比例将分别提高 4.6%、4.1% 和 1.7%。此外，对比模型 5 和模型 6，我们发现加入社区公共品供给后，集体政治参与各维度对社区人口心理健康的影响，方向、显著性保持不变，但集体维权抗争的系数绝对值变小了，由原来的 5% 变成 3.9%。换言之，加入社区公共品供给后，集体维权抗争每提高 1 分，对社区人口心理健康的负向影响由 5% 减弱为 3.9%。说明，公共品供给变量可能部分中介（准确说是稀释）了集体维权抗争和社区人口心理健康之间的负效应。

## （二）政治参与和社区公共品供给

为了进一步验证上述的中介效应，我们作了政治参与和社区公共品供给的回归模型，如表 6 所示。由于中介分析依赖于多个模型的系数值和标准误，因此为了做到模型的可比性，我们采用了同样的控制变量。如表 6 所示，控制变量上，只有平均受教育年限对社区公共品供给具有很显著的正向作用。这可能跟他们居住的社区有关，社会经济地位高的居民，居住的社区往往比较高档，在基础设施和公共服务上会更加完善。

表 6 政治参与和社区公共物品供给

| 变量              | m1                | m2                |
|-----------------|-------------------|-------------------|
| 男性比例            | -0.144 (0.194)    | -0.173 (0.195)    |
| 平均年龄            | 0.001 (0.005)     | 0.001 (0.005)     |
| 城市户籍比例          | 0.118 (0.109)     | 0.102 (0.115)     |
| 东部 <sup>a</sup> | 0.049 (0.075)     | 0.075 (0.077)     |
| 中部 <sup>a</sup> | -0.079 (0.066)    | -0.054 (0.067)    |
| 党员比例            | 0.071 (0.312)     | 0.069 (0.312)     |
| 平均受教育年限         | 0.063 *** (0.020) | 0.075 *** (0.020) |
| 平均年收入对数         | 0.079 (0.062)     | 0.051 (0.063)     |
| 集体基层选举          |                   | 0.033 (0.054)     |
| 集体维权抗争          |                   | 0.161* (0.070)    |
| 集体社区参与          |                   | 0.112 (0.079)     |
| Constant        | -1.289* (0.590)   | -1.098 (0.597)    |
| Observations    | 477               | 477               |
| R <sup>2</sup>  | 0.244             | 0.256             |
| F               | 18.91 ***         | 14.52 ***         |

注：表中呈现的是非标准回归系数，括号内为标准误；a 参考类别为“西部”；p\* < 0.05，p\*\* < 0.01，p\*\*\* < 0.001。

资料来源：作者自制。

集体政治参与和社区公共品供给上，仅有集体维权抗争对社区公共品供给具有显著的正向作用，而集体基层选举、集体社区参与对社区公共品供给则没有统计上的显著性。换言之，体制内政治参与对社区公共品供给不具有显著影响，反而体制外的政治参与可以提高社区的公共品供给。这与我们之前的预设不一致，甚至相反。在发展中国家，一些体制内的政治参与往往流于形式，没有实质性的意义，反而体制外的政治参与对政府决策具有较大的冲击性，起到更大的作用。

由此，我们发现集体维权抗争对社区人口的心理健康具有负向作用，但这种负效应会因为社区公共品供给增加的补偿机制而相应地减弱。因此，虽然假设 H2.1 和 H2.2 未能得以验证，但政治参与的“工具性”作用得以一定程度的验证。为了更加清晰地说明这种关系，我们作了“集体维权抗争、社区公共品供给和社区人口心理健康”三者之间的交互作用图，如图 4 所示。将社区公共



品供给分成两组：高水平公共品供给（大于等于均值）和低水平公共品供给（小于均值）。如图4，不同公共品供给水平下，集体维权抗争对社区人口心理健康的影响具有较大差异。高水平公共品供给时，集体维权抗争对社区人口心理健康的负向作用较弱；相反，低水平公共品供给时，这种负向作用较强。

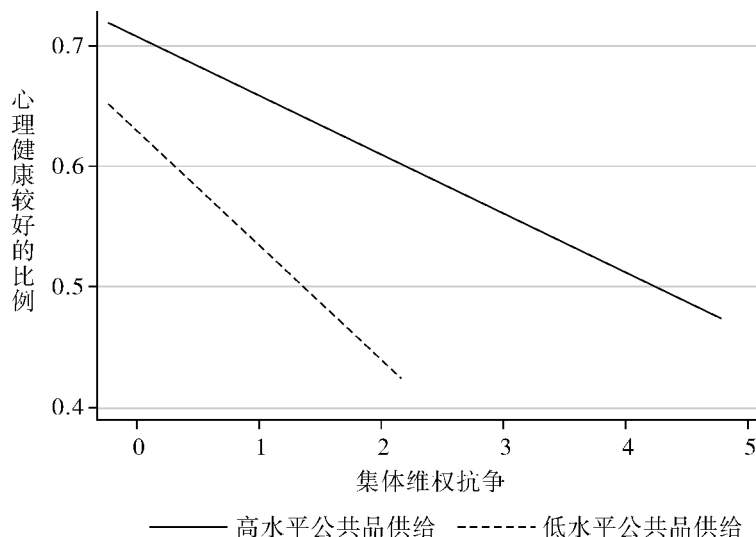


图4 不同水平公共品供给下集体维权抗争和社区人口心理健康的关系

资料来源：作者自制。

## 五、政治参与和居民健康：个体层面的验证

### （一）政治参与、自我效能感和个体身心健康

表7为政治参与、自我效能感和个体身心健康的二元 Logistic 回归模型。在控制变量上，性别对居民的心理健康、自评健康都具有显著影响，并且呈现出严重的性别不平等，即男性居民的健康要显著地优于女性。年龄和健康的关系，在表7的9个模型都呈现“U”型曲线关系，意味着年龄和健康并不是一个线性递减的过程。户籍对居民健康也具有显著影响，尤其体现在生理健康上，和农村居民相比，城市居民的生理健康更差。此外，健康也呈现出严重的区域不平等，和西部居民相比，东部、中部居民的生理健康、心理健康和自评健康均要更好。婚姻对健康的保护作用体现在心理健康模型上，但在生理健康和自评健康上并不显著。政治面貌、有无医保对居民的身心健康都没有统计上的显著影

## ◆ 学习贯彻党的十九大精神系列：政治、治理与健康中国

响。受教育年限对居民的心理健康、自评健康均有显著积极作用，同集体层面的发现也一致。职业特征对居民健康也具有一定影响，具有非农工作的居民，其生理健康、自评健康水平更高。此外，个人年收入和居民的生理、心理健康都呈倒“U”型曲线关系，通过对年收入和身心健康的分组描述分析，我们发现个人年收入大约在“30 000—50 000 元”之间的居民，其身心健康水平是最高的。

表 7 政治参与、自我效能感和个体身心健康

| 变量                  | 生理健康较好                |                       |                       | 心理健康较好               |                       |                     | 自评健康较好                |                       |                       |
|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                     | m1                    | m2                    | m3                    | m4                   | m5                    | m6                  | m7                    | m8                    | m9                    |
| 性别 <sup>a</sup>     | 0.175<br>(0.085)      | 0.160<br>(0.077)      | 0.160<br>(0.077)      | 0.153**<br>(0.081)   | 0.140*<br>(0.074)     | 0.232*<br>(0.122)   | 0.290***<br>(0.132)   | 0.256***<br>(0.117)   | 0.191<br>(0.088)      |
| 年龄                  | -0.110***<br>(-0.053) | -0.127***<br>(-0.061) | -0.125***<br>(-0.060) | -0.030**<br>(-0.016) | -0.038***<br>(-0.020) | -0.047*<br>(-0.025) | -0.136***<br>(-0.062) | -0.138***<br>(-0.063) | -0.115***<br>(-0.053) |
| 年龄平方/100            | 0.059**<br>(0.029)    | 0.077***<br>(0.037)   | 0.075***<br>(0.036)   | 0.025*<br>(0.013)    | 0.031**<br>(0.017)    | 0.048*<br>(0.025)   | 0.092***<br>(0.042)   | 0.094***<br>(0.043)   | 0.080**<br>(0.037)    |
| 户籍 <sup>b</sup>     | -0.462***<br>(-0.223) | -0.463***<br>(-0.223) | -0.461***<br>(-0.223) | -0.058<br>(-0.031)   | -0.053<br>(-0.028)    | -0.266*<br>(-0.139) | -0.195*<br>(-0.089)   | -0.175<br>(-0.080)    | -0.403*<br>(-0.186)   |
| 东部 <sup>c</sup>     | 0.337*<br>(0.162)     | 0.374**<br>(0.180)    | 0.381**<br>(0.184)    | 0.398***<br>(0.211)  | 0.391***<br>(0.207)   | 0.341***<br>(0.179) | 0.643***<br>(0.292)   | 0.672***<br>(0.306)   | 0.700***<br>(0.322)   |
| 中部 <sup>c</sup>     | 0.326**<br>(0.157)    | 0.334**<br>(0.161)    | 0.334**<br>(0.163)    | 0.283***<br>(0.150)  | 0.263***<br>(0.140)   | 0.251*<br>(0.132)   | 0.328***<br>(0.149)   | 0.326***<br>(0.148)   | 0.458***<br>(0.211)   |
| 是否在婚 <sup>d</sup>   | 0.038<br>(0.019)      | 0.099<br>(0.048)      | 0.073<br>(0.035)      | 0.278***<br>(0.148)  | 0.294***<br>(0.156)   | 0.403**<br>(0.211)  | 0.092<br>(0.042)      | 0.084<br>(0.038)      | 0.061<br>(0.028)      |
| 政治面貌 <sup>e</sup>   | 0.176<br>(0.085)      | 0.128<br>(0.062)      | 0.120<br>(0.058)      | 0.026<br>(0.014)     | 0.050<br>(0.027)      | 0.143<br>(0.075)    | -0.021<br>(-0.010)    | -0.072<br>(-0.033)    | -0.016<br>(-0.008)    |
| 受教育年限               | 0.025<br>(0.012)      | 0.022<br>(0.011)      | 0.022<br>(0.011)      | 0.041***<br>(0.022)  | 0.039***<br>(0.021)   | 0.026<br>(0.014)    | 0.050***<br>(0.023)   | 0.048***<br>(0.022)   | 0.046*<br>(0.021)     |
| 年收入对数               | 0.967*<br>(0.466)     | 1.142**<br>(0.550)    | 1.133**<br>(0.547)    | 0.708**<br>(0.376)   | 0.729**<br>(0.387)    | 1.200**<br>(0.628)  | 0.337<br>(0.153)      | 0.230<br>(0.105)      | 0.474<br>(0.218)      |
| 年收入对数平方             | -0.047*<br>(-0.023)   | -0.056*<br>(-0.027)   | -0.055*<br>(-0.027)   | -0.027*<br>(-0.014)  | -0.027*<br>(-0.014)   | -0.050*<br>(-0.026) | -0.000<br>(-0.000)    | 0.008<br>(0.004)      | -0.004<br>(-0.002)    |
| 是否非农工作 <sup>f</sup> | 0.436***<br>(0.210)   | 0.446***<br>(0.215)   | 0.443***<br>(0.214)   | 0.005<br>(0.003)     | -0.011<br>(-0.006)    | -0.018<br>(-0.010)  | 0.548***<br>(0.249)   | 0.561***<br>(0.255)   | 0.530***<br>(0.244)   |
| 有无医保 <sup>g</sup>   | -0.043<br>(-0.021)    | -0.061<br>(-0.029)    | -0.040<br>(-0.019)    | 0.065<br>(0.035)     | 0.033<br>(0.017)      | -0.108<br>(-0.056)  | 0.034<br>(0.016)      | 0.021<br>(0.010)      | -0.142<br>(-0.065)    |

(续上表)

| 变量                    | 生理健康较好                |                               |                               | 心理健康较好                |                                 |                                 | 自评健康较好                |                               |                                 |
|-----------------------|-----------------------|-------------------------------|-------------------------------|-----------------------|---------------------------------|---------------------------------|-----------------------|-------------------------------|---------------------------------|
|                       | m1                    | m2                            | m3                            | m4                    | m5                              | m6                              | m7                    | m8                            | m9                              |
| 基层选举因子                |                       | 0.008<br>(0.004)              | 0.005<br>(0.002)              |                       | 0.046<br>(0.030)                | -0.019<br>(-0.010)              |                       | 0.038<br>(0.037)              | 0.009<br>(0.003)                |
| 维权抗争因子                |                       | -0.009<br>(-0.004)            | -0.009<br>(-0.004)            |                       | -0.081 <sup>a</sup><br>(-0.042) | -0.057 <sup>a</sup><br>(-0.030) |                       | -0.017<br>(-0.008)            | -0.027<br>(-0.013)              |
| 社区参与因子                |                       | 0.115 <sup>a</sup><br>(0.056) | 0.112 <sup>a</sup><br>(0.054) |                       | 0.020<br>(0.010)                | 0.013<br>(0.007)                |                       | 0.080 <sup>a</sup><br>(0.017) | 0.006<br>(0.004)                |
| 自我效能感因子               |                       |                               | 0.013<br>(0.007)              |                       |                                 | 0.228 <sup>***</sup><br>(0.120) |                       |                               | 0.207 <sup>***</sup><br>(0.095) |
| Constant              | -0.986                | -1.465                        | -1.447                        | -3.682 <sup>***</sup> | -3.582 <sup>***</sup>           | -5.719 <sup>**</sup>            | 1.835                 | 2.248                         | 0.474                           |
| Observations          | 2 974                 | 2 816                         | 2 790                         | 8 914                 | 8 432                           | 2 789                           | 8 939                 | 8 450                         | 2 796                           |
| Chi <sup>2</sup>      | 330.24 <sup>***</sup> | 304.13 <sup>***</sup>         | 296.58 <sup>***</sup>         | 382.67 <sup>***</sup> | 373.42 <sup>***</sup>           | 163.74 <sup>***</sup>           | 862.95 <sup>***</sup> | 812.49 <sup>***</sup>         | 291.56 <sup>***</sup>           |
| Pseudo R <sup>2</sup> | 0.138                 | 0.146                         | 0.146                         | 0.053                 | 0.065                           | 0.069                           | 0.167                 | 0.168                         | 0.173                           |

注：表中呈现的是非标准回归系数，括号里的数字为  $y^*$  标准化系数；a 参考类别为“女性”，b 参考类别为“农村”，c 参考类别为“西部”，d 参考类别为“不在婚”，e 参考类别为“非党员”，f 参考类别为“否”，g 参考类别为“无”； $p^* < 0.05$ ， $p^{**} < 0.01$ ， $p^{***} < 0.001$ 。

资料来源：作者自制。

政治参与各因子与居民健康上，首先，和集体层面的发现一样，基层选举与居民健康的各维度都不具有统计显著性；其次，维权抗争对生理健康、自评健康没有统计显著性，但对心理健康具有显著的负向影响，以模型 5 为例，维权抗争因子每提高 1 分，居民心理健康较好的几率将降低 7.8% ( $1 - e^{-0.081} = 0.078$ )；再次，社区参与对居民的生理健康、自评健康具有显著积极作用，但对心理健康则没有统计上的显著影响，如模型 2、8 中，社区参与因子每提高 1 分，其生理健康、自评健康较好的几率将分别提高 12.2% ( $e^{0.115} - 1 = 0.122$ ) 和 8.3% ( $e^{0.080} - 1 = 0.083$ )。总之，社区参与对居民的生理健康、自评健康具有正向作用；而维权抗争对居民的心理健康具有负向作用。换言之，体制内政治参与可以促进居民的生理健康和自评健康，而体制外的政治参与则不利于居民的心理健康。因此，在个体层面上，假设 H1.1 和 H1.2 得到了一定程度的验证。

自我效能感和居民健康上，我们发现，其对居民的心理健康、自评健康都具有正向的显著影响。如模型 6、9 所示，自我效能感因子每提高 1 分，居民的心理健康和自评健康较好的几率将分别提高 25.6% ( $e^{0.228} - 1 = 0.256$ ) 和

23.0% ( $e^{0.207} - 1 = 0.230$ )。仔细观察加入自我效能感因子后,模型5、6以及模型8、9在政治参与各因子上的变化,我们发现社区参与对自评健康的影响变得不显著了,  $y^*$  标准化系数由0.017降到0.004;维权抗争因子对心理健康的影响仍然显著,但是  $y^*$  标准化系数的绝对值变小了。由此可见,自我效能感可能是社区参与和自评健康、维权抗争和心理健康的中介变量。

## (二) 政治参与和自我效能感

为了进一步检验上述中介效应,我们作了政治参与和自我效能感的线性回归模型,如表8所示。在控制变量上,性别、年龄、户籍、区域、婚姻状况、政治面貌、职业特征、有无医保等对居民自我效能感均没有统计上的显著意义,只有受教育年限和年收入对居民自我效能感具有显著的正向作用。由此可见,社会经济地位越高,居民的自主能力越强,可以获取更多的资源,因此拥有较高的自我效能感。

表8 政治参与和自我效能感

| 变量                  | m1                 | m2                 |
|---------------------|--------------------|--------------------|
| 性别 <sup>a</sup>     | 0.038 (0.039)      | 0.032 (0.041)      |
| 年龄                  | 0.010 (0.009)      | 0.005 (0.009)      |
| 年龄平方/100            | -0.012 (0.009)     | -0.008 (0.009)     |
| 户籍 <sup>b</sup>     | 0.014 (0.049)      | 0.041 (0.052)      |
| 东部 <sup>c</sup>     | 0.060 (0.055)      | 0.051 (0.057)      |
| 中部 <sup>c</sup>     | -0.070 (0.052)     | -0.064 (0.053)     |
| 是否在婚 <sup>d</sup>   | 0.082 (0.057)      | 0.083 (0.059)      |
| 政治面貌 <sup>e</sup>   | 0.018 (0.064)      | -0.040 (0.067)     |
| 受教育年限               | 0.023 *** (0.006)  | 0.021 ** (0.007)   |
| 年收入对数               | 0.261 (0.169)      | 0.355 * (0.175)    |
| 年收入对数平方             | -0.008 (0.009)     | -0.013 (0.009)     |
| 是否非农工作 <sup>f</sup> | -0.020 (0.049)     | -0.011 (0.051)     |
| 有无医保 <sup>g</sup>   | 0.077 (0.061)      | 0.095 (0.065)      |
| 基层选举因子              |                    | 0.043 * (0.021)    |
| 维权抗争因子              |                    | -0.006 (0.015)     |
| 社区参与因子              |                    | 0.065 ** (0.021)   |
| Constant            | -2.204 *** (0.814) | -2.554 *** (0.836) |

(续上表)

| 变量             | m1        | m2        |
|----------------|-----------|-----------|
| Observations   | 2 949     | 2 798     |
| R <sup>2</sup> | 0.064     | 0.072     |
| F              | 13.68 *** | 11.57 *** |

注：表中呈现的是非标准回归系数，括号里的数字为标准误；a 参考类别为“女性”，b 参考类别为“农村”，c 参考类别为“西部”，d 参考类别为“不在婚”，e 参考类别为“非党员”，f 参考类别为“否”，g 参考类别为“无”； $p^* < 0.05$ ， $p^{**} < 0.01$ ， $p^{***} < 0.001$ 。

资料来源：作者自制。

在政治参与各维度和自我效能感上，基层选举和社区参与对自我效能感有非常显著的促进作用，而维权抗争对自我效能感则没有统计上的显著影响，即体制内政治参与有利于提高居民个体的自我效能感。结合前文分析，社区参与可以显著地促进个体的自评健康，但加入自我效能感后，其显著性消失了。因此，可以说自我效能感是社区参与和居民自评健康的完全中介变量，假设 H3.1 得以验证。但是，自我效能感是不是维权抗争和居民心理健康的部分中介变量？按照温忠麟等（2012）的中介效应检测思路，我们对此作了 Sobel 和 Goodman 中介检验。如表 9 所示，自我效能感在维权抗争和居民心理健康的中介效应通过显著性检验，不论是 Sobel 检验，还是 Goodman I、II 检验，均在 0.05 水平下得以显著，其中介效应占总效应的比例为 15.324%。因此，自我效能感也是维权抗争和居民心理健康的部分中介变量，假设 H3.2 得以验证。

表 9 自我效能感的中介效应检验

|                 | Sobel   | Goodman I | Goodman II | 中介效应占总效应的比例 |
|-----------------|---------|-----------|------------|-------------|
| 维权抗争→自我效能感→心理健康 | -1.984* | -1.973*   | -2.013*    | 15.324%     |

注：表中各值为 z 值； $p^* < 0.05$ ， $p^{**} < 0.01$ ， $p^{***} < 0.001$ （双尾检验）。

资料来源：作者自制。

## 六、结论与讨论：政治参与有利于健康吗？

人民健康是民族昌盛和国家富强的重要标志。党的十九大报告中明确提出要实施健康中国战略，要完善国民健康政策，为人民群众提供全方位全周期健康服务。目前中国的发展已经到了关键时期，健康问题事关人的基本权益——

生命权，是其他权力的基础，理应得到社会的高度关注。本研究从政治民主化视野出发，分别从集体和个体层面，考察了多元化政治参与对居民健康的影响及其作用机制，具体来说，有以下几点结论与讨论：

第一，基层选举对居民健康不具有统计上的显著影响。不论是在集体层面还是个体层面，基层选举对居民健康均没有统计显著性。在中国，基层选举主要指的是居委会、村委会的选举，虽然由于不同的经济发展水平可能会影响基层选举的激烈程度，但是基层选举投票毕竟只是单次或者几次的行动，并不是一个长期持续的过程，加上由于投票的日程以及其他相关内容已经确定，选民不用付出太多的体力与脑力，因此对居民健康的影响可能没有那么明显。尤其在经济发展落后的地方，基层单位没有控制多少资源，居民对谁当基层干部抱无所谓的态度，那么选举就很难按规定进行，而更可能流于形式，甚至很多居民都没有到场参与投票。对于农村村委会选举来说，当投票的利益回报没有大于成本的时候，大批进城务工的农民工根本不会回村参加投票。虽然基层选举中也有委托投票制度，但是在实施过程中极其不规范，很多进城农民工根本不在意村里的选举（唐鸣，2009）。因此，基层选举对个体的作用更微弱了。

第二，社区参与对居民个体的自评健康具有正向作用，并且是通过自我效能感发挥完全中介作用。社区参与可以实现居民的某些政治权利，提高居民自我效能感，进而促进居民的自评健康。社区参与其实是社会参与的一部分，以往的很多研究发现，社会参与可以促进居民的身心健康。例如，社会参与可以降低抑郁症状发生的风险（Cacioppo et al.，2006）、减少认知损害发生的几率（Bassuk et al.，1999）、提高个体对变迁环境的适应能力（Ambriz et al.，2012）等。所有这些社会参与的“益处”无疑能够对个体的健康水平产生重要的提升作用。社会参与对居民健康的促进作用在很多国内学者的经验研究也得到了证实（陆杰华等，2017；胡安宁，2014）。在社会参与影响居民健康的机制上，卡瓦奇等（Kawachi et al.，1999）曾提出，可能存在三种影响路径：第一，它可能加快健康信息在交往群体之间的传播，使得他们更可能接受并遵循一些有利于健康的行为规范，进而可能抑制一些不利于健康的行为的发生；第二，它可能使居民有更多的机会使用当地的服务及设施并促进健康；第三，它可能通过一些社会心理过程，如增强自尊以及互相尊重并进而给居民提供情感性支持来促进他们的健康。本研究发现社区参与和居民健康的中介变量——自我效能感，正好印证了卡瓦奇等人提出的第三种影响路径。

第三，维权抗争对居民的心理健康具有负向作用，但在集体层面和个体层面的作用机制上有所差异：在集体层面，这种负效应会因为社区公共品供给增



加的补偿机制而相应地减弱;而在个体层面上,这种负向作用是通过自我效能感发挥部分中介作用。改革开放以来,急剧的社会变迁所导致的利益失衡引发了中国民众的各种维权抗争行动,并引起了国内外学界的普遍关注。所谓维权抗争,是指明确感知到自身权益受损的冲突主体在冲突情境中提出对冲突客体的利益产生影响的要求(蒂利、塔罗,2010)。可见,维权抗争往往伴随着双方的冲突发生,而冲突会直接损害居民健康。在维权抗争方式上,也日益多样,有依法抗争、以理抗争、依弱者身份抗争、以身抗争等(彭国胜,2014)。依法抗争、以理抗争等指抗争主体利用自身之外的资源进行维权抗争的策略;而依弱者身份抗争、以身抗争等指抗争主体利用自身内部的资源进行维权抗争的策略,这些内部的资源和力量既可以是表征自身社会地位的身份,也可以是生理意义上的身体。相比之下,依弱者身份抗争、以身抗争等形式对居民的身心健康具有直接的伤害。与此同时,维权抗争并不是那么容易就能够取得预期成效,在长期的冲突对抗中,往往也伴随着自我效能感的降低,甚至对自身能力和价值产生了怀疑,这也间接影响了居民的身心健康。

最后,本研究也存在一些局限性。第一,关于反向因果以及样本选择偏误可能造成的内生性问题。以往的研究更多是考察健康对政治参与的影响,而本研究采用逆向思维,考察政治参与对健康的作用,恰恰是本研究的一个创新。如何控制反向因果关系,的确是一个难题。如果有追踪数据可以很好地解决这个问题,但CGSS系列都是横截面调查数据,无法实现该操作。再有,对于可能存在的样本选择偏误问题,比较理想的做法是使用倾向值匹配模型,但是该模型要求主要的预测变量(政治参与)为二分类变量,本研究对政治参与的测量是一个连续性变量,不适用倾向值匹配模型。因此,我们通过增加相关的控制变量,尽可能地减少样本选择偏误问题。第二,对公共品供给的测量,受限于原有问卷,测量指标不够全面,缺乏与医疗卫生、健康保健直接相关的内容。第三,对健康的测量缺少了客观体测指标。虽然自评健康数据是有效反映个体感知的健康状况的综合性的指标(Murray & Chen, 1992; Sen, 2002),在中国情境下也具有较好的信度和效度(齐亚强,2014),但不得不承认,自评健康会受到个体认知偏差影响,可能存在一定的回答偏误问题。因此,在未来研究中,应当同时收集自评健康指标和客观体测指标,确保研究结论的可靠性。

## 参考文献

- 查尔斯·蒂利、西德尼·塔罗(2010). 斗争的动力. 李义中、屈平译. 南京: 译林出版社.
- 池上新(2014). 社会网络、心理资本与居民健康的城乡比较. 人口与发展, 3: 96-103.



## ◆学习贯彻党的十九大精神系列：政治、治理与健康中国

- 池上新(2016). 阶层流动与中国居民的健康及其不平等. 贵州师范大学学报(社会科学版), 5: 50-59.
- 池上新(2018). 市场转型与非农劳动力的健康及其不平等. 社会学评论, 3: 50-64.
- 方敏(2015). 国家应该花多少钱用于健康?——卫生投入与健康结果的文献评估. 公共行政评论, 1: 164-187.
- 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, 4: 220-241.
- 胡安宁(2014). 社会参与、信任类型与精神健康: 基于 CGSS2005 的考察. 社会科学, 4: 64-72.
- 胡荣(2008). 社会资本与城市居民的政治参与. 社会学研究, 5: 142-159.
- 胡荣、沈珊(2015). 社会信任、政治参与和公众的政治效能感. 东南学术, 3: 23-33.
- 陆杰华、李月、郑冰(2017). 中国大陆老年人社会参与和自评健康相互影响关系的实证分析——基于 CLHLS 数据的检验. 人口研究, 1: 15-26.
- 彭国胜(2014). 政治文化与城乡居民的维权抗争方式. 厦门: 厦门大学博士学位论文.
- 齐亚强(2014). 自评一般健康的信度和效度分析. 社会, 6: 196-215.
- 唐鸣(2009). 村委会选举中的委托投票问题研究. 中国农村观察, 4: 87-95.
- 王甫勤(2011). 社会流动有助于降低健康不平等吗?. 社会学研究, 2: 78-101.
- 王曙光、董香书(2013). 农民健康与民主参与——来自 12 省 88 村的微观证据. 农业经济问题, 12: 50-57.
- 温忠麟、刘红云、侯杰泰(2012). 调节效应和中介效应分析. 北京: 教育科学出版社.
- 朱亚鹏(2014). 协商民主的制度化与地方治理体系创新——顺德决策咨询委员会制度的经验及其启示. 公共行政评论, 2: 2-22.
- Abbott, S. (2010). Social Capital and Health: The Role of Participation. *Social Theory & Health*, 8: 51-65.
- Bandura, A. (1995). *Self-Efficacy in Changing Societies*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Ambriz, M. G. J., Izal, M. & Montorio, I. (2012). Psychological and Social Factors that Promote Positive Adaptation to Stress and Adversity in the Adult Life Cycle. *Journal of Happiness Studies*, 13(5): 833-848.
- Bassuk, S. S., Glass, T. A. & Berkman, L. F. (1999). Social Disengagement and Incident Cognitive Decline in Community-Dwelling Elderly Persons. *Annals of internal medicine*, 131(3): 165-173.
- Besley, T. & Kudamatsu, M. (2006). Health and Democracy. *American Economic Review*, 96: 313-318.
- Betancourt, R. & Gleason, S. (2000). The Allocation of Publicly-Provided Goods to Rural Households in India: On Some Consequences of Caste, Religion and Democracy. *World Development*, 28(12): 2169-2182.
- Cacioppo, J. T., Hughes, M. E., Waite, L. J., Hawkley, L. C. & Thisted, R. A. (2006).

- Loneliness as a Specific Risk Factor for Depressive Symptoms: Cross – Sectional and Longitudinal Analyses. *Psychology and aging*, 21(1):140 – 151.
- Denny, K. & Doyle, O. (2007). Analysing the Relationship between Voter Turnout and Health in Ireland. *Irish Medical Journal*, 100(8):56 – 58.
- Dixon – Mueller, R. & Germain, A. (1994). Population Policy and Feminist Political Action in Three Developing Countries. *Population and Development Review*, 20: 197 – 219.
- Finkel, S. E. (1985). Reciprocal Effects of Participation and Political Efficacy: A Panel Analysis. *American Journal of Political Science*, 29(4): 891 – 913.
- Gleason, S. (2001). Female Political Participation and Health in India. *Annals of the American Academy of Political & Social Science*, 573(1):105 – 126.
- Harpham, T. (2007). The Measurement of Community Social Capital Through Surveys. In Kawachi, I., Subramanian, S. V. & Daniel, K. Eds. *Social Capital and Health*. New York: Springer.
- Hill, K. Q. & Leighley, J. E. (1992). The Policy Consequences of Class Bias in State Electorates. *American Journal of Political Science*, 36: 351 – 365.
- Kavanagh, A. M., Bentley, R., Turrell C., Broom, D. H. & Subramanian, S. V. (2006). Does Fender Modify Associations between Self – Rated Health and the Social and Economic Characteristics of Local Environments?. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 60: 490 – 495.
- Kawachi, I., Kennedy, B. P. & Glass, R. (1999). Social Capital and Self – Rated health: A Contextual Analysis. *American Journal of Public Health*, 89(8):1187 – 1193.
- Kim D. & Kawachi, I. (2006). A Multilevel Analysis of Key Forms of Community and Individual Level Social Capital as Predictors of Self – Rated Health in the United States. *Journal of Urban Health*, 83: 813 – 826.
- La Veist, T. (1992). The Political Empowerment and Health Status of African – Americans: Mapping a New Territory. *American Journal of Sociology*, 97(4):1080 – 95.
- Lowry, D. & Xie, Y. (2009). *Socioeconomic Status and Health Differentials in China: Convergence or Divergence at Old Ages?*. Population Studies Center Research Report No. 09 – 690, University of Michigan.
- Meng, X. L. & Zhang, L. (2011). Democratic Participation, Fiscal Reform and Local Governance Empirical Evidence on Chinese Villages. *China Economic Review*, 22: 88 – 97.
- Morgan, L. M. (2001). Community Participation in Health: Perpetual Allure, Persistent Challenge. *Health Policy and Planning*, 16(3):221 – 230.
- Murray, C. J. & Chen, L. C. (1992). Understanding Morbidity Change. *The Population and Development Review*, 18(3):481 – 503.
- Nobles, J., Brown, R. & Catalano, R. (2010). National Independence, Women’s Political Participation and Life Expectancy in Norway. *Social Science & Medicine*, 70: 1350 – 1357.

## ◆ 学习贯彻党的十九大精神系列：政治、治理与健康中国

- Parry, G. (1972). The Idea of Political Participation. In Parry, G. Ed. *Participation in Politics*. Manchester: Manchester University Press.
- Ross, M. (2006). Is Democracy Good for the Poor?. *American Journal of Political Science*, 50: 860 – 874.
- Samuelson, P. (1954). The Pure Theory of Public Expenditure. *Review of Economic and Statistics*, 36: 387 – 389.
- Sanders, L. M. (2001). *The Psychological Benefits of Political Participation*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Political Science Association, San Francisco.
- Schur, L. , Shields, T. , Kruse, D. & Schriener, K. (2002). Enabling Democracy: Disability and Voter Turnout. *Political Research Quarterly*, 55 (1) :167 – 190.
- Sen, A. (2002). Health: Perception Versus Observation: Self – Reported Morbidity Has Severe Limitations and Can Be Extremely Misleading. *British Medical Journal*, 324(7342) :860 – 861.
- Smets, K. & van Ham, C. (2013). The Embarrassment of Riches? A Meta Analysis of Individual – Level Research on Voter Turnout. *Electoral Studies*, 32(2) :344 – 359.
- Verba, S. , Schlozman, K. L. , Brady, H. E. & Brady, H. E. (1995). *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics (Vol. 4)*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Wang, S. & Yang, Y. (2007). Grassroots Democracy and Local Governance: Evidence from Rural China. *World Development*, 35(10) :1635 – 1649.
- Winship, C. & Mare, R. D. (1984). Regression Models with Ordinal Variables. *American Sociological Review*, 49(4) :512 – 525.
- Zhang, X. , Fan, S. , Zhang, L. & Huang, J. (2003). Local Governance and Public Goods Provision in Rural China. *Journal of Public Economics*, 88(12) :2 857 – 2 871.

● **SYMPOSIUM: Politics, Governance and Health**

Introduction: Call for Health Politics Research

..... Shaolong Wu

Does Political Participation Affect Health? —Double Verification from Collective and Individual Level

..... Shangxin Chi

**Abstract** The relationship between political participation and citizen health was overlooked in previous research. Taking existing data from CGSS 2010, this study uncovered the relationships and functional mechanisms between political participation and citizen health at the collective and individual levels. At the collective level, participation in grass-roots elections and community engagement had no influence on the population's health. Nevertheless, political engagement that took place outside the system, like struggling for rights, had significantly negative effects on the mental health of the population. This effect may be weakened, however, by proliferated public goods. At the individual level, things were a bit different. Political involvement inside the system was correlated with better self-rated health. Engagement outside the system had the opposite effect on mental health. This article verified the psychological empowerment and the partial instrumental effects of political participation on citizens' health. Therefore, during this period of social transition, more meaningful political involvement within the system should be promoted to enhance the physical and mental health of Chinese citizens.

**Key Words** Political Participation; Physical Health; Mental Health; Self-Rated Health; Provision of Public Goods; Self-Efficacy

The Impact of Health System, Economic and Social Capital on Health: Evidence from the Chinese General Social Survey 2013

..... Yingtan Mu & Di Yuan

**Abstract** This study examines the relationships between health governance at the provincial level and individuals' health in China. On this basis, we also tested cross-level interaction effects between economic capital and social capital and provincial health care governance. We merged individual-level data collected from the 2013 Chinese