教育如何影响人们的政治效能感

——基于CGSS2010的实证研究

孙伦轩，刘好好

[摘要] 政治效能感是公民有序参与政治的心理基础，也是人们接受学校教育的非货币收益之一。基于2010年中国综合社会调查的实证研究发现：受教育年限与人们的内在政治效能感呈显著正相关，但与外在政治效能感并无统计学意义上的关系。进一步的机制分析表明，受教育程度更高的公民，会有更频繁的政治关注、政治讨论以及更高水平的政治认知，但这三种机制对两种政治效能感的影响却并不一致。这为我们理解教育程度与公民制度化参与行为之间的“倒挂现象”提供了新的解释，也为新时期学校教育在进一步扩大公民有序政治参与中发挥重要作用提供改革方向。

[关键词] 教育程度；政治参与；政治效能感

一、问题提出

扩大公民有序政治参与，是加强社会主义民主政治建设的一项重要举措，也是我国新时期非常有现实意义的政治主张(刘玉芝，2011；赵保胜，2003)。传统的政治学和社会学研究均广泛证明，学校教育是影响公民政治参与行为的重要因素之一(Huntington, 1991；Helliwell and Putnam, 2007)。经济学领域也认同，公民的政治社会化是学校教育的非货币收益之一(Mcmahon, 2010)。然而，近期针对中国的经验研究表明，学校教育与政治选举、投票等制度性参与行为之间呈现显著的负相关关系(郑磊和朱志勇，2013；Wang, 2016)。这些研究使用了工具变量、断点回归等多种规范的因果推断设计，具

[收稿日期] 2018-05-17

[基金项目] 中国博士后科学基金项目“高等教育的个人非货币收益研究”(2017M620093)；天津师范大学创新训练项目“大学教育对大学生政治参与的影响”(2017084)。

[作者简介] 孙伦轩，天津师范大学教育科学学院，电子邮箱地址：sunlunxuan@tjnu.edu.cn；刘好好，天津师范大学教育科学学院，电子邮箱地址：15922293608@163.com。

有较高的可信度。受教育程度与政治参与之间出现“倒挂现象”(魏以宁, 2017), 既不符合新时期扩大公民有序政治参与的现实需要, 也对传统理论中学校教育在公民政治社会化中发挥的作用提出挑战, 是一个极具现实与理论意义的学术议题。政治效能感是有效连接学校教育和政治参与之间的桥梁。所谓政治效能感, 是指“个体认为自己能够在可能的社会政治变革中发挥一定影响力的感觉”(Campbell et al., 1954)。也有国内学者认为, 它是指人们对自身的政治影响力和政府的回应抱有一定的信心(王可园, 2015)。作为一种政治态度或心理感知, 政治效能感是人们有序参与政治的重要心理基础, 带有准备与行为意向的特征, 对公民政治参与具有鲜明的预测和影响功能(李蓉蓉等, 2015)。一般来说, 政治效能感较高的公民会更积极、主动地参与政治活动, 形成比较高的政治参与度(石璜和董干戈, 2012)。

然而, 较高的政治效能感并不必然带来更高的制度化参与, 即有序的政治参与行为。阿尔蒙德和维巴(1989)认为, 如果公民认为自己具备对政府行为产生影响的能力, 但政府及其官员不为所动, 那么公民就会尝试非制度化的政治参与。王可园(2015)认为, 那些认为自己了解政治, 并能影响政治, 但却觉得政府及其官员不可能理会自己的公民, 更有可能采取非制度化参与行为。因此, 研究者进一步将政治效能感分为“内在政治效能感”与“外在政治效能感”。前者是人们相信自己可以影响政府的感觉, 指向对自己政治能力的判断; 而后者则意指个体对当权者或者政府就外部要求和影响进行处理或回应的感知, 指向对外在政治体系回应度的判断(Abramson, 1984)。两种效能感彼此独立, 且关联度不高, 这在美国和台湾的研究中得到了验证(李蓉蓉, 2010)。相应地, 有学者将内在政治效能感称作“投入(Input)功效”, 它通常表明个人参加投票或成为政治活跃者的可能性。把后者称作“产出(Output)功效”, 较低的外在政治效能感会导致个体对政治活动的躲避和不参与, 因为人们觉得政府不关心他们(Abramson, 1984)。这意味着, 在人们具备较高“内在政治效能感”的情境下, “外在政治效能感”的高低决定着人们倾向于采用制度化还是非制度化的政治参与。“外在政治效能感”较高的公民倾向于采用制度化参与行为, 反之则倾向于采用非制度化参与行为(王可园, 2015)。

因此, 现有研究仍然有进一步拓展的空间。例如, 学校教育是否同步提升了人们的两种政治效能感? 如果学校教育在提升人们内在政治效能感的同时, 未能提升或者减少了人们的外在政治效能感, 那么受教育程度与公民制度化政治参与之间的“倒挂现象”就能得到解释。本研究基于中国综合社会调查 2010 年(China General Social Survey, CGSS2010)的数据, 对上述问题进行实证探索, 并进一步追问其中的机制何在。余文安排如下: 第二部分对已

有的研究进行梳理并提出研究假设；第三部分对数据来源、变量设计以及分析的步骤和方法进行说明；第四部分进行实证检验并对结果进行解读；第五部分对全文进行总结并讨论。

二、文献综述与研究假设

(一) 学校教育与公民政治效能感

一般认为，政治效能感是人们接受学校教育的非货币收益之一，受教育程度更高的公民具有更强的政治效能感。例如，对苏南农村的研究发现，受教育程度与村民的政治效能感水平显著相关(郑永兰和顾艳，2014)。基于中国综合社会调查的数据也发现，受教育程度对公民内在政治效能感有显著的正面影响作用(范柏乃和徐巍，2014)。社会学领域中的功能主义者认为，学校是公民政治社会化的主要场所之一。人们通过接受教育尤其是公民教育，习得了参与政治所需要的知识和技能，并且对自己所处的政治环境更加了解(Hillygus, 2005)。西德尼·维巴等人(1997)发现，受教育程度和个人表达能力都能够对政治效能感产生重要影响。Warwick(1998)也认为，人们通过接受教育所获得的价值观以及经验是政治效能感形成的主要因素。吕催芳(2014)针对中国的研究也表明，大学阶段的人文社会课程以及学生组织工作经历(班级、学生会和社团等)都会影响到大学生的政治参与。但也有学者认为，学校教育与公民的政治参与行为并没有直接的因果关系。受教育程度影响的是个体未来的社会经济地位，社会经济地位高的个体由于离政治网络更近，进而越有可能且更为积极地参与政治(Nie et al., 1996)。Form和Huber(1971)的研究发现，2/3的富裕受访者政治效能感得分较高，其他受访者的得分较低。收入低的受访者更多地认为，穷人对政治系统的影响比不上社会经济地位高的人。另外一个重要的原因在于，政治资源并不是平等或随机分配的，不同社会经济地位的个人存在很大差异。因此，社会经济地位塑造了个体周围的政治规范，并且影响了其所在政治团体(熊光清，2015)。与此同时，学校教育是影响个体社会经济地位获得的关键过程，这已经被大量文献证明。基于此，我们提出以下假设：

假设1：受教育程度越高的公民政治效能感越高；

假设1a：受教育程度越高的公民内在政治效能感越高；

假设1b：受教育程度越高的公民外在政治效能感越高。

(二) 中介机制：政治关注、政治讨论与政治认知

人们在学校教育中习得的公民素养，在其走出学校后如何得到维持和继

续?我们认为,政治行为和认知可能是最为重要的机制,包括政治关注、政治讨论和政治认知。其中,政治关注是指人们通过网络、报纸等媒介了解时事政治的频率(李向健,孙其昂,孙旭友,2015);政治讨论则指个体与其他社会个体讨论时事政治的频率;政治认知是个体对政治事务的知晓程度(郭正林,2004)。Semetko和Valkenburg(1998)的研究发现,前联邦德国公民的时政新闻关注度对其内在政治效能感具有显著的影响,时政新闻可以普及政治知识,提升公民的内在政治效能感。范柏乃和徐巍(2014)的研究发现,政治关注程度和政治讨论行为对于我国公民内在政治效能感有显著的正向影响。黄信豪(1994)的研究证实了政治认知与内在政治效能感之间的紧密关系。这种关系表现为,政治认知水平高的公民,一般情况下会更关注政治,从而也就更有可能具有较高的政治效能感。范柏乃和徐巍(2014)的研究也表明了政治认知水平对于我国公民内在政治效能感有显著的正向影响。这些研究表明,更高频率的政治关注和政治讨论,以及更为积极的政治认知,会使得人们拥有更高的政治效能感。

学校教育为人们形成上述政治行为和认知奠定了基础。Tong(2003)的研究发现,受教育程度高的男女两性对媒体、政治知识、参与非选举行为的关注度都要比受教育程度低的男女两性要多一些。阿尔蒙德和维巴(1989)的跨国研究也发现,人们谈论政治的频率,随着受教育水平的增加急剧增长。国内的研究对此也有相应发现。马振清(2005)的研究表明,公民的受教育时间越长,政治兴趣则越浓,参与意识就越强,对政治的认知也越系统和越完整。陈笑(2010)认为,从学历水平上说,在校大学生受教育水平越高,对政治关注的频度越高,关注的深度越深。孙关宏、胡雨春和任军锋(2010)的研究也证实,受过较多教育的人更能意识到政府的影响,对政治信息的认知水平更高,掌握更多的政治信息,更有兴趣和参与各种组织,讨论政治事务。基于此我们提出以下假设:

假设2:受教育程度更高的公民,政治关注、政治讨论和政治认知的程度都越高。

假设3:在控制住政治关注、政治讨论和政治认知后,受教育程度对人们政治效能感的正向影响会减弱。

假设3a:在控制住政治关注、政治讨论和政治认知后,受教育程度对人们内在政治效能感的正向影响会减弱。

假设3b:在控制住政治关注、政治讨论和政治认知后,受教育程度对人们外在政治效能感的正向影响会减弱。

三、研究设计

(一)数据与样本

本文所用数据来源于中国综合社会调查(China general social survey, CGSS)2010年的调查数据。该调查采取多阶分层抽样的方法,调查对象覆盖了中国大陆绝大多数省份和地区,具有较强的科学性和代表性。由于本研究主要针对已经完成正式学校教育的公民,因此我们剔除了在读学生、接受私塾教育以及成人高等教育(非正式学校教育)的样本,此外在一些重要变量上缺损的样本也被剔除,最终有8085个样本进入分析模型。

(二)变量设计

1. 因变量。如上文所述,由于内在政治效能感和外在政治效能感彼此独立且相关性很小,本文将对两者进行分别检验。参照范柏乃和徐巍(2014)等人的研究,我们使用CGSS2010中的以下三个问题来对内在政治效能感进行操作化测量:“政府的工作太复杂,像我这样的人很难明白”(反向计分),“我觉得自己有能力参与政治”,“如果让我当政府干部,我也完全能胜任”,答题项从“完全不同意”到“完全同意”分五点计分。我们将其得分平均得到一个1-5的连续变量。对于外在政治效能感,我们使用的问题是:“像我们这样的人,对政府的决定没有任何影响”(反向计分),“政府官员不太在乎像我这样的人在想些什么”(反向计分),“我向政府机构提出建议时,会被有关部门采纳”。答题项从“完全不同意”到“完全同意”分五点计分。我们将其得分平均得到一个1-5的连续变量。内在政治效能感和外在政治效能感的阿尔法信度系数分别为0.726和0.605,达到了测量学上的可接受水平。

2. 自变量。受教育年限。我们将受教育水平赋值为受教育年限:没受过任何教育=0年;小学=5年;初中=8年;职业高中/普通高中/中专/技校=11年;大学专科=14年;大学本科=15年;研究生及以上=18年。

3. 中介变量。(1)政治关注:近一年来,您从事以下活动的频率如何?——阅读有关时事方面的报刊、杂志和书籍。回答选项为“从不=1,很少=2,有时=3,经常=4,总是=5”。我们将其当作近似连续变量对待。

(2)政治讨论:近一年来,您从事以下活动的频率如何?——与他人议论有关时事的话题。回答选项为“从不=1,很少=2,有时=3,经常=4,总是=5”。我们也将其近视当作连续变量对待。

(3)政治认知。CGSS2010询问了受访者对以下问题的同意程度,分别为

“政府制定税收政策必须征求老百姓的意见”，“如果政府侵占了我个人的利益，我只能忍了”，“政府官员的工作就是为老百姓服务”，“对于‘领导送温暖’等举动，老百姓应该感激”，“老百姓应该服从政府”，“只要纳了税，就有权利讨论政府怎么花钱”。回答选项为“完全不同意=1，比较不同意=2，无所谓=3，比较同意=4，完全同意=5”。我们将第2、4、5题反向计分再求所有题目的平均分，得到一个1-5的近似连续变量。

4. 控制变量。本文还对以下变量进行了控制：(1)性别(男=1，女=0)；(2)民族(汉族=1，非汉族=0)；(3)年龄；(4)父母受教育程度，也被赋值为受教育年限；(5)工资收入，由于差距较大，故进行了对数化处理；(5)宗教信仰(有=1，无=0)；(6)是否党员(是=1，否=0)；(7)自评社会经济地位：您认为您自己目前在哪个等级上？从最底层到最顶层形成一个1-10的连续变量。

表1 变量的描述性统计

二分变量		均值/比例		
性别(男=1, 女=0)		0.49		
民族(汉=1, 非汉=0)		0.91		
是否党员(是=1, 否=0)		0.13		
宗教信仰(有=1, 无=0)		0.13		
连续变量	平均值	标准差	最小值	最大值
整体政治效能感	2.525	0.690	1	5
内在政治效能感	2.547	0.948	1	5
外在政治效能感	2.503	0.797	1	5
受教育年限	7.439	4.094	0	18
政治关注	2.215	1.220	1	5
政治讨论	2.211	1.043	1	5
政治认知	3.304	0.462	1	5
年龄	50.546	15.233	21	97
父母受教育程度	5.534	4.727	1	14
工资对数	9.740	2.060	2.079	16.118
自评社经地位	4.038	1.733	1	10

(三) 分析方法与步骤

本研究借鉴温忠麟等的中介效应检验方法进行分析, 具体步骤如下:

$$Y=cX+\epsilon_1 \quad (1)$$

$$M=aX+\epsilon_2 \quad (2)$$

$$Y=c'X+bM+\epsilon_3 \quad (3)$$

上述公式中, Y 代表公民的政治效能感, X 为公民的受教育年限, M 为中介变量(政治关注、政治讨论和政治认知)。方程(1)代表受教育年限对政治效能感的总影响; 方程(2)代表受教育年限对中介变量的影响; 方程(3)代表受教育年限与中介变量对公民政治效能感的直接影响。按照温忠麟等提出的检验步骤: 第一步, 如果系数 c 显著, 继续进行检验; 第二步, 若系数 a 、 b 都显著, 进行下一步检验, 若有一个不显著, 进行 Sobel 检验; 第三步, 检验 c' 是否显著。有研究者认为, 第二步的中介效应检验不需要以第一步(c 显著)为前提, 因为中介效应的符号(ab)可能与直接效应(c')相反, 使得总效益(c)不显著, 但中介效应还是存在(Zhao et al., 2010)。因此, 考虑到篇幅限制, 下文将先呈现方程(2)的结果, 然后共同呈现方程(1)和方程(3)的结果。由于所有模型的被解释变量均为连续变量, 所以均采用 OLS 进行多元回归。

四、实证结果

(一) 受教育年限对政治行为与认知的影响

本部分考察受教育年限对人们的政治关注、政治讨论和政治认知的影响。模型 1、模型 3 和模型 5 为包括控制变量的基础模型, 模型 2、模型 4 和模型 6 分别在上述模型的基础上加入受教育年限。首先, 控制变量的估计效应基本符合我们的直觉。例如, 男性、汉族、父母受教育年限、工资对数、自评社会经济地位以及党员身份基本上对公民的政治行为与认知有显著的正向影响。年龄则相反, 呈显著的负相关, 说明随着年龄的增长, 人们的政治行为与认知水平趋向减弱。在核心自变量方面, 受教育年限与政治关注($B=0.140$, $P<0.01$)、政治讨论($B=0.0792$, $P<0.01$)以及政治认知($B=0.0281$, $P<0.01$)均呈显著的正相关。与此同时, 在加入受教育年限后, 模型 2、模型 4 和模型 6 相较于基础模型的 R^2 都出现了大幅度增长, 说明模型的解释力得到显著增强。因此, 假设 2 得到支持。

表2 受教育年限对中介变量的影响

	政治关注		政治讨论		政治认知	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
性别	0.323*** (13.29)	0.209*** (9.21)	0.390*** (18.46)	0.326*** (15.48)	0.0385*** (3.90)	0.0160 (1.60)
年龄	-0.00193** (-2.18)	0.0108*** (12.38)	-0.00710*** (-9.21)	0.000363 (0.45)	-0.00471*** (-13.09)	-0.00215*** (-5.57)
民族	0.282*** (6.63)	0.162*** (4.11)	0.298*** (8.05)	0.229*** (6.25)	0.0569*** (3.28)	0.0334* (1.92)
父母教育年限	0.0374*** (1.70)	0.0183*** (13.46)	0.0154*** (7.00)	0.00513** (6.37)	0.00636*** (2.12)	0.00196* (5.62)
工资对数	0.0743*** (12.61)	0.0354*** (6.52)	0.0422*** (8.22)	0.0203*** (4.03)	0.0124*** (5.17)	0.00464* (1.94)
自评社经地位	0.0939*** (13.42)	0.0537*** (8.18)	0.0674*** (11.07)	0.0444*** (7.31)	0.0115*** (4.05)	0.00376 (1.30)
宗教信仰	-0.114*** (3.04)	0.0122 (-0.35)	-0.00225 (0.07)	0.0695** (-2.16)	-0.0193 (1.27)	0.00828 (-0.54)
是否党员	0.946*** (26.30)	0.462*** (12.44)	0.632*** (20.18)	0.358*** (10.40)	0.113*** (7.74)	0.0215 (1.31)
受教育年限		0.140*** (42.57)		0.0792*** (26.05)		0.0281*** (19.47)
常量	0.388*** (4.12)	-0.371*** (-4.18)	1.276*** (15.55)	0.833*** (10.13)	3.242*** (84.60)	3.092*** (79.17)
观测值	8666	8085	8666	8085	8666	8085
Adjusted-R ²	0.189	0.325	0.148	0.205	0.0540	0.0920

注：括号内为标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

(二) 政治行为与认知的中介效应

本部分使用嵌套模型考察受教育年限是否可以通过政治关注、政治讨论和政治认知来影响到人们的内在政治效能感。模型 7 是只包含控制变量的基础模型，模型 8 在其基础上加入受教育年限。模型 9—模型 11 分别在模型 8 的基础上加入政治关注、政治讨论和政治认知，模型 12 为全模型。结果如表 3 所示：基础模型中男性、父母受教育年限、工资对数、自评社会经济地位、党员身份都与内在政治效能感呈显著正相关。模型 8 加入受教育年限后显示，受教育年限与内在政治效能感呈显著正相关($B=0.0612$, $P < 0.01$)，且模型的 R^2 从 0.137 上升到 0.169，模型解释力得到增加，可见假设 1a 得到支持。

模型 9 加入政治关注后显示, 政治关注与内在政治效能感呈显著正相关 ($B=0.146, P<0.01$), 受教育年限也通过显著性检验但系数有所减少 ($B=0.0407, P<0.01$), 与此同时模型 R^2 出现增长, 这表明政治关注确实在受教育年限和内在政治效能感之间发挥了中介作用。同理, 模型 10 和模型 11 中政治讨论 ($B=0.195, P<0.01$) 和政治认知 ($B=0.241, P<0.01$) 均与内在政治效能感呈显著正相关, 受教育年限的影响显著但系数与模型 8 相比有所减少, 模型的 R^2 不同程度上升, 证明政治讨论和政治认知同样发挥中介作用。因此, 假设 3a 通过检验。模型 12 将所有变量都纳入其中后显示, 三个中介变量的系数仍然显著, 且模型解释力得到大幅度增强, 进一步支持了上述发现。

表 3 受教育年限对内在政治效能感的影响及其机制

	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
性别	0.298***	0.250***	0.220***	0.187***	0.247***	0.184***
	(15.41)	(12.83)	(11.36)	(9.64)	(12.72)	(9.59)
年龄	-0.00715***	-0.00121	-0.00280***	-0.00128*	-0.000695	-0.00165**
	(-10.13)	(-1.61)	(-3.74)	(-1.75)	(-0.93)	(-2.22)
民族	-0.0413	-0.0906***	-0.114***	-0.135***	-0.0986***	-0.142***
	(-1.22)	(-2.67)	(-3.41)	(-4.06)	(-2.93)	(-4.31)
父母教育年限	0.00966***	0.000786	-0.00189	-0.000215	0.000314	-0.00165
	(4.35)	(0.35)	(-0.85)	(-0.10)	(0.14)	(-0.75)
工资对数	0.0386***	0.0224***	0.0172***	0.0184***	0.0212***	0.0160***
	(8.21)	(4.79)	(3.72)	(4.02)	(4.58)	(3.51)
自评社经地位	0.0554***	0.0344***	0.0266***	0.0258***	0.0335***	0.0233***
	(9.93)	(6.11)	(4.76)	(4.66)	(5.99)	(4.25)
宗教信仰	-0.0448	0.0103	0.00856	-0.00323	0.00835	-0.00233
	(1.50)	(-0.35)	(-0.29)	(0.11)	(-0.28)	(0.08)
是否党员	0.652***	0.414***	0.346***	0.344***	0.408***	0.324***
	(22.76)	(12.97)	(10.90)	(10.95)	(12.90)	(10.35)
受教育年限		0.0612***	0.0407***	0.0457***	0.0544***	0.0342***
		(21.69)	(13.23)	(15.91)	(18.99)	(11.17)
政治关注			0.146***			0.0717***
			(15.54)			(6.77)
政治讨论				0.195***		0.148***
				(19.36)		(12.90)

续表

	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10	模型 11	模型 12
政治认知					0.241***	0.186***
					(11.20)	(8.74)
常量	2.030***	1.683***	1.738***	1.521***	0.937***	1.013***
	(27.02)	(22.09)	(23.11)	(20.28)	(9.30)	(10.20)
观测值	8666	8085	8085	8085	8085	8085
Adjusted-R ²	0.137	0.169	0.193	0.205	0.181	0.218

注：括号内为标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

下文我们将检验受教育年限能否对人们的外在政治效能感产生影响及其机制。模型 13 为基础模型，其中男性、自评社会经济地位、宗教信仰和党员身份与人们的外在政治效能感呈显著正相关，年龄、汉族则为负相关，基本符合我们的直觉。模型 14 中加入受教育年限后发现，受教育年限与外在政治效能感呈正相关，但未能通过显著性检验，这与刘伟(2016)的发现类似。因此假设 1b 未能得到支持。根据 Zhao(2010)等人的研究，这并不能就此确定中介效应不存在，因为中介效应的符号可能与直接效应(c')相反，使得总效益不显著。例如，模型 17 中，政治认知与外在政治效能感呈显著负相关($B = -0.0387$, $P < 0.05$)，就有可能导致受教育年限的主效应不显著。模型 15 和模型 16 中，政治关注($B = 0.0355$, $P < 0.01$)和政治讨论($B = 0.0610$, $P < 0.01$)均与外在政治效能感呈显著正相关，同时受教育年限的系数变正为负，但仍未通过显著性检验。

因此，我们进一步使用 Sobel 检验对政治关注、政治讨论和政治认知的中介效应进行考察。结果发现：(1)政治关注在受教育程度和外在政治效能感之间发挥完全中介作用($Z = 4.049$, $P < 0.01$)，导致主效应不显著的原因在于间接效应($B = 0.00495$, $P < 0.01$)与主效应($B = -0.00357$, $P > 0.05$)的符号相反。(2)政治讨论的中介效应不显著，虽然受教育年限确实增加了政治讨论的频率。(3)政治认知在其中发挥负向的中介作用且边际显著($Z = -1.953$, $P < 0.1$)，这说明受教育年限提升了人们的政治认知，进而减少了人们的外在政治效能感。

表 4 受教育年限对外在政治效能感的影响及其机制

	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18
性别	0.0437**	0.0445**	0.0371**	0.0246	0.0452**	0.0240
	(2.54)	(2.50)	(2.07)	(1.37)	(2.54)	(1.33)

续表

	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18
年龄	-0.00195***	-0.00174**	-0.00213***	-0.00176**	-0.00182***	-0.00202***
	(-3.10)	(-2.53)	(-3.07)	(-2.57)	(-2.65)	(-2.91)
民族	-0.149***	-0.167***	-0.173***	-0.181***	-0.166***	-0.180***
	(-4.93)	(-5.39)	(-5.57)	(-5.84)	(-5.35)	(-5.82)
父母教育年限	-0.00149	-0.000933	-0.00158	-0.00125	-0.000858	-0.00135
	(-0.76)	(-0.46)	(-0.77)	(-0.61)	(-0.42)	(-0.66)
工资对数	0.00455	0.00438	0.00313	0.00315	0.00456	0.00303
	(1.09)	(1.03)	(0.73)	(0.74)	(1.07)	(0.71)
自评社经地位	0.0589***	0.0555***	0.0536***	0.0528***	0.0557***	0.0525***
	(11.87)	(10.80)	(10.40)	(10.27)	(10.83)	(10.19)
宗教信仰	-0.0471*	-0.0479*	-0.0483*	-0.0522*	-0.0476*	-0.0516*
	(1.77)	(1.76)	(1.78)	(1.92)	(1.75)	(1.90)
是否党员	0.245***	0.227***	0.210***	0.205***	0.227***	0.201***
	(9.60)	(7.78)	(7.16)	(7.01)	(7.81)	(6.86)
受教育年限		0.00105	-0.00391	-0.00378	0.00214	-0.00369
	(-1.29)		(0.41)	(-1.37)	(-1.42)	(0.81)
政治关注			0.0355***			0.0126
	(1.27)			(4.07)		
政治讨论				0.0610***		0.0577***
	(5.38)				(6.50)	
政治认知					-0.0387*	-0.0565***
	(-2.83)					(-1.95)
常量	2.368***	2.374***	2.388***	2.324***	2.494***	2.506***
	(35.40)	(34.16)	(34.34)	(33.30)	(26.92)	(26.91)
观测值	8666	8085	8085	8085	8085	8085
Adjusted-R ²	0.0350	0.0320	0.0330	0.0370	0.0320	0.0370

注：括号内为标准误；*** p<0.01，** p<0.05，* p<0.1。

五、结论与讨论

基于 CGSS2010 的数据，本文对受教育程度与公民内在和外在政治效能感的关系进行了实证探讨，结果发现：受教育年限与人们的内在政治效能感呈显著正相关，但与外在政治效能感并无统计学意义上的关系。进一步的机制分析表明，受教育程度更高的公民，会有更频繁的政治关注、政治讨论以

及更高水平的政治认知,进而提升了人们的内在政治效能感。但上述三种机制对外在政治效能感的影响却并不一致。其中,更频繁的政治关注提升了人们的外在政治效能感,但更高水平的政治认知却降低了人们的外在政治效能感,政治讨论的影响则不显著。

我们的研究为理解受教育程度与政治参与之间的“倒挂现象”提供了新的视角。Shi(1999)的研究表明,当选举是非竞争性的时候,教育水平较高的个人更有可能放弃参与选举。Zhong和Chen(2002)的研究发现,内部效能以及民主意识较高的村民的投票概率更低,这是因为选举的非竞争性制约了他们的参与热情。我们的研究在心理层面上进行了进一步拓展:学校教育提升了人们的内在政治效能感,但却未能提升人们的外在政治效能感。甚至在一定程度上,学校教育提升了人们的政治认知水平,进而降低了人们的外在政治效能感。也就是说,一方面,学校教育让人们更加了解政治,并且对于自己影响政治更有自信。另一方面,受教育越高的个体,却并不倾向认为政府会积极回应人们的要求和政治参与带来的影响。在这种情境下,即使学校教育赋予人们更多的内在政治效能感,也未必能转化成具体的制度化政治参与行为。这具有非常重要的政策含义。当受教育程度和内在政治效能感较高的公民认为制度化的政治参与难以有实质性影响的时候,他们可能会选择一些非制度化的行为来表达自己的诉求。这有悖于“扩大公民有序政治参与”的初衷,需要得到学界和社会的广泛关注。

本研究也存有一些局限需要未来研究进一步改进与探索。例如,本研究使用政治效能感作为关键的被解释变量,虽然这一变量被广泛使用,且具备一定的信效度,但其或多或少都会受到个体主观判断的影响,期望未来的研究使用更为系统和客观的指标来进行测量。此外,中国社会追踪调查是一个截面数据,对内生性以及异质性问题的控制是一个难题。为了更好地揭示受教育程度与公民政治效能感之间的因果关系,可能需要未来研究使用动态追踪调查数据以及自然实验等方法进行更为严格的设计。

[参考文献]

- 陈笑, 2010:《大学生政治关注度调查与思考》,《人民论坛旬刊》第14期。
- 范柏乃、徐巍, 2014:《我国公民政治效能感的影响因素研究——基于CGSS2010数据的多元回归分析》,《浙江社会科学》第11期。
- 郭正林, 2004:《农民政治认知与参与的定量研究》,《浙江师范大学学报:社会科学版》第5期。
- 黄信豪, 1994:《台湾民众政治功效意识的持续与变迁:政党轮替前后的分析》,《选举研究》第2期。

- 加布里埃尔·A·阿尔蒙德、西德尼·维巴著,马殿君、阎华江、郑孝华、黄素娟译,1989:《公民文化——五国的政治态度和民主》,杭州:浙江人民出版社。
- 李蓉蓉,2010:《海外政治效能感研究述评》,《国外理论动态》第9期。
- 李蓉蓉、王东鑫、翟阳明,2015:《论政治效能感》,《国外理论动态》第5期。
- 李向健、孙其昂、孙旭友,2015:《地位、政治关注、政府信任与基层民主选举中的投票参与——一项来自CGSS2010的Logistic回归模型研究》,《新疆大学学报(哲学·人文社会科学汉文版)》第4期。
- 刘伟,2016:《城市居民政治效能感影响因素研究——基于CGSS2010数据的分析》,《中共福建省委党校学报》第8期。
- 刘玉芝,2011:《政府在扩大公民有序政治参与中的地位与作用》,《政治学研究》第4期。
- 吕催芳,2014:《大学教育如何影响政治参与?》,《清华大学教育研究》第5期。
- 马振清,2005:《社会变革影响我国公民政治社会化的微观因素分析》,《重庆大学学报(社会科学版)》第1期。
- 石瑛、董干戈,2012:《论基于政治效能感的公民政治参与》,《学术交流》第9期。
- 孙关宏、胡雨春、任军锋,2010:《政治学概论》,上海:复旦大学出版社。
- 王可园,2015:《提升我国公民政治效能感研究》,《中共宁波市委党校学报》第2期。
- 魏以宁,2017:《“倒挂”:中国公民政治参与意愿与行为的影响因素研究——基于CGSS2010的实证研究》,《改革与开放》第17期。
- 温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云,2004:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期。
- 熊光清,2015:《政治效能感:规范研究与实证研究的进展》,《学习与探索》第12期。
- 赵保胜,2003:《扩大公民有序政治参与的基本途径》,《理论前沿》第10期。
- 郑磊、朱志勇,2013:《教育是否促进了中国公民的政治选举投票参与——来自CGSS2006调查数据的证据》,《北京大学教育评论》第2期。
- 郑永兰、顾艳,2014:《村民的政治效能感及其影响因素研究——基于对苏南四村365位村民的问卷调查》,《连云港师范高等专科学校学报》第1期。
- Abramson, P. R., 1984, "Political Attitudes in America: Formation and Change", *W. H. Freeman*, 78(1): 207-207.
- Campbell, A., G. Gurin and W. E. Miller, 1954, "The Voter Decides", *American Sociological Review*, 19(6): 429-433.
- Chen, J. and Y. Zhong, 2002, "Why Do People Vote in Semi Competitive Elections in China?", *Journal of Politics*, 64(1): 178-197.
- Form, W. H. and J. Huber, "Income, Race, and the Ideology of Political Efficacy", *Journal of Politics*, 33(3): 659-688.
- Helliwell, J. F and R. D. Putnam, 2007, "Education and Social Capital", *Eastern Economic Journal*, 33(1): 1-19.
- Hillygus, D. S., 2005, "The Missing Link: Exploring the Relationship Between Higher Education and Political Engagement", *Political Behavior*, 27(1): 25-47.

- Huntington, S. P., 1991, "Democracy's Third Wave", *Journal of Democracy*, 2(2): 12-34.
- McMahon, W. W., 2010, "The External Benefits of Education", *International Encyclopedia of Education*, 2010: 260-271.
- Nie, Norman H., J. Junn and K. Stehlik-Barry, 1996, "Education and Democratic Citizenship in America", *American Political Science Association*, 1996: 268.
- Semetko, H. A. and P. M. Valkenburg, 1998, "The Impact of Attentiveness on Political Efficacy: Evidence from A Three-year German Panel Study", *International Journal of Public Opinion Research*, 10(3): 195-210.
- Shi, T., 1999, "Voting and Nonvoting in China: Voting Behavior in Plebiscitary and Limited-Choice Elections", *Journal of Politics*, 61(4): 1115-1139.
- Tong, J., 2003, "The Gender Gap in Political Culture and Participation in China", *Communist and Post-Communist Studies*, 36(2): 131-150.
- Verba, S., N. Burns and K. L. Schlozman, 1997, "Knowing and Caring about Politics: Gender and Political Engagement", *Journal of Politics*, 59(4): 1051-1072.
- Wang, Y., 2016, "Are College Graduates Agents of Change? Education and Political Participation in China", *SSRN Electronic Journal*, 2016: 11-18.
- Warwick, P. V., 1998, "Disputed Cause, Disputed Effect: The Post-materialist Thesis Re-Examined", *Public Opinion Quarterly*, 62(4): 583-609.
- Zhao, X., J. G. Lynch and Q. Chen, 2010, "Reconsidering Baron and Kenny: Myths and Truths about Mediation Analysis", *Journal of Consumer Research*, 37(2): 197-206.
- Zhong, Y. and J. Chen, 2002, "To Vote or Not to Vote: An Analysis of Peasants' Participation in Chinese Village Elections", *Comparative Political Studies*, 35(6): 686-712.

How Education affects People's Political Efficacy?

Evidence from CGSS2010

SUN Lun-xuan, LIU Hao-yu

(School of Education, Tianjin Normal University)

Abstract: Based on the data from 2010 China General Social Survey, this study finds that the schooling year is significantly positively correlated with people's internal political efficacy, but with no sense of external political efficacy. Further analysis on mechanism shows that more educated citizens have more frequent political concerns, political discussions, and higher levels of political awareness, but these three mechanisms above have different effects on internal and external political efficacy.

Key words: education attainment; political participation; political efficacy

(责任编辑: 郑磊 责任校对: 郑磊 胡咏梅)