

Class Identity, Government Trust and Citizens' Political Participation

—Based on 2015 CGSS Data

Yuanlong Tang

School of Public Affairs, Chongqing University, Chongqing
Email: 577826796@qq.com

Received: Jul. 30th, 2020; accepted: Aug. 12th, 2020; published: Aug. 19th, 2020

Abstract

Citizens' political participation has always been an important issue in the democratic political system. This paper uses the data of the 2015 Chinese General Social Survey (CGSS) to examine the impact of class identity on political participation through Probit model, and analyze its internal mechanisms. A variety of regression models were used to test the robustness of the results. The results of the study show that citizens' evaluation of their own class significantly affects their political participation behavior; the intrinsic influence mechanism in this process is that class identity can enhance government trust and thus has a significant positive impact on Political participation. Moreover, the degree of inclusiveness of public service resources can enhance the influence of class identity on political participation.

Keywords

Class Identity, Political Participation, Government Trust, Public Service, Inclusive

阶层认同、政府信任与公民政治参与

——基于2015年CGSS数据的研究

唐源珑

重庆大学，公共管理学院，重庆
Email: 577826796@qq.com

收稿日期：2020年7月30日；录用日期：2020年8月12日；发布日期：2020年8月19日

摘要

公民的政治参与一直都是民主政治制度的重要问题，本文使用2015年中国综合社会调查(CGSS)的数据，通过Probit模型考察阶层认同对政治参与的影响，并分析其内在机制，另外还使用了多种回归模型检验

结果的稳健性。研究结果表明,公民对自我所在阶层的评价显著影响政治参与行为;在此过程中的内在影响机制是阶层认同能够通过提升政府信任,从而对政治参与产生显著性的正向影响。并且,公共服务资源普惠性程度可以加强阶层认同对政治参与的影响。

关键词

阶层认同, 政治参与, 政府信任, 公共服务, 普惠性

Copyright © 2020 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

民主兼具宏观政治结构与微观治理实践双重架构,相对于难以度量的宏观层面,学术界倾向于将微观层面的政治参与作为民主政治制度的重要形式[1]。一方面,政治参与作为一种权利的存在,卢梭认为其意指每位公民参与到决策过程中,决策中产生的公意即人民主权的本质[2]。另一方面,政治参与作为权力的运用,是权力再分配的一种表征[3],有助于将政治经济活动中无法掌握权力的民众的意见列入考虑,并在政治参与过程中对政府人员或政策选择产生重要影响[4]。可见,公民政治参与是现代民主的核心问题之一[5],也是国家民主政治建设的重要内容,但是每一个人的行为都不可避免地受到自身所具有的内在因素的影响,应在国家制度背景下,将外部环境与个体特征相结合,着重考察个体阶层认同对政治参与的影响,以便以更加微观的视角探索公民政治参与的动力。

2. 文献综述与问题的提出

目前,学界对影响政治参与的关键因素进行了诸多探讨,主要侧重于从个体特征、个体主观感知、个体社会性因素、环境因素等方面研究政治参与的影响因素。1) 个体特征因素。Verba 认为社会经济地位决定了投票者在美国民主政治中的行为倾向[6]。与社会经济地位相关的社会阶层与教育史对政治参与起着至关重要的作用,但此观点会因种族和性别的不同而出现较小的差异[7]。同时,年龄,个人收入,政治面貌,户籍等个体特征对政治参与行为具有显著的预测性作用已得到验证[8]。除这些基本的个体特征之外,Sotirovic 还发现人们的交流方式会调节个体价值观,促使人们反思与整合各类信息,以便更好地理解政治事件,由此为政治参与提供更好的认知基础[9]。2) 个人主观感知因素。其中阶层位置在政治领域发挥着重要的作用。理论上而言,阶层位置可划分为主观阶层位置与客观阶层位置。客观阶层位置多表现为社会阶层或社会地位,它对政治参与的影响在个体特征因素探讨中已得到验证。同时,有研究表明,虽然一些固有因素决定了人们的客观阶层地位,但人们会受到其社会经历因素的影响而产生不同的社会政治态度,因此,相较于客观阶层位置,基于社会经历因素的主观阶层认同更直接关联于社会政治态度[10]。并且主观阶层认同使人们以自身为视角来审视其所属阶层,从而对人们的社会态度和群体价值观产生影响。此外,公民认为其政治行为对政治过程能够产生影响力的感觉或者信念会显著影响人们的政治参与行为,即政治效能感也被认为是影响政治参与的重要因素[11]。3) 个体社会性因素。不仅包括个体所进行的社会交往,所参与的社团活动以及所拥有的社会信任[12],还包括个体所拥有的家庭文化资本与规范性支持[13]。4) 环境因素。主要指政策环境,例如美国的移民政策可能会对生活在混合家庭中的美国公民的投票行为产生影响[14],我国的户籍制度制约了以农民工为主体的非本地户籍常住人口的

公共参与[15]。此外，一些公众参与机制的实施对外部参与行为同样具有重要意义[16]。

已有研究为本文的研究奠定了重要的理论基础，但同时也能够发现，主观阶层位置与政治态度之间的关系研究较多，而与直接的政治参与行为之间的关系研究相对较少。那么，主观阶层认同是否会促进公民的政治参与行为？在此过程中，会受到哪些机制的内在影响？这些问题的解答对于进一步探寻具有不同主观认同的人群政治参与行为具有重要意义。

3. 分析框架与研究假设

阿伦特认为，政治参与的实现有赖于公民积极主动地从关注个人的“私人领域”超越进入公共属性的“公共领域”，这一跨越是实现政治参与的必要条件[17]。在这一跨越过程中，整体环境因素与私人领域所内涵的个人主观感知，以及公私领域过渡地带所潜在存在的个体环境认知对公民个体介入公共领域后的政治参与起着重要的作用。分析框架如图 1 所示。在已有的研究中，张海东与邓美玲指出，与主观社会认同为中下层及下层的受访者相比，主观认同为中层与中上层的受访者社会安全感知更高，并且中层与中上层的不平等意识更弱[18]，诸如此类的调查结果表明不同阶层之间在政治态度上会存在明显的差异。李升认为，主观阶层认同为中层的人群更容易产生积极稳定的政治态度。换言之，在阶层认同中，人们一旦认为自身所属中层，便很难对社会、对政府等产生消极或反对态度，具有一定程度的社会稳定性特征[10]。同时，态度 - 行为的逻辑框架已得到证实，政治态度与政治行为密切相关[19]。在不同阶层认同产生不同政治态度已经得到验证的情况下，阶层认同的差异是否也会引起政治参与的差异？

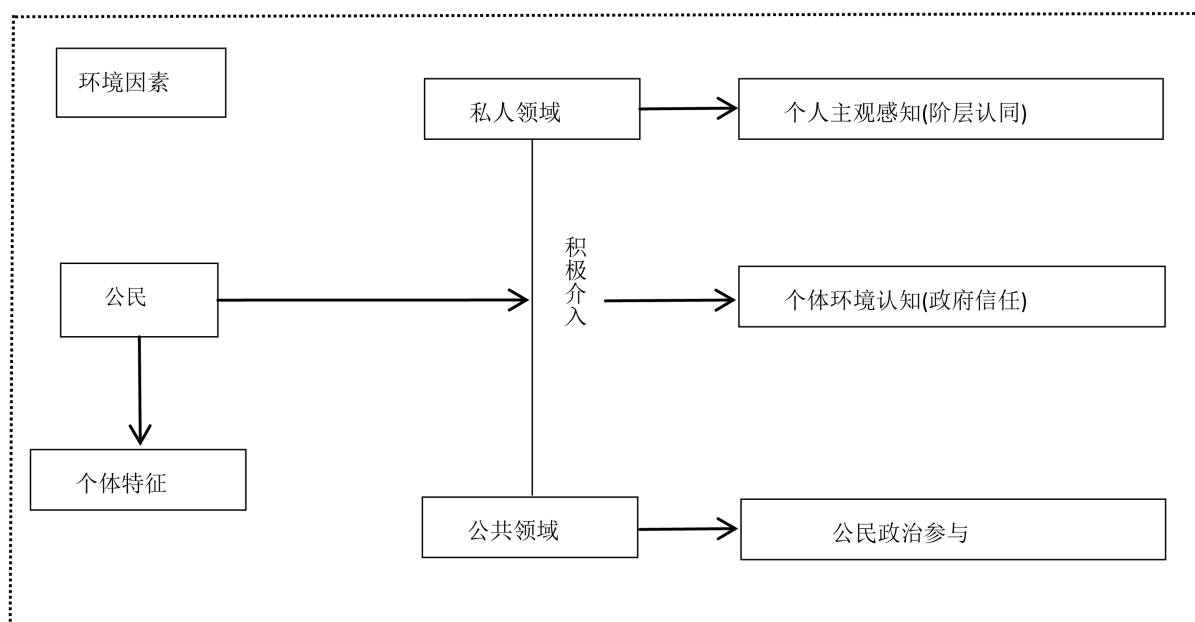


Figure 1. Analytical framework

图 1. 分析框架

在对 2015 年 CGSS 调查数据的样本进行处理之后发现，认为自身阶层地位在 1~3 级(低层)的受访者政治参与比例约为 44.32%，认为自身所属阶层在 4~6 级(中层)的受访者政治参与的比例约为 46.80%，对自身阶层评价在 7~10 级(高层)的受访者政治参与的比例约为 48.89%，这在一定程度上说明了公民的阶层认同感知与公民政治参与之间可能存在正向相关关系。由此，得到本文的假设 1。

假设 1：公民阶层认同对公民政治参与有显著的正向影响。

同时,在公共领域与私人领域的过渡地带,公民会受到复杂环境与个人主观感知以及个体特征的多重影响,信任关系是公民在一个新的复杂领域空间将态度转换为行为的必要条件。信任作为一种个体主观感知,以其感知对象的不同,可分为政府信任与社会信任。受我国特定的政治体制及其所带来的“压力型”地方治理机制的影响,对乡镇政府的信任程度成为决定村民政治参与行为的重要因素[20]。同时,与政府信任紧密相关的政务绩效认同、政府信息获取满意度对公民非制度性政治参与具有不可忽视的影响[21]。许伟经过实证研究证明,主观性社会阶级水平对政府信任会产生显著性影响,具有不同阶层认同的居民对政府的信任程度会有所不同[22]。因此,本文提出假设 2。

假设 2: 阶层认同通过增强公民政府信任程度从而促进公民政治参与水平。

4. 研究设计

4.1. 数据来源

中国综合社会调查(Chinese General Social Survey, CGSS)是我国最早的全国性、综合性、连续性学术调查项目,开始于 2003 年,对包括社会、社区、家庭、个人等多个层次的数据进行系统、全面的收集。本文使用 2015 年 CGSS 的调查数据,此次调查共收集有效问卷 10,968 份,覆盖全国 28 个省/市/自治区的 478 村居。作为我国目前研究社会问题的权威数据来源,CGSS 调查数据为众多研究提供了重要的数据基础。

4.2. 变量定义

因变量。因变量为公民政治参与。虽然有学者在研究中国的政治参与行为时,将其划分为三类:投票参与、自愿参与和混合参与[23],但从实际上而言,投票仍然是公众最普遍的一种参与政治的方式[24]。结合 2015 年 CGSS 调查问卷中设定的问题,选取“A44 上次居委会选举/村委会选举,您是否参加了投票?”来对公民政治参与行为进行衡量。此变量为二分变量,将参加投票选举赋值为 1,没有参加投票选举赋值为 0。

自变量。自变量为阶层认同。本研究通过 CGSS2015 年调查问卷中“A43.1 您认为您自己目前处于社会的哪个等级上?”来衡量,最高 10 分代表最顶层,最低 1 分代表最底层,依次赋值 1~10 分。

控制变量。主要涉及两方面的变量:其一是可能会影响阶层认同的其他变量。包括绝对收入水平、相对收入水平、社会支持。绝对收入水平往往是影响个体阶层认同的直接因素,本文选取“A62 您家 2014 年全年家庭总收入是多少?”去除极端特殊值,并对其取对数来衡量。相对收入水平比之于绝对收入水平更加强调个人主观感知以及与他人的横向对比,本研究选取“A64 您家的家庭经济状况在所在地属于哪一档?”来衡量,选项为远低于平均水平、低于平均水平、平均水平、高于平均水平、远高于平均水平五个等级,依次赋值 1~5 分。个体在社会生活中所能够得到的社会支持是影响公民阶层认同的重要社会性因素。结合肖水源在 1986 年设计的社会支持评定量表(SSRS) [25],本研究首先选取“A31a 请问您与邻居进行社交娱乐的频繁程度?”、“A31b 请问您与其他朋友进行社交娱乐活动的频繁程度?”、“A30.6 过去一年,您是否经常在空闲时间与不住在一起的亲戚聚会?”以及“A63 您家目前住在一起的通常有几个人?”来分别衡量受访者可能得到的来自邻居、朋友、亲戚以及家庭的支持。其中对 A31a 与 A31b 选项中的从来不、一年 1 次或更少、一年几次、大约一个月 1 次、一个月几次、一周 1 到 2 次、几乎每天分别赋值 1~7 分。对 A30.6 选项中的从不、一年数次或更少、一月数次、一周数次、每天对应赋值 1~5 分。A63 则用原始数据减去本人,即减 1 得到可能获取的家庭支持。其次分别剔除其中的缺失值与极端值,使来自邻居、朋友、亲戚与家庭的社会支持同时存在,最后取四者的均值得到最终的社会支持评定分数。其二为受访者的个体特征因素,包括性别、年龄、教育程度、户籍、政治面貌、身体健康状况。其中,年龄变量遵循我国重要历史节点,将 1949 年之前出生的受访者赋值为 1,1949 年至 1977 年出生的受访者赋值为 2,1978 年至 1989

年间出生的受访者赋值为 3，1990 年及之后出生的受访者赋值为 4。

中介变量。中介变量为政府信任。由于 2015 年的调查问卷中并没有直接问及有关受访者政府信任的问题，本研究选取 F24 中的第 5 项“对各类党政公职人员清廉程度的总体评价如何？”来衡量受访者对政府的信任程度，将选项中的普遍非常腐败、多数比较腐败、差不多一半廉洁、多数比较廉洁、普遍非常廉洁分别对应于对政府非常不信任、比较不信任、一般、比较信任、非常信任，并赋值 1~5 分。主要变量定义如表 1 所示。

Table 1. Definition of main variables

表 1. 主要变量定义

变量	变量符号	变量定义
政治参与	partici	上次居委会选举/村委会选举，是否参加了投票。参加赋值为 1，否则为 0
阶层认同	CI	分为十个层次，1 到 10 层级不断提高
政府信任	GT	对各类党政公职人员清廉程度的总体评价，赋值为 1-5，政府信任度逐渐提高
相对收入	lnincome	2014 年全年家庭总收入的对数
绝对收入	reincome	家庭经济状况所属档次，赋值为 1~5，相对收入感知逐渐上升
社会支持	ss	能够得到的来自邻居、朋友、亲戚以及家庭的社会支持的均值
性别	gen	受访者性别，男性赋值为 1，女性赋值为 0
年龄	age	受访者出生年份，赋值为 1-4，数值越大出生年份越晚，年龄越小
受教育程度	edu	目前最高教育程度，赋值为 1~4，受教育程度逐渐上升
政治面貌	pol	中共党员赋值为 1，其他赋值为 0
健康状况	Health	受访者目前的身体健康状况，赋值为 1~5，数值越大，身体健康状况越好
户籍	HR	户籍状况，城市赋值为 1，农村赋值为 0

4.3. 模型构建

围绕本文的研究主题与前文所作出的研究假设，本文采用 Baron 和 Kenny 在 1986 年提出的逐步法设定中介效应模型[26]。

$$Political\ Participation = \alpha_1 + \alpha_2 Class\ Identity + \alpha_3 Control + e_1 \quad (1)$$

$$GT = b_1 + b_2 Class\ Identity + b_3 Control + e_2 \quad (2)$$

$$Political\ Participation = c_1 + c_2 Class\ Identity + c_3 GT + c_4 Control + e_3 \quad (3)$$

其中，被解释变量 *Political Participation* 表示政治参与；解释变量 *Class Identity* 表示阶层认同；中介变量 *GT* 表示政府信任；*Control* 为本文加入的特体特征因素以及一系列可能影响政治参与的控制变量； e_1 、 e_2 、 e_3 代表随机误差项。另外，对中介效应的检验采用逐步检验回归系数的方法，主要包括以下步骤：首先，检验方程(1)中阶层认同对政治参与的总效应，即检验回归系数 a_2 是否显著，若检验结果显著，则继续下一步的检验，否则停止检验。其次，检验方程(2)中的回归系数 b_2 是否显著，若检验结果显著，则继续下一步的检验，否则停止检验。最后，检验方程(3)中的回归系数 c_3 是否显著，若检验结果不显著，则表明政府信任在阶层认同与政治参与之间没有发挥中介作用；若检验结果为回归系数 c_3 显著，但 c_2 不显著，则表明政府信任在阶层认同与政治参与之间发挥完全中介作用；若检验结果为回归系数 c_3 显著，同时 c_2 也显著，且系数 c_2 小于系数 c_3 ，则表明政府信任在阶层认同与政治参与之间起部分中介作用。

5. 实证结果与分析

5.1. 变量描述性统计

表 2 汇报了主要变量的均值、标准差、最小值和最大值。据统计, 公民政治参与的均值为 0.467, 标准差为 0.499, 表明受访者政治参与程度整体偏低。阶层认同的均值为 4.316, 表明受访者阶层认同整体偏低, 多数受访者将自己归入中层或低层。绝对收入的均值为 10.509, 表明目前我国民众整体收入水平一般。相对收入水平的均值为 2.652, 表明公众通过横向比较, 普遍对自己所在家庭的相对收入水平评价较低。社会支持的平均值为 3.332, 表明公众所能够得到的社会支持状况一般。此外, 年龄的均值为 2.149, 表明受访者多是 70 年代与 80 年代出生的人群; 受教育程度的均值为 2.128, 表明受访者的受教育程度较低, 多数为初中教育程度; 户籍的均值为 0.5899, 标准差为 0.492, 表明城乡居民被调查人数相差不大; 政治面貌的均值为 0.104, 表明受访者多数不是中共党员; 身体健康状况的均值为 3.608, 表明受访者的健康状况一般。政府信任的均值为 3.354, 表明受访者对政府的信任程度处于中等水平。

Table 2. Description of main variables

表 2. 主要变量描述性说明

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
政治参与	7537	0.467	0.499	0	1
阶层认同	7537	4.316	1.638	1	10
政府信任	2514	3.354	0.899	1	5
相对收入	7537	10.509	1.148	5.298	16.118
绝对收入	7537	2.652	0.717	1	5
社会支持	7537	3.332	0.923	1	6.5
性别	7537	0.468	0.499	0	1
年龄	7537	2.149	0.818	1	4
受教育程度	7537	2.128	1.090	1	4
政治面貌	7537	0.104	0.305	0	1
健康状况	7537	3.608	1.075	1	5
户籍	7537	0.5899	0.492	0	1

5.2. 基准回归

本文首先对方程(1)进行基准回归。由于因变量政治参与属于离散二分变量, 故使用 probit 模型进行回归。根据研究需要, 本文首先只控制了可能对受访者阶层认同产生影响的相关变量(第 1 列), 然后逐渐加入受访者的个体特征相关变量(第 2、3 列), 最后加入所有变量进行回归, 并使用稳健标准误(第 4 列)。回归结果如表 3 所示。

通过基准回归结果可知, 受访者的阶层认同一直在 1%的水平上显著影响政治参与, 同时 Prob > chi2 的值均为 0.0000, 表明模型拟合效果良好。并且可以发现受访者阶层认同的系数一直为正, 这意味着自我阶层评价越高, 政治参与度越高, 即公民阶层认同对公民政治参与有显著的正向影响, 假设 1 得以验证。此外, 在控制了所有的变量之后, 社会支持、性别、年龄、户籍仍然在 1%的水平上显著。其中受访者能够从邻居、朋友、亲戚以及家庭获得的支持越多, 其政治参与行为越多, 这也意味着个体社会性因素确实对公民政治参与产生了重要的影响。男性的政治参与度比女性更高。出生年份负向影响政治参与, 换言之年龄越小的公民政治参与度越低。与城市居民相比, 农村人口的政治参与度更高。一方面, 这可

能缘于农村地区所具有的“熟人”社会性质，使得农村居民所能得到的社会支持更高。另一方面，在村庄这样的“熟人”范围内，参与投票与自身利益息息相关，使得农村居民对选举出自己心中的利益代表人更加具有积极性。而城市社区所具有的“生人”社会性质更容易诱发政治冷漠。

Table 3. The regression results of the influence of class identity on political participation
表 3. 阶层认同对政治参与影响的回归结果

变量	1	2	3	4
	政治参与	政治参与	政治参与	政治参与
阶层认同	0.0396*** (0.0102)	0.0397*** (0.0104)	0.0409*** (0.0106)	0.0409*** (0.0107)
绝对收入	-0.190*** (0.0148)	-0.108*** (0.0163)	-0.0198 (0.0173)	-0.0198 (0.0177)
相对收入	0.0446* (0.0245)	0.0428* (0.0249)	0.00612 (0.0255)	0.00612 (0.0257)
社会支持	0.118*** (0.0160)	0.127*** (0.0164)	0.0927*** (0.0168)	0.0927*** (0.0169)
性别		0.172*** (0.0299)	0.134*** (0.0307)	0.134*** (0.0307)
年龄		-0.270*** (0.0213)	-0.323*** (0.0231)	-0.323*** (0.0233)
教育		-0.102*** (0.0169)	-0.00941 (0.0187)	-0.00941 (0.0187)
政治面貌			0.0682 (0.0531)	0.0682 (0.0520)
健康状况			0.00179 (0.0158)	0.00179 (0.0159)
户籍			-0.645*** (0.0351)	-0.645*** (0.0352)
常数项	1.298*** (0.152)	1.129*** (0.160)	0.684*** (0.165)	0.684*** (0.169)
Obs	7,537	7,537	7,537	7,537
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.0221	0.0537	0.0867	0.0867

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

5.3. 中介效应检验

由于方程(1)的检验结果通过，故继续进行上述中介检验的第二个步骤，根据方程(2)进行回归。因为此时的因变量政府信任为有序离散型变量，故使用 Ordered Logit 回归模型来考察阶层认同对政府信任的影响。首先也只控制了可能对受访者阶层认同产生影响的相关变量(第 1 列)，然后逐渐加入受访者的个体特征相关变量(第 2、3 列)，最后加入所有变量进行回归，并使用稳健标准误(第 4 列)。回归结果如表 4 所示。

Table 4. The influence of class identity on government trust
表 4. 阶层认同对政府信任的影响

数量	1	2	3	4
	政府信任	政府信任	政府信任	政府信任
阶层认同	0.0609** (0.0263)	0.0557** (0.0266)	0.0551** (0.0267)	0.0551** (0.0280)
绝对收入	-0.210*** (0.0375)	-0.157*** (0.0407)	-0.124*** (0.0426)	-0.124*** (0.0435)
相对收入	0.160** (0.0642)	0.158** (0.0645)	0.117* (0.0654)	0.117* (0.0682)
社会支持	0.0455 (0.0406)	0.0543 (0.0413)	0.0257 (0.0421)	0.0257 (0.0436)
性别		-0.0434 (0.0747)	-0.0988 (0.0762)	-0.0988 (0.0770)
年龄		-0.224*** (0.0521)	-0.266*** (0.0560)	-0.266*** (0.0546)
教育		-0.0433 (0.0426)	-0.0260 (0.0466)	-0.0260 (0.0459)
政治面貌			0.185 (0.132)	0.185 (0.132)
健康状况			0.0987** (0.0400)	0.0987** (0.0432)
户籍			-0.281*** (0.0873)	-0.281*** (0.0873)
常数项	2,514 0.0000	2,514 0.0000	2,514 0.0000	2,514 0.0000
Obs	0.0062	0.0107	0.0133	0.0133
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.0221	0.0537	0.0867	0.0867

注：括号内为标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；未报告 cut 常数项。

通过 Ologit 回归结果可知，受访者阶层认同的系数一直为正并在 5%的水平上显著影响政府信任，同时 Prob > chi2 的值均为 0.0000，表明模型拟合效果良好。故对方程(2)的检验通过，可以继续进行中效应检验。此外，在控制了所有变量之后，绝对收入、年龄、户籍仍然在 1%的水平上显著影响政府信任。其中，绝对收入越高，受访者对政府的信任反而越低；年龄越小的受访者对政府的信任程度越低；农村居民比城市居民更加信任政府。此外，健康状况在 5%显著性水平上对政府信任产生正向影响。相对收入在 10%水平上显著影响政府信任，并且相对收入感知越好，受访者对政府的信任越高。

随后，进行中介效应检验的最后一步，对方程(3)进行检验，即将政府信任加入基准回归之中，观察变量阶层认同与政治参与的系数是否显著。同前文类似，首先只控制可能对受访者阶层认同产生影响的相关变量(第 1 列)，然后逐渐加入受访者的个体特征相关变量(第 2、3 列)，最后加入所有变量进行回归，并使用稳健标准误(第 4 列)。与此同时，所有回归均控制了中介变量政府信任。回归结果如表 5 所示。

Table 5. The mediating effect of class identity on political participation
表 5. 阶层认同对政治参与影响的中介效应检验

变量	1	2	3	4
	政治参与	政治参与	政治参与	政治参与
阶层认同	0.0287 (0.0178)	0.0235 (0.0183)	0.0259 (0.0186)	0.0259 (0.0184)
政府信任	0.151*** (0.0286)	0.126*** (0.0293)	0.111*** (0.0296)	0.111*** (0.0299)
绝对收入	-0.143*** (0.0255)	-0.0498* (0.0282)	0.0244 (0.0298)	0.0244 (0.0301)
相对收入	0.0132 (0.0436)	0.0219 (0.0445)	-0.0139 (0.0454)	-0.0139 (0.0454)
社会支持	0.127*** (0.0277)	0.138*** (0.0285)	0.105*** (0.0293)	0.105*** (0.0294)
性别		0.247*** (0.0522)	0.207*** (0.0537)	0.207*** (0.0534)
年龄		-0.301*** (0.0377)	-0.348*** (0.0407)	-0.348*** (0.0408)
教育		-0.115*** (0.0300)	-0.0451 (0.0331)	-0.0451 (0.0328)
政治面貌			0.101 (0.0930)	0.101 (0.0915)
健康状况			0.00305 (0.0274)	0.00305 (0.0277)
户籍			-0.534*** (0.0613)	-0.534*** (0.0611)
常数项	0.391 (0.287)	0.239 (0.302)	-0.0441 (0.308)	-0.0441 (0.315)
Obs	2,501	2,501	2,501	2,501
Prob > chi2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Pseudo R2	0.0265	0.0685	0.0908	0.0908

注：括号内为标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ ；未报告 cut 常数项。

通过表 5 的回归结果可知，Prob > chi2 的值均为 0.0000，表明模型拟合效果良好。同时可以发现受访者政府信任的系数一直为正并在 1%水平上显著，这意味着政府信任在阶层认同与政治参与之间发挥中介效应。并且虽然变量阶层认同的系数一直为正但是并不显著，这表明政府信任在受访者阶层认同与政治参与行为之间起着完全中介作用，即阶层认同通过增强公民政府信任程度从而促进了公民政治参与行为的发生，假设(2)得到验证。

5.4. 稳健性检验

为了检验本研究结果的稳健性与可靠性，本文将基于方程(1)与方程(3)采用 OLS 与 Logit 模型对表 3 与

表5的结果进行验证,对方程(2)的结果采用OLS与Oprobit模型进行验证,每一列均控制所有变量,并使用稳健性标准误。回归结果如表6所示。方程(1)检验阶层认同对政治参与的影响,可以发现,无论采用何种回归模型分析,阶层认同的系数一直为正并且在1%的水平上显著;方程(2)检验阶层认同与政府信任之间的关系,结果显示,变量阶层认同的系数一直为正并且在5%水平上显著;方程(3)检验政府信任在阶层认同对政治参与的影响中是否发挥中介作用,结果显示,变量阶层认同的系数虽然一直为正,但并不显著,而变量政府信任的系数为正并且一直在1%水平上显著。由此,稳健性检验结果再次验证了前文的结论,即阶层认同通过提高政府信任促进了公民政治参与行为。

Table 6. The robustness test

表6. 稳健性检验

变量	方程(1)			方程(2)			方程(3)		
	OLS	Logit	Probit	OLS	Oprobit	Ologit	OLS	Logit	Probit
阶层认同	0.0148*** (0.00383)	0.0673*** (0.0176)	0.0409*** (0.0107)	0.0290** (0.0134)	0.0349** (0.0161)	0.0551** (0.0280)	0.00909 (0.00655)	0.0420 (0.0300)	0.0259 (0.0184)
政府信任							0.0400*** (0.0107)	0.182*** (0.0492)	0.111*** (0.0299)
绝对收入	-0.00768 (0.00637)	-0.0334 (0.0294)	-0.0198 (0.0177)	-0.0593*** (0.0203)	-0.0713*** (0.0247)	-0.124*** (0.0435)	0.00872 (0.0108)	0.0413 (0.0496)	0.0244 (0.0301)
相对收入	0.00246 (0.00932)	0.00855 (0.0423)	0.00612 (0.0257)	0.0500 (0.0326)	0.0573 (0.0390)	0.117* (0.0682)	-0.00469 (0.0165)	-0.0240 (0.0742)	-0.0139 (0.0454)
社会支持	0.0335*** (0.00616)	0.152*** (0.0277)	0.0927*** (0.0169)	0.0144 (0.0206)	0.0167 (0.0249)	0.0257 (0.0436)	0.0377*** (0.0107)	0.172*** (0.0482)	0.105*** (0.0294)
性别	0.0485*** (0.0111)	0.219*** (0.0503)	0.134*** (0.0307)	-0.0400 (0.0364)	-0.0481 (0.0440)	-0.0988 (0.0770)	0.0753*** (0.0193)	0.340*** (0.0874)	0.207*** (0.0534)
年龄	-0.117*** (0.00804)	-0.531*** (0.0386)	-0.323*** (0.0233)	-0.129*** (0.0262)	-0.160*** (0.0314)	-0.266*** (0.0546)	-0.125*** (0.0140)	-0.571*** (0.0677)	-0.348*** (0.0408)
教育	-0.00317 (0.00680)	-0.0137 (0.0305)	-0.00941 (0.0187)	-0.0163 (0.0219)	-0.0183 (0.0263)	-0.0260 (0.0459)	-0.0160 (0.0119)	-0.0729 (0.0536)	-0.0451 (0.0328)
政治面貌	0.0248 (0.0188)	0.106 (0.0843)	0.0682 (0.0520)	0.0757 (0.0623)	0.0923 (0.0753)	0.185 (0.132)	0.0361 (0.0326)	0.164 (0.149)	0.101 (0.0915)
健康状况	0.000474 (0.00582)	0.00305 (0.0261)	0.00179 (0.0159)	0.0497** (0.0201)	0.0607** (0.0243)	0.0987** (0.0432)	0.000678 (0.0101)	0.00405 (0.0454)	0.00305 (0.0277)
户籍	-0.244*** (0.0129)	-1.046*** (0.0575)	-0.645*** (0.0352)	-0.137*** (0.0412)	-0.166*** (0.0500)	-0.281*** (0.0873)	-0.200*** (0.0224)	-0.870*** (0.0997)	-0.534*** (0.0611)
常数项	0.758*** (0.0610)	1.131*** (0.281)	0.684*** (0.169)	3.904*** (0.198)			0.492*** (0.114)	-0.0767 (0.521)	-0.0441 (0.315)
Obs	7,537	7,537	7,537	2,514	2,514	2,514	2,501	2,501	2,501
R ²	0.115	-	-	0.036	-	-	0.119	-	-
Prob > chi2	-	0.0000	0.0000	-	0.0000	0.0000	-	0.0000	0.0000
Pseudo R2	-	0.0868	0.0867	-	0.0144	0.0133	-	0.0908	0.0908

注: 方程(2)中的Oprobit与Ologit模型未报告cut常数项; 括号内为标准误; *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

5.5. 考虑环境因素的影响

前文考察了公民从私人领域介入公共领域参与政治生活可能涉及到的相关变量对政治参与行为的影响，但是还未考虑整体环境因素可能对公民政治参与行为产生的影响。立足于不断强调“以民为本”的中国实践，最大程度地满足人民群众多样化的需求[27]，从政府为供给方，公民为需求方着眼，本研究将环境因素划分为制度诉求因素与制度感知因素，分别考量政府能够提供的公民参与渠道是否满足公民需求和政府所提供的公共服务是否获得公民的认可。将制度诉求因素与制度感知因素共同纳入相关变量模型，以此考察二者会对公民的政治参与行为产生什么样的影响。结合 CGSS2015 年调查问卷，本研究选取“f18.1 关于我国当前信访工作，您是否同意信访不会受阻？”与“f18.2 是否同意信访能够解决问题？”对制度诉求进行衡量，选取 B 模块中的“综合考虑各个方面，您对我国目前公共服务总体上在各个方面的满意程度如何？”，包括公共服务资源的充足程度、公共服务资源分布的均衡程度、获取公共服务的便利程度、公共服务的普惠性程度来对制度感知进行衡量。此外为使回归模型中的系数更加具有解释意义，本文对相关变量进行了中心化处理。最后将制度诉求因素与制度感知因素中的变量分别与阶层认同构建交乘项进行回归检验，并分别使用 probit、logit 与 OLS 回归确定结果的稳健性，结果如表 7 所示。用信访工作同意度 1 代表是否同意信访不会受阻；用信访工作同意度 2 代表是否同意信访能够解决问题。对公共服务资源的充足程度、均衡程度、便利程度以及普惠性程度的满意度分别用公共服务满意度 1、2、3、4 表示。每一列均使用稳健性标准误进行回归检验。通过表 7 的回归结果可以发现，只有阶层认同与公共服务资源普惠性程度满意度的交乘项系数始终为正，并在 5%水平上显著。这意味着阶层认同对公民政治参与的正向影响只与公共服务资源的普惠性程度的满意度有关。公共服务资源的普惠程度的满意度强化了阶层认同对政治参与的正向影响，对公共服务资源的普惠性程度越满意，阶层认同对公民政治参与的影响越大。

Table 7. Consider the impact of the overall environmental factors

表 7. 考虑整体环境因素的影响

变量	(1)	(2)	(3)
	Probit	Logit	OLS
阶层认同×信访工作同意度 1	-0.00549 (0.0178)	-0.00882 (0.0295)	-0.00219 (0.00635)
阶层认同×信访工作同意度 2	0.00544 (0.0175)	0.00914 (0.0289)	0.00201 (0.00623)
阶层认同×公共服务满意度 1	-0.0147 (0.0277)	-0.0228 (0.0458)	-0.00500 (0.0100)
阶层认同×公共服务满意度 2	0.0100 (0.0268)	0.0149 (0.0443)	0.00305 (0.00967)
阶层认同×公共服务满意度 3	-0.0253 (0.0272)	-0.0435 (0.0451)	-0.00877 (0.00978)
阶层认同×公共服务满意度 4	0.0686** (0.0285)	0.115** (0.0479)	0.0246** (0.0102)
阶层认同	0.0289 (0.0197)	0.0467 (0.0323)	0.0106 (0.00697)
信访工作同意度 1	-0.0353 (0.0295)	-0.0552 (0.0483)	-0.0115 (0.0105)

Continued

信访工作同意度 2	0.0746** (0.0299)	0.120** (0.0490)	0.0255** (0.0106)
公共服务满意度 1	0.0117 (0.0439)	0.0227 (0.0720)	0.00564 (0.0156)
公共服务满意度 2	0.0796* (0.0428)	0.129* (0.0701)	0.0278* (0.0152)
公共服务满意度 3	-0.0805* (0.0445)	-0.131* (0.0736)	-0.0282* (0.0159)
公共服务满意度 4	0.113** (0.0466)	0.187** (0.0767)	0.0403** (0.0166)
绝对收入	0.0317 (0.0319)	0.0522 (0.0528)	0.0110 (0.0113)
相对收入	-0.0281 (0.0487)	-0.0475 (0.0802)	-0.00906 (0.0175)
社会支持	0.123*** (0.0316)	0.200*** (0.0518)	0.0435*** (0.0114)
性别	0.199*** (0.0566)	0.328*** (0.0930)	0.0723*** (0.0203)
年龄	-0.362*** (0.0436)	-0.594*** (0.0727)	-0.128*** (0.0148)
教育	-0.0439 (0.0351)	-0.0710 (0.0576)	-0.0161 (0.0127)
政治面貌	0.0872 (0.0965)	0.143 (0.158)	0.0313 (0.0344)
健康状况	-0.00297 (0.0293)	-0.00536 (0.0482)	-0.00151 (0.0106)
户籍	-0.511*** (0.0653)	-0.837*** (0.107)	-0.189*** (0.0236)
常数项	0.386 (0.323)	0.642 (0.533)	0.645*** (0.115)
Obs	2,252	2,252	2,252
R-squared	-	-	0.129
Prob > chi2	0.0000	0.0000	-
Pseudo R2	0.0989	0.0990	-

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

6. 结论与启示

6.1. 结论

本文利用 CGSS 权威数据，使用不同的模型与方法实证分析了阶层认同对政治参与的影响及其内在机制，得出如下结论：

阶层认同显著影响政治参与行为。阶层认同在 1%的水平上显著正向影响政治参与,受访者的阶层认同度越高,政治参与行为越可能发生。

政府信任在阶层认同与政治参与之间发挥完全中介效应。政府信任在 1%水平上显著影响政治参与行为的同时,阶层认同并不对政治参与产生显著影响,阶层认同感知通过提高受访者对政府的信任程度间接促进受访者的政治参与行为。

公共服务资源普惠性程度的满意度在阶层认同与政治参与的正向影响中发挥调节作用。在对公共服务资源的充足程度、均衡程度、便利程度与普惠性程度的满意度之间,只有公共服务资源普惠性程度的满意度与阶层认同的交乘项系数始终为正,并在 5%水平上显著。受访者对公共服务资源普惠性所具有的高满意度,增强了阶层认同对政治参与的正向影响。

6.2. 启示

政治参与行为受阶层认同的影响,其中政府信任与公共服务资源普惠性程度的满意度分别发挥中介与调节作用。为进一步促进公民参与政治生活,保障社会良性运转,应营造良好的社会资本环境以增强个体的社会性支持、缩小发展差距以提高政府信任、重视公共服务供给以提升普惠性程度。

营造良好的社会资本环境,增强个体社会性支持。提高公民对自我所在阶层的评价可以有效激发公民的政治参与行为,在影响公民自我阶层的评价中,个体所获得的社会性支持是关键因素,其实质类似于社会网络中所形成的关系型社会资本,而非契约型社会资本[28]。城市属于“生人”社会,相对于农村“熟人”社会,城市中的关系型社会资本较为薄弱,进而城市中的政治参与程度低于农村地区的政治参与程度,所以应重点在城市社区中营造社会资本,使个体获得更多的社会支持。1) 国家宏观层面。一方面大力弘扬家庭亲情价值,鼓励形成良好家庭文化,首先促使在家庭这一基本细胞之内形成互信、和谐氛围;另一方面应强化诚信意识的宣传与培养,政府有关部门可利用政策引导公民强化诚信意识,完善失信处罚清单,以制度的形式确立诚信规范,增加人们之间的信任程度。2) 社区微观层面。一方面应开展形式多样的社区活动,邀请社区成员走出家门,认识邻里,增强社区成员之间的联系。另一方面要积极培育社区社会组织,例如文化娱乐类社会组织,不仅能够丰富居民的精神文化生活,还有利于拉近居民之间的距离;社区服务类社会组织,不仅能够打造良好的社区环境,还有利于形成乐于奉献的良好风尚;纠纷调解类社会组织不仅能够减少社区矛盾,促进邻里和谐,还有利于提高对社区的归属感。诸如此类的社会组织有效地增强了社区中的关系型社会资本,提升个体社会性支持,激发政治参与的热情。

缩小发展差距,提高政府信任。相对于纵向的改变,公民对横向身份对比的感知更为强烈,影响到公民对自身所属阶层的评价,应在发展中更加强调公平,缩小发展差距,提高民众对政府的信任程度。

1) 缩小东中西部发展差距,给予中部与西部地区更多的政策倾斜,使资金、技术、人才回流中西部地区;合理有效地开发中西部优质自然资源,因地制宜地通过市场机制将资源转换为资本;进一步搭建东部与中西部之间的结对帮扶,在东部供给不足与西部产出过剩之间建立联结机制,实现优势互补。2) 缩小城乡差距,提高农业人口生活水平。进一步完善农村基础设施,打通乡村发展的“最后一公里”。同时加快完善社会保障体系,减轻农民生活负担,提高农民对政府的认可与信任。

重视公共服务供给,提升普惠性程度。以通过增强公民对公共服务资源普惠性程度的满意度来增加阶层认同对政治参与的影响,应多方面满足人民日益增长的物质与精神文化需求。1) 物质层面。逐渐建立与完善普惠性的保险制度,普惠性福利制度体系、普惠性金融体系等;进一步完善各村、社基础设施,扩大覆盖面,让更多民众享受发展成果。2) 精神文化层面。稳定有序地推进普惠性学前教育的发展,切实保障学龄儿童受教育权利;扩大公共文化服务覆盖范围,包括公共图书馆、公共科技馆、公共法律服务等,进一步培养公民公共精神。

参考文献

- [1] 陈济冬, 李晓清, 孙圣民. 中国城市居民政治参与的实证分析[J]. 经济学报, 2018, 5(1): 131-149.
- [2] 卢梭. 社会契约论[M]. 何兆武, 译. 北京: 商务印书馆, 2003.
- [3] Arnstein, S.R. (2019) A Ladder of Citizen Participation. *Journal of the American Planning Association*, **85**, 24-34. <https://doi.org/10.1080/01944363.2018.1559388>
- [4] Ivaldi, E., Bonatti, G. and Soliani, R. (2017) An Indicator for the Measurement of Political Participation: The Case of Italy. *Social Indicators Research*, **132**, 605-620. <https://doi.org/10.1007/s11205-016-1303-8>
- [5] 陈元中, 李光平. 论越南共产党的党内民主参与[J]. 广西师范学院学报(哲学社会科学版), 2017, 38(2): 42-48.
- [6] Losindilo, E., et al. (2010) Some Factors That Hinder Women Participation in Social, Political and Economic Activities in Tanzania. *Arts and Social Sciences Journal*, **2010**, ASSJ-4.
- [7] Henn, F. (2014) Social Differentiation in Young People's Political Participation: The Impact of Social and Educational Factors on Youth Political Engagement in Britain. *Journal of Youth Studies*, **17**, 360-380. <https://doi.org/10.1080/13676261.2013.830704>
- [8] 郑建君. 个体与区域变量对公民选举参与的影响——基于 8506 份中国公民有效数据的分析[J]. 政治学研究, 2016(5): 112-125, 128.
- [9] Sotirovic, M. and Meleod, J.M. (2001) Values, Communication Behavior, and Political Participation. *Political Communication*, **18**, 273-300. <https://doi.org/10.1080/10584600152400347>
- [10] 李升. 主客观阶层位置与社会政治态度研究——兼论中国中产阶层的“稳定器”功能[J]. 社会发展研究, 2017, 4(2): 73-88, 243-244.
- [11] 裴志军. 自我效能感、政治信任与村民选举参与: 一个自治参与的心理机制[J]. 农业技术经济, 2014(7): 49-58.
- [12] 胡荣. 社会资本与城市居民的政治参与[J]. 社会学研究, 2008(5): 142-159, 245.
- [13] Albanesi, C., Zani, B. and Cicognani, E. (2012) Youth Civic and Political Participation through the Lens of Gender: The Italian Case. *Human Affairs*, **22**, 360-374. <https://doi.org/10.2478/s13374-012-0030-3>
- [14] Amuedo-Dorantes, C. and Lopez, M.J. (2017) Interior Immigration Enforcement and Political Participation of U.S. Citizens in Mixed-Status Households. *Demography*, **54**, 2223-2247. <https://doi.org/10.1007/s13524-017-0627-6>
- [15] 陈钊, 陆铭, 徐轶青. 移民的呼声户籍如何影响了公共意识与公共参与[J]. 社会, 2014, 34(5): 68-87.
- [16] Woods, N.D. (2009) Promoting Participation? An Examination of Rulemaking Notification and Access Procedures. *Public Administration Review*, **69**, 518-530. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6210.2009.01997.x>
- [17] 汉娜阿伦特. 公共领域和私人领域[M]//载汪晖, 陈燕京. 文化与公共性. 北京: 三联书店, 1998.
- [18] 张海东, 邓美玲. 新社会阶层的政治态度测量与比较研究——基于六省市调查数据[J]. 江海学刊, 2017(4): 81-90.
- [19] 孙秀林, 雷开春. 上海市新白领的政治态度与政治参与[J]. 青年研究, 2012(4): 45-56, 95.
- [20] 孙昕, 徐志刚, 陶然, 苏福兵. 政治信任、社会资本和村民选举参与——基于全国代表性样本调查的实证分析[J]. 社会学研究, 2007(4): 165-187, 245.
- [21] 刘小燕, 李慧娟, 王敏, 赵雨思. 乡村传播基础结构、政治信任与政治参与的实证研究——“政府与乡村居民间的距离”研究报告之二[J]. 国际新闻界, 2014, 36(7): 130-145.
- [22] 许伟. 政府信任的社会层级水平比较分析——基于 2006 年全国社会状况综合调查数据的实证研究[J]. 江汉论坛, 2015(11): 134-139.
- [23] Fan, X.G. and Yan, F. (2019) The Long Shadow: Social Mobility and Political Participation in Urban China, 2006-2012. *Social Science Research*, **81**, 106-116. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2019.03.006>
- [24] Yonda, D.R. and Pierewan, A.C. (2019) Relationship of Mutual Trusts of People against Political Participation in the Use of the Right to Choose in Executive Elections in Indonesia. *Proceedings of the International Conference of Ethics on Business, Economics, and Social Science (ICEBESS 2018)*. <https://doi.org/10.2991/icebess-18.2019.4>
- [25] 肖水源. 《社会支持评定量表》的理论基础与研究应用[J]. 临床精神医学杂志, 1994(2): 98-100.
- [26] Baron, R.M. and Kenny, D.A. (1986) The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, **51**, 1173-1182. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173>
- [27] 覃翠生. 论充分发挥社会主义核心价值观的意识形态功能[J]. 广西师范学院学报(哲学社会科学版), 2017, 38(6): 40-45.
- [28] 刘传江, 周玲. 社会资本与农民工的城市融合[J]. 人口研究, 2004(5): 12-18.