

流动人口的政治参与

——制度与教育

周 皓

(北京大学 社会学系, 北京 100871)

摘要 利用 CGSS2010 调查数据, 以投票为制度性政治参与的操作化定义, 比较不同类型流动人口的政治参与情况, 讨论户籍制度隔离作用的普遍性与差异性; 利用连续变量和分类变量两种不同的操作化定义, 讨论教育在政治参与中的作用。在文献综述的基础上, 提出流动人口政治参与问题的研究应注意综合整体性、差异性、及异质性三种视角。分析结果表明, 户籍制度的隔离作用普遍存在, 但这种隔离作用具有差异性, 因此, 户籍制度并不是导致隔离的唯一原因; 教育在政治参与中的非线性、阶段性作用, 可以扩展适用于其他社会现象的研究。同时, 受教育程度与党员身份等因素对流动人口与户籍人口的相同作用表明整体性视角在流动人口研究中的必要性。

关键词 流动人口; 政治参与; 户籍制度; 教育; 选举权; 社会公平

中图分类号 C915; C921.2 **文献标识码** A **文章编号** 2095-7963(2016)04-00021-15

Abstract: Based on conception definition and literature review, the paper states that studies on the political participation of floating population should pay attention to the wholeness, difference, and heterogeneity. Using data CGSS2010, the author compares different people's political participation and discusses the universality and differentiation of the isolation of household registration system. By definition of continuous variable and classified variable, the paper discusses the function of education on political participation. The result shows that the isolating function of household registration system is universal and diverse, therefore, the household registration system is not the only factor that causes the isolation. The nonlinear and periodic function of education on political participation can be applied in other extending researches. Education and Party membership have the same function on floating and registered

收稿日期 2016-02-24; **修订日期** 2016-04-13

基金项目 北京市哲学社会科学规划项目“北京市流动人口的社会融合研究”(13SHA001)

作者简介 周皓(1972-), 男, 浙江宁波人, 北京大学副教授, 人口学博士, 北京大学中国社会与发展研究中心研究员, 研究方向: 人口迁移与流动、儿童发展、社会研究方法。

population, which proves the necessity of the comprehensive perspective in the research of floating population.

Key words: floating population; political participation; household registration system; education; right to vote; social equality

民主化进程是边缘人群(如女性和少数族裔)不断享有公平的公民权的过程^[1]。流动人口作为边缘人群的重要组成部分,能够享有公平的公民权,是流动人口真正融入流入地社会的基础与目标,是当前社会公共服务均等化等社会目标得以实现的保障,更是社会民主化进程的重要标志。政治参与是移民社会融合的重要指标^[2-6],但目前流动人口的政治参与仍未得到足够的关注^[7]。本文将初步描述和比较在相同制度环境下,流动人口内部不同群体政治参与水平的差异及主要原因。

一、问题的提出

流动人口是指居住地不同于户籍登记地、跨越一定地理界限并在居住地居住一定时间长度的人群。所有的流动人口,其户口登记地并不在流入地,因此他们面临相同的制度环境与制度隔离。但流动人口内部在流出地、本身的人口学特征与社会经济背景等方面都存在着多元性与差异性。以往的很多研究都忽视了流动人口/移民的内部多样性^[8],更关注流入城市的“部分”流动人口(如白领阶层或农民工),并将他们与城市户籍人口进行对比(以反映户籍制度的作用);而对农村的政治参与研究则把研究对象仅限定在本地户籍人口,忽略了流入到农村的流动人口。这种研究对象的局限性引人思考,相同的制度环境是否对所有流动人口的政治参与都有影响?各类流动人口在相同制度条件下是否表现出共性?如果制度仅约束了某些人群,而对其他人群没有限制作用,则户籍制度所体现的社会隔离仅仅是部分有效的。只有从整体性视角出发,比较研究具有差异性的各类流动人口在政治参与上的共性,才能表明户籍制度隔离作用的普遍性。这就是本文的第一个问题。

教育对政治参与的作用并未达成一致结论。有的研究表明教育对政治参与有显著的促进作用^[9-10],有的认为教育的作用是负向的^[11],有的则否定了这种影响作用^[1,7,12],有的^[13-14]则认为教育对于政治参与的不同维度有着不同的影响作用。而郑磊、朱志勇^[11]和陈钊等^[1]的两项研究利用同一数据,对教育使用不同的操作化定义,得到了截然不同的结果。那么,教育对政治参与的作用到底如何?这即为本文的第二个问题。

二、概念界定、文献回顾、评述及研究假设的提出

1. 概念界定

政治参与的定义有狭义与广义之分。狭义的政治参与定义为参与投票和选举的行为,又称制度性政治参与(或公共参与^[1])。广义的政治参与则包括了制度性政治参与和其他非制度性政治参与,如议政、执政、参政以及日常的政治生活实践等^[15-16]。实际研究中,政治参与的操作化定义存在着较大差别。如胡荣^[14]将政治参与定义为选举、利益表达和维权抗争这三个维度;有些则直接将其定义为选举^[11],有些则将利益表达与维权抗争等都归为非制度化政治参与^[17-18]。本文仅考察狭义的制度性政治参与问题,将其操作化定义为投票行为,不涉及非制度

性政治参与。

2. 文献综述

政治参与是移民社会融合的重要指标^[2-6],甚至被视为社会融合概念的最终维度与现实生活的最终目标^[19-22]。但现有研究多侧重关注城市移民群体的心理、身份、文化和经济等方面的融合^[4];尽管已有部分研究讨论了城市移民群体的民主性融合与政治参与问题^[1,7,13,23-24],且政治学研究亦提出应“重视我国政治参与的不均衡研究,探讨社会弱势群体的利益表达机制和路径”^[25];但目前流动人口的政治参与仍未得到足够的关注^[7]。

流动人口内部是存在差异的。如根据流出地性质可以将流动人口划分为来自农村(即通常意义的农民工)和来自其他城镇的流动人员。这两类不同地域属性(代表不同的社会经济地位、在流入地的各种资本与属性)的流动人口,既带有来源地人群的政治态度与政治参与方式特点,也掺杂着流入地社会情境对其政治态度与行为的影响。如政治效能感(内部效能感)与权威主义人格(国家权威主义人格和家庭权威主义人格)^[9]、社会资本^[14]、社会网络^[13]、社会信任等各种影响城镇居民政治参与的因素同样会影响来自城镇的流动人口。

当然,流动人口的政治参与既有原流出地居民的特点,亦具有因户籍制度的隔离而形成的特殊性。户籍身份对移民的公共意识有一定的负面影响^[1],尽管流动人口总体上具有相对较高的政治认知和政治表达^[26],政治态度相对比较积极^[27],参与意识和权利意识在逐渐提高^[28];但他们作为一个流动的、分散的社会群体易被排斥在制度化政治参与渠道之外,处于政治参与的边缘地位^[25,29],政治参与率相对较低^[30],表现出边缘化、目标不明确、政治渴求与政治冷漠同时并存、信任度不高等特点^[31]。而且,他们的积极性和主动性不高,真正主动参与政治事务的并不多,如果自身的利益不受到侵犯,他们宁可采取一种观望的态度^[32]。

正是由于其制度化政治参与渠道缺失和不够通畅,如他们的选举权和被选举权得不到保障,通过媒介进行参与的渠道受限制,通过信访制度进行参与受到阻碍,政治参与的组织化程度偏低等因素,使他们更倾向于选择非制度化政治参与方式^[25]。非制度化政治参与的方式有集体罢工、集体上访、集体抗议、自杀性威胁、报复、暴力活动、参加非法组织、参与串联活动等^[33]。在群体性事件参与和面临政府不公对待的态度方面,不同户籍身份人群之间却没有显著的差异^[1]。

新生代农民工与老一代农民工之间存在较大差异^[34],但是新生代农民工不仅遭受着与第一代农民工同样的社会排斥,甚至在某些方面表现得更为严重^[30]。

归纳起来,已有研究中影响流动人口政治参与的因素主要有:户籍等制度性的排斥限制了“人的城市化”进程^[13,23-24,35];个人社会资本与社会经济地位^[36-37]、政治效能感^[36,38-39]、社会网络^[7]、互联网与传媒^[17-18]等。但有些因素如经济收入、受教育水平等是否存在影响及如何作用仍然存在争议,并未取得一致结果。

3. 研究视角与研究述评

流动人口政治参与的许多研究结果仍未取得一致意见,这既与研究方法、数据相关,更与研究视角、思路及关注焦点相关。流动人口的政治参与研究首先需要整体视角,只有将其置于整个社会政治环境之下,从公民权益公平的角度来考察,才可能较为全面地描述流动人口的政治参与

情况,即研究对象的完整性。其次则需要承认流动人口内部的多样性与差异性。只有在整体性视角下,才能通过比较得到各类流动人口间的差异性,而不是用其中的两类或几类替换所有类别。再次,应该更关注流动人口群体在相同制度背景条件下,对社会制度与事件的异质性反应。这与移民群体内部多样性相对应。以往研究总是将流动人口在流入地的社会不平等问题归因于户籍制度与城乡社会割裂^[40-41]。我们并不否认这一点。但在相同的社会制度环境下,流动人口内部不同群体为什么会有不同的政治参与水平、持有差异的态度、采取不同的应对措施与手段?尽管研究中无意讨论导致异质性反应的过程,但的确应该关注这种异质性的反应结果。

基于以上研究综述,当前我国流动人口政治参与研究存在以下几点不足:(1)研究对象不完整。已有的研究或是针对流动人口中的中产阶级(如上海新移民或新白领)^[13,42-43],或者是对(新生代)农民工^[30,32-33,44-48]。但农村的流动人口被排除在外,而城市对象中则通常会以某一类流动人口代替全部流动人口。研究对象的以偏概全、缺乏整体性和差异性的比较无法真正体现各类流动人口的状况。(2)数据的代表性问题。政治参与研究中所使用的数据或多或少都存在代表性问题^[7,9,12-13,24,42]。这种非代表性的样本对于推断总体的影响是不言而喻的。尽管现有多项研究利用了中国综合社会调查(CGSS)这一具有全国代表性的抽样调查数据^[1,17-18,49],但其重点都只是讨论其中部分人群。(3)教育对政治参与的作用。教育对政治参与的影响作用并未达成一致意见^[1,7,9-14]。这既有对教育操作化的不同定义,也有对教育作用的不同理解。

4. 研究假设的提出

基于上述研究综述与研究目的,本文提出以下研究假设:^①

假设一:总体上,流动人口的政治参与水平相对低于本地人口。这一假设包括两方面含义:其一,由于户籍制度而导致的社会排斥或隔离,流动人口的政治参与水平相对低于本地居民。其二,不同类别的流动人口政治参与水平都低于相应类别的本地居民。后者则体现了制度隔离的普遍性。

假设二:新生代流动人口的政治参与水平高于老一代流动人口。延续社会分组原则,本文将根据不同维度(如流入地性质、原有的户籍性质和出生年代)将流动人口划分成不同类别。出生年代(1980年前后)的划分体现了代际差异。老一代与新生代流动人口由于社会环境与各种特征的差异,他们在政治参与上的表现也可能完全不同。

三、数据与方法

1. 数据与变量

本文所用数据为2010年中国综合社会调查(CGSS2010)数据。变量的操作化定义如下:

因变量:制度性政治参与被定义为投票行为,对应CGSS2010问卷中的问题A44“上次居委会选举/村委会选举,您是否参加了投票?”^②。在操作化定义中,将否和没有投票资格这两个选

^① 为避免事后解释谬误,本文未就教育和流入地不同的流动人口之间的差异作假设。

^② CGSS2010问卷中的问题D16询问了“近三年,您是否在居(村)委会的换届选举中投过票?”这两个问题存在差异(时间维度与被访者)。本文仍然选择A44题,因该题源自政治参与模块中。

项合并成未参与,并生成新的二分变量。

根据研究目标,本文将选用以下自变量:性别、年龄、受教育水平、户籍属性、是否为流动人口、在本地居住时长、政治身份、政治素养(外部效能)与政治能力(内部效能)^①等。

根据户籍登记地、现住地与户籍属性,本文将样本区分为非农流动、农业流动、非农户籍和农业户籍四类,其中以农业户籍本地人口作为参照组。以1980年为界,区分老一代与新一代流动人口,并以老一代流动人口为参照组。在本地居住时间将选用“A25 您是哪一年来本地居住”为测量变量,以2010减去该年份得到。^②政治身份对应问题“A10 您目前的政治面貌”,将党员与民主党派合并成有政治身份,参照组为群众与共青团员的合并组。

本文将分别用连续型受教育年限和三种不同的分类方法来定义教育。三分类法按初中及以下、高中和大专及以上划分;四分类法是在三分类的基础上,将大专及以上再细分为大学和研究生两类;五分类法是在四分类的基础上,将初中及以下组再细分为小学和初中。其中,三分类和四分类的参照组均为初中及以下;五分类法则以小学为参照组。

其他有关政治素养的变量包括:政治效能,包括外部效能和内部效能;政治态度,包括自由主义政治态度和权威主义政治态度;信任,包括社会信任和政治信任。^③

2. 变量的描述性统计

本文中有关变量的描述性统计结果请见表1。表中第一部分为因变量:制度性政治参与情况。第二部分为个体特征变量。第三部分是个体的政治素养。描述性分析结果说明:不论是利用原始数据,还是经过复杂抽样数据调整以后的比较结果,流动人口与非流动人口之间都存在着显著差异。

从因变量看,流动人口的政治参与率均显著低于非流动人口。从个体特征来看,流动人口的年龄相对较轻、新生代比例较高、受教育水平和收入相对较高,而且具有政治身份的流动人口也相对较多。与这些人口特征相对应的,则是其政治素养相对较高,如外部效能和内部效能均高于非流动人口,流动人口的自由主义政治态度得分也相对高于非流动人口。但流动人口的权威主义政治态度得分则相对较低,社会信任与政治信任亦相对较低。上述特征综合说明,流动人口具有较好的个人背景、较高的政治能力,却具有较低信任度和政治参与水平这种矛盾现象。这与

① 有关政治效能问题,在政治学中已经有了充分的讨论。本文仅将这些变量作为控制变量加入模型。

② 居住时长从本质上讲仅对流动人口有意义,对常住人口则应该是缺失的;但这个数据的缺失会导致整个模型所能使用的案例数的减少。为能够尽最大可能利用数据信息,常住人口的居住时长以年龄来代替。而在模型中则利用流动人口与居住时长的交互项,即可排除常住人口,以反映居住时长的影响作用。

③ 政治效能包括“外部效能”和“内部效能”。其中“外部效能”对应问卷D21“请问您对下列事项的了解程度如何?”中的8个小题:基本法律知识、公安局的职能、检察院的职能、法院的职能、如何请律师、如何申请法律援助、如何诉讼(打官司)、如何找信访局;每题选项均为五分类李克特量表,分值越低表示越不了解。“内部效能”对应问卷D10的11个小题。政治态度包括“自由主义政治态度”和“权威主义政治态度”。其中“自由主义政治态度”由A46、A47和A48三道题目的得分加总形成。“权威主义政治态度”由问题D9中的6个小题来测量。信任分为“社会信任”和“政治信任”。其中,“社会信任”表示对于所处社群的信任程度,对应问题D2“对于下面几类人,您的信任度怎么样?”的9个小题。“政治信任”是指对政治系统及政治环境的信任,对应问题D3“您对于下面这些机构的信任程度怎么样?”中的12个小题。

上述每个小题均为五分类李克特量表,经调整方向后加总得到各自的总得分。

以往的某些研究结果^[1]是一致的。

表1 描述性统计分析结果

变量	全部样本			流动人口			检验结果 1	检验结果 2
	样本规模	均值	标准差	样本规模	均值	标准差	t/卡方检验	F 值
制度性政治参与	11 741	0.460	0.498	2 882	0.250	0.430	26.385 6	238.38
是否为流动人口(1 = 流动)	11 743	0.247	0.431	2 897	-	-	-	-
性别(1 = 男)	11 766	0.481	0.500	2 897	0.460	0.500	3.229 3	9.37
年龄	11 764	47.28	15.66	2 896	43.03	16.08	17.028 9	115.46
户口类型(1 = 非农户口)	11 766	0.487	0.500	2 897	0.620	0.490	-16.653 9	58.57
受教育水平(连续)	11 766	8.654	4.506	2 897	10.17	4.290	-21.287 4	121.69
政治身份(1 = 有)	11 753	0.125	0.330	2 894	0.150	0.360	-4.527 2	14.24
代际(1 = 新生代)	11 764	0.163	0.369	2 896	0.270	0.440	-18.249 8	116.29
居住时长	11 764	39.32	20.41	2 896	26.82	21.98	40.476 7	351.98
居住地城乡属性(1 = 城市)	11 766	0.613	0.487	2 897	0.880	0.320	-35.748 9	311.55
受教育水平(分类)	11 766			2 897			508.854 8	
外部效能	11 653	20.79	7.614	2 830	22.64	7.190	-14.916 1	93.11
内部效能	11 172	29.63	6.382	2 741	30.22	6.290	-5.621 9	20.07
自由主义政治态度	11 669	8.687	2.510	2 869	8.850	2.500	-4.002 7	6.11
权威主义政治态度	11 519	16.13	2.796	2 821	15.62	2.930	11.244 9	55.09
社会信任	10 826	31.81	4.543	2 723	31.54	4.460	3.515 7	6.13
政治信任	11 198	45.23	7.263	2 738	43.72	7.450	12.655 1	59.45

说明: 1. 表中未给出非流动人口的案例数及各变量情况,可使用总人口减去流动人口得到。

2. 表中所列的描述性统计使用的是原始数据,未经加权、未调整抽样方法。

3. 检验结果 1 系指利用原始数据检验流动与非流动人口在各变量上的差异所得结果,即除分类的受教育水平利用卡方检验以外,其余变量直接用 ttest 检验的 t 值。

4. 检验结果 2 使用复杂抽样数据的均值估计(svy: mean)和与此方法对应的后验方法 Adjusted Wald test。因此,所给出的结果均为 F 检验的结果。事实上,它相当于 lincom 的 F 检验。

5. 在检验结果中,所有变量均在 0.01 水平下显著。因此表中不再标注其显著性。

6. 此处分类受教育水平以五分类法给出。各种分类方法只需组合相应分组即可。

四、分析结果

本文的因变量为二分类变量,因此采用复杂抽样设计的估计方法和 logistic 回归方法。为节约篇幅,本文将直接给出最终模型,^①相应结果请见下页表 2。表中,模型(1)的教育为连续变量(受教育年限),而模型(2)的教育则为分类变量(三分类)。其余设置均相同。两个模型的主要目的是为讨论教育的不同操作化定义对结果的影响。

1. 流动人口

分析结果中,流动人口的系数为显著的负值。这说明,流动人口与非流动人口之间在政治参与上存在着显著差异,且流动人口政治参与的可能性低于非流动人口。以表 2 中的模型(1)为例,流动人口的系数为 -1.904 4,即流动人口参与选举的可能性仅为本地人口的 14.89% [= exp(-1.904 4)]。

^① 分析过程使用了复杂抽样设计的估计方法(STATA 中的 svy),因此结果中未给出各模型的 -2LL 值。但对各模型或系数的检验可使用比较嵌套模型的方法。

表 2 流动人口投票行为的 logit 模型分析结果

	模型(1)	模型(2)
是否为流动人口 (1 = 是)	-1.904 4 ^{***} (0.253 4)	-1.930 6 ^{***} (0.253 5)
性别 (1 = 男)	0.144 5 ^{**} (0.065 3)	0.153 0 ^{**} (0.067 9)
户口类型 (1 = 非农)	-0.599 2 ^{***} (0.130 9)	-0.471 6 ^{***} (0.133 9)
年龄	0.117 5 ^{***} (0.015 4)	0.113 8 ^{***} (0.015 5)
年龄平方	-0.001 0 ^{***} (0.000 1)	-0.001 0 ^{***} (0.000 1)
受教育水平: 高中	0.017 3 (0.011 3)	-0.159 4 ^{**} (0.067 0)
大专及以上		-0.399 5 ^{***} (0.103 2)
是否党员身份 (1 = 是)	0.077 3 (0.080 5)	0.201 2 ^{**} (0.081 9)
城乡属性 (1 = 城市)	-0.659 4 ^{***} (0.124 7)	-0.646 2 ^{***} (0.126 2)
外部效能	0.000 3 (0.005 1)	0.004 8 (0.005 4)
内部效能	0.016 6 ^{***} (0.005 2)	0.019 2 ^{***} (0.005 1)
自由主义政治态度	-0.035 5 ^{***} (0.012 5)	-0.034 6 ^{***} (0.012 4)
权威主义政治态度	-0.001 6 (0.009 7)	-0.007 5 (0.009 7)
社会信任	0.013 1 [*] (0.007 6)	0.014 8 [*] (0.007 6)
政治信任	0.014 5 ^{***} (0.005 1)	0.012 7 ^{**} (0.005 1)
与城乡的交互	0.549 8 ^{***} (0.200 1)	0.592 1 ^{***} (0.203 1)
与户口类型的交互	0.392 8 ^{**} (0.164 3)	0.411 2 ^{**} (0.167 9)
居住时长	0.003 8 (0.003 1)	0.003 3 (0.003 1)
与居住时长的交互	0.013 1 ^{***} (0.003 7)	0.012 5 ^{***} (0.003 7)
是否为新生代 (1 = 是)	-0.102 3 (0.126 8)	-0.102 7 (0.128 0)
与新生代的交互	0.175 8 (0.189 1)	0.230 0 (0.189 8)
常数	-4.021 5 ^{***} (0.524 9)	-3.758 6 ^{***} (0.511 2)
样本规模 N	9 986	9 986

说明: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$; 括号内为标准误;
表中虚线以下的交互项均为与流动人口的交互项。

为讨论流动人口内部的差异性, 以下将首先考察各种特征与流动人口的交互项, 然后以农村本地户籍人口为参照组, 给出各类流动人口与参照组人群的差异。从居住地的城乡属性来看, 流入城市的流动人口, 比流入农村的流动人口更容易有政治参与的行为。由模型(1)可见, 流动人口与城乡的交互项的系数为 0.549 8, 表示在控制其他变量后, 流入城市的流动人口参与投票的可能性比

流入农村地区的流动人口高73.29%。从户籍类型看,流动人口与户口类型的交互项是显著的正值,这说明流动人口中的非农户籍人口参与投票的可能性是农业户籍人口的1.4811倍 [$\exp(0.3928)$],即非农户籍的流动人口比农业户籍的流动人口更倾向于有制度性政治参与行为。

为能够更好地从整体视角出发,将流动人口及其个体特征与所处的社会环境(如城乡居住地)等相联系进行深入讨论,表3给出了以农村地区、农业户籍的本地人口为参照组,计算得到各类人口相对的政治参与水平。

表中数据表明,流动人口一列的系数均为负值,且其绝对值均大于相应各行非流动人口一列的数值。这说明流动人口不论是在城市还是农村,其政治参与率均显著低于非流动人口。从某种意义上说明户籍制度的隔离作用对于各种不同类型的流动人口都是显著存在的,即制度隔离的普遍性。

表3 以农村、农业户籍的本地人口为参照组的各类人口政治参与可能性比较

		非流动	流动	差异
农村	农业户籍	0	-1.9044***	-1.9044***
	非农业户籍	-0.5992***	-2.1108***	-1.5116***
城市	农业户籍	-0.6594***	-2.0140***	-1.3546***
	非农业户籍	-1.2586***	-2.2204***	-0.9618***

说明:表中的数据系根据表2模型(1)计算得到。另外,表中数据系控制其他变量(均取零值)后的结果;且忽略常数项,以方便计算。* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$ 。

其次,从流入地来看,流入农村的流动人口政治参与水平(相当于农业与非农业户籍的两类流动人口的系数之和)只相当于农村本地人口的3.28% [$= \exp[-1.9044 - 2.1108 - (-0.5992)]$];而流入城市的流动人口政治参与水平是城市本地人口的9.86%。不论是流入何种地域,流动人口的政治参与水平均低于本地人口;但流入城市的流动人口政治参与水平相对高于流入农村的流动人口。

再次,从户籍来看,农业户籍的流动人口与非流动人口在制度性政治参与水平上的差异可以看成农村与城市之和(-3.259),即农业户籍流动人口的政治参与水平仅相当于农业户籍人口的3.84%。而非农业户籍流动人口的政治参与水平仅相当于非农户籍本地人口的8.43%。这不仅再次说明流动人口的政治参与率低于本地人口;而且不同户籍的流动人口的政治参与水平存在显著差异,体现了流动人口内部的差异性。相对而言,非农户籍流动人口的政治参与水平相对高于农业户籍流动人口。或者说,农业户籍的流动人口在政治参与上明显处于弱势。

第四,将每一行中流动与非流动人口数据相减后可见,流动与非流动人口之间差异值最大的是农村地区的农业户籍人口,其次是农村地区的非农业户籍人口,最小的是流入城市的非农业户籍人口。即便如此,城市中非农户籍流动人口也仅仅是城市非农户籍人口的38.22% [$= \exp(-0.9618)$]。这一结果不仅说明,流动人口的政治参与水平都相对较低,但最低的是流入农村地区的农业户籍流动人口。而流入城市的农业户籍人口(等价于城市中的农民工)的政治参与水平并不是最低的。

最后,与作为参照组的农村地区、农业户籍的本地人口相比,所有其他类别的人口在政治参与水平上均低于参照组,这一点说明,我国的村民自治与村民委员会的直选自从1982年修订《宪

法》以来,至少在促进村民政治参与方面,效果还是比较显著的。

上述分析表明,制度对流动人口政治参与的隔离作用是普遍存在的,且这种隔离作用对不同的流动人口群体存在差异性。

2. 代际差异

本文使用表示代际的虚拟变量及其与流动人口的交互项来考察。不论是代际变量,还是流动人口与代际变量的交互项,它们在模型中都呈现出不显著的结果(见表2)。这说明,新生代流动人口政治参与的情况与老一代流动人口并没有显著差异。尽管他们的受教育水平等背景不同、政治诉求等不同^[33,46],事实存在的制度隔离使新生代流动人口仍然延续着老一代流动人口的艰辛历程。

3. 受教育水平

受教育年限在表2的模型(1)中不显著,说明教育对于政治参与并没有显著作用,似乎否定了郑磊和朱志勇^[11]的研究结果。^①但如果将教育变量定义为受教育水平这种分类变量时,结果则完全不同。而且,不同操作化定义(分组)下的结果也完全不同。为此,本文在保持表2模型(1)中其余变量不变的基础上,将受教育年限替换为不同分组形式的受教育水平,以深入考察教育对政治参与的作用。有关结果请见表4。

表4 不同分组下教育的作用

受教育水平类别数	组别	投票
连续变量	受教育年限	0.017 3 (0.011 3)
	高中	-0.159 4** (0.067 0)
三分类	大专及以上	-0.399 5*** (0.103 2)
	高中	-0.160 7** (0.067 0)
	大学	-0.385 5*** (0.104 2)
四分类	研究生	-0.832 7*** (0.316 4)
	初中	0.286 7*** (0.082 1)
	高中	0.031 1 (0.097 0)
五分类	大学	-0.152 7 (0.124 3)
	研究生	-0.572 9* (0.327 4)

说明: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; 括号内为标准误。

首先考察三分类的受教育水平(参照组为初中及以下)。结果表明,其余两类(高中和大专及以上)与参照组间存在显著差异,且方向均为负向。即高中和大专及以上的人参与投票的可

^① 当然,结果的差异既可能是教育的操作化定义引起的,也可能是所使用数据和其他变量定义的不同引起的。郑磊和朱志勇的研究使用了CGSS2006年的数据,其因变量的操作化定义“仅仅局限在地方人大代表选举以及与之相关的投票等活动”,这与本文定义略有不同。

能性比参照组分别低 15% [$=1 - \exp(-0.1594)$] 和 33% 左右;且高中与大专及以上学历这两组人之间存在显著差异($F=6.32$, $sig.=0.0132$)。

再将受教育水平分为四类。结果表明,高中、大学、研究生这三类与参照类(初中及以下)均存在显著差异,方向亦为负向,即受教育水平越高,其参与投票的可能性越低。而且,高中与大学和研究生之间同样存在着显著差异(F 值分别为 5.39 和 4.61),但大学和研究生之间尽管在系数上看似有很大差异,却并不显著($F=2.03$, $sig.=0.1567$)。

从五分类的角度来看,方向和显著性都发生了变化。初中组参与投票的可能性比参照组(小学及以下)显著地高出 33%;研究生参与投票的可能性却比参照组显著地低了 43.6%;而高中和大学两组人与参照组之间并不存在显著差异,但方向不同:高中组高于参照组,而大学组则低于参照组。这是所有组别与参照组的比较。如果再比较非参照组之间的各组,则仅有初中组与其他各组之间存在显著差异,但高中、大学和研究生这三组之间并不存在显著差异;尽管在方向上,高中组高于参照组,大学和研究生则低于参照组。

综上所述,可以发现教育对于政治参与的影响作用呈现出非线性的阶段性特征,而不是线性的。如果以线性关系来代替,则可能无法展现教育的真实作用。图 1 展现了教育的作用模式。

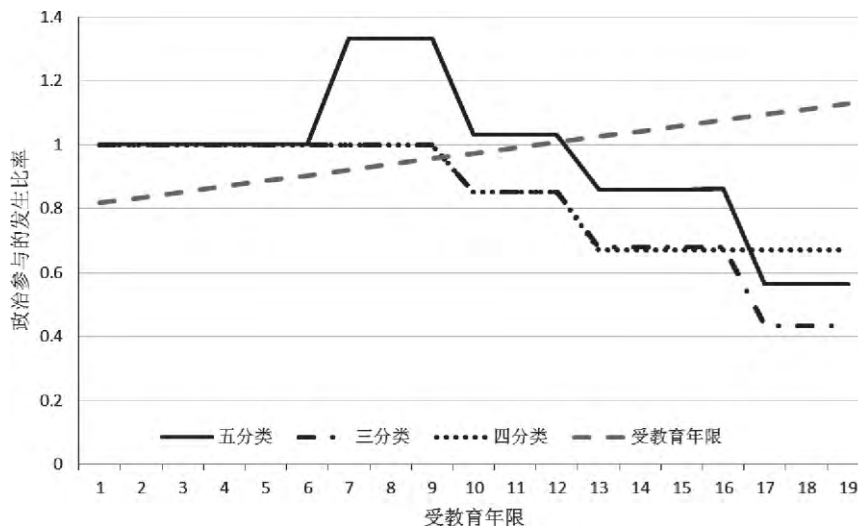


图 1 不同分类下教育对制度性政治参与发生比率的影响作用示意图

其中,灰色虚直线表示教育的线性作用:受教育年限每增加一年,制度性政治参与的发生比会增加 1.7% 左右。这一作用对不同类别受教育水平的人群都是相同的,即如果多接受一年教育,对于接受过小学教育的人和接受过研究生教育的人其作用是完全相同的。但从非线性角度来看,如果以小学受教育水平的人为参照组,初中受教育水平的人其政治参与的可能性会有所提高,而高中和小学之间没有太大的差异,大学和研究生则会显著低于小学组。进一步区分研究生和大学教育,研究生的政治参与水平更低。由此可见,对不同受教育水平人的影响作用是不同的。当然,上述分类变量的作用,事实上是忽略了组内差异而仅考虑组间差异。更有可能的情况是,对于初中受教育水平的人群,教育的作用不一定是平行于 X 轴的直线,而可能是稍微向上倾

斜的;而对于大学及以上的人群,则可能是向下倾斜。因此,教育的作用可能是非线性的、阶段式的,且各段的起始点与斜率可能有差异。

除此以外,还需要回答教育对政治参与的作用,在流动人口与非流动人口之间是否相同?为此,将受教育水平(连续与分类)与流动人口的交互项加入模型中予以检验。结果表明,不论是受教育年限,还是分类的受教育水平,它们与流动人口的交互项均不显著。这表明,教育对政治参与的作用在流动与非流动人口之间是相同的。即教育的非线性、阶段式的作用体现为全民特征,而不是流动人口或非流动人口所特有的影响机制。

4. 其他因素

流动人口的居住时长对其政治参与具有正向的显著影响。流动人口居住时长每增加一年,流动人口政治参与的可能性会提高1.31%;即流动人口居住时间越长,他们更倾向于有政治参与的行为。事实上,居住时长在直线融合理论及修订的曲线融合理论^[50-53]中都被认为是移民社会融合的重要指标之一;且随着居住时间的延长,移民的社会融合状况也就越好。而政治参与作为社会融合的最终目标,亦必然会受到居住时长的影响。本文结果从某种意义上验证了这种曲线融合理论在中国的适用性。

知识、态度和信任这三种因素在政治参与中都呈现出显著的影响作用。表示知识的内部效能、表示态度的自由主义政治态度和社会信任与政治信任这四个因素具有显著的影响作用;但外部效能和权威主义政治态度则均不显著。其中,内部效能越高、政治信任越强,制度性政治参与的可能性越大;相反,越是持有自由主义政治态度的,政治参与的可能性越小。这些结果与以往的研究结果相同^[9]。但我们需要注意这种政治素养对政治参与不同维度(如非制度性参与)的不同作用问题。

年龄与性别所表现的结果与以往的研究完全相同^[12,54-55],即男性的政治参与水平高于女性;年龄呈现出倒U型曲线的特征。另外,政治身份在使用受教育年限模型中并不显著;但在受教育水平分类变量模型中呈现显著的正向作用:具有党员身份的人参与投票的可能性比非党员高22%左右,且政治身份与流动人口的交互项并不显著,说明政治身份在流动人口与非流动人口中对于政治参与的作用是相同的,并不存在显著差异。

五、结论与讨论

本文利用CGSS2010数据,基于整体性、差异性与异质性视角,通过对比分析各类流动人口与非流动人口在政治参与上的差异,讨论户籍制度对流动人口政治参与的隔离作用;并着重讨论了教育对政治参与的影响作用。上述分析结果可以得到以下结论:1. 各类流动人口的政治参与水平均低于相应类别的非流动人口;这从某种意义上说明户籍制度隔离作用的普遍性。2. 户籍制度对不同类型的流动人口的隔离作用存在着差异性。农业户籍人口的政治参与水平低于非农业户籍人口,特别是流入农村、具有农业户籍的流动人口的政治参与水平是最低的,也是最值得关注的。相对而言,流入城市的农业户籍人口的政治参与水平尽管低于非农户籍人口,但却并不是最差的。即对流动人口政治参与的关注焦点需要重新审视。3. 新生代与老一代流动人口在政治参与上并未表现出显著的差异,两代流动人口都面临着同样的社会隔离境况。4. 教育对于政

治参与存在着显著的负向作用,但这种作用是非线性、阶段式的,且不同的分类方式会影响到分析结果。其中前三点结论回应了前文中的假设。

政治参与水平既是流动人口社会融合的重要指标,也是社会民主化进程的重要标志、更是社会进步与开放的重要指标。只有公民的利益诉求能够通过合理合法的制度性政治参与得以解决时,非制度性的政治参与才有可能有所减少。如果以农村地区的农业户籍人口为参照组,各类人口的政治参与水平均低于参照组的水平,更何况参照组的政治参与水平本身就很低(仅32.41%的人有制度性参与)。这本身就说明,即便已经在农村地区开展了多年的村民自治,在农村地区以投票为指标的制度性政治参与水平尚有很大的提高空间。而从流动人口的角度来看,流入农村且具有农业户籍的流动人口的政治参与相对来说是最低的。他们可能不仅受到各种能力的限制,还受到各种社会制度、特别是户籍制度的隔离,更受到与“村籍”相联的农村土地制度^[56]等限制门槛的影响。因此,一方面,如何促进、提高全体公民的政治参与水平,保障其政治权益,这是整个社会应关注的问题;另一方面,在保障流动人口权益、实现社会服务均等化的目标之下,关注弱势中的更弱势群体(相对而言,城市中的农民工并不是最弱势的群体),则是更为重要的社会目标。

尽管流动人口内部存在着极大的差异性(如新白领与农民工),但他们却有一个重要的共同点,即他们都是跨区域的人户分离人口,户籍制度的隔离作用都是同样的存在。实证结果也表明了户籍制度隔离作用的普遍性。但普遍性之下仍然存在差异:在相同的制度背景下,各类流动人口在政治参与上表现出完全不同的水平。这说明,制度因素并不是影响流动人口政治参与的唯一因素。尽管表面上是户籍制度的作用,但真正起作用的是它所附带的各类福利制度(如选举制度、就业制度和农村地区的村籍等)。作为人口居住地登记制度的户籍制度只是福利制度的外化。如果割断户籍制度与其他福利制度之间的关联,户籍制度的作用必然会有所减弱。因此,在承认户籍制度隔离作用的同时,不能简单地把流动人口较低的政治参与水平的原因为户籍制度问题。

同样,也应该注意到,除制度以外,其他因素在流动人口与本地户籍人口之间的相同作用。本文在控制变量的基础上,加入了流动人口与众多其他因素之间的交互项,以检验各种因素的作用在流动与非流动人口之间的差异性。结果表明,教育和各种政治因素(如内/外部效能、政治信任等)等对政治参与的作用,在流动人口与本地户籍人口之间并不存在差异。因此,流动人口的政治参与问题应该被放到全民政治参与问题中来看,而不是仅仅讨论流动人口或其中某一群体的政治参与问题。这也正是整体性研究视角的体现之一。

研究揭示并肯定了教育在政治参与中的非线性、阶段性的作用,可以作为对教育与政治参与之间关系的肯定与概括。同时这一结果具有扩展性的借鉴意义。从研究方法来看,变量的操作化定义与模型设定(Model specification)是定量研究中的两个基础:不同的操作化定义体现了测量与不同的理论背景及研究意义,同样会通过模型设定影响到最终结果及其解释。作者认为,在论及教育的作用时,研究过程最好比较不同操作化定义之下各种结果的差异,以更好地体现对于教育的作用,而不是直接使用某一种操作化定义方式来直接予以肯定或否定。更重要的是,所有

研究变量的操作化定义在根本上都应服从于研究目标。

尽管本文采用定量研究方法讨论了流动人口的政治参与问题,但分析过程中仍然存在着许多值得商榷的地方。首先,本文的初衷是讨论政治参与,但政治能力与态度对政治参与的直接作用、间接作用及中介作用等问题同样重要。如流动人口的各种选择性,可能会使流动人口的政治能力和政治态度等与非流动人口存在差异,进而影响到流动人口的政治参与水平。但在研究过程中发现,当前对流动人口的政治参与情况尚缺乏一个较全面、客观的描述和比较性研究,因此,本文仅将研究目标限定于各类人口在政治参与上差异性的比较研究,而忽略了作用机制问题。这既是本文的不足之一,也是今后的研究方向之一。其次,本文揭示了教育的非线性、阶段性作用,在某种程度上不仅验证了郑磊和朱志勇^[11]的研究结果,而且还从另一方面说明教育对不同人群的政治参与的影响作用可能是不同的,当然作者同意他们提出的教育的内生性问题及其解决方法。特别是流动人口在教育等社会特征上的选择性可能会影响到最终的比较结果。因此,教育、教育的选择性与政治参与之间的因果关系仍需要进一步的讨论与研究。归结起来,影响政治参与的各种因素之间的内部因果关系尚需要进一步讨论。除此以外,流动人口政治参与的历史演变图景、流入地的社会接纳程度与开放程度和流动人口的选择性对其政治参与的影响作用等都尚待深入研究。

[参考文献]

- [1]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(5): 68-87.
- [2]GORDON M M. Assimilation in American Life: the Role of Race, Religion, and National Origins [M]. Oxford: Oxford University Press, 1964.
- [3]童星,马西恒. “敦睦他者”与“化整为零”——城市新移民的社区融合[J]. 社会学研究,2008(1): 77-83.
- [4]张文宏,雷开春. 城市新移民社会融合的结构、现状与影响因素分析[J]. 社会学研究,2008(5): 117-141.
- [5]杨菊华. 流动人口在流入地社会融入的指标体系——基于社会融入理论的进一步研究[J]. 人口与经济,2010(2): 64-70.
- [6]周皓. 流动人口社会融合的测量及理论思考[J]. 人口研究,2012,36(3): 27-37.
- [7]孙秀林. 城市移民的政治参与:一个社会网络的视角[J]. 社会,2010,30(1): 46-68.
- [8]熊易寒. 从业主福利到公民权利——一个中产阶层移民社区的政治参与[J]. 社会学研究,2012(6): 77-100.
- [9]王丽萍,方然. 参与还是不参与:中国公民政治参与的社会心理分析——基于一项调查的考察与分析[J]. 政治学研究,2010(2): 95-108.
- [10]SHI T. Voting and Nonvoting in China: Voting Behavior in Plebiscitary and Limited-Choice Elections[J]. The Journal of Politics, 1999, 61(4): 1115-1139.
- [11]郑磊,朱志勇. 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[J]. 北京大学教育评论,2013,11(2): 165-185.
- [12]孙昕,徐志刚,陶然,等. 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.
- [13]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.

- [14]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.
- [15]MILBRATH L W. Political Participation: How and Why do People Get Involved in Politics? [M]. Washington, D. C.: American Political Science Association, 1965.
- [16]格林斯坦 波尔斯比. 政治学手册精选[M]. 北京: 商务印书馆, 1996.
- [17]曾凡斌. 社会资本、媒介使用与政治参与——基于2005中国综合社会调查(CGSS)的农村数据的研究[J]. 现代传播: 中国传媒大学学报, 2014, 36(10): 33-40.
- [18]陈云松. 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[J]. 社会, 2013, 33(5): 118-143.
- [19]TAFT R. A Psychological Model for the Study of Social Assimilation[J]. Human Relations, 1957, 10(2): 141-156.
- [20]ALBA R D. Social Assimilation Among American Catholic National - origin Groups [J]. American Sociological Review, 1976, 41(6): 1030-1046.
- [21]NELSON D C. Assimilation, Acculturation & Political Participation [J]. Polity, 1982, 15(1): 26-47.
- [22]DUSTMANN C. The Social Assimilation of Immigrants. Journal of Population Economics [J]. Journal of Population Economics, 1996, 9(1): 37-54.
- [23]王春光. 农村流动人口的“半城市化”问题研究[J]. 社会学研究, 2006, 5(7): 107-122.
- [24]熊光清. 关于中国流动人口中政治排斥问题的调查分析[J]. 社会学研究, 2007(3): 22-26.
- [25]王明生 杨涛. 改革开放以来我国政治参与研究的回顾与展望[J]. 清华大学学报(哲学社会科学版), 2011(6): 5-21.
- [26]宋锦洲 肖振南. 农村流动人口选举权保障研究——福建省南安市金淘镇村民自治个案调查[J]. 山西师范大学学报(社会科学版), 2005(2): 71-75.
- [27]徐增阳 黄辉祥. 财政压力与行政变迁——农村税费改革背景下的乡镇政府改革[J]. 中国农村经济, 2002(9): 19-25.
- [28]廖艺萍. 农民工政治参与的困境与出路——基于和谐社会视角的分析[J]. 探索, 2006(1): 55-57.
- [29]任中平 刘刚. 论构建和谐社会的农民工政治参与——不可忽视的“四农问题”[J]. 云南社会科学, 2006(2): 6-10.
- [30]熊光清. 新生代农民工社会排斥问题分析——基于五省市的实地调查[J]. 学习与探索, 2014(6): 39-45.
- [31]郑传贵. 流动人口政治参与边缘性的社会学研究[J]. 南京人口管理干部学院学报, 2004, 20(3): 3-7.
- [32]任振宇. 中国流动人口政治参与研究[D]. 成都: 西南财经大学, 2011.
- [33]高洪贵. 青年农民工非制度化政治参与论析[J]. 中国青年研究, 2010(10): 59-63.
- [34]王春光. 新生代农民工的社会认同与城乡融合之间的关系[J]. 社会学研究, 2001(3): 63-76.
- [35]杨菊华. 从隔离、选择融入到融合: 流动人口社会融入问题的理论思考[J]. 人口研究, 2009, 33(1): 17-29.
- [36]朱妍. 中产阶级对于自身政治参与有效性的评价——比较中国与越南中产阶级的政治效能感[J]. 青年研究, 2011(4): 84-93.
- [37]胡安宁 周怡. 一般信任模式的跨部门差异及其中介机制: 基于2010年中国综合社会调查的研究[J]. 社会, 2013(4): 60-82.
- [38]张平 李国青. 论政治效能感的作用机制及其培养[J]. 东北大学学报(社会科学版), 2004(1): 55-57.

- [39]李蓉蓉. 政治效能感研究的学理基础与现实意义[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版), 2012(4): 90-94.
- [40]李景治 熊光清. 中国城市新移民的政治排斥问题分析. 文史哲, 2007(4): 155-160.
- [41]SOLINGER D J. Contesting Citizenship in Urban China: Peasant Migrants, the State, and the Logic of the Market [M]. California: California press, 1999.
- [42]张文宏 雷开春. 城市新移民社会认同的结构模型[J]. 社会学研究, 2009(4): 61-87.
- [43]陈金英. 中产阶级政治动向研究评述[J]. 上海行政学院学报, 2012, 13(4): 104-111.
- [44]钱正荣. 流动人口的社会融合问题研究[J]. 湖北社会科学, 2010(2): 39-42.
- [45]王慧. 农民工社会融合问题研究综述[J]. 河南工业大学学报(社会科学版), 2010(1): 44-46.
- [46]白萌 杜海峰 惠亚婷. 新生代农民工政治表达意愿性别差异研究[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2012(3): 67-72.
- [47]刘建娥. 从农村参与走向城市参与: 农民工政治融入实证研究——基于昆明市 2084 份样本的问卷调查[J]. 人口与发展, 2014(01): 70-80.
- [48]戴芸芸. "新生代" 农民工政治参与现状及对策[J]. 经营管理者, 2014(9): 272.
- [49]罗爱武. 公民自愿主义、社会资本与村民投票参与——基于中国综合社会调查(CGSS)数据的 Logistic 回归模型研究[J]. 社会科学论坛, 2011(7): 191-203.
- [50]WARNER W L, SROLE L. The social Systems of American Ethnic Groups [M]. Niu Heiwen: Yale University Press, 1945.
- [51]GANS H J. Introduction. Ethnic Identity and Assimilation: The Polish Community [M]. Los Angeles: Case Study of Metropolitan Los Angeles. Praeger Publishers, 1974.
- [52]GANS H J. Second-Generation Declines: Scenarios for the Economic and Ethnic Futures of the post-1965 American Immigrants. Ethnic and Racial Studies [J]. 1992, 15(2): 173-192.
- [53]CONZEN K N, GERBER D A, MORAWSKA E, ET AL. The Invention of Ethnicity: A Perspective from the U. S. A [J]. Journal of American Ethnic History, 1992, 12(1): 3-41.
- [54]胡荣. 社会资本与中国农村居民的地域性自主参与——影响村民在村级选举中参与的各因素分析[J]. 社会学研究, 2006(2): 61-85.
- [55]SHI T. Political Participation in Beijing [M]. Boston: Harvard University Press, 1997.
- [56]范毅. 农村土地制度对人口迁移的影响研究[M]. 北京: 经济科学出版社, 2014.

[责任编辑: 刘佩丹]