

上海居民文化资本与政治参与^{*}

——基于上海社会质量调查数据的分析

金 桥

提要:合理有序的政治参与是现代民主政治的基本特征。本文基于2010年上海社会质量问卷调查的数据,比较了上海居民制度化、非制度化政治参与情况的差异,着重分析了文化资本对于政治参与的影响作用。作为一项探索性研究,本文区分了教育水平和文化资本,并把文化资本分为具体化、客观化、体制化三种类型。研究发现,教育水平的提高对于制度内政治参与的影响并不显著,但可以显著促进制度外政治参与。文化资本,尤其是具体化文化资本对两类政治参与均存在显著的正向影响。

关键词:教育 文化资本 制度内政治参与 制度外政治参与

一、问题的提出

1968年,亨廷顿(Samuel P. Huntington)在《变化社会中的政治秩序》一书中提出一个著名的论断,即社会经济的快速发展会带来政治参与的扩大,进而增加政治动荡的可能性。在他所列出的影响因素链条中,识字率与教育水平的提高是不容忽视的因素。在他看来,识字率和教育水平的提高,会提高人们的愿望和期待,“而如果这些愿望和期待不能得以满足,就会刺激个人和集团投身于政治”(亨廷顿,1989:44)。借助多个发展中国家的数据,他证明了教育的提高与政治不稳定之间存在的相关性。亨廷顿的这一论断后来发展出一个相关的命题:社会经济地位较高的人,其影响政策的能力感较强,同时具有较高

^{*} 本文系国家社会科学基金重大项目“社会分层流动的和谐互动研究”(编号:11&ZD035)、青年项目“空间、组织与网络:城市社会冲突的动员与演化机制研究”(编号:11CSH027)的阶段性成果。感谢上海大学社会学系多位老师尤其是仇立平、张海东教授和孙秀林副教授的帮助,感谢“第9届东亚社会学学术会议”部分专家与《社会学研究》杂志评审专家的意见。文责自负。

的政治参与水平(亨廷顿、多明格斯,1996:189)。

尽管不是直接针对亨廷顿,但布迪厄(Pierre Bourdieu)并不同意以这种简单的数量分析就足以反映出社会的深层事实。在他以法国社会为分析对象的《区隔》一书中,布迪厄提出,教育资本并不等同于特殊的政治能力(Bourdieu,1984/1979:408),因而教育水平的提高并不必然带来政治能力的提高。他认为,要真正理解政治实践或政治观点,必须要深入到其社会根源之中(Bourdieu,1984/1979:439)。在他看来,这种社会根源就是人们所处的阶级地位,不同的社会地位可能对应了不同的资本构成和总量,这种资本占有上的差异会在更大程度上影响人们的政治行为。布迪厄区分出一种与经济资本、社会资本并列的文化资本概念,并探讨了其与不同投票行为之间的关系。文化资本的概念不能简化为教育水平,而只考虑教育水平与政治参与行为之间的关系也是远远不够的,这就给后来者提出了如何看待文化资本与政治参与之间关系的问题。

当代中国社会变迁的经验又如何呢?一方面,1949年之后,中国人口的识字率、教育水平都在不断提高。根据第六次人口普查结果,文盲率自1964年的33.58%下降到2010年的4.08%,具有高中、大学文化程度的人口比例分别自2000年的11.1%、3.6%上升到2010年的14.0%、8.9%(国家统计局网,2011-4-28)。而在社会秩序方面,尤其是改革开放进程持续一段时间之后,各种性质和形态的社会矛盾都呈现出逐步上升的态势(胡联合等,2006);无论是信访数量还是群体性事件的数量,总体上也都在不断上升(童星,2009)。如此经济社会发展与社会秩序的局面,使我们不得不重新思考亨廷顿数十年前提出的论断,即教育水平的提高是否带来了更高的政治参与需求,而这种需求又是否没有得到很好的满足从而部分地导致社会动荡。另一方面,改革开放的历程同样带来了中国社会阶级阶层结构的巨大变化,“阶层固化”的问题已经不局限于社会学家们的探讨(孙立平,2003;陆学艺主编,2004),开始进入到主流话语和公众视野中。有研究显示,文化资本已经成为区分不同阶层的界限之一,可能影响人们的各种社会经济活动(Wang et al.,2006),并对社会地位获得产生积极的影响(仇立平、肖日葵,2011),从而显示了文化资本视角的解释力。因而,在当今中国,考察比教育水平内涵更为丰富的文化资本与政治参与乃至政治稳定之间的关系,既具有重要的理论意义,又具有积极的现实意义。

依照上述思路,运用2010年上海社会质量调查的有关数据,本文将重点探讨当前中国社会中文化资本与政治参与之间的关系,尝试回答不同形态的文化资本如何影响制度内、制度外政治参与行为的问题。

二、已有的研究

政治参与概念有广义、狭义之分。亨廷顿给出了一种较为宽泛的界定,认为政治参与是平民试图影响政府的所有行动,不论这一行动是否合法、是否使用暴力、是否有效果、是否群体性参与,以及是否表现出自愿性特征(亨廷顿、多明格斯,1996:188-189)。他也由此区分出自主参与和动员参与、合法参与和不合法参与等这些重要类别。^① 诺曼·尼(Norman H. Nie)、西德尼·伏巴(Sidney Verba)等学者则持一种相对较为狭窄而明确的意见,将政治参与视为“平民或多或少以影响政府人员的选择及(或)他们采取的行动为直接目的而进行的合法行动”(尼、伏巴,1996:290)。这一界定的特点有二:一是强调政治参与是自主参与,不包括动员参与;二是明确提出只关注合法参与,不关注非法参与。本文接受广义的政治参与概念,并认同亨廷顿的解释:在试图影响政府的目标下,合法参与、不合法参与都只是行动者的手段,彼此间可以互换;而动员参与、自主参与的因素也可能同时并存于行动者个体身上,界限并不明显(亨廷顿、纳尔逊,1989:9、14)。

相比政治参与,文化资本的概念没有很大的争议,尽管在其创造者那里,仍存在另外的语义含糊问题。在《区隔》中,布迪厄(Bourdieu, 1984/1979:17、271)所提出的文化资本概念基本上是与上层人群相对应的,体现为显示上层阶级身份的各种风格、品味、行为、惯习和态度等。按照其后来的概括,文化资本可以具体化、客观化、体制化三种状态存在,分别体现为精神和身体的持久“性情”、文化商品及区分文化资本高低并为之提供庇护的原始资产(如教育资格)三种形式(布尔迪厄,1997:192-193)。其中,第一种形式的文化资本最为重要,它是另

^① 在不同的文献中,自主参与可能被称为自动参与;而与动员参与类似的说法还有支持式参与、仪式性参与等。合法/不合法参与有时又被称为制度性/非制度性参与、制度/制度外参与。参见蒲岛郁夫,1989:6-10。

外两种文化资本的基础。本文主要参照了布迪厄的分类方式,但在运用范围上有所扩展,认为文化资本的影响并不仅仅局限于上层阶级。

如前所述,亨廷顿初步揭示了教育水平与政治参与之间的相关性,这激发了许多后续研究考察这一问题在不同国家的展现形式,并在以选举投票为主的制度内政治参与方面提供了或正或反的证据(Verba et al., 1978, 1995; Wolfinger & Rosenstone, 1980; Teixeira, 1987; 蒲岛郁夫, 1989: 79; Bahry & Silver, 1990; Kuenzi, 2006)。制度外政治参与的研究较少量化分析,且很大程度上集中于集体行动、社会运动研究领域。无论是资源动员理论(McCarthy & Zald, 1973)还是政治过程理论(McAdam, 1982),均认为教育水平的提高有助于直接或间接增加参与社会运动的可能性;教育因素也往往是研究者思考框架中不可或缺的结构条件之一。

且不论亨廷顿的观点是否得到了验证,一定意义上,其教育发展带来政治参与扩大的命题可以被看作政治现代化理论中的一部分。现代化理论认为教育会促进个体层面上行为的改变,读写能力的提高与大众传媒的影响会带来意识的改变,与工业化、城市化等因素共同促进民主政体的形成(Hadenius, 1992: 78 - 79)。但布迪厄文化资本概念的提出,事实上构成了对政治现代化理论的挑战。布迪厄看到,即使是在法国这样的现代化程度很高的国家,依然存在着相对固化的阶级阶层结构,教育水平的普遍提高并不意味着参政能力的提高,包括文化资本在内的各类资本形塑着阶级之间的界限,并影响人们的投票倾向(Bourdieu, 1984/1979: 438)。因而,对于理解人们的政治实践,文化资本比教育水平具有更大的意义。

尽管布迪厄提出了文化资本与政治实践之间关系的问题,但这方面的经验研究却较为少见,更多有关文化资本的研究集中于社会分层领域的阶级区分、地位获得等问题(DiMaggio, 1982; DiMaggio & Mohr, 1985; Lareau, 1987)。在临近的政治文化研究领域,学者们关注不同的政治文化、政治教育与知识对人们的政治态度和参与行为所产生的影响(阿尔蒙德、维伯, 1989; Finkel, 2002; Howe, 2006),但二者的分析逻辑并不尽相同。几位美国学者的研究直接涉及了文化资本与政治参与之间的关系(Friedland et al., 2007)。运用2000年美国的一项调查数据,他们发现地位的分布很大程度上取决于品味的模式,而在公民行为、政治意识形态和品味文化的社会地位之间,存在明显的相关关系。

无论是分析资本的总量还是构成,公民和政治参与行为都主要聚集在中等层次上,也就是说并非文化资本越多,政治参与的水平越高。

国内有关政治参与的定量研究几乎都将教育水平作为一个基本的影响变量,或至少视为基本人口特征或社会经济地位的一部分(李培林等 2005;冯仕政 2007)。大部分研究并没有证明教育水平对政治参与的正向影响(胡荣 2006;周林刚 2008;蔡禾等 2009;万斌、章秀英 2010),甚至提出负向影响关系的可能性(孙永芬,2008)。胡荣(2008)发现,无论是在制度化程度最高的选举参与方面,还是在制度化程度最低的维权抗争方面,不同层次教育水平的影响大都不具有统计显著性;只有在制度化程度为中等的利益表达方面,受教育程度才表现出一种正向影响并具有统计显著性,但在加入其他社会资本变量之后,这种统计显著性也消失了。王丽萍、方然(2010)则发现在投票方面,教育程度越高,村/居选举的投票率越低;而在其他政治参与方面,体现出教育程度越高,参与率越高的可能趋势。

教育的影响尽管不会被忽略,但文化资本的视角尚未被引入国内政治参与研究领域。在为数不多的实证研究中,除了考察文化资本与社会资本的关系(李煜 2001)之外,其他研究均集中于社会分层领域。王绍光、戴维思(D. Davis)和边燕杰(Wang et al. 2006)发现中国城市在文化品位和文化消费方面已出现阶层间的差异,认为以分化的文化知识或欣赏高级文化产品的能力为表现形式的文化资本有助于个体参与各种社会经济活动。吴愈晓的研究证实了文化资本对子女教育获得的积极作用,认为中国同时存在文化再生产和文化流动两种模型,且文化资本的作用在不同时期随着宏观政治过程的变化而有所不同(Wu, 2008)。仇立平(2010: 132 - 133)发现文化资本的积累对于社会阶层的向上流动具有积极作用,可以促进阶层的认同,而拥有较高身体化文化资本的人,^①更倾向于遵守法律和制度,能够约束自己的行为,因而有助于社会稳定。在最新的一项研究中,仇立平、肖日葵(2011)运用上海数据证实了广义文化资本对教育地位获得、社会地位获得的正向影响。虽然没有直接考察文化资本对政治参与的影响关系,但王绍光、仇立平等学者的研究已经初步展现了这种影响存在的可能性。

① 身体化文化资本,亦谓具体化文化资本,表现为一种身体、精神上的持久“性情”,蕴含于布迪厄所讲的“惯习”之中。

综观以上研究成果,政治参与研究领域中普遍注意到了教育水平对政治参与的影响作用,有关政治文化与政治参与之间关系的研究也较为多见。然而,一方面,有关教育影响的大量研究展现出了不一致甚至相互矛盾的结论,教育水平也不能全然替代布迪厄意义上的文化资本概念;另一方面,政治文化概念可能掩盖了不同阶级、阶层之间文化品位与观念的差异,也不能替代文化资本的分析意义。而在布迪厄提出文化资本概念之后的相关研究中,专门关注文化资本与政治参与的成果却不多见。作为一项探索性的研究,本文尝试从文化资本视角对当前上海居民的政治参与现象展开分析,试图达到两方面的目的:一是不局限于教育程度,运用内涵更为丰富的文化资本概念了解人们的政治参与状况,以回应亨廷顿的论断是否依然适用的问题;二是承接前人研究中初步展现的文化资本影响政治行为的脉络,分析不同类型的文化资本是否以及如何对政治参与发挥影响。

三、研究设计

(一) 研究假设

根据以上对理论与实证研究的梳理,本文的研究假设围绕着“文化资本如何影响政治参与”这一问题展开。

亨廷顿等学者认为,教育水平的提高会带来政治参与水平的提高(亨廷顿,1989:44)。尽管这一论断并未得到中国实证数据的支持(如胡荣,2008;万斌等,2010),但这里仍按照亨廷顿的观点提出假设1。

假设1:教育水平越高,则政治参与的水平也越高。

政治参与可以分为制度内、制度外两类,因此后文会分别测量教育水平对制度内、制度外政治参与的影响。

在布迪厄看来,教育水平是体制化文化资本的一种体现,因而文化资本的外延要大于教育水平,而教育水平可以被看作文化资本的一部分。但为了细致考察教育水平与文化资本的差别,本文把教育水平从文化资本的概念范畴内剥离出来(参见后文有关自变量介绍的内容)。结合布迪厄等学者的研究,本文假设剔除教育水平之后的文化资本存量,仍然会对政治参与水平产生正向影响,即假设2。

假设2:文化资本(不包括教育水平)越多,则政治参与的水平也

越高。

考虑到不同类型的文化资本并不具有高度的一致性,难以互相替代,因而后文参考了布迪厄的类型划分方式,将文化资本划分为具体化、客观化、体制化三类,而三类文化资本对制度内、制度外政治参与的不同影响也将区分测量。

(二) 数据

本文所使用的数据是上海大学上海社会科学调查中心于2010年6-8月组织收集的“世博与上海社会质量”问卷调查数据。这一调查的对象是上海城市常住居民中18-69周岁的成年人(含18、69岁)。所采用的抽样方法是多阶段抽样,首先在上海市使用PPS法抽取了12个区34个街道的43个居委会样本,然后在每个抽中的居委会中用简单随机抽样的方法抽取30户家庭地址,之后由经过培训的访员运用随机数表进行可能的户抽样(适合一个地址多户居住的情况),最后通过生日法(最接近7月1日)在所有18-69岁的家庭成员中选取1人作为最终的调查对象。访问的方式为入户面访。最终获得有效问卷1203份。调查对象中,男性占比49.13%,平均年龄43.65岁(标准差为13.74);上海户籍比例为79.93%;个人平均年收入为37390元(标准差63787.85)。样本的教育与职业的分布情况参见表1。

表1 调查对象的教育与职业分布情况

变量	数量	%	变量	数量	%
教育水平			职业		
没有接受正式教育	13	1.08	机关单位负责人	51	4.41
小学	50	4.16	专业技术人员	269	23.25
初中	275	22.86	办事人员	262	22.64
高中	372	30.92	商业服务人员	362	31.29
大专	239	19.87	工人及其他	213	18.41
本科	218	18.12			
研究生及以上	36	2.99			

(三) 因变量

本研究的因变量即“政治参与”,区分为制度内、制度外政治参与

两种类型。

当前我国制度内政治参与的方式主要是选举投票,包括人大代表选举投票、城乡基层组织选举投票等。对于何种指标更适合测量制度内政治参与的问题,国内现有的研究并无定论。既有把村/居委会换届选举作为重要指标的较多的做法(如李骏,2009;王丽萍等,2010),也有刻意回避村居选举而以人大代表选举为基本指标的研究(胡荣,2008;孙秀林,2010)。笔者认为,相对来说,村居选举仍是城乡居民最为普遍的一种参与方式,其所体现的居民自治的特征总体上也在加强,能够在一定程度上反映居民的意愿。另一方面,人大代表选举过程中,同样无法避免组织动员的因素。只能说当前并没有最好的惟一测量指标,尽可能以多种指标对制度内政治参与进行综合测量当是相对较好的选择。限于数据,本文选择“是否参加了最近一次的村委会或居委会换届选举投票”作为制度内政治参与的测量指标,包括“曾经参与”、“没有参与”两个选项,分别赋值“1”和“0”,生成制度内政治参与的新变量。调查显示,上海居民曾参与投票的比例为51.29%(N=1201,参见表3)。与有关2009年上海村/居委会换届选举的一些官方公开数据(周其俊,2009)相比,本次调查显示的投票率比较低,但与其他学者的全国调查数据结果(51.33%)非常相近(王丽萍、方然,2010),而高于其他的上海调查数据(刘玉照等,2011)。

相对而言,制度外政治参与的方式更加复杂。本次调查询问了五个方面的内容,分别是:在请愿书上签名、参与抵制行动、参与游行、上访、网上政治行动。尽管信访制度也是一种名义上合法的、制度化的民意表达渠道,但在当前各级政府以降低上访率为维稳目标的情况下,上访反而可能成为冲突的源泉(于建嵘,2003),因此这里把上访也作为制度外政治参与的一种渠道。“参与游行”的情况与“上访”相似。此外,对于“在请愿书上签名、参与抵制行动、网上政治行动”这几种方式,尽管没有明确的法律规则保证其合法性,但政府也并没有明令禁止。这五种方式在参与者的主动性、参与的风险、激烈程度等方面均有不同。相对来说,签名行为较为理性,网上政治行动的风险相对较低,而抵制、上访、游行三种行为的风险较大,需要参加者更加主动,且往往带有更强的感性色彩(张云武、杨宇麟,2009)。上海居民五种制度外政治参与的分布情况参见表2。

表 2 制度外政治参与的分布情况

行动内容	参与比例(%)	N
在请愿书上签名	6.57	1203
参与抵制行动	4.41	1203
参与游行	3.66	1203
上访	3.57	1203
网上政治行动	1.75	1202

考虑到不同行为间的差异,并参照其他研究的处理方式(王丽萍、方然 2010),本文对制度外政治参与行为进行了转换处理。如果没有参加过任何一种制度外政治活动,赋值为“0”。“在请愿书上签名”、“网上政治行动”作为同一层次程度较弱的政治行为,如果参加了其中任何一种,则赋值为“1”。“参与抵制行动”、“参与游行”、“上访”作为程度更强烈的政治行为,如果参加了其中任何一种,则赋值为“2”。对于极少数同时参与了两类行动的情况,同样赋值为“2”。两个变量的比例情况如表 3 所示。

表 3 转化后的制度内、外政治参与变量

变量名	变量取值	数量	百分比
制度内参与	不参与(0)	585	48.71
	参与(1)	616	51.29
制度外参与	不参与(0)	1032	83.86
	弱参与(1)	56	4.66
	强参与(2)	114	9.48

(四) 自变量

文化资本是本文最主要的自变量。在《区隔:趣味判断的社会批判》中,布迪厄(Bourdieu, 1984/1979: 17, 271)所提出的文化资本概念基本上是与上层人群相对应的,体现为显示上层阶级身份的各种风格、品味、行为、惯习和态度等,文化资本、经济资本的拥有与分布状况影响着人们社会地位的高低。按照其后来的概括,文化资本可以三种形式存在:(1)具体的状态,以精神和身体的持久‘性情’的形式;(2)客观

的状态,以文化商品的形式(图片、书籍、词典、工具、机器等等)这些商品是理论留下的痕迹或理论的具体显现,或是对这些理论、问题的批判等等;(3)体制的状态,以一种客观化的形式,这一形式必须被区别对待(就像我们在教育资格中观察到的那样)因为这种形式赋予文化资本一种完全是原始性的资产,而文化资本正是受到了这笔财产的庇护”(布尔迪厄,1997:192-193)。其中,第一种形式的文化资本最为重要,它是其他两种形式的文化资本的基础。本文主要参照了布迪厄的分类方式,但在运用范围上有所扩展,认为文化资本的影响并不仅仅局限于上层阶级。如果把文化资本理解为一种文化品味,很难测量不同阶级地位的品味差异(Peterson,2005),不同学者的操作化策略也并不统一。鉴于其测量标准较为模糊,本文使用了更为稳妥的综合指标对文化资本加以测量,主要根据布迪厄对文化资本三种存在形式的阐述(布尔迪厄,1997:192-193),并参照仇立平(2010:51)的分析方式,试图区分出具体化、客观化、体制化文化资本,并分别考察其对于政治参与的影响。理论上说,三类文化资本之间必然存在相关性,但并不能互相替代,尤其是在快速变迁的社会中,三者不一致的情况会更加明显。相对而言,客观化文化资本的变化更为容易、快速,具体化文化资本反之,体制化文化资本则介于二者之间。

具体化文化资本表现为一种身体、精神上的持久“性情”,蕴含于布迪厄所讲的“惯习”之中。家庭文化环境与具体化文化资本的形成关系密切,且这种家庭的影响更多体现在青少年时期。而且,由于文化资本具有累积性与影响持久的特点,因此通过对青少年时期情况的考察可以在一定程度上得到对目前情况的认识。在问卷中主要通过询问调查对象14岁以前是否参加各种文化活动及父母的影响对具体化文化资本进行测量,具体的回答情况参见表4。表中的每种情况都有“是”、“否”两个选项,分别赋值1、0。将全部12种情况的分值加总,得到一个新的连续变量,其取值范围是0-12。调查对象的总分值越高,意味着家庭文化环境对其青少年时期的正面影响越大,因而拥有更高水平的具体化文化资本。

客观化文化资本表现为特定的可直接转化为经济资本的文化产品,如书籍、绘画、古董、器具、收藏品等。在问卷中以14岁以前家中是否有某些类别的物品作为主要的衡量指标,调查对象的选择情况如表5所示。同样将“是”、“否”选项分别赋值0、1,加总后得到新的连续变

表 4 14 岁以前曾有以下事项的比例

内容	%	N
观看话剧、文化演出	48.46	1203
参观艺术展览	36.41	1203
参观博物馆	45.80	1203
到国内外旅游	22.11	1203
参加各类艺术班琴棋书画等	20.62	1203
参加各类补习班或请补习老师	23.96	1202
参加各类兴趣班活动如航模等	23.79	1202
父母看书或阅报	61.81	1202
父母在书桌上写文章	32.61	1202
听音乐、演唱会	24.38	1202
去文化场馆如图书馆等	37.99	1203
逛书展、听讲座	28.84	1203

表 5 14 岁以前家中有以下物品的比例

内容	%	N
电脑	6.52	1196
地图册、地球仪	53.88	1197
各种字典包括电子字典	77.27	1201
少儿读物	65.25	1200
书桌、书房	38.19	1202
集邮、图画、书法作品	28.11	1199
雕塑、摄影作品	9.09	1199
古玩等较珍贵收藏品	6.01	1198

量,取值范围是 0-8。问题设计的思路是:调查对象 14 岁以前家中拥有的各类物品越多,则其客观化文化资本越多。

体制化文化资本是通过某种制度渠道使等级差异得以合法化的文化技能、文化知识、文化素养等,如各类正式教育的文凭、资格证书等。这里以受教育水平和专业技术资格证书作为体制化文化资本的衡量指标。调查对象教育水平的情况参见表 1。教育水平本为定序变量,通

过赋值转换成了“受教育年限”这一定距变量。赋值方式为“没有接受正式教育”=0,“小学”=6,“初中”=9,“高中”=12,“大专”=15,“本科”=16,“研究生及以上”=19。受教育年限的平均值为12.47,标准差为3.33(N=1203)。目前是否获得专业技术资格证书(执业资格)为二分变量(0=无,1=有),有1本及以上专业技术资格证书的比例为54.17%(N=1126)。尽管教育水平与专业技术资格都作为体制化文化资本的衡量指标,但在后面的分析中会把教育水平独立出来,这是为了考察其与文化资本之间的差异。

除了文化资本这一主要自变量外,还有其他一些控制变量,包括性别、年龄、年龄的平方、户籍、收入(单位:千元)、收入的平方、职业。性别、户籍、职业均为定类变量,各自的参考类别是女性、外地户籍、工人及其他职业(包括产业工人、农民和未分类职业)。其他变量为定距变量。而之所以增加年龄平方、收入平方两个变量,主要是为了更精确地考察年龄、收入的增加对政治参与水平是否存在U型或倒U型的影响。

对以上主要自变量的相关分析显示,大部分变量之间存在不同程度的相关关系,户籍与年龄($r=0.344$)、教育与年龄($r=-0.374$)、具体化文化资本与年龄($r=-0.349$)、客观化文化资本与年龄($r=-0.378$)、教育与职业($r=0.459$)、资格证书与职业($r=0.356$)、具体化文化资本与教育($r=0.420$)、客观化文化资本与教育($r=0.399$)、资格证书与教育($r=0.406$)、具体化文化资本与客观化文化资本($r=0.588$)的相关系数均较高。由于具体化文化资本比较接近于一种心理现象,不同于表现出来的社会行为,故其与其他文化资本变量的相关性较高。在后文的分析中,将特别关注这种相关性所带来的影响。

四、研究结果

由于因变量的性质不同,本文分别采取binary logistic回归模型和ordered logistic模型对制度内、制度外政治参与问题进行估计,并分别设计了三个模型。回归分析的结果参见表6、表7。模型1-3(表6)是针对制度内参与的分析,模型1放入了主要的控制变量,包括性别、年龄、年龄平方、户籍、收入、收入平方及职业,模型2增加了受教育年限,模型3更增加了其他文化资本的变量。模型4-6(表7)是针对制度外

表 6 制度内政治参与(因变量:参与/不参与的)
回归分析(Logistic 模型)

自变量	模型 1EXP(β)	模型 2EXP(β)	模型 3EXP(β)
性别 ^a	.724** [.097]	.724** [.097]	.733** [.101]
年龄	1.060 [.040]	1.060 [.041]	1.093** [.044]
年龄平方	1.000 [.0004]	1.000 [.0004]	1.000 [.0004]
户籍 ^b	4.610**** [.902]	4.612**** [.939]	4.160**** [.875]
收入	.998 [.002]	.998 [.002]	.998 [.002]
收入平方	1.000 [1.97e]	1.000 [2.02e]	1.000 [2.08e]
职业 ^c			
商业服务业人员	.868 [.173]	.868 [.174]	.854 [.174]
办事人员	.810 [.172]	.811 [.179]	.752 [.170]
专业技术人员	.880 [.187]	.880 [.198]	.797 [.186]
机关单位负责人	.904 [.315]	.905 [.323]	.965 [.358]
文化资本			
受教育年限		1.000 [.028]	.972 [.028]
具体化文化资本			1.064**** [.026]
客观化文化资本			1.025 [.048]
体制化文化资本 ^d			1.237 [.189]
Constant	-2.896**** [.818]	-2.893*** [.921]	-3.635**** [.965]
N	1117	1117	1095
LR χ^2	198.12	198.12	212.52
Log Likelihood	-673.83****	-673.83****	-651.55****

注 []内为标准误;

** p < 0.05 ,*** p < 0.01 ,**** p < 0.001;

a. 参考类别为女性; b. 参考类别为外地户籍; c. 参考类别为“工人及其他”;

d. 参考类别为“没有资格证书”。

表 7 制度外政治参与(因变量: 强参与/弱参与/不参与) 的
回归分析(Ologit 模型)

自变量	模型 4EXP(β)	模型 5EXP(β)	模型 6EXP(β)
性别 ^a	.995 [.176]	.965 [.171]	.965 [.175]
年龄	.895** [.042]	.910** [.043]	.939 [.046]
年龄平方	1.001** [.001]	1.001** [.001]	1.001 [.001]
户籍 ^b	.853 [.192]	.745 [.173]	.602** [.146]
收入	1.007*** [.002]	1.005** [.002]	1.004 [.003]
收入平方	1.000** [2.06e]	1.000* [2.02e]	1.000 [2.03e]
职业 ^c			
商业服务业人员	1.275 [.377]	1.211 [.358]	1.214 [.368]
办事人员	1.244 [.385]	1.016 [.328]	.984 [.325]
专业技术人员	1.671* [.493]	1.305 [.413]	1.178 [.385]
机关单位负责人	2.263* [.955]	1.739 [.766]	1.589 [.724]
文化资本			
受教育年限	1.081** [.040]	1.027 [.040]	
具体化文化资本			1.092*** [.034]
客观化文化资本			1.030 [.063]
体制化文化资本 ^d			1.566** [.334]
结点 1	-.020 [.975]	1.124 [1.128]	1.823 [1.173]
结点 2	.391 [.976]	1.537 [1.129]	2.252 [1.174]
N	1117	1117	1096
LR chi ²	22.52	27.16	44.42
Log Likelihood	-538.03**	-535.71***	-517.38****

注 []内为标准误;

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01, **** p < 0.001;

a. 参考类别为女性; b. 参考类别为外地户籍; c. 参考类别为“工人及其他”;

d. 参考类别为“没有技术资格证书”。

参与的分析,模型4仅包括控制变量,模型5增加了教育变量,模型6则包括了所有的文化资本变量。所有模型均具有一定的解释力,随着变量的增加,其解释力也不断增长。相对来说,制度外参与的两个模型所能解释的 R^2 值比较小,模型4只在0.05的水平上显著,模型5在0.01的水平上显著,而增加了全部文化资本变量的模型6显著水平最高。模型1-3和模型6均在0.001的水平上显著。

(一) 文化资本与制度内政治参与

模型1显示,性别、户籍对制度内政治参与有明显的影晌作用,这种影响在增加了新的文化资本变量之后依然存在。在模型3中,性别的EXP值是0.733,说明与女性相比,男性参与村居选举活动的可能性降低了约26.7%。户籍的EXP值为4.160,意味着与外地户籍相比,上海本地户籍居民参与村居选举的可能性大约高出3.16倍。年龄因素在模型3中变得显著,其EXP值为1.093,亦即年龄每增长1岁,参加选举的可能性增加9.3%(见表6)。

分析显示,受教育年限与制度内政治参与的关系并不明显,增添了教育因素的模型2与模型1的解释力几乎完全相同。同时在模型2中,教育的影响在统计意义上并不显著。因此,仅就制度内政治参与而言,假设1并没有得到证实,即教育水平的提高并没有带来政治参与水平的明显上升。

然而,教育之外的其他文化资本变量对制度内政治参与体现出明显的影响作用。模型3的对数似然比(log likelihood)为-651.55,比模型2有所增加,表示其解释力也有所增强。在三类文化资本中,具体化文化资本的影响作用在0.01的水平上显著,其EXP值为1.064,意味着对于以村居投票为代表的制度内政治参与而言,个人拥有的具体化文化资本每增加一个单位,从不参与到参与的可能性增加了约6.4%(见表6)。客观化、体制化文化资本对于制度内政治参与的影响则并不显著。分析结果显示,对于制度内政治参与来说,假设2在一定程度上得到了验证,即具体化文化资本的增加,会带来制度内政治参与水平的提高。

(二) 文化资本与制度外政治参与

在模型4-6中(见表7)对制度内政治参与有明显影响的性别变

量不再具有统计意义上的显著影响。模型 4 显示,年龄、年龄平方的系数均在 0.05 的水平上显著,尽管总体上年龄的增加会降低制度外参与的可能性,但这种影响近似于一种 U 型,即中年人参与的可能性或最低。户籍因素仅在模型 6 中在 0.05 的水平上显著,意味着与外地户籍相比,本地户籍居民参加制度外政治活动的可能性更低。在模型 4 中,收入、收入平方的影响分别在 0.01、0.05 的水平上显著,回归系数显示这种影响近似于倒 U 型,也就是说收入水平的提高会带来更高的参与水平,但可能是收入中等的人参与水平最高。此外,与“工人及其他”职业相比,专业技术人员参与到制度外政治活动的可能性高出 67.1%,而机关单位负责人制度外参与的可能性则高出了 1.263 倍。不过需要注意的是,职业间的差异仅在 0.1 的统计水平上显著。

在增加了受教育年限之后,模型 5 的解释力有所增加(对数似然比为 -535.71),意味着教育因素有助于更好地解释制度外政治参与。受教育年限的回归系数为正值,在 0.05 的水平上具有统计上的显著性,其 EXP 值为 1.081,说明受教育年限每增加 1 年,制度外参与的可能性将增加 8.1%(见表 7)。不过,增加了教育变量后,不同职业之间的差异变得不再显著。由于教育与职业等级之间存在一定的相关性,教育水平更高的人更可能成为专业技术人员和机关单位负责人,因而,教育变量的引入,一定程度上消解了职业的解释力。

其他文化资本变量也明显增强了模型的解释力,与模型 5 相比,模型 6 的对数似然比及卡方值都有所增强。三种文化资本的类型中,具体化文化资本、体制化文化资本分别在 0.01、0.05 的水平上显著,客观化文化资本的影响则仍不具有统计意义。具体化文化资本的 EXP 值是 1.092,意味着在控制其他变量的情况下,具体化文化资本较高一组的制度外政治参与的发生比是相邻较低一组发生比的 1.092 倍。体制化文化资本的 EXP 值是 1.566,意味着在控制其他变量的条件下,与没有技术资格证书的人相比,有资格证书的人参加制度外政治行为的发生比约高出 1.566 倍(见表 7)。

模型 6 显示,在增加了三种文化资本变量之后,教育的解释力不再具有统计显著性,这显示出文化资本与教育水平相关性的影响。具体化文化资本体现为更高的文化素养,体制化文化资本则以技术资格证书的有无为衡量标准,二者都与受教育水平的高低存在关联。教育水平的提高,可能会同时带来个人综合素养的提高与资格证书的增加。

反过来,较高的文化素养也可能促进教育水平的不断提高。尽管存在这种相关性,但文化资本的解释力明显更强于教育,文化资本因而也无法为教育水平所替代。

分析结果显示,就制度外政治参与而言,假设1得到了证实,即教育水平的提高,带来了更高的参与水平。假设2同样在一定程度上得到了证实,文化资本对制度外政治参与有一定的正向影响,尤其是具体化、体制化文化资本。

五、结论与讨论

借助2010年在上海收集的一项数据,本文探讨了文化资本对政治参与的影响问题。研究发现,就上海社会而言,尽管教育水平的提高对制度内政治参与的影响并不明显,但更高教育水平的人有更大的可能性参与到各种制度外政治活动中。教育水平是文化资本的一部分,而排除了教育水平之后的其他文化资本变量显示出对政治参与较为显著的正向影响,即文化资本越高,制度内、制度外政治参与的水平越高。因而可以说,一方面,文化资本确实与教育水平有所不同,对于理解上海城市政治参与的差异,文化资本比教育水平有更大的解释力;另一方面,在上海居民的政治参与行为中,文化资本的影响是促进性的,即拥有更多文化资本的人,更倾向于利用各种政治参与渠道表达自己的意见。

本文有关教育水平与制度内政治参与之间关系的结论与国内诸多学者的研究结果相一致(胡荣,2006、2008;周林刚,2008;孙秀林,2010;万斌、章秀英,2010)。但在教育水平与制度外政治参与的关系方面,虽然本文的发现与部分学者的研究结果相似(王丽萍、方然,2010),却不同于另一些学者的结论(胡荣,2008;蔡禾等,2009)。对于这种差异,一方面仍需要开展更细致的、总体代表性更高的调查研究,但或许更重要的是进一步反思亨廷顿的论断在当前中国的有效性。本文的分析部分印证了亨廷顿的论断,对于中国这样的发展中国家而言,教育水平的提高、政治需求的增加、制度外政治参与水平的上升及政治不稳定之间可能存在某种关联。

本文主要的学术价值在于对文化资本与政治参与之间关系的探索

性分析。前人的研究已经涉及了文化资本与政治行为的关系问题 (Bourdieu ,1984/1979; Friedland et al. ,2007) ,本文进一步论证了文化资本对政治参与的实际影响。国内学者发现 ,拥有较高具体化文化资本(即具体化文化资本) 的人 ,更倾向于遵守法律和制度 ,因而有助于社会稳定(仇立平 ,2010: 133) 。但正如前文中模型 3、模型 6 所显示的 ,具体化文化资本的增加对于制度内、制度外政治参与程度的提高均有显著的促进作用。如果说制度内政治参与水平的提高意味着对法律、制度的尊重 ,而制度外政治参与程度的上升意味着对现有法律、制度的不满与挑战 ,那么 ,本文的分析还不能得出拥有更高具体化文化资本的人只会更多地参与制度内政治活动因而更倾向于遵守法律制度的确定结论。与教育的影响不同 ,具体化文化资本的增加对两类政治参与的影响方向是一致的 ,这种影响方式看起来存在矛盾 ,既尊重制度又挑战制度的倾向同时并存 ,为什么存在矛盾 ,需要进一步的解释 ,而其对于当今中国的意义也尚待深思。一种可能性是 ,随着具体化文化资本的增加 ,人们更倾向于通过各种政治参与的渠道表达自己的意见、维护自身利益 ,各种渠道都只是人们为达目的而可能选择的工具手段 ,无论这种渠道是否容纳于现存的制度框架内。因而 ,制度内、制度外政治参与的水平才同时上升。此外 ,由于文化资本概念和中国文化现象的双重复杂性 ,如何选用更合适的指标对不同层次、不同类型的文化资本进行测量 ,也需要进一步的思考。

本文注意到了制度内、制度外政治参与之间的差别 ,尽管对此刻意做了区分 ,但同样存在指标选择的有效性问题的。本文还注意到了某些自变量如教育对两类政治参与的不同影响 ,但仍不能回答是否教育水平的提高同时带来了制度内政治参与的降低与制度外政治参与的上升以及这种差异之间的关系。实际上 ,这一问题对于当前中国的社会秩序维持至关重要。亨廷顿认为 ,政府把人们的政治参与需求容纳在正式制度轨道内的能力 ,即制度化能力是政治形势能否稳定的一个关键 (亨廷顿 ,1989: 51) 。本文的分析结果显示 ,尽管上海居民制度内参与的比例远高于制度外参与 ,但仍有一半左右的人没有被容纳在正式的制度化参与渠道之中。当然 ,除了基层民主选举之外 ,还有基层人大选举等多种制度化的政治参与渠道 ,但某项调查显示的人大选举的参与率同样未超过 50% (胡荣 ,2008) 。一方面 ,存在不同群体在制度外政治参与方面的差异; 另一方面 ,包括性别、户籍、收入、职业、文化资本等

在内的自变量却不能对此贡献具有更多的解释能力。如果要回答是否制度内渠道不能满足人们的政治需求并因此导致制度外参与的增加,如果想寻求对制度外政治参与更有效的解释方式,仍需要更加细致、深入、大范围的思考、调查和分析。

参考文献:

- 阿尔蒙德·加布里埃尔·A.、西德尼·维伯,1989,《公民文化:五个国家的政治态度和民主制》徐湘林、戴龙基、唐亮、胡苏薇、周志忍、凌岩译,北京:华夏出版社。
- 布尔迪厄·皮埃尔,1997,《布尔迪厄访谈录:文化资本与社会炼金术》,包亚明译,上海:上海人民出版社。
- 蔡禾、李超海、冯建华,2009,《利益受损农民工的利益抗争行为研究:基于珠三角企业的调查》,《社会学研究》第1期。
- 仇立平,2010,《文化资本视角下的阶层地位获得与阶层意识研究》,上海市教委科研(创新)项目结题报告(未发表)。
- 仇立平、肖日葵,2011,《文化资本与社会地位获得——基于上海市的实证研究》,《中国社会科学》第6期。
- 冯仕政,2007,《“大力支持 积极参与”:组织内部集体抗争中的高风险人群》,《学海》第5期。
- 国家统计局网,2011,《第六次全国人口普查主要数据发布》4月28日(http://www.stats.gov.cn/zgrkpc/dlc/yw/t20110428_402722384.htm)。
- 亨廷顿·塞缪尔,1989,《变化社会中的政治秩序》,北京:三联书店出版社。
- 亨廷顿·塞缪尔·琼·纳尔逊,1989,《难以抉择》,汪晓寿、吴志华、项继权译,北京:华夏出版社。
- 亨廷顿·塞缪尔·乔治·多明格斯,1996,《政治发展》格林斯坦·波尔斯比编《政治学手册精选(下卷)》,储复耘译,北京:商务印书馆。
- 胡联合、胡鞍钢、王磊,2006,《影响社会稳定的社会矛盾变化态势的实证分析》,《社会科学战线》第4期。
- 胡荣,2006,《社会资本与中国农村居民地域性自主参与》,《社会学研究》第2期。
- ,2008,《社会资本与城市居民的政治参与》,《社会学研究》第5期。
- 李骏,2009,《住房产权与政治参与:中国城市的基层社区民主》,《社会学研究》第5期。
- 李培林、张翼、赵延东、梁栋,2005,《社会冲突与阶级意识:当代中国社会矛盾问题研究》,北京:社会科学文献出版社。
- 李煜,2001,《文化资本、文化多样性与社会网络资本》,《社会学研究》第4期。
- 刘玉照、孙秀林、金桥,2011,《不断优化社区建设,为上海市民建构理想的公共空间:上海市社区建设调查报告》,《“后世博”与上海发展》,上海大学文科发展研究院编,上海:上海大学出版社。
- 陆学艺主编,2004,《当代中国社会流动》,北京:社会科学文献出版社。
- 尼·诺曼·西德尼·伏巴,1996,《政治参与》,格林斯坦·波尔斯比编《政治学手册精选(下卷)》,储复耘译,北京:商务印书馆。

- 蒲岛郁夫,1989,《政治参与》,解莉莉译,北京:经济日报出版社。
- 孙立平,2003,《断裂:20世纪90年代以来的中国社会》,北京:社会科学文献出版社。
- 孙秀林,2010,《城市移民的政治参与:一个社会网络的视角》,《社会》第1期。
- 孙永芬,2008,《政治心态与影响因素间变量关系的实证分析》,《政治学研究》第1期。
- 童星,2009,《中国社会风险解析——群体性事件的社会冲突性质》,《学海》第1期。
- 万斌、章秀英,2010,《社会地位、政治心理对公民政治参与的影响及其路径》,《社会科学战线》第2期。
- 王丽萍、方然,2010,《参与还是不参与:中国公民政治参与的社会心理分析》,《政治学研究》第2期。
- 于建嵘,2003,《农民有组织抗争及其政治风险——湖南省H县调查》,《战略与管理》第3期。
- 张云武、杨宇麟,2009,《城市居民的政治参与及其影响因素的实证研究》,《内蒙古大学学报(哲学社会科学版)》第7期。
- 周林刚,2008,《社区治理中居民参与的制约因素分析——基于深圳特区的问卷调查》,中国社会学年会论文。
- 周其俊,2009,《上海:居委会直选比例80%》,《文汇报》7月20日。
- Bahry, Donna & Brian D. Silver 1990, "Soviet Citizen Participation on the Eve of Democratization." *American Political Science Review* 84.
- Bourdieu, Pierre 1984/1979 *Distinction: A Social Critique of the Judgment of Taste*. Trans. by R. Nice. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- DiMaggio, Paul 1982, "Cultural Capital and School Success: The Impact of Status Culture Participation on the Grades of U. S. High School Student." *American Sociological Review* 47.
- DiMaggio, Paul & John Mohr 1985, "Cultural Capital, Educational Attainment, and Marital Selection." *The American Journal of Sociology* 90 (6).
- Finkel, Steven E. 2002, "Civic Education and the Mobilization of Political Participation in Developing Democracies." *The Journal of Politics* 64(4).
- Friedland, Lewis, Dhavan V. Shah, Nam - Jin, Lee, Mark A. Rademacher, Lucy Atkinson & Thomas Hove 2007, "Capital, Consumption, Communication, and Citizenship: The Social Positioning of Taste and Civic Culture in the United States." *Annals of the American Academy of Political and Social Science* 611 (May).
- Hadenius, Axel 1992 *Democracy and Development*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Howe, Paul 2006, "Political Knowledge and Electoral Participation in the Netherlands: Comparisons with the Canadian Case." *International Political Science Review* 27(2).
- Kuenzi, Michelle T. 2006, "Nonformal Education, Political Participation, and Democracy: Findings from Senegal." *Political Behavior* 28(1).
- Lareau, Annette 1987, "Social Class Difference in Family - school Relationships: The Importance of Cultural Capital." *Sociology of Education* 60.
- Leighley, Jan E. 2008, "Commentary on 'Attitudes, Opportunities and Incentives: A Field Essay on Political Participation'." *Political Research Quarterly* 61(1).
- Lipset, Seymour M. 1959, "Some Social Requisites for Democracy." *American Political Science Re-*

- view 53(1) .
- McAdam, Doug 1982 ,*Political Process and the Development of Black Insurgency , 1930 – 1970*. Chicago: University of Chicago Press.
- McCarthy , John D. & Mayer N. Zald 1973 ,*The Trend of Social Movements in America: Professionalization and Resource Mobilization*. Morristown , N. J. : General Learning Corporation.
- Mishler , William & Richard Rose 1997, “Trust , Distrust , and Skepticism: Popular Evaluations of Civil and Political Institutions in Post – Communist Societies. ” *Journal of Politics* 59(2) .
- Peterson ,Richard A. 2005, “Problems in Comparative Research: The Example of Omnivorosity. ” *Poetics* 33.
- Teixeira , Ruy A. 1987 ,*Why Americans Don't Vote: Turnout Decline in the United States , 1960 – 1984*. New York: Greenwood Press.
- Verba , Sidney , Norman H. Nie & Jae – on Kim 1978 ,*Participation and Political Equality: A Seven Nation Comparison*. Chicago: University of Chicago Press.
- Verba , Sidney , Kay L. Schlozman & Henry E. Brady 1995 ,*Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*. Cambridge , MA: Harvard University Press.
- Wang , Shaoguang Deborah Davis & Bian Yanjie 2006, “The Uneven Distribution of Cultural Capital: Book Reading in Urban China. ” *Modern China* 32(3) .
- Weil , F. D. 1989, “The Sources and Structure of Legitimation in Western Democracies: A Consolidated Model Tested with Time – Series Data in Six Countries since World War II. ” *American Sociological Review* 54(5) .
- Wolfinger , Raymond E. & Steven J. Rosenstone 1980 ,*Who Votes?* New Haven , CT: Yale University Press.
- Wu , Yuxiao 2008, “Cultural Capital , the State , and Educational Inequality in China , 1949 – 1996. ” *Sociological Perspectives* 52(1) .

作者单位: 上海大学社会学系、
上海大学中国社会转型与社会组织研究中心
责任编辑: 张宛丽

effect of school tracking on status attainment is largely neglected. This paper argues that middle school tracking plays a significant role in stratum reproduction in China and should be studied carefully. Using data from CGSS2008, this study finds that rural and urban residents attending key junior or senior middle schools are more likely to have higher levels of education, leading to higher occupational status in the labor market as a result. Middle school tracking doesn't have significant effect on people's current occupational status, however, it exerts indirect effect through influencing educational attainment and the first occupational status attainment. Therefore, China's key middle school system has exacerbated opportunity inequality in higher education, and consequently affects people's occupational status attainment. Using empirical data from China, this study expands and complements the Blau-Duncan's model regarding the role of education as the intermediate variable for status reproduction.

Social Networks and Female Occupational Segregation
 *Tong Mei* 67

Abstract: Sociologists point out that people have sexual preferences in building their social networks, which leads to gendered job-search outcomes and partly explains occupational gender segregation. Based on 2009 JSNET survey of eight cities, this paper investigates how social networks influence China's occupational gender segregation with an analytical focus on urban female workers. The main findings are threefold. First, the survey respondents have the tendency toward sexual homogenization in their social networks, and both males and females are likely to contact same-sex relatives and friends. Second, females using strong ties for obtaining their jobs tend to work in female-dominated occupations. And finally, females who use weak ties for obtaining their jobs tend to work in gender-neutral or male-dominated occupations.

Cultural Capital and Political Participation: An empirical analysis of the Shanghai social quality survey data *Jin Qiao* 84

Abstract: One of the basic characteristics of modern democratic politics is rational and orderly political participation. Based on 2010 Shanghai social quality survey data, this study tries to investigate the difference between institutionalized political participation and un-institutionalized political participation of Shanghai residents, and analyzes the role of cultural capital in political participation. As an exploratory study, the author distinguishes education from cultural capital, and divides cultural capital into three categories of embodied, objectified, and institutionalized cultural capital. It is found that education improves the level of un-institutionalized political participation significantly. Cultural capital, especially the embodied category, has positive effect on both kinds of political participation.

Selective Pressurizing-Responding: An organizational study of the behav-