

志愿者参与更多志愿活动的影响因素 ——基于北京“志愿家庭”调查数据

■ 陈 锋 张网成

(成都信息工程大学 文化艺术学院 四川 成都 610103; 北京师范大学 社会学院 北京 100875)

【摘要】通过建模分析2017年北京“志愿家庭”调查数据发现“志愿家庭”未来是否会更多地参加志愿活动主要是受家庭自身公益取向和参与动机强弱的影响,而较少受到此前参与收益的正向激励。“志愿家庭”组织方所起到的作用是负向的、抑制性的;在志愿服务组织的服务供给能力没有提升的前提下,诱导性政策会导致“志愿家庭”的服务需求扩张,从而进一步扩大了家庭志愿服务市场上的供需矛盾。要改变这种格局,要大力提升志愿服务组织同时服务于志愿者和服务对象的意识和能力;要从政策上大力支持和激励志愿服务组织自主运行和彼此竞争。

【关键词】志愿者 志愿服务动机 志愿者收益 志愿服务组织
志愿服务功能

DOI:10.16034/j.cnki.10-1318/c.2019.05.017

党的十九大报告提出,要“推进诚信建设和志愿服务制度化,强化社会责任意识、规则意识、奉献意识”,这是对志愿服务发展的新要求、新期望。然而,我国目前的志愿服务发展水平还远远不能助力实现“人民对美好生活的向往”。从志愿服务供给量的角度衡量,我国志愿服务发展不足不仅体现在居民参与率很低上,也体现在志愿者平均服务时间很短上。以2010年前后的情况为例,我国居民的志愿服务参与率约为英国的四分之一、加拿大的三分之一、美国的二分之一;我国志愿者的平均服务时长约为英国的六分之一、加拿大的八分之一、美国的六分之一;综合起来看,平均每个人能得到的志愿服务以时间计算英国约为我国大陆居民的26倍,加拿大约为我国居民的24倍,美国约为我国居民的12倍^①。

要扩大我国的志愿服务供给总量,一方面要努力提高志愿服务参与率,另一方面则要不断增加志愿者的人均志愿服务时长。从研究的角度看,既要追问为什么部分社会成员过去没有或将来不会参加志愿服务,也要弄清楚部分志愿者为什么过去没有或将来不愿意提供更多的志愿服务。关于前一个问题,目前已有一些研究成果^②,关于后一个问题则基本上尚无人涉及。两

收稿日期:2019-06-20

作者简介:陈 锋 成都信息工程大学文化艺术学院讲师,社会学博士,主要研究社会工作、社会政策;

张网成 北京师范大学社会学院教授,博士生导师,社会学哲学博士,主要研究社会政策、社会发展、志愿服务。

① 根据张网成《中国公民志愿行为研究》,北京:知识产权出版社2011年版,第75-76页表3.19计算得出。

② 参见王新松、赵小平《中国城市居民的志愿行为研究:人力资本的视角》,载《北京师范大学学报(社会科学版)》2013年第3期;郑永森《大学生志愿服务参与度的影响因素分析——基于深圳市三所高校的问卷调查》,载《人民论坛》2013年第17期。

个问题都有过去和未来两种提问取向。本文借助于2017年的北京“志愿家庭”调查数据,尝试分析“志愿家庭”未来取向(是否更积极地参加“志愿家庭”公益活动)的影响因素。

一、文献回顾

因为西方国家的志愿服务发展更早达到了“增长极限”,因此关于志愿者为什么不更多地提供志愿服务的问题,也最早由西方的调查者提出。不过,目前的研究还主要局限于调查对象的主观陈述,如加拿大统计局2004年的调查发现,人们给出的在过去一年没有更多提供志愿服务的理由有10项,依据调查对象的选择频次高低分别是:没有时间、无法做出长期服务承诺、已经提供了足够的服务时间、宁愿以捐赠替代服务、没有被要求、没有兴趣、健康原因或生理失能、不知道如何参与、志愿服务产生了过高费用及有过不良体验。如果将没有时间、无法做出长期服务承诺、已经提供了足够的服务时间、宁愿以捐赠替代服务、没有兴趣和健康原因或生理失能归结为个人原因,而将其他选项归结为组织原因,则二者的选择频次比为79.2:20.8,说明个人原因才是调查对象在过去一年内没有参加更多志愿服务的主要原因。从选项用词皆为过去式看,调查者所要了解的并非是志愿者的未来倾向,而是朝向过去的决定^[1]。

在借鉴西方研究的基础上,张网成在2010年主持的一项全国性问卷调查中,将人们没有或不准备参加更多志愿服务的理由分为14项,依据选择频次高低分别是:没有时间、不能作出长期承诺、不知道如何参与、捐款可以替代志愿服务、健康/身体原因、志愿者权益得不到保障、没有被要求、服务还要花钱、社会对志愿者有偏见、对以往经历不满、已奉献足够时间、家人不支持、没有兴趣及“其他”^[2]。将这些理由分为个人(及家庭)原因和组织(及社会)原因,则二者的选择频次比为61.8:31.2,说明个人原因也是调查对象没有或不准备参加更多志愿服务的主要原因。

两份调查的结论都显示,志愿者是否提供更多志愿服务既与个人因素有关,也受到组织因素的影响。但两份研究仅仅涉及了调查对象的主观归因,而没有进行建模分析,因此,无法说明个人因素和组织因素究竟是如何产生影响的。运用回归模型分析相关问题的研究还不多见。此外,加拿大的调查结论反映了调查对象的过去取向,张网成的调查结论则模糊了过去取向与未来取向,两者都未能直接反映志愿者的未来取向。

靳利飞利用2006年北京团市委调查数据(有效问卷1752份),以是集中一段时间参加还是时间分散但比较有连续性的参加为因变量,以调查对象的年龄、身份、家庭经济情况、机构同志愿者签订相关协议、提供培训、补贴和购买人身保险的经常性为自变量,进行了二元回归分析,结果发现,志愿者的年龄、身份和人身保险三个自变量对于因变量有显著影响^[3]。不过,持续性地参加志愿服务并不等同于更多参加,阶段性地参加也不表示以后不会更多参加。张网成利用在北师大调查的数据(有效问卷696份)分析了志愿者服务中断的影响因素,结果发现,志愿服务组织存在的各种问题是导致志愿者中断服务的最重要原因,这与志愿服务组织在其与志愿者及志愿服务对象之间的关系中处于强势地位有关^[4]。如果将未来更多地参与理解为志愿者受到正向激励的结果,那么中断服务则可以反过来理解为志愿者受到负面刺激的结果。两份研究的主题显然都不是志愿者的未来服务倾向,但其对于志愿服务组织因素的重视还是有启示价值的。

二、分析框架

本文的研究对象是参与过志愿服务的“志愿家庭”,研究的问题是哪些因素影响了“志愿家

庭”二是未来的参与倾向,核心问题是“志愿家庭”的参与经历对其未来倾向的影响。按照布劳的社会交换理论,当志愿者预计在参与某项志愿服务活动的过程中将获得的预期收益大于将要付出的预期成本时,即当志愿者对参与该项活动有正向的“比较期望”时,他就有参与的可能。“比较预期”值越大,志愿者未来更多参与的可能性也越大,反之亦然。

事实上,志愿者在参与具体的志愿服务活动前的“比较预期”估算是一件非常复杂的事,受到多种因素的交叉影响。除了个人因素外,志愿者估算“比较预期”还会受到志愿服务活动信息和组织方信息、服务对象信息及社会环境(尤其是家庭环境)信息的影响。为了使分析不至于过分复杂,这里将影响志愿者估算“比较预期”的要素分为四个方面,即志愿者参与动机、志愿者参与成本、志愿服务功能和组织者能力表现。其中,志愿者参与动机与志愿服务功能项对应,前者是志愿者参与的推动力,后者则起着修正志愿者收益预期的作用;志愿者在此前的服务过程中体会到的志愿服务功能与自己的服务动机之间的一致性越高,则未来越有可能参加更多的同类活动,反之亦然。志愿者参与成本是其参与动机的反向变量,参与过的志愿服务活动给志愿者造成的成本越高,则志愿者未来参与的预期成本就越高,其未来更多参与的可能性就越小,反之亦然。组织者能力表现是志愿服务功能的正向变量,志愿者服务过的组织能力越佳、表现越好,志愿服务功能响应就越强,则志愿者未来参与的预期收益就越多,其未来更多参与的可能性就越大,反之亦然。上述四个变量合在一起塑造志愿者的“比较预期”,而“比较预期”又与志愿者个人的特征变量一起影响志愿者未来参与的积极性。需要说明的是,本文的分析对象不是个体志愿者,而是“志愿家庭”。“志愿家庭”的特点是,同一家庭有多名成员注册成为志愿者,并有可能“以家庭为单位”参加志愿服务。与个体志愿者不同的是,“志愿家庭”的领头参与者(主要是家长)不仅要考虑自己的预期收益和预期成本,而且还要考虑家庭其他参与成员及整个家庭的预期收益和预期成本。不过,这并不会影响分析框架的有效性。基于以上考虑,本文提出以下几个研究假设:

- 假设 1 “志愿家庭”的参与动机会显著影响其未来的参与倾向;
- 假设 2 “志愿家庭”的参与成本会显著影响其未来的参与倾向;
- 假设 3 “志愿家庭”公益活动的功能将会显著影响“志愿家庭”的未来参与倾向;
- 假设 4 “志愿家庭”组织方的能力表现会显著影响“志愿家庭”的未来参与倾向;
- 假设 5 “志愿家庭”的参与收益会显著影响其未来的参与倾向。

三、回归分析

(一) 数据来源与回归模型设计

本文数据源于 2017 年的北京“志愿家庭”调查。调查是在“志愿北京”平台上进行的,该平台自 2014 年以来登记注册了 2 万多个“志愿家庭”。最终回收了 2 766 份有效问卷。在 2 766 个“志愿家庭”中,自注册起未参加过“志愿家庭”公益活动的“志愿家庭”有 1 017 个,其余 1 749 个参加过服务的“志愿家庭”构成了本文的分析样本。在参加过服务的“志愿家庭”中,多数参加的公益活动次数都很少:54.5%的“志愿家庭”参加过 1-2 次服务,77%的“志愿家庭”少于 4 次,但也有 11.3%的“志愿家庭”参加了 9 次以上(见下页表 1)。在没有参与更多志愿服务的 10 个主观归因项中,没有时间、不知道哪里有活动、现有活动吸引力不足、健康及身体原因位列前四,个人(及家庭)原因和组织原因的选择频次比为 49.9: 50.1。

表1 “志愿家庭”的基本情况

变量	分类	百分比	变量	分类	百分比
家长性别	男	24.6	成年家庭成员	有	94.9
	女	75.4		无	5.1
家长年龄	18-29岁	3.8	注册人数	1人	7.4
	30-39岁	51.8		2人	34.5
	40-49岁	41.9		3人	46.0
	50-59岁	1.6		4人及以上	12.2
家长学历	60岁及以上	0.9	参与次数	1-2次	54.5
	初中及以下	4.8		3-4次	22.5
	高中/中专	18.1		5-6次	8.5
	本科/大专	66.4		7-8次	3.1
家长月收入(元)	硕士	8.7	参与角色	9次及更多	11.3
	博士	2.2		组织者	0.9
	2500及以下	9.5		骨干成员	5.5
	2501-5000	31.2		活跃分子	3.7
家长日均工作	5001-7500	27.1	未来参与倾向	普通志愿者	74.4
	7501-10000	16.2		顾问	15.5
	10001以上	15.9		肯定更多	69.8
	4小时以下	12.9		视活动吸引力而定	23.3
家长日均工作	4-6小时	11.1	不会更多	5.4	
	6-8小时	26.6	会适当减少	1.4	
	8-10小时	37.7	不会再参加	0.1	
	10小时以上	11.6			

本文的因变量是:未来是否会更多参与“志愿家庭”公益活动。自变量由控制变量和解释变量构成。其中,控制变量又由“志愿家庭”的家长个人特征变量和家庭特征变量组成;解释变量则由“志愿家庭”的参与动机、参与成本、服务收益、“志愿家庭”公益活动的功能及组织者能力表现等五个方面的变量构成。家长的个人特征变量由家长的性别、年龄、文化程度和工作/学习时长等4个变量组成;家庭特征变量则由家庭基本特征(是否有未成年人)、家庭关系(亲子关系、夫妻关系)、家庭教育方式(是否以父母双方教育为主、是否以沟通为主、教育观念是否现代)、家庭公益传承(祖辈是否参与志愿服务、家庭是否捐赠、是否参与其他志愿服务)和“志愿家庭”参与情况(注册人数、参与角色)等五个方面的变量组成。“志愿家庭”的参与动机变量,本文又将其分为利社会动机、利孩子动机、利家长动机和利家庭动机4个子变量;与此相对应,“志愿家庭”公益活动的功能变量也分为社会服务功能(包括服务社会和协助志愿服务组织两个方面)、孩子教育功能、家长自我建设功能和家庭关系功能4个自变量。“志愿家庭”参与成本变量由没有时间、家人反对、宁愿捐赠、健康原因和花费太高等5个子变量构成,反映来自“志愿家庭”的参与阻力。“志愿家庭”公益活动的组织方能力表现由基本能力(如运作是否规范、

能否设计方案等)、服务态度(如是否尊重志愿者、服务对象及委托方等)、服务经验(如是否做过类似活动、执行程序是否有条不紊等)、活动效果(如服务对象是否真正受益、志愿者是否受益等)和资源筹集能力(如能否开展连续或系列活动等)等五个方面的变量组成。与志愿服务组织的能力表现及“志愿家庭”公益活动的服务功能密切相关的是“志愿家庭”的收益变量,包括家长收益、孩子收益、其他家人收益及家庭整体收益4个子变量。

(二) 统计分析

由于涉及自变量众多,我们在建立回归模型时进行了分步处理。第一步,以“志愿家庭”的家长个人特征变量和家庭特征变量为自变量,以未来是否会更多参与“志愿家庭”公益活动为因变量,进行了二元回归分析。统计结果显示,控制变量对于因变量有一定的解释能力,Cox & Snell R^2 值为0.078,Nagelkerke R^2 值为0.110。需要指出的是,与个人归因不同,“志愿家庭”的工作时长变量没有产生显著性影响。第二步,在第一步控制变量的基础上添加4个“志愿家庭”动机变量为自变量,进行二元回归分析,统计结果显示,模型解释力有了小幅提升,Cox & Snell R^2 值升为0.100,Nagelkerke R^2 值升为0.142。第三步,在第二步的基础上加入4个“志愿家庭”公益活动功能变量为自变量,重新建模进行分析,统计结果显示,新模型的解释力只有微弱提升,Cox & Snell R^2 值上升为0.108,Nagelkerke R^2 值上升为0.153。第四步,在第三步的基础上增加家庭收益变量(家长收益)为自变量建立新的回归分析模型,结果显示,尽管只有一个新增自变量,模型的解释力度还是小幅提高,Cox & Snell R^2 值上升为0.122,Nagelkerke R^2 值上升为0.172。第五步,在第四步的基础上引入6个志愿服务组织能力表现变量(适合家庭参加的活动少、组织者经验不足、缺少应有培训、活动走过场、缺少有效激励措施、服务效果不佳)为自变量建立新模型,统计结果显示,新模型的解释力也有了小幅提升,Cox & Snell R^2 值升为0.143,Nagelkerke R^2 值升为0.203。第六步,在第五步的基础上添加5个“志愿家庭”参与成本变量后建立新的回归模型,结果显示,新模型的解释力只有微弱提升,Cox & Snell R^2 值上升为0.148,Nagelkerke R^2 值上升为0.210。2015年8月北京市教委、北京市民政局、北京团市委、北京市志愿服务联合会曾联合下发了《关于北京市中小学开展志愿服务工作的意见》,目的是推动中学生和小学生参加志愿服务。该意见提出了两个重要的政策举措,一是在中小学校开设志愿服务课程,纳入地方课程或校本课程;二是将中小学生学习志愿服务记录纳入中小学生学习综合素质评价体系。为了了解该政策对于“志愿家庭”未来参与倾向的影响,我们在第六步的基础上引入2个政策诱导变量(开设志愿服务课程、志愿服务纳入评价体系)为自变量建立了最终的回归分析模型。统计结果显示,最终回归模型的解释力提升较为明显,Cox & Snell R^2 值上升为0.188,Nagelkerke R^2 值上升为0.267,参见表2。

表2 “志愿家庭”未来参与倾向的回归模型

模型	检验变量	Cox & Snell R^2	Nagelkerke R^2	对数似然值
第一步模型	家长个人特征及家庭特征变量	0.078	0.110	2 003.716
第二步模型	志愿家庭动机变量	0.100	0.142	1 959.371
第三步模型	志愿家庭活动功能变量	0.108	0.153	1 927.887
第四步模型	志愿家庭收益变量	0.122	0.172	1 899.205
第五步模型	志愿服务组织能力变量	0.143	0.203	1 850.995
第六步模型	志愿家庭参与成本变量	0.148	0.210	1 837.836
第七步模型	政策诱导变量	0.188	0.267	1 790.460

从上面的回归分析可以看到,“志愿家庭”的参与动机对其未来是否更多参与“志愿家庭”公益活动有一定影响,说明假设1成立。然而,不太正常的是,自变量中只有利他动机产生了显著性影响,因为“志愿家庭”行动所要推动的家庭志愿服务就其定义而言是需要考虑其他家庭成员的参与动机的,这使得家庭志愿服务与一般的个体志愿服务相比更具有理性特征。从“志愿家庭”家长关于参与动机的选择频次看,四类动机按重要性依次是:利他动机(1.43次/人)、利孩子动机(1.07次/人)、利家长动机(0.1次/人)和利家庭动机(0.01次/人)。可见家长带着孩子参加“志愿家庭”公益活动在很大程度上是为了锻炼和培养孩子。与此相呼应的是,在最终的回归模型中,体验到志愿服务具有教育孩子功能的“志愿家庭”会选择在未来参与更多的公益活动。虽然家长非常重视,但利孩子动机的强弱不会影响“志愿家庭”的未来参与倾向,这意味着在此前的“志愿家庭”公益活动中利孩子动机并未实现。由此反映的问题是,“志愿家庭”活动的组织方在策划和组织志愿服务活动的过程中,要么是缺乏意识,要么是没有能力同时实现“志愿家庭”的利他动机和利孩子动机。

“志愿家庭”的参与成本对其未来参与倾向的影响很微弱,说明假设2不成立。本文的“志愿家庭”中,约一成的注册时间有三年之久,约四成的注册时间在两年以上,而近九成的服务次数在8次以下。在这种参与频率下,无论时间还是健康原因都很难成为过去或未来不能更多参与活动的真正原因。需要补充说明的是,由于“志愿家庭”公益活动中有未成年志愿者参加,因此无论是家长还是组织方都非常小心谨慎,会竭力避免形成难以接受的代价;也因此,基于过去的参与成本经验,“志愿家庭”的家长没有将其作为未来更多参与的障碍也就可以理解了。

“志愿家庭”公益活动的功能变量对于“志愿家庭”的未来参与倾向影响也很微弱,说明假设3也不成立。志愿服务活动对于服务对象、对社会、对公益机构、对志愿者本人及其家庭成员所产生的功能居然不影响“志愿家庭”的未来选择,这说明“志愿家庭”的“追求”(实现动机)和志愿服务组织方的“追求”如社会效益、宣传效果等是不一致的。这也意味着,志愿服务组织方很可能没有认真地考虑过“志愿家庭”的需要、服务对象的需求,而只是一味地要求参与活动的“志愿家庭”呈现出奉献和利他精神。这种情况与假设1所反映的相呼应。

志愿服务组织方的能力表现变量对“志愿家庭”的未来参与倾向有比较明显的影响,说明假设4成立。然而,组织方的影响却是负面的、抑制性的。接近七成的“志愿家庭”认为,组织方或者不考虑志愿者的需要,或者不考虑服务对象的需求,或者根本不重视服务的实际效果,这种情况与假设3和假设1所反映的是一致的。这样的局面显然不利于志愿服务组织未来开展志愿者动员和志愿服务组织工作。

“志愿家庭”的收益变量对其未来的参与倾向有一定的影响,说明假设5成立。不过,需要说明的是,问卷只收集到了家长收益数据,而没有能够收集到孩子收益、其他家人收益和家庭收益的相关数据。这种情况与假设3和假设4所反映的是相吻合的,说明“志愿家庭”公益活动的组织方在策划和组织活动时根本没有考虑和回应到“志愿家庭”作为一个微型志愿者团队的整体需求。收益变量的影响小于动机变量,说明“志愿家庭”的未来参与倾向更多是动机导向的,而非收益引导的。上面提到,“志愿家庭”家长的利己动机相对来说是很弱的,这意味着在志愿服务组织方的能力表现没有改善的前提下,“志愿家庭”的收益变量的引导作用将是极为有限的(参见下页表3)。

政策诱导变量的解释力远远超过了其他各项解释变量,包括参与动机变量,这说明很多家长是为了孩子才参加“志愿家庭”公益活动的,也愿意为了孩子更多地参加公益活动。这与最后模型中孩子教育功能对于“志愿家庭”的未来参与倾向有显著性影响是一致的。北京市教委和北京市志愿服务联合会如果真的开始大规模地推动落实2015年制订的《意见》,“志愿家庭”

的参与需求会迅速扩大,但显然也会加大“志愿家庭”组织方的供给量缺口。

表3 “志愿家庭”未来是否更多参与的影响因素二元回归分析

自变量	B	S. E.	Wald	显著性	Exp(B)
性别	0.291	0.134	4.734	0.030	1.337
总参与次数	0.149	0.052	8.127	0.004	1.160
参与角色	-0.478	0.154	9.687	0.002	0.620
其他志愿服务	0.444	0.121	13.421	0.000	1.559
利他动机	0.334	0.078	18.483	0.000	1.397
孩子教育功能	0.287	0.093	9.580	0.002	1.332
家长受益	0.354	0.068	27.277	0.000	1.425
活动地点距离太远	-0.317	0.125	6.478	0.011	0.728
活动不适合家庭参加	-0.349	0.121	8.282	0.004	0.705
活动走过场	-0.759	0.178	18.192	0.000	0.468
服务效果不佳	-0.562	0.23	5.978	0.014	0.570
宁愿捐赠	-0.808	0.368	4.828	0.028	0.446
中小学开设志愿服务课程	-0.605	0.098	37.794	0.000	0.546
志愿服务纳入学生综合评价	-0.211	0.057	13.811	0.000	0.809
常量	0.299	0.379	0.622	0.430	1.348

注: Cox & Snell $R^2 = 0.188$; Nagelkerke $R^2 = 0.267$; 对数似然值: 1790.460;

“肯定会”预测值: 92.1%; “不肯定会”预测值: 36.9%; 总预测值: 74.5%。

四、结论

根据社会交换理论, 志愿者的未来参与倾向是由志愿者对未来参与的“比较预期”所决定的, 而志愿者的“比较预期”则受到志愿者参与动机、在此前参与过程中的收益、志愿组织在此前的接触中呈现出来的能力表现和服务功能等多重因素调节。本文的分析却发现, “志愿家庭”活动组织方的服务功能对于“志愿家庭”的未来参与倾向没有什么影响, 其能力表现的影响则是负向的、抑制性的, 而“志愿家庭”的未来参与倾向主要是受其参与动机尤其是利他动机的影响, “志愿家庭”在此前获得的收益也将对其未来参与倾向产生影响, 但在目前的参与过程中“志愿家庭”仅获得了家长收益而没有获得家长非常期待的孩子收益。这显然是不正常的现象。要理解这一现象, 必须对“志愿家庭”的组织方有所了解。

北京的“志愿家庭”公益活动源于一个“四无”计划: 无必要的理论研究或经验研究先导、无完整的政策文本或指导文件、无具体的行动计划或实施方案、无充足的资源配置或组织准备。不仅“志愿家庭”公益活动的推动机构和组织者, 而且响应注册的“志愿家庭”, 包括国内学术界在内, 至今对家庭志愿服务的概念、内涵、功能和模式等都一无所知^[5]。在这种背景下, 组织方并不知道要通过“志愿家庭”公益活动实现哪些特别的、不同于一般志愿服务所能实现的功能, 更遑论有意识地考虑“志愿家庭”的潜在收益需求, “志愿家庭”也无法在参与过程中弄清楚究竟可以从“志愿家庭”公益活动中获得哪些特别的、不同于一般志愿服务所能提供的收益。

在这样的互动格局下,“志愿家庭”的动机和组织者的服务功能之间无法形成有效的、循环的意义传递、关联、更新和提升。如果志愿者动机和志愿服务功能之间缺少关联这一问题得不到有效解决,“志愿家庭”参与动机所推动的未来参与倾向最终将会被志愿服务组织方供给能力方面的抑制性表现所抵消,这样,不仅事实上更多参与的“志愿家庭”会越来越少,而且注册成为“志愿家庭”的数量将会出现减缩趋势,甚至会不再增长。事实上,逆转的趋势已经可以观察到了:最初三年注册的“志愿家庭”约为两万两千个,自2017年中至今近两年时间里新增的“志愿家庭”仅约五千个。

虽然本文得出的结论是,“志愿家庭”的自身要素对其未来参与倾向起主要作用,但这并不意味着解决问题的出路在于改变“志愿家庭”。超过三分之一(36.8%)的北京“志愿家庭”自注册起就没有参加过“志愿家庭”公益活动,在参加过活动的“志愿家庭”中又有约四分之三(77%)前后参加的活动不到四次。如果将在志愿北京平台上正式注册视为“志愿家庭”原则上同意参加服务,那么上述两个百分比就清楚地表明,北京的家庭志愿服务市场是供方控制下的“短缺经济”。在这样的“短缺经济”中,“志愿家庭”是被动和弱势的,而处于强势地位的志愿服务组织则缺乏能力或意愿开发足够多的、合适的“产品”(志愿服务活动或项目),因此即便“志愿家庭”愿意在未来更多地参与,也不会获得相应的机会。缺乏供给能力,既反映了组织方的知识和技能的储备不足,也与组织方缺乏必要的资源有关,而资源匮乏则根源于不利的资源分配制度;缺乏供给意愿,则反映了组织方“重动员、轻服务”的行为惯性,而这种行为惯性的形成又是由组织方的制度性功能定位即动员社会力量服务于行政需要所决定的。可见,在北京家庭志愿服务市场呈现出的“短缺经济”的表象背后,还隐藏着深刻的“体制”原因。一味强调志愿者的“无偿”和“奉献”而不考虑志愿者的需求满足和动机实现,正是目前志愿服务体制的“病根”所在,也是志愿服务组织缺乏供给能力和意愿的根本原因。因此,要改善“志愿家庭”的参与环境,在技术层面上,有赖于志愿服务组织同时服务于志愿者和服务对象意识和能力的提升;在制度层面上,则取决于支持和激励志愿服务组织自主运行和彼此竞争的政策环境的形成。

[参 考 文 献]

- [1]Michael Hall, David Lasby, Steven Ayer, William David Gibbons, Caring Canadians, Involved Canadians: Highlights from the 2007 Canada Survey of Giving, Volunteering and Participating, Ottawa, Catalogue no. 71-542-XPE, 2009, p. 50.
- [2]张网成《中国公民志愿行为研究》北京:知识产权出版社2011年版,第32页。
- [3]靳利飞《对志愿者参与志愿服务持续性的影响因素分析》,载《广东青年干部学院学报》2009年第4期。
- [4]张网成《社会交换论视角下志愿者中断服务的影响因素研究——基于北京师范大学学生志愿者的一项调查》,载《社会发展研究》2015年第2期。
- [5]张网成《志愿家庭:北京经验与反思》北京:社会科学文献出版社2018年版,第4-10页。

(责任编辑:王俊华)