

社会经济地位对慈善捐款行为的影响

刘凤芹, 卢玮静

(北京师范大学 社会发展与公共政策学院, 北京 100875)

[摘要] 近年来, 中国个人慈善捐赠事业发展迅速, 有必要对国内个人捐赠行为进行深入的探究与思考。基于大样本调查数据, 使用 Tobit 模型研究中国城市居民的社会经济地位对慈善捐款行为的影响。计量结果表明中国城市居民的社会经济地位对其捐款有显著的正向影响。城市居民中个体的教育水平与捐款行为呈现出显著的正相关关系, 具有本科学历的比没有本科学历的每年有更多的捐赠额度。但是教育水平对慈善捐赠的影响程度可能随着捐赠领域的不同而有所差异。工作收入的增加也会导致个体的捐款额度相应的增加, 但在所捐赠的钱占其工作收入的比例上, 收入较低的城市居民要高于收入中等的群体, 表明相对捐款额度和工作收入之间呈现典型的 U 型关系。职业与捐款之间亦有显著相关关系, 这种相关可能大部分来源于中国尚存的“单位人”效应, 表明在后单位制时代, 体制动员因素在捐款方面仍然保持着显著的效力。

[关键词] 社会经济地位; 捐款行为; 收入; 教育

[中图分类号] D632.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1002-0209(2013)03-0113-09

一、引言

慈善事业具有调节收入分配、提升社会凝聚力、增强社会互信等功能, 对构建和谐社会有重要的促进作用。伴随着改革开放及社会发展, 自由流动社会资源开始出现, 经济高速发展, 同时贫富差距增大, 这些都为慈善捐赠的发育创造了基础条件。而近年来, 从希望工程到汶川地震再到免费午餐, 慈善捐款逐渐走入广大的社会公众群体, 而国家也逐渐放开社会进入公益慈善事业的空间, 整体呈现出慈善捐赠事业快速发展的格局。

2007年, 中国大陆的捐赠总额为309亿元; 2008年由于汶川地震的影响, 捐赠总额超过1070亿元, 其中个人捐赠458亿元; 2009年捐赠总额达到542亿元(郑远长、彭建梅、刘佑平, 2010); 而到了2010年, 捐赠总额达到1032亿元(孟自强、彭建梅、刘佑平, 2012)。虽然个人捐赠在赈灾中集中爆发, 但不同于美国个人捐赠占80%左右的格局(王名, 2002), 国内一般情况下以企业捐赠占主导,

2010年个人捐赠占28%, 属于历年较高水平(孟自强、彭建梅、刘佑平, 2012), 捐赠总额也达到了2008年巨灾情况下的规模。在这种格局下, 需要我们对国内个人捐赠行为进行深入的探究与思考, 以期科学为我国慈善捐赠事业提供事实依据。

现有文献一般从如下两个视角来解释慈善捐赠。第一, 经济学视角。此视角将慈善捐赠行为视为追求某种偏好的理性行为。作为一个“理性人”, 捐赠者通过慈善捐赠来获得某方面的满足或者内心的愉悦。“利他”不是单方面的给予, 而是一种交换, 捐赠人旨在通过捐赠来提升自己的福利(Halfpenny, 1999)。对此持反对意见的学者认为: 经济学模型的首要功能是解释自由市场上的物品和服务, 因此不适用于解释志愿部门的行为和活动的(Wagner, 2000)。第二, 结构和主观性视角。此视角包括社会心理学、人类学等对行为的解释。Lloyd(1993)认为慈善捐赠与一个国家的文化密切相关, 是一个国家历史、经济、政治和宗教力量的综合产物。Jas(2000)认为慈善捐赠是一个涉及

[收稿日期] 2012-07-13

[基金项目] 北京师范大学 985 工程项目“公共安全政策与社会稳定法治保障”。

到经济和社会价值的交换过程,受私利和利他动机的驱动。任何没有考虑这种交换两面性的方法将难以作出好的解释。

国内现阶段的文献往往将企业捐赠行为和个人捐赠行为分开研究。围绕着个人捐赠行为,国内学者从宏观层面探讨了慈善捐赠与社会宗教文化的关联(王振耀,2012;刘培峰,2012)、微观层面则讨论了捐赠的动机(侯俊东、杜兰英,2011)、个体捐赠的历史和发展现状(黄丹、姚俭建,2003;曾桂林,2008;陈旭清、曲纵翔,2012)等多个方面。实际上,现代的个人捐赠行为与以往社会中的传统捐赠行为有着重要的区别,现代慈善捐赠既得益于传统慈善文化的培育,同时也受现代公共意识、公民意识的滋养。慈善捐赠既要有相关的价值理念,也需要一定的教育、收入、社会资本以及合适的激励促进环境。

社会经济地位(Socioeconomic Status, SES),即个体在某一特定等级体系中的相对位置,在认识和解释社会现象方面具有重要的作用。但社会经济地位的测量一直是困扰研究者的一个难题,国外学者于上世纪40年代开始研究,取得了一系列的成果。其中较为著名的有美国社会学家奥蒂斯·达德利·邓肯(Duncan, 1961)基于职业声望,利用职业平均收入和平均教育水平的加权和所得到的社会经济地位指数。国内有代表性的研究为李春玲(李春玲,2005)基于“当代中国社会结构变迁研究”的调查数据对中国社会经济地位测算的研究。根据中国国情,李春玲对邓肯的研究进行了改进,主要是在计算公式中增加了和职业有关的变量。但是鉴于如下两点,本文不采用单一的综合指标来测量个体的社会经济地位。第一:单一的综合指标,无法使研究者评估各个分量(收入、教育和职业)在解释慈善捐赠行为上各自的重要性。第二:在构建单一的综合指标时,很难找到适用于慈善捐赠行为研究的权重。

二、文献综述

从国际文献来看,个体的基本特征(人口统计学特征、社会经济地位、宗教信仰等)与其捐款行为之间关系的实证研究比较系统深入,但是其中大部分集中在发达国家和地区,这主要是因为一般欠发达社会尚未培育出成型的慈善事业。我国学者对

于慈善捐赠的研究主要集中在慈善组织的管理体制与运行机制方面,微观层面的研究非常少见。鉴于我们使用教育、收入和职业三个指标来刻画个体的经济地位,因此下面分别从教育、收入和职业三个方面来回顾有关文献。

(一)教育与捐款

现有的大部分实证研究表明教育和慈善捐赠之间存在着正相关关系。例如 Bryant 等人(Bryant, Jeon-Slaughter, Kang, & Tax, 2003)基于美国成人的捐赠和志愿服务数据,发现教育水平越高的被访者其捐款的可能性就越大。除了对教育和捐款之间的整体关系进行考察外,很多学者又进一步研究了教育对不同领域捐款的影响。比如 Yen (2002)对美国家庭慈善捐款的数据进行分析发现,教育与世俗捐赠正相关,但是和宗教性质的捐赠没有显著关系。Srnrka 和 Eckler (2003)利用澳大利亚的相关数据发现,教育与环境动物保护、发展援助、人权领域的捐款有显著正相关,但是与健康照顾领域的捐款则为负相关。Bekkers 和 De Graaf (2006)则研究了被访者所学专业对其捐款行为的影响,发现在控制其他变量的情况下社会工作、农业等专业毕业的学生更为慷慨。

由于中国大陆慈善事业发展的相对滞后,所以尚未形成对慈善捐赠较为系统的研究。微观层面较为有代表性的研究有张网成(2010)在北京、杭州、哈尔滨、昆明等城市进行问卷调查的基础上,利用描述统计刻画了捐赠个体的主要特征。罗公利、刘慧明、边伟军(2009)与刘武、杨晓飞、张进美(2010)分别探讨了山东、辽宁两省居民慈善捐赠的影响因素,均发现教育水平对慈善捐款有显著的正向影响。台湾学者 Shih-Ying Wu, Jr-Tsung Huang 和 An-Pang Kao (2004)对台湾地区的捐赠行为进行研究,发现户主具有大学学历并且处于已婚状态的家庭比其他家庭会捐更多的钱,但是教育与捐款可能性之间没有显著关系。

(二)收入与捐款

收入与慈善捐赠关系较为典型的研究发现是所谓的 U 型曲线,即,如果以捐款额度占家庭收入的比例来衡量慷慨程度,那么低收入家庭和高收入家庭要比中间收入家庭慷慨(Auten, Sieg, & Clotfelter, 2002)。对于这个非常有趣的结果,美国学者的解释为:高收入群体捐赠多是因为美国慈

善文化的影响,而低收入群体捐赠较多是因为宗教信仰或者是因为部分家庭收入虽然低,但是资产较高。James 和 Sharpe (2007)认为这种 U 型曲线的形成是由于 5% 的高度忠诚(捐赠额度等于或者高于家庭税后收入 10%)的捐赠家庭的分布不平衡导致。虽然低收入家庭中参与捐赠的比例不大,但是其中高度忠诚的捐赠家庭较多。当然,也有不同的声音, Schervish 和 Havens (1995, 1998, 2001)发表了一系列文章对这种 U 型关系进行了质疑,认为随着收入的升高,捐款额度占家庭收入的比例并没有发生实质变化。此外,一些学者从经济学视角研究了捐赠的收入弹性。Auten 等人(2002)利用美国数据研究发现,持久收入的弹性系数介于 0.40 和 0.87 之间,而暂时收入的弹性系数介于 0.29 和 0.45 之间。Bekkers (2004)发现荷兰的捐款收入弹性为 0.19。

国内关于个人捐款对个人收入之间关系的大样本实证研究很少,且这些研究很多都停留在证明两者的相关关系上,没有对两者之间的 U 型曲线关系提出支持或质疑。中国学者马小勇等基于经济学中的“理性人”假设,建立了分析慈善行为的数学模型,根据该模型,推导出影响慈善行为的基本因素为收入、偏好和支出(马小勇、许琳,2001)。

(三)职业与捐款

相比于教育和收入,现有的关于职业与捐款之间关系的研究并不多,但大多数的相关研究都证明了职业与捐款存在着一定程度上的关系,不同群体之间的捐款表现不同(Kottasz, 2004)。

在中国这一特殊的社会背景下,职业对捐款行为有一定的影响,这种影响与西方国家的影响不同,是一种“单位人”的特殊效应,职业在很多情况下代表着“单位人”,其背后代表着一种社会动员及团体的参与,国内学者毕向阳等研究了单位动员的效力与限度对我国城市居民“希望工程”捐款行为,发现体制内个体捐款次数相比于体制外较多,而体制外个体单次捐款额度较高(毕向阳、晋军、马明洁、何江穗,2010)。

也有研究表明,人们把单位放在了捐款中介的首位,其次是社区街道和慈善组织,可见单位是人们进行捐赠的主要媒介之一,起到了关键的作用。不过也有研究表明职业与捐款并不显著,其中可能是由于职业划分标准不一的问题,且随着我国社会

的发展,这种“单位人”类型的捐款行为正在弱化,尤其是体制外的捐赠,可能出现更为多元的特质(刘武、杨晓飞、张进美,2010)。而国内个体职业与捐赠两者之间是否存在关系,还需要进一步研究探索。

三、数据和描述统计

(一)数据说明

本文所用数据来自中国公民公益行为数据库。数据为横截面数据,其问卷调查由北京师范大学社会发展与公共政策学院于 2011 年 8 月至 12 月在中国 27 个城市获得。有效样本包含 5352 户家庭,14210 个人。抽样方法为多阶段分层随机抽样。第一阶段是城市的抽取。综合考虑区域分布、人口规模 and 经济发展水平这三个因素,全国共抽取了 27 个城市。第二阶段是社区的抽取。分别在每个抽中的城市抽取四个社区,这四个社区分别是老旧小区、商品房社区、单位大院和保障房社区。数据收集方法为调查员入户面访。数据包含了丰富的个人基本信息、家庭收入、支出、公益行为和意愿、工作、健康等信息。职业变量是本研究的一个关键变量,本文所用样本为有工作的被访者,有效样本为 2538 个人。

(二)变量

本文所用的因变量为捐款额度,问卷问题为“过去一年,您一共捐款多少元?”计量模型中的控制变量包括年龄、性别、婚姻、户口、宗教信仰、政治面貌、健康、家中是否有未成年人、是否有有产权的住房、困难时能够提供帮助的人数、互助行为、被访者在本社区的居住时间(年)、所居住社区类型以及城市相关政策等。

下面逐次介绍各个变量的具体测量:

教育,问卷询问了被访者目前的最高学历。本研究将具有本科或以上学历的样本编码为 1,本科以下编码为 0。

职业变量按照李春玲(2003)将所有被访者的职业按照其职业声望由高到低分为三层。其中第一层包括:党政机关负责人、企事业单位负责人、私营企业主、专业人员(教师、医生、律师等);第二层包括:行政办事人员、个体工商户业主、专业技术人员(护士、厨师、工程技术人员等);第三层包括:农业劳动者、工人、营销人员、服务行业服务人员、自由职业者、灵活就业者(打零工等)。

收入变量为被访者所从事工作的一年所得,包括奖金等各种收入,并做了对数变换。

婚姻变量包括已婚、离婚、丧偶和未婚或其他四个类别。健康变量测量了被访者对健康的自我评价,分为较好、一般和差三个类别。宗教信仰,这个变量测量了被访者是否有宗教信仰。信仰佛教、基督教、伊斯兰教、道教或其他宗教的样本编码为1,没有宗教信仰编码为0。政治面貌,这个变量测量被访者是否为中国共产党党员,为中共党员的样本编码为1,否则编码为0。户口变量包括本市非农业、外市非农业、本市农业和外市农业四个类别。助人行为,本文中助人行为用三个变量来测量。(1)过去一年给陌生人提供帮助(如,让座、指路)行为,如果被访者回答“较多”或者“经常”则编码为1;否则编码为0。(2)过去一年给乞讨者提供帮助(如,赠送钱物),如果被访者回答“较多”或者“经常”则编码为1;否则编码为0。(3)你会帮助社区里的其他人,如果被访者回答“比较同意”或者“完全同意”则编码为1;否则编码为0。城市特征,这个变量测量了被访者所在城市的志愿文化氛围。其中有地方性志愿服务方面政策法规的城市或者在执行中央政策上有突破的城市编码为1,其他城市则编码为0。社区特征,本文用两个变量来测量社区特征。(1)社区类型,分别为商品房、老旧、单位大院和保障房社区。(2)社区内志愿组织数量,

其取值为从0至19个。

(三)基本描述

表1和表2给出了本研究所用变量的描述统计结果。在全部被访者中,有65.32%的被访者过去一年捐过钱,平均捐款额度为217.42元,占平均收入的0.67%。本次调查被访者的平均年龄为40.2岁,其中女性被访者占44.04%;11.61%的被访者有本科或以上学历(不包括非全日制本科);84.71%的被访者为已婚;2.93%的被访者健康自评较差;6.30%的人有宗教信仰;30.19%的被访者为中共党员;每个家庭在困难时拥有能够提供帮助的人数平均为2.87人。在被调查者中,49.79%的人表示在过去一年经常或者较多次给陌生人提供过帮助,但是仅有20.85%的人表示帮助过乞讨者。27个城市中,18个城市有地方性志愿服务法规或者在执行中央政策上有突破。

表1 连续变量的描述统计

| 变量 | 均值 | 标准差 |
|-----------------|-----------|-----------|
| 捐款额度 | 217.415 | 1121.226 |
| 年龄 | 40.236 | 9.143 |
| 工作收入(元/年) | 31993.661 | 36683.233 |
| 困难时能够提供帮助的人数 | 2.872 | 2.351 |
| 本社区内志愿组织数量 | 3.877 | 3.092 |
| 被访者在本社区内居住时间(年) | 9.771 | 8.682 |

表2 分类变量的描述统计

| 变量 | 样本百分比(%) | 变量 | 样本百分比(%) |
|--------------|----------|----------------------------|----------|
| 性别(男) | 55.96 | 党员 | |
| 婚姻 | | 是 | 30.19 |
| 已婚 | 84.71 | 否 | 69.81 |
| 离婚 | 4.75 | 户口 | |
| 丧偶 | 1.23 | 本市非农业 | 87.41 |
| 未婚或其他 | 9.22 | 外市非农业 | 5.09 |
| 住房(拥有有产权的住房) | 65.18 | 本市农业 | 3.40 |
| 志愿服务参与(是) | 47.48 | 外市农业 | 4.10 |
| 健康自评 | | 互助行为 | |
| 较好 | 69.51 | 过去一年给陌生人让座、指路等帮助(较多、经常) | 49.79 |
| 一般 | 27.59 | 过去一年给陌生人让座、指路等帮助(一般、较少、没有) | 50.36 |
| 较差 | 2.93 | 过去一年帮助乞讨者(较多、经常) | 20.85 |
| 教育 | | 过去一年帮助乞讨者(一般、较少、没有) | 79.29 |
| 本科以下 | 88.39 | 自己会帮助社区里其他人(比较同意、完全同意) | 52.60 |
| 本科或以上 | 11.61 | 自己会帮助社区里其他人(很不同意、比较不同意、一般) | 47.58 |

| 变量 | 样本百分比(%) | 变量 | 样本百分比(%) |
|------|----------|------------------------|----------|
| 职业 | | 城市法规 | |
| 第一层 | 19.30 | 有地方性志愿服务法规或在执行中央政策上有突破 | 67.49 |
| 第二层 | 34.20 | 没有地方性志愿服务法规 | 32.68 |
| 第三层 | 46.50 | | |
| 宗教信仰 | | | |
| 有 | 6.30 | | |
| 无 | 93.70 | | |

四、计量模型与估计结果

本文利用 Tobit 模型来探讨个体的社会经济地位和捐款额度之间的关系。Tobit 模型是受限因变量模型中常用的一种,适合处理因变量有大量删失值(比如:很多人的捐款额度为 0)的数据。Tobit 模型可以用如下关系表示:

$$y_i = \begin{cases} x_i\beta + e_i & \text{if } x_i\beta + e_i > 0 \\ 0 & \text{if } x_i\beta + e_i \leq 0 \end{cases}$$

$$t=1, 2, \dots, N$$

其中 N 为样本量; y_i 是因变量; x_i 为解释变量; β 为待估计的参数, e_i 为误差项。与 Logistic 模型相比, Tobit 模型充分有效地利用了“人们是否提供过捐赠”及“不同捐款人投入不同捐赠金额”这两部分有效信息。表 3 给出了 Tobit 模型的估计结果,包括各个变量的估计系数、标准误差和边际效应。

表 3 的模型结果显示个体社会经济地位的三个指标,教育、收入和职业均与捐款额度之间有显著的正向关系。这表明,社会经济地位越高的人捐款额度越大。

(一)个体教育水平与捐款额度的关系

个体教育水平的边际效应为 0.69,即,具有本科学历的城市居民比没有本科学历的城市居民平均而言多捐赠 69 元。Brown 和 Ferris (2007) 研究发现在美国具有大学教育的人比没有接受大学教育的人平均每年会多捐赠 334 美元。由此可见,大学教育对美国公民捐赠行为的影响更为强烈。这一方面是因为两国捐赠主体的格局不同,美国 80% 左右的捐赠来自个人,而中国现阶段是企业等法人组织占主导。另一方面是因为在美国,公益是一种从传统的宗教慈善发展而来的文化符号,是公民自发的一种亲社会行为。包括在申请某些大学时,除了学习成绩,公益参与也是一个重要的考核指标。

进一步细分不同捐款领域进行分析发现,无论何种教育水平的被访者,救灾都是其捐款的主要流向,这和被访者的教育水平没有关系。具有本科学历的被访者在教育领域的捐赠显著高于其他被访者,而没有本科学历的被访者在宗教领域的捐款显著高于有本科学历的。这表明与国外研究发现类似,教育对慈善捐赠的影响可能随着捐赠领域的不同而有所差别。

(二)个体工作收入与捐款额度的关系

个体工作收入与捐款额度之间也有显著相关关系。个体工作收入每增加 1%, 平均捐款额度会相应增加 0.25%。此数值低于美国的收入弹性 (Auten et al, 2002), 但是高于荷兰的 (Bekkers, 2004)。

进一步以“个人过去一年捐款额度占工作收入的比例”为因变量,且加入收入平方为控制变量做 Tobit 回归分析发现,变量“工作收入”的系数为“-8.32”,“工作收入平方”的系数为“0.39”,均在 0.01 水平上显著。这显示了典型的收入和捐赠之间的 U 型曲线关系,表明在年龄、教育、职业等其他特征一样的情况下,工作收入较低的群体所捐赠的钱占其收入的比例要高于某些中间阶层。此发现与美国以家庭为单位的研究结果一致。遗憾的是,由于本次调查只询问了被访者本人的捐款,没有办法探讨中国家庭捐款额度占家庭总收入比例与家庭总收入的关系。

为什么会出这种 U 型曲线,我们可以通过分析现阶段中国捐款的流向领域而得到启示。当询问捐过款的被访者“过去一年中,您为下面哪些领域捐过款”时,63.23% 的被访者首选救灾,9.02% 的首选扶贫,5.03% 首选助老助残。即,一共有 77.07% 的捐款人首选救灾、扶贫和助老助残。由于受中国传统文化的影响,救助处于灾难穷困中的人、失依老人、残疾人早已成了中国人约定俗成的道德规范。因此,作者认为在中国现阶段,

表3 社会经济地位与捐款额度的Tobit模型结果

| 自变量 | 系数 | 标准误差 | 边际效应 |
|------------------------------|------------|-------|--------|
| 年龄 | 0.371** | 0.152 | 0.143 |
| 年龄平方 | -0.004** | 0.006 | 0.008 |
| 性别(以“女性”为参照类别) | 0.011 | 0.311 | 0.005 |
| 住房(以“不拥有有产权的住房”为参照类别) | 0.614** | 0.346 | 0.223 |
| 志愿服务参与(以“没有参加”为参照类别) | 3.471*** | 0.312 | 1.281 |
| 婚姻(以“已婚”为参照类别) | | | |
| 离婚 | -0.271 | 0.691 | -0.101 |
| 丧偶 | -0.541 | 1.431 | -0.195 |
| 未婚或其他 | 1.071 | 0.661 | 0.415 |
| 教育(以“本科以下”为参照类别) | | | |
| 本科或以上 | 1.861*** | 0.474 | 0.695 |
| 工作收入 | 0.681*** | 0.245 | 0.253 |
| 职业(以“第一层”为参照类别) | | | |
| 第二层 | -1.321*** | 0.425 | -0.526 |
| 第三层 | -1.761*** | 0.442 | -0.683 |
| 健康(以“较差”为参照类别) | | | |
| 较好 | 0.981 | 0.871 | 0.234 |
| 一般 | 0.76 | 0.99 | 0.145 |
| 家中是否有未成年人 | 0.281 | 0.361 | 0.103 |
| 困难时能够提供帮助的人数 | 0.161** | 0.061 | 0.062 |
| 在本社区的居住时间(年) | -0.031* | 0.024 | -0.015 |
| 宗教信仰(以“无宗教信仰”为参照类别) | 1.000 | 0.600 | 0.370 |
| 政治面貌(以“不是中共党员”为参照类别) | 1.151*** | 0.345 | 0.437 |
| 户口(以“本市非农业”为参照类别) | | | |
| 外市非农业 | -1.271* | 0.736 | -0.447 |
| 本市农业 | 0.131 | 0.834 | 0.056 |
| 外市农业 | 0.211 | 0.794 | 0.083 |
| 互助行为 | | | |
| 过去一年是否给陌生人提供过帮助 | 0.711** | 0.322 | 0.266 |
| 过去一年是否给乞讨者提供过帮助 | 0.185 | 0.392 | 0.073 |
| 你会帮助社区里的其他人 | 0.401 | 0.303 | 0.155 |
| 城市政策(以“没有城市有地方性志愿服务法规”为参照类别) | -0.061 | 0.331 | -0.025 |
| 社区类型(以“老旧社区”为参照类别) | | | |
| 商品房社区 | -0.201 | 0.421 | -0.076 |
| 单位大院 | -0.501 | 0.437 | -0.191 |
| 保障房社区 | -1.546*** | 0.466 | -0.576 |
| 居住社区内志愿组织数量(个) | -0.191*** | 0.051 | -0.075 |
| 常数项 | -15.951*** | 3.951 | — |
| 观察值数量 | | 1899 | |
| 伪R ² | | 0.044 | |

注:(1)* $p < .1$; ** $p < .05$; *** $p < .01$ 。(2)因变量的单位为百元。

多数的捐款行为具有道德规范性,不捐款者会感受到来自周围人的压力或者自己内心的“不安”,这些压力将驱动低收入者去捐款,而且捐款的数额也需要符合某种最低标准。所以,我们看到在一定收入范围内,人们的捐赠金额随着收入的增加缓步上升,但实质上的捐赠占收入的比例并没有提升,而

是最终呈现出U型曲线的关系。

(三)个体职业与捐款额度的关系

职业对捐款数额的影响亦是明显的。三个职业层次之间呈现一种递进的关系。职业处于第一层次个体的捐赠额度大于职业处于第二及第三层次的个体。同时,职业处于第二层次个体的捐赠额

度也略大于职业处于第三层次个体。进一步分析处于第一职业层次被访者的单位类型,发现19.01%为党政机关、40.34%为国有事业、11.17%为国有企业,即,70.52%的被访者在体制内工作。毕向阳等(毕向阳、晋军、马明洁、何江穗 2010)研究发现:后单位制时代,体制动员因素在捐款方面保持着显著的效力。因此,职业与捐款之间的显著关系,可能大部分来源于中国尚存的“单位人”效应。

五、结论

本研究利用来自中国 27 个城市的微观数据讨论了个体社会经济地位与慈善捐款行为的关系,发现个体社会经济地位与慈善捐款行为有显著正相关关系。

(1)个体教育水平的边际效应为 0.69,即平均而言,具有本科学历的被访者比没有本科学历的被访者每年多捐赠 69 元,其结果在 0.01 水平上显著。(2)个体工作收入与捐款额度之间有显著相关关系。捐赠收入的拟弹性系数(semielasticity)为 0.25,即,个体工作收入增加 1%,平均捐款额度增加 0.25%。(3)职业与捐款之间亦有显著相关关系。处于第一职业层次的被访者比处于第二层次的

被访者平均多捐赠 52 元,比处于第三层次的被访者平均多捐赠 68 元,其结果在 0.01 水平上显著。

由于本文是从社会经济地位的视角来解释慈善捐赠现象,因此同时包括了教育、收入和职业三个变量。但是正如本文所展示的,每一个变量同捐赠之间的关系都比较复杂,比如:教育对慈善捐赠的影响可能取决于捐款领域。因此,笼统的结论可能掩盖了很多有意义的细节。故进一步聚焦解释视角、细分捐款领域和捐款途径进行分析是必要的。正如 Lloyd (1993)所阐明的观点一样:慈善捐赠与一个国家的文化密切相关,是一个国家历史、经济、政治和宗教力量的综合产物。因此,未来的研究中,从文化资本的视角对个体慈善捐赠进行解释是非常有意义的。此外,从捐款流向分析慈善捐款的再分配功能、探讨税收优惠对慈善捐赠的激励效应都是值得进一步研究的方向。

本文研究主要有如下两个缺陷:第一,数据中 27 个样本城市的实际生活成本存在较大差异,但是由于没有合适的数据,本研究所用的收入变量没有经过生活成本指数调整。第二,由于缺乏相关数据,本文只研究了正在工作的被访者的捐赠行为,所得结论显然与全部人群有一定偏差。

[参考文献]

- 毕向阳、晋军、马明洁、何江穗(2010). 单位动员的效力与限度——对我国城市居民“希望工程”捐款行为的社会学分析. 社会学研究(6):149-177.
- 陈旭清、曲纵翔(2012). 中国富人慈善事业的现状与对策——基于社会交换理论的分析. 经济社会体制比较(1):154-164.
- 侯俊东、杜兰英(2011). 影响个人捐赠决策的感知特性及其维度结构——基于中国的实证经验. 公共管理学报 8(2):109-118.
- 黄丹、姚俭建(2003). 当代中国慈善事业发展的战略路径探讨. 社会科学(8):75-79.
- 李春玲(2005). 当代中国社会的声望分层:职业声望与社会经济地位指数测量. 社会学研究(2):74-102.
- 刘培峰(2012). 宗教与慈善——从同一个站台出发的列车或走向同一站点的不同交通工具?世界宗教文化 01:44-46.
- 刘武、杨晓飞、张进美(2010). 城市居民慈善行为的群体差异——以辽宁省为例. 东北大学学报(社会科学版) 12(5):426-432.
- 罗公利、刘慧明、边伟军(2009). 影响山东省私人慈善捐赠因素的实证分析. 青岛科技大学学报(社会科学版) 25(3):56-61.
- 马小勇、许琳(2001). 慈善行为的经济学分析. 西北大学学报(哲学社会科学版) 31(4):93-98.
- 孟自强、彭建梅、刘佑平(2012). 2011 中国慈善捐助报告. 北京, 中国社会出版社
- 王名(2002). 非营利组织管理概论. 北京, 中国人民大学出版社.
- 王振耀(2012). 宗教与中国现代慈善转型——兼论慈悲、宽容、专业奉献及养成教育的价值. 世界宗教文化 01:38-43.
- 张网成(2010). 中国公民志愿行为研究(2011):现状、特点及政策启示. 北京, 知识产权出版社.
- 郑远长、彭建梅、刘佑平(2010). 2010 中国慈善捐助报告. 北京, 中国社会出版社
- 曾桂林(2008). 近 20 年来中国近代慈善事业史研究述评. 近代史研究 2:147-160.
- Auten, G. E., Sieg, H., & Clotfelter, C. T. (2002). Charitable giving, income, and taxes: an analysis of panel data. *American Economic Review*, 371-382.

- Bekkers, R., & N. D. De Graaf (2006). Education and prosocial behavior. *Manuscript, Utrecht University, Unpublished manuscript*. Retrieved April 11; 2007.
- Bekkers, R. (2004). Giving and volunteering in the Netherlands: Sociological and psychological perspectives. Ph. D.-dissertation, Department of Sociology, Utrecht University, Utrecht, the Netherlands
- Brown, E., & J. M. Ferris (2007). Social capital and philanthropy: An analysis of the impact of social capital on individual giving and volunteering. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 36(1):85-99.
- Bryant, W. K., Jeon-Slaughter, H., Kang, H., & Tax, A. (2003). Participation in philanthropic activities: Donating money and time. *Journal of Consumer Policy*, 26(1), 43-73.
- Duncan, O. D. (1961). A socioeconomic index for all occupations. in A. J. Reiss (ed.) *Occupations and Social Status*. New York: Wiley
- Halfpenny, P. (1999). Economic and sociological theories of individual charitable giving: complementary or contradictory? *Voluntas: International Journal of Voluntary and Nonprofit Organizations*, 10(3), 197-215.
- James, R. N., & Sharpe, D. L. (2007). The nature and causes of the U-shaped charitable giving profile. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 36(2), 218-238.
- Jas, P. (2000). "A gift relationship?: charitable giving in theory and practice", NCVO, London.
- Kottasz, R. (2004). Differences in the donor behavior characteristics of young affluent males and females: Empirical evidence from Britain. *Voluntas: International Journal of Voluntary and Nonprofit Organizations*, 15(2):181-203.
- Lloyd, T. (1993). *The charity business: The new philanthropists*, John Murray, London.
- Schervish, P. G., & Havens, J. J. (1995). Do the poor pay more: is the U-shaped curve correct? *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 24(1), 79-90.
- Schervish, P. G., & Havens, J. J. (1998). Money and magnanimity: New findings on the distribution of income, wealth, and philanthropy. *Nonprofit Management and Leadership*, 8(4), 421-434.
- Schervish, P. G., & Havens, J. J. (2001). Wealth and the commonwealth: New findings on wherewithal and philanthropy. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 30(1):5-25.
- Srnka, K. J., & Eckler, I. (2003). Increasing fundraising efficacy by segmenting donors. *Australasian Marketing Journal*, 11, 70-86.
- Wagner, D. (2000). *What's Love Got to Do with It?: A Critical Look at American Charity*. New York: New Press.
- Wu, S. Y., & Huang, J. T., & Kao, A. P. (2004). An analysis of the peer effects in charitable giving: The case of Taiwan. *Journal of family and economic issues*, 25(4), 483-505.
- Yen, S. T. (2002). An econometric analysis of household donations in the USA. *Applied Economics Letters*, 9(13), 837-841.

(责任编辑 侯珂 责任校对 侯珂 孟大虎)

Influence of Social Economical Status upon Charity Donation Behavior

LIU Feng-qin, LU Wei-jing

(School of Social Development and Public Policy, BNU, Beijing 100875, China)

Abstract: In recent years, there has witnessed a rapid development in the individual charity donation cause; it is therefore necessary to launch a profound investigation of the behavior per se. The paper adopts the Tobit Model to study the influence of the social economical status of China's urban citizens upon their charity donation behaviors. The statistic results show that there is a positive relation in between. That is, those who own a bachelor degree donate more than those who do not; however, the influence may vary according to donation domains. Meanwhile, the increase of income may also lead up to increasing the amount, but those who have less income may donate more than those who have the average income, which suggests a U model between the donation amount and the work income. Furthermore, profession and donation also have a positive relation, which may result from the "working unit people" effect that still exists in China. That is, institutional mobilization factors maintain a salient force in donation.

Key words: social economical status; donation behavior; income; education