

家庭禀赋、邻里效应与捐赠动机

——来自中国家庭追踪调查（CFPS）的证据

周晓剑 武翰涛

[摘要] 论文利用CFPS三期调查的面板数据，建立历时性Probit模型及城乡对比Tobit模型，从家庭禀赋和邻里效应两个机制考察中国家庭慈善捐赠行为的心理动机。研究发现：经济资本对是否捐赠和支出水平的正向影响程度随收入水平提高递减；人力资本对家庭捐赠行为呈稳定影响；社会资本对捐赠行为的促进效应随长期运动式行政摊派而下降。邻里效应和群体外部特征对家庭捐赠呈差异化影响。分样本回归表明，城市家庭依赖于高水平的家庭禀赋，农村家庭更遵循邻里间的社会纽带效应。据此建议，要加大教育资源投入，削弱行政化参与机制，建立沟通反馈渠道与公众服务机制，采取城乡差异性激励措施。

[关键词] 捐赠动机；家庭禀赋；邻里效应

一、引言

习近平总书记在十九大会议上提出要坚持打赢脱贫攻坚战，保障和改善民生水平。慈善事业有利于广泛汇聚社会帮扶资源，与精准扶贫、精准脱贫有效对接^①，为打赢脱贫攻坚战、实现全面建成小康社会的宏伟目标做出贡献。中国慈善联合会发布的《2017年度中国慈善捐助报告》指出，2017年我国慈善捐赠中企业和个人捐赠额之和占到捐赠总额的87.51%。由于个人和企业对我国慈善事业贡献了绝大多数力量，所以长期以来中国捐赠行为动机的研究对象以个人和企业为主。但是，已有研究显示慈善捐赠往往以家庭为一个统一的经济实体进行捐赠，其中夫妻共同决策是主流模式^②，在中国，家庭更是承担着最基础的社会单位角色。此外，受到家庭代际传递效应的慈善精神影响，家庭延续的慈善氛围往往使得捐赠是一种内化决策^③，而不是冲动行为。因此，家庭捐赠决策动机应与个人动机有所不同。然而，相较于国外多数大学

[作者简介] 周晓剑，南京邮电大学管理学院副教授、副院长。主要研究方向：统计建模与社会行为。本文另一作者为南京邮电大学管理学院武翰涛。

[基金项目] 国家自然科学基金项目“面向复杂计算机试验的在线双重稳健参数设计研究”（71872088；71401080）；江苏省社会科学基金项目“大数据背景下稳健管理决策模型研究”（17GLB016）。

① 谢琼：《贫困治理：中国慈善组织的实践与发展》，《社会保障评论》2017年第4期。

② Pamala Wiepking, Ineke Maas, "Resources That Make You Generous: Effects of Social and Human Resources on Charitable Giving," *Social Forces*, 2009, 87(4).

③ 张奇林：《慈善事业可持续发展论纲》，《社会保障评论》2017年第1期。

建立了专门关于家庭捐赠模块的调查问卷,如美国密歇根大学执行的全国收入动态调查(PSID),并已有较多学者取得了一定的研究成果,中国的家庭在慈善捐赠市场的角色和作用仍没有受到充分重视。作为国内新兴的研究领域,对家庭捐赠动机的研究依旧寥寥。

已有研究主要从家庭内部影响因素和外部影响因素两方面分析了家庭捐赠行为。内部因素包括都市化水平(城市、社区、农村)、家庭成员结构(家庭人数、劳动力数量、受教育年限等)、家庭年收入。这些家庭成员及整个家庭共同享有的能力和资源被总结为家庭禀赋。^①已有研究大多探究家庭禀赋的经济资本和人力资本维度对慈善捐赠的影响机制。Choi等运用美国中年发展调查的数据,验证了受教育程度、收入显著影响志愿时间和慈善捐赠。^②朱健刚、刘艺菲使用Tobit回归得出城市社区的捐赠额显著高于农村的捐赠额;^③人力资本的质量和劳动力数量均对捐赠水平起着促进作用。Yen研究得出捐赠参与度随着家庭收入水平的提高而提高^④,张进美等的研究也得到了相同的结论。^⑤值得注意的是,鲜有文献研究政治资本对家庭捐赠的影响。

外部因素包括社会文化、社区的慈善氛围、社会互动行为和“同群效应”。由于人是一种社会性动物,人的各种决策会不可避免地受他人影响。这种他人或群体行为对家庭或个人行为产生影响的现象被学者们概括为邻里效应。邻里效应在股市参与^⑥、博彩参与^⑦、风险厌恶与偏好^⑧等方面研究得到了很好的应用。目前,从邻里效应角度解释捐赠行为的研究有:Duffy和Kornienko的公共品博弈实验结果表明群体压力与互动行为引发被试者更多的捐赠行为。^⑨Meer等研究发现社会关系在捐赠决定方面起着非常重要的因果作用。^⑩由于较强的文化紧严程度和集体主义,邻里效应在中国居民身上更加凸显^⑪,可以推测家庭的捐赠行为很可能受到邻居行为的影响,但是鲜有文献用邻居间互动行为所产生的邻里效应来解释家庭慈善捐赠行为动机。

相比于目前研究,本文的创新点有:已有文献侧重研究影响家庭捐赠行为的内部因素,而本文基于经济学与心理学的理论基础,结合家庭禀赋与邻里效应两种机制构建计量模型,为家庭捐赠行为动机研究提供了一个新的理论视角。

① 石智雷、杨云彦:《家庭禀赋、家庭决策与农村迁移劳动力回流》,《社会学研究》2013年第3期。

② Namkee G. Choi, Diana M. Dinitto, "Internet Use among Older Adults: Association With Health Needs, Psychological Capital, and Social Capital," *Journal of Medical Internet Research*, 2013, 15(5).

③ 朱健刚、刘艺菲:《中国家庭捐赠规模及影响因素探析》,《中国人口科学》2017年第1期。

④ Steven T. Yen, "An Econometric Analysis of Household Donations in the USA," *Applied Economics Letters*, 2002, 9.

⑤ 张进美等:《家庭收支对居民慈善捐赠影响的实证分析——以辽宁省数据为例》,《东北大学学报(社会科学版)》2012年第4期。

⑥ Harrison Hong, et al., "Social Interaction and Stock-Market Participation," *The Journal of Finance*, 2004, 59(1); Pinghan Liang, Shiqi Guo, "Social Interaction, Internet Access and Stock Market Participation—An Empirical Study in China," *Journal of Comparative Economics*, 2015, 43(4).

⑦ 李涛、周开国:《邻里效应、满意度与博彩参与》,《金融研究》2006年第9期。

⑧ Kenneth R. Ahern, et al., "Peer Effects in Risk Aversion and Trust," *Review of Financial Studies*, 2014, 27(11).

⑨ John Duffy, Tatiana Kornienko, "Does Competition Affect Giving?" *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2010, 74(1).

⑩ Jonathan Meer, "Brother, Can You Spare a Dime? Peer Pressure in Charitable Solicitation," *Journal of Public Economics*, 2011, 95(7).

⑪ Cheol S. Eun, et al., "Culture and R2," *Social Science Electronic Publishing*, 2015.

二、理论分析与研究假设

(一) 家庭禀赋机制

家庭的基本决策以其所拥有的禀赋为基础,因此纳入家庭禀赋的理论视角能够有效拓宽行为机理的研究价值。通过梳理以往文献,国内最早对家庭禀赋进行研究的学者是孔祥智等,他将家庭禀赋定义为家庭及其成员天生具备以及后天获得的资源与能力,具体划分为4个维度:经济资本、人力资本、社会资本和自然资本。随着社会经济发展,自然资本的重要性逐渐降低。^①

结构化理论表明当某种行为决策处于一种社会结构中,实施者的决策会受结构化影响,并通过行为的实施产生新的结构,从而再度强化决策实施水平。由于家庭整体的行为是出于家庭基本单位的动机驱使,因此慈善捐赠的决策应是以满足该家庭所需要的内在动机而实行的,例如获得一定社会声誉、形成良好的家庭教育氛围、履行高级社会责任等。这也进一步表明,家庭会受家庭禀赋等结构化因素影响而进行慈善捐赠,而捐赠决策为家庭带来的其他收益会进一步强化该结构,使得家庭捐赠维持在一个较高的水平。结构最重要的3种构成因素是资源、规则和组织动员,对应到家庭禀赋3个维度分别是经济资本、人力资本与社会资本,故本文探讨家庭禀赋的3种资本维度对捐赠动机的影响。

1. 经济资本

Auten等较早分析经济资本对慈善捐赠水平的影响,利用美国15年的家庭纳税申报数据发现高水平、相对稳定收入的家庭是捐赠行为的响应性因素。^②此外,Pharoah和Tanner利用英国家庭调查的面板证据,通过对收入和年龄分类,结果显示较贫穷和较年轻的家庭的慈善捐赠水平较低,而年轻家庭的收入普遍低于中年家庭,说明经济资本在家庭捐赠水平上发挥重要作用。^③根据马斯洛需求理论,只有家庭满足了基本开支这一安全需求,才会进一步去实现较高层次的需求,譬如慈善捐赠这一满足自我实现需求的利他行为。结构化理论也表明,资源是构成结构的最主要因素,因此拥有优越经济条件的家庭拥有更多捐赠权力来源去增加捐赠参与度、提高捐赠水平。一般来说,城市家庭应当比农村家庭拥有更高水平的经济资本,其慈善捐赠的意愿应当更高。故本文提出以下假设:

H1: 家庭捐赠行为受到家庭收入水平的正向影响,且城市家庭的边际效应高于农村家庭。

2. 人力资本

其次,规则是组成结构的第二大因素。当家庭人力资本处于较高水平时,家庭内部会形成较为稳定的软规则,在软规则驱使下,家庭成员会更愿意完成自我的社会责任和利他行为。此外,人力资本水平的提高能够显著改变家庭成员的支出观念,当家庭拥有良好的受教育程度时,教育能够增强家庭成员对社会救济的责任感。同时,良好的受教育水平能够有效减少家庭的收入风险,使得家庭会进一步减少预防性储蓄而去进行慈善捐赠。由于家庭成员阅历的增长是另一

① 孔祥智等:《西部地区农户禀赋对农业技术采纳的影响分析》,《经济研究》2004年第12期。

② Gerald E. Auten, et al., "Charitable Giving, Income, and Taxes: An Analysis of Panel Data," *American Economic Review*, 2002, 92(1).

③ Cathy Pharoah, Sarah Tanner, "Trends in Charitable Giving," *Fiscal Studies*, 2010, 18(4).

种增加家庭人力资本水平的渠道,因此家庭的平均年龄越大,家庭慈善捐赠水平越高。已有的经验研究证明了这一点,Brown 和 Ferris 的田野实验发现,较高的人力资本素质会驱动捐赠者提高捐赠水平。^①Schokkaert 发现年纪大、受教育程度高的人倾向于向慈善组织付出更多的捐赠金额^②,这也表明了阅历、教育能够提高人力资本,而家庭的高水平人力资本有助于提高慈善捐赠的水平。另外,大量研究表明女性具有更强的社会责任导向和更明显的利他主义倾向。^③这种倾向也被称为女性关怀主义,因此户主为女性的家庭的捐赠水平相对更高。最后,考虑到地区经济越发达,家庭越有可能拥有更优质的教育资源和更广泛的社会资源,因此城市受教育程度和年龄对家庭捐赠水平的正效应理应高于农村家庭。故本文提出以下假设:

H2: 家庭捐赠行为受到家庭受教育程度的正向影响,且城市家庭的边际效应高于农村家庭。

H3: 家庭捐赠行为受到家庭年龄的正向影响,且城市家庭的边际效应高于农村家庭。

H4: 女性户主的家庭捐赠水平高于男性户主。

3. 社会资本

组织动员是构成结构的第三大因素。由于中国特殊的社会环境,家庭成员是否在事业单位对其捐赠水平影响尤为重要。在我国这种“后总体性社会”中,行政力量能够改变单位中个人的边际支出效用点,从而推动社会资源的转化。毕向阳等利用希望工程 20 年数据发现,体制内的组织动员捐赠高于外企、民企工作人员,进一步表明公益事业背后依托的行政色彩。^④刘凤芹等则基于大样本家庭调查数据验证了毕向阳所提出的“单位人”的特殊效应,且该效应显著表现于当家庭成员是党员的情况,此时体制的组织式动员对家庭慈善捐赠存在着显著的增强效应。^⑤因此,家庭成员所拥有的社会资本使其需要承担相应的社会责任,以及单位的行政式组织动员共同加强了家庭捐赠的行为水平。

另一方面,圣凯指出传统的慈善事业来源于人道主义,缺乏思想上和体制上的激励。^⑥而少数民族的慈善活动更有宗教观念的教导与激励,更具有持久性和热情。陆群发现,由于少数民族的氏族血缘性和小群体性根本特征,其慈善捐赠行为常呈现民俗化倾向、以及自发性和集体性^⑦,因此其慈善捐赠水平应当高于汉族。故本文提出以下假设:

H5: 家庭成员在体制内工作,对家庭捐赠行为水平呈正向影响。

H6: 家庭成员有党员时,对家庭捐赠行为水平呈正向影响。

H7: 家庭成员为少数民族时,对家庭捐赠行为水平呈正向影响。

① Eleanor Brown, James M. Ferris, "Social Capital and Philanthropy: An Analysis of the Impact of Social Capital on Individual Giving and Volunteering," *Nonprofit & Voluntary Sector Quarterly*, 2016, 36(1).

② Erik Schokkaert, "A General Framework for the Analysis of Preference Variation," *European Economic Review*, 2006, 19(2).

③ James Andreoni, Lise Vesterlund, "Which Is the Fair Sex? Gender Differences in Altruism," *Quarter Journal of Economics*, 2001, 116(1); David M. VanSlyke, Arthur C. Brooks, "Why do People Give? New Evidence and Strategies for Nonprofit Managers," *The American Review of Public Administration*, 2005, 35(3).

④ 毕向阳等:《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》2010年第6期。

⑤ 刘凤芹、卢玮静:《社会经济地位对慈善捐款行为的影响》,《北京师范大学学报(社会科学版)》2013年第3期。

⑥ 圣凯:《宗教慈善的本质、驱动力及其社会功能》,《中国宗教》2012年第3期。

⑦ 陆群:《论我国少数民族宗教慈善的特点及局限》,《齐鲁学刊》2013年第4期。

（二）邻里效应机制

实际上，家庭慈善捐赠的行为动机不仅是受家庭自身的捐赠能力或背景特征驱使的，更有可能来源于家庭所处的情境。近年不少研究都指出了家庭的行为决策会受到社区其他个体行为的影响^①。Schokkaert 将家庭的内外两方向互动称之为内生性互动与情境式互动，进一步地，利用经验数据表明了家庭捐赠水平受到社区的平均捐赠水平和群体外部特征的影响。^② 理性选择理论将家庭作为个体，探讨家庭个体行为的效用最大化，但并没有将个体放入社会网络中。而本文将探讨社区的邻里效应对家庭捐赠活动的影响机理。

1. 邻里社会捐赠影响机理

当家庭融入社区环境后，自身行为会随着邻里交往而产生变化。在其他家庭普遍进行较频繁的捐赠活动情况下，家庭个体也会产生利他动机的“光热效应”。An 从社会心理学的角度，考察了居民幸福感和邻里效应的关系，结果发现当社区处于感到较高的幸福感时，家庭个体的幸福水平也较高。^③ 这也说明了群体内部成员的互动交往不仅会导致成员个体的行为趋向一致，思想、认知水平等观念也会逐渐相似。换言之，社区的普遍慈善捐赠活动和理念，会通过群体交往而产生知识溢出，提高整个社区进行慈善捐赠的利他程度。另一方面，当群体存在一种普遍慈善行为时，会形成一类软规范，产生的群体压力进而使个体决策同步群体行为。由于软规范与运动式摊派命令存在着很大不同，表现为软规范不需要群体成员被动接收，而是基于个体为融入群体而主动模仿群体行为的心理动机。因此，通过这两种机理，最终能够使家庭慈善捐赠水平提高。同时，考虑到农村社区的文化紧密程度高于城市社区，农村家庭的行为决策所受影响更为显著。故本文提出以下假设：

H8：邻里社会捐赠效应对家庭慈善捐赠水平呈正向影响，且农村家庭的边际效应大于城市家庭。

2. 群体外部特征影响机理

社区群体外部特征对捐赠者个人行为可能存在两种重要的影响机制：首先，由于社区的平均捐赠资源存在高低，生活在群体中的家庭捐赠水平会朝群体平均水平靠拢。其次，当社区具有较高的平均人力资本、社会资本外部特征时，家庭会出于搭建关系、建立交流渠道而提高捐赠水平。最后，在社区具有良好外部特征情况下，接受方慈善组织的发育程度也有所提高，^④ 此时社区的捐赠网络更为便捷发达，能够有效提高慈善捐赠效率，避免无谓损失。由于城市居民的群体外部特征普遍高于农村平均水平，其正效应相对处于较高水平。故本文提出以下假设：

H9：群体外部特征对家庭慈善捐赠水平呈正向影响，且城市家庭的边际效应大于农村家庭。

① 余丽甜、詹宇波：《家庭教育支出存在邻里效应吗》，《财经研究》2018年第8期；晏艳阳等：《邻里效应对家庭社会捐赠活动的影响——来自中国家庭追踪调查（CFPS）数据的证据》，《经济学动态》2017年第2期。

② Erik Schokkaert, "A General Framework for the Analysis of Preference Variation," *European Economic Review*, 2006, 19(2).

③ Weihua An, "On the Directionality Test of Peer Effects in Social Networks," *Sociological Methods & Research*, 2016, 45(4).

④ 武靖国、毛寿龙：《从“操作规则”到“规则的规则”——我国慈善组织治理结构的演进》，《社会政策研究》2017年第1期。

三、研究设计

（一）样本选择与数据来源

本文数据主要来自北京大学中国社会科学研究中心和密歇根大学社会研究中心发布的 2012 年、2014 年和 2016 年的“中国家庭跟踪调查”项目全国调查数据 (CFPS)。数据覆盖除去西藏、青海、宁夏、新疆和内蒙古的中国 25 个省 / 市 / 自治区。CFPS 问卷设计包括村 (居) 问卷, 家庭问卷和个人问卷, 3 类问卷分别代表了社区环境, 家庭环境和个人状况, 因此能够更好地反映中国的经济发展和社会变化。本文利用其中的家庭问卷, 对关键变量缺失的数据进行剔除, 并考虑到样本中存在退出调查与进入调查的家庭使得面板不平衡, 对其进行剔除, 转化为平衡面板数据, 最终获得 13074 户截面观测值, 样本共计 39222 个。

（二）研究变量

1. 被解释变量: 被解释变量为家庭捐赠活动, 具体划分为两个指标, 一是虚拟变量“家庭是否进行捐赠” (是 =1, 否 =0), 二是连续变量“过去一年家庭的具体捐赠数额”。利用虚拟变量建立 Probit 模型可以很好地反映影响家庭捐赠的行为决策, 而利用连续变量建立 Tobit 模型是为了克服在社会中公开家庭捐赠信息的人群会虚假抬高捐赠金额的情况^①, 结合两者综合分析能较好地考察家庭捐赠动机。

2. 解释变量: 解释变量为家庭禀赋、邻里效应。其中, 家庭禀赋的指标有: 户主收入水平 (万元)、受教育程度 (文盲 / 半文盲 =1, 小学 =2, 初中 =3, 高中 =4, 大专 =5, 大学本科 =6, 硕士 =7, 博士 =8)、年龄、性别 (男 =1, 女 =0)、是否在体制内 (是 =1, 否 =0), 是否为党员 (是 =1, 否 =0), 民族情况 (少数民族 =1, 汉族 =0)。

关于社区邻里效应, 借鉴 Ling 等的做法, 用社区内除家庭以外的其他家庭平均慈善捐赠活动来衡量^②, 即:

$$PeerDonation_{-i}^c = \frac{\sum_{j \neq i}^{N^c} Donation_j^c - Donation_i^c}{N^c - 1}$$

式中, $PeerDonation_{-i}^c$ 为社区 c 的平均慈善捐赠活动水平, N^c 表示社区 c 内家庭数。

参考该公式, 社区外部特征的指标继续利用该变量除本家庭之外的其他家庭的均值表示, 包括社区户主平均收入水平、年龄、性别以及社区家庭成员平均体制情况、入党情况、民族情况。为了避免异方差, 对其中家庭捐赠支出、家庭收入水平、户主年龄、社区平均捐赠支出、社区平均收入、社区平均年龄等 6 个连续变量取对数处理。

3. 控制变量: 将调查家庭所在省份和调查的时间作为控制变量纳入计量模型回归, 以控制区域差异和时间差异导致的外生效应。

① Julio J. Rotemberg, "Charitable Giving When Altruism and Similarity Are Linked," *Journal of Public Economics*, 2011, 114(2).

② Chen Ling, et al., "Peer Effects in Consumption among Chinese Rural Households," *Emerging Markets Finance and Trade*, 2018, 54(10).

四、经验分析

(一) 描述性统计

表1显示了各变量的描述性统计结果。关于家庭捐赠水平的两个测度,家庭慈善捐赠活动在3次调查中基本保持一致,同时慈善捐赠绝对支出额水平几乎均等。同时,中国家庭收入水平在逐年提高,表明我国家庭的公众慈善意识处于“疲软”状态。

对于家庭禀赋的各测度变量,户主受教育程度维持在小学学历以上水平,与此相对应的是户主年龄也在50岁左右,表明在这一年龄段的受访者学历同样相仿。3次调查中,户主的性别受限于各地风俗习惯,呈现出男女两分状况,而民族情况则表现为汉族户主占绝大多数的特点。此外,衡量政治资本的党员身份、以及是否在体制工作两测度变量均在CFPS2016年调查中呈现一个较高的水平。

对于邻里效应的各测度变量,首先对于邻里效应的直接衡量变量——社区平均捐赠水平而言,其均值和标准差约为353及334,这一结果略低于家庭捐赠水平。此外,群体外部特征变量的均值大多低于家庭禀赋对应变量。

对于控制变量社区的城乡位置,样本结果表现出调查机构为平衡城乡比例而设计的抽样结果,即受访对象中的城市和农村家庭数几乎相等。

表1 各变量的基本统计量

变量		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
		CFPS2012(13074户)		CFPS2014(13074户)		CFPS2016(13074户)	
DV: 家庭慈善捐赠	家庭是否捐赠	0.274	0.379	0.274	0.380	0.275	0.380
	家庭捐赠额度	363.329	293.297	363.409	293.329	362.345	263.204
解释变量: 家庭禀赋	收入水平	41693.27	58875.76	46146.35	148980.60	52941.33	166416.5
	教育水平	2.285	1.566	2.288	1.570	2.286	1.567
	年龄	48.908	14.937	52.894	14.949	50.899	14.948
	性别	0.467	0.499	0.521	0.499	0.487	0.499
	是否在体制内工作	0.045	0.399	0.053	0.398	0.049	0.399
	是否为党员	0.097	0.299	0.105	0.298	0.101	0.298
	民族情况	0.924	0.156	0.984	0.156	0.984	0.156
解释变量: 邻里效应	社区平均捐赠水平	351.654	334.315	353.282	334.393	355.581	334.364
	社区平均收入水平	40033.72	29968.14	44993.17	30004.84	55091.85	39966.53
	社区平均教育水平	2.229	0.731	2.641	0.730	2.621	0.745
	社区平均年龄	47.605	4.716	49.605	4.716	51.605	4.716
	社区平均性别	0.493	0.126	0.493	0.126	0.493	0.126
	社区平均体制内工作人数	0.051	0.314	0.051	0.316	0.052	0.315
	社区平均党员人数	0.089	0.081	0.091	0.090	0.097	0.09
	社区平均民族情况	0.870	0.163	0.868	0.165	0.867	0.164
控制变量: 居住地区		0.467	0.499	0.467	0.499	0.467	0.499

(二) 面板 Probit 模型估计

为进一步验证家庭禀赋和邻里效应对家庭慈善捐赠行为的影响,本文对于3次调查分别回归观察历时性中解释变量的边际效应变化,并对全样本面板数据进行混合 Probit 回归,结果如表2所示。

表2 分调查年限 Probit 回归(有捐赠=1)

DV: 家庭是否捐赠	(1)	(2)	(3)	(4)
	CFPS2012	CFPS2014	CFPS2016	CFPS_ALL
收入水平	0.113*** (6.76)	0.073*** (3.68)	0.066*** (7.08)	0.085*** (4.18)
教育水平	0.011 (1.24)	0.006 (0.58)	0.012 (1.29)	0.009* (1.72)
年龄	0.016*** (13.61)	0.019*** (12.79)	0.019*** (12.52)	0.017*** (22.61)
性别	-1.007** (-2.73)	-0.471*** (-8.96)	-0.119*** (-4.12)	-0.131*** (-6.29)
是否在体制内工作	0.883 (1.52)	0.403*** (7.68)	0.103*** (3.60)	0.204** (2.18)
是否为党员	0.157*** (5.71)	0.107*** (3.21)	0.106 (0.20)	0.087*** (5.20)
民族情况	-0.058 (-0.59)	-0.047 (-0.40)	-0.050 (-0.51)	-0.064 (-1.07)
社区平均捐赠水平	0.124** (2.20)	0.117 (0.56)	0.112 (1.07)	0.115** (2.33)
社区平均收入水平	-0.078*** (-6.60)	-0.054*** (-3.72)	0.078*** (6.18)	0.065*** (8.87)
社区平均教育水平	-0.005 (1.33)	0.005 (1.07)	0.005 (1.09)	0.004* (1.69)
社区平均年龄	0.055* (1.74)	-0.061 (-1.47)	0.064* (1.71)	0.043** (2.11)
社区平均性别	0.120 (1.13)	0.158 (1.23)	0.073 (0.66)	0.108* (1.65)
社区平均体制内工作人数	0.140*** (4.25)	0.102** (2.74)	0.121*** (3.67)	0.131*** (6.63)
社区平均党员人数	-0.031** (-2.84)	-0.028** (-2.15)	-0.036** (-3.17)	-0.034*** (-5.12)
社区平均民族情况	0.011 (0.14)	0.006 (0.06)	0.007 (0.08)	-0.001 (0.11)
Intercept	-1.198*** (-4.91)	-2.335*** (-7.71)	-0.599** (-1.99)	-1.690*** (-10.81)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.035***	0.042***	0.030***	0.029***

注:表中各估计系数为 Probit 模型的边际效应结果;*** $p \leq 0.01$, ** $p \leq 0.05$, * $p \leq 0.10$ 。

本文考察的重点之一是家庭禀赋机制对家庭慈善捐赠行为的影响。首先,家庭经济资本在1%显著性水平正向影响捐赠水平,家庭收入每提高1%,家庭进行捐赠的概率提高0.085%,假设H1得到验证。随着3次调查期间家庭收入的提高,经济资本对家庭捐赠的边际效益不断递减。其次,关于测度人力资本的变量教育水平、户主年龄,其边际效应都呈正向。这也表明,一方面家庭受教育程度的提高能够增强家庭的公共意识,另一方面随着户主认识阅历的提升,家庭会偏好慈善捐赠活动。同时,性别在5%显著性水平上负向影响家庭捐赠行为,表明女性具有更丰富的社会关爱意识。据此可分别验证假设H2、H3、H4。最后,对于测度社会资本的变量。第一,家庭的体制内工作背景对于慈善捐赠活动的影响系数随年份增加而递减,这主要是因为2016年《慈善法》明确规定会惩罚行政机构对于慈善行为的摊派或变相摊派,于是单位人利用捐赠获取政治资源的现象得到规制,使得这种“单位人”效应逐年减弱。第二,党员身份对于家庭选择慈善捐赠的正效应也在逐年递减,但仍对家庭提高捐赠行为有促进作用。与体制内工作背景有所不同的是,党员身份使得行为人更具有社会责任感和奉献意识,其行为更具备主观关心社会的精神存在。这也解释了为何党员身份对家庭捐赠行为的边际效应递减速率较低,即下降部分更有可能来源于行政摊派机制的削弱。第三,家庭民族情况始终对捐赠行为呈负向影响,且影响系数非常相近,表明少数民族的宗族文化对于家庭行为影响应当存在一个可持续的内化影响机制,使家族行为亲社会特征明显。据此,假设H5、H6、H7得到验证。

本文考察的另一个重点是邻里效应机制对家庭慈善捐赠行为的影响。首先观察邻里社会捐赠效应的估计结果,尽管分组估计结果的系数与前文理论假设相一致,但Probit模型的系数识别效果并不显著,因此本文将在下文进一步对此核心解释变量进行稳健性检验以进一步探究H8的可靠性。其次考察群体外部特征变量,社区平均收入水平、社区平均体制内工作背景、社区平均党员人数都显著影响家庭捐赠行为。社区平均收入水平的分组估计存在异质性效应,前两期估计结果表现为“挤出效应”,而CFPS2016和全样本面板估计结果则表现出“溢出效应”。作为被动摊派性质的体制内工作则与主动承担社会责任的党员身份呈反向效应。体制工作背景的正边际效应表明社区体制工作人员的慈善捐赠中应存在锦标赛机制,即行政单位与社区存在一定关联性,使得家庭捐赠易受社区的体制背景影响。综上所述,H9得到验证。另外,由于弱识别及传递效应弱的影响,社区平均教育水平、年龄、性别、民族情况的回归结果均未通过显著性检验。

(三) 面板Tobit模型估计

以往学者通常采用简单的对数线性方法来分析居民的捐赠动机,但是采用OLS估计的情况下,家庭是否存在捐赠行为和捐赠数额不同会导致观测结果的不一,从而使得估计结果存在有偏性。Brown等指出Tobit模型可以有效解决这个问题^①,故本文建立面板Tobit混合回归模型,以家庭捐赠额度为被解释变量分城乡进行估计,结果见表3。

① Sarah Brown, et al., "Modelling Charitable Donations to an Unexpected Natural Disaster: Evidence from the U.S. Panel Study of Income Dynamics," *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2014, 84(1).

表 3 分城乡 Tobit 估计结果

DV: 家庭捐赠额度	(5)	(6)	DV: 家庭捐赠额度	(5)	(6)
	农村	城市		农村	城市
收入水平	0.113*** (5.71)	0.118*** (4.30)	社区平均教育水平	-0.005** (2.04)	0.009 (0.33)
教育水平	0.178 (1.00)	0.412** (2.11)	社区平均年龄	-0.489*** (-6.99)	0.175** (2.22)
年龄	0.204* (2.02)	0.541*** (4.30)	社区平均性别	-0.148 (0.69)	-0.218 (-0.86)
性别	-2.266 (-1.28)	-2.650** (-2.55)	社区平均体制内 工作人数	0.158** (2.29)	0.023 (0.29)
是否在体制内工作	0.019 (0.28)	0.222** (2.72)	社区平均党员人数	0.048** (2.13)	-0.010 (-0.36)
是否为党员	-0.050 (-0.89)	0.197** (2.95)	社区平均民族情况	0.318** (1.96)	0.171 (0.88)
民族情况	0.351 (1.55)	0.113*** (1.22)	Intercept	5.492*** (9.77)	4.607*** (8.22)
社区平均捐赠水平	0.251** (2.34)	0.210** (2.07)	时间固定效应	控制	控制
			省份固定效应	控制	控制
社区平均收入水平	-0.070*** (-3.25)	-0.054*** (-8.25)	chi ²	133.52***	135.13***

注: *** $p \leq 0.01$, ** $p \leq 0.05$, * $p \leq 0.10$ 。

首先观察家庭禀赋变量对家庭慈善捐赠水平的影响。正如上文理论分析,对于城市家庭而言,由于更高水平的经济资本作为基础,每提高一单位收入水平,对家庭捐赠水平都高于农村家庭的正效应。其次,城市家庭拥有更多基础设施及配套资源,长时间生活在城市能够有效提高家庭的异质性人力资本水平,因此年龄和教育水平都表现为城市家庭的更高水平促增长效应。此外,分组回归结果都显示出当城乡家庭的户主为女性时,对家庭捐赠水平有提高作用,与上文估计结果一致。考虑社会资本变量,可以进一步看出城市家庭呈现出水平更高的“单位人”表现,即体制工作背景和党员背景对慈善捐赠水平的正效应都高于农村家庭,而民族情况与此正相反。这也揭示了农村家庭慈善捐赠可能更加依托于其社会资本中文化逻辑。在农村中由于宗族文化、宗祠文化等传统文化根深蒂固的影响,其家庭行为决策更多呈现出诸如慈善捐赠、农村公益事业支出的亲社会行为,受到家庭较弱经济资本的影响,其对农村集体的归属感更强。而民族情况加深了这一纽带联系,因此对家庭慈善捐赠水平的促增长效应更高。

进一步考察邻里效应机制对家庭捐赠水平影响。对于邻里社会捐赠效应的直接影响,结果仍然表明农村家庭的系数估计值高于城市家庭,这印证了上文对家庭民族情况的解释,即农村家庭社会纽带联系增强了其邻里行为的溢出效应。对于群体外部特征变量,一方面,相比城市

家庭而言,农村家庭受群体外部特征影响更加显著,各变量的模型识别性也有显著提高。尤其是农村家庭社区的体制内工作状况与党员状况,都显著提高捐赠水平,体现出农村家庭对于意见领袖的积极支持态度。另一方面,城市家庭估计系数较高的变量分别是社区平均教育水平与社区平均性别。前者表明较高水平的社区人力资本能够在社区家庭交往过程中产生更广泛的空间溢出效应,后者则解释了城市家庭的社区同性竞争性,即同一社区家庭存在的竞争心理动机,因此平均性别越接近女性,家庭慈善捐赠支出水平就越高。

(四) 稳健性检验

上文 Probit 估计结果中,邻里效应的系数值始终不显著,这是由于 Probit 模型无法解决邻里效应中可能存在的关联效应和放射性问题。为了进一步减少模型内生性对估计结果影响,本文进行稳健性检验。对于通常数据而言,内生性问题主要有3种可能,分别是遗漏变量、测量误差或反向因果,鉴于本文采用 CFPS2012、2014、2016 的短面板大样本数据,并在计量模型设计控制一系列变量,能够有效减少前两者导致的内生性。因此,为解决研究设计中主要存在的反向因果问题,借鉴晏艳阳等的做法,将解释变量邻里效应的滞后期作为解释变量,选取邻里效应为工具变量,对面板数据进行分组的 IVprobit 回归。^①这是由于,受到信息获取渠道影响,信号传递过程会产生滞后效应,同时考虑到家庭慈善捐赠行为的持续性对捐赠水平的显著正向影响^②,社区平均捐赠水平应受上一期捐赠水平影响。此外,解释变量中家庭禀赋与邻里效应只影响本期行为,下一期社区平均捐赠情况并不会影响本期家庭的慈善捐赠水平,因此符合工具变量假设。模型估计结果如下表4所示。模型(7)利用 CFPS2012、2014 两次调查面板数据,以邻里效应滞后一阶进行估计。模型(8)利用 CFPS2014、2016 两次调查面板数据,同样使用邻里效应的滞后一阶进行估计。模型(9)则为全样本下,使用邻里效应的滞后二阶作为解释变量的估计结果。

表4 IVprobit 估计结果

DV: 家庭是否捐赠	(7)	(8)	(9)
	CFPS2012—2014	CFPS2014—2016	CFPS2012—2016
社区平均捐赠水平(滞后)	0.165** (2.21)	0.182*** (3.44)	0.144*** (4.21)
家庭禀赋特征变量	控制	控制	控制
群体外部特征变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
R^2	0.055***	0.047***	0.052***

① 晏艳阳等:《邻里效应对家庭社会捐赠活动的影响——来自中国家庭追踪调查(CFPS)数据的证据》,《经济学动态》2017年第2期。

② 杨永娇、张东:《中国家庭捐赠的持续性行为研究》,《学术研究》2017年第10期。

表 4 结果表明, 将社区平均捐赠水平的滞后期作为解释变量, 选社区平均捐赠水平为其内生的工具变量, 最终估计结果显示边际效应均在 5% 显著性水平为正, 表明工具变量选取具备合理性, 最终验证了假设 H8 的可靠性。

五、结论与建议

本文从社会经济学角度出发, 利用 CFPS2012、2014、2016 三期调查的面板数据, 建立 Probit 模型和分城乡面板 Tobit 模型, 从家庭禀赋和邻里效应两个机制综合考察了中国家庭慈善捐赠行为的心理动机, 并加入工具变量建立 IVprobit 模型进行稳健性检验。最终得到了如下的结论与启示。

首先, 对于家庭禀赋影响机制而言, 经济资本对家庭捐赠行为及支出水平发挥着基础性作用, 但随着收入增长其边际效应不断下降。衡量人力资本的受教育程度、户主年龄、性别都对家庭捐赠行为呈稳定而又显著的影响。从现实启示上来讲, 这需要进一步发展国民经济、提高家庭收入水平, 同时加大教育资源的投入提高人力资本水平, 为家庭捐赠的持续性发展提供持续动力。事实上, 党和政府始终都重视经济和教育的发展, 这在一定程度上解释了家庭捐赠总额提高的趋势。对于社会资本中体制工作背景和党员身份, 分别揭示了被动的行政摊派的“单位人”效应与主动承担社会责任的带头效应。这种动员在初期增加了家庭参与慈善捐赠活动的可能性, 有利于非生产性财富的转移。然而, 长期运动式行政摊派会使民众产生捐赠惰性, 不断降低捐赠意愿。同时由于《慈善法》禁止行政摊派的规定, 两者的边际效应都有一定程度下降, 但更为主观的党员背景下降较为缓慢。因此, 政府需要进一步削弱行政化参与机制, 充分理解组织动员的合理性与适用性, 加强党建, 发挥党员的带头作用, 使家庭的慈善捐赠行为更多出自更具稳定性的主动捐赠, 逐渐演化成内化行为。

其次, 邻里社会捐赠水平对家庭捐赠具有直接推动作用。因此, 加强社区慈善宣传服务, 建立沟通反馈渠道与公众服务机制,^① 促进邻里交往程度, 充分发挥邻里效应对家庭禀赋的有效补充作用。对于群体外部特征影响机理, 社区平均体制内工作情况呈现出锦标赛机制, 具有显著正向溢出效应, 而党员身份却与此相反。此外, 其他群体特征变量则表现出弱识别的控制变量特点。据此, 需要进一步发挥社区有号召能力人物的影响力, 引导社区居民主动参与善经济、主动支持公益事业发展, 形成互助友爱的社区风尚。

最后, 对于城乡家庭的影响机制存在异质性差异的特点, 需要针对不同经济、文化背景人群采取不同的激励措施。由于更加优化的家庭禀赋, 城市家庭大多资本维度指标的边际效应都高于农村家庭, 尤其是经济资本与人力资本。因此, 政府需要进一步提高村落的经济发展和教育基础, 尽快激发农村家庭慈善捐赠的内在机理。另外, 农村家庭慈善捐赠更多是宗族文化、宗祠文化等传统文化根深蒂固影响下的行为, 其社会纽带效应远高于城市家庭, 使

① 陈斌:《改革开放以来慈善事业的发展与转型研究》,《社会保障评论》2018 年第 3 期。

得其慈善行为更易受邻里效应与民族特征影响。因此要加强对传统文化的保护与培育，给予其生长的土壤，使农村社区的文化共同体更加紧密，以促使农村家庭的慈善行为成为一种内在驱动的稳定行为。

Family Resource Endowment, Neighborhood Effect and Donor Motivation: Evidence from China Family Panel Studies (CFPS)

Zhou Xiaojian, Wu Hantao

(School of Management, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing 210023, China)

Abstract: Using the three-phase panel data of the CFPS surveys, this paper establishes a diachronic Probit model and an urban-rural contrast Tobit model, and examines the psychological motivation of Chinese family charitable donations from two mechanisms: family resource endowment and neighborhood effect. The study finds that the positive impact of economic capital on the amount of donation decreases with an increase in income; human capital has a stable impact on family donation behavior; and the enhancing effect of social capital on donation behavior declines with more bureaucratic collection campaigns. The neighborhood effect and the external characteristics of the group have a differentiated effect on family donation. The sample-by-sample regression shows that while urban families rely on high levels of family resource endowment, rural families are more dependent on neighborhood social ties. Therefore, it is advisable to increase investment in the education sector, weaken the bureaucratic administration, establish channels of communication and public service system, and adopt differential incentive policies in urban and rural areas.

Key words: donor motivation; family resource endowment; neighborhood effect

(责任编辑: 李莹)