

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

晏艳阳 邓嘉宜 文丹艳

内容提要:本文分析了邻里效应对家庭社会捐赠活动产生的影响。基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的回归结果显示:(1)群体成员参与社会捐赠活动提高了家庭参与社会捐赠活动的期望,社区群体平均社会捐赠活动每增加1个百分点,家庭选择社会捐赠的概率上升约0.327~0.549个百分点。(2)互联网等其他信息获取渠道会降低邻里效应对家庭社会捐赠活动的影响程度,这一结论证实了其他信息获取渠道与社会互动之间具有一定的替代关系。通过利用中国户口系统的特点、群体在调查时期过去一年内平均医疗支出作为邻里效应的工具变量以及模拟抽样检验等方法,本文较好地解决了关联效应和反射性问题对邻里效应的估计带来的影响,且结论依然成立。这说明,尽管新兴信息传播方式对居民行为的引导产生了很大影响,但邻里之间的直接信息传播仍然是不可忽略的重要途径。

关键词:邻里效应 社会捐赠活动 模拟抽样

一、引言

作为“第三部门”资源,慈善捐赠具有市场机制和公共财政所不能替代的独特功能,同时也是减少贫富差距、促进社会公平正义与维持社会和谐稳定的重要因素。根据中国社会科学院发布的《中国慈善发展报告(2016)》,我国的慈善捐赠总额近年出现较大的波动,说明随着所处环境的变化,社会捐赠活动会随之发生变化(图1)。不少学者对影响家庭社会捐赠行为的因素进行了研究,如经济发展、教育水平和宗教信仰等。值得注意的是,从本质上讲人是一种社会性动物,人的各种决策不可避免地受到他人的影响(Manski,1993,2000)。学者们将这种他人(或群体)的行为(思想)对个人行为(思想)产生影响的现象称之为邻里效应。邻里效应的提出引起了学者们的浓厚兴趣,相关研究包括:股市参与(Hong et al,2004;Liang & Guo,2015)、博彩参与

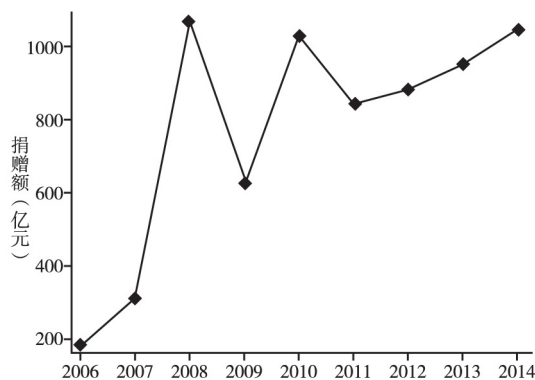


图1 2006—2014年中国社会捐赠总额变动情况

(李涛、周开国,2006)、风险厌恶和信任(Ahern et al,2014)、儿童肥胖问题(Nie et al,2015)以及运动员能力提高(Yamane & Hayashi,2015)等。居民社会捐赠作为一种重要的社会活动,与上述活动一样极有可能受到周围人群行为的影响而存在邻里效应,但目前还鲜有研究从这个角度展开。事实上,由

^{*} 晏艳阳、邓嘉宜,湖南大学金融与统计学院,邮政编码:410006,电子邮箱:yyyang@hnu.edu.cn, dji3722@126.com;文丹艳,湖南大学工商管理学院,邮政编码:410082,电子邮箱:wdy_hnu@126.com。本文受到国家自然科学基金创新研究群体项目(71221001)、国家社会科学基金重点项目(16ATJ003)和国家统计局重大项目(2015LD06)的资助。感谢匿名审稿专家的意见和建议,感谢北京大学社会科学调查中心提供的“中国家庭追踪调查(CFPS)”项目数据,文责自负。

于较强的文化紧严程度和集体主义,中国居民更容易受到他人的观点或行为的影响(Eun et al, 2015),因此可以推测家庭的社会捐赠活动也很可能受到群体成员的影响。同时,电视、互联网等新的传播媒介的普及与推广丰富了人们学习和获取信息的方式。由于家庭信息处理能力有限,必须在不同的信息渠道间进行选择,因此对邻里间接触性信息传播(社会互动)的效果可能产生影响,表现为邻里效应的削弱,本文对其他信息获取渠道与社会互动之间的替代作用等方面进行了拓展性检验。

从当前国内外研究来看,本文的贡献体现在两个方面。一是关于社会捐赠活动影响因素的相关研究,以往的文献更多地侧重政府、文化或个人特征等视角,缺乏从邻里之间社会互动角度及其与其他信息渠道之间的相互作用关系的研究,本文为社会捐赠活动影响因素相关方面的研究提供了一个新的视角,并发现了一些有意义的结论。与正在兴起的经济学和心理学结合解释个人行为的研究密切相关,本文正是在此类相关文献的基础上,进一步探索邻里效应在家庭社会捐赠活动中的存在性。

二是本文对邻里效应在中国的研究应用进行了有益的补充。邻里效应被广泛地应用于各种社会问题的研究与政策评估中,如教育学、种族隔离以及反贫困问题等相关研究。尽管国外大量文献已经对邻里效应问题展开全方面地探讨,但国内对此类问题的研究很少,本文的结论为了解我国居民社会捐赠活动的环境影响因素提供了支持。

二、文献回顾与研究假说

(一)文献回顾

居民社会捐赠活动影响因素的相关研究十分丰富,概括而言主要包括三个方面:政府政策因素、文化因素以及人口统计学因素。

1. 政府政策因素。这方面的研究认为,公众的社会捐赠活动是建立在政府对慈善事业支持的基础上的。政府在经济发展和提供慈善公共服务上的表现越好,居民进行社会捐赠的概率越高。Brooks (2004)认为,制度是影响捐赠行为的重要因素,如慈善机制的完善、税收优惠政策等。大量经验研究表明,不论是在发展中国家还是发达国家,政府在促进经济发展、处理腐败与贫富差距问题以及提供规范透明的慈善相关服务方面的失职会非常显著地降低公众社会捐赠的意愿(Bendapudi et al, 1996; Shabbir et al, 2007; 江希和, 2007; 丁美东, 2008; Li et al,

2011; 杜兰英等, 2012)。

2. 文化因素。文化因素对居民社会捐赠活动的影响深刻且稳定。不同文化背景下人们对慈善的看法具有非常大的差异。慈善文化将与人为善的理念内化于个体,促使个体进行公益性慈善捐赠(Iannaccone, 1997; Loseke, 1997; Cohen, 2005; 杨方方, 2009; 周怡、胡安宁, 2014)。杨方方(2009)通过对中美两国慈善发展情况进行的比较研究发现,正是由于两国慈善文化的差异,导致了不同的慈善事业。

3. 人口统计学因素。这方面的研究认为,社会捐赠活动是由个人成长过程中的社会化过程塑造的,政府政策因素或文化因素难以对社会捐赠活动构成决定性的影响(O'Neill, 2001; Andreoni et al, 2003; Van Slyke & Brooks, 2005; 蒋晶, 2014; 苏媛媛、石国亮, 2014; 罗俊等, 2015)。因此,个人人口统计学要素(如年龄、民族、性别、收入水平、社会地位和教育程度等)已成为有关个人社会捐赠活动相关实证研究关注的自变量或控制变量(Einolf, 2011; Mesch et al, 2011; 张进美等, 2011; 南锐、汪大海, 2013)。

综上所述,居民社会捐赠活动的影响因素很复杂。总体而言,国外学者对个人捐赠行为进行了更深入的研究,国内大多理论研究还停留在企业捐赠方面或对慈善机构的政策建议上。事实上,目前个人捐赠占中国捐赠总额的比重呈现不断下降的趋势:2011年个人捐款总额占总捐款额的比重约为31.62%,2014年下降为11.10%,已连续3年下降^①。伴随着中国慈善捐赠事业的改革与成长,既有的国内慈善捐赠研究已无法满足实践对理论的需要。因此,开展有关个人捐赠行为的理论研究有助于中国慈善事业更好地发展。从影响因素来看,现有理论无法完全解释目前的一些社会捐赠现象。例如,政府政策理论无法解释在2007年之前中国经济处于高速增长、相关制度不断完善,但社会捐赠增长缓慢的现象;文化因素对冰灾和汶川大地震之后的中国社会捐赠水平持续保持在较高水平具有较弱的解释能力;人口统计学因素集中考虑个人特征对社会捐赠行为的影响,同样难以解释上述现象。这说明关于居民社会捐赠的影响因素,仍有待深入研究,而邻里效应可以弥补这些理论解释能力的不足。

目前与本文较为相近的研究为:Wu et al(2004)采用台湾地区调查数据研究了相同收入群体中社会捐赠活动的相似性;Smith et al(2015)通过采用慈善网站的社会捐赠数据发现,捐赠者依据慈善捐赠网

站之前捐赠信息来决定自己的具体捐赠数额。相比 Wu et al(2004)和 Smith et al(2015)等学者的研究,本文的不同之处主要有:第一,研究角度的不同。Wu et al(2004)强调的是相同收入群体的一种社会规范对居民捐赠活动产生的影响,Smith et al(2015)考虑的是互联网捐赠者的捐赠信息对个人慈善行为的影响,而本文则是从邻居之间社会互动所产生的邻里效应来考察其对家庭社会捐赠行为的影响。第二,在邻里效应的识别方面,选取群体在过去一年内的平均医疗支出作为群体社会捐赠活动的工具变量,验证了有效性。第三,在拓展性检验中进一步考察了其他信息获取渠道的使用与邻里效应对家庭社会捐赠决策的影响,并发现二者在对家庭社会捐赠活动的影响上具有一定的替代关系。

(二)研究假说

我们推测,家庭社会捐赠活动中邻里效应的产生主要源于两个方面的机理:

一是在交往过程中受到其他家庭社会捐赠慈善精神的感染,自身也产生了社会捐赠的“光热效应”动机。从社会心理学中的群体影响角度来看,通过长时间的互动行为,群体的思想和观念会逐渐趋同。有证据表明,作为一种社会性动物,个人的行为不仅受到他人的影响,思想和态度也会受到他人的显著影响。例如,Ahern et al(2014)通过对 MBA 学生样本进行的实证研究发现,经过一段时间的学习后,同一班级中学生从原本不同的风险厌恶程度而逐渐趋于一致。类似的还包括对居民幸福感的研究(An,2011)等。此外,由于较强的文化紧严程度和集体主义,中国居民更容易受到他人的观点或行为的影响(Eun et al,2015)。因此,乐善好施与无私奉献的慈善精神可以通过居民的社会互动行为进行传播,慈善理念和慈善精神的溢出效应造成了家庭之间社会捐赠活动的同步性。

二是居民模仿社区其他居民的社会捐赠行为产生的从众效应。研究发现,人们的大量行为存在从众现象,如青少年抽烟、喝酒以及逃课等不良行为(Patacchini & Zenou,2012)、居民保险购买决策(Liu et al,2014)等。关于公共品博弈的实验室实验发现,被试上一轮的捐赠数额的排名公布,可以引致当轮被试更多的捐赠行为(Duffy & Kornienko,2010)。这是因为群体的互动过程中,会形成一定的舆论、风气及行为规范,产生一股催人行动的心理压力。这种群体压力与权威命令不同,虽然它并不具有强制性,但由于人们一般具有希望被大多数人接

受的共同心理倾向,多数人的行为对个体造成了一种无形的压力,从而形成个人对大多数人行行为的模仿。

简单来说,两个方面影响的区别在于:第一个方面的影响主要强调“内心接受”;第二个方面的影响主要表现为“简单模仿”。不管基于何种原因,社区其他居民慈善行为的影响都会刺激居民进行社会捐赠活动。因此,提出假说 1:

假说 1:家庭社会捐赠行为会受到邻里效应正向影响。

伴随着全球化冲击带来的生活和工作方面的改变,家庭的人际交往特征逐渐发生变化。为了提高效率,居民获取信息不再单单依靠面对面的交谈,而转向能够快速方便获取信息的互联网、电视、广播等大众传播媒介,邻里之间的人际交往逐渐趋向平淡和疏远(闫文鑫,2010),因此对邻里间接触性信息传播(社会互动)的效果可能产生影响,表现为邻里效应的削弱(Liang & Guo,2015)。基于此,提出假说 2:

假说 2:使用其他形式的信息获取渠道会降低邻里效应对家庭社会捐赠活动的影响程度。

三、实证研究设计

(一)邻里效应的识别策略

Manski(1993)认为,造成家庭与邻里之间行为共同变动的作用机制是内生影响、外生效应及关联效应。当家庭受到邻居行为或思想的影响时,可以认为家庭所受的影响为内生影响;当家庭受到邻居其他外部特征(如邻居平均收入、平均年龄等)影响时,可以认为家庭受到了外生效应的影响,也可称之为情景影响;当家庭根据自己的偏好选择与某些类似特征的家庭居住在同一社区时所导致的社会捐赠活动的共同变动^②(自我选择问题),或由于受到某一共同因素^③的影响所造成的该社区家庭社会捐赠活动共同变动(混淆问题)时属于关联效应。其中,只有内生影响才是本文所研究的邻里效应,而外生效应和关联效应对邻里效应是否存在的判断带来干扰。引起学者关注并试图避免的还有反射性问题,或称联立性问题,该问题指家庭在受到社区群体影响的同时,家庭本身的行为也对这个群体产生影响,自变量和因变量之间可能存在一个互为因果的关系。具体到本文的研究中,不能简单地认为是社区群体的行为和态度决定了家庭的社会捐赠活动。

图 2 展示了识别邻里效应所带来的挑战(An,

2011)。不失一般性,假设社区中有两户家庭, Y_i 表示家庭*i*的社会捐赠活动, Y_j 表示同一社区内家庭*j*的社会捐赠活动; U 表示能够同时影响家庭社会捐赠活动的共同因素, S 表示家庭之间的自我选择机制; X_i 和 X_j 分别表示家庭*i*和家庭*j*的背景特征; e_i 和 e_j 分别表示家庭*i*和家庭*j*的随机误差项;有向线段表示二者之间的因果影响关系,系数 b_1 表示家庭*j*对家庭*i*的邻里效应,系数 b_2 表示家庭*i*对家庭*j*的邻里效应, b_3 和 b_4 分别对应家庭*i*和*j*的自身背景特征对各自社会捐赠活动的影响, b_5 和 b_6 分别对应家庭之间的外生影响。 U 和 S 为关联效应,而家庭之间的双向影响(即 b_1 和 b_2)则会造成反射性问题。

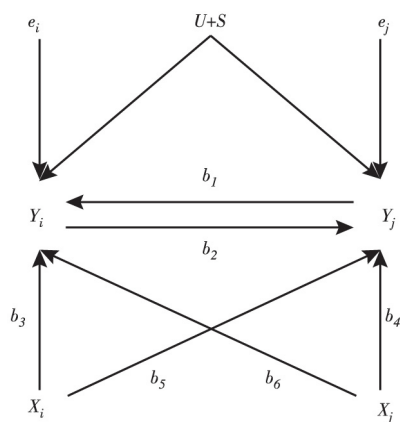


图2 邻里效应的识别问题

当只能获得静态截面或较短时长的样本数据时,采用工具变量估计法是解决邻里效应识别困难的一种有效方法(郑风田、郎晓娟,2007;An,2015)。这一方法能够在一定程度上缓解遗漏变量问题、反射性问题以及度量误差等问题,其基本思想是利用工具变量的外生性来促进邻里效应的识别。例如,Li et al(2013)采用村庄群体中第一胎为男性的家庭比例作为工具变量来检验学生辍学的邻里效应^④;Nie et al(2015)采用儿童群体父母的平均肥胖程度作为工具变量来检验儿童肥胖的邻里效应^⑤。由于中国

特殊的户口制度在一定程度上限制了人口的自由流动,自我选择问题对邻里效应估计产生的影响较小(Li et al,2013),因此本文的主要问题在于解决外生效应、关联效应中的混淆问题和反射性问题。表1描述了邻里效应方面的识别问题和本文所采取的解决策略。

(二) 研究样本与数据来源

本文数据主要来自北京大学中国社会科学调查中心和美国密歇根大学社会研究中心等机构在2010年实施的“中国家庭追踪调查”(China Family Panel Studies,CFPS)项目数据与2012、2014年CFPS第二、三次全国调查数据,覆盖了中国内地除西藏、青海、宁夏、新疆、内蒙古以外的25个省/市/自治区。CFPS访问问卷包括三种:村(居)问卷、家庭问卷和个人问卷(包括16岁以下的少儿问卷和成人问卷),分别以了解社区环境、家庭环境及个体状况为目的,具有较强的代表性,能够较好地反映中国的经济发展与社会变迁状况。

(三) 变量定义及实证检验模型

类似Li et al(2013)和Nie et al(2015)等关于邻里效应的研究,本文首先基于(1)式的Probit模型考察邻里效应是否会对家庭社会捐赠活动造成显著的影响。被解释变量为家庭社会捐赠活动虚拟变量,用Donation表示。基于CFPS家庭问卷中的问题:请问,去年您家是否给机构/个人捐赠过钱物?若去年家庭有过社会捐赠活动,取值为1,否则取值为0。采用社会捐赠的虚拟变量而非具体捐赠数额作为被解释变量的原因主要基于两点:第一,Rotemberg(2014)认为在现实生活中愿意公开捐赠信息的捐赠者,往往捐款数额都比较大,或是存在刻意抬高自己的捐赠数额的情况。因此,采用捐赠数额构造的变量可能具有较大的误差。第二,针对本文的研究,更适合采用是否捐赠的虚拟变量,因为社区家庭更容易通过社会互动了解其他家庭的捐赠行为,而完全获取其他家庭的具体社会捐赠数额则相对困难。

表1 邻里效应的识别策略

Manski(1993)	描述	策略
内生效应(邻里效应)	家庭受到邻里社会捐赠活动的影响	变量计算方法为社区群体平均社会捐赠活动(家庭自身除外)
外生效应(情景影响)	群体外部特征影响	社区群体特征的平均值
关联效应	自选择问题和混淆问题	户口制度 社区特征及省份虚拟变量 工具变量法 模拟抽样检验
反射性问题	互为因果问题	工具变量法 解释变量的滞后期

$$\begin{aligned} & \text{Probit}(\text{Donation}_i^c = 1) \\ & = \phi(\beta_0 + \beta_1 \text{PeerDonation}_{-i}^c + \beta_2 X_i \\ & + \beta_3 Y_{-i} + \beta_4 Z_i + \text{Provincedummy}) \end{aligned} \quad (1)$$

主要解释变量为邻里效应,用 $\text{PeerDonation}_{-i}^c$ 表示。这一变量的构造要明确家庭所属的群体,然而,目前关于邻里效应或同群效应的研究没有严格的关于群体的划分,群体可以定义为同宿舍的舍友或同一个班级/年级/学校的学生,也可以是相同城市的居民。Stinebrickner & Stinebrickner(2006)认为相关群体需要体现社会互动这种“潜在影响”。因此,地域过大或人数过多都难以产生交流,造成居民之间的互动困难,而社区或村落具有一定地理区域和一定数量人口的特点,并且每一个社区或村落都有共同的活动场所和活动中心。因此,同一个社区或村落的居民更可能有较为密切的社会交往活动,互相了解的程度较高。基于此,本文将居住于同一个社区或村落的家庭划分为一个群体。参考 Li et al(2013)和 Nie et al(2015)等文献,本文采用目前较为常用的邻里效应的计算方法,即除家庭 i 之外,社区 c 内被调查的其他家庭的平均社会捐赠情况,如(2)式所示。

$$\text{PeerDonation}_{-i}^c = \frac{\sum_{j \neq i}^N \text{Donation}_j^c - \text{Donation}_i^c}{N^c - 1} \quad (2)$$

其中, Donation_i^c 表示社区 c 中家庭 i 的社会捐赠活动。CFPS 调查数据统计每一个家庭所属的社区编号(cid),因此 N^c 是根据家庭所属的社区编号统计出的每个社区的家庭数。

(1)式中系数 β_1 的大小及显著程度是本文关注的重点。本文控制了其他可能影响家庭社会捐赠的因素,包括家庭户主的个人背景特征因素、群体特征因素及社区特征因素。符号 X 为一系列与个人背景特征相关的控制变量,包括户主的年龄、性别(男性=1,女性=0)、收入水平(万元)、教育水平(区间为1~8,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)、兄弟姐妹的个数、民族情况(汉族=1,少数民族=0)、本地的社会地位(区间为1~5,很低=1,较低=2,中等=3,较高=4,很高=5)、对未来的信心程度(区间为1~5,很没信心=1,没信心=2,有较低信心=3,较高信心=4,很高信心=5)以及入党情况(党员=1,非党员=0)。为控制外生效应,本文控制了一系列群体特征变量,它们为所有除个人 i 之外社区 c

的变量的平均值,计算方法与(2)式类似,该系列变量用符号 Y 表示^⑥。为控制混淆问题,本文还控制了用符号 Z 表示的社区特征变量,即社区位置是否在城市(城市=1,乡村=0)和省份虚拟变量(Province dummy)。此外,为避免同社区不同家庭的随机扰动项可能存在相关性,对回归方程中的标准误进行了社区层面的 cluster 处理。

四、回归结果与分析

(一)描述性统计

表2为相关变量的描述性统计。从表2可知,在剔除缺失值后,本文研究的三个样本分别为10187、10186和10365户家庭。家庭社会捐赠活动指标的均值分别为0.284、0.271和0.193,标准差分别为0.451、0.445和0.395,说明家庭之间社会捐赠活动的差别较大。三组样本平均年龄分别约为48、49和52岁,男性占样本总数的比例约分别为52.1%、43.6%和52.1%,汉族占总样本较大的比重(92.4%、91.8%和92.7%),城市家庭在三个样本中分别占44.9%、45.6%和45.1%。其他变量的基本统计量不再一一赘述。

(二)基准回归结果

为验证家庭社会捐赠活动是否受到邻里效应的显著影响,对(1)式进行 Probit 回归后的估计结果如表3所示。表中的 Probit 回归显示的是各个变量的边际估计结果和相应的 z 值,省略了常数项和省份虚拟变量的系数估计结果。其中,第(1)(2)(3)列分别为采用 CFPS2010、CFPS2012、CFPS2014 样本的估计结果,第(4)列为采用三组样本组成的随机效应面板数据 Probit 模型回归估计结果。表3结果显示,家庭对社区其他家庭的社会捐赠决策具有较强的敏感性。四列 Probit 回归中的邻里效应前的估计系数(z 值)分别为0.549($z=22.59$)、0.448($z=13.73$)、0.327($z=9.51$)和0.373($z=11.30$),估计系数均为正,均具有统计意义上的显著性,证实了群体平均社会捐赠情况与家庭社会捐赠活动的正向相关关系:社区群体平均社会捐赠活动每增加1个百分点,家庭选择社会捐赠的概率上升约0.327~0.549个百分点。从控制变量来看,户主年龄在回归方程中显著为负,说明年轻群体正逐渐成为社会捐赠活动的主力军,慈善公益事业吸引了越来越多的青年人加盟。性别变量前的系数显著为负,表明女性比男性具有更高的社会捐赠概率。这一结论与 Mesch et al(2011)的结论一致,他认为一般来说,

表 2 主要变量的基本统计量

变量名称		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
		CFPS2010 样本(10187 户)		CFPS2012 样本(10186 户)		CFPS2014 样本(10365 户)	
被解释变量:家庭社会捐赠活动		0.284	0.451	0.271	0.445	0.193	0.395
解释变量:邻里效应		0.283	0.221	0.282	0.189	0.209	0.163
控制变量: 户主背景 特征	年龄	47.505	13.722	48.799	13.949	52.009	13.240
	性别	0.521	0.500	0.436	0.990	0.521	0.500
	收入水平	3.247	5.025	3.973	6.127	5.147	11.815
	教育水平	2.546	1.273	2.526	1.294	2.465	1.265
	兄弟姐妹个数	3.134	1.919	2.849	2.052	3.193	1.906
	民族情况	0.924	0.265	0.918	0.297	0.927	0.261
	本地社会地位	2.782	0.970	2.684	1.045	2.978	1.012
	未来的信心	3.642	1.124	3.627	1.357	3.966	1.067
	是否为党员	0.094	0.292	0.098	0.298	0.100	0.301
控制变量: 群体特征	社区平均年龄	45.496	4.187	44.511	4.582	49.903	4.614
	社区平均性别	0.486	0.051	0.424	0.551	0.483	0.066
	社区平均收入	3.479	2.190	4.462	2.921	5.409	7.089
	社区平均教育程度	2.502	0.688	2.592	0.625	2.437	0.686
	社区平均兄弟姐妹个数	2.856	0.604	2.210	0.547	2.964	0.626
	社区平均民族情况	0.919	0.211	0.917	0.150	0.925	0.206
	社区平均社会地位	2.759	0.347	2.445	0.379	2.706	0.373
	社区平均未来信心程度	3.680	0.363	3.362	0.498	3.645	0.468
控制变量:社区位置		0.075	0.072	0.074	0.074	0.075	0.081
		0.449	0.497	0.456	0.498	0.451	0.498

女性比男性具有更强烈的同情心和怜悯心,导致女性的捐赠概率更高。从收入水平变量和平方项的估计系数来看,除第(1)列外,其他结果中家庭收入与社会捐赠活动呈 U 型关系,但经过计算后发现其拐点的临界值较小。因此,总体来说,在收入为正的情况下,高收入增大了居民社会捐赠活动的概率,这是因为高收入水平家庭的可支配收入较高,因而更可能进行社会捐赠活动。教育水平越高的家庭,进行社会捐赠的概率越大,这是因为教育程度较高的家庭,慈善捐赠意识和水平也相对较高。本地社会地位变量前的系数显著为正,这可能是由于社会地位较高的家庭更容易受到外界关注,具有较高的声誉动机进行捐赠行为。信心程度对社会捐赠活动具有显著正向的影响,这与道德基础论的结论一致。该理论认为对未来乐观和对现状满意的人更容易信任他人(或慈善机构)。与非党员的家庭相比,党员家庭的社会捐赠概率高出约 4.7~6.5 个百分点,这是因为党员需要在服务他人和社会中起到模范带头作用,更有可能进行社会捐赠活动。整体来看,外生变量对家庭社会捐赠活动的影响较小:社区平均教育程度的提高显著有利于家庭社会捐赠,说明群体整

体教育程度的提高可以有效提高其他家庭的捐赠意识和水平,其他变量对家庭社会捐赠活动的影响较小。

(三)工具变量法估计的回归结果

Probit 回归无法有效解决邻里效应识别中的关联效应和反射性问题。因此,类似于 Li et al(2013)和 Nie et al(2015)的解决方案,本文进一步采用工具变量估计邻里效应,选取社区问卷调查中过去一年家庭支付的医疗支出占总收入比例的平均值(相应家庭不在计算范围之内)作为邻里效应的工具变量。由于大额的医疗支出具有较大的突发性(马光荣、周广肃,2014),因此,家庭因不可预料的疾病造成的医疗费用的支出会由于可支配收入的降低而显著影响其社会捐赠行为。同理,群体医疗支出的平均值对群体平均社会捐赠活动造成显著负向影响,由于变量未将相应家庭纳入计算范围之内,这一变量不太可能通过邻里效应对家庭的社会捐助活动产生直接影响。这表明变量基本满足工具变量所要求的条件。基于此,本文构造了相应的工具变量并采用该工具变量的 IVprobit 回归估计家庭社会捐赠活动的邻里效应。

表 3 邻里效应与家庭社会捐赠活动的回归结果

被解释变量:家庭社会捐赠活动				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	CFPS2010	CFPS2012	CFPS2014	CFPS_All
邻里效应	0.549*** (22.59)	0.448*** (13.73)	0.327*** (9.51)	0.373*** (11.30)
年龄	-0.003*** (-7.07)	-0.001*** (-3.61)	-0.001*** (-4.23)	-0.001*** (-7.45)
性别	-0.021** (-2.35)	-0.006* (-1.73)	-0.023*** (-2.78)	-0.013*** (-2.81)
收入水平	0.010 (0.72)	-0.010*** (-5.10)	-0.003*** (-3.07)	-0.008* (-1.67)
收入水平的平方	0.001* (1.67)	0.001*** (2.68)	0.002** (2.28)	0.001** (2.21)
教育水平	0.032*** (7.40)	0.023*** (5.06)	0.029*** (7.36)	0.021*** (9.56)
兄弟姐妹个数	0.006*** (2.82)	-0.001 (-0.01)	0.003 (1.49)	0.003 (0.88)
民族情况	0.009 (0.38)	-0.006 (-0.35)	0.002 (0.06)	-0.003 (-0.22)
本地社会地位	0.008* (1.66)	0.012*** (3.09)	0.011*** (2.83)	0.008*** (3.70)
未来的信心	0.015*** (3.92)	0.009*** (2.79)	0.003 (0.70)	0.006*** (3.30)
是否为党员	0.065*** (4.59)	0.063*** (4.35)	0.056*** (4.59)	0.048*** (6.74)
社区平均年龄	0.001 (1.12)	-0.001 (-0.91)	0.002* (1.77)	-0.002 (-0.47)
社区平均性别	-0.037 (-0.68)	0.010 (1.22)	-0.001 (-0.01)	0.002 (0.12)
社区平均收入	-0.006*** (-3.16)	-0.001 (-0.29)	0.001*** (2.95)	-0.001 (-0.27)
社区平均教育程度	0.010 (1.06)	0.041*** (3.66)	0.028*** (2.96)	0.049*** (5.46)
社区平均兄弟姐妹个数	-0.002 (-0.26)	0.001 (0.11)	-0.005 (-0.83)	0.006 (0.61)
社区平均民族情况	0.039 (1.09)	-0.013 (-0.33)	-0.015 (-0.49)	-0.009 (-0.30)
社区平均社会地位	-0.005 (-0.39)	-0.022 (-1.57)	0.002 (0.18)	-0.017 (-0.96)
社区平均未来信心程度	0.013 (1.14)	-0.003 (-0.23)	0.003 (0.23)	0.014 (1.01)
社区平均党员人数	0.027 (0.53)	0.100 (0.74)	-0.132*** (-2.74)	0.038 (0.69)
社区位置	0.003 (0.36)	0.007 (0.78)	0.019** (2.14)	0.006 (0.57)
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
样本数	10187	10186	10365	30738
R ²	0.154	0.086	0.081	—

注:表中报告的是 Probit 模型的边际估计结果,括号内的数字是对社区进行 cluster 调整后的 z 统计值;***,**, * 分别表示在 1%,5%,10%水平上显著。

表 4 报告了采用工具变量的 IVprobit 回归结果。其中,为了反映工具变量的强弱,弱工具 F 检验汇报的是两阶段最小二乘法下关于工具变量的一阶段统计检验值。从表 4 可知,弱工具变量的 F 检验在四组不同的样本中分别为 46.76、7.23、19.77 和 22.81,除 CFPS2012 样本外,其他样本的弱工具变量 F 检验均大于经验值 10,说明所采用的工具变量具有较强的有效性。同样,除 CFPS2012 样本外,IVprobit 的估计结果在其他样本中邻里效应变量前的估计系数均为正,并且具有统计意义上的显著性^⑦。采用工具变量估计的回归结果与表 3 的结果基本一致,这进一步证实了假说 1。

(四)滞后的邻里效应回归

为保障结论的稳健性,本文在回归方程中进一步采用邻里效应的滞后项作为解释变量来消除这一顾虑,估计结果如表 5 所示。其中,第(1)列 Probit

估计结果采用的是 CFPS2010 样本度量的邻里效应变量作为解释变量,而 CFPS2012 样本度量的家庭社会捐赠活动变量则作为被解释变量;第(2)列 Probit 的估计结果采用的是 CFPS2012 样本度量的邻里效应变量作为解释变量,而 CFPS2014 样本度量的家庭社会捐赠活动变量作为被解释变量;第(3)列 Probit 的估计结果采用的是 CFPS2010 样本度量的邻里效应变量作为解释变量,而 CFPS2014 样本度量的家庭社会捐赠活动变量作为被解释变量;第(4)列是三个样本组成的面板数据中被解释变量滞后两期的随机效应面板 Probit 回归估计结果。四个回归方程中邻里效应的估计系数均为正且至少在 5%水平上显著,这一结论与表 3、表 4 的结论基本一致。

(五)模拟抽样检验

本文在回归方程中加入了一系列可能影响家庭

表 4 工具变量估计的回归结果

被解释变量:家庭社会捐赠活动				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	CFPS2010	CFPS2012	CFPS2014	CFPS_ALL
邻里效应	5.724*** (7.69)	5.426 (1.58)	5.571*** (4.63)	5.633*** (4.57)
户主背景特征变量	控制	控制	控制	控制
群体特征变量	控制	控制	控制	控制
社区特征变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
弱工具变量 F 检验	46.76	7.23	19.77	22.81
样本数	9667	9273	9859	28799

注:表中报告的是回归结果的估计系数,括号内的数字是对社区进行 cluster 调整后的 z 统计值;***,**, * 分别表示在 1%,5%,10%水平上显著。

表 5 解释变量滞后期的回归结果

被解释变量:家庭社会捐赠活动				
	(1)	(2)	(3)	(4)
	CFPS2010-12	CFPS2012-14	CFPS2010-14	CFPS_ALL
邻里效应(滞后期)	0.088** (2.45)	0.196*** (6.08)	0.071*** (2.83)	0.070*** (3.34)
户主背景特征变量	控制	控制	控制	控制
群体特征变量	控制	控制	控制	控制
社区特征变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
样本数	8838	8991	9400	17283
R ²	0.065	0.076	0.070	—

注:表中报告的是 Probit 模型的边际估计结果,括号内的数字是对社区进行 cluster 调整后的 z 统计值;***,**, * 分别表示在 1%,5%,10%水平上显著。

社会捐赠活动的控制变量,然而,不排除仍然有某些未控制或不可见的因素(如城市的环境、经济以及政策等)同时影响居民行为,造成家庭社会捐赠活动的共同变动,从而影响本文的结论。为此,本文进一步利用模拟抽样的方法对前文结论进行检验。思路是:如果邻里效应通过社会互动行为显著地对家庭社会捐赠活动造成影响,而不是受其他未控制的不可见因素的干扰,将邻居“替换”为与居民没有交集的居住于同一城市但不同社区的其他家庭并重新进行回归检验,那么这些假想的“邻居”就不会对家庭的社会捐助活动造成任何影响,理论上无法再观察到之前的结论。基于这种想法,稳健性检验的构造为:第一,模拟随机抽样居住于同一城市但不同社区的家庭作为居民的“邻居”,同时需要满足模拟抽样选取的“邻居”数与家庭所在社区原有邻居数相同的条件,若无法满足该条件则取最大值;第二,按照之前的变量构造方法计算“邻里效应”变量的指标;第三,重新进行回归检验。模拟抽样检验的回归结果如表6所示。结果显示,按照模拟抽样方法构造的邻里效应变量前的系数在统计上均不显著,改变随机抽样的种子值同样可以得到类似结果,说明某些不可见因素对家庭社会捐赠活动基本上没有造成影响,这进一步验证了结论的稳健性。

五、拓展性检验

(一) 邻里效应与其他信息渠道的关系检验

为检验其他信息渠道与邻里效应的替代关系,本文在原回归方程的基础上加入了另外两个变量,即其他信息获取渠道和其与邻里效应的交乘项。在CFPS2014的调查中,居民根据自己的实际情况分

别判断“电视”、“互联网”、“报纸期刊杂志”、“广播”、“手机短信”以及“他人转告”对居民的重要性程度^⑧。由于“他人转告”即为邻里效应的体现,因此除“他人转告”外,本文基于CFPS2014成人问卷中的编号为U8的问题构造了相应的五个变量(打分区间均为1~5,非常不重要=1,不太重要=2,一般重要=3,较重要=4,非常重要=5)^⑨。

表7报告了居民根据实际情况对自身获取信息的各种渠道的重要性进行判断的基本统计量。表中显示,居民最重要的获取信息的渠道是传统电视(均值=3.448),而他人转告也是居民获取信息的重要渠道(均值=2.648),说明居民的信息渠道很大程度上来源于居民之间的社会互动行为。回归方程的估计结果如表8所示。回归结果表明,加入其他信息渠道的变量后,邻里效应依然对家庭社会捐赠活动产生了显著正向影响。除第(1)列外,其他信息渠道的获取显著有利于家庭社会捐赠活动,这说明电视对居民的重要性虽然很大,但对家庭社会捐赠行为的影响却没有互联网等信息获取渠道明显。同样,除第(1)列回归结果外,其他四个回归方程中交乘项前的估计系数均至少在10%统计水平上显著为负,表明邻里效应对家庭社会捐赠活动的影响程度随着居民对其他信息渠道获取程度的增加而减弱。这与Liang & Guo(2015)的结论类似,他认为社会互动与网络信息化在促进家庭股市参与上具有一定的替代关系。这证实了假说2。

(二) 其他拓展性检验

此外,我们还检验了邻里效应的非线性关系并采用家庭捐赠数额变量对邻里效应的信息传导机制做进一步地分析。第一,将邻里效应的平方项加入回

表6 模拟抽样检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	CFPS2010	CFPS2012	CFPS2014	CFPS_All
伪邻里效应	0.002 (0.09)	-0.015 (-0.63)	-0.004 (-0.08)	0.014 (0.78)
户主背景特征变量	控制	控制	控制	控制
群体特征变量	控制	控制	控制	控制
社区特征变量	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制
样本数	10115	10118	10303	30536
R ²	0.106	0.061	0.069	0.301

注:表中报告的是Probit模型的边际估计结果,括号内的数字是对社区进行cluster调整后的z统计值。

表7 信息渠道重要性判断的基本统计量

变量名称	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
电视	31438	3.448	1.316	1.000	3.000	5.000
互联网	31438	2.087	1.495	1.000	1.000	5.000
报纸、期刊杂志	31438	1.878	1.197	1.000	1.000	5.000
广播	31438	1.761	1.167	1.000	1.000	5.000
手机短信	31438	2.241	1.376	1.000	2.000	5.000
他人转告	31438	2.648	1.331	1.000	3.000	5.000

表8 邻里效应与其他信息渠道关系检验的回归结果

被解释变量:家庭社会捐赠活动					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	电视	互联网	报纸、期刊杂志	广播	手机短信
邻里效应	0.376*** (5.12)	0.409*** (9.50)	0.423*** (9.19)	0.390*** (8.56)	0.386*** (7.21)
其他信息渠道	-0.005 (-0.95)	0.027*** (5.17)	0.024*** (4.85)	0.019*** (3.72)	0.016*** (3.41)
邻里效应·其他信息渠道	-0.014 (-0.80)	-0.041*** (-2.62)	-0.045*** (-2.81)	-0.033* (-1.92)	-0.026* (-1.65)
户主背景特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
群体特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
社区特征变量	控制	控制	控制	控制	控制
省份虚拟变量	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	10331	10331	10331	10331	10331
R ²	0.083	0.086	0.085	0.084	0.083

注:表中报告的是 Probit 模型的边际估计结果,括号内的数字是对社区进行 cluster 调整后的 z 统计值;***,**, * 分别表示在 1%,5%,10%水平上显著。

归方程后发现,无论是 CFPS2010、CFPS2012 以及 CFPS2014 分样本或将其汇总后的总样本,邻里效应的平方项前的系数估计值均为负,但均不显著,说明对家庭社会捐赠活动的影响来说,邻里效应的影响主要表现为线性关系。第二,进一步检验了家庭社会捐赠数额是否受到邻里效应的影响,发现采用该变量后,邻里效应的影响明显减弱,并在大多结果中呈不显著的状态^⑩。从信息传递的角度来看,这说明家庭只获得了邻居是否进行了社会捐赠活动而非具体捐赠数额多少的相关信息,这可能是因为社区家庭更容易通过社会互动了解到其他家庭的捐赠行为,而完全获取其他家庭的具体社会捐赠数额则相对困难。

六、结论与启示

本文以中国家庭追踪调查(CFPS)中的调查家庭为主要样本,检验了家庭社会捐赠活动的邻里效应。为了准确验证邻里效应的存在性,使用了多种统计方法排除外生效应、关联效应的影响,

并进行了多重稳健性检验,结果均证实了家庭社会捐赠活动邻里效应的存在,说明家庭的社会捐赠活动受同社区其他家庭的正向影响。此外,其他形式的信息获取渠道的使用会降低邻里效应的影响程度。

本文结论的启示是:家庭社会捐赠活动是一个动态变化的过程。当家庭所处的环境发生变化时(如工作的变动或住宅的迁移等),会由于身边群体的变化对家庭的社会捐赠活动产生显著的影响。因此,邻里效应可以作为一种有效手段与正规制度的完善互为补充,共同推动中国慈善事业的发展。一方面,国内外经验表明,通过慈善立法和慈善透明等方面继续完善制度、提高效率、改进服务质量能够有效促进社会捐赠活动。另一方面,本文的发现表明,提高居民社会捐赠活动,还应从社会结构的调整 and 个体心态的改善方面入手,强化社区宣传服务工作,加强信息沟通,建立信息快速反馈与服务提升机制。本文发现家庭只获得了邻居是否进行了捐赠活动而非具体捐赠数额的信息。因此,可以在法律许可的

前提下定期发布社区社会捐赠情况一览,并通过典型事例发布等形式,突出重点地做好有影响力和有号召力人员的工作,引导社区居民自觉向正向行为学习,以此形成以点带面、由个体奉献到群体贡献的社区社会捐赠新局面和相互关爱、有难同当、幸福共享的社区文明新风尚。

注:

- ①根据中国社会科学院发布的《中国慈善发展报告(2016)》数据整理得到。
- ②比如具有公益心的家庭可能更倾向选择居住在同一个社区。
- ③比如城市交通状况、天气情况等。
- ④Li et al(2013)认为中国重男轻女现象在农村比较普遍。男性往往需要承担更多的农活、为父母提供更多的经济支持以及为家族延续香火。相比于女孩,男孩往往受到家庭更多的教育投资,具有更高的受教育程度,男孩辍学的可能性更小。群体的男孩比例越高,学生的辍学率越低,个人受到邻里效应的影响而造成辍学的可能性就越低。因此,村庄群体中第一胎为男性的家庭比例是识别学生辍学有效的工具变量。
- ⑤Nie et al(2015)认为,由于儿童群体限定在一个固定的年龄段,自我选择问题不太可能发生在儿童群体的父母当中。因此,儿童群体父母的肥胖程度是识别儿童肥胖邻里效应的一个有效的工具变量。
- ⑥例如,年龄的外生效应变量为除户主*i*外,社区*c*中其他成员的平均年龄。
- ⑦为节约篇幅,其他控制变量的回归估计系数未在表4中呈现。表5~表8同此。
- ⑧由于CFPS2010、CFPS2012均不包含其他信息渠道的相关问题,因此本文仅采用CFPS2014样本对这一假说进行检验。
- ⑨根据CFPS2014的说明,如果受访人从未接触过电视/互联网/报纸、期刊杂志/广播/手机短信,则选择“1. 非常不重要”。
- ⑩限于篇幅,其他拓展性检验结果未在文中给出,留存备案。

参考文献:

- 丁美东,2008:《个人慈善捐赠的税收激励分析与政策思考》,《当代财经》第7期。
- 杜兰英 赵芬芬 侯俊东,2012:《基于感知视角的非营利组织服务质量、捐赠效用对个人捐赠意愿影响研究》,《管理学报》第1期。
- 蒋晶,2014:《影响我国个人捐赠者捐赠决策过程的心理机制——基于情感适应理论的实证研究》,《中国软科学》第6期。
- 江希和,2007:《有关慈善捐赠税收优惠政策的国际比较》,《财会月刊》第21期。
- 李涛 周开国,2006:《邻里效应、满意度与博彩参与》,《金融研究》第9期。
- 罗俊 叶航 汪丁丁,2015:《捐赠动机、影响因素和激励机制:理论、实验与脑科学综述》,《世界经济》第7期。
- 马光荣 周广肃,2014:《新型农村养老保险对家庭储蓄的影响:基于CFPS数据的研究》,《经济研究》第11期。
- 南锐 汪大海,2013:《慈善环境对我国居民慈善捐赠影响的实证研究——基于1997—2011年的数据分析》,《当代财经》第6期。
- 苏媛媛 石国亮,2014:《居民慈善捐赠影响因素分析——基于全国五大城市的调查分析》,《社会科学研究》第3期。
- 杨方方,2009:《慈善文化与中美慈善事业之比较》,《山东社会科学》第1期。
- 闫文鑫,2010:《现代住区邻里关系的重要性及其重构探析——基于社会交换理论视角》,《重庆交通大学学报(社会科学版)》第3期。
- 张进美 刘天翠 刘武,2011:《基于计划行为理论的公民慈善捐赠行为影响因素分析——以辽宁省数据为例》,《软科学》第8期。
- 郑风田 郎晓娟,2007:《同群效应理论研究的若干新进展》,《经济学动态》第2期。
- 周怡 胡安宁,2014:《有信仰的资本——温州民营企业主慈善捐赠行为研究》,《社会学研究》第1期。
- Ahern, K. R. et al(2014), “Peer effects in risk aversion and trust”, *Review of Financial Studies* 27(11):3213—3240.
- Andreoni, J. et al(2003), “Charitable giving by married couples: Who decides and why does it matter”, *Journal of Human Resources* 38(1):111—133.
- An, W. (2011), “Models and methods to identify peer effects”, in: J. Scott & P. J. Carrington(eds), *The Sage Handbook of Social Network Analysis*, London: Sage.
- An, W. (2015), “Instrumental variables estimates of peer effects in social networks”, *Social Science Research* 50: 382—394.
- Bendapudi, N. et al(1996), “Enhancing helping behavior: An integrative framework for promotion planning”, *Journal of Marketing* 60(3):33—49.
- Brooks, A. C. (2004), “The effects of public policy on private charity”, *Administration & Society* 36(2):166—185.
- Cohen, M. R. (2005), “Introduction: Poverty and charity in past times”, *Journal of Interdisciplinary History* 35(3):347—360.
- Duffy, J. & T. Kornienko(2010), “Does competition affect giving”, *Journal of Economic Behavior & Organization* 74(1):82—103.
- Einolf, C. J. (2011), “Gender differences in the correlates of volunteering and charitable giving”, *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly* 40(6):1092—1112.
- Eun, C. S., L. Wang & S. C. Xiao(2015), “Culture and R2”, *Journal of Financial Economics* 115(2): 283—303.
- Hong, H. et al(2004), “Social interaction and stock-market

- participation", *Journal of Finance* 59(1):137—163.
- Iannaccone, L. R. (1997), "Skewness explained: A rational choice model of religious giving", *Journal for the Scientific Study of Religion* 36(2):141—157.
- Li, S. X. et al (2011), "Giving to government: Voluntary taxation in the lab", *Journal of Public Economics* 95(9): 1190—1201.
- Li, Q., W. Zang & L. An (2013), "Peer effects and school dropout in rural China", *China Economic Review* 27:238—248.
- Liu, H., Q. Sun & Z. Zhao (2014), "Social learning and health insurance enrollment: Evidence from China's New Cooperative Medical Scheme", *Journal of Economic Behavior & Organization* 97: 84—102.
- Liang, P. & S. Guo (2015), "Social interaction, internet access and stock market participation: An empirical study in China", *Journal of Comparative Economics* 43(4):883—901.
- Loseke, D. R. (1997), "The whole spirit of modern philanthropy: The construction of the idea of charity, 1912—1992", *Social Problems* 44(4):425—444.
- Manski, C. F. (1993), "Identification of endogenous social effects: The reflection problem", *Review of Economic Studies* 60(3):531—542.
- Manski, C. F. (2000), "Economic analysis of social interactions", *Journal of Economic Perspectives* 14(3):115—136.
- Mesch, D. J. et al (2011), "Gender differences in charitable giving", *International Journal of Nonprofit and Voluntary Sector Marketing* 16(4):342—355.
- Nie, P., A. Sousa-Poza & X. He (2015), "Peer effects on childhood and adolescent obesity in China", *China Economic Review* 35:47—69.
- O'Neill, M. (2001), "Research on giving and volunteering: Methodological considerations", *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly* 30(3):505—514.
- Patacchini, E. & Y. Zenou (2012), "Juvenile delinquency and conformism", *Journal of Law, Economics, and Organization* 28(1):1—31.
- Rotemberg, J. J. (2014), "Charitable giving when altruism and similarity are linked", *Journal of Public Economics* 114(2):36—49.
- Shabbir, H. et al (2007), "Determining the antecedents and consequences of donor-perceived relationship quality: A dimensional qualitative research approach", *Psychology & Marketing* 24(3):271—293.
- Smith, S. et al (2015), "Peer effects in charitable giving: Evidence from the (running) field", *Economic Journal* 125(585):1053—1071.
- Stinebrickner, R. & T. R. Stinebrickner (2006), "What can be learned about peer effects using college roommates? Evidence from new survey data and students from disadvantaged backgrounds", *Journal of Public Economics* 90(8):1435—1454.
- Van Slyke, D. M. & A. C. Brooks (2005), "Why do people give? New evidence and strategies for nonprofit managers", *American Review of Public Administration* 35(3): 199—222.
- Wu, S. Y., J. T. Huang & A. P. Kao (2004), "An analysis of the peer effects in charitable giving: The case of Taiwan", *Journal of Family and Economic Issues* 25(4):483—505.
- Yamane, S. & R. Hayashi (2015), "Peer effects among swimmers", *Scandinavian Journal of Economics* 117(4):1230—1255.

(责任编辑:陈建青)

(校对:孙志超)