

守望如何相助 ——中国家庭互助行为的影响因素分析

张奇林 刘二鹏 周艺梦

摘要 在现代社会保障制度日渐完善的背景下,家庭间的互助行为正悄然发生变化。2014年中国家庭追踪调查(CFPS)数据和对中国家庭互助行为的存续状况及其影响因素的实证研究表明,家庭互助行为在当前依然广泛而深刻地存在;家庭的社会网络规模越大,与亲友联结越深,家族文化越深厚,家庭互助行为发生的可能性就越大;社会救助收入、家庭负债情况与家庭互助收入存在显著的正向关系;家庭收入、家庭政治资本、养老保险收入及社会捐赠支出等与家庭互助支出形成正向关系。另外,新组建的年轻家庭及老年家庭较其他类型家庭更有可能获得来自家庭网络内部的接济。需要特别注意的是,在共同遭遇自然灾害时,即使是联系紧密的家庭之间,也可能因个体家庭的“自身难保”而使得原有的“互助格局”濒临瓦解,它进一步凸显了社会保障在灾害风险化解方面的重要性。在现代社会保障制度的互动中,传统的家庭互助发挥着重要的经济保障和福利提升的作用,公共政策应给予保护和支持。

关键词 家庭互助;守望相助;中国家庭追踪调查数据(CFPS);Probit模型;Tobit模型

中图分类号 C913.1 **文献标识码** A **文章编号** 1672-7320(2018)04-0145-12

基金项目 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(15JJD630009)

一、问题的提出

伦理学家弗兰克·梯利认为,人类社会中广泛存在的“联合和利他主义”“情感和行动的合作”是使人类变得强而有力并优于其他动物族类的根本原因,尤其是在面对苦难与困境之时,这种同情和合作精神的力量会变得更为强大^[1](P83-89)。佩顿和穆迪将这种行为表述为“对人类固有难题的回应”,并把具体的回应路径依据主体和形式的不同分为自助、互助、政府扶助与慈善四种,人类通过其中一种或若干种回应路径的组合来摆脱当前的困境,以实现长足的发展^[2](P82-98)。

在这几种路径中,基于提高自身能力进而走出困境的自助行为和以个人社会资本作为依托的互助行为显然不是一种有意识的设计和供给的规则,它们大多是在人类长期生存繁衍中自发地、无意识地形成并不断影响着人类的生产生活,可看作是一种非正式性的制度安排;而后两者,尤其是以帮扶贫困社会成员为主要目标的政府扶助政策,则是典型的正式性制度安排^①[3]。制度变迁理论认为,在正式制度

① 旧制度主义学派、新制度主义学派及历史学派等都对正式制度和非正式制度做过不同的表述。尽管这些表达的侧重点、例证及论证手法不一,但背后的要义和内核却是相当一致的。一般地,正式制度多指人们在非正式制度的基础上有意识地设计和供给的一系列规则,包括政治规则、经济规则和契约等,它具有人为性、强制性和激变性的特征;而非正式制度则是人们在长期互动中无意识形成的价值信念、伦理规范、道德观念、风俗习惯和意识形态,是一种自发性、积淀性和缓慢性的文化演进的结果。不过周业安等一些学者则认为,从整体制度变迁的角度看,对于这两者做简单和明确的区分并无太大意义。

和非正式制度的互动过程中,两者截然不同的演进方式和特征将有可能导致包括冲突、融合、此消彼长或共同演进等在内的多样趋势的发生。一方面,根植于国家或地域独特的价值信念、风俗习惯及文化传统所形成的非正式制度可能具有更强的社会张力,使其对正式制度存在形塑甚至制约的功能^[4,5]。比如,在深受佛教思想影响的泰国,“仁慈”与“怜悯”的文化氛围使得泰国来自亲友间的非正式帮扶模式成为主导,而政府的正式制度安排作用始终非常薄弱^[6](P30-38)。但另一方面,随着现实生活中的习俗和惯例不断通过试错、纠正和改善形成更多精细化的正式制度后,非正式制度的影响范围有可能会不断缩小,正式制度的调控范围将不断扩大^[7]。

这样的互动与碰撞在中国快速现代化的过程中显得尤为普遍和激烈。不断完善的现代社会救助制度和传统福利文化思想影响下的家庭互助模式间的繁复交织,就是一个例证。一方面,中国的社会救助制度在中华人民共和国建立以来尤其是改革开放后,作为一项以政府为主导的正式制度安排有了跨越式的发展,已逐步建立起以最低生活保障制度为核心,涵盖特困人员供养、受灾人员救助、临时救助以及医疗、教育、住房、就业救助在内的较为全面综合的社会救助体系,社会救助的覆盖面及救助水平不断提高^①。但另一方面,“乡田同井、出入相友、守望相助”则一直是中国传统家庭关系的常态,在相当长的历史时期中,中国家庭以血缘世系、宗族家族、亲友近邻为纽带,通过宗族祭祖、家族文化、年节拜访、礼物往来以及各种形式的交往,来维持“人情社会”中的“关系”,从而达致相互依赖、扶助、接济甚至是共同防范风险的目的^[8](P41-64)。这一路径充分介入和处理着社会成员的生、老、病、死、嫁娶、繁衍、就医等各种家庭重大事件,使得家庭成员在无法开展自助的情况下,能够通过“患难相顾、有无相济、缓急相通”的方式维持基本生活^[9,10]。

在社会保障制度日臻完善的背景下,传统的家庭互助模式能否持续?它的存续方式和作用引起了一些研究者的关注,并形成了不同的观点和看法。一些学者基于对中国乡村地区的研究认为,改革开放以来,中国的经济转型导致了传统宗族出现重构或瓦解的现象,核心家庭独立化的趋势使得家庭间的联系和互助行为不断弱化^[11,12]。但另一些学者研究发现,尽管核心家庭成为现代家庭类型的主导并不断趋向独立化,但亲属圈内的家庭互助倾向却依然明显,亲属之间普遍会在红白喜事等重要事件发生和遭遇变故时相互帮助,形成具有紧密关联特征的联合体^[13-15]。

不可否认的是,受制于传统文化观念、社会保障以及地区经济发展的差异,不同地区的家庭互助行为特征也有可能不同。比如农村地区家庭多为联结型、扩展型家庭,而城市地区的家庭更加具有核心化的特征,农村地区家庭间发生互助行为的概率要大于城市家庭,经济社会发展落后地区的家庭互助频率要强于经济发展水平发达地区。并且正式社会保障制度在农村地区、经济社会发展落后地区的缺位与低水平发展会进一步放大与强化这一行为^[16]。尽管诸如经济、物质、人力等是家庭互助行为的基础并构成了家庭互助行为的内容,但家庭间的互助行为并不必然表现为弱对强、好对差等单向或线性的模式,而更多地呈现出有无相通、缓急相援的特征^[17,18]。而对于社会保险、社会救助、慈善事业的发展是否会导致家庭互助行为的弱化或增强,已有的研究并没有得出一致的结论^[19]。

“守望相依、邻里互助”是中国的传统美德,是现代社会保障制度的重要补充。但目前国内对中国家庭互助行为的研究并不多,且大多局限于亲属网络或农村地区村落内部互助行为的研究,在家庭互助行为的影响因素方面并未得出较为一致的结论,从范式上来看缺乏相关的实证研究,对于家庭之间经济交流的设定也较为粗略,常与亲属间的赡养、借贷等经济往来糅合在一起,未能专门地清晰地展现中国家庭间传统互助行为的现状。本文拟利用最新一轮的中国家庭追踪调查(CFPS)数据,尝试对中国家庭

① 根据民政部 1996-2016 年“社会服务发展统计公报”(2009 年前名为“民政事业发展统计公报”),以最低生活保障制度为例,全国城市低保对象自 1996 年的 84.9 万人增至 2016 年的 1480.2 万人,城市低保平均标准自 2002 年的每月 52 元/人增至 2016 年的每月 494.6 元/人;全国农村低保对象自 2002 年的 303.3 万人增至 2016 年的 4586.5 万人,农村低保平均标准自 2007 年的 840 元/人/年增至 2016 年的 3744 元/人/年。

间的互助行为的存在状态和影响因素进行分析,以期对第二种“回应路径”——互助模式在中国社会的存在现状有更深入的了解。

二、数据来源及变量选取

(一)数据来源

本文遵循准确性、可得性、时效性及覆盖性的原则,在确保数据能够较为准确反映变量含义的同时,亦着力保证数据的样本量和覆盖面,以尽可能反映经济社会中家庭发展的最新状况。在比较多个数据来源后,本文最终选取中国家庭追踪调查(CFPS)的数据作为数据源。CFPS是由北京大学中国社会科学调查中心(ISSS)开展的一项全国性家庭跟踪调查项目,通过个体、家庭和社区三个层面的样本数据,以面访问卷调查、电话访问和访员观察为主要调查方法,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁。调查样本覆盖了除西藏、青海、新疆、宁夏、内蒙古、海南、香港、澳门以及台湾省以外的25个省市自治区,调查分为村/居模块、家庭模块、成人模块、少儿模块及共用模块,调查问题涉及村/居建设、家庭经济情况、家庭关系交往情况以及个体健康、教育、职业、婚姻、子女、心理状态等多个方面。本文使用了CFPS最新一轮的全国调查数据(2014)以保证其时效性,2014年调查共包括13946个家庭户样本子库、57739个家庭关系样本子库和37147个成人样本子库,所有样本均编有家庭号、个人号及所在村/居号,使得研究者可以在不同的数据子库间进行必要的数据匹配。

(二)变量选取

家庭互助行为是本文最重要的被解释变量,对于变量的选择必须能够单独清晰地展现家庭间互助

表1 家庭互助收支、政府补助收入及社会捐赠收支情况描述性统计

项目	户数	占样本家庭比重(%)	最大值(元)	最小值(元)	均值(元) ⁺	总额(万元)
有家庭互助收入	2281	15.9	150000	220	7139.26	1628.48
有家庭互助支出	3750	26.5	220000	50	5088.41	1908.15
小计 ⁺⁺	5700	40.87	—	—	—	—
有政府补助收入 ⁺⁺⁺	6787	48.66	100000	160	1499.99	1018.04
有社会捐赠收入	176	1.26	20000	25	839.56	14.69
有社会捐赠支出	2138	15.33	50000	10	428.72	91.61
总样本量	13946					

注: ⁺ 均值以存在该项目的家庭为样本计算; ⁺⁺ 少量“互助收支”均有的家庭已剔除; ⁺⁺⁺ 政府补助包括低保、农业补助(包括粮食直补、农机补助等)、五保户特困户补助、工伤人员供养直系亲属抚恤金、赈灾款(包括实物形式)等。

行为的状况和趋向。在考量本次问卷的“家庭收支”模块问题后,结合家庭互助的内涵及问卷的可操作性,最终将以下四个变量作为家庭互助行为的主要代理变量:以被访家庭过去一年“从不同住的亲戚那里获得了多少现金或实物方面的经济帮助”和“从其他人(如朋友、同事)那里获得了多少现金或实物方面的经济帮助(不包括社会捐助)”两项收入之和,构建反映被访家庭互助收入状况的变量;以被访家庭过去一年“给过不同住的亲戚多少现金或实物的经济帮助”和“给过其他人多少经济帮助(不包括社会捐款)”两项支出之和,构建反映被访家庭互助支出状况的变量^①。根据这四个问题的数据,本文对家庭互助行为进行了初步分析,并同时给出数据库中獲得政府补助、发生社会捐赠的家庭数据用于对比(见表1)。可以看到,15.9%的被访家庭存在互助收入,有26.5%的家庭存在对亲友的互助支出,发生互助

① CFPS 问卷中较为精确地区分了家庭的各类转移性收支,包括政府补助收入、社会保险(主要是养老和医疗保险)、社会捐赠收支、来自亲友或给亲友的经济帮助、家庭人情往来开支、家庭债务情况等,为本文刻画家庭间互助行为提供了可信的数据来源。当然,家庭互助不仅限于经济和物质方面的帮助,还有人力服务、精神支持等,囿于数据源的限制,本文仅以经济和物质方面的帮助作为家庭互助的主要代理变量,这种做法可能在某些地区或在趋势性判断方面存在一定的局限性。

行为的家庭占比虽低于收到政府补助的家庭但高于有社会捐赠项的家庭,并且其具体金额在以上三项中最大。这说明,中国家庭之间传统的互助行为仍然具有广泛性,且救助力度非常强,这为本文的后续研究提供了很重要的先验性证据。影响家庭互助行为的因素有很多,本文在借鉴以往研究^[14,20]的基础上,结合CFPS数据库的特征,同时考虑变量获取的准确性和可获得性,将解释家庭互助行为的因素分为四个部分:家庭客观条件部分,家庭文化、人际交往和社会网络部分,家庭所在区域特征部分以及政府和社会责任部分。

家庭的构成、经济实力,或者通常意义上所说的家庭的“光景”,是决定一个家庭能否获得来自亲友的接济或者是否向亲友伸出援助之手的关键因素。通常认为,收入水平越高、闲置资金越多、社会影响力越大、不存在债务问题的家庭越有能力救济亲友。因此,本文选取了包括家庭规模、家庭人口结构、家庭收入、家庭教育水平、家庭政治资本、家庭债务情况等在内的13个代理变量来刻画家庭客观条件。

以往许多研究亦指出,家庭之间的交往、中国传统的家族文化也会对家庭之间的互助行为产生重要影响^[21]。基于此,本文认为,亲属圈家庭间密切的交往和家族观念的深入会促进传统互助行为的发生。在CFPS数据库中选择“过去一年您家与非同住亲戚之间的交往、联络(如聚会、拜访等)是否频繁”“过去一年您家与邻里之间的关系是否和睦”两个问题来考察一个家庭的人际交往和社会网络情况^①^[22],选取“您家是否有家谱、族谱”^②^[23]“过去一年您家是否参与家族祭祖/扫墓等活动”以及家庭成员的宗教信仰和民族归属问题来考察家庭文化情况。

中国地域广阔,城乡、区域经济社会发展水平差异格局明显,家庭所在区域的经济社会状况也有可能影响家庭间的互助行为。因此,根据国家统计局《东西中部和东北地区划分方法》,本文控制家庭的城乡差别,按东中西及东北四大区域划分控制家庭所处的经济带,并根据访员观察数据细化了家庭所在村落/城镇居住区的经济情况。此外,自然灾害也是导致家庭陷入困境、急需救济的一大原因,处于自然灾害频发区的家庭或将面临不一样的救济境况,因此本文将这一因素也纳入了考虑范围。

最后一个部分是政府和社会责任,主要考察社会保障制度和慈善捐赠对于家庭互助行为的影响。前文中讨论了正式制度和非正式制度间的相互关系,社会保障制度的建立健全有可能使家庭传统的互助行为逐渐消逝。而慈善捐赠作为社会性的捐赠活动,又与传统互助行为这种“非社会性”的内部慈善活动在非正式制度的框架内互动。近年来,中国迅速发展的慈善事业是否也会对传统互助行为产生挤出或挤入的影响?因此,在这一部分本文选取了过去一年被访家庭“收到的政府补助金额”“社会捐助收入/支出额”“收到的离退休金及养老保险总额”“家庭成员是否享有公费医疗、城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险以及新型农村合作医疗等医疗保险”作为代理变量,来研究政府行为和社会捐赠对家庭互助行为的影响。

三、模型构建

对家庭互助行为的分析涉及两个方面的问题,一是这种行为发生的可能性,即是否存在家庭间的互助行为;二是这种行为发生的程度,即互助的收入/支出额。前者是“有”和“无”的二元离散变量,后者是存在多零值(互助支出或收入为0)的“受限”变量,两者均不符合OLS法的经典回归假设。因此,本文选择Probit模型来分析家庭互助行为发生的可能性问题,选择适合估计存在上限、下限或极限值因变

① 调查中还涉及被访家庭过去一年的人情往来重大事件(包括男性娶亲、女性出嫁、小孩出生、孩子考上大学、老人过寿和家人去世等)所形成的人情收支情况。但本文认为,中国地域广阔导致各个地方的习俗不尽相同,礼物/礼金在价值、内容上差别也很大,并不能够作为衡量家庭社会网络的有效指标。胡枫、陈玉宇也指出,以人情收支来衡量社会网络有可能存在严重内生性的问题,比如想要获得亲友的大额借贷而送礼,这已超越维系家庭社会网络的目的。因此,本文放弃了对这类数据的使用。

② 考虑到传统家庭社会网络具有长期稳定的特质以及家谱、族谱传承性的特点,本文从2010年CFPS第一轮全国调查数据中匹配了这一个变量的数据。

量的受限因变量模型 (Tobit) 来分析家庭互助行为发生的程度问题。本文所使用的基本模型为:

$$Probit(y) = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i x_i + \sum_{i=1}^n \gamma_i z_i + \sum_{i=1}^n \delta_i v_i + \sum_{i=1}^n \theta_i \omega_i + \mu \quad (1)$$

$$Tobit(y) = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i x_i + \sum_{i=1}^n \gamma_i z_i + \sum_{i=1}^n \delta_i v_i + \sum_{i=1}^n \theta_i \omega_i + \mu \quad (y \geq 0) \quad (2)$$

式中, $Probit(y)$ 是 Probit 模型下的被解释变量, 表示被访家庭有无互助收入/支出的二元离散变量; $Tobit(y)$ 是 Tobit 模型下的被解释变量, 表示存在部分零值的互助收入/支出额。根据前文的讨论, 本文将解释变量细化为四个部分: 家庭客观条件 x_i , 包括家庭规模、家庭老年人口数、未成年人口数、家庭平均年龄的平方、家庭人均收入、家庭政治资本、家庭教育状况、家庭重大决策者性别以及家庭债务情况, β 为其回归系数; z_i 为家庭文化、人际交往及社会网络, 其回归系数为 γ , 具体代理变量包括家庭有无家谱或族谱、过去一年的扫墓祭祖行为、亲戚间的交往频次、邻里间的和睦程度、家庭宗教信仰情况及所属民族; v_i 为家庭所属区域特征, 其回归系数为 δ , 代理变量包括家庭所在地的城乡划分、家庭所在地的东中西及东北四大区域划分、家庭所在村/居是否属于自然灾害频发区划分以及访员观察的家庭所在村/居的经济状况判断; 政府和社会责任表示为 ω_i , θ 为回归系数, 代理变量包括政府补助、社会捐赠收支额和社会保险参与情况, μ 是随机干扰项。表2列出了各变量的名称及赋值操作。

四、实证结果及其分析

本文首先利用 Probit 模型分析家庭客观情况、家庭文化及人际交往、家庭所在区域特征以及政府和社会责任四大模块因素对于家庭互助行为存在可能性的影响, 然后采用 Tobit 模型进一步考察中国家庭互助收入额/支出额的影响因素。

(一) 从有无互助收入或支出看中国家庭互助行为发生的可能性

在家庭客观条件模块中, 收入越高的家庭有互助支出的可能性越大, 而接受互济的可能性越小。类似的还有家庭政治资本, 家庭中存在共产党员、民主党派人士以及担任人大代表、政协委员等职务的成员越多, 其接济亲友的可能性越大; 而当家庭存在欠亲友款项时, 其越有可能接受来自亲友的接济, 同时也更容易发生互助支出。不过向银行、民间借贷机构借款则没有这样的联系。原因可能有两个, 其一, 向银行及其他金融机构借款需要有抵押物, 能够向金融机构借款的家庭往往有相当价值的抵押物, 如果是房贷, 贷款者还会就未来的还贷能力进行自我评估, 而亲友借款往往只凭借相互的信任和了解; 其二, 银行和其他机构的借款行为更为私人化, 可能只有家庭成员知晓借款情况, 但是, 一旦变为亲友间的借款举动, 则家族邻里都会知晓, 从而会出现“一家有难、多方来济”的状态。另外, 本文还发现了其他一些有趣的现象。例如, 家庭规模越大、人口越多, 其从亲友处获得接济或给亲友接济的可能都很小。对此可能的解释是, 尽管劳动力和收入都可能随着家庭规模的扩大而提高, 但增多的家庭收入会因家庭成员较多而被稀释, 同时家庭负担也随之增加, 导致家庭出现“自保有余、助他不足”的境况。

而家庭老年人口越多, 其收到互助收入的可能性越大, 接济他人的可能性越小。因为老人无劳动能力且需要供养, 甚至因存在较大的医疗开支而成为家庭较为沉重的负担, 在这样的情况下, 老年人口多的家庭很可能收到来自亲友的接济, 但无力再帮助其他家庭。另一个有趣的结果是, 家庭未成年人越多, 就越有可能对他人进行接济。这似乎有违常理, 一般来说, 家中需要抚养的未成年人越多, 家庭负担可能越重, 则不可能再去帮助亲友。但从另外一个方面来看, 随着现代社会生育和抚养孩子的成本不断上升, 愿意抚养更多的孩子说明家庭对于自身的经济实力有更充分的信心, 多子女家庭反而更有富余力量接济周围亲友。另外, 家庭平均年龄与传统互助收入间存在显著的正 U 型关系, 与互助支出则无明显关系。说明平均年龄越大的老年家庭或者越小的年轻家庭皆有被扶助的需求, 越可能获得来自亲友的接

表 2 各重要变量名称及赋值

变量名称	赋值操作
被解释变量	
家庭是否有传统互助收入	无 =0, 有 =1
家庭是否有传统互助支出	无 =0, 有 =1
家庭传统互助收入额	连续变量
家庭传统互助支出额	连续变量
解释变量	
家庭客观条件	
家庭规模	家庭人口数
家庭老年人口	家庭可观测对象中 ≥ 60 周岁的人口数
家庭未成年人口	家庭可观测对象中 < 18 周岁的人口数
家庭平均年龄	家庭成员年龄总和/家庭人口数
家庭平均年龄的平方/100	被访家庭平均年龄的平方/100, 测量家庭互助行为与年龄之间是否存在非线性关系
家庭人均纯收入(万元)	上年家庭纯收入总额除以人口数
家庭政治资本	家庭中有中共党员、政协委员、民主党派人士、群团等政治组织成员的累计数量, 值越大说明家庭政治资本越大
家庭最高教育年限	家庭可观测成员中的最高教育年限
家庭重大决策者性别	女 =0, 男 =1
银行房贷(万元)	家庭在银行所欠的房贷
其他的银行贷款(万元)	除去房贷以外的欠银行等正规金融机构的款项
欠亲友的款项(万元)	家庭欠亲友的金钱数
欠民间借贷机构的款项(万元)	家庭欠非正规借贷机构的金钱数
家庭文化、人际交往及社会网络	
有无家谱、族谱	无 =0, 有 =1
过去一年有无祭祖扫墓	无 =0, 有 =1
亲戚间交往频次	经常交往(每月 1 次)=1, 偶尔交往(半年 1-3 次)=2, 不常交往(每年 1-2 次)=3, 没有交往=4
邻里间和睦程度	很和睦=1, 比较和睦=2, 一般=3, 关系有些紧张=4, 关系很紧张=5
家庭宗教归属	家庭中是否存在有宗教信仰的成员: 无 =0, 有 =1
民族	家庭中是否存在少数民族成员: 无 =0, 有 =1
家庭所在区域	
城乡划分	农村家庭 =0, 城市家庭 =1
区域划分	东部家庭 =1, 中部家庭 =2, 东北家庭 =3, 西部家庭 =4
自然灾害频发区	否 =0, 是 =1
家庭所在村/居的经济状况	访员观察评价, 分 1-7 级, 级别越高表明该村/居经济状况越好
政府及社会责任	
政府补助	家庭收到过低保、五保、农业补助及其他政府补助金之和
社会捐赠收入	过去一年家庭收到社会捐赠的数额
社会捐赠支出	过去一年家庭支出社会捐赠的数额
养老保险	过去一年家庭中领取的离退休金或养老金的总额
医疗保险	家庭成员中享受公费医疗、城镇职工医疗保险、城镇居民医疗保险、补充医疗保险以及新型农村合作医疗中至少一种的 =1, 无 =0

表3 中国家庭互助行为发生的影响因素分析

变量	家庭是否有互助收入		家庭是否有互助支出	
	系数	标准误	系数	标准误
家庭客观条件				
家庭规模	-0.074***	(0.000)	-0.049***	(0.000)
家庭中老年人口数	0.169**	(0.000)	-0.104***	(0.000)
家庭中未成年人口数	0.007	(0.614)	0.042***	(0.000)
家庭平均年龄	-0.038***	(0.001)	-0.012	(0.176)
家庭平均年龄的平方/100	0.046***	(0.000)	0.003	(0.670)
家庭人均纯收入(万元)	-0.019*	(0.100)	0.006**	(0.018)
家庭政治资本	0.026	(0.340)	0.133***	(0.000)
家庭最高教育年限	0.001	(0.730)	-0.001	(0.905)
家庭重大决策者性别	-0.016	(0.358)	0.044**	(0.020)
银行房贷(万元)	0.001	(0.783)	0.007***	(0.006)
其他的银行贷款(万元)	-0.003	(0.566)	0.002	(0.377)
欠亲友的款项(万元)	0.007*	(0.086)	0.009*	(0.084)
民间借贷机构欠款项(万元)	-0.005	(0.731)	0.011	(0.382)
家庭文化及人际交往				
有无家谱、族谱	0.056	(0.122)	0.087***	(0.009)
过去一年有无祭祖扫墓	0.001	(0.978)	0.149***	(0.000)
亲戚间交往频次(以没有交往为参照项)				
不常交往	0.016	(0.115)	0.156	(0.181)
偶尔交往	0.034*	(0.097)	0.172*	(0.086)
经常交往	0.021**	(0.036)	0.190**	(0.025)
邻里间和睦程度(以关系紧张为参照项)				
关系有些紧张	0.064	(0.153)	0.158	(0.122)
一般	0.041	(0.204)	0.167	(0.119)
比较和睦	0.037*	(0.081)	0.164*	(0.069)
很和睦	0.071**	(0.031)	0.232*	(0.077)
家庭宗教归属	0.090**	(0.012)	0.038	(0.254)
民族	-0.001	(0.832)	-0.008	(0.138)
家庭区域位置				
城乡划分	-0.025	(0.519)	0.108***	(0.002)
区域划分(以东部为参照项)				
西部地区	0.011*	(0.053)	-0.058	(0.141)
东北家庭	0.008	(0.132)	-0.074	(0.216)
中部家庭	0.019	(0.165)	0.081	(0.187)
自然灾害频发区	0.057	(0.149)	-0.036	(0.315)
家庭所在村/居的经济状况	-0.037***	(0.001)	0.017	(0.126)
社会保障和慈善捐赠				
政府补助(社会救助为主)	0.104*	(0.059)	-0.129**	(0.034)
社会捐赠收入	-0.084	(0.752)		
社会捐赠支出			2.008***	(0.000)
养老保险	-0.102***	(0.000)	0.079***	(0.000)
医疗保险	-0.665	(0.271)	-0.128	(0.108)
LR 统计量	506.84***	(0.000)	553.66***	(0.000)
有效样本量	5731		5712	

注: *、** 和 *** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

济。本文还注意到,当家庭重大决策者为男性时,其家庭越有可能对周围亲友实施接济,为女性时则越容易受到接济,说明一些女性“当家”的家庭境况有可能更为艰难,接受亲友接济的情况更普遍,如失去丈夫后由寡妇抚养子女并支撑家庭的情况。

在家庭文化及人际交往模块中,家族的凝结程度和联系紧密性对于家庭互助行为的发生有显著的影响。诸如家谱、祭祖行为等是一个家庭和睦友善、敦亲睦族的体现,是家庭文化与内涵的象征。回归结果显示,拥有家谱、族谱以及过去一年中有过祭祖、扫墓等家族集体活动的家庭更倾向于对亲友进行接济。在家庭人际交往方面,与亲戚间的关系和交往对于互助行为比较重要,与亲戚交往达到偶尔程度以上的家庭,其收到接济或接济他人的可能性越大,充分说明了亲属圈在传统互助行为中扮演的重要角色。而与邻里间关系越和睦,家庭收到互助收入以及有互助支出的概率越大,尤其是邻里间关系达到比较和睦的程度以上时,这种互助行为发生的概率更加明显。另外,有宗教信仰的家庭也更易获得接济,这说明宗教信仰在一定程度上具有引导向善、互助共济的作用。而民族变量则对互助行为没有显著影响。

区域特征变量的分析表明,城市家庭较农村家庭不易获得互助收入,但较容易接济他人,且在检验中表现显著。这或是因为相较于农村家庭而言,城市家庭的收入水平较高、抗逆力强,并且城市地区的公共服务、保险与金融等市场发育完善,能够缓解风险、意外等事件带来的冲击,因而其出现互助支出的概率大于互助收入的概率;相比东部地区家庭,西部地区的家庭更容易收到互助收入,支出的可能性较小,这与西部地区经济发展水平低、公共服务供给不完备以至于西部地区家庭抗逆力较弱有较大的关系。进一步地,处于自然灾害频发区对于家庭获得互助收入的影响为正,对于救济他人的影响为负,但均不显著,这说明,在受到自然灾害冲击时,受灾家庭可能面临“自顾不暇”,其家庭社会网络内的经济互助格局面临瓦解,从而使得家庭间经济互助行为反而趋于减少;另外,被访家庭所在村/居经济条件越好,获得传统互助收入的可能性越小,出现互助支出的可能性更大。

在社会保障和慈善捐赠对家庭互助行为的影响方面,政府补助(以社会救助为主)的家庭获得传统亲友接济的可能性更大,接济他人的可能性更小,说明家庭间的传统互相行为与政府的社会救助存在“共进”关系,而不是挤出态势,在对贫困家庭的瞄准机制上,社会救助和传统互助有一定的共向性。同样的关系也体现在社会捐赠支出对传统互助支出的影响上,家庭社会捐赠支出越多,其救助亲友的可能性也就越大。但是作为社会保险重要组成部分的养老保险则对传统互助收入形成“挤出”效应,即养老金越高、越稳定的家庭收到来自亲友救助的可能性越小,接济他人的可能性越大,这说明中国的养老金制度在保障公民家庭生活安全方面所发挥的作用越来越大。而医疗保险对家庭互助行为的影响并不明显,暗示了社会医疗保险在分担居民健康经济风险方面的作用有限,需要进一步加强。

(二)从收入额与支出额看中国家庭互助行为发生的程度

表4给出了以“传统互助收入额/支出额”为被解释变量的 Tobit 模型结果。与表3得出的结论相似,传统救济资源更有可能从收入高的家庭流向收入低的家庭,自政治资本充足的家庭流向非充足家庭;自然灾害的冲击往往造成传统家庭社会网络中经济互助格局“土崩瓦解”;政府救助与社会捐赠此时会成为家庭渡过难关更可靠的依赖;家庭年龄状况与互助收入额呈现显著的正 U 型关系,对于支出的正 U 型关系则相对不明朗。家庭规模对家庭互助支出额存在显著的负向影响,亲属圈内的交往和亲密程度则对家庭间的传统互助行为有显著的正向影响。政府补助对互助收入有挤进效应,而社会捐助支出和养老保险收入则对传统互助支出有挤进效应。不过,与表3给出的结论有些不同,一些影响因素在 Tobit 模型下虽维持了一致的趋势,但结果不再显著,如家庭老年人口数、家庭所处的村/居的经济状况等。另一个有趣的发现是,这里家庭收入状况对传统互助收入额也呈现出显著的正向影响,但作用小于支出方面。这个结果有些出乎我们的意料,收入越高的家庭怎么会有可能获得更多的亲友资助? 一个可能的解释是,社会救助和传统互助的出发点有所不同:前者的目标是帮助因各种原因而陷入贫穷的家庭和个人,

其特征是资源(资金、物质等)从政府向个体或家庭的单向输送;而家庭互助既可能是富裕家庭对贫困亲友的单向施助,也可能是家庭间双向的资源互通有无,不乏帮助亲友在追求更高生活质量时“锦上添花”。总之,传统互助行为的出发点更多元化,受助者也不局限于贫困亲友。总体而言,两种模型下的影响因素实证结果均较为一致,家庭收入情况、家庭政治资本、家族及亲属圈关系、社会保障制度及社会捐赠因素对中国家庭传统互助行为的影响最为显著和重要。

表4 中国家庭互助收入额/支出额的影响因素分析

变量	家庭互助 收入额	家庭互助 支出额	变量	家庭互助 收入额	家庭互助 支出额
家庭规模	-53.46 (0.159)	-164.82*** (0.000)	过去一年有无祭祖扫墓	214.29* (0.078)	225.36 (0.122)
家庭中老年人口	153.40 (0.121)	-80.29 (0.498)	亲戚间交往频次	-175.81*** (0.010)	-197.63* (-0.015)
家庭中未成年人口	-22.29 (0.641)	113.46** (0.048)	邻里间和睦程度	-131.1* (0.059)	-6.04 (0.942)
家庭平均年龄	-85.44** (0.019)	-53.31 (0.224)	家庭宗教归属	-9.26 (0.945)	69.61 (0.667)
家庭平均年龄的平方/100	79.46* (0.014)	31.12 (0.422)	民族	12.55 (0.555)	-14.45 (0.571)
家庭人均纯收入(万元)	38.47*** (0.005)	42.03*** (0.010)	城乡划分	95.92 (0.508)	226.84 (0.192)
家庭政治资本	77.25 (0.438)	474.10*** (0.000)	区域划分	-118.89** (0.019)	10.88 (0.858)
家庭最高教育年限	1.867 (0.875)	4.675 (0.742)	自然灾害频发区	51.46 (0.724)	28.12 (0.857)
家庭重大决策者性别	21.16 (0.761)	35.07 (0.674)	家庭所在村/居经济状况	-50.26 (0.247)	13.46 (0.796)
银行房贷(万元)	13.79 (0.261)	5.05 (0.731)	政府补助	517.21** (0.017)	300.35 (0.570)
其他的银行贷款(万元)	3.234 (0.781)	4.17 (0.765)	社会捐赠收入	-1254.93 (0.195)	
欠亲友的款项(万元)	48.586** (0.040)	0.169 (0.993)	社会捐赠支出		2385.19** (0.040)
民间借贷机构欠款(万元)	-49.76 (0.364)	25.58 (0.697)	养老保险	-55.87 (0.246)	620.69*** (0.000)
有无家谱、族谱	-171.4 (0.206)	300.35* (0.064)	医疗保险	99.077 (0.657)	-171.67 (0.522)
有效样本量	9283		有效样本量	9283	

注: *、** 和 *** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著, 括号内为标准误。

五、结论与展望

本文利用2014年中国家庭追踪调查(CFPS)数据,讨论了包括家庭客观条件、家庭人际交往、区域特征以及社会保障和社会捐赠在内的多个因素对于中国家庭互助行为的影响,以期深入认识传统家庭互助在现代社会存续状态。描述性统计结果显示,有互助收入的样本家庭占比明显低于接受政府扶助的家庭比例,但互助收入的总额和均值均高于政府扶助;无论是收入还是支出,家庭互助都高于社会捐赠。进一步的实证研究结果表明,家庭社会网络对于互助行为的可能性和收支额都有显著的正向影响,个体家庭的社会网络规模越大、与亲友联结越深、家族文化越深厚,这种互助行为发生的可能性就越大。社会救助收入、家庭负债情况则与互助收入存在显著的正向关系,家庭社会救助收入越多、负债情况越严重,其获得来自亲友帮扶的可能性就越大。而家庭收入、家庭政治资本、养老保险收入及社会捐赠支出等因素则与互助支出形成正向关系。同时,我们还发现,家庭平均年龄与互助收入呈显著的正U型关系,说明新组建的年轻家庭及年龄较大的老年家庭更有可能获得来自家庭网络内部的接济。

上述研究结果的意义在于:(1)在一定程度上证实了家庭互助在当今中国社会的广泛存在,其强度甚至超过了政府救助。(2)揭示了家庭互助与社会保障、慈善捐赠的互动关系,其中政府救助对家庭互助有挤入效应,而社会保险和慈善捐赠对家庭互助有挤出效应。(3)让我们看到了家庭互助既有传统的一面,也有现代的一面。就前者而言,传统性越强的家庭,发生互助行为的可能性越大,如亲属、邻里关系的紧密程度,宗教、自然灾害等的影响基本上都与家庭互助行为的发生正相关;就后者而言,现代社会中的家庭互助不再是单纯的济贫,它的出发点已经多元化。因此,在中国目前社会保障碎片化、保障水平还不高、慈善事业还不够发达的情况下,存在于家庭社会网络内部的互助资源流动,对于家庭尤其是农村地区的家庭获得经济帮助,进而保障和提高其生活及福利水平有重要的作用。作为优秀的传统文化,家庭间的互助行为应该得到相应的保护与支持,公共政策特别是家庭政策需要对家庭互助的发展加以引导和激励,充分发挥家庭互助在补充社会保障制度方面的作用。同时,也应该看到,现代社会变迁所带来的风险暴露甚至放大了家庭互助的局限性和脆弱性,完善社会保障制度,是现代社会发展的需要。

由于数据的限制,本文仅能通过对截面数据的分析,论证当前中国家庭互助行为的广泛存在性及其影响因素,却无法捕捉到这种行为长期的变迁情况。这使得我们无法确定,在中国社会保障制度不断完善和慈善事业迅速发展的大背景之下,传统互助行为长期的变动趋势究竟如何?它是否正在被“挤出”而逐渐“消弭”,还是在中国浓厚的传统家庭(族)文化的深刻影响下,仍然将广泛而长久地延续下去?这一问题值得进一步的观察和探究。

(感谢宋心璐的前期资料搜集整理工作)

参考文献

- [1] 弗兰克·梯利. 伦理学导论. 何意译. 桂林: 广西师范大学出版社, 2001.
- [2] 罗伯特·佩顿, 迈克尔·穆迪. 慈善的意义与使命. 郭烁译. 北京: 中国劳动社会保障出版社, 2013.
- [3] 周业安. 关于当前中国新制度经济学研究的反思. 经济研究, 2011, (7).
- [4] M. Woolcock. Social Capital and Economic Development: Toward a Theoretical Synthesis and Policy Framework. *Theory and Society*, 1998, 27(2).
- [5] 孔泾源. 中国经济生活中的非正式制度安排. 经济研究, 1992, (7).
- [6] J. Dixon, S. K. Hyung. *Social Welfare in Asia*. London: Routledge, 2015.
- [7] D. Guthrie. The Declining Significance of Guangxi in China's Economic Transition. *The China Quarterly*, 2015, 154(2).
- [8] 费孝通. 江村经济——中国农民的生活. 北京: 商务印书馆, 2002.
- [9] 陆学艺. 家庭赡养与社会保障的功能互补. 中国社会工作, 1998, (3).
- [10] 潘允康. 建设和谐家庭的社会标准. 江苏社会科学, 2010, (1).

- [11] 王跃生. 个体家庭、网络家庭和亲属圈家庭分析——历史与现实相结合的视角. 开放时代, 2010, (4).
- [12] 蔡立雄. 功能转换与当代中国农村宗族制度演化. 中国经济史研究, 2010, (4).
- [13] 董金秋. 面对转型: 城乡家庭团结的实证研究——基于保定 518 户居民的调查. 中国研究, 2011, (Z1).
- [14] 唐灿, 陈午晴. 中国城市家庭的亲属关系——基于五城市家庭结构与家庭关系调查. 江苏社会科学, 2012, (2).
- [15] 毕天云, 刘梦阳. 中国传统宗族福利体系初探. 山东社会科学, 2014, (4).
- [16] 刘峰. 农村社会保障从传统向现代转型研究. 湖南社会科学, 2014, (6).
- [17] 王文涛. 汉代民间互助保障的主体——宗族互助. 学术交流, 2006, (11).
- [18] 卞国风, 刘娜. 乡村互助传统及其变化与乡村社会福利建设. 未来与发展, 2010, (6).
- [19] 张奇林. 慈善事业可持续发展论纲. 社会保障评论, 2017, (1).
- [20] 马春华, 石金群, 李银河等. 中国城市家庭变迁的趋势和最新发现. 社会学研究, 2011, (2).
- [21] 肖群忠. 论中国古代邻里关系及其道德调节传统. 孔子研究, 2009, (4).
- [22] 胡枫, 陈玉宇. 社会网络与农户借贷行为——来自中国家庭动态跟踪调查 (CFPS) 的证据. 金融研究, 2012, (12).
- [23] 梁漱溟. 中国文化要义. 北京: 学林出版社, 1987.

How to Help Each Other

An Analysis of Influencing Factors of Mutual Aids among Chinese Families

Zhang Qilin, Liu Erpeng & Zhou Yimeng (Wuhan University)

Abstract With the improvement of modern social security system, the traditional mutual aid behavior is quietly changing. In this paper, we employed the latest round data of China Family Panel Studies (CFPS) to test the factors influencing Chinese family mutual aid behavior. The results showed that family mutual assistance is still widespread and profound in current era, the larger the social network of families, the deeper the connection with relatives and friends, and the more traditional the family culture, the greater the likelihood of traditional mutual aid. There was also a significant positive relationship between social assistance income, family debt situation and mutual aid income. Household income, family political capital, pension insurance income and social donation expenditure and other factors were positively related to mutual aid expenditure. In addition, the newly formed or elderly families were more likely to receive assistance from their family network. We also found that, in case of natural disasters, the original “internal assistance pattern” would come to collapse because families were unable to protect themselves, even though they used to have close ties.

Key words mutual aids among families; Shouwang Xiangzhu (守望相助); China Family Panel Studies (CFPS); Probit model; Tobit model

■ 收稿日期 2017-05-04

■ 作者简介 张奇林, 管理学博士, 武汉大学社会保障研究中心教授, 博士生导师; 湖北 武汉 430072。
刘二鹏, 周艺梦, 武汉大学社会保障研究中心博士生。

■ 责任编辑 何坤翁 叶娟丽