

【农村社会保障专题】



农村子女的家庭禀赋与赡养行为研究

——基于 CGSS2006 数据资料的分析^①

狄金华, 韦宏耀, 钟涨宝

(华中农业大学 社会学系/农村社会建设与管理研究中心, 湖北 武汉 430070)

摘要: 本文基于中国综合社会调查(CGSS2006)的问卷数据,考察了中国农村子女赡养行为的现状。农村子女的家庭禀赋对其赡养行为影响的定序 Logistic 回归分析结果表明:农村子女家庭禀赋效应对赡养行为的影响主要通过对其父母的经济支持产生作用。具体来说,农村子女家庭禀赋越丰富,其对父母经济支持的频率越高,对父母精神慰藉的频率也有一定程度的正向影响,但是对父母生活照料的频率几乎没有影响。其中,家庭经济资本的作用无论是体现在对父母的经济支持还是精神慰藉都处在最主要的位置;家庭社会资本对提供父母经济支持的频率有显著的正向影响;家庭自然资本对提供父母精神慰藉和生活照料的频率有不同程度的正向影响。

关键词: 家庭禀赋;农村子女;赡养行为;资本

中图分类号: F323.89 文献标志码: A 文章编号: 1671-7465(2014)02-0035-09

家庭养老一直是农村养老的主导形式,即子代为亲代提供赡养资源。这种子代对亲代的赡养构成了“反馈模式”的重要一环。子代对亲代的“反馈”之所以能够“兑现”,在相当程度上是因为孝道伦理的规训。然而,自1980年代以来,伴随着经济社会的变迁,农村社会的价值观念发生了深刻变化,孝道观念也日渐衰落。与此同时,农村的家庭结构与家庭关系也发生了相应变化:一方面核心家庭的比重迅速上升,另一方面横向的夫妻关系逐渐取代纵向的亲子关系成为家庭关系的主轴^[1]。在家庭日益小型化的背景下,子代家庭首先是将小家庭的利益置于最为重要的位置,亲代养老资源是否能够获得有效供给则与子代的家庭资源禀赋有密切的关系,即子代家庭的资源禀赋直接影响着其是否向亲代供给养老资源,以及提供多少养老资源。

本文以家庭禀赋理论为基本框架,运用中国综

合社会调查(CGSS2006)数据对理论模型进行检验和论证,以此来回答子女的家庭禀赋对其赡养资源供给会产生何种影响,以及这一影响得以产生的内在机理是什么?同时亦考察在不同家庭结构中,子女的赡养资源供给是否会存在内在差异。

一、文献回顾与研究假设

1. 子女赡养行为的研究

子女赡养行为一直是家庭养老研究的重点,围绕这一主题,研究者分别从赡养内容、赡养机制以及赡养行为的影响因素等方面展开了系统的研究,取得了丰硕的成果。

目前研究赡养的内容业已达成了基本共识,即其主要包括子女对父母的经济支持、生活照料和精神慰藉,但是这三个方面在不同时期、针对不同的

收稿日期: 2013-10-29

基金项目: 国家社科基金重点项目(10ASH007); 教育部人文社会科学研究基金项目(11YJC840010); 中央高校基本科研业务费专项基金项目(2012SC45)

作者简介: 狄金华,男,华中农业大学文法学院副教授,主要研究方向为农村社会学。

钟涨宝,男,华中农业大学文法学院教授、院长,主要研究方向为农村社会学。

^① 本文文使用数据全部来自中国国家社会科学基金资助之《中国综合社会调查(CGSS)》项目。该调查由中国人民大学社会学系与香港科技大学社会科学部执行,项目主持人为李路路教授、边燕杰教授。作者感谢上述机构及其人员提供数据协助,本论文内容由作者自行负责。

赡养群体存在着非均衡性^[2-4]。研究者对赡养内在机制的研究(即子女养老何以可能的原因)主要是围绕两个基本维度展开:一方面以资源交换作为切入点,强调父母与子女作为理性人在代际互动中呈现出的交换理性,由此而形成了经济交换说^[5]、社会交换说^[6]和投资—赡养说^[7]等观点;另一方面,则是从文化和价值观进行切入,强调中国文化的特殊性,即其对子女行为的特殊约束,由此形成代际反馈说^[8]、责任内化说^[9]和血亲价值说^[10]等观点。在子女赡养行为的影响因素方面,既有的研究主要集中在子女和老年人的个人特征、家庭特征、社区特征以及孝道观念等因素的探讨。新近的研究亦开始关注居住模式、外出务工、子女养老行为的示范作用、对子女的教育投入、子女数量等因素对子女赡养行为的影响。研究者发现,老人的居住模式和居住距离并不明显影响子女给予的经济支持,但会影响子女的日常照料和情感慰藉方面给予的支持^[11-13]。外出务工对子女养老分工存在显著影响,并且儿子和女儿外出务工的影响存在显著性性别差异。兄弟姐妹间的养老行为存在示范作用,并对老年人获得子女供养的状况有重要影响^[14]。来自子女教育投入的养老回报主要体现在经济支持方面,子女受教育程度越高,对父母的经济支持越大^[15]。子女给予父母各方面照料的频繁程度不受兄弟姐妹数量的影响^[11]。总之,居住模式和家庭结构是影响子女赡养行为的重要因素。居住模式及父母子女间的空间距离决定了子女为父母提供支持的便利程度;而家庭结构则在很大程度上影响为父母提供支持的子女数量和可能性,以及家庭内部各成员间的分工、替代情况。

综上,学界有关子女赡养行为的研究已取得相当成果,但亦存在不足。就子女赡养行为的内在机制而言,已有观点能够解释但又不能完全解释现存的现象。子女赡养行为机制的运行,在相当程度上遵循了资源交换或文化价值原则,但又没有完全依循这样的原则。而就子女赡养行为的影响因素而言,已有研究多从老人获得帮助或者子女提供支持的角度,即从个体的角度出发,而少有从家庭出发,将子女的赡养行为作为一项家庭决策进行研究,虽然研究者都认同家庭对于中国人的行为实践具有重要影响。针对上述不足,笔者尝试从家庭禀赋的视角,探讨子女赡养行为的家庭禀赋效应。

2. 家庭禀赋与赡养行为:理论与假说

受结构功能主义理论的影响,研究者在研究农

民养老行为时业已提出了风险规避与路径选择的解释框架,认为结构、规范与准则为农民养老行为的发生提供了一定的行为空间,在这个既定的空间中,农民通过理性算计来决定养老行为的选择。^[16]针对当下农村子女的赡养行为,这一既定空间为:孝道观念已衰弱,但依然获得道德上的认可,所以子女一方面承认自身在养老方面的责任,另一方面则是更看重自身小家庭的生存、发展。换言之,子女对于丧失劳动能力的年迈父母不会不闻不问,但也不会不计后果的付出,其存在一种“有限责任”关系。同时,老年人出于一种“责任伦理”,往往也会通过降低生活标准、减少需求等途径达到减轻子女赡养负担的目的^[17]。如此“互动”的后果便是出现一种代际关系下位运行的现象,即在代际互动的过程中,亲代对子代的付出总是大于子代,且亲代总是有意识地“体谅”子代,主动减轻子代赡养自己的“负担”。代际关系下位运行的现象并未在成年子女这一节点上戛然而止,而是延续到成年子女的下一代身上,如此便也达到了另一种意义上的平衡。这种代际接力的均衡不是本文所要重点关注的对象,本文关心的是在代际关系下位运行这一背景下,子女作为抚养与赡养的双重主体,将依据何种原则做出决策,做出怎样的决策以及这些决策受到何种因素的制约?

在中国农村,家庭对于个人的行为选择具有特殊的意义。这个群体的成员占有共同的财产,有共同的收支预算,他们通过劳动的分工过着共同的生活,彼此之间相互依存^[18]。最近的研究表明,家庭核心化正在成为中国家庭的变化趋势;同时伴随着近年来中国农村现代化进程的影响,家庭关系从传统的以垂直父子关系为中心逐渐转换到以平行的夫妻为中心^{[11]124-126}。在这一结构背景下,子代是否养老以及向亲代提供多少养老资源构成了子代小家庭的“家庭事件”。而家庭自身的资源禀赋则直接影响了其向亲代提供的养老资源。就赡养行为而言,子女必须基于家庭禀赋许可的范围,在满足所有家庭成员福利最大化的家庭决策约束之下采取行动。

(1) 家庭角色与农村子女的赡养行为

在传统的代际关系图式中,亲子之间存在着特定的互惠模式:父母赠与女儿生命,婚前抚养,结婚时以嫁妆形式分给小部分家产;而对于儿子最重要的则是生产训练,帮助成家,分家以及财产的平均分配。作为回报,儿子有赡养父母的义务,女儿并

没有相关方面的明确义务。在当代农村地区,这一传统的互惠模式得到了延续。在此结构中,子女的赡养行为存在着明显的性别差异,即女性在有兄弟的情况下对父母一般没有明确的赡养义务,而往往作为丈夫的依附,以媳妇的角色赡养丈夫的父母。子女身处的家庭不同,他们或者作为嫁出去与父母分住的女儿,或者是和父母合住的女儿,或者是与父母分住的儿子,或者是与父母合住的儿子,分别承担这不同的赡养责任,而这些不同的责任则体现在不同家庭决策中的赡养行为。

(2) 农村子女赡养行为的家庭禀赋效应

家庭禀赋是指家庭成员及整个家庭所拥有的包括了天然具有的及其后天获得的资源与能力^[19],具体包括经济资本、人力资本、社会资本和自然资本。家庭禀赋是个人禀赋的外延,是家庭成员可以共同利用的资源;同时个人的行为选择也会受到家庭禀赋状况和家庭决策的约束^[20]。家庭的资源禀赋对赡养行为产生着复杂的影响,这一影响笔者称之为“家庭禀赋效应”。

当子女拥有较高的经济资本时,经济本身并不构成其家庭的稀缺性资源,子女亦更有可能为父母提供更多的经济性的赡养资源。但有可能因此而产生“逆补偿”效应或者一种金钱换劳动的做法,减少对父母的生活照料。而倾听父母的心事或想法等精神方面的慰藉作为一种较高层次的资源供给,需要一定的经济基础作为支持,故经济资本丰富的子女家庭可能为父母提供更经常的精神慰藉。由此笔者提出本文的第一个研究假设:

假设1:子女家庭的经济资本越丰富,其越可能更频繁的为父母提供经济性赡养资源和精神慰藉,但会降低对父母生活照料行为的频度。

当子女家庭成员拥有较高的人力资本时,其便更有可能从事高收入的职业,因此也就更有可能拥有高的收入,故其使子女更有可能为父母提供更多的经济性的赡养资源。同时,较高的学历对于感知老年人的精神方面的需求有更高的敏感度,因此其也更有可能关注并为亲代提供精神慰藉。家庭人力资本作为个人人力资本某种程度上的外延,具有类似的效应。对此,笔者提出本文的第二个研究假设:

假设2:子女家庭的人力资本越丰富,其越可能为父母提供更经常的经济支持、生活照料和精神慰藉。

拥有较高社会资本的家庭因为顾及到自身的名声,从而在提供养老资源时更加积极。但由于社

会资本本质上是嵌入于个人的社会网络和个人所处社会结构之中的可调动的资源,而社会资本的维持需要大量时间成本。因此当子女家庭具有较高的社会资本时,子女需要花费大量的时间、精力来维持社会关系,这必然要牺牲掉对于父母部分的生活照料时间和情感慰藉精力。这样,主观积极性与现实的限制便在一定程度上达到了均衡。鉴于此,笔者提出本文的第三个研究假设:

假设3:子女家庭的社会资本越丰富,其会越频繁的为父母提供经济性赡养资源,而生活照料和精神慰藉不受明显影响。

农村劳动力迁移引起农业生产的“女性化”和“老年化”,当子女家庭实际耕种土地面积较多时,父母往往会提供一定程度的帮助,作为一种回报,子女会为父母提供更多生活照料的帮助,这种互动进一步增强了亲子间的关系,子女也就更愿意倾听父母。

作为衡量农村子女家庭自然资本的土地耕种面积在中国农村普遍实行家庭联产承包责任制以来,本身内部的差异并不显著;同时相对于其他产业,农地的利润率相对较低,进一步减低了其对子女赡养行为的影响。故其对于子女的赡养行为,不仅是经济支持、生活照料还是精神慰藉都不会产生太大的影响。

假设4:子女家庭的自然资本越丰富,其越经常为父母提供生活照料支持和精神慰藉,而对经济支持影响不明显。

二、研究设计与模型构建

1. 理论模型与变量测量

借鉴已有的研究成果,本文将子女给予父母的支持分为三类,即经济支持(给父母钱)、生活照料(帮助父母料理家务,例如打扫、准备晚餐、买东西、代办杂事等)和精神慰藉(听父母的心事或想法)。将子女给予父母的支持作为被解释变量 Y_k , $k=1,2,3$,分别代表子女支持的3种类型(“1”表示“经济支持”,“2”表示“生活照料”,“3”表示“情感慰藉”)。问卷调查了过去一年中被访者给予父母三种不同支持的频繁程度,经过综合以后形成3个定序变量,即从不、很少、有时、经常,分别赋值0、1、2、3。将可能影响子女养老行为的3类因素11个变量设置为解释变量 x_1, x_2, \dots, x_n 。其中, n 为解释变量的个数, $n=11$ 。

我们使用以下公式作为分析模型

$$\ln\left(\frac{P(Y_k \leq m)}{P(Y_k > m)}\right) = \beta_0 + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{ij} \quad (1)$$

上式用于预测农村子女家庭禀赋、家庭结构特征及受访者及其父母的个人特征对于受访者各赡养行为内容的影响,“m”代表被解释变量的赋值(0

~3 分别代表“从不”“很少”“有时”“经常”)。式中 β_0 为常数项; β_j 是解释变量的回归系数,反映解释变量影响被解释变量的方向和程度。

各变量的具体含义和描述统计分析结果见表 1,对其中部分变量的含义及统计结果作如下说明:

表 1 变量说明与描述统计

变量名称	变量说明	均值	标准差	极小值	极大值
被解释变量					
经济支持	受访者 2005 年为其父母提供经济支持的频繁程度: 完全没有 = 0; 很少 = 1; 有时 = 2; 经常 = 3	1.692	1.008	0.00	3.00
生活照料	受访者 2005 年为其父母提供生活照料的频繁程度: 完全没有 = 0; 很少 = 1; 有时 = 2; 经常 = 3	1.793	1.005	0.00	3.00
精神慰藉	受访者 2005 年为其父母提供精神慰藉的频繁程度: 完全没有 = 0; 很少 = 1; 有时 = 2; 经常 = 3	1.782	0.894	0.00	3.00
解释变量					
家庭禀赋					
家庭经济资本	家庭经济资本总值 Z 标准化值	0.007	0.713	-1.68	3.95
家庭人力资本	家庭人力资本总值 Z 标准化值	0.000	1.000	-2.860	3.264
家庭社会资本	家庭社会资本总值 Z 标准化值	0.000	1.000	-3.027	3.778
家庭自然资本	家庭自然资本总值 Z 标准化值	0.000	1.000	-0.700	13.444
受访者家庭结构特征					
性别与是否和父母合住的组合					
男性合住	男性合住 = 1; 非男性合住 = 0	0.224	0.417	0.00	1.00
女性合住	女性合住 = 1; 非女性合住 = 0	0.067	0.251	0.00	1.00
男性分住	男性分住 = 1; 非男性分住 = 0	0.262	0.440	0.00	1.00
女性分住	女性分住 = 1; 非女性分住 = 0	0.447	0.498	0.00	1.00
兄弟姐妹数量	受访者目前仍健在的兄弟姐妹数量	3.280	1.742	0.00	8.00
受访者及其父母个人特征					
年龄	受访者年龄,以周岁计(岁)	38.811	10.787	18.00	68.00
政治面貌	受访者是否中共党员: 否 = 0; 是 = 1	0.063	0.244	0.00	1.00
婚姻状况	未婚、离婚或丧偶 = 0; 已婚有配偶 = 1	0.880	0.326	0.00	1.00
文化程度	受访者受教育年限	7.368	3.498	0.00	15.00
父母健康状况	受访者对父母健康状况的评估,取健康状况较差者: 很好 = 1; 好 = 2; 无所谓好不好 = 3; 不好 = 4; 很不好 = 5	2.606	1.068	1.00	5.00

解释变量有三部分,一部分是本研究的核心变量:家庭禀赋。家庭禀赋是影响成年子女赡养老人行为的重要因素,它使得子女在做出赡养行为决策时不再仅仅依赖于与父母的工具交换或者已经日渐衰落的孝道观念。在本研究中,笔者将家庭禀赋操作化为家庭对经济资本、人力资本、社会资本以及自然资本的占有状态。

对家庭经济资本的测量使用了两个指标:第一个指标是农户过去一年(2005年)的货币年总收入,包括农业收入、打工收入、各种补贴和经营性收入等等。第二个指标是家庭住房的建筑面积。对这两个指标进行 Z 标准化后分别赋 0.5 的权重进行加权求和得到变量家庭经济资本^①。

对家庭人力资本的测量选择了受访者家庭所有成员的平均受教育年限作为指标,并为了取得一致,对其进行 Z 标准化处理。同时,在控制变量中引入受访者的个人受教育与其对照比较。

关于家庭社会资本,笔者重点关注的是家庭社会网络的规模和质量。通常,社会网络规模越大,质量越高,其社会资本就越丰富;反之,其社会资本则越贫乏。在本研究中,笔者选择了受访者及其家人与各类不同人员打交道的频繁程度之和^②。首先,选择了 12 类不同的人,分别是:本村人、外村人、城里人、村干部、乡镇干部、县级及以上干部、城里的亲戚朋友、专业技术人员、国有或集体企业领导、国有或集体企业管理人员、私有企业老板和私

① 参照石智雷、杨云彦发表于《社会学研究》(2012年第3期)的《家庭禀赋、家庭决策与农村迁移劳动力回流》一文,其中将货币总收入和住房面积赋予相同权重。

② 本文对数据的处理首先利用了衡量社会资本的主要方法之一——主成分分析法来建立一个指标,但由于各维度之间的相关性不是特别高,KMO 统计量为 0.778,小于适合标准 0.8,提取公因子的方差累计贡献率只有 60%。因此,本文借鉴部分已有研究中一些学者采用的社会网络的数量和质量来衡量社会资本,如石智雷发表于《湖北经济学院学报》(2012年第5期)的《人口流动与中国农村地区的家庭禀赋》一文。

有企业管理人员,他们代表了社会网络的规模大小。其次,对于每一类人,都设置了他打交道的频繁程度,从不=1,很少=2,有时=3,经常=4,以这种频繁程度量度两者间的紧密度,作为衡量家庭社会资本的质量。两者结合,求取与12类不同人打交道频繁程度之和后对其进行Z标准化作为衡量家庭社会资本的变量。

家庭自然资本主要是指农户拥有或可长期使用的土地。土地为农户提供了最基本的生存保障,也是农户最重要的自然资本。笔者将家庭自然资本以受访者家中实际耕种的旱地和水田的总面积为变量,并将其Z标准化。

解释变量的第二部分笔者选择了受访者家庭结构特征变量,它们分别是“性别”“是否和父母合住的组合”“兄弟姐妹数量”。

解释变量的第三部分是受访者个人及其父母的特征变量,引入个人特征变量主要是为了控制个

人特征差异对子女赡养行为的影响,包括受访者的年龄、政治面貌、婚姻状况、文化程度和受访者父母的健康状况。

2. 数据来源与样本分析

本研究所使用的数据资料来源于中国综合社会调查(CGSS2006),该项调查由中国人民大学社会学系与香港科技大学社会科学部执行。通过标准PPS抽样方法,对全国28个省、市、自治区进行了问卷调查,共获得有效样本10151个。其中,城市有效样本6013个,农村样本4138个。另外,上述样本中又选取了3028个样本进行“家庭问卷”调查,就家庭方面的问题,包括代际关系、家人评估、家庭价值、婚姻等问题进行了问卷调查。结合本研究主题,笔者对问卷中所涉及的子女赡养问题及相关问题进行软件处理,共获得647个农村样本。具体样本特征见表2。

表2 样本的基本特征

特征	选项	频率	有效百分比(%)	特征	选项	频率	有效百分比(%)
性别	男	315	48.7	政治面貌	中共党员	41	6.3
	女	332	51.3		共青团员	25	3.9
年龄	25岁及以下	71	11.0		群众	581	89.8
	26~35岁	184	28.4	婚姻状况	未婚、同居	53	8.2
	36~45岁	230	35.5		已婚有配偶	569	87.9
	46~55岁	113	17.5		分居、离婚和丧偶	25	3.9
	56岁及以上	49	7.6	个人年收入水平	2000元及以下	239	39.5
文化程度	未受过正式教育	84	13.0		2001~5000元	180	29.8
	小学	195	30.1		5001~10000元	114	18.8
	初中	285	44.0		10001~20000元	57	9.4
	高中(中专)	71	11.0		20001元及以上	15	2.5
本科(专科)及以上	12	1.9					

表3 受访者对父母赡养情况的统计分布

	经济支持(%)	生活照料(%)	精神慰藉(%)
从不	15.6	12.5	8.5
很少	24.0	25.3	27.7
有时	36.0	32.5	41.0
经常	24.4	29.7	22.9
样本量(个)	647	647	647

三、结果分析

1. 农村子女赡养行为的现状分析

从表3可以看出,绝大多数的子女都给予父母一定的支持,对父母在经济、生活照料和情感三个方面给予的“经常”或者“有时”的支持比例较高,均在60%以上;但亦有15.6%的被调查者在过去一年从未给予父母“经济支持”,12.5%的被调查者在过去一年从未给父母以生活照料的帮助,8.5%的被调查者在过去一年从未给予父母精神方面的慰藉。

2. 农村子女家庭禀赋与赡养行为的相关性分析结果

为探讨子女赡养行为的影响因素,本文计算了

解释变量与被解释变量的Pearson相关系数及其显著性水平。表4中的分析结果显示:对于被解释变量经济支持来说,反映家庭禀赋的家庭人力资本和反映家庭结构特征的兄弟姐妹数量的相关关系不显著;而家庭经济资本、家庭社会资本、政治面貌、婚姻状况和文化程度均在1%的统计水平上与子女对父母的经济支持呈显著的正相关关系;性别与是否和父母合住的组合和父母健康状况则成负相关关系;家庭自然资本和年龄在5%统计水平上与

子女对父母的经济支持呈显著的正相关关系。对于家庭禀赋与子女另外两项赡养行为,即生活照料和精神慰藉的相关性分析结果见表 4。

表 4 子女家庭禀赋与赡养行为的相关性分析结果

解释变量	经济支持	生活照料	精神慰藉	解释变量	经济支持	生活照料	精神慰藉
家庭经济资本	0.206***	0.035	0.115***	年龄	0.093**	-0.009	-0.052
家庭人力资本	0.066	0.050	0.093**	政治面貌	0.117***	-0.016	-0.015
家庭社会资本	0.222***	0.008	0.113***	婚姻状况	0.113***	-0.039	-0.021
家庭自然资本	0.077**	0.015	0.067*	文化程度	0.158***	0.128***	0.137***
性别与是否和父母合住的组合	-0.230***	-0.305***	-0.225***	父母健康状况	-0.114***	-0.004	0.014
兄弟姐妹数量	0.021	-0.096**	-0.090**				

注:***、**、* 分别表示变量在 1%、5%、10% 的统计水平上显著。

3. 农村子女家庭禀赋对赡养行为影响的 Logistic 回归分析

上述相关性分析只是检验了单个解释变量与被解释变量之间相关关系的显著性及其作用方向。由于农村子女赡养行为的影响因素之间可能存在相互作用,因此有必要建立回归模型来进一步估计这些影响因素的影响程度及其显著性水平。基于本文的研究假设,笔者建立了农村子女家庭禀赋及其他相关控制变量对农村子女赡养行为影响的定序 Logistic 回归模型,并运用 SPSS17.0 统计软件对其结果进行了统计,结果见表 5。其中,模型 1—2、3—4、5—6 分别就子女给予父母的经济支持、生活照料和情感慰藉作了回归分析。模型 1、3、5 是在只有家庭禀赋作为解释变量情况下的回归结果,而模型 2、4、6 则是在加入其它控制变量情况下的回归结果。相对来说,模型 2、4、6 因为控制变量的引入而更为科学可行,故下文的分析将主要围绕模型

2、4、6 展开,并适当与模型 1、3、5 进行比较。

由于预测模型中被解释变量的排序从小到大(1 至 4)表明对父母获得子女支持的频率从“从不”到“经常”的升序变化,因此回归系数越大,则表明被访者越可能经常给予父母相应的支持;回归系数越小,则表明被访者越可能不经常给予父母各种相应的支持。模型检验结果显示,除模型 3 以外,其他模型的 -2 Log Likelihood(Final) 均在 1% 的统计水平上显著,表明模型有统计学意义;而 Pearson 卡方检验均在 5% 的统计水平上不显著,表明模型拟合度较好;伪判定系数 Cox and Snell、Nagelkerke、McFadden 均大于 0.01,表明模型较为理想。故综合来看,模型 1、2、4、5、6 均较为理想,模型 3 不理想,然而这恰好验证了本文的假设(即家庭资源禀赋对子女对父母生活照料方面的影响不显著,后文会详细说明),故为追求整体的对照,在表 5 中保留模型 3。

表 5 农村子女家庭禀赋对赡养行为影响的定序 Logistic 回归结果

变量	经济支持		生活照料		精神慰藉	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
家庭经济资本	0.485*** (0.111)	0.554*** (0.120)	0.095 (0.106)	0.094 (0.116)	0.256** (0.108)	0.293** (0.117)
家庭人力资本	-0.003 (0.075)	-0.138 (0.094)	0.096 (0.075)	-0.064 (0.094)	0.133* (0.076)	0.027 (0.094)
家庭社会资本	0.322*** (0.080)	0.247*** (0.086)	-0.027 (0.078)	-0.044 (0.085)	0.067 (0.079)	0.077 (0.085)
家庭自然资本	0.116 (0.076)	0.118 (0.091)	0.034 (0.072)	0.162* (0.092)	0.103 (0.075)	0.187** (0.093)
兄弟姐妹数量		0.074 (0.051)		-0.045 (0.051)		-0.004 (0.051)
年龄		0.029*** (0.009)		0.028*** (0.009)		0.004 (0.009)
文化程度		0.092*** (0.030)		0.060** (0.030)		0.057* (0.030)
父母健康状况		-0.133* (0.074)		0.019 (0.074)		-0.063 (0.075)
男性合住(女性分住 为参照组)		1.449*** (0.228)		1.556*** (0.228)		1.093*** (0.225)

续表 5

变量	经济支持		生活照料		精神慰藉	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
女性合住(女性分住 为参照组)		0.798** (0.336)		2.731*** (0.389)		1.895*** (0.354)
男性分住(女性分住 为参照组)		0.856*** (0.206)		0.696*** (0.203)		0.632*** (0.206)
政治面貌(中共党员 为参照组)		0.188 (0.340)		0.592* (0.330)		0.792** (0.335)
婚姻状况(已婚为 参照组)		-0.962*** (0.262)		-0.419 (0.263)		-0.431 (0.263)
-2 Log Likelihood (Final)	1614.820***	1425.774***	1649.376	1449.437***	1549.808***	1390.508***
Pearson	1876.740	1746.522	1862.446	1769.521	1849.505	1751.864
Cox and Snell	0.079	0.207	0.005	0.161	.025	.117
Nagelkerke	0.085	0.222	0.005	0.173	.027	.127
McFadden	0.031	0.086	0.002	0.066	0.010	0.049

注: 括号内为标准误***、**、* 分别表示变量在1%、5%、10%的统计水平上显著。

(1) 家庭禀赋的作用

表5的估计结果表明,整体来看,所引入的家庭禀赋因素对子女经济支持的频度有显著影响;对提供精神慰藉的频度存在一定程度的影响,而对提供生活照料频度影响不显著。相比较来看,子女家庭的经济资本变量对子女提供经济支持和精神慰藉频度的影响强度都是最大的。子女家庭的经济资本值每增加一个单位,子女为父母提供经济赡养资源频度增加的概率就会增加0.740倍($\text{Exp}(0.554) = 1.740$),而提供更频繁的精神慰藉的可能性会增加0.340倍($\text{Exp}(0.293) = 1.340$),对子女提供生活照料支持频度的影响不显著。也就是说,子女家庭的经济资本越丰富,其越可能更频繁的为父母提供经济性赡养资源,更经常的倾听父母的心事和想法。子女家庭的经济资本对生活照料支持频度影响不明显,说明此处并未出现前述所谓“金钱换劳动”的说法。因此,研究假设1基本得到验证。

子女家庭的人力资本对其为父母提供各项赡养资源频度的影响皆不显著,而控制变量中子女个人的文化程度对其提供经济支持、生活照料和精神慰藉频度的影响分别在1%、5%和10%的统计水平上显著。因此,研究假设2并未得到验证。这可能是因为家庭经济资本和家庭人力资本之间存在高度相关性,当控制了具有更强影响力的家庭经济资本后,家庭人力资本便不再显著。也可能是因为前述通过个人人力资本效应推论家庭人力资本并不成立,这一问题还有待进一步研究。

子女家庭的社会资本在1%的统计水平上对子女为父母提供经济支持行为有显著的正向影响,

即农村子女的家庭社会资本越丰富,其越倾向于为父母提供更经常的经济支持。模型2的回归结果显示,子女的家庭社会资本值每增加一个单位,子女为父母提供更频繁的经济支持的概率会增加0.280倍($\text{Exp}(0.247) = 1.280$)。子女的家庭社会资本对其为父母提供生活照料和精神慰藉支持频度的影响不显著。因此,研究假设3基本得到验证。

子女家庭的自然资本分别在10%和5%的统计水平上对子女为父母提供生活照料和精神慰藉频度有显著的负向影响,对子女为父母提供经济赡养资源的频度没有显著影响。即农村子女的家庭自然资本越丰富,其越倾向于为父母提供更经常的生活照料支持和精神慰藉支持。模型4的回归结果显示,子女的家庭自然资本值每增加一个单位,子女为父母提供更频繁的生活照料支持的概率会增加0.176倍($\text{Exp}(0.162) = 1.176$);模型6的回归结果显示,子女的家庭自然资本值每增加一个单位,子女为父母提供更频繁的精神慰藉支持的概率会增加0.206倍($\text{Exp}(0.187) = 1.206$)。因此,研究假设4基本得到验证。

(2) 其他因素的作用

研究结果表明,性别与是否与父母合住组合变量对子女提供各项赡养资源的行为皆有显著影响。就提供更频繁的经济支持而言,男性合住类型家庭是女性分住类型家庭的4.259倍($\text{Exp}(1.449) = 4.259$);女性合住类型家庭是女性分住类型家庭的2.221倍($\text{Exp}(0.798) = 2.221$);男性分住类型家庭是女性分住类型家庭的2.354倍($\text{Exp}(0.856) = 2.354$)。就提供更频繁的生活照料支

持而言,男性合住类型家庭是女性分住类型家庭的4.740倍($\text{Exp}(1.556) = 4.740$);女性合住类型家庭是女性分住类型家庭的15.348倍($\text{Exp}(2.731) = 15.348$);男性分住类型家庭是女性分住类型家庭的2.006倍($\text{Exp}(0.696) = 2.006$)。就提供更频繁的精神慰藉支持而言,男性合住类型家庭是女性分住类型家庭的2.983倍($\text{Exp}(1.093) = 2.983$);女性合住类型家庭是女性分住类型家庭的6.652倍($\text{Exp}(1.895) = 6.652$);男性分住类型家庭是女性分住类型家庭的1.881倍($\text{Exp}(0.632) = 1.881$)。可见,男性在对父母的经济支持方面扮演着重要角色,而对父母的生活照料和精神慰藉则在很大程度上落到了女儿的身上;而与父母合住的子女无论在经济支持上还是生活照料和精神慰藉都高于与父母分住的子女。

受访者的年龄对其为父母提供经济支持和生活照料的频度有显著的正向影响,因为受访者的年龄与其父母的年龄高度相关,可见,年龄越大的父母越经常得到子女的经济支持和生活照料支持。受访者父母的健康状况越差,得到经济支持的频繁程度越低,生活照料和精神慰藉支持不受影响,这一点令人意外,但这也可能验证了部分学者的观点:子女对父母的帮助并不完全以父母的需要为中心,可能更多的是孝心的表现。受访者的政治面貌对子女提供生活照料和精神慰藉的频度有显著影响,而受访者的婚姻状况对子女提供经济支持的频度有显著影响。

四、结论与讨论

本文考察了中国农村子女赡养行为的现状,并通过相关性分析和建立定序 Logistic 回归模型分析了家庭经济资本、家庭人力资本、家庭社会资本和家庭自然资本等家庭禀赋因素对农村子女赡养行为的影响,得出了以下几点主要的结论:第一,农村子女的赡养行为并不十分乐观,有14%左右的人在过去一年中对于父母没有任何相关的支持行为。第二,农村子女家庭禀赋效应对赡养行为的影响主要通过对父母的经济支持产生作用。具体来说,农村子女家庭禀赋越丰富,其对父母经济支持的频率越高,对父母精神慰藉的频率也有一定程度的正向影响,但是对父母生活照料的频率几乎没有影响。其中,家庭经济资本的作用无论是体现在对父母的经济支持还是精神慰藉都处在最主要的位置;家庭

社会资本对提供父母经济支持的频率有显著的正向影响;家庭自然资本对提供父母精神慰藉和生活照料的频率有不同程度的正向影响。第三,对子女赡养行为的最主要影响因素还是子女的性别和父母的居住模式(即是否与子女合住)。通过回归分析可知,子女的赡养行为存在明显的性别分工,即儿子相对承担更多的经济支持,而女儿则承担着更多的生活照料和精神慰藉。同时,缘于与父母合住的便利性及与父母更多的交换,与父母合住子女承担着更多的赡养职责。

随着农民进城务工及农村自身的快速发展,农民的收入在不断攀升,其家庭禀赋也日益充盈。同时,新型农村社会养老保险制度的全面推广更是为老年人提供了一份独立而稳定的个人收入。但是通过前面的分析可知,家庭禀赋效应主要作用于子女提供的经济支持,而对精神慰藉的影响有限,对生活照料更是没有影响。因此,如何解决老年人的生活照料和精神慰藉问题在当下显得更为突出,这也是后续研究所要关注的重要方面。

参考文献:

- [1] 阎云翔. 私人生活的变革: 一个中国村庄里的爱情、家庭与亲密关系 1949—1999 [M]. 龚小夏,译. 上海: 上海书店出版社, 2006: 201—208.
- [2] 张晖. 建立我国农村社会养老机制的迫切性及可行性 [J]. 人口学刊, 1996(4): 56—59.
- [3] 姜晶梅,等. 我国城市养老的经济模式分析 [J]. 人口研究, 1998(6): 53—55.
- [4] 张恺悌,等. 市场经济条件下的家庭养老与社会化服务 [J]. 人口研究, 1996(4): 44—49.
- [5] 杜亚军. 代际交换——对老龄化经济学基础理论的研究 [J]. 中国人口科学, 1990(3): 24—29.
- [6] 熊跃根. 中国城市家庭的代际关系与老人照顾 [J]. 中国人口科学, 1998(6): 15—21.
- [7] 陈皆明. 投资与赡养——关于城市居民代际交换的因果分析 [J]. 中国社会科学, 1998(6): 131—145.
- [8] 费孝通. 家庭结构变动中的老年赡养问题——再论中国家庭结构的变动 [J]. 北京大学学报, 1983(3): 6—15.
- [9] 张新梅. 家庭养老研究的理论背景和假设推导 [J]. 人口学刊, 1999(1): 57—60.
- [10] 姚远. 血亲价值论: 对中国家庭养老机制的理论探讨 [J]. 中国人口科学, 2000(6): 29—35.
- [11] 谢桂华. 老人的居住模式与子女的赡养行为 [J]. 社会, 2009(5): 149—167.
- [12] 谢桂华. 家庭居住模式与子女赡养 [J]. 社会科学战

- 线, 2010(2): 205 - 215.
- [13] 鄢盛明, 等. 居住安排对子女赡养行为的影响[J]. 中国社会科学, 2001(1): 130 - 140.
- [14] 高建新, 等. 外出务工对农村老年人家庭子女养老分工影响研究[J]. 南方人口, 2012(2): 74 - 80.
- [15] 伍海霞. 家庭子女的教育投入与亲代的养老回报——来自河北农村的调查发现[J]. 人口与发展, 2011(1): 29 - 37.
- [16] 狄金华, 李静. 农民养老行为的实践逻辑研究——基于2006年CGSS数据资料的分析[J]. 华中农业大学学报: 社会科学版, 2013(1): 96 - 102.
- [17] 杨善华, 等. 责任伦理与城市居民的家庭养老——以“北京市老年人需求调查”为例[J]. 北京大学学报: 哲学社会科学版, 2004(1): 71 - 84.
- [18] 费孝通. 江村经济——中国农民的生活[M]. 北京: 商务印书馆, 2009: 41 - 42.
- [19] 孔祥智, 等. 西部地区农户禀赋对农业技术采纳的影响分析[J]. 经济研究, 2004(12): 85 - 95.
- [20] 石智雷, 杨云彦. 家庭禀赋、家庭决策与农村迁移劳动力回流[J]. 社会学研究, 2012(3): 157 - 181.
- (责任编辑: 李良木)

Adult Children's Family Endowment and Care-giving Behaviors in Rural China: Analysis Based on CGSS Data of Year 2006

DI Jinhua, WEI Hongyao, ZHONG Zhangbao

(1. Department of Sociology Department Huazhong Agricultural University, Wuhan 430070, China;

2. Research Center for Rural Social Construction and Management, Wuhan 430070, China)

Abstract: Using the data from the Chinese General Social Survey (CGSS2006), this paper examined the current situation of China's rural children support acts. Logistic regression analysis showed that: the impact of rural adult children's family endowment on their care-giving behaviors is mainly completed through the financial support. Specifically, the more family endowment the rural children have, the higher their frequencies to financially support their own parents are, and there is also a certain degree of positive effect on the frequency of comforting their parental mental needs, but almost no effect on the frequency of parental life care-giving. Among them, the role of the family's economic capital, whether reflected in the parent's financial support or spiritual solace, occupies a leading position; family social capital has a significant positive effect on the frequency of providing financial support for parents; family natural capital has a varying degrees of positive effect on the frequencies of providing parents spiritual solace and life-care.

Key words: Family Endowments; Rural Children; Care-giving Behaviors; Capital