

长幼有序,男女有别^{*}

——个体化进程中的中国家庭养老支持分工

陶 涛 刘雯莉 李 婷

提要:家庭养老是家庭关系和家庭功能的具体体现。在多子女家庭内部,同胞之间的养老责任分工是在外部环境制约下,家庭内部个体之间出于不同的身份认同、利益需求和情感关系进行协商的结果。本研究基于2018年中国老年社会追踪调查数据,讨论了多子女家庭中子女养老支持的性别和排行分工,以此展现当前我国家庭多元复杂的代际关系模式。研究表明,不同结构类型的家庭内部养老分工的模式不同。在子女数量较少或性别一致时,子女之间责任均摊;在子女数量较多且性别不一致时,老大、女儿会给予父母更多的经济支持,老小、儿子会给予父母更多的家务支持。多子女家庭中个体间利益、情感、责任的冲突碰撞表现得更为复杂,呈现出传统性与现代性并存的代际关系伦理与代际团结模式。

关键词:养老分工 经济支持 家务支持 子女排行 子女性别

一、前 言

中华人民共和国成立以来,中国的家庭变迁与快速的人口转变同步,并深深内嵌于社会转型的进程中(彭希哲、胡湛,2015),在强大的家族主义传统与快速的现代化进程共同影响下,这一变迁呈现出独特的样貌。已有研究在展现中国家庭代际关系及其变迁时,往往将其作为一个整体来讨论,个体并不在关注的中

* 本文系霍英东教育基金会高等院校青年教师基金项目“中国人口负增长全要素预测与政策应对”(171081)的阶段性研究成果;研究过程受到中国人民大学科学研究基金中央高校基本科研业务费专项资金(14XNI003)的资助。通信作者刘雯莉(lilyliu0712@163.com)。感谢中国人民大学社会与人口学院刘爽教授和南京大学社会学院许琪副教授对本研究提出的宝贵意见,感谢匿名评审专家的宝贵意见和修改建议。文责自负。

心(阎云翔,2017a)。但是,面对日益复杂、多元且多变的家庭形态,传统的家庭理论已经无法很好地解释家庭变迁过程中出现的新现象,对家庭内部不同个体的角色、行为以及个体之间亲密关系的讨论日渐成为家庭研究的重要内容。

事实上,家庭作为一个系统,其转变是外部环境和内部要素相互联系相互作用的结果。在个体化理论看来,面对外部环境的变化及其所带来的压力,家庭内部的个体出于不同的身份认同、利益需求和动机,存在着协商、分工、合作和博弈,这些关系不仅存在于亲代与子代之间,也存在于夫妻之间、兄弟姐妹之间。

当前,我国大多数老年人有多个子女。对于多子女家庭而言,不仅子女数量的多寡会影响到老年人所能获得的养老资源,而且家庭内部子女之间也存在着养老责任的分工。这种分工模式是家庭成员在外部环境制约下,基于不同的主观诉求和情感关系协商形成的结果。养老责任在同胞间如何分担,不仅反映了家庭代际关系的变化,也反映了家庭内部不同个体角色的变化。不少研究已说明,随着现代化进程的推进和父权制的式微,女儿在家庭养老中扮演的角色日益突出,她们越来越多地参与到对父母的赡养中(Xie & Zhu, 2009; 唐灿等, 2009; 韦艳, 2017)。但是,仍有一些问题尚待解决。在各类多子女家庭中,性别分工模式都是怎样的? 在不同的支持内容上,子女的分工模式是否有差异? 在性别之外,不同排行的子女是否也存在着某种分工模式? 当性别和排行的身份认同与文化规范杂糅在一起,何种身份会在子女对父母的赡养中起更重要的作用?

本文试图从一个更为全面的角度讨论多子女家庭中不同子女对父母的赡养行为,基于个体化理论和代际关系理论,我们重点考察在不同结构类型的家庭中,不同性别和排行的子女在赡养父母的行为上有何区别。与其他因素相比,性别和排行不仅可能关系到子女的社会经济地位,还涉及个体在家庭中的身份认同,体现了文化规范的力量。

二、文献回顾与评述

(一) 中国家庭变迁与养老模式的变化

随着对家庭研究的深入,研究者们发现,中国家庭的变迁道路不能为一元化和单线演进的家庭现代化理论所完全解释和预测(唐灿,2010)。在家庭变迁的过程中,传统与现代因素不是对立冲突的,而是相互融合相互补充的,家庭的变迁模式和路径是多元的、多因素共同推进的(马春华等,2011)。“下行式家庭主

义”(阎云翔,2017b)、“流动性家庭”(吴小英,2017)、“个体家庭”(沈奕斐,2010)、“马赛克家庭主义”(计迎春,2017)等概念和视角被提出,用以描绘和分析中国家庭从传统向现代转型过程中所呈现的个体化趋势和多元复杂的特征。这些研究虽然着重点不一,但都揭示出家庭内部个体化倾向和传统家庭文化是共存的,家庭在向现代型转变的过程中具有“摇摆性”(宋健、张晓倩,2021)。

一方面,在现代化与个体化进程中,年轻一代的个人权利观念更为强烈(阎云翔,1998),家庭中的个体角色不断凸显,个体不再为家庭或家族利益而牺牲或妥协,而是从特定的利益需求出发,能动地调节亲属关系(钟晓慧,2020),寻求独立和自由。另一方面,面对深厚而强势的传统文化以及充满不确定风险的社会环境,个体仍然受到孝道文化中关于家庭责任的一整套生活逻辑以及与养老、抚育相关的社会制度的制约(石金群,2016)。在个人利益与家庭利益的权衡博弈之中,出现了以家庭价值的稳固和个体意识的崛起为双重特征的“新家庭主义”(康岚,2012),出现了两代人在个人自我发展和家庭责任两者之间努力寻求平衡、相互协商的“协商式亲密关系”(钟晓慧、何式凝,2014)。家庭成为代代之间、不同成员之间金钱、情感、精神、责任、期待交汇的要地。冲突、逃避、协商、合作不仅存在于不同家庭中,也存在于同一家庭中(计迎春,2017)。

家庭变迁在家庭养老中具体体现为子女的养老责任分工发生了改变,最为显著的是性别分工的变化。中国传统父系家族制度认为,儿子是养老责任的主要承担者,女儿并不承担正式的赡养义务。但随着现代化进程的不断推进,女性在家庭养老中的作用日渐彰显,学者们的研究从不同层面展现了这一图景:女性地位不断提升,在家庭中的话语权有所增强并开始承担一定的养老责任;家庭养老的模式不仅由家族制度所规定,而且也是个体间协商的结果。

然而,这一图景仍有待完善。首先,这些研究没有严格区分家庭规模和家庭结构差异所带来的养老动机和行为的区别。比如,对独生子女家庭而言,谁来养老并不完全由家庭和个体所决定。但是在多子女家庭,同胞之间就可能存在冲突与博弈、分工与合作。尽管也有研究针对家庭养老的性别分工在多子女家庭内部进行了考察(许琪,2015),但也仅将所有的多子女家庭一视同仁,没有进一步观察不同特征子女组合的家庭之间是否存在差异。

其次,仅讨论性别分工并不足以展现当前我国家庭养老支持分工的全貌,养老责任份额的切分还取决于同胞数量、本人排行、地区文化等诸多因素的排列组合。比如,同为儿子,是独子还是有其他兄弟姐妹?是长子还是幼子?身在农村还是城市?同为女儿,是独生女还是有其他兄弟姐妹?有没有兄弟?兄弟是哥

哥还是弟弟还是都有？在不同的情形下，子女对自己的身份认同存在差异，其承担的养老责任也就可能不同，因此还需加以细分。

从生活经验来看，在中国民间，“长兄如父”“长姐如母”“老儿大孙子”等民谚广为流传，出生顺序似乎自带身份属性。无论是“长子当家”“幼子守业”的不同传统，还是“中间子女没有存在感”的抱怨，以及在婚丧嫁娶等仪式中的各种身份排序，都预示着多子女家庭对排行不同的子女的责任规定可能有所不同，父母与每个子女间的互动模式也不相同。有研究发现，与排行中间的子女相比，老年人更偏好排行老大或是老小的子女作为自己生病时的照料者或有心事时的倾听者(Hu & Chen, 2019)。因此，子女赡养不仅存在性别差异，还很可能存在长幼分工。

（二）家庭养老何以实现：家庭养老的理论模型

对于家庭养老的运行机制，学者们从不同的角度提出了诸多理论模型。费孝通(1983)提出“反馈论”，用以分析中国家庭内部代际关系的特点。他认为，中国的亲子关系是一种双向交流的“反馈模式”，父母有抚养子女的义务，子女也有赡养父母的义务，这种模式贯彻的是均衡互惠的原则，得到“孝道”等伦理观念的维护和巩固。社会交换论则认为亲子之间存在付出与回报的关系。父母通过对子女的付出来建立长期的、持久的、附带各种权利和责任的亲子关系，这样，子女在成年后就会出于家庭责任而为父母提供养老服务(陈皆明, 2010)。这种赡养可被视作对父母早期抚养、投资和帮助的回报(Silverstein et al., 2002)。两种理论之间有相似之处，但又不完全相同。在王跃生(2008)看来，中国家庭亲子间的代际关系是抚养—赡养关系与交换关系的结合，两者并存、互补，发生于家庭生命历程的不同时期，构成了完整的家庭代际关系。

姚远(2000)进一步提出“血亲价值论”，用以解释中国家庭养老的运行机制。血亲价值论认为，子女履行养老责任的核心是血亲价值观。在血缘亲情的基础上，子代会形成对父母的报恩意识，加之父辈的言传身教、社会的教化、舆论的监督以及国家制度的规定，养老被作为一种责任和人生观灌输给子代，子代会在潜移默化中成为承担养老责任的自觉者。血亲价值论更关注子女养老动力的血缘基础以及国家和民族文化的影响，认为文化对于子女赡养动力、赡养行为具有重要的、根本性的影响。

无论是反馈论、交换论还是血亲价值论，都是从父代—子代的整体角度对中国代际关系和家庭养老所做的分析，涉及父母抚养和子女赡养之间的链接以

及文化和情感的作用,但是缺少对不同子女之间角色差异的探讨。然而,恰恰是不同子女在家庭养老中角色和行为的变化,展现出了代际关系的变迁。具体而言,家庭是由不同年龄辈份、不同资源背景、不同能力、不同需求的各类成员组成的,家庭内部时刻存在着经济、情感、需求等各种要素的交织和博弈。无论是传统家族制度对于不同子女赡养责任的规范,还是基于现实生活情境和自身资源优势的考虑,不同子女对父母的赡养动机和行为都可能不同,尤其是儿子与女儿之间存在明显的差别。

唐灿等(2009)探讨了子女赡养中的性别差异及其变迁,归纳出支撑代际赡养的两套系统,一套是以责任、身份等为基础的规范系统,另一套是以亲情、情分、恩情等为基础的情感系统。前者的背后是“协商性责任”的亲属关系模式,后者的背后则是“积累性责任”的亲属关系模式。这两套系统论从不同个体动机的角度分析了家庭成员之间赡养行为的分工。儿子的赡养行为更多遵循“协商性责任”的逻辑,具有更强的功利交换色彩;女儿的行为则遵循“积累性责任”的逻辑,其赡养行为并不基于公平交换的动机,而是基于养育之恩和亲情。这两套系统为理解子女养老行为的差异提供了很好的视角。但是,这种视角目前多被用于解释子女养老中的性别差异,还未被用于讨论子女在其他方面的区别;而且目前也多用于定性研究资料的分析,还未应用于定量研究中。本文将借助这一理论进一步分析不同子女间的差异性,并使用定量数据加以验证。

(三)孝道伦理、资源调剂与规范系统

以责任、义务为基础的规范系统更强调协商和互惠。亲属间的相互支持并不是基于需求和能力的简单交互,而是建立在一系列互惠承诺基础之上的、由社会定义的、有关家庭责任和义务方面的道德伦理以及特定的亲属关系文化,将会对最后的协商结果产生影响(唐灿等,2009)。换言之,子女是出于自己的身份角色所规定的责任和义务与父母进行交换和互惠,而父母对子女的抚养也就具有更强的物质性和功利性,期待日后子女能够帮助自己“防老”。

对于多子女家庭,抚养阶段有限的家庭资源会向特定子女倾斜,这种现象主要出现在子女教育和婚姻中,因子女排行和性别而异。这种分配不均一方面源自传统文化规定下不同子女的特定身份,父母对不同子女的回报具有不同的期待;另一方面则源自父母在当下条件限制下的资源集中和择优培育策略(石智雷,2015)。如果子女养老遵循规范系统的逻辑,养老责任就会更多地由文化“规定”的子女来承担。

从性别差异来看,人们在规范系统下更强调儿子的赡养责任。家庭内部资源分配的“男孩偏好”模式(郑磊,2013)也使得儿子往往有更高的教育获得和职业成就,这一方面从客观上影响到女儿赡养父母的能力,另一方面也从主观上削弱了女儿回报父母的动机。

从排行差异来看,不同排行的子女在教育获得方面存在显著差异。针对东亚社会的研究发现,在家庭资源有限的情况下,年长子女,尤其是女性,更容易放弃教育机会,提早进入劳动力市场而为年幼的弟妹做出“牺牲”(Chu et al., 2007)。排行靠后的子女不仅可以获得来自父母的资源,同时更有可能获得已进入劳动力市场或已婚兄长或姐姐的支持,因此受教育程度更高,呈现“末孩优势”(张兆曜、戴思源,2018)。根据规范系统推论,年长子女的牺牲行为可能正是出于传统家庭主义制度下对“长子”“长女”为家庭奉献和牺牲的规定,遵循这一规定,老年父母对获得长子回报的预期也要高于幼子(周律等,2012)。

(四) 血缘亲情、长期互动与情感系统

与规范系统相反,情感系统并不强调基于正式互惠承诺的交换,而更多地强调发自于血缘亲情的主动回报,子女的养老行为更多源于亲子间亲密的关系联结与自发的情感表现,来自与父母日常互动中逐渐累积的厚实情感(韦宏耀、钟涨宝,2015)。

从性别差异来看,一般而言女儿与父母的情感更加亲密(宋璐、李树苗,2017)。女儿并非正式养老责任的承担者,其赡养父母的行为虽然也有“孝顺”的规范约束,但养老动机更多遵循的是以亲情、恩情为基础的情感系统(唐灿等,2009),是出于血缘亲情对父母的“报恩”行为。

从排行差异来看,父母对不同出生顺序子女的情感投入存在差别,幼子与父母的情感关系更为亲密。有研究发现,父母对后出生的孩子施加的惩罚会更少(Hotz & Pantano, 2015),而排行中间的子女会觉得自己与父母没有那么亲近(Salmon, 2003)。对中国两孩家庭的研究发现,父母对“老二”的日常照料和了解更多,在态度上温情更多、严苛更少,对亲子关系的满意度也更高(徐浙宁,2017)。

家庭成员之间长期的、模式化的互动行为会沉淀为个体的情感结构,影响个体的具体行为决策(刘汶蓉,2016),不同性别、不同排行子女与父母的情感互动差异可能导致其对父母的赡养动力和行为有所不同,表现为女儿、老小给父母更多的养老支持。

(五)小结

从两套系统的逻辑出发,一方面,父母在抚养子女阶段的差异化投入与传统孝道文化对于不同子女养老责任的规范息息相关,两者的合力形成了子女养老责任的切分,即特定的子女有义务、有责任在父母进入老年阶段后奉亲养老。另一方面,亲子之间长期的情感互动以及基于血缘亲情的“报恩”思想使得不同子女可能会基于自己与父母的互动模式和情感关系来赡养父母。

从性别差异角度来看,如果遵循规范系统,儿子会比女儿给予父母更多的赡养回报。而考虑到社会变迁和情感系统作用的逐渐增强,儿子和女儿在赡养方面的差异可能会不断缩小甚至发生逆转。但现实究竟如何变化,在不同类型的家庭中、在不同的养老内容上又有何区别?这些问题都值得进一步探讨。从排行差异来看,如果不同排行的子女遵循的是规范系统,传统伦理则对长子履行养老责任提出了更高的期待。如果遵循情感系统,幼子与父母的关系更加亲密,更愿意为父母提供更多的养老支持。如果考虑子女的现实资源优势,幼子更可能获得整个家庭对自己的教育投入,应当更有能力给父母以更多的支持。此外,同胞性别结构会影响到个体的成长历程和教育获得(罗凯、周黎安,2010),也就可能会影响到不同子女之间的养老责任分配。因此,在对父母的养老支持上,性别与排行的影响很可能不是独立的,而是相互影响的,相关研究还有待进一步深入。不仅如此,这些效应在城乡间也会存在差别。例如,城市居民对传统孝道的认可度更低(刘汶蓉,2013),城市多数老年人依靠离退休金而不是子女提供生活费用,子女的养老义务是形式“负担”而非实际“负担”(王跃生,2016),城市地区的女儿在经济支持和生活照料方面都已经超过儿子(许琪,2015)。这些都与农村地区有很大差异。

理论推演提供了多种可能性,我国养老实践中的子女分工图景究竟是怎样的?我们使用全国性的调查数据对此进行了深入的探索。

三、数据与方法

(一)数据

本研究的数据来自 2018 年中国老年社会追踪调查(以下简称“CLASS”)。该调查是一个全国性、连续性的大型社会调查项目,采用分层多阶段的概率抽样方法,覆盖了全国 28 个省、自治区、直辖市,最终样本量为 11418 个。调查使用

的个人问卷针对老年人每一个健在的子女都分别收集了信息,既包括子女的性别、排行、受教育程度等个人信息,也包括亲子之间的经济互动、劳务支持等代际互动信息,为我们的研究提供了很好的数据支持。

(二)方法

为了更好地考察老年人与每个子女之间的代际关系,本文将老年人与子女一一匹配。考虑到未成年子女还缺乏赡养父母的能力,本文删去了有未成年子女的老年人。^①为了满足比较家庭内部不同排行子女的要求,本文也排除了无子女和只有一个健在子女的老年人。^②在删除关键变量缺失的样本后,最终老年人—子女配对样本量为 26082。其中,老大、中间子女、老小分别有 8761、8560、8761 人;儿子 13585 人,女儿 12497 人;老年父母共有 8761 人,其中男性 4327 人,女性 4434 人。

考虑到子女数量和子女性别结构会对老年人可获得的养老支持产生影响,而且子女的排行和性别差异在不同的家庭中会不一致,不能笼统地放在一起进行比较,我们按照老年人的健在子女数(两个子女还是三个及以上子女)和子女性别结构(子女性别一致还是不一致)来划分家庭类型,并针对同一家庭类型中的子女进行比较。其中,有两个健在子女的家庭共有 3663 个,有三个及以上健在子女的家庭共有 5098 个;全子家庭共有 1349 个,全女家庭共有 771 个,儿女双全家庭共有 6641 个。

1. 因变量

本文的研究重点在于成年子女对老年父母的赡养行为,主要关注更为实质、客观的经济支持与家务支持,暂不考虑精神、情感方面的支持。本文选取两个因变量进行考察,第一个因变量为成年子女为老年父母提供的经济支持,以问卷中 F7 – F13 题“过去 12 个月,这个子女有没有给过您(或与您同住的、仍健在的配偶)钱、食品或礼物,这些财物共值多少钱”的回答进行赋值,“没有给过”赋值为 0,“1 – 199 元”赋值为 1,“200 – 499 元”赋值为 2,以此类推,直到将“12000 元以上”赋值为 8。此因变量为连续变量,取值范围为 [0,8],取值越高,意味着子女给老年人的经济支持越大。第二个因变量为成年子女向老年父母提供的家务支持,以问卷中 F7 – F16 题“过去 12 个月,这个子女多久帮您做一次家务”的回答

^① 有未成年子女的老年人共有 15 人。

^② 无子女的老年人共有 301 人,只有一个健在子女的老年人共有 2205 人。

进行赋值，“几乎没有”赋值为0，“一年几次”赋值为1，“每月至少一次”赋值为2，“每周至少一次”赋值为3，“几乎天天”赋值为4。此因变量也为连续变量，取值范围为[0,4]，取值越高意味着子女给老年人的家务支持越大。

2. 自变量

本文关注的核心问题是子女在对父母的养老支持方面的性别和排行分工，因此以子女的性别和排行作为核心自变量。在子女的排行上，通过比较同一家庭内部子女的年龄大小，将有两个子女的家庭中的子女分为老大、老小两类；对于有三个及以上子女的家庭，为了使分析更加聚焦于“长”“幼”效应，将其子女分为老大、中间子女和老小三类。

本文选取老年人的居住地（城镇或农村）作为调节变量，关注子女支持的性别和排行分工在城乡家庭中是否存在差异。

已有研究表明，子女特征、父母特征以及两代人之间即时的互动都可能影响子女对父母的养老支持，我们在进行模型分析时选取了一系列变量加以控制。子女特征包括子女的年龄、受教育程度、婚姻状况、就业状况、经济状况，父母特征包括父母的性别、年龄、受教育程度、婚姻状况、健康状况、社会保障状况。同时，我们将过去12个月内父母给子女的经济支持、隔代照料情况和同住状况也作为控制变量纳入模型。具体的变量描述见表1。

3. 研究方法

不同性别和排行的子女在养老责任上的分担可能会受到同胞数量和性别结构的影响，若将具有不同子女数和子女性别构成的老年人家庭混杂在一起讨论，有可能会误导我们对排行效应和性别效应的认识。因此，我们先从健在子女数和子女性别结构两个维度细分家庭类型，再从排行和性别两个维度进行子女赡养行为的比较。

首先，考虑到两孩家庭没有中间子女，所有孩子都必然有着首孩或末孩的“特殊身份”，赡养父母的责任分担机制可能与三孩及以上家庭不同，因此按照老年人的健在子女数将老年人家庭分为两个孩子家庭和三孩及以上家庭。其次，考虑到同性别同胞间的责任分担机制极有可能与异性同胞间的分担机制存在差异，^①且全是儿子的家庭和全是女儿的家庭中的责任分担机制也可能差别很大，因此将其进一步分为全子、全女和儿女双全家庭，分别讨论不同排行、不同

^① 例如，同为长女，在有弟弟和一个弟弟都没有的情况下，其对父母的支持力度可能会存在很大差别；同为幼女，在有哥哥和一个哥哥都没有的情况下，其对父母的支持力度也可能存在很大差别。

表 1

变量描述

变量	整体	百分比/均值			变量	整体	百分比/均值		
		2个子女家庭	3个及以上子女家庭	父母特征			整体	2个子女家庭	3个及以上子女家庭
子女给予父母的支持				年龄组(参照组:1950年后)					
经济支持(得分)	2.93	3.27	2.79	1934年前	10.43	4.12	12.89		
家务支持(得分)	1.57	1.80	1.49	1935-1939年	14.34	6.99	17.22		
子女特征				1940-1944年	19.60	13.51	21.98		
排行(参照组:老大)				1945-1949年	23.41	24.32	23.05		
中 间	32.82	-	45.64						
老 小	33.59	50.00	27.18	性别(参照组:女性)					
性別(参照组:女)				男性	48.66	51.05	47.72		
男	52.09	56.50	50.36	婚姻状况(参照组:有配偶)					
年 龄	45.94	42.51	47.28	丧偶	34.08	24.30	37.91		
婚姻状况(参照组:在婚)				离婚	0.51	0.90	0.35		
不在婚				受教育程度(参照组:小学/私塾)					
受教育程度(参照组:初中)				不识字	32.61	21.87	36.80		
小 学 及 以 下	27.88	15.55	32.70	初中	18.39	25.58	15.58		
高 中 或 中 专	19.40	25.59	16.98	高中及以上	6.77	9.88	5.55		
大 专 及 以 上	10.07	17.81	7.04	自评健康(参照组:一般)					
工作情况(参照组:有工作)				不健康	20.33	14.50	22.61		
无 工 作	40.41	26.56	45.83	健康	40.13	45.21	38.15		
经济状况(参照组:基本够用)				是否有社会保障(参照组:有)					
宽裕	25.91	32.05	23.52	无	9.70	11.06	9.18		
困 难	8.34	6.33	9.13	是否给子女经济支持(参照组:否)					
是否与父母同住(参照组:否)				是	28.87	38.22	25.21		
是	10.72	12.23	10.13	是否提供隔代照料(参照组:否)					
居住地(参照组:农村)				是	41.18	47.17	38.84		
城 镇	49.97	61.10	45.62	样本量	26082	7326	18756		

性别子女的表现。再次,考察排行效应和性别效应之间是否存在交互作用。最后,考虑子女排行、性别和城乡之间的互动,即分析同胞间的分工在城乡家庭中是否存在差异。在建立回归模型时,考虑到本文使用的数据不仅包括子女个人特征,还包括了父母特征和家庭状况,具有个人嵌套于家庭的多层结构特征,因此采用两层线性模型进行回归分析。

需要说明的是,CLASS 对子女代际支持的测量是定序变量,一般而言使用序次逻辑斯蒂回归会更为合适。但序次逻辑斯蒂回归存在回归系数在不同模型间不可比较的问题(洪岩璧,2015),且在细分家庭类型后,全子、全女家庭的样本量较小,在运用多层次序次逻辑斯蒂回归模型时无法得出准确的估计结果。因此借鉴胡安宁(2017)的处理方式,本研究选择将因变量处理成连续变量的方式进行估计。

四、分析结果

(一)描述性统计分析

首先计算不同子女数量和性别结构的家庭中子女对父母的平均代际支持得分,并进行显著性检验(见表 2),研究有如下发现。

表 2 分家庭类型的不同排行和性别子女的平均代际支持得分

家庭类型	经济支持			家务支持		
	全子	全女	儿女双全	全子	全女	儿女双全
两孩家庭						
整体	3.150	3.475	3.274	1.715	2.015	1.788
老大	3.143	3.453	3.281	1.722	2.023	1.795
老小	3.158	3.497	3.266	1.708	2.006	1.781
P	0.865	0.720	0.786	0.827	0.836	0.731
儿子			3.264			1.921
女儿			3.284			1.654
P			0.726			0.000
三孩及以上家庭						
整体	2.749	3.009	2.783	1.414	1.585	1.487
老大	2.732	2.986	2.825	1.423	1.652	1.484
中间	2.735	3.047	2.745	1.292	1.520	1.457
老小	2.786	2.972	2.805	1.577	1.617	1.543
P	0.984	0.448	0.040	0.984	0.448	0.040
儿子			2.714			1.590
女儿			2.850			1.387
P			0.000			0.000

1. 女性角色凸显。有女儿的家庭对父母的养老支持大于全子家庭

表2的第3、第11行报告了全子、全女和儿女双全家庭中子女对父母的平均支持得分。在两孩家庭和三孩及以上家庭,都出现了全女家庭的经济支持和家务支持平均得分高于全子家庭和儿女双全家庭的情况,而且全子家庭的平均得分在三类家庭中排在末位。也就是说,有女儿会增加老年人获得的经济支持和家务支持,而如果只有儿子,老年人能够获得的养老支持反而会少。仅从描述统计的结果看,无论是在经济支持和家务支持上,女性的角色都十分重要。

2. 两孩、同性别家庭子女基本实现责任均分,三孩及以上家庭存在性别和排行差异

表2的第4-9行、第12-18行分别报告了两孩家庭和三孩及以上家庭中不同排行和性别子女的平均得分情况。在两孩家庭中,无论是在经济方面还是家务方面,老大和老小、儿子和女儿对父母的平均支持得分几乎相等,并没有显著差异。在三孩及以上家庭中,子女的排行效应因女性别结构而异。在性别一致的情况下,不同排行的子女对父母的经济支持和家务支持几乎没有显著差异。在儿女双全的情况下,子女对父母的支持表现出了经济支持上的“首孩效应”和家务支持上的“末孩效应”,中间子女在经济支持和家务支持上的表现都是最弱的;儿子和女儿的分工也存在差异,出现了“女儿出钱”“儿子出力”的现象,这与以往一些研究的结论相悖。当然,描述统计的结果并未控制其他重要变量,例如“儿子出力”可能是由于有更多儿子与父母同住。因此需要在回归模型中进一步控制这些因素,展现更为精确的估计结果。

(二) 回归结果

按照健在子女数和子女性别结构将老年人家庭分成6个子样本,并分别建立回归模型进行分析。表3、表4^①展示了具体的回归结果。表3中模型E1-E5、E6-E10分别反映了两孩、三孩及以上家庭中全子、全女、儿女双全家庭的经济支持情况,模型H1-H5、H6-H10则分别反映了两孩、三孩及以上家庭中的家务支持情况。

当家庭中子女性别一致时,不同排行的子女对父母的养老支持并无显著差异(见模型E1、E2、E7、H1、H2、H6、H7)。只有在有三个及以上儿子的家庭中,老

^① 受篇幅限制,在表3、表4中只呈现了核心自变量和调节变量的回归系数,其他控制变量的回归系数略去。

表3 子女代际支持的回归结果

变量	经济支持					家务支持							
	全子	全女	-儿-女	模型 E1	模型 E2	模型 E3	模型 E4	模型 E5	模型 H1	模型 H2	模型 H3	模型 H4	模型 H5
两个子女家庭													
排行(老大=0)													
老小	0.052 (0.042)	-0.015 (0.063)	-0.036 (0.033)	-0.145 (0.076)	-0.037 (0.033)	0.015 (0.045)	0.008 (0.062)	0.068 * (0.031)	0.218 *** (0.057)	0.070 * (0.030)			
性别(女儿=0)													
儿子						-0.056 * (0.027)	-0.167 * (0.075)	-0.041 (0.028)	0.198 *** (0.028)	0.350 *** (0.056)	0.089 ** (0.027)		
排行×性别													
老小×儿子						0.221 (0.140)					-0.305 ** (0.098)		
是否同住(否=0)								-0.123 * (0.059)					
是												0.829 *** (0.054)	
个人样本量	1914	962		4450				1914	962		4450		
家庭样本量	957	481		2225				957	481		2225		

续表 3

变量	经济支持						家务支持			
	全子	全女	儿女双全		全子	全女	儿女双全			
	模型 E6	模型 E7	模型 E8	模型 E9	模型 E10	模型 H6	模型 H7	模型 H8	模型 H9	模型 H10
三个及以上子女家庭										
排行(老大=0)	-0.062 (0.056)	0.136 (0.070)	-0.064 (0.018)	-0.058 (0.025)	-0.067 (0.018)	-0.107 (0.063)	-0.106 (0.070)	0.022 (0.018)	0.028 (0.026)	0.039 * (0.017)
中间	-0.174 * (0.085)	-0.034 (0.103)	-0.101 (0.027)	-0.098 (0.034)	-0.099 (0.027)	0.165 (0.089)	-0.127 (0.100)	0.102 (0.026)	0.075 * (0.034)	0.090 *** (0.025)
老小										
性别(女儿=0)										
儿子					-0.132 (0.014)	-0.126 (0.028)	-0.113 (0.014)	0.161 (0.014)	0.151 (0.029)	0.050 *** (0.014)
排行×性别										
中间×儿子					-0.011 (0.035)				-0.013 (0.036)	
老小×儿子					-0.005 (0.041)				0.053 (0.043)	
是否同住(否=0)						-0.192 (0.029)				1.125 *** (0.028)
是										
个人样本量	1338	1024	16394		1338	1024	16394			
家庭样本量	392	290	4416		392	290	4416			

注:(1) * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$ 。(2)模型中已控制其他变量。

小给予父母的经济支持要显著低于老大(模型 E6)。而当家庭中子女的性别不一致时,不同性别、不同排行的子女对父母的经济支持和家务支持就呈现比较明显且复杂的差异。

从经济支持来看,有一儿一女的家庭、三孩及以上且儿女双全的家庭都出现了明显且一致的性别差异,即女儿给父母的经济支持要大于儿子(模型 E4 和 E9)。在排行方面,在有三孩及以上且儿女双全的家庭中,存在明显的“首孩效应”,即老大给予父母的经济支持要显著大于中间子女和老小,而在一儿一女的家庭中,虽然这一差异并不显著,但排行的系数也同样为负。模型 E5 和 E10 在模型 E3 和 E8 的基础上纳入了是否同住这一变量。在控制了是否同住后,一儿一女家庭中子女性别的显著性消失,但系数依然为负。在三孩及以上且儿女双全的家庭中,仍然存在明显的“首孩效应”和“女儿效应”。这说明,即使在考虑了同住与否的情况下,老大、女儿还是给予了父母更多的经济支持。

家务支持则呈现出与经济支持截然相反的情况。模型 H3 和 H8 表明,无论是在一儿一女家庭还是在三孩及以上且儿女双全的家庭,老小、儿子都给了父母更多的家务支持。模型 H5 和 H10 表明,即使在控制居住模式后,这种“末孩效应”和“儿子效应”仍然存在。不过在考虑同住与否后,子女性别的系数变小,说明在控制居住模式后儿子与女儿的差距在缩小。而且,并非与父母同住的子女一定能够给予父母更多的养老支持,尽管他们提供了更多的家务支持,但他们提供的经济支持要小于不与父母同住的子女。

上述模型结果分性别、排行展现了家庭内部不同子女的养老支持差异。在子女数量较多且性别不一致的情况下,性别分工与排行分工确实是存在的,而且会因养老支持的具体内容而异。除此之外,还需要考虑,当排行与性别相结合时,子女的分工会出现什么样的变化?模型 E4、E9、H4、H9 表明,无论是在经济支持还是家务支持方面,子女性别与排行之间的交互作用并不是很明显,只有在一儿一女家庭的家务支持方面,子女性别与排行的交互项显著为负。这个结果说明,在一儿一女的家庭中,家务支持上的性别效应要大于排行效应,对父母的家务支持主要还是由儿子来承担,无论儿子是“首孩”还是“末孩”。

通过分家庭类型的分析,本文初步展现了子女养老在不同家庭中的性别差异和排行差异,这种差异主要存在于子女性别不一致的家庭,即一儿一女家庭和三孩及以上且儿女双全的家庭中。但是,这种现象在城市和农村都存在吗?接下来,针对这两类家庭,分别纳入子女性别、排行与老年人居住地的交互项,考察这种规律是否在城市和农村地区存在差异。表 4 展现了纳入交互项的回归结

果。在子女性别不一致的家庭中,交互作用因养老支持的类型和子女数量而有所不同。在一儿一女的家庭中,子女排行与居住地的交互项只在经济支持的回归模型中显著为负,而主效应并不显著,说明在农村地区经济支持在不同排行的子女间不存在明显区别,而在城市地区老大的经济支持作用更加突出。在有三孩及以上且儿女双全的家庭中,子女排行、性别与居住地的交互项在经济支持的回归模型中并不显著,而子女排行、性别的主效应依然显著为负,说明无论是在农村还是城市,在经济支持上确实存在比较稳定的“首孩效应”和“女儿效应”。在家务支持方面,老小与居住地的交互作用显著为正,说明在家务支持上的“末孩效应”在城市地区更加明显;而性别的主效应为正,与居住地的交互作用显著为负,说明在城市地区女儿与儿子在家务支持上的差距要小于农村地区。

表4 异性别子女代际支持的交互效应模型(居住地为交互变量)

变量	经济支持		家务支持	
	模型 E13	模型 E14	模型 H13	模型 H14
一儿一女家庭				
排行(老大=0)				
老小	0.030 (0.045)	-0.039 (0.033)	0.019 (0.043)	0.066 * (0.030)
性别(女儿=0)				
儿子	-0.044 (0.027)	0.002 (0.042)	0.092 ** (0.027)	0.146 ** (0.042)
排行×居住地				
老小×城市	-0.110 * (0.052)		0.083 (0.052)	
性别×居住地				
儿子×城市		-0.070 (0.052)		-0.092 (0.052)
居住地(农村=0)				
城市	0.240 ** (0.082)	0.222 ** (0.082)	0.156 * (0.061)	0.245 *** (0.061)
个人样本量	4450		4450	
家庭样本量	2225		2225	
	模型 E17	模型 E18	模型 H17	模型 H18
三孩及以上且儿女双全家庭				
排行(老大=0)				
中间	-0.059 ** (0.023)	-0.067 *** (0.018)	0.027 (0.022)	0.038 * (0.017)

续表 4

	模型 E17	模型 E18	模型 H17	模型 H18
老小	-0.083 ** (0.031)	-0.100 *** (0.027)	0.050 (0.030)	0.089 *** (0.025)
性别(女儿=0)				
儿子	-0.113 *** (0.014)	-0.101 *** (0.018)	0.051 *** (0.014)	0.088 *** (0.018)
排行×居住地				
中间×城市	-0.016 (0.030)		0.025 (0.030)	
老小×城市	-0.034 (0.033)		0.083 * (0.033)	
性别×居住地				
儿子×城市		-0.025 (0.026)		-0.082 ** (0.026)
居住地(农村=0)				
城市	0.318 *** (0.050)	0.315 *** (0.048)	0.268 *** (0.040)	0.342 *** (0.037)
个人样本量	16394		16394	
家庭样本量	4416		4416	

注:(1) * $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, *** $P < 0.001$ 。(2) 模型中已控制居住模式和其他控制变量。

综合回归结果来看,在子女对父母的经济支持和家务支持中,确实存在一定的排行与性别效应,但二者的影响会因家庭中的子女数量、子女性别结构以及居住地而异。在子女性别一致且数量较少的情况下,子女对父母的支持从整体上没有太大差异,基本上是责任均分。但是在有儿有女尤其是子女数量较多的家庭中,则存在较为明显的性别差异和排行差异。在经济支持方面,老大、女儿给予的更多;在家务支持上,则是老小、儿子给予的更多。即使在控制了是否与父母同住的情况下,这种现象依然存在。从城乡差异来看,子女同性别家庭的责任均分,子女异性家庭中经济支持上的“首孩效应”“女儿效应”与家务支持上的“末孩效应”“儿子效应”是比较普遍存在的现象;城市家庭在经济支持上的“首孩效应”、家务支持上的“末孩效应”更加显著,而且女儿与儿子之间的家务支持差距要明显小于农村。

五、总结与讨论

中国是目前老年人口规模最大的国家,也将是人口老龄化发展最为迅猛的国家,对老年人养老问题的关注和讨论十分必要。

中国有家庭养老的传统。作为家庭关系和家庭功能的具体体现,家庭养老连接着亲子两代,涉及代际延时性的付出回报关系和即时性的互惠关系。养老功能在多大程度上为家庭所实现,养老责任为家庭中的何人所承担,是传统文化规范和外部环境制约下家庭内部个体之间彼此协商的结果。因此,家庭养老也就成为反映中国家庭变迁的关键要素之一,成为观察和描绘传统与现代如何在家庭这个场域中交织、碰撞与融合,家庭内部系统中个体之间在经济、情感、利益等各方面如何协商、竞争、合作的一个切入点。

本文采用 2018 年中国老年社会追踪调查数据,运用多层次线性分析技术,在划分了家庭子女数量、同胞性别结构、养老支持类型三个维度的基础上,详细考察了养老责任在不同排行、不同性别子女间的切分,并充分考虑排行与性别、城乡的交互效应,描绘出中国老年父母在日常生活中获得子女支持错综复杂的全景图,试图总结当今中国式家庭养老的多样化同胞分工模式。

整体而言,中国家庭子代和亲代之间的交流非常频繁,且在经济支持和家务支持上仍以子代流向亲代为主。家庭成员之间在经济、日常生活等各方面保持着密切联系,家庭的养老功能仍在为年轻一代所实现。但是,在养老功能的实现过程中,子女的数量和性别所产生的影响发生了变化。拥有数量更多的子女并不是老年父母能够得到满意养老支持的确定性保障,女儿在赡养父母中的重要作用日渐凸显。调查结果显示,有两个子女的老年人得到的养老支持平均力度要高于有三个及以上子女的老年人,有女儿的老年人获得的养老支持平均力度要大于只有儿子的老年人,“多子”未必“多福”,“养儿”未必“防老”。

对于养老责任的分担,不同家庭内部的不同子女因角色定位、身份认同等差异而做出了不同选择。在同胞性别一致的情况下,子女对父母的支持基本不存在性别和排行差异。这可能是由于在这种情况下,每个子女都既独特又普通,父母的资源分配方式和情感投入在不同排行的子女间差异并不大。在反馈模式的逻辑下,每一个子女对父母都负有回报的责任和义务,因此在子女之间更容易达成责任均担的共识。换言之,当家庭中子女数量较少时,不同个体间的博弈与冲突相对较少,每个人承担的家庭责任比较均等。但是,当子女的性别不一致或数

量较多时,就出现了排行分工和性别分工,在经济支持上呈现“首孩效应”和“女儿效应”,在家务支持上呈现“末孩效应”和“儿子效应”。这种情况表明,在这样的家庭中,个体之间利益、情感、责任的冲突碰撞更为复杂多样,子女们不仅在养老支持总量上遵循着不同的代际赡养逻辑,而且这种同胞间的责任切分还会根据具体的养老内容而进行灵活的动态调整,从而呈现一种表面错综复杂而内里又井然有序的图景。

对不同排行的子女而言,“老大出钱、老小出力”的模式比较明显。在经济支持上他们主要遵循的是规范系统,给予父母经济支持是一种伦理责任,作为家中的老大必须要履行保证父母生活来源的义务,为弟妹做出榜样,因此老大会倾向于给父母更多的经济支持;在家务支持上则更多遵循的是情感系统,由于父母对老小相对不那么严厉,与老小之间有更加亲密的亲子关系,因而彼此之间也存在更多日常照顾和家务支持上的互动。

对不同性别的子女而言,无论是在农村还是在城市都存在“女儿出钱、儿子出力”的分工模式,女儿不是缩小了与儿子之间在经济支持上的差异,而是实现了反超。这一点与以往很多研究“儿子出钱、女儿出力”的结论并不一致。女儿在经济上给予父母更多的支持,是遵循情感逻辑的结果。随着女性在家庭中权力地位的提高和经济生活的改善,再加上女儿养老在舆论和伦理上的合理化趋势,女儿有能力也有动力给予父母更多的经济支持,且这种支持多是出于孝道观念和报恩之情,具有更浓厚的利他主义色彩。但对儿子而言,他们更多遵循的还是规范系统,与父母共同居住和生活、为父母提供日常生活中的照料支持,是儿子遵守传统孝道伦理规定、履行自己的赡养责任的体现。在“公平交换”的逻辑下,他们给予父母的经济支持是有限的。此外,若考虑到儿媳在长辈照料中的重要作用,女儿在生活照料上可能更偏重于照顾公婆而非自己的父母(韦艳,2017),因此为父母提供更多的经济支持或许是女儿展现报恩意愿、表达孝顺之情的更为合理而现实的方式。综合考虑性别与排行的作用,我们发现,性别规范比排行规范发挥了更加重要的作用,当不同排行的子女性别不同时,性别分工就会超越排行分工,成为主要的分工模式。

在经济社会各方面都发生剧变的今天,中国家庭既有“转变”的一面,也有“不变”的一面。“养儿防老”已不是中国家庭的唯一养老模式,孝道伦理的责任规定也不再是子女养老分工的单一依据,基于血缘亲情的情感系统发挥着重要的作用。本文所展示的多子女家庭养老支持的同胞分工显示,子女的养老支持行为已由被动地按照社会舆论和文化规范分工转为既遵循文化规范又

凸显自主选择。值得注意的是,在硬性的责任约束之外,女性出于情感、不完全考虑经济理性的主动付出,体现了她们在家庭养老中独特而重要的作用。不过,尽管家庭传统规范的约束力在下降,中国也并没有出现类似西方的个体化进程。如本文所展示的那样,个体一方面试图突破传统的角色规范,在赡养行为上有了更多自主选择的机会,但在另一方面他们仍未完全突破家庭主义的框架,在伦理规范和道德情感的双系统博弈中负担起了特定的赡养责任,形成了与中国传统社会和西方社会都截然不同的、传统性与现代性并存的代际关系伦理和代际团结模式。对这种家庭养老复杂性、异质性的深度认知有助于我们在未来的养老政策制定过程中进一步细分政策对象,使政策制定更加符合实际、契合需求、精准有效。

我们还注意到,在城市地区,家务支持上的“末孩效应”更加明显,且女儿与儿子之间在家务支持上差距在缩小。这说明在现代化程度更高的地区,基于“积累性责任”、强调长期情感互动的情感系统可能发挥了更大的作用。由此,我们认为,随着现代化进程的进一步推进,再加上少子化趋势已成定局,同胞之间的养老责任分担可能会更加平均,传统文化规范的制约作用会日渐衰微,亲子之间长期的情感互动可能会成为促使子女赡养父母的关键因素。

本文可能的贡献有如下四点:第一,根据子女的数量和性别对老年家庭进行更为细致的分类,全面展现不同结构类型的家庭中代际关系和养老模式的异质性和复杂性。第二,除了讨论子女养老支持的性别差异外,本研究还讨论了子女的排行差异,考察了排行与性别的交互作用。这将有助于丰富对子女在家庭养老中的分工模式的认识。第三,有别于以往研究将代际关系用一个整体模式来描绘,本文从家庭内部不同身份主体的角色差异入手,呈现出置身于家庭中的个体形象,这有利于从理论上探究个体与家庭在代际关系中的张力,从而有助于理解当代中国的家庭代际伦理与代际团结模式。第四,对这些问题的讨论细化了对中国老年人家庭养老资源的描绘,对完善相关养老政策、积极应对人口老龄化具有一定的借鉴意义。

本文也存在一定的局限。首先,由于问卷问题设置的原因,我们无法获取子女和父母之间财富交换的具体数值,且只考察了日常代际交换,没有考察大额财产转移等方面情况,这可能会在一定程度上忽略不同家庭之间的差异,影响估计结果的准确性。其次,研究发现子女的养老支持中的性别和排行差异,但只能对这些差异产生的机制从理论上进行一定的分析和解释,更深入的研究有待未来数据充足时进一步分析。最后,不同年龄段的老年人对养老支持的需求有可能

会有不同，因而子女所提供的支持也可能会有所不同，在不同排行、不同性别间的分工也可能是有差异的，这个问题也有待更为深入的探讨。

参考文献：

- 陈皆明,2010,《中国养老模式:传统文化、家庭边界和代际关系》,《西安交通大学学报(社会科学版)》第6期。
- 费孝通,1983,《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》,《北京大学学报(哲学社会科学版)》第3期。
- 胡安宁,2017,《老龄化背景下子女对父母的多样化支持:观念与行为》,《中国社会科学》第3期。
- 洪岩璧,2015,《Logistic模型的系数比较问题及解决策略:一个综述》,《社会》第4期。
- 计迎春,2017,《社会转型情境下的中国本土家庭理论构建初探》,《妇女研究论丛》第5期。
- 康岚,2012,《代差与代同:新家庭主义价值的兴起》,《青年研究》第3期。
- 刘汶蓉,2013,《当代家庭代际支持观念与群体差异——兼论反馈模式的文化基础变迁》,《当代青年研究》第3期。
- ,2016,《转型期的家庭代际情感与团结——基于上海两类“啃老”家庭的比较》,《社会学研究》第4期。
- 罗凯、周黎安,2010,《子女出生顺序和性别差异对教育人力资本的影响——一个基于家庭经济学视角的分析》,《经济科学》第3期。
- 马春华、石金群、李银河、王震宇、唐灿,2011,《中国城市家庭变迁的趋势和最新发现》,《社会学研究》第2期。
- 彭希哲、胡湛,2015,《当代中国家庭变迁与家庭政策重构》,《中国社会科学》第12期。
- 沈奕斐,2010,《个体化与家庭结构关系的重构——以上海为例》,复旦大学博士学位论文。
- 石金群,2016,《转型期家庭代际关系流变:机制、逻辑与张力》,《社会学研究》第6期。
- 石智雷,2015,《多子未必多福——生育决策、家庭养老与农村老年人生活质量》,《社会学研究》第5期。
- 宋健、张晓倩,2021,《从人口转变到家庭转变:一种理论分析思路》,《探索与争鸣》第1期。
- 宋璐、李树苗,2017,《农村老年人家庭代际关系及其影响因素——基于性别视角的潜在类别分析》,《人口与经济》第6期。
- 唐灿,2010,《家庭现代化理论及其发展的回顾与评述》,《社会学研究》第3期。
- 唐灿、马春华、石金群,2009,《女儿赡养的伦理与公平——浙东农村家庭代际关系的性别考察》,《社会学研究》第6期。
- 阎云翔,1998,《家庭政治中的金钱与道义:北方农村分家模式的人类学分析》,《社会学研究》第6期。
- ,2017a,《社会自我主义:中国式亲密关系——中国北方农村的代际亲密关系与下行式家庭主义》,《探索与争鸣》第7期。
- ,2017b,《私人生活的变革》,上海:上海人民出版社。
- 王跃生,2008,《中国家庭代际关系的理论分析》,《人口研究》第4期。
- ,2016,《中国家庭代际功能关系及其新变动》,《人口研究》第5期。
- 韦宏耀、钟涨宝,2015,《双元孝道、家庭价值观与子女赡养行为——基于中国综合社会调查数据的实证分

析》,《南方人口》第5期。

韦艳,2017,《“厚此薄彼”还是“同时兼顾”?——农村已婚女性的代际支持研究》,《妇女研究论丛》第3期。

吴小英,2017,《流动性:一个理解家庭的新框架》,《探索与争鸣》第7期。

许琪,2015,《儿子养老还是女儿养老——基于家庭内部的比较分析》,《社会》第4期。

徐浙宁,2017,《城市“二孩”家庭的养育:资源稀释与教养方式》,《青年研究》第6期。

姚远,2000,《血亲价值论:对中国家庭养老机制的理论探讨》,《中国人口科学》第6期。

张兆曙、戴思源,2018,《中国农村家庭教育资源分配的“末孩优势”及其影响因素》,《人口学刊》第5期。

郑磊,2013,《同性别结构、家庭内部资源分配与教育获得》,《社会学研究》第5期。

钟晓慧,2020,《个体化理论下的中国家庭研究:转向与启示》,《中国研究》第25期。

钟晓慧、何式凝,2014,《协商式亲密关系:独生子女父母对家庭关系和孝道的期待》,《开放时代》第1期。

周律、陈功、王振华,2012,《子女性别和孩次对中国农村代际货币转移的影响》,《人口学刊》第1期。

Chu, C. C. , Y. Xie & R. R. Yu 2007, “Effects of Sibship Structure Revisited: Evidence from Intrafamily Resource Transfer in Taiwan.” *Sociology of Education* 80 (2).

Hu, A. & F. Chen 2019, “Which Child Is Parents’ Preferred Caregiver/Listener in China?” *Research on Aging* 41(4).

Hotz, V. J. & J. Pantano 2015, “Strategic Parenting, Birth Order, and School Performance.” *Journal of Population Economics* 28 (4).

Salmon, C. 2003, “Birth Order and Relationships.” *Human Nature* 14 (1).

Silverstein, M. , S. J. Conroy, H. Wang, R. Giarrusso & V. L. Bengtson 2002, “Reciprocity in Parent—Child Relations over the Adult Life Course.” *The Journal of Gerontology: Social Sciences* 57B (1).

Xie, Y. & H. Zhu 2009, “Do Sons or Daughters Give More Money to Parents in Urban China?” *Journal of Marriage and Family* 71(1).

作者单位:中国人民大学人口与发展研究中心、

北京社会建设研究院(陶涛、李婷)

中国人民大学社会与人口学院(刘雯莉)

责任编辑:张志敏