

老年父母照料家庭与成年子女劳动供给

——基于 CFPS 微观数据的分析

卢洪友, 余锦亮, 杜亦谥

(武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072)

摘要:多代直系家庭成员之间紧密的社会经济联系是我国家庭文化的重要特征,因而老年人在家庭照料等方面具有重要的社会价值。文章利用 2010 年、2012 年和 2014 年中国家庭追踪调查数据,构建面板模型并实证分析了老年父母的隔代照料及料理家务活动对子女劳动供给的影响。结果发现,老年父母的隔代照料显著提高了子女的劳动供给,其中男性劳动参与率提高了 6.3%,女性提高了 14.3%,并且女性的工作时间增加幅度远大于男性。此外,隔代照料对农村居民劳动参与率的影响大于城市居民,而对城市居民就业的影响主要体现在工作时间内,公共服务不均等以及就业能力和工作性质的差距是异质性产生的重要原因。文章从老年人影响青年人劳动力供给的角度,验证了老年人的社会价值,也从侧面说明了中国女性为何有条件更加“勤劳”。

关键词:老龄化;隔代照料;家务料理;劳动供给

中图分类号:F245 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2017)12-0004-13

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2017.12.001

一、引言与文献综述

随着生育率的持续低迷和人均寿命的普遍延长,人口老龄化将成为我国社会的常态。人口结构的自然变动本质上并没有好坏之分,但无论是政府、媒体,还是学者,对老龄化社会的到来均感到前所未有的担忧和恐惧,中央政府也陆续出台“全面二胎”“延迟退休”等政策以应对老龄化带来的挑战。诚然,老年人口比重的上升在某些方面的确增加了家庭和社会的负担。例如,在我国当前养老与医疗保障体制尚不健全的背景下,一旦老年父母出现重大身体或心理疾病必然给子女带来沉重的赡养和照料负担。

但是,与欧美各国相互独立的家庭文化不同,多代直系家庭成员之间紧密的社会联系和经济往来是以我国为代表的东亚家庭文化的重要特征。欧美各国注重核心家庭,子女成年后很少继续与父母同住,并且在法律上不负有赡养父母的责任,老年父母也不会帮助成年子女隔代照料小孩或者料理家务;但在我国,三代同堂的现象非常普遍,即使老年父母不和子女同住,但是在其工作生活的诸多方面依旧扮演着十分重要的角色,老年父母在家庭内部具

收稿日期:2017-06-22

基金项目:国家社会科学基金项目(15ZDB158);国家自然科学基金项目(71573194)

作者简介:卢洪友(1958—),男,山东费县人,武汉大学经济与管理学院教授,博士生导师;

余锦亮(1992—),男,江西九江人,武汉大学经济与管理学院博士研究生;

杜亦谥(1989—),女,河南新密人,武汉大学经济与管理学院博士研究生。

有举足轻重的作用。具体而言,主要表现在以下四个方面:第一,无论是外出务工家庭还是双职工家庭,父母往往承担了隔代照料小孩的责任;第二,同住的老人还可以把子女从繁重的家务活动中解放出来,增加年轻夫妇(特别是女性)的劳动供给;第三,父母的工作经验、人际关系和社会经历也可以给予年轻工作者事业上的支持和帮助,且许多父母在子女置业安家等事情上也能够给予一定的经济支持;第四,父母健在是子女产生家庭归属感和乡土情结的重要原因,是家庭内部亲戚朋友之间相互联系的纽带,在一定程度上满足了子女在情感和精神上的需求。这些未纳入GDP统计的活动实际上是老人对家庭的“产出性”贡献,使得多代家庭成员之间构成了一个休戚相关的社会经济共同体。一方面,这些活动可以为成年子女(特别是女性)从事全职工作创造条件。据统计,我国女性的就业水平一直位居世界前列,2015年全国女性就业人员数约为33227万,占全国就业人数的42.9%;另外,我国劳动者年工作时间超过2000小时,相当于发达国家20世纪20—50年代的工作强度,加班现象十分普遍。^①另一方面,这也方便成年子女同时照顾家中老人和小孩,促进了居家养老模式的形成。

然而,既有研究侧重于将老年人作为完全被供养者来探讨子女照料老人对其劳动就业的影响(Ettner,1995;刘柏惠,2014)。例如,Ettner(1995)利用美国1986—1988年SIPP(*Survey of Income and Program Participation*)混合微观截面数据,采取工具变量法的实证研究发现,与无自理能力的父母同住大幅降低了女性的劳动供给。Carmichael和Charles(2003a)将研究范围拓展至男性群体,利用英国家庭调查数据(*General Household Surveys,GHS*),实证对比发现,每周提供10小时以上的老年照料活动会同时显著降低男性与女性的就业率,并且照料活动使得男性工资率下降的幅度(18%)大于女性(9%)。进一步的研究发现,家庭老年照料与子女劳动供给决策之间存在着截然相反的“收入效应”与“替代效应”(Carmichael和Charles,2003b),这也意味着只有在照护强度达到一定限度的前提下,老年照料才会对照料者的劳动就业产生显著的影响。随后,众多学者在使用不同类型数据的基础上,对照料强度的“门槛效应”进行了分析测度(Heitmueller,2007;Lilly等,2010;黄枫,2012;陈璐等,2016)。

孙鹃娟和张航空(2013)利用2006年中国城乡老年人口状况追踪调查数据,发现我国有超过40%的老年人不同程度地实施了隔代照料活动,并且这一现象在农村更为普遍(段成荣等,2013)。在国外,Burnette(2010)统计发现,美国大约有6.1%(约290万)儿童的主要照料者是祖父母,并且有16%的儿童生活在多代同居的家庭。Faller和Brown(2016)研究发现其他主要发达国家也出现了类似的现象。但是,与我国老年父母主动提供隔代照料活动不同,欧美诸国祖父母隔代照顾儿童主要是由家庭破裂或儿童父母犯罪等特殊原因引起的。因此,老年父母的价值及其对家庭的贡献开始逐渐得到重视。

然而,鲜有文献对老年人的家庭贡献和社会价值进行专门研究。例如,Sasaki(2002)基于1993年日本1500名25—34岁已婚妇女的调研数据发现,与父母同住显著地提高了女性的劳动参与率。杜凤莲(2008)则利用CHNS数据,发现父母和配偶居住地越近,成年女性的劳动参与率就越高。沈可等(2012)基于2002年我国东部9省的家庭调查数据,发现多代同堂的家庭结构明显改善女性的劳动参与率和工作时间。虽然这些文献已经逐步认识到家庭结构的重要性,但是关于老年父母与子女劳动供给之间的确切关系和作用机制仍然

^①数据来源于 http://hn.ifeng.com/zixun/redianguanzhu/detail_2015_10/08/4419345_0.shtml。

缺乏系统的研究。另外,国内大部分相关研究使用的是截面数据,这难以控制不随时间变动的不可观测异质性对回归结果的影响;并且这些研究重点考察的是家庭结构变迁对女性劳动供给的影响,而缺乏对性别间的差异分析,也忽视了我国长期实施的二元经济体制使得养老抚幼等问题在城乡之间存在明显的差异。为了弥补上述不足,本文侧重于从老年父母的社会贡献的视角出发,利用中国家庭追踪调查数据(CFPS),分不同层次探讨老年父母隔代照料和料理家务活动对成年子女劳动参与率和工作时间的影响。结果发现,老年父母的隔代照料活动显著提高了成年子女(特别是女性)的劳动供给,但回归结果并没有发现老年父母帮忙料理家务对成年子女具有一致显著的影响。另外,本文还详细分析了老年父母影响子女劳动供给的作用机制,并进一步区分城乡以进行对比研究。

与既有文献相比,本文的主要贡献为以下三个方面:第一,本文结合我国家庭文化的特殊性,从隔代照料和料理家务等视角来分析与解释老年人口比重增加和成年子女劳动供给水平高企并存的相悖现象。第二,本文使用微观家庭调查数据,充分考虑不同家庭之间在收入水平、财产、年龄、户籍和家庭人口结构等方面的差异,将不同年份的微观数据合并为面板数据,实证检验了父母隔代照料等活动对子女劳动供给的影响。第三,本文采用工具变量法分析隔代照料的作用,很好地解决了隔代照料与成年子女劳动供给变量之间的内生性,有效地避免了估计偏误,使得估计结果更为可靠。

二、研究设计

(一)主要变量说明

1. 被解释变量。本文的主要目的是研究老年父母家庭照料活动对成年夫妇劳动供给的影响,因而我们将被解释变量设定为子女劳动参与率与工作时间。而为了便于分析,在随后的实证分析中,我们将家庭代际数限定在三代以内。^①

2. 解释变量。根据既有研究,影响劳动供给的变量主要包括个体特征、家庭因素与公司情况三类:(1)个人的性别、年龄、健康状况、教育水平和婚姻状况等特征是个体参与劳动的内在基础。(2)家中孩子的年龄以及其他成员的身体健康状况也会影响个体对工作时间的分配与选择,而其他家庭成员的收入状况可能对个体工作的努力程度产生一定程度的反向作用。(3)在我国现阶段,不同类型的企业对于员工的管理、任务要求以及激励机制也不一致,如政府部门或国企等事业性单位职工的工作时间相对固定,对职工努力工作的经济与职位晋升激励力度不如私人企业,且处在不同企业文化环境与不同职位下的个体工作时间与工作效率也存在一定的差异,因而本文也将个体所处的企业类型与职位情况纳入回归方程。

(二)计量模型

本文主要利用2010年、2012年和2014年CFPS数据构建面板回归模型来分析老年人的家庭照料活动对子女劳动参与率与工作时间的影响,具体计量模型如下:

$$employ_{it}^* = \delta_0 + \delta_1 old_{it} + \rho_k X_{kit}^1 + u_{it} \quad (1)$$

$$work_{it}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 old_{it} + \gamma_k X_{kit}^2 + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中,被解释变量 $employ_{it}^*$ 表示子女的劳动参与率, $work_{it}^2$ 为子女的平均年工作时间; old_{it} 表示老年父母是否帮忙做家务及其是否隔代照料孩子。 X_{kit}^j ($j=1,2$) 为其他控制变量,包

^①在CFPS数据中,除了2014年的数据没有调查家庭代际数之外,2010年和2012年的调查样本中三代以内的家庭比例分别为97.32%和94.62%。

括老年父母年龄、子女的性别、年龄及年龄的平方、户籍状况、性别、健康状况、教育水平、婚姻状况等个人特征变量，家中年幼孩子的情况与人均家庭收入状况，以及企业类型与个人职位等级； δ_0 、 δ_1 、 ρ_k 、 α_0 、 α_1 和 γ_k 均为待估参数； u_{it} 和 ϵ_{it} 表示误差项。另外，由于式(1)中被解释变量为虚拟变量，^①因此本文主要采取文献中广泛运用的面板 *Logit* 模型进行估计。并且值得说明的是，企业类型和个人职位是个人是否就业后的结果，而非原因，因而在下文的实证回归中，我们只将其纳入式(2)的回归计算中。

(三)数据来源及描述性统计

中国家庭追踪调查数据由北京大学中国社会科学调查中心实施，自 2010 年开始对中国内地 25 个省 16 000 多户家庭进行跟踪调查，调查内容涉及家庭和个人层面的收入、教育、健康、年龄、婚姻、职业以及家庭关系等详细信息。这些数据基本上满足了本文的研究需求。

为便于分析，本文将家庭基准成员设定为 22—59 岁的男性和 20—49 岁的女性，据此来确定父母、孩子、配偶等相关家庭成员的信息。如此设计的主要依据是，我国《婚姻法》规定，男女的法定结婚年龄分别为 22 岁和 20 岁；而我国企业男性职工的法定退休年龄是年满 60 周岁，女性工人是年满 50 周岁，女干部是年满 55 周岁。并且根据其他成员是否与基准成员存在内在经济依存关系来确定其是否成为该家庭成员。^② 另外，为了突出父母的“老年人”身份，本文只保留了母亲年龄大于 50 岁(包含 50 岁)和父亲年龄大于 60 岁(包含 60 岁)的样本。

首先，劳动参与率的数据来自问卷中对于受访者目前是否工作的调查。^③ 工作时间的数据根据调查年度受访者从事所有工作类型——包括农业劳动、农业打工、受雇非农与自雇非农四类——工作时间的加总得到(CFPS2012)，或者根据其当年从事的主要工作的劳动时间进行统计。^④

其次，在核心变量中，本文主要从两个方面来分析老年人对子女劳动参与率以及工作时间的影响：一方面，老年人是否实施了隔代照料活动，主要依据是老年人是否在白天或晚上照管孩子。根据调查问卷中的问题“白天或晚上，孩子主要由谁照管”设定虚拟变量，如果由孩子的祖父母等老年人照管，则变量赋值为 1，否则为 0。另一方面，为了保证面板数据的连贯性，我们将调查问卷中的问题“过去六个月，您是否为子女料理家务”作为父母帮忙料理家务的衡量指标，如果受访者父母帮其料理家务，则变量赋值为 1，否则为 0。除此之外，由于我国的老年父母一般与儿子而不是与女儿同住，因而我们将所有已婚女性中父母的数据均匹配为其丈夫父母样本的数据。

最后，在控制变量中，根据调查的出生日期推算得到父母的年龄，户籍分为城市与乡村。根据完成每一阶段教育所需的在校年数，将受教育程度折算为教育年数，进而得到子女的受教育年限：文盲和半文盲教育年限为 0，小学教育年限为 6 年，初中教育年限为 9 年，高中、中专、技校和职高教育年限为 12 年，大专教育年限为 15 年，本科及以上学历为 16 年。

^①式(1)中，当居民目前有工作时， $employ_{it}$ 取值为 1，否则为 0。 $employ_{it}$ 和 $employ_{it}^*$ 之间的关系为：如果 $employ_{it}^* > 0$ ，则 $employ_{it} = 1$ ；如果 $employ_{it}^* < 0$ ，则 $employ_{it} = 0$ 。

^②在 CFPS 调查中，是否“同灶吃饭”是判断个体之间是否在一个独立经济体内存经济依存关系的唯一标准，因而本文也根据是否“同灶吃饭”来进行判定是否同住。

^③一般而言，劳动力参与率=(有工作的人数+目前正在找工作的人数)/(16—64 岁的人口)×100%；但是，由于微观调查难以获得这一宏观层面的数据，因而本文使用受访者是否工作作为其衡量指标。

^④值得说明的是，由于不同年度的调查问卷对工作时间的问题有所差别，为了便于比较分析，我们统一将其加权折算为年均工作时间。

子女健康状况则是根据问卷调查中的问题“你认为自己身体的健康状况如何”,将健康状况分为五个等级,数值越高,健康状况越好;子女婚姻状况主要分为已婚和未婚两类,将问卷中回答当前婚姻状态为“已婚”的为赋值为1,其他情况均赋值为0。在计算人均家庭收入时,家庭总收入采取调整后的工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入和其他收入加总后生成最终的家庭收入作为代理指标。另外,对于个体所处企业类型与职位情况,我们处理如下:将问卷中回答“在政府部门、事业单位和国企工作”的个体统一归类为“国企单位职工”,并赋值为1,其他情况均赋值为0;将问卷中回答工作职位为“党政机关负责人”“企业经理”“生产经营方面的经理或主管”等处于领导职位的居民统一归类为“党政企业领导”,并且赋值为1,其他情况均赋值为0。表1汇报了合并后面板数据全部变量的描述性统计量。

表1 变量描述性统计量

变量	定义	均值	标准差	最小值	最大值	样本量	
子女就业率	1=工作	0.831	0.375	0	1	33 192	
子女工作时间	连续变量	2 221.68	1 025.97	5.2	5408	24 690	
老年人变量	隔代照料孩子	1=是	0.202	0.402	0	1	12 899
	帮子女做家务(父)	虚拟变量	0.321	0.467	0	1	26 527
	帮子女做家务(母)	虚拟变量	0.446	0.497	0	1	25 155
	年龄(父)	连续变量	74.12	9.16	60	118	19 928
	年龄(母)	连续变量	69.03	10.27	50	146	24 932
其他解释变量	子女年龄	连续变量	41.55	8.66	21	59	33 107
	子女性别	1=男性	0.486	0.500	0	1	33 107
	子女户籍	1=城市	0.468	0.499	0	1	33 192
	子女教育年限	连续变量	7.94	4.20	0	16	33 188
	子女婚姻状况	1=已婚	0.926	0.261	0	1	33 192
	自评健康状况	排序变量	3.43	1.26	1	5	33 187
	人均家庭收入	连续变量	8 938.4	6 896.9	0.5	30 166.7	29 260
	6岁以下儿童	1=有	0.160	0.366	0	1	33 192
	党政企业领导	1=是	0.018	0.131	0	1	33 192
	国企单位职工	1=是	0.120	0.325	0	1	33 192

注:(1)子女就业率:由于2011年的问卷中关于就业与失业的问题设计与2012年和2014年的问题设计有较大的差别,在统计过程中难以协调,因而三者“子女就业率”这一指标上存在较大的差异;(2)子女工作时间:由于CFPS2010、CFPS2012和CFPS2014关于工作时间的问題不相同,为了保持前后工作时间的-致性,我们将所有工作时间统一调整为年平均工作时间。

三、实证结果与机制分析

(一)基础回归结果

表2报告了老年人家庭照料行为对子女劳动参与率影响的固定效应面板模型回归结果。从模型(1)和模型(4)中我们可以发现,在其他变量保持不变的前提下,相对于由父母或者托儿所等机构照料小孩,由祖父母等老人照料小孩显著提高了成年子女的劳动参与率和工作时间,其中隔代照料家庭成年子女的工作时间显著提高了256.47小时;边际效应测算则发现,隔代照料家庭子女的劳动参与率显著提高了0.11。^①模型(2)、模型(3)、模型(5)和

^①为获得影响的边际效应,还需要进一步的计算。由于自变量会影响偏效应的概率分布,通常将每个自变量取样本平均值,计算变量的平均偏效应(Partial Effect at Average, PEA)。但需要说明的是,在上文中提到的“隔代照料孩子”等部分变量是二值离散变量,因而对其边际效应的估计进行特殊处理。

模型(6)分别报告了老年父母帮助子女料理家务对子女就业影响的回归结果,可以发现变量回归系数在 10%的置信水平上均不显著。这说明普通家务活动的多少并不会显著改变子女的就业决策,小孩的照料抚养问题才是影响子女就业的关键因素。

老年父母的隔代照料活动极大减轻了子女的抚养负担,使其有足够的时间承担全职工作的任务。并且老人丰富的抚育经验、退休后充足的空闲时间以及血缘关系所构筑的亲情关系都使得子女能够放心把小孩交给老年父母,减少了托儿所、家政服务等行业机构抚养照料所带来的不确定性,有利于子女提高工作时间与工作效率。除此之外,宋璐等(2013)也发现隔代照料对于老年人身心健康具有积极的作用,这在一定程度上也有助于减轻子女赡养老人压力。并且隔代照料的老年父母往往需要与成年子女同住,这也可以避免成年子女陷入双向照料的困境。

从经济学的角度看,隔代照料实际上是老年父母为成年子女免费提供的服务,子女从市场上购买这些服务所花费的经济成本或者由自身照料而付出的代价就是隔代照料的机会成本。如果家中父母无法提供隔代照料服务,子女就会权衡市场购买与自身提供所产生的成本大小,从而做出是否继续参加工作的决定。即便子女继续参加工作,其工作时间和工作效率也极有可能大大下降。

表 2 家庭老年人与子女就业情况的回归结果

	子女劳动参与率			工作时间(年)		
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
隔代照料孩子	0.761*** (4.63)			256.468*** (4.72)		
帮子女做家务(父亲)		-0.011(-0.75)			5.659(1.04)	
帮子女做家务(母亲)			0.009(1.14)			2.689(0.91)
父亲年龄	-0.031(-0.41)	-0.025(-0.69)	-0.043(-1.14)	30.248(0.91)	14.191(0.77)	-4.424(-0.23)
母亲年龄	0.044(0.77)	0.017(0.52)	0.013(0.29)	15.188(0.57)	28.116*(1.75)	65.509*** (2.85)
子女年龄	1.287(0.86)	11.825(0.02)	11.447(0.02)	1 951.891*(1.69)	508.638(0.71)	191.995(0.17)
子女年龄平方	-0.243(-1.44)	0.284** (2.16)	0.234*(1.82)	361.441*** (5.13)	178.711*** (3.25)	171.574*** (3.09)
子女性别	0.008*** (3.87)	-0.000(-0.31)	0.001(0.48)	-3.059*** (-3.87)	-0.740(-1.26)	-0.860(-1.43)
子女户籍	1.591*** (3.13)	1.466** (2.56)	0.516(1.11)	393.255** (2.55)	-26.467(-0.13)	18.495(0.09)
子女教育年限	0.010(0.08)	-0.007(-0.06)	0.032(0.26)	29.434(0.51)	73.553(1.16)	164.562** (2.49)
子女婚姻状况	0.305(0.55)	-1.107*** (-3.03)	-1.013*** (-3.03)	110.277(0.55)	-15.447(-0.12)	-39.366(-0.33)
子女健康状况	-0.019(-0.35)	-0.031(-0.61)	-0.055(-0.96)	-23.515(-1.14)	-29.770(-1.32)	-16.324(-0.65)
人均家庭收入	-0.000(-0.23)	-0.000(-0.86)	-0.000*(-1.89)	0.003(1.47)	0.001(0.69)	0.000(0.08)
6岁以下儿童	-0.241(-1.57)	-0.114(-0.48)	-0.064(-0.29)	94.646(1.64)	31.522(0.34)	174.045** (2.03)
工作单位				212.368(1.27)	44.006(0.29)	259.305*(1.73)
职业				203.584** (2.01)	347.971*** (3.69)	434.227*** (4.30)
常数项				-1.1e+04*** (-6.76)	-7.5e+03*** (-5.66)	-8.4e+03*** (-5.84)
χ^2	329.475	168.224	147.954			
Pseudo R ² /within R ²	0.184	0.104	0.108	0.122	0.091	0.107
样本量	9 280	12 021	11 433	8 692	11 339	10 847

注:(1)子女教育年限取对数;(2)工作单位为政府事业单位或国企则取值为 1,否则为 0;(3)职业为政府企事业单位负责人则取值为 1,否则为 0;(4)***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著,括号内为基于稳健标准误计算的 t 统计量。下同。

(二)稳健性分析

为了检验基础回归结果的稳健性,本文主要从以下三个方面进行回归:首先,为了得到连续三年都参与调查的个体的面板数据,在合并过程中每个调查年份都损失了大量样本,这可能对最终结果产生影响,因而我们利用 2010 年、2012 年和 2014 年 CFPS 分年度的横截面数据重新回归。其次,传统的“男主外、女主内”的家庭分工模式仍然是当前我国社会的主流家庭观念,社会大众往往认为女性是家庭照料活动的主要责任人,年轻母亲的工作弹性较大,老年父母的隔代照料和料理家务活动可能对女性的劳动参与率或工作时间影响较大,本文进一步将数据划分为男性和女性分别进行回归,以检验这种性别差异是否存在。最后,我

国长期以来的二元经济体制使得教育、医疗、就业、社保等公共服务体系在城乡之间存在巨大差异,我们将面板数据根据性别划分为城市和农村两部分,以探讨老年父母的隔代照料和家务料理活动对成年子女就业的影响在城乡之间的差异。

1. 分年度截面回归。表3和表4报告了分年度的稳健性回归结果。从表中可以看出,在其他变量保持不变的前提下,利用CFPS2010、CFPS2012和CFPS2014分年度样本进行回归分析,发现隔代照料家庭成年子女的工作时间分别提高了87.61、170.07和178.98小时;边际效应测算发现,隔代照料家庭子女的劳动参与率分别提高了0.073、0.047和0.058,并且都在1%的水平上显著。与此同时,我们也看到父母帮子女做家务变量在10%的水平上没有得到显著一致的结果。由此可知,虽然不同年度之间的回归系数差别较大,并且与基础回归的系数之间也存在一定的差异,但是综合来看,老年父母的隔代照料活动仍然显著提高了子女的劳动参与率和工作时间。因此,基础回归的结论是稳健的。

表3 家庭老年人与子女劳动参与率的分年度稳健性回归结果

	模型(1)			模型(2)			模型(3)		
	2010年	2012年	2014年	2010年	2012年	2014年	2010年	2012年	2014年
隔代照料孩子	0.363*** (3.75)	0.809*** (5.89)	0.748*** (5.87)						
帮子女做家务 (父亲)				0.006 (1.37)	0.124 (0.23)	0.027 (1.11)			
帮子女做家务 (母亲)							0.011*** (3.91)	-0.258 (-1.06)	0.012 (0.70)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Pseudo R ²	0.172	0.170	0.108	0.189	0.165	0.084	0.192	0.173	0.082
χ ²	1 327.523	460.951	345.035	2 970.222	292.718	555.348	3 094.084	229.958	518.042
样本量	6 737	5 731	6 543	13 677	6 285	8 531	14 185	6 748	7 973

表4 家庭老年人与子女劳动时间的分年度稳健性回归结果

	模型(1)			模型(2)			模型(3)		
	2010年	2012年	2014年	2010年	2012年	2014年	2010年	2012年	2014年
隔代照料孩子	87.613*** (3.07)	170.074*** (2.84)	178.977*** (4.70)						
帮子女做家务 (父亲)				1.179 (0.82)	184.380 (0.96)	10.497 (1.25)			
帮子女做家务 (母亲)							2.484*** (3.06)	-83.338 (-0.73)	4.799 (0.70)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.182	0.047	0.053	0.143	0.036	0.033	0.142	0.031	0.029
样本量	6 734	5 632	5 111	13 677	6 164	6 720	14 185	6 241	6 226

2. 区分性别的异质性回归。表5和表6报告了老年父母的照料家庭活动对成年子女劳动供给的影响在性别之间的差异。从表中可以看出,隔代照料活动均显著提高了男性和女性的劳动参与率与工作时间,这也从侧面证实了基准回归结论的稳健性。考虑到性别的差异性,回归结果表明隔代照料活动对女性的影响远远大于男性,其中女性工作时间显著提高了442.62小时,而男性仅仅提高了59.71小时;边际效应测算也发现女性劳动参与率提高的幅度(0.143)明显高于男性(0.063)。此外,从表6甚至可以发现,老年父母帮忙料理家务也会对女性的劳动参与率产生显著的正向作用。

表 5 老人隔代照料对子女就业的稳健性回归结果(不同性别)

	子女劳动参与率		工作时间(年)	
	男性	女性	男性	女性
隔代照料孩子	0.600*** (4.22)	0.937*** (7.92)	59.706(0.76)	442.620*** (5.97)
控制变量	控制	控制	控制	控制
χ^2	266.499	233.150		
<i>Pseudo R²/within R²</i>	0.441	0.122	0.061	0.210
样本量	4 287	4 993	4 088	4 604

女性的身体条件限制以及就业市场上的女性歧视,使得女性的就业率和工资水平普遍低于男性,女性放弃工作所带来的损失也相对较低;另外,受传统观念的影响,女性照料家庭比男性更能为社会所接受,CFPS 的微观数据统计也证实,孩子由母亲照看的比例远远大于父亲;并且在双职工家庭,女性花在家务活动中的时间也明显高于男性。因此,一旦老年父母能够隔代照料小孩或者帮忙料理家务,女性的劳动参与率和工作时间增加的幅度必定大于男性。

表 6 老人的家务活动对子女就业的稳健性回归结果(不同性别)

	子女劳动参与率				工作时间(小时)			
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
帮子女做家务(父亲)	-0.006 (-0.82)	0.034* (1.93)			2.215 (0.35)	6.089 (0.53)		
帮子女做家务(母亲)			-0.003 (-0.69)	0.042*** (3.56)			-1.463 (-0.42)	9.857 (1.64)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
χ^2	379.517	259.743	387.563	281.317				
<i>Pseudo R²/within R²</i>	0.198	0.038	0.225	0.096	0.065	0.161	0.083	0.175
样本量	6 521	5 500	6 216	5 217	6 156	5 183	5 892	4 955

3. 区分城乡的异质性回归。表 7 和表 8 汇报了老年父母照料家庭对不同户籍居民劳动供给的影响。从回归结果可以看出,老年父母的隔代照料活动均显著提高了城市和农村居民劳动参与率与工作时间。^① 考虑到城乡的异质性,我们发现农村居民的劳动参与率显著提高了 0.112,相比之下,城市居民仅提高了 0.097;工作时间则分别显著提高了 228.68 小时和 299.02 小时。隔代照料对农村居民劳动参与率的影响大于城市居民,对工作时间的的影响则恰好相反。

表 7 老人隔代照料对子女就业的稳健性回归结果(不同户籍)

	子女劳动参与率		工作时间(小时)	
	城市	农村	城市	农村
隔代照料孩子	0.550(1.76)*	0.476*** (3.29)	299.016*** (4.14)	228.676*** (2.75)
控制变量	控制	控制	控制	控制
χ^2	198.200	120.286		
<i>Pseudo R²/within R²</i>	0.554	0.560	0.134	0.110
样本量	3 782	2 517	3 484	2 362

①为了便于对比,我们在这一部分删除了从事农业劳动的样本。

究其原因,主要有以几点:第一,由于城市居民在教育水平、社会网络、信息获取以及思维方式等方面具有优势,使得其在就业市场上也具有比较大的竞争优势;第二,城市在托儿所、幼儿园等基础设施和公共服务建设上也明显优于农村,成年子女可以直接从市场上购买幼儿照料服务而不必放弃工作,因而城市居民的平均就业率相对较高;第三,闲置劳动力大部分分布在农村,且大量的女性由于就业能力的限制和照料家庭的需要而无法外出从事非农工作。当老年父母承担了隔代照料的任務后,农村释放的劳动力大于城市,因而其对农村居民劳动参与率的影响大于城市居民。但是,由于农村居民外出务工所从事的工作主要集中在低技术含量的建筑装饰、批发零售和仓储物流等领域,流动性较大,缺乏保障。以建筑工人为例,农民工基本上是以项目为中心,项目完成后,工人可能就会有一段较长的空闲期,这样就导致工作时间不稳定,零工、散工数量较多。并且务工地点离家较远,家庭照料也需要花费年轻子女更多的时间,因而隔代照料对农村居民工作时间的影响略微小于城市居民。

表 8 老人的家务活动对子女就业的稳健性回归结果(不同户籍)

	子女劳动参与率				工作时间(小时)			
	城市	农村	城市	农村	城市	农村	城市	农村
帮子女做家务 (父亲)	0.574 (1.15)	0.797 (0.27)			15.930** (2.02)	8.329 (0.66)		
帮子女做家务 (母亲)			0.434** (2.11)	1.287 (0.01)			7.682** (2.02)	1.352 (0.20)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
χ^2	217.975	113.688	215.019	99.053				
Pseudo R ² / within R ²	0.564	0.789	0.678	0.853	0.125	0.146	0.170	0.173
样本量	3 782	2 517	3 782	2 517	4 706	3 067	4 553	2 983

(三)内生性检验

由于在基础回归和稳健性回归中,老年父母帮忙做家务对子女的劳动供给都没有产生显著一致的效应,因此在内生性检验部分,我们重点关注老年父母的隔代照料活动对子女劳动供给的影响。

在上文的回归模型中,老年父母的料理家务与隔代照料活动之间存在较强的相关性,^①并且可能存在遗漏变量的问题,这些都会造成内生性问题。此外,老年人是否隔代照料孩子可能也是成年子女是否参加工作的结果,如更多的双职工家庭以及现代社会子女工作压力的增大,或者迫于生活压力的农村成年人纷纷外出务工,导致老年父母隔代照看孩子的情况也更多,即被解释变量与关键解释变量互为因果也是内生性问题产生的重要原因。这些都会导致模型出现内生性问题,从而使得估计结果有偏。本文选择“老年父母是否俱健在”以及“村委会和居委会 60 岁及以上人口比重”这两个变量作为隔代照料的工具变量,利用面板数据对模型重新进行回归,回归结果如表 9 所示。

表 9 汇报了内生性检验的实证结果。一阶段工具变量 F 值均大于相关性检验的经验临界值 10,因此不存在弱工具变量问题;工具变量过度识别的 P 值均大于 0.10,说明现有样

^①这里感谢匿名审稿专家提出的建设性建议,将老年父母帮忙料理家务变量纳入回归,以此克服因照看孩子或料理家务遗漏造成的内生性。

本无法拒绝工具变量外生性的原假设，因此本文采用工具变量法能有效地消除内生性的影响。从表中可以看出，无论是对于子女的工作参与率还是劳动时间，隔代照料孩子(IV)变量的系数均显著为正，说明老人隔代照料孩子显著提高了子女的劳动供给；并且根据性别划分的子样本回归结果也证实了隔代照料对女性就业的影响大于男性。

表 9 老年父母的隔代照料对子女劳动供给影响的内生性检验

	劳动参与率			工作时间		
	全样本	男	女	全样本	男	女
隔代照料孩子(IV)	0.399*** (6.28)	0.175* (1.78)	0.539*** (6.43)	150.591*** (4.26)	147.761** (2.32)	263.099*** (5.09)
父亲年龄	-0.001(-0.20)	-0.008(-1.12)	0.004(0.66)	3.567(1.10)	5.938(0.99)	0.527(0.10)
母亲年龄	-0.008* (-1.71)	-0.001(-0.08)	-0.013** (-2.16)	-0.788(-0.22)	-2.217(-0.34)	1.788(0.31)
子女性别	0.328*** (9.25)			29.402(1.42)		
子女年龄	0.034(1.36)	0.037(0.94)	0.004(0.11)	-0.521* (-1.88)	27.547(0.78)	0.565(0.02)
子女年龄平方	-0.000(-1.14)	-0.001(-1.05)	0.000(0.27)	374.310*** (15.04)	-0.626(-1.36)	0.090(0.19)
子女户籍	0.420*** (11.27)	0.563*** (9.27)	0.326*** (6.80)	35.960(0.98)	76.623(1.51)	29.170(0.52)
子女教育年限	0.089*** (4.25)	0.090** (2.55)	0.095*** (3.68)	0.680(0.04)	58.632* (1.78)	26.536(1.04)
子女婚姻状况	-0.108(-0.82)	0.066(0.35)	-0.301(-1.62)	58.646(0.63)	334.840* (1.96)	262.377*** (2.13)
子女健康状况	-0.098*** (-6.56)	-0.186*** (-7.20)	-0.050*** (-2.69)	-4.883(-0.31)	-2.357(-0.08)	3.093(0.14)
人均家庭收入	0.000*** (5.26)	0.000*** (3.63)	0.000*** (3.72)	-0.004*** (-2.74)	0.000(0.01)	-0.003(-1.63)
6岁以下儿童	-0.047(-1.14)	-0.003(-0.04)	-0.082(-1.54)	-152.286*** (-4.75)	-203.398*** (-3.45)	-130.197*** (-2.67)
工作单位				-65.874(-1.59)	93.007(1.24)	-71.095(-1.05)
职业				93.243(1.33)	235.328* (1.95)	61.590(0.43)
常数项				1 559.817*** (3.54)	1 140.459(1.64)	1 860.273*** (2.74)
工具变量 F 值	126.33	100.41	33.92	23.41	11.21	33.92
过度识别 P 值	0.293	0.439	0.954	0.133	0.481	0.177
样本量	9 178	4 227	4 951	6 460	2 913	3 547

但是正如上文所述，老年父母隔代照看孩子与料理家务之间存在较强的相关性，因此我们进一步将父母帮忙料理家务变量纳入回归当中，结果如表 10 所示。模型(1)、模型(2)、模型(4)和模型(5)是在不考虑工具变量的情形下进行的回归；而模型(3)和模型(6)则是在表 9 的基础上将老年父母帮忙料理家务变量纳入工具变量回归中。从表中可以看出，无论在何种情况下，老年父母的隔代照料活动均显著提高了成年子女的劳动参与率和工作时间，并且检验结果也证实了工具变量选择的合理性。另外，无论是否加入老年父母隔代照料变量，回归结果均显示，帮子女料理家务对子女就业没有产生显著一致的影响。这与上文的结论基本一致。

表 10 老人照料家庭对子女就业影响的内生性检验

	(1)子女劳动参与率			(2)工作时间(小时)		
	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)
隔代照料孩子	0.672*** (5.25)		0.625*** (3.50)	181.511*** (5.01)		143.582*** (3.54)
帮子女做家务 (父亲)	-0.001 (-0.10)	0.005 (0.64)	-0.001 (-0.17)	-1.969 (-0.54)	-0.469 (-0.15)	-1.793 (-0.58)
帮子女做家务 (母亲)	-0.000 (-0.01)	0.002 (0.40)	-0.001 (-0.27)	-2.253 (-1.16)	-0.717 (-0.43)	-1.031 (-0.59)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
χ^2	658.946	1 106.320	733.64			
Pseudo R ² /within R ²	0.136	0.104	0.130	0.041	0.170	0.225
样本量	8 553	9 991	8 442	7 439	8 487	7 111

注：模型(3)中工具变量 F 值为 219.60，过度识别 P 值为 0.872；模型(6)中工具变量 F 值为 13.14，过度识别 P 值为 0.872。

四、基本结论与研究展望

经济社会的急剧变化正在逐渐割裂家庭内部的联系,经济增速的下滑以及财政支出压力的加大使得探索建设适应经济社会发展趋势的“现代化家庭”具有重要的现实意义。认同、肯定和重视老年人对家庭以及社会经济的贡献和作用是实现居家养老和政府养老相互协作的重要基础,也是家庭和睦的关键因素。对老年父母隔代照料孩子的研究也有助于全面地分析当前我国正在实施的“全面二胎”政策和即将实施的“延迟退休”政策,对于政府制定切实可行的家庭政策以及准确的政策评估都具有重要的现实意义和实践价值。

本文利用2010年、2012年和2014年“中国家庭追踪调查”的微观数据,构建面板回归模型,分不同层次探讨了老年人对家庭成年子女劳动供给的影响。实证结果发现,老年父母的隔代照料活动显著提高了子女的劳动供给;但老年父母帮助子女料理家务并没有对子女的劳动参与率和劳动时间产生一致的正向或负向影响。分年度截面回归与包含工具变量的回归结果均证实了上述结论的稳健性。并且回归结果还发现,老年父母的隔代照料活动对家庭女性劳动参与率与工作时间的的影响远大于男性,隔代照料的影响在城乡之间也存在一定的差异。老年父母对家庭的贡献虽然无法在现实的经济统计和核算中表现出来,但其对于家庭和谐、经济发展以及社会稳定都具有重要的作用。另外,老年父母照料家庭的活动减轻了中青年女性照料小孩和料理家务的负担,而老年父母与子女同住或者临近居住也避免了女性双头照料的麻烦,这为成年子女尤其是女性承担全职工作的任务提供了条件。并且相比于机构或保姆抚养,由老年父母隔代照料小孩极大地减轻了子女的心理负担,使其能全身心投入工作。这也从侧面解释了我国女性为什么有条件更加“勤劳”。

急速城镇化与社会分工的细化正在逐渐割裂家庭内部成员之间的联系,家庭代际功能的发挥和维系均受到不同程度的影响。“家有一老,如有一宝”,老年父母对于子女的日常生活以及工作都具有重要的影响,并且老年父母在照看孙辈的过程中也获得了极大的愉悦感。政府应当鼓励家庭内部的互相照料,对多代同堂家庭提供一定的“照料津贴”,充分肯定老年人对家庭以及社会所做出的贡献;结合全球化和城镇化的背景,设计相应的生育、养老、就业等面向基本家庭单位的制度和政策;在保持传统优秀家庭伦理和文化的基础上,积极支持和引导富有中国特色的现代家庭的建设。

从老年人的家庭和社会价值出发,后续研究还可以进一步对父母影响成年子女的工作效率、生育决策等展开讨论,关注隔代照料小孩在儿童教育成绩、健康等方面的表现差异及其原因。在宏观层面上,老年父母照料家庭的行为也有助于居家养老模式的形成,为深入研究养老体制改革提供了可行的方向。此外,隔代照料等活动极大地释放了农村的劳动力,特别是农村女性,这些人口涌入也改变了不同地区的产业结构,而且老年人口比重增加也对社会消费结构产生了重要的影响。重视老年人的价值,肯定老年人在社会经济发展中的积极作用,是正确应对老龄社会挑战的应有之义。

主要参考文献:

- [1]陈璐,范红丽,赵娜,等.家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究[J].经济研究,2016,(3):176—189.
- [2]杜凤莲.家庭结构、儿童看护与女性劳动参与:来自中国非农村的证据[J].世界经济文汇,2008,(2):1—12.
- [3]段成荣,吕利丹,郭静,等.我国农村留守儿童生存和发展基本状况——基于第六次人口普查数据的分

- 析[J]. 人口学刊, 2013, (3): 37—49.
- [4]黄枫. 人口老龄化视角下家庭照料与城镇女性就业关系研究[J]. 财经研究, 2012, (9): 16—26.
- [5]刘柏惠. 我国家庭中子女照料老人的机会成本——基于家庭动态调查数据的分析[J]. 人口学刊, 2014, (5): 48—60.
- [6]沈可, 章元, 鄢萍. 中国女性劳动参与率下降的新解释: 家庭结构变迁的视角[J]. 人口研究, 2012, (5): 15—27.
- [7]宋璐, 李亮, 李树苗. 照料孙子女对农村老年人认知功能的影响[J]. 社会学研究, 2013, (6): 215—237.
- [8]孙鹃娟, 张航空. 中国老年人照顾孙子女的状况及影响因素分析[J]. 教育科学文摘, 2013, (5): 104—105.
- [9]Carmichael F, Charles S. The opportunity costs of informal care; Does gender matter? [J]. *Journal of Health Economics*, 2003a, 22(5): 781—803.
- [10]Carmichael F, Charles S. Benefit payments, informal care and female labour supply[J]. *Applied Economics Letters*, 2003b, 10(7): 411—415.
- [11]Ettner S L. The impact of "parent care" on female labor supply decisions[J]. *Demography*, 1995, 32(1): 63—80.
- [12]Faller A, Brown K S. Joint family structure[A]. Shehan C L. *The Wiley Blackwell Encyclopedia of family studies*[C]. New York: Wiley, 2016.
- [13]Heitmueller A. The chicken or the egg? Endogeneity in labour market participation of informal carers in England[J]. *Journal of Health Economics*, 2007, 26(3): 536—559.
- [14]Lilly M B, Laporte A, Coyte P C. Do they care too much to work? The influence of caregiving intensity on the labour force participation of unpaid caregivers in Canada[J]. *Journal of Health Economics*, 2010, 29(6): 895—903.
- [15]Sasaki M. The causal effect of family structure on labor force participation among Japanese married women[J]. *The Journal of Human Resources*, 2002, 37(2): 429—440.

The Influence of Older Parents' Care-giving Activities on Labor Supply of Adult Children: A Study Based on CFPS

Lu Hongyou, Yu Jinliang, Du Yixuan

(School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Summary: With the increasingly rise in the elderly population ratio and the gradually severe aging crisis in other countries, our society perceive unprecedented fear of the arrival of aging society. Although the elderly would increase family and society burdens in some respects, the above view may overlook the close social and economic linkage among family members between generations. Therefore, it may neglect or underestimate the social value of the Chinese elderly in providing family care activities and their impacts on the younger generation.

According to the existing researches and data availability in CFPS database, we divide the older parents' care-giving activities into taking care of grandchildren and helping chil-

dren with their housework. Also we divide the adult children's labor supply variable into labor participation and working hours. Then we try to analyze the impact of elderly parents' care-giving activities on their adult children's labor supply. What's more, we also take the differences between male and female, rural and urban residents into account, and get some interesting findings.

Our results indicate that the elderly's taking care of their grandchildren can significantly improve their adult children's labor supply. For example, male labor participation rate increases by 6.3%, while women increase by 14.3%. Thus, its impact on women is much greater than men. Otherwise, the influence on rural and urban residents is also quite different; precisely the impact on rural residents' labor participation rate is greater than the urban ones, and the impact on the city residents' labor supply mainly reflects in the work time. Inequality in public services and the differences in employment ability between urban and rural residents are important reasons for the heterogeneity problem.

The policy implication of this paper is that, in the context of rapid globalization and urbanization, the government should support and guide the construction of modern families that proceed from national conditions on the basis of maintaining the traditional excellent family ethics and culture. We should take advantage of fiscal and taxation policies to alleviate the economic pressure of childcare and elderly caring on adult children, gradually solve the increasingly serious gender discrimination in the employment market, and progressively eliminate the public service benefits inequality caused by the household registration system.

In short, this paper mainly expands the existing research in the following three aspects. First, combining with the particularity of Chinese family culture, we try to explain the contradiction between the increase in the proportion of elderly population ratio and the high level of labor supply of adult children from the perspective of the elderly's role in taking care of grandchildren and helping children with their housework. Second, after fully considering the differences between families in the level of income, property, age, residence and family structure, we empirically analyzes the influence of older parents' care-giving activities on the labor supply of their adult children. Third, we try to solve the endogeneity by using instrumental variables, which would avoid the estimation errors effectively and thus make the estimation results more reliable because it effectively avoids the estimation errors.

Key words: population aging; taking care of grandchildren; housework; labor supply

(责任编辑 景行)