

隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响

——基于 CHARLS 面板数据的实证研究

王建英 何冰 沈璐越 陈志钢*

内容提要 随着生育政策的逐渐放开,农村劳动力的大量迁移带来的留守儿童问题加重了隔代抚养压力,这会对中国农村地区趋于老龄化的劳动配置产生何种影响,影响的作用机制如何?规范分析这一问题至关重要。文章利用 2015 年和 2018 年中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 农户微观数据,解决可能存在的内生性问题,探究隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响。研究发现,隔代抚养参与和时间对农村中老年人的总劳动参与和非农劳动参与有显著负向影响,参与隔代抚养将使农村中老年人的总劳动参与和非农劳动参与概率分别下降 25.6% 和 20.8%,参与隔代抚养会显著减少总劳动时间和农业劳动时间,但对非农劳动时间没有显著影响。异质性分析表明,隔代抚养行为显著抑制农村女性中老年人和 61~70 岁老年人的劳动供给。机制检验显示,社会活动参与、孩子教育培训支出、子女经济支持和食品支出是隔代抚养影响中老年人劳动供给的作用机制。建议增加社区幼儿照料资源,鼓励子女提供经济支持,并设计有效的政策和项目推进积极老龄化,从而缓解老年人隔代抚养压力。

关键词 农村中老年人 劳动参与 劳动时间 隔代抚养

* 王建英 (通讯作者),浙江财经大学经济学院、浙江省“八八战略”研究院,电子邮箱:wangjianying198781@163.com;何冰,浙江财经大学经济学院,电子邮箱:2801073599@qq.com;沈璐越,浙江财经大学经济学院,电子邮箱:shenluyue_uibe@163.com;陈志钢,浙江大学中国农村发展研究院、国际食物政策研究所,电子邮箱:k.chen@cgiar.org。本文研究受到浙江省自然科学基金项目 (LY21G030015)、国家自然科学基金青年项目 (71603228) 和中国博士后科学基金项目 (2018M630687、2018T110607) 的经费资助支持。

一 引言

农村劳动力持续向城市转移就业，为中国的经济发展做出了重大贡献（程杰、朱钰凤，2021）。但由于城乡二元户籍制度存在，城市没有建立完善的基于基本权利公平的社会保障制度（Zhang & Kanbur, 2005），农村转移劳动力的子女教育也面临诸多困境（Lai et al., 2014）；加上房租等城市生活负担，农村转移劳动力无法将子女带到城市共同生活，农村出现了大量留守儿童^①。根据民政部摸底排查数据，2018年全国农村留守儿童数量为697万余人，96%的留守儿童由祖父母和外祖父母照顾^②。

同时，在农村青壮年劳动力转移的背景下，农村劳动力短缺，特别是季节性短缺问题愈加凸显。学界一致认为中国的“刘易斯拐点”早已到来（Cai & Wang, 2008；Zhang et al., 2011），由此引发农业劳动投入不足和农业劳动日均工资持续上涨的问题。随着农村劳动力大量流出，农村户均农业劳动力工时投入快速下降，从1991年的3500工时下降到2000年的2000工时，2009年农村户均农业劳动力工时投入仅1400工时（de Brauw et al., 2013）。根据Wang et al. (2016) 测算，中国农业劳动力实际日均工资在1984-2003年间从0.20美元上涨到1.48美元，2012年达到13.11美元。尽管农业生产机械化的普及和农业生产社会化服务供给体系的逐步完善可以在一定程度缓解这一问题，但也有学者指出，农村劳动力短缺问题需通过增加农村中老年人劳动供给的方式来解决（牟俊霖、宋湛，2012）。

当前中国公共幼儿照护资源短缺，为减轻子女负担，照料孙辈一直是老年人重要的家庭职能之一，隔代抚养现象在国内外都十分普遍。Zanella (2017) 研究发现，美国50~64岁的国民中，16%的女性和10.8%的男性在儿童照料上付出了时间；在法国有22.8%的祖母为孙子女提供了经常性的照料，这一数值在德国、西班牙和意大利分别为22.1%、26.9%和32.5%。具体到隔代抚养时间，50~64岁的美国祖母和祖父平均一年分别付出816.5小时和346.9小时用以照料孙子女（Zanella, 2017）。《中国家庭发展报告2016》发现，中国孩子日常生活和日常教育主要由祖辈照管的的比例分别为26.9%和20.5%。

① 民政部将留守儿童定义为父母双方外出务工或一方外出务工另一方无监护能力、不满十六周岁的未成年人。

② 参见 <http://www.mca.gov.cn/article/gk/tjtb/201809/20180900010882.shtml>。

家庭照料孙辈可能与老年人增加劳动供给产生一定的冲突（郭凯明等，2021）。随着人口老龄化程度加深带来劳动力供给不足（王丽莉、乔雪，2018），以及生育政策逐渐放开使得留守儿童问题持续突出，越来越多的老年人面临参与劳动与家庭照料的选择。因老年贫困、社会养老保障不足、劳动能力缺失导致收入有限等原因（白南生等，2007），大部分农村老年人需持续参与农业或非农劳动获取收入，维持生活质量。同时，农村中老年人亦肩负孙辈的日常监护和生活照料责任（叶敬忠、王维，2018）。《中国家庭发展报告 2016》发现隔代抚养以低龄老年人为主，年龄集中在 50~70 岁的比例为 46.0%。因此，隔代抚养对农村中老年人的劳动供给产生何种影响是值得关注的研究问题。

以隔代抚养为重点关注因素，学者们展开了广泛的研究。在个体层面，既有研究主要关注隔代抚养对老年人生理健康和心理健康的影响（王亚迪，2018；吴培材，2018），以及隔代抚养对老年人自身就业和退休决策的影响（何圆、王伊攀，2015；诸艳霞、朱红兵，2018）。在家庭层面，研究主要关注隔代抚养对老年人养老支持和赡养预期、代际经济支持、生活支持和情感支持的影响（陶涛等，2018；鲍莹莹，2019；宋璐、李树苗，2010），以及老年人提供家庭照料对子女劳动供给的影响（卢洪友等，2017；Posadas & Vidal-Fernandez，2013）。目前较少有研究关注隔代抚养对农村中老年人农业劳动和非农劳动供给的影响，涉及该问题的研究也没有一致的研究结论。因此有必要利用近期的大样本抽样调查数据，对这一问题展开深入的分析。

基于此，本文利用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2015 年和 2018 年农户微观调查面板数据，从广度和深度两个角度出发进行研究。主要包括以下方面：第一，分别采用 xtprobit 模型和 xttobit 模型，研究隔代抚养参与和隔代抚养时间对农村中老年人劳动（总劳动、农业劳动和非农劳动）参与和劳动时间决策的影响；第二，在稳健性检验中将隔代抚养量化为隔代抚养强度虚拟变量，对上述问题进行分析；第三，进一步考虑隔代抚养的内生性问题，通过工具变量方法，运用 xtprobit 模型和 xteintreg 模型研究隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响，并在此基础上进行性别异质性和年龄异质性分析；最后，进一步探究隔代抚养对农村中老年人劳动供给影响的潜在作用机制。

与已有文献相比，本文的主要贡献在于：第一，应用新近适宜数据进行经验研究。现有隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响研究多采用 2013 年“单独二胎”政策实施之前的数据。本文使用 2015 年和 2018 年 CHARLS 面板数据，涵盖“全面二胎”政策实施前后，在更新既有研究的同时，所得结果更能反映当前中国农村中老年人的劳

动选择。此外，面板数据的使用也能改善实证研究结果的准确性。第二，分析层次清晰，研究方法得当。多数关于隔代抚养的研究存在研究方法和规范性方面的问题。在实证分析时，本文同时考虑隔代抚养和劳动供给的广度和深度。同时，考虑到隔代抚养的内生性问题，采用ERM（Extended Regression Model）框架下的面板 xteprobit 模型和 xteintreg 模型，以与子女的最近居住距离为工具变量，解决内生性问题。第三，本文尝试从老年人健康生活习惯和家庭收支状况两条路径出发，分析隔代抚养对劳动供给的影响机制。综上，本文能够在一定程度上丰富有关农村中老年人劳动供给影响因素的相关研究，并为政府科学管理决策提供重要的实证检验依据。

二 文献综述

（一）隔代抚养变量的刻画

将隔代抚养作为主要关注变量的研究集中讨论了该因素对老年人退休决策（诸艳霞、朱红兵，2018；李连友等，2021）、身体和心理健康程度（王亚迪，2018；吴培材，2018）、生活满意度（靳小怡、刘妍珺，2017）、养老支持和赡养预期（宋璐、李树苗，2010；鲍莹莹，2019）等的影响。在这些研究中，隔代抚养被较细致地刻画，为本文研究提供了重要的参考。

何圆和王伊攀（2015）、王亚迪（2018）设置了“是否参与隔代抚养（照料孙子女）”的虚拟变量。鲍莹莹（2019）在研究隔代照料对祖辈代际赡养预期的影响时，同时设置了“隔代照料虚拟变量”和“照料时间”两个变量。此外，也有文献根据上一年老年人照看孙子女的频率或时间，设置隔代照料强度虚拟变量（靳小怡、刘妍珺，2017；邹红等，2019）。另外，诸艳霞和朱红兵（2018）在利用 CHARLS 数据研究隔代抚养对老年人退休决策影响时，以退休时“6岁以下孙辈数量”作为解释变量。本文结合上述文章对隔代抚养变量的刻画方式，在基准模型和内生性分析中，从广度和深度两个视角出发，构建“是否参与隔代抚养”虚拟变量和“隔代抚养照料时间”两个解释变量，并在回归结果稳健性检验时，采用“隔代抚养强度”虚拟变量。

（二）隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响

目前国内关于隔代抚养对老年人劳动供给的研究相对较少，部分学者聚焦于隔代抚养对老年人退休决策的影响（郭凯明等，2021），与农村中老年人生活的密切程度不高。国外的相关文献中，研究者主要考察隔代抚养对城市老年人劳动供给的影响（Rupert & Zanella，2018），以及隔代抚养对子女劳动市场参与及程度的影响（Cardia &

Ng, 2003; Posadas & Vidal-Fernandez, 2013)。

国内相关研究中仅有少数几篇文献探讨了隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响,并未达成一致的研究结论。相关主要研究结论如下:第一,隔代抚养不会挤出老年人的农业劳动。白南生等(2007)利用安徽省劳动力输出集中村的调查数据发现,“是否照料孙辈”对农村老年人农业劳动参与无显著影响,表明照料孙辈与农业劳动参与之间不存在替代效应。他们认为随着留守儿童的大量出现,老年人不会专门照料孙辈,只会加重总体劳动负担。

第二,隔代抚养会减少老年人的劳动供给。周春芳(2012)以江苏省为例,引入“6岁以下儿童数量”变量反映隔代抚养,发现该变量与老年人农业劳动时间呈负相关,但未通过显著性检验。她指出,需要照顾较多孩子的老年人,农业劳动时间较少,这是家务劳动负担和家庭劳动分工共同作用的结果。李连友等(2021)从理论角度分析得出隔代抚养会与老年人的社会参与意愿产生冲突,抑制老年人劳动工作等社会参与行为。

第三,隔代抚养会增加老年人的劳动负担。李琴和宋月萍(2009)基于中国健康与营养调查(CHNS)2006年的数据,发现家中“6岁以下小孩数量”对老年人的农业参与和供给有正向影响。这可能是因为抚养压力加剧,降低老年人的生活满意度(李连友等,2021),使具有劳动能力的农村老年人偏向增加农业劳动参与,以减轻家庭经济负担并舒缓自身心理压力。杨志海等(2015)利用2011年CHARLS调查数据发现,家中“15岁以下小孩数量”显著地正向影响农村老年人的农业劳动参与决策,表明家庭抚育的压力越大,农村老年人参与农业劳动的可能性越大。

第四,照料不同年龄阶段的儿童对老年人劳动供给具有异质性影响。黄宏伟等(2014)引入“学龄前儿童数量”和“在校学生数量”两个变量研究发现,抚育幼儿主要挤压农村老年人的本地非农就业时间和外出就业时间,但对农业劳动时间的影响不显著;而在校学生数量越多,老年人的农业劳动时间会显著增加。前者可能是因为老年人需要居家抚养幼儿,显著减少外出劳动时间,但农业劳动具有季节性和灵活性,因而对农业劳动时间没有显著影响;而后者可能的解释是家庭因抚育压力(教育支出)增加,反而会促进老年人提供额外的农业劳动。

(三) 隔代抚养对城镇老年人退休决策及劳动力市场供给的影响

国内外积累了一些关于隔代抚养对城镇老年人退休决策及劳动力市场供给影响的文献,对本文研究亦可提供借鉴。国内学者方面,何圆和王伊攀(2015)在研究隔代抚养对父母提前退休的影响时,得出需要照料孙辈是导致城镇老年人提早退出劳动力市场的重要影响因素。诸艳霞和朱红兵(2018)发现退休时“6岁以下孙辈数量”对

女性提前退休的意愿具有显著影响，但对全样本和男性样本影响不显著，隔代抚养挤出的主要是临近退休的女性劳动力。

国外学者较早关注并研究照料孙子女对祖辈劳动供给的影响，不过，由于涉及的国家城市化和市场化程度较高，这些研究更侧重劳动力市场供给行为，且对老年人劳动参与和劳动时长的影响没有形成一致的结论。主要的研究观点可归纳为：第一，照料孙子女会显著降低老年人的劳动参与，减少劳动时长（Zanella, 2017），尤其是老年女性的劳动供给会受到显著的冲击（Wang & Marcotte, 2007; Rupert & Zanella, 2018）。第二，照料孙子女会促进老年人的劳动参与，增加劳动时间。因照料孙辈，有配偶的外祖父的劳动参与率会显著增长（Wang & Marcotte, 2007）。有配偶的祖父母更倾向于就业，祖母与孙辈同住时，工作的时间更长（Ho, 2015）。第三，成为祖父母所带来的广延边际效应较更多孙子女诞生所带来的深度边际效应对老年人劳动供给的削弱效应更为明显（Zanella, 2017; Rupert & Zanella, 2018）。然而，上述文献没有进一步探究因年龄差异而可能产生的不同影响。

由于不同的年龄具有不同的偏好和选择约束，本文在实证研究时将额外考虑隔代抚养对不同年龄的老年人劳动供给的影响。此外，为捕捉不同居住模式对研究结论带来的影响，在实证模型中，本文还引入三种居住模式的虚拟变量，进行异质性分析。

三 机理分析

（一）隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响效应分析

由文献综述可知，当前隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响，并无一致的研究结论。在理论层面，给定老年人的身体健康水平和收入预算，隔代抚养对农村中老年人的劳动供给存在三种不同方向的影响效应。第一，时间替代效应。一天的时间禀赋固定，主要配置在闲暇、家庭照料和有偿劳动上。在闲暇保持稳定的情况下，隔代抚养将挤出劳动工作时间（周春芳, 2012; Rupert & Zanella, 2018）。第二，收入效应。老年人在隔代照料孙代时要负担孙代的零食和玩具支出、生活用品支出、教育支出等（孙鹃娟、张航空, 2013）。在不考虑代际转移支付的情况下，因隔代抚养支出增加，为保持生活水准，农村中老年人可能会提供更多劳动以获取额外收入（李琴、宋月萍, 2009; 杨志海等, 2015）。第三，缓解效应。缓解效应本质上也归为时间替代效应，但内在原因有异。一般认为含饴弄孙能愉悦老年人，提高老年人的心理健康水平（王亚迪, 2018; 吴培材, 2018）。但也存在过多的隔代抚养对老年人而言是厌恶品

的可能。祖辈疲于照料孙辈，为避免过多参与隔代抚养，反而选择增加劳动供给，减少分配给隔代抚养的时间（Ho，2015）。上述三种效应的存在使得隔代抚养对老年人劳动供给的影响方向难以判断，需运用经验事实予以检验。

（二）隔代抚养对农村中老年人劳动供给的作用机制分析

根据既有文献，在个体和家庭两个层面，本文拟通过健康生活习惯和家庭收支状况两条路径阐述隔代抚养影响农村中老年人劳动供给决策的作用机制。因照料孙子女，老年人的生活习惯可能发生变化，如睡眠、吸烟（吴培材，2018）、饮酒、社交活动（王亚迪，2018）等。家庭层面的社会心理因素（孤独寂寞、家庭亲密度小）会影响老年人的吸烟饮酒行为（褚成静等，2010），而隔代抚养有助于改善老年人的心理健康（王亚迪，2018；吴培材，2018）。考虑到照料者需为儿童创造有助于健康成长的生活环境，树立健康生活的榜样，引导儿童养成有利于健康的行为习惯，照料者可能会改变生活习惯。这方面隔代抚养行为的相关研究较少，已有文献只涉及儿童抚育对父母健康生活习惯的影响（von der Lippe & Rattay，2014；Yamamura & Tsutsui，2019），发现照料儿童会使父母的酒精和烟草消费量下降。农村中老年人作为隔代抚养的提供者，与父母可能具有可比性。

农村中老年人因照料孙子女而带来的生活习惯改变可能影响其劳动供给。周云波和曹荣荣（2017）研究发现，睡眠时间对农村老年人的总劳动时间和农业劳动时间有显著正向影响。张欢等（2018）发现，以往吸烟对参与农业劳动有显著负向影响，吸烟会阻碍城市低龄退休老年人进入劳动力市场，但这种影响并不明显；当前饮酒则对老年人参与农业劳动和重新进入劳动力市场有显著正向影响。Harris（2010）研究慢性病对澳大利亚人劳动参与的影响时发现，吸烟会通过影响慢性病风险而间接负向影响男性和女性的劳动参与。Arpino & Bordone（2017）研究发现，定期的隔代抚养活动会负向显著影响祖母参与社交活动的次数。王亚迪（2018）和吴培材（2018）指出，增加社交活动参与有助于提升老年人的身心健康水平，而健康与老年人的劳动供给显著相关。

因照料孙子女，老年人的收支状况可能会发生变化。老年人可能从子女处获得代际经济转移，作为提供照料的经济补偿（宋璐、李树苗，2010；吴培材，2018）。因照料孙子女，家庭教育培训费用支出可能增加。根据《中国家庭发展报告 2016》，在农村地区日常生活和日常教育主要由祖辈承担的比例为 26.9% 和 20.5%。隔代抚养的对象往往是年幼孙辈，多数正值接受教育时期，客观上伴随教育费用的发生，提供隔代抚养的祖辈可能承担了教育方面的部分支出。王芳和黄莉芳（2019）发现老少家庭在文化教育上的支出比例比老年家庭更高，说明家庭中青少年的存在提高了家庭文化教育方面的支出。

因照料孙子女，家庭食品支出可能有所增加。处于成长期的儿童对食品的需求相对较高，会增加家庭食物消费。王聪和杜奕璇（2019）发现家中少儿人口比上升显著增加家庭食品支出比重；郑妍妍等（2013）发现儿童占户内人口比重对食品支出有显著正向影响；王芳和黄莉芳（2019）指出老少家庭更侧重于食品支出。此外，孙鹃娟和张航空（2013）也指出，照顾孙辈增加了老年人的经济支出。

综上，子女的经济转移有助于缓解祖辈的经济负担，而照料孙辈可能引起老年人在家庭教育培训和食品支出的变化，影响老年人的经济压力并通过收入效应对老年人的劳动供给产生影响。结合上文的讨论，隔代抚养对老年人劳动供给的影响效应和作用路径如图 1 所示。

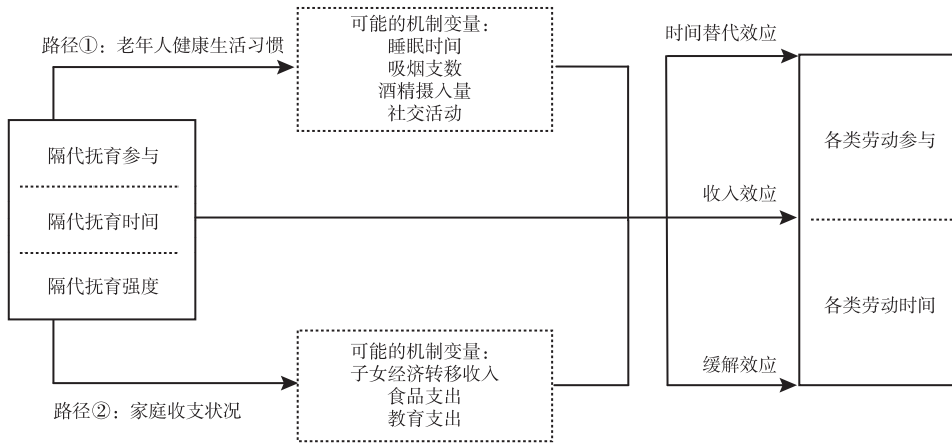


图 1 隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响效应和作用机制

四 数据来源、模型及变量说明

(一) 数据来源

本文研究基于中国健康与养老追踪调查（CHARLS）最新发布的 2015 年和 2018 年面板调查数据进行。CHARLS 旨在收集一套代表中国 45 周岁以上中老年家庭和个人的高质量微观数据，用以分析中国人口老龄化问题，推动老龄化问题的跨学科调查。该调查覆盖全国 28 个省的 150 个县级单位，450 个村级单位，约 1 万户家庭中的 1.7 万人，具有广泛的地域代表性。本文选取 CHARLS 数据库中“个人基本信息”、“家庭信息”、“健康状况和功能”、“工作、退休和养老金”、“家户收入与支出”、“工作”六个

板块的相关数据。研究对象为具有农村户籍、年龄在 50 周岁及以上，且至少有一个孙子女的老年人^①。根据《中国家庭发展报告 2016》，隔代抚养家庭中祖辈以低龄老年人为主，年龄集中在 50~70 岁。本文以 2015 年为基期，选取年龄在 50 周岁以上农村中老年人，并在此基础上剔除关键变量缺失的样本，最终得到每期 1311 个用于分析的两期面板数据样本。

(二) 计量模型设定

为检验隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响，本文构建以下计量模型：

$$Y_{it} = \gamma Care_{it} + X'_{it}\beta + Z'_i\delta + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Y_{it} 为被解释变量，分别表示受访者 i 在 t 年 ($t=2015$ 或 2018) 的总劳动、农业劳动和非农劳动的参与决策和具体劳动时间。 $Care$ 为隔代抚养变量，表示受访者 i 在 t 年照看孙子女的情况，分别表示是否参与隔代抚养、隔代抚养时间和隔代抚养强度。 X 和 Z 为控制变量，主要包括个人特征因素、家庭特征因素、社会保障因素等。 λ_t 、 μ_i 、 ε_{it} 分别为时间固定效应、个体固定效应和随机误差项。 γ 的显著性水平和回归系数大小/偏效应大小是本文研究重点关注的内容。

本文分别从劳动参与的广度和深度两个视角出发进行分析，前者指劳动参与，后者指参与劳动后的工作时间。因此，因变量将分为两类：一是农村中老年人是否参与各类劳动，为二分类变量，在基准回归时采用 xtprobit 模型来分析影响老年人劳动参与的因素；二是农村中老年人参与各类劳动的时间，左侧阈值为 0，故在基准回归时采用 xttobit 模型进行估计。

(三) 变量定义与说明

1. 因变量

本文的因变量包括农业劳动、非农业劳动和总劳动的劳动参与和时间^②。首先设置二元变量衡量农村中老年人是否参与某类劳动 (参与 = 1)。其次，采用年劳动小时数衡量各类劳动供给时间。CHARLS 问卷中将老年人的工作类型分为自家农业生产经营活动、受雇、非农自雇和为家庭经营活动帮工。参照有关农业劳动和非农就业的相关文献 (Barrett et al., 2001)，将第一类纳为农业劳动，后三类归为非农劳动。关于各类

① 在分析时，也以 45 岁及以上样本数据进行回归，并不会显著改变研究结论。

② 本地 (县内) 非农业劳动和外地 (县外) 非农业劳动对劳动者的居住安排要求不同，而隔代抚养具有时间灵活性，对本地非农业劳动和外地非农业劳动的影响可能不同。但本文在数据分析时发现，2015 年将农村中老年人的非农业劳动按照地点进行分类后，发现从事外地非农业劳动的老年人样本量仅为 18 个，不能单独进行回归分析，因而统归于非农业劳动。

劳动时间，CHARLS 问卷设计了三个层次的问题，分别调查了受访对象过去一年的工作月份数、每周工作天数和每天工作小时数。基于此，本文根据“月份数 \times 4.28 \times 天数 \times 小时数”计算出农业劳动时间和非农劳动时间（赵晶晶、李放，2017），并将农业劳动时间和非农劳动时间加总得到年总劳动时间，其中 4.28 为每月平均周数。

2. 隔代抚养变量

根据 CHARLS 问卷中受访者回答的“过去一年是否花时间照看孙子女”，设置隔代抚养虚拟变量。如果受访者过去一年照看孙子女则赋值为 1，反之则为 0。根据受访者回答的“过去一年花几周，每周花几小时照看这个子女的孩子”，计算出过去一年老年人照料孙子女的总小时数^①，为隔代抚养时间。因隔代抚养时间可能存在测量误差，以及隔代抚养时间与劳动力市场产出变量之间可能存在非线性关系（吴培材，2018），如果把隔代抚养时间作为连续变量可能会导致估计结果有偏。隔代抚养及其影响效应的相关文献中，隔代抚养强度通常根据上一年老年人照看孙子女的频率或时间进行分级设置虚拟变量（吴培材，2018；邹红等，2019）。综合国内外文献，本文将老年人过去一年照料孙子女的总时长进行分级赋值，得到隔代抚养强度虚拟变量，共进行了三种方案的处理。具体而言：第一，无隔代抚养行为的隔代抚养强度设为 0；非 0 的隔代抚养时间按照三等分位数数值，由低到高分别记为隔代抚养强度 1、隔代抚养强度 2 和隔代抚养强度 3^②；第二，以参与隔代抚养老年人隔代抚养时间的中位数为门槛^③，设置隔代抚养强度虚拟变量，即无隔代抚养行为的隔代抚养强度设为 0，隔代抚养时间低于中位数的设为隔代抚养强度 1，隔代抚养时间高于中位数的设为隔代抚养强度 2；第三，参照邹红等（2019），设定每周照料孙辈是否超过 10 小时、每周照料孙辈是否超过 20 小时两个隔代抚养强度虚拟变量。

3. 控制变量

根据文献，归纳影响劳动供给的因素，本文在实证分析时纳入的控制变量包括个体特征、家庭特征和社会保障特征。个体特征具体包括性别、年龄、婚姻状况、健康

① 参照相关文献的处理，在实证回归时，隔代抚养时间为 0 的样本，通过加上 1 后再取对数值（王建英等，2015）。

② 三等分的临界值分别为隔代抚养时间 1092 小时和 3640 小时，相当于每周隔代抚养时间约为 21.00 小时和 70.00 小时。隔代抚养强度 1、隔代抚养强度 2 和隔代抚养强度 3 的样本量分别为 354 个、375 个和 358 个。

③ 中位数为 2016 小时，相当于每周隔代抚养时间约为 38.77 小时。根据中位数对非 0 的隔代抚养时间进行二等分，隔代抚养强度 1 和隔代抚养强度 2 的样本量分别为 552 个和 534 个。

状况和受教育程度。关于性别,已有国内研究表明,性别差异使农村中老年人在劳动参与概率和劳动供给时间上表现出明显差异(杨志海等,2015),国外学者也关注到孙子女的诞生,更明显地影响了祖母的劳动力市场行为变化,而对祖父的影响微弱(Wang & Marcotte, 2007; Rupert & Zanella, 2018)。关于年龄,一般而言,体力随年纪增长而下降,老年人难以胜任繁重的体力劳动。关于婚姻状况虚拟变量,婚姻的存在使家务劳动、工作生产等活动在家庭成员之间进行分配。有配偶的老年人生活有所依靠,对未来有较好预期,且“养家糊口”的责任更强烈,可能会影响他们的劳动决策(Ho, 2015)。关于健康状况,根据受访者回答“您认为您自己现在的身体健康状态”这一问题做出的健康自评结果衡量健康状况,分为“好”=1、“一般”=2、“不好”=3三级。关于受教育程度,CHARLS数据中受教育程度从“未受过正规教育”划分至“博士”,共11级。本文设置四个独立的虚拟变量表示个体的受教育程度,分别是文盲、小学及以下、初中、高中及以上^①。个体受教育程度越高,掌握的知识和技能也越多,参与非农劳动的可能性越大(赵晶晶、李放,2017)。

家庭特征包括家庭年总收入、家庭规模、实际耕地面积、居住安排和十六岁以下孙子女数量。关于家庭年总收入,由于各类收入存在较多缺失值,恐有较大测量误差,采用受访者的货币资产(家里的现金加上银行存款数额)作为收入的替代变量,这一变量可反映家庭的经济实力和富裕程度(谭银清、陈益芳,2016)。家庭规模的单位为人。关于实际耕地面积,农户实际耕种的面积包括从集体分配的以及从别处(包括集体)租用的耕地,再扣除出租给别人的耕地面积(王建英等,2015)。关于居住安排,有学者关注到三代家庭和隔代家庭对老年人劳动供给的影响程度不同(Wang & Marcotte, 2007)。参照肖海翔和李盼盼(2019),将老年人的居住安排分为不与子女或孙子女同住、隔代家庭(与孙子女同住)、三代同住三类,分别设置独立的虚拟变量。关于十六岁以下孙子女数量,年龄较小的孙子女数量多,老年人可能更需要提供隔代抚养。

关于社会保障特征,本文设置是否参加养老保险虚拟变量,“是”则取值为1,反之则为0。农村中老年人的劳动不仅为保障当前生活,也是在为养老做准备。对于参加了养老保险的老年人而言,预期会得到养老金,这可能使他们减少当前的劳动供给。此外,关于地区特征,本文分别设置西部、中部、东部、东北地区四个地区虚拟变量,并以中部地区作为基准组。

^① 在数据处理时发现,符合本文分析的农村中老年人样本面板数据中,学历在大学及以上的样本非常少(仅为3个),故归类于高中部分,设置为高中及以上虚拟变量。

(四) 描述性统计分析

表1为变量的描述性统计结果。首先,在全样本中,有44.1%的农村中老年人参与了隔代抚养,平均年隔代抚养时间超过1200小时。其次,过去一年参与劳动的农村中老年人占63.0%,总体劳动参与程度较高。具体而言,参与农业劳动的老年人占55.2%,参与非农劳动的老年人占18.8%,说明农村中老年人更多参与农业劳动。分组比较可知,隔代抚养组老年人的农业劳动参与率和非农业劳动参与率都较非隔代抚养组要高,且均在1%水平上显著。劳动时间的统计结果显示,隔代抚养组的各类劳动时间都较非隔代抚养组要高,且也都在5%水平上显著。因而,单从描述性统计结果来看,隔代抚养似乎促进了农村中老年人的各类劳动参与和劳动供给时间,收入效应可能大于时间替代效应和缓解效应。

控制变量的描述性统计结果显示,个体特征因素中,隔代抚养组相对更年轻(小6.2岁),受教育水平也略高,已婚比例较高。老年人的平均年龄为66.3周岁,隔代抚养组的平均年龄为62.8岁,后者与《中国家庭发展报告2016》汇报的农村地区隔代抚养家庭祖辈平均年龄(61.9岁)非常接近,表明我们的样本具有代表性。家庭特征因素中,隔代抚养组老年人家庭人口规模相对更大,16岁以下孙辈数量更多,实际耕地面积更大,家庭总收入更高,隔代居住或三代同住的比例更高。隔代抚养组的实际耕地面积较非隔代抚养组平均要高1亩。结合隔代抚养组参与各类劳动的比率和时间都较高的现状,体现出帮助照料孙子女的老年人面临家庭照料和生产劳动的明显冲突。社会保障特征因素不存在显著组间差异,全样本中79.3%的老年人参加养老保险,表明多数老年人的养老有一定保障。

表1 变量描述性统计结果

变量	全样本			非隔代抚养组			隔代抚养组			(1)与(2) 差值及t 检验
	样本量	均值	标准差	样本量	均值 (1)	标准差	样本量	均值 (2)	标准差	
自变量										
隔代抚养参与	2622	0.441	0.497	1467	0.000	0.000	1155	1.000	0.000	—
隔代抚养时间	2622	1292.196	2613.666	1467	0.000	0.000	1155	2933.453	3270.570	—
隔代抚养强度0	2622	0.586	0.493	1467	1.000	0.000	1155	0.000	0.000	—
隔代抚养强度1	2622	0.135	0.342	1467	0.000	0.000	1155	0.306	0.461	—
隔代抚养强度2	2622	0.143	0.350	1467	0.000	0.000	1155	0.324	0.468	—
隔代抚养强度3	2622	0.137	0.343	1467	0.000	0.000	1155	0.310	0.463	—

续表

变量	全样本			非隔代抚养组			隔代抚养组			(1)与(2) 差值及 t 检验
	样本量	均值	标准差	样本量	均值 (1)	标准差	样本量	均值 (2)	标准差	
因变量										
总劳动参与	2616	0.630	0.483	1464	0.574	0.495	1152	0.702	0.457	-0.128***
农业劳动参与	2616	0.552	0.497	1464	0.507	0.500	1152	0.610	0.488	-0.103***
非农劳动参与	2616	0.188	0.391	1464	0.165	0.372	1152	0.217	0.412	-0.052***
总劳动时间	2499	804.858	1158.616	1405	733.893	1125.764	1094	895.997	1193.830	-162.104***
农业劳动时间	2478	518.344	855.740	1391	481.886	830.656	1087	564.999	885.001	-83.114**
非农劳动时间	2557	274.846	823.790	1435	241.819	777.938	1122	317.088	877.498	-75.270**
控制变量										
性别	2622	0.474	0.499	1467	0.470	0.499	1155	0.479	0.500	-0.009
年龄	2602	66.318	9.373	1456	69.058	9.827	1146	62.837	7.429	6.221***
文盲(基准组)	2622	0.323	0.468	1467	0.358	0.480	1155	0.280	0.449	0.078***
小学及以下	2622	0.464	0.499	1467	0.471	0.499	1155	0.455	0.498	0.016
初中	2622	0.159	0.365	1467	0.129	0.335	1155	0.197	0.398	-0.068***
高中及以上	2622	0.054	0.226	1467	0.042	0.201	1155	0.069	0.254	-0.027***
婚姻状况	2622	0.646	0.478	1467	0.568	0.496	1155	0.745	0.436	-0.178***
健康自评	2514	2.142	0.712	1374	2.159	0.713	1140	2.120	0.710	0.039
家庭人口规模	2622	2.565	1.388	1467	2.208	1.172	1155	3.019	1.505	-0.811***
16岁以下孙辈	2580	2.688	2.067	1425	2.279	2.026	1155	3.191	2.005	-0.912***
实际耕地面积	2563	4.646	12.724	1424	4.158	11.326	1139	5.257	14.263	-1.099**
家庭总收入 (对数)	2576	8.123	3.056	1432	7.911	2.974	1144	8.388	3.135	-0.478***
不与子女或 孙子女同住 (基准组)	2622	0.818	0.386	1467	0.923	0.267	1155	0.684	0.465	0.239***
隔代居住	2622	0.078	0.268	1467	0.018	0.132	1155	0.154	0.361	-0.136***
三代同住	2622	0.105	0.306	1467	0.059	0.236	1155	0.162	0.369	-0.103***
参加养老保险	2590	0.793	0.405	1449	0.790	0.407	1141	0.796	0.403	-0.006
中部(基准组)	2622	0.276	0.447	1467	0.272	0.445	1155	0.281	0.450	-0.009
西部	2622	0.338	0.473	1467	0.321	0.467	1155	0.359	0.480	-0.038**
东部	2622	0.324	0.468	1467	0.331	0.471	1155	0.315	0.465	0.016
东北部	2622	0.062	0.241	1467	0.076	0.265	1155	0.044	0.206	0.032***

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。
资料来源：根据 2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

五 实证结果与分析

(一) 基准回归结果^①

在实证分析隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响时，本文按总劳动、农业劳动、非农劳动分成三组，分别估计隔代抚养参与、隔代抚养时间对上述三类劳动参与和劳动时间的影响。隔代抚养参与对中老年人劳动供给影响的条件边际效应回归结果如表2所示。与描述性分析结果相反，基准回归表明隔代抚养参与对劳动参与和劳动时间的影响为负，即时间替代效应、收入效应和缓解效应的综合作用结果为负。从统计显著性来看，隔代抚养参与在5%显著性水平上减少老年人约66.96小时的总劳动时间，占当前全样本老年人总劳动时间的8.32%，但对其余被解释变量的影响不显著。

表2 隔代抚养参与对农村中老年人劳动供给影响

变量	(1) 总劳动参与	(2) 农业劳动参与	(3) 非农劳动参与	(4) 总劳动时间	(5) 农业劳动时间	(6) 非农劳动时间
隔代抚养参与	-0.021 (0.020)	-0.018 (0.021)	-0.018 (0.017)	-66.964 ** (32.582)	-27.277 (24.311)	-49.421 (36.016)
性别	0.156 *** (0.023)	0.110 *** (0.026)	0.112 *** (0.019)	261.622 *** (39.005)	143.564 *** (30.219)	214.159 *** (43.932)
小学及以下学历	-0.018 (0.023)	-0.031 (0.025)	0.018 (0.021)	24.211 (38.983)	-12.218 (29.316)	90.793 * (47.730)
初中学历	-0.055 * (0.033)	-0.096 *** (0.035)	0.030 (0.027)	-69.450 (53.647)	-139.033 *** (41.394)	113.043 * (59.848)
高中及以上学历	-0.136 *** (0.048)	-0.119 ** (0.051)	0.030 (0.037)	-140.425 * (78.192)	-177.594 *** (61.032)	121.057 (79.987)
年龄	-0.016 *** (0.001)	-0.011 *** (0.001)	-0.012 *** (0.001)	-26.967 *** (2.424)	-13.278 *** (1.855)	-23.471 *** (2.862)
婚姻状况	0.077 *** (0.025)	0.113 *** (0.027)	0.016 (0.022)	133.588 *** (43.406)	106.636 *** (33.507)	53.017 (50.004)
健康自评	-0.053 *** (0.013)	-0.041 *** (0.014)	-0.043 *** (0.011)	-89.460 *** (21.439)	-33.272 ** (16.002)	-93.988 *** (24.077)

① 文中所有回归结果的表格汇报的皆为边际效应。

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总劳动参与	农业劳动参与	非农劳动参与	总劳动时间	农业劳动时间	非农劳动时间
家庭总收入	0.011 *** (0.003)	0.006 * (0.003)	0.015 *** (0.003)	21.811 *** (5.678)	4.880 (4.133)	33.774 *** (7.128)
隔代家庭	0.096 *** (0.037)	0.126 *** (0.039)	0.014 (0.031)	92.984 (57.759)	68.565 (42.668)	28.761 (65.991)
三代同居	0.027 (0.040)	0.043 (0.042)	0.001 (0.035)	7.957 (67.056)	29.625 (49.513)	-16.887 (74.385)
家庭规模	-0.029 *** (0.010)	-0.040 *** (0.010)	-0.007 (0.009)	-29.754 * (16.490)	-35.123 *** (12.312)	-6.763 (18.244)
实际耕地面积	0.002 * (0.001)	0.002 *** (0.001)	-0.002 ** (0.001)	2.421 ** (1.163)	3.646 *** (0.853)	-2.873 ** (1.433)
养老保险	-0.002 (0.021)	0.013 (0.022)	-0.027 (0.018)	15.413 (35.787)	1.361 (26.706)	-4.094 (39.404)
16 岁以下孙子女	0.004 (0.005)	0.013 ** (0.005)	-0.006 (0.004)	16.010 ** (7.930)	20.537 *** (5.985)	-7.899 (9.121)
西部地区	-0.019 (0.027)	0.011 (0.030)	-0.037 * (0.023)	-21.813 (43.748)	31.201 (33.891)	-82.821 * (50.259)
东部地区	-0.046 * (0.027)	-0.061 ** (0.030)	0.028 (0.022)	-63.133 (44.682)	-94.653 *** (35.068)	63.847 (48.723)
东北地区	-0.036 (0.047)	0.014 (0.052)	-0.053 (0.039)	-128.465 * (77.808)	-19.770 (60.289)	-142.335 (88.724)
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2410	2410	2410	2303	2282	2355

注：括号中的数值为标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；(1)~(3) 列和 (4)~(6) 列分别进行 xtprobit 模型和 xttoit 模型估计。

资料来源：根据 2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

控制变量中，与已有劳动力供给影响因素的相关研究结论一致，性别在 1% 的显著性水平上正向影响农村老年人的劳动供给，表明男性老年人更可能参与劳动，劳动时间也更长。学历越高，农业劳动参与和农业劳动时间越少。年龄同样负向影响农村老年人的劳动参与和劳动时间，并在 1% 水平上显著，说明老年人年龄越大，劳动参与倾向越低，劳动参与时间越少。健康状况也在 1% 水平上显著负向影响农村老年人的劳动参与和劳动时间。此外，家庭收入越高，老年人越倾向参与非农劳动，提高非

农劳动时间；与不和子女或孙子女同住的老年人相比，隔代居住的老年人更倾向于增加农业劳动供给；家庭规模则显著减少农业劳动参与和农业劳动时间，但对非农劳动供给没有显著的影响；实际耕地面积对农村中老年人的非农劳动有显著的负向影响，对农业劳动有显著的正向影响，与预期一致。

利用时间衡量隔代抚养的程度可以发现（表3），隔代抚养时间对农村中老年人的总劳动参与和非农劳动参与有显著负向影响。隔代抚养时间增加100%，老年人总劳动参与的概率将减少0.5%，非农劳动参与的概率将减少0.6%。隔代抚养时间对总劳动时间和非农劳动时间有负向影响，隔代抚养时间增加1%，总劳动时间和非农劳动时间都将减少约0.14小时。

表3 隔代抚养时间对农村中老年人各类劳动供给的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	总劳动参与	农业劳动参与	非农劳动参与	总劳动时间	农业劳动时间	非农劳动时间
隔代抚养时间	-0.005 ** (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.006 ** (0.002)	-14.134 *** (4.365)	-3.425 (3.264)	-14.236 *** (4.803)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2410	2410	2410	2303	2282	2355

注：括号中的数值为标准误；控制变量同表2，不再汇报和赘述；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著；(1)~(3)列和(4)~(6)列分别进行xtprobit模型和xttobit模型估计。

资料来源：根据2015年和2018年CHARLS数据计算得到。

为检验基准回归结果的稳健性，参照已有文献（吴培材，2018；邹红等，2019），对隔代抚养强度进行了三种方案的处理。无隔代抚养行为的隔代抚养强度设为0；非0的隔代抚养时间按照三等分分位数数值，由低到高分别记为隔代抚养强度1、隔代抚养强度2和隔代抚养强度3，分别设定虚拟变量进行回归。回归结果如表4A部分所示。总体而言，与未参与隔代抚养的农村中老年人相比，隔代抚养强度对农村中老年人劳动供给的影响基本为负，与基准回归表2和表3的结果相一致，表明隔代抚养具有减少农村中老年人劳动参与的作用。具体而言，与未参与隔代抚养的农村中老年人相比，隔代抚养强度3的中老年人的总劳动参与和农业劳动参与的概率将分别减少6.6%和6.9%，均在5%水平上显著，但对非农劳动参与概率的影响不显著。在总劳动时间估

计方程中，隔代抚养强度 3 的边际效应绝对值大于隔代抚养强度 2 的边际效应绝对值，说明隔代抚养强度越高（隔代抚养时间越长），对农村中老年人总劳动时间的缩减作用越强。与未参与隔代抚养的农村中老年人相比，隔代抚养强度 3 的老年人的总劳动时间和非农劳动时间分别减少 143.24 小时和 97.98 小时，分别在 1% 和 10% 水平上显著。与基准回归表 2 和表 3 不同的是，隔代抚养强度 3 对农业劳动时间的挤出也在 5% 水平上显著，隔代抚养强度 3 的农村中老年人的农业劳动时间较其他老年人平均减少 71.83 小时。

此外，根据隔代抚养时间的中位数设置门槛，结合无隔代抚养行为老年人组，分别设置隔代抚养强度 0、隔代抚养强度 1 和隔代抚养强度 2 虚拟变量进行回归，回归结果如表 4B 部分所示。最后，参照邹红等（2019），设定每周照料孙辈是否超过 10 小时、每周照料孙辈是否超过 20 小时两个隔代抚养强度虚拟变量进行模型回归，回归结果如表 4C 部分和表 4D 部分所示。比较三种方案下的模型回归结果，可知当改变隔代抚养强度的定义方式时，隔代抚养强度对各类劳动参与和劳动时间影响的大小和显著性程度都较稳健。

表 4 隔代抚养强度对农村中老年人劳动供给的影响

变量	(1) 总劳动参与	(2) 农业劳动参与	(3) 非农劳动参与	(4) 总劳动时间	(5) 农业劳动时间	(6) 非农劳动时间
A: 未参与隔代抚养为基准组(三等分法)						
隔代抚养强度 1	0.011 (0.027)	0.001 (0.028)	-0.002 (0.022)	-39.664 (42.186)	-17.295 (31.738)	-12.145 (46.068)
隔代抚养强度 2	-0.022 (0.027)	-0.001 (0.029)	-0.037 (0.023)	-68.180 (44.085)	-2.132 (32.970)	-84.806* (49.799)
隔代抚养强度 3	-0.066** (0.028)	-0.069** (0.030)	-0.031 (0.024)	-143.242*** (46.323)	-71.830** (34.975)	-97.984* (51.522)
B: 未参与隔代抚养为基准组(二等分法)						
隔代抚养强度 1	-0.008 (0.024)	-0.006 (0.025)	-0.012 (0.020)	-64.268* (37.689)	-22.453 (28.335)	-41.344 (42.199)
隔代抚养强度 2	-0.041* (0.025)	-0.037 (0.026)	-0.032 (0.021)	-94.029** (40.592)	-32.828 (30.633)	-80.392* (44.974)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总劳动参与	农业劳动参与	非农劳动参与	总劳动时间	农业劳动时间	非农劳动时间
时长虚拟变量法						
C: 每周照料时长超 10 小时 (=1)	-0.048** (0.020)	-0.025 (0.022)	-0.045*** (0.017)	-86.592*** (33.366)	-15.869 (24.858)	-104.789*** (36.911)
D: 每周照料时长超过 20 小时 (=1)	-0.049** (0.021)	-0.026 (0.022)	-0.041** (0.018)	-103.826*** (34.284)	-24.125 (25.542)	-106.492*** (37.550)

注：括号中的数值为标准误；A、B、C、D 的回归模型中控制变量同表 2，不再汇报和赘述；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；A、B、C、D 的回归模型中 (1)~(3) 列和 (4)~(6) 列分别进行 xtprobit 模型和 xttoibit 模型估计。

资料来源：根据 2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

(二) 内生性分析和分组回归

1. 内生性分析

综述已有文献可以发现，第一，隔代抚养有可能存在内生性问题。其一，祖辈是否提供隔代抚养与祖辈劳动供给可能存在反向因果关系。例如，封进和韩旭 (2017) 使用 CHARLS 数据发现，被城镇养老体系覆盖的中老年人退休后会显著增加提供隔代照料的概率。其二，模型可能存在遗漏变量问题。祖辈是否提供隔代抚养还受个人家庭观念、工作偏好、社会经济状况等一些无法观测特征的影响。已有关于隔代抚养对老年人劳动决策影响的文献中，考虑潜在内生性问题的文献较少 (Arpino & Bordone, 2017)。经验研究中关于隔代抚养是否存在内生性的结论也不一致。Wang & Marcotte (2007) 在研究隔代抚养对美国祖父母劳动市场参与的影响时发现，隔代抚养变量不存在内生性问题；Rupert & Zanella (2018) 则在研究成为外祖父母对老年人劳动供给的影响时考虑了内生性问题。第二，即便有部分文献考虑了隔代抚养的内生性问题，克服内生性的估计方法也并不完全合适。例如，邹红等 (2018) 在分析照料孙辈 (虚拟变量) 对中老年人提前退休决策的影响时，采用 2SLS 方法处理内生性，但这一方法并不适用于二元内生变量。鲍莹莹 (2019) 在分析隔代照料对祖辈代际赡养预期的影响时，通过 ivprobit 方法处理内生性问题，但这一模型也要求内生变量为连续变量。

考虑到隔代抚养的潜在内生性问题，参照已有文献，本文亦采用工具变量法进行分析。Arpino & Bordone (2017) 以老年人与子女的居住距离为工具变量，考察照

料孙子女对其劳动供给的影响。与子女的居住距离远近决定了老年人提供隔代抚养的可能性，与子女住得越近越有可能为子女照看孩子，满足工具变量与内生变量的相关性假定。而与子女的居住距离并不会直接地影响老年人的劳动供给，满足工具变量的外生性假定。这一点也可由表 2 得到论证，和不与子女或孙子女同住的老年人相比，三代同居的老年人并不会显著改变其劳动供给。沿用这一想法，并参考林莞娟等（2014）对与子女最近居住距离工具变量的处理，本文将其设置为分类变量，即与子女同住为 1，与子女同住在一个院子（公寓）或相邻院子（公寓）为 2，子女住在父母所在村庄或社区的其他房子里为 3，子女住在其他村庄或社区为 4，子女住在其他省市为 5。

通常对含有内生变量的 `xtprobit` 和 `xttobit` 模型估计的解决思路是寻找合适的工具变量，分别进行 `ivxtprobit` 和 `ivxttobit` 模型回归，但前提是内生变量须为连续变量，而本文潜在的内生变量隔代抚养参与和隔代抚养强度是二元虚拟变量。`Stata16` 提供了拓展回归模型（Extended Regression Model）框架，其中包括 `xteprobit` 和 `xteintreg` 模型，分别对应因变量是二值变量和区间变量的情形，可以同时处理解释变量的内生性、处理效应中政策变量的非随机分配和样本选择问题。其中 `xteprobit` 模型可以取代 `ivxtprobit` 模型，并且适用内生变量是连续变量、二值变量和有序变量的情形；`xteintreg` 模型可以取代 `ivxttobit` 模型，并可用于面板数据，亦适用于各种类型的内生变量。因此，本文采用 `xteprobit` 模型处理隔代抚养参与、强度和时间对农村中老年人各类劳动参与的影响的估计，采用 `xteintreg` 模型处理隔代抚养参与、强度和时间对农村中老年人各类劳动时间的影响的估计。

参照陈璐等（2016）的分析思路，本研究先汇总隔代抚养参与和隔代抚养时间对劳动供给影响分析模型的内生性问题存在性和工具变量有效性（详见表 5）。基于 `xteprobit` 和 `xteintreg` 命令汇报的 $\text{corr}(e. x_1, e. y)$ 表示内生变量回归方程和主回归方程的误差项相关性，如果显著相关，则说明原方程存在内生性问题，反之则不存在内生性问题。根据回归结果，与子女的最近居住距离这一工具变量对隔代抚养参与和隔代抚养时间内生变量均具有显著的相关性。此外，由表 5 可知，隔代抚养参与变量与农村中老年人的总劳动参与、非农劳动参与和农业劳动时间之间存在内生性问题；而隔代抚养时间则与非农劳动时间存在内生性问题。因此，为缓解隔代抚养变量的内生性问题而导致的估计偏误，此处采用工具变量进行处理，回归结果如表 6 所示。

表5 模型内生性问题存在性与工具变量有效性分析

核心解释变量	总劳动参与		农业劳动参与		非农劳动参与		总劳动时间		农业劳动时间		非农劳动时间	
	IV	corr (e. x ₁ , e. y)	IV	corr (e. x ₁ , e. y)	IV	corr (e. x ₁ , e. y)	IV	corr (e. x ₁ , e. y)	IV	corr (e. x ₁ , e. y)	IV	corr (e. x ₁ , e. y)
隔代抚养参与	√	√	√	×	√	√	√	×	√	√	√	×
隔代抚养时间	√	×	√	×	√	×	√	×	√	×	√	√

注：IV代表本文所采用的工具变量（与子女的最居住距离）同内生变量（隔代抚养参与和隔代抚养时间）的相关性，“√”表示工具变量与内生变量显著相关；corr (e. x₁, e. y) 表示内生变量方程和主回归方程残差的相关性，“√”表示残差相关性显著，模型存在内生性问题；“×”表示残差相关性不显著，模型不存在内生性问题。

资料来源：根据2015年和2018年CHARLS数据计算得到。

表6 考虑内生性的隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	总劳动参与 (xteprobit)	非农劳动参与 (xteprobit)	农业劳动时间 (xteintreg)	非农劳动时间 (xteintreg)
隔代抚养参与	-0.256 ** (0.102)	-0.208 * (0.117)	-673.122 ** (300.686)	
隔代抚养时间				363.840 (373.158)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
与子女的最近居住距离	-0.075 ** (0.029)	-0.075 ** (0.023)	-0.080 *** (0.028)	-0.171 *** (0.500)
误差相关性	0.662 ** (0.315)	0.675 * (0.365)	0.350 ** (0.180)	-0.569 *** (0.326)
样本量	2394	2394	2266	2339

注：表格中汇报的是回归系数，括号中的数值为标准误；控制变量同表2，不再汇报和赘述；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

资料来源：根据2015年和2018年CHARLS数据计算得到。

由表6误差相关性结果可知，隔代抚养内生变量回归方程和主回归方程的误差项相关性显著为正。因此，基准回归低估了隔代抚养对农村中老年人劳动供给的负面影响。考虑隔代抚养参与变量的内生性问题后，隔代抚养参与对农村中老年人总劳动参与、非农劳动参与和农业劳动时间的负向影响分别在5%、10%和5%的水平上显著。

结合表 2 和表 3 的结果可以发现，隔代抚养参与对农村中老年人的总劳动和非农劳动供给具有显著负向影响。相较于不参与隔代抚养的农村中老年人，参与隔代抚养的农村中老年人的总劳动参与和非农劳动参与的概率分别下降 25.6% 和 20.8%，农业劳动时间将下降 673.12 个小时。但考虑隔代抚养时间的内生性问题后，隔代抚养时间对非农劳动时间的影响没有通过显著性检验。

2. 隔代抚养强度稳健性回归

参照基准模型回归结果中隔代抚养强度的三种定义方式，结合工具变量适用的条件，现对每周照料孙辈是否超过 10 小时、每周照料孙辈是否超过 20 小时两个虚拟变量，分别进行工具变量法回归结果的稳健性检验。参考陈璐等（2016）的做法，如果模型中存在内生性问题，则展示 xteprobit 或 xteintreg 回归的结果，如果不存在内生性问题，则展示 xtprobit 或 xtobit 回归的结果，回归结果如表 7 所示。考虑隔代抚养强度的内生性问题后，不同定义下的隔代抚养强度均显著减少农村中老年人的总劳动和非农劳动供给，但对农业劳动供给的影响不显著。结合前文回归结果，表明隔代抚养主要减少非农劳动供给，进而削弱总劳动供给行为。

表 7 考虑内生性的隔代抚养强度对农村中老年人劳动供给的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总劳动参与	农业劳动参与	非农劳动参与	总劳动时间	农业劳动时间	非农劳动时间
A: 每周隔代抚养时间超过 10 小时 (=1)	-0.048 ** (0.020)	-0.025 (0.022)	-0.045 *** (0.017)	-847.634 *** (345.763)	-629.482 ** (289.624)	-104.789 *** (36.911)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2410	2410	2410	2287	2266	2355
B: 每周隔代抚养时间超过 20 小时 (=1)	-0.049 ** (0.021)	-0.026 (0.022)	-0.041 ** (0.018)	-721.207 ** (335.657)	-518.282 (326.361)	-106.492 *** (37.550)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2410	2410	2410	2287	2266	2355

注：表格中汇报的是回归系数，括号中的数值为标准误；控制变量同表 2，不再汇报和赘述；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；A 和 B 下，模型 (1) 至模型 (6) 都分别进行 xtprobit、xtprobit、xtprobit、xteintreg、xteintreg 和 xtobit 回归。

资料来源：根据 2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

3. 异质性分析：分性别回归

考虑到社会工作存在性别偏好，为进一步考察隔代抚养对农村中老年人劳动供给影响的异质性，我们根据性别对样本数据进行分组回归^①。由表 8 可知，除农业劳动参与外，隔代抚养参与对农村女性老年人的各类劳动供给变量均具有显著的负向影响。但是，隔代抚养参与对农村男性老年人的各类劳动供给变量均无显著影响。由表 9 可知，隔代抚养时间显著减少女性老年人总劳动供给和非农劳动供给。对于男性组，隔代抚养时间对他们的劳动参与没有显著影响，但在 5% 的水平上显著减少非农劳动时间和总劳动时间。综上，隔代抚养更加明显地挤压农村女性老年人的劳动供给，而对农村男性老年人的影响较小，且主要集中在非农劳动时间上。

表 8 性别异质性：隔代抚养参与对农村中老年人劳动供给的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总劳动参与	农业劳动参与	非农劳动参与	总劳动时间	农业劳动时间	非农劳动时间
A: 女性组						
隔代抚养参与	-0.290*** (0.089)	-0.029 (0.030)	-0.184* (0.122)	-1184.537*** (455.810)	-1073.774*** (365.190)	-2833.273** (1206.579)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1235	1235	1235	1178	1211	1211
B: 男性组						
隔代抚养参与	-0.012 (0.027)	-0.012 (0.030)	-0.017 (0.027)	-54.087 (50.478)	-23.139 (36.739)	-22.894 (50.746)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1159	1159	1159	1109	1093	1128

注：表格中汇报的是回归系数，括号中的数值为标准误；控制变量同表 2，不再汇报和赘述；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；女性组模型 (1) 至模型 (6) 分别进行 xteprobit、xtprobit、xteprobit、xteintreg、xteintreg 和 xteintreg 回归；男性组模型 (1) 至模型 (6) 分别进行 xtprobit、xtprobit、xtprobit、xttobit、xttobit 和 xttobit 回归。

资料来源：根据 2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

^① 限于篇幅，原模型中内生性是否存在的检验结果及工具变量相关性结果不予汇报。参考陈璐等 (2016) 的做法，如果模型中存在内生性问题，则展示 xteprobit 或 xteintreg 回归的结果，如果不存在内生性问题，则展示 xtprobit 或 xttobit 回归的结果。

表 9 性别异质性：隔代抚养时间对农村中老年人劳动供给的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总劳动参与	农业劳动参与	非农劳动参与	总劳动时间	农业劳动时间	非农劳动时间
A: 女性组						
隔代抚养时间	-0.007* (0.004)	-0.005 (0.004)	-0.005* (0.003)	-11.399** (5.527)	-4.544 (4.265)	-16.081** (7.133)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1235	1235	1235	1178	1211	1211
B: 男性组						
隔代抚养时间	-0.005 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.006 (0.004)	-17.356** (6.938)	-3.015 (5.073)	-13.389** (6.801)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1159	1159	1159	1109	1093	1128

注：表格中汇报的是回归系数，括号中的数值为标准误；控制变量同表 2，不再汇报和赘述；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；女性组模型（1）至模型（6）分别进行 xtprobit、xtprobit、xtprobit、xttobit、xttobit 和 xtobit 回归；男性组模型（1）至模型（6）分别进行 xtprobit、xtprobit、xtprobit、xttobit、xttobit 和 xtobit 回归。

资料来源：根据 2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

4. 异质性分析：分年龄回归

由《中国家庭发展报告 2016》可知，隔代抚养家庭的祖辈以低龄老年人为主，年龄集中在 50~70 岁。因而本研究按年龄对样本数据进行分组，分成 50~60 岁和 61~70 岁组进行年龄异质性检验，回归结果如表 10 和表 11 所示^①。由表 10 可知，隔代抚养参与主要影响 50~60 岁组老年人的非农劳动参与和非农劳动时间，回归系数均在 5% 的水平上显著；对 61~70 岁老年人，隔代抚养参与则在 5% 水平上显著降低老年人的农业劳动和总劳动的参与可能，并显著缩减农业劳动时间和总劳动时间。表 11 的回归结果同样表明，隔代抚养时间主要对 50~60 岁老年人的非农劳动参与和总劳动时间有负向影响，分别在 5% 和 10% 水平上显著；对于 61~70 岁老年人，隔代抚养时间对劳动供给的影响与表 10 一致。隔代抚养对 61~70 岁老年人劳动供给的挤出效应更显著，可能的原因是 61~70 岁老年人的健康水平和体力低于 50~60 岁组，无法兼顾隔代抚养和劳动（李连友等，2021）。

^① 限于篇幅，原模型中内生性是否存在的检验结果及工具变量相关性结果不予汇报。参考陈璐等（2016）的做法，如果模型中存在内生性问题，则展示 xtprobit 或 xteintreg 回归的结果，如果不存在内生性问题，则展示 xtprobit 或 xttobit 回归的结果。

表 10 年龄异质性：隔代抚养参与对农村中老年人劳动供给的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总劳动参与	农业劳动参与	非农劳动参与	总劳动时间	农业劳动时间	非农劳动时间
A: 50~60 岁组						
隔代抚养参与	-0.010 (0.033)	-0.009 (0.039)	-0.084 ** (0.037)	-60.211 (69.534)	29.158 (48.254)	-162.492 ** (67.353)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	718	718	718	672	670	692
B: 61~70 岁组						
隔代抚养参与	-0.058 * (0.030)	-0.076 ** (0.031)	0.006 (0.026)	-99.784 ** (48.886)	-119.467 *** (37.605)	-0.791 (54.547)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	973	973	973	931	919	952

注：表格中汇报的是回归系数，括号中的数值为标准误；控制变量同表 2，不再汇报和赘述；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；50~60 岁组模型 (1) 至模型 (6) 分别进行 xtprobit、xtprobit、xtprobit、xttobit、xttobit 和 xttobit 回归；61~70 岁组模型 (1) 至模型 (6) 分别进行 xtprobit、xtprobit、xtprobit、xttobit、xttobit 和 xttobit 回归。

资料来源：根据 2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

表 11 年龄异质性：隔代抚养时间对农村中老年人劳动供给的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总劳动参与	农业劳动参与	非农劳动参与	总劳动时间	农业劳动时间	非农劳动时间
A: 50~60 岁组						
隔代抚养时间 (对数)	-0.004 (0.004)	-0.005 (0.005)	-0.012 ** (0.005)	-14.869 * (9.111)	-0.664 (6.379)	395.680 (353.721)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	710	710	710	664	662	675
B: 61~70 岁组						
隔代抚养时间 (对数)	-0.009 ** (0.004)	-0.008 * (0.004)	-0.003 (0.003)	-17.867 *** (6.528)	-13.433 *** (5.024)	-11.021 (7.373)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	973	973	973	931	919	952

注：表格中汇报的是回归系数，括号中的数值为标准误；控制变量同表 2，不再汇报和赘述；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；50~60 岁组模型 (1) 至模型 (6) 分别进行 xtprobit、xtprobit、xtprobit、xttobit、xttobit 和 xteintreg 回归；61~70 岁组模型 (1) 至模型 (6) 分别进行 xtprobit、xtprobit、xtprobit、xttobit、xttobit 和 xttobit 回归。

资料来源：根据 2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

六 作用机制检验

(一) 作用机制检验中变量的设定

根据机理分析部分的讨论, 本文将通过老年人健康生活习惯和家庭收支状况两条路径阐述隔代抚养影响农村中老年人劳动供给决策的作用机制。基于可得的数据, 健康生活习惯通过睡眠、吸烟、饮酒和社交活动四类变量来反映。其一是睡眠时间(小时/天)。其二是吸烟数量(支/天)。CHARLS 问卷询问了受访者在调查当期是否吸烟以及每天抽烟支数。其三是酒精摄入量(ml/年)。王维维和吴晓露(2017)将烈性酒、葡萄酒和啤酒的饮酒量依次按照烈性酒类酒精度 50 度、葡萄酒类酒精度 15 度和啤酒酒精度 3.5 度换算成酒精含量, 加总后得到总酒精摄入量。本文沿用这一换算方法, 计算受访者当年酒精摄入总量。其四是社交活动参与度。CHARLS 问卷中调查的社交活动共有 11 类, 对受访者所参加的每一类社交活动进一步询问了过去一个月的参加频率(分别为“差不多每天”、“差不多每周”和“不经常”)。参照张冲和张丹(2016)的研究, 对以上三种频率的回答分别赋分 3 分、2 分和 1 分, 没有参与的赋分 0 分, 加总得出老年人社交活动参与度。

家庭收支状况将从子女经济转移、教育培训支出和食品支出三方面来反映^①。其一是子女经济转移(元/年)。老年人在照料孙子女的过程中可能会获得来自子女的经济转移, 这可在一定程度上改善其经济状况, 进而通过收入效应缓解对其劳动供给的影响。CHARLS 问卷调查了老年人从每一个子女处收到的经济支持, 包括钱和实物。我们以从子女处获得的现金和实物货币价值之和代表子女经济转移。其二是教育培训支出(元/年)。孙子女在接受教育期间所产生的学费、培训费等支出, 可能增加老年人的经济压力, 从而通过收入效应使其更多地参与劳动和延长劳动时间。其三是食品支出(元/周)。CHARLS 问卷中询问了“最近一周, 您家花了多少钱购买食品, 不包括外出就餐、购买香烟、酒水等? ”。本文以对这一问题的答案代表家庭食品支出的金额。处于成长期的儿童对食品的需求一般相对较高, 特别会增加家庭对零食的消费。与教育培训支出的作用效应一致, 食品开支的增加可能促使老年人更多地参与劳动和延长劳动时间。

^① 需要指出的是, 由于 CHARLS 问卷只询问了家庭过去一周的食品支出和过去一年的教育支出情况, 并未区分支出由哪个家庭成员发生, 因此本文所指的教育费用和食品支出为家庭教育费用和食品支出总和。

(二) 作用机制检验结果与分析

表 12 汇总了隔代抚养对上述潜在作用机制变量的影响回归结果。综合而言，隔代抚养参与和隔代抚养时间显著地正向影响农村中老年人的社交活动、来自子女的经济转移、教育培训支出和食品支出。这说明照料孙子女明显增加了老年人的社交意愿，帮助子女照看孩子也会显著增加子女对老年人的经济支持。同时，照料孙子女也显著增加了农村中老年人的家庭教育支出和食品支出。此外，隔代抚养参与会使老年人家庭的食品支出增加约 32.3%；隔代抚养时间延长也会使食品支出显著增加。以上结果表明，隔代抚养虽有助于提高家庭子女对农村中老年人的代际转移，但增加的收入则偏向用于孙子女照料。

表 12 隔代抚养对潜在机制变量的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	睡眠时间	吸烟支数	酒精摄入量	社交活动	子女经济转移	教育培训支出	食品支出(对数)
隔代抚养参与	0.074 (0.140)	-0.509 (0.329)	-179.367 (581.106)	0.128 * (0.067)	542.045 *** (181.240)	752.343 *** (129.841)	0.323 *** (0.125)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
拟合优度	0.033	-	-	-	-	-	0.029
样本量	2382	2410	2407	2410	2364	2311	2222
隔代抚养时间(对数)	0.010 (0.019)	-0.036 (0.045)	-78.551 (78.581)	0.022 ** (0.009)	91.655 *** (24.257)	95.035 *** (16.585)	0.042 ** (0.017)
控制变量和常数项	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
拟合优度	0.033	-	-	-	-	-	0.029
样本量	2382	2410	2407	210	2364	2311	2222

注：括号中的数值为标准误；控制变量同表 2；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著；模型 (1) 和模型 (7) 进行双向固定效应回归，模型 (2) 至模型 (6) 进行 xtobit 回归。

资料来源：根据 2015 年和 2018 年 CHARLS 数据计算得到。

七 结论与政策启示

在中国老龄化趋势加深、劳动力不足的背景下，结合 2015 年和 2018 年 CHARLS 农户微观调查面板数据，本文从广度和深度两个视角，使用 xtprobit 和 xtobit 模型，并利用工具变量法和 xteprobit 和 xteintreg 模型缓解可能存在的内生性问题，实证分析隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响及作用机制。研究发现：第一，隔代抚养参与和时间对农村中老年人的总劳动参与和非农劳动参与有显著负向影响，参与隔代抚养将

使农村中老年人的总劳动参与和非农劳动参与概率分别下降 25.6% 和 20.8%。参与隔代抚养会显著减少总劳动时间和农业劳动时间，但对非农劳动时间没有显著影响。这表明隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响效应中，时间替代效应和缓解效应要大于收入效应。第二，隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响效应存在性别异质性和年龄异质性，隔代抚养参与和隔代抚养时间尤其显著地影响农村女性老年人和 61~70 岁老年人的劳动供给。第三，作用机制检验发现，隔代抚养对农村中老年人劳动供给的影响可以通过老年人社会活动参与、孩子的教育培训支出、食品支出和子女经济支持来实现。

本文研究结论可为政府部门制定旨在提升农村中老年人福利的公共政策提供建议。第一，从幼儿照料资源供给角度，需进一步在农村社区增加幼儿照料及教育资源，减轻老年人隔代抚养的压力。第二，政府部门需强化子女赡养父母的意识，促使其为提供隔代抚养的父母提供足够的经济支持。第三，在老龄化愈来愈严重的背景下，政府需制定和推进积极老龄化的相关政策^①；同时，积极老龄化的政策设计需考虑隔代抚养的客观现实。通过设计有效的政策和项目支持老年照顾者，完善并提高农村社会养老保障水平，让老年人在有空间并且适度发挥“余热”的同时，可以依照自己的需要、意愿和能力安排晚年生活。

本文也存在一些研究局限：第一，CHARLS 数据只统计了老年人过去一年是否照料某个子女的孩子，但并未具体询问所照顾孙子女的个数，因而无法得出老年人所照料孙子女的总量规模。第二，孙子女的性别差异和年龄差异也可能会影响老年人的隔代抚养投入，但 CHARLS 数据并未统计所照料孙辈的性别和年龄信息，不能从孙子女性别差异和年龄差异角度分析隔代抚养对农村中老年人劳动供给影响的差异。第三，文中隔代抚养考察的是过去一年农村中老年人的隔代抚养经历，难以捕捉长期照料孙子女对老年人劳动供给的影响。第四，本文提出了隔代抚养对农村中老年人劳动供给影响的时间替代效应、收入效应和缓解效应三方面，但囿于数据原因，并不能从每个效应的角度进行研究和评估，仅能获得综合效应的方向和水平。这些都有待在未来研究中进一步完善。

参考文献：

白南生、李靖、陈晨（2007），《子女外出务工、转移收入与农村老人农业劳动供

^① 世界卫生组织于 20 世纪 90 年代末提出积极老龄化的概念，在 2002 年形成的健康、参与、安全三位一体的积极老龄化政策框架中，“积极”被界定为老年人在社会、经济、文化、精神和公共事务上的持续参与，而不仅仅是身体健康或仅限于劳动参与（World Health Organization, 2002）。

- 给——基于安徽省劳动力输出集中地三个村的研究》，《中国农村经济》第10期，第46-52页。
- 鲍莹莹（2019），《隔代照料对祖辈代际赡养预期的影响——基于CHARLS（2015）数据的实证分析》，《中国农村观察》第4期，第82-93页。
- 陈璐、范红丽、赵娜、褚兰兰（2016），《家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究》，《经济研究》第3期，第176-189页。
- 程杰、朱钰凤（2021），《劳动供给弹性估计：理解新时期中国劳动力市场转变》，《世界经济》第8期，第28-54页。
- 褚成静、张岚、杨彦春（2010），《成年男性吸烟行为社会心理因素分析》，《中国公共卫生》第7期，第850-853页。
- 封进、韩旭（2017），《退休年龄制度对家庭照料和劳动参与的影响》，《世界经济》第6期，第145-166页。
- 国家卫生计生委家庭司（2016），《中国家庭发展报告2016》，北京：中国人口出版社。
- 郭凯明、余靖雯、龚六堂（2021），《退休年龄、隔代抚养与经济增长》，《经济学（季刊）》第2期，第493-510页。
- 何圆、王伊攀（2015），《隔代抚育与子女养老会提前父母的退休年龄吗？——基于CHARLS数据的实证研究》，《人口研究》第2期，第78-90页。
- 黄宏伟、展进涛、陈超（2014），《“新农保”养老金收入对农村老年人劳动供给的影响》，《中国人口科学》第2期，第106-115页。
- 靳小怡、刘妍璐（2017），《照料孙子女对老年人生活满意度的影响——基于流动老人和非流动老人的研究》，《东南大学学报（哲学社会科学版）》第2期，第119-129页。
- 李连友、李磊、万叶（2021），《积极老龄化视角下老年人隔代抚养与社会参与的角色冲突及调适——基于社会角色理论的分析》，《行政管理改革》第5期，第71-78页。
- 李琴、宋月萍（2009），《劳动力流动对农村老年人农业劳动时间的影响以及地区差异》，《中国农村经济》第5期，第52-60页。
- 林莞娟、王辉、邹振鹏（2014），《中国老年护理的选择：非正式护理抑或正式护理——基于CLHLS和CHARLS数据的实证分析》，《上海财经大学学报》第3期，第54-62页。
- 卢洪友、余锦亮、杜亦谥（2017），《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》，《财经研究》第12期，第4-16页。

- 牟俊霖、宋湛 (2012), 《我国中老年人劳动供给特征研究》, 《人口与经济》第 4 期, 第 55 - 63 页。
- 宋璐、李树茁 (2010), 《照料留守孙子女对农村老年人养老支持的影响研究》, 《人口学刊》第 2 期, 第 35 - 42 页。
- 孙鹃娟、张航空 (2013), 《中国老年人照顾孙子女的状况及影响因素分析》, 《人口与经济》第 4 期, 第 70 - 77 页。
- 谭银清、陈益芳 (2016), 《新农保减少了来自子女的代际支付吗? ——基于 CHARLS 数据的实证分析》, 《北京社会科学》第 7 期, 第 86 - 92 页。
- 陶涛、刘雯莉、孙铭涛 (2018), 《代际交换、责任内化还是利他主义——隔代照料对老年人养老意愿的影响》, 《人口研究》第 5 期, 第 56 - 67 页。
- 王聪、杜奕璇 (2019), 《人口年龄结构与我国家庭消费行为——基于 CFPS2016 微观数据的实证分析》, 《产经评论》第 4 期, 第 136 - 152 页。
- 王芳、黄莉芳 (2019), 《家庭特征对居民消费支出的影响分析——基于中国家庭追踪调查数据》, 《数理统计与管理》第 3 期, 第 381 - 393 页。
- 王建英、陈志钢、黄祖辉、Thomas Reardon (2015), 《转型时期土地生产率与农户经营规模关系再考察》, 《管理世界》第 9 期, 第 65 - 81 页。
- 王丽莉、乔雪 (2018), 《放松计划生育、延迟退休与中国劳动力供给》, 《世界经济》第 10 期, 第 150 - 169 页。
- 王维维、吴晓露 (2017), 《“醉驾入刑”对居民饮酒行为的影响——基于 CFPS 的实证研究》, 《浙江学刊》第 5 期, 第 134 - 144 页。
- 王亚迪 (2018), 《隔代照料孙子女对中老年人心理健康的影响研究》, 《科学决策》第 9 期, 第 47 - 68 页。
- 吴培材 (2018), 《照料孙子女对城乡中老年人身心健康的影响——基于 CHARLS 数据的实证研究》, 《中国农村观察》第 4 期, 第 117 - 131 页。
- 肖海翔、李盼盼 (2019), 《照料孙辈对我国农村中老年人心理健康的影响》, 《中国卫生政策研究》第 2 期, 第 41 - 50 页。
- 杨志海、麦尔旦·吐尔孙、王雅鹏 (2015), 《健康冲击对农村中老年人农业劳动供给的影响——基于 CHARLS 数据的实证分析》, 《中国农村观察》第 3 期, 第 24 - 37 页。
- 叶敬忠、王维 (2018), 《改革开放四十年来的劳动力乡城流动与农村留守人口》, 《农业经济问题》第 7 期, 第 14 - 22 页。

- 张冲、张丹 (2016), 《城市老年人社会活动参与对其健康的影响——基于 CHARLS 2011 年数据》, 《人口与经济》第 5 期, 第 55 - 63 页。
- 张欢、江金启、张广胜 (2018), 《农村老年人农业劳动供给潜力测算——基于健康与劳动参与关系的 Cutler 方法》, 《农业技术经济》第 3 期, 第 28 - 40 页。
- 赵晶晶、李放 (2017), 《养老金收入对农村老年人劳动供给的影响——基于 CHARLS 数据的实证分析》, 《农业经济问题》第 3 期, 第 63 - 71 页。
- 郑妍妍、李磊、刘斌 (2013), 《“少子化”“老龄化”对我国城镇家庭消费与产出的影响》, 《人口与经济》第 6 期, 第 19 - 29 页。
- 周春芳 (2012), 《发达地区农村老年人农业劳动供给影响因素研究》, 《人口与经济》第 5 期, 第 95 - 101 页。
- 周云波、曹荣荣 (2017), 《新农保对农村中老年人劳动供给行为的影响——基于 PSM-DID 方法的研究》, 《人口与经济》第 5 期, 第 95 - 107 页。
- 诸艳霞、朱红兵 (2018), 《延迟退休年龄下隔代抚育与劳动参与的抉择——基于工资收入随机性假定的研究》, 《经济理论与经济管理》第 6 期, 第 15 - 27 页。
- 邹红、彭争呈、栾炳江 (2018), 《隔代照料与女性劳动供给——兼析照料视角下全面二胎与延迟退休悖论》, 《经济学动态》第 7 期, 第 37 - 52 页。
- 邹红、文莎、彭争呈 (2019), 《隔代照料与中老年人提前退休》, 《人口学刊》第 4 期, 第 57 - 71 页。
- Arpino, Bruno & Valeria Bordone (2017). Regular Provision of Grandchild Care and Participation in Social Activities. *Review of Economics of the Household*, 15 (1), 135 - 174.
- Barrett, Christopher, Thomas Reardon & Patrick Webb (2001). Nonfarm Income Diversification and Household Livelihood Strategies in Rural Africa: Concepts, Dynamics, and Policy Implications. *Food policy*, 26 (4), 315 - 331.
- Cai, Fang & Meiyang Wang (2008). A Counterfactual Analysis on Unlimited Surplus Labor in Rural China. *China & World Economy*, 16 (1), 51 - 65.
- Cardia, Emanuela & Serena Ng (2003). Intergenerational Time Transfers and Childcare. *Review of Economic Dynamics*, 6 (2), 431 - 454.
- de Brauw, Alan, Jikun Huang, Linxiu Zhang & Scott Rozelle (2013). The Feminisation of Agriculture with Chinese Characteristics. *The Journal of Development Studies*, 49 (5), 689 - 704.
- Harris, Anthony (2010). Diabetes, Cardiovascular Disease and Labour Force Participation in

- Australia: An Endogenous Multivariate Probit Analysis of Clinical Prevalence Data. *Economic Record*, 85 (271), 472 – 484.
- Ho, Christine (2015). Grandchildren Care, Intergenerational Transfers, and Grandparents' Labor Supply. *Review of Economics of the Household*, 13 (2), 359 – 384.
- Lai, Fang, Chengfang Liu, Renfu Luo, Linxiu Zhang, Xiaochen Ma, Yujie Bai, Brian Sharbono & Scott Rozelle (2014). The Education of China's Migrant Children: The Missing Link in China's Education System. *International Journal of Educational Development*, 37 (7), 68 – 77.
- Posadas, Josefina & Marian Vidal-Fernandez (2013). Grandparents' Childcare and Female Labor Force Participation. *IZA Discussion Paper*, No. 6398.
- Rupert, Peter & Giulio Zanella (2018). Grandchildren and Their Grandparents' Labor Supply. *Journal of Public Economics*, 159, 89 – 103.
- von der Lippe, Elena & Petra Rattay (2014). Health-Risk Behaviour of Women and Men-Differences According to Partnership Parenthood. Results of the German Health Update (GEDA) Survey 2009 – 2010. In Gabriele Doblhammer & Jordi Gumà (eds.), *A Demographic Perspective on Gender, Family and Health in Europe*. Cham: Springer, pp. 233 – 261.
- Wang, Ying & Dave Marcotte (2007). Golden Years? The Labor Market Effects of Caring for Grandchildren. *Journal of Marriage and Family*, 69 (5), 1283 – 1296.
- World Health Organization (2002). *Active Aging: A Policy Framework*. http://apps.who.int/iris/bitstream/10665/67215/1/WHO_NMH_NPH_02.8.pdf.
- Yamamura, Eiji & Yoshiro Tsutsui (2019). Effects of Pregnancy and Birth on Smoking and Drinking Behaviors: A Comparative Study Between Men and Women. *The Japanese Economic Review*, 70 (2), 210 – 234.
- Zanella, Giulio (2017). How Does Grandparent Childcare Affect Labor Supply? *IZA World of Labor*, No. 337.
- Zhang, Xiaobo, Jin Yang & Shenglin Wang (2011). China Has Reached the Lewis Turning Point. *China Economic Review*, 22 (4), 542 – 554.
- Zhang, Xiaobo & Ravi Kanbur (2005). Spatial Inequality in Education and Health Care in China. *China Economic Review*, 16 (2), 189 – 204.

The Impacts of Caring for Grandchildren on Grandparents’ Labor Supply among Rural Elders: An Empirical Study Based on CHARLS Panel Data

Wang Jianying^{1,2}, He Bing¹, Shen Luyue¹ & Chen Zhigang^{3,4}

(School of Economics, Zhejiang University of Finance & Economics¹;

Zhejiang Institute of “Eight-Eight” Strategies²;

China Academy for Rural Development, Zhejiang University³;

International Food Policy Research Institute⁴)

Abstract: With the relaxing of birth restrictions, the pressure of inter-generational care for left-behind children by rural grandparents is getting intense. It is unclear how the pressure for care affects time allocation and labor supply of the aging workforce in rural China. Employing rural household micro data of CHARLS 2015 and 2018, this paper analyzes the impacts of caring for grandchildren on grandparents’ labor participation and work hours. To deal with the potential endogenous issue, we include an instrumental variable and use xteprobit and xteintreg models. The results show that caring for grandchildren significantly decreases the total and non-agricultural labor participation probability of the rural elderly by 25.6 percent and 20.8 percent, respectively. Participating in intergenerational care also significantly reduces total and agricultural work hours, while it has no significant impact on non-agricultural work hours. Heterogeneity analysis finds that caring for grandchildren has significantly stronger negative effect on labor supply for grandmothers than for grandfathers, and the effect is particularly strong among grandparents aged 61 – 70. Mechanism analysis suggests that social activity participation of the elderly, expenditure on grandchildren’s education and training, financial support from adult children, and expenditure on food are the channels through which caring for grandchildren affects grandparents’ labor supply. Policy implications include increasing availability of child-care resources, encouraging financial support from adult children, and promoting programs on active aging.

Keywords: the rural elders, labor participation, working time, caring for grandchildren

JEL Classification: D13, J13, J14, J22, Q12

(责任编辑：合 羽)