

隔代照料对祖父母劳动供给的影响

——来自中国城市劳动力调查的证据

韩笑 吕有吉*

内容提要 随着中国人口老龄化进程加速和育儿成本攀升，隔代照料对祖父母劳动供给的影响日益凸显。基于2016年与2023年中国城市劳动力调查数据，本文使用祖父母第一个孩子的性别作为隔代照料的工具变量，采用两阶段最小二乘法对上述影响进行因果识别。结果表明，提供隔代照料使祖父母的劳动参与概率降低18.9个百分点，每周劳动时长缩减19.5%。异质性分析发现，上述影响因祖父母的个体特征和所在地域而异。机制分析表明，老年收入效应和成年收入效应是隔代照料减少祖父母劳动供给的重要机制，且后者占主导地位。本文的研究结论对于理解家庭结构与代际分工的变化及其对劳动力市场的影响具有重要的现实意义。

关键词 隔代照料 劳动参与 劳动时长

一 引言

伴随人口年龄结构的变化与家庭角色分工的重构，祖辈参与育儿照料已逐渐成为维系家庭功能的关键支撑力量。已有研究表明，这一现象在世界范围内普遍存在：在美国，隔代照料的概率呈现持续增长态势（Lumsdaine & Vermeer, 2015）；在欧盟国家中，超过50%的祖辈承担着日常育儿职责（Hank & Buber, 2009）。中国同样呈现祖辈育儿参与率显著提升的趋势（Chen et al., 2011；Ko & Hank, 2014）。这种代际支持机

* 韩笑，中国社会科学院人口与劳动经济研究所，电子邮箱：hanxiao@cass.org.cn；吕有吉，南开大学金融学院，电子邮箱：lyjecon@nankai.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金面上项目（71973151）、国家自然科学基金青年项目（72204126）、中国社会科学院“青启计划”（2024QQJH133）、中国社会科学院重大经济社会调查项目（GQDC2023022）的资助。

制的形成,与当代青年群体面临的职业-育儿双重困境密切相关。在劳动力市场弹性增加与制度性育儿保障缺位的叠加效应下,新生代父母普遍遭遇职业发展周期与育儿责任的时间配置矛盾。研究指出,超时工作压力与不健全的职场保障体系制约了亲代履行育儿职责的可行性(Hepburn, 2018)。基于这一社会背景,代际育儿支持作为家庭应对育儿压力的适应性策略,其运作机制成为学术研究的重要课题。

关于隔代照料对家庭成员劳动力市场参与的影响,已有研究搭建了受助代际和施助代际两大分析框架。针对受助代际的实证数据显示,隔代照料显著增强了年轻母亲的就业持续性(Bratti et al., 2018)。当涉及特定人口特征与家庭结构情境时,这种正向关联呈现强化趋势:在低教育水平(Arpino et al., 2014)、子女年幼(Arpino et al., 2014)、所处区域托育公共服务覆盖不足(Aparicio Fenoll, 2020)的年轻母亲群体中,上述提升效应更为显著。近年来,学者的研究视角逐渐从受助代际转向施助代际,发现隔代照料对祖父母与外祖父母的劳动决策同样产生影响^①。研究表明,孙子女的诞生显著抑制了祖辈群体的劳动力供给,这一发现在中国(邓悦等, 2021; 李彦楚、高晶晶, 2024; 邹红等, 2018)及欧美国家(Backhaus & Barslund, 2021; Frimmel et al., 2022; Ho, 2015; Lakomý & Kreidl, 2015; Lin & Wang, 2019; Lumsdaine & Vermeer, 2015; Rupert & Zanella, 2018)均获得数据支持。

在研究隔代照料与祖父母劳动参与的关系时,已有研究往往面临两方面的内生性问题。一方面,一些不可观测变量(如个体闲暇偏好)可能同时影响祖父母提供隔代照料和劳动供给的决策,形成“遗漏变量”偏误;另一方面,已经退休的祖父母也更有时间和精力照料孙子女,产生“反向因果”问题。已有文献尝试采用工具变量法解决内生性问题,主要从微观与宏观两个维度选取工具变量。在微观层面,儿子数量(龙莹、袁嫚, 2019; 王畅, 2021)、有孩子的独居子女数量(陈芮、邓大松, 2022)、第一个孙子女的诞生时点(Frimmel et al., 2022)、16岁以下的孙子女和重孙子女数量(李彦楚、高晶晶, 2024)、老年人是否与子女同住(龙莹、袁嫚, 2019)、代际空间距离(王建英等, 2021; Ma, 2019)常作为代际支持的工具变量。在宏观层面,社区育儿资源(彭争呈等, 2019)和区域代际抚养比例(孙玉环等, 2022)亦被用作隔代照料的工具变量。然而,这些变量面临多重质疑:微观层面的变量存在自选择问题,部

① 为方便书写,除了将祖父母与外祖父母进行明确的对比外,以下“祖父母”均指“祖父母与外祖父母”,“祖父”均指“祖父与外祖父”,“祖母”均指“祖母与外祖母”,“孙子女”均指“孙子女与外孙子女”。

分指标易受主观因素操控；宏观层面的工具变量面临弱工具变量问题。这些方法的局限性使得多数实证结果仅能揭示变量间的统计相关性，未能有效论证因果机制。

中国劳动力资源配置模式正经历双重变革。过去四十年经济快速增长的关键动力源自显著的劳动力资源优势，该现象被学界定义为“人口红利”（蔡昉，2010；Bloom et al., 2003）。面对人口老龄化加速带来的数量型人口红利的消退，当前政策框架着力开发老年人力资源潜能，通过渐进式延迟法定退休年龄等改革措施提升低龄老年群体的经济活动参与度。同时，城镇化进程引发的家庭代际关系重构催生了独特的育儿支持体系。数据显示，54%的祖辈深度参与孙辈抚养（Connelly et al., 2018），形成代际育儿协作的“中国模式”（Chen et al., 2011）。在这样的背景下，祖父母需要在劳动力市场和家庭责任之间做出权衡。相关实证研究发现，代际支持行为对家庭生育决策、老年人口劳动参与率及人力资源代际传递效率具有显著影响，对其作用机制的深入解析将为构建生育友好型社会政策体系、优化全生命周期劳动力配置、推进人口高质量发展提供重要理论支撑。

本文使用中国城市劳动力调查（China Urban Labor Survey, CULS）2016年和2023年两期数据，参考Backhaus & Barslund（2021）和Rupert & Zanella（2018）的研究方法选取“第一个孩子是否为男孩”作为工具变量，采用两阶段最小二乘法（2SLS）分析了提供隔代照料对城市中祖父母劳动供给的影响。本文的主要回归结果表明，提供隔代照料导致祖父母劳动参与率下降18.9个百分点，每周劳动时长下降19.5%。本文还根据祖父母的个体特征和地域特征，对隔代照料影响劳动供给的影响进行了异质性分析。结果表明，相较于男性、高龄、异地流动、养老保险待遇较低的祖父母，女性、低龄、本地、养老保险待遇较高的祖父母的劳动供给受隔代照料的负面影响更大；该负面效应在宗族文化浓厚地区和正式托育服务可及性差的地区尤为明显。本文还发现，隔代照料对劳动供给的负面影响通过两条机制发挥作用——老年收入效应和成年收入效应，且后者占主导地位。

相比已有文献，本文有四个方面的贡献。第一，本文基于城市劳动力调查数据验证了隔代照料影响祖父母劳动供给的因果关系。与农村老年人相比，城市老年人的社会背景、资源禀赋和家庭结构存在差异，劳动供给的影响因素也呈现出一定的独特性。一是城市老年人退休前多从事工作时间更为固定的非农职业，这类岗位对高龄劳动者的包容性较低，老年人退出劳动力市场后再就业难度较大；而农村老年人主要依赖农业劳动或零工维持生计，劳动形式灵活，有条件通过时间再分配（而非完全退出劳动力市场）调整劳动供给。二是城市老年人的养老和医疗保障水平相对较高，经济压力较小，提供隔代照料更多出于家庭情感因素的自愿选择；而农村

老年人养老金待遇相对较低，劳动收入仍是重要经济来源，在照料孙辈与维持生计之间面临更严峻的权衡。三是城市老年人中有许多因育儿需求迁移至子女居住地的“老漂族”，这部分群体脱离原有社会网络和本地就业机会，进一步限制了劳动供给的可能性（付明辉、刘传江，2025）；而农村老年人多与孙辈在本地共同生活，能够依托熟人社会获得临时性支持，劳动供给的调整更为灵活。本文基于中国城市劳动力调查，针对城市老年群体面临的隔代照料与劳动供给之间的选择问题进行了研究，对已有文献形成补充。

第二，已有研究多采用工具变量法解决内生性问题，但其有效性饱受质疑。例如，与子女、孙子女数量相关的变量及老年人的居住安排变量易受人为操控，而社区或城市层面的变量受经济发展水平等因素影响较大，而经济发展水平又与劳动力市场状况紧密相关，难以满足工具变量的排他性条件。本文创新性地使用“第一个子女是否为男性”作为隔代照料的工具变量。具有“男孩偏好”的家庭仍可通过生育更多子女或操纵第二个及以后子女的性别获得儿子，而第一个子女的性别较少受到人为操控，更容易满足工具变量外生性条件。

第三，本研究阐明了隔代照料对祖父母劳动供给的三条传导机制：隔代照料通过影响祖父母的闲暇时间、经济资源和成年子女收入对其劳动供给产生作用，拓展了已有的研究边界。本文基于城市老年人口特征进行了多种异质性分析。已有文献通常只考虑性别异质性或年龄异质性，而在城市老年人中，为支持子女事业、照料孙辈而背井离乡赴子女工作地的“老漂族”占比较高。本文考察了流动类型等个体特征异质性和城市层面地区特征异质性，有助于更细致地刻画隔代照料影响祖父母劳动供给的模式。

本文的其余部分如下：第二部分为数据来源与变量构造，第三部分介绍实证模型，第四部分报告主回归结果、机制分析及异质性分析结果，第五部分进行稳健性检验，第六部分对全文进行总结。

二 数据与变量

（一）数据来源

本文使用的数据为中国城市劳动力调查（CULS）第四轮和第五轮数据^①。该调

① 关于CULS的更多介绍，请访问<https://www.culs.org.cn>。由于第一轮至第三轮调查与第四轮和第五轮调查问卷存在较大差异，本文仅使用第四轮和第五轮数据开展研究。

查由中国社会科学院人口与劳动经济研究所组织实施，是一项针对城市家庭的抽样调查，通过收集个体和家庭层面的微观数据，反映中国典型城市劳动力市场的变迁，为学术研究和公共政策分析提供数据基础。第一轮至第五轮调查时间分别为2001年、2005年、2010年、2016年和2023年，调查地区包括上海、广州、福州、武汉、沈阳、西安、贵阳、成都等城市。每次调查以相近年份国家统计局全国人口普查和全国1%人口抽样调查数据为抽样框，以主城区常住人口为总体，采用与常住人口规模成比例的抽样方法，在每个城市抽取50~70个社区、1000~1200户家庭，对家庭所有成员进行问卷调查。CULS提供了大量不同世代个体的信息，基本模块包含家庭及个人基本特征、工作情况、教育、社会保障、时间利用等（中国城市劳动力调查课题组，2024）。本文据此构建了个体及其所有子女和孙子女的“三世代”数据库。

（二）变量构造

本文的自变量为隔代照料。CULS数据收集了受访者及其家庭成员的时间分配情况。在“时间利用”模块中，受访者需报告过去一周每天“照料孩子和其他家庭成员的时长”。对于每一位有15岁及以下孙子女的个体，若家庭中没有其他残疾或失能成员，则该时长被视为隔代照料时长；若家庭中有残疾或失能成员，则需扣除照料失能者的时长，所得时长为隔代照料时长^①。本文据此构建了两个自变量：“提供隔代照料”和“隔代照料时长”。前者为虚拟变量，表示受访者在过去一周是否花时间进行隔代照料。若隔代照料时长为0，则“提供隔代照料”取值为0；否则“提供隔代照料”取值为1。后者为连续变量，衡量受访者在过去一周用于隔代照料的小时数。

图1展示了CULS第四轮和第五轮调查中，年龄在45~84岁且至少有一个15岁及以下孙子女的个体提供隔代照料的比例。总体而言，有69.3%的祖父母提供了隔代照料；在45~60岁的祖父母中，这一比例提高至71.0%。与欧洲（Backhaus & Barslund, 2021）和美国（Ho, 2015）的情况相似，CULS数据显示祖母（73%提供隔代照料）通常比祖父（64%提供隔代照料）更有可能参与隔代抚育工作。CULS数据显示，祖母平均每周花费24小时照料孙子女，而祖父每周花费16小时，显著低于祖母。此外，祖父母

① 在“早教与照料”模块中，对于年龄在0~7岁且文化程度或当前学习阶段为“未上过学”或“幼儿园”的儿童，CULS要求受访者报告隔代长辈每天照料和陪伴的时长。本文利用该问题对自变量进行了交叉验证。

(87.2%) 提供隔代照料的比例大于外祖父母 (54.3%)，即第一个子女为男性与提供隔代照料存在正相关关系。

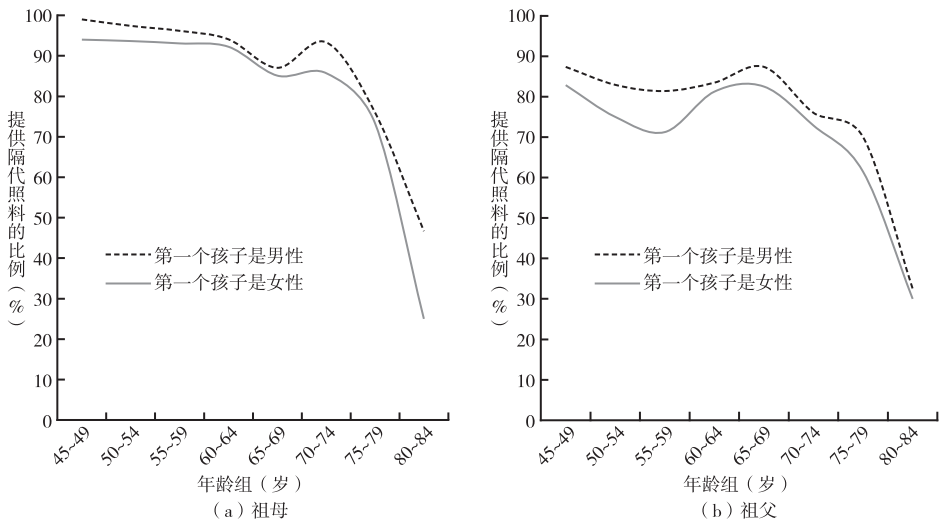


图1 祖父母提供隔代照料的比例

资料来源：根据2016年和2023年中国城市劳动力调查数据计算得到。

本文的因变量为劳动供给。本文使用CULS“工作情况”模块受访者上个月平均每周工作的天数、平均每天工作的小时数和总共加班的小时数，计算出每周“劳动时长”，取值范围为0~84^①。此外，本文构造虚拟变量“劳动参与”。如果劳动时长大于0，则劳动参与为1；如果劳动时长为0，则劳动参与也为0。需要注意的是，本文对劳动参与的定义与传统定义不同。对于未就业但积极找工作的群体，本文将劳动参与设定为0，以避免出现“劳动参与为1但劳动时长为0”的情况。CULS数据显示，若使用传统定义，回归结果依然稳健。数据表明，约21.4%的祖父母参与劳动，其中祖母和祖父的劳动参与比例分别为15.7%和29.6%。即使在60岁之后，仍有12.0%的祖父母愿意留在劳动力市场。在45~60岁的祖父母子样本中，男性和女性的劳动参与率差异较大，但在60岁后逐渐缩小，这可能与2023年中国仍在实施的强制退休政策有关。

本文构造了若干与劳动供给高度相关的控制变量，包括祖父母的个体层面特征

① 只有0.34%的受访者每周工作超过84小时，将这些受访者纳入样本并不会改变本文的主要结论。

和家庭层面特征。个人特征包括性别（男性为1，女性为0）、年龄、婚姻状况（有配偶为1，否则为0）、户口类型（农业户口为1，非农业户口则为0）、流动类型（本地为0，城城流动为1，乡城流动为2）、受教育年限、自评健康状况（健康为0，基本健康为1，不健康但生活能自理为2，不健康且生活不能自理为3）、小时工资^①、养老保险参保状况（参加城镇职工基本养老保险为0，参加城乡居民基本养老保险为1，不参加基本养老保险为2）、医疗保险参保状况（参加城镇职工基本医疗保险为0，参加城乡居民基本医疗保险为1，不参加基本医疗保险为2）。家庭特征包括子女数量和15岁及以下孙子女数量。本文还控制了城市固定效应和年份固定效应。

（三）描述性统计

本文将样本限定为45~84岁且至少有一名15岁及以下孙子女的个体，只有满足这一标准的个体才有可能为孙辈提供隔代照料。剔除关键变量缺失的样本后，最终使用的样本量为1755。其中，第四轮包括436户（其中257户的第一个孩子为男性）、715名祖父母（其中410人为祖母）；第五轮包括671户（其中413户的第一个孩子为男性）、1040名祖父母（其中628人为祖母）。

表1给出了按性别划分的描述性统计。数据显示，个体的平均年龄为62.1岁，84.4%的人有配偶，33.0%的人为农业户口，“城城流动”和“乡城流动”的非本地老人占比36.7%^②，平均受教育年限为8.5年，95%的人自评健康状况为健康或基本健康，平均时薪约为19.7元，84.6%的人参加基本养老保险，95%的人参加基本医疗保险。平均而言，每位祖父母约有1.95个子女、1.23个孙子女。已有文献显示，祖母通常比祖父更有可能参与隔代照料（Rupert & Zanella, 2018），这一特点在中国传统的性别规范和家庭内部分工安排下更为凸显。《周易》曰：“家人，女正位乎内，男正位乎外”。过去几千年来，中国女性往往承担更多的育儿责任。表1第（2）列和第（3）列对祖父和祖母进行了区分，第（4）列和第（5）列显示了两个子样本均值的差异及p值。可以发现，祖母的隔代照料时长（每周24.3小时）多于祖父（每周16.4小时），祖母的劳动时长（每周3.6小时）少于祖父（每周10.6小时）。

① 小时工资的计算方法为：将当前工作中实际获得的月收入除以月工作小时数，并以2023年为基准年进行购买力平价调整，单位为元/小时。

② 根据第七次全国人口普查数据，2020年中国人户分离人口为4.93亿人，约占总人口的35%。这表明，CULS数据中非本地样本占比与宏观统计数据具有可比性。

表1 按性别划分的描述性统计

	总样本	祖父	祖母	均值差异
	(1)	(2)	(3)	(4)
提供隔代照料	0.693	0.640	0.730	-0.090*** (0.000)
隔代照料时长 (小时/周)	21.066	16.401	24.289	-7.888*** (0.000)
劳动参与	0.214	0.296	0.157	0.139*** (0.000)
劳动时长 (小时/周)	6.493	10.635	3.633	7.002*** (0.000)
男性	0.409	1	0	1
年龄	62.117	62.869	61.598	1.271*** (0.000)
是否有配偶	0.844	0.943	0.776	0.167*** (0.000)
农业户口	0.330	0.314	0.342	-0.028 (0.217)
流动类型	0.605	0.576	0.625	-0.049 (0.231)
受教育年限 (年)	8.503	9.561	7.809	1.752*** (0.000)
自评健康	0.562	0.552	0.569	-0.017 (0.616)
小时工资 (元/小时)	19.659	20.991	16.156	4.835* (0.094)
参加养老保险	0.575	0.490	0.635	-0.145*** (0.000)
参加医疗保险	0.524	0.456	0.570	-0.114*** (0.000)
子女数量	1.954	1.946	1.961	-0.015 (0.753)
15岁及以下孙子女数量	1.232	1.233	1.231	0.002 (0.938)
样本量	1755	717	1038	

注：第(4)列为第(2)列与第(3)列之差，括号内为p值；*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。
资料来源：根据2016年和2023年中国城市劳动力调查数据计算得到。

三 实证模型

(一) 实证方法

为了估计隔代照料与祖父母劳动供给之间的因果关系，本文构建如下模型：

$$LaborSupply_{i,j,k,t} = \beta_0 + \beta_1 GrandCare_{i,j,k,t} + \beta_X Control_{i,j,k,t} + \eta_k + \mu_t + \varepsilon_{i,j,k,t} \quad (1)$$

其中， $LaborSupply_{i,j,k,t}$ 为第 t 年居住在 k 城市的家庭 j 中个体 i 的劳动供给。本文使用 Probit 模型估计隔代照料对祖父母是否“劳动参与” $LFP_{i,j,k,t}$ 的影响，使用线性概率模型估计隔代照料对“劳动时长” $LaborHours_{i,j,k,t}$ 的影响。由于劳动时长变量的0值较多且呈现右偏分布，取对数后数据分布更接近正态，故本文对劳动时长变量取对数处理， $\ln(LaborHours_{i,j,k,t} + 1)$ 表示个体 i 在 t 年的周劳动时长的对数。 $GrandCare_{i,j,k,t}$ 代表了个体 i

在 t 年提供隔代照料的情况，是本文的自变量。对于虚拟变量“提供隔代照料” $GCP_{i,j,k,t}$ ，如果个体 i 在 t 年为孙子女提供隔代照料，则该变量为 1，否则为 0。“隔代照料时长”变量也呈现 0 值较多且右偏分布的特点，故本文对照料时长变量取对数处理，使用 $\ln(GrandCareHours_{i,j,k,t} + 1)$ 表示第 t 年个体 i 每周花在隔代照料上的时长的对数。 $Control_{i,j,k,t}$ 是个人和家庭特征变量，如年龄、子女数量等。 η_k 是城市固定效应， μ_t 是年份固定效应， $\varepsilon_{i,j,k,t}$ 为残差项。

由于存在遗漏变量和反向因果等内生性问题， β_1 的普通最小二乘估计是有偏的。本文选取祖父母的“第一个孩子为男性”作为是否提供隔代照料及隔代照料时长的工具变量^①，并使用 2SLS 进行估计。第一阶段方程如式 (2) 所示：

$$GrandCare_{i,j,k,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FirstChildIsMale_{i,j,k,t} + \alpha_X Control_{i,j,k,t} + \gamma_k + \kappa_t + \delta_{i,j,k,t} \quad (2)$$

$GrandCare_{i,j,k,t}$ 的工具变量为虚拟变量 $FirstChildIsMale_{i,j,k,t}$ 。如果个体 i 的第一个孩子是男性，则该变量为 1，否则为 0。根据中国传统的家庭内部分工方式，与母亲的父母相比，父亲的父母对孙辈提供的照料更多。这一现象根植于中国长期存在的社会规范，即女性结婚后一般与丈夫及其家人住在一起，与孩子外祖父母相比，在生育后更容易得到孩子祖父母的照料。因此，如果个体的第一个孩子是男孩，则其对孙辈的投入将会增加，更有可能通过隔代照料进一步强化家族纽带。表 2 根据祖父母第一个孩子的性别给出了所有变量的样本均值。可以发现，在第一个孩子是男性的祖父母中，提供隔代照料的比例更高（87.2% 高于 54.3%）。第一个孩子是男性的个体每周提供隔代照料的时间比第一个孩子是女性的个体多 9 小时。此外，个体的劳动参与状况也因第一个孩子的性别呈现差异。相比第一个孩子是女性的个体，第一个孩子是男性的个体参加劳动的概率显著低 16.7 个百分点。

表 2 按第一个孩子的性别划分的描述性统计

	总样本	第一个孩子为男性	第一个孩子为女性	均值差异
	(1)	(2)	(3)	(4)
提供隔代照料	0.693	0.872	0.543	0.329*** (0.000)
隔代照料时长 (小时/周)	21.066	25.922	16.961	8.961*** (0.000)
劳动参与	0.214	0.123	0.290	-0.167*** (0.000)

① 用二值离散变量作为连续变量“隔代照料时长”的工具变量是可行的，已有文献中不乏使用二值变量作为连续变量工具变量的例子。例如 Card (1993) 使用“是否邻近大学”作为受教育水平的工具变量估计教育回报。

续表

	总样本	第一个孩子为男性	第一个孩子为女性	均值差异
	(1)	(2)	(3)	(4)
劳动时长 (小时/周)	6.493	6.442	6.554	-0.112 (0.893)
男性	0.409	0.409	0.408	0.001 (0.969)
年龄	62.117	62.539	61.763	0.776** (0.021)
是否有配偶	0.844	0.828	0.858	-0.030* (0.077)
农业户口	0.330	0.339	0.323	0.016 (0.479)
流动类型	0.605	0.616	0.596	0.020 (0.631)
受教育年限 (年)	8.503	8.269	8.680	-0.411 (0.103)
自评健康	0.562	0.555	0.569	-0.014 (0.673)
小时工资 (元/小时)	19.659	18.186	20.815	-2.629 (0.313)
参加养老保险	0.575	0.601	0.554	0.047 (0.191)
参加医疗保险	0.524	0.549	0.503	0.046 (0.107)
子女数量	1.954	1.946	1.961	-0.015 (0.751)
15岁及以下孙子女数量	1.232	1.200	1.259	-0.059 (0.490)
样本量	1755	804	951	

注：第（4）列为第（2）列与第（3）列之差，括号内为p值；*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。
资料来源：根据2016年和2023年中国城市劳动力调查数据计算得到。

（二）工具变量的有效性

识别策略的有效性依赖于祖父母第一个孩子性别的随机性。表3展示了第一个孩子为男性的概率与祖父母可观测特征之间的相关性。第（1）列结果显示，第一个孩子为男性的概率与祖父母的年龄、婚姻状况、户口状况、受教育年限无关，该结果支持了工具变量的外生性。

表3 祖父母可观测特征对第一个孩子为男性的影响

	总样本	祖父	祖母
	(1)	(2)	(3)
男性	-0.031 (0.183)		
年龄	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
是否有配偶	-0.020 (0.022)	-0.011 (0.028)	-0.010 (0.020)

续表

	总样本	祖父	祖母
	(1)	(2)	(3)
农业户口	0.025 (0.042)	0.028 (0.044)	0.022 (0.040)
受教育年限	0.029 (0.028)	0.042 (0.039)	0.020 (0.025)
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	1755	717	1038
R ²	0.009	0.007	0.012

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

资料来源：根据2016年和2023年中国城市劳动力调查数据计算得到。

本文进一步排除了其他可能导致工具变量不满足排他性假设的因素。首先，为了满足“男孩偏好”（Huang et al., 2024；Kaushal & Muchomba, 2018；Li, 2021），第一个孩子为女性的祖父母的总和生育率可能更高，而生育率对劳动供给具有长期影响，这样工具变量可能通过其他渠道（非隔代照料）影响劳动供给。如表2所示，第一个孩子为女性的外祖父母比第一个孩子为男性的祖父母拥有更多的子女（多0.015个），但差异并不显著。此外，在控制子女数量后，估计结果没有显著差异。

第二，使用第一个孩子的性别作为工具变量会受到独生子女政策的影响（Huang et al., 2021）。出于“男孩偏好”，育龄夫妇可能会主动干预生育过程以增加生男孩的概率。然而，本文发现这一问题并未出现。首先，生育干预技术和性别鉴定技术在20世纪80年代前并不常见（Oliveira, 2016）；其次，本文通过控制独生子女政策的严格程度（以省级层面的超生罚款衡量）重新进行了估计（见稳健性检验部分），回归结果验证了工具变量的随机性。

第三，相比第一个孩子为女性的个体，第一个孩子为男性的个体会更晚成为祖父母，这与男性的平均结婚年龄和生育年龄一般晚于女性（Backhaus & Barslund, 2021；Rupert & Zanella, 2018）有关。如果这一事实成立，则相比第一个孩子为女性的外祖父母，第一个孩子是男性的祖父母需要照料更为年幼的孙子女。孙子女年龄结构的这种差异可能会对本文的估计结果产生影响。数据显示，相比第一个孩子是女性的外祖父母，第一个孩子是男性的祖父母拥有更少15岁及以下孙子女（少0.059个），不足15岁及以下孙子女均值的5%。在控制15岁及以下孙子女数量后，估计结果也未出现显著

差异^①。

第四，为了检验第一个孩子的性别是否与影响老年人劳动供给的其他因素（非隔代照料）相关，本文在主回归中检验了该工具变量对“隔代照料潜在提供者”劳动供给的影响。“隔代照料潜在提供者”定义为53.5岁及以上（CULS中成为祖父母的平均年龄）、至少有一个子女但尚未成为祖父母的群体。结果显示，第一个孩子的性别不会影响“隔代照料潜在提供者”的劳动供给^②。与之形成对比的是，表4显示，第一个孩子的性别对祖父母的劳动供给有显著影响。这支持了工具变量的有效性，表明其不会通过隔代照料以外的渠道影响劳动供给。

四 实证结果

（一）主回归结果

表4展示了本文关于隔代照料影响祖父母劳动供给的2SLS回归结果，包括对是否参与劳动的影响和对劳动时长的影响。表4中，子表A的第（1）列展示了Probit估计的边际效应，可以发现隔代照料与祖父母劳动参与之间存在显著的负相关关系。第（2）列报告了简化式估计结果，即劳动参与直接对工具变量“第一个孩子为男性”进行回归。简化式是对工具变量有效性的初步检验，能够直观验证工具变量与内生解释变量的相关性，其结果反映了工具变量通过所有潜在渠道对因变量的总效应，为后续2SLS估计提供参照基准。第（3）列展示了2SLS估计的第一阶段结果：第一个孩子是男性使祖父母提供隔代照料的概率提高了13.7个百分点。弱工具变量检验的F统计量远高于10，表明工具变量与自变量强相关（Staiger & Stock, 1997）。第（4）列展示了2SLS估计的第二阶段结果。由第（3）列和第（4）列结果可知，第一个孩子是男性提高了隔代照料的概率，进而降低了祖父母的劳动供给，即该结果揭示的是因果关系（而非相关关系）。具体而言，提供隔代照料使祖父母的劳动参与率下降了18.9个百分点。第（5）列和第（6）列将内生自变量“提供隔代照料”更换为“隔代照料时长”，展示了“第一个孩子是男性”作为“隔代照料时长”工具变量的第一阶段和第二阶段回归结果。可以发现，每增加1%的隔代照料时长会使祖父母的劳动参与率降低2.7个百分点。

① 由于篇幅限制，本文未展示相关回归结果，感兴趣的读者可向作者索取。

② 由于篇幅限制，本文未展示相关回归结果，感兴趣的读者可向作者索取。

表 4 隔代照料对祖父母劳动供给的影响

	Probit 或 OLS	简化式	第一阶段	第二阶段	备选 第一阶段	备选 第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
子表 A：因变量为劳动参与						
提供隔代照料	-0.120*** (0.040)			-0.189*** (0.030)		
ln(隔代照料时长+1)						-0.027** (0.012)
第一个孩子是男性		-0.027*** (0.007)	0.137*** (0.046)		1.031*** (0.343)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1755	1755	1755	1755	1755	1755
R ²	0.706	0.658	0.635	0.224	0.587	0.201
弱工具变量 F 检验			91.471		41.911	
子表 B：因变量为 ln(劳动时长+1)						
提供隔代照料	-0.072** (0.032)			-0.217*** (0.038)		
ln(隔代照料时长+1)						-0.030 (0.040)
第一个孩子是男性		-0.031 (0.032)	0.137*** (0.046)		1.031*** (0.343)	
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1755	1755	1755	1755	1755	1755
R ²	0.754	0.725	0.635	0.228	0.587	0.226
弱工具变量 F 检验			91.471		41.911	

注：在第（3）列中，因变量为是否提供隔代照料；第（1）列和第（4）列的自变量为是否提供隔代照料；第（5）列的因变量为隔代照料时长的对数；第（6）列的自变量为隔代照料时长的对数；子表 A 中因变量为“劳动参与”的回归汇报的均为边际效应，以下表格中的结果同理；括号内为稳健标准误；*、**和***分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

资料来源：根据 2016 年和 2023 年中国城市劳动力调查数据计算得到。

表 4 中子表 B 汇报了隔代照料对祖父母劳动供给时长的影响，因变量为过去一周劳动时长的对数。普通最小二乘（OLS）和 2SLS 估计结果均显示，提供隔代照料对祖父母的劳动时长产生了负面影响。第（1）列的 OLS 估计结果显示，提供隔代照料使祖父母每周劳动时长显著减少了 6.9%。第（4）列显示，提供隔代照料使祖父母的劳动时长下降了 19.5%。第（6）列显示，增加隔代照料时长会降低祖父母的劳动时长，但回归结果并不显著。

中国传统的性别规范和家庭内部分工模式使女性承担了更多的育儿责任（Du et al., 2021; Si, 2022; Ye & Zhao, 2018），这种现象在美国（Ho, 2015）和欧洲（Backhaus & Barslund, 2021）也较为普遍。在中国实施渐进式延迟法定退休年龄改革前，女性的最低退休年龄（女职工50岁、女干部55岁）低于男性（60岁），这为女性参与隔代照料提供了便利。此外，根据Bargain et al.（2014）的研究，女性的劳动供给弹性高于男性，这使得女性的劳动供给更易受到外部环境的影响。因此，相较于祖父，本文预期隔代照料将更显著地影响祖母的劳动供给。表5展示了性别异质性的回归结果。可以发现，提供隔代照料对祖母的劳动供给有更为显著的负面影响。提供隔代照料使祖母参与劳动的可能性降低了20.7个百分点，使祖母的每周劳动时长减少了24.3%。这些发现支持了家庭内部分工的传统模式，也证实提供隔代照料会增加实施渐进式延迟法定退休年龄改革的阻力。该结果表明即使在老年时期，女性也依然面临工作与家庭责任的平衡问题。

表5 隔代照料影响祖父母劳动供给的性别异质性

	祖母		祖父	
	(1)	(2)	(3)	(4)
子表A：因变量为劳动参与				
提供隔代照料	-0.207*** (0.065)		-0.149* (0.085)	
ln(隔代照料时长+1)		-0.035*** (0.011)		-0.008 (0.013)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	1038	1038	717	717
R ²	0.251	0.262	0.191	0.200
子表B：因变量为ln(劳动时长+1)				
提供隔代照料	-0.278*** (0.083)		-0.069 (0.226)	
ln(隔代照料时长+1)		-0.039* (0.022)		-0.005 (0.006)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	1038	1038	717	717
R ²	0.302	0.215	0.208	0.224

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平；组间系数差异检验结果显示，隔代照料对祖母劳动供给的影响比对祖父的影响更为显著。

资料来源：根据2016年和2023年中国城市劳动力调查数据计算得到。

（二）机制分析

为了解隔代照料与祖父母劳动供给之间的因果关系，本文对三种可能的机制及其相对强弱进行了实证检验。通过简单的理论推导可知^①，隔代照料对祖父母劳动供给的负面影响存在三个渠道。第一个渠道是“闲暇效应”。提供隔代照料挤占了祖父母的闲暇时间。为了进行补偿，个体将减少老年期劳动供给。第二个渠道是“老年收入效应”。隔代照料迫使个体选择提前退出劳动力市场，导致其劳动收入减少、养老金收入增加。假设劳动收入的损失大于养老金给付的收益。在这种情况下，个体倾向于增加其老年期劳动供给。第三个渠道是“成年收入效应”。祖父母提供隔代照料有助于其成年子女从繁重的育儿负担中解放出来，使其有更多时间投入工作、增加收入，从而放松了家庭面临的总体预算约束，降低祖父母提供劳动的激励。综上所述，隔代照料与祖父母劳动供给之间的关系取决于三种机制的相对强弱，在理论上具有不确定性。

在闲暇效应方面，CULS数据中与闲暇相关的变量包括过去一周每天的睡眠（包括午休）时长和每天与工作无关的上网（包括手机上网）时长。将二者相加以衡量祖父母在过去一周的闲暇时长，预期隔代照料对该变量产生负向影响。在老年收入效应方面，考虑到CULS数据中个体收入和财富的测量误差可能会高估个体之间的经济差距（Smith et al., 2012），本文使用家庭人均月消费作为祖父母经济资源充足性的代理变量。具体算法为受访者所在家庭过去一年总消费支出与家庭规模之比。在成年收入效应方面，本文根据成年子女过去一年的收入情况构建成年子女收入水平指标。

中国渐进式延迟法定退休年龄改革已于2025年1月1日正式实施。在此之前，中国实行的是强制性退休政策，参保职工办理退休手续后或参保居民达到退休年龄后可以领取养老金。退休后的个体也可以选择继续留在劳动力市场从事非正式工作（例如自由职业、兼职等）。然而，老年人在退休后就业机会急剧减少，因此在退休年龄时人们的收入通常会显著下降。因此，本文预期“老年收入效应”对劳动供给的增加将不足以逆转“闲暇效应”和“成年收入效应”对劳动供给的抑制，从而导致隔代照料与祖父母劳动供给之间呈负向关系。

表6展示了上述潜在机制的回归结果。第（1）列、第（2）列和第（3）列分别给出了闲暇效应、老年收入效应和成年收入效应的大小，子表A、子表B、子表C分别展示了总样本、祖母子样本和祖父子样本的结果。子表A第（1）列中的负系数表明，提供隔代照料挤占了祖父母的闲暇时间，这与预期一致，但系数并不显著。第（2）列和

^① 由于篇幅限制，本文未展示相关推导过程，感兴趣的读者可向作者索取。

第（3）列分别验证了隔代照料对老年消费水平和成年子女收入的影响。具体而言，提供隔代照料使祖父母的消费减少约27.4%，并使其成年子女收入水平提高77.4%。这表明，提供隔代照料降低了祖父母的消费支出，同时提高了成年子女的收入水平，即家庭通过比较代际的机会成本做出隔代照料的分工决策是。由于祖父母的收入通常在达到退休年龄后显著下降（Feng et al., 2020），其提供隔代照料的机会成本一般低于成年子女。因此，祖父母将牺牲自己的工作以抚养孙辈，并将成年子女从育儿责任中部分解脱出来。根据表6子表B和子表C的回归结果，组间系数差异检验显示，相比祖父，隔代照料对祖母人均消费的负面影响更为显著，但对祖母的成年子女收入水平的积极作用较弱。这表明，隔代照料影响祖父与祖母劳动供给行为的机制略有差异。相比祖父，提供隔代照料在更大程度上限制了祖母消费支出；相比祖母，祖父提供隔代照料能够更大幅度提高其成年子女的收入水平。

表6 隔代照料对潜在机制变量的影响

	闲暇时长	ln(人均总消费+1)	ln(子女收入+1)
	(1)	(2)	(3)
子表A：总样本			
提供隔代照料	-0.050 (0.052)	-0.320*** (0.107)	0.573** (0.255)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	1755	1755	1755
R ²	0.037	0.009	0.052
子表B：祖母子样本			
提供隔代照料	-0.057 (0.066)	-0.377** (0.168)	0.521* (0.298)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
样本量	1038	1038	1038
R ²	0.011	0.041	0.035
子表C：祖父子样本			
提供隔代照料	-0.039 (0.053)	-0.234** (0.104)	0.792** (0.352)
控制变量	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是

续表

	闲暇时长	ln(人均总消费+1)	ln(子女收入+1)
	(1)	(2)	(3)
样本量	717	717	717
R ²	0.045	0.010	0.047

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

资料来源：根据2016年和2023年中国城市劳动力调查数据计算得到。

（三）异质性分析

1. 个体异质性

了解不同群体间隔代照料对劳动供给的影响差异，有助于政策制定者针对目标群体精准调整生育养育政策与劳动力市场政策。表7和表8揭示了不同祖父母群体之间的差异，给出了隔代照料对是否参与劳动及劳动时长的2SLS估计结果。

一是年龄异质性。随着年龄的增长，个体能够在就业领域获得更多经验和更高工资，更有动力留在劳动力市场（Guvenen et al., 2021）。然而，年龄增长带来的健康状况下降将降低个体工作和照料孙子女的能力（Kotschy, 2021）。因此，随着祖父母年龄的增长，隔代照料与祖父母劳动供给之间的变化趋势是不确定的。表7中子表A根据年龄中位数（62岁）将祖父母分为两个子样本：低龄组（62岁以下）和高龄组（62岁及以上）。结果表明，相较于高龄组，隔代照料对低龄组劳动参与和劳动时长的影响更为显著。年龄异质性的另一个可能解释是孙子女的独立程度。在CULS总样本中，个体的初育年龄平均为25岁，由此可以近似计算出成为祖父母的平均年龄约为50岁。一般而言，年幼的孙子女需要祖父母更多关注，导致隔代照料对低龄组祖父母劳动供给的挤出效应更大。

二是收入异质性。随着家庭收入水平的提高，祖父母面临的预算约束逐渐放松，对闲暇的消费可能进一步增加，这提升了其劳动供给弹性，即高收入家庭祖父母的劳动供给更易受到外界环境的影响。表7中子表B根据家庭人均月收入（含工资性收入、转移性收入和财产性收入）中位数（3025元）将样本划分为高收入家庭个体和低收入家庭个体。可以发现，相比低收入家庭个体，高收入家庭中祖父母在劳动参与决策和劳动供给时长方面受到隔代照料的负面影响更为显著。提供隔代照料使高收入家庭中祖父母参与劳动的概率降低19.4个百分点，劳动时长下降25.9%。

三是流动类型异质性。相比本地老人，异地流动老人面临更高的生活成本和心理压力，需要适应新环境、重建社会关系，因此参与劳动力市场的难度更大。受户

籍限制，异地流动老人使用流入地公共服务（如老年就业培训、托育服务等）的概率较低，更可能选择低质量就业或退出劳动力市场。表8中子表A分析了隔代照料对不同流动类型老年群体劳动供给的影响。结果显示祖父母提供隔代照料对劳动供给的负面影响在本地老人中最为显著，其次是从农村流入城市的老人，而对从城市流入城市的老人影响最小。本地老人通常享有更完善的社会保障和本地社会资本，在不提供隔代照料时的劳动参与意愿和能力更高，因此隔代照料对该群体就业的制约效应最为明显。对于乡城流动老人，一方面，社会关系的断裂导致其缺乏替代性照料支持，就业服务的可及性也相对较低。他们既没有时间也缺乏能力参与劳动力市场。另一方面，农村养老金水平较低，这些老人通过劳动收入维持生计的意愿更为强烈。因此尽管照料负担沉重，其劳动供给减少幅度反而小于本地老人。而对城城流动老人，由于其既缺少社会支持与就业机会，又不像农村户籍老人一样迫切需要劳动收入，因此其劳动供给本身偏低，提供隔代照料后其劳动供给未受到显著影响。

四是养老保险参保状态的异质性。已有研究表明，养老保险与祖父母行为之间存在密切联系，个体在达到领取养老金最低年龄后，将有更大概率获得养老金（Bratti et al., 2018; Lalive & Parrotta, 2017）。养老金收入会削弱退出劳动力市场对个体收入的负面影响（赵明等，2022），从而改变隔代照料与祖父母劳动供给之间的关系。表8的子表B展示了参加城镇职工基本养老保险、参加城乡居民基本养老保险和未参加基本养老保险的祖父母的回归结果。可以发现，当祖父母参加待遇水平较高的城镇职工基本养老保险时，隔代照料对劳动参与的负面影响最为显著，参加待遇水平较低的城乡居民基本养老保险的祖父母次之。而没有养老金可领的祖父母更有可能继续工作以满足其消费需求，隔代照料未对其劳动供给产生显著影响。

表7 隔代照料影响祖父母劳动供给的个体异质性分析：年龄和收入

	劳动参与	ln(劳动时长+1)	劳动参与	ln(劳动时长+1)
	(1)	(2)	(3)	(4)
子表A：年龄差异				
	年龄>62岁		年龄≤62岁	
提供隔代照料	-0.138* (0.079)	-0.197 (0.188)	-0.266** (0.118)	-0.221** (0.098)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	808	808	947	947
R ²	0.167	0.625	0.270	0.115

续表

	劳动参与	ln(劳动时长+1)	劳动参与	ln(劳动时长+1)
	(1)	(2)	(3)	(4)
子表B：收入差异				
	高收入（家庭人均月收入>3025元）		低收入（家庭人均月收入≤3025元）	
提供隔代照料	-0.194*** (0.055)	-0.300*** (0.085)	-0.128** (0.057)	-0.179** (0.080)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	874	874	881	881
R ²	0.164	0.192	0.264	0.394

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平；组间系数差异检验结果显示，隔代照料对年龄≤62岁或家庭人均月收入>3025元的祖父母的劳动供给影响更为显著。

资料来源：根据2016年和2023年中国城市劳动力调查数据计算得到。

表 8 隔代照料影响祖父母劳动供给的个体异质性分析：流动类型和参保状态

	劳动参与	ln(劳动时长+1)	劳动参与	ln(劳动时长+1)	劳动参与	ln(劳动时长+1)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
子表A：流动类型差异						
	本地		城城流动		乡城流动	
提供隔代照料	-0.198*** (0.063)	-0.250*** (0.077)	-0.151 (0.186)	-0.170 (0.190)	-0.166*** (0.055)	-0.128* (0.073)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1111	1111	226	226	418	418
R ²	0.234	0.389	0.302	0.778	0.240	0.390
子表B：养老保险参保状态差异						
	参加城镇职工基本养老保险		参加城乡居民基本养老保险		不参加基本养老保险	
提供隔代照料	-0.277*** (0.090)	-0.266 (0.362)	-0.203** (0.090)	-0.240 (0.354)	-0.030 (0.088)	-0.074 (0.089)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	1016	1016	468	468	271	271
R ²	0.278	0.352	0.027	0.022	0.225	0.257

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平；组间系数差异检验结果显示，隔代照料对本地祖母及参加城镇职工基本养老保险的祖父母的劳动供给影响更为显著。

资料来源：根据2016年和2023年中国城市劳动力调查数据计算得到。

2. 地域异质性

中国不同地区的社会背景与经济发展状况存在较大差异，这些差异源于特定的历史、政治和文化等因素。本部分关注两个区域特征：宗族文化强度和正式照料可及性。表9的子表A和子表B分别展示了具有不同特征地区之间的异质性。第（1）列和第（3）列为隔代照料对祖父母是否参与劳动的影响，第（2）列和第（4）列为隔代照料对祖父母劳动时长的影响。

宗族文化指代与代之间的社会经济联系。在儒家文化背景下，中国古代社会确立了若干根植于宗族文化的社会规范，如“养儿防老”（Zhang，2019）。一般而言，居住在宗族文化水平较高地区的祖父母更愿意进行隔代照料，其劳动供给也更容易受到隔代照料的影响。参考已有文献（Cao et al.，2022；Chen et al.，2022；Fan et al.，2023），本文计算了1896年每万人拥有的家谱数量（基于1990年的人口规模），并将其定义为“家谱密度”，以衡量宗族文化的强弱。可以发现，CULS数据中8个城市的家谱密度由高到低依次为福州、武汉、上海、广州、成都、贵阳、西安、沈阳。本文将前四个城市定义为“强宗族文化城市”，后四个城市定义为“弱宗族文化城市”。表9中子表A显示，隔代照料对祖父母劳动供给的负面影响在强宗族文化城市中更为显著。这表明，传统宗族文化对子女养育责任的分担方式仍有较大影响。

根据已有文献（Frimmel et al.，2022），当地正式育儿服务的供给是家庭内部非正式育儿服务的重要替代。表9中子表B从公共育儿服务资源供给的角度展示了隔代照料对劳动供给影响的异质性。根据社区问卷，本文以社区是否至少有一所幼儿园或托育机构来划分样本，并分别进行回归估计。如果一个社区至少有一所幼儿园或托育机构，本文将定义为提供正式育儿服务，否则定义为不提供正式育儿服务。结果显示，如果没有幼儿园或托育机构，隔代照料对祖父母劳动参与的负面影响更大。当社区提供正式育儿服务时，隔代照料对祖父母劳动参与的影响相对减弱。在劳动时长方面，无论社区是否有正式育儿服务，提供隔代照料的祖父母均会减少其劳动时长以满足孙子女的照料需求。

表9 隔代照料影响祖父母劳动供给的地域异质性分析

	劳动参与	ln(劳动时长+1)	劳动参与	ln(劳动时长+1)
	(1)	(2)	(3)	(4)
子表A：宗族文化差异				
	强宗族文化		弱宗族文化	
提供隔代照料	-0.377*** (0.088)	-0.287*** (0.050)	-0.152* (0.087)	-0.034 (0.048)

续表

	劳动参与	ln(劳动时长+1)	劳动参与	ln(劳动时长+1)
	(1)	(2)	(3)	(4)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	848	848	907	907
R ²	0.312	0.441	0.186	0.079
子表B：正式育儿服务可及性差异				
	社区有幼儿园或托育机构		社区没有幼儿园或托育机构	
提供隔代照料	-0.120* (0.069)	-0.182* (0.104)	-0.268*** (0.070)	-0.219** (0.097)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	965	965	810	810
R ²	0.166	0.225	0.270	0.115

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平；组间系数差异检验结果显示，隔代照料对强宗族文化地区及社区内无幼儿园或托育机构地区的祖母劳动供给的影响更为显著。

资料来源：根据2016年和2023年中国城市劳动力调查数据计算得到。

五 稳健性检验

本文进行了多项稳健性检验。首先，本文对主回归中使用的固定效应和标准误的聚类层级进行了调整，以探究隔代照料对劳动参与和劳动时长的影响是否会发生显著变化。表10的子表A和子表B中，第（1）列回归允许年份固定效应在城市层面上变化，控制了城市×年份固定效应。该调整对回归系数的影响很小，且不会改变其显著性；第（2）列回归将样本按照年龄划分为45~54岁、55~64岁、65~74岁和75~84岁群体，并控制了年龄组×年份固定效应；第（3）列和第（4）列分别展示了聚类到家庭层面和城市层面的回归结果。可以发现，系数在大小和显著性上与表4一致。

本文还通过改变劳动参与变量的定义检验结果的稳健性。如果个体每天工作超过1小时或每周工作超过10小时，则被认定为参加劳动，否则被认为退出劳动力市场。由表10子表C可知，回归结果与主回归一致，这进一步增强了本文结果的稳健性。此外，

图2展示了重复进行1000次估计的安慰剂检验结果，每次估计随机删除总样本的1%，得到隔代照料影响祖父母劳动供给的系数分布图。图中实线代表分布均值，虚线表示使用总样本得到的系数（见表4）。可以发现，排除其他随机因素后，主回归中隔代照料对祖父母劳动供给影响的估计是稳健的。

表10 隔代照料对祖父母劳动供给影响的稳健性检验1

	(1)	(2)	(3)	(4)
子表A：因变量为劳动参与				
提供隔代照料	-0.183*** (0.061)	-0.192*** (0.064)	-0.247*** (0.062)	-0.230*** (0.066)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市×年份固定效应	是	否	否	否
年龄组×年份固定效应	否	是	否	否
聚类到家庭层面	否	否	是	否
聚类到城市层面	否	否	否	是
样本量	1755	1755	1755	1755
R ²	0.224	0.211	0.208	0.232
子表B：因变量为ln(劳动时长+1)				
提供隔代照料	-0.262*** (0.077)	-0.283*** (0.074)	-0.251*** (0.073)	-0.233*** (0.077)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市×年份固定效应	是	否	否	否
年龄组×年份固定效应	否	是	否	否
聚类到个体层面	否	否	是	否
聚类到家庭层面	否	否	否	是
样本量	1755	1755	1755	1755
R ²	0.228	0.224	0.223	0.223
子表C：改变劳动参与定义				
	每天劳动时长>1 视为劳动参与		每周劳动时长>10 视为劳动参与	
提供隔代照料	-0.166*** (0.045)		-0.138*** (0.046)	
控制变量	是		是	
城市固定效应	是		是	

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
年份固定效应	是		是	
样本量	1755		1755	
R ²	0.172		0.160	

注：括号内为稳健标准误或聚类标准误；*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。
资料来源：根据2016年和2023年中国城市劳动力调查数据计算得到。

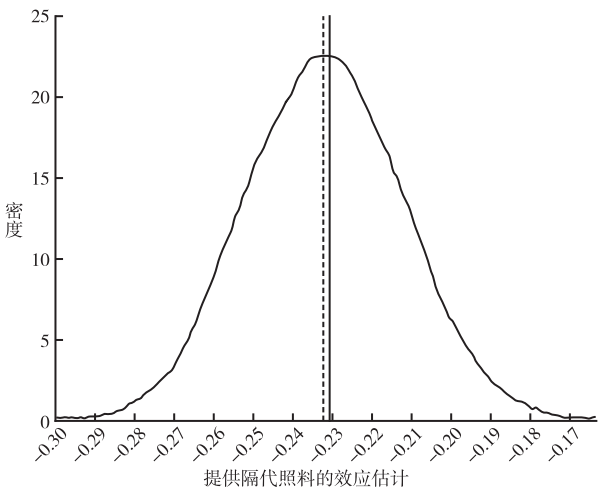


图2 重复1000次的隔代照料效应估计

注：实线表示分布的均值，虚线表示总样本的估计结果；该分布由主回归模型通过1000次估计获得，每次随机删除总样本的1%。
资料来源：根据2016年和2023年中国城市劳动力调查数据计算得到。

表11中第（1）列和第（2）列考虑了中国的独生子女政策，进一步检验了工具变量的有效性。根据Ebenstein（2010），本文使用祖父母第一个孩子出生当年省级层面的超生罚款数额衡量独生子女政策的严格程度。可以发现，回归结果与主回归一致。除了遗漏变量和反向因果问题外，自选择问题产生的偏差在估计隔代照料对祖父母劳动供给的影响时可能会导致结果不够稳健。在表11第（3）列和第（4）列中，本文使用IV Heckman样本选择模型以解决这一问题。根据退休政策^①，本文建立了虚拟变量

① 在2025年渐进式延迟法定退休年龄政策正式实施前，女性职工和女性干部的最低退休年龄分别为50岁和55岁，男性职工为60岁。对于从事井下、高温、高空、特别繁重体力劳动或其他有害身体健康工作的人员，女性和男性的最低退休年龄分别为45岁和55岁。

“是否达到退休年龄”作为选择方程的工具变量。如果祖父母达到了最低退休年龄，则该变量取值为1，否则为0。结果表明，使用IV Heckman模型解释潜在选择偏差时，回归结果依然稳健。

表 11 隔代照料对祖父母劳动供给影响的稳健性检验 2

	劳动参与	ln(劳动时长+1)	劳动参与	ln(劳动时长+1)
	2SLS	2SLS	Probit	2SLS
	(1)	(2)	(3)	(4)
提供隔代照料	-0.165*** (0.055)	-0.078 (0.083)	-0.069** (0.031)	-3.210 (4.290)
超生罚款	0.032** (0.014)	0.128*** (0.042)		
达到退休年龄			-0.393*** (0.057)	
逆米尔斯比				7.685 (9.901)
控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	1755	1755	1755	1755
R ²	0.207	0.216	0.218	0.235

注：逆米尔斯比来自第（3）列中Probit模型的估计结果；括号内为稳健标准误；*、**和***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

资料来源：根据2016年和2023年中国城市劳动力调查数据计算得到。

六 结论

本文为隔代照料影响祖父母劳动供给的因果效应提供了实证证据。利用祖父母第一个孩子的性别作为提供隔代照料的外生工具变量，本文的2SLS估计结果显示，隔代照料对祖父母的劳动参与和劳动时长存在显著的负面影响。具体而言，本文发现承担隔代照料责任会使祖父母参与劳动的概率降低18.9个百分点，使其劳动时长降低19.5%。这一发现在各种检验下均表现出稳健性。本文从不同视角探讨了隔代照料影响

祖父母劳动供给的异质性。在个体异质性方面，本文发现女性、低龄、高收入、本地、参加城镇职工基本养老保险的祖父母，其劳动供给与隔代照料之间存在更强的挤出关系。在地域异质性方面，本文发现较强的宗族文化强化了隔代照料与祖父母劳动供给之间的负向关系。此外，这种负向关系在无法获得正式育儿服务的社区中更为明显。进一步地，本文发现隔代照料会通过闲暇效应、老年收入效应和成年收入效应影响祖父母的劳动供给。本文发现，主要的传导机制是老年收入效应和成年收入效应，且后者起主导作用。这表明，相较于成年子女，祖父母提供隔代照料的机会成本更低，这促使其在工作方面做出牺牲。

本研究聚焦于中国社会情境下代际互动中劳动供给与隔代抚育的权衡机制，特别关注女性祖辈在家庭责任与职业发展之间的选择。在许多国家，这一代际博弈具有普遍性特征：Rupert & Zanella（2018）基于美国数据的实证分析表明，女性工人在成为祖母后劳动供给平均缩减30%；Backhaus & Barslund（2021）针对欧洲国家的研究同样发现，祖母身份导致女性劳动参与率显著下降30个百分点。在中国特有的社会文化背景下，本文的实证分析表明，提供隔代照料会使祖母的劳动参与概率下降20.7个百分点，工作时长缩减24.3%。相较于西方社会，中国的孝道文化和代际责任传统强化了祖辈的育儿参与。值得注意的是，在城镇化加速与经济转型叠加的背景下，年轻一代面临职业发展需求与育儿成本攀升的双重压力，这种结构性矛盾客观上增强了代际支持的必要性，进而可能进一步扩大祖父母在家庭照料领域的时间投入。

基于上述研究结论，本文认为应针对不同代际群体的特点进行多维度政策设计，以缓解隔代照料负担与劳动供给之间的冲突。首先，应通过制度性保障完善正式托育服务体系，提高公共普惠托育服务的可及性，包括扩容普惠性学前教育机构、完善课后托管服务体系、建立0~3岁婴幼儿照护国家标准，以及在社区或专门机构提供日托服务等。其次，需创新社区支持模式，通过建立“代际互助中心”和“时间银行”志愿服务积分系统，形成跨代际的资源整合机制，有效激活非正式照料资源。最后，应推动企业建立家庭友好型雇用制度，重点推行弹性工时、远程办公及育儿阶段职业保护政策，特别关注职业女性的工作与家庭平衡需求，从制度层面缓解代际压力传导。

参考文献:

- 蔡昉 (2010),《人口转变、人口红利与刘易斯转折点》,《经济研究》第4期,第4-13页。
- 陈芮、邓大松 (2022),《隔代照料对中老年人劳动供给的影响》,《当代经济》第4期,第101-106页。
- 邓悦、邝若平、王俊苏 (2021),《隔代抚养对于劳动力收入的影响效应——基于“中国企业-劳动力匹配调查”(CEES)的经验证据》,《北京师范大学学报(社会科学版)》第2期,第144-158页。
- 付明辉、刘传江 (2025),《社会网络、数字经济与农业转移人口高质量充分就业》,《劳动经济研究》第1期,第131-159页。
- 李彦楚、高晶晶 (2024),《隔代抚养影响老年人的社会参与行为吗?》,《劳动经济研究》第4期,第91-116页。
- 龙莹、袁嫚 (2019),《隔代照料对中老年人劳动参与的影响——基于中国健康与养老追踪调查的实证分析》,《南京财经大学学报》第4期,第58-67页。
- 彭争呈、邹红、何庆红 (2019),《社会托幼资源、隔代照料与中老年人劳动参与》,《财经科学》第12期,第53-66页。
- 孙玉环、王如玉、董莹 (2022),《隔代照料对中老年人劳动供给的影响及内在机制分析》,《劳动经济研究》第3期,第26-43页。
- 王畅 (2021),《子女性别、婚姻年龄与父母生活满意度——代际经济关系转换视角下的实证研究》,《人口与发展》第1期,第51-62页。
- 王建英、何冰、沈璐越、陈志钢 (2021),《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》,《劳动经济研究》第6期,第40-71页。
- 赵明、王晓军、李子文 (2022),《养老金水平对低龄老年人劳动参与的影响》,《人口研究》第4期,第69-83页。
- 中国城市劳动力调查课题组 (2024),《理解中国城市劳动力市场——中国城市劳动力调查(第五轮)报告》,《劳动经济研究》第1期,第3-27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

二孩与延迟退休悖论》，《经济学动态》第7期，第37-52页。

- Aparicio Fenoll, Ainoa (2020). The Uneven Impact of Women's Retirement on Their Daughters' Employment. *Review of Economics of the Household*, 18 (3), 795-821.
- Arpino, Bruno, Chiara Pronzato & Lara Tavares (2014). The Effect of Grandparental Support on Mothers' Labour Market Participation: An Instrumental Variable Approach. *European Journal of Population*, 30 (4), 369-390.
- Backhaus, Andreas & Mikkel Barslund (2021). The Effect of Grandchildren on Grandparental Labor Supply: Evidence from Europe. *European Economic Review*, 137, 103817.
- Bargain, Olivier, Kristian Orsini & Andreas Peichl (2014). Comparing Labor Supply Elasticities in Europe and the United States: New Results. *Journal of Human Resources*, 49 (3), 723-838.
- Bloom, David, David Canning & Jaypee Sevilla (2003). *The Demographic Dividend: A New Perspective on the Economic Consequences of Population Change*. Santa Monica: Rand.
- Bratti, Massimiliano, Tommaso Frattini & Francesco Scervini (2018). Grandparental Availability for Child Care and Maternal Labor Force Participation: Pension Reform Evidence from Italy. *Journal of Population Economics*, 31, 1239-1277.
- Cao, Jiarui, Yiqing Xu & Chuanchuan Zhang (2022). Clans and Calamity: How Social Capital Saved Lives During China's Great Famine. *Journal of Development Economics*, 157, 102865.
- Card, David (1993). Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return to Schooling. *NBER Working Paper*, No. 4483.
- Chen, Feinian, Guangya Liu & Christine Mair (2011). Intergenerational Ties in Context: Grandparents Caring for Grandchildren in China. *Social Forces*, 90 (2), 571-594.
- Chen, Zhiwu, Chicheng Ma & Andrew Sinclair (2022). Banking on the Confucian Clan: Why China Developed Financial Markets So Late. *The Economic Journal*, 132 (644), 1378-1413.
- Connelly, Rachel, Xiao-Yuan Dong, Joyce Jacobsen & Yaohui Zhao (2018). The Care Economy in Post-Reform China: Feminist Research on Unpaid and Paid Work and Well-Being. *Feminist Economics*, 24 (2), 1-30.
- Du, Huichao, Yun Xiao & Liqiu Zhao (2021). Education and Gender Role Attitudes. *Journal of Population Economics*, 34 (2), 475-513.

- Ebenstein, Avraham (2010). The “Missing Girls” of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy. *Journal of Human Resources*, 45 (1), 87–115.
- Fan, Haichao, Chang Li, Chang Xue & Miaojie Yu (2023). Clan Culture and Patterns of Industrial Specialization in China. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 207, 457–478.
- Feng, Jin, Qin Li & James Smith (2020). Retirement Effect on Health Status and Health Behaviors in Urban China. *World Development*, 126, 104702.
- Frimmel, Wolfgang, Martin Halla, Bernhard Schmidpeter & Rudolf Winter-Ebmer (2022). Grandmothers’ Labor Supply. *Journal of Human Resources*, 57 (5), 1645–1689.
- Guvenen, Fatih, Fatih Karahan, Serdar Ozkan & Jae Song (2021). What Do Data on Millions of U.S. Workers Reveal About Lifecycle Earnings Dynamics? *Econometrica*, 89 (5), 2303–2339.
- Hank, Karsten & Isabella Buber (2009). Grandparents Caring for Their Grandchildren: Findings from the 2004 Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe. *Journal of Family Issues*, 30 (1), 53–73.
- Hepburn, Peter (2018). Parental Work Schedules and Child-Care Arrangements in Low-Income Families. *Journal of Marriage and Family*, 80 (5), 1187–1209.
- Ho, Christine (2015). Grandchild Care, Intergenerational Transfers, and Grandparents’ Labor Supply. *Review of Economics of the Household*, 13, 359–384.
- Huang, Wei, Xiaoyan Lei & Ang Sun (2021). Fertility Restrictions and Life Cycle Outcomes: Evidence from the One-Child Policy in China. *Review of Economics and Statistics*, 103 (4), 694–710.
- Huang, Zibin, Xu Jiang & Ang Sun (2024). Fertility and Delayed Migration: How Son Preference Protects Young Girls Against Mother-Child Separation. *Journal of Development Economics*, 166, 103191.
- Kaushal, Neeraj & Felix Muchomba (2018). Missing Time with Parents: Son Preference Among Asians in the USA. *Journal of Population Economics*, 31, 397–427.
- Ko, Pei-Chun & Karsten Hank (2014). Grandparents Caring for Grandchildren in China and Korea: Findings from CHARLS and KLoSA. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 69 (4), 646–651.
- Kotschy, Rainer (2021). Health Dynamics Shape Life-Cycle Incomes. *Journal of Health*

- Economics*, 75, 102398.
- Lakomý, Martin & Martin Kreidl (2015). Full-Time Versus Part-Time Employment: Does It Influence Frequency of Grandparental Childcare? *European Journal of Ageing*, 12 (4), 321–331.
- Lalive, Rafael & Pierpaolo Parrotta (2017). How Does Pension Eligibility Affect Labor Supply in Couples? *Labour Economics*, 46, 177–188.
- Li, Wenchao (2021). The “Miseries” of Sex Imbalance: Evidence Using Subjective Well-Being Data. *Journal of Development Economics*, 151, 102634.
- Lin, Mengyun & Qing Wang (2019). Center-Based Childcare Expansion and Grandparents’ Employment and Well-Being. *Social Science & Medicine*, 240, 112547.
- Lumsdaine, Robin & Stephanie Vermeer (2015). Retirement Timing of Women and the Role of Care Responsibilities for Grandchildren. *Demography*, 52 (2), 433–454.
- Ma, Mingming (2019). Does Children’s Education Matter for Parents’ Health and Cognition? Evidence from China. *Journal of Health Economics*, 66, 222–240.
- Oliveira, Jaqueline (2016). The Value of Children: Inter-Generational Support, Fertility, and Human Capital. *Journal of Development Economics*, 120, 1–16.
- Rupert, Peter & Giulio Zanella (2018). Grandchildren and Their Grandparents’ Labor Supply. *Journal of Public Economics*, 159, 89–103.
- Si, Wei (2022). Higher Education Expansion and Gender Norms: Evidence from China. *Journal of Population Economics*, 35, 1821–1858.
- Smith, James, Yan Shen, John Strauss, Yang Zhe & Yaohui Zhao (2012). The Effects of Childhood Health on Adult Health and SES in China. *Economic Development and Cultural Change*, 61 (1), 127–156.
- Staiger, Douglas & James Stock (1997). Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica*, 65 (3), 557–586.
- Ye, Bing & Yucong Zhao (2018). Women Hold Up Half the Sky? Gender Identity and the Wife’s Labor Market Performance in China. *China Economic Review*, 47, 116–141.
- Zhang, Chuanchuan (2019). Family Support or Social Support? The Role of Clan Culture. *Journal of Population Economics*, 32, 529–549.

The Impact of Grandchild Care on Grandparents' Labor Supply: Evidence from the China Urban Labor Survey

Han Xiao¹ & Lyu Youji²

(Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences¹;

School of Finance, Nankai University²)

Abstract: Given the rapid aging of China's population and rising childcare costs, this paper examines how grandchild care affects grandparents' labor supply. Drawing on data from the 2016 and 2023 China Urban Labor Survey, the study employs the gender of grandparents' first child as an instrumental variable to identify the effect of grandchild care and applies two-stage least squares (2SLS) regression for causal inference. The results show that providing grandchild care reduces grandparents' likelihood of participating in the labor force by 18.9 percentage points and cuts their weekly working hours by 19.5%. Further analysis shows that the negative impact of grandchild care on labor supply varies depending on grandparents' individual characteristics and their geographic location. Mechanism analysis suggests that both the income effect at old-age and the income effect on adult children contribute to the reduction in labor supply, with the latter being the primary driver. These findings have important implications for understanding how family structure and intergenerational roles are changing, and what this means for the labor market.

Keywords: grandchild care, labor participation, working hours

JEL Classification: J13, J14, J22

(责任编辑: 马 超)