

隔代照料对劳动供给的影响研究

赵昕东 王 烨*

摘要: 本文基于隔代照料视角探索提高劳动供给的途径。基于动态一般均衡模型的数值模拟表明,老年期延长可促使隔代照料时长增加,并提高青壮年个体的生育数量,且足够的隔代照料时长可进一步提高青壮年个体的工作时长。基于中介效应分析的实证研究表明,隔代照料对青壮年的劳动参与有显著的直接促进作用,同时会通过促进二孩生育抑制女性的就业参与,但综合影响仍为正向;隔代照料不仅直接促使了已工作个体延长工作时长,还促进了二孩生育,使育儿经济负担加重,从而间接促使其延长工作时长。因此,隔代照料能同时促进二孩生育和提高劳动供给,可在长期和短期缓解劳动力供给不足的困境。基于上述结论,本文提出如下政策建议,即进一步解决留守儿童和随迁老人面临的问题,重视家庭帮扶政策的制定,从而消解不利于隔代照料机制顺利进行的因素。

关键词: 隔代照料;劳动供给;生育二孩;中介效应

一、引言

近年来,中国人口老龄化程度日益加深,对社会和经济的可持续发展以及社会保障带来重大挑战。根据国家统计局数据,中国劳动年龄人口数量和比重从2012年开始逐年下降,截至2018年已减少超过2 600万人;2018年末开始,就业人员总量也出现下降,我国人口发展处于重要转折期。此外,我国生育率持续走低,2018年我国人口出生率仅为10.94‰,自然增长率仅为3.81‰。持续的低生育率又将在长期导致劳动年龄人口数量下降,进一步对劳动供给产生不利影响。为了改善人口年龄结构并促进人口均衡发展,2016年我国实施了“全面二孩”政策。但根据历史经验,生育率与劳动参与率在短期内会存在负向相关关系,原因在于生育率的提高会增加育儿工作总量,并加剧工作时间与育儿时间的分配冲突。基于中国劳动力动态调查数据的实证研究表明,每增加一个孩子可造成年轻女性劳动参与概率下降11%(张琳、张琪,2019)。在高出生率与高劳动供给率互相矛盾的情况下,改善家庭抚养模式或可成为促使二者同时提高的可行解决途径。隔代照料作为一种家庭内部非正式的幼儿抚育分担方式,其对生育率和劳动供给的影响值得深入探究。

隔代照料在我国拥有较好的传统与现实基础,是一种常见的抚育时间分担方式。传统

* 赵昕东,华侨大学统计学院,电子信箱:xzhao@huq.edu.cn;王烨,华侨大学经济与金融学院,电子信箱:wangye09.happy@163.com。

本文获得国家自然科学基金面上项目“中国低生育率的成因及其对经济增长的长短期影响——实证检验与政策选择”(项目编号:71973049)的资助。感谢审稿人的宝贵意见,作者文责自负。

儒家文化和家庭结构使中国家庭内代际互助常见且频繁,三代同堂或同地照料已成为很多年轻夫妻生育后的选择。中国老龄中心 2014 年调查数据显示,0-2 岁儿童中主要由祖辈照料的比例超过 60%,其中 30% 完全交由祖辈照料。我国约有 40% 的老年人参与隔代照料(孙鹃娟、张航空,2013),并且在农村隔代照料现象更加普遍(段成荣等,2013)。国外已有研究表明,公共托育资源可以明显促进青年夫妻的劳动参与,但中国的托育系统(特别是对 0-3 岁幼儿)还不完善,隔代照料已在中国逐渐成为普遍的社会现象(Chen et al., 2011),并对育龄夫妻(特别是双职工夫妻)生育、工作和生活的影响举足轻重(卢洪友等,2017)。

在固定生育一孩的限定下,隔代照料能够提高年轻父母劳动参与概率和工作时长;但在全面二孩的背景下,相关的理论分析和中国实证研究还较为缺乏。根据经验判断,当个体家庭在生育数量方面具有了一定决策空间时,隔代照料在直接促进劳动供给的同时,也会促进二孩生育,而增加的二孩抚育工作量可能会在一定程度上反向抑制劳动供给。因此,深入研究和理解新形势下隔代照料对年轻父母劳动供给的间接影响(特别是生育二孩的中介作用)以及总影响,具有重要的社会意义和政策参考价值。

关于隔代照料对劳动供给的影响,国内外学者已从不同角度展开研究。Cox(1987)较早提出老年人协助子女照顾孩子,子女给予老年人物质回报的财富代际转移方式。之后的研究包含理论机制和实证两个方面。

理论研究方面,Cardia 和 Ng(2003)较早使用代际交叠(OLG)模型考察了隔代照料背景下寿命延长对劳动供给的影响,发现预期寿命延长促进了劳动供给的增加。Zamarro(2011)则利用改进的 OLG 模型发现女性祖辈所提供的隔代照料能显著促进年轻女性的劳动供给。Fanti 和 Gori(2014)利用 OLG 模型发现隔代照料背景下预期寿命延长促进了个体的劳动供给,但是,该模型把隔代照料时间简单地作为一个不随时间变化的外生常量,忽略了不同年龄的老年个体对隔代照料时间的选择。王亚章(2016)在 Fanti 和 Gori(2014)基础上改进了 OLG 模型,将隔代照料作为内生变量考虑,模拟结果表明隔代照料可以解放年轻父母的劳动时间并提高生育率。已有基于 OLG 模型的理论研究奠定了良好的基础,但与中国的文化背景和现实情况有所脱节。在中国,大多数老年人的隔代照料行为并非为了获得直接物质报酬,而是出于亲情考虑,同时基于家庭整体发展获得间接物质回报。此外,以往研究中的 OLG 模型或将生育子女数作为外生变量,忽略了隔代照料通过促进生育对劳动供给产生的间接影响;或将生育子女数作为内生变量,未能从模拟中得出隔代照料对劳动供给的直接影响。适合中国国情并充分考虑隔代照料、生育子女数和劳动供给三者关系的理论模型还有待进一步深入研究。

在实证方面,Ogawa 和 Ermisch(1996)、Sasaki(2002)分别根据日本的调查数据进行实证研究,较早发现与老人同住可促进年轻女性参与劳动。杜凤莲(2008)根据“中国健康与营养调查”进行实证,发现女性与父母和配偶的居住距离较近时参与劳动的可能性更高。沈可等(2012)认为多代同住的家庭结构可促进女性参加劳动并增加工作强度。上述研究将老人与年轻女性劳动供给关联起来,但这些研究对老人与女性劳动供给相关性的内在机理缺乏深入系统的研究。后续实证研究对此进行了完善,发现隔代照料是促进女性参与劳动的重要原因(Posadas and Vidalfernandez, 2013),并得出一系列实证结果:来自祖辈的隔代照料和家务帮扶等代际支持可使年轻夫妻的就业率提高 13.8%,老年人口的影子福利促进了中国 GDP 的增长(杨成钢、孙晓海,2020);隔代照料对女性就业的影响更为明显,且女性工作时

长的增加值也远大于男性(卢洪友等,2017);此外,孩子年龄越小,隔代照料对女性非农就业的促进作用越大(华淑名、陈卫民,2020);在隔代照料视角下,全面二孩政策和延迟退休政策可能会引起隔代照料需求增加和供给减少的矛盾,公共照护资源的供给有待提高和完善(邹红等,2018)。也有实证研究从流动人口角度展开,姜春云和谭江蓉(2020)使用全国流动人口卫生计生动态监测调查数据,发现祖辈照料可使流动女性劳动参与概率提升约58%,社会化托育服务对流动女性就业同样有显著的正向作用。已有实证研究从各个方面说明了隔代照料对劳动供给的积极影响,但鲜有研究考虑二孩生育在隔代照料和劳动供给之间的中介作用,生育子女数量、隔代照料与劳动供给三者间关系的内在机理还需深入探究。

本文将从理论和实证两个方面研究隔代照料对劳动供给的影响。理论研究部分借鉴OLG模型的思想,建立更符合中国实际的动态一般均衡(DGE)模型(Hock and Weil, 2012; Fanti and Gori, 2014; 王亚章,2016),探讨隔代照料对个体工作时长的直接影响和总影响;实证部分使用2016年全国流动人口卫生计生动态监测调查(CMDS2016)数据,充分考虑生育二孩因素在隔代照料与劳动供给之间的中介作用,探究隔代照料对劳动供给的间接影响和总影响。

二、基于动态一般均衡模型的理论分析

本部分通过构建封闭经济系统内包含代表性个体和厂商两个微观主体的市场出清条件下的DGE模型(Heer and Maussner, 2009; 刘斌,2014),探究隔代照料对劳动供给的影响。

(一) 模型的建立

1. 代表性个体

根据生命周期理论,本文建立二期OLG模型,该模型增加了适合我国国情的遗产因素,遗产赠与者获得精神效用。此外,考虑到我国的传统和法律,设定个体在青壮年期将收入的固定比例作为父母的赡养费。

代表性个体的一生是一个不断决策的过程,从而使既定条件下整个生命周期的总效用最大。一般人的一生可分为三个阶段——少儿期、青壮年期和老年期。在少儿期不做任何决策,不妨在模型中忽略少儿期。假定青壮年期的长度为1,老年期的长度为 ρ , ρ 的大小反映了预期寿命的长短。在 t 时期处于青壮年阶段的代表性个体,其一生有5个可决策变量:青壮年期的工作时长 l_t 、青壮年期的储蓄金额 s_t 、与配偶组成的家庭生育子女的数量 $2n_t$ (平均每个人负担的子女为 n_t),以及在 $t+1$ 时期(老年期)对每个孙辈所承担的隔代照料时间 z_{t+1} 、给予子女的遗产总额为 $O_{2,t+1}$ 。在工资率 w_t 、利率 R_t 以及单位劳动的资本存量 k_t 给定的情况下,这5个决策变量决定了个体青壮年期的消费水平 $c_{1,t}$ 、青壮年期的闲暇时间 $h_{1,t}$ 、老年期的消费水平 $c_{2,t+1}$ 、老年期的闲暇时间 $h_{2,t+1}$ 、生育子女带来的效用以及赠与子女遗产产生的效用。根据二期OLG模型,在 t 时期处于青壮年期的代表性个体一生的效用 U_t 可表示为如下对数形式:

$$U_t = \log c_{1,t} + \gamma \log h_{1,t} + \beta \rho \log c_{2,t+1} + \beta \gamma \log h_{2,t+1} + \theta \log n_t + \varphi \log O_{2,t+1} \quad (1)$$

(1)式中: β 为贴现因子, γ 为对闲暇的偏好程度, θ 为子女陪伴的效用系数, φ 为对赠与子女遗产的偏好程度。

模型设定个体将青壮年期收入的固定比例 η 用于赡养父母。该设定既符合在我国子女负有赡养老人义务的现实,又反映了子女收入的提高会增加老人老年期的收入,为老人的隔

代照料行为提供了另一个动机。假设上一代的遗产总额 $O_{2,t}$ 被平均分配给 n_{t-1} 个子女, 则青壮年期的消费水平 $c_{1,t}$ 与储蓄 s_t 之间的约束关系为:

$$c_{1,t} + s_t = w_t l_t (1 - \eta) + O_{2,t} / n_{t-1} \quad (2)$$

假设 w_{t+1}^e 和 l_{t+1}^e 分别为代表性个体的每个子女在其青壮年期 ($t+1$) 的预期工资率和预期劳动时间, 并假设代表性个体在老年期将青壮年期储蓄 $R_{t+1} s_t$ 和从 n_t 个子女获得赡养费 $w_{t+1}^e l_{t+1}^e \eta n_t$ 分配到老年期消费和给予子女遗产中, 可以得到约束关系:

$$\rho c_{2,t+1} + O_{2,t+1} = R_{t+1} s_t + w_{t+1}^e l_{t+1}^e \eta n_t \quad (3)$$

设 E 为抚养一个孩子所需要的必要时间成本, 它由父母抚养和隔代照料共同承担, n_{t+1}^e 为预期每个子女生育的孙辈数量。个体青壮年期的时间分配到抚养子女、工作和闲暇中, 老年期时间分配到隔代照料和闲暇中。因此青壮年期和老年期的时间约束关系为:

$$h_{1t} = 1 - l_t - n_t (E - z_t) \quad (4)$$

$$h_{2t+1} = \rho - n_{t+1}^e n_t z_{t+1} \quad (5)$$

在方程(2)——(5)的约束下, 代表性个体通过选择工作时间 l_t 、储蓄 s_t 、生育数量 n_t 、隔代照料时长 z_{t+1} 和遗产金额 $O_{2,t+1}$ 使个体效用函数 U_t 达到最大。由于代表性个体的效用不仅由自身的决策决定, 还依赖于上一代和下一代的决策, 因此, 效用最大化的决策是一个跨期的动态过程。图 1 为代表性个体在整个生命周期的效用结构图。

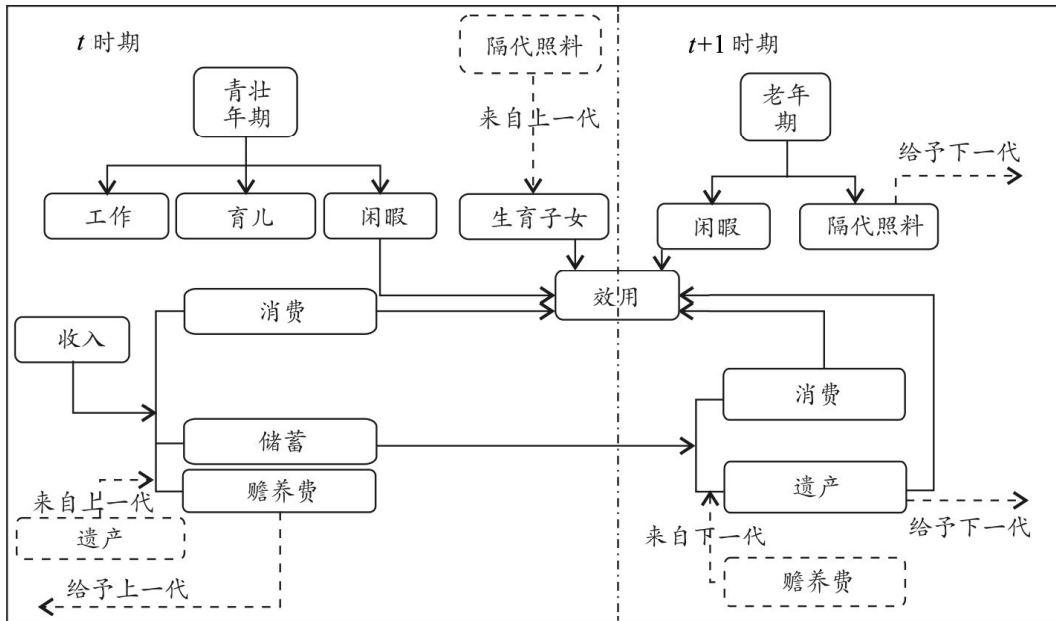


图 1 代表性个体的效用结构图

2. 厂商

考虑经济系统中的一个代表性厂商, 假设技术进步是外生的, 生产过程满足柯布-道格拉斯生产函数。设投入的物质资本为 K , 综合技术水平为 A , 投入的劳动力为 L , 资本回报份额为 α , 则总产量 Y 满足如下等式:

$$Y_t = AK_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (6)$$

当厂商利润达到最大化时, 工资率 w_t 和利率 R_t 满足如下等式:

$$w_t = (1 - \alpha) A k_t^\alpha \quad (7)$$

$$R_t = \alpha A k_t^{\alpha-1} \quad (8)$$

(7)(8) 式中: $k_t = K_t/L_t$, 代表劳动资本均量。

3. 市场出清

设 t 时期处于青壮年期的个体总数为 N_t , 根据 t 时期的年轻个体生育子女数推算, $t+1$ 时期处于青壮年期的个体总数为:

$$N_{t+1} = N_t n_t \quad (9)$$

若 t 时期达到市场出清, 劳动力 L_t 在宏观层面满足供求相等, 即:

$$L_t = N_t l_t \quad (10)$$

假设资本在每一期结束时完全折旧, 则下一期的资本存量 K_{t+1} 满足:

$$K_{t+1} = s_t N_t R_{t+1} \quad (11)$$

结合(9)——(11)式, 可以得到 $t+1$ 时期的劳动资本均量 k_{t+1} :

$$k_{t+1} = s_t R_{t+1} / (n_t l_{t+1}^e) \quad (12)$$

(二) 动态一般均衡 (DGE)

根据约束条件式(2)——(5), $\{c_{1,t}, c_{2,t+1}, h_{1,t}, h_{2,t+1}\}$ 可以表示为 $\{l_t, s_t, n_t, z_{t+1}, O_{2,t+1}\}$ 的函数, t 时期处于青壮年期的代表性个体的效用取决于对 $\{l_t, s_t, n_t, z_{t+1}, O_{2,t+1}\}$ 的决策。假设代表性个体对子女生育子女数、子女工作时间、子女工资率的期望与现实完全吻合, 即 $n_{t+1}^e = n_{t+1}$, $l_{t+1}^e = l_{t+1}$, $w_{t+1}^e = w_{t+1}$ 。个人效用达到最大时, 效用函数关于 $l_t, s_t, n_t, z_{t+1}, O_{2,t+1}$ 求一阶偏导的导数为 0, 得到 5 个一阶条件:

$$n_t = \frac{g(\rho) \theta}{w_t (1-\eta) (E-z_t) R_{t+1} - \eta w_{t+1} (l_{t+1} - n_{t+1} z_{t+1})} \quad (13)$$

$$l_t = 1 - (E-z_t) n_t - \frac{\gamma g(\rho)}{R_{t+1} w_t (1-\eta)} \quad (14)$$

$$s_t = \frac{(\beta\rho + \varphi) g(\rho)}{R_{t+1}} + \frac{\gamma\beta g(\rho)}{\eta w_{t+1}} - \frac{\eta w_{t+1} \rho}{R_{t+1}} - \frac{\eta w_{t+1} (l_{t+1} - n_{t+1} z_{t+1}) \theta g(\rho)}{R_{t+1}^2 w_t (1-\eta) (E-z_t) - \eta w_{t+1} (l_{t+1} - n_{t+1} z_{t+1}) R_{t+1}} \quad (15)$$

$$O_{2,t+1} = \varphi g(\rho) \quad (16)$$

$$z_{t+1} = \frac{\rho}{n_{t+1} n_t} - \frac{\gamma\beta g(\rho)}{\eta w_{t+1} n_{t+1} n_t} \quad (17)$$

其中,

$$g(\rho) = \frac{w_t (1-\eta) R_{t+1} + \eta w_{t+1} \rho}{1 + \gamma + \beta\gamma + \theta + \beta\rho + \varphi} + \frac{O_{2,t} R_{t+1}}{n_t (1 + \gamma + \beta\gamma + \theta + \beta\rho + \varphi)} \quad (18)$$

至此, DGE 模型构建完成, 由代表性个体效用最大化条件(13)——(18)式, 厂商利润最大化条件(7)和(8)式, 以及市场出清条件(12)式组成, 表示在市场出清条件下, 个人和厂商通过决策分别达到个人效用最大化和厂商利益最大化的动态过程。由于模型不存在显式解, 我们将通过数值模拟估计模型中各变量的稳态值, 来探究人均预期寿命提高时隔代照料对劳动供给的影响。

(三) 数值模拟

1. 参数校准

将模型中 1 个单位时间设定为 30 年, 代表性个体 18 岁开始进入青壮年期。参照 Fanti 和 Gori (2014)、王亚章 (2016), 设定折现率 β 为 0.99³⁰, 对闲暇的偏好系数 γ 为 0.8, 资本回报份额 α 为 0.3, 每个孩子所需的必要抚养时间 E 为 0.3, 子女陪伴的效用系数 θ 为 0.3。根据

中国女性平均预期寿命(79.5岁),设定老年期的寿命长度 ρ 的取值范围为0.5到1.6(即个体寿命取值范围为63岁到96岁),青壮年期给予父母的赡养费所占收入的比例 η 为20%,综合技术水平 A 为1.5。受传统观念影响,中国老人更倾向于将储蓄的一部分赠与子女,甚至遗产产生的效用优于消费产生的效用,本文设定赠与子女遗产的偏好程度 φ 为1.1。

2.DGE 模型稳态估计

有隔代照料的 DGE 模型。图 2 中实线描绘了考虑老年期长度 ρ 在 0.5 到 1.6 变化时, DGE 模型中各内生变量稳态值的变化规律。由图 2(a)(b)可知,隔代照料时间、生育子女数均随着老年期长度的增长而增加。生育子女数的提高促使抚养子女所需的时间总量增加,但同时隔代照料所分担的育儿时间也随之增加,在二者共同作用下,个体青壮年期所需承担的育儿时间仍随老年期长度的增加而减少,可用于劳动供给和闲暇的时间总量增加,工作时长也呈现增长势态。

无隔代照料的 DGE 模型:在原模型的基础上忽略隔代照料因素,建立无隔代照料模型,各变量稳态值的变化趋势见图 2 虚线部分。由图 2(b)(c)(d)可见,无隔代照料时,个体的生育子女数和父母必要抚养时间基本保持平稳,工作时长随老年期的延长而增加。

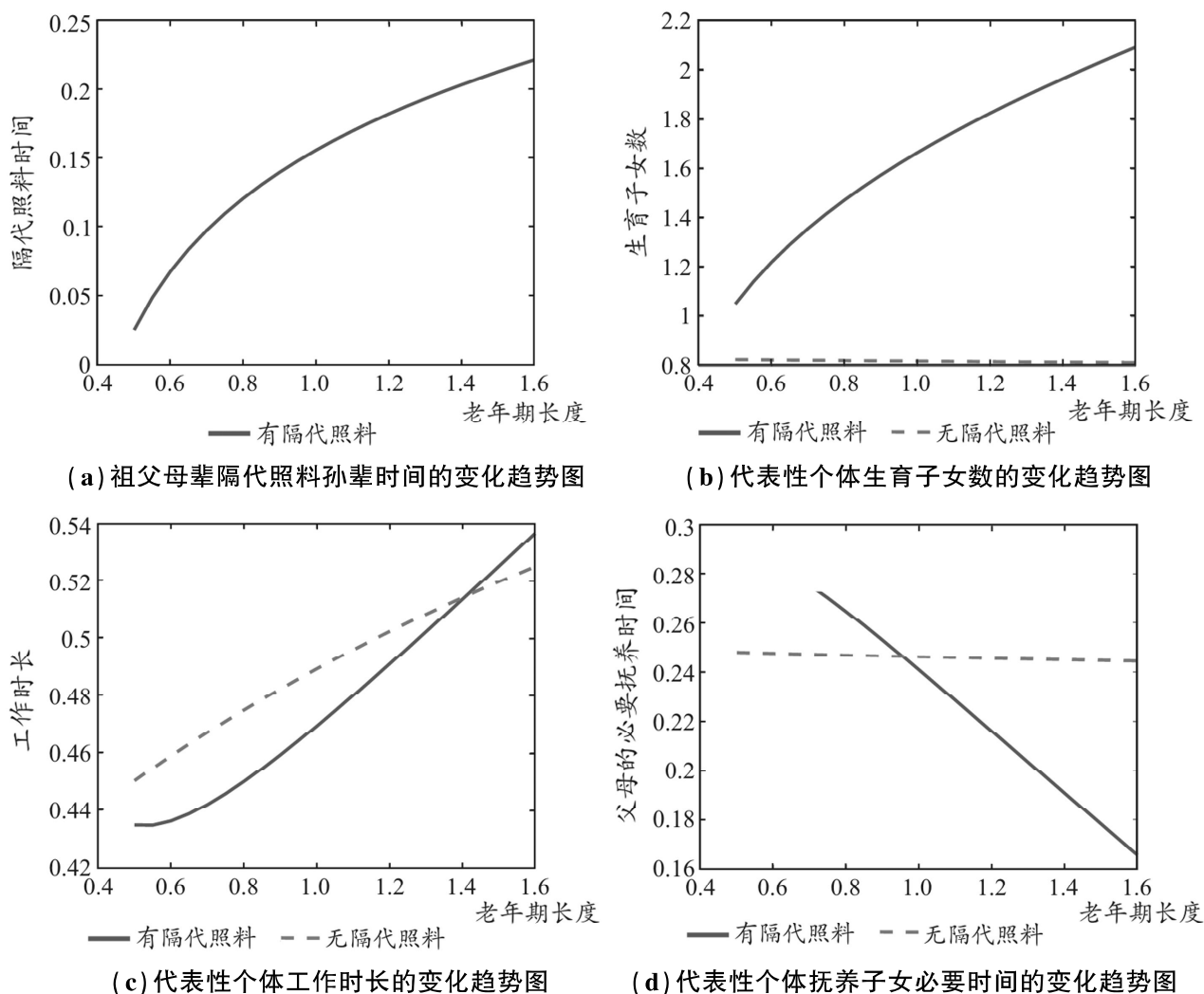


图 2 主要内生变量随老年期延长的变化趋势图

对比有无隔代照料两个模型的变化趋势可知,隔代照料模型的个体生育数量水平明显高于无隔代照料模型的生育数量水平,且随着老年期的延长,生育数量也相应增加,而无隔代照料时生育数量反被拉低。更重要的是,有无隔代照料在工作时长上的差异较为明显,具体分为三个阶段:

(1)当祖父母辈的老年期长度较短时,隔代照料时长较短,生育数量增加带来的额外育儿工作量未能完全被隔代照料分担,隔代照料模型中父母需承担的抚育子女时间高于无隔代照料模型。此时,隔代照料模型中个体的工作时长也低于无隔代照料模型的工作时长。

(2)随着老年期长度的延长,当隔代照料时间已超额满足了生育更多子女所增加的育儿时间,隔代照料模型中父母承担的必要育儿时间更少,但此时隔代照料模型个体的工作时长仍小于无隔代照料模型。其原因在于隔代照料模型个体生育子女数量多,老年期的赡养费相对更丰厚,当老年期消费水平较高时,青壮年期增加工作时长所带来的储蓄对老年期消费的边际效应较小,从效用最大化角度考虑,隔代照料模型个体在青壮年期付出的劳动供给时间比无隔代照料模型更少,闲暇时间相对较多。相比父母抚养子女必要时间的拐点,工作时长拐点的表现表现出延迟性。

(3)随着老年期长度的继续延长,隔代照料时长随之增加,个体在青壮年期承担的育儿量更小,可支配的劳动供给和闲暇时间总量更多,此外随着青壮年期闲暇时间增加,闲暇所带来的边际效用也逐渐减少,为达到效用最大化,隔代照料模型个体工作时长的增加速度保持了较高水平。最终,隔代照料模型个体的工作时长超过无隔代照料模型的工作时长,且隔代照料模型工作时长的增长速度也大于无隔代照料模型个体。

3. 直接影响探究——固定生育子女数的 DGE 模型

那么隔代照料对劳动供给时间有怎样的直接影响?本文通过建立固定生育子女数的 DGE 模型来探究。将个体生育子女数设为外生变量 n ,模型的个体效用函数、青壮年期消费与储蓄之间的约束关系、老年期消费与遗产之间的约束关系以及青壮年期和老年期的时间约束关系均与原隔代照料模型和无隔代照料模型相同。其变化在于模型效用最大化的求解过程,生育子女数 n 作为常数,不再对其求偏导。限于文章篇幅,省略模型的求解过程,生育子女数 n 取值为 1 和 2 时,工作时长随老年期长度变化的规律分别见图 3。

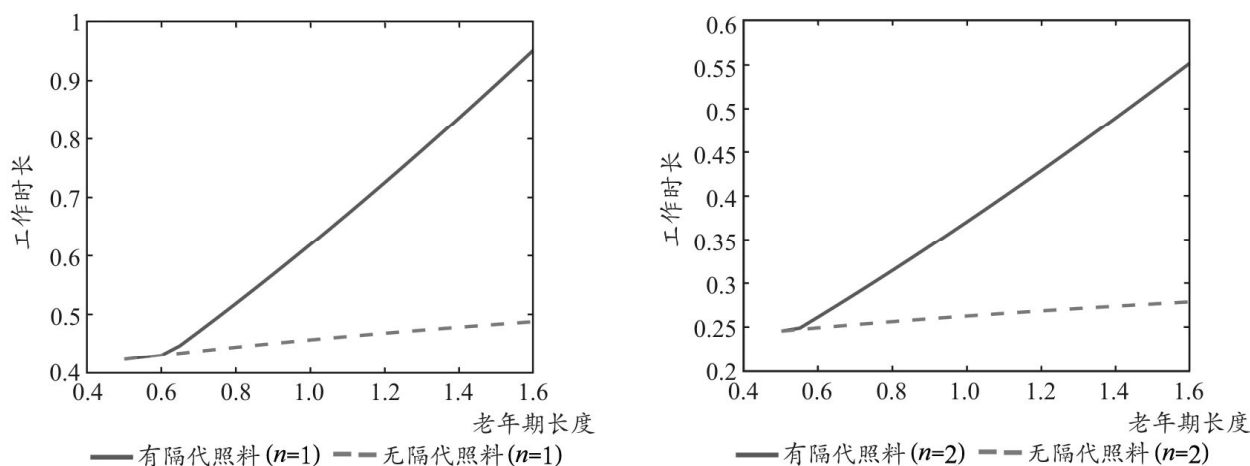


图 3 固定生育数时工作时长随老年期延长的变化趋势图

由图3可见,无论对于一孩家庭还是二孩家庭,隔代照料模型和无隔代照料模型的工作时长均随老年期的延长而增加。当老年期较短时,个体在老年期闲暇时间的边际效用较大,出于效用最大化考虑,个体选择不参与隔代照料,有无隔代照料模型的变化曲线重合。随着老年期的延长,老年期闲暇时间的边际效用逐渐减小,当老年期达到某个临界点后(对于一孩家庭临界点约为0.62,对于二孩家庭临界点约为0.52),隔代照料模型个体的隔代照料时间不再为0,其在青壮年期的工作时长超过无隔代照料模型个体在青壮年期的工作时长,且其工作时长的增长速度也远大于无隔代照料模型个体的相应增长速度,两模型个体的工作时长差距随着老年期的延长而逐步拉大。

三、基于流动人口数据的实证分析

本部分从实证角度探究隔代照料对劳动参与概率以及工作时长的间接影响和总影响。

(一) 数据来源及样本说明

理论研究中的代表性个体不区分性别,即在模型中默认青壮年期父亲与母亲承担相同的育儿时间。而现实情况中母亲通常承担更多的育儿工作量,隔代照料作为一种抚育时间分担方式对女性劳动供给的影响可能更大。故本文将两个性别群体分开进行实证,首先选取50岁以下的初婚已育女性作为研究对象。

本文使用2016年全国流动人口卫生计生动态监测调查(CMDS2016)数据。一方面该数据范围广,样本量巨大,问卷中包含每个孩子的主要照顾人信息;另一方面,根据中国流动人口发展报告,流动的已婚育龄妇女约占全国已婚育龄妇女的四分之一,以全国流动人口数据来研究已育女性的劳动供给具有很强的代表性;此外,80%以上的已婚流动人口选择与配偶同地流动,家庭生活结构与本地夫妻的差异较小,以此数据进行实证也具有一定的合理性。在二孩政策全面放开的背景下,50岁以下初婚已育的女性样本中生育一孩和二孩的样本比例达96.8%,为避免三孩及以上家庭对实证的干扰,仅保留一孩和二孩样本。此外,删除有孩子已去世、信息缺失和不合逻辑的样本,最终得到39 494个有效样本。

(二) 变量设定及描述性分析

隔代照料对劳动供给的影响分为“质”和“量”两个方面,是否参与劳动和周工作时长均为被解释变量。核心解释变量为一孩的主要照顾人。控制变量包括女性及配偶的民族、年龄、受教育程度、配偶居住地、一孩居住地、一孩的年龄和托育情况、一孩性别、定居意愿、是否在本地产房、家庭月收入,除女性本人外的其他家庭成员月收入和女性的工作时薪。其中,家庭月收入仅用于被解释变量为是否生育二孩的回归,除女性外家庭其他成员月收入仅用于被解释变量为是否参与劳动和工作时长的回归,女性的工作时薪仅用于被解释变量为工作时长的回归。另外,考虑到2-6岁孩子的托育方式较多样,将其托育情况细分为在家、入托入园和小学;对于7-18岁样本,按照全国升入小学和中学的普遍年龄,将样本分为7-12岁和13-18岁,并将2-6岁升入小学样本归入7-12岁组作为小学组。

表1给出被解释变量和核心解释变量(一孩主要照料人)的描述统计。70.4%的初婚已育女性选择参与劳动。对于参与劳动的女性,母亲作为主要照顾人的比例仅为12.6%,远低于未参与劳动样本组的比例(46.5%)。母亲参与劳动的样本中,一孩主要照顾人为祖辈的比例为28.7%,远远高于母亲未参与劳动样本中的比例(8.7%)。

表 1 被解释变量和核心解释变量的描述性统计分析

变量	变量说明		总样本		母亲参与劳动样本		母亲未参与劳动样本	
			样本量:39 494		样本量:27 803		样本量:11 691	
			均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
被解释变量	是否参与劳动	参与劳动为 1, 否则为 0	0.704	0.457				
	工作时长	周工作时长(小时)			54.709	17.312		
核心解释变量	一孩主要照顾人	父母双方	0.494	0.500	0.523	0.499	0.425	0.494
		父亲	0.021	0.143	0.026	0.160	0.008	0.088
		母亲	0.226	0.418	0.126	0.332	0.465	0.499
		祖辈	0.228	0.419	0.287	0.452	0.087	0.282
		亲朋邻居老师托管	0.027	0.163	0.033	0.179	0.013	0.113
		无人照管	0.004	0.060	0.004	0.065	0.002	0.045

(三) 回归分析

1. 基础回归模型

针对是否参与劳动及工作时长两个研究问题,本文首先采用基本模型处理。对于是否参与劳动的研究使用总样本,本文采用 Logistic 回归。

$$\ln[P_i/(1-P_i)] = X_i'v \quad (19)$$

(19)式中:向量 X_i 表示样本 i 对应的全部解释变量, P_i 表示样本 i 参与劳动的概率, $P_i/(1-P_i)$ 被称为发生比率。向量 v 为回归模型的参数,其分量表示了各解释变量对参与劳动概率的影响。通过最大似然估计,可得到 v 的估计量。

被解释变量为工作时长时使用参与劳动的样本进行 OLS 回归。

生育数量不固定时,是否参与劳动和工作时长模型分别为表 2 模型 1 和 4。此外,为避免生育子女数的干扰,我们分别固定生育数为一孩和二孩进行回归(见表 2 模型 2、3、5、6),探究隔代照料对劳动供给的直接影响。

表 2 基础模型回归分析结果

变量	是否参与劳动 Logistic 回归			工作时长 OLS 回归		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	总样本	一孩样本	二孩样本	参与劳动样本	一孩样本	二孩样本
一孩主要照顾人 (以父母双方为参照组)						
父亲	0.931 *** (0.127)	0.927 *** (0.151)	0.958 *** (0.352)	1.106 * (0.576)	1.598 ** (0.606)	2.557 (3.018)
母亲	-1.470 *** (0.030)	-1.460 *** (0.036)	-0.353 *** (0.131)	-2.446 *** (0.298)	-2.124 *** (0.338)	-1.429 (1.334)
祖辈	1.267 *** (0.054)	1.455 *** (0.068)	0.440 *** (0.156)	1.975 *** (0.324)	1.660 *** (0.366)	2.056 * (1.208)
亲朋、邻居或老师托管	0.657 *** (0.099)	0.820 *** (0.138)	0.514 ** (0.201)	-1.463 ** (0.565)	-1.685 *** (0.646)	-0.454 (1.520)
无人照管	0.433 * (0.251)	-0.040 (0.332)	0.887 (0.550)	2.041 (1.714)	2.178 (2.053)	2.441 (3.117)
夫妻年龄情况						
女性年龄	0.029 *** (0.005)	0.027 *** (0.006)	0.016 * (0.009)	-0.077 ** (0.036)	-0.158 *** (0.042)	0.129 * (0.068)
丈夫年龄	-0.014 *** (0.005)	-0.014 *** (0.006)	-0.023 *** (0.008)	-0.109 *** (0.034)	-0.066 * (0.039)	-0.147 (0.064)

续表 2 基础模型回归分析结果

变量	是否参与劳动 Logistic 回归			工作时长 OLS 回归		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	总样本	一孩样本	二孩样本	参与劳动样本	一孩样本	二孩样本
女性受教育程度 (以小学及以下为参照组)						
初中	0.229 *** (0.052)	0.297 *** (0.078)	0.252 *** (0.073)	0.174 (0.432)	0.048 (0.606)	0.523 (0.612)
高中	0.506 *** (0.060)	0.583 *** (0.084)	0.436 *** (0.096)	-1.640 *** (0.492)	-1.531 ** (0.653)	-1.288 (0.793)
大学及以上	1.150 *** (0.075)	1.209 *** (0.097)	1.064 *** (0.149)	-4.852 *** (0.562)	-4.495 *** (0.713)	-5.431 *** (1.115)
丈夫受教育程度 (以小学及以下为参照组)						
初中	0.273 *** (0.060)	0.292 *** (0.090)	0.269 *** (0.085)	0.757 (0.507)	0.509 (0.712)	0.760 (0.716)
高中	0.453 *** (0.067)	0.451 *** (0.096)	0.512 *** (0.103)	0.092 (0.556)	-0.542 (0.756)	1.216 (0.846)
大学及以上	0.505 *** (0.079)	0.538 *** (0.105)	0.391 *** (0.143)	-2.939 *** (0.620)	-3.339 *** (0.807)	-2.006 * (1.163)
民族						
夫妻均为汉族	0.310 *** (0.043)	0.296 *** (0.056)	0.210 *** (0.073)	2.607 *** (0.360)	2.184 *** (0.435)	3.446 *** (0.626)
收入情况 除女性外家庭其他成员 月总收入的对数	-1.007 *** (0.032)	-0.985 *** (0.040)	-0.967 *** (0.056)	-0.340 *** (0.047)	-0.313 *** (0.058)	-0.385 *** (0.080)
女性工作时薪 (以小于 2 元为参照组)						
2-4 元				2.248 * (1.362)	2.237 (3.073)	2.639 (1.908)
4-6 元				1.820 (1.253)	3.073 * (1.796)	0.720 (1.764)
6-8 元				-2.596 *** (1.362)	-2.504 *** (1.752)	-1.999 (1.706)
8 元以上				-14.193 *** (1.176)	-14.320 *** (1.710)	-13.250 *** (1.626)
定居意愿 (以继续流动为参照组)						
返乡	-0.081 (0.067)	-0.096 (0.085)	-0.201 * (0.118)	-0.079 (0.467)	0.078 (0.561)	-0.166 (0.824)
去其他地方继续流动	-0.351 *** (0.087)	-0.468 *** (0.110)	-0.131 (0.150)	-2.798 *** (0.679)	-2.935 *** (0.840)	-2.595 *** (1.143)
没想好	-0.182 *** (0.032)	-0.274 *** (0.041)	-0.037 (0.055)	-0.310 (0.241)	-0.287 (0.293)	-0.425 *** (0.420)
是否在本地产房						
买房	0.123 *** (0.031)	0.112 *** (0.039)	0.110 * (0.057)	-0.761 *** (0.227)	-0.812 *** (0.256)	-0.616 *** (0.458)
丈夫居住地 (以本地为参照组)						
户籍地	-0.299 *** (0.056)	-0.351 *** (0.069)	-0.463 *** (0.111)	-4.406 *** (0.351)	-3.951 *** (0.395)	-4.579 *** (0.797)
其他地方	0.798 *** (0.138)	0.843 *** (0.171)	0.560 ** (0.263)	-1.578 ** (0.746)	0.430 (0.900)	-3.763 *** (1.298)

续表 2 基础模型回归分析结果

变量	是否参与劳动 Logistic 回归			工作时长 OLS 回归		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	总样本	一孩样本	二孩样本	参与劳动样本	一孩样本	二孩样本
一孩居住地 (以本地为参照组)						
户籍地	-0.180 *** (0.052)	-0.173 *** (0.066)	-0.074 (0.146)	0.422 (0.339)	0.068 (0.393)	0.905 (1.138)
其他地方	-0.419 ** (0.186)	-0.650 *** (0.229)	-0.183 (0.349)	3.125 *** (1.114)	1.716 (1.264)	4.042 * (2.437)
一孩性别						
一孩为女孩	-0.132 *** (0.026)	-0.094 *** (0.033)	-0.060 (0.047)	0.071 (0.192)	-0.586 ** (0.229)	0.211 (0.367)
一孩年龄及托育分类 (以 0-2 岁为参照组)						
2-6 岁在家	0.368 *** (0.049)	0.482 *** (0.053)	0.167 (0.218)	0.607 (0.423)	0.926 ** (0.429)	-2.534 (2.466)
2-6 岁入园入托	1.020 *** (0.042)	1.193 *** (0.048)	0.717 *** (0.206)	2.402 *** (0.341)	1.960 *** (0.358)	2.032 (2.216)
2-6 岁升入小学及 7-12 岁	1.184 *** (0.049)	1.378 *** (0.060)	0.694 *** (0.211)	2.818 *** (0.384)	2.270 *** (0.426)	1.154 (2.237)
13 岁及以上	1.352 *** (0.071)	1.455 (0.091)	0.782 *** (0.229)	3.681 *** (0.520)	3.015 *** (0.612)	1.361 (2.325)
二孩主要照顾人 (以父母双方为参照组)						
父亲			0.244 (0.390)			-2.732 (3.095)
母亲			-1.169 *** (0.125)			-1.912 (1.290)
祖辈			0.949 *** (0.156)			0.119 *** (1.204)
亲朋、邻居或老师托管			0.085 (0.254)			-1.024 (1.926)
无人照管			-0.676 (0.693)			-2.112 (5.218)
拟合优度	0.2469	0.2670	0.2777	0.1631	0.1774	0.1132
-2ln(likelihood)	12821	23181	11815			
样本量	39 494	25 990	13 504	27 803	18 269	9 534

注:(1)括号内数字为异方差稳健标准误;(2)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

根据表 2 的回归结果,本文从四个角度进行分析,并着重探讨主要照顾人对女性劳动供给的影响。

(1)主要照顾人。表 2 中的六个模型中,对比父母双方作为一孩主要照顾人,祖辈作为一孩主要照顾人对女性劳动参与概率和工作时长的正向影响均显著,母亲独自作为一孩主要照顾人则显著抑制了女性的劳动供给。隔代照料对劳动供给的提升效果在一孩和二孩两个样本之间有较大差别。对于一孩样本,祖辈为一孩主要照料人可使女性参与劳动的发生

比率(参与劳动概率与未参与劳动概率的比值)的对数提高 1.455,远高于二孩样本的相应发生比率对数的提高值 0.440,原因在于二孩样本的育儿总量为一孩和二孩的总和,一孩照顾方式的作用被弱化。而筛选参与劳动的样本来研究工作时长时,二孩样本模型中一孩主要照顾人为祖辈的估计系数 2.056 高于一孩样本模型的估计系数 1.660,可见对于已参与劳动的女性,当祖辈可分担育儿压力时,更多职业二孩母亲选择增加工作强度,毕竟抚养两个孩子的经济负担更重。

一孩由父亲、亲朋邻居照顾或无人照管的比例均不足 3%,它们同样可分担女性的育儿压力,且亲朋邻居照顾和无人照管通常包含了孩子年龄较大且自理能力较强的信息量,它们对女性的劳动参与均有较显著的正向影响,而对已工作女性的工作时长的影响大多不显著。

对于二孩样本,祖辈作为二孩主要照顾人同样可在 1%水平上显著提高女性劳动参与概率,使其发生比率的对数提高 0.949,母亲作为主要照顾人亦会对女性劳动参与造成显著负面影响。而对于已参与劳动的样本,祖辈作为二孩主要照料人对工作时长有显著的正向影响,其他二孩照料方式对工作时长的影响不显著。

(2)一孩的其他特征。一孩的年龄和托育方式以 0-2 岁为参照组,对于生育数量不固定的样本和一孩样本,一孩入园入托入学和年龄增加均对女性劳动参与概率和工作时长有较显著的正向影响。以生育数不固定的样本为例,相比一孩 0-2 岁在家,2-6 岁在家、2-6 岁入园入托、2-6 岁升入小学及 7-12 岁小学组和 13 岁及以上分别可在 1%显著水平上使女性参与劳动的发生比率的对数提高 0.368、1.020、1.184 和 1.352;对于工作样本,可使女性每周工作时长提高 0.607、2.402、2.818 和 3.681 小时。对于生育数不固定样本和一孩样本,一孩为女孩分别使女性参与劳动发生比率的对数在 1%显著水平上降低 0.132 和 0.094,说明流动人口对男孩的性别偏好仍在一定程度上存在。一孩为女孩时,生育二孩的意愿更强烈,对女性的劳动参与产生消极影响。而对于二孩家庭,一孩的性别不再影响家庭生育二孩的决策,一孩性别对女性劳动参与概率的影响不再显著。

(3)女性的个人特征。无论生育数量是否固定,女性的年龄对劳动供给的影响均显著,年龄较大的女性劳动参与概率更大,在模型 1—3 中参与劳动的发生比率的对数分别提高 0.029、0.027 和 0.016。这主要得益于年龄较长的女性的孩子也较年长,对全天照料的要求较低。而对于已工作的女性,年龄增长对工作时长反而有显著的负向影响,女性年长所关联的孩子年龄较大的优势不再明显,年龄增长使女性的工作时长缩短。对于受教育程度较高的女性,在家育儿将付出更高的机会成本,她们更倾向于参与劳动,以产生更大的经济收益。而对于已参与劳动的样本,受教育程度高的工作时长反而减少,原因在于高学历女性职业的技术含量相对较高,单位时间内的工薪也相对较高,工作时间相对固定,工作时长通常小于低学历女性。以时薪小于 2 元为参照组,时薪提高到 2-4 元和 4-6 元时,回归系数为正,女性倾向于增加工作时长,但增长值随着时薪的增加而减少。当时薪提高到 6-8 元和 8 元以上时,回归系数变为负数,说明时薪达到一定程度后,工作时长增加所带来的边际效用减少,个体更倾向于增加闲暇时间,减少劳动时间,这也与劳动供给背弯曲线吻合。

(4)家庭经济情况和定居意愿。对于表 1 中的 6 个模型,家庭其他成员的月收入对女性劳动参与概率和工作时长的影响均在 1%水平上显著。家庭其他成员收入越高,女性则更有可能放弃工作或缩减工作时长来照顾家庭和育儿。对于已买房的家庭,女性参与劳动的可能性更大,以分担购房压力;而对于已参与劳动的样本,家庭有能力购房的女性的受教育程

度或时薪相对更高,工作时长较其他未购房的女性相对缩短。

2. 二孩生育的中介效应分析

隔代照料不仅通过减轻育儿压力直接影响女性劳动供给,还因为促进二孩生育产生间接影响。为此,本文使用中介效应分析(温忠麟等,2004)来探讨“是否生育二孩”的中介效应,从而进一步探究隔代照料、生育子女数和女性劳动供给(包含是否参与劳动和工作时长)三者间的复杂关系。

(1) 二孩生育在隔代照料与女性是否参加劳动之间的中介作用。由于被解释变量 Y (是否参与劳动)与中介变量 M (是否生育二孩)均为二值变量,本文采用三个 Logistic 回归模型描述变量之间的关系:

$$\ln \{P(Y=1)/[1-P(Y=1)]\} = \alpha_0 + \alpha_1 Z + X' \alpha_2 \quad (20)$$

$$\ln \{P(M=1)/[1-P(M=1)]\} = \beta_0 + \beta_1 Z + X' \beta_2 \quad (21)$$

$$\ln \{P(Y=1)/[1-P(Y=1)]\} = \gamma_0 + \gamma_1 Z + \gamma_2 M + X' \gamma_3 \quad (22)$$

(20) — (22) 式中:变量 Z 为一孩主要照顾人, X 为其他控制变量组成的向量, α_i 、 β_i 、 γ_i ($i=0,1,2,3$) 分别为常数或回归系数。

因回归方程(20) — (22)均为非线性回归方程,不再适用传统的 Sobel 检验。当中介效应较明显时,可通过 β_1 和 γ_2 的显著性来判定中介效应是否存在,并根据 β_1 和 γ_2 的正负来判定中介效应的方向,但无法以具体数值来衡量中介效应的大小。

(2) 二孩生育在隔代照料与女性工作时长之间的中介作用。首先筛选出参与劳动样本,当周工作时长 T 作为被解释变量时使用 OLS 回归,中介效应分析模型为:

$$T = \phi_0 + \phi_1 Z + X' \phi_2 + \mu \quad (23)$$

$$\ln \{P(M=1)/[1-P(M=1)]\} = \tau_0 + \tau_1 Z + X' \tau_2 \quad (24)$$

$$T = \psi_0 + \psi_1 Z + \psi_2 M + X' \psi_3 + v \quad (25)$$

(23) — (25) 式中: ϕ_i 、 τ_i 、 ψ_i ($i=0,1,2,3$) 分别为相应常数或回归系数, μ 和 v 分别为回归的随机误差。

(20) 和 (23) 式所代表的模型即为上一节的模型 1 和 4,由表 2 中的回归结果可知, α_1 和 ϕ_1 均显著,可继续进行中介效应分析的下一步回归。将 (21)、(22)、(24) 和 (25) 式所代表的模型分别设为模型 7、8、9 和 10,其回归结果见表 3,可由此判定中介效应的显著性和方向。

(1) 被解释变量为是否参与劳动时,相比父母双方照料,祖辈作为一孩主要照料人可使生育二孩发生比率的对数显著提高 0.325(见表 3 模型 7 结果),同时在模型 8 中,生育二孩可使参与劳动的发生比率的对数降低 0.429,综合两个回归,祖辈对一孩的隔代照料通过提升二孩生育概率而显著抑制了女性参与劳动,中介效应为负向。此外,对一孩的隔代照料分担了育儿压力,可使参与劳动的发生比率的对数提高 1.296(见表 3 模型 8 结果)。在正向直接影响和负向中介效应的共同作用下,祖辈作为一孩主要照料人对劳动参与概率的总影响仍为正向(见表 2 模型 1 结果)。一孩的隔代照料同时提高了女性生育二孩的概率和劳动参与概率。

(2) 被解释变量为工作时长时,二孩的生育使周工作时长显著提高了 2.091 小时(见表 3 模型 10 结果),同时一孩的隔代照料使生育二孩的发生比率的对数显著提高了 0.384(见表 3 模型 9 结果),中介效应为正。同时,一孩的隔代照料也对工作时长产生了正向的直接影

响(见表3模型10结果),使一孩的隔代照料对工作时长的正向总影响更加强烈,表2模型4中祖辈照料一孩对女性工作时长影响的回归系数为1.975,也能印证这一结论。

表 3 中介效应分析结果

变量	是否参与劳动		工作时长	
	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
	是否生育二孩	是否参与劳动	是否生育二孩	工作时长
是否生育二孩				
生育二孩		-0.429*** (0.032)		2.091*** (0.235)
一孩主要照顾人				
父亲	-0.149* (0.089)	0.917*** (0.127)	-0.038 (0.099)	1.174** (0.576)
母亲	0.163*** (0.032)	-1.471*** (0.030)	-0.086* (0.046)	-2.411*** (0.298)
祖辈	0.325*** (0.047)	1.296*** (0.054)	0.384*** (0.055)	1.843*** (0.324)
亲朋、邻居或老师托管	0.016 (0.074)	0.671*** (0.100)	0.028 (0.083)	-1.468*** (0.564)
无人照管	0.205 (0.180)	0.463* (0.255)	0.258 (0.197)	1.941 (1.712)
控制变量	控制	控制	控制	控制
拟合优度	0.1948	0.2508	0.1952	0.1657
-2ln(likelihood)	40 852	35 945	28 773	
样本量	39 494	39 494	27 803	27 803

注:限于文章篇幅,省略控制变量的回归系数。

(四) 内生性问题处理及异质性分析

1. 样本选择偏差产生的内生性

上节研究工作时长的模型选取了参与劳动的样本,为避免样本选择偏误产生的内生性,使用 Heckman 二阶段模型进行处理:第一步,个体决定是否参与劳动,使用 Probit 回归(选择方程),一孩性别作为排他性变量;第二步,参与劳动的个体还需决定工作时长,使用 OLS 回归(结果方程)。选择方程的回归可得到的逆米尔斯比率,将它作为结果方程的解释变量。若逆米尔斯比率显著,则说明样本选择性偏误存在,可通过 Heckman 二阶段模型修正其产生的内生性。将表2的 OLS 模型4和表3的模型10所对应的 Heckman 二阶段模型分别设为模型11和12,回归结果见表4。

表 4 Heckman 二阶段模型回归结果

变量	模型 11		模型 12	
	选择方程	结果方程	选择方程	结果方程
是否生育二孩				
生育二孩			-0.249*** (0.018)	1.616*** (0.235)
一孩主要照料人				
父亲	0.518*** (0.067)	1.891*** (0.663)	0.507*** (0.067)	1.835** (0.660)
母亲	-0.894*** (0.018)	-4.475*** (0.438)	-0.894*** (0.018)	-4.165*** (0.437)
祖辈	0.708*** (0.030)	3.126*** (0.382)	0.725*** (0.030)	2.867*** (0.383)
亲朋、邻居或老师	0.370*** (0.053)	-0.846 (0.568)	0.376*** (0.053)	-0.926 (0.566)
无人照管	0.240* (0.137)	2.371 (1.512)	0.251*** (0.137)	2.243 (1.506)
控制变量	控制	控制	控制	控制
mills lambda		4.676*** (0.730)		4.065*** (0.733)
样本量	39 494	27 803	39 494	27 803

由表 4 可见,两个 Heckman 二阶段模型的修正因子逆米尔斯比率均在 1%水平上显著,相应的原模型存在样本选择偏差,Heckman 二阶段模型可以有效修正其产生的内生性。修正后,祖辈为一孩主要照料人的回归系数依然在 1%水平上显著,且回归系数均较原模型的系数显著提高,祖辈作为一孩主要照料人对女性工作时长的正向影响更加强烈。原模型 4 和 10 作为工作时长中介效应分析中的两个回归,可考虑使用相应的 Heckman 二阶段模型 11 和 12 来替代它们,含有 Heckman 二阶段模型的中介效应分析与原中介效应分析的差异主要表现在中介效应强度上。Heckman 二阶段模型中生育二孩可使周工作时长提高 1.616 小时,低于原 OLS 模型 10 中 2.091 小时的提高值,修正了样本选择偏误产生的内生性后,中介效应的正向影响减弱。而 Heckman 二阶段模型 12 所得到一孩的隔代照料对工作时长的直接正向影响(估计系数为 2.867)却高于原 OLS 模型(估计系数为 1.843)。因中介效应的降低值还受到隔代照料导致的生育二孩概率增加的弱化,在正向直接影响的强势作用下,使用 Heckman 二阶段模型得到的一孩隔代照料对工作时长的总影响 3.126(见模型 11 结果)显著高于原 OLS 回归得到的总影响 1.975(见表 2 模型 4 结果)。

2. 互为因果关系产生的内生性

隔代照料和劳动供给间并非单向因果关系,女性参与劳动也可能导致育儿压力向上一代转移。为了解决互为因果关系导致的内生性,本文使用倾向得分匹配(PSM)方法,以祖辈是否为一孩的主要照顾人作为处理条件,将样本分为处理组和控制组。根据前文回归结果,女性及丈夫的年龄、受教育程度、民族、生育二孩情况、一孩的年龄及托育情况以及其他家庭成员收入对于是否参与劳动和工作时长均影响显著,选为匹配变量。首先,计算倾向得分值,对样本进行共同支持区域检验,结果见图 4,其中总样本全部在共同取值区域中,参与劳动样本中仅有一个处理组的样本不在共同取值区域中。

对于是否参与劳动的研究使用总样本匹配,对工作时长的研究仅使用工作样本匹配,分别运用最近邻匹配、半径匹配和核匹配三种方法进行匹配。匹配的均衡性检验结果显示,无论对于总样本还是工作样本,三种匹配方法的均衡性均表现优异。^①以最近邻匹配法为例,匹配后所有变量的标准偏差均小于 3%,并且匹配前多数变量的 P 值显著,而匹配后除一个变量外其他变量均不显著,最终处理效应估计结果的可靠性较高。

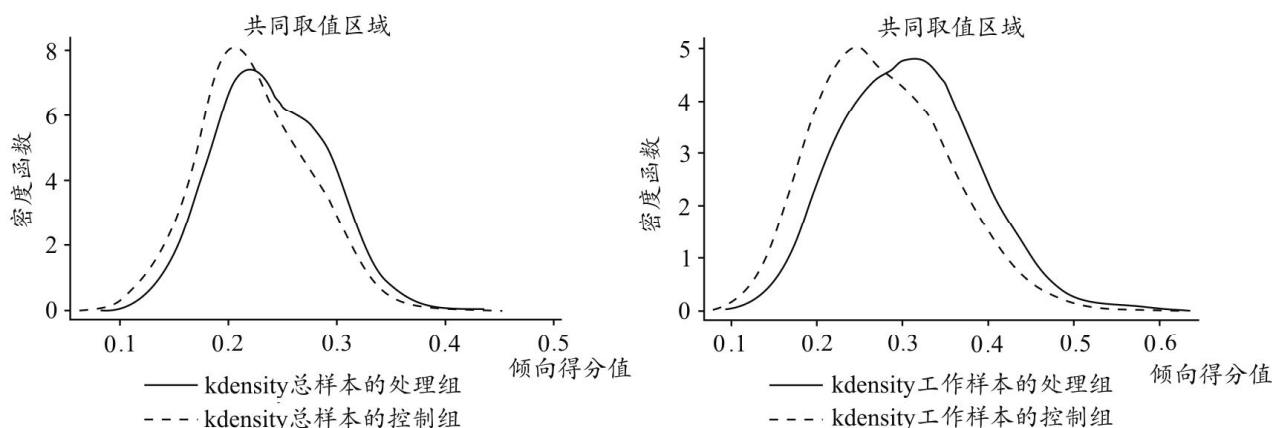


图 4 总样本(左)、工作样本(右)处理组与控制组的倾向得分密度图

^①限于篇幅,均衡性检验具体结果省略。

由表 5 和 6 可见,三种匹配方法的处理组的平均处理效应(ATT)的 T 值均显著,且 ATT 值差距较小,说明稳健性较强。匹配后,是否参与劳动和工作时长的 ATT 值均为正,证实了使用 PSM 方法处理互为因果关系产生的内生性后,隔代照料仍对劳动参与概率和工作时长有积极的净影响。

表 5 是否参与劳动——PSM 的估计结果

匹配方法	处理组 (样本量 8 995)	控制组 (样本量 30 499)	ATT	标准误	T 值
匹配前	0.8869	0.6500	0.2369	0.0053	44.32
匹配后					
最近邻匹配	0.8869	0.6449	0.2420	0.0070	34.53
半径匹配	0.8869	0.6516	0.2353	0.0044	53.87
核匹配	0.8869	0.6515	0.2354	0.0044	53.88

表 6 工作时长——PSM 的估计结果

匹配方法	处理组 (样本量 7 978)	控制组 (样本量 19 825)	ATT	标准误	T 值
匹配前	56.60	53.95	2.65	0.2290	11.55
匹配后					
最近邻匹配	56.60	54.61	1.99	0.3205	6.18
半径匹配	56.60	54.58	2.02	0.2300	8.76
核匹配	56.60	54.59	2.01	0.2301	8.73

3. 隔代照料对农业人口与非农业人口劳动供给影响的异质性分析

本文流动人口样本中农业户口比例(84.6%)要高于全国农业户口比例(约 63%),且农业户口样本的隔代照料比例(23.5%)高于非农户口样本的隔代照料比例(18.8%)。为进一步探究农业人口比例过高是否会干扰隔代照料对劳动供给的影响,本文将样本分为农业户口和非农业户口两个子样本分别进行回归分析,来探讨隔代照料对农业人口与非农业人口劳动供给影响的异质性。

由表 7 回归结果可见,对于总样本,隔代照料对农业人口和非农业人口劳动参与概率的影响均显著,且系数差别微小;对于工作样本,隔代照料对农业户口女性的工作时长有显著的正向影响,而对非农业户口的回归系数虽为正值但影响不够显著。可见,隔代照料对农业户口和非农业户口劳动供给的影响差异仅表现在对工作时长影响的显著性和强度上。总体来看,隔代照料对农业人口和非农人口的劳动供给均有促进作用。

表 7 不同户口类型下隔代照料对劳动供给的影响

变量	是否参与劳动		工作时长	
样本类型	农业户口样本	非农业户口样本	农业户口样本	非农业户口样本
一孩的主要照顾人				
祖辈	1.278 ^{***} (0.060)	1.296 ^{***} (0.054)	2.422 ^{***} (0.388)	0.599 (0.563)
控制变量	控制	控制	控制	控制
拟合优度	0.2538	0.2188	0.1325	0.2282
样本量	33 398	6 096	23 404	4 399

4. 隔代照料对男性与女性劳动供给影响的异质性分析

本节将对男性样本进行回归分析,以探究隔代照料对劳动供给的影响是否存在性别差异。按与女性样本相同的筛选方法对 2016 年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据进行处理,得到 42 100 个男性样本,其中约 94.2% 的男性参与劳动,远大于女性样本 70.4% 的劳动参与率,男性与女性样本的回归结果对比见表 8。

表 8 男性与女性样本回归结果对比

变量	是否参与劳动		工作时长		工作时长	
	Logistic 回归		OLS 模型		Heckman 二阶段模型	
	男性样本	女性样本	男性样本	女性样本	男性样本	女性样本
一孩的主要照顾人						
祖辈	0.822 *** (0.097)	1.267 *** (0.054)	1.537 *** (0.330)	1.975 *** (0.324)	2.702 *** (0.395)	3.126 *** (0.382)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
mills lambda					17.808 *** (2.851)	4.676 *** (0.730)
拟合优度	0.1135	0.2469	0.1196	0.1631		
-2ln(likelihood)	16485	12821				
样本量	42 100	39 494	39 667	27 803	42 100	39 494

由三个模型的回归结果可见,隔代照料对于男性的劳动参与概率和工作时长同样存在显著的正向影响。在影响强度方面,隔代照料可使男性参与劳动的发生比率的对数提高 0.822,远低于女性样本的相应提高值 1.267;无论对于 OLS 模型还是 Heckman 二阶段模型,隔代照料使男性工作时长的提高值也均小于女性工作时长提高值。这说明即使是父母双方共同照料,女性在幼儿抚育方面承担的工作量也远大于男性,隔代照料作为育儿分担方式对女性劳动参与和工作强度的影响更强烈。

四、总结与政策建议

本文从理论和实证两个方面研究了隔代照料对劳动供给的影响,充分考虑了二孩生育的中介作用、内生性问题以及异质性问题。利用建立的动态一般均衡模型并对比有隔代照料和无隔代照料两种情况,本文发现:在生育数量不固定的设定下,隔代照料对生育子女数的提高有积极影响,且祖辈的隔代照料对其子女工作时长的影响随祖辈老年期长度的不同而存在差异。当祖辈的老年期较短时,隔代照料因提高生育数量而对其子女工作时长有负向影响;随着老年期的延长,祖辈的隔代照料对其子女的工作时长的影响转为正向。基于 2016 年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据的实证研究表明:(1)祖辈的隔代照料通过促进二孩生育对女性参与劳动有负向的间接影响,但对女性劳动参与概率仍有显著的正向的直接和总影响;(2)二孩的生育促进了已工作女性增加工作时长,祖辈的隔代照料通过促进二孩生育对女性工作时长有显著的正向中介效应,且隔代照料对工作时长有正向的直接和总影响;(3)隔代照料同样促进了男性劳动参与概率和工作时长的提高,但其正向影响

的强度远小于对女性群体的影响强度;(4)隔代照料对劳动参与概率的影响在农业和非农业户口之间差异不大,但隔代照料对工作时长的影响只对农业户口样本显著。

在老龄化加剧、劳动年龄人口比例和数量持续下降的背景下,如何既提高生育率从而在长期增加劳动力供给并在短期内提高劳动参与率及劳动供给强度是一个重要的研究课题。本文的研究结果显示,隔代照料既可促进二孩生育同时又可提高年轻个体劳动参与概率和工作时长,对于劳动供给的长期良性发展和短期的提高都具有积极影响。因此,在我国公共托育服务(特别是幼儿托育服务)仍不足的情况下,对于祖辈健康且有余力的家庭,隔代照料值得提倡。但是,这种家庭内部的代际帮扶不仅需要家庭内部的权衡安排,其良性发展还需要政府、社区和社会给予重视和支持。事实上,虽然隔代照料在我国较为普遍,但仍面临诸多困境,尤其是对于流动人口家庭,例如教育理念冲突、留守儿童问题、跟随子女流动的老年人生活和就医问题以及他们面临的环境不适应和角色困境的问题、工作问题、自身家庭问题等等。因此,家庭帮扶政策制定应当是今后政策制定的一个不应忽视的考虑内容。此外还应该加强社会组织建设,依托社会力量关注留守儿童问题、承担孙辈照料工作的老年人的身心健康问题以及随迁老人的异地融入度和生活便利度问题,从而充分消解不利于隔代照料顺利进行的因素。

参考文献:

- 1.杜凤莲,2008:《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》,《世界经济文汇》第2期。
- 2.段成荣、吕利丹、郭静,2013:《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》,《人口学刊》第3期。
- 3.华淑名、陈卫民,2020:《隔代照料支持对青年女性非农就业的影响》,《青年研究》第1期。
- 4.姜春云、谭江蓉,2020:《3岁以下随迁子女照料对流动女性就业参与的影响研究》,《南方人口》第3期。
- 5.刘斌,2014:《动态随机一般均衡模型及其应用》,中国金融出版社。
- 6.卢洪友、余锦亮、杜亦譔,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。
- 7.沈可、章元、鄢萍,2012:《中国女性劳动参与率下降的新解释:家庭结构变迁的视角》,《人口研究》第5期。
- 8.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。
- 9.王亚章,2016:《人口老龄化对宏观经济的影响——基于隔代抚养机制的考察》,《人口与发展》第3期。
- 10.温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云,2004:《中介效应检验程序及其应用》,《心理学报》第5期。
- 11.杨成钢、孙晓海,2020:《老年人口影子红利与中国经济增长》,《人口学刊》第4期。
- 12.张琳、张琪,2019:《我国青年女性生育状况对劳动参与决策的影响——基于CLDS数据的分析》,《中国青年研究》第5期。
- 13.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。
- 14.Cardia, Emanuela, and Serena Ng.2003.“Intergenerational Time Transfers and Childcare.” *Review of Economic Dynamics* 6(2): 431-454.
- 15.Chen, Feinian, L.Guangya, and C.A.Mair .2011.“Intergenerational Ties in Context: Grandparents Caring for

- Grandchildren in China.” *Social Forces* 90(2):571–594.
- 16.Cox, Donald.1987.“Motives for Private Income Transfers.” *Journal of Political Economy* 95(3): 508–546.
- 17.Fanti, Luciano, and Luca Gori.2014.“An OLG Model of Growth with Longevity: When Grandparents Take Care of Grandchildren.” *Portuguese Economic Journal* 13(1): 39–51.
- 18.Heer, Burkhard, and Alfred Maussner.2009. *Dynamic General Equilibrium Modeling: Computational Methods and Applications*. Berlin:Springer Publishing Company.
- 19.Hock, Heinrich, and David N. Weil.2012. “On the Dynamics of the Age Structure, Dependency, and Consumption.” *Journal of Population Economics* 25(3): 1019–1043.
- 20.Ogawa, Naohiro, and John Ermisch.1996.“Family Structure, Home Time Demands, and the Employment Patterns of Japanese Married Women.” *Journal of Labor Economics* 14(4): 677–702.
- 21.Posadas, Josefina, and Marian Vidalfernandez.2013. “Grandparents’ Childcare and Female Labor Force Participation.” *IZA Journal of Labor Policy* 2(1):14–40.
- 22.Sasaki, Masaru.2002.“The Causal Effect of Family Structure on Labor Force Participation among Japanese Married Women.” *Journal of Human Resources* 37(2): 429–440.
- 23.Zamarro, Gema.2011.“Family Labor Participation and Child Care Decisions: The Role of Grannies.” Working Papers of RAND Labor and Population Working Paper Series.

The Effect of Intergenerational Childcare on Labor Supply

Zhao Xindong¹ and Wang Ye²

(1: School of Statistics, Huaqiao University;

2: School of Economics and Finance, Huaqiao University)

Abstract: This paper explores the way to increase labor supply from the perspective of intergenerational childcare. By introducing a dynamic general equilibrium model, this paper shows that the increase of life expectancy of grandparents can increase grandparenting hours and then boost their adult children’s births. Enough grandparenting time will further increase the working hours of the adult children. Mediating effect analysis demonstrates that intergenerational childcare has a significant positive effect on labor participation of young parents and a negative effect on that of women through the second – child birth. However, its overall impact is still positive. Intergenerational childcare not only directly increases working hours of young parents, but also indirectly promotes labor supply through the second–child birth. Therefore, it would increase labor supply both in the long run and in the short run. Based on the above conclusions, this paper suggests the policy makers to further address problems faced by the left – bind children and immigrant grandparents, attach importance to family life support, thus resolve the obstacles for a sustainable intergenerational childcare.

Keywords: Intergenerational Childcare, Labor Supply, Second–Child Birth, Mediating Effect

JEL Classification: J21

(责任编辑:陈永清)