

· 劳动与就业 ·

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

邹红 彭争呈 栾炳江

内容提要:本文利用 CFPS 2010、2012、2014 和 2016 四期调查数据,实证分析了隔代照料与女性劳动供给的因果关系。研究发现:祖辈隔代照料会显著增加中青年已婚女性劳动参与率 13%~21% 和周平均工作时间 5~7.3 个小时;隔代照料对女性劳动供给的影响随着儿童数量的增加而减弱,且对城镇女性劳动供给的影响更大;女性老年人的退休行为会显著增加其提供隔代照料的概率,而幼儿照护资源的成本、供给和利用便利性会显著影响对隔代照料的依赖。在照料视角下,全面二孩政策与延迟退休政策可能会引起隔代照料需求增加与女性劳动供给减少的背离,这将加剧年轻女性在家庭责任与就业行为之间的冲突,而增加公共照护资源供给则是降低这种挤出效应的途径之一。

关键词:隔代照料 女性劳动供给 全面二孩政策 延迟退休政策

一、引言

面对我国人口老龄化水平不断上升、人口红利逐渐消失的问题,党的十九大提出了“要坚持就业优先战略和积极就业政策”。根据相关研究,我国劳动参与率从 1990 年的 81.90% 降到 2010 年的 72.19%,降幅达 9.71%;其中,女性劳动参与率净下降 11.24%,男性劳动参与率净下降 4.62%(吴伟平等,2016)。对于女性劳动参与率下降原因的解释,相关研究(熊瑞祥、李辉文,2016)发现,家庭儿童看护责任会对女性的劳动市场参与产生显著阻碍作用。这意味着,在全面二孩政策背景下,已婚适龄女性尤其是城镇适龄女性可能会面临更多的生育、儿童看护与工作冲突的矛盾。如何解决女性生活中面对的家庭—工作矛盾,“实现更高质量和更充分就业”,将是我国在经济社会发展过程中迫切需要解决的一个问题。

家庭代际关系在人民生活中扮演着重要的角色,父母或子女在遭遇生活困难时,更倾向于在家庭内部寻求解决问题的途径。因此,在这种社会文化背景下,面对儿童看护需求增加和社会儿童看护资源不足的矛盾,老年人也就是儿童的祖辈往往被选作非正式的儿童看护资源提供者(Du & Dong,2013)。《中国家庭发展报告 2015》显示,在 0~5 岁儿童的日常生活主要照料者中,约 47.6% 为母亲,38% 为(外)祖父母。基于 CFPS 数据的分析也证实了这一发现,表 1 反映了 60 岁以上老年人帮助子女照看孩子的情况,大约有 33.6% 的老年人在被调查时最近 6 个月里帮助子女照看过孩子^①,而且照料者在性别上没有太大的差异;图 1 展示了在儿童父母最近非假期的 1 个月中,0~12 岁儿童的主要照料者,我们发现儿童的(外)祖父母是仅次于儿童母亲的照料提供者,比重超过 30%。

* 邹红、彭争呈、栾炳江,西南财经大学经济学院,邮政编码:611130,电子邮箱:zouhong@swufe.edu.cn,hnxypzc@sina.com,luanbingjiang@126.com。本文受研究阐释党的十九大精神国家社科基金专项项目“完善促进人民美好生活消费需要的体制机制创新研究”(18VJSJ070)、国家自然科学基金项目“延迟退休年龄的社会经济效应评估与制度设计:理论模型、政策模拟与断点反事实分析”(71603214)和中央高校基本科研业务费专项资金项目“全面二孩、隔代照料与老年人提前退休”(JBK1807010)资助。感谢匿名审稿专家的意见和建议,文责自负。

表1 老年人是否帮助子女照看孩子^②

老年人性别	否	是	总体
女性	4150 (33.28%)	2056 (16.49%)	6206 (49.76%)
男性	4129 (33.11%)	2136 (17.13%)	6265 (50.24%)
总体	8279 (66.39%)	4192 (33.61%)	12471 (100%)

数据来源:CFPS2010/2012。

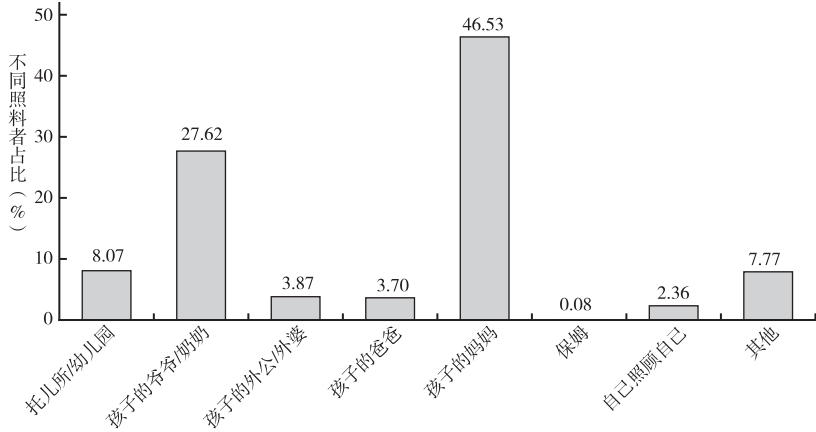


图1 0~12岁儿童的主要照料者

数据来源:CFPS2010/2012/2014/2016。

与此同时,面对人口老龄化过程中日益突出的社会抚养压力增加、养老金不足等问题,我国延迟退休政策呼之欲出。虽然延迟退休会提高老年人的劳动参与率、减轻社会保障的压力,但在当前我国幼儿照护资源短缺,尤其是0~2岁儿童托教机构严重匮乏的现实下,家庭的儿童照护需求往往很难通过市场得以满足。因此,延迟退休有可能降低老年人提供隔代照料概率,从而对家庭的儿童照料需求产生不利影响。此时,年轻女性要么选择退出劳动力市场,承担起照料儿童的责任;要么选择不生育或延迟生育,以满足个人的职业发展需要。所以,在当前背景下,延迟退休政策很可能与全面二孩政策存在相背离的一面,即针对老年人的延迟退休政策很可能对已婚年轻女性的劳动供给具有挤出效应。

家庭经济学关于家庭分工的比较优势理论认为,女性在家庭生产中具有比较优势。因此,相对于男性,女性在选择市场工作时面对着更多家庭因素的影响,其中一个重要的方面就是儿童的照料问题。相关研究发现,儿童的照料方式不仅直接影响女性的劳动供给,还会对家庭的生育决策产生潜在的影响(Boca,2002;Aparicio-Fenoll & Vidal-Fernandez,2015;Miyazawa,2016)。因此,在我国人口老龄化不断深化、生育率水平持续低下的背景下,探究儿童照料方式与女性劳动供给之间的关系具有重要的现实意义。本文尝试把隔代照料与女性劳动供给相联系,从劳动参与和工作时长两个维度,研究隔代照料与女性劳动供给的因果关系,进一步解释影响我国女性劳动供给的家庭因素;结合全面二孩政策和延迟退休政策,检验祖辈退休行为对隔代照料获得上的影响;同时,从幼教成本、幼教资源可得性和幼教资源利用便利性三个方面,分析公共照护资源对选择隔代照料的影响,以期全面二孩政策和延迟退休政策的实施提供进一步的政策建议,促进女性劳动力资源的有效供给。

二、文献综述

关于儿童照料责任对女性工作决策的影响,早期的劳动经济学理论通常忽视这一问题或假设家庭儿童照料需求可以通过市场得以解决,但 Heckman(1974)则从理论上分析了不同类型儿童照

料方式成本的差异对女性就业行为的影响;Browning(1992)、Kimmel(1998)从实证的角度检验了女性劳动供给对市场照护成本的敏感性。正如 Heckman(1974)所提到的,儿童的照护资源不只包括正式的市场照护资源,还包括非正式的照护资源,如家庭成员提供的儿童照护服务。在正式的市场照护资源短缺的经济中,后一种儿童照护方式通常发挥着更大的作用,从而对女性的劳动供给也会产生更大的影响。关于非正式的儿童照护资源,已有研究多直接从女性自己作为儿童照护资源提供者的角度,分析照护儿童的家庭责任对女性劳动供给的影响,这一类的研究(Maurer-Fazio et al, 2011;熊瑞祥、李辉文, 2016)普遍发现,年幼子女的照护责任对女性的劳动供给具有明显的抑制效应。

许多研究发现,老年人对年轻女性劳动供给产生显著的促进作用。Ogawa & Ermisch(1996)、Cardia & Ng(2003)和杜凤莲(2008)等分别基于日本、美国和中国的数据,发现家里有同住老年人普遍对年轻女性的劳动供给具有促进作用。这些研究较早提出老年人隔代照料孙辈的行为可能是促进年轻女性就业的原因,为后续的研究提供了基石,但未能直接检验老年人隔代照料孙辈的行为与女性就业的关系,也未考虑可能存在的内生性问题。在直接分析隔代照料与女性劳动供给的理论文献中,Zamarro(2011)基于 Cardia & Ng(2003)构建的两期世代交叠(OLG)模型,通过对 OECD 国家的研究发现,女性老年人提供隔代照料对其女儿的劳动参与有显著的促进效应;Dimova & Wolff(2011)通过构建包含两代人的效用最大化模型,基于欧洲 10 国的 SHARE 数据分析了老年一代向下的时间和货币转移行为对有 10 岁以下孩子的年轻女性劳动参与的影响,发现祖辈帮助照看孙辈不仅会显著促进年轻女性的劳动参与,还会提高其工作的投入度。上述两篇文献从理论模型的视角分析了隔代照料影响年轻女性劳动参与的内在机制,对已有研究进行了有益补充,但在实证检验中仍没有处理照料变量的内生性问题。在实证分析文献中,Dimova & Wolff(2008)基于法国的移民家庭数据发现,隔代照料对女性劳动参与具有显著的促进作用,而且移民家庭代际时间转移的模式因国家和宗教信仰的社会背景差异而不同;该文基于移民数据从实证的角度证实了隔代照料行为存在较大的社会文化差异。Posadas & Vidal-Fernandez(2013)使用工具变量法(IV)和面板固定效应模型(FE)分析了隔代照料与女性劳动参与之间的关系,FE 估计发现祖辈的隔代照料会显著增加年轻女性的劳动参与约 10%,而 IV 估计的结果并不显著;虽然作者使用了工具变量法解决隔代照料的内生性问题,但隔代照料的社会文化差异使得用外祖母是否健在作为工具变量得出的结论在中国的有效性值得怀疑(见表 2)。Arpino et al(2014)利用祖父母和外祖父母是否健在在这一随机事件作 IV,发现隔代照料会显著增加女性劳动参与的概率。同样使用工具变量法,Arpino et al(2014)使用意大利数据的发现同 Posadas & Vidal-Fernandez(2013)使用美国数据的发现存在显著差异,这进一步说明了隔代照料的社会文化背景差异可能影响结论的适用性。

作为国内目前最新的相关文献,卢洪友等(2017)从老年父母社会贡献的视角出发,基于 CFPS2010、2012 和 2014 三期调查数据,使用面板 Logit 模型分析了老年父母提供的隔代照料及料理家务活动对 22~59 岁儿子或 20~49 岁女儿劳动供给的影响。此文使用最新的微观调查数据较全面研究了老年父母照料家庭对子女劳动供给的影响,但未重点研究老年父母隔代照料对年轻女性劳动供给效应及其异质性影响,在估计工作时长模型时也未考虑子女工作时长存在的样本选择问题。本文区别于此研究,基于 CFPS2010、2012、2014 和 2016 四期调查数据,采用“20~49 岁且有 0~12 岁孩子”的已婚女性样本,结合工具变量法,重点分析了祖辈隔代照料行为对年轻已婚女性劳动供给的影响,进一步讨论了全面二胎和延迟退休两个政策在儿童照料视角下可能存在的冲突效应。

通过对以上最新国内外相关文献的述评,我们发现已有文献主要存在以下几个问题:(1)研究视角上,多分析女性父母的隔代照料行为对女性劳动参与的影响,而中国的女性更多的是从夫居,公公婆婆的隔代照料行为是否影响女性的劳动参与还有待进一步的探索;(2)工具变量的估计结果存在较大差异,这主要是因为隔代照料行为在不同国家具有显著社会文化异质性,因此发达国家的研究结论在中国文化背景下的适用性有待检验;(3)劳动供给包括劳动参与和工作时长两个维度,而已有

绝大多数研究只分析了隔代照料对女性劳动参与的影响,较少考虑对女性工作时长的影响,即使是已有关工作时长研究,在识别方法上也存在问题,因此很难获得可靠的结论。

本文将从以下几个方面对已有文献进行拓展:首先,基于中国普遍存在的隔代照料事实和从夫居的社会文化背景,使用儿童的祖母是否健在和祖父是否健在这一随机事件作为IV,识别隔代照料与女性劳动供给之间的因果关系,进一步弥补国内相关研究在因果关系识别上的不足,拓展隔代照料与女性劳动供给关系研究的社会文化背景;其次,利用Heckman样本选择模型,解决女性工作时长存在的样本选择问题,从劳动参与和工作时长两个维度研究隔代照料对女性劳动供给的影响,弥补已有研究维度的不足;再次,结合全面二孩政策和延迟退休政策,进一步讨论祖辈的退休行为与年轻家庭隔代照料可得性上的关系和儿童照护资源供给与孩子照料方式选择的关系,拓展了已有的研究。

三、数据与模型设定

(一)基本模型设定

我们通过建立以下形式的经验模型来识别隔代照料对女性劳动供给的影响:

$$work_{ijt} = \alpha + \beta gpc_{ijt} + \gamma x_{ijt} + \mu_{ijt} \quad (1)$$

其中, $work_{ijt}$ 为t年j省女性i的劳动供给指标,包括劳动参与($mlfp_{ijt}$)和周平均工作小时数($workhours_{ijt}$), gpc_{ijt} 为女性i是否有孩子在t年被祖辈隔代照料, x_{ijt} 为其他控制变量,包括反映不同照料方式、儿童的年龄结构和数量结构特征、女性的个体特征、配偶特征和家庭特征等的变量。为了控制空间异质性和时变因素的影响,在模型中控制了省份和年份变量, μ_{ijt} 为随机扰动项。下文各变量的含义与此相同。在对模型(1)进行估计时,如果 β 显著为正,则说明有孩子被隔代照料对女性的劳动供给具有显著的促进作用;我们主要使用线性概率模型估计女性的劳动参与,使用Heckman样本选择模型估计女性的工作时长。

(二)模型的内生性及处理方法

隔代照料行为的内生性可能来源于以下几个方面:首先,女性劳动供给决策与是否有孩子被隔代照料可能存在反向因果关系。一方面,祖辈的隔代照料行为会降低年轻女性在未成年孩子照料时间上的投入,从而对女性的劳动供给具有正向促进作用。另一方面,女性工作状况也会反过来影响孩子是否被祖辈进行隔代照料,当女性的工作弹性小、劳动强度大时,如果家里有需要照料的未成年孩子,此时往往需要老年父母提供儿童照料。甚至出于对子女职业发展的考虑,老年人往往不得不放弃自己的事业,担负起照料(外)孙子女的责任。可能存在的反向因果关系会导致对系数的估计出现偏误,但偏误的方向不确定。其次,孩子是否被隔代照料还受到个人家庭观念、工作偏好等无法观测特征的影响,家庭观念强、工作意愿低的女性在面对工作与照料孩子的选择时,可能更倾向于选择在家看护孩子,此时会导致系数被高估。反之,则会导致系数被低估。此外,女性面对工作和家庭责任的抉择时,其行为还往往受到地域文化、传统习俗的影响(Wolff et al, 2007),这些无法直接观测的因素会使估计模型出现遗漏变量的问题。总之,无论是反向因果关系,还是遗漏变量问题,都会导致模型系数估计的有偏或不一致,但总的偏误方向无法确定。

对于反向因果导致的隔代照料内生问题,通常可以用工具变量法(Compton & Pollak, 2014)或联立方程模型(Dimova & Wolff, 2011)解决。针对遗漏导致的隔代照料内生问题,可以用工具变量法,在一定条件下也可以用面板固定效应模型(Posadas & Vidal-Fernandez, 2013)解决,但是固定效应模型只能解决不随时间变化因素导致的内生性问题。借助CFPS四年追踪调查数据的优势,本文将同时使用工具变量法和面板固定效应(FE)模型进行估计,比较不同估计方法下的结论是否存在显著的差异。在使用工具变量法解决隔代照料的内生性问题时,国外相关文献多使用是否与祖辈同住(Ogawa & Ermisch, 1996)、祖辈居住的地理接近度(Compton & Pollak, 2014)、兄弟姐妹数(Aassve et al, 2012)和祖辈是否健在(Boca, 2002)等作为隔代照料的IV。但是,是否与祖辈同住和

祖辈居住的地理接近度的外生性常常令人质疑,而兄弟姐妹数又对数据的信息广度提出了较高的要求。使用祖辈是否健在作隔代照料的工具变量时,国外文献常用女性的父母,即被照料儿童的外公、外婆是否健在作为 IV,但是在我国的社会文化背景下,女性结婚后更多的选择从夫居,提供隔代照料更多的是孩子的爷爷、奶奶(Chen et al,2011)。从表 2 可以看出,约 33%的老年人在帮助子女照看孩子,其中 26%的帮助儿子照看孩子,而只有 7%的老年人帮助女儿照看孩子,这反映了我国隔代照料行为更多的发生在祖辈对孙子女的照料上^⑤。鉴于中国的社会文化背景、数据特征及相关文献基础,本文用祖母是否健在和祖父是否健在作为隔代照料的工具变量。其逻辑如下:从外生性来看,祖辈是否健在与其他可能影响女性劳动供给的因素不存在明显的相关性,因此满足外生性;从与内生变量的相关性来看,祖辈的健在与否直接决定着年轻妈妈有没有可能利用爷爷奶奶提供的隔代照料资源,因而符合工具变量与内生变量直接相关的要求。

表 2 老年人是否帮助子女照看孩子

帮儿子照看孩子	帮女儿照看孩子		总体
	否	是	
否	8875 (69.57%)	585 (4.59%)	9460 (74.16%)
是	2978 (23.34%)	319 (2.50%)	3297 (25.84%)
总体	11853 (92.91%)	904 (7.09%)	12757 (100%)

数据来源:CFPS2010/2012。

基于以上分析,对于女性劳动参与模型的估计,可以进一步设定为以下形式:

$$mlfp_{ijt} = \alpha_1 + \beta_1 \widehat{gpc}_{ijt} + \gamma_1 x_{ijt} + \epsilon_{ijt} \tag{2}$$

$$gpc_{ijt} = \eta_0 + \eta_1 gmalive_{ijt} + \eta_2 gfalive_{ijt} + \theta x_{ijt} + \phi_{ijt} \tag{3}$$

其中, \widehat{gpc}_{ijt} 为内生变量是否有孩子被隔代照料(gpc_{ijt})通过模型(3)得到的估计值, $gmalive_{ijt}$ 为工具变量祖母是否健在变量, $gfalive_{ijt}$ 为工具变量祖父是否健在变量, x_{ijt} 是与模型(1)中相同的其他控制变量, ϵ_{ijt} 和 ϕ_{ijt} 为随机扰动项。

对女性工作时长模型的估计,由于被解释变量周平均工作小时数(workhours)与是否参加工作有关,存在样本选择问题。如果对存在样本选择问题的变量直接使用 OLS 估计,会导致系数有偏或不一致。为了解决工作时长样本选择偏差,可以使用 Heckman 样本选择模型。根据 Heckman 样本选择模型的思想,女性的工作时长可以分为两个连接的过程:一是决定是否参与劳动,二是在决定参与劳动的基础上决定劳动时长。在对参与模型进行估计时,我们选择 Probit 模型。Heckman 样本选择模型要求第一步的劳动参与方程和第二步的工作时长方程必须有一个充当排他性条件的解释变量,否则会带来多重共线性问题,导致回归难以收敛。本文中,我们将省份变量和年份变量作为排他性变量^⑥。

工作参与模型:

$$z_i = 1(w_i' \varphi + \xi_i > 0) \tag{4}$$

当工作时长大于 0 时, $z_i = 1$,否则 $z_i = 0$; ξ_i 服从正态分布。

工作时长模型:

$$workhours_i |_{z_i=1} = X_i' \beta + V_i \tag{5}$$

其中, $\xi_i; V \sim (0, 0; 1, \sigma^2; \rho)$,则有:

$$E(\text{workhours}_i | z_i=1, X_i, w_i) = X_i'\beta + \rho\lambda(-w_i'\varphi) \quad (6)$$

其中, $\lambda(-w_i'\varphi) = \varphi(-w_i'\varphi) / \Phi(w_i'\varphi)$ 是逆米尔斯比率函数, φ 为标准正态分布概率密度函数, Φ 为标准正态累计分布函数。

参照杨汝岱等(2011)的方法,采用 IvHeckman 方法解决 Heckman 样本选择模型中主要解释变量存在的内生性问题。

(三)数据与变量介绍

本文使用的数据来源于中国家庭追踪调查(CFPS)数据,该调查由北京大学中国社会科学调查中心实施,旨在通过跟踪收集个体、家庭、社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁;以个人和家庭为研究主体,重点关注中国居民的经济与非经济福利,以及包括经济活动、家庭关系与家庭动态等在内的诸多研究主题。采用城乡一体的多阶段、内隐分层和与人口规模成比例的抽样方法,样本覆盖 25 个省/市/自治区,保证了样本的代表性。CFPS 调查于 2010 年正式开展访问,到目前为止已完成了四次全国层面的追踪访问。我们根据研究目的选取了四期调查数据中年龄在 20~49 岁且有 0~12 岁孩子的已婚女性样本;选择 0~12 岁是因为 CFPS 数据中 0~12 岁的孩子主要被祖辈照料的比率超过 15%(见图 2),因此,限定在这个年龄段能更全面地反映隔代照料对女性劳动供给的影响。

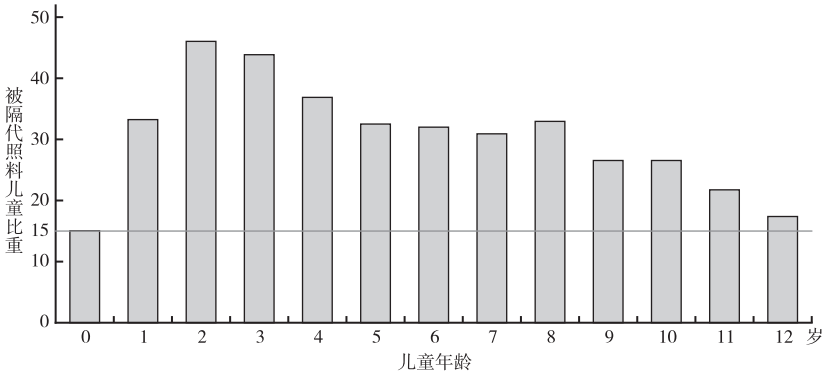


图 2 0~12 岁被隔代照料儿童的比率(%)

数据来源:CFPS2010/2012/2014/2016。

表 3 报告的是 CFPS 四期混合截面样本的描述性统计结果。在表 3 中,是否参与劳动是根据受访者报告的就业状态进行判断的,如果受访者回答处于工作或失业状态,则认为受访者参与劳动;反之,则认为受访者未参与劳动。周平均工作小时数是根据“过去 12 个月,您/你这份工作一般每周工作多少个小时?”这一问题生成的,对于多于一份工作的情形,我们对每份工作的周平均工作时长进行加总。隔代照料变量是由“孩子父母最近非假期的 1 个月,孩子主要由谁照管?”这一问题获得^⑤,当受访者回答由“孩子的爷爷/奶奶”或“孩子的外公/外婆”照料时,“隔代照料=1”;反之,“隔代照料=0”。控制幼教机构照料和父亲照料变量是为了反映除母亲照料和隔代照料以外,其他照料方式对女性劳动供给的影响,同时机构照料也能反映市场照料资源对女性劳动供给的影响。控制孩子的年龄结构是为了反映孩子的年龄结构差异对母亲劳动供给的影响。Lundberg & Rose(2002)发现孩子的数量对中年男性劳动供给和工资的影响呈非线性特征,因此,我们在模型中控制孩子的数量结构特征,以检验孩子的数量结构对年轻女性的劳动供给是否有非线性影响(表 4 基本回归的结果在一定程度上证实了这种差异的存在)。

从表 3 可以看出,全样本中女性的劳动参与率为 70.5%,其中有孩子被隔代照料组女性的劳动参与率比没有孩子被隔代照料组女性的劳动参与率高约 17%;女性的劳动周平均工作小时数为 42.42 小时,其中有孩子被隔代照料组女性的工作小时数比没有孩子被隔代照料组女性的工作小时数高约 7 小时。由于不同组样本年龄的分布也会对上述结果产生较大的影响,因此,我们也分别考

察了不同组劳动参与和工作时长的年龄分布情况,结果显示上述差异依然显著存在。限于篇幅,相关统计图表不再报告。以上统计事实反映了隔代照料对年轻女性的劳动参与和工作时长都具有显著影响,基于这些统计事实,下文将对隔代照料与女性劳动供给之间的因果关系进行细致的实证检验。

表3 样本描述性统计

变量分类	变量名	变量定义	全样本				有隔代照料	无隔代照料	
			样本数	均值	标准差	最小值	最大值	均值	均值
被解释变量	mlfp	参与劳动=1	8996	0.705	0.456	0	1	0.821	0.649
	workhours	周平均工作小时	5014	42.42	22.89	2	112	47.01	39.52
儿童照料变量	gpc	隔代照料=1	8996	0.328	0.470	0	1	1	0
	formcare	幼教机构照料=1	8996	0.104	0.305	0	1	0.099	0.106
	fathercare	父亲照料=1	8996	0.070	0.254	0	1	0.041	0.083
孩子年龄结构变量	child0-2	有0~2岁孩子=1	8996	0.289	0.453	0	1	0.323	0.273
	child3-5	有3~5岁孩子=1	8996	0.340	0.474	0	1	0.429	0.296
	child6-12	有6~12岁孩子=1	8996	0.607	0.489	0	1	0.535	0.642
	age_min	最小孩子的年龄	8996	5.228	3.569	0	12	4.519	5.574
孩子数量结构变量	child2	2个孩子=1	8996	0.359	0.480	0	1	0.368	0.355
	child3	3个及以上=1	8996	0.071	0.257	0	1	0.079	0.067
	childnum	0~15岁孩子数	8996	1.671	0.763	1	7	1.606	1.702
女性个体特征变量	hukou	城市户口=1	8996	0.198	0.398	0	1	0.235	0.180
	edu	受教育年限	8996	7.096	4.519	0	22	7.810	6.747
	age	年龄	8996	32.36	6.128	20	49	30.67	33.18
	seh	健康=1	8996	0.706	0.455	0	1	0.761	0.680
配偶特征变量	edu_s	配偶受教育年限	8996	34.26	6.323	18	80	32.46	35.13
	seh_s	配偶健康=1	8996	7.924	4.194	0	19	8.318	7.732
	ln(inc_s)	配偶收入的对数	8996	6.168	4.792	0	11.92	6.192	6.156
家庭特征变量	older80	家有80岁以上老人=1	8996	0.030	0.171	0	1	0.031	0.030
	ln(inc_fam)	家庭纯收入对数	8996	0.347	0.153	0.067	1	0.339	0.351
	urban	居住在城市=1	8996	0.424	0.494	0	1	0.455	0.410

四、实证分析

(一)基本回归

表4汇报了基本回归的结果,第(1)~(3)列是以女性是否参与市场劳动(mlfp)为被解释变量进行的回归。第(1)列是线性概率模型的估计结果,可以看出在不考虑内生性问题时,在其他条件不变下,有孩子被隔代照料会使年轻女性的劳动参与增加18.9%,且在1%的统计水平上显著。第(2)列是2SLS估计的结果,可以看出,考虑隔代照料的内生性问题时,在其他条件不变下,有孩子被隔代照料会使年轻女性的劳动参与增加21%,在1%的统计水平上显著。第(3)列是基于面板固定效应(FE)模型的估计^⑥,可以看出,即使在面板数据结构下分析,有孩子被隔代照料依然会使年轻女性的劳动参与增加13.5%,且统计上也高度显著,这和卢洪友等(2017)的发现一致。相比于两阶段最小二乘估计,OLS估计存在低估的问题,而相比于OLS估计和2SLS估计,固定效应模型估计的系数也明显偏低,这同Posadas & Vidal-Fernandez(2013)的结果相似。这可能是由于FE虽然可以解决不随时间而变的遗漏变量导致的内生性,但是无法解决反向因果和随时间而变的遗漏变量导致的内生性。因此,三种估计方法中,我们更倾向于工具变量法估计的结果。从2SLS第一阶段的估计结果表明,祖母健在和祖父健在分别使孩子被隔代照料的概率增加16.7%和6.4%,且都在1%的水平上显著,但是祖父健在对有孩子被隔代照料的影响大小明显小于祖母健在对有孩子被隔代照料的影

响。Kleibergen-Paaprk LM 统计量表明不存在识别不足问题, Kleibergen-Paaprk Wald F 统计量大小表明, 可以认为模型不存在弱工具变量问题, 过度识别检验拒绝了模型存在过度识别问题, 限于篇幅相关结果未报告。

第(4)(5)列以周平均工作时长(workhours)为被解释变量基于 Heckman 样本选择模型进行回归。从第(4)列可以看出, 在不考虑隔代照料的内生性问题时, 在其他条件不变下, 有孩子被隔代照料会使年轻女性的周平均工作时长增加 7.28 小时; 而在考虑隔代照料的内生性问题时, 有孩子被隔代照料会使女性的周平均工作小时数增加 5.11 小时, 且都在统计上显著。Heckman 样本选择模型的 Wald χ^2 值均在统计上显著, 表明数据存在样本选择问题, 应该使用样本选择模型, 限于篇幅相关统计量未报告。

关于其他控制变量对女性劳动供给的影响, 孩子主要被幼儿园(或托儿所)等市场照护机构照料会使女性的劳动参与和工作时长显著增加, 这说明公共儿童照护资源能够提高女性的劳动供给; 孩子主要被父亲照料时, 也会使女性的劳动供给显著增加, 这可能是由于面对共同的儿童照料责任时, 家庭内部配偶双方的劳动决策行为存在替代关系。从孩子的年龄结构特征来看, 孩子的年龄结构对女性劳动参与的影响表现出非线性的特征, 有 0~2 岁孩子会显著降低女性的劳动参与率, 但是有 3~5 岁孩子和有 6~12 岁孩子则对女性的劳动参与具有正向影响。这可能是由于孩子处于 0~2 岁时对母亲照料需求的弹性较低, 而 3 岁以上孩子可以进入幼儿园或选择他人照料, 从而对母亲的照护需求有一种释放效应。而且, 最小孩子的年龄与女性的劳动供给存在显著的正相关关系。从孩子的数量结构特征来看, 相对于只有一个 15 岁以下孩子的女性, 有两个(child2)或三个以上(child3)孩子会降低女性的劳动参与和工作时长, 但大多在统计上不显著。而孩子数量变量(childnum)则显示孩子数量越多女性的劳动参与概率越高, 但统计上也不显著。这说明, 未成年孩子数量对年轻女性的劳动供给可能存在非线性影响。女性特征变量及其配偶特征变量基本符合预期, 在此不再一一叙述。家庭特征变量中, 家里有 80 岁以上的老年人会显著降低女性的劳动参与。家庭收入的结果也符合预期。居住在城市对女性劳动参与率影响为负, 而对工作时长的影响为正, 可能是由于城镇女性工作一般都在正规部门, 工作时长相对固定, 而农村女性多从事农业生产, 工作时长的弹性大。

表 4 基本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	LPM	2SLS	FE	Heckman	IvHeckman
gpc	0.189*** (0.010)	0.210*** (0.067)	0.135*** (0.015)	7.277*** (0.935)	5.113*** (1.066)
formcare	0.077*** (0.015)	0.080*** (0.017)	0.042** (0.018)	2.568** (1.034)	3.330*** (1.155)
fathercare	0.108*** (0.016)	0.110*** (0.018)	0.021 (0.022)	3.048** (1.209)	4.335*** (1.373)
child 0~2	-0.135*** (0.021)	-0.134*** (0.021)	-0.095*** (0.027)	-0.393 (1.610)	-0.384 (1.700)
child 3~5	0.019 (0.017)	0.017 (0.018)	0.018 (0.020)	1.506 (1.185)	0.460 (1.222)
child 6~12	0.013 (0.016)	0.012 (0.017)	-0.034 (0.023)	-0.698 (1.188)	-1.423 (1.211)
age_min	0.015*** (0.003)	0.016*** (0.003)	0.017** (0.007)	0.911*** (0.206)	0.898*** (0.212)
child2	-0.008 (0.015)	-0.010 (0.015)	-0.010 (0.026)	0.557 (1.061)	-0.201 (1.107)
child3	-0.024 (0.031)	-0.026 (0.032)	-0.132** (0.053)	1.089 (2.215)	-0.935 (2.330)

续表 4

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	LPM	2SLS	FE	Heckman	IvHeckman
childnum	0.006 (0.012)	0.007 (0.012)	0.028 (0.036)	-0.108 (0.828)	0.505 (0.869)
hukou	-0.014 (0.014)	-0.015 (0.014)	-0.091** (0.041)	-0.943 (0.919)	-1.621* (0.973)
edu	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.002)	0.001 (0.004)	-0.107 (0.112)	-0.107 (0.119)
age	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	-0.029 (0.023)	-0.131 (0.085)	-0.016 (0.099)
seh	0.005 (0.010)	0.005 (0.010)	-0.005 (0.015)	-0.389 (0.728)	-0.512 (0.742)
seh_s	-0.022** (0.011)	-0.022** (0.011)	-0.009 (0.016)	-0.029 (0.739)	-0.088 (0.751)
edu_s	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	-0.003 (0.004)	-0.053 (0.101)	-0.038 (0.104)
ln(inc_s)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.347*** (0.072)	-0.289*** (0.074)
older80	-0.078*** (0.027)	-0.077*** (0.027)	-0.048 (0.038)	0.269 (1.881)	0.313 (1.883)
ln(inc_fam)	0.026*** (0.005)	0.025*** (0.006)	0.015** (0.007)	3.304*** (0.380)	2.804*** (0.437)
urban	-0.038*** (0.010)	-0.038*** (0.010)	-0.032 (0.033)	5.809*** (0.794)	5.703*** (0.839)
省份固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
常数项	-0.137 (0.091)	-0.139 (0.091)	1.441** (0.707)	4.528 (6.401)	10.440 (7.228)
样本数	8994	8994	8964	8994	8994
拟合优度	0.171	0.170	0.148		
弱工具变量 F 检验		151.968			

注:限于篇幅,第一阶段的结果未在文中进行报告。括号内为异方差稳健标准误,***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$,表 5~表 10 注释与此相同。

(二)异质性分析

前文中我们发现,隔代照料会对女性的劳动参与和工作时长都有显著促进效应。随着全面二孩政策的放开,很多独生子女家庭将面临孩子数量增加的问题,从而家庭的照料需求也会增加,那么,我们不禁要问:隔代照料对女性劳动供给的促进作用是否在家庭儿童数量上存在异质性?鉴于此,我们根据家里 0~12 岁孩子的数量进行分组回归,以检验上述异质性是否存在,结果如表 5 所示。可以看出,当家里只有一个孩子时,祖辈的隔代照料对年轻女性的劳动参与和工作时长都有显著的正向影响;当家里有两个孩子时,隔代照料对女性劳动参与的正向影响开始减弱,尽管对女性工作时长影响有所增强;当家里有三个及以上孩子时,隔代照料对女性的劳动参与和工作时长都没有显著影响。这说明祖辈提供隔代照料对年轻女性劳动供给的影响会随着儿童数量的增加而减弱。FE 估计的结论和 2SLS 一致,限于篇幅不再报告。

由于我国城乡社会经济发展差距较大,城乡女性就业特点差别较大,城镇女性多在正规部门就业,工作弹性相对较小;而农村女性多在农业部门或在其他非正规部门从事生产活动,工作灵活度高,因而弹性较大。同时,由于很多农村地区实行的是“二孩”或“一孩半”政策,因此我国的“独生子女”政策主要影响的是城镇家庭的生育行为,国家全面放开二孩政策的影响对象也将主要集中于城镇家庭。鉴于此,分析隔代照料对女性劳动供给的城乡差异,不仅能更好反映城乡女性就业特点的差异,也有利于分析全面二孩背景下,儿童照料方式对城乡女性劳动供给的不同影响。基于此,我们从女性居住地的城乡类型出发,检验隔代照料对女性劳动供给的影响是否存在城乡异质性,结果如表6所示。从第(1)~(6)列可以看出,无论是2SLS估计,还是面板固定效应估计,隔代照料对城市女性劳动参与的影响都明显大于对农村女性劳动参与的影响;尤其是在农村样本回归中,2SLS估计的结果在统计上并不显著。IvHeckman估计的结果显示,隔代照料对城乡女性工作时长的促进作用基本一致,但是对城市女性工作时长的影响强度明显大于对农村女性工作时长的影响强度。^⑦

(三)稳健性检验

针对上文实证分析中可能存在的不足,我们分别从以下几个方面进行稳健性检验:

首先,由于被解释变量是否参与劳动和主要解释变量是否有隔代照料都是二值变量,这和通常的OLS或LPM模型有所差异,因此,为了检验这种情形在不同估计模型下的稳健性,我们用IvBiprobit

表5 分孩子数的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2SLS	IvHeckman	2SLS	IvHeckman	2SLS	IvHeckman
	有一个孩子		有两个孩子		有三个及以上孩子	
gpc	0.420** (0.176)	3.801** (1.805)	0.164* (0.092)	5.082*** (1.577)	0.089 (0.258)	4.176 (2.896)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.755*** (0.128)	30.071*** (8.931)	-0.267* (0.149)	-11.213 (14.335)	-0.045 (0.252)	-43.694** (21.196)
样本数	4178	4178	3901	3901	915	905
拟合优度	0.163		0.132		0.153	
弱工具变量F检验	20.672		92.139		9.430	

注:2SLS估计的被解释变量为女性的劳动参与,IvHeckman模型估计的被解释变量为女性的工作时长;其他控制变量包括反映不同照料方式、女性个体特征、配偶特征和家庭特征等的变量,以及省份和年份变量。

表6 分城乡的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2SLS	FE	IvHeckman	2SLS	FE	IvHeckman
	城镇			农村		
gpc	0.425*** (0.117)	0.165*** (0.024)	6.173*** (1.590)	0.099 (0.079)	0.103*** (0.021)	3.938*** (1.259)
其他控制变量	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.387*** (0.131)	0.373 (1.360)	35.754*** (9.861)	0.103 (0.082)	1.663 (1.054)	0.896 (8.245)
样本数	3817	3795	3795	5177	5169	5169
拟合优度	0.164	0.148		0.160	0.159	
弱工具变量F检验	50.952			106.329		

注:2SLS和FE模型被解释变量为女性的劳动参与,IvHeckman模型被解释变量为女性的工作时长;其他控制变量包括反映不同照料方式、儿童的年龄结构和数量结构特征、女性的个体特征、配偶特征和家庭特征、省份和年份变量,表7、表8注释与此相同。

方法重新估计模型(2),结果如表7中第(1)列所示。相对于没有祖辈提供隔代照料的女性,有祖辈帮助照看孩子的女性劳动参与率平均来说会增加17.6%,结论与表(4)一致。

第二,为了检验工具变量影响机制的有效性,我们借助意向处理效应ITT(Intention to Treat Analysis)思想,参照Ashraf & Galor(2013)的做法,首先在不控制隔代照料变量的情况下,将IV作为主要解释变量加入回归模型,然后同时控制隔代照料变量和工具变量,结果如表7第(2)~(5)列所示。可以看出,在不控制隔代照料变量时,祖母健在(gmalive)对女性的劳动参与和工作时长都具有显著的促进作用;祖父健在(gfalive)对女性劳动参与的影响虽然为负,但统计上不显著;而对女性工作时间的正向影响则在10%的统计水平上显著。在同时控制隔代照料变量和工具变量时,祖母和祖父是否健在对女性劳动参与和工作时长的影响都不再显著,而隔代照料变量却在1%的水平上显著。这从一个侧面反映了,祖辈(尤其是祖母)是通过帮助儿媳照看孩子的可能性来提高儿媳劳动参与和工作时长的,而祖辈的健在与否并不直接影响儿媳的劳动供给。

第三,用祖辈是否健在作隔代照料的IV实际上有一个潜在假定,即只要祖辈健在,他们都有意愿且有能力帮助照料儿童。但如果祖辈身体不健康,那么其不仅没有能力去帮助子女照看孩子,甚至还可能需要儿媳或女儿等照料,进而对儿媳或女儿的劳动供给产生负面影响。为了排除这些因素的可能影响,我们剔除了同住祖辈中有身体不健康的样本,以检验前文结论的稳健性[®],结果如表7的第(6)(7)列所示。在剔除祖辈明确回答身体不健康的样本后,无论是2SLS的结果,还是IvHeckman的结果都在经济 and 统计意义上显著,这进一步表明了我们的IV的有效性和结论的稳健性;限于篇幅FE估计的结果未报告,但结论和第(6)列一致。

第四,前文对隔代照料对女性劳动供给影响的研究,主要是基于祖辈提供隔代照料会降低年轻家庭配偶双方从事家庭生产活动的时间,从而提高年轻夫妇劳动市场时间的可利用性这一理论框架;而家庭经济学的家庭生产比较优势理论认为,儿童照料这一家庭生产活动一般主要是由女性来承担的。因此,我们预期,在本文的研究视角下隔代照料主要是对女性的劳动供给产生影响,而对男性的劳动供给不具有显著影响。据此,我们用女性配偶的劳动参与和工作时长做安慰剂检验。如表8所示,隔代照料对孩子父亲的劳动参与和工作时长都不具有显著的影响,而卢洪友等(2017)发现老年人的隔代照料会显著增加儿子的工作时长,之所以存在如此不同,可能是由于样本范围或在对待工作时长样本选择问题上存在差异。

表7 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	IvBiprobit	IV有效性的替代检验				剔除不健康样本	
		LPM1	LPM2	Heckman1	Heckman2	2SLS	IvHeckman
gpc	0.176*** (0.061)		0.189*** (0.010)		6.994*** (0.922)	0.160** (0.078)	3.729*** (1.369)
gmalive		0.046*** (0.014)	0.015 (0.014)	2.142** (1.002)	0.846 (0.999)		
gfalive		-0.002 (0.011)	-0.014 (0.011)	1.577* (0.824)	1.208 (0.814)		
其他控制变量	是	是	是	是	是	是	是
常数项		-0.170* (0.098)	-0.138 (0.093)	3.293 (6.241)	3.216 (6.284)	-0.077 (0.105)	9.396 (8.026)
样本数	8994	8994	8994	8994	8994	6857	6836
拟合优度		0.138	0.171			0.165	
弱工具变量F检验						115.144	

注:IvBiprobit、LPM、2SLS模型被解释变量为女性劳动参与,Heckman模型估计的被解释变量为女性工作时长。

第五,在上文的基本回归和异质性分析中,针对面板固定效应模型,我们使用的是非平衡面板数据,尽管非平衡面板数据具有样本规模较大、能最大限度地利用数据中包含的信息等优点,而且非随机删除某些不平衡样本也并非好的处理方法,但是,平衡面板数据却能更真切地刻画特定人群中某个特征的演变轨迹。因此,为了检验本文面板回归结果的稳健性,我们也做了平衡面板回归,发现隔代照料对女性劳动参与影响的结论基本不变,系数值为 13.6%,且在 1%的统计水平上显著。

第六,2014 年我国开始实行“单独二胎”政策,以缓解严格的独生子女政策带来的人口低出生率和家庭老年人抚养问题;2016 年我国正式实施“全面二胎政策”,那么这些政策的实施是否对女性的就业产生了负面影响?受已有微观数据有效样本数的制约,我们还无法基于这两个政策对女性就业的影响进行相关的政策评估;同时,根据甘春华(2017)的总结,拥有两岁以内孩子会对母亲的工作时间有显著的负面影响。鉴于此,我们使用 CFPS 四期调查期间有 0~2 岁新出生二胎的样本进行了探索性的研究,使用一子女的性别作为有 0~2 岁新出生二胎的工具变量,在控制隔代照料变量的情况下,发现家里有 0~2 岁新出的二胎(参照组为只有一个孩子)会使女性的劳动参与显著下降 28.4%,且在 10%的统计水平上显著,但对女性的周工作小时数没有显著影响。进一步分析发现,家里有 3~5 岁的二胎对女性的劳动参与和工作时长都不具有显著影响。这表明,即使控制家里有孩子被隔代照料的因素,有新出生的 0~2 岁二胎依然会对女性的劳动参与率有显著的负效应。

表 8 安慰剂检验^①

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	LPM	2SLS	FE	Heckman	IvHeckman
gpc	0.004 (0.006)	-0.036 (0.042)	-0.006 (0.009)	0.344 (0.757)	3.030 (3.313)
其他控制变量	是	是	是	是	是
常数项	0.808*** (0.056)	0.823*** (0.057)	0.762** (0.365)	19.587*** (5.392)	22.568*** (5.598)
样本数	6269	6269	6241	6405	6405
拟合优度	0.020	0.013	0.008		
弱工具变量 F 检验		89.865			

注:LPM、2SLS 和 FE 模型估计的被解释变量为女性的劳动参与,Heckman 模型估计的被解释变量为女性的工作时长。

五、进一步的讨论

(一)祖辈的退休行为会影响年轻家庭对隔代照料的可得性吗?

伴随着全面二胎政策的施行,面对社会老龄化和养老金压力,延迟退休政策也呼之欲出,那么,延迟退休会加剧儿童照护资源不足的矛盾吗?或者说,延迟退休会影响年轻家庭对隔代照料需求的可得性吗?如果有,那么在全面二胎政策已经施行的背景下,未来实施延迟退休政策的同时,政府还应增加儿童照护资源的供给,以满足年轻家庭对儿童照护资源的需求,解决延迟退休对女性劳动供给的挤出问题。关于隔代照料与祖辈退休行为的关系,何园、王伊攀(2015)基于 CHARLS 2011 年数据利用生存分析法发现,需要照顾孙辈的主体倾向于提早退休;Lumsdaine & Vermeer(2015)利用美国的 HRS 数据发现,有孙子女出生不仅会显著增加女性祖辈提供隔代照料的可能性,还会显著提高女性祖辈的退休风险;封进、韩旭(2017)通过考察制度退休对家庭照料和劳动参与的影响,发现孙子女的数量会显著影响老年人提供家庭照料的行为,对女性老年人的劳动参与具有显著负效应,但对男性老年人的劳动参与具有显著促进效应。

本文使用 CFPS 数据进一步探讨此问题,表 9 中第(1)~(4)列反映的是用祖辈是否提供隔代照料对其是否退休进行的 2SLS 和 IvBiprobit 回归。由于退休行为可能存在的内生性问题,我们

使用是否达到退休年龄作退休的工具变量(邹红、喻开志,2015),女性选取 50 岁[®],男性选取 60 岁。对女性样本的回归,如第(1)(2)列所示,可以看出,祖母或外祖母的退休行为对其是否提供隔代照料具有显著正向影响。第(3)(4)列反映的是对男性样本的回归结果,我们发现祖父或外祖父的退休行为对其提供隔代照料的影响虽然也为正,但是统计上并不显著。由此我们可以认为,老年人的退休行为与隔代照料行为存在性别上的差异,退休对女性老年人提供隔代照料存在显著正向影响。

表 9 退休隔代照料可得性的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	(外)祖母样本		(外)祖父样本	
	2SLS	IvBiprobit	2SLS	IvBiprobit
retire	0.372*** (0.137)	0.420*** (0.084)	0.036 (0.075)	0.078 (0.070)
其他控制变量	是	是	是	是
常数项	0.222 (0.226)		-0.136 (0.226)	
样本数	1618	1617	1788	1788
拟合优度	0.109		0.104	
弱工具变量 F 检验	72.948		303.511	

注:表中的被解释变量为是否有孩子被隔代照料(gpc);retire 表示老年人是否退休,回归中还控制了老年人是否与子女同住、年龄、婚姻状况、受教育年限、健康、个人收入的对数、是否在工作(含退休后再就业)以及年轻家庭的孩子年龄、数量特征等其他解释变量。

(二)公共幼教资源供给会影响年轻家庭对隔代照料的选择吗?

在全面二胎和延迟退休的背景下,如果祖辈的就业状况(如退休与否)对年轻家庭获得隔代照料的可能性具有显著影响,那么促进老年人就业的政策(如延迟退休)就可能加剧家庭对儿童照料资源需求无法满足的矛盾,进而对年轻女性的就业产生负面影响,而这一问题的可能解决之道就是增加公共儿童照护资源的供给。根据已有研究,社区托教机构的数量与照料成本对孩子的照料选择(Dijk & Siegers,1996)和女性的劳动参与率(Du & Dong,2013)有显著影响;熊瑞祥、李辉文(2016)也发现,村里有小学或幼儿园等具有儿童看护功能的公共资源可以缓解农村已婚女性所面临的儿童照管和非农就业之间的冲突,提高年轻女性的劳动参与率。那么,幼儿教育的货币成本、幼教资源利用便利性是否也会影响孩子照料方式的选择(此处以选择祖辈照料为例)?本文利用幼儿教育的货币成本、社区幼儿看护资源的可得性和资源利用的便利性,进一步分析儿童照护资源供给对孩子照料方式选择的影响。

我们用 CFPS 数据中县级层面的家庭幼儿园费用支出($\ln(\text{fee_care})$)来反映幼儿照护的市场成本,用村或社区是否有幼儿园或小学(kgcomm)来反映社区幼儿看护资源的可得性,用 3~12 岁儿童居住地离学校(幼儿园或托儿所)的距离(kgdis)反映幼儿看护资源利用的便利度,以此分析幼儿照护资源对家庭隔代照料行为的选择。表 10 反映的是隔代照料对儿童照护资源变量的回归,从表中可以看出,幼儿照料成本与隔代照料之间存在显著正相关关系,幼教成本每增加 1%,会使家庭选择由祖辈作为儿童主要照料者的概率增加 1.9%,而社区有配套的幼儿园或小学则会使家庭选择祖辈照料孩子的概率显著降低 3.8%,儿童居住地离学校的距离对隔代照料的选择呈现非线性,当幼儿园或小学距离家 1~2km 时,会增加对隔代照料的需求,但统计上不显著;当幼儿园或小学距离家 2~5km 时,会显著增加对隔代照料的需求;而如果距离更远则会降低对隔代照料的需求,这可能是由于距离更远时儿童会选择住校或父母直接陪读。以上结果表明,幼儿照护成本、社区幼儿照护资源的可得性和利用便利度都会显著影响家庭对儿童照料方式的选择。

表 10 幼儿照护资源与隔代照料需求

	(1)	(2)	(3)
	照护成本	照护资源	利用便利度
	LPM	LPM	LPM
ln(fee_care)	0.019*** (0.005)		
kgcomm		-0.038*** (0.014)	
kgdis_1			0.006 (0.013)
kgdis_2			0.032** (0.013)
kgdis_3			-0.021 (0.017)
其他控制变量	是	是	是
常数项	-0.028 (0.070)	0.039** (0.082)	0.231*** (0.079)
样本数	9963	5529	7320
拟合优度	0.117	0.126	0.091

注:表中各回归还控制了儿童的年龄和数量、家庭纯收入的对数、家庭受抚养人口占比等变量;第(3)列中 kgdis_0(参照组,未在表中报告)表示距离小于 1km,kgdis_1 表示 1~2km,kgdis_2 表示 2~5km,kgdis_3 表示大于等于 5km;由于 CFPS 2012 年没有社区问卷,所以第(2)列只反映基于 2010 和 2014 数据的情况;第(3)列只包括有 0~12 岁孩子且在上幼儿园或小学的有效样本。

六、结论与政策启示

党的十九大报告指出“我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”,“在发展中补齐民生短板、促进社会公平正义,在幼有所育、学有所教、劳有所得、病有所医、老有所养、住有所居、弱有所扶上不断取得新进展”。本文在全面二孩政策背景下,利用 CFPS 四期调查数据,主要使用工具变量法,从劳动参与和工作时长两个维度,探究祖辈隔代照料行为对女性劳动供给的影响。

进一步的讨论发现,祖辈的退休行为会显著增加年轻家庭对隔代照料需求的可得性,尤其是女性祖辈的退休会使年轻家庭获得隔代照料的概率增加约 37.2%~42%,这一定程度反映了延迟退休很可能会降低年轻家庭获得隔代照料的可能性。同时,幼儿照护的货币成本会显著影响孩子被祖辈照料的概率,幼教成本每上升 1%,会使年轻家庭对隔代照料的需求增加 1.9%,社区有幼儿园或小学会使年轻家庭对隔代照料的需求显著下降 3.8%,儿童居住地离幼儿园或学校的距离对隔代照料的需求也存在一定的影响,这说明增加幼教资源的供给能显著降低年轻家庭对隔代照料的需求。

全面二孩背景下年轻女性面对家庭责任与就业行为冲突的潜在矛盾,一方面政府应增加儿童照护资源的供给,降低儿童照料对女性就业的挤出效应;另一方面,由于低龄儿童对母亲的照护需求弹性较低,同时母亲在儿童成长早期的照护行为也会对儿童的发展产生长期影响。因此,要进一步完善女性就业制度,如对于有年幼孩子的女性实行特殊的职业保护制度,以保障女性的哺育权和儿童的照护权。

同时,在当前公共儿童照护资源不足的背景下,延迟退休也很可能加剧年轻家庭对儿童照护需求无法满足的矛盾。因此,为了“促进生育政策和相关经济社会政策配套衔接”,政府应该积极加大公共儿童照护资源的供给,满足年轻父母对儿童照料的需求,缓解对祖辈隔代照料的需求。此外,还应注意弹性退休制度的设计,如对于有年幼孙子女的女性老年人实行灵活的延迟退休方案,可以选择先照护再工作等方式,以解决全面二孩政策与延迟退休政策对年轻女性就业的双重压力。这样既

能降低政策的运行成本,提高政策的实施效果;又能提高女性劳动供给,实现“更高质量和更充分就业”及“幼有所育”的新时代目标。

注:

- ①另有研究认为,2009—2011年我国祖父母参与照料儿童的比例从39.4%升至53.8%。详见《女性家务劳动时间是男性两倍,无薪照料影响女性就业和收入》,澎湃新闻:http://www.thepaper.cn/newsDetail_forward_1719011。
- ②由于CFPS2014数据中没有与子女关系模块,2016年数据中没有区分“做家务”和“照看孩子”,而且2010、2012年的子女关系模块仅询问了60岁以上老年人,所以表中反映的只是2010、2012年数据中60岁以上老年人的信息;表2同。
- ③《中国家庭发展报告2015》的数据也显示,在0~5岁的儿童中,约32.4%的由祖父母提供日常生活照料,只有5.6%的由外祖父母提供日常生活照料。
- ④对于年轻女性来说,省份和年份层面的因素差异可能更多的是影响其工作时长,即每天“干多久”,而对其是否工作即“干不干”则可能不会有太大的影响,鉴于此我们使用省份变量和年份变量作排他性变量。
- ⑤CFPS2012/2014/2016数据中进一步区分了“孩子父母最近非假期的1个月,白天,孩子最主要由谁照管?”和“孩子父母最近非假期的1个月,晚上,孩子最主要由谁照管?”,在处理数据的过程中,只要存在孩子最主要由祖辈(包括爷爷奶奶和外公外婆)照料的事实,无论是白天还是晚上,我们都将其处理为存在隔代照料。
- ⑥根据匿名审稿专家的意见,我们也做了FE与RE的Hausman检验,结果也表明应该使用固定效应(FE)模型;限于篇幅相关结果不再报告。
- ⑦我们也做了基于女性教育水平分组的异质性检验,结果表明隔代照料对高中及以上学历女性的影响更大,限于篇幅,相关结果不再报告。
- ⑧CFPS数据中关于自评健康的问题,有“1.非常健康;2.很健康;3.比较健康;4.一般;5.不健康”五个选项,在此我们将选择“5.不健康”的样本认定为明确回答“不健康”。
- ⑨限于篇幅,表中未报告OLS和未考虑内生性问题的Heckman模型的估计结果;Kleibergen-Paap LM检验值、Overidentification test值和Heckman样本选择模型的Wald Chi2值等也不再报告,后表同。
- ⑩我们也用是否达到55岁作为工具变量,结论基本一致,故不再报告。

参考文献:

- 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。
- 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。
- 甘春华,2017:《“生育工资惩罚”的表现及作用机理:研究现状梳理》,《劳动经济研究》第3期。
- 国家卫生计生委家庭司,2015:《中国家庭发展报告2015》,中国人口出版社。
- 何园 王伊攀,2015:《隔代抚育与子女养老会提前父母的退休吗?——基于CHARLS数据的实证分析》,《人口研究》第2期。
- 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。
- 吴伟平 章元 刘乃全,2016:《房价与女性劳动参与决策——来自CHNS数据的证据》,《经济学动态》第11期。
- 熊瑞祥 李辉文,2016:《儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自CFPS数据的证据》,《经济学(季刊)》第1期。
- 杨汝岱 陈斌开 朱诗娥,2011:《基于社会网络视角的农户民间借贷需求行为研究》,《经济研究》第11期。
- 邹红 喻开志,2015:《退休与城镇家庭消费:基于断点回归设计的经验证据》,《经济研究》第1期。
- Aassve, A. et al(2012), “Grandparenting and mothers’ labor force participation: A comparative analysis using the generations and gender survey”, *Demography Research* 27(3):34—86.
- Aparicio—Fenoll, A. & M. Vidal—Fernandez(2015), “Working women and fertility: The role of grandmothers’ labor force participation”, *CESifo Economic Studies* 61(1):123—147.
- Arpino, B. et al(2014), “The effect of grandparental support on mothers’ labor market participation: An instrumental variable approach”, *European Journal of Population* 30(4):369—390.
- Ashraf, Q. & O. Galor (2013), “The ‘Out of Africa’ hypothesis, human genetic diversity, and comparative economic development”, *American Economic Review* 103(1):1—46.
- Boca, D. D. (2002), “The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Ita-

- ly”, *Journal of Population Economics* 15(3):549—573.
- Browning, M. (1992), “Children and household economic behavior”, *Journal of Economic Literature* 30(3):1434—1475.
- Cardia, E. & S. Ng(2003), “Intergenerational time transfers and childcare”, *Review of Economic Dynamics* 6(2): 431—454.
- Compton, J. & R. A. Pollak(2014), “Family proximity, childcare, and women’s labor force attachment”, *Journal of Urban Economics* 79:72—90.
- Chen, F. et al(2011), “Intergenerational ties in context: Grandparents caring for grandchildren in China”, *Social Forces* 90(2):571—594.
- Dijk, L. V. & J. J. Siegers(1996), “The division of child care among mothers, fathers, and nonparental care providers in Dutch two—parent families”, *Journal of Marriage & Family* 58(4):1018—1028.
- Dimova, R. & F. C. Wolff(2008), “Grandchild care transfers by ageing immigrants in France: Intra—household allocation and labor market implications”, *European Journal of Population* 24(3):315—340.
- Dimova, R. & F. C. Wolff(2011), “Do downward private transfers enhance maternal labor supply? Evidence from around Europe”, *Journal of Population Economics* 24(3):911—933.
- Du, F. & X. Dong(2013), “Women’s employment and child care choices in urban China during the economic transition”, *Economic Development & Cultural Change* 62(1):131—155.
- Heckman, J. J. (1974), “Effects of child—care programs on women’s work effort”, *Journal of Political Economy* 82 (2):136—163.
- Kimmel, J. (1998), “Child care costs as a barrier to employment for single and married mothers”, *Review of Economics & Statistics* 80(2):287—299.
- Lumsdaine, R. L. & S. J. C. Vermeer (2015), “Retirement timing of women and the role of care responsibilities for grandchildren”, *Demography* 52(2):433—454.
- Lundberg, S. & E. Rose(2002), “The effects of sons and daughters on men’s labor supply and wages”, *Review of Economics & Statistics* 88(2):251—268.
- Maurer—Fazio, M. et al(2011), “Childcare, eldercare, and labor force participation of married women in urban China, 1982—2000”, *Journal of Human Resources* 46(2):261—295.
- Miyazawa, K. (2016), “Grandparental child care, child allowances, and fertility”, *Journal of the Economics of Ageing* 7:53—60.
- Ogawa, N. & J. F. Ermisch(1996), “Family structure, home time demands, and the employment patterns of Japanese married women”, *Journal of Labor Economics* 14(4):677—702.
- Posadas, J. & M. Vidal—Fernandez(2013), “Grandparents’ childcare and female labor force participation”, *Journal of Labor Policy* 2(1):1—20.
- Wolff, F. et al(2007), “Transfers from migrants to their children: Evidence that altruism and cultural factors matter”, *Review of Income & Wealth* 53(4):619—644.
- Zamarro, G. (2011), “Family labor participation and child care decisions: The role of grannies”, Rand Working Paper Series, WR—833.

(责任编辑:何伟)

(校对:陈建青)