

退而不休、隔代照料与中国育龄女性生育行为

顾和军 张永梅 卞凤芹¹

【摘要】 在“全面三孩”政策已经出台和人口老龄化、延迟退休政策呼之欲出的双重背景下，探索既能充分发挥老年人余热又不会对人口出生率造成较大负面冲击的政策框架体系具有重要意义。本文利用 CHNS 数据实证考察了“退而不休”对中国育龄女性生育行为的影响及作用机制。研究发现，在控制其他条件不变的情况下，祖辈“退而不休”会显著减少育龄女性的生育数量。采用工具变量处理模型的内生性之后，回归结果依然显著。异质性研究发现，拥有城市户籍、受教育程度高的女性和高收入家庭的生育行为更易受到祖辈“退而不休”的影响。进一步的影响机制分析发现，“退而不休”会挤出祖辈照料孙辈的时间，从而导致生育水平下降。本文的研究结论能为中国实施人口均衡发展战略以及统筹解决“一老一小”问题提供一定的微观层面的证据和政策启示。

【关键词】 延迟退休 隔代照料 生育行为

一、引言

随着人口老龄化程度日趋加深，社会抚养压力增加、养老金不足，我国的延迟退休政策呼之欲出，中共中央十八届三中全会《关于全面深化改革若干重大问题的决定》明确提出“研究制定渐进式延迟退休年龄政策”。然而，延迟退休虽然有利于提高老年人的劳动参与率、缓解养老保险体系的财务压力，但可能会减少老年人隔代照料孙子女的时间，导致育龄女性延迟生育或少生育，进一步降低当下已十分低下的人口出生率。在这种形势下，重新审视延迟退休对隔代照料、进而对育龄女性生育行为的可能影响，探索既能充分发挥老年人余热又不会对生育水平造成较大负面冲击的政策框架体系具有重要意义。

目前，直接研究延迟退休对生育的影响的文献较少，主要因为我国还没有正式实施延迟退休政策，难以直接研究延迟退休对于生育的影响。但是，考虑到我国目前有大批老人到了退休年龄仍然继续在劳动市场上就业（也即退而不休），通过他们的就业状态与家庭生育的因果关系可以间接反映未来真正实行延迟退休可能对生育产生的影响。本文利用 CHNS 数据实证研究了“退而不休”行为对育龄女性生育行为的影响，可以在一定程度上反应将来延迟退休政策可能产生的生育后果。与已有文献相比，本文的边际贡献主要在于：第一，采用隔代照料变量将退而不休与生育行为联系起来，分析退而不休对隔代照料的影响及其生育效应，揭示退而不休、隔代照料和生育行为之间的关系，丰富和拓展了相关理论。第二，考虑代际间的收入和时间转移，构建包含两代人效用函数的生育模型，揭示退而不休的生育效应，在对经典世代交叠模型的扩展上具有一定的理论意义。

二、文献综述

隔代照料是家庭代际间支持的一种常见形式，是重要的儿童照料方式。在美国，Guzman(2004)发现 47%的（外）祖父母参与了照看孙子女；而 Hank and Buber(2009)发现在欧洲，58%的（外）祖母和 49%的（外）祖父在过去 12 个月中为 15 岁及以下的孙辈提供了照料；在中国，Chen et al.(2011)指出隔代照料是家庭帮助的核心组成部分，《中国家庭发展报告 2015》显示，在 0-5 岁儿童的日常主要照料者中，约 47.6%为母亲，38%为（外）祖父母。

隔代照料会影响年轻一代的生育决策或行为。Becker(1964)认为生育是家庭经济生产的重要组成部分，在时间与收入的约

¹作者简介：顾和军，南京信息工程大学商学院共同富裕研究院教授（南京 210044）；张永梅，湖州师范学院经管学院副教授，浙江大学公共管理学院博士后（湖州 313000）；卞凤芹，南京信息工程大学商学院硕士生（南京 210044）

基金项目：国家社科基金“延迟退休、隔代照料与中国育龄女性生育行为研究”（项目编号：19BRK031）资助

束条件下，夫妻在谋求家庭总效用最大化的前提下决定生育的数量。而 Gray (2005) 认为作为正规儿童照料的一种低成本替代方式，隔代照料可以实现时间的代际传递，从而放松母亲的时间约束，使母亲更轻松地在工作和生育中进行选择。中国在市场化改革之后许多公立儿童照料机构被关闭或转型为私立幼儿园，并且很多幼儿园不再接收两岁以下儿童 (Cook 和 Dong, 2011; Liu 等, 2008)，0~2 岁儿童托幼机构严重匮乏，在这种形势下，隔代照料的作用更为明显。针对其他国家的实证研究表明，隔代照料对年轻一代的生育决策或行为有积极作用 (Garcia Moran 和 Kuehn, 2017; Battistin 等, 2014)。

然而，退而不休会降低年轻家庭获得隔代照料的可能性，从而影响年轻一代的生育决策或行为。老年人退休后提供隔代照料的概率显著增加，其中女性增加的幅度更大 (封进和韩旭, 2017; Feng 和 Zhang, 2018)。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% (邹红等, 2018)。父代在超过退休年龄之后与之前相比，子代生育概率显著提高大约 6~9 个百分点，主要的机制是父代超过退休年龄之后，提供的隔代照料时间明显增加 (封进等, 2020)。退而不休可能会让许多老人延长的工作时间与孙辈婴幼儿时期重叠，从而造成隔代照料的下降 (刘一然, 2014)，进而作用于育龄女性的生育行为。

退而不休对生育决策或行为的研究主要有以下几种观点。一是，退而不休将挤出祖辈照料孙辈的照料时间，进而导致家庭生育水平下降。由于幼教机构的不完善与托幼市场的不成熟，在转型期中国，隔代照料仍然是婴幼儿照料的主要方式，退而不休将挤出隔代照料的时间，使得生育缺乏家庭和社会支持，进而造成生育水平下降 (周鹏, 2017)。二是，退而不休有利于减轻养老对家庭生育的挤占，释放生育资源，提升生育水平。随着老龄化趋势的日益严峻，社会养老和家庭养老的负担过重会在一定程度上对家庭的生育资源产生挤占，延迟退休可以减轻甚至避免这种挤占，从而释放生育资源，提升生育水平 (周立群和周晓波, 2016; 吴义根和杨华磊, 2018)。三是，退而不休对生育水平的影响不确定。一方面，退而不休使得老年时期收入增加，年轻时期储蓄压力减少，倾向于投入更少的时间用于劳动，投入更多的时间抚育子女，促使出生率上升；另一方面，退而不休会使老年人用于隔代教养的时间减少，年轻人抚育子女的时间成本上升，促使出生率降低，对出生率的影响取决于两种效应的对比 (严成樑, 2018)。

综合上述分析，现有研究对本研究具有重要的启示，但仍存在以下不足：第一，退而不休对生育影响的机制讨论主要从收入效应角度展开，从隔代照料角度展开的风毛麟角，仅有的几篇文献虽然探讨了退而不休对生育影响的理论机制，但分析过程中设定了较强的假设前提，一些参数的设定缺乏现实基础。第二，退而不休对生育水平影响的实证研究还很匮乏，这是一个新兴的研究领域，相关研究刚刚起步，想要科学的认识该问题仍需大量的研究。本文将退而不休、隔代照料与生育行为结合起来，拟构建包含两代人效用函数的生育模型，通过实证模型检验退而不休与育龄女性生育行为之间的因果关系，并分析隔代照料的效应。

三、数据与模型设定

(一) 基本模型设定

本文通过建立以下形式的经验模型来识别退而不休对中国育龄女性生育行为的影响：

$$birth_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 retie_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

式中， $birth_{it}$ 为被解释变量，主要指育龄女性生育指标，分别表示是否怀孕，是否生育；如果育龄女性在被调查期间有过怀孕、生育行为，则被解释变量取值为 1，否则取 0。

变量 $retie_{it}$ 是核心解释变量，表示是否退而不休；如果祖辈在到达退休年龄后仍然选择继续工作，那么我们认为祖辈是退而不休，解释变量取值为 1，否则取值为 0。

X_{it} 表示一系列控制变量：包括育龄女性的年龄，受教育程度，工作，健康、婚姻，家庭收入、丈夫是否有工作、丈夫是否长期在家居住、户籍特征以及人均 GDP（即人均发展水平，下文用人均 GDP（国内生产总值）表示）等， μ_{it} 表示随即扰动项，在对上式进行估计时，如果 α_1 显著为正，则说明退而不休对育龄女性生育行为有显著促进作用，如果 α_1 显著为负，则退而不休对育龄女性生育行为有抑制作用。

（二）模型的内生性及处理方法

直接估计上式存在的风险是，退而不休与育龄女性生育行为之间存在一定的内生性，这两者之间的内生性来源于以下几个方面：首先，这两者之间可能存在反向因果关系，退而不休会影响年轻家庭生育行为，反过来，年轻家庭生育行为也会影响退而不休。其次，遗漏变量的影响，家庭观念、工作偏好等无法观测的变量会同时影响家庭成员的退休和生育行为，导致变量之间的内生性。由于内生性的存在，传统的估计方法会导致偏误，本文尝试寻找工具变量，基于方程（2）、（3）采用 IVProbit 进行回归。具体模型如下：

$$\text{二阶段: } birth_{it} = \alpha_1 + \beta \overline{retire}_{it} + \gamma x_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

$$\text{一阶段: } retire_{it} = \theta + \pi Z_{it} + \delta Y_{it} + \varphi_{it} \quad (3)$$

其中， \overline{retire}_{it} 为内生变量退而不休通过模型（3）得到的估计值， Z_{it} 是工具变量， Y_{it} 是影响空气污染程度的其他控制变量， μ_{it} 、 φ_{it} 是随机扰动项。本文采用被调查者所在社区的退而不休率作为工具变量，一方面，个人退而不休与整个社区宏观层面的退而不休密切相关，另一方面，退而不休率对女性生育没有明显的关联。

（三）数据来源及变量选择

1. 数据来源和样本说明

本文的数据来源于中国健康与营养调查（CHNS），CHNS 数据是由北卡罗来纳大学人口中心和中国疾病预防控制中心营养与食品安全所合作调查的项目。该调查范围涵盖中国东、中、西部 15 个不同经济发展水平省（区）的城市和农村地区。截止目前，CHNS 数据调查已经开展了 10 次，分别是 1989、1991、1993、1997、2000、2004、2006、2009、2011 和 2015，涵盖了社区、家庭和个人三个层面的信息。该调查采用了多阶段，随机聚类的方法，从 15 个省市中抽取了大约 7200 户家庭，涵盖 30000 多人，并且在地理环境、经济发展、公共资源和健康指标方面有很大差异，目前该数据已被广泛用于经济学、社会学和医学等领域的研究。

本文以 CHNS 个人调查问卷中的妇女调查模块为基准，选取样本中年龄为 16~52 岁，通过信息匹配和处理，删除缺失值，最终得到的样本数量为 4523 个。由于 CHNS 数据每个调查年份均存在调查对象流失的问题，因而最终得出的是一个非平衡面板数据。

2. 变量选择及定义

本文的被解释变量是中国育龄女性的生育行为，主要采用是否生育作为衡量指标。另外，女性生育行为是一系列行为过程，除了是否有生育行为，本文也将女性是否决定怀孕作为被解释变量进行回归估计。本文核心解释变量是是否退而不休。目前全国各地职工仍然执行《关于工人退休、退职的暂行办法》（国发[1978]104 号），文件规定，男性年满 60 周岁，女性满 50 周岁（女性干部为 55 岁），特殊工种除外。本文将每个老人的年龄进行匹配，达到退休年龄并且依然坚守在工作岗位上的老人视为退而不

休，赋值为1，否则赋值为0。

主要控制变量包括以下几个层面：第一是个人特征，包括育龄女性的年龄、受教育程度、工作、健康、婚姻；第二是家庭特征，包括家庭收入、丈夫是否有工作、丈夫是否长期在家居住、户籍特征；第三是地区特征，包括地区经济发展水平。主要变量的定义和描述性统计如表1所示。

从表1可以看出，在全样本中，调查期间育龄女性怀孕的比重为14.4%，生育的比重为12.7%；祖辈退而不休的比重为8.3%，祖辈每周参与隔代照料的时间大约为1.72小时。在所有样本中，年龄最小为16岁，最大为49岁；从参与率来看，女性劳动参与率为77%，男性劳动参与率为90.1%。从经济水平看，家庭收入最小值为10元，最大值高达88.72万元。从经济发展来看，人均GDP为1.67万元，其中，最小值为0.18万元，最大值为4.70万元。基于这些统计事实，下文将对退而不休与育龄女性生育行为之间的因果关系进行细致的实证检验。

表1 描述性统计

变量分类	变量名	变量定义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	birth	是否生育，生育=1	4523	0.127	0.333	0	1
	pre	是否怀孕，怀孕=1	4523	0.144	0.351	0	1
解释变量	retire	达到退休年龄并且仍在工作=1	4523	0.083	0.276	0	1
中介变量	caretime	照料时间	4523	1.723	10.06	0	224
工具变量	retirement rate	社区平均退休率(%)	4523	3.975	1.593	1.500	6.230
控制变量	age	年龄	4523	36.94	7.781	16	49
	edu	受教育程度	4523	1.937	1.363	0	6
	job	有工作=1	4523	0.770	0.421	0	1
	health	身体健康=1	4523	0.963	0.188	0	1
	marriage	在婚=1	4523	0.947	0.224	0	1
	wage	家庭收入(千元)	4523	6.207	15.70	0.001	887.2
	sjob	丈夫有工作	4523	0.901	0.298	0	1
	hus	丈夫长期在家=1	4523	0.910	0.286	0	1
	hukou	农村户口=1	4523	0.386	0.487	0	1
	pergdp	人均GDP(万元)	4523	1.666	1.466	0.175	4.695

资料来源：根据 CHNS 历年数据计算得到。

表 2 基本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
retire	-0.201**(0.102)	-0.253**(0.104)	-0.204**(0.099)	-0.073*** (0.019)
age	-0.094*** (0.004)	-0.096*** (0.004)	-0.010*** (0.004)	-0.017*** (0.001)
edu	0.002 (0.027)	0.016 (0.027)	-0.004 (0.027)	0.002 (0.004)
job	-0.120* (0.071)	-0.150** (0.074)	-0.138* (0.071)	-0.042*** (0.012)
health	-0.044 (0.163)	-0.029 (0.163)	-0.095 (0.153)	-0.011 (0.020)
marriage	0.074 (0.269)	0.080 (0.290)	0.171 (0.274)	0.030 (0.043)
wage	-0.006** (0.003)	-0.006** (0.003)	-0.004** (0.002)	-0.001*** (0.000)
sjob	0.064 (0.010)	0.057 (0.103)	0.043 (0.010)	0.005 (0.016)
hus	0.151 (0.139)	0.149 (0.137)	0.049 (0.130)	0.021 (0.027)
hukou	-0.078 (0.064)	-0.054 (0.067)	-0.051 (0.063)	-0.016 (0.011)
pergdp	0.242*** (0.023)	0.248*** (0.024)	0.261*** (0.023)	0.047*** (0.005)
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	No	Yes	Yes	Yes
_cons	1.813*** (0.384)	1.561*** (0.467)	1.774*** (0.451)	0.657*** (0.086)
N	4523	4523	4523	4523

注：括号内为聚类稳健标准误，“*”、“**”、“***”分别代表 10%、5%、1%水平上显著。资料来源：根据 CHNS 历年数据计算得到。

四、回归结果分析

（一）基本回归结果

表 2 汇报了基本回归的结果，(1)~(2) 列是 Probit 模型的回归结果，第 (1) 列没有控制城市固定效应，第 (2) 列控制了城市固定效应。第 (1)、(2) 列延迟退休的系数值分别为-0.201、-0.253，且均在 5%的水平上显著，可以看出，在不考虑内生性的前提下，退而不休对育龄女性生育有显著的抑制作用，且存在一些城市层面不可观测的因素会导致结果被低估。

表 2 第 (3) 列汇报了以是否怀孕作为被解释变量的回归结果，表 2 第 (4) 列汇报了以是否生育作为被解释变量的结果，回归系数分别为-0.204、-0.073，分别在 5%、1%的水平上显著，说明退而不休会降低育龄女性怀孕的可能性。

其他控制变量对育龄女性生育行为的影响，就个人特征而言，年龄越大，生育水平越低，主要是因为随着年龄的增长，生育能力会不断下降。有工作的女性生育水平降低，这是因为工作的女性不得不在生育和工作之间进行权衡取舍，工作和生育之间存在此消彼长的关系^[23-24]。就家庭特征而言，家庭收入越高，生育水平越低，Mincer^[25]认为可能的原因是高收入家庭更加注重孩子的质量，而孩子的质量和数量之间存在一定的替代关系。

（二）处理内生性的回归结果

表 3 汇报了处理内生性之后的回归结果。本文采用社区退而不休率作为工具变量。首先，社区的退而不休率越高，意味着该社区适合老人的工作机会越多，并且同一社区的老人在工作、生活习惯等方面存在一定的趋同性，因此社区退而不休率与个体退而不休之间有一定的相关性，该工具变量满足相关性要求；其次，社区退而不休率与育龄女性生育行为之间的关系不大，因此该工具变量满足外生性要求。第（1）、（2）列分别汇报了一阶段和二阶段的回归结果，从中可以看出，社区退而不休率对老人的退而不休具有显著的正向影响，退而不休对育龄女性的生育水平具有显著抑制效应。

表 3 处理内生性的估计结果

	(1)	(2)
	一阶段回归	二阶段回归
retire		-2.427*** (0.111)
社区退而不休率	1.585*** (0.022)	
控制变量	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes
N	4523	4523
Wald 检验	0.000	

注：括号内为聚类稳健标准误，“*”、“**”、“***”分别代表 10%、5%、1%水平上显著。资料来源：根据 CHNS 历年数据计算得到。

（三）稳健性检验：

1. 倾向匹配得分（PSM）

根据以上分析，退而不休与生育行为可能受到其他因素的影响，如果直接回归有可能造成实证结果的偏误，因此，在基准回归结果上，本文进一步使用倾向匹配得分法对已有估计结果进行稳健性检验，以排除样本选择偏误的问题。匹配协变量包括基准回归中的个体及家庭特征等所有控制变量。匹配方法采用最近邻匹配、半径匹配和核匹配。PSM 的匹配前后平衡性检验结果如图 1 所示。从图中可以看到，对比匹配前的结果，大多数变量的标准化偏差均大幅度缩小。另外，PseudoR2 值从匹配前的 0.079 下降到匹配后的 0.001；协变量的标准化偏差由匹配前的 19.3 下降到 1.8~2.9，总偏误被降低；似然比检验的 P 值表明，协变量

的联合显著性检验在匹配前为统计显著，在匹配后各种匹配方法下 P 值均变大，原假设被拒绝。因此，就平衡两组样本之间协变量的分布而言，倾向得分 logit 估计和样本匹配是成功的。

表 4 倾向得分匹配结果：被解释变量平均处理效应 ATT 值

匹配方法	处理组	控制组	ATT
最近邻匹配 (K=4)	0.139	0.129	-0.056** (0.023)
最近邻匹配 (K=8)	0.139	0.198	-0.058** (0.022)
半径匹配 (K=4, R=0.03)	0.139	0.196	-0.056** (0.023)
半径匹配 (K=8, R=0.01)	0.139	0.129	-0.059** (0.022)
核匹配 (二次核, 带宽=0.06)	0.139	0.200	-0.061** (0.021)

注：括号内为自助标准误（重复抽样 500 次）资料来源：根据 CHNS 历年数据计算得到。

退而不休对生育行为的回归结果如表 4 所示，在采用最近邻匹配、半径匹配和核匹配之后，结果发现，ATT 的系数值在 5%水平上显著，ATT 值为-0.056，表明祖辈退而不休的家庭比未退而不休的家庭生育行为可能性更低，与前文基准回归结果基本一致，表明经过匹配后的结果依然是稳健的。

2. 加入更多控制变量

表 5 加入更多控制变量

	(1)	(2)
retire	-0.387*** (0.135)	-0.360** (0.151)
sage	-0.003 (0.004)	-0.006 (0.005)
sedu	-0.010 (0.035)	-0.019 (0.040)
house	0.169** (0.083)	0.139 (0.095)
母亲兄弟姐妹个数		-0.020 (0.025)
父亲兄弟姐妹个数		0.005 (0.026)
_cons	1.681*** (0.614)	-1.609** (0.731)
控制变量	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes

城市固定效应	Yes	Yes
N	2564	1996

注：括号内为聚类稳健标准误，“*”、“**”、“***”分别代表10%、5%、1%水平上显著。资料来源：根据CHNS历年数据计算得到。

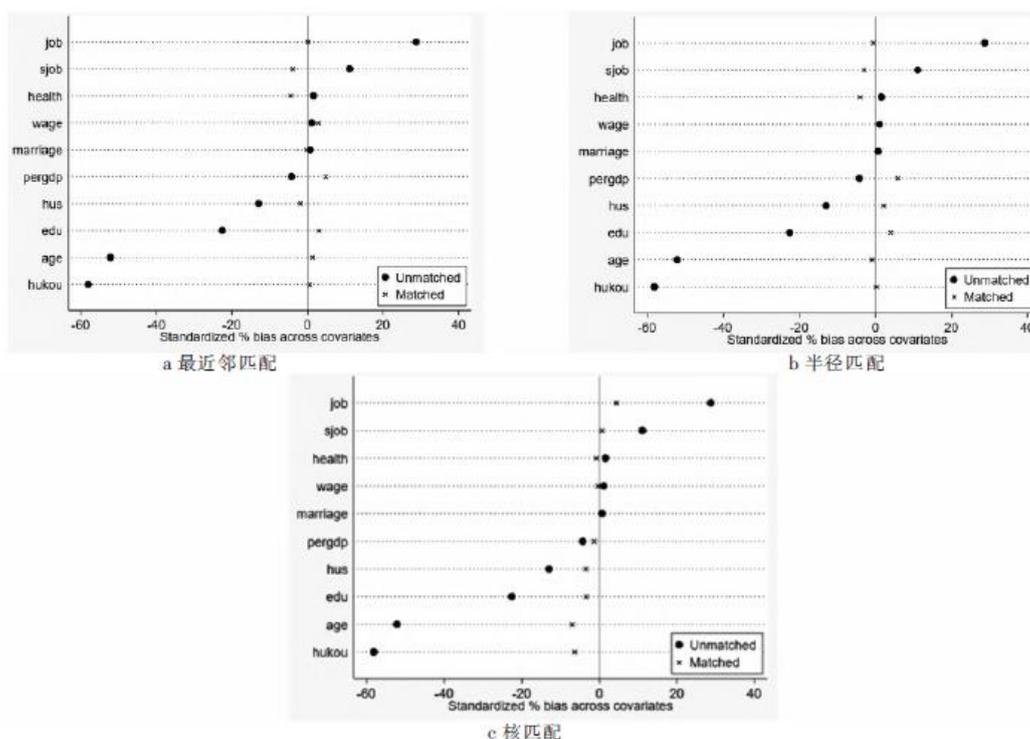


图1 各变量的标准化偏差图示

在基本模型的基础上，表5汇报了加入子辈特征的回归结果，第(1)列加入了子辈中父亲的年龄、受教育程度以及家庭层面的特征是否拥有住房，结果表明，退而不休对女性生育有显著的负向影响；此外，第(2)列加入子辈有兄弟、姐妹个数，结果显示，即使加入更多的变量，结果始终保持稳健。

3. 改变被解释变量的度量方式

基本回归中被解释变量生育设定为子辈被调查期间是否生育，包括子代在1991-2015年被调查期间是否生育，此处再考虑另外一种度量，即调查子辈最近一年内生育行为，不包含怀孕史，回归结果所示第(1)列所示，改变度量的回归结果与表1类似，退而不休对子辈最近一年的生育行为依旧有显著负向影响。

4. 重新界定女性生育年龄

上文对于育龄女性的界定是年龄介于16~49岁的女性，而实际上，超过45岁女性怀孕和生育发生概率较小，因而此处将育龄女性年龄界定为16~45岁，重新检验了退而不休对育龄女性生育的影响，回归结果第(2)列所示，回归结果与表1类似，

表明退而不休对女性生育行为依旧有显著负向影响，结果依旧保持稳健。

五、异质性分析

（一）不同受教育程度的影响

不同受教育程度群体在工作和生育上的选择存在差异，因而受祖辈退而不休的影响可能存在差异，因而为了进一步考察不同受教育程度群体之间是否存在异质性，本文按教育水平分组进行了检验。本文将接受过大专及以上教育水平的群体定义为较高教育水平组，将接受过高中及以下教育水平的群体定义为较低教育水平组。结果发现，相比于较低水平教育组的育龄女性而言，退而不休会显著降低较高教育水平组育龄女性的生育水平。可能的原因是较高教育水平组的育龄女性本身工作的概率更高，当祖辈退而不休时，工作和生育之间的矛盾更为突出；而较低教育水平组的育龄女性工作的概率更低，或大多从事弹性较大的工作，当祖辈退而不休，面临工作和生育之间的矛盾时，可以选择退出劳动力市场。

（二）生育机会成本的影响

一般而言，工资水平越高的育龄女性其生育的机会成本越高，祖辈退而不休对其生育行为的影响也会越大。为了验证这一点，本文根据工资水平是否高于平均水平，将个体区分为较高工资组和较低工资组分别进行了回归。结果显示祖辈退而不休对较高工资组家庭育龄女性的生育有显著的抑制作用，对于较低工资组则没有明显影响。

（三）子代兄弟姐妹个数的影响

一般而言，兄弟姐妹数量越多，对祖辈隔代照料资源的竞争也会更激烈，进而影响到女性生育行为，在中国向来有女性从夫居的传统，因而为了进一步考察配偶兄弟姐妹数量是否存在异质性。本文按照配偶是否有兄弟姐妹进行了划分，研究结果发现配偶有兄弟姐妹会对隔代照料资源形成竞争，因而生育行为受到的影响更大。

六、机制分析

根据上文的理论分析可知，退而不休导致祖辈隔代照料的减少从而降低育龄女性生育水平，本文构建中介效应模型对上述机制进行检验。在 CHNS 数据中，关于隔代照料的变量有两个：一个是老人上周是否对 6 岁以下儿童提供照料，另一个则是具体的照料时间，本文根据上述两个变量构建隔代照料变量，提供隔代照料的赋值为 1，且提供具体的照料时间，否则赋值为 0。

本文采用中介效应模型识别退而不休对隔代照料的影响及其生育效应，方程具体形式如下：

$$birth_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 retire_{it} + \alpha_2 X_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

$$gpc_{it} = \beta_0 + \beta_1 retire_{it} + \beta_2 Y_{it} + \pi_{it} \quad (5)$$

$$birth_{it} = \chi_0 + \chi_1 gpc_{it} + \chi_2 retire_{it} + \chi_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

检验的步骤如下：第一步检验方程（4）中的系数 α_1 ，如果显著，则中介效应显著，并进行后续检验。第二步依次检验方程（5）和（6）中的 β_1 和 χ_2 ，如果两个都显著，则意味着间接效应显著，并进行下一步检验，如果至少一个不显著，则进行第 3 步检验。第三步用 Bootstrap 法检验原假设： $\beta_1 \times \chi_2 = 0$ ，如果显著，则间接效应显著，进行第四步检验。中介效应检验结果显示，第（1）列检验结果如前文所示，退而不休对育龄女性生育行为作用显著，且在 5% 水平上显著，表明存在中介效应，第（2）列发现退而不休对隔代照料影响不显著，进而第（3）列结果发现，退而不休通过隔代照料对生育行为影响显著，因而，本文采

取 Bootstrap 法检验，结果拒绝原假设，表明退而不休与生育行为之间存在间接效应，且间接效应显著。

七、结论与政策启示

本文利用 CHNS 数据，以社区平均退而不休率为工具变量，采用 Probit、LPM、IVProbit 模型实证检验了退而不休对中国育龄女性生育行为的影响及其内在机制。研究发现，退而不休会显著降低育龄女性生育行为。进一步的机制分析发现，祖辈退而不休导致家庭中照料孙辈的时间减少，年轻人在就业与生育的双重压力下，家中又缺乏老人的照料，从而选择延迟生育、少生育。在使用 PSM 后发现结果依旧稳健性。异质性分析表明，相比于受教育程度低的家庭，受教育程度较高的家庭退而不休行为对生育影响更为显著；相比于工资水平较低的家庭，工资水平较高的家庭退而不休对生育行为影响更大；相比于配偶没有兄弟姐妹的家庭，配偶有兄弟姐妹的家庭对隔代照料竞争激烈，退而不休对生育行为影响更大。

本文的政策启示是：一方面，我国老龄化速度加快，渐进延迟退休政策尚未真正的实行，延迟退休政策无法赶上我国的老龄化发展速度，更需要更加灵活的退休制度增加老年人自身劳动供给的意愿与可及性，另一方面，面对生育率降低的现实状况，政府必须建立健全支持生育政策，加快公立幼儿园的建设，尽快规范以及培育成熟的托幼育婴市场。政府应积极将托幼服务纳入公共服务框架，对育儿公共资源实现优化配置。另外，政府应该出台相关支持生育的补贴办法，提升育儿医疗水平，尽快完善配偶陪产假。相关部门制定适合本国国情的延迟退休政策时，同时应该考虑相关辅助性政策，从而使得老年人在参与隔代照料或者成为劳动力拥有更加灵活的时间，这样既能充分发挥老年人对经济的正向作用，又能尽量避免人口出生率下降的不利形势。

参考文献：

- [1]. 封进、艾静怡、刘芳：《退休年龄制度的代际影响——基于子代生育时间选择的研究》，《经济研究》2020 年第 55 期。
- [2]. 封进、韩旭：《退休年龄制度对家庭照料和劳动参与的影响》，《世界经济》2017 年第 40 期。
- [3]. 刘一然：《延迟退休制度实施的阻碍分析》，《制与社会》2014 年第 15 期。
- [4]. 吴义根、杨华磊：《节欲、推迟养老与生育补贴——生育力量释放的对策》，《西北人口》2018 年第 39 期。
- [5]. 严成樑：《延迟退休、隔代教养与人口出生率》，《世界经济》2018 年年第 41 期。
- [6]. 杨华磊、沈政、胡浩钰：《延迟退休挤占家庭生育水平吗？》，《财经研究》2018 年第 44 期。
- [7]. 邹红、彭争呈、栾炳江：《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》2018 年第 7 期。
- [8]. 周立群、周晓波：《延迟退休、生育政策调整与中国经济增长》，《审计与经济研究》2016 年第 31 期。
- [9]. 周鹏：《延迟退休、代际支持与中国的生育率》，首都经济贸易大学，2017 年。
- [10]. Aparicio-Fenoll, A. & M. Vidal-Fern and ez. Working women and fertility: The role of grandmothers' labor force participation, CESifo Economic studies, 2015, 61 (1): 123~147.
- [11]. Battistin, Erich, De Nadai, Michele, Padula & Mario. Roadblocks on the Road to Grandmothers' House: Fertility

Consequences of Delayed Retirement, IZA Discussion Paper No. 8071, 2014.

[12]. Becker, G. An Economic Analysis of Fertility, in Demographic and Economic Change in Developed Countries, Universities-National Bureau Conference Series No. 11, Princeton: Princeton University Press, 1964.

[13]. Chen F., et al. Intergenerational ties in context: Gr and parents caring for gr and children in China, Social Force, 2011, 90(2): 571~594.

[14]. Cook S, Xiao-yuan Dong. Harsh Choices: Chinese Women's Paid Work and Unpaid Care Responsibilities under Economic Reform[M]. John Wiley&Sons, Ltd, 2012.

[15]. Feng J. & Zhang X. H. Retirement and Gr and child Care in Urban China, Feminist Economics, 2018, 24 (2): 240~264.

[16]. Garcia-Moran, E., & Kuehn, Z. With strings attached: Gr and parent-provided child care and female labor market outcomes. Review of Economic Dynamics, 2017, 23, 80~98.

[17]. Gray, Anne. The Changing Availability of Gr and parents as Carers and its Implications for Childcare Policy in the U. K., Journal of Social Policy, 2005, 34(4): 557~77.

[18]. Guzman, L. Gr and ma and Gr and pa Taking Care of the Kids: Patterns of Involvement. Child Trends Research Brief. Child Trends. 4301 Connecticut Ave NW, Suite 100, Washington DC 20008, 2004.

[19]. Hank, K. and Buber, I. Gr and parents caring for their gr and children: Findings from the 2004 Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe. Journal of Family Issues, 2009, 30(1): 53~73.

[20]. Liu, Bohong, Yongying Zhang and Yani Li. Reconciling Work and Family: Issues and Policies in China. ILO, Asia, 2008.

[21]. Mincer J. Family migration decisions. Journal of Political Economy, 1977, 86(5): 749~773.

[22]. Mishra, V. & Smyth, R., "Female Labor Force Participation and Total Fertility Rates in the OECD: New Evidence from Panel Cointegration and Granger Causality Testing", Journal of Economics & Business, 2010, 62(1), 48~64.

[23]. Miyazaki K. Pay-as-you-go social security and endogenous fertility in a neoclassical growth model[J]. Journal of Population Economics, 2013, 26(3): 1233~1250.

[24]. Wigger B U. Pay-as-you-go financed public pensions in a model of endogenous growth and fertility. Journal of Population Economics, 1999, 12(4): 625~640.

[25]. Zhang J. & Zhang J S. How does social security affect economic growth? Evidence from cross-country data. Journal of Population Economics, 2004, 17(3): 473~500.