

生育政策调整背景下的隔代抚养与 老年人劳动供给决策

祝慧琳, 王 强, 初 帅

[摘要] 隔代抚养已成为我国家庭照顾幼龄儿童的主要方式, 隔代抚养是否会影响老年人的劳动供给决策, 这一问题尚待回答。本文利用2014年、2016年中国老年社会追踪调查(CLASS)数据, 构造DID模型, 考察了“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的影响及作用机制。研究发现: 第一, “全面二孩”政策的实施对老年人劳动供给决策有显著的负向作用, 会显著降低老年人的劳动参与; 第二, “全面二孩”政策对男性、受教育程度较低、农村户籍和高收入老年群体劳动参与的负向影响相对更大; 第三, “全面二孩”政策的实施, 预期会增加家庭中孙子女数量, 从而提高老年人对子女的代际时间支持, 降低了老年人的劳动参与。大力促进和支持市场正规化婴幼儿照护服务的发展, 可以激励老年人提高劳动参与, 是减轻社会养老压力、实现积极老龄化的重要手段。

[关键词] 生育政策; 老年人; 劳动供给决策; 隔代抚养

一、引言

在我国家庭中隔代抚养十分普遍, 2014年中国老龄中心调查数据显示, 祖辈照料0—2岁儿童的比例高达66.47%(完全由祖辈照料的比例约为30%), 照料3岁及以上儿童的比例约为40%。隔代抚养已经成为我国家庭照顾幼龄儿童的主要方式, 这种方式在低收入家庭或由外婆/奶奶照料孙辈、三代人共同居住家庭中尤为常见(Wang and Gonzales, 2019)。与此同时,

[收稿日期] 2021-12-15

[作者简介] 祝慧琳, 中国劳动和社会保障科学研究院, 电子邮箱地址: zhuhuilin@calss.net.cn; 王强, 中国人民大学劳动人事学院, 电子邮箱地址: wangqiang11@uc.edu.cn; 初帅(通讯作者), 中国劳动和社会保障科学研究院, 电子邮箱地址: chushuai1993@126.com。

[致谢] 感谢中国人民大学中国老年社会追踪调查(CLASS)项目组、北京大学中国健康与养老追踪调查(CHARLS)项目组提供数据支持。

一方面,随着医疗水平的提高,老年人的预期寿命不断提高,《2018 世界卫生统计报告》指出,全球人口的平均寿命在 2018 年已达 72 岁,比 2000 年的 66.5 岁提高了 5.5 岁。另一方面,生育意愿的变化导致生育率大幅下降,根据世界银行公布的数据,全球生育率已从 1960 年的 4.98 降至 2018 年的 2.41,我国生育率也已于 1960 年的 5.76 下降至 2018 年的 1.69。老年人口预期寿命提高与家庭中新生儿数量减少意味着未来我国可能会有更多老年人参与隔代抚养。

老年人参与隔代抚养、为子女提供代际时间支持,是家庭代际互动的一种方式。老年人照料孙子女一方面可以减轻成年子女的生活和工作压力,提高子女在劳动力市场的时间,增加成年子女的有效劳动供给(Garcia-Moran and Kuehn, 2017; 邹红等, 2018)。另一方面,隔代抚养也会影响老年人的劳动供给决策,照顾孙子女可能会限制老年人投入劳动力市场的时间(Wang and Marcotte, 2007)。研究发现,许多老年女性承担着照料家庭成员的责任,例如,照料体弱的配偶和年幼的孙子女,这种照顾可能是以减少休闲或减少劳动力供给为代价的(Lei, 2006)。家庭中诞生新生命会提高祖父母提供隔代抚养的可能性(Ho, 2015),低频照料孙子女对老年人的劳动参与没有显著影响,但是高强度照料行为会显著降低老年人的工作时间(Whelan, 2012)。当家庭中有其他成年人照料孙子女时,会提高老年男性的工作概率,增加老年女性的工作时长(Wang and Marcotte, 2007)。但是,另一些研究表明,老年女性向子女和孙子女提供的时间转移并不以有偿劳动为代价(Lei, 2006)。此外,照料孙子女对不同特征老年人的劳动供给决策存在异质性,会影响农村和 60—64 岁老年人的劳动供给决策,但对 60—79 岁老年人的劳动供给决策没有显著影响(宋健等, 2018)。

关于照料孙子女与老年人劳动供给的关系,国外进行了大量的研究,但研究结论尚未达成共识。一些学者认为照料孙子女需求的增加会降低老年人劳动供给,另一些学者认为相比提供孙子女照料,老年人更愿意提供经济支持,从而增加劳动供给。国内关于照料孙子女与老年人劳动供给决策关系的文章相对较少,大多将孙子女数量作为控制变量,或者直接研究为孙子女提供照料的频率与老年人劳动供给之间的关系,研究仅解释了系数含义,尚未深入分析照料孙子女与老年人劳动供给决策之间的关系,同时也未很好解决实证的内生性问题。因此,本文基于前人的研究基础,利用 CLASS2014 年、2016 年数据和 CHARLS2015 年、2018 年数据,运用 DID 模型探讨了“全面二孩”政策的实施是否会影响老年人的劳动供给决策,并分析了这一影响在不

同个人特征和家庭特征老年群体中可能存在的异质性以及作用机制，丰富了相关的文献研究。

本文的贡献主要有以下四点：第一，基于家庭经济学和代际支持理论的视角，探讨了“全面二孩”政策与老年人劳动供给决策之间的关系，丰富了国内关于隔代抚养对老年人劳动供给决策影响的讨论。第二，在研究“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的影响时充分考虑了异质性问题，详细考察了“全面二孩”政策对不同特征老年人劳动供给决策的差异影响。第三，从代际时间支持的角度出发，证明了实施“全面二孩”后，预期会增加家庭中孙子女数量，从而提高老年人对子女提供代际时间支持的频率，降低了老年人的劳动参与。第四，利用外生的“全面二孩”政策冲击，构建 DID 模型，很大程度上解决了模型存在的内生性问题，同时利用更换调查数据、替换样本等方法，验证了结论的稳健性。

本文其余部分的结构安排如下：第二节介绍我国生育政策的演变；第三节介绍数据来源、计量模型和相关的描述性分析；第四节分析“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的影响，并从个人特征和家庭特征角度进行了异质性讨论；第五节探讨“全面二孩”政策与老年人劳动供给决策之间的作用机制；最后是结论和讨论。

二、我国生育政策的演变

我国生育政策的变化与各个时期国内的社会经济状况、人口状况和制度条件息息相关。从新中国成立以来，我国的生育政策一直随着国情的发展，处于动态调整的状态，表现为从松到紧、又从紧到松的演变趋势，较好适应了我国各阶段的经济和社会发展情况，体现出内在的社会变革逻辑。

（一）20 世纪 70 年代的“晚、稀、少”政策

1949 年新中国成立后，我国从连年战乱转入和平稳定，人民有较高的生育意愿，当时的生育政策也很宽松，人口出现了快速增长，在之后的八年里，我国年均出生人口不断增加，1957 年达到 2138 万人，人口超过 6.4 亿人，形成了新中国成立后的第一次婴儿潮。人口的快速增长，增加了国家发展的压力，引发了人口和自然资源、经济发展之间的矛盾。1955 年，中共中央下发《关于控制人口问题的指示》，认为当时我国人口增长过快，应该适当节制生育。1956 年，周恩来总理再次提到“节制生育”。1957 年 7 月，《人民日报》刊登了马寅初先生的《新人口论》，文章分析了人口增长过快同经济社会发展

的矛盾,指出要实行节制生育、控制人口数量。同年10月,毛泽东发表讲话,提到“要做到完全有计划的生育”。但是由于1959年至1961年,我国发生了严重的自然灾害,出现大范围的粮食减产和农副食品短缺问题,三年自然灾害过后,我国人口出现了补偿性增长。人口的再次高速增长,重新引发了社会各界对控制人口增长的讨论。1962年,中共中央再次提倡节制生育。但是,这一政策受到1966年文化大革命的影响,被迫中断执行,于是从1962年开始到1973年,我国人口呈高速增长趋势,10年累积出生了2.6亿人,形成了新中国成立后的第二次婴儿潮,也是我国历史上对经济影响最大的婴儿潮。

庞大的新生人口对我国当时有限的资源形成了巨大挑战,粮食、住房、上学和就业等社会问题日益突出,迫切需要政府尽快应对和解决人口问题。从1970年至1980年,我国开始调整生育政策,其中在1973年和1978年,经历了计划生育领导小组的成立、“晚、稀、少”政策的提出和69号文件的下发等一系列改革措施后,我国的独生子女政策逐步成型。1970年妇女平均生育孩子的数量为5.4人,到1980年妇女平均生育孩子的数量下降到2.2人,70年代的“晚、稀、少”政策,缓解了人口压力,取得了较好的成效。

(二)20世纪80年代的“一孩”政策和“开小口”政策

20世纪80年代,我国将经济发展确立为工作重点,设立了一系列经济建设目标。为了摆脱贫穷、实现经济的快速发展,政府出台了更为严格的、以控制人口数量为中心的计划生育政策。1980年,中共中央发出《关于控制我国人口问题致全体共产党员、共青团员的公开信》,鼓励和号召一对夫妇只生一胎,标志着“一孩”政策正式出台和实施。国家计划生育委员会在1981年应运而生,确保顺利落实我国的“一孩”政策。

相对于“晚、稀、少”政策,“一孩”政策追求尽快甩掉人口包袱,导致政策缺乏弹性。一方面,“一孩”政策是一个全国统一的政策,没有考虑各地区、各层级的情况差异出台针对性的政策细则,执行过程“一刀切”。另一方面,“一孩”政策背离一些民众的生育意愿,特别是农民群众的生育意愿。由于这一时期家庭联产承包责任制的实施使劳动力成为农村家庭生产的重要要素,农村家庭的生育意愿增强,期望能生育多个孩子。这些问题的存在,导致“一孩”政策在农村中推行十分困难。为了更好地推行“一孩”政策,同时也考虑到农村家庭的生育意愿,1984年国家修订“一孩”政策,允许农村家庭在获得批准的情况下生育二胎,即“开小口”政策,之后中央和地方围绕完善“一孩”政策,出台了一些实施条例。

在“一孩”政策实施期间，我国人口增长速度得到了有效遏制。1990年全国第四次人口普查结果显示，全国人口为11亿余人；2000年和2010年的人口普查得到的全国总人口分别为12亿余人和13亿余人。

(三)“单独二孩”政策、“全面二孩”和“三孩”政策

2010年的第六次人口普查结果显示，我国人口结构已发生改变，人口结构呈现少子化和老龄化，同时全社会的性别比例严重失调，劳动年龄人口正逐步减少。在这一背景下，生育政策开始调整。2013年12月，十二届全国人大常委会第六次会议表决通过了《关于调整完善生育政策的决议》，“单独二孩”政策正式在我国实施。但是，“单独二孩”政策的放开，并未显著提高我国的生育率，“二孩”生育实际申请数量未达到预期数量，社会各界呼吁国家全面放开二孩生育政策。在结合了国家经济社会发展状况、人口结构变化和民众生育意愿等诸多因素后，“全面二孩”政策于2016年1月1日全面推行。此后，为进一步提高生育率，2021年国家再次对生育政策进行调整优化，优化后的生育政策规定一对夫妻可以生育三个子女，这一政策被称为“三孩”政策。

三、数据来源、计量模型与描述性统计

(一)数据来源

本文使用的数据是2014年和2016年的中国老年社会追踪调查(China Longitudinal Aging Social Survey, CLASS)数据，数据指标涉及老年人的经济、家庭、健康、社交等方面，该调查覆盖面广泛，每年的样本量达10000多个，可以用来研究分析老年人的经济活动、生活状况等老龄化问题。选择该数据库主要基于以下几点：第一，本文的研究主体是老年人，CLASS数据的样本年龄均为60岁及以上的老年人，符合研究的主体需要。第二，CLASS数据中拥有丰富的数据指标，涉及老年人的劳动供给决策、个人特征、家庭特征、社会背景等多方面的信息，能够满足本文的研究需求。第三，CLASS数据是全国范围的调查数据，调查范围广、样本量大，研究结论能够具有一般性的特征。在进行变量选择和变量清理时，考虑到研究重点为分析生育政策对老年人劳动供给决策的影响，因此，将样本限定在60岁以上、90岁以下的老年群体，删除了缺失老年人工作状态、子女数量等个人特征和家庭特征信息的观测值，最终得到15431个有效样本。

由于“三孩”生育政策的实施时间较短，相关数据样本获取难度较大，因

此本文重点分析“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的影响。在实证方法选择方面,本文采用双重差分(DID)模型评估“全面二孩”的政策效应,首先设定 DID 模型的两个虚拟变量:一是非独生子女家庭虚拟变量,由于“单独二孩”政策在 2013 年已经实施,因此“全面二孩”政策只会对非独生子女家庭产生影响,因此将非独生子女家庭定义为实验组($=1$),独生子女家庭定义为控制组($=0$)。二是“全面二孩”政策虚拟变量,由于“全面二孩”政策于 2016 年正式实施,则 2016 年及之后表示进入实验期($=1$),2016 年之前表示政策尚未实施,未进入实验期($=0$)。

本文的被解释变量为老年人的劳动供给决策,若老年人在受访时有工作,取值为 1,在受访时无工作,取值为 0。核心解释变量为非独生子女家庭虚拟变量 \times “全面二孩”政策虚拟变量。对于其他控制变量,本文主要控制了老年人的性别、年龄、户籍、民族、婚姻状况、受教育程度、健康状况、社保状况等,为了便于分析,对个人收入水平、家庭月支出水平两个变量进行了对数变换。此外,本文还控制了老年人所在的省份变量。具体的变量说明如表 1 所示。

表 1 研究变量及说明

维度	变量	变量解释
劳动供给决策	是否工作	有工作=1,无工作=0
核心解释变量	DID	非独生子女家庭虚拟变量 \times “全面二孩”政策虚拟变量
	非独生子女家庭虚拟变量	非独生子女家庭=1,独生子女家庭=0
	“全面二孩”政策虚拟变量	2016年=1,2014年=0
控制变量	性别	男=1,女=0
	年龄	按调查年份计算的实际年龄(单位:年)
	户籍	城镇户籍=1,农村户籍=0
	民族	汉族=1,少数民族=0
	已婚	已婚=1,未婚/单身=0
	受教育程度	实际受教育年限(单位:年)
	健康状况	很不健康=1,比较不健康=2,一般=3,比较健康=4,很健康=5
	社保状况	有社保=1,无社保=0
	省份	全国各省份

(二) 计量模型

本文将“全面二孩”政策作为准自然实验，利用双重差分模型(DID)有效识别“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的影响。DID方法的前提假设是，政策的发生在样本中是随机的，如果满足前提假设，则政策实施前后实验组和控制组老年人就业概率的差异就是“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的无偏估计量。基于上述思路，设定DID回归模型，具体如下：

$$work_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID + \alpha_2 treatment + \alpha_3 policy + \alpha_4 X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3.1)$$

老年人在特征变量上存在差异，这会对老年人的劳动供给决策产生影响，实验组和控制组的老年人很难满足双重差分方法中的随机假设(时间效应一致的条件)，直接利用DID方法估计“全面二孩”政策效应，会造成结果有偏(Besley and Case, 2000)。为了使得实验组和控制组在控制变量方面尽可能水平相似，消除样本选择偏差问题，本文利用处理高纬度数据更准确的熵平衡法(Entropy Balancing)来解决样本选择偏误，之后结合熵平衡法、双重差分模型，分析“全面二孩”政策与老年人劳动供给决策的关系。具体而言，首先利用熵平衡法对实验组和控制组的协变量进行调整，最大程度上使两组样本的协变量在满足约束条件下实现精确匹配，估算初熵平衡的权重。其次，经过熵平衡匹配后，利用DID方法对实验组和控制组进行回归，回归模型设定如下：

$$work_{it}^{EB} = \alpha_0 + \alpha_1 DID + \alpha_2 treatment + \alpha_3 policy + \alpha_4 X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3.2)$$

其中，模型3.1和模型3.2中的 $work$ 为老年人的劳动供给决策。 $treatment$ 为非独生子女家庭虚拟变量， $policy$ 为“全面二孩”政策虚拟变量， DID 为非独生子女家庭虚拟变量 \times “全面二孩”政策虚拟变量。 X_{it} 为影响老年人劳动供给决策的其他控制变量，包括老年人的性别、民族、婚姻状况等。 ϵ_{it} 为随机扰动项。

进一步，在基准模型中加入 DID 项与老年人特征变量 Z_{it} 的交互项 $DID * Z_{it}$ ，研究“全面二孩”政策对不同特征老年人劳动供给决策影响的异质性。回归模型设定如下：

$$work_{it}^{EB} = \alpha_0 + \alpha_1 DID + \alpha_2 DID * Z_{it} + \alpha_3 treatment + \alpha_4 policy + \alpha_5 X_{it} + \epsilon_{it} \quad (3.3)$$

之后，文章利用替换样本，包括利用CHARLS数据估算、删除基准模型中75岁以上的老年样本等方法，对回归结果进行了稳健性检验。最后，讨论了“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策产生影响的作用机制。

(三)描述性统计

表 2 的描述性统计显示,有工作的老年人样本共有 2645 个,占比为 17.1%,无工作的样本有 12786 个,占比为 82.9%。为了更直观地呈现不同工作状态老年人的特征差异,表 2 分别汇报了全样本、有工作和无工作老年人的描述性统计结果。结果显示,有工作老年人的 DID 值为 0.302,显著低于无工作老年人的 DID 值(0.425)。从性别来看,有工作老年人中,男性占比相对较高;从年龄来看,有工作老年人的平均年龄为 66.0 岁,显著低于无工作老年人的平均年龄(71.2 岁);从户籍类型来看,相比有工作的老年人,无工作老年人的城镇户籍占比相对较高;从民族来看,有工作老年人和无工作老年人的汉族占比虽有差异,但差异较小,分别为 0.791 和 0.702;从婚姻状况、受教育程度来看,有工作老年人的已婚占比显著高于无工作老年人,受教育程度显著高于无工作老年人。此外,有工作老年人的健康水平相对较高、有社保的占比相对较低。

表 2 变量的描述性统计

变量名称	全样本	是否工作		T 检验
		有工作	无工作	
是否工作	0.171(0.377)	—	—	—
DID	0.404(0.491)	0.302(0.459)	0.425(0.494)	0.122***
非独生子女家庭虚拟变量	0.806(0.395)	0.839(0.368)	0.799(0.401)	-0.040***
“全面二孩”政策虚拟变量	0.517(0.500)	0.398(0.490)	0.542(0.498)	0.144***
性别	0.515(0.500)	0.618(0.486)	0.494(0.500)	-0.124***
年龄	69.45(7.206)	66.01(5.644)	70.16(7.289)	4.150***
户籍	0.505(0.500)	0.297(0.457)	0.548(0.498)	0.250***
民族	0.717(0.450)	0.791(0.406)	0.702(0.457)	-0.089***
已婚	0.724(0.447)	0.840(0.366)	0.700(0.458)	-0.140***
受教育程度	7.748(5.675)	7.785(5.640)	7.741(5.683)	-0.045***
健康状况	3.303(1.030)	3.490(1.041)	3.265(1.024)	-0.225***
社保状况	0.808(0.394)	0.758(0.428)	0.818(0.386)	0.059***
观测值	15431	2645	12786	—

注:表中数据为样本均值,括号内数据为标准差。***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

四、“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的影响

(一)“全面二孩”政策与老年人劳动供给决策

本文首先利用 Probit 模型和 DID 模型分析“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的影响,实证结果如表 3 所示。方程(1)、方程(2)分别为不加控制变量和加入控制变量的 Probit 模型,方程(3)、方程(4)分别为不加控制变量和加入控制变量的 DID 模型。估计结果表明,无论是否加入控制变量,“全面二孩”政策均对老年人的劳动供给决策产生了显著的负向影响,说明“全面二孩”政策会显著降低老年人的就业概率。其中,Probit 模型的估计结果显示“全面二孩”政策使老年人的就业概率降低了约 8.6%,DID 模型的估计结果显示“全面二孩”政策使老年人的就业概率降低了约 11.2%。

表 3 “全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的影响

变量	Probit 模型		DID 模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	-0.104*** (0.016)	-0.086*** (0.015)	-0.106*** (0.015)	-0.112*** (0.014)
非独生子女家庭虚拟变量	0.085*** (0.012)	0.076*** (0.012)	0.090*** (0.011)	0.099*** (0.011)
“全面二孩”政策虚拟变量	0.006 (0.014)	0.0002 (0.014)	0.006 (0.013)	0.009 (0.013)
性别		0.054*** (0.006)		0.058*** (0.006)
年龄		-0.011*** (0.0004)		-0.010*** (0.0004)
户籍		-0.113*** (0.007)		-0.124*** (0.007)
民族		0.017** (0.008)		0.029*** (0.007)
已婚		0.047*** (0.008)		0.042*** (0.007)

续表

变量	Probit 模型		DID 模型	
	(1)	(2)	(3)	(4)
受教育程度		-0.006*** (0.002)		-0.008*** (0.002)
健康状况		0.028*** (0.003)		0.032*** (0.003)
社保状况		-0.010 (0.007)		-0.016* (0.008)
常数项			0.139*** (0.010)	0.726*** (0.036)
控制省份变量	是	是	是	是
R ²	0.017	0.159	0.020	0.120
观测值	15431	15431	15431	15431

注：表中报告了边际效应，括号内为稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。在回归时还控制了省份变量。下表同。

为了解决独生子女家庭和非独生子女家庭在变动趋势上存在的系统性差异，本文利用熵平衡法和 DID 模型结合的方法，分析“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策影响。首先，利用熵平衡法对两组家庭的控制变量进行调整，在选择最优权重时，参照 Hainmueller 和 Xu(2013)的做法，同时考虑各个控制变量、控制变量之间的交互项以及控制变量自身的二次项、三次项，结合控制变量的现实意义和变量类型，剔除没有现实意义的交互项和虚拟变量的二次项、三次项，利用 Logitic 模型对筛选出的控制变量回归，估算出熵平衡权重。利用熵平衡法调整前后控制变量的均值、方差、倾斜度、标准误和 t 检验，结果如表 4、表 5 所示，从表中可以看到，熵平衡法匹配前，独生子女家庭和非独生子女家庭的控制变量的均值存在显著差异；匹配后，两组家庭控制变量的均值不具有显著差异，满足 DID 模型的平行性假设。之后，本文利用估算出的熵平衡权重，重新构造 DID 模型，实证结果如表 6 所示。

表4 匹配前实验组和控制组的控制变量

变量	实验组			控制组			T 检验
	均值	标准差	偏度	均值	标准差	偏度	
性别	0.505	0.250	-0.021	0.556	0.247	-0.227	0.051***
年龄	70.280	52.230	0.506	66.00	35.91	1.442	-4.278***
户籍	0.440	0.247	0.240	0.772	0.176	-1.295	0.331***
民族	0.712	0.205	-0.934	0.741	0.192	-1.103	0.030***
已婚	0.703	0.209	-0.887	0.814	0.152	-1.610	0.111***
受教育程度	2.913	2.083	0.111	3.855	1.791	-0.500	0.941***
健康状况	3.250	1.071	-0.224	3.526	0.961	-0.461	0.276***
社保状况	0.794	0.164	-1.454	0.864	0.118	-2.120	0.697***
观测值	2993	12438	—				

表5 匹配后实验组和控制组的控制变量

变量	实验组			控制组			T 检验
	均值	标准差	偏度	均值	标准差	偏度	
性别	0.505	0.250	-0.021	0.505	0.250	-0.021	0
年龄	70.28	52.23	0.506	70.28	67.64	0.616	0
户籍	0.440	0.247	0.240	0.441	0.247	0.239	0
民族	0.712	0.205	-0.934	0.712	0.205	-0.934	0
已婚	0.703	0.209	-0.887	0.703	0.209	-0.888	0
受教育程度	2.913	2.083	0.111	2.914	2.323	0.133	0
健康状况	3.250	1.071	-0.224	3.250	1.167	-0.269	0
社保状况	0.794	0.164	-1.454	0.794	0.164	-1.455	0
观测值	2993	12438	—				

表6中,方程(1)和方程(2)分别为不加控制变量和加入控制变量的熵平衡-DID模型,实证结果表明,无论是否加入控制变量,“全面二孩”政策依然显著降低了老年人的就业概率。方程(2)的结果表明,控制其他因素后,“全面二孩”政策使老年人的就业概率降低了约3.8%。从其他因素来看,性别、年龄会显著影响老年人的劳动供给决策,老年男性、相对年轻老年人的就业概率显著高于老年女性和年龄较大的老年人;户籍方面,相较于农村户籍,拥有城镇户籍老年人的就业概率相对更低,由于我国二元户籍制度的长期存在,老年人的退休体系也存在着城乡差异,表现为城镇户籍老年人相对更早地退出劳动力市场;民族方面,汉族的系数为正但在统计意义上不显著;已

婚、受教育水平较低、健康状况较好的老年人的就业概率更高；社保方面，拥有社保会降低老年人的就业概率，但该系数在统计意义上不显著。

表 6 熵平衡-DID 模型分析“全面二孩”政策与老年人劳动供给决策

变量	熵平衡-DID 模型	
	(1)	(2)
DID	-0.060*** (0.022)	-0.038** (0.019)
非独生子女家庭虚拟变量	0.050*** (0.016)	0.033** (0.015)
“全面二孩”政策虚拟变量	-0.036* (0.021)	-0.057*** (0.018)
性别		0.061*** (0.010)
年龄		-0.009*** (0.001)
户籍		-0.095*** (0.012)
民族		0.001 (0.012)
已婚		0.032** (0.013)
受教育程度		-0.009** (0.004)
健康状况		0.029*** (0.004)
社保状况		-0.006 (0.011)
控制省份变量	是	是
F 值	74.09***	24.45***
观测值	15431	15431

(二)“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的异质性

上述分析将老年人视为同质个体，得到的是“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的平均效应，然而，不同特征老年人的劳动供给决策受“全面

二孩”政策的影响可能存在差异。本文从个人特征和家庭特征两个维度出发,分析“全面二孩”政策对不同特征老年人劳动供给决策的影响。其中,选择的特征变量主要包括老年人的性别、年龄、户籍、婚姻状况、受教育程度、健康状况、个人收入水平以及家庭月支出水平。为了研究“全面二孩”政策对不同特征老年人劳动供给决策的异质性影响,本节分别在基准方程中依次加入性别与 DID、年龄与 DID、户籍与 DID、婚姻状况与 DID、受教育程度与 DID、健康状况与 DID、个人收入水平与 DID 以及家庭月支出水平与 DID 的交互项,具体结果如表 7、表 8 所示。

表 7 的方程(1)分析了“全面二孩”政策对不同性别老年人劳动供给决策的影响,结果显示,在控制其他因素后,“男性 * DID”的系数为 -0.031 ,且在 5% 的显著性水平上显著,说明“全面二孩”政策对老年男性的负向影响相对更大。据 2014 年 CLASS 数据结果可知,男性照顾孙子女在家庭照顾中的占比为 41.3%,女性照顾孙子女的占比为 37.8%,说明在参与家庭照顾时,相对于老年女性,老年男性照顾孙子女的比例相对更高,因此,“全面二孩”政策所带来的孙子女数量增多的预期,对老年男性劳动供给决策的影响更大。

表 7 的方程(2)分析了“全面二孩”政策对不同受教育程度老年人劳动供给决策的影响,结果显示,在控制其他因素后,“受教育年限 * DID”的系数为 0.027 ,且在 1% 的显著性水平上显著,说明受教育程度相对较低老年人的劳动供给,受“全面二孩”政策的负向影响相对更大。由于老年人的受教育程度会影响其就业概率,老年人选择就业的概率会随着受教育程度升高而提高,所以,预期孙子女数量增加,对受教育程度较低老年人的负向影响相对更大。

表 7 的方程(3)分析了“全面二孩”政策对不同户籍类型老年人劳动供给决策的影响,结果显示,在控制其他因素后,“城镇户籍 * DID”的系数为 0.116 ,且在 1% 的显著性水平上显著,说明“全面二孩”政策对农村户籍老年人的负向影响相对更大。在我国农村地区,年轻一代的就业方式仍以外出务工为主。当家庭中的幼儿数量增加,年轻一代为了满足生活需求,往往外出务工,照看孙子女的任务就落到了农村老年人身上。对于城镇家庭来说,孩子数量即使增加,孩子父母也可以承担一部分照看孩子的任务,因此“全面二孩”政策对农村老年人的影响更大。

表 7 的方程(4)分析了“全面二孩”政策对不同收入水平老年人劳动供给决策的影响,结果显示,在控制其他因素后,“个人收入水平 * DID”的系数为 -0.003 ,且在 10% 的显著性水平上显著,说明“全面二孩”政策对高收入老年人的负向影响相对更大。老年人的收入越高说明退休后越不缺乏保障,越不需要依靠劳动维持收入,当预期孙子女数量增加时,高收入老年人越有

可能选择退出劳动力市场，陪伴或照顾孙子女。

表 7 “全面二孩”政策对不同性别、受教育程度、户籍、个人收入水平老年人劳动供给决策的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	性别	受教育程度	户籍	个人收入水平
DID	-0.021 (0.021)	-0.117*** (0.025)	-0.077*** (0.019)	-0.069*** (0.026)
男性 * DID	-0.031** (0.015)			
受教育年限 * DID		0.027*** (0.005)		
城镇户籍 * DID			0.116*** (0.016)	
个人收入水平 * DID				-0.003* (0.002)
控制其他特征变量	是	是	是	是
控制省份变量	是	是	是	是
F 值	24.00***	23.84***	24.31***	23.84***
观测值	15431	15431	15431	15431

表 8 分析了“全面二孩”政策对不同年龄、婚姻状况、健康状况和家庭月支出水平老年人劳动供给决策的影响。实证结果显示，“年龄 * DID”“已婚 * DID”“健康水平 * DID”的系数为正，“家庭月支出水平 * DID”的系数为负，但均统计不显著，说明“全面二孩”政策对不同年龄、婚姻状况、健康状况和家庭月支出水平老年人劳动供给决策的影响，没有异质性。

表 8 “全面二孩”政策对不同年龄、婚姻状况、健康状况、家庭收入水平老年人劳动供给决策的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	年龄	婚姻状况	健康状况	家庭月支出水平
DID	-0.067*** (0.025)	-0.042* (0.025)	-0.056 (0.035)	-0.027 (0.024)
年龄 * DID	0.020 (0.013)			

续表

变量	(1) 年龄	(2) 婚姻状况	(3) 健康状况	(4) 家庭月支出水平
已婚 * DID		0.005 (0.020)		
健康水平 * DID			0.005 (0.008)	
家庭月支出水平 * DID				-0.001 (0.002)
控制其他特征变量	是	是	是	是
控制省份变量	是	是	是	是
F 值	24.75***	24.16***	24.24***	23.84***
观测值	15431	15431	15431	15431

(三) 稳健性检验

为了进一步验证“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的影响作用具有一致性和稳定性，我们进行了稳健性检验，实证结果如表 9 所示。

第一，利用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2015年和2018年数据，检验“全面二孩”政策与老年人劳动供给决策之间的关系。参照 CLASS 数据的变量生成规则，利用 CHARLS 调查问卷中的相关问题，生成劳动供给决策变量、DID 变量以及其他控制变量，利用 Probit 模型、熵平衡-DID 模型重新估算基准模型。实证结果表明，在控制其他因素后，DID 系数为-0.122，说明“全面二孩”政策的实施会显著降低老年人参与工作的概率，这与 CLASS 数据的实证结论大体一致。此外，CHARLS 数据中 DID 系数高于 CLASS 数据中的 DID 系数，这在一定程度上说明“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的影响会随政策的实施逐步增强，长期效应会更大。

第二，替换样本。世界卫生组织认为，60岁至74岁的人群是年轻老年人，75岁及以上的人群才是老年人，由于年轻老年人和老年人的身心状况不同，可能导致劳动供给决策存在差异。在本文的基准模型中，老年人的年龄为60岁及以上。为了验证回归结果的稳健性，我们删除了75岁及以上的样本，重新测算基准模型，根据实证结果可以看出，控制了其他特征变量后，非独生子女家庭虚拟变量与“全面二孩”政策虚拟变量交互项在系数方向、系数大小和系数显著性方面，均与基准模型无太大差别。

表 9 稳健性检验

变量	CHARLS 数据		CLASS 数据
	(1) Probit 模型	(2) 熵平衡-DID 模型	(3) 替换样本
DID	-0.035 [*] (0.078)	-0.122 [*] (0.074)	-0.039 [*] (0.022)
非独生子女家庭虚拟变量	0.120 ^{***} (0.075)	0.190 ^{***} (0.068)	0.058 ^{***} (0.018)
“全面二孩”政策虚拟变量	-0.131 (0.074)	-0.042 (0.068)	-0.081 ^{***} (0.021)
控制其他特征变量	是	是	是
控制省份变量	是	是	是
R ²	0.224		
F 值		14.57 ^{***}	24.33 ^{***}
观测值	3556	3556	15073

五、“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的作用机制

前文详细探讨了“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的影响，本节重点分析二者之间的作用机制。家庭中普遍存在以经济支持、时间支持、精神慰藉等为表现的代际关系，这些代际关系主要出于利他主义或交换动机，通过代际关系进行家庭内部的分工、合作与权力分配，最终实现家庭利益的最大化。相较于西方国家，中国父母通常在代际关系中掌握话语权，并为成年子女继续提供物质条件或帮助照料孙子女等(边馥琴和约翰·罗根, 2001; 雷晓燕, 2009)。“全面二孩”政策的实施, 意味着家庭中孙子女数量的预期增加, 可能会增加老年人对子女的代际时间支持, 提高照料频率, 这种照料可能是以减少劳动力市场的劳动力供给为代价的, 从而降低了老年人的劳动参与率。

本节将父母为子女提供照料的频率作为因变量, 分析“全面二孩”政策对父母为子女提供照料频率的影响, 具体结果如表 10 所示。表 10 中方程(1)的结果显示, DID 的系数为 1.242, 表明实施“全面二孩”政策, 会显著提高老年人子女提供照料的频率。为了进一步识别“全面二孩”政策与老年人劳动供给决策之间的影响机制, 我们将“父母为子女提供照料的频率”纳入基准模型, 检验“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的影响渠道, 回归结果如表

10 方程(2)所示,结果表明,父母为子女提供照料频率的系数为-0.016,说明父母为子女提供照料的频率越高,越会降低老年人就业的概率,也即“全面二孩”政策的实施会提高老年人子女提供家庭照料的频率,从而减少他们的工作时间,加速老年人退出劳动力市场。

表 10 “全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的作用机制

变量	因变量	
	(1)	(2)
	父母为子女提供照料的频率	就业概率
DID	1.242*** (0.065)	-0.045** (0.020)
父母为子女提供照料的频率		-0.016*** (0.004)
控制其他特征变量	是	是
控制省份变量	是	是
R ²	0.529	
F 值		20.62***
观测值	15431	15431

六、结论与讨论

老年人口预期寿命的提高和家庭中新生儿童数量的减少,意味着未来我国可能会有更多老年人参与隔代抚养。但是,老年人照料孙子女可能是以减少自身休闲或劳动力供给为代价的,随着“全面二孩”政策、“三孩”政策的实施,预期会增加家庭中幼龄儿童的数量,从而影响老年人的劳动供给决策。本文基于代际时间支持理论,构造 DID 模型,探讨了“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的影响,并分析了这一影响在不同个人特征和家庭特征老年群体中可能存在的异质性以及作用机制。

研究结果表明:第一,“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策有显著的负向作用,“全面二孩”政策的实施显著降低了老年人的劳动参与。第二,“全面二孩”政策对不同个人特征老年人劳动供给决策的影响具有异质性,“全面二孩”政策的实施对老年男性、受教育程度较低、农村户籍和高收入老年人劳动供给决策的负向影响相对较大,“全面二孩”政策的实施对不同年龄、婚姻状况、健康状况、家庭月支出水平老年人的劳动供给决策没有异质性影响。第三,“全面二孩”政策的实施,家庭中孙子女数量预期增加,从而提高老年

人对子女提供照料的频率,降低了老年人的劳动参与。

人口老龄化程度的不断加深,将对我国经济增长和劳动力市场造成较大冲击。为应对人口老龄化冲击,国家接连出台“全面二孩”政策、“三孩”政策以鼓励青年提高生育率。但是,自2017年后,我国年出生人口仍呈下降趋势,短期内生育率难以大幅提高。在我国生育率未能显著提高的背景下,鼓励老年人参与劳动是提高老年人收入水平、发挥老年人自身潜力、减轻家庭养老和社会养老压力、实现积极老龄化的重要手段。由于老年人是家庭中的重要成员,老年人的劳动供给决策会受到家庭因素的影响。因此,为了促进老年人的劳动参与,需要相关部门结合现实情况,大力促进和支持市场正规化婴幼儿照护服务的发展。照料孙子女本是维系家庭内部多代人亲切互动的一种方式,不该成为阻碍老年人劳动参与和自我价值实现的因素,婴幼儿照护服务的改革将增加市场正规化照护服务,不仅会直接影响年轻妇女的劳动参与,还会降低家庭对老年人隔代抚养的需求,缓解老年人照料孙子女的压力,提高老年人的劳动参与和幸福感。

此外,需要说明的是,本文所使用的CLASS数据目前只公布了至2016年的调查,CHARLS数据目前只公布了至2018年的调查,受限于可获得的数据,本文主要评估了“全面二孩”政策对老年人劳动供给决策的影响,且评估的政策效应为短期影响。未来,随着调查数据和分析方法的完善,可以更全面地分析和探讨“全面二孩”政策对老年人劳动供给行为影响的持续期、影响效应的时间变化趋势;验证“三孩”政策对老年人劳动供给行为的影响,以及“三孩”政策、“全面二孩”政策影响作用的相对大小等。

[参考文献]

- 边馥琴、约翰·罗根,2001:《中美家庭代际关系比较研究》,《社会学研究》第2期。
- 雷晓燕,2009:《中老年女性劳动供给及代际转移在子女间的差异》,《人口与经济》第6期。
- 宋健、王记文、秦婷婷,2018:《孙子女照料与老年人就业的关系研究》,《人口与经济》第3期。
- 邹红、彭争呈、栾炳江,2018:《隔代抚养与女性劳动供给——兼析照料视角下全面二孩与延迟退休悖论》,《经济动态》第7期。
- Besley, T. and A. Case, 2000, “Unnatural Experiments? Estimating the Incidence of Endogenous Policies”, *The Economic Journal*, 110(11): 672-694.
- Garcia-Moran, E. and Z. Kuehn, 2017, “With Strings Attached: Grandparent-provided Child Care and Female Labor Market Outcomes”, *Review of Economic Dynamics*, 23: 80-98.

- Hainmueller, J. and Y. Xu, 2013, “Ebalance: A Stata Package for Entropy Balancing”, *Journal of Statistical Software*, 54(7): 1–18.
- Ho, C. , 2015, “Grandchild Care, Intergenerational Transfers, and Grandparents’ Labor Supply”, *Review of Economics of the Household*, 13(2): 359–384.
- Lei, X. , 2006, “Grandchild Care, Financial Transfers and Grandma’s Labor Market Decisions”, *Unpublished Manuscript*, University of California-Los Angeles, 1–44.
- Wang, Y. and E. Gonzales, 2019, “Examining the Prevalence, Risk and Protective Factors to Family Caregiving in China: Findings from CHARLS”, *China Journal of Social Work*, 12(1): 3–19.
- Wang, Y. and D. E. Marcotte, 2007, “Golden Years? The Labor Market Effects of Caring for Grandchildren”, *Journal of Marriage and Family*, 69(5): 1283–1296.
- Whelan, S. , 2013, “Work or Care? The Labour Market Activity of Grandparents in Australia”, *Mimeo*, University of Sidney, 1–29.

Grandchild Care and Labor Supply Decision of the Elderly under the Background of the Adjustment of the Fertility Policy

ZHU Hui-lin¹, WANG Qiang², CHU Shuai¹

(1. Chinese Academy of Labour and Social Security;

2. School of Labor and Human Resources, Renmin University of China)

Abstract: Care for grandchildren has become the main way for families to take care of young children in China. Whether care for grandchildren will affect the labor supply decision of the elderly remains to be answered. This paper constructs the differences-in-differences model(DID) to examine the influence and mechanism of the “Two-Child” policy on the labor supply decision of the elderly by using the 2014 and 2016 China Longitudinal Aging Social Survey(CLASS) data. The results show that, first, the implementation of the “Two-Child” policy has a significantly negative effect on the labor supply decision of the elderly, and will reduce the labor participation of the elderly. Second, heterogeneity analysis find that the “Two-Child” policy has a more obvious effect on the labor supply decision of elderly men, less educated, rural household registration, and high-income elderly. Third, the implementation of the “Two-Child” policy is expected to increase the number of grandchildren in the family, so as to improve the time support of the elderly for their adult children, thereby reducing the labor participation rate of the elderly. Promoting and supporting the development of standardized infant and child care services in the market can encourage the elderly to improve labor participation. And it is an important mean to reduce the pension pressure and realize active aging.

Key words: fertility polic; elderly; labor supply decision; care for grandchildren

(责任编辑: 孟大虎 责任校对: 孟大虎 刘泽云)