

# 子女婚育年龄推迟对父母生活满意度的影响\*

周 兴 刘 鑫

**【摘 要】**受中国的传统文化影响,子女婚育被很多父母视为自身的重要责任。在晚婚晚育现象愈加普遍的现状下,子女的婚育年龄推迟也对父母的生活满意度产生了重要影响。文章使用中国健康与养老追踪调查 2018 年的数据,基于 IV-Oprobit 模型实证检验了子女晚婚晚育对父母生活满意度的影响,发现子女晚婚晚育对父母的生活满意度有显著的负面影响,父母生活满意度受儿子晚育的影响更为显著;同时,子女晚婚晚育对父母生活满意度的影响存在城乡异质性,对农村父母生活满意度的影响更为显著。

**【关键词】**晚婚晚育 生活满意度 老年人健康 人口老龄化

**【作 者】**周 兴 南开大学经济学院人口与发展研究所,副教授;刘 鑫 南开大学经济学院,硕士研究生。

生活满意度是考察个体生活品质和生活福祉的关键指标(张文娟、李树茁,2005),是对幸福的主观认知评价的具体反映,也是基于理想和现实状况比较后的结果(徐华春等,2018)。由于生活满意度包含了丰富的居民社会福利状况信息,以居民生活满意度度量发展成为衡量发展的新视角(周绍杰等,2015)。随着中国经济逐步向高收入社会发展,物质财富更加富足,如何进一步提升居民的生活满意度成为当下发展阶段需要关注的核心问题。受传统文化的影响,中国居民家庭具有亲密的代际关系。学术界已开展的一系列研究证明,父母的生活满意度受个人特征、健康状况、家庭经济、社会支持等多方面因素的影响(张丽君,2018)。父母与子女之间的代际支持和代际互动也是其中的重要组成部分。受传统儒家文化的影响,“养儿防老”依然在中国代际互动观念中占据主流,代际支持仍是影响老年人心理健康的重要因素(侯建明等,2021)。作为生命历程中的重要事件,子女的初婚和初育显然具有重要意义,可能会对父母的生命发展和生活质量产

---

\* 本文为国家社会科学基金项目(编号:18BRK032)、中央高校基本科研经费项目(编号:63192212)及南开大学亚洲研究中心资助项目的阶段性成果。

生重要影响。

然而,在从工业社会向后工业社会转变的过程中,女性开始更多地拥有高学历,更加积极主动地参与劳动和社会活动,在生命历程的婚育选择中开始拥有更多的自主权,全球范围内普遍出现了初婚年龄不断推迟的现象(Swanson,2014)。在中国,随着受教育程度升高、婚姻支付金额攀升和现代化婚姻观念的传播,婚育年龄推迟也已成为普遍现象(赵梦晗,2016)。翟振武和刘雯莉(2020)通过数据分析发现,2010 年以来中国的晚婚趋势更为显著。2017 年,中国男性的初婚年龄已经上升到 27.31 岁,而女性的初婚年龄也上升到 25.60 岁(见图)。女性初育年龄同样呈现出明显的推迟趋势。陈卫和段媛媛(2019)通过 2017 年全国生育状况抽样调查的数据计算得出,女性平均初育年龄已经上升为 27.3 岁。随着初婚初育年龄的提高,代际婚育观念鸿沟逐渐加深,受传统文化影响的父母对子女婚育状况的忧虑也不断加重,从而可能会对其生活满意度产生重要影响。

基于此,本文试图使用中国健康与养老追踪调查(以下简称 CHARLS)2018 年的数据,实证分析子女晚婚晚育情况对父母生活满意度的影响,并探究城乡之间的差异化影响,从而提出针对性的政策建议。

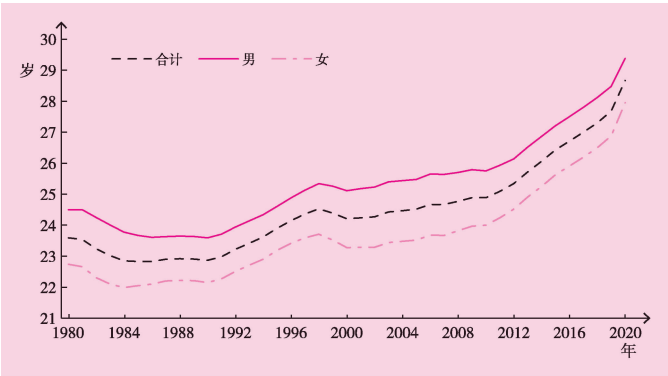


图 1980~2020 年中国平均初婚年龄变化趋势  
数据来源:第七次人口普查数据。

### 一、文献综述

生活满意度既是个体的主观价值评价,也会受客观现实状况的影响,例如个体所处的家庭环境和社会环境。已有文献大多针对老年人生活满意度的影响因素展开研究。在家庭层面,已有文献发现家庭支持、经济条件等因素都会显著影响老年人的生活满意度;而在社会层面,社会舆论和社会参与也是生活满意度的重要影响因素。

#### (一) 家庭层面

在中国的传统观念中,父母的幸福观是“向下一代看”,他们的幸福感也更多受到子女的影响(严静,2013)。大龄未婚未育子女可能会改变家庭内部传统的代际支持关系,进而影响父母的生活满意度。一方面,在传统的性别分工下,儿媳是父母的主要生活照料者,对于有大龄未婚儿子的家庭来说,儿媳缺失可能导致代际支持不足的窘况(Cong 等,2008)。另一方面,在传统的“三十而立”观念下,父母常常期望孩子在 30 岁之前能够成家立业,儿子大龄未婚会显著提高父母的心理焦虑,儿子婚后提供的经济支持则会弱

化父母的心理焦虑(Chen等,2021)。此外,老年人与孙代之间的照料和互动也可能会影响老年人的生活满意度。孙代照料使老人体验到更多地价值感和满足感(靳小怡、刘妍珺,2017),补偿老年人缺失的子女情感支持,增加自我价值认同(吴培材,2018),从而提升他们的生活满意度。

与此同时,经济水平也是老年人生活满意度的重要影响因素;经济水平越高,则生活满意度越高(郑冰等,2015)。在性别失衡和婚姻挤压的背景下,结婚的经济成本和社会成本均不断攀升,父母的生活满意度也将随着家庭消费和储蓄的变动而变化。婚姻支付可能通过负债效应和预防性储蓄两种途径影响家庭消费;当无力承担畸高的婚姻支付时,家庭不得不借债弥补,而由于预计未来支出需求较高,家庭预防性储蓄动机更强(柳清瑞、刘淑娜,2020),这将深刻改变父母的生活满意度水平。此外,子女结婚之后形成独立家庭,可以通过提高收入及家庭经济交往等方式进行“反哺”(王畅,2021)。在这样的背景下,大龄未婚子女的存在可能会降低父母的生活满意度。

## (二) 社会层面

生活环境中的文化背景是影响个体生活满意度的重要因素(郭秋菊、靳小怡,2012)。在中国传统的“面子文化”束缚下,为面子而活、为面子所累的老年人将不可避免地受到社会舆论的影响(桂华、欧阳静,2012)。在社会大环境下,作为一项社会标准,保障子女顺利结婚已成为父母是否称职的自我评价标准,帮助子女成婚也成为社区攀比的载体和赢得舆论的方式(王畅,2021)。中国传统的“孝文化”强调了对生育后代的期待和对家族传承延续的重视(傅晓微、王毅,2014)。以“不孝有三,无后为大”为代表的观念深刻影响着老年人,特别是在农村地区,没有孙子的老年人将面临家族后继无人、难以延续的不安,并承受来自周围的社会舆论压力(聂建亮、曹健雪,2020),这将影响老年人的主观幸福感。

老年人的社会参与也是生活满意度的影响因素。邓大松和张晴晴(2019)的研究发现,经常参加社交活动对老年人生活满意度有积极作用。在“利他主义”倾向的影响下,出于为子女买房买车的考虑,父母会延长工作时间,放弃部分闲暇时间以增加家庭经济收入(Wei等,2011)。这将减少父母的社会参与机会,从而导致父母生活满意度降低。在中国的传统家庭功能影响下,老年人通常要承担大部分的孙代照料责任(唐丹等,2020),这也不可避免地挤压了社会参与时间,可能会使其进入“与世隔绝”的境况(杨菊华,2018)。子女晚婚晚育带来的家庭经济压力和孙代照料推迟,将使老年人对未来的生活状态和社会参与时间产生担忧,从而影响老年人的生活满意度。

## (三) 文献述评

关于老年人生活满意度的文献主要考察了家庭和社会层面的影响因素,但是这些研究大多从社会学的角度进行理论分析,而将子女晚婚晚育和父母生活满意度二者相结

合的实证研究则相对较少。同时,在研究对象方面更多关注农村大龄男性婚育状况的影响,而较少关注城市大龄青年和女性大龄青年婚育情况的影响;在内生性问题的处理方面也有待改进。

因此,本文在研究视角和变量选择方面进行了新的尝试,选取包含城镇青年和女性青年的、更为全面的样本进行分析,参照已有研究选取 IV-Oprobit 模型来处理可能的内生性问题,并分城乡样本进行异质性分析,以期对子女晚婚晚育和父母生活满意度的研究领域做出一些边际贡献。

## 二、研究假设与模型设定

### (一) 研究假设

在已有研究的基础上,本文梳理了子女晚婚晚育对父母生活满意度影响的可能机制:从家庭内部看,一方面,子女晚婚晚育会使代际经济支持不足、情感支持缺失,另一方面,子女晚婚晚育也使父母面对更为沉重的婚姻支付负担,这将降低父母的生活满意度;从社会环境来看,一方面,子女晚婚晚育将使父母面对家族难以延续的舆论压力,另一方面,子女晚婚晚育也造成父母对未来社会参与状态的担忧,从而降低老年人的生活满意度。因此,本文提出如下假设。假设 1:子女晚婚晚育对父母的生活满意度有显著的负面影响。假设 2:儿子和女儿晚婚晚育对父母生活满意度的影响存在差异。

### (二) 模型设定

鉴于生活满意度是有序多分类变量,如果采用 OLS 方法进行估计,其结果将会是有偏和不一致的。因此,本文考虑采用有序 Probit 模型(简称“Oprobit”)考察子女晚婚晚育对父母生活满意度的影响。但是,仅使用 Oprobit 回归可能会存在一定的内生性问题。为了更加准确地估计子女晚婚晚育对父母生活满意度的影响,本文选择受访者所在社区的平均初婚年龄作为子女晚婚晚育情况的工具变量。一方面,社区平均初婚年龄与受访者个体不可观测的心理健康禀赋、生活满意程度标准偏好等变量无关,具有较强的外生性。另一方面,无论子女是否与父母居住在一起,在社会舆论压力的影响下,父母更倾向于让子女的初婚年龄、初育年龄与周围人保持一致,从而避免受到周围邻居的议论,因此子女大龄未婚和大龄未育情况可能会受到社区平均初婚年龄的影响,在一定程度上呈正相关关系。同时,由于受访者的生活满意度不能反过来影响整个社区平均初婚年龄,可以很好地消除反向因果问题。此外,使用社区平均初婚年龄也能降低受访者记忆偏差所带来的子女婚育情况的测量误差。

基于上文分析,本文借鉴 Heckman 的处理方法,采用两阶段回归构建 IV-Oprobit 模型,并通过 Roodman(2011)提出的 CMP 方法进行相应的工具变量估计。模型设定如下:

$$Late_{ip}^* = \delta + \alpha Cwedage_{ip} + X_i' \eta + \xi Prov_p + v_{ip} \quad (1)$$



$$Late_{ip} = \begin{cases} 0, & Late_{ip}^* < 0 \\ 1, & Late_{ip}^* \geq 0 \end{cases} \quad (2)$$

$$\widehat{Late}_{ip}^* = \hat{\delta} + \hat{\alpha} Cwedage_{ip} + X_i' \hat{\eta} + \hat{\xi} Prov_p + v_{ip} \quad (3)$$

$$Satis_{ip} = F(\beta^* \widehat{Late}_{ip}^* + X_i' \gamma + \rho Prov_p + \mu_{ip}) \quad (4)$$

其中  $i$  代表父母个体,  $p$  代表所在省份,  $Cwedage_{ip}$  为社区平均初婚年龄。在第一阶段中, 将内生的晚婚或晚育变量对工具变量和所有控制变量做 Probit 回归, 以得到潜变量  $Late_{ip}^*$  的拟合值  $\widehat{Late}_{ip}^*$ ; 在第二阶段, 将  $Satis_{ip}$  对潜变量的拟合值  $\widehat{Late}_{ip}^*$  和控制变量做 Oprobit 回归分析, 便可得到的一致估计。

此外, 由于 IV-Oprobit 模型的系数并没有直观的、便于理解的含义, 只能在显著性和符号方面提供较为有限的信息, 因此本文参考连玉君等 (2015) 的做法, 计算了在生活满意度的不同取值下, 子女晚婚晚育对父母生活满意度的边际效应。由于二阶段回归的内生解释变量  $\widehat{Late}_{ip}^*$  是一阶段 Probit 回归的拟合值,  $\widehat{Late}_{ip}^*$  本质上可以看作一个连续变量, 因此边际效应的含义为, 当  $Late_{ip}=1$  的概率发生变化时, 被解释变量取  $j=1, 2, 3, 4, 5$  的概率变化。其表示为如下形式:

$$\frac{\partial P(Satis=j|x)}{\partial P(Late=1|x)} \bigg|_{x=\bar{x}} = \frac{\partial P(Satis=j|x)/\partial \widehat{Late}_{ip}^*}{\partial P(Late=1|x)/\partial \widehat{Late}_{ip}^*} \bigg|_{x=\bar{x}} \quad (5)$$

### 三、数据来源与变量描述

#### (一) 数据来源

本文使用 CHARLS 2018 年的调查数据。CHARLS 是由北京大学国家发展研究院牵头开展的关于中国中老年人个体和家庭层面信息的微观调查, 主要收集了 45 岁及以上居民的个人和家庭的相关数据。调查样本包括位于 28 个省份、150 个县、450 个村级单位的 10 524 户家庭, 收集了约 1.7 万受访者详尽的数据。本文将研究对象限定为 50 岁以上的受访者, 剔除了关键变量缺失和存在明显错误的样本, 并对样本中支出、收入等经济变量做了对数化处理, 最终得到了 6 691 个观测值。

#### (二) 变量描述

本文的被解释变量为父母生活满意度。选取 CHARLS 2018 问卷中现状评价部分“总体来看, 您对自己的生活是否感到满意?”这一问题, 根据受访者所回答的“一点也不满意”“不太满意”“比较满意”“非常满意”“极其满意”, 依次设定取值为 1~5, 数值越高表示对生活越满意。

本文的核心解释变量为子女晚婚情况和晚育情况。CHARLS 2018 问卷中提供了子

女年龄、婚姻状况和生育状况的相关信息,可以用于衡量子女的晚婚晚育情况。本文选择“是否有大龄未婚子女”作为子女晚婚情况的衡量指标,将有年龄大于 30 岁的未婚儿子或者年龄大于 28 岁的未婚女儿设定为 1。同时,本文选择“是否有大龄未育子女”作为子女晚育情况的分析依据,考虑到婚后生育周期的影响,将有年龄大于 34 岁的已婚未育儿子或者年龄大于 32 岁的已婚未育女儿设定为 1。考虑到父母对于儿子和女儿“大龄未婚”和“大龄未育”的关注程度可能不同,本文分别考察儿子晚婚晚育和女儿晚婚晚育影响差异。

已有研究表明,除了反映子女晚婚晚育情况的指标外,父母生活满意度还可能受包括个人特征、家庭特征、健康认知等其他多方面因素的影响,因此本文将这些因素作为控制变量纳入模型中,对父母的生活满意度进行衡量。考虑到家庭中多个子女对于父母生活满意度的影响,本文将健在子女个数作为控制变量加入回归方程中。具体信息如表 1 所示。

表 1 样本基本信息(N=6691)

变 量	均值	标准差	变 量	均值	标准差
被解释变量			家庭医疗支出对数	6.648	3.095
生活满意度	3.386	0.768	家庭人均年收入对数	9.338	2.252
极其满意	0.066	0.248	子代转移支付对数	3.602	4.030
非常满意	0.348	0.476	父代转移支付对数	6.778	3.065
比较满意	0.508	0.500	年龄	63.17	8.501
不太满意	0.061	0.240	户籍状况(农村=1)	0.760	0.427
一点也不满意	0.017	0.128	婚姻状况(已婚=1)	0.798	0.401
主要解释变量			小学以下学历	0.626	0.484
子女大龄未婚	0.088	0.284	初中学历	0.231	0.422
儿子大龄未婚	0.060	0.237	高中学历	0.123	0.328
女儿大龄未婚	0.031	0.174	本科以上学历	0.020	0.140
子女大龄未育	0.036	0.187	是否照料孙子女	0.444	0.497
儿子大龄未育	0.020	0.139	是否有医保	0.978	0.148
女儿大龄未育	0.017	0.130	是否有养老金	0.210	0.407
工具变量			是否工作	0.619	0.486
社区平均婚龄	23.86	1.439	父母是否健在	0.377	0.485
控制变量			健在子女数	2.929	1.550
认知能力	15.76	8.112	是否与子女同住	0.473	0.499
抑郁得分	8.960	6.666	是否与朋友交往	0.356	0.479
自评健康	3.031	1.027			

四、实证结果

(一) 基本回归结果

1. 回归系数

表 2 报告了以子女晚婚晚育情况为被解释变量进行一阶段的回归结果。结果显示,社区平均初婚年龄的系数在 1%的水平上显著为正,说明个体所在社区平均初婚年龄越大,有大龄未婚和未育子女的概率都越大,工具变量满足相关性的要求。

表 3 报告了将社区平均初婚年龄作为工具变量,考察子女晚婚对父母生活满意度



表 2 IV-OProbit 一阶段结果

被解释变量	大龄未婚			大龄未育		
	子女	儿子	女儿	子女	儿子	女儿
社区平均初婚年龄	0.088*** (0.019)	0.068*** (0.022)	0.085*** (0.026)	0.136*** (0.025)	0.113*** (0.030)	0.145*** (0.033)
Wald 检验	1038.68***	897.17***	873.94***	836.45***	731.98***	762.47***
观测值	6691	6677	6691	6689	6689	6677

注:括号中为稳健标准误,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 3 IV-OProbit 二阶段结果

解释变量	晚婚情况			晚育情况		
	子女	儿子	女儿	子女	儿子	女儿
大龄未婚	-0.737*** (0.207)	-0.667*** (0.256)	-0.733*** (0.310)			
大龄未育				-0.672** (0.281)	-0.918*** (0.354)	-0.100 (0.633)
性别	-0.016 (0.031)	-0.010 (0.031)	-0.015 (0.031)	-0.010 (0.031)	-0.010 (0.031)	-0.009 (0.031)
年龄	0.012*** (0.003)	0.014*** (0.003)	0.014*** (0.003)	0.015*** (0.003)	0.015*** (0.003)	0.015*** (0.003)
户籍状况	0.090* (0.049)	0.091* (0.049)	0.092* (0.049)	0.078 (0.049)	0.087* (0.049)	0.093* (0.050)
自身婚姻状况	0.170*** (0.039)	0.165*** (0.040)	0.181*** (0.039)	0.164*** (0.040)	0.169*** (0.039)	0.175*** (0.040)
是否工作	-0.080** (0.034)	-0.079** (0.034)	-0.090*** (0.034)	-0.087** (0.034)	-0.087*** (0.034)	-0.086** (0.034)
是否照料孙子女	-0.040 (0.031)	-0.026 (0.030)	-0.024 (0.030)	-0.023 (0.030)	-0.027 (0.030)	-0.016 (0.030)
是否有医保	0.101 (0.096)	0.107 (0.097)	0.120 (0.096)	0.122 (0.096)	0.121 (0.096)	0.119 (0.097)
是否有养老金	0.056 (0.052)	0.046 (0.052)	0.057 (0.052)	0.059 (0.052)	0.054 (0.052)	0.050 (0.053)
父母是否健在	0.064* (0.035)	0.070** (0.035)	0.072** (0.035)	0.073** (0.035)	0.074** (0.035)	0.075** (0.035)
健在子女数	-0.002 (0.012)	-0.008 (0.012)	-0.009 (0.012)	-0.011 (0.012)	-0.012 (0.012)	-0.013 (0.012)
是否与子女同住	0.030 (0.030)	0.030 (0.030)	0.027 (0.030)	0.022 (0.030)	0.021 (0.030)	0.027 (0.030)
是否与朋友交往	0.044 (0.030)	0.042 (0.030)	0.054* (0.030)	0.045 (0.030)	0.044 (0.030)	0.049 (0.030)
观测值	6691	6677	6691	6689	6689	6677
$\chi^2$ 统计量	882.6	804.8	788.2	836.5	732.0	762.5

注:回归还控制了老人健康、收入、受教育程度等变量和省份固定效应,限于篇幅未全部展示。

影响的 IV-Oprobit 二阶段回归结果。子女晚婚的分析结果显示,有大龄未婚子女的系数在 1%的水平上显著为负,表明从整体上来说,子女晚婚对父母生活满意度有显著的负面影响,而且儿子晚婚和女儿晚婚均对父母生活满意度有负面影响。

子女晚育的分析结果显示,有大龄已婚未育子女的系数在 5%的水平上显著为负,有大龄已婚未育儿子的系数在 1%的水平上显著为负,而有 大龄已婚未育女儿的系数则不显著。从整体上来说,儿子晚育对父母生活满意度有显著的负面影响,而女儿晚育与父母生活满意度之间的相关性较弱。这可能是因为在 中国传统从夫居文化的背景下,“传宗接代”更多是由男性后代来体现,对儿子后代的照料责任也更重,因而父母对儿子的婚育情况更为关注。

2. 边际效应

表 4 报告了 IV-Oprobit 回归模型第二阶段的边际效应。在晚婚情况方面,子女晚婚使父母生活满意度处于较低水平的概率升高,父母生活满意度处于较高水平的概率降低,说明子女晚婚现象对父母的生活产生了不利影响。

在晚育情况方面,子女晚育使父母生活满意度处于较低水平的概率升高,父母生活满意度处于较高水平的概率降低,说明子女晚育对父母的生活产生了负面影响。子女对于父母生活满意度影响的差异表现在,有大龄已婚未育儿子对父母生活满意度的影响显著,而有 大龄已婚未育女儿的影响不显著。

表 4 IV-OProbit 边际效应

解释变量	晚婚情况			晚育情况		
	子女	儿子	女儿	子女	儿子	女儿
极其满意	-0.095*** (0.030)	-0.084** (0.034)	-0.091** (0.040)	-0.084** (0.036)	-0.114** (0.046)	-0.012 (0.077)
非常满意	-0.172*** (0.044)	-0.159*** (0.058)	-0.175** (0.072)	-0.161** (0.065)	-0.220*** (0.082)	-0.024 (0.154)
比较满意	0.163*** (0.043)	0.150*** (0.055)	0.166** (0.068)	0.152** (0.062)	0.208*** (0.078)	0.023 (0.145)
不太满意	0.073*** (0.020)	0.066*** (0.025)	0.073** (0.031)	0.067** (0.028)	0.091*** (0.035)	0.010 (0.063)
一点也不满意	0.031*** (0.011)	0.026** (0.012)	0.028** (0.013)	0.026** (0.012)	0.035** (0.015)	0.004 (0.023)
观测值	6691	6677	6691	6691	6689	6691
$\chi^2$ 统计量	882.4	804.5	788.6	936.5	863.5	817.2

注:控制了省份固定效应及其他控制变量,下同。

(二) 稳健性检验

1. 更换因变量

为了检验模型的稳健性,本文首先将满意度设为二元变量,通过 IV-Probit 回归考察子女晚婚晚育对父母生活满意度的影响。

表 5 报告了更换因变量后的二阶段边际效应。子女晚婚的分析显示,在其他条件不变的情况下,有大龄未婚子女的边际效应在 1%的水平上显著为负,说明有大龄未婚子女显著降低了父母对生活感到满意的概率。子女晚育的分析显示,在其他条件不变的情

表 5 更换因变量后的二阶段边际效应

解释变量	晚婚情况			晚育情况		
	子女	儿子	女儿	子女	儿子	女儿
大龄未婚	-0.486*** (0.080)	-0.474*** (0.112)	-0.565*** (0.114)			
大龄未育				-0.419*** (0.135)	-0.553*** (0.182)	-0.078 (0.366)
观测值	6691	6677	6691	6689	6689	6677
$\chi^2$ 统计量	1012	822.2	801.9	773.6	658.4	644.1

注:同表 4。



况下,有大龄已婚未育子女的边际效应也在1%的水平上显著为负,表明有大龄已婚未育子女也显著降低了父母对生活感到满意的概率。这证实了子女晚婚晚育现象对父母的生活满意度的不利影响,说明上文回归结果具有较强的稳健性。

2. 更换自变量定义

其次,本文更改晚婚晚育的定义,将大龄未婚定义更改为男性大于32岁未婚、女性大于29岁未婚,将大龄未育定义更改为男性大于37岁已婚未育、女性大于35岁已婚未育,再次进行IV-Oprobit回归。

表6报告了更换自变量定义的二阶段边际效应。在晚婚情况方面,子女大龄未婚仍增大了父母处于较低生活满意度水平的概率,降低了父母处于较高生活满意度水平的概率。在晚育情况方面,子女大龄已婚未育情况同样提高了父母生活满意度较低的概率,降低了父母生活满意度较高的概率。子女性别不同对于父母生活满意度的影响存在一定差异,虽然将年龄限定到35岁后有大龄未育女儿的影响在10%的水平上显著为负,但有大龄已婚未育儿子对父母生活满意度的影响显著程度更高。这些结论与上文基本一致,进一步证明了上文回归结果的稳健性。

表6 更换自变量定义的二阶段边际效应

解释变量	晚婚情况			晚育情况		
	子女	儿子	女儿	子女	儿子	女儿
极其满意	-0.084 <sup>**</sup> (0.035)	-0.079 <sup>*</sup> (0.041)	-0.091 <sup>*</sup> (0.049)	-0.104 <sup>***</sup> (0.039)	-0.109 <sup>*</sup> (0.056)	-0.095 <sup>*</sup> (0.051)
非常满意	-0.159 <sup>***</sup> (0.058)	-0.154 <sup>**</sup> (0.074)	-0.176 <sup>**</sup> (0.089)	-0.199 <sup>***</sup> (0.069)	-0.212 <sup>**</sup> (0.105)	-0.186 <sup>*</sup> (0.098)
比较满意	0.150 <sup>***</sup> (0.056)	0.145 <sup>**</sup> (0.070)	0.166 <sup>*</sup> (0.085)	0.188 <sup>***</sup> (0.065)	0.200 <sup>**</sup> (0.100)	0.176 <sup>*</sup> (0.092)
不太满意	0.066 <sup>***</sup> (0.025)	0.063 <sup>**</sup> (0.031)	0.073 <sup>*</sup> (0.038)	0.083 <sup>***</sup> (0.029)	0.087 <sup>**</sup> (0.044)	0.077 <sup>*</sup> (0.041)
一点也不满意	0.026 <sup>**</sup> (0.012)	0.024 <sup>*</sup> (0.013)	0.028 <sup>*</sup> (0.016)	0.032 <sup>**</sup> (0.013)	0.033 <sup>*</sup> (0.018)	0.029 <sup>*</sup> (0.016)
观测值	6691	6677	6691	6691	6689	6691
$\chi^2$ 统计量	818.1	773.9	748.6	936.5	863.5	817.2

注:同表4。

3. 更换模型

最后,本文将满意度视为连续变量,通过两阶段回归考察子女晚婚晚育对父母生活满意度的影响。

表7报告了二阶段回归结果。在其他条件不变的情况下,子女晚婚对父母的生活满意度有显著负向影响。同时,子女晚育对父母的生活满意度有显著负向影响,并且儿子晚育对父母生活满意度的影响比女儿晚育更大也更显著。这些结论也说明了上文回归结果的稳健性。

(三) 城乡异质性分析

表8报告了分城乡样本考察子女晚婚晚育对父母生活满意度的影响。Panel A 结果

表 7 更换模型后的二阶段边际效应

解释变量	晚婚情况			晚育情况		
	子女	儿子	女儿	子女	儿子	女儿
大龄未婚	-0.520*** (0.143)	-0.466*** (0.176)	-0.509** (0.204)			
大龄未育				-0.477** (0.186)	-0.650*** (0.221)	-0.075 (0.400)
观测值	6691	6677	6691	6689	6689	6677
$\chi^2$ 统计量	908.4	845.4	832.3	882.5	776.8	817.6

注：同表 4。

表 8 城乡异质性分析结果

样 本	农村父母			城镇父母		
	子女	儿子	女儿	子女	儿子	女儿
Panel A 大龄未婚						
极其满意	-0.083** (0.036)	-0.078* (0.042)	-0.077 (0.048)	-0.118 (0.074)	0.182*** (0.047)	-0.199*** (0.063)
非常满意	-0.160*** (0.058)	-0.155** (0.074)	-0.156* (0.091)	-0.185** (0.091)	0.268*** (0.057)	-0.296*** (0.068)
比较满意	0.145*** (0.054)	0.140** (0.068)	0.141* (0.083)	0.206* (0.106)	-0.284*** (0.053)	0.336*** (0.085)
不太满意	0.069** (0.027)	0.066** (0.033)	0.067* (0.040)	0.067* (0.038)	-0.109*** (0.030)	0.110*** (0.030)
一点也不满意	0.029** (0.014)	0.026* (0.015)	0.026 (0.017)	0.029 (0.022)	-0.057** (0.025)	0.049** (0.019)
观测值	5084	5076	5081	1600	1582	1591
Panel B 大龄未育						
极其满意	-0.104** (0.046)	-0.083 (0.087)	-0.084 (0.066)	-0.051 (0.071)	-0.078 (0.091)	0.004 (0.122)
非常满意	-0.207** (0.083)	-0.168 (0.171)	-0.174 (0.133)	-0.087 (0.117)	-0.134 (0.150)	0.006 (0.212)
比较满意	0.188** (0.076)	0.152 (0.155)	0.157 (0.121)	0.096 (0.129)	0.147 (0.165)	-0.007 (0.234)
不太满意	0.089** (0.036)	0.072 (0.074)	0.073 (0.056)	0.031 (0.042)	0.047 (0.054)	-0.002 (0.073)
一点也不满意	0.035** (0.016)	0.027 (0.029)	0.028 (0.022)	0.012 (0.017)	0.018 (0.022)	-0.001 (0.027)
观测值	5080	5066	5039	1595	1590	1571

显示，子女晚婚对父母生活满意度的影响具有城乡异质性：在考虑内生性问题后，农村样本中子女晚婚对父母生活满意度的影响比城镇样本更为显著。这可能与农村地区更为传统的观念有关。虽然随着社会的发展进步，人们对于大龄未婚的宽容度已经显著提高，但是在部分农村地区，传统“成家立业”的观念依然存在，部分地区甚至存在“早婚早育”的现象。从子女性别来看，儿子晚婚对农村父母的生活满意度有显著的负向影响，而女儿晚婚对城镇父母生活满意度的影响更为显著，这与现实中农村地区的“剩男”现象和城镇地区的“剩女”现象相吻合。一种可能的解释是，农村地区存在“天价彩礼”，而且婚姻市场中性别比失衡，导致男性相比于女性，面临更为激烈的竞争。因此，农村家庭儿子大龄未婚对父母生活满意度的负面影响更大。而在城镇地区，社会对男性晚婚的宽容度相对更高，城镇父母对儿子晚婚的忧虑相对更低。不同于传统“成家立业”的观念，城镇青年男性更倾向于先“立业”后“成家”，通过事业发展实现资产积累，以赢得在婚姻市场中的优势地位，而经济条件的改善可能会通过代际经济联系提升父母的生活满意

度。但是由于择偶梯度效应和女性独立性的提高,城镇的“剩女”现象更为突出,加之社会整体对女性晚婚的宽容度较低,城镇父母更担心女儿在择偶标准和彩礼要价方面可能需要做出让步,因而影响到父母的生活满意度。

Panel B 的结果显示,子女晚育对父母生活满意度的影响同样具有城乡异质性:在农村样本中,在考虑内生性问题后,子女晚育对父母的生活满意度有显著负向影响,而在城镇样本中,子女晚育对父母生活满意度的影响不显著。从传统观念的角度来看,“传宗接代”、“无后为大”的代际传承观念在农村地区更为常见,这使农村父母相较于城镇父母更加关注子女的生育行为。同时,由于城镇地区较低的生育水平,城镇父母对子女晚育的宽容度也更高。

## 五、结论与讨论

本文在已有研究的基础上,使用中国健康与养老追踪调查 2018 年的调查数据,实证检验了子女晚婚晚育对父母生活满意度的影响,并分别考察了儿子晚婚晚育和女儿晚婚晚育的影响。考虑到可能存在的内生性问题,本文使用 IV-Oprobit 模型进行了实证分析。研究结果显示,子女晚婚和晚育对父母的生活满意度有显著的负面影响,证实了本文的研究假设。子女晚婚晚育可能使得父母面对更为沉重的婚姻支付负担和来自亲朋的舆论压力,这将加剧父母的焦虑情绪,降低其生活满意度。分性别来看,儿子和女儿晚婚均会对父母的生活满意度产生负面影响;但受“传宗接代”的传统文化影响,儿子晚育对父母生活满意度有显著的负面影响,而女儿晚育与父母生活满意度之间的相关性较弱。此前的相关研究大多从理论的层面探讨子女晚婚晚育可能对于父母生活满意度产生的影响及其作用机制,本文通过实证研究得出的结论与相关文献的理论分析基本一致,为理解子女晚婚晚育对父母生活满意度产生的负面影响提供了经验证据。同时,本文通过更改因变量、自变量定义和模型设定等方法得到了相似的结果,表明本研究的结论具有较强的稳健性。

此外,本文分城乡样本做了细化分析。首先,研究发现子女晚婚对父母生活满意度的影响存在城乡异质性,相关分析结论与现实中农村地区的“剩男”现象和城镇地区的“剩女”现象相吻合。一方面,由于农村地区婚姻市场中性别比失衡和“天价彩礼”的存在,农村婚姻市场中男性相比于女性面临更为激烈的竞争,农村家庭儿子大龄未婚意味着父母将面对更大的婚姻支付负担和来自亲朋好友舆论的压力。因此,农村地区儿子晚婚对父母生活满意度的负面影响更大。另一方面,在城镇婚姻市场中,社会整体对于女性晚婚的宽容度相对男性较低,而又由于择偶梯度效应和女性独立性的提高,城镇的“剩女”现象更为突出,大龄未婚女性的城镇父母可能更担心女儿在择偶标准和彩礼要价方面需要做出让步,这影响了其生活满意度。其次,子女晚育对于父母生活满意度的

影响也具有城乡异质性,农村样本中子女晚育对父母的生活满意度的影响比城镇样本更为显著。这些分析可能表明,在农村地区较高的婚姻支付和传统的“传宗接代”思想对父母的生活满意度产生了更大的影响。

子女晚婚晚育对于父母生活满意度产生影响的潜在机制主要有三个。首先是通过代际关系产生影响。中国家庭受传统文化影响,代际关系较为紧密,父母通常会把子女的婚育视为自身的责任,子女大龄未婚未育会显著提高父母的心理焦虑,从而影响父母的生活满意度。其二是通过经济因素产生影响。在婚姻支付成本和生育成本不断升高的背景下,父母不得不为大龄未婚未育的子女进行更多的“预防性储蓄”,这将挤占消费支出,影响其生活满意度。最后是通过社会舆论产生影响。受中国传统“面子文化”的影响,子女大龄未婚未育的老年人将面对来自亲朋好友的社会舆论压力,进而影响到自身的生活满意度。由于篇幅的限制,本文没有实证验证子女晚婚晚育对父母生活满意度产生影响的作用机制,这也是未来需要深入研究的课题。

基于上文的理论和实证分析,本文提出如下政策建议:首先,加强婚育支持,倡导适龄婚育,大力推动移风易俗的建设,转变“天价彩礼”的不良风气,减少高额的婚姻支付带来的初婚年龄推迟;积极引导健康和理性的婚恋价值取向,鼓励年轻人适龄婚育,通过完善生育保险制度、产假制度和生育补贴机制,解决年轻人婚育的后顾之忧。其次,要落实家庭养老,构建和谐家庭。推进新的孝文化建设,呼吁子女为父母提供更多的经济支持和精神支持,也要完善带薪休假制度,为子女减轻生活负担。再次,强化社会养老,吸引号召多种社会力量参与,探索分片管理、结对照护等养老新模式,为老年人提供更多关怀。最后,拓展社会参与,推动积极养老,积极开发和利用老年人的人力资源,鼓励和支持老年人通过多种途径实现再就业;响应积极应对人口老龄化的号召,举办老年联谊会等娱乐活动,丰富退休生活,帮助老年人提升技能、增进交流、放松心情,从而更好地提高老年人生活满意度。

#### 参考文献:

1. 陈卫、段媛媛(2019):《中国近10年来的生育水平与趋势》,《人口研究》,第1期。
2. 邓大松、张晴晴(2019):《老年群体生活满意度与养老服务优化——基于CHARLS2015数据的实证研究》,《当代经济管理》,第10期。
3. 傅晓微、王毅(2014):《为什么无后就是最大的不孝?——比较〈孟子·离娄上〉与〈圣经·创世记〉第38章》,《孔子研究》,第5期。
4. 桂华、欧阳静(2012):《论熟人社会面子——基于村庄性质的区域差异比较研究》,《中央民族大学学报(哲学社会科学版)》,第1期。
5. 郭秋菊、靳小怡(2012):《婚姻挤压下父母生活满意度分析——基于安徽省乙县农村地区的调查》,《中国农村观察》,第6期。

6. 侯建明等(2021):《代际支持对中国老年人口心理健康状况的影响》,《人口学刊》,第5期
7. 靳小怡、刘妍珺(2017):《照料孙子女对老年人生活满意度的影响——基于流动老人和非流动老人的研究》,《东南大学学报(哲学社会科学版)》,第2期。
8. 连玉君等(2015):《子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究》,《经济学(季刊)》,第1期。
9. 柳清瑞、刘淑娜(2020):《高价彩礼对农村家庭消费的挤出效应——基于扩展 OLG 模型的实证检验》,《人口与经济》,第5期。
10. 聂建亮、曹健雪(2020):《多孙会多福吗?——孙子女对农村老人主观幸福感影响的实证研究》,《武汉理工大学学报(社会科学版)》,第3期。
11. 唐丹等(2020):《照顾孙子女对老年人心理健康的影响:社会网络的中介作用》,《人口研究》,第4期。
12. 王畅(2021):《子女性别、婚姻年龄与父母生活满意度——代际经济关系转换视角下的实证研究》,《人口与发展》,第1期。
13. 吴培材(2018):《照料孙子女对城乡中老年人身心健康的影响——基于 CHARLS 数据的实证研究》,《中国农村观察》,第4期。
14. 徐华春等(2018):《为人父母者更幸福?》,《心理科学进展》,第3期。
15. 严静(2013):《幸福家庭的影响指标体系与解释框架——人口学视角的解读》,《东南学术》,第2期。
16. 杨菊华(2018):《流动时代中的流动世代:老年流动人口的多维特征分析》,《人口学刊》,第4期。
17. 翟振武、刘雯莉(2020):《中国人真的都不结婚了吗——从队列的视角看中国人的结婚和不婚》,《探索与争鸣》,第2期。
18. 张丽君(2018):《退休对生活满意度的影响研究——基于 CHARLS 数据的实证检验》,浙江大学硕士学位论文。
19. 张文娟、李树茁(2005):《子女的代际支持行为对农村老年人生活满意度的影响研究》,《人口研究》,第5期。
20. 赵梦晗(2016):《我国妇女生育推迟与近期生育水平变化》,《人口学刊》,第1期。
21. 郑冰等(2015):《农村老年人生活满意度及其影响因素研究》,《调研世界》,第5期。
22. 周绍杰等(2015):《中国人如何能有更高水平的幸福感——基于中国民生指数调查》,《管理世界》,第6期。
23. Chen D., Tong Y. (2021), Marriage for the Sake of Parents? Adult Children's Marriage Formation and Parental Psychological Distress in China. *Journal of Marriage and Family*. 83(4):1194-1211.
24. Cong Z., Silverstein M. (2008), Intergenerational Time-for-Money Exchanges in Rural China: Does Reciprocity Reduce Depressive Symptoms of Older Grandparents?. *Research in Human Development*. 5(1):6-25.
25. Roodman D. (2011), Fitting Fully Observed Recursive Mixed-Process Models with CMP. *Stata Journal*. 11(2):159-206.
26. Swanson D. (2014), A Characterization of World Union Patterns at the National and Regional Level. *Population Research and Policy Review*. 33(2):161-188.
27. Wei S., Zhang X. (2011), Sex Ratios, Entrepreneurship, and Economic Growth in the People's Republic of China. NBER Working Paper. No.16800.

(责任编辑:许 多)