

# 多子多福？子女数量对农村老年人 精神状况的影响\*

刘生龙<sup>1,2</sup> 胡鞍钢<sup>1,2</sup> 张晓明<sup>3</sup>

**摘要：**文章基于2010年、2014年和2018年中国家庭动态跟踪调查（CFPS）数据，利用始于1979年严格的独生子女政策作为外生的冲击，基于断点回归设计，估计子女数量对农村老年人精神状况的影响，同时还检验了相关的影响机制。研究表明：相对于生育一个孩子而言，生育两个及以上孩子的农村老年人的精神状况明显更好一些，具体反映在感到沮丧悲伤的概率更低，幸福感明显更高一些。异质性检验则发现，相对于生育多个孩子而言，当独生子女为女性时，老年人的精神状况明显更差。机制检验的结果表明，相对于生育多个子女的老年人来说，生育独生子女老年人的收入更低、身体状况更差。文章具有明显的政策含义：在当下人口老龄化加剧的趋势下，农村独生子女父母的养老问题已经成为需要政府重点关注的社会问题；政府应当加大农村社会养老保障的支持力度，在养老保险和医疗方面给予农村独生子女父母更多的支持以改善其经济和健康状况。

**关键词：**子女数量 老年人精神状况 老年幸福 断点回归设计

**中图分类号：**F328 **文献标识码：**A

## 一、问题提出

自从20世纪70年代实行严格的独生子女政策以来，中国的独生子女家庭数量不断增长。据学者估算，2000年中国农村独生子女父母数量已经接近9000万，其中40岁以上独生子女父母人数超过1500万（李建民，2004）。伴随着中国人口结构的变化以及社会老年人所占比重的提高，越来越多的农村独生子女父母将逐渐步入老年阶段。虽然中国于2015年开始实施全面二孩政策，但是人口出生率并没有随之激增。中国的人口老龄化趋势将长期维持下去，因此由人口老龄化而为社会带来的养老压力将成为未来一段时期内中国经济和社会发展所面临的重要挑战。

---

\*本文受到教育部人文社会科学研究项目“应对人口老龄化的女性劳动参与激励政策分析研究：理论、实证与模拟（编号：20YJA790047）”和国家自然科学基金项目“宏观大数据建模和预测研究（编号：71991475）”的资助。作者感谢两位匿名审稿专家提出的修改建议，同时文责自负。

由于中国当下仍然属于发展中国家，“未富先老”的状况使得社会养老保障和服务机构的发展相对落后于发达国家，这就意味着子女依然是当下父母养老的重要保障。然而，在独生子女家庭中，由于子女的唯一性和不可替代性，导致独生子女父母养老资源匮乏，面临着较大的养老风险，并进而影响其步入老年后的生活质量。此外，除了来自家庭内部结构的压力，城乡二元经济社会结构给农村家庭养老保障带来的风险(Curtis et al.,2015)、年轻一代子女家庭传统观念的变化以及外出务工导致空巢老人数量的上升，都为农村独生子女父母养老带来了更加严重的挑战。从某种意义上说，30多年来的计划生育政策为控制人口过快上涨做出了重要的贡献，但独生子女父母的养老资源也从某种程度上受到了计划生育政策的制度性剥夺，使其老年生活幸福感面临下降的风险(Silverstein et al.,2006)。因此政府和社会应当重点关注独生子女父母的养老问题并建立相应的社会保障机制，使独生子女父母在“独子养老”时代能够得到良好的赡养和照顾(徐俊、风笑天，2011)。

目前国内关于独生子女父母养老问题的研究更多采用城市调查数据进行分析(丁志宏等，2019)，由于城市独生子女家庭通常具有良好的物质生活保障，因此分析的结果更容易低估独生子女父母养老问题的严重程度，忽视了广大农村地区独生子女家庭面临的养老压力。此外，在对独生子女父母养老问题进行分析的时候，学者更多关注于独生子女父母的养老态度和养老意愿，缺乏对独生子女父母养老实际状况的反映和度量，或者在度量时仅使用客观物质标准作为研究对象。实际上，随着经济社会的发展和分配制度的完善，农村地区独生子女父母家庭面临的经济压力将会逐渐减小，但是其在精神方面对子女的陪伴需求和情感交流需求等却由于子女的唯一性和稀缺性而难以得到有效的解决。尽管如此，目前对于农村地区独生子女家庭父母养老问题的分析仍然主要停留在经济层面，缺乏对于父母情感需求方面的定量研究，因此，本文尝试性地估计了生育数量对农村老年人精神状况的影响，进而弥补这方面的不足。

本文可能在以下几个方面有所贡献：第一，本文集中于对农村独生子女家庭父母精神赡养方面养老状况的分析衡量，补充了现有文献在相关领域的欠缺。第二，本文采用了样本分布更加广泛、抽样更加科学的中国家庭动态跟踪调查数据，通过断点回归设计分析子女数量对于农村老年父母精神状况的影响，所使用的样本具有普遍性，所使用的方法具有随机实验的特点，能够很好地反映生育数量与农村老年人精神状况之间的因果关系。第三，本文在分析独生子女父母养老状况影响因素的过程中，引入传统观念、社会保障对于农村独生子女父母生活状况的影响，定量识别了影响农村独生子女父母精神状况的机制。

## 二、文献回顾

目前关于独生子女家庭养老风险的看法，学术界尚未达成一致意见，但总体上可以归结为两种观点：“夸大论”和“风险论”。支持前者的学者指出虽然独生子女父母的养老资源从客观上来看更为稀缺，但其与子女更加良好的代际关系以及社会保障体系的不断完善能够弥补子女数量的缺陷。宋健、黄菲(2001)从独生子女养老能力的视角出发，通过比较独生子女与非独生子女和父母的代际互动行

为指出独生子女更可能与父母同住，并且在给予父母经济支持和情感联络方面与非独生子女并无显著差异。徐俊、风笑天（2011）通过分析指出伴随着中国经济社会的发展和福利制度的不断完善，城乡独生子女家庭的经济保障压力都将趋缓，政府在家庭养老中将会发挥越来越大的作用，因此相比于多子女家庭，独生子女家庭父母未来的养老风险主要体现在情感慰藉等非经济问题方面。原新（2004）则从独生子女家庭人口结构和代际支持关系的角度出发指出以往独生子女家庭养老风险的研究大多夸大了独生子女家庭养老问题的严重性。虽然独生子女面临着“4-2-1”的家庭赡养结构，但是随着医疗服务水平的提高和预期寿命的延长，独生子女的父母辈和祖父母辈在步入老年后仍然保持着良好的自理能力，在75岁以前丧失自我照料能力的人群只占5.4%。此外，老人寻求照料的途径除了子女照料外还包括自身配偶的照料，亲戚朋友的照料等。由于老年夫妇同时需要子女日常照料的概率较低，因此大部分老人在自身患病的情况下还可以依靠配偶进行生活照顾，从而减轻了年轻一辈照料父母的压力。

然而，目前有更多的学者支持“风险论”的观点，认为自实施独生子女政策以来，庞大数量的独生子女家庭父母由于政策原因被剥夺了“养老资源”，家庭规模的减小使得父母从子女获得的支持减少，从而为其老年生活造成潜在风险（Zimmer and Kwong, 2003）。通常情况下，养老内容主要包括经济供养、生活照料和精神慰藉三个方面。从经济供养方面看，农村独生子女家庭父母由于缺乏固定的退休金，因此更容易受到经济来源的困扰，相比于农村多子女家庭，农村独生子女家庭在养老功能方面处于弱势地位，并且这种弱势地位在没有参加农村养老保险的家庭中的表现更加显著（唐利平、风笑天，2010；周德禄，2011）。从日常照料方面来看，徐俊、风笑天（2012）通过对养老责任主体生活状况进行分析指出，在现代化社会中，随着女性劳动参与率的上升将会不可避免地出现家庭照护人力资源短缺的现象，但是相比较而言多子女家庭的回旋空间更大，独生子女由于求学、工作、结婚等事件都会使得父母面临老年空巢的概率增大，从而加重独生子女家庭父母的养老风险。相比于经济供养和生活照料，独生子女家庭面临的更加难以解决的养老问题出现在精神慰藉方面。Guo（2014）通过分析安徽省农村地区的调查数据指出，对于高收入水平的父母来说，来自子女的经济支持对其幸福感的影响可以忽略，然而子女数量的增多却可以显著提高父母的幸福水平。穆光宗（2004）最早在国内提出对于老龄人口“精神赡养”的概念，指出“精神赡养”直接关系到老年人的健康价值、生活质量和家庭幸福。随着经济社会的发展和养老保障体系的不断完善，能够在经济方面实现自我照料的老人越来越多，然而来自子女的陪伴和情感需求的满足却不是老人仅靠自身能够做到的。陈友华（2010）通过分析指出独生子女家庭具有天然的结构缺陷和系统性风险。具体来说，由于独生子女家庭规模过度收缩，独生子女面临的养老压力往往超出其承受能力，从而为代际冲突埋下隐患。

综上，相比于多子女家庭而言，独生子女家庭是否面临着更大的养老风险，仍然存在较大的争议，这就需要我们使用更加具有代表性的数据和更加科学的研究手段进行因果识别。因此，本文在后续的部分将集中于农村独生子女家庭父母在精神赡养方面的实证分析，利用2010年、2014年和2018年CFPS微观调查数据，基于近似于随机实验的方法，即断点回归设计手段估计子女数量对农村老年人精神状态的因果效应，以期实现对现有文献进行有益的补充和完善。

### 三、数据、变量及实证策略

#### （一）数据来源及处理

本文所使用的数据来自北京大学社会调查中心的中国家庭动态跟踪调查（CFPS），该调查反映了中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁，为学术研究和公共政策分析提供了可靠的数据来源。CFPS样本覆盖25个省份，目标样本规模为16000户，调查对象包含样本家户中的全部成员。本文所使用的数据包括2010年基线调查数据，包含约14960户家庭42590人，其中成人33600人，2014年调查数据，其中包含成人37147人和2018年的调查数据，其中包含成人32669人。本文对原始数据进行了一系列的处理。首先，由于本文研究的是独生子女家庭父母与多子女家庭父母相比精神状态的差异，因此在数据处理时排除了没有子女的家庭。其次由于少数民族并未执行严格的独生子女政策，因此本文在处理时排除了少数民族的观测样本。最后，由于农村的基础养老医疗保障服务要落后于城市，因此本文认为农村地区的独生子女家庭父母受独生子女政策冲击影响应当更大，面临的养老风险和隐患也更加严重，所以本文的分析主要集中于拥有农业户口的家户，排除了非农业户口的家户，并排除了受访者年龄在45岁以下的家户。在进行上述处理后，共得到29253个有效样本，其中独生子女的样本占比为18.1%。也就是说本文中在45岁以上的农村样本中，独生子女的样本比重并不高。这主要是由三个方面的原因所造成：首先，在1984年以后，绝大多数省份农村实行了“一孩半”政策，也就是说如果第一个孩子是女孩，允许在相隔一定的年限之后生育第二个孩子。其次，由于受到传统的“多子多福”“不孝有三、无后为大”等观念的影响，不少农村家庭存在计划外生育的情况。第三，本文的样本因为是45岁及以上农村老年人，很多家庭在1979年严格的独生子女政策执行之前就已经生育了二孩，因此独生子女样本在本文中占比较低。

#### （二）变量定义及其描述性统计

本文的被解释变量主要用来衡量农村子女父母的精神状况，包括两个方面：首先是表示受访者积极情绪的衡量指标，即受访者认为自己是否生活幸福。在CFPS2010年、2014年和2018年的调查问卷中均涉及关于受访者幸福状况的问题，其中在2010年调查了受访者的幸福程度，为从1~5的正向计分制，即分数越高意味着受访者越幸福。在2014年和2018年的问卷中则直接询问受访者的幸福评分，为从0~10的正向计分制。因此，本文以当年对应幸福得分均值为基准，高于均值定义为幸福，取值为1，低于均值则定义为不幸福，取值为0。通过计算，2010年幸福得分均值为3，2014年和2018年幸福得分均值为8，因此，本文将2010年幸福得分3以上以及2014年和2018年幸福得分8以上的个体，幸福状况取值为1。其次是受访者消极情绪的衡量指标，即受访者在生活中是否感到沮丧、悲伤。在2010年和2014年的调查中，关于受访者的消极情绪都提到了“最近一个月情绪感到沮丧郁闷的频率”的问题，其答案分别为“从不”“有一些时候”“一半时间”“经常”和“几乎每天”，本文将答案为“从不”的受访者定义为在生活中不感到沮丧、悲伤，而剩余的受访者均认为在生活中感到沮丧、悲伤。在2018年的调查中对受访者消极情绪的提问问题变为“每周感到悲伤难过的频率”，其答案分别为“几乎没有（不到一天）”“有些时候（1~2天）”“经常有（3~4天）”和“大多

时候有（5-7）天”，本文将答案为“几乎没有（不到一天）”的受访者定义为在生活中不感到沮丧悲伤，而剩余的受访者均认为在生活中感到沮丧悲伤。

本文的核心解释变量为是否为多子女家庭，如果受访者在调查时有两个及以上子女时被定义为多子女家庭，若在调查时只有一个子女则被定义为独生子女家庭。为了提高断点回归的估计精度，本文在后续的分析中还加入了一些前定变量，包括受访者的性别和教育程度，表1中详细介绍了受访者的性别和教育程度变量的定义及衡量指标。

本文用于机制分析的变量包括个人的收入对数以及健康状况。CFPS调查了受访者每年的收入情况，本文将受访者个人的年收入在1%的最高和最低值进行排除后取自然对数作为受访者的收入衡量指标。此外，在CFPS2010年、2014年和2018年的调查中都询问到了“过去一年是否住院”，其答案分别为“是”和“否”。本文将过去一年曾经住院的受访者定义为1，反之为0。

表1 主要变量的描述性统计

变量	定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量						
受访者是否感到幸福	是=1, 否=0	28,903	0.680	0.466	0	1
受访者是否感到沮丧悲伤	是=1, 否=0	28,429	0.622	0.485	0	1
解释变量						
受访者是否为多子女家庭	是=1, 否=0	29,523	0.819	0.385	0	1
受访者第一个孩子是否在1979年及以后出生	是=1, 否=0	29,523	0.611	0.487	0	1
机制分析变量						
受访者的个人收入对数	受访者个人年收入的 自然对数	28,146	3.673	4.176	0	11.000
受访者过去一年是否住院	是=1, 否=0	28,930	0.137	0.344	0	1
前定变量						
受访者是否为男性	是=1, 否=0	29,523	0.476	0.499	0	1
受访者是否拥有高中以上学历	是=1, 否=0	29,523	0.004	0.061	0	1
受访者是否未上学	是=1, 否=0	29,523	0.462	0.499	0	1

### （三）实证策略

本文采用断点回归模型，使用2SLS方法进行参数估计。在进行断点回归的过程中，首先需要—个驱动变量来判断个体是否接受政策处理。当个体在驱动变量上越过临界点时就会接受处理，反之在个体没有达到临界点之前则不会接受处理（刘生龙、郎晓娟，2017）。在参考秦雪征等（2018）文章的基础上，本文使用家庭第一胎孩子出生的年份作为驱动变量并使用模糊断点回归模型进行参数估计（Lee and Lemieux, 2010）。对于模糊断点而言，用2SLS方法进行参数估计是标准做法（Angrist and Lavy, 1999; Meng, 2013）。具体来讲主要涉及以下三个回归方程：

首先是独生子女政策对家庭多子女概率影响的简化式模型：

$$Multichild = \beta_0 + \beta_1 * Eligibility + \beta_2 * X + g(s) + \theta \quad (1)$$

第二个方程是独生子女政策影响父母精神状况影响的简化式模型：

$$MH = \gamma_0 + \gamma_1 * Eligibility + \gamma_2 * X + h(s) + \delta \quad (2)$$

第三个方程是多子女概率对父母精神状况影响的结构式模型：

$$MH = \alpha_0 + \alpha_1 Multichild + \alpha_2 X + f(s) + \varepsilon \quad (3)$$

在上述方程中，*Eligibility* 是指针变量，当受访者第一个孩子的出生年份在 1979 年及以后时取值为 1，否则取值为 0。*s* 代表受访者第一个孩子出生年份与严格的独生子女政策执行年份的距离， $g(\bullet)$ 、 $h(\bullet)$ 、 $f(\bullet)$  则是该距离的函数，根据不同的函数设定方法，可以通过设定参数多项式或者非参数估计。*X* 是前定变量向量，包含受访者的性别和受教育程度，*MH* 是本文的被解释变量即农村独生子女父母精神状况的衡量指标，包括受访者积极情绪（是否觉得幸福）和消极情绪（是否感到沮丧）的衡量指标。方程式（3）中的系数  $\alpha_1$  反映了农村家庭子女数量对父母精神状况影响的因果效应。当 RD 估计的前提假设条件满足时，该估计具有近似随机实验的特点，具有非常良好的内部有效性（Austin, 2007）。

#### 四、结果分析及稳健性检验

##### （一）第一阶段回归

断点回归要求第一阶段回归能够通过显著性检验，即独生子女政策使得生育多个子女的概率在临界点处发生明显跳跃，图 1 对这一“跳跃”进行了刻画。在独生子女政策全面实施之后，从图 1 中可以看出，对于第一个孩子出生年份在 1979 年及以后的家庭，生育多个子女的概率明显下降，初步证实了严格的独生子女政策存在明显的政策效应。从图 1 可以看到，第一个孩子于 1979 年以后出生的家庭生育多个子女的概率从之前的 89% 下降至 84% 左右，下降了约 5 个百分点。

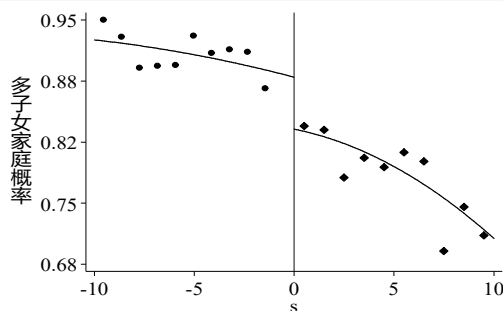


图 1 独生子女政策对家庭生育多个子女概率的影响

注：图中的 *s* 表示第一个孩子出生年份相对于临界点的时间距离，对应的点是多子女家庭样本占总样本的比重；实线部分为 lowess 拟合曲线，图 2、图 3、图 5~图 7 中的实线含义与图 1 相同。

可视化的图形还需要通过进一步的回归来检验该跳跃是否在数值上显著。因此我们根据式(1)的方程通过构造关于  $s$  的二阶多项式来进行参数多项式估计。此外在断点回归估计中，最优窗宽的选择非常重要，它决定了哪些样本可以进入对照组或者处理组，而在窗宽之外的样本则不会进入回归模型的参数估计过程中。一般来说，窗宽越小意味着样本之间的偏差越小，但是方差会相应增大，而窗宽越大则意味着方差很小但是偏差会相应增大，因此应当在权衡偏差和方差的情况下选择最优窗宽。本文根据 Calonico et al. (2014) 提供的 CCT 方法选择最优窗宽，并通过改变最优窗宽的范围进行稳健性检验。通过 CCT 方法本文确定断点回归的最优窗宽为 7 年，第一阶段回归结果如表 2 所示。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
窗宽	9年	7年	5年	9年	7年	5年
<i>Eligibility</i>	-0.050*** (0.011)	-0.071*** (0.013)	-0.032* (0.017)	-0.049*** (0.011)	-0.071*** (0.013)	-0.033** (0.017)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	No	No	No	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	17,517	13,242	9,430	17,517	13,242	9,430
$R^2$	0.033	0.021	0.023	0.035	0.023	0.027

注：括号中的数值是 robust 标准误差，\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。前定变量包含了性别、教育程度未上学和教育程度高中以上 3 个变量。

从表 2 中可以看出，对于第一个孩子出生在 1979 年之后的家庭，生育多个子女的概率发生了显著下降，在控制了前定变量和不同调查年份的虚拟变量之后，在最优窗宽下生育多个子女的概率显著下降了 7.1 个百分点。尽管中国独生子女政策在广大农村地区的执行力度相对来说小于城市，但上述结果表明其仍然使得农村家庭生育多子女的概率发生了显著下降。此外，在控制了前定变量之后，在最优窗宽及其前后两年范围内的样本生育多子女的概率都发生了显著的下降。为了进一步验证该下降是由独生子女政策实施所引起的，本文采用局部线性方法 (Local Polynomial Regression Discontinuity) 对政策前后生育多子女概率的变化进行非参数估计作为稳健性检验,在估计过程中本文选择三角核密度函数。非参数估计结果显示在最优窗宽下，对于第一个孩子出生在 1979 年之后的家庭，生育多子女的概率在 1%的显著性水平下下降了 4.7 个百分点，说明独生子女政策的实施确实显著降低了农村家庭生育多个子女的概率，而且这一估计结果在矩形核函数回归下仍具有较强的稳健性。

## (二) 多子女对父母精神状况的影响

随着多子女家庭比重在临界点前后存在明显的下降，老年人的精神状况在临界点前后是否会发生明显的下降呢？从图 2 可以看出，农村家庭的老年父母在接受了独生子女政策的处理后，感到沮丧悲伤的概率明显上升，这意味着子女数量的减少很可能带来了父母负面情绪的增加。此外，除了农村家庭的老年父母负面情绪的度量外，本文还对其生活幸福感进行了度量，以反映子女数量对农村老年人生活满意度的影响。在接受独生子女政策处理后，从图 3 中可以看出，农村家庭的老年父母认为自身

生活幸福的概率向下发生了明显的跳跃，说明由独生子女政策带来的子女数量的减少可能影响了其在老年时期的幸福水平。从可视化图形中可以发现，子女数量的减少使得老年父母的精神状况明显变差，然而子女数量对于父母精神状况的影响是否显著仍然需要进一步的回归检验，具体回归结果呈现在表3和表4中。

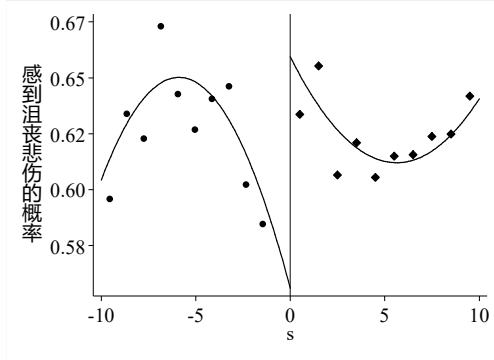


图2 农村家庭的老年父母感到沮丧悲伤的概率

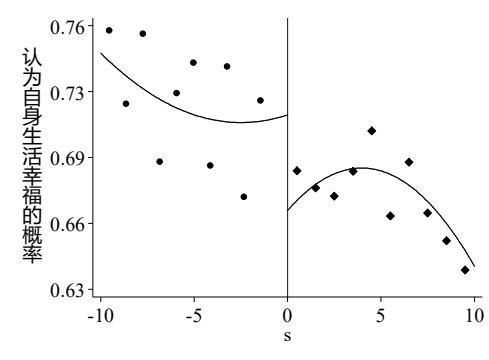


图3 农村家庭的老年父母认为自身幸福的概率

表3 多子女对老年父母沮丧概率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
窗宽	9年	7年	5年	9年	7年	5年
Panel A—RF						
<i>Eligibility</i>	0.031** (0.014)	0.051*** (0.016)	0.060*** (0.020)	0.032** (0.014)	0.051*** (0.016)	0.061*** (0.020)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	No	No	No	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	16,975	12,834	9,131	16,975	12,834	9,131
$R^2$	0.305	0.299	0.296	0.314	0.308	0.306
Panel B—IV						
<i>Multichild</i>	-0.561** (0.284)	-0.686*** (0.252)	-1.618* (0.915)	-0.607** (0.291)	-0.676*** (0.248)	-1.620* (0.899)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	No	No	No	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	16,975	12,834	9,131	16,975	12,834	9,131
$R^2$	0.106	0.015		0.083	0.034	

注：括号中的数值是robust标准误差，\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

表3分别对前述简约式方程(2)和结构式方程(3)进行估计，从Panel A中可以看到，在控制了前定变量和调查年份的虚拟变量后，农村家庭的老年父母在接受了独生子女政策处理后，感到沮丧



悲伤的概率在最优窗宽下上升了 5.1 个百分点，相当于农村家庭的老年父母感到沮丧悲伤概率的 0.10 个标准偏移，并且在所有窗宽下，无论是否控制前定变量，独生子女父母感到沮丧悲伤的概率均显著地发生了正向偏移。Panel B 列出了结构式回归的参数估计结果，使用第一个孩子出生年份是否在 1979 年之后的虚拟变量作为家庭是否生育多子女的虚拟变量的工具变量，并对农村家庭的老年父母感受到沮丧悲伤概率进行估计。回归结果显示，相比于独生子女家庭，多子女家庭父母感到沮丧悲伤的概率在控制了前定变量后，在最优窗宽下下降了 67.6 个百分点，相当于农村家庭老年父母感到沮丧悲伤概率的 1.39 个标准偏移，并且该下降效应在是否引入前定变量以及所有窗宽下都是显著的，说明子女数量的增加能够显著减少农村家庭老年父母的负面情绪，农村独生子女父母相比于生育多个子女的父母更容易感受到负面情绪。此外，本文还在三角核密度函数与矩形核密度函数下进行了局部平均处理效应的非参数估计，相应估计结果与 2SLS 估计结果保持一致，同样说明农村独生子女父母相比于生育多个子女的父母更容易感受到负面情绪。

表 4 多子女对老年父母幸福感的影响

窗宽	9年	7年	5年	9年	7年	5年
Panel A—RF						
<i>Eligibility</i>	-0.025*	-0.032*	-0.029	-0.028*	-0.034**	-0.030
	(0.014)	(0.017)	(0.021)	(0.014)	(0.017)	(0.021)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	No	No	No	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	17,258	13,058	9,294	17,258	13,058	9,294
$R^2$	0.122	0.124	0.130	0.123	0.126	0.132
Panel B—IV						
<i>Multichild</i>	0.470	0.445*	0.833	0.539*	0.460*	0.861
	(0.297)	(0.248)	(0.736)	(0.308)	(0.247)	(0.731)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	No	No	No	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	17,258	13,058	9,294	17,258	13,058	9,294
$R^2$	-	-	-	-	-	-

注：括号中的数值是 robust 标准误差，\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

表 4 中同样分别对简约式模型和结构式模型进行回归。从 Panel A 中可以看出，在控制了前定变量和调查年份的虚拟变量后，农村家庭的老年父母在接受了独生子女政策处理后，认为自身生活幸福的概率在最优窗宽下下降了 3.4 个百分点。Panel B 则表示结构式回归的参数估计结果，使用工具变量估计子女数量对父母生活幸福水平的影响。回归结果显示，相比于独生子女家庭，多子女家庭父母认为自身生活幸福的概率在控制了前定变量后，在最优窗宽下上升了 46.0 个百分点，相当于农村家庭的老年父母感到生活幸福概率的 0.99 个标准偏移，说明在农村地区，子女数量的增加能够带来父母幸福

水平的显著提高，而农村独生子女父母相比于生育多个子女的父母幸福水平更低。此外，使用三角核密度函数与矩形核密度函数的非参数估计结果与表 4 中 2SLS 结果相一致，同样说明农村独生子女父母相比于生育多个子女的父母幸福水平更低。

针对表 3 和表 4 的估计结果，本文还做了多种稳健性检验，分别是将二阶多项式改为一阶多项式或者三阶多项式进行估计，还进行了非参数估计，此外，本文还基于中值标准来对幸福或沮丧进行设定，具体来说就是幸福或沮丧得分在各年份高于中值时取值为 1，反之取值为 0。估计结果均表明在最优窗宽或者比最优窗宽较大、较小窗宽下，或者中值标准下，独生子女父母相较于生育多个子女的父母来说，在生活中感觉抑郁的概率更高，而主观幸福感更低，说明子女数量对于农村老年人的精神状况存在显著的影响，独生子女父母在养老生活方面面临着更为严重的状况，需要引起足够重视。总而言之，表 3 和表 4 的估计结果经得起稳健性检验。

## 五、有效性检验

断点回归的估计结果有效需要满足两个假设条件，首先是驱动变量具有随机分布的特点，也就是说个人在生育第一个孩子时不能够随意选择是在 1979 年之前生育还是在 1979 年之后生育。由于个人的生育行为主要由婚育时间所决定，而独生子女政策的实施完全是由外生的国家政策来决定的，因此，个人选择在临界点前后生育明显是无法完全进行操控的。为了对驱动变量的随机分布进行检验，本文对驱动变量的分布进行了 McCrary 检验。McCrary (2008) 给出了驱动变量是否随机设计的检验，其假设是：当存在操纵时，驱动变量在临界点处将存在断点。图 4 给出了驱动变量的 McCrary 检验结果，可以看到，在临界点处，驱动变量并没有出现明显的跳跃。驱动变量在临界点处的估计值为 0.676 (0.421)，即使在 10% 的水平也没有通过显著性检验，意味着在临界点处驱动变量的频数分布没有出现明显的扎堆现象，证实了本文的驱动变量满足了随机分布的假设。

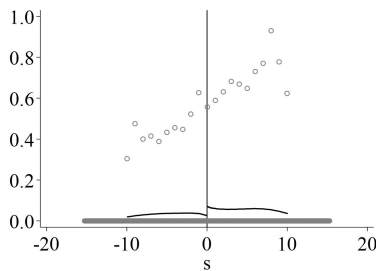


图 4 驱动变量的随机分布的 McCrary 检验

注：图中的圈点是第一个孩子出生时间的频数分布；实线为组平均值的非参数拟合曲线。

第二个假设条件是除了核心解释变量之外（即家庭是否为多子女家庭），其他前定变量在临界点附近不能够发生显著跳跃。否则在因果推断时将无法分辨是由于前定变量的跳跃还是核心解释变量的跳跃导致了结果变量的跳跃。

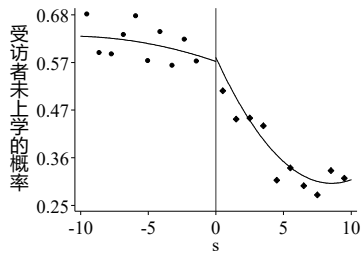


图5 受访者未上学的概率

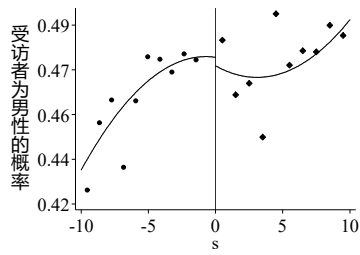


图6 受访者为男性的概率

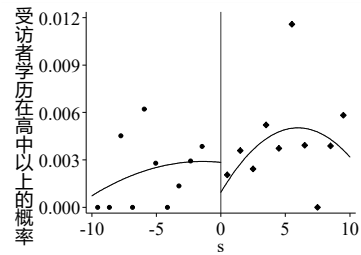


图7 受访者学历在高中以上的概率

图5~图7分别展示了受访者在3个前定变量分布上的可视化图形，可以看出在驱动变量的临界点附近，受访者的状况没有发生明显的跳跃，然而仍然需要进一步的回归来检验受访者自身特征在临界点附近是否出现显著变化。

表5给出了前定变量连续性检验的回归结果，其中所有参数估计都是在最优窗宽下的估计结果。其中(1)~(3)列给出了在二阶多项式函数下的断点回归估计结果，可以看出受访者的性别以及教育程度在高中以上的概率均未发生显著变化，而受访者未上学的概率则在10%的显著性水平下发生了下降。为了检验该变化是否稳健，表5的(4)~(6)列给出了在一阶多项式下的断点回归估计结果，此时三个前定变量的变化均不显著。

表5 前定变量的连续性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>male</i>	<i>noschool</i>	<i>highschool</i>	<i>male</i>	<i>noschool</i>	<i>highschool</i>
<i>Eligibility</i>	-0.023 (0.019)	-0.034* (0.019)	-0.002 (0.002)	-0.021 (0.019)	-0.018 (0.019)	-0.002 (0.002)
多项式阶数	2	2	2	1	1	1
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	13,242	13,242	13,242	13,242	13,242	13,242
$R^2$	0.001	0.059	0.001	0.001	0.056	0.001

注：括号中的数值是robust标准误差，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平。

## 六、异质性分析

由于在农村家庭当中，更容易受到中国传统“重男轻女”思想的影响，并且在农村地区的婚嫁习俗也往往使得男性在家庭中承担着供养父母的主要责任，本文在接下来的分析中引入农村独生子女家庭中的子女性别异质性分析。一般来说，在仅生育一个女儿的农村独生子女家庭中，由于女儿婚姻关系更容易造成“空巢”家庭的局面，其相比于仅生育一个男孩的农村独生子女家庭，父母感到沮丧悲伤的概率变化更大。本文仍然分别采用简约式模型和结构式模型对政策效应进行参数估计。表6中的(1)~(3)列是包含了男孩独生子女家庭与多子女家庭样本的回归结果，(4)~(6)列是包含了女孩独生子女家庭与多子女家庭样本的回归结果。Panel A的简化式模型估计结果表明无论男孩独生子

女家庭还是女孩独生子女家庭的父母，在接受政策处理后其感到沮丧悲伤的概率都有显著的上升，并且在最优窗宽下，上升程度较为接近，仅相差 0.1 个百分点。然而在 Panel B 的结构式模型回归结果中，两者的差距变大，相比于女孩独生子女家庭，多子女家庭的父母感到沮丧悲伤的概率下降更为显著，而且下降幅度也大于以男孩独生子女家庭为参照时的下降幅度。上述结果证实了农村中独生子女的父母相对独生男子的父母精神状况容易变得更差的结论。

表 6 独生子女父母感到沮丧悲伤概率的异质性分析

窗宽	男孩独生子女家庭			女孩独生子女家庭		
	(1) 9年	(2) 7年	(3) 5年	(4) 9年	(5) 7年	(6) 5年
Panel A—RF						
<i>Eligibility</i>	0.036*** (0.014)	0.053*** (0.016)	0.063*** (0.020)	0.037** (0.015)	0.052*** (0.017)	0.060*** (0.021)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	16,286	12,397	8,816	14,740	11,244	8,039
$R^2$	0.312	0.306	0.305	0.311	0.306	0.304
Panel B—IV						
<i>Multichild</i>	-1.06* (0.541)	-1.087** (0.447)	-2.760 (2.134)	-1.519** (0.718)	-1.385*** (0.521)	-2.877* (1.608)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	16,286	12,397	8,816	14,740	11,244	8,039
$R^2$	-	-	-	-	-	-

注：括号中的数值是 robust 标准误差，\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

除了分析独生子女政策对父母负面情绪的影响以外，本文还引入了农村家庭的老年父母生活幸福水平作为被解释变量。表 7 中 (1) ~ (3) 列是包含了男孩独生子女家庭和多子女家庭的样本的回归结果，(4) ~ (6) 列是包含了女孩独生子女家庭和多子女家庭的样本的回归结果。从 Panel A 的简化式模型来看，女孩独生子女父母的幸福水平下降更为显著，并且下降幅度也更大。更为明显的结果表现在结构式的模型中，可以发现多子女家庭与男孩独生子女家庭父母相比，幸福水平没有显著差异，而在以女孩独生子女家庭作为参照时，多子女家庭父母的幸福水平发生了显著上升。

综上，无论是对于父母幸福水平还是感到沮丧悲伤的概率进行分析，都可以发现男孩独生子女家庭与女孩独生子女家庭存在明显的异质性。具体来说，男孩独生子女家庭父母的幸福水平以及感到沮丧悲伤的概率与多子女家庭更为接近，而女孩独生子女家庭父母则相比较而言在幸福水平和感到沮丧悲伤的概率方面的表现都要更差。这说明在中国农村地区“养儿防老”的传统观念依然发挥着作用，

男性和女性在赡养老人方面所产生的效果依然存在着差异。相比较来说，在广大农村地区的女孩独生子女家庭父母面临的养老风险更高，需要得到社会更多的关注。

表 7 独生子女父母感到生活幸福概率变化的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	男孩独生子女家庭			女孩独生子女家庭		
窗宽	9年	7年	5年	9年	7年	5年
Panel A—RF						
<i>Eligibility</i>	-0.025*	-0.028*	-0.024	-0.031**	-0.037**	-0.035
	(0.015)	(0.017)	(0.021)	(0.015)	(0.018)	(0.022)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	16,562	12,618	8,977	14,991	11,445	8,185
$R^2$	0.123	0.125	0.131	0.122	0.123	0.131
Panel B—IV						
<i>Multichild</i>	0.780	0.601	1.220	1.306*	0.996*	1.704
	(0.533)	(0.405)	(1.455)	(0.735)	(0.517)	(1.315)
多项式阶数	2	2	2	2	2	2
前定变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	16,562	12,618	8,977	14,991	11,445	8,185
$R^2$	-	-	-	-	-	-

注：括号中的数值是 robust 标准误差，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平。

## 七、机制分析

在传统的养老观念当中，子女对于父母的供奉首先体现在物质保障方面。由于独生子女政策在一定程度上剥夺了父母的养老资源，使得其在逐渐丧失劳动力，进入老年生活的过程中难以从子女方面得到可靠的收入补偿，生活质量下降，从而使其在进入老年后的精神状况更差。这一变化在广大农村地区尤为明显，由于城乡二元结构使得农村地区的社会保障相对落后，农村居民在步入老年后缺乏固定的养老金来源，再加上独生子女政策使得其能够从子女处获得的经济支持减少，从而进一步恶化了农村家庭独生子女父母步入老年后的生活状况。除此之外，由于农村独生子女家庭父母子女数量少，缺乏子女日常照顾，因此在出现生病或者其他身体不适的情况下主要依靠自身来解决，这导致他们难以得到及时有效的治疗，往往等到慢性疾病演化成大病时才会选择去医院就医，身体健康状况相对更差，从而降低其步入老年后的生活质量。

综上，本文对可能影响独生子女父母步入老年后精神状况的因素进行回归分析，主要包括个人收入以及自身健康状况两方面。表 8 中 (1) 列表示对受访者个人收入的自然对数的回归结果，(2) 列

表示对受访者过去一年是否住院的回归结果，(3)和(4)列反映的是健康和收入对幸福感或者沮丧得分的影响，所有的估计结果都在最优窗宽下进行。从中可以看出，对于接受政策处理的独生子女父母，步入老年后的收入发生了显著下降，同时在过去一年内住院的概率则发生了显著提高。这意味着无论从收入水平还是健康状况来看，多子女父母的状况都要优于独生子女父母。此外，(3)和(4)列反映了健康和收入对老年人精神状况能够产生显著影响，由此说明在广大农村地区来自子女的经济支持和生活照料对于父母的精神状况仍然存在重要的影响。同时(1)~(4)列的结果反映多个子女可以通过影响老年父母的收入和健康进而影响他们的精神状态。

表8 机制分析

VARIABLES	(1) <i>lincome</i>	(2) <i>hospital</i>	(3) <i>happiness</i>	(4) <i>sadness</i>
<i>Multichild</i>	8.972*** (2.747)	-0.368* (0.199)		
<i>hospital</i>			-0.030** (0.012)	0.054*** (0.010)
<i>lincome</i>			0.003*** (0.001)	-0.002* (0.001)
前定变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes
多项式阶数	2	2	-	-
观测值	12,702	13,067	12,552	12,364
$R^2$	-	-	0.128	0.314

注：括号中的数值是robust标准误差，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平。

## 八、结论及政策含义

随着中国老龄化进程的加快，越来越多的独生子女父母将步入老年生活，其中农村独生子女家庭面临的养老挑战尤为艰巨，而农村老年人的精神状况更是值得关注。本文通过断点回归设计方法检验步入老年的农村独生子女家庭父母的精神状况，指出相比于多子女家庭，独生子女家庭的父母面临着更大的养老风险，其精神状况更差、生活主观幸福度更低。并且由于中国农村地区传统养老观念的影响，本文在异质性分析中发现女孩独生子女父母的精神状况变化更大，因此对于女孩独生子女家庭父母的生活需要给予更多的关注。最后，本文通过对影响父母步入老年后的精神状况的因素进行分析发现，当下制约中国农村地区老年父母生活质量的因素既包括独生子女家庭老年人的收入水平更低，还在于他们的健康状况明显要更差一些。

本文的实证研究结论具有一定的政策含义，在当下人口老龄化加剧的趋势下，农村独生子女父母的养老问题已经成为需要政府重点关注的社会问题。其中农村地区的独生子女父母的弱势地位更加明显，为了解决农村地区独生子女父母的养老问题，政府应当加大农村社会养老保障的支持力度，从经

济上给予农村独生子女父母更多的支持以改善其经济状况。此外，在农村地区应当建立配套的医疗保障服务体系，对于独生子女父母的身体健康状况给予更多的社会关注，使其能够得到良好的医疗服务，从而提升生活质量和满意度。当然，随着中国全面二孩的实施，与此同时不断深化的城镇化过程将会使得中国农村老年人的精神状况和生活满意度在一定程度上得到改善。

#### 参考文献

- 1.陈友华, 2010:《独生子女政策风险研究》,《人口与发展》第4期。
- 2.丁志宏、夏咏荷、张莉, 2019:《城市独生子女低龄老年父母的家庭代际支持研究——基于与多子女家庭的比较》,《人口研究》第2期。
- 3.李建民, 2004:《中国农村计划生育夫妇养老问题及其社会养老保障机制研究》,《中国人口科学》第3期。
- 4.刘生龙、郎晓娟, 2017:《退休对中国老年人口身体健康和心理健康的影响》,《人口研究》第5期。
- 5.穆光宗, 2004:《老龄人口的精神赡养问题》,《中国人民大学学报》第4期。
- 6.秦雪征、庄晨、杨汝岱, 2018:《计划生育对子女教育水平的影响——来自中国的微观证据》,《经济学(季刊)》第3期。
- 7.宋健、黄菲, 2011:《中国第一代独生子女与其父母的代际互动——与非独生子女的比较研究》,《人口研究》第3期。
- 8.唐利平、风笑天, 2010:《第一代农村独生子女父母养老意愿实证分析——兼论农村养老保险的效用》,《人口学刊》第1期。
- 9.王萍、李树苗, 2011:《代际支持对农村老年人生活满意度影响的纵向分析》,《人口研究》第1期。
- 10.王树新、赵智伟, 2007:《第一代独生子女父母养老方式的选择与支持研究——以北京市为例》,《人口与经济》第4期。
- 11.徐俊、风笑天, 2011:《我国第一代独生子女家庭的养老问题研究》,《人口与经济》第5期。
- 12.徐俊、风笑天, 2012:《独生子女家庭养老责任与风险研究》,《人口与发展》第5期。
- 13.原新, 2004:《独生子女家庭的养老支持——从人口学视角的分析》,《人口研究》第5期。
- 14.周德禄, 2011:《农村独生子女家庭养老保障的弱势地位与对策研究——来自山东农村的调查》,《人口学刊》第5期。
15. Angrist, J. D. and V. Lavy, 1999, "Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement", *Quarterly Journal of Economics*, 114(2): 533-575.
16. Austin, N., 2007, "Causal Inference with Observational Data", *Stata Journal*, 7(4): 507-541.
17. Calonico, S., M.D. Cattaneo, and R. Titiunik, 2014, "Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression Discontinuity Designs", *Econometrica*, 82(6): 2295-2326.
18. Curtis, C. C., S. Lugauer, and N. C. Mark, 2015, "Demographic Patterns and Household Saving in China", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(2): 58-94.
19. Guo, M., 2014, "Parental Status and Late-life Well-being in Rural China: the Benefits of Having Multiple Children", *Aging & Mental Health*, 18(1): 19-29.

20.Lee, D., and T. Lemieux, 2010, “Regression Discontinuity Designs in Economics”, *Journal of Economic Literature*, 48(2): 281-335.

21.McCrary, J., 2008, “Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test”, *Journal of Econometrics*, 142(2): 698-714.

22.Meng, L., 2013, “Evaluating China’s Poverty Alleviation Program: A Regression Discontinuity Approach”, *Journal of Public Economics*, 101(2): 1-11.

23.Silverstein, M., Z. Cong, and S. Li, 2006, “Intergenerational Transfers and Living Arrangements of Older People in Rural China: Consequences for Psychological Well-being”, *Journals of Gerontology Series B-Psychological Sciences and Social Sciences*, 61(5): 256-266.

24.Zimmer, Z., and J. Kwong, 2003, “Family Size and Support of Older Adults in Urban and Rural China: Current Effects and Future Implications”, *Demography*, 40(1): 23-44.

（作者单位：<sup>1</sup>清华大学国家治理与全球治理研究院；

<sup>2</sup>清华大学公共管理学院；

<sup>3</sup>中国社会科学院大学）

（责任编辑：陈静怡）

## More Children, More Blessings? The Impact of the Number of Children on the Mental Status of the Rural Elderly

Liu Shenglong Hu Angang Zhang Xiaoming

**Abstract:** Based on the data from the China’s Family Panel Studies (CFPS) in 2010, 2014, and 2018, this article uses the rigid “one-child” policy since 1979 as an exogenous impact to conduct a discontinuity regression, estimates the impact of the number of children on the mental status of the rural elderly, and tests the relevant impact mechanisms. The results of the study show that, compared with the rural elderly having an only child, the mental status of those having two or more children is significantly better, which is reflected in a lower probability of feeling depressed and sad, and a significantly higher level of the sense of happiness. Heterogeneity tests find that, compared with the rural elderly having multiple children, the mental status of those having an only female child is significantly worse. The results of the mechanism test show that compared with the rural elderly having multiple children, the elderly having an only child has a lower income level and worse physical condition. The article has obvious policy implications. In the current trend of population ageing, the pension problem for the one-child parents in rural areas has become a social issue that requires the government’s attention. The government should increase support for rural social pension security and put more attention on endowment insurance and medical support to improve economic and health conditions of the elderly having an only child in rural areas.

**Key Words:** Number of Children; Mental Status of the Elderly; Elderly’s Happiness; Regression Discontinuity Design