

# 子女规模对家庭代际经济支持的影响

## ——互相卸责 or 竞相示范

张海峰, 林细细, 张铭洪

(厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005)

**摘要:** 生育政策的调整引起子女规模的变化, 是否会增加家庭养老和社会养老的压力, 并没有形成共识。尤其是, 子女规模与老人获得经济支持的关系仍然存在争议。本文首次构建理论模型, 分析争议存在的根源。使用 2013 年 CHARLS 数据, 利用二阶段备择模型研究子女规模与代际经济支持对象、程度的关系。研究发现“竞相示范”作用明显大于“互相卸责”, 老人获得代际经济支持的可能性和程度都显著上升。此外, 针对不同地区、不同收入阶层、不同支持类型进行异质性分析, 指出子女赡养老人的行为具有跨辈“示范效应”。本文结论对二孩政策实施后, 研究家庭生育决策、家庭养老和社会养老压力变化, 以及未来我国养老保障事业起到一定的启示作用。

**关键词:** 子女数量; 代际经济支持; 二阶段备择模型; 二孩政策

**中图分类号:** C913.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2018) 04-0021-13

**DOI:** 10.3969/j.issn.1000-4149.2018.04.003

### The Impact of the Number of the Child on the Intergenerational Economic Support of the Family: Repeal Each Other or Competition Demonstration

ZHANG Haifeng, LIN Xixi, ZHANG Minghong

(School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** The adjustment of the fertility policy will cause changes in the number of children, but there is no consensus concerning whether this affect the support proportion of the family and the pressure of social pensions. In particular, the relationship between the number of children and the financial support for the elderly remains controversial. This paper try to build a theoretical model to analyze the root causes of controversy. Based on the 2013 CHARLS, we study the relationship

收稿日期: 2017-10-13; 修订日期: 2018-03-11

基金项目: 福建省社会科学规划项目“福建省农村公共服务效率问题研究”(FJ2015B221); 福建省自然科学基金项目“税收结构性调整效应研究”(2016J01338)。

作者简介: 张海峰, 厦门大学经济学院博士研究生; 林细细, 经济学博士, 厦门大学经济学院副教授; 张铭洪, 经济学博士, 厦门大学经济学院教授。

between the number of children and the intergenerational economic support with two stage alternative model. The study found that the possibility and degree of the intergenerational economic support for the elderly increased significantly. In addition, the analysis of heterogeneity in different regions, different income groups and different types of support, has the “demonstration effect” of intergenerational generation. After the implementation of the “Two-child Policy”, it is helpful to study the changes of family birth decision-making, family and the pressure of social aging, as well as the future of China’s pension insurance.

**Keywords:** number of children; intergenerational economic support; two-stage alternative model; two-child policy

## 一、引言

在我国农村地区，依靠成年子女提供养老保障依然是许多老人选择的养老方式<sup>[1-2]</sup>，即便是在养老保障和医疗保障十分健全的美国和欧洲等地，子女对父母的扶助作用仍是非常重要的<sup>[3-5]</sup>。拥有子女的多少直接影响老人晚年的生活状况，但20世纪的计划生育政策导致家庭子女数量急剧下降，如何降低子女赡养压力，如何将社会养老和家庭养老有机结合俨然成为学术界研究的热点<sup>[1,6-10]</sup>。我国从2016年开始全面实施“二孩政策”，原国家卫生和计划生育委员会2017年公布的数据显示，2016年全年出生人口数量达到1786万人，二孩及以上800万，占出生人口比重超过45%<sup>①</sup>。“二孩政策”的实施是否会影响家庭养老方式，是否会通过调节家庭规模影响老人福利水平，是非常值得研究的话题。

子女规模的增加是否能够提高老人福利水平存在不同的观点，尤其是子女数量对老人获得经济支持的影响仍然存在争议<sup>[11-16]</sup>，但对于产生争议的原因，甚少有文献研究。本文其中一个边际贡献在于，首次尝试将共同赡养理论中的“互相卸责”作用和“竞相示范”作用引入家庭代际转移模型中，深入研究产生不同结论的根源。本文另外一个边际贡献在于，指出之前文献研究方法的弊端，传统研究方法忽略了回归结果中的样本选择性偏误，这也可能是导致结论不一致的原因之一。基于此，我们采用赫克曼（Heckman）二阶段备择模型（Heckman Selection Model）对子女数量和代际支持的概率、程度进行实证检验，并使用工具变量进行稳健性检验，结论肯定了“竞相示范”作用大于“互相卸责”作用。此外，还针对不同地区、不同收入阶层、不同支持类型进行异质性分析，指出子女赡养老人的行为具有跨辈“示范效应”。

## 二、文献回顾与理论模型

### 1. 文献回顾

子女数量如何影响老人获得代际支持程度，主要受两种截然相反的作用机制影响。一种是赡养义务的“竞相卸责”作用，即子女众多会增加相互之间推卸赡养义务的可能性，老人获得的代际支持减少。肖利（Schoeni）研究发现随着子女数量的增加，由于子女间相互推卸责任，使得每个子女在时间和金钱上对父母的支持会越来越小<sup>[14]</sup>。一个子女提供多少支持的决定因素，从二元研究转向家庭内部<sup>[4-5,17]</sup>，兄弟姐妹提供帮助的差异取决于他们之间的竞争责任（competing responsibilities），即

① 资料来源：新华网，[www.xinhuanet.com/politics/2017-01/23/C\\_1120364891.htm](http://www.xinhuanet.com/politics/2017-01/23/C_1120364891.htm)

帮助程度如何公平地在兄弟姐妹间进行分配(照料、支持平等性)。

另一种是赡养的“竞相示范”作用,即一个子女的孝顺行为会影响其他子女的表现,尽孝在子女间相互传染。使用社会心理学派生的方法调查研究兄弟姐妹间的相似性,发现分享他们的价值观和地位的人有奖励性的互动,并能吸引彼此<sup>[18]</sup>。也就是说,兄弟姐妹间的孝行是具有传染性的,一个子女的尽孝程度会影响其他子女的孝行,我们称这种效应为尽孝的“示范效应”。乌尔普斯特(Voorpostel)等研究表明,当双胞胎都是女孩且无子嗣时,这种相互吸引、相互支持的现象出现得更频繁<sup>[19]</sup>。此外,埃里克森和格斯特尔(Eriksen and Gerstel)认为,兄弟姐妹之间这种亲密的情感和亲近感有助于为他们的父母提供不同类型的帮助,子女之间通过商量可以依据自身的条件为父母提供更好的帮助,即异质性的代际支持<sup>[20]</sup>。洛根(Logan)认为在多子女家庭里,子女对父母的转移支持程度受到其他兄弟姐妹对父母支持程度影响,子女间会存在一种攀比效应,即给得少的子女会向付额最高的看齐<sup>[21]</sup>。

这两股相反作用力的影响,使得子女数量对老人获得经济支持的影响仍然存在争议:一些研究认为子女数量越多,父母获得的经济支持越多<sup>[11-13]</sup>;而另一些研究则认为子女数量对老人所获得的子女经济支持总额并没有显著影响<sup>[14-16]</sup>。需要指出的是,这类文献多使用简单线性回归分析子女数量与父母代际经济支持的关系,忽略了代际经济支持在0点出现积聚及“左截取”现象,造成样本选择的混杂,影响最终的回归结果。后来一些学者虽注意到左积聚现象<sup>[7-8]</sup>,尝试利用Tobit模型进行解决,但仍未考虑到其背后内在的经济含义。实际上,之前的实证文献将“给不给经济支持”和“给多少经济支持”两个问题混淆在一起,直接对“给多少”进行分析忽略了“给不给”会造成样本选择性偏误,即给大于0的样本中本身就是多子女家庭。实证方法选择的偏误也可能是造成之前文献没有统一结论的原因之一。本文的边际贡献之一在于,利用Heckman二步法对这两个问题区分对待,同时解决“给不给”对“给多少”造成的选择性偏误,最终的结论更具严谨性和可信性。

此外,子女为父母提供帮助的程度还受到子女的性别、地理距离的远近、是否有竞相卸责以及与父母情感上的亲密度等因素影响<sup>[22-26]</sup>。马修斯和罗斯纳(Matterws and Rosner)发现兄弟姐妹在照顾父母时,相对于儿子来说,女儿更加尽心<sup>[27]</sup>。儿子和女儿在提供经济支持方面具有显著性差异,儿子的经济支持程度要显著高于女儿<sup>[28-29]</sup>。一些学者将父母基本情况纳入模型,发现父母的收入对子女的代际转移有负向影响<sup>[6]</sup>。基思(Keith)建立了合伙模型(partnership model)认为,在一个家庭中赡养义务如何平等地在两个子女间分配,至少要求两个子女的性别一样<sup>[30]</sup>。

## 2. 理论模型

家庭内部生育决策从选择生育的动机可以区分为两种:一种是代际转移的利己主义,一种是分摊子女赡养压力的利他主义。在利己主义假定的情况下,父母选择多生育子女,是为了在老年阶段获得更多精神层面的收益,获得更多生活保障和日常护理。而在利他主义假定的情况下,父母选择多生育子女,是从提高子女效用水平角度出发,在儿时有陪伴、在成人后相互扶持,特别是可以分摊赡养和照顾老人的压力<sup>[31-32]</sup>。关于家庭内部生育决策的文献主要是从利己主义来考虑的,而很少把这种分摊赡养压力的利他主义考虑在内,本文尝试结合这两种动机,构建更为全面的理论模型,综合考察子女数量与家庭内部代际转移之间的关系。

本文使用戴蒙德(Diamond)经典的OLG模型(Overlapping Generation Model),结合生育决策的利己主义和利他主义,引入子女的代际经济支持来保障父母老年基本消费。我们的OLG模型有额外的两个基本特征:①子女抚养成本是线性的,每个子女的抚养成本占其收入的比例为 $\theta$ 。②当父母老

年时，子女会将他们收入的  $\tau$  部分转移给父母，且  $\tau$  与其子女数量呈负相关。所以，子女数量影响老人获得的代际支持是通过两条相反的路径来实现：一是子女数量的增加，每个子女代际支持会减少，从而对代际总量有负向影响；二是每增加一个子女，子女的代际总量会相应增加。所以，子女数量对老人获得代际支持的影响要受到这两股相反作用共同决定。拥有子女  $n_i$  的父母  $i$  所面临的个人效用函数和约束条件为：

$$\begin{aligned}
 & U = U_1(c_{i,t}^Y) + \beta U_2(c_{i,t+1}^O) \\
 \text{s. t. } & \begin{cases} c_{i,t}^Y + A_t w_t \theta n_i + S_t = A_t w_t \\ c_{i,t+1}^O = \underbrace{A_{t+1} w_{t+1} \tau(n_i) n_i}_{T(n_i) \text{ 代际支持总量}} + S_t(1 + r_{t+1}) \end{cases} \quad (1)
 \end{aligned}$$

其中，参数  $\beta$  衡量的是第二期效用的贴现值； $c_{i,t}^Y$  和  $c_{i,t+1}^O$  分别表示父母两期的消费水平； $A_t w_t$  和  $A_{t+1} w_{t+1}$  分别表示两期的有效收入； $S_t$  表示  $t$  期储蓄水平， $r_{t+1}$  表示  $t + 1$  期市场利率水平； $T(n_i) = A_{t+1} w_{t+1} \tau(n_i) n_i$  表示父母老年时获得代际支持的总量。为了分析子女数量增加对父母获得代际支持总量的影响，我们构建拉格朗日方程，关于  $n_i$  的一阶条件：

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial c_{i,t}^Y} = \frac{\partial U_1}{\partial c_{i,t}^Y} + \lambda(1 + r_{t+1}) \end{cases} \quad (2)$$

$$\begin{cases} \frac{\partial L}{\partial c_{i,t+1}^O} = \beta \frac{\partial U_2}{\partial c_{i,t+1}^O} + \lambda \end{cases} \quad (3)$$

$$\begin{cases} \frac{\partial T}{\partial n_i} = -A_{t+1} w_{t+1} \lambda \left( \frac{\partial \tau}{\partial n_i} n_i + \tau \right) \end{cases} \quad (4)$$

其中  $\lambda$  为拉格朗日乘子。

将 (2)、(3) 式代入到 (4) 式可得出子女数量与老人获得代际支持总量的关系式：

$$\frac{\partial T}{\partial n_i} = \underbrace{A_{t+1} w_{t+1} \beta \frac{\partial U_2}{\partial c_{i,t+1}^O} \frac{\partial \tau}{\partial n_i} n_i}_{M_1(\text{利他主义效用})} + \underbrace{A_{t+1} w_{t+1} \frac{\partial U_2}{\partial c_{i,t+1}^O} \tau}_{M_2(\text{利己主义效用})} \quad (5)$$

其中  $A_{t+1} w_{t+1} \beta \tau \frac{\partial U_2}{\partial c_{i,t+1}^O}$  大于零， $\frac{\partial \tau}{\partial n_i}$  模型假定小于零，可知  $M_1 < 0$   $M_2 > 0$ 。所以，子女数量对代际

支持总量的影响是由  $M_1$  和  $M_2$  所决定， $\begin{cases} \frac{\partial T}{\partial n_i} \geq 0 & \text{if } M_2 \geq -M_1 \\ \frac{\partial T}{\partial n_i} < 0 & \text{if } M_2 < -M_1 \end{cases}$ 。

### 三、数据来源及模型设定

#### 1. 数据来源

本文所使用的数据来自中国健康与养老追踪调查 (CHARLS) 数据的 2013 年全国追踪调查，该项目旨在收集一套代表中国 45 岁及以上中老年人家庭和个人的高质量微观数据，样本覆盖全国 28 个省 (自治区、直辖市) 的 150 个县、450 个社区 (村) 1.24 万户家庭中的 2.3 万受访者，具有广泛的地域代表性及大样本性质。为了研究子女数量对父母老年生活的代际支持，本文将样本限定在户主及配偶年龄在 60 岁以上 (包括 60 岁)。借鉴班纳吉 (Banerjee) 等的处理方式<sup>[28-29]</sup>，将样本进一步

限定在第一个子女出生时间为1971年前后5年内(1966—1976年间)。通过1971年计划生育政策初步实行对家庭子女数量的冲击,比较前后5年有子女出生的家庭经济行为的不同,从而解决样本选择偏误和遗漏变量导致的内生性问题。调整后,样本总量为4134人,样本对象年龄跨度为60—104岁,子女数量跨度为1—12个。

## 2. 模型设定

为了更准确地分析子女数量对父母晚年代际经济支持的影响,本文对家庭基本情况、父母的个人特征、地区效应予以控制。模型设定如下:

$$support_{ij} = \beta_0 + \beta_1 childnum_{ij} + X'_{ij}\delta + \lambda_j + \varepsilon_{ij} \quad (6)$$

其中, $i$ 表示调查对象, $j$ 表示调查地区; $support_{ij}$ 为被解释变量,表示 $j$ 地区调查对象 $i$ 在2013年来自子女经济支持总额(包括现金和物品); $childnum_{ij}$ 为解释变量,表示 $j$ 地区调查对象 $i$ 的子女数量; $X_{ij}$ 为一系列控制变量<sup>[7-8, 29, 32-34]</sup>,具体见描述性分析部分; $\lambda_j$ 为不可观测的地区效应,通过省份虚拟变量控制地区固定效应, $\varepsilon_{ij}$ 为随机误差项。

由于被解释变量“代际经济支持总额”有相当一部分子女提供的经济支持额为零(例如,2013年末获子女经济支持的老人占全部样本的比例为18.17%),被解释变量在零点出现积聚及“左截取”(left censored)现象,当对总额取对数时,会导致未获代际支持的样本缺失。由于并非所有的老人都获得来自子女的代际支持,直接运用OLS法对代际经济支持程度方程进行估计会产生样本选择性偏误。因此,我们采用赫克曼所提出的“二阶段备择模型”<sup>[35]</sup>对子女提供代际经济支持程度决定行为进行分析。该模型的实际估计过程包括两步:首先利用Probit模型估计子女代际经济支持对象决定方程,即老人获得子女经济支持的概率估计,并由此得到逆米尔斯比率(IMR)和mills估计值;再将逆米尔斯比率估计值添加至代际经济支持程度方程中,作为控制变量,由此得到更为确切的代际经济支持程度决定方程。我们将待估计的两个方程设定如下:

$$y_i = b \cdot x'_i + \varepsilon_i \quad (\text{方程 1})$$

$$d_i = a \cdot z'_i + v_i \quad (\text{方程 2})$$

方程1为代际经济支持程度决定方程,方程2为代际经济支持对象决定方程。根据赫克曼的假定,两个方程的随机扰动项 $\varepsilon_i$ 和 $v_i$ 服从方差为 $\rho\sigma_\varepsilon$ 的联合正态分布。注意到由于在估计中残差项 $v_i$ 不可识别,因而其方差被假定为1。两个方程的随机扰动项( $\varepsilon_i, v_i$ )的相关系数为 $\rho$ 。当 $\rho \neq 0$ 时,方程1和方程2是相关的,忽略其中任何一个方程的估计均会使另一个方程的估计系数有偏。因而当 $\rho \neq 0$ 时,必须同时估计这两个方程。

赫克曼将 $y_i$ 和 $d_i$ 两个变量取值设定成下列形式: $y_i > 0$  if  $d_i = 1$ ;  $y_i = n. a.$  otherwise。即老人 $i$ 子女没有给予经济支持时( $d_i = 0$ ),子女代际经济支持程度为缺失值<sup>①</sup>;当老人 $i$ 的子女为其提供经济支持时( $d_i = 1$ ),子女代际经济支持程度为正值。第一步运用极大似然法估计方程2,这是一个标准的Probit模型,即估计模型 $P(d_i = 1) = \Phi(a \cdot z'_i + v_i)$ ,其中 $\Phi(\cdot)$ 为累积标准正态分布函数。利用该方程的估计结果计算出逆米尔斯比率,即 $\hat{I}_i = \varphi(z_i \hat{a}) / \Phi(z_i \hat{a})$ 。第二步是将 $\hat{I}_i$ 作为控制变量加入方程1,即该方程的实际估计模型为 $y_i^* = b \cdot x'_i + b_I \cdot \hat{I}_i + \varepsilon_i$ ,即 $E(y_i | d_i = 1) = b \cdot x'_i + b_I \cdot \hat{I}_i$ ,其中 $b_I$ 表示逆米尔斯比率的影响系数。需要指出的是,赫克曼指出,向量 $z'_i$ 所包含的变量中,至少

① 如果老人 $i$ 的子女没有给其提供代际经济支持,老人的受经济支持程度设为零值,即 $y_i = 0$ , otherwise, Heckman 备择模型的估计结果完全不受影响。

须有一个变量不被包含于向量  $x'_{it}$  中。

### 3. 描述性统计

本文对解释变量、被解释变量以及一系列控制变量进行如表1的描述性统计。从表1可以观察到,代际经济支持总量方差很大,这也是为什么我们需要用 Heckman 二步法处理的原因;从是否有代际经济支持来看,82%的老人都获得了子女不同程度的经济支持,且方差较小;存活子女数量在3.2个左右,方差达到1.2,这主要是我们的样本选择在1971年前后所致,也从侧面印证了计划生育政策对子女数量有明显的冲击,我们选择的工具变量是有效的;第一个子女性别以及男性子女比重都比较平衡,方差也较小;老人没有照顾孙子孙女,过了退休年龄依然从事劳动的老人均值超过了0.5;老人资产和收入方差较大,说明不同阶层、不同地区的收入差距比较大,需要考虑地区效应和阶层效应;老人的受教育水平差距较明显,性别、民族、政治面貌等个人特征方差均较小;医疗和养老保险覆盖面分别达到90%、96%;与子女同住人数比老人独住稍低;老人的IADL能力<sup>①</sup>基本比较健全;老人有吸烟和饮酒习惯占到1/3;其他变量的信息均呈现在表1中。

表1 描述性统计分析

变量	观测值	均值	方差	最小值	最大值
代际经济支持总量(对数)	3383	7.662	1.335	2.996	13.152
是否有代际经济支持	4134	0.818	0.386	0	1
子女数量	4134	3.191	1.231	1	12
第一个子女性别	4134	0.529	0.499	0	1
最小子女年龄	4120	35.292	4.797	11	47
男性子女性别比	4134	0.547	0.281	0	1
是否照顾孙子孙女	3755	0.499	0.500	0	1
是否工作	4133	0.599	0.490	0	1
家庭资产对数	3549	7.819	2.081	1.386	14.937
家庭收入对数	3883	9.069	1.631	3.555	13.818
离最近子女距离	4119	2.380	1.384	1	5
受教育水平	3680	2.936	1.862	1	10
性别	4134	0.487	0.500	0	1
政治面貌	4128	0.877	0.329	0	1
民族	4134	0.933	0.250	0	1
城镇 or 农村	4124	0.239	0.447	0	1
是否有养老保险	4134	0.896	0.306	0	1
是否有配偶	4134	0.866	0.341	0	1
是否有医疗保险	4072	0.964	0.185	0	1
是否与子女同住	4119	0.434	0.496	0	1
IADL	4015	7.204	1.483	0	8
是否饮酒	4129	0.319	0.466	0	1
是否吸烟	4133	0.362	0.481	0	1
年龄	4131	66.957	4.658	60	104
自评健康状况	4122	3.075	0.926	1	5

注:自评健康状况这一指标基于对问卷中“您觉得现在您自己的健康状况怎么样”的回答。有5个水平的自评,“很好”、“好”、“一般”、“不好”、“很不好”,数值越大健康状况越差。

## 四、实证分析

### 1. 实证结果

采用 Heckman 极大似然法对代际经济支持对象和代际经济支持程度进行估计,其中代际经济支

① 工具性生活自理能力(instrumental activities of daily living, IADL)主要测量老年人外出活动及日常生活中借助于器械进行活动的的能力。共包含8项活动,即下蹲、提重物、做家务、做饭、购物、打电话、管理财务、吃药。老人在每项活动能自理可得1分,不能即为0分,总分为8分,分值越低,IADL受损越严重。

持程度我们取对数形式(包括现金和物品), 具体回归结果如表2所示。由于向量 $z'_i$ 所包含的变量中, 至少须有一个变量不被包含于向量 $x'_i$ 中。我们在方程2回归估计中另加入老人是否吸烟、饮酒。从表2可知, 控制一系列协变量和地区效应, 随着子女数量的增加, 获得子女经济支持的可能性和经济支持的程度都呈上升趋势。具体而言, 每多一个子女, 老人获得子女代际支持的概率上升20.7%, 且在1%置信水平上显著; 每多一个子女, 老人获得子女经济支持总量的对数会增加28.5%, 即经济支持增加2850元, 且在1%置信水平上显著。总而言之, 子女数量对老人获得代际经济支持有正向影响, 不论是从获得支持的概率上, 还是从支持水平上来看都是肯定的正向关系。这也印证了拥有多子女的老人, 其老年生活更有保障, 多子女家庭关于赡养父母更多的还是竞相示范, 互相推卸责任的作用较少。此外, 可以发现逆米尔斯比率IMR的估计系数在5%置信水平上显著, 说明存在赫克曼指出的样本选择偏误, 证明了本文使用Heckman二阶段备择模型的合理性。

同时, 其他控制变量也对老人获得子女经济支持产生影响。家庭男性子女比重越高, 老人从子女那里获得经济支持的概率越少, 这可能是因为老人一般与儿子同住所致; 同样, 老人照顾孙子女, 其获得经济支持总量较多, 一方面照顾孙子女表明与子女联系较多, 另一方面可近似将照料孙辈当作“工作”, 子女付其“工资”; 老人有工作, 其获得子女经济支持概率较大, 获得经济支持总量较少, 可能是因为从给不给经济支持来看, 达到退休年龄的老人仍然选择工作本身多为收入较低人群, 更需要子女的经济支持, 而从有代际支持的老人来看, 相对没工作的老人收入较高, 可能需要经济支持的程度偏低; 父母拥有的资产越多, 其获得子女经济支持的概率越大, 支持总量也越多, 一方面资产较多的老人其子女受到的教育水平较高、收入较高, 另一方面根据洛根提出的“竞争效应”<sup>[21]</sup>, 父母会将更多遗产留给与自己感情好的子女, 关于这一点有一些文献发现父母资产多少与子女联系频率有显著正向联系<sup>[16]</sup>; 父母收入越多, 获得子女经济支持概率和总量均较少, 这里的父母收入指的是养老金和退休金, 所以晚年收入多的父母, 其需要子女提供经济支持的概率和程度偏低; 子女离家距离越远, 对父母的经济支持越多, 这主要是子女通过经济支持替代日常照料所致; 老人受

表2 Heckman 二阶段备择模型估计结果

变量	代际经济支持程度 (取对数)	代际经济支持对象 (Probit)
子女数量	0.285*** (0.045)	0.207*** (0.036)
第一个子女性别	-0.061 (0.070)	0.048 (0.079)
最小子女年龄	-0.002 (0.007)	-0.007 (0.008)
男性子女性别比	0.058 (0.139)	-0.236* (0.143)
是否照顾孙子女	0.351*** (0.062)	0.101 (0.067)
是否工作	-0.304*** (0.075)	0.153** (0.077)
家庭资产对数	0.106*** (0.017)	0.039** (0.018)
家庭收入对数	-0.035 (0.023)	-0.044* (0.025)
离最近子女距离	0.288*** (0.046)	0.114** (0.049)
受教育水平	0.068*** (0.020)	0.012 (0.022)
性别	-0.158** (0.065)	-0.100 (0.0947)
政治面貌	-0.062 (0.095)	0.048 (0.104)
民族	0.348** (0.137)	-0.012 (0.153)
城镇 or 农村	-0.070 (0.096)	-0.217** (0.087)
是否有养老保险	0.179 (0.110)	0.164 (0.115)
是否有配偶	0.005 (0.099)	-0.158 (0.111)
是否有医疗保险	0.173 (0.191)	0.249 (0.192)
是否与子女同住	0.162 (0.119)	0.037 (0.138)
IADL	0.006 (0.025)	-0.060** (0.028)
是否饮酒		0.167** (0.078)
是否吸烟		0.014 (0.088)
年龄	-0.005 (0.008)	0.018 (0.168)
自评健康状况	-0.122*** (0.033)	-0.015 (0.038)
_ cons	5.767*** (0.745)	0.087 (5.728)
Mills lambda		1.325** (0.619)
地区效应	yes	yes
样本容量	2669	2669

注: 括号中为稳健标准差; \*\*\*表示在1%的置信水平下显著, \*\*表示在5%的置信水平下显著, \*表示在10%的置信水平下显著。

教育水平越高,得到子女经济支持越多,父母教育水平会影响其子女文化素质、经济收入等;相对于父亲而言,母亲获得经济支持总量更多,这可能是由于女性平均预期寿命要高于男性所致;汉族老人获得子女经济支持更多,可能是不同民族间文化传统的差异性所致;农村的老人获得子女经济支持的可能性要比城市老人更大,可能是城市的医疗、养老保障体系更全,老人收入水平更高所致;老人 IADL 越高,获得子女经济支持越少,也即老人日常生活自理能力越强,需要子女提供经济支持的可能性越小;吸烟、饮酒的老人,获得子女经济支持概率较大,可能是这类老人日常生活开销较大,抑或子女更易找到孝顺父母的方式;老人身体健康水平越差的老人,获得子女经济支持概率越大和总量越多。

## 2. 内生性处理

Heckman 二阶段备择模型能够解决一部分样本选择偏误,但仍然存在内生性问题,例如样本选择偏差、反向因果或遗漏变量导致的内生性。根据穆峥、谢宇的观点,在关于生育行为对父母影响的研究中,选择性偏误(selection bias)是令研究者们困扰已久的问题<sup>[34]</sup>。比如父母们可能在生育之前就会对生育可能给自身带来的影响进行细致考虑,并根据自己的各方面情况作出相关的生育决策。例如,根据 Q-Q 模型(数量—质量),父母对于生几个孩子是有预先选择的,即在孩子的数量和质量之间权衡。在家庭资源一定的情况下,孩子越多每个孩子的受教育资源越少,影响子女未来的收入,进而会影响父母退休后从子女那里获得支持的多少。因此,对于父母的各个结果变量而言,生育行为可能是内生而非外生的<sup>[36-37]</sup>。换言之,有较多和较少孩子的父母之间,可能存在可观测或者不可观测的各种差异,而这些差异往往难以通过直接加入控制变量在截面数据中排除<sup>[37]</sup>。此外,遗漏变量导致的内生性同样可能会使我们的估计结果存在偏差,比如多子女家庭的父母有较强的传统家族观念,这种观念促使其选择多生子女,当子女继承了这种观念后,可能会影响对父母关怀的程度。由于传统家族观念强弱不能够用实际指标进行衡量,则会被并入遗漏变量中,这会导致内生性问题,影响我们最终的结论。另外还存在反向因果的内生性:具有较低预期养老金福利和较高提前退休几率的个人可能会倾向于生更多孩子,因为他们认为可以从子女那里获得经济支持,维持基本消费。

解决上述内生性的一种办法是,寻找一个与被解释变量没有直接关系的变量作为子女数量的工具变量。我们借鉴班纳吉等提出的利用对生育率产生外生冲击的计划生育政策作为子女数量的工具变量<sup>[28-29]</sup>。最初的计划生育政策(1971年)强调了第一个孩子之后的出生间隔,而不是严格限制儿童总数。但是从生物学上说,育龄女性不太可能选择在高龄阶段生孩子(高龄产妇生育风险更大),而且由于计划生育政策最终收紧,因此限制了父母可以拥有的子女数量,政策转移后已经拥有第一名孩子的家庭的平均儿童总数较少。因此,我们的实证策略认为到1972年还没有第一个孩子的父母可能比已经有第一个孩子的父母的孩子少。

我们使用第一个孩子是否在1971年后出生作为工具变量1,且控制第一个子女的性别,对 Heckman 二阶段分别进行 IV 估计。同时,考虑到生育政策的实施情况各省不一致,借鉴爱本斯因(Ebenstein)的研究<sup>[38]</sup>,用各省政策力度与是否在1971年后出生作交互项作为工具变量2<sup>①</sup>。在第一阶段(代际经济支持对象),使用 Ivprobit 模型;在第二阶段(代际经济支持程度),使用 2SLS 模型,具体的结果如表3和表4所示。从表3和表4可知,使用工具变量估计的结果与 Heckman 备择模型结论基本一致,即随着子女数量的增加,父母获得经济支持概率提高、支持总量上升。具体来看,多一

① 感谢审稿专家提出的建议。根据爱本斯因的研究划分各省生育政策力度为1、1.5、2三类,1为严格执行“一孩政策”地区,1.5为执行“一孩半政策”地区,2为可生育二胎地区。



个子女, 老人获得代际经济支持的概率上升 28.4%—32.4%, 且在 1% 置信水平上显著; 多一个子女, 老人获得代际经济支持总量增加 2660 元—2780 元, 且在 1% 置信水平上显著。工具变量的回归系数相比 Heckman 备择模型系数有所不同, 代际经济支持对象系数要更大, 代际经济支持程度系数略低。所以, 在解决内生性问题后, 子女数量对代际经济支持影响依然呈正向关系, 即子女越多老人获得的经济支持越多, 肯定了我们 Heckman 二阶段备择模型的基本结论。之前关于子女数量与代际转移的争论, 从本文研究的结果来看, 两者还是呈现明显的正向关系, 多子女家庭关于赡养父母更多的还是竞相示范, 互相推卸责任的作用较弱。

表 3 工具变量对子女数量的回归结果

变量	模型一		模型二	
	经济支持程度	经济支持对象	经济支持程度	经济支持对象
工具变量 1	-0.706 *** (0.054)	-0.742 *** (0.049)		
工具变量 2			-0.478 *** (0.037)	-0.496 *** (0.034)
控制变量	yes	yes	yes	yes
地区效应	yes	yes	yes	yes
样本容量	2283	2664	2283	2264
Root MSE	0.904	0.909	0.905	0.912

注: 括号中为稳健标准差; \*\*\*表示在 1% 的置信水平下显著, \*\*表示在 5% 的置信水平下显著, \*表示在 10% 的置信水平下显著。

表 4 子女数量对代际支持的回归结果

变量	模型一		模型二	
	经济支持程度	经济支持对象	经济支持程度	经济支持对象
子女数量	0.278 *** (0.083)	0.324 *** (0.101)	0.266 *** (0.088)	0.284 *** (0.105)
控制变量	yes	yes	yes	yes
地区效应	yes	yes	yes	yes
样本容量	2283	2664	2283	2664
Root MSE/Wald chi2	1.185	226.130	0.905	217.600

注: 括号中为稳健标准差; \*\*\*表示在 1% 的置信水平下显著, \*\*表示在 5% 的置信水平下显著, \*表示在 10% 的置信水平下显著。

## 五、进一步分析

### 1. 城镇和农村的异质性分析

由于城镇和农村存在很大的差别, 有必要分别进行研究。首先, 1979 年后全面实行的严格计划生育政策在城镇和农村实际推行的政策力度有所差异, 农村更加宽松, 特别是, 有些农村实行“一孩半政策”, 第一胎是女儿的家庭允许生育二胎。其次, 城镇和农村的家庭收入差距明显 (农村养老保险要低于城镇养老保险水平), 而收入的不同显著影响子女代际支持的程度。最后, 城镇和农村对封建传统思想保留程度可能有所不同 (“养子防老”), 农村可能更依赖子女提供养老保障, 会直接影响家庭子女数量和子女代际支持程度。我们分农村和城镇样本研究子女数量对子女代际经济支持程度的影响, 结果如表 5 所示。从表 5 可知, 不论是农村样本还是城镇样本, 子女数量与代际经济支持都是呈正相关, 但从交互项来看, 农村受影响程度要高于城镇。具体来说, 多一个子女, 农村老人获得子女代际支持增加 2200 元, 且在 1% 置信水平上显著; 多一个子女, 城镇老人获得代际经济支持增加 1440 元, 且在 10% 置信水平上显著。我们认为农村受影响程度高于城镇, 一方面, 农村老人的社会养老保障水平低, 养老金收入少, 致使其更多依靠子女赡养; 另一方面, 农村家庭受“养儿防老”的家庭养老模式影响较之城镇更深。

## 2. 社会养老对家庭养老的“挤出效应”

老人的收入高低会直接影响子女代际支持的程度，不同收入阶层的老人对子女提供养老保障的反应是不同的。老人的收入来源主要是退休金和养老金，社会养老水平越高，老人的基本生活越有保障，其依赖子女的经济支持越少<sup>[1]</sup>，同时子女的赡养压力也将有所减轻，社会养老对家庭养老存在“挤出效应”<sup>[7-8, 10, 39]</sup>。所以，随着老人收入水平的上升，子女的代际经济支持程

度势必有所下降。为了验证这一说法，我们按照老人的退休金和养老金收入高低，划分低、中、高三个阶层进行细致分析，结果如表6所示。从表6可知，三个收入阶层的回归结果都非常显著，即无论是什么收入阶层的家庭，子女数量对代际经济支持均有正向影响。但从交互项来看，随着老人收入的上升，子女代际经济支持影响是下降的，低收入阶层影响程度最深，其次是中等收入阶层，影响程度最低的是高收入阶层。具体来看，多一个子女，低收入阶层的老人获得子女代际经济支持增加2270元、中等收入阶层的老人获得代际经济支持增加1860元、高收入阶层的老人获得代际经济支持增加1590元，且均在1%置信水平上显著。上述实证结果很好地印证了社会养老对家庭养老存在“挤出效应”的假说。

表5 城镇和农村的异质性分析

变量	代际经济支持 (取对数)		
	全样本	农村	城镇
子女数量	0.230 <sup>***</sup> (0.031)	0.220 <sup>***</sup> (0.032)	0.144 <sup>*</sup> (0.07)
子女数量* 城镇 or 农村	-0.092 <sup>*</sup> (0.053)		
控制变量	yes	yes	yes
地区效应	yes	yes	yes
样本容量	2283	1823	460
R-squared	0.200	0.188	0.296

注：括号中为稳健标准差，\*\*\*表示在1%的置信水平下显著，\*\*表示在5%的置信水平下显著，\*表示在10%的置信水平下显著。

表6 不同收入阶层的异质性分析

变量	子女代际支持 (取对数)			
	全样本	低收入	中等收入	高收入
子女数量	0.441 <sup>***</sup> (0.144)	0.227 <sup>***</sup> (0.143)	0.186 <sup>***</sup> (0.050)	0.159 <sup>***</sup> (0.059)
子女数量* 收入	-0.0259 <sup>*</sup> (0.0154)			
控制变量	yes	yes	yes	yes
地区效应	yes	yes	yes	yes
样本容量	2283	1041	718	524
R-squared	0.200	0.231	0.213	0.339

注：括号中为稳健标准差，\*\*\*表示在1%的置信水平下显著，\*\*表示在5%的置信水平下显著，\*表示在10%的置信水平下显著。

## 3. 基本保障和生活质量

国家不断完善社会养老保障制度，其目的是保障劳动者在进入老年阶段丧失劳动能力后能够获得基本生活保障。也就是说，社会养老更侧重于保障老年人的基本生活水平。显然，基本保障和生活品质是两种不同的养老要求，如何将两者统一，是未来我国养老保障的重要研究方向。近年来，国家不断强调社会养老和社区、家庭养老统一的新型养老模式，或多或少都涉及基本生活和生活品质的考虑。在保障老年人的基本生活水平不断进步的同时，如何提升老年人的生活质量，子女的赡养责任将起到至关重要的作用。本文认为现金支持达到一定程度后，子女转而会增加物品支持，随着子女数量的增加，子女在如何孝顺父母的过程中有选择性，即当父母的基本生活解决后，子女会选择提高父母的生活品质。一般而言，老年人的生活相对节俭，这一方面是由于收入的下降，另一方面是为了减轻

下一代的赡养压力。在这种情况下, 即便是子女给了许多钱, 也不能有效地提高老人的生活质量, 老人依然会选择节约消费。出于这种顾虑, 子女在对老人代际经济支持过程中, 可能会选择给予一定现金后, 通过直接购买物品“强迫”老人消费。我们认为, 随着子女数量的增加, 这种动机更能凸显出来, 也就是说子女数量的增加给老人带来的除基本生活保障增加外, 更重要的是生活质量的提升。为了验证这一假说, 本文将子女代际经济支持分成现金支持和物品支持两种, 分别进行回归, 结果如表 7 所示。从表 7 可知, 子女数量的增加, 老人获得的代际支持无论是现金支持还是物品支持都显著增加, 而且物品支持增加的程度要明显高于现金支持。简言之, 上述回归结果验证了我们关于子女数量对老人生活品质影响的假说。

#### 4. 孝道的“示范效应”

赡养父母、尽孝道, 自古以来就是中华民族的传统美德, 一代一代传承至今。子女数量对老人的代际支持有正向影响, 实际上反映了子女在对父母尽孝时的“示范效应”远多于互相推卸赡养责任的作用。而这种“示范效应”不仅仅在平辈中影响着, 同样会影响他们的下一代, 即子女对父母尽孝会对子女的子女具有“示范效应”, 为其树立好的榜样。为了验证这一假说, 我们利用子女的代际支持对孙子女代际支持作回归分析, 同时控制孙子女数量, 结果如表 8 所示。从表 8 可知, 子女代际支持与孙子女代际支持呈正向关系, 即子女代际支持越多, 老人获得孙子女代际支持也相应增加。具体来说, 子女代际支持每增加 1 元, 孙子女代际支持相应增加 0.438 元。该结果印证了子女尽孝对其下一代具有“示范效应”。

### 六、结论

本文将子女共同赡养理论中的“互相卸责”作用和“竞相示范”作用首次引入家庭代际支持模型中, 从理论角度分析之前文献产生争议的根源。从方法运用上, 揭示以往研究的缺陷, 将“给不给”和“给多少”区分对待, 使用更为合理的 Heckman 二阶段备择模型解决样本选择性偏误, 同时利用“计划生育”政策作为工具变量, 进行稳健性检验。研究发现, 随着子女数量的增加, 老人从子女那获得的代际经济支持将增加, 子女尽孝的“竞相示范”作用明显强于“互相推责”作用。从地区差异来看, 农村老人从子女数量增加中获得的代际经济支持增加幅度要显著高于城镇老人; 从收入阶层来看, 随着老人收入的增加, 子女数量增加所带来的代际经济支持增加幅度逐渐减少, 验证了社会养老对家庭养老的确存在“挤出效应”。从支持类型来看, 老人获得的物质支持要大于现金支持, 子女数量的增加给老人带来的除基本生活保障增加外, 更重要的是生活质量的提高。另外, 本文还发现尽孝不仅在平辈间存在“示范效应”, 也同样会对晚辈产生“示范效应”。

本文结论对全面二孩政策实施后, 研究家庭生育决策和内部资源分配, 以及未来我国养老保障事业都具有一定的启示作用。需要思考的是, 随着我国社会保障的不断完善, 人口经济状况的不断改

表 7 子女代际支持: 现金和物品分析

变量	子女代际支持 (取对数)	
	现金	物品
子女数量	0.108 *** (0.029)	0.184 *** (0.028)
控制变量	yes	yes
地区效应	yes	yes
样本容量	1757	1901
R-squared	0.220	0.204

注: 括号中为稳健标准差; \*\*\*表示在 1% 的置信水平下显著, \*\*表示在 5% 的置信水平下显著, \*表示在 10% 的置信水平下显著。

表 8 子女代际支持对其下一代行孝的影响

变量	孙子女代际支持 (对数)
子女代际支持 (对数)	0.438 *** (0.073)
孙子女数量	0.155 *** (0.053)
控制变量	yes
地区效应	yes
样本容量	210
R-squared	0.517

注: 括号中为稳健标准差; \*\*\*表示在 1% 的置信水平下显著, \*\*表示在 5% 的置信水平下显著, \*表示在 10% 的置信水平下显著。

善,未来家庭代际经济支持更多的是“锦上添花”而不再是“养老的需要”<sup>①</sup>,子女的增加对父母生活质量提升的作用将越发明显,代际支持的非经济性功能将越来越重要(尤其是对老人的日常照料和幸福感的提升)。但受限于文章篇幅,我们没有对非经济性代际支持进行研究,这是本文的遗憾之处,也是后续进一步研究的思路和重点。

#### 参考文献:

- [1] CAI F, GILES J, MENG X. How well do children insure parents against low retirement income? an analysis using survey data from urban China [J]. *Journal of Public Economics*, 2006, 90 (12): 2229 - 2255.
- [2] FENG Z, JONES K, WANG W W. An exploratory discrete-time multilevel analysis of the effect of social support on the survival of elderly people in China [J]. *Social Science & Medicine*, 2015, 130 (5): 181 - 189.
- [3] ZIMMER Z, KWONG J. Family size and support of older adults in urban and rural China: current effects and future implications [J]. *Demography*, 2003, 40 (1): 23 - 44.
- [4] DAVEY A, SZINOVACZ M E. Division of care among adult children, caregiving contexts: cultural, familial, and societal implications [M]. New York: Springer, 2008: 71 - 91.
- [5] TOLKACHEVA N, VAN GROENOU M B, VAN TILBURG T. Sibling influence on care given by children to older parents [J]. *Research on Aging*, 2010, 32 (6): 739 - 759.
- [6] WU X, LI L. The motives of intergenerational transfer to the elderly parents in China: consequences of high medical expenditure [J]. *Health Economics*, 2014, 23 (6): 631 - 652.
- [7] 程令国,张晔,刘志彪.“新农保”改变了中国农村居民的养老模式吗 [J]. *经济研究*, 2013 (8): 42 - 54.
- [8] 陈华帅,曾毅.“新农保”使谁受益:老人还是子女? [J]. *经济研究*, 2013 (8): 55 - 67.
- [9] 马光荣,周广肃.新型农村养老保险对家庭储蓄的影响:基于CFPS数据的研究 [J]. *经济研究*, 2014 (11): 116 - 129.
- [10] 张川川,陈斌开.“社会养老”能否替代“家庭养老”?——来自中国新型农村社会养老保险的证据 [J]. *经济研究*, 2014 (11): 102 - 115.
- [11] ZIMMER Z, KANEDA T, TANG Z, et al. Trends and transitions in children's coresidence with older adults in Beijing Municipality [R]. *Population Council*, No. 187, 2004.
- [12] 刘晶.子女数对农村高龄老人养老及生活状况的影响 [J]. *中国人口科学*, 2004 (s1): 48 - 54.
- [13] CHOU J A. Filial piety by contract? the emergence, implementation, and implications of the “family support agreement” in China [J]. *Gerontologist*, 2011, 51 (1): 3 - 16.
- [14] LAM D, SCHOENI R F. Effects of family background on earnings and returns to schooling: evidence from Brazil [J]. *Journal of Political Economy*, 1993, 101 (4): 710 - 740.
- [15] 夏传玲,麻凤利.子女数对家庭养老功能的影响 [J]. *人口研究*, 1995 (1): 10 - 16.
- [16] 慈勤英,宁雯雯.多子未必多福——基于子女数量与老年人养老状况的定量分析 [J]. *湖北大学学报(哲学社会科学版)*, 2013 (4): 69 - 74.
- [17] SILVERSTEIN M, CONROY S J, GANS D. Beyond solidarity, reciprocity and altruism: moral capital as a unifying concept in intergenerational support for older people [J]. *Ageing & Society*, 2012, 32 (7): 1246 - 1262.
- [18] HOMANS G C. Social behavior: its elementary forms [J]. *Revue Française De Sociologie*, 1961, 3 (4): 479 - 502.
- [19] VOORPOSTEL M, TANJA V D L, DYKSTRA P A, et al. Similar or different?: the importance of similarities and differences for support between siblings [J]. *Journal of Family Issues*, 2007, 28 (8): 1026 - 1053.
- [20] ERIKSEN S, GERSTEL N. A labor of love or labor itself [J]. *Journal of Family Issues*, 2002, 23 (7): 836 - 856.
- [21] LOGAN J R, BIAN F. Parents' needs, family structure, and regular intergenerational financial exchange in Chinese cities [J]. *Sociological Forum*, 2003, 18 (1): 85 - 101.

① 感谢审稿专家分享的观点。

- [22] CICIRELLI V G. Adult children's attachment and helping behavior to elderly parents: a path model [J]. *Journal of Marriage & Family*, 1983, 45 (4): 815-825.
- [23] DWYER J W, COWARD R T. Gender and family care of the elderly: research gaps and opportunities [M] // DWYER J W, COWARD R T. *Gender, Families and Elder Care*. London: Sage, 1992: 151-162.
- [24] IKKINK K K, TILBURG T V. Perceived instrumental support exchanges in relationships between elderly parents and their adult children: normative and structural explanations [J]. *Journal of Marriage & Family*, 1999, 61 (4): 831-844.
- [25] PARROTT T M, BENGTSON V L. The effects of earlier intergenerational affection, normative expectations, and family conflict on contemporary exchanges of help and support [J]. *Research on Aging*, 1999, 21 (1): 73-105.
- [26] STOLLER E P, FORSTER L E, DUNIHO T S. Systems of parent care within sibling networks [J]. *Research on Aging*, 1992, 14 (1): 28-49.
- [27] MATTHEWS S H, ROSNER T T. Shared filial responsibility: the family as the primary caregiver [J]. *Journal of Marriage & Family*, 1988, 50 (1): 185-195.
- [28] BANERJEE A, MENG X, QIAN N. The life cycle model and household savings: micro evidence from urban China [R]. Working paper, Yale University, 2010.
- [29] BANERJEE A, MENG X, PORZIO T, QIAN N. Aggregate fertility and household saving: a general equilibrium analysis using micro data [R]. NBER working paper, 2014.
- [30] KEITH C. Family caregiving systems: models, resources, and values [J]. *Journal of Marriage & Family*, 1995, 57 (1): 179-189.
- [31] TOLKACHEVA N, GROENOU M B V, BOER A D, et al. The impact of informal care-giving networks on adult children's care-giver burden [J]. *Ageing & Society*, 2011, 31 (1): 34-51.
- [32] TOLKACHEVA N, GROENOU M B V, TILBURG T V. Sibling similarities and sharing the care of older parents [J]. *Journal of Family Issues*, 2013, 35 (3): 312-330.
- [33] CHYI H, MAO S. The determinants of happiness of China's elderly population [J]. *Journal of Happiness Studies*, 2012, 13 (1): 167-185.
- [34] 穆峥, 谢宇. 生育对父母主观幸福感的影响 [J]. *社会学研究*, 2014 (6): 124-147.
- [35] HECKMAN J J. Sample selection bias as a specification error [J]. *Econometrica*, 1979, 47 (1): 153-161.
- [36] ANGRIST J D, EVANS W N. Children and their parents' labor supply: evidence from exogenous variation in family size [J]. *American Economic Review*, 1996, 88 (3): 450-477.
- [37] GOUGH M, NOONAN M. A review of the motherhood wage penalty in the United States [J]. *Sociology Compass*, 2013, 7 (4): 328-342.
- [38] EBENSTEIN A. The "missing girls" of China and the unintended consequences of the one child policy [J]. *Journal of Human Resources*, 2010, 45 (1): 87-115.
- [39] COX D, JIMENEZ E. Social security and private transfers in developing countries: the case of Peru [J]. *World Bank Economic Review*, 1992, 6 (1): 155-169.

[责任编辑 方志]