

养儿未必能防老：子女数量、性别与老年支持

——来自中国健康与养老追踪调查的经验证据

朱树彦

中央财经大学

2018年1月

摘要：本文利用中国健康与养老追踪调查 2013 年的数据估计了子女数量及其性别构成对老年支持的效应。利用超生罚款率和第一胎双胞胎共同作为子女数量的工具变量，2SLS 的回归结果表明，子女数量的增加使父母获得的老年支持显著增加；子女数量的效应在农村和城市存在显著差别，“养儿防老”主要出现在农村地区；子女性别也存在着异质性效应。本文排除了代际转移支付的交换动机对结果的可能影响，稳健性检验表明，子女数量对转移支付金额的效应仍然显著。另外，本文还探讨了社会养老保险对家庭养老模式的替代作用，发现“新农保”对代际转移支付存在显著的挤出效应，挤出的代际转移支付占养老金收入的 80.6%。

I. 引言

中国的老龄化问题日益严重。2015 年，60 岁及以上人口达到 2.22 亿，占总人口的 16.15%。在人口老龄化的大背景下，如何实现“老有所养”已经成为政府和学术界共同关心的焦点问题。

“养儿防老”是传统的养老模式，被称为“家庭养老”模式。当前，尤其在中国农村地区，家庭养老依然占据着重要地位（张川川、陈斌开，2014）。在传统的家庭养老模式中，成年子女向年老父母提供的经济支持和生活照料，对父母养老起着不可忽视的重要作用。中国作为最大的发展中国家，子女为父母提供老年支持尤为常见。

一方面，父母需要子女提供老年支持。对于社会养老保障体系并不完善的中国而言，父母在年老后，很大程度上依赖着来自子女的经济支持。尤其在“养儿防老”等传统生育观念的影响下，父母有很强的动机通过多生育来提高老年时的生活水平。另一方面，子女有责任也有义务对父母提供经济和生活上的支持。孝道文化的影响下，成年子女赡养父母已成为人伦常理。同时，我国《宪法》规定，成年子女有赡养扶助父母的义务。子女对父母的赡养义务甚至已经上升到法律的高度（郭庆旺 等，2007）。因此，子女为父母提供老年支持不仅有来自道德方面的约束，更有来自现实的需要和法律的壓力。

相对于城镇，中国农村养老问题显得更为严峻和紧迫。研究发现成年子女的转移支付是中国农村老年人的主要生活来源，相当大比例的老年父母从子女处获得代际转移支付（Lei et al., 2012）。然而，生育子女的数量和老年获得支持之间的关系并未得到充分的实证检验。本文研究这一问题，不仅有助于理解中国老年人口养老模式的实际情况，更有利于为进一步完善社会养老保障体系厘清思路。

在识别策略上,本文采用了工具变量法以解决潜在的内生性问题。利用第一胎双胞胎和计划生育政策造成的子女数量的外生变动,本文识别了子女数量的外生增加对老年支持的效应。本文中,子女对父母的老年支持具体体现在两个层面:一个是经济上的代际转移支付,一个是生活上的是否与子女共同居住。

本文提供了一系列的证据,这些证据表明子女数量对老年支持有显著的正效应,然而,这种效应在城乡之间存在显著差异,子女性别对老年支持存在显著的异质性效应。额外的证据表明,“养儿才能防老”在农村地区仍然存在,但在城市中已经悄然发生改变。

首先,本文检验了覆盖 150 个县 450 个村的家庭层面的数据,发现子女数量对代际转移支付和老年居住安排都有显著的正效应。

第二,考虑到城乡的异质性,本文对城镇户口和农村户口两个子样本分别进行回归,发现子女数量在农村具有更为显著的效应;而城镇子样本的回归结果表明,子女数量对老年支持没有显著影响。

第三,考虑到儿子和女儿在提供老年支持上可能扮演了不同的角色,本文将子女数量进一步细分为儿子数量和女儿数量作为解释变量进行回归。全样本的回归结果表明,女儿在为父母提供老年支持上扮演着更为重要的角色。而城乡分样本回归的结果表明,农村家庭中,儿子为父母养老提供了更大的支持,这印证了农村地区“养儿防老”现象的存在;这可能是因为农村父母往往子女多而收入少,因此储蓄较少、健康状况较差,再加上缺乏必要的社会养老保障的支持,导致农村父母晚年主要依赖于子女尤其是儿子提供的老年支持。

而城镇家庭中,女儿和儿子的数量都未显著增加老年支持,这表明城镇地区“养儿防老”的局面一定程度被打破。本文探讨了背后可能的原因,城镇家庭相对收入高、城镇养老保障体系完善、城镇家庭子女在结婚、买房上对父母更强的依赖以及近些年的“啃老”现象可能造成了这种社会变迁。

第四,本文还考虑了转移支付的交换动机。子女数量可能通过照看孙子女和与子女同住两个渠道影响对父母的代际转移支付。在进一步控制是否照看孙子女、是否与子女同住后,子女数量对代际转移支付额的正效应仍然显著。回归结果支持了代际转移支付中交换动机的存在。

最后,本文指出新型农村社会养老保险对农村家庭代际转移支付存在显著的挤出效应。这说明农村家庭的预算约束较为紧张,农村子女承担着父母养老的重任。“新农保”使得农村子女对父母的转移支付显著下降,下降的金额占新农保养老金收入的 80.6%,可见新农保的主要受益人是子女。

本文结构安排如下:第二节回顾相关文献并提出理论假设;第三节介绍数据;第四节给出实证策略和计量模型;第五节报告实证结果并进行详细分析;第六节对实证结果进行稳健性检验;第七节分析了社会养老保险对代际转移支付的效应;最后为结论性评述。

II. 文献回顾

第一胎双胞胎在实证中被广泛用作子女数量的工具变量,在实证策略上,本文借鉴了有关数量-质量权衡的一些文献(Angrist et al., 2010; Rosenzweig and Zhang, 2009; Li et al., 2008; Rosenzweig and Wolpin, 1980),这些研究利用双胞胎作为外生冲击考察了子女数量对其教育、健康状况的影响。而 Huang 等(2012)发现,由于受到计划生育政策的影响,父母有动机虚报非双胞胎为双胞胎,以此来逃避处罚。这对双胞胎的外生性提出了挑战。本文认为,一方

面，由于本文所采用的样本年龄控制在 50 岁以上，大多数家庭的第一胎子女都出生在计划生育之前，不易出现人造胎儿的问题；另一方面，本文也将计划生育政策造成的外生冲击作为另一个工具变量，这在有关中国数量-质量权衡问题的研究中同样被广泛运用(Wu and Li, 2012; Qian, 2009)。本文利用的是超生罚款率来衡量家庭受计划生育政策影响的程度，超生罚款率常常被用于当作地方性别比的工具变量(Huang et al. 2012; Wei and Zhang, 2011)。

Rosenzweig and Zhang (2014) 利用第一胎双胞胎作为工具变量，研究了兄弟姐妹的数量对代际同居、代际转移支付、成年子女储蓄率的效应。他们的研究发现，来自大家庭的子女对父母的转移支付更少。他们的研究着眼于子女提供的转移支付，意在解释年轻群体的高储蓄率，而本文的着眼点在于父母获得的老年支持，意在说明子女数量对老年支持的影响。

尽管学者们为子女数量寻找了许多经典的工具变量，但子女数量和性别对老年支持的影响并未在实证中得到充分检验。唯一的例外是 Oliveira (2017) 的研究，他利用第一胎双胞胎研究了子女数量对代际转移支付、居住安排和老年劳动供给的影响，发现子女数量的增加提高了代际转移支付的金额和概率，提高了与子女同住的概率。他发现子女的性别不存在异质性的效应，但城乡之间存在显著差别。

本文与 Oliveira 的研究至少在以下几个方面存在区别，第一，本文使用了新的数据；第二，在识别策略上，本文同时利用第一胎双胞胎和超生罚款率作为工具变量；第三，在实证结果上，本文发现子女数量对老年支持的效应在城镇中并不显著，且子女性别对老年支持的效应存在显著差别，与该文发现有所不同；第四，本文进一步研究了子女性别的效应在城乡之间的差别和社会养老保险的政策绩效，这是 Oliveira 的研究中并未涉及的主题；第五，在研究视角上，Oliveira 的研究围绕数量-质量权衡解释城乡的差别效应，而本文围绕着城乡养老模式的差异研究城乡之间子女数量的差别效应。

另外，本文还考察了与子女数量相联系的代际转移支付动机。代际转移支付动机有利他主义动机和交换动机，以往的研究发现子女出于“交换服务”的动机对父母进行转移支付，如照顾孩子等 (Wu and Li, 2014)。本文排除了交换动机对结果可能造成的潜在影响，并发现交换动机确实存在。

III. 数据和描述性统计

3.1 数据来源

本文使用的数据来自中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2013 年追踪调查。CHARLS 是由北京大学国家发展研究院主导的两年一次的全国家户调查，调查对象为我国 45 岁及以上居民，调查样本分布在全国 28 个省区的 150 个县级单位，450 个村级单位，共计 1 万户家庭、1.7 万人。

3.2 描述性统计和变量定义

表 1 展示了本文所用样本的描述性统计。

本文的被解释变量包括三个：代际转移支付额、获得子女的转移支付（获得=1）、与子女同住（同住=1）。代际转移支付额根据子女对父母的转移支付减去父母对子女的转移支付

计算。子女对父母的转移支付是指的过去一年中非同住子女对父母的转移支付之和；父母对子女的转移支付是指过去一年中，父母对所有子女的转移支付之和。获得子女的转移支付是指子女对父母进行了代际转移支付，与子女同住是指与经济独立的子女同住。这些变量都是以家庭为单位进行衡量，例如，无论父母中的任何一方获得了代际转移支付，因变量获得子女的转移支付都取值为 1。

解释变量有子女数量、儿子数量和女儿数量。子女数量的均值为 2.71 个，儿子的数量平均比女儿的数量多 0.12 个，这反映了我国长期存在的对男孩的偏好和性别比失调的问题。

本文采用工具变量识别子女数量对老年支持的效应。第一胎双胞胎根据出生年份识别。出生年份相同的子女定义为双胞胎。没有采用月份识别是因为出生月份的应答率相对较低。现实中一年生两胎的情况极其罕见，因此这不大可能影响双胞胎的识别。同时，本文识别到的第一胎生育双胞胎的家庭占家庭总数量的 1.26%，而 Oliveira（2017）用 CHARLS 2011 年数据通过出生年月识别到第一胎双胞胎占比为 1.96%，因此本文识别双胞胎的方案并未造成过度识别。男孩双胞胎表示第一胎的双胞胎均为男孩，女孩双胞胎表示第一胎的双胞胎均为女孩。超生罚款率指的是罚款占年收入的比例，根据第一胎的出生年份以及样本所在地进行匹配，例如，某个家庭中第一胎出生于 1982 年，样本来自北京，则该家庭潜在遭受的罚款率为 10%。具体的罚款率数据可参见 Ebenstein(2010)。

控制变量包括：（1）人口学特征：年龄、户口、少数民族、在婚。这些人口学变量以受访母亲的特征来代替家庭层面的特征。本文将受访者的年龄控制在 50 岁到 70 岁之间，以排除噪音的干扰，增强可比性。其中年龄大于 55 岁的占 69%，农业户口占 78.9%。这主要是因为 CHARLS 抽样中增加了农村地区的样本比重。（2）经济状况：家庭人均年收入是用家庭成员去年的加总收入除以家庭成员的个数计算得出。收入的计算对每个家庭成员获得的不同类型的收入进行加总，具体包括工资收入、农业收入、个体经营收入和政府转移性收入；家庭成员的个数根据受访者的汇报得出，包括受访者本身。家庭人均年收入的单位为万元。

（3）教育：受教育水平通过四个虚拟变量进行控制，包括：缺乏正式教育，小学、初中，高中、技校，高中以上。（4）健康：健康状况的衡量指标为自评健康，具体包括：良好、一般、较差。

表 1 描述性统计

变量	(1) 观测量	(2) 均值	(3) 标准差	(4) 最小值	(5) 最大值
被解释变量					
代际转移支付	5,472	593.6	16,808	-487,000	300,000
子女对父母的转移支付	5,472	2,520	10,374	0	500,000
父母对子女的转移支付	5,472	1,926	15,829	0	500,000
获得子女的转移支付	5,472	0.507	0.500	0	1
与子女同住	5,472	0.315	0.465	0	1
解释变量					
子女数量	5,472	2.715	1.263	1	10
儿子数量	5,472	1.413	0.931	0	6
女儿数量	5,472	1.291	1.077	0	8
工具变量					
第一胎双胞胎	5,472	0.0126	0.112	0	1
男孩双胞胎	5,472	0.00493	0.0701	0	1
女孩双胞胎	5,472	0.00365	0.0604	0	1
超生罚款率	5,472	0.0530	0.241	0	5
控制变量					
年龄	5,472	58.84	5.720	50	70
年龄>55岁	5,472	0.690	0.463	0	1
农村（农业户口=1）	5,472	0.789	0.408	0	1
少数民族	5,472	0.0791	0.270	0	1
在婚	5,472	0.885	0.319	0	1
家庭人均年收入（万元）	5,472	0.640	1.031	0	20
缺乏正式教育	5,472	0.554	0.497	0	1
小学、初中	5,472	0.340	0.474	0	1
高中、技校	5,472	0.0934	0.291	0	1
高中以上	5,472	0.0121	0.109	0	1
自评健康良好	5,472	0.196	0.397	0	1
自评健康一般	5,472	0.497	0.500	0	1
自评健康较差	5,472	0.307	0.461	0	1

IV. 实证策略

4.1 计量模型

本文研究子女数量对代际转移支付和居住安排的影响。子女数量由家庭生育决策所决定，生育子女数量多的家庭和数量少的家庭可能存在着系统性差异。这很可能产生遗漏变量导致的内生性问题。

本文采用第一胎双胞胎和超生罚款率共同作为子女数量的工具变量。第一胎双胞胎是指家庭中第一胎出生的子女是否为双胞胎，这一变量根据问卷调查中子女的出生年份进行识别。同年出生的子女识别为双胞胎。超生罚款率根据 Ebenstein（2010）计算的各省超生罚款率得出，具体而言，根据第一胎的出生年份和样本所在地定义。

本文采用的计量模型如下。结构方程为

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 N.children_i + X_i \delta + u_i$$

第一阶段方程为

$$N.children_i = \beta_0 + \beta_1 first_born\ twin_i + \beta_2 fine_i + X_i \theta + v_i$$

其中， Y 是本文所关心的被解释变量，包括代际转移支付额、获得子女的转移支付、与子女同住； $N.children$ 表示子女的数量，是本文所关心的解释变量；本文使用的工具变量是 $first_born\ twin$ 第一胎双胞胎和 $fine$ 超生罚款率； X 包括一系列控制变量，具体有年龄、户口、民族、家庭人均年收入、婚姻状况、教育水平、健康状况等。

4.2 工具变量的外部有效性

使用第一胎双胞胎身份作为子女数量的工具变量虽然广为运用，但在中国受到不小的质疑。Huang 等（2014）发现，由于受到计划生育政策的影响，父母有动机虚报非双胞胎为双胞胎，以此来逃避处罚。这对双胞胎的外生性提出了挑战。一方面，本文所采用的样本中计划生育后双胞胎的比例并未明显增加；另一方面，由于本文采用了 2013 年 50 岁以上的群体的样本，该群体的第一胎大多在计划生育之前，出现人造双胞胎的可能性较小。因此可以认为双胞胎是随机发生。

本文还利用计划生育政策造成的子女数量的外生变动作为识别策略。首先，尽管计划生育政策的目标是全国性的，但是实施起来，各地却有不同。且由于本文所使用样本的特性，有部分样本受到计划生育影响，部分样本可能并未受到计划生育影响，这种差异有利于更好地预测子女数量。Ebenstein（2010）建议用各地违反计划生育政策的罚款差别作为当地性别比的工具变量。而本文采用了类似的思路，利用不同地方、不同家庭潜在的超生罚款率衡量每个家庭受到计划生育影响的程度。一方面，超生罚款率可能和一些可观测的因素相关，如所在省份和父母年龄，本文在回归中对这些可观测因素进行了控制；另一方面，由于超生罚款率是由外生政策决定，它应该与不可观测因素无关。

V. 实证结果分析

本节共分为四个部分，分别探讨了子女数量对老年支持的效应，子女数量的城乡异质性效应，子女性别对老年支持的效应以及子女性别的城乡异质性效应。

5.1 子女数量对老年支持的效应

表 2 展示了两阶段最小二乘的全样本估计结果。其中第 1 列是第一阶段的回归结果。第一阶段的估计表明，第一胎为双胞胎的家庭比非双胞胎家庭子女数量平均多 0.682 个；超生罚款率增加 100%，子女数量减少 0.403 个。工具变量的 F 统计量高达 36.66，拒绝工具变量联合不显著的原假设。

第 2、3、4 列分别展示了子女数量对老年支持的效应，包括经济支持和生活上的支持，所有的回归中都控制了省份虚拟变量。子女数量对代际转移支付额有显著的正效应：子女数量增加一个，父母获得的转移支付平均增加 1844 元；子女数量在 1% 的显著性水平上提高了父母获得转移支付的概率：子女数量每增加一个，父母获得转移支付的概率增加 13.6%；子女数量在 5% 的显著性水平上提高了父母与子女同住的概率：子女数量每增加一个，父母与子女同住的概率提高 12.6%。

全样本的回归结果表明，子女数量对老年支持存在显著的正效应。这与“家庭养老”仍然是主要养老模式的现实情况相一致。而随着社会养老保障体系不断完善，社会养老可能对传统的“养儿防老”形成一定程度的替代。城乡之间社会养老保障体系的完备程度不一，保障水平也差别很大。因此“家庭养老”模式可能在城乡之间发挥着不同的作用，接下来将针对这一可能存在的异质性进行研究。

表 2 子女数量对老年支持的效应 (2SLS 回归)

变量	第一阶段回归		两阶段回归	
	(1) 子女数量	(2) 代际转移支付额	(3) 获得子女的转移支付	(4) 与子女同住
第一胎双胞胎	0.682*** (0.161)			
超生罚款率	-0.403*** (0.0541)			
子女数量		1,844* (1,051)	0.136*** (0.0423)	0.126** (0.0503)
年龄>55	0.564*** (0.0303)	1,531** (761.6)	0.124*** (0.0297)	-0.0844** (0.0341)
农村	0.518*** (0.0407)	-178.1 (951.9)	0.0329 (0.0295)	-0.0329 (0.0329)
少数民族	0.232*** (0.0744)	-935.7 (901.4)	-0.0525* (0.0290)	-0.0802*** (0.0304)
在婚	-0.227*** (0.0528)	-532.6 (629.9)	-0.0592*** (0.0214)	-0.0796*** (0.0244)
家庭人均年收入 (万元)	-0.0925*** (0.0143)	-469.1 (457.7)	-0.0275*** (0.00733)	0.0231*** (0.00874)
小学、初中	-0.176*** (0.0344)	858.5 (546.5)	0.00384 (0.0168)	0.0444** (0.0178)
高中、技校	-0.432*** (0.0535)	1,160 (1,289)	0.0371 (0.0310)	0.0578* (0.0334)
高中以上	-0.477*** (0.107)	-5,360 (6,100)	-0.00915 (0.0539)	0.0256 (0.0677)
自评健康一般	0.100*** (0.0360)	1,343* (712.3)	0.00532 (0.0170)	-0.0200 (0.0179)
自评健康较差	0.178*** (0.0418)	883.1 (653.1)	-0.00614 (0.0193)	-0.0504** (0.0205)
常数项	2.725*** (0.0965)	-6,991** (3,302)	0.0829 (0.121)	-0.115 (0.141)
样本量	5,472	5,472	5,472	5,472
R-squared	0.284	0.011	0.158	-0.026
省份虚拟变量	YES	YES	YES	YES
F test of excluded instruments	36.66			

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5.2 子女数量的城乡异质性效应

“家庭养老”模式在城乡之间可能发挥着不同的作用，具体表现为，子女数量对老年支持的效应在城镇、农村可能存在显著差异。

一方面，由于农村家庭收入更低，预算约束更紧，且农村基础教育和义务教育普遍落后，因此，农村地区可能存在更强的数量-质量权衡，即子女数量的增加导致子女在教育、健康等方面质量下降，从而影响子女的收入以及对父母的转移支付，最终降低子女为父母提供老年支持的能力。且农村家庭往往更倾向于多生多育，更加剧了这一权衡。

另一方面，同样的原因，结果也可能恰好相反。由于农村家庭子女数量多，而家庭收入少，有限的收入几乎全部用于供养子女，导致农村家庭的父母往往储蓄少，健康状况欠佳。这会导致农村父母在晚年对子女有更强的依赖，不仅在经济上更加依赖子女的支持，在生活上也更加依赖子女的照料。

现实中，这两种情况可能是同时存在的。为了研究城乡可能存在的异质性效应，本文采用分样本进行回归，表 3、表 4 分别汇报了城镇户口子样本和农村户口子样本的回归结果。

城镇户口子样本的回归结果表明，子女数量对城镇父母获得老年支持的效应并不显著，这可能主要是由于城镇父母对子女的经济依赖较少。

农村户口子样本的回归结果表明，农村家庭中子女数量每增加一个，父母获得转移支付的金额相应增加 1215 元，这小于全样本估计中 1844 元的边际效应；农村父母获得转移支付的概率相应提高 19.4%，这高于全样本估计中 13.6%的边际效应；农村父母与子女同住的概率提高 19.3%，同样高于全样本估计中 12.6%的边际效应。概率的估计结果均高于全样本，说明农村地区的父母更加需要子女提供老年支持，在经济上和生活中都更为依赖子女；而对代际转移支付金额的边际效应比全样本估计中的边际效应更小，说明了农村子女提供经济支持的力度相对较小，数量-质量权衡可能确实存在。

表 3 子女数量的效应：城镇户口子样本（2SLS 回归）

变量	第一阶段回归		两阶段回归	
	(1) 子女数量	(2) 代际转移支付额	(3) 获得子女的转移支付	(4) 与子女同住
第一胎双胞胎	1.102*** (0.321)			
超生罚款率	-0.176*** (0.0592)			
子女数量		570.6 (2,169)	0.0311 (0.0729)	-0.0371 (0.0902)
年龄>55	0.499*** (0.0545)	4,833*** (1,865)	0.203*** (0.0466)	-0.00833 (0.0579)
少数民族	0.235** (0.111)	1,987 (1,456)	0.0534 (0.0568)	-0.0367 (0.0580)
在婚	-0.0111 (0.0795)	390.0 (1,031)	0.00657 (0.0399)	-0.130*** (0.0417)
家庭人均年收入（万元）	-0.0531*** (0.0191)	-666.2 (985.1)	-0.0178* (0.0101)	-0.0178* (0.00996)
小学、初中	-0.303*** (0.0785)	-782.2 (1,243)	-0.0850* (0.0452)	-0.0217 (0.0472)
高中、技校	-0.629*** (0.0834)	789.8 (2,451)	-0.0961 (0.0631)	-0.0575 (0.0680)
高中以上	-0.710*** (0.116)	-5,680 (5,054)	-0.153* (0.0798)	-0.0391 (0.0929)
自评健康一般	0.0832 (0.0603)	2,350 (1,792)	0.0357 (0.0323)	-0.0158 (0.0338)
自评健康较差	0.229*** (0.0841)	939.9 (1,591)	-0.0111 (0.0431)	-0.0402 (0.0443)
常数项	3.186*** (0.204)	-6,018 (9,632)	0.294 (0.258)	0.571* (0.306)
样本量	1,152	1,152	1,152	1,152
R-squared	0.342	0.055	0.157	0.071
省份虚拟变量	YES	YES	YES	YES
F test of excluded instruments	10.89			

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 4 子女数量的效应：农村户口子样本（2SLS 回归）

变量	第一阶段回归		两阶段回归	
	(1) 子女数量	(2) 代际转移支付额	(3) 获得子女的转移支付	(4) 与子女同住
第一胎双胞胎	0.552*** (0.180)			
超生罚款率	-0.541*** (0.0601)			
子女数量		1,215** (516.2)	0.194*** (0.0399)	0.193*** (0.0447)
年龄>55	0.576*** (0.0355)	1,249* (693.2)	0.0764** (0.0306)	-0.114*** (0.0333)
少数民族	0.163* (0.0913)	-1,479 (1,062)	-0.0681** (0.0342)	-0.0732** (0.0354)
在婚	-0.294*** (0.0644)	-880.2 (714.2)	-0.0669*** (0.0256)	-0.0356 (0.0296)
家庭人均年收入（万元）	-0.111*** (0.0207)	-230.9 (296.2)	-0.0345*** (0.0106)	0.0627*** (0.0156)
小学、初中	-0.146*** (0.0386)	819.8 (541.3)	0.0209 (0.0180)	0.0530*** (0.0191)
高中、技校	-0.272*** (0.0825)	-323.5 (1,905)	0.0847** (0.0390)	0.0861** (0.0419)
高中以上	0.141 (0.111)	-261.0 (1,399)	0.435*** (0.0430)	0.636*** (0.0488)
自评健康一般	0.110** (0.0430)	1,276 (862.2)	-0.0106 (0.0203)	-0.0169 (0.0216)
自评健康较差	0.175*** (0.0476)	1,072 (762.8)	-0.0158 (0.0219)	-0.0485** (0.0233)
常数项	3.218*** (0.101)	-4,510** (1,997)	-0.0259 (0.134)	-0.418*** (0.148)
样本量	4,320	4,320	4,320	4,320
R-squared	0.219	0.015	0.092	-0.149
省份虚拟变量	YES	YES	YES	YES
F test of excluded instruments	44.22			

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5.3 儿子、女儿的异质性效应

子女性别对老年支持可能存在异质性的效应。传统的“养儿防老”观念认为，生育儿子才有助于增加老年支持。因为在传统意义上，女儿是要出嫁的。“嫁出去的人，泼出去的水”。最终，儿子承担了绝大部分赡养父母的义务。而随着时代变迁，“养儿才能防老”的现象是否发生改变呢？

为了研究子女性别对老年支持的影响，本文修改了之前的计量模型，结构方程如下：

$$Y_i = \gamma_0 + \gamma_1 N.sons_i + \gamma_2 N.daughters_i + X_i \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_i$$

第一阶段方程因此变为：

$$N.sons_i = \varphi_0 + \varphi_1 first_born_twin_boy_i + \varphi_2 first_born_twin_girl_i + \varphi_3 fine_i + X_i \boldsymbol{\Omega} + \xi_i$$

$$N.daughters_i = \rho_0 + \rho_1 first_born_twin_boy_i + \rho_2 first_born_twin_girl_i + \rho_3 fine_i + X_i \boldsymbol{\Delta} + \omega_i$$

儿子数量和女儿数量的工具变量都是第一胎为男孩双胞胎的哑变量、第一胎为女孩双胞胎的哑变量以及超生罚款率。

理论上，第一胎为男孩双胞胎将增加儿子的数量，减少女儿的数量；第一胎为女孩双胞胎将增加女儿的数量，减少儿子的数量；罚款率将同时降低儿子和女儿的数量。

表 5 报告了这一模型的回归结果。第一、第二列报告的是第一阶段回归，工具变量的 F 统计量分别为 25.12 和 30.69，拒绝三个工具变量联合不显著的原假设。其中，女孩双胞胎的出生并未显著减少儿子数量，这反映了长期存在的男孩偏好以及潜在的对“养儿防老”的认同。然而，结构方程的回归结果却与“养儿才能防老”的传统观念相悖。儿子数量的增加并未显著增加代际转移支付额，而女儿数量的增加却在 1% 的显著性水平增加了代际转移支付额 2430 元。儿子和女儿数量的增加都显著提高了父母获得转移支付的概率和父母与子女同住的概率。其中，儿子数量对父母获得转移支付的效应较强，女儿数量对与子女同住的效应较强，但无法确切知道子女性别的边际效应是否存在显著差异。但这一回归结果至少表明，在代际转移支付额上，儿子和女儿的边际效应存在显著的差别。

这些证据初步表明，传统的“养儿才能防老”在当今可能并不适用，女儿在老年支持中扮演着同样甚至更加重要的角色。那么，“养儿防老”是否真的悄然改变？又是什么因素驱动了这种“养儿才能防老”的现象发生改变？本文接下来将对这一问题进行进一步探讨。

表 5 儿子、女儿数量的异质性效应 (2SLS 回归)

变量	第一阶段回归		两阶段回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	儿子数量	女儿数量	代际转移支付额	获得子女的转移支付	与子女同住
男孩双胞胎	1.245*** (0.194)	-0.584*** (0.168)			
女孩双胞胎	-0.306 (0.230)	1.509*** (0.186)			
超生罚款率	-0.283*** (0.0496)	-0.113*** (0.0305)			
儿子数量			1,172 (1,089)	0.158*** (0.0504)	0.134** (0.0640)
女儿数量			2,430** (1,102)	0.0961** (0.0483)	0.150** (0.0740)
年龄>55	0.299*** (0.0248)	0.258*** (0.0300)	1,609** (755.1)	0.128*** (0.0275)	-0.0928*** (0.0341)
农村	0.281*** (0.0348)	0.240*** (0.0392)	-133.3 (937.1)	0.0362 (0.0281)	-0.0414 (0.0335)
少数民族	0.0688 (0.0534)	0.148** (0.0684)	-952.4 (901.6)	-0.0459 (0.0285)	-0.0820*** (0.0310)
在婚	-0.113*** (0.0397)	-0.106** (0.0483)	-560.3 (629.4)	-0.0621*** (0.0208)	-0.0770*** (0.0245)
家庭人均年收入 (万元)	-0.0306*** (0.0114)	-0.0593*** (0.0140)	-452.9 (460.8)	-0.0293*** (0.00734)	0.0248*** (0.00917)
小学、初中	-0.0197 (0.0276)	-0.152*** (0.0330)	928.0* (544.9)	-0.00209 (0.0171)	0.0480** (0.0192)
高中、技校	-0.219*** (0.0459)	-0.206*** (0.0521)	1,103 (1,254)	0.0326 (0.0299)	0.0630* (0.0334)
高中以上	-0.280*** (0.0959)	-0.219** (0.104)	-5,464 (6,116)	-0.00895 (0.0536)	0.0329 (0.0681)
自评健康一般	0.0227 (0.0292)	0.0773** (0.0359)	1,310* (713.4)	0.00789 (0.0170)	-0.0222 (0.0185)
自评健康较差	0.0744** (0.0335)	0.106*** (0.0401)	861.4 (656.2)	-0.00366 (0.0192)	-0.0538** (0.0211)
常数项	1.382*** (0.0802)	1.319*** (0.0961)	-6,828** (3,135)	0.108 (0.111)	-0.156 (0.143)
样本量	5,472	5,472	5,472	5,472	5,472
R-squared	0.149	0.101	0.006	0.156	-0.052
省份虚拟变量	YES	YES	YES	YES	YES
F test of excluded instruments	25.12	30.69			

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

5.4 儿子、女儿的城乡异质性效应

表 6、表 7 分别报告了城镇户口和农村户口子样本的估计结果。

农村户口子样本第一阶段的估计结果与全样本基本一致，女孩双胞胎的出生并未显著减少男孩的数量，这反映了中国农村地区长期存在且尤为严重的男孩偏好。回归结果表明，农村地区仍然主要依靠家庭养老，“养儿防老”的现象显著存在。儿子对老年支持的效应无论在经济上还是统计上都比女儿更加显著：例如，儿子数量每增加一个，农村父母获得转移支付的金额显著增加 1102 元，而女儿数量的增加并未显著影响代际转移支付金额。

“养儿防老”在农村根深蒂固的原因，一方面在于农村家庭生育的子女数量多，而家庭收入少，有限的收入几乎全部用于供养子女，导致农村父母往往储蓄少，健康状况欠佳，再加上农村社会养老保障体系不完备，导致了农村父母在晚年时对子女有极强的依赖，不仅在经济上更加依赖子女的支持，在生活上也更加依赖子女的照料。更进一步来说，由于农村地区往往儿子是一家之主，女儿出嫁后便由儿子承担赡养父母的义务，这就导致了回归结果中农村家庭儿子的支持效应显著强于女儿对父母养老的支持效应。

城镇户口子样本的估计结果表明，儿子和女儿对老年支持的效应都不显著区别于零，这与之之前表 3 发现的子女数量并不显著影响城镇父母获得老年支持相一致。总之，对于城镇家庭而言，子女数量对老年支持的效应并不显著，且儿子和女儿的效应也均不显著。从转移支付的角度来说，这大体可分为两方面的原因：

一方面，可能是由于子女对父母的转移支付较少。这可能是因为在城镇地区，社会养老保障体系更为发达，养老保障水平更高，父母的养老金收入足以支撑其生活的需要，并且由于城镇父母收入水平也较高，积累的财富和储蓄较多，因此在经济上对子女的依赖较少。

另一方面，可能是由于父母对子女的转移支付较多。当子女有买车、买房、结婚的需求时，城镇父母往往不得不提供大量的经济支持，以帮助子女在婚姻市场上提高吸引力（Wei and Zhang, 2010）。另外还有“啃老”现象的存在。这些因素造成城镇子女对父母的经济依赖往往更强。

由于以上种种原因，导致“养儿防老”在城镇可能并不成立。一方面是因为父母养老不再需要依赖子女的经济支持，另一方面是因为在某种程度上，子女反而更加依赖于父母的经济支持，尤其是在性别比失调的情况下，成年儿子面临着买房、结婚的巨大压力，父母可能会想尽办法为子女提供更多的支持。

表 6 儿子、女儿数量的异质性效应：城镇户口子样本（2SLS 回归）

变量	第一阶段回归		两阶段回归		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	儿子数量	女儿数量	代际转移支付额	获得子女的转移支付	与子女同住
男孩双胞胎	2.079*** (0.370)	-0.279 (0.360)			
女孩双胞胎	-0.742*** (0.0898)	1.387*** (0.213)			
超生罚款率	-0.0895 (0.0586)	-0.0880* (0.0479)			
儿子数量			-1,381 (1,961)	0.108 (0.0711)	-0.0154 (0.0886)
女儿数量			3,401 (3,282)	-0.0484 (0.0671)	0.113 (0.142)
年龄>55	0.250*** (0.0502)	0.227*** (0.0551)	4,768*** (1,795)	0.198*** (0.0429)	-0.0484 (0.0596)
少数民族	0.0339 (0.104)	0.185* (0.103)	1,602 (1,486)	0.0630 (0.0578)	-0.0648 (0.0644)
在婚	4.05e-05 (0.0691)	-0.0116 (0.0811)	370.2 (1,063)	0.00769 (0.0416)	-0.129*** (0.0427)
家庭人均年收入（万元）	-0.0177 (0.0165)	-0.0342* (0.0198)	-607.2 (964.5)	-0.0190* (0.0103)	-0.0124 (0.0107)
小学、初中	-0.0654 (0.0725)	-0.239*** (0.0788)	-245.8 (1,348)	-0.0986** (0.0445)	0.0150 (0.0539)
高中、技校	-0.340*** (0.0776)	-0.287*** (0.0846)	945.5 (2,571)	-0.0937 (0.0580)	-0.00808 (0.0718)
高中以上	-0.357*** (0.113)	-0.352*** (0.120)	-5,541 (4,939)	-0.148* (0.0760)	0.0161 (0.0950)
自评健康一般	-0.0269 (0.0563)	0.117* (0.0598)	1,923 (1,743)	0.0484 (0.0341)	-0.0332 (0.0372)
自评健康较差	0.0462 (0.0736)	0.185** (0.0820)	467.1 (1,570)	0.00180 (0.0438)	-0.0689 (0.0490)
常数项	1.837*** (0.175)	1.375*** (0.185)	-6,490 (9,896)	0.267 (0.231)	0.320 (0.325)
样本量	1,152	1,152	1,152	1,152	1,152
R-squared	0.194	0.121	0.027	0.091	0.035
省份虚拟变量	YES	YES	YES	YES	YES
F test of excluded instruments	34.38	16.02			

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 7 儿子、女儿数量的异质性效应：农村户口子样本（2SLS 回归）

变量	第一阶段回归		两阶段回归		
	(1) 儿子数量	(2) 女儿数量	(3) 代际转移支付额	(4) 获得子女的转移支付	(5) 与子女同住
男孩双胞胎	0.936*** (0.170)	-0.668*** (0.174)			
女孩双胞胎	-0.184 (0.322)	1.516*** (0.249)			
超生罚款率	-0.404*** (0.0473)	-0.127*** (0.0454)			
儿子数量			1,102* (581.8)	0.215*** (0.0509)	0.226*** (0.0554)
女儿数量			1,263 (954.8)	0.155*** (0.0563)	0.132 (0.0976)
年龄>55	0.305*** (0.0284)	0.264*** (0.0355)	1,282* (733.9)	0.0812*** (0.0280)	-0.107*** (0.0353)
少数民族	0.0381 (0.0628)	0.102 (0.0846)	-1,454 (1,066)	-0.0601* (0.0338)	-0.0633* (0.0354)
在婚	-0.143*** (0.0474)	-0.138** (0.0585)	-902.8 (728.0)	-0.0716*** (0.0246)	-0.0418 (0.0296)
家庭人均年收入（万元）	-0.0276* (0.0163)	-0.0805*** (0.0204)	-228.9 (298.7)	-0.0370*** (0.0109)	0.0587*** (0.0160)
小学、初中	-0.00938 (0.0302)	-0.132*** (0.0371)	821.0 (551.5)	0.0155 (0.0186)	0.0449** (0.0215)
高中、技校	-0.0919 (0.0689)	-0.181** (0.0831)	-341.8 (1,879)	0.0785** (0.0387)	0.0776* (0.0426)
高中以上	-0.577*** (0.0857)	0.749*** (0.103)	-402.1 (1,635)	0.469*** (0.0682)	0.694*** (0.0971)
自评健康一般	0.0482 (0.0338)	0.0620 (0.0436)	1,280 (863.3)	-0.00915 (0.0200)	-0.0147 (0.0215)
自评健康较差	0.0926** (0.0376)	0.0862* (0.0463)	1,074 (767.3)	-0.0149 (0.0217)	-0.0467** (0.0234)
常数项	1.606*** (0.0815)	1.582*** (0.102)	-4,385** (2,151)	0.00597 (0.121)	-0.370** (0.170)
样本量	4,320	4,320	4,320	4,320	4,320
R-squared	0.115	0.076	0.015	0.104	-0.103
省份虚拟变量	YES	YES	YES	YES	YES
F test of excluded instruments	34.69	20.03			

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.

VI. 稳健性检验

子女数量还可能通过其他渠道影响代际转移支付，这些因素与子女对父母转移支付的动机有关。本文主要考虑了交换动机。交换动机表现在子女对父母的转移支付可能是对同住子女的“补偿”；子女也可能出于“交换”照看孩子服务的目的对父母给予转移支付。

一方面，正如之前的回归结果所表明的，子女数量越多，父母年老时和子女同住的可能性越高。当父母与某一子女同住时，其他非同住子女可能增加对父母的转移支付。这也可以理解为其他子女用经济上的转移支付作为“交换”，以免去提供生活照料的义务。如果故事是这样，之前的回归结果中所估计的子女数量的边际效应可能存在向上的偏误。

当然，故事也可能以另一种方式呈现。当父母与某一子女同住时，非同住子女可能减少对父母的转移支付，而将转移支付直接补偿给同住子女，即增加了对同住子女的转移支付。这可以理解为，其他子女用经济上的转移支付来“交换”同住子女提供的生活照料。如果故事是这样，之前的回归结果中所估计的子女数量的边际效应可能存在向下的偏误。

无论如何，子女数量可能通过是否与子女同住进而影响代际转移支付。与子女同住影响代际转移支付的符号方向并不容易判断。

另一方面，子女数量也可能通过照看孙子女进而影响代际转移支付。子女数量越多，孙子女的数量也将越多，那么，父母帮忙照看孙子女的概率也相应增大。而代际转移支付很可能包含了对父母照看孙子女的补偿。换句话说，子女用经济上的转移支付“交换”父母提供的照看孩子的服务。这将造成估计的子女数量的边际效应存在向上的偏误。因此，子女数量也可能通过照看孙子女进而影响代际转移支付。

本文通过在控制变量中加入是否与子女同住、是否照看孙子女这两个变量，以控制这两种潜在机制的影响。加入这两个变量后，样本量减少到 4590 个。表 8 报告了回归结果。回归结果表明，与子女同住显著降低了父母获得转移支付的概率，但并未显著降低子女对父母转移支付的金额。符号的方向为负与第二个故事相一致。照看孙子女不仅在统计上显著增加了子女对父母的转移支付金额，在经济上也十分显著，估计的边际效应高达 1745 元，但并未显著影响父母获得转移支付的概率。这些证据表明，转移支付的交换动机确实有助于解释代际转移支付。

与表 1 的回归结果相比，加入这两个控制变量后，子女数量对代际转移支付金额的效应在统计上有所增强，在经济上有所降低。每增加一个子女，父母收到来自子女的净转移支付增加 1766 元，在 5% 的显著性水平上显著。当然，这也可能也所用样本不同有关。尽管子女数量并未显著增加父母获得转移支付的概率，但符号方向仍与之前保持一致。事实上，如果用农村户口子样本进行回归，子女数量在 1% 的显著性水平上增加了父母获得转移支付的概率。这些证据充分表明，本文所得到的估计结果是稳健的。

表 8 稳健性检验：控制变量中加入“与子女同住”和“照看孙子女”（2SLS 回归）

变量	第一阶段回归	两阶段回归	
	(1) 子女数量	(2) 代际转移支付额	(3) 获得子女的转移支付
第一胎双胞胎	0.713*** (0.163)		
超生罚款率	-0.517*** (0.116)		
子女数量		1,766** (819.5)	0.0821 (0.0594)
与子女同住	0.0502 (0.0358)	-117.0 (378.8)	-0.0923*** (0.0152)
照看孙子女	-0.296*** (0.0340)	1,745*** (532.0)	0.0228 (0.0226)
年龄>55 岁	0.501*** (0.0354)	1,538** (688.2)	0.127*** (0.0358)
农村	0.473*** (0.0469)	-172.6 (785.8)	0.0417 (0.0357)
少数民族	0.187** (0.0857)	-1,434 (1,118)	-0.0466 (0.0329)
在婚	-0.217*** (0.0573)	-614.1 (661.1)	-0.0886*** (0.0245)
家庭人均年收入（万元）	-0.0947*** (0.0180)	-466.0 (398.7)	-0.0328*** (0.00939)
小学、初中	-0.187*** (0.0374)	330.6 (528.6)	0.00320 (0.0197)
高中、技校	-0.372*** (0.0643)	997.5 (1,497)	0.0358 (0.0379)
高中以上	-0.701*** (0.162)	454.4 (2,933)	0.0206 (0.0972)
自评健康一般	0.111*** (0.0409)	1,227 (753.9)	-0.00814 (0.0196)
自评健康较差	0.189*** (0.0463)	847.1 (748.5)	-0.00586 (0.0227)
常数项	3.021*** (0.108)	-6,651** (3,081)	0.292 (0.185)
样本量	4,590	4,590	4,590
R-squared	0.255	0.016	0.145
省份虚拟变量	YES	YES	YES
F test of excluded instruments	19.83		

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

VII. 政策分析

本节继续验证了子女数量对老年支持的效应，同时针对我国目前主要的两种社会养老保险对代际转移支付的效应进行了研究。OLS 的回归结果表明，新型农村养老保险所带来的养老金收入对代际转移支付有明显的挤出效应，代际转移支付额的下降占老人养老金收入的 80.6%。另外，在考虑了参加“新农保”对子女数量效应的潜在影响后，子女数量的增加仍然显著提高了农村父母获得的老年支持，这至少可以说明：

一、农村家庭在预算约束上更为紧张，从而导致农村子女对父母的转移支付弹性更大。农村子女是养老压力的主要承受者，在给予老人转移支付时，对是否领取养老金可能更为敏感，当老人享有养老金从而可减轻养老压力时，农村子女给予父母经济支持的比例因此减少。

二、预算约束如此紧张的情况下，农村子女仍然对父母给予转移支付，进一步说明了农村子女的转移支付往往是农村父母晚年最主要的经济支持。“新农保”没有完全替代家庭养老模式。

三、老人参加“新农保”所增加的经济福利在很大程度上被子女代际经济支持力度的减弱所抵消，子女从新农保中所获得的收益较多（陈华帅、曾毅，2013）。“新农保”在一定程度上减轻了子女的养老负担。

7.1 新型农村社会养老保险

首先，本文考虑子女数量可能通过是否参保这一渠道影响代际转移支付。有研究表明，子女数量越多，农民参加“新农保”的意愿越低（陈华帅、曾毅，2013），不参保客观上导致农村子女需要给予父母更多的代际支持。之前的回归中并没有考虑到社会养老保险的潜在影响，这使得估计结果可能存在向上的偏误。因此，表 9 对比了农村人口中只参加新农保（包括正在缴费和正在领取）和没有任何养老保险的群体。在控制了是否参加“新农保”后，子女数量的增加仍然显著增加子女对父母的转移支付，估计的边际效应为 1197 元。与之前的发现一致，农村家庭中，儿子在父母养老上承担着主要的责任。参加“新农保”的符号为负，但并未在统计上显著降低子女对父母的转移支付，这可能是因为参保并不意味着父母必然获得养老金收入，还需达到领取标准后才能领取养老金。

另外，本文还研究了领取“新农保”养老金对代际转移支付的影响。对于新型农村养老保险而言，参保与否由个人自愿决定。因此，是否领取养老金不仅取决于是否达到领取标准，更首先取决于是否参加养老保险。由于参保的个人和不参保的个人可能存在系统性的差异，潜在的内生性问题使得一致估计变得困难。因此，本文对回归所采用的样本进行了如下处理：只保留正在缴费和正在领取“新农保”养老金的样本，参加了多种养老保险的样本被剔除。这意味着本文将研究的总体限定在了参加“新农保”的个人。

OLS 回归发现新农保会显著降低来自子女的代际转移支付。表 10 汇报了这一回归结果。相比于尚未领取养老金的参保老人，领取新农保养老金后子女在过去一年给予的代际经济支持金额平均下降了 817.4 元，而受访老人在同期领取的养老金均值 84.5 元/月，换算成年均值为 1014 元。这意味着代际经济支持金额的下降对于新农保养老金的整体“挤出效应”高达 80.6%。换言之，每发放 100 元新农保养老金，只有 19.4 元实际用于增进老人的福利水平，另外 80.6 元的受益人是老人的子女，客观上减轻其养老负担。这一结果意味着老人的成年子女从老人参保中受益更多。这与前人的发现基本一致（陈华帅、曾毅，2013）。

表 9 参加“新农保”不影响子女数量的显著效应：农村户口子样本（2SLS 回归）

变量	第一阶段回归	两阶段回归	第一阶段回归	两阶段回归
	(1) 子女数量	(2) 子女对父母的 转移支付	(3) 儿子数量	(5) 子女对父母的 转移支付
第一胎双胞胎	0.561*** (0.184)			
超生罚款率	-0.611*** (0.114)		-0.507*** (0.0834)	-0.104 (0.0915)
子女数量		1,197* (649.5)		
男孩双胞胎			1.092*** (0.212)	-0.774*** (0.141)
女孩双胞胎			-0.188 (0.364)	1.415*** (0.260)
儿子数量				1,221** (580.1)
女儿数量				789.8 (1,295)
参加“新农保”	0.120** (0.0474)	-514.9 (405.8)	0.0679* (0.0385)	0.0525 (0.0462)
与子女同住	0.0283 (0.0439)	-758.0** (304.4)	0.0609* (0.0353)	-0.0352 (0.0421)
照看孙子女	-0.300*** (0.0412)	1,096*** (322.0)	-0.0118 (0.0330)	-0.278*** (0.0395)
年龄>55	0.487*** (0.0424)	359.5 (400.7)	0.293*** (0.0348)	0.186*** (0.0424)
少数民族	0.100 (0.104)	-459.1 (531.7)	0.0131 (0.0716)	0.0605 (0.0974)
在婚	-0.285*** (0.0750)	-161.6 (887.1)	-0.120** (0.0545)	-0.157** (0.0705)
家庭人均年收入（万元）	-0.0841*** (0.0250)	-280.9 (273.2)	-0.0199 (0.0192)	-0.0579** (0.0225)
小学、初中	-0.157*** (0.0452)	1,044** (477.3)	-0.0169 (0.0366)	-0.137*** (0.0439)
高中、技校	-0.224** (0.104)	3,446** (1,662)	-0.0859 (0.0860)	-0.139 (0.107)
自评健康一般	0.127** (0.0515)	375.4 (400.1)	-0.00407 (0.0403)	0.129** (0.0529)
自评健康较差	0.182*** (0.0557)	-197.7 (305.7)	0.0676 (0.0443)	0.122** (0.0546)
常数项	3.400*** (0.125)	-1,274 (2,374)	1.597*** (0.102)	1.774*** (0.125)

样本量	3,171	3,171	3,171	3,171	3,171
R-squared	0.206	0.025	0.111	0.077	0.029
省份虚拟变量	YES	YES	YES	YES	YES
F test of excluded instruments	18.83		21.15	20.57	

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

表 10 “新农保”养老金收入的挤出效应：农村户口子样本（OLS 回归）

变量	(1) 子女对父母的转移支付额	(2) 获得子女的转移支付
领取“新农保”养老金	-817.4* (437.8)	-0.0751*** (0.0285)
子女数量	473.6*** (94.19)	0.0808*** (0.00864)
年龄	41.91 (30.35)	0.0165*** (0.00261)
少数民族	-521.1* (288.3)	-0.0584 (0.0388)
在婚	-766.9 (1,046)	-0.0828*** (0.0274)
家庭人均年收入（万元）	-622.7 (396.9)	-0.0465*** (0.0137)
与子女同住	-567.0 (351.8)	-0.0834*** (0.0196)
小学、初中	720.6 (445.9)	-0.00952 (0.0205)
高中、技校	1,740*** (639.2)	0.0771 (0.0503)
自评健康一般	-817.4* (437.8)	-0.00676 (0.0246)
自评健康较差	473.6*** (94.19)	-0.0186 (0.0259)
常数项	-544.5 (1,524)	-0.509*** (0.153)
样本量	2,777	2,777
R-squared	0.037	0.156
省份虚拟变量	YES	YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

7.2 企业职工养老保险

企业职工基本养老保险一般是强制参保，因此，是否领取养老金只取决于是否达到领取标准，即是否达到规定退休年限和缴费年限是否满 15 年，领取标准相对外生。表 11 汇报了城镇子样本的回归结果。理论上，由于退休后的养老金收入必然少于退休前的工资收入，领取养老金应该会增加城镇父母获得的经济支持。而回归表明领取养老金并未显著影响代际转移支付。应该增加而并未增加，说明企业职工养老保险为城镇父母提供了足够的经济支持。无论是在退休之前，还是退休之后，城镇父母都有足够的经济支撑，不依赖于子女的经济支持作为主要经济来源。样本中，企业职工基本养老保险的按月发放养老金均值为 1811 元，相比于“新农保”平均每月 84.5 元，可以说是天壤之别。

表 11 企业职工基本养老保险：城镇户口子样本（OLS 回归）

变量	(1) 子女对父母的转移支付额	(2) 获得子女的转移支付
领取养老金	-3,468 (2,504)	-0.0483 (0.0789)
子女数量	790.4 (590.9)	0.0929*** (0.0277)
年龄	263.5 (222.1)	0.0151*** (0.00457)
少数民族	-2,659 (4,608)	0.123 (0.0913)
在婚	1,261 (935.9)	0.0495 (0.0615)
家庭人均年收入（万元）	2,659 (2,744)	-0.00242 (0.0120)
与子女同住	-1,937* (1,030)	-0.0438 (0.0429)
小学、初中	-473.5 (1,591)	-0.0838 (0.0829)
高中、技校	3,459 (3,178)	-0.0685 (0.0881)
高中以上	-1,065 (4,344)	-0.159 (0.120)
自评健康一般	2,380 (1,968)	0.0525 (0.0466)
自评健康较差	1,482 (1,845)	-0.0248 (0.0612)
常数项	-22,662 (19,346)	-1.193*** (0.284)
样本量	533	533
R-squared	0.070	0.186
省份虚拟变量	YES	YES

Robust standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

VIII. 结论

基于家庭层面的微观数据，本文提供了一系列的证据，这些证据表明子女数量对老年支持有显著的正效应，子女性别对老年支持存在显著的异质性效应。更值得关注的是，子女数量及其性别构成对老年支持的影响在城乡之间存在着显著区别。

农村家庭中，儿子为父母养老提供了更大的支持，这印证了农村地区养儿防老现象的存在；这可能是因为农村父母往往子女多而收入少，因此储蓄较少、健康较差，再加上缺乏足够的社会养老保障的支持，农村父母在晚年往往依赖于子女，尤其是儿子，提供经济和生活上的支持。

而城镇家庭中，儿子和女儿的数量都没有显著增加老年支持，这表明城镇地区“养儿防老”的局面一定程度被打破。城镇家庭相对收入高，财富和储蓄多；城镇养老保障体系完善；城镇家庭子女在结婚、买房上对父母更强的依赖以及近些年的“啃老”现象可能是造成这种社会变迁的原因。

本文的种种证据表明，“养儿防老”的家庭养老模式在农村仍然根深蒂固，需要更多有力的政策来缩小城乡在养老问题上的差距。一方面，要完善农村社会养老保障体系，逐步缩小农村养老保险和城镇养老保险在保障水平上的差距，以“社会养老”替代“家庭养老”；另一方面，要改善收入分配，增加农村人口的收入，缩小城乡收入差距，改善农村家庭预算约束的紧张，减少农村父母晚年对子女在经济上的严重依赖。

参考文献

A. Ebenstein. 2010. The missing girls of China and unintended consequences of the One Child Policy. *Journal of Human Resources*.

H. Li, J. Zhang, Y. Zhu. 2008. The quantity–quality trade-off of children in a developing country: identification using Chinese twins. *Demography*.

J. Angrist, V. Lavy, A. Schlosser. 2010. Multiple experiments for the causal link between the quantity and quality of children. *Journal of Labor Economics*.

J. Oliveira. 2017. The value of children: Inter-generational support, fertility, and human capital. *Journal of Development Economics*

M.R. Rosenzweig, J. Zhang. 2014. Co-Residence, Life-Cycle Savings, and Inter-Generational Support in Urban China. NBER Working Paper.

M.R. Rosenzweig, K.I. Wolpin. 1980. Testing the quantity–quality fertility model: the use of twins as a natural experiment. *Econometrica*.

N. Qian. 2009. Quantity–Quality and the One Child Policy: The Only-Child Disadvantage in School Enrollment in Rural China. NBER Working Paper.

S.-J. Wei, X. Zhang. 2011. The competitive saving motive: evidence from rising sex ratios and savings rates in China. *Journal of Political. Economics*.

W. Huang, X. Lei, Y. Zhao. 2014. One-Child Policy and the Rise of Man-Made Twins. *Review of Economics and Statistics*

X. Lei, J. Giles, Y. Hu, A. Park, J. Strauss, Y. Zhao. 2012. Patterns and correlates of intergenerational non-time transfer. Policy Research Working Paper, World Bank.

X. Wu, L. Li. 2012. Family size and maternal health: evidence from the One-Child policy in China. *Journal of Population Economics*.

X. Wu, L. Li. 2014. The motives of intergenerational transfer to the elderly parents in China: consequences of high medical expenditure. *Health Economics*.

陈华帅、曾毅，2013，“新农保”使谁受益：老人还是子女？《经济研究》

程令国、张晔、刘志彪，2013，“新农保”改变了中国农村居民的养老模式吗？《经济研究》

郭庆旺、贾俊雪、赵志耘，2007，中国传统文化信念、人力资本积累与家庭养老保障机制，《经济研究》

张川川、陈斌开，2014，“社会养老”能否替代“家庭养老”，《经济研究》