

# 自下而上：教育的逆代际健康效应

——来自《义务教育法》的证据

彭雯静 罗轩媛 王耀璟<sup>①</sup>

**摘要：**人力资本自上而下的代际传递是现有文献研究的重点，而鲜有文献关注人力资本自下而上的代际传递以及性别差异。本文基于中国健康与养老追踪调查数据，利用1986年《义务教育法》实施这一外生冲击，通过工具变量法研究子女教育对父母健康的影响及作用渠道。研究发现，子女教育提升显著改善了老年父母的生存预期、躯体健康、认知功能和抑郁。进一步地，通过对情感和经济支持两方面的异质性机制分析，我们发现这种反哺模式呈现出“儿子出钱，女儿出力”的性别差异。

**关键词：**健康老龄化 人力资本 代际传递 性别差异

**中图分类号：**F063.4 C913.6 **JEL 分类号：**D13 I14 I28 J14

## 一、引言

人口老龄化问题是当今中国经济社会面临的一项重大挑战。中国是世界上老年人口规模最大的国家，也是世界上老龄化速度最快的国家之一。截至2021年末，我国60岁和65岁以上老年人口比重为18.9%和14.2%。同时，65岁以上老年人口抚养比已达到20.8%<sup>②</sup>。一方面，老年人口占比增加通过影响健康状况，导致医疗服务需求上升，医疗卫生费用支出负担显著增加<sup>③</sup>（Howdon和Rice，2018）。根据封进等（2015）的预测，2030年我国65岁以上人口的人均医疗费用将比2010年上涨164%，年均增长约5.2%。另一方面，随着老龄化进程的不断加速和加深，养老压力显著上升。在目前我国社会保障体系尚不健全的情况下，家庭养老作为主要的养老模式，具备低成本高效率满足老年人差异化需求的优势。特别是处在中国特有的文化环境中，以血缘纽带为核心的家庭养

---

<sup>①</sup> 彭雯静、罗轩媛，北京大学经济学院博士研究生。王耀璟，北京大学经济学院助理教授，邮箱：wangyaojing@pku.edu.cn

<sup>②</sup> 数据来自《2021年度国家老龄事业发展公报》，详见[https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/26/content\\_5721786.htm?eqid=f890a0110001bcf1000000056474d096](https://www.gov.cn/xinwen/2022-10/26/content_5721786.htm?eqid=f890a0110001bcf1000000056474d096)。

<sup>③</sup> 国家统计局数据显示，2021年我国卫生总费用为7.68万亿元，占GDP的6.7%，相比1991年增长了84倍。

老模式表现出独特的适应性。2021年出台的《“十四五”国家老龄事业发展和养老服务体系规划》明确了家庭养老在养老服务体系中的基础地位，提出巩固和增强家庭养老功能。2022年2月，国家卫健委等多部门联合颁布了《“十四五”健康老龄化规划》，进一步强化了“家庭是健康第一道关口”的观念。因此，本文旨在探讨子女教育对父母健康的影响以及相关的反哺机制，这对于拓宽老年人健康促进的渠道，推动实现“健康老龄化”具有重要的现实意义。

教育和健康作为广义的人力资本，都能对经济增长产生积极的影响（杨建芳等，2006；Acemoglu和Johnson，2007）。关于教育和健康两者的因果关系，现有文献主要关注教育对自身健康的影响（Baker等，2011），或对子女健康的影响，即人力资本向下代际传递（Currie和Moretti，2003；Chou等，2010），鲜有文献关注对父母健康的影响，即人力资本向上代际传递（Ma，2019），尤其在内生性问题的处理，以及机制分析上尚存在进一步的研究空间。

另外，在中国的制度框架和文化背景下这一问题的研究被天然赋予了和发达国家或其他发展中国家区别开来的特性。一方面，不同于多数发达国家的社会化养老模式，我国现阶段仍然以非正式养老为主，即家庭内部成员之间尤其是子女对父母的非正式转移支付（Zhao等，2013），因此子女的社会经济地位因素在我国的养老问题中更为重要。通过对子女人力资本反哺父母健康的机制研究，本文可以从缓解健康不平等、提高家庭养老质量视角，为健康老龄化提供新的思路。另一方面，受传统观念的影响，性别差异在养老机制中扮演着重要的角色（刘潇等，2022；吕光明和刘文慧，2020），同样是后代受教育程度的提高，儿子和女儿对父母健康的影响可能存在差异。关于家庭分工在养老模式的体现，本文提供了实证上的证据，为现有文献作了有益的补充。

本文基于中国健康与养老追踪调查数据，利用1986年《义务教育法》的实施提供的准自然实验，将政策暴露时间以及政策强度作为子女受教育年限的工具变量，估计了子女受教育年限的提高对父母健康的影响程度以及反哺机制，并进一步考察了这一影响的性别差异。

本文余下部分安排为：第二部分是文献综述，第三部分介绍数据及变量情况，第四部分介绍实证模型并报告基准回归结果和稳健性检验，第五部分进行异质性及机制讨论，第六部分总结全文。

## 二、文献综述

现有文献在教育与健康之间的正相关关系上基本达成一致（Baker等，2011）。个体的受教育程度被视为是对自身健康水平的最强预测因素之一（Cutler和Lleras-Muney，2006）。另外，教育也存在向下的代际传递，即个体受教育水平的提升能显著改善后代的健康状况。Currie和Moretti（2003）发现，母亲教育水平的提升，一方面，显著增加了收入，可以为孩子提供更多更好的健康服务，另一方面，促进了健康习惯的养成，从

而显著改善了孩子的健康状况。但是，现有研究大多数着眼于父母的教育水平如何向下进行人力资本的代际传递（Chou 等，2010），而较少文献研究子女受教育程度提高对父母健康水平的影响，即向上的代际传递（De Neve 和 Fink，2018；Lundborg 和 Majlesi，2018；Ma，2019）。

然而，在估计教育对父母健康的影响时，反向因果和遗漏变量等内生性问题的存在将导致估计结果的偏差。除了通过考虑家庭固定效应来减少由无法观察到的家庭背景带来的遗漏变量问题外（Torssander，2013），近期的一些研究开始利用制度变量作为教育的工具变量来估计子女教育对父母的死亡风险（De Neve 和 Fink，2018；Lundborg 和 Majlesi，2018）、认知水平（Ma，2019；Ma 等，2021）和慢性病患率（Liu 等，2022）的影响。Lundborg 和 Majlesi（2018）第一次利用了外生政策冲击进行因果识别，他们根据 1950s-1960s 瑞典义务教育法改革（即义务教育年限由 7 年延长至 9 年）这一外生冲击构造了子女受教育年限的工具变量，但并没有发现子女受教育年限对父母死亡风险有显著的影响。De Neve 和 Fink（2018）、Ma（2019）和 Ma 等（2021）分别基于坦桑尼亚、中国和墨西哥的教育改革构造子女教育的工具变量，却得出了与 Lundborg 和 Majlesi（2018）不同的结论。De Neve 和 Fink（2018）发现子女的受教育年限每增加一年会使母亲死亡概率减少 3.7 个百分点，使父亲死亡概率减少 0.8 个百分点。Ma（2019）和 Ma 等（2021）均发现子女教育程度的提高显著改善了父母的认知功能。Ma（2019）是第一篇在中国的背景下，利用义务教育法的实施构造政策暴露时间和政策实施力度变量，并将其作为家庭中最高受教育程度子女的受教育年限的工具变量，来估计子女教育对父母健康影响程度的文献。但只考虑最高受教育程度的子女又会带来新的识别问题，如受教育程度最高的子女可能并非受政策影响最大的人群，从而导致一阶段的系数被低估，以及忽视家庭内部其他兄弟姐妹的溢出效应会带来二阶段估计的误差等。

此外，关于性别差异和机制的讨论，在现有文献中并不十分充分。Lundborg 和 Majlesi（2018）和 De Neve 和 Fink（2018）对父母性别、子女性别进行了分样本的异质性分析，但未对机制进行详细分析。Lundborg 和 Majlesi（2018）检验了是否住在同一城市和接受继续教育的概率两个渠道的影响。Ma（2019）的研究基于微观数据，对渠道因素有较为完整清晰的分析，但是并没有考虑进性别差异，而实际上，在中国传统思想的影响下，性别差异在家庭养老安排中是一个十分重要的因素，从而进一步影响了代际传递。

本文研究子女教育对父母健康的异质性影响及渠道，可能在以下三方面为已有文献进行有益的补充：第一，本文借助 1986 年《义务教育法》的实施这一外生的政策冲击识别了子女受教育与父母健康的因果关系，同时考虑家庭内部子女之间的溢出效应，避免了只看最高受教育程度子女带来的潜在偏差。第二，本文在中国的背景下从性别差异的视角研究子女教育对老年父母健康的反哺机制，厘清了在我国当前的社会保障水平和养老观念下，不同家庭结构呈现出的情感与经济的双重纽带作用，为促进积极老龄化提供了新的视角。第三，本文发现了后代人力资本缩小区域间老年人健康差距的实证证据，为实现健康老龄化的区域协同发展提供了新的思路。

### 三、数据与变量

#### （一）数据

本文的个体数据来自中国健康与养老追踪调查（China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS）2011年基线调查数据<sup>①</sup>。该调查由北京大学国家发展研究院主持，旨在收集45岁及以上人群及其配偶的个人基本信息、健康、工作等和家庭、社区信息，具有较好的全国代表性。该调查数据包含了较为丰富的个体健康、行为以及家庭信息，能为我们构造多维度健康指标、探究影响机制提供便利。各省《义务教育法》颁布和生效时间信息来自中国人大网国家法律法规数据库<sup>②</sup>。

我们将子女出生年份限制在1966-1982年之间。一方面，1966年之前出生个体的受教育程度可能会受文革期间停课停学的影响，而1966年之后出生的个体在1978年恢复初中招生统考时未满12岁，可以正常升入初中。另一方面，1982年之后出生的个体可能受到1999年高校扩招政策的影响，使得受教育年限中包含了部分高等教育阶段的因素（刘生龙等，2016）。另外我们排除了调查时仍在上学的子女，并去掉关键变量缺失的样本，最终得到有效样本21505个。

#### （二）关键变量构造

本文关注老年父母的健康水平，包括生存预期、躯体健康、心理健康三个方面。

生存预期往往可以反应个体的总体健康水平，能较好预测寿命（Ma，2019），本文根据受访者判断自己达到一定寿命的可能性来衡量生存预期，如果回答“不太可能”和“根本不可能”则定义为生存预期较低，回答“有可能”、“很可能”和“简直一定”则定义为生存预期较高。

心理健康通过抑郁程度和认知水平来代理。抑郁程度通过抑郁量表简表（10-item Center for Epidemiological Studies Depression, CES-D 10）来衡量。该表共有十道题关于受访者上周的感觉及行为，包括因小事烦恼、难以集中精力、情绪低落、做事费劲、感到害怕、睡眠不好、感到孤独、无法继续生活、对未来有希望和感到愉快。得分区间为0-30分，得分越低表示抑郁程度越轻。本文通过受访者是否掌握100以内减法的计算能力来衡量认知水平。

躯体健康主要通过日常活动能力（Activities of Daily Living, ADL）和身体质量指数（Body Mass Index, BMI）来衡量。若受访者在基本的穿衣服、洗澡、吃饭、起床下床、上厕所、控制大小便上至少一项不能自理，则认为存在ADL障碍。若BMI指数低于18.5，则认为体重较轻（Huang，2015）。

---

<sup>①</sup> 本文需要将父母信息和出生在1966-1982年间的成年子女信息合并利用，而20世纪50年代我国妇女平均初育年龄为21岁，60年代平均初育年龄为23岁（郭东海，1994），二胎生育年龄为25岁（李国经，1988），CHARLS数据中平均每个家庭约养育2-3个孩子，由此粗略估计父母的出生年份约为1941-1959年，为减少样本因年龄过大退出而造成的生存偏误（survivorship bias），本文选取CHARLS开展时间最早的一轮全国调查，即2011年基线调查作为研究样本进行分析。

<sup>②</sup> 国家法律法规数据库网址：<https://flk.npc.gov.cn>。

我们感兴趣的关键解释变量是子女的受教育年限，按照标准将从未受教育至博士进行教育年限换算：未受过正式教育（0年）、未读完小学（按具体年限 0-6 年）、私塾（3 年）、小学毕业（6 年）、初中毕业（9 年）、中专毕业（11 年）、高中毕业（12 年）、大专毕业（14.5 年）、本科毕业（16 年）、硕士毕业（19 年）、博士毕业（23 年）。样本中子女的平均受教育年限约为 8 年。主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1. 描述性统计

变量	定义	均值	样本量	标准差	最小值	最大值
<b>父母健康状况</b>						
低生存预期	预期较低=1, 较高=0	0.317	8260	0.465	0	1
ADL障碍	有=1, 无=0	0.196	10031	0.397	0	1
BMI	体重_kg/身高_m <sup>2</sup>	23.20	8042	3.466	15.79	33.24
体重过轻	BMI<18.5, 是=1, 否=0	0.0750	8042	0.264	0	1
CES-D抑郁评分	分值越高代表抑郁程度越高	8.897	9404	6.464	0	30
简单计算能力	分值越高代表计算能力越强	2.436	10147	2.064	0	5
<b>父母个体特征</b>						
年龄	年龄	62.47	10147	7.673	37	100
性别	男性=1, 女性=0	0.468	10146	0.499	0	1
儿时健康状况	较好=1, 较差=0	0.459	9995	0.498	0	1
受教育年限	受教育年限	4.399	10116	4.073	0	19
已婚	已婚=1, 否则=0	0.869	10147	0.338	0	1
<b>子女个体特征</b>						
出生年份	出生年份	1975	21505	4.709	1966	1982
受教育年限	受教育年限	8.067	21505	3.858	0	23
性别	男性=1, 女性=0	0.544	21505	0.498	0	1
已婚	已婚=1, 否则=0	0.914	21484	0.281	0	1
暴露年限	受《义务教育法》改革影响年限	3.600	21505	3.439	0	9
<b>渠道变量</b>						
看望父母频率	子女每周看望父母天数	2.739	21450	3.224	0	7
联络父母频率	子女每周通过电话、短信、邮件等联络父母天数	0.997	21420	1.861	0	7
同住	子女是否与父母同住=1, 不同住=0	0.205	21505	0.403	0	1
抽烟	父母是否吸烟, 是=1, 否=0	0.277	10137	0.447	0	1
过度饮酒	父母喝酒且每月超过一次=1, 不喝及很少=0	0.241	10134	0.428	0	1
自来水	父母住房内有自来水=1, 无=0	0.598	10098	0.490	0	1
洗澡设施	父母住房内有洗澡设施=1, 无=0	0.346	10102	0.476	0	1
管道煤气或天然气	父母住房内有管道煤气或天然气=1, 无=0	0.116	10102	0.320	0	1

注：为减少异常值对结果的影响，我们将 BMI 进行了 1%-99%的缩尾处理。

## 四、模型与结果

### (一) 基准回归模型

本文首先使用普通最小二乘法（OLS）估计子女教育对父母健康水平的影响，模型设定如下：

$$Health_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 ChildEdu_{ijk} + \gamma X_{ijk} + \tau_k + \lambda_j + \varepsilon_{ijk} \quad (1)$$

其中， $Health_{ijk}$ 代表居住在省份 $j$ 、孩子出生年份为 $k$ 的个体 $i$ 的健康水平指标，包括前文提到的生存预期、躯体健康和心理健康。 $ChildEdu_{ijk}$ 表示的是个体 $i$ 的在 $k$ 年份出生孩子的受教育年限。 $X_{ijk}$ 是一系列的可能影响健康的个人特征和子女特征控制变量，包括性别、年龄、年龄平方项、婚姻状况、受教育年限、在世子女的数量、儿时的健康状况，以及子女的性别和子女的婚姻状况。此外，我们还控制了子女出生年份的固定效应 $\tau_k$ 和个体居住省份的固定效应 $\lambda_j$ （Ma, 2019）。 $\varepsilon_{ijk}$ 是误差项。所有回归标准误均聚类到省份层面。

但是由于潜在的内生性问题，例如更健康的父母更有能力投资子女的教育，从而造成反向因果问题，或者无法观测到的遗传或环境因素同时对这两者产生作用带来遗漏变量误差（Ma, 2019），OLS估计可能有偏。因此，我们利用1986年《义务教育法》的实施提供的准自然实验，构造政策暴露时间及政策强度作为子女受教育年限的工具变量，进行如下两阶段最小二乘法（2SLS）进行工具变量估计，式（2）和式（3）分别为第一阶段和第二阶段的估计方程式：

$$ChildEdu_{ijk} = \alpha_0 + \alpha_1 Exposure_{ijk} + \alpha_2 PreLaw_{ijh} + \alpha_3 Exposure_{ijk} \times PreLaw_{ijh} + \xi X_{ijk} + \tau_k + \lambda_j + \mu_{ijk} \quad (2)$$

$$Health_{ijk} = \gamma_0 + \gamma_1 \widehat{ChildEdu}_{ijk} + \Phi X_{ijk} + \tau_k + \lambda_j + \varepsilon_{ijk} \quad (3)$$

其中， $Exposure_{ijk}$ 为居住在省份 $j$ 的个体 $i$ 的在第 $k$ 年出生孩子的义务教育法暴露时长。 $PreLaw_{ijh}$ 为地区初始教育水平，定义为个体 $i$ 所在的省份 $j$ 、区域 $h$ （农村地区或城市地区）的最后五个不受义务教育法影响出生队列的平均受教育年限。其余变量含义与模型（1）一致。

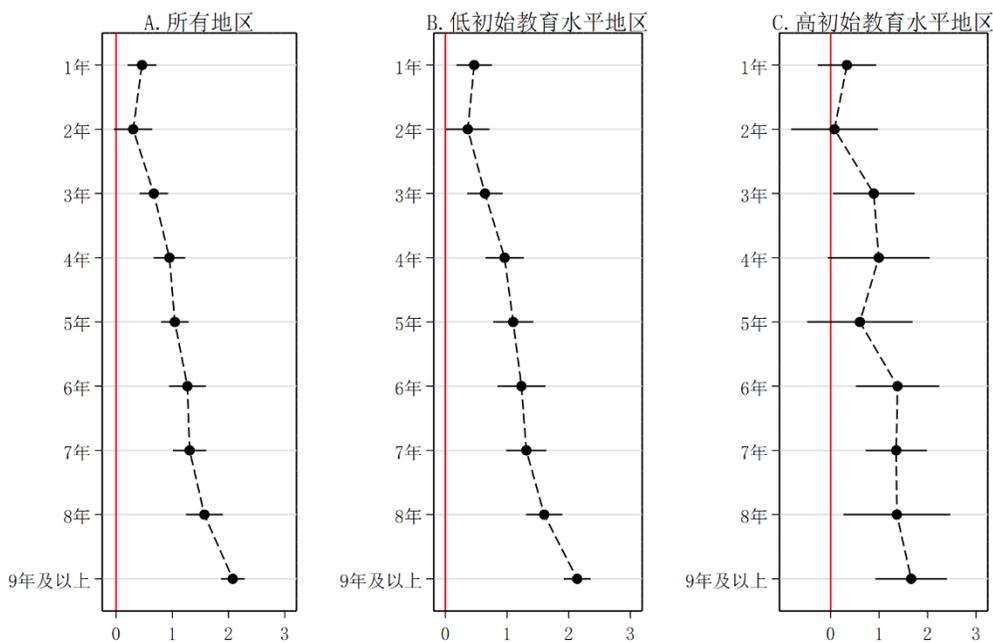
暴露时长 $Exposure_{ijk}$ 通过各省受改革政策影响的第一批入学儿童的出生年与该儿童的出生年之差来构造，取值为0-9（年）。例如北京《义务教育法》颁布和实施均在1986年，按照规定“凡年满六周岁的儿童，不分性别、民族、种族，应当入学接受规定年限的义务教育”以及“国家实行九年制义务教育”，可以计算出第一批受政策影响的个体出生在1971年9月之后，在此之前出生的人不受政策影响，因此暴露时间为0，1971年9月-1972年9月出生的个体政策暴露时间为1年，以此类推，1979年9月之后出生的个体在义务教育法改革时均未上小学，整个九年义务教育阶段均受影响，因此政策暴露时间均为9年。

有效的工具变量需要同时满足相关性和外生性假定：一方面，工具变量需要与子女受教育年限强相关；另一方面，工具变量只能通过影响子女的教育来影响父母的健康相

关变量。首先，从图 1 的 Panel A 可以看出，和没有受到政策影响的队列相比，个体受影响的时间越长，教育年限的增长幅度越大，这也为工具变量的相关性提供了实证上的证据。其次，义务教育法实施年份为 1986 年，距我们样本中最晚出生子女的出生年份 1982 年有 4 年时间，父母不大可能在 4 年前甚至更早预见到义务教育法的实施，其生育决定不会受到义务教育法实施的影响，义务教育法也不会影响父母的受教育程度，基本只通过其子女的教育来影响其健康状况。最后，文献中对于诸如义务教育法实施和高校扩招的准自然实验，由于政策执行的强制性和难以预见，常被视为对受教育年限的正向外生冲击，用来解决个体教育水平的内生性问题（Duflo, 2001; Huang, 2015; Kemptner 等, 2011; Lundborg 和 Majlesi, 2018）。

但是，如果仅使用义务教育法的暴露时长作为工具变量，所能够捕捉到的有效信息有限，不足以解释受教育年限的差异，因此我们借鉴 Rawlings (2015)、Huang (2015) 和 Ma (2019) 的做法，构造了地区初始教育水平变量  $PreLaw_{ijh}$ ，以及暴露时长与初始教育水平交互项  $Exposure_{ijk} \times PreLaw_{ijh}$ ，与暴露时长共同作为子女教育的工具变量。

图 1. 义务教育法暴露时长对个体受教育年限的影响



注：此图展示了个体受教育年限对义务教育法暴露时长分类变量的 OLS 回归系数，以及对应的 95% 水平置信区间；横轴为 OLS 估计系数，纵轴为义务教育法的暴露时长，参照组为暴露时长为 0 的个体；我们参考 Ma (2019) 的做法，所有回归都控制了个体出生时的户口类型和省份固定效应，并以全国水平的中位数来区分初始教育水平较低和较高的地区；Panel A、B、C 分别展示了所有地区、低初始教育水平地区和高初始教育水平地区的估计结果。

不同的地区由于历史、文化、经济等因素的差异，其初始平均教育水平、教育资源有所差异，因此义务教育法的实施强度和效果也因地而异。如图 1 Panel A 和 Panel B 所示，相比高初始教育水平地区，义务教育法实施对初始教育水平较低地区的教育水平正向影响显著更大。对于初始教育水平较低的地区，为了达到义务教育法的要求，往往需要投入更多的教育资源，改革强度也更大，因此义务教育法实施的效果也更明显，这和文献中的发现基本一致（Duflo, 2001; Huang, 2015; Ma, 2019）。除了满足相关性假定外，两个工具变量同时也满足外生性假定： $PreLaw_{ijh}$ 是各地区最后五个不受义务教育法影响出生队列的平均受教育年限，在我们控制了父母的受教育程度和省份固定效应后， $PreLaw_{ijh}$ 不大可能会通过影响子女的受教育年限之外的因素来影响父母的健康状况；自然，交互项也只会通过影响子女的受教育年限来影响父母的健康状况。

## （二）基准回归结果

工具变量第一阶段回归结果如表 2 所示，第（1）列控制了子女出生年份固定效应和前述个体和子女特征控制变量，第（2）列加入了省份固定效应，展示了基准回归设定，即模型（2）的估计结果，另外为了进一步控制地区不随时间变化的不可观测因素，我们还仿照 Ma (2019)，在第（3）列加入了村/社区固定效应来检验结果的稳健性。从第一阶段结果可以看出，义务教育法暴露时长对个体受教育年限有显著正向影响；交互项系数显著为负，表示出生在初始教育水平较低地区的个人从义务教育法实施中受益更多。本文所有 IV 估计结果的一阶段 Kleibergen-Paap  $rk$  Wald F 值远在 10 这一经验值以上，可以排除弱工具变量问题（Staiger 和 Stock, 1997）。另外 Hansen J 统计量均不显著，无法拒绝所有工具变量都外生的原假设，通过了过度识别检验。

表 2. 第一阶段回归结果

变量	ChildEdu		
	(1)	(2)	(3)
Exposure	0.192*** (0.057)	0.168*** (0.053)	0.117** (0.051)
Prelaw	0.702*** (0.020)	0.739*** (0.028)	0.366*** (0.036)
Exposure×Prelaw	-0.012** (0.006)	-0.013** (0.005)	-0.012** (0.006)
控制变量	YES	YES	YES
出生年份固定效应	YES	YES	YES
省份固定效应	NO	YES	NO
村/社区固定效应	NO	NO	YES
F统计量	444.192	302.073	74.622
观测值	21150	21150	21148

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号内为省份层面的聚类稳健标准误，下同。

表 3 展示了子女教育对父母生存预期的影响。第（1）列基于模型（1）进行 OLS 估计，第（2）列基于模型（3）进行 IV 估计。结果表明，子女教育水平的提高能在 1%水

平上显著降低父母主观生存预期较低的概率。以IV估计结果为例，子女受教育年限增加一年，父母生存预期较低的概率将降低4.1个百分点，相当于样本平均水平的12.9%。

表 3. 子女教育对父母生存预期的影响

变量	低生存预期	
	OLS (1)	IV (2)
ChildEdu	-0.013*** (0.002)	-0.041*** (0.007)
控制变量	YES	YES
出生年份固定效应	YES	YES
省份固定效应	YES	YES
弱工具变量F统计量		182.212
过度识别检验p值		0.952
观测值	17506	17506

注：弱工具变量采用的是 Kleibergen-Paap  $rk$  Wald F-stat 统计量，过度识别检验报告的是 Hansen J 统计量的 p 值，下同。

表 4 结果显示，子女受教育程度的提高显著改善了父母的躯体健康水平。具体而言，子女受教育年限提高一年，父母 ADL 存在障碍的概率降低 2.6 个百分点，相当于样本平均水平的 13.3%，身体质量指数提高 0.528，相当于样本平均水平的 2.3%，并且均在 1% 水平上显著。由于 BMI 和健康并非线性关系，我们根据 BMI 是否低于 18.5 构造了“体重过轻”的二元变量，结果显示，子女受教育年限提高一年将导致体重过轻的概率显著降低 1.8 个百分点，相当于样本平均水平的 24%。为了避免非线性关系对结果产生误导，在后文中我们主要采用“是否体重过轻”指标进行分析。

表 4. 子女教育对父母躯体健康的影响

变量	ADL障碍		BMI		体重过轻	
	OLS (1)	IV (2)	OLS (3)	IV (4)	OLS (5)	IV (6)
ChildEdu	-0.008*** (0.001)	-0.026*** (0.006)	0.106*** (0.012)	0.528*** (0.076)	-0.005*** (0.001)	-0.018*** (0.005)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
出生年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
弱工具变量F统计量		237.602		95.648		95.648
过度识别检验p值		0.131		0.207		0.541
观测值	20965	20965	17209	17209	17209	17209

关于父母心理健康的估计结果如表 5 所示。子女受教育年限提高一年，父母的 CES-D 抑郁评分将显著下降 0.559 分，相当于样本平均水平的 6.3%；简单的计算能力显著提高 0.082，相当于样本平均水平的 3.4%。总的来看，子女教育水平的提高能显著降低个体抑郁程度，改善认知水平，这和现有文献的结论相似（Huang, 2015; Ma, 2019; Ma 等, 2021）。

表 5. 子女教育对父母心理健康的影响

变量	CES-D抑郁评分		简单计算能力	
	OLS (1)	IV (2)	OLS (3)	IV (4)
ChildEdu	-0.194*** (0.026)	-0.559*** (0.083)	0.030*** (0.004)	0.082** (0.027)
控制变量	YES	YES	YES	YES
出生年份固定效应	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
弱工具变量F统计量		208.669		257.219
过度识别检验p值		0.534		0.573
观测值	19975	19975	21150	21150

### （三）稳健性检验

为保证本文基准结果的稳健性，我们展开了如下检验：

1. 调整样本区间。在基准回归中，我们使用的样本是在 1966 到 1982 年出生的子女个体，为排除时间区间的选择可能对结果产生的影响，我们参照刘生龙等（2016）的设定，将样本限制在 1962 到 1982 年出生的子女个体（1962 年 1 月之前出生的个体会受到大饥荒的影响）。实证结果报告在附录的表 A1（只报告 IV 结果，下同）中，与基准回归结果一致。

2. 删去年龄过于年轻的父母样本。在我们的样本中，子女所对应的父母可能并非其亲生父母，继父、继母的存在使得部分观测中父母的年龄过于年轻。父母的年龄过于年轻可能会导致两方面问题。一方面，如果父母出生年份与计算 *PreLaw* 的时间段有重叠的话，就不能排除该变量还会通过影响父母的受教育年限来影响健康状况的可能性，影响外生性假定。另一方面，子女教育对亲生父母与继父继母健康状况的影响可能存在差异。对于前一个问题，我们的模型中控制了父母的受教育年限变量，且出现时间重叠的样本十分有限，因此 *PreLaw* 和模型的扰动项相关的可能性极低。对于后一个问题，为验证我们基准回归的稳健性，我们删除了那些父亲在孩子出生时年龄小于 22 岁的或者母亲在孩子出生时年龄小于 20 岁的样本，重新回归，得到了附录的表 A2de 结果，与基准结果保持了较好的一致性。

3. 加入子女出生月份缺失的样本。原始数据中有部分子女的出生月份信息缺失，我们在基准回归时删去了这部分样本。为验证对这部分观测的删除不会对估计结果有太大影响，我们按照样本中子女出生月份的概率密度，对缺失的子女出生月份进行了插补，将这部分观测加入到样本中重做回归，实证结果同样稳健（见附录表 A3）。

4. 只保留受教育程度最高子女的样本。在我们的样本中，同一位父母可能因为有多多个子女而重复出现在数据集中，使得那些子女数量更多的父母在回归中占据了更大的权重。由于在回归中同时控制了子女数量这一变量，我们认为这一因素对估计结果的影响很小。为测试基准回归结果的稳健性，我们只保留了每位父母受教育程度最高子女（相同教育程度取最年长的子女）的样本（Ma, 2019; Zimmer 等, 2007）。实证结果报告在附录表 A4 中，与基准回归结果保持了良好的一致性。

5. 根据父母的子女数量对样本进行加权。基于与（4）相同的考虑，我们将每个“子女-父母”观测值以父母的子女数量倒数进行加权（Lundborg 和 Majlesi, 2018），再做回归，实证结果（见附录表 A5）与我们的基准回归结果也具有较好一致性。

## 五、异质性分析与机制讨论

### （一）异质性分析

接下来，本文探讨儿子和女儿的受教育程度对于父亲和母亲健康状况的异质性影响。首先，我们考虑孩子性别。一方面，男性的教育回报通常高于女性，因此儿子的受教育程度提高更可能改善家庭的经济状况，从而提高父母健康水平；另一方面，女性在家庭中往往充当“照顾者”（care-provider）的角色，女儿更可能为父母提供非正式的家庭照料（宗庆庆等，2020）。其次，我们考虑父母性别。一方面，相较于男性，女性较低的劳动参与率往往伴随着较低的社会保障水平，物质上更需要子女的养老支持（Ross 和 Mirowsky, 2006），另外，有文献显示女性对子女的养老和照料需求明显高于男性（杜鹃等，2016）。在本文的样本中，关于“如果您将来老了干不动工作了，您认为您最主要依靠什么养老”，75%的女性选择依靠子女养老，而男性样本中这一比例为66%。另一方面，老年男性的健康水平往往比同龄的女性更差，因此更需要子女的照顾（Lundborg 和 Majlesi, 2018）。

实证结果如表 6 所示。首先，分父母性别来看，子女教育的提升对母亲的生存预期和躯体健康的正面影响，与父亲大体相当或略大于父亲，而对于心理健康，对母亲的改善作用大于父亲。进一步地，为了检验父母性别的影响差异是否具有统计学的显著意义，我们将父母性别和子女受教育年限的交互项加入回归，IV 估计结果见附录表 A6。结果显示，就生存预期和躯体健康而言，子女教育提升对父亲或母亲的影响并无显著差异；就抑郁和认知水平而言，相较于父亲，子女教育水平的提升显著更多地降低了母亲的抑郁程度、改善了母亲的认知水平，这与 Ma 等（2021）结论基本一致。

其次，分子女性别来看，我们发现相比于女儿，儿子受教育程度的提高显著更多地降低了母亲生存预期较低的概率、ADL 存在障碍的概率和体重过轻的概率，同时还显著更多地降低了父亲的抑郁程度、改善了父亲的认知水平。这和 Lundborg 和 Majlesi（2018）基于瑞典的情况有所不同，他们发现女儿教育水平提高能显著提高老年父亲的生存概率，作用渠道主要是女儿与父母的居住距离缩短，而儿子则倾向于接受更高程度的教育，搬去就业机会更好的城市。造成这一差异的原因可能是，本文的样本大部分居住在农村地区，经济发展程度受限，社会保障体系尚不健全，因此在本阶段，物质水平提高的边际效用远大于精神层面。由于教育回报的性别差异，儿子教育水平的提高带来的收入增加往往多于女儿，能在物质上更好的满足父母的养老需求。

表 6. 异质性分析

变量	低生存预期 (1)	ADL障碍 (2)	体重过轻 (3)	CES-D抑郁评分 (4)	简单计算能力 (5)
Panel A: 母亲					
ChildEdu	-0.035*** (0.008)	-0.025*** (0.006)	-0.016*** (0.003)	-0.510*** (0.095)	0.093*** (0.029)
ChildEdu×Son	-0.014** (0.005)	-0.011* (0.006)	-0.009** (0.004)	-0.144 (0.109)	0.038 (0.025)
观测值	9242	11249	9294	10857	11365
Panel B: 父亲					
ChildEdu	-0.037*** (0.006)	-0.021*** (0.007)	-0.013* (0.006)	-0.483*** (0.073)	0.001 (0.030)
ChildEdu×Son	-0.006 (0.006)	-0.001 (0.005)	-0.003 (0.004)	-0.115* (0.061)	0.054* (0.023)
观测值	8264	9716	7915	9118	9785

## (二) 机制分析

为进一步探讨子女教育“反哺”父母健康的可能渠道，我们从父母养老的情感需求和物质需求两方面来分析。

表 7 报告了情感需求渠道的结果。结果显示，随着子女受教育程度的提升，看望、联络父母的频率，以及与父母同住概率均显著增加，这一影响对父亲和母亲没有明显差异。对于不良健康行为，子女教育提高能显著降低父母抽烟、过度饮酒的概率，尤其对父亲的作用更明显。总体来看，子女教育提升能为父母提供更多的情感支持、促成良好健康习惯的养成。交互项结果显示，相较于儿子，女儿在情感支持中起到的作用更大，但差异并不十分显著。

表 7. 机制分析：子女教育对父母情感支持的影响

变量	看望父母频率 (1)	联络父母频率 (2)	同住 (3)	抽烟 (4)	过度饮酒 (5)
Panel A: 母亲					
ChildEdu	0.339*** (0.054)	0.234*** (0.039)	0.019*** (0.005)	-0.001 (0.004)	-0.010** (0.004)
ChildEdu×Son	-0.116 (0.068)	-0.044 (0.032)	-0.001 (0.008)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)
观测值	11332	11317	11365	11363	11364
Panel B: 父亲					
ChildEdu	0.366*** (0.053)	0.241*** (0.033)	0.025*** (0.005)	-0.032*** (0.008)	-0.020* (0.010)
ChildEdu×Son	-0.075 (0.066)	-0.035 (0.032)	0.004 (0.008)	-0.011* (0.006)	0.004 (0.007)
观测值	9766	9753	9785	9785	9778

表 8 报告了物质需求渠道的结果。我们发现，子女的受教育程度提高能显著改善父母的居住环境和生活设施。相比于女儿，儿子在物质层面对父母的帮助更大，且差异均在 1%水平上显著。这可能是由于教育回报的性别差异所引致的<sup>①</sup>。换言之，同样是提高

<sup>①</sup> 由于数据原因，我们无法得知子女的个人收入信息，因此不能就该渠道进行实证检验。但是，

一年受教育年限带来的收入提升，男性的提升幅度通常大于女性，因此儿子更有可能为父母养老提供物质支持。

表 8. 机制分析：子女教育对父母经济支持的影响

变量	住房内有自来水 (1)	住房内有洗澡设施 (2)	住房内有管道煤气或天然气 (3)
Panel A: 母亲			
ChildEdu	0.085*** (0.016)	0.097*** (0.010)	0.075*** (0.012)
ChildEdu×Son	0.039*** (0.009)	0.040*** (0.008)	0.033*** (0.008)
观测值	11322	11327	11327
Panel B: 父亲			
ChildEdu	0.083*** (0.013)	0.098*** (0.011)	0.079*** (0.011)
ChildEdu×Son	0.043*** (0.007)	0.048*** (0.006)	0.037*** (0.007)
观测值	9756	9761	9761

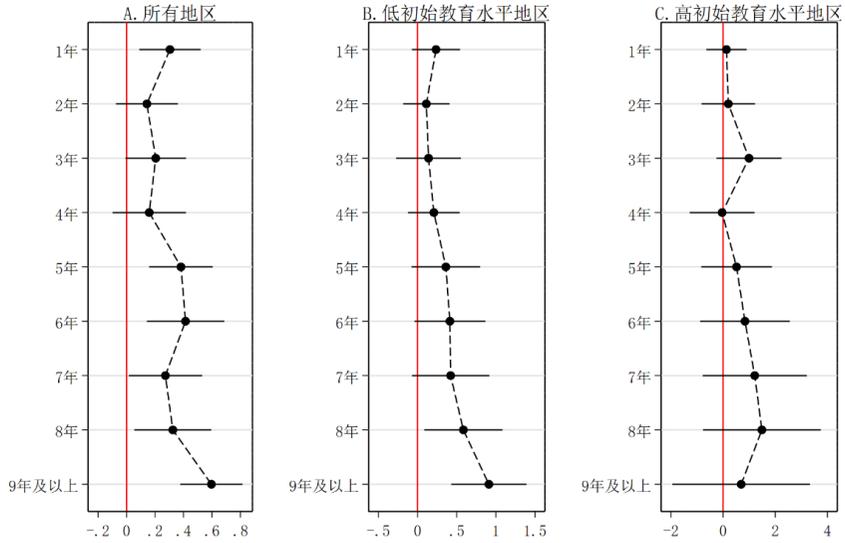
### （三）进一步讨论

子女教育改善了父母健康水平这一结论，对缓解健康不平等提供了启示。健康不平等既包含了由于年龄、性别等因素导致的合理的不平等，也包含了由于收入、教育等因素引致的不合理的不平等，本文主要关注后者。大量研究表明，无论是发达国家，还是发展中国家，都存在“亲富人”的健康不平等（金双华等，2020）。解垚（2009）基于1991-2006年中国健康与营养调查数据研究发现，高收入群体健康状况更好，却使用了更多的医疗服务，收入和教育的对健康不平等贡献最大的两个因素。因此，随着子女受教育程度的提高、地区间教育差距的缩小，子女为父母提供更多的情感 and 经济支持，满足父母的养老需求，从而可能一定程度上缓解健康不平等问题。

本文按照初始教育水平（Prelaw）中位数将样本分为高教育水平地区和低教育水平地区。从图 1 可以看出，相比高教育水平地区，义务教育法的实施对低教育水平地区的教育提升作用更大。进一步的，本文分别选取 BMI 和 CES-D 抑郁评分作为躯体健康和心理健康的代理变量，来看子女教育水平的提高是否有利于改善区域间老年父母的健康不平等。结果如图 2 和图 3 所示。义务教育法实施显著改善了低教育水平地区老年父母的身、心健康，子女受影响时间越长，父母健康提升作用越大，但对高教育水平地区个体没有显著影响。

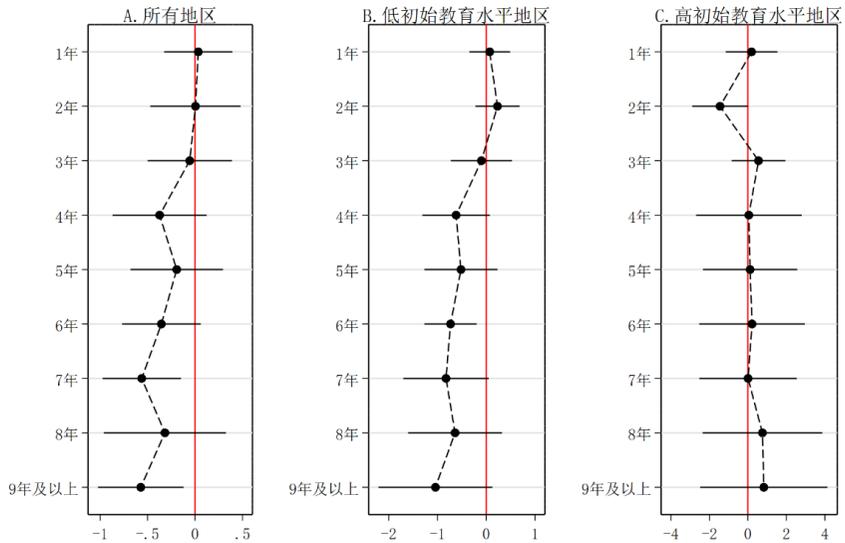
图 2. 子女义务教育法暴露时长对父母 BMI 的影响

已有大量文献关于教育回报的性别差异达成了一致（Blau 和 Kahn，2017），这也为本文的分析提供了依据。



注：此图展示了父母的 BMI 对子女义务教育法暴露时长分类变量的 OLS 回归系数，以及对应的 95% 水平置信区间；其余同图 1。

图 3. 子女义务教育法暴露时长对父母 CES-D 抑郁评分的影响



注：此图展示了父母的 CES-D 抑郁评分对子女义务教育法暴露时长分类变量的 OLS 回归系数，以及对应的 95% 水平置信区间；其余同图 1。

## 六、结论与启示

本文基于中国健康与养老追踪调查 2011 年基线数据，利用 1986 年《义务教育法》的实施提供的准自然实验，研究子女教育对父母健康的异质性影响及反哺渠道。研究表明：第一，子女受教育程度的提升显著改善了父母的生存预期、躯体健康、认知和抑郁，这一结论在通过解决内生性问题和一系列稳健性检验后依然成立。第二，在考虑父母性别的异质性后，本文发现子女教育对母亲的抑郁和认知功能改善作用更大；进一步考虑子女性别，我们发现相比于女儿，儿子受教育程度的提高既降低了母亲生存预期较低的概率、促进了母亲的躯体健康水平，也显著改善了父亲的认知和抑郁。第三，子女受教育程度提高均能促使父母养成更健康的生活习惯，但女儿受教育程度提升增加了看望和联系父母的频率，而儿子受教育程度提升后则为父母提供更多的物质支持，帮助改善父母的居住环境，即呈现出“儿子出钱，女儿出力”的反哺模式。

本文的研究具有一定的政策和现实意义。第一，我国现阶段仍以非正式养老支持为主，而子女是养老支持的社会关系网络中最重要的一环，且国内现有研究多集中于讨论正式养老制度，因此研究子女对父母的健康反哺机制对于利用好“子女-父母”社会网络关系来实现从非正式向正式养老制度平稳过渡、促进“健康老龄化”有一定意义。第二，提升子女的教育水平，不仅有利于自身健康，还能对家庭内其他成员（例如父母等）的健康水平产生正向影响，因此增加教育投资，特别是初始教育水平较低地区的教育投资，能一定程度上改善老年人地区间的健康不均衡。

## 参考文献:

1. 杜鹏, 孙鹃娟, 张文娟, 王雪辉:《中国老年人的养老需求及家庭和社会养老资源现状——基于2014年中国老年社会追踪调查的分析》[J],《人口研究》2016年第40期,第49-61页。
2. 封进, 余央央, 楼平易:《医疗需求与中国医疗费用增长——基于城乡老年医疗支出差异的视角》[J],《中国社会科学》2015年第3期,第85-103+207页。
3. 郭东海,《中国妇女平均初育、终育年龄及平均生育期长度发展趋势论析》[J],《人口与经济》1994年第6期,第38-43页。
4. 金双华, 于洁, 田人合:《中国基本医疗保险制度促进受益公平吗?——基于中国家庭金融调查的实证分析》[J],《经济学(季刊)》2020年第19期,第1291-1314页。
5. 李国经:《我国妇女平均生育年龄动态分析(1960——1981年)》[J],《人口学刊》,1988年第3期,第53-56页。
6. 刘生龙, 周绍杰, 胡鞍钢:《义务教育法与中国城镇教育回报率:基于断点回归设计》[J],《经济研究》2016年第51期,第154-167页。
7. 刘潇, 周羿, 黄海:《性别比失衡与教育获得》[J],《经济科学》2022年第5期,第150-163页。
8. 吕光明, 刘文慧:《中国子女教育对老年父母健康的异质性影响研究》[J],《中国人口科学》2020年第4期,第72-83+127-128页。
9. 解垚:《与收入相关的健康及医疗服务利用不平等研究》[J],《经济研究》2009年第44期,第92-105页。
10. 杨建芳, 龚六堂, 张庆华:《人力资本形成及其对经济增长的影响——一个包含教育和健康投入的内生增长模型及其检验》[J],《管理世界》2006年第5期,第10-18+34+171页。
11. 宗庆庆, 张熠, 陈玉宇:《老年健康与照料需求:理论和来自随机实验的证据》[J],《经济研究》2020年第55期,第36-51页。
12. Acemoglu, D., Johnson, S., 2007, "Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth" [J], *Journal of Political Economy*, Vol.115, No.6: 925-985.
13. Baker, D.P., Leon, J., Smith Greenaway, E.G., Collins, J., Movit, M., 2011, "The Education Effect on Population Health: a Reassessment" [J], *Population and Development Review*, Vol.37, No.2: 307-332.
14. Blau F D, Kahn L M, 2017, "The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations" [J], *Journal of Economic Literature*, Vol. 55, No.3: 789-865.
15. Chou, S.Y., Liu, J.T., Grossman, M., Joyce, T., 2010, "Parental Education and Child Health: Evidence from a Natural Experiment in Taiwan" [J], *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol.2, No.1: 63-91.
16. Currie, J., Moretti, E., 2003, "Mother's Education and the Intergenerational Transmission of Human Capital: Evidence from College Openings" [J], *Quarterly Journal of Economics*, Vol.118, No.4: 1495-1532.
17. Cutler, D., Lleras-Muney, A, 2006, "Education and Health: Evaluating Theories and Evidence" [D], Working Paper.
18. De Neve, J.-W., Fink, G., 2018, "Children's Education and Parental Old Age Survival – Quasi-experimental Evidence on the Intergenerational Effects of Human Capital Investment" [J], *Journal of Health Economics*, Vol.58: 76-89.

19. Duflo, E., 2001, "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment" [J], *The American Economic Review*, Vol.91, No.4: 795-813.
20. Howdon, D., Rice, N., 2018, "Health Care Expenditures, Age, Proximity to Death and Morbidity: Implications for an Ageing Population" [J], *Journal of Health Economics*, Vol.57: 60-74.
21. Huang, W., 2015, "Understanding the Effects of Education on Health: Evidence from China" [D], Working Paper.
22. Kemptner, D., Jürges, H., Reinhold, S., 2011, "Changes in Compulsory Schooling and the Causal Effect of Education on Health: Evidence from Germany" [J], *Journal of Health Economics*, Vol.30, No.2: 340-354.
23. Liu, Y., Ma, Y., Smith, J.P., 2022, "Adult Childrens Education and Older Parents' Chronic Illnesses in Aging China" [J], *Demography*, Vol.59, No.2: 535-562.
24. Lundborg, P., Majlesi, K., 2018, "Intergenerational Transmission of Human Capital: Is it a One-way Street?" [J], *Journal of Health Economics*, Vol.57: 206-220.
25. Ma, M., 2019, "Does Children's Education Matter for Parents' Health and Cognition? Evidence from China" [J], *Journal of Health Economics*, Vol.66: 222-240.
26. Ma, M., Yahirun, J., Saenz, J., Sheehan, C., 2021, "Offspring Educational Attainment and Older Parents' Cognition in Mexico" [J], *Demography*, Vol.58, No.1: 75-109.
27. Rawlings, S.B., 2015, "Parental Education and Child Health: Evidence from an Education Reform in China" [D], CINCH Working Paper Series, No.1511.
28. Ross, C.E., Mirowsky, J., 2006, "Sex Differences in the Effect of Education on Depression: Resource Multiplication or Resource Substitution?" [J], *Social Science & Medicine*, Vol.63, No.5: 1400-1413.
29. Staiger, D., Stock, J.H., 1997, "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments" [J], *Econometrica*, Vol.65, No.3: 557-586.
30. Torssander, J., 2013, "From Child to Parent? The Significance of Children's Education for their Parents' Longevity" [J], *Demography*, Vol.50, No.2: 637-659.
31. Zhao, Y., Park, A., Strauss, J., Giles, J., Mao, S., Crimmins, E., Mao, S., Hu, P., Lei, X., Shen, Y., Shi, X., Smith, J.P., Wang, Y., Wu, X., Yang, G., Yin, X., 2013, "Challenges of Population Aging in China: Evidence from the National Baseline Survey of the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS)" [R], National Baseline Survey Report.
32. Zimmer, Z., Martin, L.G., Ofstedal, M.B., Chuang, Y.-L., 2007, "Education of Adult Children and Mortality of Their Elderly Parents in Taiwan" [J], *Demography*, Vol.44, No.2: 289-305.

# **From Bottom to Top: The Reverse Intergenerational Health Effects of Education ---- Evidence from the Compulsory Education Law**

**Abstract:** While the intergenerational transmission of human capital from parents to offspring is well-documented, limited research has explored the reverse transmission of human capital from children to parents, particularly regarding gender differences. Utilizing exogenous educational variation resulting from a 1986 reform in China's compulsory education law, this paper estimates the causal impact of educational attainment of children on various health outcomes of older parents. Leveraging data from the China Health and Retirement Longitudinal Study, instrumental variable estimation results demonstrate that an increase in children's years of education leads to higher survival expectations, improved physical health, enhanced cognitive functions, and reduced depression of Chinese older parents. Furthermore, this paper highlights gender differences in the back-feeding mechanisms, with sons primarily providing financial support and daughters contributing caregiving efforts.

**Keywords:** healthy aging; human capital; intergenerational transmission; gender differences

**JEL Classification:** D13; I14; I28; J14

## 附录

表 A1. 稳健性检验：调整样本区间为 1962-1982

变量	低生存预期 (1)	ADL障碍 (2)	体重过轻 (3)	CES-D抑郁评分 (4)	简单计算能力 (5)
ChildEdu	-0.045*** (0.007)	-0.026*** (0.006)	-0.019*** (0.005)	-0.587*** (0.084)	0.086*** (0.025)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
出生年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
弱工具变量F统计量	177.372	241.009	123.411	227.377	255.543
过度识别检验p值	0.511	0.026	0.576	0.647	0.740
观测值	19514	23372	19108	22244	23575

表 A2. 稳健性检验：删去年龄过于年轻的父母样本

变量	低生存预期 (1)	ADL障碍 (2)	体重过轻 (3)	CES-D抑郁评分 (4)	简单计算能力 (5)
ChildEdu	-0.043*** (0.007)	-0.026*** (0.006)	-0.018*** (0.005)	-0.586*** (0.0911)	0.085*** (0.028)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
出生年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
弱工具变量F统计量	168.935	221.927	84.678	195.457	238.059
过度识别检验p值	0.244	0.194	0.531	0.373	0.289
观测值	15431	18501	15166	17649	18670

表 A3. 稳健性检验：加入子女出生月份缺失的样本

变量	低生存预期 (1)	ADL障碍 (2)	体重过轻 (3)	CES-D抑郁评分 (4)	简单计算能力 (5)
ChildEdu	-0.041*** (0.007)	-0.027*** (0.006)	-0.018*** (0.005)	-0.571*** (0.086)	0.086*** (0.027)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
出生年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
弱工具变量F统计量	173.809	240.834	95.648	210.775	262.788
过度识别检验p值	0.926	0.127	0.541	0.582	0.534
观测值	17634	21132	17209	20138	21319

表 A4. 稳健性检验：只保留受教育程度最高子女的样本

变量	低生存预期 (1)	ADL障碍 (2)	体重过轻 (3)	CES-D抑郁评分 (4)	简单计算能力 (5)
ChildEdu	-0.043*** (0.007)	-0.025*** (0.008)	-0.023*** (0.005)	-0.472*** (0.103)	0.099*** (0.034)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
出生年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
弱工具变量F统计量	187.919	232.313	68.665	233.155	232.286
过度识别检验p值	0.797	0.183	0.772	0.692	0.209

观测值	8205	9858	7971	9328	9950
-----	------	------	------	------	------

表 A5. 稳健性检验：根据父母的子女数量对样本进行加权

变量	低生存预期 (1)	ADL障碍 (2)	体重过轻 (3)	CES-D抑郁评分 (4)	简单计算能力 (5)
ChildEdu	-0.042*** (0.006)	-0.025*** (0.006)	-0.018*** (0.004)	-0.474*** (0.081)	0.077*** (0.028)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
出生年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
弱工具变量F统计量	126.777	157.402	81.935	149.958	164.500
过度识别检验p值	0.786	0.128	0.695	0.349	0.457
观测值	17506	20965	17209	19975	21150

表 A6. 异质性分析：区分父母性别

变量	低生存预期 (1)	ADL障碍 (2)	体重过轻 (3)	CES-D抑郁评分 (4)	简单计算能力 (5)
ChildEdu	-0.041*** (0.006)	-0.022*** (0.007)	-0.017*** (0.006)	-0.492*** (0.078)	0.006 (0.028)
ChildEdu×Mother	-0.001 (0.005)	-0.008 (0.006)	-0.002 (0.003)	-0.120* (0.064)	0.139*** (0.015)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
出生年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
弱工具变量F统计量	106.083	122.494	48.728	111.827	131.993
过度识别检验p值	0.966	0.374	0.461	0.343	0.225
观测值	17506	20965	17209	19975	21150