

早期健康投入是否有助于儿童长期 认知能力提升?

吴 贾 吴莞生 李 标*

摘要 本文研究了胚胎和婴儿时期健康投入如何影响儿童长期认知能力发展。利用 CFPS 的调查数据,本文发现在胚胎和婴儿时期接受更多健康资源的儿童,10—16 岁时的平均成绩比没有获得健康资源的儿童高 0.19 个标准差,且低收入家庭的儿童从早期健康投入中获益更大。我们还发现当早期健康投入外生增加时,低收入家庭儿童在 10—16 岁时健康水平显著提高,导致同期教育支出回报率提高 7.6 个百分点;高收入家庭则会多投入 8.2% 的资源用于子女的教育。

关键词 早期健康投入, 认知能力, 教育支出回报率

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.01.08

一、引 言

认知能力 (cognitive ability) 是人们自身所具有的一种内在能力,该能力是对人脑加工、储存与提取信息的能力的一种反映,是人力资本构成的一个重要因素 (Cunha and Heckman, 2007)。在关于认知能力和人力资本积累的研究中,有三个值得重视的关键问题:第一,教育投入和健康投入是两个主要因素。教育投入直接关系着认知能力水平 (Heckman and Kautz, 2013),健康投入则是人力资本积累的基石。学者们发现健康不仅可以影响一个人的教育水平,更关系到一个人在进入劳动力市场后的就业与工资水平 (魏众, 2004; 周孝等, 2015)。第二,从投入的来源来看,家庭投入在儿童未来的发展中起决定作用 (Becker and Tomes, 1986; Currie and Almond, 2011; Akee *et al.*, 2018)。第三,在人类成长不同年龄阶段的健康投入产生的效果可能是不同的。那么,基于政策制定视角,在儿童哪一年龄阶段进行健康投入能

* 吴贾,暨南大学经济学院;吴莞生,湖南大学经济管理研究中心;李标,西南财经大学经济学院。通信作者及地址:李标,四川成都温江柳台大道 555 号格致楼 1013 室,611130;电话:13982040173; E-mail: libiao@swufe.edu.cn。作者感谢国家自然科学基金面上项目和青年项目 (72073051、71703055)、广东省自然科学基金 (2020A1515010421)、广东省科技发展专项资金 (2017A030310251)、广东省教育厅 2017 年创新强校工程 (2017WTSCX008) 和中央高校基本科研业务费专项资金 (19JNQM18) 的资助,并感谢三位匿名审稿人的宝贵意见,当然文责作者自负。

够实现长期受益最大化?

本文的研究结合了以上三个关键问题,探讨早期健康投入对儿童未来认知能力发展的影响。Heckman *et al.* (2016) 提出,人力资本投入过程是动态和递进的过程。当期的人力资本水平会影响下一期的人力资本的投入数量与效果。如果早期缺乏了某项投入,需要后期花费更多的成本去补偿,这对于健康因素来说尤为明显。图1以中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, 简称CFPS) 2016年的数据描绘了儿童1岁以前的健康水平与儿童3岁后的平均每年医疗支出的关系。我们以样本中所观测到的1岁前婴儿生病次数的中位数分为健康的婴儿和体弱的婴儿。图中显示,健康的婴儿在未来各年龄上的医疗支出比体弱的婴儿少10%,且这个效果一直持续存在于整个幼儿和青少年阶段。这说明儿童早期的健康状况与未来的健康状况有持续的相关性。

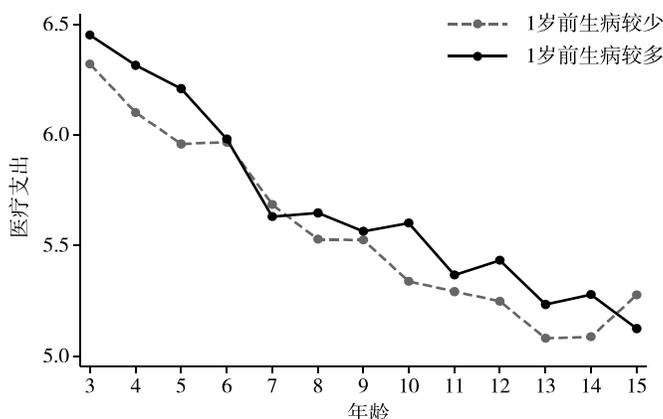


图1 1岁前儿童的健康状况与未来医疗支出的关系

图2利用世界银行跨国数据描绘了2010年和2015年5岁儿童中体重过轻儿童比重与小学和中学入学率的关系。¹可以发现,5岁前体重过轻儿童比例越高的国家,小学和中学入学率也越低,说明儿童早期不良的身体状况与未来入学率呈现明显的负相关关系,即儿童早期的健康水平可能会影响儿童未来的学业表现。

我国的数据和跨国的数据均表明儿童早期健康可能不仅影响未来的健康水平,还可能影响未来的受教育程度。那么,如果对早期健康状况较差的儿童进行健康补偿,是否可以有效地弥补儿童未来健康水平和教育程度的差距? Cunha and Heckman (2007) 指出,从许多干预实验的研究结果来看,已经

¹ 入学率超过100是因为存在留级和复读的儿童;在本文附录的表A1中,我们分别用小学、中学入学率对0—5岁体重过轻儿童比例进行了回归,同时控制了人口、人均GDP、时间和国家固定效应,结果显示0—5岁体重过轻儿童比例对于小学和中学入学率均有显著的负向影响。限于篇幅,附录从略,有需要的读者可登录网址 <https://jiawu1881.weebly.com/more.html> 获取,或向作者索取。

可以确信的是如果补偿措施在儿童的早期进行，不同经济社会地位的儿童的能力差距可以被缩小。简言之，儿童早期健康投入对提升人力资本可能是非常有效的阶段。

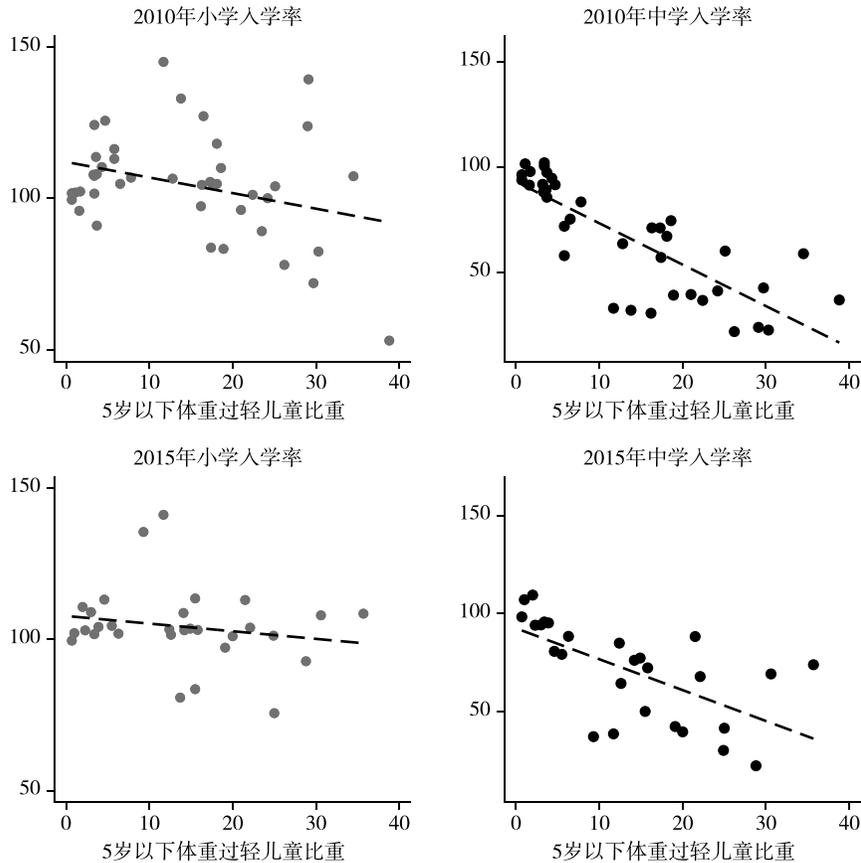


图 2 儿童早期体重与小学和中学入学率

由此，本文重点关注两个问题：儿童早期健康投入是否对长期认知能力具有影响？如果存在影响，又是通过何种渠道起作用的？对以上问题，国内的研究尚比较缺乏，国外有部分学者对儿童早期健康和儿童人力资本关系的问题进行了研究，但对于影响渠道的探索并不全面（Baker and Milligan, 2015；Currie, 2009）。我们试图解答上述两个问题，从而在一定程度上完善国内相关领域的研究文献。

本文首先构建了一个两期的理论模型，研究了早期（胚胎和婴儿时期）健康投入的增加如何影响儿童在当期（少年时期）的健康水平和家庭对子女的教育投入。模型预测对于低收入家庭的儿童，早期健康投入的增加提高了儿童未来教育的投入效率；对于高收入家庭的儿童，早期健康投入的增加实现了家庭资源的跨期转移：家庭可以将原本用于儿童健康的资源跨期投入儿

童教育方面。

本文进一步利用 CFPS2010 和 2011 年的数据,寻找理论模型的经验证据。结合一项外生的政策——《中华人民共和国母婴保健法》(以下简称《母婴保健法》),研究发现:受到《母婴保健法》的影响并在胚胎以及婴儿阶段获得更多健康保健资源的儿童,在 10—16 岁时的平均成绩比没有获得健康保健资源的儿童高 0.19 个标准差,并且低收入家庭的子女从《母婴保健法》的实施中获益多于高收入家庭的子女。

本文最后研究了早期健康投入对儿童的健康水平、教育支出回报率和教育支出的影响。我们发现《母婴保健法》显著改善了低收入家庭儿童未来的健康水平,进一步,可以增加少年时期教育支出回报率 7.6 个百分点。《母婴保健法》提高了高收入家庭对 10—16 岁儿童的教育支出:在获得免费的早期健康投入时,家庭会多投入 8.2% 的资源用于未来子女的教育。以上证据说明,早期健康资源的增加显著提高了低收入家庭儿童的教育支出回报率,并通过跨期资源的分配提高了高收入家庭对儿童的教育投入量。这也验证了理论模型的预测。

本文的创新可归纳为以下三点:首先,从研究视角上,本文探讨儿童早期健康投入的长期影响,从而丰富了人力资本投入与长期回报关系的内容。其次,本文提供了一个研究儿童早期健康和当期健康水平,以及同期健康水平与教育投入水平的人力资本积累的两期模型。模型解释了不同收入水平家庭的儿童在接受早期健康投入后未来人力资本变化的原因。最后,本研究基于外生的政策冲击,采用了 RD-DiD 方法,解决了母亲对儿童健康投入这一内生性问题。

本文余下部分安排如下:第二部分为理论模型,介绍了健康投入与教育投入的两期人力资本积累模型;第三部分为数据与计量模型,介绍了本文的数据及指标选取,展示了本文的估计模型;第四部分是实证结果;第五部分是对实证模型假设的检验和稳健性分析;最后为本文的结论。

二、理论模型

借鉴 Cunha and Heckman (2007) 的框架²,我们构建一个理论模型说明不同收入水平的家庭在获得早期健康投入的外生增加时,儿童长期人力资本的变化。模型分为两期,第一期表示胚胎和婴儿(0—1岁),下文简称婴儿;第二期表示幼儿及少年(2—16岁),下文简称少年。

假设成年时人力资本水平 A_3 是第一期的能力 A_1 和第二期的能力 A_2 的方程:

² 与 Cunha and Heckman (2007) 的模型不同的是,本文模型将人力资本投入拓展为两种类型——教育投入和健康投入,从而可以分析两期内两种投入对人力资本积累水平的影响。

$$A_3 = f(A_1, A_2), \quad (1)$$

其中，第一期婴儿时期的能力完全取决于婴儿的健康水平 h_1 ，即 $A_1 = h_1$ ，并假设 h_1 是外生给定的，它属于儿童的禀赋，比如出生体重。少年时期的能力 A_2 需要进行健康投入和教育投入，健康投入可以在婴儿和少年进行，两期的健康投入 m_1 和 m_2 共同决定了少年时期的健康水平 h_2 。假设两期的健康投资符合常替代弹性 (constant elasticity of substitution, 简称 CES) 的函数形式：

$$h_2 = [\gamma m_1^\phi + (1 - \gamma)m_2^\phi]^{1/\phi}, \quad (2)$$

其中 $0 \leq \gamma \leq 1$ ，称为技能乘数 (skill multiplier)，它表示了第一期的健康投入不仅可以直接提升第二期的健康水平 h_2 ，并且可以通过 h_2 的提升，间接影响第二期健康投入的效率³。CES 形式的方程设定体现了两期健康投入的动态互补性 (Heckman and Mosso, 2014; Cunha and Heckman, 2007; Cunha *et al.*, 2010)⁴； $\phi \leq 1$ ， $1/(1 - \phi)$ 为替代弹性，衡量了两期健康投入 m_1 和 m_2 的替代程度。

假设教育投入只在少年时期进行，并且与少年时的健康水平 h_2 以 CES 的函数形式决定了少年时的技能。即少年时期的人力资本生产函数为：

$$A_2 = \{\delta [\gamma m_1^\phi + (1 - \gamma)m_2^\phi]^{\pi/\phi} + (1 - \delta)e_2^\pi\}^{1/\pi}, \quad (3)$$

其中， e_2 表示少年时期的教育投资。同样 $0 \leq \delta \leq 1$ 标示了健康和教育之间的互补性； $\pi \leq 1$ 衡量了健康和教育的替代关系。

假设家庭的效用函数取决于两期的消费水平与儿童成年时的能力：

$$U = u(c_1) + \beta u(c_2) + \beta^2 A_3. \quad (4)$$

假设家庭在两期的工资水平分别为 w_1 和 w_2 ，家庭可以以利率 r 来借贷，实现家庭收入在两期间的分配。其预算约束可表示为⁵：

$$c_1 + m_1 + \frac{c_2 + m_2 + e_2}{1 + r} = w_1 h_1 + \frac{w_2 h_2}{1 + r}. \quad (5)$$

在满足式 (5) 定义的预算约束时，家庭可以选择最优的两期消费水平 c_1 和 c_2 ，最优的两期对子女的健康投入水平 h_1 和 h_2 ，以及最优的对子女第二期的教育支出 e_2 来实现由式 (4) 定义的效用最大化。

进一步假设在婴儿期存在最优的早期健康投入水平 m_1^* 。下面分析当家庭中的子女获得免费的第一期健康投入的外生增加时 (即 m_1 的外生提高)，对家庭决策和子女成年时期人力资本水平的影响。

³ 因为第二期投资的边际产出 (投资效率) 为： $\partial h_2 / \partial m_2 = (1 - \gamma)[\gamma m_1^\phi + (1 - \gamma)m_2^\phi]^{1/\phi - 1} m_2^{\phi - 1} = (1 - \gamma)[\gamma m_1^\phi + (1 - \gamma)m_2^\phi]^{-1} h_2 m_2^{\phi - 1}$ ，取决于第二期的健康水平 h_2 。

⁴ 人力资本的动态互补是指上一期人力资本的存量能够影响下一期人力资本投资的效率，用数学符号表示为： $\partial^2 skill_{t+1} / \partial skill_t \partial invest_t > 0$ ，其中 *skill* 表示人力资本或技能，*invest* 表示人力资本的投资。

⁵ 这里的预算约束中的支出和消费均是以实物计价。

当 $0 < \phi < 1$ 时, 由式 (1)、式 (4) 和式 (5) 的最优化问题, 可构建拉格朗日函数, 分别对 m_1 和 m_2 求偏导得一阶条件:

$$\frac{\partial L}{\partial m_1} = \beta^2 \frac{\partial f}{\partial A_2} \delta \cdot \Omega^{1/\pi-1} \Pi^{\pi/\phi-1} \gamma m_1^{\phi-1} - \lambda \left(1 - \frac{\omega_2}{1+r} \Pi^{1/\phi-1} \gamma m_1^{\phi-1} \right) = 0, \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial m_2} &= \beta^2 \frac{\partial f}{\partial A_2} \delta \cdot \Omega^{1/\pi-1} \Pi^{\pi/\phi-1} (1-\gamma) m_2^{\phi-1} - \lambda \left(\frac{1-\omega_2 \Pi^{1/\phi-1} (1-\gamma) m_2^{\phi-1}}{1+r} \right) \\ &= 0, \end{aligned} \quad (7)$$

其中, $\Omega \equiv \delta [\gamma m_1^\phi + (1-\gamma) m_2^\phi]^{\pi/\phi} + (1-\delta) e_2^\pi$, $\Pi \equiv \gamma m_1^\phi + (1-\gamma) m_2^\phi$ 。令式 (6) 除以式 (7) 可得两期健康投入的最优比为:

$$\frac{m_1}{m_2} = \left[\frac{\gamma}{(1+r)(1-\gamma)} \right]^{\frac{1}{1-\phi}}. \quad (8)$$

定义 $\Psi \equiv [\gamma/(1+r)(1-\gamma)]^{\frac{1}{1-\phi}}$ 。对于在第一期无法满足子女最优的早期健康投入水平 m_1^* 的家庭来讲, 当获得婴儿时期 1 单位健康资源的外生增加时, 会跨期地转移 $1/(1+\Psi)$ 单位的资源用于第二期的儿童健康投入。此时少年时期健康水平提升 $h'_2 = [\gamma(1/\Psi+1)^{-\phi} + (1-\gamma)(1+\Psi)^{-\phi}]^{1/\phi}$ 。对于原先能够满足子女最优的早期健康投入水平 m_1^* 的家庭来讲, 儿童健康投入的外生增加等同于增加了家庭第二期 $(1+r)/(1+\Psi)$ 单位的资源。

将不能够在第一期满足儿童最优健康投入水平的家庭理解为低收入的家庭, 将能够在第一期满足儿童最优健康投入水平的家庭理解为高收入的家庭。对于在儿童早期获得 1 单位儿童健康投入的家庭来讲, 在儿童健康和儿童教育两个方面的决策情况如表 1 所示。表 1 还总结了当 $\phi=1$ (两期健康投入为完全替代品) 和 $\phi \rightarrow -\infty$ 时 (两期健康投入符合里昂惕夫 [Leontief] 的形式) 的情况。

从表 1 的总结可以发现, 早期健康投入的增加对于不同收入水平的家庭有两种主要的影响, 一种是少年时期健康水平的增加, 另一种是少年时期家庭资源约束的放松。

接下来, 将第二期的教育投入考虑在内, 由式 (3) 定义, 少年时期的教育投入与健康水平以 CES 的形式决定了少年时期的人力资本。本文假设健康水平与教育投入存在一定的互补关系, 即 $\pi < 1$ 。⁶ 由式 (3) 可知, 教育投入的边际产出为:

$$\frac{\partial A_2}{\partial e_2} = \Omega^{1/\pi-1} (1-\delta) e_2^{\pi-1}. \quad (9)$$

⁶ 可以肯定地认为教育与健康不是替代的关系 ($\pi \neq 1$)。已有文献也发现教育水平可以促进健康水平, 健康水平也可以提升教育回报 (Clark and Royer, 2013; Behrman, 1996)。

式 (9) 表明教育投入的产出效率取决于少年时期的健康水平 (Ω 是 h_2 的函数)，即当第二期健康水平提升时，当期单位教育支出对人力资本的提升效果增加。因此，当由表 1 所得到的少年时期健康水平增加时，将会增加当期教育支出的回报率，从而提高子女的人力资本水平。而对于第二期资源约束放松的家庭来讲，会增加第二期教育的投入量，从而提高子女的人力资本水平。

在不考虑 $\phi \rightarrow -\infty$ 的情况时，首先，在接受儿童健康的正向冲击后，低收入家庭的子女在青少年时健康水平得到提高，最终实现的是教育投入效率的提高；高收入的家庭所实现的则是教育投入数量的提高。

表 1 第一期儿童健康投入外生增加一单位时家庭的行为及对第二期儿童的影响结果

	低收入的家庭		高收入的家庭	
	家庭行为	第二期结果	家庭行为	第二期结果
$\phi = 1$	—	少年时期的健康水平提升 γ 单位；教育投入效率提升。	转化为第二期 $1+r$ 单位的其他资源	家庭第二期资源约束的放松；教育投入数量提升。
$\phi \rightarrow -\infty$	将 1/2 单位资源转移到第二期	少年时期的健康水平提升 1/2 单位；教育投入效率提升。	第二期投入 1 单位的健康资源	少年时期的健康水平提升 1 单位；教育投入效率提升。
$0 < \phi < 1$	跨期地转移 $1/(1+\Psi)$ 单位资源用于第二期的健康投入	少年时期健康水平提升 h'_2 单位；教育投入效率提升。	转化为第二期 $(1+r)/(1+\Psi)$ 单位的其他资源	家庭第二期资源约束的放松；教育投入数量提升。

三、数据与计量模型

(一)《中华人民共和国母婴保健法》的颁布

1995 年 6 月 1 日，我国正式颁布了《中华人民共和国母婴保健法》，该法律明确规定了“国家发展母婴保健事业，提供必要条件和物质帮助，使母亲和婴儿获得医疗保健服务”。这一法律从孕期母亲和新生儿两方面，增加了胚胎发育和新生儿的健康投入。首先，对于孕期母亲来讲，该法律规定“医疗机构应为孕妇、产妇提供卫生、营养、心理等方面的咨询和指导以及产前定期检查等医疗保健服务”。其次，对于新生儿来讲，法律明确规定“为新生儿生长发育、哺乳和护理提供医疗保健服务；医疗保健机构对婴儿进行体格检查和预防接种”。该法律规定婴儿疫苗接种服务是具有强制性的：“医

疗、保健机构应当按照规定的程序和项目对婴儿进行预防接种”⁷。可以说,《母婴保健法》将母婴的保健工作法律化。《母婴保健法》的实施在全国范围内也具有广泛性,并被学者们证实该法律大大提高了我国妇儿健康水平(丁雪等,2018)⁸。

鉴于此,我们合理地认为,胚胎发育(受精龄)在1995年6月1日之后的儿童都享受到了完整的婴儿保健服务资源,从而在出生期间获得更多的健康投入。

(二) 中国家庭追踪调查数据

本文主要采用了中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,简称CFPS)2010年和2011年的调查数据。CFPS数据于2010年开始在全国25个省和直辖市开展基线调查,并在随后的2011、2012、2014和2016年进行了四轮追踪调查(谢宇等,2014)。本文仅采用2010年和2011年的调查数据而没有采用后续年份的数据,主要是因为2012年调查中年龄最大的儿童是在1997年出生(母亲在1996年受孕),无法提供政策实施前的儿童信息,因此我们放弃了2012年及后续年份的调查。

本文关注的是儿童长期认知能力的发展,关注的对象是10—16岁的儿童样本。通过出生年月和胎龄可以计算得到儿童胚胎发育的起始年龄,样本中可观测到胚胎起始年龄最早的儿童为1993年4月。由于《母婴保健法》的实施年份为1995年,为了平衡政策实施前后的样本,我们保留了受精龄为政策实施前后三年的儿童,即受精龄在1993—1998年的儿童样本。在剔除了关键性指标存在缺失的样本后,本文得到的有效观测为3165个⁹。

本文的被解释变量为儿童长期认知能力发展水平,采用了孩子的字词识记能力与数学运算能力来衡量。本文对字词测试分数和数学测试分数按照年级进行了标准化处理,即都标准化为均值为0、标准差为1的标准成绩。我们还构造了字词和数学的平均成绩,同样按照年级进行了标准化处理,将其作为儿童的综合成绩测度。

基于CFPS2010—2011年全国调查数据,表2的(1)—(3)列的前三行比较了政策实施年(1995)中6月后受孕和6月前受孕认知能力的差异,我

⁷ 值得注意的是,大多数的疫苗接种都是在婴儿出生后的1—2天内完成的,比如,卡介苗在新生儿出生后24小时内进行接种,乙型肝炎疫苗的第一针是在新生儿出生后1—2天内进行的。

⁸ 法律的实施效果可以从母亲的产前检查率和医疗机构数量来测度。从国家统计局的数据我们发现母亲的产前检查率从1994年的76.31%上升至1996年的83.69%,同时从医疗机构数量来看,《母婴保健法》实施后,医疗机构的数量大幅度增加。在法律实施前的三年(1992—1994)医疗机构数量增加了3961家,在法律实施后的三年(1995—1997)则增加了32248家。增幅最大的年份是政策实施的后一年,即1995—1996年。

⁹ 限于篇幅,详细的数据筛选过程从略,有需要的读者可登录网址<https://jiawu1881.weebly.com/more.html>获取,或向作者索取。

们发现儿童在胚胎发育及出生后获得早期健康投入后，字词和数学成绩显著高于没有获得早期健康投入的儿童。表 2 的第 (4)—(6) 列的前三行比较了非政策实施年（1993—1994，1996—1998）6 月后和 6 月前受孕的儿童认知能力的差异，结果显示，两组儿童并没有显著的差异。

表 2 政策前后孩子认知能力及家庭背景的均值比较

	政策实施年份 (1995)			其他年份 (1993—1994, 1996—1998)		
	1995 年 6 月前受孕	1995 年 6 月后受孕	(2)—(1)	其他年份 6 月前受孕	其他年份 6 月后受孕	(5)—(4)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
平均成绩	-0.07	0.06	0.13*	0.02	-0.01	-0.03
字词	-0.14	0.05	0.19**	-0.01	0.01	0.02
数学	-0.04	0.08	0.12*	0.05	0.01	-0.04
户口 (1=非农)	0.2	0.18	-0.02	0.21	0.2	-0.01
年龄	14.53	14.29	-0.24*	16.04	15.51	-0.53*
性别 (男=1)	0.5	0.47	-0.03	0.51	0.52	0.01
民族 (汉=1)	0.79	0.87	0.08	0.9	0.81	-0.09
目前受教育程度	8.1	7.7	-0.4*	8.54	8.08	-0.46*
家庭规模	4.62	4.71	0.09	4.71	4.69	-0.02
兄弟姐妹数	0.52	0.49	-0.03	0.54	0.56	0.02
父亲同住	0.83	0.92	0.09	0.89	0.84	-0.05
母亲同住	0.81	0.93	0.12	0.93	0.84	-0.09
父亲教育年限	7.51	7.14	-0.37	7.49	7.49	0.00
母亲教育年限	6.55	5.69	-0.86	6.14	5.68	-0.46
母亲生育年龄	26.74	25.89	-0.85	26.72	25.73	-0.99*
家庭收入	42 146.31	42 834.05	687.74	43 150.45	43 410.44	259.99
儿童教育支出	1 439.02	1 556.05	117.03*	1 595.92	1 606.29	10.37
儿童医疗支出	632.51	629.34	-3.17	681.32	692.67	11.35
儿童生病次数	0.27	0.19	-0.08*	0.10	0.15	0.05
儿童去医院次数	1.11	0.61	-0.5	0.47	0.52	0.05
儿童 1 岁前生病次数	3.12	3.01	-0.11	2.6	2.61	0.01
观测数	273	363		1 165	1 364	

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

在下文构建的计量模型中,我们还控制了可能会对儿童长期认知能力发展产生影响的变量,这些控制变量具体包括:孩子的特征变量(年龄、户口、性别、民族、受教育程度、家庭规模和兄弟姐妹的数量);母亲的特征变量(母亲受教育程度和母亲的生育年龄);父亲的特征变量(父亲受教育程度)以及家庭收入。表2给出了这些变量指标的数据统计性描述分析结果。可以发现6月后受孕的儿童年龄和受教育程度均低于6月前受孕的儿童,这是因为前者更加年轻。另外,两组儿童样本绝大部分个体特征和家庭特征变量的差异都是不显著的。同时我们发现在政策实施年中,家庭对6月后受孕的儿童未来的教育支出显著高于6月前受孕的儿童,同时儿童未来生病次数也更少,意味着接受早期健康投入的儿童可能未来的健康状况和家庭对他们的教育投入也随之改变。我们将在下文对这一情况进行详细的分析。

(三) 计量模型

我们在研究母亲投入(时间或金钱)对儿童未来认知能力发展的影响的因果关系时,需要解决三个问题。第一个问题是父母对子女健康投入的非随机性导致的内生问题。比如利他性的父母更加注重子女的发展,会投入更多的资源在婴儿的健康,同时也会投入更多的资源用于孩子的教育。解决方法是借助于外生的母婴保健政策的实施,因此可以用双重差分(difference-in-difference,简称DiD)的思想比较政策实施后和实施前开始胚胎发育的孩子的认知能力差异。

第二个问题是母亲对于受孕的时间可能是有选择的。比如,身体不健康的母亲选择在春天而不是冬天受孕,如果母亲的健康与子女的健康(进而与子女的成绩)是相关的,则会导致估计结果偏误。解决这一问题的方法是,借用断点回归(regression discontinuity,简称RD)的思想比较受孕时间临近6月份的母亲所生育的子女未来的认知能力发展水平,因为母亲即使可以选择受孕的季节,但不能确定一个较窄的受孕时间。本文采用了RD-DiD的方法,把断点回归与双重差分结合起来,通过比较临近分界线两侧受孕母亲所生育的孩子在10—16岁的认知能力,来研究儿童的早期健康投入对儿童长期认知能力发展的影响。

第三个问题是在不同月份胚胎开始发育对孩子生长发育可能有不同的影响。因此,要估计出儿童早期健康投入的长期影响效应,就要分离出来母亲受孕月份的影响效应,这样才能得到一致估计。我们通过加入月份固定效应来解决这一问题。

基于以上三点问题,本文设定的RD-DiD模型如下:

$$Y_i = \alpha + \beta_1 I[Month_i \geq 6] + \gamma Year_i + \beta_2 Year95 \times I[Month_i \geq 6] + \phi Month_m + \theta Z_i + \epsilon_i, \quad (10)$$

其中， Y_i 表示的是孩子*i*在10—16岁的认知能力； $I[Month_i \geq 6]$ 是一个指示函数，如果孩子*i*的母亲受孕时间在6月1日（含6月1日）之后，则取之为1，否则为0。 β_1 测量的是非政策实施年份中，胚胎发育在6月1日及其之后的孩子相比胚胎发育在6月1日之前的孩子之间长期认知能力的差异； $Year_{95}$ 和 $I[Month_i \geq 6]$ 的交乘项则是该模型的关键解释变量，系数 β_2 测量的是政策的影响，即儿童早期的健康投入对儿童长期认知能力的影响效应，具体表示政策实施年（1995）6月后受孕与6月前受孕儿童的认知能力的变化，相比其他年份中6月后受孕与6月前受孕儿童变化的差异。 β_2 是本文需要估计的关键系数。为了控制孩子母亲受孕月份所产生的影响，模型中纳入了一系列的受孕月份的虚拟变量， $Month_m$ 。 $Year_i$ 是年份虚拟变量，如果孩子胚胎发育起始年份在该年则取1，否则取0。在RD回归中，我们采用局部线性回归（local linear regression）方法来估计政策的效果。另外，为了能够提高模型的估计准确性，本文控制了一些可能会对儿童长期认知能力发展产生影响的变量， Z_i 包括一系列孩子、父母亲以及家庭的特征变量。 ϵ_i 表示模型的随机扰动项。标准误聚类（cluster）在出生月份层面。

基于式（10）的定义，儿童早期健康投入对儿童长期认知能力发展的影响效应可表示为：

$$\beta_2 = [E(PostY_{i,1995}) - E(PreY_{i,1995})] - [E(PostY_{i,control}) - E(PreY_{i,control})], \quad (11)$$

其中 $PostY_{i,1995}$ ， $PreY_{i,1995}$ 分别表示政策实施年份1995年6月1日之后和之前受孕的母亲所生育的儿童认知能力的差异， $PostY_{i,control}$ 和 $PreY_{i,control}$ 则表示非政策实施年份6月1日之后和之前受孕的母亲所生育的儿童认知能力的差异。¹⁰

四、实证结果

（一）基本结果

表3是基于式（10）的估计结果。表3第（1）—（5）列带宽（bandwidth）的选择为政策实施月份的前后两个月，即在1993—1998年的4月至7月受孕的母亲生育的子女，因此样本量为1123个。第（1）列表明，在胚胎及刚出生后接受到健康投入的儿童在少年时期的字词成绩相比没有接受到早期健康投入的儿童高0.15个标准差。第（2）列显示，对于数学成绩来讲，接受到早期健康投入的儿童相比没有接受早期健康投入的儿童数学成绩高0.16个标

¹⁰ 式（10）对于《母婴保健法》对儿童影响的估计是一致的，但对于“母婴保健服务”对儿童影响的估计是一个下限。这是因为，即使在政策实施前，有部分母亲可能会主动寻求保健服务。如果我们假设在政策实施后受孕的母亲均是会接受保健服务的，式（10）将低估“母婴保健服务”对儿童长期认知能力的影响。但这并不影响本文研究的核心内容——将《母婴保健法》作为增加儿童早期健康投入的一个外生冲击，研究其对儿童未来认知能力发展的影响。

准差,且在5%的水平上显著。第(3)列显示,当考虑字词和数学的平均成绩时,受到早期健康投入的儿童平均成绩高0.16个标准差,由于字词和数学成绩均得到了提升,因此平均成绩提升是明显的。第(4)列控制了县的固定效应,平均成绩的提升上升至0.22个标准差。

控制组的儿童包含了两类:一类是出生在1995年6月1日之前,另一类是出生在1995年6月1日之后。对于第一种情况,儿童和母亲均没有受到影响,对于第二种情况,母亲没有接受到完整的孕期服务,但儿童受到了疫苗的接种。由于第二种情况的存在,可能会使得我们所得的估计系数低估儿童早期健康投入对认知能力的影响。为了控制这部分的影响,第(5)列加入了标识胎龄经历了1995年6月的儿童的虚拟变量,结果仍然显示受到早期健康正向干预的儿童在少年时的平均成绩高0.2个标准差。表3第(6)列采用了全样本进行估计,结果仍然表明早期健康干预可以显著提升10—16岁儿童的认知能力。

表3 早期健康投入对10—16岁儿童认知能力的影响

	字词	数学	平均成绩	平均成绩	平均成绩	平均成绩
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
母亲6月后受孕×1995年	0.147 (0.080)	0.159** (0.035)	0.158* (0.057)	0.216** (0.056)	0.203** (0.060)	0.188** (0.065)
母亲6月后受孕	0.015 (0.010)	0.034 (0.029)	0.022** (0.009)	0.050* (0.016)	0.053*** (0.017)	-0.102*** (0.021)
控制变量	是	是	是	是	是	是
省固定效应	是	是	是	否	否	否
县固定效应	否	否	否	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
月份固定效应	是	是	是	是	是	是
胎龄经历1995年6月	否	否	否	否	是	是
观测数	1 123	1 123	1 123	1 123	1 123	3 165

注:该表结果是基于式(10)的估计。控制变量包括儿童的个体特征变量(户口、年龄、性别、民族、受教育程度、家庭规模和兄弟姐妹的数量)、母亲的特征变量(母亲受教育程度和母亲的生育年龄)和父亲的特征变量(父亲的受教育程度)以及家庭收入。括号里的数值为聚类稳健标准误,在孩子出生月份上聚类。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平。

(二) 不同收入水平家庭在获得儿童早期健康投入时的行为

理论模型预测对不同收入水平家庭的儿童影响机制是不同的。下面将对收入不同的家庭进行分别研究。表4按照样本中家庭收入的中位数分为高收

入和低收入的家庭，并比较了早期健康投入对不同收入水平家庭的子女认知能力的影响。在分样本回归时，为了避免样本量较小导致的估计精度不高的问题，我们选择 3 个月为带宽。

我们发现处于收入后 50% 的家庭在获得儿童早期健康资源的外生增加时，子女的平均成绩提高 0.24 个标准差，显著高于收入前 50% 的家庭（子女平均成绩仅提高 0.15 个标准差），且检验估计系数相等的 t 检验值说明，这一差异在 10% 的水平上异于 0。从表 4 的实证结果来看，可以发现，低收入家庭养育的儿童从儿童早期健康的正向干预中受益更大。基于理论模型的预测，低收入家庭中早期健康投入的增加是否提高了少年阶段的健康水平，因此使得教育的投入获得了更高的回报？

表 4 早期健康投入对不同收入水平的家庭中 10—16 岁子女获得认知能力的影响

	样本量	字词成绩		数学成绩		平均成绩	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
收入前 50%	811	0.167	0.166	0.124**	0.132**	0.143**	0.146**
		(0.134)	(0.134)	(0.051)	(0.051)	(0.075)	(0.074)
收入后 50%	794	0.142	0.095	0.290*	0.277*	0.254**	0.236**
		(0.183)	(0.193)	(0.165)	(0.158)	(0.102)	(0.108)
胎龄跨越 1995 年 6 月		否	是	否	是	否	是
t 检验		0.88	1.02	4.01	4.00	1.78	1.79

注：该表结果是基于式 (10) 的估计。表中报告了交叉项系数 β_2 ，控制变量包括儿童的个体特征变量（户口、年龄、性别、民族、受教育程度、家庭规模和兄弟姐妹的数量）、母亲的特征变量（母亲受教育程度和母亲的生育年龄）和父亲的特征变量（父亲的受教育程度）以及家庭收入，以及县、受孕月份和受孕年份的固定效应。括号里的数值为聚类稳健标准误，在孩子出生月份上聚类。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 5 报告了收入不同的家庭中，早期健康投入的增加对儿童当前健康水平的影响。¹¹ 健康水平以身高、体重、上月是否生过病、去年是否住过院以及（对数化）医疗支出衡量。身高和体重均对性别和年龄进行组内标准化处理，以排除不同性别和不同年龄儿童身高和体重的系统性差异。当被解释变量为 0—1 时，我们以线性概率模型（linear probability model）进行估计，因此，系数可解释为边际效应。我们仍然以式 (10) 进行估计，带宽选择政策实施前后的两个月。模型的控制变量除了儿童个体特征、父母特征以外，还加入

¹¹ 在附录的表 A2 中，我们还研究了《母婴保健法》的实施对婴儿健康水平的影响。婴儿健康水平以 1 岁前生病次数和儿童胎龄衡量，研究结果发现，《母婴保健法》的实施降低了低收入家庭儿童 1 岁前生病次数 1.7 次，并增加了他们的胎龄 2.7 天。但《母婴保健法》对高收入家庭儿童出生时的健康水平没有显著的影响。

了儿童吸食母乳的时间、一岁前的生病次数以及出生体重,因为以上变量可能对当前健康水平产生影响。¹²

表5 不同收入水平的家庭儿童早期健康投入对当前健康水平的影响

	标准化 身高 (1)	标准化 体重 (2)	上月是否 生过病 (3)	去年是否 住过院 (4)	去年医 疗支出 (5)
Panel A. 收入前50%的家庭					
母亲6月后受孕×1995年	0.015 (0.177)	0.380** (0.191)	-0.037 (0.076)	-0.021 (0.085)	-0.084* (0.046)
食母乳时间	0.009 (0.006)	0.006 (0.007)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.035* (0.016)
1岁前生病次数	0.006 (0.007)	-0.007 (0.010)	0.003 (0.008)	0.000 (0.005)	0.190*** (0.026)
出生体重	0.088*** (0.031)	0.111* (0.051)	0.014 (0.016)	0.006 (0.008)	0.132 (0.190)
观测数	529	529	529	529	529
Panel B. 收入后50%的家庭					
母亲6月后受孕×1995年	-0.143 (0.233)	-0.102 (0.216)	-0.081 (0.101)	-0.101** (0.051)	-0.127*** (0.031)
食母乳时间	0.010 (0.010)	-0.000 (0.006)	0.004** (0.002)	0.004 (0.003)	-0.015 (0.016)
1岁前生病次数	-0.019 (0.022)	-0.003 (0.013)	0.012 (0.008)	0.005 (0.003)	0.116** (0.029)
出生体重	0.063*** (0.021)	0.175*** (0.062)	-0.017 (0.028)	-0.012 (0.025)	0.182 (0.116)
观测数	338	338	338	338	338
个体特征	是	是	是	是	是
父母特征	是	是	是	是	是
县固定效应	是	是	是	是	是

¹² 由于儿童吸食母乳的时间、一岁前的生病次数以及出生体重存在缺失值(在下文表7中分析儿童教育支出和家庭消费支出时也存在相同的情况),因此导致表5中收入前、后50%的样本数量与表4的并不一致。我们发现即使在不包含这些变量的回归中,仍然得到相似的结论。

(续表)

	标准化 身高 (1)	标准化 体重 (2)	上月是否 生过病 (3)	去年是否 住过院 (4)	去年医 疗支出 (5)
年份固定效应	是	是	是	是	是
月份固定效应	是	是	是	是	是
胎龄跨越 1995 年 6 月	是	是	是	是	是
<i>t</i> 检验值	0.74	3.28	1.27	1.85	11.05

注：该表结果是基于式 (10) 的估计。个体特征包括儿童的户口、年龄、性别、民族、受教育程度、家庭规模和兄弟姐妹的数量；父母亲的特征包括母亲受教育程度、母亲的生育年龄和父亲受教育程度。括号里的数值为聚类稳健标准误，在孩子出生月份上聚类。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 5 的 Panel A 报告了对于高收入家庭的回归结果：受到早期健康投入的儿童在 10—16 岁时体重增加 0.38 个标准差，但身高没有明显的变化（第 (1)—(2) 列）。早期健康投入的增加，降低了高收入家庭子女在青少年时生病和住院的概率，但这一影响并不显著（第 (3)—(4) 列）。最后，接受到早期健康投入的儿童，其家庭医疗支出相比没有接受到早期健康投入的家庭平均每年低 8.4 个百分点（第 (5) 列）。Panel B 报告了低收入家庭的结果，我们发现，儿童早期健康投入的增加，分别降低了低收入家庭儿童的生病概率和住院概率 8.1 个和 10.1 个百分点，分别是高收入家庭的 2 倍和 5 倍。检验对高、低收入家庭影响效果相等的 *t* 检验值也表明差异是显著的。在接受到儿童早期健康投入时，家庭对儿童青少年时期的医疗支出也降低了 12.7 个百分点。这一影响也显著大于高收入的家庭。总的来讲，表 5 的结果表明早期健康投入提高了儿童 10—16 岁时的健康状况，并且低收入家庭的子女在获得早期健康投入时健康水平提高程度比高收入家庭的子女更加明显。

受到早期健康投入的儿童，提高了 10—16 岁时的健康状况，健康状况的提高是否增加了教育支出的回报？表 6 报告了儿童 10—16 岁时教育支出回报率与同时期健康状况的关系。教育支出回报率定义为教育支出对成绩的边际影响。¹³ 首先，我们发现教育支出的增加可以显著提高 10—16 岁儿童的平均成绩，对于高、低收入的家庭的健康儿童，这一影响分别为 5.6 个和 3.8 个标准差。儿童如果健康水平受到影响，则会降低教育投入的回报。比如，对于过去一年曾经住过院的儿童，教育支出回报率将下降 1.4 个和 1.5 个百分点（第 (2) 列）。家庭对儿童的医疗支出每增加 1%，会导致高、低收入家庭的教育支出回报下降 0.3% 和 0.6% 的标准差（第 (3) 列）。同时，结合表 5 的

¹³ 我们采用了 OLS 回归，样本包含了 1998 年前出生的、在 1—12 月受孕的儿童，样本量为 3 165。

结果, 儿童早期健康投入可以分别降低高、低收入家庭医疗支出 8.4% 和 12.7%, 以上影响进一步可以使高、低收入家庭儿童教育支出回报提高 2.5% 和 7.6% ($2.5\% = 8.4 \times 0.3\%$, $7.6\% = 12.7 \times 0.6\%$)。这一结果完全验证了理论模型对低收入家庭儿童在受到早期健康干预进而提高未来认知能力的预测: 儿童早期健康投入改善了低收入家庭儿童未来的健康水平, 进而提高了原先教育投入水平上的教育支出回报率。虽然对于高收入家庭而言, 儿童早期健康投入的增加也提高了教育支出回报率 2.5 个百分点, 但这一效果仅为低收入家庭儿童影响效果的 1/3。

表 6 教育支出回报率与 10—16 岁儿童健康状况的关系

	平均成绩 (1)	平均成绩 (2)	平均成绩 (3)
Panel A. 收入前 50% 的家庭			
教育支出×生病	-0.016 (0.012)		
教育支出×住院		-0.014** (0.007)	
教育支出×医疗支出			-0.003* (0.0018)
教育支出	0.056*** (0.019)	0.056*** (0.019)	0.052** (0.023)
样本量	1 624	1 624	1 624
Panel B. 收入后 50% 的家庭			
教育支出×生病	-0.013 (0.015)		
教育支出×住院		-0.015** (0.007)	
教育支出×医疗支出			-0.006* (0.003)
教育支出	0.038** (0.015)	0.038** (0.015)	0.038* (0.016)
观测数	1 541	1 541	1 541
个体特征	是	是	是
父母特征	是	是	是

(续表)

	平均成绩 (1)	平均成绩 (2)	平均成绩 (3)
县固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
月份固定效应	是	是	是
胎龄跨越 1995 年 6 月	是	是	是
<i>t</i> 检验	0.24	0.02	0.54

注：该表结果是基于式 (10) 的估计。个体特征包括儿童的户口、年龄、性别、民族、受教育程度、家庭规模和兄弟姐妹的数量；父母亲的特征包括母亲受教育程度、母亲的生育年龄和父亲受教育程度。括号里的数值为聚类稳健标准误，在县级层面上聚类。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 7 第 (1) 列报告了母婴保健政策对儿童教育支出的影响。我们首先计算了家庭对儿童平均每年的教育支出¹⁴，并通过式 (10) 的模型比较家庭对政策前、后出生儿童教育投入的差异。首先，表 7 的 Panel A 第 (1) 列显示，对于高收入家庭的子女而言，母婴保健政策提高家庭对 10—16 岁子女教育支出 8.2% (标准误为 0.056)，但估计结果接近 10% 的显著水平。对于低收入家庭来讲，母婴保健政策对儿童教育支出没有显著的影响。高收入家庭不显著的估计结果可能是由于小样本问题造成。为了解决这一问题，我们将样本扩展至 10—20 岁且正在上学的儿童和少年样本。¹⁵表 7 的第 (3) 列采用了扩展样本进行估计。我们发现，在获得免费的儿童早期健康资源时，高收入家庭会投入更多的资源用于未来子女的教育：受到政策影响的高收入家庭相比没有受到影响的高收入家庭，在儿童未来教育支出上高 8.7%，结果在 5% 的水平上显著。但政策的实施对低收入家庭的教育支出仍然没有显著的影响。检验高、低收入家庭估计系数相等的 *t* 检验表明，在 10% 的显著水平上有所不同。¹⁶

那么家庭是否将资源跨期地用于消费等其他方面？表 7 的第 (2) 和第 (4) 列比较在接受儿童早期健康干预和没有接受干预的家庭消费水平的差异。结果显示，不论是否采用扩展的样本，母婴保健政策的实施对家庭未来的消费水平影响微弱。

总的来讲，以上的分析结果说明在胚胎以及刚出生时免费获得健康资源

¹⁴ 教育支出包括学杂费、书本费、课外辅导/家教费、住宿费、交通费和其他费用等。

¹⁵ 值得注意的是，增加样本后不会增加 1995 年出生的儿童的数量，但样本量的增加会提高估计精度。

¹⁶ 在附录的表 A3 中，我们进一步研究了受到《母婴保健法》影响的儿童对儿童细分教育支出的影响。我们将儿童的教育支出分为学杂和书本费支出、课外辅导费支出以及交通住宿费支出三个方面。研究表明，高收入家庭在获得儿童早期健康投入后，增加了儿童未来的课外辅导费和交通住宿费方面的支出。《母婴保健法》对低收入家庭三个方面的支出均没有显著的影响。

的儿童在未来的认知能力有显著的增加,且低收入家庭的儿童获益更大。早期健康投入对高、低收入家庭儿童认知能力的影响机制不同:低收入家庭儿童在获得早期健康投入时,未来的健康水平获得提高,进而教育支出回报率得到了提升,导致认知能力的提高。高收入家庭儿童在获得早期健康资源时,通过家庭资源的跨期转移,实现了教育投入的增加,其认知能力也获得提高。

表7 儿童早期健康投入对儿童教育支出与家庭消费支出的影响

	10—16岁样本		10—20岁样本	
	儿童教育 总支出	家庭消费 支出	儿童教育 总支出	家庭消费 支出
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A. 收入前50%的家庭				
母亲6月后受孕×1995年	0.082 (0.056)	0.031 (0.093)	0.087** (0.044)	0.040 (0.069)
母亲6月后受孕	-0.162 (0.178)	0.126 (0.182)	-0.133 (0.164)	0.117 (0.154)
样本量	529	529	721	721
Panel B. 收入后50%的家庭				
母亲6月后受孕×1995年	0.050 (0.053)	0.027 (0.090)	0.051 (0.049)	0.046 (0.090)
母亲6月后受孕	0.107 (0.172)	-0.134 (0.165)	0.162 (0.153)	-0.167 (0.149)
样本量	338	338	583	583
个体特征	是	是	是	是
父母特征	是	是	是	是
县固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
月份固定效应	是	是	是	是
胎龄跨越1995年6月	是	是	是	是
t检验	1.63	0.93	1.67	0.68

注:该表结果是基于式(10)的估计。个体特征包括儿童的户口、年龄、性别、民族、受教育程度、家庭规模和兄弟姐妹的数量;父母亲的特征包括母亲受教育程度、母亲的生育年龄和父亲受教育程度。括号里的数值为聚类稳健标准误,在孩子出生月份上聚类。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平。

五、模型假设检验及稳健性分析

（一）断点左右变量连续性检验

RD-DiD 的一个关键的假设是母亲的受孕日期是在临近政策实施前后近似随机，即母亲不能够选择在政策实施前后（一个较窄的区间内）受孕。我们以 6 月作为断点，检验断点左右的样本特征是否近似，从而判断母亲是否可以选择不受孕的月份。具体来讲，以 1 个月作为区段计算这个区间内儿童及母亲的平均特征，并比较这些特征在政策实施月前后是否存在明显的差异，如果存在差异，则说明母亲可以控制受孕的时间。检验结果如图 3 所示。¹⁷从图中我们可以发现，以上所有变量在 6 月前后并没有显著的差别，说明母亲是不能控制是否在 6 月前后受孕的。

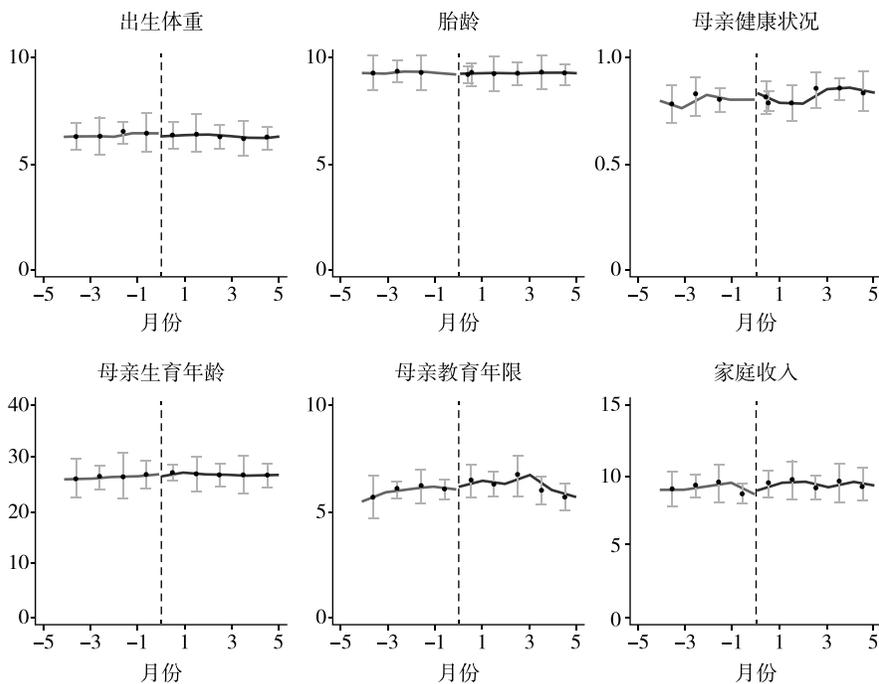


图 3 断点左右变量的连续性检验

注：图中灰色线为 95% 的置信区间。

（二）带宽敏感性检验

在表 3 和表 4 的分析中，我们选取的带宽是 2 个月和 3 个月。为了验证本

¹⁷ 在附录中，图 A2 还对儿童的性别、家庭规模、儿童的民族、儿童兄弟姐妹的数量、父亲教育年限和父亲的年龄进行了类似的检验，结果发现在政策实施前后均没有明显的跳跃。

文估计结果的稳健性,我们选取了不同的带宽进行了带宽敏感性检验,以验证本文的回归结果是否会随着选取带宽的不同而发生变化。我们仍然按照家庭收入的中位数分样本进行估计,图4绘制了选取不同带宽的情况下(1—5个月)的估计结果。

在选择不同的带宽时,估计系数的方向和显著性水平均没有明显的改变(图4(c))。早期健康投入的增加对10—16岁儿童的语文成绩有一定的提升,但估计标准误较大,结果并不显著(图4(a))。对于儿童的数学成绩,低收入家庭儿童从早期健康投入中获得的益处高于高收入家庭(图4(b))。

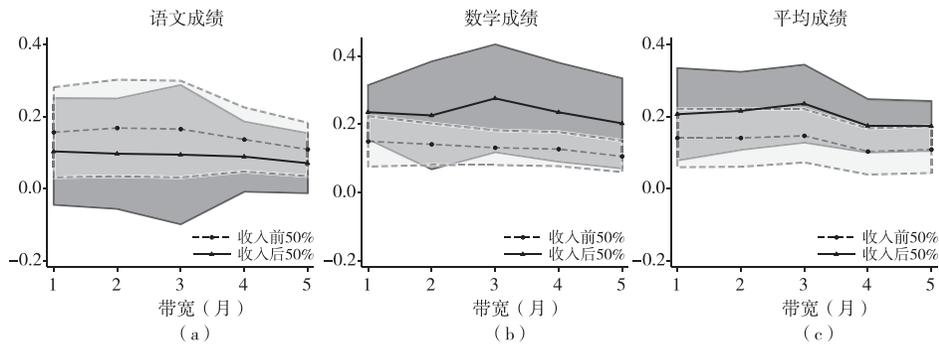


图4 带宽敏感性检验结果

注:阴影部分表示95%的置信区间。

(三) 伪断点检验

上文所得显著性的结论是否是由于数据的随机性而恰好产生的?为了说明这一问题,我们分别假设该婴儿保健政策是在1995年4月1日和8月1日实施的,附录表A4报告了估计结果。我们发现,在高、低收入家庭的样本中,所有的回归结果都是不显著的。进一步,我们还以1994年6月1日和1996年6月1日为虚拟政策实施时间,研究了这两个虚拟政策的影响,附录A5显示,没有发现这些虚拟政策对儿童成绩、健康状况和教育支出有显著的影响。总的来讲,本文所得结论并不是由于数据的随机性而恰好获得的。

(四) 倾向得分匹配法估计

实验组和控制组之间是否会因为较大的差异而影响估计结果。为了解决这一问题,我们采用倾向得分匹配方法(propensity score matching,简称PSM)估计政策的影响。我们首先基于实验组中的家庭特征、父母特征以及

子女特征运用 Logit 模型获得倾向得分¹⁸，对于实验组中的每一个样本，采用临近匹配以及核匹配的方法从控制组中匹配一个得分最为近似的样本，接着再利用匹配后的样本计算平均处理效应。附录表 A6 显示采用临近匹配获得了较好的匹配效果。基于匹配的结果，表 8 报告了实验组的平均处理效应。采用临近匹配和核匹配后我们仍然发现，儿童早期健康投入对 10—16 岁子女的数学成绩有显著的影响，对字词成绩影响并不明显。

表 8 早期健康投入对认知能力的影响 (PSM 结果)

	临近匹配			核匹配		
	字词成绩	数学成绩	平均成绩	字词成绩	数学成绩	平均成绩
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
处理效应	0.011	0.200*	0.161*	0.043	0.141*	0.126*
	(0.113)	(0.119)	(0.091)	(0.077)	(0.081)	(0.076)
县固定效应	是	是	是	是	是	是
观测数	1 358	1 358	1 358	1 358	1 358	1 358

注：括号里的数值为标准误。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的显著性水平。

(五) 1995 年颁布的其他法案的影响

一个可能导致我们估计结果出现偏误的原因是，在 1995 年临近 6 月颁布了其他相关法案，其中有两项法案与儿童教育以及家庭生育决策相关。一项是 1995 年 3 月颁布的《确定土地所有权和使用权的若干规定》，另一项是 1995 年 8 月发布的《中国的计划生育》。《确定土地所有权和使用权的若干规定》可能改变了家庭的土地产权，影响了孕期母亲的家庭收入。《中国的计划生育》的发布可能使得计划生育政策在某些省份更加严格，从而改变家庭的生育计划。

在 3 月和 8 月实施的政策，并不会影响以 2 个月为带宽的估计结果。但在以 3 个月为带宽进行估计时，可能会受到这些影响（比如表 4 的结果）。为了解决这一问题，在类似于表 4 的回归中，带宽分别选择政策实施前 2 个月和后 3 个月（不包含 3 月），以及政策实施前 3 个月和后 2 个月（不包含 8 月），所得结论与表 4 一致，即在排除没有其他政策影响的月份后，早期健康投入的增加仍然提高了儿童的长期认知能力表现。

¹⁸ 我们选用的匹配变量，即儿童个体特征、家庭特征以及父母特征基本与表 2 相同，但由于受政策影响的实验组比控制组年龄要小，存在系统差异，因此我们在匹配时没有加入年龄这一变量。

六、结 论

本文分析了儿童胚胎和婴儿时期(儿童早期)的健康投入如何影响儿童长期人力资本的发展。我们首先构建了一个区分儿童早期和少年期的两期人力资本积累模型,分析了在接受早期健康投入的儿童认知能力的可能影响机制。本文接着采用了CFPS2010和2011年的全国10—16岁儿童调查数据资料,结合我国1995年6月颁布的《母婴保健法》,对理论模型的预测进行了验证。采用断点双重差分的回归方法,我们发现,在胚胎以及婴儿阶段获得更多健康资源的10—16岁儿童,平均成绩比没有获得健康资源的儿童高0.19个标准差。低收入家庭的儿童从《母婴保健法》的实施中获益更多。

本文进一步比较了是否获得早期健康投入对儿童的健康水平、教育支出回报率和教育支出的影响。对于低收入家庭的儿童来讲,他们在受到《母婴保健法》政策的影响时,10—16岁时住院次数和医疗支出均有降低,并增加家庭教育支出回报率7.6个百分点。对于高收入家庭的儿童来讲,他们在获得早期健康投入时,家庭会多投入8.2%的资源用于子女的教育。以上差异产生的原因在于低收入家庭无法在早期达到儿童的最优健康投入水平,以及健康投入的动态互补性:在获得早期健康投入时,要求低收入家庭在未来需要增加部分资源用于儿童健康方面,因此跨期增加的资源需要在儿童健康和教育方面进行分配。

儿童的早期健康投入对儿童长期认知能力发展影响效应的研究对于我们探讨人力资本的动态投资过程具有很重要的意义。本文的研究表明对儿童早期健康投入,特别对低经济社会地位的家庭来讲,是极具效率的,它不仅可以提高儿童未来的健康水平,而且可以提高这些儿童未来教育支出的回报率。

参 考 文 献

- [1] Akee, R., W. Copeland, E. J. Costello, and E. Simeonova, "How Does Household Income Affect Child Personality Traits and Behaviors?", *American Economic Review*, 2018, 108 (3), 775-827.
- [2] Baker, M., and K. S. Milligan, "Maternity Leave and Children's Cognitive and Behavioral Development", *Journal of Population Economics*, 2015, 28 (2), 373-391.
- [3] Becker, G. S., and N. Tomes, "Human Capital and the Rise and Fall of Families", *Journal of Labor Economics*, 1986, 4 (3 Pt. 2), S1-S39.

- [4] Behrman, J. R., “The Impact of Health and Nutrition on Education”, *The World Bank Research Observer*, 1996, 11 (1), 23-37.
- [5] Clark, D., and H. Royer, “The Effect of Education on Adult Mortality and Health: Evidence from Britain”, *American Economic Review*, 2013, 103 (6), 2087-2120.
- [6] Cunha, F., and J. Heckman, “The Technology of Skill Formation”, *American Economic Review*, 2007, 97 (2), 31-47.
- [7] Cunha, F., J. J. Heckman, and S. Schennach, “Estimating the Technology of Cognitive and Non-cognitive Skill Formation”, *Econometrica*, 2010, 78 (3), 883-931.
- [8] Currie, J., “Healthy, Wealthy, and Wise: Socioeconomic Status, Poor Health in Childhood, and Human Capital Development”, *Journal of Economic Literature*, 2009, 47 (1), 87-122.
- [9] Currie, J., and D. Almond, “Human Capital Development before Age Five”, *Handbook of Labor Economics*, 2011, 4, 1315-1486.
- [10] 丁雪、王芳、赵君、陈永超、吕剑楠、宋秋霞、秦鹏, “母婴保健法律制度的国际经验与启示”, 《中国社会医学杂志》, 2018 年第 35 期, 第 557—560 页。
- [11] Heckman, J. J., J. E. Humphries, and G. Veramendi, “Returns to Education: The Causal Effects of Education on Earnings, Health and Smoking”, *NBER Working Papers*, 2016.
- [12] Heckman, J. J., and S. Mosso, “The Economics of Human Development and Social Mobility”, *Annu. Rev. Econom.*, 2014, 6, 689-733.
- [13] Heckman, J. J., and T. Kautz, “Fostering and Measuring Skills: Interventions that Improve Character and Cognition”, *NBER Working Papers*, 2013.
- [14] 魏众, “健康对非农就业及其工资决定的影响”, 《经济研究》, 2004 年第 2 期, 第 64—74 页。
- [15] 谢宇、胡婧炜、张春泥, “中国家庭追踪调查: 理念与实践”, 《社会》, 2014 年第 2 期, 第 1—32 页。
- [16] 周孝、冯中越、孙珊, “个人健康投资能促进就业吗? ——基于 CHNS 的实证分析”, 《人口学刊》, 2015 年第 2 期, 第 87—101 页。

Can Early-life Health Input Boost Children's Long-run Cognitive Ability?

JIA WU

(Jinan University)

GUANSHENG WU

(Hunan University)

BIAO LI*

(Southwestern University of Finance and Economics)

Abstract This study explores whether early-life health input improves cognitive abilities of children aged between 10 and 16. Using CFPS data we find that children who have received positive health input in uteruses and infancy show 0.19 standard deviations higher score in cognitive achievement than children who have not. Children in low-income families benefit more from early-life health input. The health status of low-income children improves at age 10 to 16 if they received early-life health input, further increasing the return to education expenditure by 7.6%. High-income children receive 8.1% more education resources from their families if they received early-life health input.

Key Words early-life health input, cognitive ability, return to education expenditure

JEL Classification J24, J13, J01

* Corresponding Author: Biao Li, College of Economics, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu, Sichuan, 611130, China; Tel: 86-13982040173; E-mail: libiao@swufe.edu.cn.