

DOI: 10.19361/j.er.2023.05.07

出生人口质量、人力资本与个体收入

——基于低出生体重的视角

张晓云 赵仲匡 宋敏*

摘要: 在“十四五”规划提出优化生育政策、促进人口长期均衡发展的背景下,本文利用2010年中国家庭追踪调查数据,从低出生体重的视角,探讨了出生人口质量对个体收入的影响及其作用机制。结果表明,低出生体重会显著降低个体收入水平。进一步的机制分析表明,人力资本中的内在认知能力、非认知能力与健康是低出生体重影响个体收入的主要渠道,并且后天干预不能弥补低出生体重对个体人力资本的负面影响。因此,政府在关注新生儿人口数量的同时,还需对出生人口质量给予足够重视,加强对妊娠期女性身心健康状况的干预,降低低出生体重发生率,提高出生人口质量。

关键词: 低出生体重;人力资本;收入水平;健康干预

中图分类号: F063.4

一、引言

中国“少子化、老龄化”问题日益加剧。根据第七次全国人口普查数据,2020年中国育龄妇女总和生育率仅为1.3,远低于世代更替水平,且人口老龄化速度较快,60岁及以上人口在总人口中占比达到18.7%。未来一段时期内,我国将持续面临人口长期均衡发展的压力。为此,“十四五”规划将优化生育政策作为改善我国人口结构、积极应对人口老龄化和促进人口长期均衡发展的重要举措。如何积极应对“少子化、老龄化”问题也引起了学者们的广泛关注和讨论,但是已有研究尚存不足。一方面,已有讨论更多关注如何降低生育和养育成本来提高生育率和生育意愿,试图从人口“增量”的视角进行应对,而较少从人口“质量”的角度关注新出生人口素质。另一方面,我国正处于从人口大国向人力资本强国转变的重大战略机遇期,而要实现从人口大国向人力资本强国的转变,并积极应对人口老龄化带来的潜在风险,不仅要重视人口“增量”,还应同时重视新增人口的“质量”。

作为出生人口质量的重要衡量指标,出生体重不仅是新生儿健康状况的重要度量指标,也是个人初始禀赋的综合度量指标(Royer, 2009),因此,低出生体重发生率^①受到了广泛

* 张晓云,东北财经大学经济学院,邮政编码:116025,电子信箱:xyzhang@dufe.edu.cn;赵仲匡,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:deniszzk@163.com;宋敏,武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:fmsong@whu.edu.cn。

感谢第1期香樟经济学Seminar(合肥)与会者的有益评论和匿名评审专家的宝贵意见,文责自负。

①低出生体重发生率是指年内出生体重低于2500克婴儿比重(%)。

关注与重视。国务院 2011 年颁布的《中国儿童发展纲要(2011—2020 年)》将“低出生体重发生率控制在 4% 以下”列为“儿童与健康”的 14 个主要目标之一,并将降低低出生体重发生率作为实现 2017 年颁布的《国民营养计划(2017—2030 年)》主要目标的重要干预措施。但是,如图 1 所示,根据国家统计局数据,2005 年以来,我国低出生体重发生率连续 16 年持续上涨,并呈逐年回升态势,且升幅持续扩大。到 2020 年,我国低出生体重发生率上升到了 3.25%,较 2004 年增加了 1.04 个百分点,涨幅达到 47.73%。因此,国家统计局在 2016 年 10 月发布的《〈中国儿童发展纲要(2011—2020 年)〉中期统计检测报告》中指出,“儿童低出生体重发生率的反弹迹象应引起关注”。伴随着低出生体重发生率的持续反弹,每年新出生人口中低出生体重儿童的数量也在逐年递增。粗略计算,2020 年 0—20 岁人口中低出生体重人口总数超过 850 万人^①,平均每年有超过 41 万的新生儿为低出生体重儿童。因此,在出生人口数量不断下降趋势下,降低低出生体重发生率,提高出生人口质量的重要性和紧迫性就更加凸显。

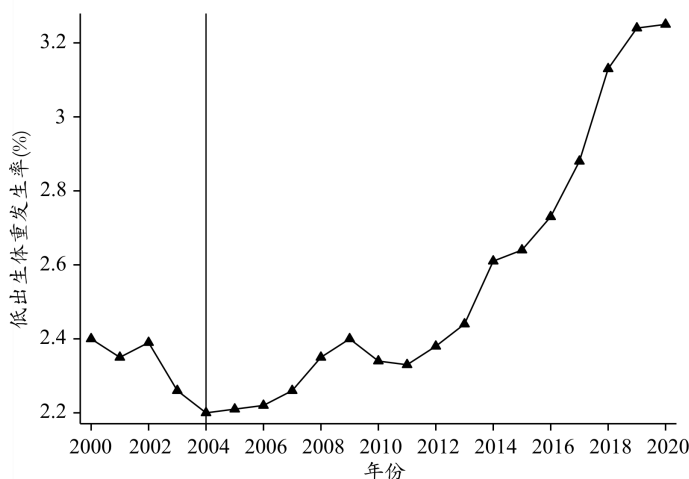


图 1 2000—2020 年低出生体重发生率的变动趋势

低出生体重问题的不断加剧,会带来一系列的社会经济问题。一方面,低出生体重对个体健康的负面影响是终身的(Barker, 1998),并且低出生体重还影响着个体的受教育水平、就业与收入等劳动力市场上的长期表现,因而对个人长期发展具有显著负向影响。另一方面,从社会角度看,由于低出生体重儿童在健康、教育和医护等方面的成本显著更高,这又会带来额外且高昂的社会成本,并通过健康、教育和代际传递等渠道降低劳动生产力,最终影响长期经济发展,并加剧社会不平等(Almond and Currie, 2011)。在“少子化、老龄化”问题不断加剧背景下,低出生体重发生率的持续反弹和新出生人口质量的不断下降不仅影响着我国经济社会的可持续发展,还事关民族前途和国家未来。因此,本文使用低出生体重作为出生人口质量的度量指标,考察其对个体收入的影响及其作用机制。

^①根据国家统计局数据,基于公式“低出生人口数量(万人)=低出生体重发生率(%)×新出生人口数(万人)”计算得出。该数字高估了 2020 年 0—20 岁低出生体重人口的规模,因为低出生体重儿死亡率显著更高。但是,由于低出生体重而死亡的人口不论是对家庭还是对整个社会而言都是重要损失。

具体地,本文主要关注三个重要的问题:(1)低出生体重代表的“先天不足”是否对个体进入劳动力市场后的收入具有显著负向影响?(2)如果存在长期影响,其影响的机制或渠道是什么?(3)这种影响是否可逆,即是否可以通过后天的培养得到弥补?对上述问题的回答具有重要的政策含义,是制定和完善旨在提升新生人口质量相关政策的重要决策依据。本文利用2010年中国家庭追踪调查数据(CFPS2010),通过考察低出生体重对成年后收入的影响为上述问题提供了来自中国的经验证据。基于工具变量的估计结果表明:低出生体重者在劳动力市场上的表现更差。低出生体重者的年收入较正常出生体重者至少低44%。进一步的机制分析表明,低出生体重对健康人力资本、内在认知能力和非认知能力的显著负向影响,是低出生体重降低个体收入的重要影响渠道。并且,给定其他因素,低出生体重对内在认知能力、健康与非认知能力的显著负向影响,不因父母的社会经济地位和受教育水平不同而存在显著差异,这表明上述影响不能通过后天干预和家庭投入得到弥补。因此,本文强调,在优化生育政策、促进人口长期均衡发展重大决策实施过程中,不仅要关注新生人口的数量,还需要对新生儿人口质量给予足够重视,通过加强对妊娠期女性的营养状况干预和心理健康干预等措施,降低婴儿低出生体重的发生率,减少较低新生儿人口质量造成的不可逆的社会成本。

本文可能的贡献主要体现在以下三个方面:第一,基于中国的全国代表性数据,使用低出生体重作为出生人口质量的度量指标,考察了低出生体重对长期劳动力市场表现的影响,为“胎儿起源假说”提供了来自发展中人口大国的证据。第二,已有研究大多从健康和教育等角度考察低出生体重影响个体收入的作用机制,不同于之前的研究,本文强调了健康人力资本、内在认知能力和非认知能力的作用,是对已有文献的有益补充。第三,“十四五”规划强调,“加强孕前孕产期健康服务,提高出生人口质量”,因此,本文结论对优化生育政策、促进人口长期均衡发展具有一定的启示意义。

文章后续结构安排如下:第二部分为文献回顾;第三部分为数据来源说明和变量定义与描述;第四部分为实证结果与分析;第五部分为机制检验与分析,并探讨能否通过后天的投资补偿“先天不足”;第六部分为研究结论与政策建议。

二、文献综述

自Barker(1990)提出“胎儿起源假说”以来,关于出生体重的研究日益增多。该假说认为,成年甚至老年时期的诸多特定慢性病均可被追溯至胎儿时期,并强调胎儿时期的成长条件对健康等影响的持久性和长期性。之后,“胎儿起源假说”的内涵从两个方面得到了拓展:一是对其影响来源的拓展,包括父母的健康行为——吸烟、饮食和锻炼等——对胎儿发育的影响;二是对其影响与长短期后果的拓展,包括胎儿时期的发育状况对成年后的受教育水平和收入等的影响(Almond and Currie,2011)。由于母亲孕期的营养不良、健康状况与健康行为是造成新生儿低出生体重的主要原因,因此出生体重就成为新生儿健康状况和个人初始禀赋的恰当度量指标(Royer,2009)。广义上的“胎儿起源假说”对低出生体重如何影响成年后的收入具有如下三个方面的含义:

首先,低出生体重会直接影响个体的健康水平,而健康是影响个体收入的重要人力资本(Strauss and Thomas,1998;程名望等,2014)。研究表明,低出生体重对个体的短期和长期健康状况均具有显著负向影响。在短期,出生体重往往与新生儿死亡率和婴儿死亡率高度相

关,并且对幼年、童年和青少年时期的健康状况具有重要影响(Black et al., 2007; Royer, 2009)。在长期,低出生体重者在成年后的健康状况相对更差、患慢性病的概率更高(Currie, 2011)、身高也相对更低(Black et al., 2007)。

其次,低出生体重会降低个体的受教育水平(Black et al., 2007),从而对个体收入产生负向影响。Case 等(2005)实证分析发现,低出生体重对健康的持久负向影响,显著降低了其成年后的受教育水平、健康状况和社会经济地位。Currie 和 Hyson(1999)基于英国的NCDS 数据研究表明,低出生体重者在33岁时的受教育水平、收入水平和就业概率更低;低出生体重还具有代际传递性,低出生体重的女性,其子女为低出生体重的可能性也更大。并且,低出生体重对成年后的身高和受教育水平具有显著负向影响,且更有可能居住在城市的相对贫困区域(Currie and Moretti, 2007)。Behrman 和 Rosenzweig(2004)使用美国明尼苏达州女性双胞胎数据分析发现,双胞胎中的出生体重更重者在成年后,往往拥有更高的身高、更高的受教育水平和更高的工资水平。顾和军和严蔚然(2019)基于中国教育追踪调查数据,使用倾向得分匹配方法实证分析了出生体重对城镇儿童学习成绩的影响,结果表明,低出生体重儿童的学习成绩显著更差。

最后,低出生体重会影响个体的认知能力,从而对个体收入产生重要影响。认知能力是个体收入与社会经济地位的重要影响因素(Hanushek and Zhang, 2009; 张晓云、杜丽群, 2017),而胎儿时期的营养状况是认知能力形成的关键因素(Cunha et al., 2005)。Black 等(2007)基于挪威的双胞胎数据研究发现,出生体重对个体的智商和收入等都具有显著影响,低出生体重者的认知能力显著更差。Richards 等(2001)的研究表明,出生体重和8岁时的认知能力显著正相关,并且能够部分解释出生体重对成年后认知能力的影响。吴贾等(2021)使用2010年和2011年CFPS数据,基于1995年颁布实施的《母婴保健法》考察了胚胎和婴儿时期健康投入对儿童长期认知能力发展的影响,研究发现,在胚胎和婴儿时期的健康投入显著提高了其认知能力。

综上所述,低出生体重可能通过影响个体的健康、受教育水平和认知能力等人力资本的积累,从而对成年后的收入水平产生影响。但已有文献仍存在以下不足:(1)已有文献对低出生体重影响个体收入的作用机制的探讨存在不足。认知能力包括多种类别,记忆能力和逻辑推理能力等内在认知能力较少受到后天干预的影响,而识字能力和数学计算能力等基本认知能力则更多体现了后天的学校教育等对能力的培养与影响(谢宇等, 2014)。并且,早期健康状况也会对个体非认知能力产生重要影响(Cunha et al., 2005),因此,低出生体重也可能通过非认知能力的渠道对收入产生影响。(2)尚缺乏专门针对中国低出生体重对个体劳动力市场表现影响的研究,本文研究提供了来自发展中人口大国的实证分析证据。(3)已有文献缺乏对低出生体重的负面影响是否可逆的探讨。如果后天干预可以弥补低出生体重导致的先天禀赋差距,那么不进行产前营养干预也是合意的。鉴于此,本文提出以下研究假说:

假说1:低出生体重通过影响个体的健康、内在认知能力与非认知能力对其成年后收入具有显著负向影响。

另外,由于内在认知能力等在10岁左右就保持稳定了,且非认知能力的形成也受到早期环境的影响(李晓曼、曾湘泉, 2012),因此提出本文假说2:

假说2:父母的投资等后天干预并不能抵消低出生体重带来的负向影响。

三、数据来源与变量

(一)数据来源与样本选择

本论文所用数据来自北京大学“985”项目资助、北京大学中国社会科学调查中心执行的2010年中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies,以下简称CFPS),该调查覆盖了中国25个省/市/自治区,为全国代表性样本。本文主要关注低出生体重对劳动年龄群体收入的影响及其作用机制,因此,所用样本数据主要来自2010年成人问卷数据库,并对样本数据进行了如下处理:(1)依照个人编码,使用2012年、2014年、2016年、2018年和2020年CFPS调查数据对2010年CFPS的个体出生体重数据进行了匹配补充,以尽量增加样本规模^①;(2)剔除了匹配后个体出生体重数据和控制变量存在缺失的样本;(3)剔除了年龄在60岁及以上的非劳动年龄群体样本和正在上学的非劳动力样本;(4)在机制分析部分,“记忆能力”和“算术推理能力”两种内在认知能力使用CFPS2016中的“记忆题测试得分”和“数列题测试得分”进行度量^②;非认知能力的度量参照李涛和张文韬(2015),使用“大五”人格分类法进行度量。

(二)变量定义与描述性统计

1.被解释变量:个体年收入的自然对数值($\ln Income$)。为分析低出生体重对个体收入的影响,依照文献中的普遍做法,本文选择个人的年度收入进行度量。相对于小时工资率和月工资收入,个人年度总收入能够更好地度量个体生命周期内的平均收入。

2.核心解释变量:低出生体重(LBW)。根据原卫生部2012年颁布的《母婴健康素养——基本知识与技能(试行)》,不足2500克(即5斤)为低出生体重儿。因此,若出生体重小于5斤,则 LBW 取值为1,否则取值为0。

3.控制变量。为了控制其他因素对收入的影响,在已有文献和现实基础上,本文选取了一系列变量作为控制变量:(1)3岁时的户口状况($Hukou3$),用以控制出生体重的城乡差异、城乡收入差距的基本现实和户籍在个体收入中的重要作用(陆铭、陈钊,2004);(2)性别虚拟变量($Gender$),用以控制出生体重和个体收入存在的性别差异;(3)婚姻状况($Marriage$),用以控制可能存在的婚姻溢价效应(王智波、李长洪,2016);(4)年龄(Age)和年龄的平方项(Age^2),用以控制年龄、工作经验和个体收入在生命周期中的分布状况的影响;(5)家庭背景是个体出生体重和收入的重要影响因素(Almond and Currie,2011),因此,本文通过控制“父亲的受教育年限”($Feduy$)、“母亲的受教育年限”($Meduy$)、“父亲的党员身份”($Fparty$)、“母亲的党员身份”($Mparty$)以及父亲与母亲职业类别的固定效应来控制家庭背景的影响。此外,我们还控制了是否为汉族(Han)和出生时所在省份的固定效应,用以控制民族身份差异

^①之所以从后面的年份往前面的年份进行匹配是出于两方面的原因:一是2012年及后续年份的调查数据中,个体的出生体重数据仅询问新增样本,因此,绝大多数样本的出生体重数据来自CFPS2010,而从前往后匹配将损失较多样本,增加估计偏误,但使用从前往后匹配的CFPS2018及CFPS2020数据的估计结果不变,限于篇幅,未报告该结果;二是只有CFPS2010提供了父母的党员身份和职业类别数据,而父母特征变量是影响个体出生体重和成年后收入的重要影响因素。

^②CFPS2012中也有这两类测试得分,但2012年的数列题测试在设计上存在缺陷,导致该数据出现大量缺失。CFPS2016中修正了2012年出现的错误,因此,能够更加准确地度量个体的真实能力。

和地区差异可能的影响^①。

主要变量的定义和描述性统计见表 1。样本低出生体重概率为 9.1%^②,且女性样本低出生体重概率较男性略高,其原因在于女性出生体重显著更低。另外,平均而言,女性的收入与年龄更低,在家庭背景上也存在一定差异,但差别不大。

表 1 主要变量的定义与描述性统计

变量名	变量定义	全样本(N=3 367)				男(N=1 807)		女(N=1 560)	
		均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	均值	标准差
lnIncome	年收入的自然对数值	8.988	1.255	5.707	11.613	9.324	1.083	8.600	1.326
LBW	是否低出生体重:是=1,否=0	0.091	0.288	0	1	0.090	0.287	0.092	0.290
Gender	性别:男=1,女=0	0.537	0.499	0	1	1	0.000	0	0.000
Han	民族:汉族=1,少数民族=0	0.921	0.269	0	1	0.925	0.264	0.917	0.276
Age	年龄	40.271	10.107	16	59	40.804	10.154	39.654	10.020
Marriage	婚姻状况:在婚=1,其他=0	0.973	0.161	0	1	0.968	0.175	0.979	0.144
Hukou3	3 岁时户口状况:农业=1;非农=0	0.833	0.373	0	1	0.837	0.369	0.828	0.378
Feduy	父亲的受教育年限	4.914	4.577	0	16	4.740	4.615	5.115	4.526
Meduy	母亲的受教育年限	2.931	4.049	0	16	2.679	3.917	3.222	4.180
Fparty	父亲是否党员:是=1,否=0	0.184	0.388	0	1	0.190	0.392	0.178	0.382
Mparty	母亲是否党员:是=1,否=0	0.031	0.172	0	1	0.025	0.156	0.037	0.189

四、实证模型与回归结果

(一) 基准回归结果

本文首先使用 OLS 回归考察低出生体重对个体收入的影响,基准模型见(1)式:

$$\ln Income_i = \beta_0 + \beta_1 LBW_i + \Phi X_i + \lambda_{prov} + \varepsilon_i \tag{1}$$

模型(1)中:被解释变量 lnIncome_{*i*}为个体年收入的自然对数值;LBW_{*i*}为虚拟变量, LBW_{*i*}=1 表示个体为“低出生体重”,否则取值为 0; X_{*i*}为其他控制变量,包括 3 岁时户口状况、民族、性别、年龄及其平方项、婚姻状况、父母的受教育年限、父母的党员身份和父母的职业固定效应; λ_{*prov*}为个体出生时所在省份的固定效应。本文所有回归系数的标准误均使用异方差稳健性调整和在区县层面上进行了聚类处理,且在回归中使用了样本抽样权重。

基于模型(1)的 OLS 回归结果见表 2。第(1)列在控制了性别、民族、年龄、婚姻状况、3 岁时户口状况和出生时所在省份的地区固定效应后,低出生体重者的收入显著低约 21.9%,按样本均值计算约为 3 260 元^③。第(2)列进一步控制了个体是否为高出生体

①控制当前所在省份的固定效应并不影响本文估计结果,因为超过 90%的样本出生所在省份就是其当前所在省份。但为了控制可能的人口流动对估计结果的影响,我们选择了控制出生所在省份的固定效应。

②本文所用样本的低出生体重概率的均值为 9.1%,远高于 2010 年当年的低出生体重发生率 2.34%,原因在于本文所用样本的出生年份为 1951—1994 年,而 2010 年的低出生体重发生率仅是在 2010 年出生的新出生人口的低出生体重发生率。

③样本的收入均值为 14 885 元。

重(*HBW*)^①,用以控制出生体重过高异常值可能的影响。结果显示,出生体重过高对个体收入的影响在统计上不显著,且回归系数远小于低出生体重的回归系数。第(3)、(4)列进一步控制了父母的受教育年限、党员身份和职业类别的固定效应,结果表明,父母的受教育水平和党员身份对子女收入具有显著正影响,且在控制家庭特征变量后,低出生体重对个体收入的影响依然显著为负,低出生体重者的收入低约 20.4%。根据国家统计局数据,2010 年的全国居民人均收入为 12 520 元。由此可知,低出生体重对个体收入的负向影响,不仅具有统计显著性,而且具有经济显著性。此外,表 2 回归结果还表明,男性、汉族的个体收入显著更高,3 岁时为农村户口则个体收入显著更低,且个体收入与年龄呈倒 U 型关系。

表 2 基准回归结果:低出生体重对个体收入的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>LBW</i>	-0.219*** (0.076)	-0.221*** (0.076)	-0.204*** (0.075)	-0.204*** (0.075)
<i>HBW</i>		-0.038 (0.085)		
<i>Gender</i>	0.757*** (0.039)	0.758*** (0.039)	0.775*** (0.039)	0.776*** (0.039)
<i>Han</i>	0.333*** (0.087)	0.333*** (0.087)	0.293*** (0.086)	0.292*** (0.087)
<i>Age</i>	0.080*** (0.016)	0.080*** (0.016)	0.084*** (0.015)	0.081*** (0.015)
<i>Age</i> ²	-0.126*** (0.020)	-0.126*** (0.020)	-0.120*** (0.019)	-0.118*** (0.019)
<i>Marriage</i>	-0.016 (0.120)	-0.019 (0.121)	0.047 (0.122)	0.062 (0.118)
<i>Hukou</i> 3	-0.666*** (0.080)	-0.667*** (0.080)	-0.473*** (0.074)	-0.310*** (0.079)
<i>Feduy</i>			0.021*** (0.005)	0.015*** (0.005)
<i>Meduy</i>			0.036*** (0.006)	0.033*** (0.006)
<i>Fparty</i>				0.169*** (0.044)
<i>Mparty</i>				0.110 (0.094)
父亲职业类别固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
母亲职业类别固定效应	未控制	未控制	未控制	控制
出生所在省份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.292	0.292	0.310	0.322
<i>N</i>	3 367	3 367	3 367	3 367

注:括号内为使用异方差调整和聚类到区县层级的稳健性标准误。*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。回归过程使用了样本抽样权重。下同。

(二) 内生性问题:工具变量法

使用 OLS 估计低出生体重对个体成年后收入的影响,可能存在内生性问题,从而导致估计结果存在偏误。针对可能的内生性问题:首先,对可能的内生性来源、对估计结果的影响方向进行讨论;其次,利用工具变量法进行进一步的实证分析。

①出生体重等于或超过 8 斤称之为“巨大儿”,一般视为体重过重。巨大儿对母亲与新生儿健康状况都可能带来不良影响。

1. 可能的内生性来源与影响

由于个体进入劳动力市场的时间远在婴儿出生之后,因此不存在劳动力市场表现影响自身出生体重的反向因果问题。但是有三种内生性的来源可能导致 OLS 结果低估:

第一,度量误差。由于出生体重为回忆性数据,存在度量误差。但本文核心解释变量是根据连续变量设置的虚拟变量,这在一定程度上可以降低度量误差问题,而经典度量误差可能导致 OLS 估计结果偏小。另外,本文所用样本可能高估了低出生体重发生概率,这也会导致 OLS 低估低出生体重对个体收入的负向影响。

第二,样本选择偏误。这包括两种情况:一是胎儿选择偏误问题。由于低出生体重会增加新生儿死亡率,因此,胎儿选择偏误会造成 OLS 低估出生体重的长期影响(Black et al., 2007);二是在本文所用样本中,受访者是否报告了出生体重数据,与个体是否为城镇居民、是否男性、自身及父母的受教育年限显著正相关,与年龄负相关,这会造成在劳动力市场表现“更好”的样本进入到回归分析中,从而导致低估出生体重对劳动力市场表现的“真实”影响(Conley and Bennett, 2001)。

第三,遗漏变量。低出生体重与其成年后的劳动力市场表现,可能同时受到其他共同因素的影响,如父母在怀孕期间的健康行为和基因遗传等,而其中无法观测的因素可能造成遗漏变量偏误。但是,已有研究表明,遗漏变量偏误在考察出生体重的长期影响时并不重要(Black et al., 2007),并且,使用横截面数据估计出生体重的长期影响时,不控制基因禀赋会低估其影响(Behrman and Rosenzweig, 2004)。

2. 基于工具变量的分析

为缓解可能存在的内生性问题对估计结果的影响,本文进一步使用配偶是否为低出生体重作为个体是否为低出生体重的工具变量,并基于两阶段最小二乘法进行实证分析。该工具变量能够很好地满足工具变量的相关性和外生性条件。

一方面,在相关性上,在婚姻匹配模式下,配偶是否低出生体重与个体是否低出生体重高度相关^①。因此,配偶是否为低出生体重与自身是否为低出生体重正相关,满足工具变量的相关性条件。另一方面,在外生性上,在控制了家庭背景后,配偶是否为低出生体重只能通过婚姻匹配途径对配偶的收入产生影响,从而满足工具变量的排他性假设。

表 3 报告了基于工具变量的两阶段最小二乘法(2SLS)估计结果:首先,一阶段估计结果表明,工具变量“配偶是否为低出生体重”(LBWS)对个体是否为低出生体重具有显著正影响,且弱工具变量检验的 K-P Wald F 统计量通过了弱工具变量检验,表明该工具变量不是弱工具变量。其次,第二阶段的估计结果显示,低出生体重会显著降低个体收入水平,相对而言,低出生体重者在成年后的年收入平均低约 44.1%,这说明 OLS 低估了低出生体重对成年后收入的影响^②,因此,我们将该估计结果视为基准结果。为避免可能的内

①基于 CFPS 数据的统计结果显示,配偶是否低出生体重的相关系数为 0.307,且在 1%水平上显著。我们没有直接使用父亲或母亲是否为低出生体重作为工具变量,一是因为匹配后父亲和母亲出生体重的数据规模太小,二是相对于父亲或母亲是否低出生体重,配偶是否为低出生体重相对更能满足工具变量的排他性假设。

②对比可发现,工具变量估计结果比 OLS 估计结果高了 1 倍左右,这与在不控制内生性来源时使用横截面数据估计出生体重对受教育水平的影响会导致低估其影响 50%的结论一致(Behrman and Rosenzweig, 2004)。Johnson 和 Schoeni(2011)使用美国 PSID 数据基于固定效应模型(sibling fixed effect)的估计结果约为 15%,且该负向影响会随着年龄增长而增长。

生性问题对回归结果带来的偏误,后续回归结果均报告基于该工具变量的两阶段最小二乘估计结果。

表 3 工具变量两阶段回归结果

	一阶段	二阶段
	(1)	(2)
<i>LBW</i>		-0.441 ** (0.182)
<i>LBWS</i>	0.265 *** (0.045)	
控制变量	控制	控制
父亲职业类别固定效应	控制	控制
母亲职业类别固定效应	控制	控制
出生所在省份固定效应	控制	控制
Kleibergen-Paap rk LM statistic	5.961 (0.015)	
Kleibergen-Paap rk Wald F statistic	35.293	
<i>R</i> ²		0.319
<i>N</i>	3 367	3 367

注:其他控制变量同表 2。下同。

(三) 稳健性检验

1.调整解释变量

由于本文所用样本中有 0.39%的样本为极低出生体重 (*VLBW*)^①,有 4.96%的样本为高出生体重 (*HBW*),因此,基准估计结果可能受到这些异常值的影响。为此,在表 4 第(1)列剔除极低出生体重样本和高出生体重样本进行稳健性检验,结果显示,在剔除出生体重异常值后,低出生体重对个体收入的影响与表 3 基本相同。另外,由于经历过 大饥荒可能导致个体为低出生体重的概率更高,存在生存选择偏误问题(Chen and Zhou,2007),且童年挨饿经历是个体健康状况和认知能力的重要影响因素(刘亚飞,2018)。因此,在表 4 第(2)列剔除 1959—1961 年出生的样本进行稳健性检验。回归结果显示,在剔除饥荒年份出生的样本后,低出生体重对个体收入的影响依然显著为负,且有所提升。综上可知,在考虑到出生体重异常值对估计结果可能的影响后,本文估计结果依然稳健。

2.调整被解释变量

考虑到被解释变量异常值可能对估计结果的影响,在该部分我们通过剔除被解释变量异常值和变换被解释变量度量方式进行进一步的稳健性检验。首先,基于 2010 年最低工资水平和年均收入^②,剔除年收入不足 0.6 万元和超过 10 万元的样本进行稳健性检验。其次,使用个体月工资收入的自然对数值(*lnmwage*)作为被解释变量进行稳健性检验。其中,月工

①出生体重小于 3 斤(<1500 克)为极低出生体重。

②一方面,按照 2010 年全国月最低工资标准为安徽省的 500 元,将年收入低于 6 000 元视为异常值(500 元×12=6 000 元)。另一方面,样本中第 99 分位数的年收入为 10 万元,因此将年收入超过 10 万元视为异常值。

资收入使用其年收入除以每年工作月数计算得出。最后,使用个体小时工资率的自然对数值($\ln\text{hwage}$)作为被解释变量进行稳健性检验。其中,小时工资率依据“小时工资率=月工资收入÷(每月工作天数×每天工作小时数)”计算得出。回归结果表 4 中的第(3)—(5)列显示,在剔除年收入异常值、使用月收入和小时工资率代替年收入进行回归的估计结果依然稳健^①。

表 4	稳健性检验结果				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>LBW</i>	-0.410 ** (0.172)	-0.476 ** (0.192)	-0.509 *** (0.148)	-0.634 *** (0.210)	-0.579 *** (0.188)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
父亲职业类别固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
母亲职业类别固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
出生所在省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.315	0.320	0.190	0.315	0.183
N	3 187	3 201	2 182	2 300	2 296

注:该表结果为基于工具变量的两阶段最小二乘估计结果。下同。

(四) 异质性分析

首先,由于出生体重在不同性别之间存在显著差异,女性的出生体重显著更低,而不同性别在劳动力市场上的报酬也存在显著差异。其次,出生体重和收入水平在城乡之间存在显著差异,城镇新生儿童的低出生体重发生率显著更低,且城镇居民的收入水平也显著更高。再次,我国不同地区的经济发展水平存在显著地区差异,东部地区经济发展相对更好,平均而言,东部地区的低出生体重发生率也相对更低^②。最后,我国流动人口规模庞大,而流动人口在健康、收入等方面与常住人口存在显著差异。因此,低出生体重对个体收入的负向影响可能因性别、城乡、地区和是否流动而存在显著差异。

为此,我们在模型(1)基础上引入低出生体重(*LBW*)与性别(*Gender*)、城乡(*Urban*)、是否东部地区(*East*)和是否流动人口(*Migration*)的交互项来考察低出生体重对个体收入的负向影响在不同群体间是否存在显著差异,并使用配偶是否低出生体重(*LBWS*)与这些变量的交互项作为交互项的工具变量。其中,流动人口(*Migration*)依据受访者的户口是否在本区县进行定义,是则取值为 0,否则取值为 1。回归结果见表 5。在不同性别、城乡和不同地区之间,低出生体重对个体收入的负向影响并无显著差异,也不因是否流动人口而存在显著差异。可能的原因在于,低出生体重量度的先天禀赋对其成年后的劳动力市场表现的负向冲击较少受到后天环境的变化而改变,这与本文后续强调健康人力资本、内在认知能力和非认知能力是其重要影响渠道的结论一致。

①由于受访者的一年工作月数、每月工作天数和每天工作小时数存在更多缺失,因此,表 3 第(4)列和第(5)列的样本量有较大幅度减少,这也是我们使用年收入作为被解释变量的原因之一。

②但并不尽然更低,因为地区经济发展水平与低出生体重发生率之间并非简单的线性相关关系。例如,根据国家统计局数据,北京市和上海市 2020 年的低出生体重发生率分别为 5.01%和 4.95%,都远大于如甘肃省 2020 年的低出生体重发生率 2.88%。

表 5 异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>LBW</i>	-0.474** (0.213)	-0.383** (0.156)	-0.504*** (0.175)	-0.506** (0.215)
<i>LBW</i> × <i>Gender</i>	0.058 (0.334)			
<i>LBW</i> × <i>Urban</i>		1.041 (0.982)		
<i>LBW</i> × <i>East</i>			0.258 (0.699)	
<i>LBW</i> × <i>Migration</i>				-0.113 (0.652)
控制变量	控制	控制	控制	控制
父亲职业类别固定效应	控制	控制	控制	控制
母亲职业类别固定效应	控制	控制	控制	控制
出生所在省份固定效应	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.319	0.313	0.319	0.328
<i>N</i>	3 367	3 367	3 367	3 352

五、进一步分析：作用机制与后天干预的影响

(一) 影响机制分析

1. 健康人力资本

健康是影响个体收入的重要人力资本(程名望等,2014),本文使用个体的身高(*Height*)和自评健康状况(*Health*)^①度量其健康人力资本。已有研究表明,身高受到生命早期的营养与健康状况的影响(Bozzoli et al.,2009),而身高更高者,其收入也更高(Case and Paxson,2008),且中国劳动力市场上存在“身高溢价”效应(张晓云等,2018)。

低出生体重对健康人力资本影响的两阶段最小二乘估计结果见表6第(1)、(2)列。给定其他因素,低出生体重者的身高显著更低(表6第(1)列),健康状况也显著更差(表6第(2)列)。该结果表明,健康人力资本是低出生体重影响个体收入的一个重要渠道。

2. 内在认知能力

内在认知能力,主要依赖于自身的先天禀赋,因此,胎儿时期的营养与健康状况对内在认知能力具有重要影响(Cunha et al.,2005),且不受教育等后天干预的影响(Neisser et al.,1996)。为度量个体内在认知能力,参照谢宇等(2014)、张晓云和杜丽群(2017),本文使用记忆能力(*Memory*)和算术推理能力(*Logic*)度量个体的内在认知能力。具体地,记忆能力和算术推理能力分别使用CFPS2016中受访者的“字词记忆测试得分”和“数列题测试得分”进行度量^②。

回归结果见表6第(3)、(4)列:低出生体重对个体的记忆能力和算术推理能力均具有

①若受访者自评健康状况为“健康”,则*Health*取值为1;若为“一般、比较不健康、不健康或非常不健康”,则取值为0。

②两者的相关系数为0.418。另外,“数列题测试得分”之所以使用2016年数据,而没有使用调查时间更接近的2012年数列题测试得分,是因为2012年的数列题测试在设计上存在缺陷,导致样本的数列题测试得分的数据出现了大量的缺失,在中老年群体中缺失比例超过一半,且CFPS2012数列题测试中有一道题存在内容上的错误。“字词记忆测试得分”同样使用CFPS2016的数据不改变本文的结论,且认知能力会随着年龄而衰减,因此,使用CFPS2012和CFPS2016的数据会低估内在认知能力的作用。

显著负向影响。给定其他因素,低出生体重者的记忆能力和算术推理能力分别低约 1.28 分和 2.41 分,相当于样本均值的 25.8%和 36.4%。由此可知,内在认知能力是低出生体重影响个体收入的重要渠道,并且,算术推理能力的影响相对更大,这与张晓云和杜丽群(2017)的结论一致。

表 6 机制分析:低出生体重对人力资本的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Height</i>	<i>Health</i>	<i>Memory</i>	<i>Logic</i>	<i>Eduy</i>	<i>Eduy</i>	<i>Cognitive</i>	<i>Cognitive</i>
<i>LBW</i>	-3.736*** (1.279)	-0.417*** (0.130)	-1.280*** (0.383)	-2.409** (1.209)	-2.131** (1.036)	-0.554 (1.077)	-9.598*** (3.421)	-1.233 (3.379)
<i>Memory</i>						0.340*** (0.039)		1.211*** (0.148)
<i>Logic</i>						0.251*** (0.021)		0.970*** (0.083)
<i>Height</i>						0.007 (0.008)		0.010 (0.039)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
父亲职业类别固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
母亲职业类别固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生所在省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.539	0.300	0.181	0.221	0.401	0.471	0.372	0.460
<i>N</i>	4 042	4 072	3 977	3 593	4 073	3 566	4 071	3 565

3.教育和基本认知能力

人力资本理论认为,受教育水平和基本认知能力是个体收入的主要影响因素(Hanushek et al.,2015),其中,基本认知能力包括读写能力和运算能力(Acosta et al.,2015)。为考察该渠道,本文使用个体的受教育年限(*Eduy*)度量其受教育水平^①,并参照张晓云和杜丽群(2017),使用CFPS2010中的“字词测试得分”与“数学测试得分”两者之和度量个体的基本认知能力(*Cognitive*)。其中,“字词测试得分”度量个体的识字能力,“数学测试得分”度量个体的数学计算能力。由于个体识字能力和数学计算能力主要受到学校教育的影响(谢宇等,2014),且两者高度相关^②,因此,本文使用两类测试题得分之和作为基本认知能力的综合度量指标。

表 6 第(5)列和第(7)列给出了低出生体重对受教育水平和基本认知能力影响的估计结果:低出生体重者的受教育年限平均低约 2.13 年(表 6 第(5)列),相当于样本均值的 26.1%。并且,低出生体重会显著降低个体基本认知能力,平均低约 9.6 分,相当于样本均值的 30.4%。另外,更早保持稳定的内在认知能力是个体受教育水平和基本认知能力的基础,内在认知能力更高的人通常在学习中表现更好,教育成就也更高(李晓曼、曾湘泉,2012;谢宇等,2014)。因此,如果认知能力是低出生体重影响个体收入的重要渠道,那么,低出生体重应先影响其先天禀赋,如记忆能力和算术推理能力,所以,在进一步控制内在认知能力后,低出生体重对受教育水平和基本认知能力的影响应显著下降。为进一步比较“内在认知能力”和“教育与基本认知能力”的相对重要性,在表 6 第(5)列和第(7)列的基础上,分别在第

①本文所用样本的受教育年限(*Eduy*)与基本认知能力(*Cognitive*)的相关系数为 0.838。
②本文所用样本中“字词测试得分”和“数学测试得分”的相关系数为 0.801。另外,分类别考察并不影响分析结果。

(6)列和第(8)列进一步控制个体的记忆能力(*Memory*)、算术推理能力(*Logic*)和身高(*Height*)^①,回归结果表明:在控制身高及内在认知能力后,低出生体重对个体受教育水平和基本认知能力回归系数的绝对值大幅下降,且不再具有统计显著性,这表明不受后天干预影响的内在认知能力是低出生体重影响个体收入的主要渠道。

4.非认知能力^②

研究表明非认知能力对劳动者工资性收入具有显著正影响(王春超、张承莎,2019),且生命早期健康状况对非认知能力的形成具有重要影响(Cunha et al.,2005)^③。为考察该渠道,参照李涛和张文韬(2015),使用“大五”人格度量个体的非认知能力,包括“严谨性”(Con)、“外向性”(Ext)、“顺同性”(Agr)、“开放性”(Ote)和“神经质”(Neu)五个维度。

回归结果见表7:低出生体重对个体非认知能力中的“严谨性”“外向性”“顺同性”和“神经质”具有显著影响,会显著降低其严谨性、外向性和顺同性,并提高其抑郁程度^④。

综上可知,低出生体重之所以对成年后个体收入具有显著负向影响,其影响机制在于,低出生体重对个体的健康、内在认知能力和非认知能力均具有显著负向影响,本文的假说1得到验证。

表 7 机制分析:低出生体重对非认知能力的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Con	Ext	Agr	Ote	Neu
LBW	-1.315 *** (0.493)	-0.958 *** (0.462)	-1.176 ** (0.501)	-0.038 (0.245)	-1.643 ** (0.731)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
父亲职业类别固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
母亲职业类别固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
出生所在省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.068	0.093	0.076	0.111	0.050
N	3 977	4 072	4 064	4 072	4 039

(二)后天干预的影响

本文前述研究表明,低出生体重者的人力资本水平显著更低,导致其在劳动力市场上表现更差。那么,父母能否通过后天的干预在一定程度上对其进行弥补?由于家庭经济条件越好,父母对子女所能投入的资源往往也越多,同时,父母的受教育水平越高,后天干预的效率往往也越高。考虑到家庭内的性别分工,一般而言,父亲的劳动力市场参与率更高,母亲则在生儿育女等家庭内部活动中投入更多,且存在性别收入差距。因此,本文利用父亲的职业社会经济地位作为家庭对子女在经济方面投入多寡的代理变量、利用母亲的受教育水平作为家庭后天干预效率的度量指标,来考察出生体重的负面影响是否能够被后天干预所弥

①由于身高在18岁以后变化的概率较小,且同样受到孕期营养状况的影响,因此,可以将身高视为除记忆能力和算术推理能力之外的其他内在认知能力的恰当代理变量(Case and Paxson,2008)。另外,不控制身高,该结论依然成立。

②感谢匿名审稿专家提醒我们考察非认知能力在低出生体重影响个体收入中的机制作用。

③尽管非认知能力的可塑性跨越的生命周期更长,但在20岁以后的可塑性会显著变差,且早期培养尤为关键(李晓曼、曾湘泉,2012)。另外,大五人格具体度量指标请参见李涛和张文韬(2015)。

④“神经质”(Neu)取值越高,则个体抑郁程度越低。

补? 具体地,将父亲职业的 EGP 职业分类中的前 4 个类别定义为“高职业社会经济地位”(FHighSES)用以度量后天干预经济资源多寡^①,是则取值为 1,否则取值为 0。利用母亲是否拥有高中及以上学历(MHigh_School),作为后天干预效率的代理变量,是则取值为 1,否则取值为 0^②。通过在模型(1)中引入低出生体重与父亲职业社会经济地位的交互项(LBW×FHighSES)和低出生体重与母亲受教育水平的交互项(LBW×MHigh_School)来考察后天干预对内在认知能力、身高、自评健康状况和非认知能力的影响。回归结果见表 8。

表 8		后天干预的作用							
		Memory		Logic		Height		Health	
Panel A		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LBW		-1.283 *** (0.441)	-1.277 *** (0.385)	-2.820 * (1.244)	-2.387 ** (1.215)	-5.207 *** (1.201)	-3.738 *** (1.290)	-0.444 *** (0.140)	-0.416 *** (0.130)
LBW×FHighSES		-0.931 (1.051)		1.374 (5.041)		6.871 (5.524)		-0.317 (0.347)	
LBW×MHigh_School			-2.075 (1.428)		2.169 (4.205)		-1.008 (4.833)		0.362 (0.508)
控制变量		控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
父亲职业类别固定效应		控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
母亲职业类别固定效应		控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生所在省份固定效应		控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²		0.169	0.175	0.235	0.222	0.517	0.539	0.110	0.301
N		3 751	3 977	3 393	3 593	3 805	4 042	3 834	4 072

Panel B		Con		Ext		Agr		Neu	
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LBW		-0.937 ** (0.381)	-1.321 *** (0.483)	-0.879 ** (0.404)	-0.943 ** (0.458)	-1.088 ** (0.492)	-1.219 ** (0.496)	-1.776 *** (0.682)	-1.735 ** (0.718)
LBW×FHighSES		-3.208 (2.517)		-2.455 (2.150)		-3.102 (2.233)		-2.040 (2.605)	
LBW×MHigh_School			-0.253 (1.931)		-0.387 (2.080)		2.081 (1.349)		2.293 (2.394)
控制变量		控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
父亲职业类别固定效应		控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
母亲职业类别固定效应		控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
出生所在省份固定效应		控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²		0.550	0.608	0.370	0.292	0.246	0.176	0.429	0.447
N		3 741	3 977	3 834	4 072	3 826	4 064	3 802	4 039

①根据 CFPS 技术报告“中国家庭追踪调查 2010 年职业行业编码”,高职业社会经济地位的职业类别包括 EGP 取值 1、2、3 或 4 的职业(分别对应 Higher controllers、Lower controllers、Routine nonmanual 和 Self-employed with employees);中等职业社会经济地位的职业类别包括 EGP 取值为 5、7 或 8 的职业(分别对应 Self-employed without employees、Manual supervisor、Skilled manual);低职业社会经济地位的职业类别包括 EGP 取值为 9、10 或 11 的职业(分别对应 Semi-unskilled manual、Agricultural laborers 和 Self-employed agricultural workers)。由于没有父母收入的样本数据,我们使用其 EGP 衡量的职业社会经济地位作为代理变量。根据 CFPS2010 成人样本数据计算,高职业社会经济地位(EGP 取值 1、2、3 或 4)样本的平均年收入为 2.82 万元,而中低职业社会经济地位样本的平均年收入仅为 1.23 万元。因此,父亲职业的社会经济地位是其收入水平的良好代理变量。

②本文样本中母亲受教育水平为高中及以上的样本在总样本中占比为 5.38%。另外,使用大专及以上划分,结果不变。

首先,对于子女的记忆能力和算术推理能力,父亲的职业社会经济地位和母亲的受教育水平与子女是否为低出生体重的交互项($LBW \times FHighSES$)、($LBW \times MHigh_School$)的回归系数均不显著,这说明后天的干预并不能弥补低出生体重对内在认知能力的负面影响,这与内在认知能力主要依赖于先天禀赋,而不受后天培养影响的基本事实一致。其次,对子女成年后的身高和自评健康状况,父亲的职业社会经济地位和母亲的受教育水平与子女是否低出生体重的交互项($LBW \times FHighSES$)、($LBW \times MHigh_School$)的回归系数也没有表现出显著性,这表明后天干预不能弥补低出生体重对成年后身高和健康状况的负向冲击。最后,对于个体非认知能力,父亲的职业社会经济地位和母亲的受教育水平与子女是否低出生体重的交互项($LBW \times FHighSES$)、($LBW \times MHigh_School$)也均未表现出统计显著性,说明后天干预对非认知能力的影响也非常有限,可能的原因在于非认知能力的形成在 20 岁以内时的可塑性更强(李晓曼、曾湘泉,2012)。由此可知,后天干预并不能弥补低出生体重对个体内在认知能力、健康状况和非认知能力的负向影响^①,进而本文的假说 2 也得到验证。

六、结论与政策建议

在少子老龄化不断加剧和人口负增长背景下,提高出生人口质量、促进人口高质量发展对于最大限度发挥人口对经济社会发展的能动作用具有重要意义。本文利用 2010 年中国家庭追踪调查数据(CFPS2010),使用低出生体重作为出生人口质量的度量指标,利用配偶是否为低出生体重作为个体是否为低出生体重的工具变量,实证考察了出生人口质量对个体成年后收入的影响及其作用机制。研究结果表明:第一,低出生体重者的收入显著更低,基于工具变量的估计结果显示,低出生体重者的年收入平均低约 44%,也即低出生体重者在劳动力市场上的表现显著更差;第二,异质性分析表明,低出生体重对个体收入的负向影响不因性别、城乡、地区和是否流动而存在显著差异,这与本文强调低出生体重的负向影响不能通过后天干预得到充分弥补的内在逻辑一致;第三,机制分析结果表明,低出生体重对个体的健康、内在认知能力和非认知能力的显著负向影响,是低出生体重降低个体成年后收入的重要影响渠道;最后,基于家庭可投入的资源 and 后天干预效率的进一步分析发现,低出生体重的负向影响不能通过父母的后天干预得到充分弥补。

结合这些结论,本文提出以下两个方面的政策建议。一是要实现从人口大国向人力资本强国的转变,积极应对“少子化、老龄化”带来的潜在风险,不仅需要关注生育率和生育意愿,还需要加强对妊娠期女性营养状况的干预,降低婴儿低出生体重发生率,提升出生人口素质,减少较低“质量”新生儿带来的社会成本。这对于提高我国人口质量、缓解或降低“少子化、老龄化”带来的负面影响具有积极意义。并且,通过政策干预降低低出生体重发生率的收益巨大(Alderman and Behrman,2006),且相对后期的社会成本而言,前期干预成本也更低。二是鉴于母亲的身心健康与行为等对新生儿健康的核心重要性,在政策上,可从女性身体健康和心理健康两方面着力。一方面,旨在通过进一步改善女性身体健康状况来降低低出生体重发生率。通过转移支付或补贴等方式,来实现孕妇妊娠期间增加能量和蛋白

^①需要说明的是,父母的受教育水平等对子女的内在认知能力、身高与健康、非认知能力具有显著影响。表 7 的交互项并未表现出显著性,只是表明给定子女为低出生体重,父母后天的投资不能弥补低出生体重的负向影响,并不意味着父母受教育水平等家庭背景不重要。

质摄入量,并通过增加食物种类和数量提高孕妇膳食质量,以预防和减少孕产妇贫血,进一步改善孕产妇身体健康状况,从而降低新生儿出生体重过低的风险。另一方面,随着家庭收入和生活水平的提高,除了提升女性身体健康外,还需要进一步加强女性在孕期的心理疏导与干预,可以通过适当增加女性在产前的产假天数和男方享受的陪产假天数、进一步提高生育津贴等措施,降低孕期母亲的心理压力,从而降低新生儿出生体重过低的风险。

参考文献:

- 1.程名望、Jin Yanhong、盖庆恩、史清华,2014:《农村减贫:应更关注教育还是健康?——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证》,《经济研究》第11期。
- 2.顾和军、严蔚然,2019:《出生体重对城镇儿童学习成绩的影响——基于中国教育追踪调查数据的研究》,《阅江学刊》第6期。
- 3.李晓曼、曾湘泉,2012:《新人力资本理论——基于能力的人力资本理论研究动态》,《经济学动态》第11期。
- 4.李涛、张文韬,2015:《人格特征与股票投资》,《经济研究》第6期。
- 5.刘亚飞,2018:《童年饥饿经历会影响老年健康吗?》,《经济评论》第6期。
- 6.陆铭、陈钊,2004:《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》,《经济研究》第4期。
- 7.王春超、张承莎,2019:《非认知能力与工资性收入》,《世界经济》第4期。
- 8.王智波、李长洪,2016:《好男人都结婚了吗?——探究我国男性工资婚姻溢价的形成机制》,《经济学(季刊)》第15卷第3期。
- 9.吴贾、吴莞生、李标,2021:《早期健康投入是否有助于儿童长期认知能力提升?》,《经济学(季刊)》第21卷第1期。
- 10.谢宇、胡婧炜、张春泥,2014:《中国家庭追踪调查:理念与实践》,《社会》第2期。
- 11.张晓云、杜丽群,2017:《认知能力、质量可比的教育与收入——基于对明瑟方程拓展的实证分析》,《世界经济文汇》第6期。
- 12.张晓云、辛兵海、杜丽群,2018:《市场化能够消除歧视吗?——来自“身高溢价”的证据》,《财经研究》第5期。
- 13.Acosta, P., N. Muller, and M. Sarzosa. 2015. "Beyond Qualifications: Returns to Cognitive and Socio-Emotional Skills in Colombia." IZA Discussion Paper, No.9403.
- 14.Alderman, H., and J. Behrman. 2006. "Reducing the Incidence of Low Birth Weight in Low-Income Countries Has Substantial Economic Benefits." *World Bank Research Observer* 21(1): 25-48.
- 15.Almond, D., and J. Currie. 2011. "Killing Me Softly: The Fetal Origins Hypothesis." *Journal of Economic Perspectives* 25(3): 153-172.
- 16.Barker, D. 1990. "The Fetal and Infant Origins of Adult Disease." *British Medical Journal* 301(6761): 1111.
- 17.Barker, D. 1998. "In Utero Programming of Chronic Disease." *Clinical Science* 95(2): 115-128.
- 18.Behrman, J., and M. Rosenzweig. 2004. "Returns to Birthweight." *Review of Economics and Statistics* 86(2): 586-601.
- 19.Black, S., P. Devereux, and K. Salvanes. 2007. "From the Cradle to the Labor Market? The Effects of Birth Weight on Adult Outcomes." *Quarterly Journal of Economics* 122(1): 409-439.
- 20.Bozzoli, C., A. Deaton, and C. Quintana - Domeque. 2009. "Adult Height and Childhood Disease." *Demography* 46(4): 647-669.
- 21.Case, A., A. Fertig, and C. Paxson. 2005. "The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstance." *Journal of Health Economics* 24(2): 365-389.
- 22.Case, A., and C. Paxson. 2008. "Stature and Status: Height, Ability, and Labor Market Outcomes." *Journal of Political Economy* 116(3): 499-532.
- 23.Chen, Y., and L. Zhou. 2007. "The Long-term Health and Economic Consequences of the 1959-1961 Famine in China." *Journal of Health Economics* 26(4): 659-681.
- 24.Conley, D., and N. Bennett. 2001. "Birth Weight and Income: Interactions across Generations." *Journal of*

- Health and Social Behavior* 42(4): 450–465.
25. Cunha, F., J. Heckman, L. Lochner, and D. Masterov. 2005. “Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation.” NBER Working Paper 11331.
26. Currie, J. 2011. “Inequality at Birth: Some Causes and Consequences.” *American Economic Review* 101(3): 1–22.
27. Currie, J., and R. Hyson. 1999. “Is the Impact of Health Shocks Cushioned by Socioeconomic Status? The Case of Low Birthweight.” *American Economic Review* 89(2): 245–250.
28. Currie, J., and E. Moretti. 2007. “Biology as Destiny? Short- and Long-Run Determinants of Intergenerational Transmission of Birth Weight.” *Journal of Labor Economics* 25(2): 231–264.
29. Hanushek, E., G. Schwerdt, S. Wiederhold, and L. Woessmann. 2015. “Returns to Skills around the World: Evidence from PIAAC.” *European Economic Review* 73(1): 103–130.
30. Hanushek, E., and L. Zhang. 2009. “Quality – Consistent Estimates of International Schooling and Skill Gradients.” *Journal of Human Capital* 3(2): 107–143.
31. Johnson, R., and R. Schoeni. 2011. “The Influence of Early-Life Events on Human Capital, Health Status, and Labor Market Outcomes over the Life Course.” *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy* 11(3).
32. Neisser, U., G. Boodoo, T. Bouchard, A. Boykin, N. Brody, S. Ceci, D. Halpern, J. Loehlin, R. Perloff, and R. Sternberg. 1996. “Intelligence: Knowns and Unknowns.” *American Psychologist* 51(2): 77–101.
33. Richards, M., R. Hardy, D. Kuh, and M. Wadsworth. 2001. “Birth Weight and Cognitive Function in the British 1946 Birth Cohort: Longitudinal Population Based Study.” *British Medical Journal* 322(7280): 199–203.
34. Royer, H. 2009. “Separated at Girth: US Twin Estimates of the Effects of Birth Weight.” *American Economic Journal: Applied Economics* 1(1): 49–85.
35. Strauss, J., and D. Thomas. 1998. “Health, Nutrition and Economic Development.” *Journal of Economic Literature* 36(2): 766–817.

Newborn Population Quality, Human Capital and Individual Income: Based on the Perspective of Low Birth Weight

Zhang Xiaoyun¹, Zhao Zhongkuang² and Song Min²

(1: School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics;

2: Economics and Management School, Wuhan University)

Abstract: Under the background of China’s 14th Five-year Plan which aims to optimize the fertility policy and promote the long-term balanced development of the population, this paper studies the impact and the mechanism of the quality of newborn population on individual income by using data of the 2010 China Family Panel Studies (CFPS) from the perspective of low birth weight (LBW). The research results show that LBW can significantly reduce individual income. The mechanism tests suggest that the health human capital, internal cognitive skill and noncognitive skill are important channels for LBW to reduce individual income, and postnatal inputs cannot fully compensate the inherent deficiency brought by LBW. Therefore, the government should pay enough attention to the quality of newborn population, and it is necessary to strengthen the interventions on the physical and mental health of pregnant women, so as to reduce the incidence of LBW and improve the quality of newborn population.

Keywords: Low Birth Weight, Human Capital, Individual Income, Health Intervention

JEL Classification: I15, J13, J24

(责任编辑:惠利、陈永清)