

教育减负、家庭教育支出与教育公平

周子焜 雷晓燕 沈 艳*

摘 要: 近年来, 如何切实减少义务教育阶段学生的课业负担和校外培训负担的问题广受关注, 其中一个核心问题是如何评估教育减负政策的效果。本文通过构建微观理论模型、构造减负政策指数, 并利用 CFPS 数据作实证分析, 评估了 2005—2018 年间实行的减负政策的影响。研究发现, 这一期间的政策总体减负效果并不显著, 在存在剧烈升学竞争的情况下限制教育供给的政策不仅难以减负, 反而进一步凸显了教育公平问题。

关键词: 教育减负; 教育支出; 教育公平

DOI: 10. 13821/j. cnki. ceq. 2023. 03. 02

一、引 言

长久以来, 我国中小学生的课业负担和校外培训负担问题受到了家庭、社会 and 政府的广泛关注。从 20 世纪 80 年代起, 有关部门就教育负担问题多次下发文件, 但始终效果不显著, 还出现了“越减越负”的现象。2021 年 7 月, 《关于进一步减轻义务教育阶段学生作业负担和校外培训负担的意见》的发布标志着“双减”政策正式出台。对这一政策能真正实现“减负提质”目标各方均抱有很高的期待, 这就需要及时评估政策效果。但是, 由于执行时间尚短, “双减”效果未能全面显现; 而如果待这一教育领域最重要的政策长期施行之后再评估, 又可能错过调整政策的最佳窗口期。由于此前不同内容和形式的教育减负政策已执行一段时间, 分析历史上此类政策的执行效果将有助于对当前“双减”的政策效果形成合理预期, 为进一步的政策调整提供参考。

现有文献在为评估“双减”政策提供足够全面充分的参考方面仍存在不足。例如, 在政策效果评估方面, 有文章认为教育减负有一定成效(杨欣等, 2016), 但不少研究认为“双减”前的教育减负政策效果不明显(杨旻和陈昂昂, 2019; 陈昂昂和张旭, 2020; 杨东平, 2020)。就教育减负政策效果收效甚微的影响机制而言, 有文献将其归因于减负政策的制定、实施或保障存在系统性缺陷(王建琴, 2007; 王小利, 2009); 也有文献归因于“唯分数论”和教育焦虑等心理加剧了教育教学竞争(陈昂昂和张旭, 2020); 还有文献归因于家长及各教育主体存在的博弈(文雪和扈中平, 2007; 任子雄, 2008)。总体来看, 现有文献虽然有对某一阶段教育减负政策效果的评估, 但缺少对教育减负政策

* 周子焜、雷晓燕, 北京大学国家发展研究院中国经济研究中心; 沈艳, 北京大学汇丰商学院、北京大学国家发展研究院、北京大学数字金融研究中心。通信作者及地址: 沈艳, 广东省深圳市南山区西丽大学城北京大学汇丰商学院, 518055; 电话: (0755) 26033642; E-mail: yshen@phbs.pku.edu.cn。本项目得到国家自然科学基金国际合作交流项目(72061137004)和国家自然科学基金面上项目(71873006、72273005)的支持。

的完整梳理,也缺少统一的理论框架;另外,以往分析往往是基于局部调查或案例,缺乏系统性评估。

本文旨在从教育减负主要现象出发,系统梳理2005—2018年间全国各地的教育减负政策,在此基础上构建一个微观理论模型并推出检验假说,利用构造的教育减负政策指数和中国家庭追踪调查(CFPS)数据作实证分析,以评估减负政策对学生课业负担和家庭经济负担的总体影响,再通过异质性分析揭示其对教育公平的深层涵义。具体来说,本文从以下四个主要现象出发来构建理论模型。第一,我国中小学生的课业整体较重。例如,2012年的国际学生评估项目(PISA)测试显示,上海15岁学生平均每周校内上课时间在65个国家或地区中位于第9位,每周作业时间则为所有受调查地区之首。第二,家庭教育支出水平高。例如,根据中国教育财政家庭调查(CIEFR-HS)数据,2017年全国中小学阶段学生的校外培训总体参与率为48.3%,平均费用约为每年5616元(魏易和陆伟,2019)。第三,教育支出水平存在拉大分化的趋势。例如魏易(2019)发现中国的校外教培是以“培优”而不是“补差”为核心特征。第四,从教育结果看,存在“寒门更难出贵子”现象,表明教育负担重与教育不公平间可能存在恶性循环。

本文构建的微观理论模型着重从是否存在竞争性升学机制,是否存在校外教育市场等不同场景展开讨论,并就教育减负的结果推出四个待检验假说:(1)高收入家庭的学生升学概率上升,低收入家庭下降;(2)高收入家庭的教育支出上升,低收入家庭下降;(3)高收入家庭学生的学习时间上升,低收入家庭下降;(4)前期家庭教育投资占收入比重低的家庭的教育投资会上升较多;而占比高的家庭上升得较少、不变甚至减少。

进一步在梳理各地减负政策的基础上构建减负指数,再实证检验上述理论假说,发现研究期间的教育减负政策确实使高收入家庭的教育支出和学生学习时间双升,而低收入家庭则双双下降;这些教育减负政策提高了低收入家庭的学生获得优质教育的门槛,加剧了“寒门更难出贵子”的问题。

由于此前的减负政策主要限制了校内教育的供给,本文的分析表明,只要存在剧烈升学竞争,限制教育供给的政策不仅难以减负,还会产生拉大差距的后果,这为理解“内卷”和“躺平”、“寒门更难出贵子”等现象提供了理论框架和实证依据。有效的减负政策需要从减小竞争、增加供给入手,通过“增量”和“提质”两手抓,来实现切实降低教育负担、促进教育公平的目标。

本文余下部分安排如下:第二部分为文献综述;第三部分介绍中国教育减负政策的历史沿革和特征;第四部分介绍理论模型;第五部分为实证分析结果;第六部分总结全文并给出政策建议。

二、文献综述

国际文献对教育减负政策效果的讨论,主要集中在韩国和日本。其中,韩国的减负政策从20世纪60年代一直持续至今,2000年前常被称为“均质化政策”(Lee et al., 2010)。大多数研究认为均质化政策的效果并不明显,并未显著降低家庭教育支出(Kim, 2008; Kim and Choi, 2004; Kim and Park, 2008);甚至有反作用,如降低了低收入家

庭的教育支出因而造成教育不公平 (Kang, 2007; Byun, 2010), 或者刺激了非法补习服务 (Lee et al., 2010)。

日本政府从 2002 年起开始推广“宽裕教育”, 将学生的到校时间从每周六天降为五天, 并压缩约 30% 的学校课程 (Goodman, 2003)。然而, 学界和政界对“宽裕教育”褒贬不一 (Tsuneyoshi, 2004), 一方面担忧升学考试和学生家长的压力会限制减负政策真正发挥作用 (Bjork, 2009); 另一方面则担忧其会弱化日本学生的学业表现和就业技能 (Takayama, 2007, 2008), 尤其是低成绩群体和家庭教育环境较差的学生群体 (Park and Lee, 2013)。2011 年前后, 日本彻底放弃“宽裕教育”。

对中国的教育减负政策, 已有文献大多认为减负政策效果有限, 如王小利 (2009)、杨旻和陈昂昂 (2019)。还有文献发现了“越减越负”的证据, 如刘虹和张端鸿 (2018) 发现“减负”推升了上海的民办小学和校外教育市场; 杨欣等 (2016) 针对中小學生进行的抽样调查发现, 执行减负政策只减轻了校内课业负担。探讨减负政策效果不佳原因的文献可分为三类。一是政策本身的原因, 如政策本身的设计缺陷、政策实施过程的失真、政策保障措施和相应资源支持不到位等 (王建琴, 2007; 王小利, 2009)。二是家庭、教师或社会的某些特征, 如精英主义心理或“唯分数论”思想 (陈昂昂和张旭, 2020; 杨东平, 2020)。三是家长之间和各教育主体之间的博弈, 如认为学生在互相竞争中陷入囚徒困境、所有人都大量增加教育投入是纳什均衡等 (文雪和扈中平, 2007; 任子雄, 2008)。

与教育减负密切相关的教育不平等问题是经济学的重要研究对象 (Mincer, 1974; Becker, 1975; Becker et al., 1990; Barro, 2001)。相关研究发现, 与学生能力无关的家庭特征对学生的入学机会和教育获取均有直接影响 (Lei and Shen, 2015; Li, 2006; Wu, 2010)。但家庭背景如何影响学生在升学中的竞争优势, 教育减负究竟是缓解还是加剧了教育不平等, 尚缺少系统研究。

本文从以下三个方面完善文献。一是提供解释教育减负政策与学生教育负担、家庭经济负担和教育结果之间关系的理论框架; 二是梳理中国教育减负政策的历史沿革, 提出度量教育减负力度的方法; 三是匹配政策数据与全国范围内的微观家庭数据, 对减负政策的影响作系统性评估; 四是在实证分析的基础上, 为现行“双减”政策提供政策建议。

三、中国教育减负政策的历史沿革和特征

21 世纪以来教育减负政策可分为四个阶段。第一阶段为 2005—2008 年, 主要由各省教育主管部门零星推出教育减负政策。其中, 河北和江苏教育减负政策力度较大, 四川、贵州、山西、山东、黑龙江和内蒙古等省有一定调整。主要政策内容是减少作业、限制教师授课内容等。第二阶段为 2009—2012 年。2009 年教育部发布了《教育部关于当前加强中小学管理规范办学行为的指导意见》, 对学生作息时间、课程计划、考试科目与次数和招生管理等作出全国统一要求。该阶段各省根据本省情况, 在中央的政策基础上制定相应教育减负政策。第三阶段为 2013—2018 年。这一阶段教育部开展了两次“减负万里行”活动, 更严格地约束校内课业压力并加大监督力度, 并加上限制考试、

补习乃至招生分班等政策内容。第四阶段为2018—2021年“双减”之前。2018年年末,教育部联合九部门下发《中小学生减负措施》(减负三十条),不仅规范学校办学行为,也提出要严格校外培训机构管理,旨在整合调动多部门的人手与资源,切实推动教育减负。

为刻画教育减负政策的主要特征,我们收集2005—2018年各省和中央教育主管部门关于教育减负政策的公开文件,并总结历年各省教育减负政策的主要内容,具体做法如下。第一步,对于每一年,如果当年有教育减负的中央文件,则认定全国各省均实施相应减负政策。第二步,如果某一年某省出台了额外的政策文件,则将该省当年的教育减负政策度量进行更新。¹第三步,整理出教育减负政策内容的细项并分项打分,如果当年执行了该项规定则打1分,否则为0。²最后,逐年加总各省是否出台该项政策的分值,就可以得到教育减负指数。表1报告了不同细项的划分标准和对应分值。梳理出的教育减负政策共有17个细项,对应满分为21分,减负指数越大则减负力度越大。

表1 教育减负政策指数

政策内容	指数分值
严格依照课程标准制定执行教学计划	1
一科一辅或其他针对教辅的限制	1
控制在校时长	小学1 中学1
控制作业时长	小学1 中学1
限制重复或惩罚性作业	1
控制最少睡眠	小学1 中学1
控制最少运动	1
禁止竞赛成绩影响入学	1
禁止有偿校内补课	1
禁止一切形式的校内补课	1
禁止教师参与有偿补课	1
限制校外培训机构	1
禁止组织招生考试选拔	1
禁止设置重点班(或要求随机分班)	1
限制班级规模	1
控制考试次数	小学1 中学1
考试不排名、不公布分数或实行等级评价	1

图1A和图1B分别展示了减负政策的省内省际变化特征。总体看来,教育减负力度逐年加大。从平均值看,减负指数经历了三次跳跃,分别发生在2009年、2013—2014

¹ 2008年起地方政府的政策文件均能通过公开渠道获得;而2005—2007年间有5例不能通过政府网站获得相应政策文件、但有相关新闻报道的情况,此时用新闻报道涉及的地方减负政策来补齐。

² 赋分时存在两种特殊情况。一是不同细分政策之间可能存在包含关系,赋分时考虑了由此带来的强度差异。例如,“禁止有偿校内补课”和“禁止一切形式的校内补课”在表格中分别赋1分,但前者为中央统一规定,后者是省的要求。此时只实施中央规定的得1分,同时实施省份规定的得2分。二是当不同省份减负政策随学习阶段不同时,按学龄阶段分别赋分。如只限制小学在校时长的省得1分,限制整个义务教育阶段在校时长的得2分。

年和2018年；而从最大和最小值看，在同一时间点减负政策强弱存在省际差异，但这一差异呈现收敛态势（图1A）。图1B用各省2018年与2005年减负指数之差的频率密度直方图来刻画减负指数随时间的省内变化。可以看到，13年间大多数省的减负指数都至少增长15分，表明减负政策在省内随时间也有较大变化。省际省内的变化为后续评估政策效果提供了分析空间。

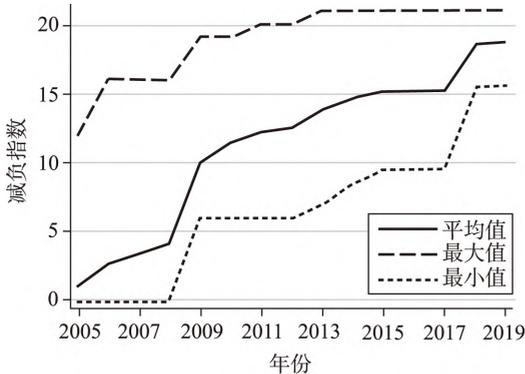


图1A 减负指数随时间的省际变化

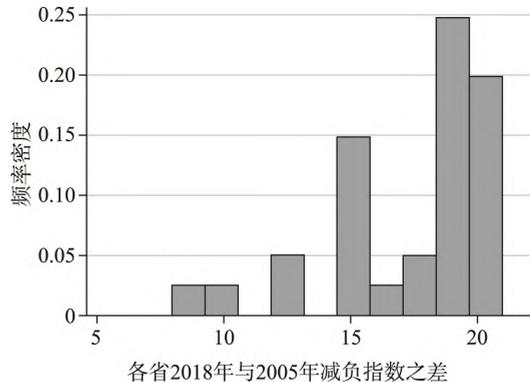


图1B 减负指数随时间的省内变化

四、理论模型

本文的理论模型旨在探讨减负政策能够切实降低学生负担的前提和条件。我们依照教育制度的不同安排，从基础教育是否完全由校内教育系统提供、是否存在升学竞争这两个维度，就三种情形展开讨论。³

（一）模型一：无家庭教育投资，无升学竞争

首先考虑教育制度安排如下：基础教育全部由校内教育系统提供，家庭不参与学生的教育投资；学生获取教育的目的完全来自学习本身提供的效用，而与是否升学无关。在这一安排下，学生是唯一的教育行为决策者，其优化问题集中在通过选择最优学习时间最大化其效用，面临的约束包含总时间约束和教育产生产函数约束。学生的效用函数为：

$$U_{si} = \frac{1}{\beta_i} \log(1 - T_i) + u(M_i),$$

其中 β_i 为学生的勤奋程度， β_i 越大则学生越勤奋； T_i 是学生投入学习的时间； M_i 是教育产出，如各种能力的提升，但通常用成绩来衡量。 u 是教育产出为学生创造的效用，假设教育产出越多效用越高（ $u' \geq 0$ ），但边际效用递减（ $u'' \leq 0$ ）。学生的教育产出主要取决于该国校内教育资源投入和学生的学习时间，其生产函数为：

$$M_i(I, T_i) = I^\alpha T_i^{1-\alpha}, I > 0, T_i \in [0, 1], \alpha \in [0, 1],$$

其中 I 是完全由教育主管部门外生决定的教育服务供给。

求解上述问题可知，最优学习时间由校内教育供给和学生的勤奋程度决定： $T_i^* =$

³ 篇幅所限，理论模型的证明过程从略，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载附录。

$T(I, \beta_i)$ 。对 I 作比较静态分析, 可得定理 1。

定理 1 令 T_I 为 $T(I, \beta_i)$ 关于参数 I 的偏导, 当且仅当

$$[u'(M) \cdot M]' > 0 \quad (1)$$

成立时, 有 $T_I > 0$ 。

定理 1 表明, 即便是在仅有校内教育供给、没有升学竞争的极端情况下, 减负政策要有效也是有条件的, 是由教育产出效用 ($u(M)$) 和教育产出 (M) 的具体形式共同决定, 而该条件并不总能成立。

(二) 模型二: 无家庭教育投资, 有升学竞争

在仅有校内教育供给的情况下, 本模型考虑存在升学竞争这一设定。此时学生的效用函数为:

$$U_{si} = \frac{1}{\beta_i} \log(1 - T_i) + \mathbb{I}(D(M_i) > 1 - \delta) \cdot u_s, \quad (2)$$

其中 i 代表不同的学生, $i \in [0, 1]$; u_s 是一个常数, 表示学生从一次成功的升学中获取的效用。 \mathbb{I} 是示性函数的记号, 表示当括号内的条件满足时取 1, 反之取 0。 δ 是一个常数, 表示整个系统中有多大比例的学生可以升学, 即升学率。 D 是整个学生群体的教育产出的分布, 它被定义为:

$$D(M_i) = \int_0^1 \mathbb{I}(M_j \leq M_i) dj.$$

式 (2) 表明, 当学生 i 的成绩位于前 δ 比例时, 学生可以升学, 从升学中得到的效用为常数 u_s ; 否则不能升学, 该效用为 0。所有的学生都知道勤奋程度的分布, 但单个学生的勤奋程度是私人信息, 升学系统没有其他信息不对称。教育的生产函数与模型一相同, 学生仍是唯一的教育行为的决策者; 但由于存在升学竞争, 学生的学习效用既和自己的教育产出有关, 也和其他学生的决策有关。

引理 1 在仅有校内教育供给、同时存在升学竞争的情况下, 存在一个纳什均衡, 此时学生 i 的策略组合如下:

$$T_i = \mathbb{I}\left(\beta_i > -\frac{1}{u_s} \log\left(1 - \left(\frac{B}{I^\alpha}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}}\right)\right) \cdot \left(\frac{B}{I^\alpha}\right)^{\frac{1}{1-\alpha}},$$

其中, B 定义为方程 $D(B) = 1 - \delta$ 在上述策略组合下的解, 是一个与 I , δ 和 β_i 的分布相关的常数。

引理 1 的含义是, 存在升学竞争时, 学生会首先评估自己升学的可能性; 如果认为自己可以升学 ($\mathbb{I}(D(M_i) > 1 - \delta) = 1$), 则会投入 $(B/I^\alpha)^{1/(1-\alpha)}$ 的学习时间; 反之则不投入学习时间。由于没有私人补充教育, 天赋均等的学生能否胜出仅取决于其勤奋程度, 勤奋程度高于 δ 分位的学生总是可以实现升学, 低于 δ 分位的学生则不能升学。 $(B/I^\alpha)^{1/(1-\alpha)}$ 即是勤奋程度恰好位于 δ 分位的学生为了升学恰好愿意付出的学习时间。⁴

定理 2 在引理 1 所述的均衡中, 由于:

⁴ 如果这些学生付出的学习时间小于 $(B/I^\alpha)^{1/(1-\alpha)}$, 勤奋偏好低于 δ 分位的学生可以通过付出更多学习时间以实现升学, 因此这些学生的最优学习时间选择是 $(B/I^\alpha)^{1/(1-\alpha)}$ 。

$$\frac{d\left(\frac{B(I)}{I^\alpha}\right)}{dI}=0,$$

教育减负政策既不会影响升学名额的分配，也不会影响学生的学习时间。

定理 2 的含义是，只要存在升学竞争，减少校内教育供给就无法减少学生的学习时间。在没有家庭教育投资的情形中，最优学习时间只和勤奋程度 β_i 的分布以及升学带来的额外效用 u_h 有关。因此，减负政策不能缓解学生的学习负担。

(三) 模型三：有家庭教育投资，有升学竞争

1. 模型设定和纳什均衡

考虑教育供给可以同时由校内教育和家庭教育投资提供，并存在升学竞争的情形，这也是我们面临的现实情形。教育的生产函数为：

$$M_i(I^G, I_i^H, T_i) = (I^G + I_i^H)^\alpha T_i^{1-\alpha}, \\ I^G, I_i^H > 0, T_i \in [0, 1], \alpha \in [0, 1],$$

其中 i 代表同一家庭和其中的学生， $i \in [0, 1]$ 。教育产出 M_i 由校内教育服务 I^G 、家庭教育投资服务 I_i^H 和学习时间 T_i 决定；给定校内教育水平，家庭决定家庭教育投资水平，学生决定学习时间。学生的效用函数与模型二一致，而家庭将有限的经济禀赋分配给消费和家庭教育投资，并同时从消费和升学中获取效用。家庭 i 的效用函数可以写为：

$$U_{hi} = \log(W_i - I_i^H) + \mathbb{I}(D(M_i) > 1 - \delta) \cdot u_h,$$

其中 W_i 是家庭 i 的经济禀赋， $W_i - I_i^H$ 是家庭除掉家庭教育投资后的消费水平。常数 u_h 表示家庭从学生升学中获取的效用。所有的家庭和学生都知道经济禀赋和勤奋程度在人群中的分布，但具体每个学生的勤奋程度和每个家庭的经济禀赋是私人信息，升学系统没有其他信息不对称。简单起见，假设升学的必要条件包括 $I_i^H > 0$ 和 $T_i > 0$ ，即学生升学既需要家庭的经济支持，也需要学生自己付出时间，二者缺一不可。

引理 2 在既有家庭教育投资，也有升学竞争的情形中，存在如下纳什均衡：如果 i 家庭的经济禀赋和学生的勤奋程度 (W_i, β_i) 满足条件

$$W_i \geq \frac{1}{1 - \exp(-u_h)} \left[\frac{B}{(1 - \exp(-u_h \beta_i))^{1-\alpha}} \right]^{\frac{1}{\alpha}} - \frac{I^G}{1 - \exp(-u_h)}, \quad (3)$$

那么学生和家庭的策略可以是以下曲线上的任意一点：

$$\{(I^H, T) : (I^G + I^H)^\alpha T^{1-\alpha} = B, I^H \leq [1 - \exp(-u_h)] W_i, T \leq 1 - \exp(-u_h \beta_i)\}.$$

如果 (W_i, β_i) 不满足条件式 (3)，家庭和学生的策略是：

$$(I_i^H, T_i) = (0, 0),$$

其中常数 B 为方程 $D(B) = 1 - \delta$ 在上述策略组合下的解。

引理 2 的含义是，纳什均衡中家庭和学生基于理性预期得出的升学所需临界教育产出 B 决定是否参与升学竞争。如果参与，家庭教育投资和学习时间恰好使学生的教育产出超过临界水平 B ；如果不参与，那么家庭教育投资和学习时间均为 0。

式 (3) 是决定一个家庭和学生是否参与竞争并成功升学的条件。它的含义是：给定学生的勤奋程度为 β_i ，家庭的经济禀赋至少要达到某个水平才能支持学生完成升学；给定家庭的经济禀赋为 W_i ，学生的勤奋程度至少要达到某个水平才能升学。

临界教育产出 B 在现实中对应着分数线, 它由整个升学系统的外生结构性参数决定。它一方面概括了整体的竞争环境, 决定了家庭是否参与升学竞争和升学机会的分配; 另一方面影响了家庭和学生的家庭教育支出和学习时间的相关决策。将临界教育产出记为两个外生参数的函数: $B = B(I^G, \delta)$ 。定义禀赋分布 E 为 $E(b, w) = \int_0^1 \Pi(\beta_i \leq b, W_i \leq w) di$, 并假定其在任何可行的禀赋组合上都有正的密度。

引理 3 在既有家庭教育投资, 也有升学竞争的情形中, 对于任意满足条件的禀赋分布 E , 都有:

$$0 < B_I(I^G, \delta) < \alpha B^{(\alpha-1)/\alpha}, \\ B_\delta(I^G, \delta) < 0.$$

也就是说, 校内教育供给越多, 分数线越高; 总体升学率越高, 分数线越低。

2. 减负政策与升学机会的分配

现在考察第三种模型下减负政策带来的影响。减少校内教育供给会造成两种效应, 个体效应和群体效应。个体效应是指减负政策会减少均衡状态下的个体总投入, 此时如果教育产出的群体分布不变, 该个体在人群中处于更落后的位置; 群体效应是指减负政策导致教育产出整体下降(分布左移), 此时如果个体教育产出不变, 该个体在人群中会处于更领先的位置。

减负政策的群体效应也可以理解为临界教育水平 B 的变化, 而个体效应存在异质性, 特别是对经济禀赋水平不同的家庭效果不同。假定家庭经济收入可观察而勤奋偏好不可观察, 学生的升学概率为

$$\Pr(D(M_i) > 1 - \delta | W_i, I^G) = \int_{\beta_c < W_i, B(I^G, \delta), I^G}^{+\infty} e_{\beta|W}(\beta | W_i) d\beta,$$

其中 $e_{\beta|W}$ 是联合分布 E 关于 β 的条件分布的密度函数。 β_c 是指给定家庭的经济禀赋为 W_i 时学生至少要达到的可以实现升学的勤奋偏好。具体来说,

$$\beta_c(W_i, B, I^G) = -\frac{1}{u_s} \log\left(1 - \frac{B^{1/(1-\alpha)}}{(I^G + (1 - \exp(-u_h))W_i)^{\alpha/(1-\alpha)}}\right).$$

$\beta \geq \beta_c$ 就是条件式(3)的等价写法。校内教育供给水平与升学率的关系为:

$$\frac{d\Pr(D(M_i) > 1 - \delta | W_i, I^G)}{dI^G} = -e_{\beta|W}(\beta_c | W_i) \left(\frac{\partial \beta_c}{\partial B} B_I(I^G, \delta) + \frac{\partial \beta_c}{\partial I^G} \right) \\ = -\frac{(\exp(\beta_c u_s) - 1) e_{\beta|W}}{(1-\alpha)u_s} \left(\frac{B_I(I^G, \delta)}{B} - \frac{\alpha}{I^G + (1 - \exp(-u_h))W_i} \right),$$

其中 $B_I(I^G, \delta) (\partial \beta_c / \partial B)$ 代表群体效应, $\partial \beta_c / \partial I^G$ 代表个体效应。推导可得群体效应为 $B_I(I^G, \delta) / B$, 个体效应为 $-\alpha / (I^G + (1 - \exp(-u_h))W_i)$, 二者造成的影响相反。从这两个效应与收入的关系看, 群体效应与收入无关, 而个体效应对高收入家庭影响更小, 这是因为 $\alpha / (I^G + (1 - \exp(-u_h))W)$ 的绝对值关于 W_i 单调递减。总体来看, 低收入家庭 W_i 小, $d\Pr/dI^G$ 倾向于为正; 高收入家庭 W_i 较大, $d\Pr/dI^G$ 倾向于为负。

定理 3 在既有家庭教育投资, 也有升学竞争的情形中, 对于任意满足条件的禀赋分布 E , 考虑一个大小为 ΔI^G 的减负政策。对任意 $0 < \Delta I^G < I^G$, 存在 $\bar{W}(\Delta I^G) > 0$, 使得:

$$\Pr(D(M_i) > 1 - \delta | W_i, I^G - \Delta I^G) > \Pr(D(M_i) > 1 - \delta | W_i, I^G), \forall W_i > \bar{W}(\Delta I^G),$$

$$\Pr(D(M_i) > 1 - \delta | W_i, I^G - \Delta I^G) < \Pr(D(M_i) > 1 - \delta | W_i, I^G), \forall W_i < \bar{W}(\Delta I^G).$$

定理 3 的含义是，当减负政策对校内教育供给产生 ΔI^G 的缩减时，会存在一个相应的临界收入水平 $\bar{W}(\Delta I^G)$ ，使来自经济收入高于 $\bar{W}(\Delta I^G)$ 水平家庭的学生升学概率提高，反之则降低。⁵

我们用图 2 展示这一发现。图中的横坐标为学生的勤奋偏好，纵坐标为家庭的经济禀赋，禀赋组合 (β_i, W_i) 对应 $\beta-W$ 平面上第一象限中的一个点，所有家庭的禀赋组合则形成一条曲线，可称为等效升学曲线。当 (β_i, W_i) 落在曲线右上方时，家庭和学生会积极参与升学竞争并最终实现升学；当 (β_i, W_i) 落在曲线左下方时，家庭和学生不会参与升学竞争、也不能升学。我们用虚线和实线分别表示教育减负政策前后的等效升学曲线。根据定理 3，减负政策会导致等效升学曲线从虚线位置移向实线位置，其中区域 A 是减负前不能升学而减负后可以升学的家庭；区域 B 则是减负前可以升学此后不能升学的家庭。据此我们提出：

假说 1 在教育减负政策发生后，高收入家庭的学生升学概率上升，低收入家庭的学生升学概率下降。

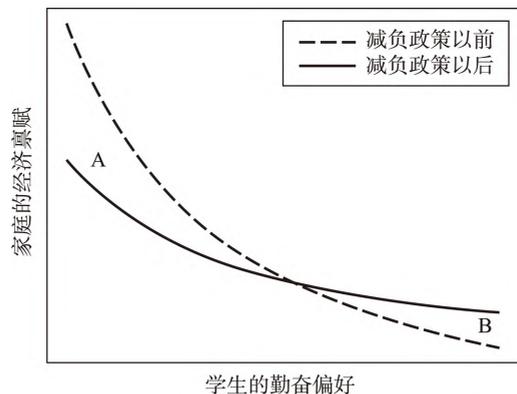


图 2 减负前后的等效升学曲线

3. 减负政策与家庭教育投入

本小节我们讨论第三种模型下减负政策如何影响家庭的教育投入。根据减负政策前后是否能升学，可将家庭和学生分为四类：前后均不能升学、之前不能之后能升学、之前能之后不能升学、前后均能升学。根据引理 2，校内教育资源的缩减对于上述不同类别的家庭影响不同：对前后均无法升学的家庭无影响；对之前不能之后能升学家庭的影响是加大其教育投入金额和学习时间；对于之前能之后不能升学家庭的影响是减少其教育投入金额和学习时间。

但是，对于前后均能升学的家庭，减负政策的影响不确定，这是因为要实现升学，家庭的教育投入资金和学生学习时间之间存在替代关系，引理 2 描述的纳什均衡中这些家庭的投入选择不唯一。为了理解减负政策如何影响家庭的教育投入金额，首先假定学

⁵ 即高收入家庭的群体效应占主导（教育产出水平的相对位置提升），这是因为他们增加家庭教育支出的机会成本较小，减负政策的个体效应不明显；低收入家庭的个体效应占主导（教育产出水平的相对位置下降），这是因为他们增加家庭教育支出的机会成本较大。总体来看，个体效应和群体效应的异质性导致高收入家庭更容易在升学竞争中胜出。

生的学习时间在减负政策前后保持相对稳定。

定理 4 在同时有校内和家庭教育投资, 并且存在升学竞争的情况下, 考虑一个大小为 ΔI^G 的减负政策。如果家庭 i 的禀赋组合 (β_i, W_i) 在减负政策前后都满足条件式(3), 学生 i 的学习时间在减负前后不变, 那么当且仅当以下条件满足时, 家庭的教育投入资金会在减负政策以后增加:

$$\frac{\Delta I^G}{I^G + I_i^H} > \frac{1}{\alpha} \frac{B(I^G, \delta) - B(I^G - \Delta I^G, \delta)}{B(I^G, \delta)}, \quad (4)$$

其中, 校内教育供给在减负政策前是 I^G , 之后是 $I^G - \Delta I^G$, 家庭的教育投入资金在减负政策前是 I_i^H , α 为教育产出对经济投入的弹性。

不等式(4)显示, 家庭加大教育投入的条件是由减负政策的个体效应和群体效应的相对大小决定。不等式的左侧是教育供给的变化 (ΔI_G) 占学生 i 过去享有的教育总供给 ($I^G + I_i^H$) 的比例, 数值越大则减负政策对学生的影响越大, 因此左侧度量了减负政策对学生 i 的个体效应。右侧是减负后分数线的变化 ($\Delta B = B(I^G, \delta) - B(I^G - \Delta I^G, \delta)$) 占过去分数线的比例, 数值越大则减负政策对学生群体的冲击越大, 因此右侧度量了减负政策的群体效应。当不等式(4)成立时, 个体效应大于群体效应, 学生 i 的家庭需要加大投入才能实现升学; 反之亦然。

图3概括了校内教育投入缩减后家庭投入资金的变动情况。减负前不能而减负后能升学的家庭会增加资金和时间投入(区域C); 减负前能而之后不能升学的家庭则会减少资金和时间投入(区域D); 政策发生前后都不能升学的家庭的教育投入无明显改变(区域E), 而政策发生前后都能升学的家庭, 其教育投入倾向于在减负后增加(区域F)。

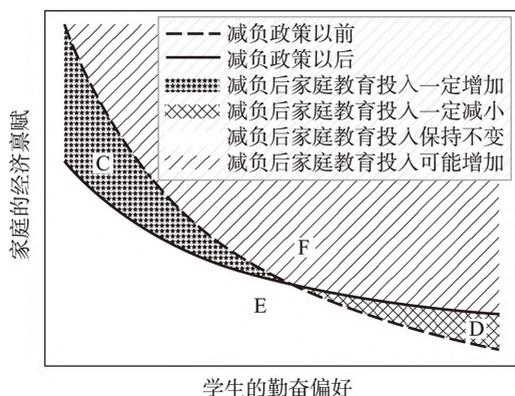


图3 减负前后的家庭教育投入变动

假说 2 教育减负政策发生后, 高收入家庭更可能提高教育支出, 低收入家庭更可能减少教育支出。

假说 3 教育减负政策发生后, 高收入家庭更可能增加学习时间, 低收入家庭更可能减少学习时间。

另外, 减负前家庭的教育开支 (I^F) 越低, 条件式(4)越可能成立, 减负越会带来家庭教育支出的增加。也就是说, 过去越不依赖家庭教育投资的家庭, 减负后教育支出负担越大。换言之, 减负前越是靠勤奋(更多的学习时间)而不是靠家庭投资的学生, 减负后就越需要家庭加大经济支持才可能升学; 否则这些学生就不得不退出升学竞争。

假说4 减负后，前期家庭教育投入程度低的家庭需加大教育投资；而前期教育投入程度高的家庭的教育投入上升得较少、不变甚至减少。

五、实证分析

在本部分我们通过实证分析来检验上述4个假说，评估教育减负政策的效果并分析教育减负政策的异质性影响。其中第一节介绍使用的数据和变量，第二节检验假说1，第三节检验假说2至假说4，第四节讨论实证结果的经济显著性，第五节进行稳健性检验。

（一）数据和变量

本文的实证分析主要采用2010—2018年5期的中国家庭追踪调查（CFPS）数据。CFPS从2010年起对全国25个省/市/自治区的14960户家庭共计42590位个人作调查，并每两年做一次追踪调查。该数据具有全国代表性，提供受访者及其每个子女的情况：其中16岁及以上子女的情况在成人数据库中，16岁以下孩子的信息在少儿数据库中。

实证分析采用的因变量有两类，第一类因变量是以高中升学情况来度量的教育产出：如果初中毕业后直接升学至普通高中则记为1，否则为0。结合CFPS少儿数据库和成人数据库，我们从中筛选出2010—2018年间经历初中毕业、且毕业前后至少各有一期的学生样本，共2756个观测值。由于反映的是每一位学生的升学最终状态，该数据为截面数据。

第二类因变量为教育投入，以家庭的教育总支出来衡量和学生的时间投入来度量。在涉及对理论模型中假说4的验证时，还使用了家庭的校外机构教育开支作为调节变量。⁶学习时间用每个学生每天学习的小时数度量。⁷这部分研究追踪了6—16岁的学生，每年约3500—4500个观测值，该数据为面板数据。

本研究的关键解释变量为教育减负指数。在考察教育减负对升高中概率的影响时，采用学生所在省份九年制义务教育期间的平均减负指数 $ABL_{p,t}$ ；在考察教育减负对当年教育投入的影响时，采用学生 i 所在省份当年对应的减负政策指数 $BL_{i,t}$ 。

平均减负指数 $ABL_{p,t}$ 的计算方法如下。令 $BL_{p,t}$ 为 p 省在 t 年的减负指数，则 p 省 t 年升高中学生对应的平均减负指数 $ABL_{p,t}$ 为该生义务教育阶段的该省逐年减负政策 $BL_{p,t}$ 的加权平均，权重由当年减负政策影响到该学生的时长决定。例如，预计 p 省学生 i 将在2018年9月升高中，他对应的平均减负指数（ $ABL_{p,2018}$ ）为

$$ABL_{p,2018} = \frac{1}{9} \left[\frac{1}{3} BL_{p,2008} + \sum_{t=2009}^{2017} BL_{p,t} + \frac{2}{3} BL_{p,2018} \right],$$

其中义务教育起始年（2008）和结束年（2018）权重分别为1/3和2/3，这是因为学生

⁶ 校外机构教育开支指学生在校外教育机构中的教育开支。

⁷ 学习时间部分的分析采用2010年、2014年和2016年三期数据，未包含2012年和2018年数据是因为CFPS2012年的问卷调查并未包含关于学习时间的问題；而CFPS2018年的少儿问卷数据库中回答学习时间的个体仅89例。

在这两年受该政策影响的时长分别为4个月和8个月。⁸

表2为描述性统计,其中A部分描述截面样本的主要特征。该数据中减负指数的均值为7.6,标准差为4.7;样本中初中升入高中的比率为79.4%。B部分描述了2010—2018年间面板样本的主要特征,其中减负指数的均值为13.9,标准差为4.8;家庭教育总开支的年均值为2488元;学习时间平均为每周48.1小时。

表2 变量的描述性统计

A: 检验减负政策对升高中概率的影响			
变量	观测值个数	均值	标准差
升学至普通高中比例	2 756	0.794	0.405
平均减负指数	2 756	7.598	4.747
初中时人均纯收入(元/年)	2 650	10 275	17 781
居住于城市地区	2 747	0.375	0.484
男性	2 756	0.505	0.500
学校区分重点班	2 737	0.498	0.500
就读于重点班	2 737	0.153	0.360
父亲受教育年限(年)	2 360	7.887	3.748
母亲受教育年限(年)	2 358	7.262	4.059
B: 检验减负政策对教育投入的影响			
变量	观测值个数	均值	标准差
总教育开支(元/年)	20 277	2 488	4 795
学习时间(小时/周)	7 857	48.1	19.3
减负指数	20 621	13.9	4.8
家庭人均纯收入(元/年)	19 716	9 598	18 445
校外机构教育开支(元/年)	20 418	674	2 997
学校区分重点班	20 411	0.399	0.490
就读于重点班	20 411	0.088	0.284
就读于小学高年级	20 621	0.477	0.500
就读于初中	20 621	0.262	0.440

(二) 教育减负对教育产出的影响

本小节探讨教育减负政策对教育产出的影响并检验假说1,计量模型如下:

$$HS_i = \gamma_1 ABL_{p,t} + \gamma_2 ABL_{p,t} \times \ln(I_i) + \gamma_3 \ln(I_i) + \beta x_i + \lambda_t + \mu_p + \varepsilon_i,$$

其中 HS_i 为反映个体是否就读普通高中的虚拟变量; $ABL_{p,t}$ 为平均教育减负指数; I_i 为

⁸ 这里寒暑假时长计入权重中,我们也考虑不包含寒暑假的权重构造方法: $ABL_{p,t} = \frac{1}{9} \left[\frac{1}{2} BL_{p,t-10} + \sum_{\tau=1}^9 BL_{p,t-\tau} + \frac{1}{2} BL_{p,t} \right]$,我们发现回归结果稳健。

家庭在个体的初中阶段人均纯收入⁹； x_i 为其他个体控制变量，包含学生性别、初中时是否住在城市、父亲和母亲分别的教育年限、初中时学校是否区分重点班以及学生是否就读于重点班¹⁰； λ_i 控制了同一毕业年份的不可观测因素； μ_p 为省份固定效应，控制了省层面不可观测因素的影响。

表3展示因变量为学生是否升学至普通高中时的回归结果。可以看到，OLS和Probit结果相似：变量的影响方向相同，显著性相近，边际效应大小也相似；总体上教育减负对高中升学率的总效果都是不显著的（列（1）和（3））。但是，加入家庭收入与平均减负指数的交叉项后，平均减负指数显著为负，而交叉项显著为正。也就是说，减负政策对不同收入水平家庭的学生升高中概率影响的方向不同，导致低收入家庭学生升入高中的概率下降而高收入家庭的学生升入高中的概率上升，这一发现验证了假说1。另外，以第（2）列的结果计算，样本中收入分位数为前46%的家庭在教育减负后升学变得更容易，后54%的家庭在教育减负后升学变得更困难。

表3 教育减负政策对教育产出的影响

变量	OLS		Probit	
	(1)	(2)	(3)	(4)
平均减负指数	0.004 (0.009)	-0.036* (0.019)	0.004 (0.033)	-0.034* (0.067)
ln(家庭收入)	—	0.004** (0.002)	—	0.004** (0.006)
ln(家庭收入) ×平均减负指数	0.001 (0.009)	-0.031** (0.015)	0.001 (0.033)	-0.032* (0.058)
居住于城市地区	0.004 (0.020)	0.005 (0.020)	0.005 (0.072)	0.007 (0.072)
男性	0.017 (0.017)	0.017 (0.017)	0.019 (0.062)	0.018 (0.062)
父亲受教育年限	0.003 (0.003)	0.002 (0.003)	0.003 (0.014)	0.003 (0.014)
母亲受教育年限	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.013)	-0.002 (0.013)
初中就读重点班的情况（基准组：初中学校不区分重点班）				
初中就读于非重点班	-0.020 (0.020)	-0.020 (0.020)	-0.018 (0.069)	-0.018 (0.069)

⁹ “家庭在个体的初中阶段人均纯收入”是距离初中毕业时间最近一次调查所获得的前一年家庭人均纯收入。

¹⁰ 最终整理为“学校不区分重点班”“学校区分重点班但学生就读于非重点班”“学校区分重点班且学生就读于重点班”三组，以第一组为基准组。

(续表)

变量	OLS		Probit	
	(1)	(2)	(3)	(4)
初中就读于重点班	0.103*** (0.022)	0.104*** (0.022)	0.122*** (0.102)	0.124*** (0.102)
观测值个数	2 235	2 235	2 234	2 234
R-squared	0.050	0.052		

注：回归还控制了省份和毕业年份固定效应；Probit模型报告的是边际效应；括号中为稳健标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

(三) 教育减负对家庭教育投入的影响

本小节探讨教育减负对家庭教育投入的影响，并检验假说2至假说4。计量模型如下：

$$Y_{it} = \gamma_1 BL_{it} + \gamma_2 BL_{it} \times \ln(I_{i,t-1}) + \gamma_3 \ln(I_{i,t-1}) + \beta x_{it} + \lambda_t + u_i + \varepsilon_{it},$$

其中 Y_{it} 为个体 i 在 t 年的家庭教育支出自然对数或学习时长； BL_{it} 为学生 i 所在省份当年对应的减负政策指数； $I_{i,t-1}$ 为家庭人均纯收入的滞后项； x_i 为其他个体控制变量，包含学生的年级分组、学校是否区分重点班以及学生是否就读于重点班。 λ_t 和 u_i 分别是年份和个体固定效应。

这一模型可被视为三重差分法(DDD)的应用，其中作为处理变量的减负指数 BL_{it} 是刻画政策强度与政策实施时间前后的虚拟变量的交叉项，相当于双重差分的设定。对个体而言，省层面何时采取哪些减负政策可被视为外生冲击；同时，可能影响政策实施的地区间不可观测因素可以被差分去掉，个体固定效应又进一步消掉了个体间不可观测的差异。收入 $\ln(I_{i,t-1})$ 则提供了第三个维度，它与减负指数 BL_{it} 的交互，可考察不同收入水平家庭对减负政策反应的差异。

表4展示因变量为学生的两类教育投入时的基准模型回归结果，其中列(1)—(2)报告教育减负对家庭教育支出的影响，列(3)—(4)报告教育减负对学习时间的影响。这里，列(2)和列(4)加入家庭收入和减负指数的交叉项来评估教育减负政策对不同收入水平家庭教育投入的影响，分别检验假说2和假说3；列(5)报告加入前期校外教育支出及其与减负政策的交互项，来检验假说4。

不加交叉项时，教育减负对家庭教育总支出的影响不显著(列(1))；而加入交互项后教育减负使不同收入水平家庭的教育总支出在减负后分化(列(2))：高收入家庭的教育总支出上升，低收入家庭的总支出下降，也就是高收入家庭会增加教育总支出，而低收入家庭会减少，验证了假说2。

教育减负对学习时间的类似¹¹。总体来看，教育减负对每周学习时长的影响不显著(列(3))；但使不同收入水平家庭学生的每周学习时长产生分化(列(4))：高收入家庭上升，低收入家庭下降，这验证了假说3。

列(5)表明，减负政策对此后教育支出的影响方向和前期家庭的教育投入程度有

¹¹ 这里直接使用学习时间为被解释变量。采用对数形式的结果稳健。

关。以校外教育支出占家庭人均纯收入的比重来度量教育投入程度可知，高投入家庭（约占样本的 21%）在减负后会减少家庭教育支出，而低投入家庭（约占样本的 79%）则会增加。¹²这验证了假说 4。

表 4 教育减负政策对教育投入的影响

变量	ln（教育支出）		学习时间		ln（教育支出）
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
减负指数	0.005 (0.024)	-0.192*** (0.068)	-0.483 (1.714)	-4.596** (2.098)	0.011 (0.061)
ln（家庭收入）		0.024*** (0.008)		0.536*** (0.160)	0.015** (0.007)
× 减负指数	—		—		
ln（家庭收入）	0.003 (0.035)	-0.365*** (0.125)	1.141* (0.611)	-6.969*** (2.487)	-0.216* (0.111)
ln（前期校外教育支出）					-0.026*** (0.001)
× 减负指数	—	—	—	—	
ln（前期校外教育支出）	—	—	—	—	-0.067*** (0.016)
就读重点班的情况（基准组：学校不区分重点班）					
学生就读于非重点班	0.016 (0.086)	0.018 (0.086)	0.149 (1.659)	0.220 (1.650)	0.055 (0.078)
学生就读于重点班	0.065 (0.139)	0.070 (0.139)	2.609 (2.084)	2.796 (2.073)	0.090 (0.130)
目前就读年级（基准组：小学低年级）					
小学高年级	-0.132 (0.172)	-0.133 (0.171)	15.92** (6.891)	15.58** (6.854)	-0.104 (0.173)
初中	0.301 (0.230)	0.308 (0.229)	20.91*** (7.229)	20.50*** (7.190)	0.299 (0.212)
观测值个数	9 479	9 479	3 833	3 833	9 353
R-squared	0.167	0.169	0.083	0.094	0.319
追踪个体数	5 383	5 383	2 902	2 902	5 351

注：家庭收入为滞后一期的值；回归还控制了个体和时间固定效应；括号中为稳健标准误；*** $p < 0.01$ ，** $p < 0.05$ ，* $p < 0.1$ 。

¹² 临界条件为 $0.015 \ln(\text{家庭收入}) - 0.026 \ln(\text{前期校外教育支出}) = 0$ ，与样本数据匹配后可知满足条件的观测值的比例。

(四) 经济显著性分析

上述发现具有经济显著性。以收入分位数为下10%和上10%的家庭为例,我们计算了2008—2018年间教育减负政策对初升高的概率、家庭教育总支出和学习时长的累计影响,计算方法和结果报告在表5中。总体来看,十年间教育减负政策实施后,收入处于下10%家庭的学生升入高中的概率平均下降了9.3个百分点,教育总开支平均下降了21%,每周学习时间平均下降了9.19个小时。而收入处于上10%的家庭的学生升入高中的概率平均上升了5.3个百分点,教育总开支平均上升了66%,每周学习时间平均上升了10.37个小时。

表5 减负政策影响的经济显著性

变量	升高中概率变化		教育支出变化		学习时间变化	
	10%	90%	10%	90%	10%	90%
家庭人均纯收入(1)	1 636	19 930	1 636	19 930	1 636	19 930
家庭人均纯收入的对数(2)	7.4	9.9	7.4	9.9	7.4	9.9
教育减负指数系数(3)	-0.036	-0.036	-0.192	-0.192	-4.596	-4.596
教育减负×收入对数(4)	0.004	0.004	0.024	0.024	0.536	0.536
教育减负指数变化(5)	14.6	14.6	14.6	14.6	14.6	14.6
总效果	-9.3	5.3			-9.19	10.37
(6)=[(3)+(4)×(2)]×(5)	(百分点)	(百分点)	-21.0%	66.6%	(小时/周)	(小时/周)

(五) 稳健性检验

稳健性检验从两方面展开。一是考虑不同类型的减负政策在执行中量化和监管的难度不同,如“严格按照课程标准制定执行教学计划”等政策难以量化和监管,而“控制在校时长”等规定的执行则相对容易。针对这一点,我们将容易量化和落实的细分项摘出来重新构造稳健减负指数,该指数所使用的细分项包括:限制班级规模,控制在校时长,控制作业时长,限制重复或惩罚性作业,禁止有偿校内补课,禁止一切形式的校内补课,禁止教师参与有偿补课,控制考试次数,各细分项的分值情况与表1保持一致,满分为11分。用该稳健指数替代原减负指数重新估计模型,发现结果稳健。¹³

二是减负政策对教育投入和产出的影响都可能是非线性的。为此,我们换用分组变量来描述减负政策的强度。具体做法是,计算当年该省减负指数是否高于全国中位数,如果高则记该省个体正经历“强减负政策”。用反映是否经历“强减负政策”的虚拟变量替代原减负指数重新估计模型,发现结果稳健。¹⁴

¹³ 篇幅所限,具体回归结果从略,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载附表1和附表2。

¹⁴ 篇幅所限,具体回归结果从略,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网(<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>)下载附表3和附表4。

六、结 论

如何切实减少义务教育阶段学生的课业和校外培训负担是近年来广受关注的社会问题。本文系统梳理了2005—2018年间的教育减负政策，构建微观理论模型并推出检验假说，利用构建出的教育减负政策指数和CFPS数据作实证分析，评估了既往减负政策的总体影响。研究有如下主要发现。

第一，此前的减负政策总体上在减少学生学习负担和家庭教育支出方面效果不显著。本文的理论推导显示，教育减负政策可以全面发挥作用的条件较为苛刻，只有在不存在升学竞争或者升学率非常高的情况下，限制课业负担和校外教育培训负担的措施才可能有效，而这些条件在现实中不容易成立。实证结果与上述理论发现一致，也和日韩等国的减负政策效果相似。

第二，减负政策带来了教育产出的分化，使高收入家庭的学生升入高中的概率上升，而低收入家庭的概率下降。减负减少了校内教育供给，此时高收入家庭的学生可以依靠家庭补充教育投资获得额外的竞争优势，而由于缺乏相应经济支持，一部分低收入家庭的学生就会从升学竞争中退出。此时为了减轻学生负担的政策产生了教育公平问题这一副产品，这为理解“寒门更难出贵子”现象提供了理论和实证依据。

第三，减负政策也带来教育投入的分化：一方面，高收入家庭的教育支出和学生学习时间双升，低收入家庭却出现双降；另一方面，前期高投入家庭会减少家庭教育支出，而低投入家庭会增加教育支出。这些发现的含义是，对于高收入家庭，既往的减负政策没有使得这些家庭和学生“减负”，相反，他们的各项教育投入都在增加，参与到基础教育的“内卷”当中；对于低收入的家庭，减负政策的确使得他们的各项教育投入都在下降，然而这种下降的代价是他们在升学竞争中获取的机会越来越渺茫，这意味着教育减负实际迫使他们从升学竞争中退出，不得不在基础教育上“躺平”。值得注意的是，过去不依赖家庭教育和经济支出的教育模式正在消失，那些更多依赖天赋和勤奋从而经济投入程度低的家庭在减负后不得不加大经济投入。这些发现有助于理解减负力度不断加大的背景下，“内卷”和“躺平”这两个相互矛盾却同时存在并愈演愈烈的现象。

基于上述发现，当下推行的“双减”政策要发挥作用，需要从加大优质教育供给和减少升学的竞争压力两方面着手。要加大义务教育阶段优质教育资源供给，一方面是“增量”，也就是调动社会各方面资源，改善学校的软硬件设施；另一方面是“提质”，也就是加大师资人才的培养，提高教学效率，使家庭和学生可以用更少的教育投入达到学习目标。而要减少升学竞争压力，就需要提供更多的优质高中教育资源供给。同时加大优质教育供给和减少义务教育阶段的升学竞争压力，将有助于在实现减负目标的同时，满足人民对优质教育的需求和国家发展所需要的人力资本需求。

参 考 文 献

[1] Barro, J., "Human Capital and Growth", *American Economic Review*, 2001, 91 (2), 12-17.

[2] Becker, G., *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. Chica-

- go: The University of Chicago Press, 1975.
- [3] Becker, S., K. M. Murphy, and R. Tamura, "Human Capital, Fertility, and Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 1990, 98 (5), 323-350.
- [4] Bjork, C., "Local implementation of Japan's Integrated Studies Reform: A Preliminary Analysis of Efforts to Decentralize the Curriculum", *Comparative Education*, 2009, 45 (1), 23-44.
- [5] Byun, S., "Does Policy Matter in Shadow Education Spending? Revisiting the Effects of the High School Equalization Policy in South Korea", *Asia Pacific Education Review*, 2010, 11 (1), 83-96.
- [6] 陈昂昂、张旭, "我国中小学生'减负'政策实施困境及破解之路", 载于杨东平、杨旻、黄胜利编《中国教育发展报告(2020)》。北京: 社会科学文献出版社, 2020年, 第228—240页。
- [7] Goodman, R., "The Why, What and How of Educational Reform in Japan", In: Roger Goodman and David Phillips (eds.), *Can the Japanese Change Their Education System*. Providence: Symposium Books Ltd., 7-30, 2003.
- [8] Kang, T., "Effects of the High School Equalization Policy on Educational Expenditure", Paper presented at the 3rd conference of the Korean Education and Employment Panel, Seoul, 2007.
- [9] Kim, H., "Analyzing the Impact of High School Equalization Policy on the Private Tutoring Expenditure of Academic High School Second Grade Students in Korea", *Journal of Educational Administration*, 2008, 26 (2), 1-22.
- [10] Kim, H., and S. Choi, "Analyzing the Impact of High School Equalization Policy on Private Tutoring Expense in Korea", *Journal of Korean Education*, 2004, 31 (1), 365-383.
- [11] Kim, H., and G. Park, "Analyzing the Impact of High School Equalization Policy on the Private Tutoring Expenditure of Middle School Third Grade Students in Korea", *Journal of Educational Administration*, 2008, 26 (3), 251-275.
- [12] Lee, C. J., H. Lee, H. M. Jang, "The History of Policy Responses to Shadow Education in South Korea: Implications for the Next Cycle of Policy Responses", *Asia Pacific Education Review*, 2010, 11 (1), 97-108.
- [13] Lei, X., and Y. Shen, "Inequality in Educational Attainment and Expectation: Evidence from the China Family Panel Studies", *China Economic Journal*, 2015, 8 (3), 252-263.
- [14] Li, C., "Sociopolitical Transition and Education Opportunity Inequality: The Effect of Family and Economic System on Education Attainment (1940-2001)", *Chinese Sociology & Anthropology*, 2006, 38 (4), 6-36.
- [15] 刘虹、张端鸿, "上海市中小学生'减负'新政: 反思和建议", 载于杨东平、杨旻、黄胜利编《中国教育发展报告(2018)》。北京: 社会科学文献出版社, 2018年, 第25—35页。
- [16] Mincer, J., *Schooling, Experience and Earnings*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1974.
- [17] Park, H., and Y. J. Lee, "Growing Educational Inequality in Japan during the 2000s", In: Shin, J. (ed.), *Japanese Education in an Era of Globalization: Culture, Politics and Equity*. New York: Teachers College Press, 131-146, 2013.
- [18] 任子雄, "基础教育减负的博弈分析", 《教育科学》, 2008年第24卷第4期, 第19—22页。
- [19] Takayama, K., "A Nation at Risk Crosses the Pacific: Transnational Borrowing of the U. S. Crisis Discourse in the Debate on Education Reform in Japan", *Comparative Education*, 2007, 51 (4), 423-446.
- [20] Takayama, K., "The Politics of International League Tables: PISA in Japan's Achievement Crisis Debate", *Comparative Education*, 2008, 44 (4), 387-407.
- [21] Tsuneyoshi, R., "The New Japanese Educational Reforms and the Achievement 'Crisis' Debate", *Educational Policy*, 2004, 18 (2), 364-394.
- [22] 王建琴, "基础教育'减负'政策失真的原因与对策", 《现代教育科学(普教研究)》, 2007年第1期, 第94—95页。
- [23] 王小利, "建国以来基础教育'减负'政策的演变及其思考", 《教育与考试》, 2009年第5期, 第77—80页。
- [24] 魏易, "2017年我国在校生成CIEFR-HS数据概述", 载于魏易编《中国教育财政家庭调查报告》。北京: 社会科学文献出版社, 2019年, 第11—27页。
- [25] 魏易、陆伟, "我国基础教育阶段校外培训情况概述", 载于魏易编《中国教育财政家庭调查报告》。北京: 社

- 会科学文献出版社，2019年，第180—206页。
- [26] 文雪、扈中平，“从博弈论的角度看‘教育减负’”，《中国教育学刊》，2007年第1期，第22—24页。
- [27] Wu, X., “Economic Transition, School Expansion and Educational Inequality in China, 1990-2000”, *Research in Social Stratification and Mobility*, 2010, 28 (1), 91-108.
- [28] 杨东平，“走进‘后普及教育时代’的中国教育”，载于杨东平、杨旻、黄胜利编《中国教育发展报告（2020）》。北京：社会科学文献出版社，2020年，第15—28页。
- [29] 杨旻、陈昂昂，“2018年中小学生‘减负’问题家长满意度调查报告”，载于杨东平、杨旻、黄胜利编《中国教育发展报告（2019）》。北京：社会科学文献出版社，2019年，第220—233页。
- [30] 杨欣、罗士琰、宋乃庆，“我国义务教育‘减负提质’的评估研究——基于义务教育第三方评估的报告”，《中国教育学刊》，2016年第6期，第42—46页。

Education Burden Reduction, Family Education Investment, and Education Equity

ZHOU Zikun LEI Xiaoyan SHEN Yan*
(Peking University)

Abstract: How to effectively reduce the burden of students has received widespread attention in recent years. A series of burden reduction policies have been issued, yet there exists large dispute over the effectiveness of these policies. To assess the impact of the burden reduction policies, we construct a theoretical model and test its hypotheses with the constructed policy index and micro-level information from the CFPS dataset. We find that the burden reduction policies implemented during 2005-2018 were generally ineffective, but enlarged the difference in both family education investments and education output between students from high and low income families.

Keywords: education burden reduction; education expenditure; education equity

JEL Classification: I21, I22, I28

* Corresponding Author: Shen Yan, Peking University HSBC Business School (PHBS), University Town, Nanshan District, Shenzhen, Guangzhou 518055, China; Tel: 86-755-26033642; E-mail: yshen@phbs.pku.edu.cn.