

教育补习会影响小学生体质健康吗？

——基于北京市的调查研究

刘泽云，李 杨，王 骏

[摘要] 本文基于2016—2017年北京市部分区县小学四年级学生的问卷调查数据和学生体质测试数据，使用控制学生基期的体质健康和班级固定效应的回归方法，分析了小学生参加教育补习对其体质健康的影响。主要发现有：第一，参加学术类补习和其他类补习不影响小学生的体质健康，但参加体育类补习在一定程度上有助于小学生的体质健康。第二，教育补习对小学生体质健康的影响不存在性别差异，但体质健康状况越好的小学生从参加体育类补习中的获益越大。第三，校内补习和校外补习对小学生体质健康的影响不存在差异。研究表明，应该创造条件让学生更多地参加体育活动，并额外关注男生和体质健康状况较差的学生。

[关键词] 教育补习；体质健康；小学；教育生产函数

一、引言

教育补习(supplementary education)也称为影子教育(shadow education)(Stevenson and Baker, 1992; 薛海平、丁小浩, 2009)。狭义的教育补习,是指在学校正规教育之外,为提高学生在校所修科目的学业成绩而进行的补充性教育活动,由受教育者私人支付费用,包括送学生到补习班就读和聘请家庭教师授课等(Bray, 1999)。广义的教育补习除了上述教育活动之外,还包括艺术、体育等课外培训课程,因为后者同样有助于学生在未来的升学竞

[收稿日期] 2018-07-18

[基金项目] 北京市社会科学基金研究基地项目“同伴对流动儿童和本地儿童学业发展的影响”(16JDJYB005)

[作者简介] 刘泽云,北京师范大学经济与工商管理学院/首都教育经济研究院,电子邮箱地址: zeyun_liu@bnu.edu.cn; 李杨,北京师范大学经济与工商管理学院,电子邮箱地址: 13981708743@163.com; 王骏,北京师范大学经济与工商管理学院/教育部高校辅导员培训和研修基地(北京师范大学),电子邮箱地址: wangjun_19901124@163.com。

争中获得优势地位(薛海平、李静, 2016)。教育补习在全世界范围内都广泛存在, 在东亚地区更为普遍, 尤其盛行于中国、日本、韩国等国家(贝磊、廖青, 2016)。薛海平(2015)基于 CFPS2012 年的调查数据, 发现在义务教育阶段, 24.6% 的学生参加了广义的教育补习活动, 这一比例在直辖市或省会城市达到 56.1%。一些针对国内一线城市的调查得到了更高的参与比例。例如, 吴思为等(2010)发现北京市小学生参加广义的教育补习的比例为 88.4%, 中学生为 56.3%; 陈彬莉和白晓曦(2015)发现, 2011 年北京市海淀区小学生参加狭义的教育补习的比例为 69.6%; 吴岩(2014)发现广州市初二学生参加狭义的教育补习的比例为 64.18%; 胡咏梅等(2017)基于 PISA2012 年的数据, 发现上海市 15—16 岁中学生参加数学、语言、科学和其他补习的比例分别为 71%、51%、55% 和 57%。

在我国的城市, 特别是大城市, 学生及其家长为教育补习投入了大量的时间和金钱。那么, 一个需要回答的问题是: 教育补习对学生的发展到底产生了怎样的影响? 关于这一问题已经有了大量研究, 得出了不同的研究结论(翁秋怡, 2017)。然而, 现有研究都是探讨教育补习对学生学业成绩(如语文、数学、英语考试成绩)的影响, 几乎没有考虑教育补习如何影响学生其他方面的发展。

事实上, 除了学业成绩, 健康也是学生发展的一个重要方面。而衡量学生健康状况的最重要的官方指标是体质健康(physical health)。体质是人体在先天遗传和后天获得性基础上所表现出来的形态结构、生理功能、身体素质、运动能力等方面综合的、相对稳定的特征。体质健康反映了个体能够满意地完成身体活动的的能力, 是健康的一个基础维度(中国国民体质监测系统课题组、体育总局科教司, 2008)。

我国政府非常重视学生的体质健康, 已经建立起一套完整的检测学生体质健康状况的系统, 并定期开展全国范围的学生体质健康调查。2014 年修订的《国家学生体质健康标准》为评价学生体质健康提供了基础性的指导和具体的标准。2016 年发布的《国务院关于印发全民健身计划(2016—2020 年)的通知》则指出, “把学生体质健康水平纳入工作考核体系, 加强学校体育工作绩效评估和行政问责”。

体质健康状况不但直接影响学生的身体发育, 还会对其心理健康、学业成绩、社会适应性等产生重要影响。例如, 詹逸思等(2015)发现体重偏轻与中小学生学业表现呈显著正相关, 而且在高中阶段, 体重偏重与学业表现呈显著负相关; 而梁哲和张羽(2016)发现心肺功能是影响学生成绩的重要因素。

同时, 学生的体质健康与其评优和升学密切相关。在评优方面, 2014 年

修订的《国家学生体质健康标准》规定：“学生测试成绩评定达到良好及以上者，方可参加评优与评奖；成绩达到优秀者，方可获体育奖学分”。北京市评选市级三好学生的必备条件之一是“体育课成绩优良并达到《国家学生体质健康标准》优秀等级”。北京市海淀区规定评选区级三好学生的必备条件之一是“体育课成绩优良，并达到《国家学生体质健康标准》优良等级”。在升学方面，学生的体质健康和体育表现从两个方面与其升学存在联系。其一，从2017年起，北京市全面取消了“小升初”的推优政策。然而在此之前，北京市实行的推优政策可以让一些综合素质高并获得荣誉称号的小学毕业生进入优质初中。例如，北京市海淀区2016年在对小学毕业生综合素质发展水平进行评价时，是否获得过市级或区级三好学生、体育课成绩、体育爱好等均列为重要的评价指标。其二，尽管在北京市，“小升初”中体育、艺术和科技特长生的招生比例在逐年降低，但毕竟还有一部分拥有体育特长的学生能够进入优质初中。

然而，我国中小学学生的体质健康状况并不容乐观。有研究根据1991年、1995年、2000年、2005年、2010年五个年份的全国学生体质健康调查数据，发现我国中小学生的肺活量水平、速度素质、爆发力素质、耐力素质和力量素质整体呈下降趋势，而肥胖检出率和视力不良检出率整体呈上升趋势(马德浩、季浏，2017)。北京市政协公布的调研报告也显示，北京市中小学生体质健康水平不断下滑，肥胖和视力不良尤为突出，健康状况令人担忧(张景华，2014)。为了提高中小学生的体质健康，使用科学的方法确定影响学生体质健康的因素显然是十分必要的。

已有研究者利用学生体质测试数据，从不同角度分析了学生体质健康的影响因素。一些研究者重在全面的探讨相关影响因素。例如，有研究发现在影响北京市中小学生体质健康的诸多因素中，睡眠居首位，其次是体育锻炼，再次是饮食(于素梅，2014)；对北京市昌平区小学生的调查则发现，学习压力大、体育锻炼不够和睡眠不足是影响小学生体质健康的前三位因素(霍亚，2015)。另一些研究关注某类因素与学生体质健康的关系。例如，运动干预对小学生体质健康水平的影响(卢桂兵，2015)，中小学生体质健康状况与体育锻炼行为的关系(何木叶等，2016)。遗憾的是，这些研究所使用的方法均为简单的描述性统计分析，对于甄别相关因素对学生体质健康的因果性影响无法提供具有说服力的证据。

本文使用我们于2016—2017年在北京市收集的调查数据，分析不同类型的教育补习对小学生体质健康的影响。这对于教育部门制定与学生健康相关的政策、规范教育补习市场具有参考价值，同时也对家长合理选择校内外补习课程、增强学生体质健康、促进学生全面发展具有借鉴意义。

本文的创新之处体现在两个方面。从研究内容上看,以往研究均关注教育补习对学生学业成绩的影响,而本文分析的是教育补习与学生的非智力因素——体质健康的关系,这在现有研究中是不曾有的。而且我们还区分了不同类型的教育补习(学术类补习、体育类补习以及其他类补习)的效果,全面揭示教育补习与学生体质健康的关系。从研究方法上看,学生体质健康数据来自学校的官方统计,能够保证数据的科学性、准确性和综合性。但是,如上所述,基于这类数据的研究使用的均为简单的描述性统计分析,难以真正识别变量之间的因果关系。而在一些使用了较高深的计量经济学方法探究儿童健康影响因素的研究中,限于数据的可获得性,用于衡量儿童健康的指标往往过于单一,很难全面反映儿童的健康状况。例如,有的研究使用年龄别体重评分(weight for age z-score, WAZ)(刘靖,2008),有的研究使用年龄别身高评分(height for age z-score, HAZ)(王芳、周兴,2012)。本文使用学生体质健康数据,能够全面、准确地衡量学生健康状况;并且使用加入学生基期的体质健康和班级固定效应的回归方法,较好地控制了由于不可观测的异质性造成的内生性偏误,能够比较准确地估计教育补习对学生体质健康的因果效应。因此,我们认为本文是对相关研究的有益补充,在理论上也有一定价值。

二、模型与方法

参加教育补习对学生体质健康的影响可能是多方面的。从理论上分析,在其他条件相同的情况下,学生参加体育类补习有益于身体健康,应该对其体质健康存在正面的影响。而学生参加学术类补习(如英语、语文、数学等课程的补习)或其他补习(如艺术类补习)对体质健康的影响则难以确定。一方面,这些补习挤占了学生用于户外活动和体育锻炼的时间,可能不利于学生体质健康;另一方面,参加这些补习也可能有助于锻炼学生克服困难的毅力和决心,这些素质对于学生养成良好的生活习惯和体育锻炼习惯是有益的,从而间接的有利于学生体质健康。

分析学生参与教育补习的情况对其体质健康的影响,最简单的方法是建立回归方程,以学生体质健康状况为因变量,以学生参与教育补习的情况为自变量,运用普通最小二乘法(OLS)估计出后者对前者的影响。然而,由于存在一些因素同时影响学生的体质健康和参与教育补习的决策,如果不考虑这些因素的影响,就会造成OLS估计结果是有偏的和不一致的。为了解决这一问题,可在回归方程中加入可观测的特征(如学生性别、家庭经济条件、学

校体育设施，等等)作为控制变量。但是，有些因素是难以观测的(如学生先天的体质)或难以量化的(如班级中体育锻炼的氛围)，如何控制这类不可观测因素对估计结果的影响是计量经济学核心关注的问题。

我们采用两种办法来控制学生个体和家庭层面的相关影响因素。一是基于可获得的数据，在回归方程中尽可能的加入可观测的变量，个体层面的变量包括学生的性别、出生时的体重、是否为独生子女、户口性质等，家庭层面的变量包括家庭收入、父母的受教育程度、父母的政治面貌、父母健康状况等。二是借鉴教育生产函数(educational production function)研究的思路，加入学生在上一学年的体质健康状况作为控制变量。这样做的原因是，影响学生体质健康的不可观测因素(如学生先天的体质、体育锻炼习惯、饮食习惯、父母对子女教育和健康的偏好，等等)同时影响本学年和上学年的体质健康，而且在短短的一年内不会发生根本性的变化，因此控制上一学年的体质健康就等同于控制住了这些不可观测因素。

对于学校层面的影响因素，常用的方法是加入学校和班级层面的控制变量，但是由于我们收集到的学校和班级数据不够丰富，而且仅仅加入可观测的特征变量也无法控制不可观测因素的影响。因此我们使用加入班级固定效应(fixed effects)的方法，即在回归中加入一组代表学生所在班级的虚拟变量，从而剔除了由于班级和学校层面的异质性导致的估计偏误。

基于上述考虑，建立如下回归模型：

$$Y_i = \delta_0 + \alpha X_i + \beta Y_{i-1} + W_i \gamma + F_i \theta + C_i \varphi + u_i \quad (1)$$

在式(1)中，下标 i 代表学生个体。因变量 Y_i 为学生 i 在本学年的体质健康。核心解释变量 X_i 代表学生在本学年参与教育补习的情况，回归系数 α 衡量了参与教育补习对学生本学年体质健康的影响，是本文关注的重点。 Y_{i-1} 为学生在上一学年的体质健康， β 是其回归系数。 W_i 为一组学生个体层面的解释变量， γ 为这些变量的回归系数。 F_i 为一组家庭层面的解释变量， θ 为这些变量的回归系数。 C_i 为一组代表学生所在班级的虚拟变量，即班级固定效应， φ 为其回归系数。 δ_0 为常数项， u_i 为随机误差项。

三、样本、变量与数据描述

(一) 样本介绍

本文的数据来自笔者于2016年11月至2017年1月在北京市三个近郊区所做的调查(这三个区在北京市的发展规划中被归为“城市功能拓展区”)，文中使用了小学四年级的调查数据。该调查基于区县、学区和学校三个层面进

行分层抽样,样本学校的四年级学生全部进入样本(个别规模较大的学校,随机抽取四个班级进入样本),共涉及3个区县、16个学区、40所小学、166个班级的5638名学生。调查中使用了学生、家长、教师和校领导四类调查问卷。家长问卷采用纸质问卷,其他三类问卷采用网上填答的方式。其中,学生问卷是由调查员指导和监督,在学校教室里完成的。此外,我们还从样本学校获得了样本内每一位学生2015—2016学年和2016—2017学年体质测试的相关数据,包括:单项指标的成绩、得分和等级,以及体质测试的总分和等级。将学生问卷数据、家长问卷数据和学生体质测试数据合并,剔除缺失数据后得到最终的样本为3709名学生。

(二)变量定义

1. 因变量:体质健康

根据《国家学生体质健康标准(2014年修订)》,小学四年级学生的体质测试由六项构成:体重指数(BMI值)、肺活量、50米跑、坐位体前屈、1分钟跳绳和1分钟仰卧起坐,分别用以评价学生的身体形态、心肺功能、爆发力、柔韧性、协调性和腰腹力量。其中,体重指数由体重(千克)除以身高(米)的平方计算得出,根据计算数值确定其单项得分,并确定属于哪一个等级(正常、低体重、超重、肥胖)。其余五项根据测试成绩确定单项得分,并确定属于哪一个等级(优秀、良好、及格、不及格)。将六个单项指标的得分进行加权平均,得到体质测试总分,满分为100分。^①最后,根据总分评定等级:90.0分及以上为优秀,80.0—89.9分为良好,60.0—79.9分为及格,59.9分及以下为不及格。此外,在小学阶段,1分钟跳绳为加分指标,即当学生成绩超过该项评分100分后,以超过的次数对应的分数加分,满分为20分。因此,学生体质测试总分的范围为0—120分(100分测试成绩加上20分加分)。

我们使用了四个因变量衡量学生体质健康。其一,体质测试成绩。这是一个连续变量,回归使用OLS方法。其二,体质测试等级(优秀=4、良好=3、及格=2、不及格=1)。这是一个定序变量,回归使用oprobit模型。其三,体质测试成绩是否达到优秀(优秀=1,否=0)。这是一个虚拟变量,回归使用probit模型。其四,是否为肥胖(肥胖=1,否=0)。这个变量是虚拟变量,回归使用probit模型。前三个因变量根据学生体质测试成绩直接得到。学生是否肥胖根据《国家学生体质健康标准(2014年修订)》的标准确定。对于

^① 根据《国家学生体质健康标准(2014年修订)》的规定,小学四年级学生各项指标的权重为:体重指数(BMI值)15%、肺活量15%、50米跑20%、坐位体前屈20%、1分钟跳绳20%、1分钟仰卧起坐10%。

四年级学生，体重指数大于或等于 22.7 的男生和大于或等于 22.1 的女生为肥胖；对于三年级学生，体重指数大于或等于 22.2 的男生和大于或等于 21.2 的女生为肥胖。

如前所述，无论是针对全国的调查还是针对北京市的调查，都发现中小学校的肥胖率和视力不良率存在上升趋势。因此我们分析了教育补习对学生肥胖情况的影响。同时，我们也试图分析教育补习对学生视力的影响，但由于我们收集到的学生视力数据缺失值太多，故而放弃了这一想法。

2. 核心解释变量：教育补习

在调查问卷中，我们设置了两道问题：“本学期你参加了哪些校内兴趣班或辅导班？”，以及“本学期你参加了哪些校外兴趣班或辅导班？”由此可以确定学生参加校内教育补习和校外教育补习的情况。将这两个问题的回答情况汇总，就可以确定学生参加教育补习的总体情况（即不区分校内补习还是校外补习）。本文采用广义的教育补习概念，既包括学术类补习，也包括非学术类补习，并将体育类补习从非学术类补习中单列出来。即将教育补习分为三类：第一，学术类补习，包括数学（普通数学、奥数或数独）、语文（语文、阅读、作文或诵读）、英语；第二，体育类补习；第三，其他类补习，包括艺术类补习（绘画、书法、音乐、乐器、舞蹈、戏曲、表演、主持、影视、魔术等），以及其他（棋类、魔方、科技、科普、人文社科、手工，等等）。

在回归分析中有四个核心解释变量，均为虚拟变量，其定义如下。补习：至少参加了一种类型补习=1，否=0；学术类补习：参加了学术类补习=1，否=0；体育类补习：参加了体育类补习=1，否=0；其他类补习：参加了其他类补习=1，否=0。

除了是否参加教育补习，参加教育补习的时间也会影响小学生的体质健康。遗憾的是，我们没有收集学生参加各类教育补习的时间，无法开展更深入细致的分析。

3. 控制变量

学生个体层面最主要的控制变量为上一学年（即三年级）的体质测试成绩。此外，还包括以下控制变量：性别（男生=1，女生=0）、独生子女（是=1，不是=0）、户口（北京户口=1，非北京户口=0）、出生体重（以斤为单位）。家庭层面的控制变量包括：父母健康状况，用父母自评的身体健康状况衡量（父母双方的健康状况均为好或者非常好=1，父母至少有一方的健康状况为不好或非常不好=0）；家庭经济资本，用家庭人均收入衡量；家庭政治资本，用父母政治面貌衡量（父母至少一方为党员=1，否=0）；家庭文化资本，用父母平均受教育年限衡量（受教育年限根据最高学历折算得到，学历为文盲、

小学、初中、中专/技校/职高/普通高中、大专、大本、硕士和博士对应的受教育年限分别为0年、6年、9年、12年、15年、16年、19年和22年，将父亲和母亲的受教育年限进行算术平均得到父母平均受教育年限)。

(三)描述性统计

主要变量的描述性统计见表1和表2。2016年，学生体质测试成绩的均值和中位数分别为85分和84分，比2015年略有提高。2016年体质测试等级为优秀的比例为30.60%，明显高于2015年；2016年体质测试等级为良好的占39.23%，与2015年基本持平；2016年体质测试等级为及格的占28.71%，低于2015年；2016年体质测试等级为不及格的仅占1.46%，与2015年持平。由此可见，学生在2016年的体质测试成绩略有改善，主要原因是优秀等级的比例增加和及格等级的比例下降。2016年学生肥胖率为12.28%，比2015年高出2.18个百分点，肥胖率上升的幅度是明显的。

表1 学生体质健康状况(N=3709)

	2016年	2015年
体质测试成绩均值	85.12	84.21
体质测试成绩中位数	84.00	83.00
体质测试等级		
不及格	1.46%	1.27%
及格	28.71%	32.35%
良好	39.23%	40.36%
优秀	30.60%	26.02%
肥胖率	12.28%	10.10%

表2显示，仅有不到4%的小学四年级学生没有参加过任何类型的教育补习，说明教育补习在北京市小学生当中是非常普遍的。接近90%的学生参加了校内补习，约64%的学生参加了校外补习，说明校内补习更为普遍。分补习类型来看，参加其他类补习的比例最高(75.25%)，参加学术类补习的比例次之(53.03%)，参加体育类补习的最低(39.63%)。事实上，参加艺术类补习的比例(58.45%)甚至高于参加学术类补习的比例，说明北京市小学生教育补习的类型是多元化的。表2还显示，学术类补习中参加英语类补习的比例明显高于数学类补习和语文类补习。此外，学生主要在校外接受学术类补习，而主要在校内接受体育类补习和其他类补习。

表2 学生参与教育补习的比例(N=3709)

	校内或校外补习	校内补习	校外补习
总体	96.17%	89.86%	64.41%
学术类补习	53.03%	20.71%	42.98%
其中：语文类补习	22.78%	10.16%	15.13%
数学类补习	25.02%	7.25%	20.68%
英语类补习	39.09%	10.38%	33.97%
体育类补习	39.63%	28.61%	17.93%
其他类补习	75.25%	64.17%	39.77%
其中：艺术类补习	58.45%	41.30%	36.02%

四、回归分析结果

(一)基本回归结果

基于式(1)，以学生四年级时的体质测试成绩为因变量，使用 OLS 方法的回归结果见表 3(表 3 的每一个模型中都加入了班级固定效应)。模型 1 的结果显示，总体来看，参加教育补习并不影响小学生的体质测试成绩。但是，模型 2—模型 5 的结果表明，不同类型的教育补习的影响存在差异，即参加体育类补习有助于提高小学生体质测试成绩，而参加学术类补习和其他类补习的影响则不显著。表 3 还显示，男生的体质测试成绩显著低于女生，而四年级的体质测试成绩与三年级的体质测试成绩存在非常显著的正相关关系。另外，其他控制变量都是不显著的。

如前所述，在计算小学生体质测试成绩时，1 分钟跳绳为加分指标，当学生成绩超过该项评分 100 分后，会得到最多不超过 20 分的加分。这样，跳绳好的学生即便在其他项目上成绩较低，其体质测试总成绩仍可能较高。为了考察这一因素可能对估计结果造成的影响，我们把跳绳成绩超过 100 分的学生的加分从其总成绩中扣除，重新估计了模型。结果发现，与表 3 相比，教育补习对体质测试成绩的影响在系数估计值上有所不同，但系数的符号和统计显著性完全相同(限于篇幅，文中未给出具体的估计结果)。

表3 教育补习对四年级小学生体质测试成绩的影响：OLS回归结果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
男生	-0.600** (0.285)	-0.595** (0.285)	-0.958*** (0.296)	-0.625** (0.295)	-0.917*** (0.302)
三年级体测成绩	0.666*** (0.017)	0.666*** (0.017)	0.657*** (0.017)	0.666*** (0.017)	0.656*** (0.017)
补习	-0.004 (0.784)				
学术类补习		-0.186 (0.329)			-0.156 (0.328)
体育类补习			1.468*** (0.318)		1.504*** (0.325)
其他类补习				-0.120 (0.360)	0.217 (0.365)
出生体重	-0.030 (0.145)	-0.027 (0.145)	-0.014 (0.144)	-0.029 (0.145)	-0.013 (0.145)
独生子女	0.178 (0.325)	0.170 (0.325)	0.173 (0.324)	0.174 (0.325)	0.174 (0.325)
北京户口	-0.538 (0.393)	-0.533 (0.393)	-0.565 (0.392)	-0.544 (0.394)	-0.551 (0.392)
父母均健康	0.633 (0.582)	0.633 (0.581)	0.632 (0.577)	0.637 (0.581)	0.625 (0.577)
家庭人均收入对数	0.130 (0.181)	0.137 (0.181)	0.099 (0.180)	0.132 (0.180)	0.101 (0.180)
父母平均受教育年限	0.081 (0.069)	0.083 (0.069)	0.084 (0.069)	0.083 (0.069)	0.082 (0.069)
父母至少一方为党员	0.575 (0.393)	0.578 (0.392)	0.540 (0.390)	0.577 (0.392)	0.538 (0.390)
R ²	0.489	0.490	0.493	0.489	0.493

注：(1)*：p<0.1，**：p<0.05，***：p<0.01。(2)括号内为稳健性标准误。(3)每个模型代表一个单独的回归，所有回归都加入了班级固定效应。(4)样本数 N=3709。

(二)教育补习的影响是否存在性别差异？

表3显示，男生的体质健康状况不及女生。为此，我们使用分样本回归

的方法考察教育补习影响的性别差异,结果见表4。可以看出,教育补习的影响不存在性别差异。即不论是对于男生还是女生,参加体育类补习对体质健康均具有显著的正向影响,而参加学术类补习或其他类补习均不存在显著影响。我们还使用了加入交互项的方法,即在式(1)的基础上,加入教育补习变量与性别变量的交互项,结果发现交互项是不显著的,说明参加教育补习的影响在不同性别学生之间不存在显著差异(限于篇幅,文中未给出具体的估计结果)。

表4 教育补习对小学生体质测试成绩的影响(OLS):分样本回归结果

	男生样本					女生样本				
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10
补习	-1.826 (1.201)					1.230 (1.036)				
学术类补习		-0.687 (0.476)			-0.662 (0.475)		0.180 (0.486)			0.244 (0.486)
体育类补习			1.385*** (0.414)		1.281*** (0.429)			1.112** (0.531)		1.255** (0.533)
其他类补习				-0.733 (0.447)	-0.410 (0.460)				1.024 (0.657)	1.140 (0.658)
R ²	0.562	0.562	0.564	0.562	0.565	0.450	0.450	0.452	0.451	0.453
N	1951	1951	1951	1951	1951	1758	1758	1758	1758	1758

注:(1)*: $p < 0.1$, **: $p < 0.05$, ***: $p < 0.01$ 。(2)括号内为稳健性标准误。(3)每个模型代表一个单独的回归,所有回归还加入了以下控制变量:三年级体测成绩、出生体重、独生子女、北京户口、父母均健康、家庭人均收入对数、父母平均受教育年限、父母至少一方为共产党员。(4)所有回归还加入了班级固定效应。

(三)校内补习和校外补习的影响有差别吗?

我们还考察了校内补习和校外补习的影响是否存在差别,回归结果见表5。在表5中,补习类变量均为虚拟变量。“校内补习”的定义为:至少参加了一种校内补习=1,否=0;“校外补习”的定义为:至少参加了一种校外补习=1,否=0;其他补习类变量的定义均为参加了这一类补习取值为1,否则为0。

表5中模型1—模型3的结果表明,整体而言,不论是参加校内补习还是校外补习,都不影响学生的体质测试成绩。模型4—模型10则表明,各种类型的教育补习的影响不因补习地点而异。也就是说:不论是参加校内体育类补习还是校外体育类补习,都能显著提高学生的体质测试成绩;而不论是参加校内还是校外的学术类补习或其他类补习,都对学生体质健康没有显著影响。

表5 教育补习对小学生体质测试成绩的影响(OLS): 校内补习和校外补习的比较

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10
校内补习	0.729 (0.500)		0.733 (0.501)							
校外补习		-0.032 (0.348)	-0.059 (0.348)							
校内学术类补习				-0.123 (0.397)						-0.008 (0.407)
校内体育类补习					1.391*** (0.342)					1.430*** (0.364)
校内其他类补习						-0.037 (0.318)				0.391 (0.342)
校外学术类补习							0.081 (0.329)			0.068 (0.330)
校外体育类补习								1.346*** (0.401)		1.194*** (0.402)
校外其他类补习									0.252 (0.327)	0.188 (0.327)
R ²	0.490	0.489	0.490	0.489	0.492	0.489	0.489	0.491	0.490	0.493

注: (1)*: $p < 0.1$, **: $p < 0.05$, ***: $p < 0.01$ 。(2)括号内为稳健性标准误。(3)每个模型代表一个单独的回归, 所有回归还加入了以下控制变量: 性别、三年级体测成绩、出生体重、独生子女、北京户口、父母均健康、家庭人均收入对数、父母平均受教育年限、父母至少一方为共产党员。(4)所有回归还加入了班级固定效应。(5)样本数 $N = 3709$ 。

(四)无条件分位数回归结果

OLS 回归反映的是自变量对因变量条件均值的影响, 无法全面地反映自

变量对因变量条件分布的影响。为此,传统上使用条件分位数回归(conditional quantile regression)分析自变量对因变量条件分位数的影响。然而,对条件分位数回归的系数的解释依赖于条件分布,其直观含义并不明显。在这种情况下,使用无条件分位数回归(unconditional quantile regression)具有更好的直观含义。例如,对于分位数为0.1的无条件分位数回归模型,其系数反映了自变量对因变量取值处于最低的10%的群体的影响。在本文中,我们使用Firpo等(2009)提出的基于再中心化影响函数(re-centered influence function, RIF)的方法进行无条件分位数回归。

表6给出无条件分位数回归的结果。在模型A、B、C、D中,分别单独放入补习、学术类补习、体育类补习、其他类补习等四个变量。在模型E中,同时放入学术类补习、体育类补习、其他类补习这三个变量。可以看出,不论在哪一个分位点上,总体而言参加教育补习并不影响学生的体质健康,而且参加学术类补习或其他类补习的影响也是不显著的。但是,体育类补习的影响则因分位点的不同而不同。具体而言,在低分位点处(第10、20、30分位点),体育类补习的影响不显著;在中间分位点和高分位点处(第40—90分位点),体育类补习的影响显著为正,而且随着分位点的提高,体育类补习的影响越来越大。这在一定程度上说明存在着“马太效应”,即体质越健康的小学生越能从参加体育类补习中获益。

表6 教育补习对四年级小学生体质测试成绩的影响:无条件分位数回归结果

	10分位	20分位	30分位	40分位	50分位	60分位	70分位	80分位	90分位
模型A									
补习	-0.119	0.501	0.346	-0.248	0.133	-0.260	-1.074	1.058	-0.009
	(1.817)	(1.032)	(0.911)	(0.842)	(0.923)	(1.041)	(1.288)	(1.565)	(1.959)
模型B									
学术类补习	-0.320	-0.389	0.092	-0.107	-0.327	-0.161	-0.021	-0.315	-0.401
	(0.703)	(0.394)	(0.367)	(0.369)	(0.384)	(0.444)	(0.566)	(0.722)	(0.931)
模型C									
体育类补习	0.228	0.370	0.372	1.017***	1.143***	1.457***	1.914***	2.601***	2.810***
	(0.675)	(0.393)	(0.364)	(0.360)	(0.374)	(0.436)	(0.562)	(0.724)	(0.938)
模型D									
其他类补习	0.395	0.061	-0.006	-0.632	-0.343	-0.310	0.181	0.335	0.776
	(0.787)	(0.451)	(0.414)	(0.409)	(0.426)	(0.493)	(0.617)	(0.782)	(0.990)

续表

	10分位	20分位	30分位	40分位	50分位	60分位	70分位	80分位	90分位
模型 E									
学术类补习	-0.281 (0.703)	-0.379 (0.395)	0.101 (0.367)	-0.102 (0.367)	-0.311 (0.383)	-0.137 (0.443)	0.028 (0.566)	-0.246 (0.722)	-0.315 (0.932)
体育类补习	0.345 (0.700)	0.389 (0.407)	0.389 (0.373)	0.941** (0.368)	1.120*** (0.381)	1.458*** (0.444)	2.027*** (0.573)	2.765*** (0.738)	3.063*** (0.957)
其他类补习	0.692 (0.813)	0.138 (0.467)	0.085 (0.424)	-0.422 (0.418)	-0.098 (0.433)	0.017 (0.500)	0.642 (0.627)	0.955 (0.794)	1.462 (1.005)

注：同表5。

(五)使用其他变量衡量学生体质健康的回归结果

最后，我们使用其他三个变量衡量学生体质健康，分析教育补习的影响，结果见表7。表7的模型1—模型5以体质测试等级为因变量，使用oprobit模型；模型6—模型10以体质测试等级优秀为因变量，使用probit模型；模型11—模型15以肥胖为因变量，使用probit模型。需要说明的是，在模型11—模型15中，用“三年级时为肥胖”来控制学生在基期时的肥胖状态（三年级时为肥胖=1，否=0）。从表7可以看出，在控制了其他变量后，男生的体质测试等级显著低于女生，体质测试获得优秀的概率显著低于女生，肥胖率则高于女生。

表7显示，是否参加学术类补习和其他类补习并不影响学生体质测试的等级，也不影响其体质测试等级达到优秀的概率和肥胖的概率，这与表3所示的OLS回归结果是一致的。但是，尽管参加体育类补习不影响学生肥胖的概率，但能够显著提高学生的体质测试等级以及体质测试等级达到优秀的概率。表3和表7的结果意味着，小学生参加学术类补习和其他类补习不影响其体质健康，但从提高体质测试成绩和等级，以及提高在体质测试中获得优秀的概率的角度而言，小学生参加体育类补习有助于提高其体质健康。

我们还分别以学生体质测试等级、是否在体质测试中获得优秀、是否肥胖为因变量，分男生样本和女生样本进行回归，发现教育补习的影响在性别之间不存在差异。同时，也基于上述因变量比较了校内补习和校外补习的影响，结果同样发现两类补习的影响不存在差异（限于篇幅，文中未给出具体的估计结果）。

表 7 教育补习对四年级小学生体质健康的影响:使用其他变量衡量体质健康

因变量: 体质测试等级 (oprobit)	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
男生	-0.114*** (0.040)	-0.114*** (0.040)	-0.150*** (0.042)	-0.117*** (0.041)	-0.148*** (0.042)
三年级体测成绩	0.086*** (0.003)	0.086*** (0.003)	0.085*** (0.003)	0.086*** (0.003)	0.085*** (0.003)
补习	-0.056 (0.106)				
学术类补习		0.020 (0.046)			0.024 (0.046)
体育类补习			0.146*** (0.046)		0.150*** (0.047)
其他类补习				-0.017 (0.050)	0.017 (0.051)
pseudoR ²	0.249	0.249	0.250	0.249	0.250
因变量: 体质测试优秀 (probit)	模型 6	模型 7	模型 8	模型 9	模型 10
男生	-0.095* (0.052)	-0.094* (0.052)	-0.122** (0.053)	-0.098* (0.053)	-0.111** (0.055)
三年级体测成绩	0.078*** (0.003)	0.078*** (0.003)	0.076*** (0.003)	0.078*** (0.003)	0.076*** (0.003)
补习	-0.096 (0.139)				
学术类补习		0.016 (0.059)			0.021 (0.059)
体育类补习			0.202*** (0.057)		0.214*** (0.058)
其他类补习				0.016 (0.066)	0.067 (0.067)
pseudoR ²	0.284	0.284	0.287	0.284	0.287

续表

因变量：肥胖(probit)	模型 11	模型 12	模型 13	模型 14	模型 15
男生	0.409*** (0.081)	0.413*** (0.081)	0.429*** (0.081)	0.409*** (0.083)	0.427*** (0.082)
三年级时为肥胖	3.019*** (0.119)	3.024*** (0.119)	3.018*** (0.119)	3.020*** (0.119)	3.022*** (0.119)
补习	-0.058 (0.160)				
学术类补习		-0.067 (0.085)			-0.068 (0.085)
体育类补习			-0.065 (0.076)		-0.070 (0.078)
其他类补习				-0.006 (0.086)	-0.024 (0.088)
pseudoR ²	0.514	0.514	0.514	0.514	0.515

注：(1)*： $p < 0.1$ ，**： $p < 0.05$ ，***： $p < 0.01$ 。(2)括号内为稳健性标准误。(3)每个模型代表一个单独的回归，所有回归还加入了以下控制变量：出生体重、独生子女女、北京户口、父母均健康、家庭人均收入对数、父母平均受教育年限、父母至少一方为共产党员。(4)所有回归还加入了班级固定效应。(5)样本数 $N=3709$ 。

五、结语

本文基于 2016—2017 年针对北京市小学四年级学生的问卷调查数据和学生体质测试数据，使用控制学生基期的体质健康和班级固定效应的回归方法，分析了小学生参加教育补习对其体质健康的影响。主要发现有：第一，参加学术类补习和其他补习不影响小学生的体质健康，但参加体育类补习在一定程度上有助于小学生的体质健康，体现为提高了学生的体质测试成绩和等级、增加了学生在体质测试中获得优秀的概率。第二，教育补习对小学生体质健康的影响不存在性别差异，但体质健康状况越好的小学生从参加体育类补习中的获益越大。第三，教育补习对小学生体质健康的影响不因补习地点而异，即校内补习和校外补习的影响不存在差异。

良好的体质健康是学生全面发展的直接目标之一，同时也关乎学生的学业发展，需要引起政府、学校以及学生和家属的高度重视。基于本文的研究发现，我们提出以下几点思考：

第一，不管是校内参与还是校外参与，参加体育类补习在一定程度上都有助于小学生的体质健康，因此学校和家长都应该创造条件让学生更多地参加体育活动。近期，《北京市全民健身实施计划(2016—2020年)》和《北京市教育委员会关于在义务教育阶段推行中小学生课外活动的通知》规定：“各区县、学校可在星期一至星期五 15:30 至 17:00 的课外时间安排活动，每周不少于 3 天，每天不低于 1 小时。”我们认为这是一项很好的政策，应该认真执行，使之落到实处。表 2 显示，在我们的样本中，小学生参加体育类补习的比例(39.63%)低于参加学术类补习的比例(53.03%)和参加艺术类补习的比例(58.45%)，而且参加校外体育类补习的比例(17.93%)大大低于参加校内体育类补习的比例(28.61%)。我们认为，家长在关注学生的学术发展和艺术发展之外，也应在学生的体质发展方面投入更多关注。

第二，学术类补习和其他类补习不影响小学生的体质健康，因此就目前而言，学校和家长不用担心学生因参加了非体育类补习而有损于其体质健康。但是，非体育类补习(特别是学术类补习)有可能会对学生的视力产生不良影响。限于数据原因，本文无法证实这一假设，需要在后续研究中密切关注。

第三，要正视小学生体质健康状况中存在的性别差异。我们的分析显示：男生的体质健康状况不及女生，表现为男生的体质测试成绩和等级以及在体质测试中获得优秀的可能性均低于女生，肥胖率却高于女生。需要有更多的调查和研究证实这些发现，探究其原因并提出相应的对策。

第四，参加体育类补习对不同体质健康状况的学生都有积极影响，但对体质健康状况较好的学生的影响更大，表明其效果主要体现为“培优”而不是“补差”。然而，体质健康状况较差的学生是更值得关注的群体，如果参加体育类补习对他们的体质健康影响较小，就应该考虑其他更适合的干预措施。

本文存在的不足体现在三个方面。其一，就研究内容而言，由于数据的限制，我们无法分析教育补习与学生视力之间的关系，也无法分析参与各类补习的时间或费用对学生体质健康的影响。其二，就研究方法而言，我们在回归中控制了学生上一学年的体质健康状况并加入班级固定效应，但不能完全消除内生性偏误对估计结果的影响。其三，就研究对象而言，我们只使用了北京市的样本，研究结论未必能推广到我国其他地区。我们期望在未来的研究中收集更全面的数据，并采用不同的估计方法，以期对本文提出的问题有更全面、更准确的认识。

[参考文献]

- 贝磊、廖青, 2012: 《“影子教育”之全球扩张: 教育公平、质量、发展中的利弊谈》, 《比较教育研究》第2期。
- 陈彬彬、白晓曦, 2015: 《家庭社会经济地位、家长同辈群体压力与城镇小学生补习——基于北京市海淀区小学调查》, 《清华大学教育研究》第5期。
- 何木叶、李昌庆、徐兴萍, 2016: 《纳西族中小学生体质健康状况及其与体育锻炼行为的关系》, 《中国学校卫生》第7期。
- 胡咏梅、范文凤、丁维莉, 2017: 《“影子教育”会扩大教育结果不均等吗? ——基于 PISA 2012 数据的中国、日本、韩国比较研究》, 《教育经济评论》第5期。
- 霍亚, 2015: 《小学生体质健康影响因素与策略研究——以北京市昌平区为例》, 成都体育学院硕士论文。
- 梁哲、张羽, 2016: 《中小学生身体形态、心肺功能与学业成绩的关系——基于新旧国家体质健康标准的分析》, 《体育与科学》第5期。
- 刘靖, 2008: 《非农就业、母亲照料与儿童健康——来自中国乡村的证据》, 《经济研究》第9期。
- 卢桂兵, 2015: 《运动干预对小学生体质健康水平影响研究》, 《南京体育学院学报(自然科学版)》第5期。
- 马德浩、季浏, 2017: 《我国中小学生体质健康中存在的问题、成因及其对策》, 《西安体育学院学报》第2期。
- 王芳、周兴, 2012: 《家庭因素对中国儿童健康的影响分析》, 《人口研究》第2期。
- 翁秋怡, 2017: 《“影子教育”研究述评——需求、效果及公平性讨论》, 《教育经济评论》第2期。
- 吴思为、伍新春、赖丹凤, 2010: 《青少年课外学习特点的分析与建议》, 《教育学报》第2期。
- 吴岩, 2014: 《教育公平视角下初中阶段教育补习现状研究——以广州市为例》, 《教育研究》第8期。
- 薛海平、丁小浩, 2009: 《中国城镇学生教育补习研究》, 《教育研究》第1期。
- 薛海平、李静, 2016: 《家庭资本、影子教育与社会再生产》, 《教育经济评论》第4期。
- 薛海平, 2015: 《从学校教育到影子教育: 教育竞争与社会再生产》, 《北京大学教育评论》第3期。
- 于素梅, 2014: 《中小学生体质健康影响因素调查——以北京市为例》, 《中国德育》第9期。
- 詹逸思、张羽、梁哲, 2015: 《中小学学生体质量与学业表现相关关系——基于陕西省某市中小学学生的数据》, 《体育学刊》第6期。
- 张景华, 2014: 《北京中小学生体质健康下滑》, 《光明日报》3月21日。
- 中国国民体质监测系统课题组、体育总局科教司, 2008: 《中国国民体质监测系统的研

究》，北京：北京体育大学出版社。

Bray, M., 1999, *The Shadow Education System: Private Tutoring and Its Implications for Planners*. Paris: UNESCO.

Firpo, S., N. M. Fortin and T. Lemieux, 2009, “Unconditional Quantile Regressions”, *Econometrica*, 77(3): 953—973.

Stevenson, D. L. and D. P. Baker, 1992, “Shadow Education and Allocation in Formal Schooling: Transition to University in Japan”. *American Journal of Sociology*, 97(6): 1639—1657.

The Effect of Supplementary Education on Students’ Physical Health in Primary Schools: Evidences from Beijing

LIU Ze-yun, LI Yang, WANG Jun

(School of Business, Beijing Normal University)

Abstract: Based on the survey data conducted in 2016—2017 in Beijing, this paper uses econometric methods to analyze the effect of supplementary education on physical health of primary school’s students. It’s found that: (1) sports-related supplementary education can enhance students’ physical health, but academic-oriented and other kinds of supplementary education do not have such effect; (2) the effects are the same for boys and girls, but bigger for students’ with good of physical health; (3) in-school and out-school supplementary education have the same effects. We suggest that schools and parents should encourage students take more sports activities, especially focus on boys and students with poor physical health.

Key words: supplementary education; physical health; primary school; educational production function

(责任编辑：郑磊 责任校对：郑磊 胡咏梅)