

义务教育现金资助对家庭经济困难学生 学习成绩的影响

——基于PSM-DID的准实验估计

廖彬, 黄斌

[摘要] 本文利用中国教育追踪调查2013—2015两期的数据, 使用倾向得分匹配结合双重差分方法, 在控制个体相关特征、家庭特征和学校固定效应的条件下, 估计了教育现金资助对家庭经济困难学生学习成绩的因果影响。结果显示, 教育现金资助对获资助学生的学习成绩存在显著的正影响, 且当获资助的学生全部是家庭经济困难学生时, 这一影响更大。对一个“典型”的家庭经济困难学生进行现金资助, 可以使得他的学习成绩提高0.227个标准差, 这一促进作用在男孩、农村学生和父母高学历学生中更为显著, 无条件分位数回归显示学习能力较差的学生从这一资助中的获益更大。机制分析表明, 教育现金资助产生作用主要由收入效应驱动, 它通过改变家庭收入在教育投资上的分配来促进学生学习成绩的提高。未来应注重划分不同的资助标准, 提高对家庭经济困难学生的精准识别度。

[关键词] 家庭经济困难学生; 教育现金资助; 精准帮扶; 学习成绩

一、引言

贫困问题仍然在世界范围内普遍存在, 据统计, 迄今为止仍有7亿多人(占世界人口的10%)生活在极端贫困之中, 联合国可持续发展峰会将消除贫困列为2015—2030年世界可持续发展(SDGs)的第一目标。^① 贫困通过影

[收稿日期] 2022-07-13

[基金项目] 2020年江苏省社科基金重点(委托)项目“江苏普通高中优质均衡发展的实现路径及财政投入政策研究(20WTA001)”。

[作者简介] 廖彬, 南京财经大学公共管理学院, 电子邮箱地址: binliao9725@163.com; 黄斌, 南京大学教育研究院, 电子邮箱地址: james7526@163.com。

^① 参见联合国网址: <https://www.un.org/sustainabledevelopment/zh/>。

响家庭收入和家庭投资偏好影响人力资本投资，亦会通过代际传递对下一代的教育获得产生影响，如此形成“父代收入→子代教育→子代收入”的恶性循环，逐渐造成社会家庭间的两极分化。因此消除贫困事关社会公平，如何阻绝贫困代际传递成为扶贫的关键。我国自2021取得脱贫攻坚取得全面胜利，消除了绝对贫困，确保脱贫人口不再返贫、解决新的致贫对实现共同富裕目标具有重要意义。

教育在缓解贫困和阻断贫困代际传递中具有特殊作用，对家庭经济困难学生的教育干预亦是扶贫的常用措施。已有研究显示，家庭经济困难儿童在入学率、心理健康、学业成绩等诸多方面显著劣于普通儿童，面向此类儿童实施教育资助有助于改善其教育结果和实现教育机会公平(Unity et al., 2013; 孟照海, 2016)。我国已建立自学前教育到高等教育全覆盖的学生资助保障体系。在义务教育阶段，“两免一补”政策面向家庭经济困难学生免费提供教科书、免除学杂费并发放助学金，旨在减轻家庭经济困难学生的教育成本，提高义务教育入学率。此外，中央在农村和落后地区实施“营养改善计划”以保障家庭经济困难儿童的健康状况。在促进教育公平这一主导性政策目标的指引下，我国面向家庭经济困难学生的教育财政资助规模不断扩大。“十三五”期间，我国累计资助家庭经济困难学生3.91亿人次，资助金额达7739亿元；2017—2022年，国家学生资助补助经费预算由372亿元增长到544亿元。如此巨大的公共教育财政投入，产生了怎样的扶贫成效？它对于义务教育家庭经济困难学生的教育获得产生了多大的影响？国内部分实证研究已尝试对以上问题进行回答，但研究方法、研究结论仍存在不足和争议。

鉴于此，本文利用2013—2015中国教育追踪调查数据(CEPS)，就我国面向义务教育家庭经济困难学生实施的现金资助政策(“两免一补”中的“一补”)成效进行评估，并聚焦于精准资助对家庭经济困难学生教育结果产生的影响，从收入效应和替代效应两方面探讨教育精准资助产生作用的机制，采用无条件分位数回归分析其对不同学习能力学生影响的异质性，在此基础上提出未来教育帮扶政策发展的相关建议。

二、文献评述

面向家庭经济困难学生的现金资助政策是世界各国，特别是发展中国家普遍采取的教育帮扶举措，其成效一直是教育财政和教育帮扶研究重点关注的话题。教育现金资助或教育现金转移支付，可分为无条件现金转移支付(Unconditional Cash Transfer, UCT)和有条件现金转移支付(Conditional

Cash Transfer, CCT),前者只单纯对经济困难家庭给予现金支援,对受资助对象不设定任何条件,后者则要求受资助家庭或个人需满足一定条件,譬如转移资金须用于子女教育或子女需接受某一阶段的教育等。以往研究对两种不同资助方式的成效进行对比,证明了有条件资助在提高入学率、改善学生教育结果等方面优于无条件资助(Baird et al., 2011)。各国对经济困难家庭实施现金援助多使用有条件资助,我国的“一补”现金资助以在校家庭经济困难学生为对象,因此也属于有条件资助。

有条件现金资助同时具有立时减贫和长期减贫的效果,发展中国家,特别是拉丁美洲对其尤为看重。部分国家在广泛实施有条件资助前开展了大量实地实验,试图寻找合适的现金转移模式,同时也为实验研究的开展创造了契机。国外大量研究致力于有条件资助的成效分析,基本肯定了其在改善经济困难家庭现状和阻断贫困代际传递上的重要作用。这些研究大多通过随机实验来评估有条件资助对家庭经济困难学生产生的影响,包括减少抽烟、饮酒、犯罪等不良行为,改善营养健康状况,促进心理和认知发展,提高入学率、学校出勤率与学习成绩等(Fernald et al., 2008; Baird et al., 2011; Galiani and McEwan, 2013; Chioda et al., 2016; Haushofer and Shapiro, 2016)。此外,亦有部分研究发现,部分地区的有条件资助不仅对获资助的家庭经济困难学生的教育结果产生积极影响,还会通过一定的途径对同社区、同家庭其他未获资助学生的教育结果或福利产生影响(Bobonis and Finan, 2009; Hasan, 2010; Barrera-Osorio et al., 2011)。可见,不同国家不同模式的有条件现金资助的总体成效不尽相同,需在对地区政策的充足了解下应用科学的研究方法对其进行分析(Ravallion, 2008)。

国内有关教育现金资助的研究数量极少,且多采用实验研究方法,使用因果推断方法评估现金资助成效的研究尚不多见。部分研究通过随机对照实验发现现金资助能显著提高获资助学生的学业成绩,提高他们升学的可能性(易红梅等, 2019; 何章立和丁小浩, 2021)。但也有研究使用同样的方法给初中家庭经济困难学生发放有条件现金资助,却发现并不能显著提升受助者的高中入学率和学习成绩(Li et al., 2017)。时至今日,还没有充足的经验证据表明我国的教育现金资助对家庭经济困难学生的教育结果产生正向影响。纵观已有研究不难发现,大量研究所采用的实验研究方法测试对象有限,代表性不强,得出的研究结果缺乏外部有效性,主要关注现金资助产生成效的“是什么”问题,对其如何产生成效的“为什么”问题却鲜有提及。此外,学校与学生信息间的不对称往往导致获资助的学生并不全是家庭经济困难学生,多数研究将获得资助学生作为分析对象的做法尚有不妥。

鉴于此, 本文在汲取已有研究经验的基础上, 利用国内发布的大型微观抽样数据, 采用因果推断方法就我国义务教育阶段面向家庭经济困难学生实施的教育现金资助政策的成效进行评估, 实证估计其对获资助学生学习成绩的影响, 主要达成以下几点贡献: (1) 准确估计教育现金资助对家庭经济困难学生学习成绩产生影响的大小和方向; (2) 探寻教育现金资助产生作用的机制; (3) 重点探讨对家庭经济困难学生的精准识别在发挥教育现金资助成效中的重要作用。

三、研究设计

(一) 因果识别策略

双重差分(Difference In Difference, DID)是政策评估常用的因果推断方法, 其核心思想是利用两期或多期的面板数据, 形成处理组和控制组重复观测结果之间的变化, 再将控制组变化作为处理组变化的反事实结果, 以此来纠正特定的遗漏变量对因果识别的干扰, 实现对政策效果的一致估计。在本文的研究中, 处理组是班级中获得资助的学生, 其教育结果用 Y_t 表示, 控制组是未获资助的学生, 其教育结果用 Y_c 表示, 干预前 $T=0$, 干预后 $T=1$, 则教育现金资助对获资助学生的处理效应可表示为:

$$ATT_{DID} = (Y_t^1 - Y_t^0) - (Y_c^1 - Y_c^0)$$

双重差分正确识别处理效应有一个必然假设: 平行趋势假设, 即处理组学生和控制组学生在干预前处于相同的发展趋势, 如此在干预后控制组方可作为处理组正确的反事实结果, 然后通过差分进一步得出教育资助对获资助学生的因果效应。囿于数据可获得性, 本文利用学界常用的倾向得分匹配法(P propensity Score Matching, PSM)来满足这一假设。通过给每一个处理组学生匹配合适的控制组学生, 以实现这两类学生除在获资助状态上存在差别外, 在其他影响学生是否获得资助以及教育结果的相关特征上不存在显著差异, 从而近似达到相同的发展趋势。

在完成样本匹配后, 进行双重差分估计, 本文建立以下双重差分估计模型:

$$Y_{is} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{is} + \beta_2 T_{is} + \beta_3 Treat_{is} T_{is} + \beta_4 X_{is} + School_i + \mu_{is} \quad (1)$$

其中, 下标 i 和 s 分别表示学校和班级; Y 是学生短期内的教育结果, 在本文中主要指学生的学习成绩, 即调查期的期中考试成绩, 实际估计中均在学校层面进行了标准化处理; $Treat$ 表示学生是否获得现金资助, 获得取1; T 表示所处的时期是干预发生前还是发生后, 干预后则取1; X 是一系列控制变量, 包括学生个人特征、家庭特征等; $School$ 是学校固定效应, 既可解决不同学校成绩不可比的问题, 又能控制学校层面随时间变化的混淆因素对

估计结果的影响； μ 是随机误差项；文中所有回归系数标准误统一采用班级层面的聚类标准误(Balestra, 2022)，以解决同一班级学生存在的自相关问题； β_3 是本文主要感兴趣的系数，代表教育现金资助对获资助学生教育结果的处理效应。

(二)数据来源与变量定义

本文所用数据来自中国教育追踪调查(China Education Panel Survey, CEPS)，CEPS 是由中国人民大学中国调查与数据中心(NSRC)开展收集的大规模追踪调查，能够为相关学术研究提供具有全国代表性的多层次基础数据支持。该调查以 2013—2014 学年为基线，采用分层抽样方式在全国范围内选取 112 所学校、438 个班级、19487 名学生作为调查样本，收集了学生、家庭、班级、学校等多个层面的数据。2014—2015 学年对基线的七年级学生进行了追访，使用基期年和追踪年两期的数据满足了本文研究所需要的研究环境和主要的变量需求。本文主要关注的是学生获得资助的状态、家庭经济状况以及可以代表学生短期教育结果的变量。对变量数据进行匹配合并，转化为便于分析的长面板数据，并剔除关键变量存在缺失的样本，最终用于分析的匹配前样本包括来自 110 所学校、217 个班级的 12088 个学生，其中获资助的学生 1440 个，普通学生 10648 个。

本文的被解释变量是学生的学习成绩。CEPS 数据提供了来自学校收集的当期期中考试成绩，其中期中考试成绩由语文、数学和英语三门科目组成，参照已有研究(Feld and Zölitz, 2017; Huang and Zhu, 2020)，本文对三门科目取平均值处理。根据已有研究经验(Hanushek, 2011)，学生的在校学习成绩对未来的劳动收入具有重要影响，以此作为反映学生未来教育结果的前定变量是合理的。

解释变量是学生是否获得来自政府的教育现金资助。根据 CEPS 家长问卷问题：“这学期，孩子在教育方面是否享受了政府的补贴”，将回答“是，获得了助学金/贫困生补助”作为判别学生获得教育现金资助的依据。我们将基期(2013—2014 学年)没有获得资助但追踪期(2014—2015 学年)获得资助的学生定义为处理组，将两期都没有获得资助的学生定义为控制组。此外，如前所述，获资助的学生并不一定是家庭经济困难学生，为了展现精准资助对于发挥教育现金资助成效的作用，本文对家庭经济困难学生进行识别，将获资助且家庭经济困难的学生作为第二个处理组对象，额外估计方程(1)。CEPS 家长问卷有一个问题：“目前您家的经济条件如何？”我们将回答“非常困难”和“困难”的样本学生定义为家庭经济困难学生(李玉青, 2022)。根据样本描述统计，获资助的学生中有 52.6% 自评家庭经济不困难，其涵盖两类学生，其

一是获资助但确实家庭经济不困难的学生，其二是由于主观原因误报但家庭经济困难的学生。无论哪种学生所占比例更大，若以获资助学生作为分析对象，通常会低估教育现金资助的成效(黄斌等，2017)。

模型(1)中的控制变量包括：学生是否独生子女、是否少数民族、是否农业户口、是否在学校住宿，“是”均取值为1；自评健康状况，取值范围1—5，取值越高表示越健康；父母受教育年限，根据父母已获得的最高学历换算，小学为6，初中为9，以此类推；家庭经济状况，取值范围1—5，取值越低表示家庭经济越困难；具体估计中还控制了班级学生获资助的状态可能对普通学生成绩造成的溢出影响，以尽可能减少估计偏误(Ravallion, 2008)。定义一个虚拟变量(班级效应)，如果班级中有学生获得教育资助且该样本学生是普通学生(未获资助)则该变量取值为1，否则为0。

表1 主要变量描述统计

变量	获资助学生		普通学生		均值差
	均值	标准差	均值	标准差	
语文成绩(原始成绩)	77.019	17.462	82.225	18.285	-5.206***
数学成绩(原始成绩)	73.240	29.972	79.144	28.620	-5.904***
英语成绩(原始成绩)	73.303	27.798	81.873	28.335	-8.570***
三科平均成绩	74.521	21.884	81.081	22.474	-6.560***
家庭经济状况	2.429	0.720	2.886	0.543	-0.457***
独生子女	0.179	0.384	0.505	0.500	-0.326***
健康状况	3.956	0.921	4.239	0.841	-0.283***
母亲教育年限	7.601	3.236	10.174	3.366	-2.573***
父亲教育年限	8.740	2.407	10.836	3.113	-2.096***
少数民族	0.185	0.388	0.057	0.232	0.128***
农业户口	0.809	0.393	0.507	0.500	0.302***
是否住宿	0.690	0.463	0.229	0.420	0.461***
班级效应	0.490	0.500	0.604	0.489	-0.114***
学生数	1440		10648		

注：均值差=获资助的学生均值-未获资助的学生均值。* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ 。

表1展示了主要变量的分组描述统计，从中可以看出，获资助的学生在语文、数学和英语成绩等诸多方面显著差于普通学生，获资助学生更多来自多子女家庭、农村家庭和少数民族家庭，他们的父母受教育程度要显著低于

普通学生的父母，家庭经济状况也相对较差。

四、实证结果

(一) 实施倾向得分匹配

倾向得分匹配通常要选取若干既对个体是否受干预，又对个体结果具有显著影响的变量，从而利用匹配变量来计算个体的倾向得分，可用公式表示为：

$$p(X_i) = E[T_i | X_i] = P[T_i | X_i] \quad (2)$$

式(2)中 X_i 表示用于匹配的向量组， T_i 是个体受干预的状态，通过来自多个维度的匹配向量 X_i 计算出个体的单维倾向得分变量 p_i ，它代表了个体 i 在一定匹配变量 X_i 取值条件下受到干预的概率，通过此倾向得分准确地为处理组个体匹配得分相近的控制组个体，从而达到数据平衡的效果。

本文所关注的是学生获得资助对学习成绩的影响，处理变量是学生是否获得资助。家庭经济状况是影响学生是否获得资助最主要的因素，同时也对学生学习成绩具有重大影响，家庭子女数量、父母受教育程度、户口状态等亦是影响家庭经济是否困难的重要因素，因此本文选取了以下变量用于倾向得分匹配：家庭经济状况、是否独生子女、健康状况、父母受教育年限、是否农业户口、是否住宿生。^① 表2和图1展示了使用近邻一对多匹配前后学生主要特征的差异情况，匹配前处理组与控制组几乎在所有变量上的偏差度达到70%以上，而匹配后这一状况得到了根本性纠正，所有变量的偏差均控制在合理范围内， t 检验的 p 值亦都不再显著。

表2 匹配前后学生差异情况

匹配变量	匹配前/后	均值		偏差(%)	t 检验	
		处理组	控制组		t 值	p 值
家庭经济状况	匹配前	2.416	2.891	-74.400	-21.790***	0.000
	匹配后	2.416	2.422	-0.900	-0.150	0.877
独生子女	匹配前	0.191	0.507	-70.200	-16.510***	0.000
	匹配后	0.191	0.183	1.800	0.400	0.689
健康状况	匹配前	3.962	4.241	-31.800	-8.460***	0.000
	匹配后	3.962	4.021	-6.700	-1.260	0.209

^① 我国义务教育阶段的现金资助在2019年前主要面向住宿的家庭经济困难学生，因此是否住宿是影响学生获得教育资助的一大重要因素。

续表

匹配变量	匹配前/后	均值		偏差(%)	t 检验	
		处理组	控制组		t 值	p 值
母亲受教育年限	匹配前	7.744	10.241	-76.100	-19.110***	0.000
	匹配后	7.744	7.867	-3.700	-0.770	0.444
父亲受教育年限	匹配前	8.824	10.882	-73.500	-17.190***	0.000
	匹配后	8.824	8.957	-4.800	-1.090	0.275
农业户口	匹配前	0.810	0.509	67.100	15.780***	0.000
	匹配后	0.810	0.835	-5.500	-1.240	0.214
住宿生	匹配前	0.675	0.230	99.800	26.630***	0.000
	匹配后	0.675	0.691	-3.600	-0.670	0.502

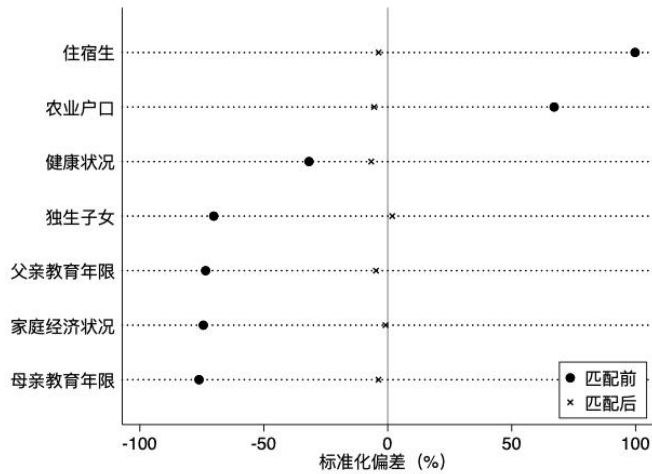
注：*** $p < 0.01$ 。

图 1 匹配前后变量偏差

虽然匹配后实现了处理组学生与控制组学生特征上的平衡性，但如果两组学生的倾向得分分布区间重叠过少，也即大量学生被剔除在匹配后样本外，导致处理组学生与控制组学生缺乏可比性，这将不利于后文估计教育现金资助的处理效应。如图 2 所示，仅有少量处理组学生在共同支撑区间外，表明本文的倾向得分匹配达到了比较好的效果，接下来便可以进行双重差分估计。

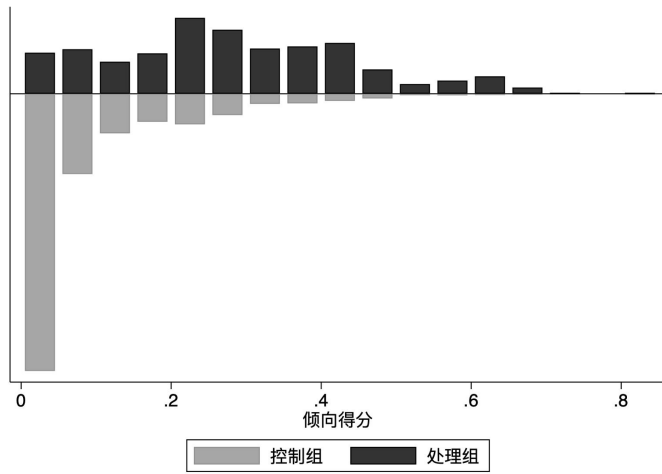


图 2 匹配后共同区间分布

(二) 教育现金资助对学生学习成绩的影响及其机制

1. 精准识别及教育资助对学生学习成绩的影响

我们首先不对获资助学生的家庭经济状况进行区分，将获资助的学生作为处理组对象估计方程(1)。结果如表 3 第(1)列所示，教育现金资助对获资助学生的考试成绩存在显著的正影响，点估计值为 0.203。然后将获资助但家庭经济不困难的学生剔除在分析样本外，仅保留获资助且家庭经济困难的学生作为处理组对象重新估计方程(1)，结果如表 3(2)列所示，教育精准资助对获资助学生的考试成绩仍然存在显著的正影响，点估计值为 0.227，较之前的结果有所上升。这与理论预期相一致，如果不区分获资助学生的家庭经济状况，通常会低估教育现金资助的影响。倘若对前文所述的两类自评家庭经济不困难的学生进一步区分，这一低估程度可能会进一步上升。可见，是否精准地资助家庭经济困难学生对于充分发挥教育现金资助的作用尤为重要。平均而言，对一个家庭经济困难的学生进行现金资助，其学习成绩能提高 0.227 个标准差，这与 Baird 等人(2011)通过随机实验得出的结果相近。此外，对比表 3 的(3)、(4)列结果，如果不用倾向得分匹配对样本学生差异性进行纠正，得出的结果要远小于真实效应。

表 3 教育现金资助对学生学习成绩的影响

	PSM-DID		DID	
	(1) 非精准识别	(2) 精准识别	(3) 非精准识别	(4) 精准识别
是否获得现金资助	0.203*** (0.072)	0.227** (0.089)	0.062 (0.040)	0.098* (0.053)

续表

	PSM-DID		DID	
	(1) 非精准识别	(2) 精准识别	(3) 非精准识别	(4) 精准识别
控制变量	√	√	√	√
学校固定效应	√	√	√	√
学生数	2734	2176	12088	11295
R^2	0.097	0.121	0.026	0.029

注：括号内为聚类在班级层面的稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；匹配方法采用1:4近邻匹配；控制变量包括：家庭经济状况、是否独生子女、健康状况、父母受教育年限、是否少数民族、是否农业户口、班级效应和是否住宿。

2. 教育精准资助对学生学习成绩影响的机制分析

根据有条件现金资助的经济学原理(Fiszbein et al., 2009)，面向经济困难家庭实施教育现金资助可同时产生收入效应与替代效应。一方面，教育现金资助提高了经济困难家庭收入水平，进而增强了经济困难家庭对子女教育的投资能力，这是现金资助的收入效应；另一方面，较差的经济状况使经济困难家庭感觉教育是一种“昂贵的”投资，并对教育投资回报持有较低期望，这是经济困难家庭儿童入学率低和辍学率高的主要原因。而教育现金资助以学生入学为条件，使得家庭对于教育“商品”的偏好有所改善，这是替代效应。本文以此为切入点，选取合适的变量分别从收入效应和替代效应两方面探究我国教育现金资助对家庭经济困难学生学习成绩产生影响的机制。

一方面，已有研究表明，我国基础教育已进入“低校内竞争、高校外竞争、高补习参与”的发展阶段(杨钊，2020)，以校外补习作为家庭教育支出偏好的代理变量能够反映一定时期家庭在教育“商品”上的投资状况。本文选取了CEPS家长问卷中有关校外辅导班的问题：“本学期，这个孩子有没有上校外辅导班或学习兴趣班？”和“本学期，孩子上校外辅导班或学习兴趣班每学期所需要的费用共计多少？”，以此生成“学生是否上校外辅导班”和“学生在校外辅导班上的费用支出”两个变量，作为收入效应的代理变量。

另一方面，如果经济困难家庭对教育投资回报的期望有所上升，他们通常会更期望子女在教育上取得更高的成果，以此为表现的是家长和学生对未来教育期望的改变。以此思路，本文参照CEPS问题：“您(家长)希望这孩子书最高读到什么程度？”和“你(学生)希望自己读到什么程度？”，根据回答的期望学历换算成对应的教育年限，生成“家长对学生的教育期望”和“学生自我教育期望”两个变量，作为替代效应的代理变量。

分别将以上收入效应和替代效应的变量替换为方程(1)中的因变量进行回归,估计结果见表4。无论是否精准识别家庭经济困难学生,教育现金资助对获资助学生是否上校外辅导班和校外辅导班费用支出均有显著正影响,平均而言教育现金资助使得获资助学生参与校外辅导班的概率提高8.3%—9.1%,在校外辅导班上的费用支出上升48.9%—53.3%,当获资助的学生全部是家庭经济困难学生时这一影响达到最大。相比之下,教育现金资助对家长的教育期望和学生自我的教育期望没有显著影响。

综上结论可以发现,我国教育现金资助主要通过改变家庭收入在教育投资上的分配来促进学生学习成绩的提高,没有证据表明在短时间家庭对于教育的期望有显著改变,现金资助产生作用的机制更多是收入效应,而非替代效应。

表4 教育现金资助的影响机制

	(1)		(2)	
	非精准识别	R ²	精准识别	R ²
收入效应				
是否上校外辅导班	0.083** (0.037)	0.204	0.091** (0.043)	0.217
校外辅导班费用支出	0.489** (0.248)	0.245	0.533* (0.286)	0.258
替代效应				
家长对学生的教育期望	0.048 (0.201)	0.118	-0.181 (0.237)	0.129
学生自我教育期望	0.033 (0.242)	0.137	-0.183 (0.321)	0.150
控制变量	√		√	
学校固定效应	√		√	
学生数	2734		2176	

注:校外辅导班费用支出在原数据上取对数值;其他同表3注。

(三)教育现金资助对学生学习成绩影响的异质性

接下来我们探讨教育现金资助对不同学习特性的学科成绩以及不同特征学生的影响是否存在差异,并利用无条件分位回归模型研究资助对学生的影响是否因学生学习成绩不同而变化。

首先,我们分别将语文、数学和英语的标准化成绩替换为模型(1)中的因

变量进行回归，结果如表5上半部分所示。教育精准资助对学生的数学、英语成绩有显著正影响，点估计值为0.201和0.211，对语文成绩影响的点估计值为0.156，但不显著。平均而言，对一个家庭经济困难的学生进行现金资助，其数学和英语成绩分别提高0.201和0.211个标准差。

其次，我们将样本学生划分为几个组别：(1)按照学生性别划分为男孩和女孩；(2)按照学生户口划分为农村学生和城市学生；(3)按照学生父母的教育程度，高中及以下学历为低学历，高中以上学历为高学历。以此分组为附加条件重新估计方程(1)，结果如表5下半部分所示。男孩、女孩、农村学生以及父母高学历的学生点估计值显著为正，其他类型学生点估计值为正但不显著。其中，男孩的点估计值比女孩大不少。以上结果表明，教育现金资助更多提升了获资助的男孩、农村学生以及父母高学历的学生学习成绩。

表5 学科与分组异质性分析

	现金资助 处理效应	控制 变量	学校固定 效应	学生数	R ²
学科异质性					
语文	0.156 (0.099)	✓	✓	2176	0.103
数学	0.201** (0.091)	✓	✓	2176	0.116
英语	0.211** (0.093)	✓	✓	2176	0.107
组别异质性					
男孩	0.247** (0.121)	✓	✓	1139	0.226
女孩	0.208** (0.099)	✓	✓	1037	0.193
农村学生	0.289*** (0.098)	✓	✓	1576	0.129
城市学生	0.019 (0.169)	✓	✓	600	0.323
父母高学历	0.329** (0.139)	✓	✓	783	0.216

续表

	现金资助 处理效应	控制 变量	学校固定 效应	学生数	R^2
父母低学历	0.113 (0.101)	✓	✓	1393	0.159

注：模型中处理组为精准识别后的获资助学生，限于篇幅异质性部分我们只关注精准资助对学生学习成绩影响的不同；其他同表3注。

最后，参照无条件分位数回归的思路(Firpo et al., 2009)，我们估计了教育现金精准资助对于学习成绩不同分位数的学生影响的差异性，并将估计结果绘图。如图3所示，点估计值从10分位到90分位呈现逐渐递减的趋势，根据报告结果，10分位处的点估计值为0.518，是90分位处点估计值的7倍之多，可见，教育精准资助对学习成绩更差的学生带来的益处要大得多。

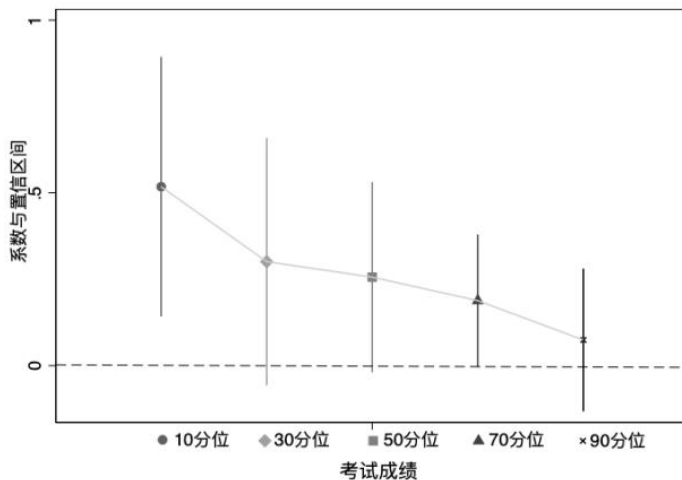


图3 学生考试成绩的无条件分位数回归结果

(四) 稳健性检验

1. 运用不同的匹配方法

单一的匹配方法可能不足以显示本文结果的稳健性，因此我们尝试用倾向得分匹配中常用的另外两种匹配方法：马氏距离匹配和核匹配，重新组建处理组与控制组样本，再估计方程(1)，结果如表6所示。两种不同匹配方法下的双重差分点估计值较表3主要结果的点估计值仅大小上存在些许差别，显著性上基本一致，对家庭经济困难学生的精准识别所带来的成绩提升作用明显大于非精准识别，表明前文所得出的结果是稳健的。

表6 不同匹配方法下的 DID 估计

	现金资助处理效应	
	非精准识别	精准识别
马氏距离匹配	0.169** (0.080)	0.218** (0.094)
学生数	2146	1879
R^2	0.098	0.114
核匹配	0.088* (0.047)	0.115** (0.057)
学生数	8543	7786
R^2	0.032	0.034
控制变量	✓	✓
学校固定效应	✓	✓

注：括号内为聚类在班级层面的稳健标准误；* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ；控制变量同表3。

2. 关于平行趋势假设的探讨

鉴于 CEPS 目前只提供两期重复观测数据，无法直接进行平行趋势检验。考虑在同一所学校内，影响处理组学生和控制组学生发展趋势变化的可能因素主要有两个方面：一是学生同伴质量；二是教师的分配。此二者对学生的学习成绩均存在显著的影响(Hoxby, 2000; Rivkin et al., 2005)，如果在教育现金资助干预发生前，家庭经济困难学生所接触的同伴与普通学生存在较大差异，或者学校为家庭经济困难学生较多的班级配备不同的师资，则这两类学生的认知与成绩变化趋势很有可能会发生分化，有悖于平行趋势假设。接下来我们尝试对这一潜在威胁做出检验。

首先是学生同伴问题，同一所学校内常以班级为单位衡量学生同伴的存在(Huang and Zhu, 2020; 刘泽云和郭睿, 2020)，而学生选择同伴是一个自我选择的过程，如果我们能在七年级分班初期随机分配班级学生的同伴，则不同学生之间的同伴质量便不存在系统差异；其次是教师分配问题，如若在干预发生前同一所学校内的班级家庭经济困难学生比例存在明显的差异，则很可能会影响本文的估计结果。倘若我们的估计样本可以限制在家庭经济困难学生比例不存在显著差异的班级之间，则这一问题便不会造成我们的假设被违背。参考已有研究(Huang et al., 2021)，随机分班的准实验设计通常可以解决同一所学校内不同班级的学生构成差异问题。以此思路，根据 CEPS 学校问卷有关随机分班的事项，我们仅保留七年级入学是随机分班且在入学

后没有重新分班的学生样本，匹配后重新估计双重差分模型，这既可以解决班级学生同伴自我选择的问题，又可避免学校对教师分配的驱动作用。^① 估计结果如表7所示，采用随机分班样本的估计系数与之前表3相比未发生太大变化。

为进一步证实估计结果的稳健性，我们尝试在估计模型(1)的基础上额外加入学生同伴与教师特征作为控制变量，以剔除不同班级的同伴质量与师资投入对估计结果的混淆性影响。有关同伴质量，过往研究常用同班其他学生的一些平均指标作为代理变量(Sacerdote, 2011)。为此，我们将同班其他学生的平均考试成绩作为同伴质量的代理变量加入模型中。有关教师特征，我们控制了若干班级班主任、语文教师、数学教师和英语教师的相关特征变量。如表7所示，在控制同伴质量与教师特征变量后，估计结果亦与前文基本保持一致。

表7 同伴质量与教师分配对估计结果的影响

	现金资助处理效应	
	非精准识别	精准识别
随机分班估计	0.155*	0.175*
	(0.088)	(0.104)
学生数	1793	1414
R ²	0.107	0.123
控制同伴质量	0.162***	0.187**
	(0.057)	(0.074)
学生数	2734	2176
R ²	0.124	0.148
控制教师特征	0.132*	0.243**
	(0.079)	(0.102)
学生数	2274	1701
R ²	0.119	0.155
控制变量	√	√
学校固定效应	√	√

注：控制教师特征部分额外的控制变量包括：不同授课教师的受教育年限、教龄、是否一级教师、是否高级教师等特征变量；其他同表3注。

^① 参照 Chetty 等人(2011)对随机分班样本平衡性的检验方法，我们亦对随机分班样本进行了有效性检验，结果表明随机分班样本达到了数据平衡。

3. 安慰剂检验

除教育现金资助干预外，也许还存在其他我们未关注的干预对学生学习成绩也具有影响。为此，我们参考 Gong 等人的研究(2018)，在匹配后样本中随机挑选处理组学生和控制组学生，重新估计方程(1)，并重复此随机操作 1500 次，观测其点估计与显著性表现。如果还存在其他干预，那么随机抽取处理组和控制组所得到的估计结果会表现出一定的显著性，但根据图 4，随机抽取处理组和控制组的估计系数显著性检验 P 值基本保持在 0.1 以上，这表明样本不存在其他干预因素会对样本学生的考试成绩产生系统性影响。

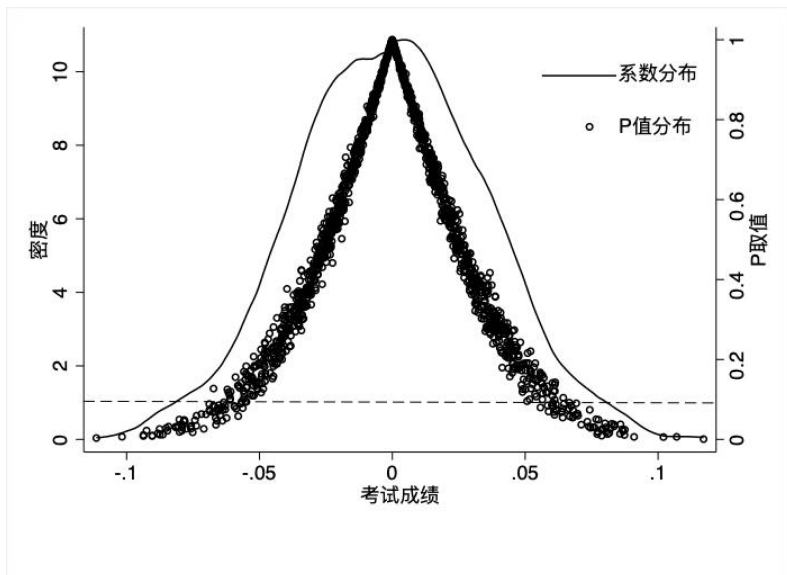


图 4 随机抽样的估计系数与 P 值分布

4. 认知能力变化的特殊性

心理学家卡特尔将认知能力分为流体智力(Fluid intelligence)和晶体智力(Crystalized intelligence)两种，其中流体智力是一种以神经生理为基础的认知能力，如知觉、记忆、推理能力等，更多来自遗传和天赋，而晶体智力是一种依赖后天知识经验的积累而获得的认知技能，如知识、计算、言语理解等(Cattell, 1987)。CEPS 数据中所提供的认知测试题的设计更多偏向流体智力，但亦有部分属于晶体智力(如计算)(郑磊等人, 2019)，因此从理论上来说如果现金资助确实能改变获资助学生的学习成绩，那么其认知测试得分也应当有一定程度的提高，但提高的幅度要小于考试成绩。本文尝试对以上分析进行检验，以进一步验证结论的稳健性。将模型(1)的因变量替换为学生的认知测试标准化得分，重新估计的结果如表 8 所示。教育现金资助对获

资助学生的认知测试得分仍然存在显著的正影响，精准识别后的点估计值同样要比非精准识别大不少，且点估计值小于前文对考试成绩的估计值。可见，面向家庭经济困难学生的现金资助确实存在改善其学习成绩的作用。

表8 教育现金资助对学生认知测试得分的影响

	非精准识别	精准识别
是否获得现金资助	0.134* (0.078)	0.207** (0.097)
控制变量	√	√
学校固定效应	√	√
学生数	2734	2176
R ²	0.229	0.257

注：同表3注。

五、结论与建议

本文利用中国教育追踪调查2013—2015两期数据，使用倾向得分匹配结合双重差分方法，在控制个体相关特征、家庭特征和学校固定效应的条件下，估计了教育现金资助对家庭经济困难学生学习成绩的因果影响。研究发现，教育现金资助对获资助学生的学习成绩存在显著的正影响，且当获资助的学生全部是家庭经济困难学生时，这一影响更大。对一个“典型”的家庭经济困难学生进行现金资助，可以使得他的学习成绩提高0.227个标准差。这一促进作用在男孩、农村学生和父母高学历学生中更为显著，无条件分位数回归显示学习成绩差的学生从这一资助中的获益更大。机制分析表明，教育现金资助产生作用主要由收入效应驱动，它通过改变家庭收入在教育投资上的分配来促进学生学习成绩的提高。

尽管本文采用的是准实验研究，估计结果亦存在偏估的可能，尤其是遗漏学生能力可能引发的偏高估计问题(黄斌和李波，2022)。现实中，虽然学生是否获得资助主要取决于家庭经济状况，但在同等或相近家庭条件下，品学兼优的学生会更受老师和学校青睐，对学生个体能力控制不完全很可能导致资助效果的偏高估计。但与以往国外同类研究相比，本文估计结果数值似乎并不算过大。表9列举了4项国外同类研究的估计结果，其中随机对照实验研究3项，准实验研究1项，各研究项目的学生资助金额与我国“一补”资助金额大体相当，资助使学生成绩增加大致在0.12—0.30个标准差与3.1—4.6分之间，本文估计结果正处于这一范围之内。

表9 以往同类实验研究的估计结果汇总

作者	方法	金额大小 (美元/年)	资助 周期	估计结果
Garcia 和 Hill(2010)	PSM+DID	144	1年	数学成绩提高 3.84 分；语言 成绩提高 3.18 分
Baird (2011)	随机对照实验	48—120	2年	认知成绩提高 0.174 个标准 差；数学成绩提高 0.12 个标 准差；英语成绩提高 0.14 个 标准差
Aber 等人 (2016)	随机对照实验	20—600	2年	综合成绩提高 4.6 分
Fernald 等人(2017)	随机对照实验	18—65	1年	认知成绩提高 0.26—0.29 个 标准差

注：资助金额根据原项目金额统一换算为美元。

经济学研究经常从成本—收益角度来评估一项制度或某个措施价值如何。从人力资本投资理论角度看，政府给予家庭经济困难学生现金资助是一种公共投资，其投资规模决定成本大小。而学生接受资助后的教育获得，甚至未来的劳动收入可视为人力资本投资后的产出。参照已有研究提出的计算方法(Hanushek, 2011；雷万鹏和马红梅, 2022)，学生学习成绩与未来劳动收入可用以下关系式表示：

$$Income_i = L \cdot A \cdot P \cdot Score_i \cdot \left(1 + \sum_{t=1}^n \frac{1}{(1+\alpha)^{t-1}}\right) \quad (3)$$

其中， L 表示学生学习成绩每提高一个标准差可以使得未来劳动收入增加的百分比； A 表示知识损耗率； P 表示工作后平均劳动年收入； $Score$ 表示以标准差衡量的学生学习成绩； α 是贴现率，一般计算自银行一般贷款利率； n 表示工作年限； $Income$ 代表了个人终身劳动收入。

按照已有研究的保底计算，假设 L 等于 10%，即学生的成绩每提高一个标准差，能使得他未来工资收入增加 10%，一个“典型”学生 18 周岁高中毕业后参加工作，60 岁退休，工作后知识损耗率为 30%，未来年平均工资收入按 2020 年我国居民人均可支配收入 32189 元计算，贴现率采用当前银行一般贷款利率 4.35%，按本文所估计的教育现金资助使得学生成绩提高 0.227 个标准差，如此可参照方程(3)计算出对一个家庭经济困难的学生进行现金资助，可以使得他未来劳动收入增加约 1.317 万元(贴现到高中毕业当年)。而按照我国义务教育当前的个人资助标准 1250 元/年，初中三年的总资助成本

现值(贴现到高中毕业当年)为0.738万元。教育现金资助的成本—收益比接近1:2,可见我国面向义务教育家庭经济困难学生的现金资助是一项值得的公共投资政策。基于这一认识,本文提出以下政策性建议。

第一,提高对家庭经济困难学生的识别度,制定与经济发展状况相适应的贫困标准。如前所述,对家庭经济困难学生的精准识别可以提高现金资助对学生学习成绩的促进作用。当前我国基本消除绝对贫困,相对贫困成为主要的扶贫矛盾,对新的家庭经济困难学生进行识别成为教育帮扶的关键前沿工作。应当以学生所在地具体发展状况、学生家庭相对经济状况、班级学生平均经济条件为参考,结合家庭走访、同学问答、亲友认证等方式给予相对家庭经济困难学生资助名额,同时关注易返贫家庭的发展状况,优先考虑个别绝对家庭经济困难学生,做到“应补尽补”。同时应当以班级实际家庭经济困难学生的数量作为分派资助名额的标准,建立政府、学校与班级三级联动与核查机制,最大程度发挥政府公共教育财政对贫困地区、家庭的帮扶作用。

第二,依据学生的家庭经济困难程度制定不同的资助标准,扩大教育现金资助的经济效益。目前我国义务教育阶段现金资助以“建档立卡”等特困特困家庭学生为对象,主要面向其中的住宿学生,且资助标准以地区(县)为单位,地区内再无其他差别。应当根据家庭经济困难学生的实际困难程度划分不同标准,建立“特别困难”“比较困难”和“一般困难”三类等级,不同等级划定不同资助标准,再依据学生是否住宿给予差别资助,充分发挥教育现金资助对不同困难程度、不同学习基础学生的成绩提升作用,实现更大的经济效益。

[参考文献]

- 何章立、丁小浩,2021:《现金资助对贫困高中生学业成绩的影响研究——基于随机干预实验的证据》,《教育经济评论》第3期。
- 黄斌、方超、汪栋,2017:《教育研究中的因果关系推断——相关方法原理与实例应用》,《华东师范大学学报(教育科学版)》第4期。
- 黄斌、李波,2022:《因果推断、科学证据与教育研究——兼论2021年诺贝尔经济学奖得主的教育研究》,《华东师范大学学报(教育科学版)》第4期。
- 雷万鹏、马红梅,2022:《基于学生成绩的教师教学质量及其经济价值》,《华东师范大学学报(教育科学版)》第3期。
- 李玉青,2022:《家庭社会经济地位与初中生非认知能力发展》,《教育经济评论》第3期。
- 刘泽云、郭睿,2020:《流动儿童对本地儿童学习成绩的影响——基于CEPS数据的分析》,《北京大学教育评论》第4期。
- 孟照海,2016:《教育扶贫政策的理论依据及实现条件——国际经验与本土思考》,《教育

- 研究》第11期。
- 杨钊, 2020:《经济不平等时代的校外教育参与》,《华东师范大学学报(教育科学版)》第5期。
- 易红梅、何婧、张林秀, 2019:《有条件的现金转移支付承诺对贫困学生高中完成情况的影响研究》,《北京大学教育评论》第2期。
- 郑磊、翁秋怡、龚欣, 2019:《学前教育与城乡初中学生的认知能力差距——基于 CEPS 数据的研究》,《社会学研究》第3期。
- Aber, J. L., P. Morris, S. Wolf and J. Berg, 2016, “The Impact of a Holistic Conditional Cash Transfer Program in New York City on Parental Financial Investment, Student Time Use, and Educational Processes and Outcomes”, *Journal of Research on Educational Effectiveness*, 9(3): 334–363.
- Baird, S., C. McIntosh and B. Özler, 2011, “Cash or Condition? Evidence from a Cash Transfer Experiment”, *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4): 1709–1753.
- Balestra, S., B. Eugster and H. Liebert, 2022, “Peers with Special Needs: Effects and Policies”, *Review of Economics and Statistics*, 104(3): 602–618.
- Barrera-Osorio, F., M. Bertrand, L. L. Linden and F. Perez-Calle, 2011, “Improving the Design of Conditional Transfer Programs: Evidence from a Randomized Education Experiment in Colombia”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(2): 167–95.
- Bobonis, G. J. and F. Finan, 2009, “Neighborhood Peer Effects in Secondary School Enrollment Decisions”, *Review of Economics and Statistics*, 91(4), 695–716.
- Cattell, R. B., 1987, *Intelligence: Its Structure, Growth, and Action*. Amsterdam: North-Holland.
- Chetty, R., J. N. Friedman, N. Hilger, E. Saez, D. W. Schanzenbach and D. Yagan, 2011, “How Does Your Kindergarten Classroom Affect Your Earnings? Evidence from Project STAR”, *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4): 1593–1660.
- Chioda, L., J. M. P. De Mello and R. R. Soares, 2016, “Spillovers from Conditional Cash Transfer Programs: Bolsa Familia and Crime in Urban Brazil”, *Economics of Education Review*, 54: 306–320.
- Feld, J., and U. Zölitz, 2017, “Understanding Peer Effects: On the Nature, Estimation and Channels of Peer Effects”, *Journal of Labor Economics*, 35(2), 387–428.
- Fernald, L. C., P. J. Gertler and L. M. Neufeld, 2008, “Role of Cash in Conditional Cash Transfer Programmes for Child Health, Growth, and Development: An Analysis of Mexico’s Oportunidades”, *The Lancet*, 371(9615): 828–837.
- Fernald, L. C., R. Kagawa, H. A. Knauer, L. Schnaas, A. G. Guerra and L. M. Neufeld, 2017, “Promoting Child Development through Group-based Parent Support within a Cash Transfer Program: Experimental Effects on Children’s Outcomes”, *Developmental*

- Psychology*, 53(2): 222.
- Firpo, S., N. M. Fortin and T. Lemieux, 2009, "Unconditional Quantile Regressions", *Econometrica*, 77(3): 953—973.
- Fiszbein, A., N. Schady, F. Ferreira, M. Grosh, N. Keleher, P. Olinto and E. Skoufias, 2009, "Conditional Cash Transfers: Reducing Present and Future Poverty", *World Bank Publications*, 9(100): 465—468.
- Galiani, S. and P. J. McEwan, 2013, "The Heterogeneous Impact of Conditional Cash Transfers", *Journal of Public Economics*, 103: 85—96.
- Garcia, S. and J. Hill, 2010, "Impact of Conditional Cash Transfers on Children's School Achievement: Evidence from Colombia", *Journal of Development Effectiveness*, 2(1): 117—137.
- Gong, J., Y. Lu and H. Song, 2018, "The Effect of Teacher Gender on Students' Academic and Noncognitive Outcomes", *Journal of Labor Economics*, 36(3): 743—778.
- Hanushek, E. A., 2011, "The Economic Value of Higher Teacher Quality", *Economics of Education Review*, 30(3): 466—479.
- Hasan, A., 2010, "Gender-targeted Conditional Cash Transfers: Enrollment, Spillover Effects and Instructional Quality", *World Bank Policy Research Working Paper*, (5257).
- Haushofer, J. and J. Shapiro, 2016, "The Short-term Impact of Unconditional Cash Transfers to the Poor: Experimental Evidence from Kenya", *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1973—2042.
- Hoxby, C. M., 2000, "Peer Effects in the Classroom: Learning from Gender and Race Variation", *NBER Working Paper*, (7867).
- Huang, B. and R. Zhu, 2020, "Peer Effects of Low-ability Students in the Classroom: Evidence from China's Middle Schools", *Journal of Population Economics*, 33(4): 1343—1380.
- Huang, B., H. Lu and R. Zhu, 2021, "Disabled Peers and Student Performance: Quasi-experimental Evidence from China", *Economics of Education Review*, 82: 102121.
- Li, F., Y. Song, H. Yi, J. Wei et al., 2017, "The Impact of Conditional Cash Transfers on the Matriculation of Junior High School Students into Rural China's High Schools", *Journal of Development Effectiveness*, 9(1): 41—60.
- Ravallion, M., 2008, "Evaluating Anti-poverty Programs". In T. P. Schultz and J. Strauss (Eds.), *Handbook of Development Economics*, Vol. 4, pp. 3787—3846, Amsterdam: North-Holland.
- Rivkin, S. G., E. A. Hanushek and J. F. Kain, 2005, "Teachers, Schools, and Academic Achievement", *Econometrica*, 73(2): 417—458.

- Sacerdote B. , 2011, “Peer Effects in Education: How Might They Work, How Big Are They and How Much Do We Know Thus Far?”, *Handbook of the Economics of Education Vol. 3*, pp. 249—277, Elsevier.
- Unity, O. , O. Edith and O. E. Osagiobare, 2013, “The Influence of Poverty on Students Behavior and Academic Achievement”, *Educational Research International*, 2 (1): 151—160.

**The Impact of Compulsory Education Cash Assistance
on the Academic Performance of Poor Students:
A Quasi Experimental Estimation Based on PSM-DID**

LIAO Bin¹, HUANG Bin²

(1. School of Public Administration, Nanjing University of Finance and Economics;

2. Institute of Education, Nanjing University)

Abstract: Using the data of China Education tracking survey from 2013 to 2015, this paper estimates the causal impact of educational cash assistance on the academic performance of students from poor families by applying the propensity score matching method combined with the difference in difference method under the control of individual related characteristics, family characteristics and school fixed effects. The results show that educational cash assistance has a significant positive impact on the academic performance of the subsidized students, and the impact is even greater when all the subsidized students are poor students. Cash assistance to a typical student with financial difficulties can increase his examination score by 0.227 standard deviations respectively. This promotion is more significant among boys, rural students and students whose parent have high academic qualifications. Unconditional quantile regression shows that students below average level benefit more from this assistance. Mechanism analysis shows that the role of educational cash assistance is mainly driven by income effect. It promotes the improvement of students' academic performance by changing the distribution of family income in educational investment. In the future, we should pay attention to the division of different funding standards and improve the accuracy of identifying students with family difficulties.

Key words: poor students; cash assistance; poverty-targeted subsidy; academic achievements

(责任编辑: 郑磊 责任校对: 郑磊 胡咏梅)