

教学时间与学业成绩： 来自上海的经验证据

马红梅, 郑盼

[摘要] 基于 PISA - 上海(2012)的微观个体调查,通过构造学生 - 学科的伪面板数据,本研究采用固定效应方法考察了周均学科教学时间对学生学业成绩的影响。结果表明,周均教学时间的回报率遵循边际收益递减规律;教学时间的回报具有学科差异且在不同学生群体中具有异质性;时间安排是一个内生的决策,固定效应估计结果更可靠。具体而言,在单位课时长度变异较小的教育系统中,课时频次对学习效果的影响更明显;就数学、阅读和科学而言,周均学科课时量为6节时,教学时间的回报率达到最高水平。本研究对学校作息时间安排、学校效能评估和减轻学生课业负担等方面具有现实意义。

[关键词] 教学时间;学业成绩;边际收益递减;教学时长回报异质性

一、引言

近年来,中小学生课业负担过重问题引起了社会各界的高度重视。尽管各

[收稿日期] 2016 - 03 - 01

[基金项目] 华中师范大学中央高校基本科研业务费重点培育项目“农村义务教育改革和发展问题研究”(项目批准号:CCNU14Z02007)、中央高校基本科研业务费教育科学专项资助“基础教育财政补偿制度研究:大数据时代的精准扶智”(项目批准号:CCNU16JYKX007)、中央高校基本科研业务费“教师工资差异形成机制及其财政学意义”(项目批准号:CCNU14A03013)、中央高校基本科研业务费专项资金“城镇化进程中农民工随迁子女教育研究”(项目批准号:CCNU14Z2011)的阶段性研究成果。

[作者简介] 马红梅,华中师范大学教育学院、湖北省基础教育研究中心,电子邮件地址:hongmei_yichang@sina.com;郑盼,华中师范大学教育学院,电子邮件地址:zhengpanzp@foxmail.com。

[致谢] 作者感谢华中师范大学钱佳博士、华东师范大学沈伟副教授、上海交通大学陆铭教授的专业反馈与修订建议;感谢上海市教科院 SHPISA 秘书处沈学珺老师屡次耐心解答我们关于数据的疑惑;感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

级教育行政部门也出台了减负增效的相关措施^①,但教育生产过程中的时间效率评估和价值分析还相对缺乏。而在全球基础教育领域,上海地区的周均教学时间、各科周均课时、课外家庭作业耗时等都偏长。在2012年的国际学生能力评估(Program for International Student Assessment,以下简称PISA)中,上海学生的周均课时长度为28.2小时(OECD均值为26.0)^②。其中,数学、语文和科学的周均教学小时数分别是4.5、4.1和4.4(OECD均值分别为3.6、3.6和3.3),分列第7、10和9位(沈学珺,2014)^③。

时间既是社会时空结构的一个维度,也是生产生活的基本投入要素(Krueger, Kahneman, Schkade, Schwarz and Stone, 2009)。Becker(1965)的分析表明,时间是稀缺资源,其分配格局和利用也体现了其内在的社会价值。在教育生产过程中,学校周均时长(Time-length)和各科教学时间(Instruction time)既是刚性的组织制度安排,也是具有重要经济价值的无形要素投入(Berliner, 1990; Hanushek, 2015; Wiley, 1976; Wößmann, 2003)。

大量针对教学时间效率的评估分析都表明,学校学年周期长度、周均时长和各科教学时间安排对学生个体的受教育经历等具有持久影响(Llach, Adrogué, Gigaglia and Orgales, 2009; Parinduri, 2014; Pischke, 2007),并进而通过人力资本对国家和社会的宏观发展指标产生加总影响。

然而,学校教学时间的投入效率评估并没有引起国内学术界的足够重视。基于PISA-上海(2012),本文主要分析各科周均教学时长对学生学业成绩的影响,并据此测算学校情景中的有效教学时间分配模式,对发展中国家教学时间的要素回报具有文献补充意义,也对当前中国教育情景中的减负增效提供了经验证据。无论是对微观层面的学生学习习惯与策略,还是对中观层面的学校组织时间利用效率,本文都提供了直接的经验证据。

研究发现:第一,作为教育生产过程中的一种基本要素投入,教学时间也遵循边际收益递减规律。基于学生-学科(Student-Subject)的固定效应(Fixed effect,以下简称FE)估计结果表明,在控制了学校周均总课时长度、学科课时量占比、课后自由分配等时间要素结构后,周均教学时长对数学和科学的影响

① 例如教育部的《减轻中小学生过重负担的紧急通知》(2000)和上海市的《关于切实减轻中小学生过重课业负担的若干意见》(2004)。

② 在65个PISA参与国和地区中排第9位,仅次于智利、突尼斯、泰国、台北、韩国、哥斯达黎加、以色列和意大利。

③ 2015年10月29日,《新闻晨报》《近半四年级学生每天能睡9小时》一文指出,上海市教委的最新调查显示:中小学减负仍任重道远,仅12%初三生每天能保证8小时睡眠。详情参见:http://newspaper.jfdaily.com/xwcb/html/2015-10/29/content_143821.htm。

是先上升后下降的非线性关系。三科教学的周均总课时不宜超过13小时。若按每节课40分钟算,折合为最多20节。而在有效的分析样本中,近50%的学生所在的学校超出了整个最优水平的范围。第二,在稳健性检验中,我们进一步考虑了教学强度和课时安排密度两个指标对教学时长度量的影响。结果表明,两种测量方式所得到的结果没有实质性的区别,周均教学时长的影响主要通过课时频次而非单位课时长度影响学生的学业表现。第三,教学时间的回报具有异质性,在高中学段和家长学历低的家庭中,额外的单位教学时间提高学生成绩的潜在价值更大,这提醒学校管理者,增加对家庭出身较差孩子的关注,能提高资源投入的经济效率。

文章余下部分做如下安排:第二部分是文献综述;紧接着对数据和模型做必要交代;第四部分报告结果、对结论做理论和现实的回应、做进一步稳健性检验;最后对全文做简要总结。

二、文献综述

在中国,学校教学时间管理相对规范,尽管各学校有一定的自主性,但总体上差异不大。加上中国特有的教学督导制度、良好的学校出勤率传统等,教学时间几乎没有成为研究议题。然而,作为教育教学过程中的无形投入要素,教学时间的重要作用却引起了国际社会的高度重视。大量研究也表明,教学时间对学生个人和社会的发展具有长效影响(Lavy, 2015; Parinduri, 2014; Rivkin and Schiman, 2015)。在很多学制相对松散的国家,延长年均在校时间和增加日均教学时长是强化学习投入的重要途径(Bellei, 2009; Bishop, Worner and Weber, 1988; Frazier and Morrison, 1998; Lavy, 2012)^①。下文将简要梳理学校教学时间的经济效率研究。

基于PISA(2006)全球50多个国家和地区的微观个体数据,Lavy(2015)构建了学生-学科伪面板结构,FE估计结果表明,教学时长对学生的学业表现有积极影响且其影响具有边际效应递减的趋势。平均而言,额外每小时的课堂教学时间能提高5.8分(相当于0.15个标准差),但教学时间回报率最高的区间是1-2小时,2-3个小时及4小时以上的教学时间回报分别只相当于前两小时的72%和43%^②。Lavy还发现,阅读的教学时间回报与数理学科有别,将阅

① 2009年3月10日,在商会(Chambers of Commerce)的讲话中,Barack Obama总统提议将延长学校日均时长和教学时间作为教育改革的重要措施。

② 2006年,PISA对教学时间的测量还停留在类别变量水平,将其分为2小时以内、2-3小时、4小时以上几个分段区间。

读成绩剔除后的效应量高 24%, 每小时的教学提高数学和科学成绩 7.1 分。利用以色列 5 年级和 8 年级学生追踪数据(2002 - 2005), Lavy 检验了教学时间与学业成绩间关系的稳健性。Lavy(2015)还用以色列的学校财务和教学制度改革试验数据进一步确证了教学时间对学生认知和态度行为等方面的影响。来自以色列的国别数据也得到了一个一致结论。

然而,基于成本 - 收益分析的研究也表明,时间密集型投入可能不是提高教育质量与产出的有效策略(Levin, 1984; Levin and Tsang, 1987; Silva, 2007)。教学时间的回报还受班级环境和教学质量的调节(Rivkin and Schiman, 2015)。同时,总量等长的教学时间,可由单位课时长度和周均课时频次的不同组合形式构成。每周 180 分钟(折合 3 小时)的数学课,既可以安排成 4 节 45 分钟的课,也可以是 6 节 30 分钟的课。根据 Rivkin 和 Schiman(2015)的研究,教学时间的密度和强度可能存在组合效应。这可能涉及到学生注意力水平和师生交往频率或质量的问题。

PISA 抽样的 15 岁学生介于初三和高一之间,学生 - 学科的 FE 估计很可能无法鉴别学段间学习曲线的差异,年级间(9 年级和 10 年级)可能存在前期累积影响。同时,学科间(如数学和科学)可能存在相互影响的外溢性。鉴于此,Rivkin 和 Schiman(2015)利用学校 - 年级 - 学科的 FE 估计了 2009 年 72 个 PISA 参与国或地区的教学时间回报。结果表明,教学时间的收益呈倒 U 型但递减的幅度相对较小,且学校可以通过改善班级环境将生产可能性曲线向外推移。

除了利用 FE 估计教学时间对学习效果的影响,Kuehn 和 Cicero(2012)还利用学科互相交叉的方式构造工具变量,估计了 PISA(2006)样本中的西班牙、韩国、芬兰、加拿大、墨西哥、希腊和土耳其等国的教学时长对学生成绩的影响。基于国别的结果发现了国家间的巨大差异(Kuehn and Cicero, 2012),经济发展水平更高的国家从学生学习时间投入上获得的回报更高,这与 Lavy(2010)的研究发现一致。因此,他们认为,集中在某一个国家或地区的研究更有现实意义。

综上所述,作为教育生产函数中的重要投入要素,课堂教学时间对学生学业成就的影响具有如下基本特征事实:

第一,同其他投入要素一样,教学时间的回报也遵循边际递减原则(Fredrick and Walberg, 1980; Link and Mulligan, 1986)。换言之,时间的投入与产出不是简单的线性关系,而可能存在一个效率降低的拐点。同时,不同发展阶段的国家,教学时间回报的变化趋势可能不同,将异质性程度高的国家混合在一起的分析对单一国家或地区的关照不足。本研究将分析范围限定在数据完整可靠的上海地区,既有效地消除了国别差异,又对具有优良学校作息传统的

发展中国家的发达地区的学科教学时间进行了首次效率评估。

第二,同其他稀缺资源一样,时间也面临预算约束,其分配也是一个服从经济理性的资源配置过程,时间偏好(Time preference)及其产出价值是时间分配的重要依据(Becker, 1965; DeSerpa, 1971; Evans, 1972),因此,个人和组织的时间安排具有内生性(Becker and Mulligan, 1997)。一些影响学校效能的机构特征可能同时也影响其作息安排,在模型设定中,研究者应充分考虑测量误差和模型设定偏误等。就本研究的模型设定而言,一方面,通过引入教学时间的二次项,捕捉其边际收益递减效应;另一方面,在控制学生就读年级后,通过学生-学科的 FE 估计,消除学校教学时间安排与误差项相关的部分内生性问题。

三、研究设计

(一) 数据和变量

本研究所用数据来自 PISA - 上海(2012)①。PISA 是 OECD 组织的旨在测试全球 15 周岁在校学生认知与非认知技能、学习行为与习惯等多方面学校表现的大规模国际评估项目。在中国上海地区,2012 年的第二轮数据采集的样本是 1996 年出生的孩子,两阶段概率比例抽样涵盖了 17 个区县 155 所学校的 5300 多名学生(马红梅和曾奇奇, 2015)。

本研究重点分析学科课堂教学时间对其学业成绩的影响。被解释变量为数学(MATH)、阅读(READ)和科学(SCI)三科标准化分数②。在学生-学科 FE 模型中,将各科标准化成绩(MRS 或 MS)③视为对同一科目的反复测量(Repeated measurement)。核心解释变量,即学校各科周均教学时长(HOUR)及其平方项(HOUR2)是将单位课时长度(MINUTE)与每周课时量(PERIOD)的乘积换算成小时数的连续型变量④,在稳健性检验中,我们也考虑了用 MINUTE

① 从数据共享情况来看,上海地区代表中国大陆基础教育系统参加了 PISA 测试;从外部效度来看,在没有进一步数据采集和足够证据情况下,本研究暂不做过多推论。然而,这种分析技术和研究思路完全可以用来评估任何其他地区的教学时间效率。

② 行文表述方便起见,文中的变量名称用斜体大写英文字母组合表示。被解释变量学生成绩 SCORE 都是以 OECD(均值为 500,标准差为 100)为参照的标准化分数。

③ 其中,MRS 包括数学、阅读和科学,而 MS 包括数学和科学。

④ 在中国,至少一所学校的每节课课时等长。为减小报告误差,笔者将分析样本限定在数学、阅读和科学三门课程单位课时长度相同的样本。按照这种筛选标准,将损失一部分有效样本。

和 *PERIOD* 替换教学小时数的测量方式。所有时间变量的测量周期均为星期。主要变量的描述统计详见下表^①。

表 1 教学时间和学业成绩的描述统计

变量	变量界定与测量	<i>MATH</i>		<i>READ</i>		<i>SCI</i>	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
<i>SCORE</i>	测试成绩(分)	611.40	98.41	568.60	77.00	579.60	78.64
<i>HOURL</i>	教学时长(小时)	4.49	1.58	4.13	1.42	4.39	2.66
<i>HOURL2</i>	教学小时的平方	22.70	15.60	19.09	12.93	26.34	27.04
<i>MINUTE</i>	教学时长(分钟)	41.17	2.62	40.99	2.38	40.91	2.32
<i>PERIOD</i>	课时频次(节)	6.53	2.24	6.03	2.02	6.35	3.91
<i>PERIOD2</i>	课时频次的平方	47.67	31.16	40.49	26.18	55.60	55.90
<i>WEIGHT</i>	教学时长比重(%)	15.82	4.74	14.73	4.49	15.03	8.77
<i>SHORT</i> _{0(D)}	学科教师完全充足	0.33	0.47	0.31	0.46	0.34	0.47
<i>SHORT</i> _{1(D)}	学科教师轻度短缺	0.31	0.46	0.38	0.48	0.30	0.46
<i>SHORT</i> _{2(D)}	学科教师重度短缺	0.26	0.44	0.22	0.42	0.25	0.43
<i>SHORT</i> _{3(D)}	学科教师特别短缺	0.09	0.29	0.09	0.29	0.11	0.31

注:1. 下标(D)标识 0/1 编码的虚拟变量,其均值意为该类别样本所占比例;2. 问卷中没有区分语文(Testing language)和阅读(READ),用前者代替阅读;3. 数据来源:PISA – 上海(2012)。

(二)模型界定

1. 基准模型:OLS 估计

沿用教育生产函数的解释框架,本研究将教学活动视为一个投入 – 产出的阶段性生产过程。在控制了来自家庭、学校和学生个体等多方面的因素后,本文重点分析各科教学时长对学生学业成绩的影响,其一般表达式为:

$$SCORE_{ijk} = \beta_0 + \beta_1 HOURL_{jk} + \beta_2 HOURL2_{jk} + \varphi X_i + v_{ijk} \cdots \cdots \text{公式 1}$$

其中,*SCORE*_{ijk}为第*i*个学生在第*j*(*j* = 1, 2…152)所学校的第*k*(*k* = 1, 2, 3)门课程上的标准化得分,即 *MATH*, *READ*, *SCI* 三科的单科成绩。与学科教学时间有关的 *HOURL* 和 *HOURL2* 是文章的核心解释变量。待估系数 β_1 和 β_2 是本研究重点关注的时间分配变量所产生的效应。*X* 为其他控制变量,包括学生年龄、性别、所在年级、普职教育分流状况、家庭社会经济背景指数、家庭作业时

① 受篇幅限制,作者省略了其他控制变量的描述统计,如有需要,欢迎索取。

间、课外单科学习时间^①、学校周均总课时、各科教学时间比重、学校办学性质和规模、教师质量^②、生师比、班级规模等。

作为基准模型,公式 1 的估计方法是普通最小二乘法 (Ordinary Least Square, 以下简称 OLS)。OLS 最优无偏估计的基本前提是,核心解释变量与误差项不相关,否则,内生性将导致估计系数偏误。然而,在本研究中,学校的招生质量、校风校纪、优势强项学科可能同时影响其作息时间安排(周均课时以及各科教学比重),学生个人的学业基础和学习风格也影响其家庭作业耗时和课后学习强度。具体而言,若能力更强的学生选择了在各科教学时间更长或作息时间安排更合理的优质学校,教学时间的回报($\beta_1 + \beta_2$)就可能被高估;同理,若学校通过延长周均学时弥补生源质量差、教学效能低等不利因素,就低估教学时间的实际影响。

综上,OLS 可能不是最优一致无偏估计。矫正内生性的技术很多,根据本研究所用数据在同一时点上对同一学生不同科目的反复测量便利,笔者参照 Lavy (2015) 的做法,通过构造学生-学科伪面板数据,采用组内去均值的方法消除不随科目而异的不可观测特征或遗漏变量问题。

2. 固定效应:FE 估计

尽管 PISA 是截面数据,但它在同一时点上采集了数学、阅读和科学三科成绩的数据,也分别提供了三门课的周均在校教学时长和课后自由学时区间。如其他具有相依关系的截面数据一样,数学、阅读和科学三个科目共享了同一学生个人特质或学校组织特征,由此可以将其转换成一个学生-学科伪面板数据 (Deaton, 1985)。利用同一学生不同学科上的误差相关特征,固定效应 FE 估计可以消除一部分不随科目变化的不可观测特征。FE 估计也称组内估计量 (Within - estimator),主要是根据对复合误差项的特定假设做分解处理。如下式所示,

$$SCORE_{ijk} = \mu_i + \gamma_1 HOUR_{jk} + \gamma_2 HOUR2_{jk} + (u_j + \eta_k) \cdots \cdots \text{公式 2}$$

$SCORE$ 仍为数学、阅读、科学三科测试标准化成绩,但在伪面板数据中, $SCORE$ 被转置为单一结果变量,相当于学生在同一科目上的多次测试。 ε_{ijk} 是

① 包括从来没有、2 小时以内、2-4 小时、4-6 小时、6 小时以上 5 个类别。课后自由安排的时间还包括总家庭作业时间,家庭教师指导、利用电脑复习功课或娱乐、参加营利性辅导班、父母在家辅导、有人监督作业等项目。在基准模型中,这些时间都是重要的控制变量,而在固定效应估计中,它们都因科目间无差异而被自动剔除。

② 在本研究中,我们以学生报告的教师迟到旷工频次及师生关系融洽程度、校长报告的大学本科学历以上教师比例为代理变量。受篇幅限制,在描述统计表格中没有列出,如有需要,欢迎索取。

随机扰动项。 γ 是本研究重点关心的待估参数。式中的下标 i, j, k 标记方式及其他变量的界定仍同上式 1 所示^①。

μ_i 是学生固定效应, 包括性别、教育经历、纪律表现、社会经济背景、家庭规模与结构、能力等要素。学校固定效应 u_j 包括学校的招生质量、教师素质等广义上影响学生成长的校园环境。 η_k 是学科固定效应。

FE 估计允许 μ_i, u_j 和 η_k 与核心解释变量相关, 即 $\text{Cov}(\mu_i, \varepsilon_{ijk}) \neq 0, \text{Cov}(u_j, \varepsilon_{ijk}) \neq 0, \text{Cov}(\eta_k, \varepsilon_{ijk}) \neq 0$ 。通过组内差分的方式, FE 估计将不随学科改变的不可观测的学生个人特征(包括个人学业基础、学习习惯和努力程度)及与其相关的学校特征消除, 分析的是同一学生不同学科上的个体内差异(Within-student-across-subject variation)。

根据边际收益递减假设, 非线性学习曲线规律表明, 教学时间长度对学业成就的促进作用是一个先上升后下降的倒 U 型过程。相应地, 在经验模型中, 在控制了学校周均总课时和学科教学时长权重等变量后, $HOUR$ 的一阶导数

$$\gamma_1 = \frac{\partial SCORE}{\partial HOUR} > 0, \text{二阶导数} \gamma_2 = \frac{\partial^2 SCORE}{\partial HOUR^2} < 0。$$

此外, γ 无偏估计的潜在假设是, 教学时间对各科的影响具有一致性且各科教学之间不存在溢出效应(如增加语文教学时间不影响学生在数学与科学上的文字理解能力)。同时, 在选择学校时, 学生不考虑学校在某个学科上的教学优势(如数学能力强的学生选择某所花大量时间强化奥数的中学)。鉴于本研究所涉大部分样本为初中三年级或高中一年级学生, 学生语言理解能力已基本获得, 学科教学时间的相互影响机制可以被排除; 另外, 中学阶段的学校选择一般基于综合素质考虑且受就近入学规定的限制, 某一学科的单影响不太可能主导学生的择校结果。

三、结果与讨论

(一) 基准模型: OLS 估计

表 2 报告了学生每周的时间分配与其学业成就的关系。在基准 OLS 估计中, 控制了其他学生个体特征和学校组织特征后, 科目周均教学时长 ($HOUR$) 对学生数学 ($MATH$) 和科学成绩 (SCI) 产生正向影响, 其平方项为负但不具有统计上的显著性, 这可能与样本量偏小有关。而在阅读 ($READ$) 学科上, 语文

^① 在 FE 估计中, 学校周均教学时长和学生课后家庭作业总耗时长等不随学科而异的变量也被差分掉, 因此它们没有对应的估计系数。

教学时间的投入既无经济效率又无统计意义。这可能跟测量误差有关,问卷中测量的是学校每周的施测语言^①的教学时长,语文与阅读不是同一概念。作为语言学习的一个重要方面,阅读素养的形成可能不是时间密集投入的结果。

如前所述,时间偏好及其安排是一个内生性的决策(Becker, 1965; Becker and Mulligan, 1997),很可能存在同时影响学生学业成绩和时间分配的遗漏变量(如学科偏好或学习能力)。OLS 估计系数只揭示了一种相关关系,而不一定具有因果效力。利用 PISA 在同一时点上测试了学生数学、阅读和科学的数据结构特征,下文将根据学生-学科的固定效应消除同时影响学业成绩与学校教学时间、课后各科学学习时间的不可观测特征。

表 2 教学时间与学业成绩:OLS 和 FE 估计

解释变量	OLS 估计			FE 估计	
	MATH	READ	SCI	MRS	MS
HOURL	18.390 (19.225)	3.062 (14.149)	15.421 * (7.057)	11.901 *** (2.977)	12.046 ** (4.236)
HOURL2	-1.083 (1.139)	0.338 (0.974)	-0.285 (0.279)	-0.458 *** (0.124)	-1.250 *** (0.147)
WEIGHT	-3.477 (3.050)	-2.077 (2.076)	-2.664 (1.399)	-1.916 ** (0.619)	-0.990 (0.862)
其他控制变量	√	√	√	√	√
N	976	976	976	8316	5549
调整 R ²	0.624	0.634	0.596	0.065	0.120
均方根误差	59.382	46.894	48.228	0.853	0.878

注:1. 括号下方为以学校为单位的聚类标准误;* , ** , *** 分别表示在 5% ,1% 和 0.1% 的水平上显著,除特殊说明外,此处注释,全文通用;2. 经过调查权重[senwgt_STU]调整的估计结果;3. OLS 估计中,其他控制变量包括学生个体特征、家庭背景信息、学校环境特征、该学科教师短缺程度和课后家庭作业时间以及补习情况等,在 FE 估计中,其他变量只有随科目而异的课时比重、教师短缺、课外补习时间变量(下同),节省篇幅起见,此处仅报告核心解释变量,如需全表,欢迎索取;4. FE 估计中,调整 R² 对应的是组内估计 R²,均方根误差对应的是 ρ ,即个体效应在复合误差项中的方差占比。

(二) 固定效应:FE 估计

通过同一学生不同学科间的个体内差异,FE 估计可消除同时影响学业

① Testing language,上海地区的测试语言即为中文。

成绩和教学时间的学生及其所在学校的不可观测特征(如学生学业基础、一般技能和学习习惯或经历、学校质量等),后文分析主要基于FE估计结果。

鉴于OLS基准模型中所发现的中文教学时间回报趋势与数理科之间质的差异,在表2的FE估计最后一栏中,笔者也报告了剔除阅读科目(*MS*)的结果。 ρ 统计量表明,复合扰动项的绝大部分方差来源是个体效应,即OLS估计将产生内生性偏误。从FE估计结果来看,大致可以得到如下几个基本结论:

第一,总体上,教学时间每增加一小时,数理科成绩提高约10分,相当于0.1个标准差。OLS大约高估了数理科教学时间回报30%左右。换言之,可能存在一些学校通过延长教学时间的“时间+汗水”模式弥补生源质量差、教学效率低等不利影响。同时,如上表1描述统计结果所示,绝大部分学生都报告了各种强度(OUT_{1-4})的课外学习,一方面,它可能体现了学校内制度化的教学时间与课外学习的互补性,大量的教学内容需要更多的课外时间消化;另一方面,也可能是学生弥补在学校常规教学时间内学习效能低的一种手段。这与Lavy(2010)的国际比较研究结果基本一致。

第二,教学时间投入的回报遵循边际效用递减规律,对学生学业成绩的积极影响先上升后下降。经过测算,三门课程的周均总课时不宜超过13小时,若按每节课40分钟折算,每周最多不超过20节^①。这表明,虽然部分学校通过延长教学时间的方式保证教学质量(如一部分学校通过压缩音乐、体育和美术等课程,增加传统的主课课时),但这种投入模式的产出效率不高。

在有效分析样本中,46.7%的学生所在的学校三科周均课时超过最优时间,最长的高达25小时以上。本文的经验证据以及类似的跨国比较研究都表明,通过增加课时量提高学生学习质量的效果有限。

(三) 稳健性检验

在基于PISA(2006)的研究中,Lavy(2010)的研究还发现,教学时间的要素回报率具有很强的异质性。时间的效能可能随学科、学生性别、家庭背景、所在学段等特征而异(Bellei, 2009; Lavy, 2015)。

如表3所示,社会经济地位低和高中学生,从学校的学科教学时长中获得的回报率更高。

就所在学段而言,初中生和高中生的区别可能反映了教学内容与策略的差异,就PISA的样本(15岁3个月-16岁4个月的中学生)而言,他们正好处在

^① 教学时间的倒U型回报曲线也表现在各科课时量占比(WT)的负向影响上。在控制了学校周均课时长度、各科教学时间、各科师资短缺程度后,学科教学时长比重越高,学生在该科目上的表现越差(尽管大多数时候不显著)。

初三和高一的交界点,初三的教学内容更多是以复习巩固和升学备考为主,而高一则注重新知识的授受,教学时间的回报高出近两倍。这与 Rivkin 和 Schiman(2015)的研究结论一致,不同学段的学习曲线是影响教学时间收益的重要机制,分析过程中应充分考虑年级学段的影响。

就社会经济背景而言,父母最高受教育水平本科以下的家庭从学校教学时间中获得的收益更大,这与其他国家的情形类似(Lavy, 2015),这也表明了学校教育在弥补家庭环境不利影响方面的积极作用。在弥补家庭监管或教养缺失方面,中国特有的学校制度(如大规模寄宿制、统一定点定时自习等)所起的缩小阶层差异作用也引起了学术界的关注(梁晨,李中清,张浩,李兰,阮丹青,康文林和杨善华,2012)。更重要的是,如果学校教育可以给予家庭背景不太好的孩子更多关注,可以在既定的资源投入水平上增加教育产出,提高人力资本投资的经济效率。

表 3 教学时间与学业成绩:要素回报的异质性

解释变量	按学段分		按父母双方的最高受教育水平分	
	初中生	高中生	本科	高中及以下
<i>HOUR</i>	11.494 ** (3.630)	32.496 ** (10.117)	10.698 (8.540)	13.921 ** (4.517)
<i>HOUR2</i>	-0.293 (0.158)	-1.764 *** (0.398)	-1.044 *** (0.302)	-1.274 *** (0.159)
<i>WEIGHT</i>	-2.454 ** (0.821)	-4.229 (2.576)	-2.282 (1.875)	-1.069 (0.908)
其他控制变量	√	√	√	√
<i>N</i>	3411	3131	1632	3917
组内 <i>R</i> ²	0.032	0.160	0.171	0.118
<i>ρ</i>	0.853	0.907	0.855	0.881

注:1. 以父母最高受教育年限为准,16 年及以上的为社会经济地位高的家庭;2. 以上所有估计中是剔除了阅读科目的结果。

既然学校的作息时间安排可能不是一个随机过程,而教学时间又可能反映了不同学校的办学自主权、学科竞争力、校园文化等方面的比较优势,下文将根据可能影响各科教学时间安排的学校特征做进一步的样本限定。参照 Lavy (2015)的做法,笔者分别就学校的办学性质、教育教学的对象与类别、校内能力编班分组教学的情况、招生录取过程中前期能力鉴别程度和就近入学执行情

况等几个指标,进行稳健性检验。

如表 4 所示,除校内能力分组教学的情形外,各种类型的学校以及日常教育教学政策略异的学校,其学科教学时长及学生课后学习对学业成就的影响基本稳定。综上,即使学校基于学科优势而制定作息时间,我们的分析结果仍然稳健。

表 4 教学时间与学业成绩:基于学校特征的 FE 估计

解释变量	公立 学校	非能力 分组	能力 分组	非能力 录取	能力 录取	就近 入学	非就近 入学
<i>HOUR</i>	12.916 *** (2.773)	6.770 (5.459)	14.135 *** (3.533)	13.512 * (5.133)	12.213 *** (3.456)	13.717 * (6.380)	10.944 ** (3.345)
<i>HOUR2</i>	-0.433 *** (0.118)	-0.592 * (0.275)	-0.438 ** (0.133)	-0.239 (0.232)	-0.538 *** (0.145)	-0.631 * (0.248)	-0.394 ** (0.140)
<i>WEIGHT</i>	-2.197 *** (0.569)	-0.589 (1.005)	-2.419 ** (0.755)	-3.094 ** (1.066)	-1.823 * (0.708)	-2.230 (1.302)	-1.684 * (0.720)
其他控制 变量	√	√	√	√	√	√	√
<i>N</i>	7567	2570	5746	1648	6668	2990	5326
组内 <i>R</i> ²	0.069	0.077	0.065	0.040	0.078	0.118	0.051
<i>ρ</i>	0.856	0.860	0.850	0.841	0.850	0.855	0.855

注:所有的稳健性检验模型中,只包含数学和科学(即 *MS*)。除特殊说明外,此处注释,全文通用。

鉴于单位课时长度和频次的组合效应,我们也将教学时间细分为每节课时长度(*MINUTE*)和课时节次(*PERIOD*),做了互证分析。结果发现,每节课长度对教学时间的效能没有任何影响^①,但每周课次的影响显著且同样遵循边际收益递减的规律。无论是在剔除阅读的估计中,还是在数学、阅读和科学的全样本中,各科周均课次不宜超过 6 节。这与前面用小时数测量教学时间的结果基本一致。

同时,教学时间的回报可能通过班级课堂环境和教学质量的调节作用而异。学生纪律表现好、学风好的班级以及教学质量高的教师,对教学时间效能

① 这跟中国学校间的单位课时长度差异不大有关,除极少量 50 分钟的情形外,大部分学校都集中在 40 分钟或 45 分钟时段。

的贡献更大。PISA 数据库中没有直接反映各科课堂环境和教学质量的环境,参考 Rivkin 和 Schiman(2015)的做法,笔者用校长有关各学科教师短缺程度的回答做教学质量的代理指标,考察了学科教师供给充足程度与教学时间交互项的作用。如表 5 所示,在缺少少量学科专任教师的情况下($SHORT_1$),可以通过适当增加教学时间弥补,但当教师缺口很大时,增加教学时间的策略也已不具有经济上和统计上的意义。这个结果不太符合日常经验直觉的可能解释之一,用各科教师稀缺程度作为教学质量的指标,缺乏测量效度。同时,在前文回归结果中,我们都没有检测到教师短缺程度对学生学业成绩的显著影响^①。

表 5 教学时间与学业成绩:课时强度和密度

解释变量	MRS	MS	MS
MINUTE	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
PERIOD	8.312 *** (2.066)	6.942 * (2.805)	6.614 * (3.016)
PERIOD2	-0.229 *** (0.059)	-0.589 *** (0.067)	-0.586 *** (0.066)
WEIGHT	-1.909 ** (0.632)	-0.456 (0.805)	-0.502 (0.829)
SHORT ₁ × MINUTE			3.788 * (1.589)
SHORT ₂ × MINUTE			2.123 (1.891)
SHORT ₃ × MINUTE			4.251 (2.931)
SHORT ₁ × PERIOD			0.243 (0.973)
SHORT ₂ × PERIOD			0.700 (0.921)
SHORT ₃ × PERIOD			1.512 (1.540)

① 节省篇幅起见,我们没有详细报告教师短缺程度的回归系数。如有需要,欢迎索取。

续表

解释变量	<i>MRS</i>	<i>MS</i>	<i>MS</i>
其他控制变量	√	√	√
N	8316	5549	5549
组内 R ²	0.065	0.126	0.130
ρ	0.852	0.880	0.882

注:由于单位课时长度的估计系数为 0,省略其平方项。

四、结语

(一)主要结论

利用 PISA - 上海(2012)数据,笔者采用固定效应估计的方法,分析了周均教学时长对学生学业成就的影响,主要结论如下:

第一,教学时间的回报遵循边际收益递减规律。教学时间主要通过周均课时次数影响学生的学业成绩,单位课时长度的变异幅度小且对学习效果没有显著影响。数学、科学和阅读的三科总周课时不宜超过 13 小时,也即 20 节 40 分钟的课或 17 节 45 分钟的课,单科周均课时次数不宜超过 6 节。

第二,教学时间的回报具有异质性。一方面,OLS 基准模型表明,语文教学时间对阅读成绩的影响不同,这可能体现了文理科学学习的差异性。今后的研究有待进一步分析不同学科中的教学时间差异机制。另一方面,在不同学段和家庭背景的学生群体中,教学时间的回报有不同程度的差异。高中学段以及社会经济地位较低的家庭从学科单位教学时间中获益相对较多。

第三,学校的作息时间和学生个人自由支配的时间都是内生性的选择偏好。至少就各科周均课时的安排而言,存在通过增加课时量弥补生源质量的现象,也能够初步发现部分学生通过更多的时间投入与努力弥补学业基础较差的证据,因此,OLS 不能提供最优无偏估计。今后的研究可以进一步分析校内刚性的制度化时间和学生课后的自主学习时间的关系究竟是互补还是替代,这对减轻学生课业负担也有指导意义。

(二)研究启示

本研究对学校作息时间安排具有一定现实意义。例如,同样的周均教学时长,可通过缩短单位课时长度增加课时次数提高教学时间的产出效率。同样,合理的周均学科课时长度对回应当前的减负增效具有一定现实价值。数据表明,近 50% 的学校周均教学量超出最优课时长度。如果将这部分无效时间进

行适当优化,学校的组织效能、教师的教学负担、学生的学习效能都将获得改进。具体而言,对于这部分无效时间,一方面,可以根据学生的个体倾向和实际情况做分类学习指导;另一方面,可以考虑学校弹性时间的设置,为制度化的时间结构提供灵活安排的空间。这在异质性检验中也得到了验证,特别是对家庭社会地位较低的学生而言,充分利用学校教学时间具有潜在的经济价值和社会意义。

尽管 PISA 具有截面性质,但其数据采集策略为我们构建一个基于同一学生多次反复测量的伪面板数据提供了可能。这对今后教育测量与评价以及分析方法具有技术参照意义。

(三)研究局限

本研究具有如下局限。第一,同以往大多数经验分析一样,就时间投入的度量而言,文章仍然停留在钟表时间(Clock time)的测量水平上,没有对时间投入质量进行有效控制,而时间本身有纯度和质量的含义(Baker, Fabrega, Galindo and Mishook, 2004)。第二,本研究没有考虑班级层面变量与学科教学时间的交互作用。

[参考文献]

- 梁晨、李中清、张浩、李兰、阮丹青、康文林、杨善华,2012:《无声的革命:北京大学与苏州大学学生社会来源研究(1952-2002)》,《中国社会科学》第1期。
- 马红梅、曾奇奇,2015:《出生时段,相对年龄与学校生活质量:来自 PISA-上海的经验证据》,《教育与经济》第3期。
- 沈学珺,2014:《基于 PISA 数据探究上海中学生学习时间的合理性》,《教育发展研究》第4期。
- Baker, D. P., Fabrega, R., Galindo, C. and Mishook, J., 2004, "Instructional Time and National Achievement: Cross-National Evidence", *Prospects*, 34(3): 311-334.
- Becker, G. S., 1965, "A Theory of the Allocation of Time", *Economic Journal*, 75(3): 493-517.
- Becker, G. S., and Mulligan, C. B., 1997, "The Endogenous Determination of Time Preference", *Quarterly Journal of Economics*, 112(3): 729-758.
- Bellei, C., 2009, "Does Lengthening the School Day Increase Students' Academic Achievement? Results from a Natural Experiment in Chile", *Economics of Education Review*, 28(5): 629-640.
- Berliner, D. C., 1990, "What's All the Fuss About Instructional Time. In M. Ben-Peretz and R. Bromme (Eds.)", *The Nature of Time in Schools: Theoretical Concepts, Practitioner Perceptions* (pp. 3-35). New York, NY: Teachers College Press.
- Bishop, J., Worner, W. and Weber, L., 1988, "Extending the School Day: An Evaluation Study of a Seven-Period Class Schedule", *Studies in Educational Evaluation*, 14(3): 361-380.

- Deaton, A. ,1985,“Panel Data from Time Series of Cross – Sections”,*Journal of Econometrics*, 30 (1):109-126.
- DeSerpa, A. C. ,1971,“A Theory of the Economics of Time”,*Economic Journal*, 81(4):828-846.
- Evans, A. W. ,1972,“On the Theory of the Valuation and Allocation of Time”,*Scottish Journal of Political Economy*, 19(1):1-17.
- Frazier, J. A. and Morrison, F. J. ,1998,“The Influence of Extended – Year Schooling on Growth of Achievement and Perceived Competence in Early Elementary School”,*Child Development*, 69(2):495-517.
- Fredrick, W. C. and Walberg, H. J. ,1980,“Learning as a Function of Time”,*Journal of Educational Research*, 73(4):183-194.
- Hanushek, E. A. ,2015,“Time in Education: Introduction”,*The Economic Journal*, 125(7): F394-F396.
- Krueger, A. B. , Kahneman, D. , Schkade, D. , Schwarz, N. and Stone, A. A. ,2009,“National Time Accounting: The Currency of Life. In A. B. Krueger (Ed.)”, *Measuring the Subjective Well – Being of Nations: National Accounts of Time Use and Well – Being* (pp. 9 – 86). Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Kuehn, Z. and Cicero, P. L. ,2012,“Study Time and Scholarly Achievement in Pisa”,*Documentos de Trabajo*, 6(2):1-35.
- Lavy, V. ,2012,“*Expanding School Resources and Increasing Time on Task: Effects of a Policy Experiment in Israel on Student Academic Achievement and Behavior*”, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Lavy, V. ,2015,“Do Differences in School’s Instruction Time Explain International Achievement Gaps in Math, Science, and Reading? Evidence from Developed and Developing Countries”,*Economic Journal*, 125(7): F397-F424.
- Levin, H. M. ,1984,“*Clocking Instruction: A Reform Whose Time Has Come?*” Stanford, CA: Stanford University.
- Levin, H. M. and Tsang, M. C. ,1987,“The Economics of Student Time”,*Economics of Education Review*, 6(4):357-364.
- Link, C. R. and Mulligan, J. G. ,1986,“The Merits of a Longer School Day”,*Economics of Education Review*, 5(4):373-381.
- Llach, J. , Adrogué, C. , Gigaglia, M. and Orgales, C. R. ,2009,“Do Longer School Days Have Enduring Educational, Occupational, or Income Effects? A Natural Experiment in Buenos Aires, Argentina”,*Economía*, 10(1):1-43.
- Parinduri, R. A. ,2014,“Do Children Spend Too Much Time in Schools? Evidence from a Longer School Year in Indonesia”,*Economics of Education Review*, 41(4):89-104.
- Pischke, J. – S. ,2007,“The Impact of Length of the School Year on Student Performance and

- Earnings: Evidence from the German Short School Years”, *Economic Journal*, 117(8):1216-1242.
- Rivkin, S. G. and Schiman, J. C., 2015, “Instruction Time, Classroom Quality, and Academic Achievement”, *Economic Journal*, 125(7):F425-F448.
- Silva, E., 2007, “*On the Clock: Rethinking the Way Schools Use Time*”, Washington, D. C: Education Sector.
- Wiley, D. E., 1976, “Another Hour, Another Day: Quantity of Schooling, a Potent Path for Policy. In W. H. Sewell, R. Hauser and D. Featherman (Eds.)”, *Schooling and Achievement in American Society* (pp. 225 – 265). New York, NY: Academic Press.
- Wößmann, L., 2003, “Schooling Resources, Educational Institutions and Student Performance: The International Evidence”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(2):117-170.

Instruction Time and Academic Achievement: Empirical Evidence from Shanghai

MA Hong-mei, ZHENG Pan

(Faculty of Education, Hubei Institute for Basic Education Research,
Central China Normal University)

Abstract: Based on micro – individual data from PISA – Shanghai(2012), the authors construct a student – subject pseudo – panel data to estimate the effect of instruction time on pupils’ academic achievement by fixed effect model. The major findings are briefly summarized as: hours allocated to each subject per week positively affect 15 – year – old students’ performance but this effect follows the rule of diminishing rate of return; heterogeneous rate of return to instruction is detected among different subjects and students groups; campus time schedule is an endogenous decision because of which fixed effect produces more efficient and unbiased estimation. Since variation of time – length per period in Shanghai is not large enough, the weekly frequency of teaching pays a more salient role in determining teenagers’ cognitive development. On average, 6 times per week for the testing subjects respectively will be the optimal allocation scheme. Our research lends further policy implications for improving school effectiveness and student learning.

Key words: instruction time; academic achievement; diminishing rate of return; heterogeneous effect of instructing time – length

(责任编辑:郑磊 责任校对:郑磊 胡咏梅)