

# 有教而有“类”

## ——基于代际流动视角下的教育与收入固化

**摘要：**传统上人们认为教育是社会流动的关键渠道，这一结论在当代中国能否成立引发了笔者的思考。本文通过构建博弈框架、世代交叠框架，分析我国现行教育体制下，义务教育、高中教育对于收入差距以及更宏观的经济增长间的影响。本文发现高收入家庭的子女更可能在少年期接受更多的教育，积累更多的人力资本，从而享有更高的收入水平。为了检验这一命题，文章设置了分布滞后模型、联立方程模型的计量框架，并用 3SLS 方法进行估计，确认了这一结论，同时也指出收入差距对于教育程度的滞后影响，并给出了可能的解释。本文结果提示：政府应合理管控课外培训等提供额外教育的厂商，同时进一步扩大教育领域的投资，并依靠进一步的经济 development 克服收入不平等。

**关键词：**教育 收入不平等 社会公平

### 一、引言

作为公共经济学领域的关键话题，教育和收入之间的关系为学界广泛讨论。一方面，中国家庭有着重视子女教育的传统，人们广泛认为教育对个体收入有着重要影响、是社会流动的关键渠道。另一方面，教育获得的公平性是社会公平价值的重要组成部分，是政府制定教育政策的基本出发点。然而改革开放以来，经济腾飞伴随着收入差距的增加，城乡和地区间的教育不平等程度也有所扩大，收入差距对教育获得的不平等程度也会产生重要影响。因此，深入验证教育和收入分配之间的相互关系，有助于从结构性的角度推动目前教育不平等和收入差距状况的改善，从而促进社会的公平与和谐。

事实上教育与收入间的因果关系广为学界检验，其中最富盛名的：Angrist 和 Kruger（1991）利用出生日期作为工具变量，实证地检验了多受一年义务教育能够明确增加个体未来收入。Jia 和 Li（2021）以高考分数线作为断点，发现接受更高精英教育会显著提高毕业后首份工作的工资。

关于教育和收入差距之间的关系国内外学者也进行了丰富的研究。国外多数研究发现，教育发展有助于缩小收入分配差距，而教育不平等和收入不平等之间存在着正相关关系。Becker 和 Chiswick（1966）选择美国各州和国家层面的数据，发现教育不平等的扩大会导致收入差距进一步扩大。但也有研究得出的结论和主流相反，Battiston（2014）基于拉美国家 1990-2009 年的数据发现，由于教育收益随教育水平提高而上升，教育扩张会减轻收入不平等的程度。上世纪九十年代以来，国内学者在前人理论的基础上对教育不平等和收入差距间的关系进行了验证。白雪梅（2004）基于 1982-2000 年的数据验证了教育不平等和收入不平等间的倒 U 型关系，指出中国目前正处于曲线顶点的左侧，人均受教育年限的提高会扩大收入差距；杨俊等（2008）借助内生增长模型研究教育不平等和收入分配间相互影响的机制与方向，发现目前中国的教育投入水平和城市化进程未能有效地改善教育不平等程度。但另有学者认为教育发展对改善收入差距依然存在着积极作用。陈钊等（2004）借助 1987-2001 年中国各地区完整教育发展的面板数据，发现高等教育的持续均衡发展将有助于缩小地区间收入差距。

从财政学的角度看，人均教育水平的提高和公共教育投入之间也存在着密切联系，政府和家庭对教育的投入通过影响教育获得进而作用于个人的收入。因此，在考察教育不平等和收入差距间的关系时，家庭教育投资和教育财政支出是至关重要的变量。

Becker 和 Tomes (1979) 最早建立了代际收入传递的经济学框架, 他们通过世代交叠模型指出父代对子代的人力资本投资以及禀赋的遗传是代际收入的主要传递机制。此外, 更有研究发现不同地区、不同教育阶段的政府教育投入以及不同收入群体的家庭教育投入对收入差距的影响均存在显著的差异性。陈斌开等 (2010) 基于 2002 年 CHIP 数据, 揭示了城市偏向的教育经费投入政策是城乡教育水平、城乡收入差距扩大的重要决定因素; 王晓清和刘东 (2012) 研究发现教育财政支出对收入差距的影响存在地区间差异性, 相比于东部和中部, 西部地区的教育支出扩大了城乡收入差距; 许永洪等 (2019) 发现早期的普适性教育政策缓解了收入分配不均, 但是近年来由于基础教育和高等教育质量的分化, 社会整体教育水平提高起到了加剧收入分配不平衡的效果。

综合以上研究我们发现, 各研究的结论不尽相同, 而大多专注于计量的研究缺乏理论基础, 而早年试图将教育和收入不平等纳入内生增长、世代交叠等模型的研究又仅采用数值模拟进行验证、缺乏足够的现实数据的实证基础。加之过去三十年我国经济高速发展、教育市场化不断推进, 我们也有理由相信教育和收入差距之间的关系也在一定程度上发生了变化, 而近年来的研究大多专注于微观视角的因果识别, 鲜少有学者通过最新的数据构建理论、实证一体的框架。本文将尝试填补这一空白。

本文将先构建简单的博弈模型, 解释家庭面对额外教育机会时的选择, 并引出四期世代交叠模型, 这一模型将引入我国特色的高考升学制度, 并通过理论推导剖析解释我国现行教育制度存在的问题。为了检验理论模型得到的结论, 我们将构建分布滞后模型、联立方程模型以及三阶段最小二乘方法的计量框架, 尝试在经济增长的大框架下研究教育与收入之间的即期和滞后影响, 从而最终得到文章的结论。

## 二、理论模型

着眼于教育与收入的内在逻辑, 本文分别从静态与动态的视角出发构建模型, 对研究主题进行由浅入深的分析。

在现行制度的教育分流压力驱动下, 当父母面对子女学业成绩落后, 或其他人子女学业成绩突出时, 家长有激励增加子女校外学业数量从而提升其竞争力。同理, 其他家长为使自己子女能够跟上其他孩子的学业水平, 也会采用同样的竞争策略, 这样就造成了学业数量竞争的“囚徒困境”。因此, 我们首先想到以博弈论的框架探究教育不平等的微观机制。

### (一) 义务教育阶段学业竞争的一次性博弈分析

我们将学生的学业表现用如下函数刻画:

$$Perf(\pi, e, g) = \pi(e + g)^\gamma, \quad 0 < \gamma < 1 \quad (2.1)$$

其中  $\pi$  代表学生的能力禀赋,  $e$  代表学生校外补习的数量,  $g$  代表学生校内学业的数量,  $\gamma$  是一外生给定的参数, 代表学习量的增加能给个人学业表现带来的提升水平。从遗传学视角看, 某人的能力禀赋仅与其父母有关; 同时在短期内, 学校的教育水平与课业压力不会有太大变化。基于上述两点, 我们把  $\pi$  和  $g$  视作外生给定的变量, 而变量  $e$  内生决定。<sup>1</sup>

进一步地, 在一个简化的只有两个学生  $i$  和  $j$  的模型中, 我们规定学生家庭在学业方面的效用函数为:

$$Utility_i = \begin{cases} v, & Perf_i < Perf_j \\ v + V(Perf_i), & Perf_i \geq Perf_j \end{cases}$$

其中  $V$  是关于学生学业表现的价值函数, 服从稻田 (Inada) 条件。该效用函数意味着在有限的教育资源以及不均匀的教育资源分配制度下, 若某一方学业表现突出, 则他能够基于现行的学业考核标准根据学业表现获得更多的优质资源与升学机会, 而学业表现较弱的一方只能获得与学业表现无关的基础教育资源  $v$ 。

<sup>1</sup> 为了简便起见, 该式并未引入随机冲击。

基于上述函数，我们借助博弈论的相关假设和分析方法，构建只有两个学生 A、B 的静态完全信息博弈模型，并对竞争性成因导致的学业压力及家庭教育开支增加做出分析。为了分析的方便，我们先假设双方只能选择能否补习，而不能改变校内外教育的学业数量，同时双方能力禀赋、学习方法、学业内容无差异。

假设有 A 和 B 两个学业竞争主体，双方都具有充分的理性且信息完全。现双方进行一次静态博弈，博弈策略集合  $S_{A,B} \in \{\text{补习}, \text{不补习}\}$ 。画出支付矩阵如下：

		学业竞争主体 B	
		补习	不补习
学业竞争主体 A	补习	$v + V(\pi(e + g)^Y), v + V(\pi(e + g)^Y)$	$v + V(\pi(e + g)^Y), v$
	不补习	$v, V(\pi(e + g)^Y)$	$v + V(\pi g^Y), v + V(\pi g^Y)$

表 3.1 支付矩阵 1

显然，“不补习”是相较于“补习”的严格劣战略，我们得到该博弈的纳什均衡为（补习，补习），这意味着双方都有很强的意愿获取额外的教育。

若进一步探究该模型下最优的校外补习数量，即放宽原有的“校外补习数量不变”这一假设，同时规定  $0 \leq e_{A,B} \leq y - c_0$ ， $c_0$  是家庭的必要消费支出，我们得到 A、B 的最优反应函数  $bR_A$  和  $bR_B$ ：

$$\begin{aligned} bR_A(g_B) &= e_{\max} = y - c_0 \\ bR_B(g_A) &= e_{\max} = y - c_0 \end{aligned}$$

通过求解最优反应函数的交点，我们得到纳什均衡点为  $(e_{\max}, e_{\max})$ 。这一均衡反映两点：首先，当面临着是否补习的决策时，理性的家庭往往会选择补习；其次，在约束条件下，家庭会仅保留必要的生活支出，并把其余的收入全部用于课外补习。

上述第二点是一条很激进的结论，原因在于该模型没有考虑到课外补习支出导致可支配收入减少的效用损害，但它定性地向我们展示了家庭有在能力范围内消费更多补习的意愿。通过对模型进行修正，我们引入新的函数  $u(y_d)$ ，它反映了扣除课外教育支出后，可支配收入对于家庭的效用，也服从稻田（Inada）条件。

修正后的总效用函数以及博弈支付矩阵如下：

$$Utility_i = \begin{cases} V(0) + u(y_d), & Perf_i < Perf_j \\ V(Perf_i) + u(y_d), & Perf_i \geq Perf_j \end{cases}$$

		学业竞争主体 B	
		补习	不补习
学业竞争主体 A	补习	$V(\pi(e + g)^Y) + u(y - ep), V(\pi(e + g)^Y) + u(y - ep)$	$V(\pi(e + g)^Y) + u(y - ep), V(0) + u(y)$
	不补习	$V(0) + u(y), V(\pi(e + g)^Y) + u(y - ep)$	$V(\pi g^Y) + u(y), V(\pi g^Y) + u(y)$

表 3.2 支付矩阵 2

可以发现，此时做出是否补习的决策与家庭对学业以及当期可支配收入的偏好有关，而这超出了上述框架的解释范畴。为了更清楚地阐释这一问题，我们引入如下的四期异质性世代交叠模型。

## （二）四期 OLG 模型中的家庭效用最大化问题

基于 Becker & Tomes(1979)的世代交叠模型，我们根据我国升学制度进行生命周期期数的划分。假设个体生命长度为 60 年，规定每期长度为 15 年，并将个体所处年龄段划分为 1

至 15 岁的幼年期、16 至 30 岁的少年期、31 至 45 岁的青年期和 45 至 60 岁的中年期，由于子女通常在 6 岁开始小学阶段的学习，我们有效地将九年义务教育完全纳入个体的幼年期中，把高中和大学教育包含在个体的少年期中。这有利于我们分别探究义务教育和非义务教育对于收入不平等的影响。

同时，我们规定家庭仅有两种可能的构成：青年期的父母和幼年期的子女、中年期的父母和少年期的子女。家庭是做出决策的基本单位，而父母负责家庭的各项决策。基于上述设定，我们用父母的年龄段来表示家庭的年龄，可以从世代更迭的角度对我国的教育和经济做出如下描述：首先，处于青年期和中年期的家庭组成了整个经济；其次，义务教育阶段由家庭的青年期覆盖，而子女的高中和大学教育阶段由家庭的中年期部分覆盖；最后，在原家庭的中年期期末，父母会退出经济，而处于少年期的子女会在下一期生育并组成新的家庭<sup>2</sup>，即原家庭的子代与孙代。

为了规范地描述青年家庭与壮年家庭的选择，我们规定青年家庭的效用函数由家中父母青年期的人力资本水平  $h_y$  和子女的天生禀赋  $\pi$  决定，而中年家庭的效用函数由父母在中年期的人力资本水平  $h_o$ 、子女的天生禀赋  $\pi$  以及经过义务教育投资后少年期的子女所积累的人力资本  $\hat{\pi}$  决定。

下面我们将通过分别对青年家庭和中年家庭构造最大化问题，分析家庭对于子女教育选择的内在原因以及描述子女人力资本积累的过程。

#### 1. 青年家庭

给定青年家庭中的父母人力资本  $h_y$ ，子女的天生禀赋  $\pi$ ，最大化问题可写作：

$$V_y(h_y, \pi) = \max_e [u(c_y) + \beta \cdot V_o(h_o, \pi, \hat{\pi})] \quad (2.2)$$

$$s.t. \quad c_y + e = \omega h_y, \quad e \geq 0 \quad (2.3)$$

$$h_o = \delta h_y, \quad \delta \geq 1 \quad (2.4)$$

$$\hat{\pi} = G(e, \pi, g) \quad (2.5)$$

其中，内生变量为青年家庭对子女的私人教育投资  $e$ ，而政府义务教育阶段的教育投资  $g$  外生给定。 $\beta$  是对下一期效用的贴现水平。式(2.3)描述了青年家庭的预算约束，参数  $\omega$  反映父母人力资本  $h_y$  转化为收入的工资率。<sup>3</sup>式(2.4)描述了工作时长的增加以及工作经验的积累对人力资本的促进作用，参数  $\delta$  反映从青年期至中年期父母人力资本的增加比例。式(2.5)描述了子女接受教育后下一期人力资本  $\hat{\pi}$  的增加途径，反映了青年家庭对子女教育投入的结果。

在 OLG 模型中，我们可以把上文式(2.1)所描述的学业表现理解为子女人力资本  $\hat{\pi}$ ，即：

$$\hat{\pi} = G(e, \pi, g) = \pi(e + g)^\gamma, \quad 0 < \gamma < 1$$

如此设定的意义在于：首先，相同教育水平下，子女天生能力禀赋  $\pi$  越大，子女期初积累的人力资本水平也会更高；其次，子女能力禀赋给定的情况下，由于政府教育投入的量短期内不会发生改变，家庭对子女的教育投资可以额外提升子女于下一期的积累的人力资本。

除了私人教育投入与政府义务教育支出的相对水平外，政府义务教育支出和私人教育支出的替代互补关系也决定了政府义务教育支出在缓解收入不平等和增加代际流动性方面的作用。若二者为替代关系，意味着提高政府义务教育支出会引导家庭减少私人教育投资数量，有助于缓解教育不平等。反之，若二者为互补关系，则意味着提高政府义务教育支出会引致高收入家庭更多的私人教育投资数量，从而减弱义务教育对于代际流动性的提升作用。<sup>4</sup>

2 此处我们假定经济中的人口增长速度是外生变量。

3 为简化起见，此处假定家庭既不会发生借贷行为，也没有储蓄意愿。

4 在国外的实证研究中，Peltzman(1973)利用美国教育财政数据的研究发现，政府对家庭教育支出提供专项补贴能够显著地替代私人的教育支出。虽然教育体制存在很大差异，国内的研究也基本支持了上述结论：杨大楷等（2010）运用向量误差修正模型估计了我国公共教育对私人教育的引导作用，发现公共教育

## 2. 中年家庭

相较于青年家庭，中年家庭所面临的选择更为复杂。在家庭的中年阶段，子女已经结束了义务教育，父母需要决定是否让子女继续高中以及大学的学习。

中年家庭的最大化问题可以简单写作：

$$V_o(h_o, \pi, \hat{\pi}) = \max[V_o^{work}(h_o, \pi, \hat{\pi}), V_o^{edu}(h_o, \pi, \hat{\pi})] \quad (2.6)$$

该式描述了中年家庭在是否让子女继续受教育这一问题上做出取舍的过程及依据。其中， $V_o^{work}(h_o, \pi, \hat{\pi})$ 是子女选择在义务教育结束后直接工作能够给家庭带来的最大效用，而 $V_o^{edu}(h_o, \pi, \hat{\pi})$ 是子女选择继续高中阶段的学业能给家庭带来的最大效用。

先考虑家庭选择让子女接受义务教育后直接工作的情景，我们设定最优化问题：

$$V_o^{work}(h_o, \pi, \hat{\pi}) = \max[u(c_o) + \beta \cdot V_y^{child}(h_y^{child}, \pi')] \quad (2.7)$$

$$s.t. \quad c_o = \omega h_o + \omega h_t^{child} \quad (2.8)$$

$$h_t^{child} = \hat{\pi} \quad (2.9)$$

式(2.7)中的 $\pi'$ 是子女所养育的子女（即孙辈）具有的能力禀赋。式(2.8)是对于该家庭预算约束的描述，式(2.9)表明由于子女没有接受进一步的教育，因此子女在其少年期初的人力资本 $h_t^{child}$ 即义务教育所积累的人力资本 $\hat{\pi}$ 。这个设定的意义在于，尽管子女因为没有接受进一步的教育而阻碍了当下及未来人力资本的增长，但其直接工作会增加当期的家庭收入导致家庭消费约束的放宽，从而增加家庭当期的效用水平。

若子女选择继续高中阶段的学业，则会面临一定程度的不确定问题。高考分数是决定学子能否进入大学的主要判断依据，子女接受高中教育后仍有一定概率无法考上大学。由于进入高中后的学生仅面临两个结果：考取大学及未考取大学，我们定义哑变量 $\varphi$ ：若 $\varphi = 1$ ，则表示学生在高中的学习后顺利考入大学，并在大学毕业后参加工作；若 $\varphi = 0$ ，则表示学生高考失利未考入大学，并在高中毕业后直接参加工作。

基于上述假定，我们考虑家庭选择让子女继续接受高中教育时面临的最优化问题：

$$V_o^{edu}(h_o, \pi, \hat{\pi}) = \max[u(c_o) + \beta \cdot V_y^{child}(h_y^{child}, \pi')] \quad (2.10)$$

$$s.t. \quad c_o + t_{high} + t_{college} = \omega h_o + \omega h_t^{child} \cdot (1 - p_{high} - \varphi \cdot p_{college}) \quad (2.11)$$

$$h_t^{child} = (1 - \varphi)\theta_{high} \cdot \hat{\pi} + \varphi \cdot \theta_{college} \cdot \hat{\pi} \quad (2.12)$$

式(2.11)在考虑学费成本的前提下描述了家庭的预算约束。其中 $t_{high}$ 和 $t_{college}$ 是高中和大学所需的学费， $p_{high}$ 和 $p_{college}$ 是高中教育时长和大学教育时长占这一期总时长（15年）的比例。 $\omega h_t^{child} \cdot (1 - p_{high} - \varphi p_{college})$ 是结束非义务阶段教育后（无论是高中还是大学）子女在该期参加工作所获得的收入。式(2.12)描述了子女人力资本积累的过程，若子女未考取大学（即 $\varphi = 0$ ）， $h_t^{child} = \theta_{high} \cdot \hat{\pi}$ ， $\theta_{high}$ 是高中的学习对于子女人力资本水平相较于义务教育结束时期的提升比例；若子女考取大学（即 $\varphi = 1$ ）， $h_t^{child} = \theta_{college} \cdot \hat{\pi}$ ， $\theta_{college}$ 是高中的学习对于子女人力资本水平相较于义务教育结束时期的提升比例。可见无论是仅接受了高中教育的子女还是顺利进入大学的子女，式(2.12)都能很好地阐述其参加工作时人力资本的水平。

上述四期 OLG 模型向我们刻画了私人教育和高等教育固化收入进而扩大收入不平等的过程。我们假定个体进入大学的概率与高中的教育质量无关，且仅与其少年期期初的人力资本水平 $\hat{\pi}$ 有关，则得以通过高考考取大学的概率是关于子女义务教育后人力资本水平 $\hat{\pi}$ 的增函数。在完成义务教育后，人力资本水平 $\hat{\pi}$ 越高的个体通过接受高中教育考取大学的概率越高。因此，能够进入大学学习积累更多人力资本，从而提高毕业后收入水平的个体往往是那

---

与私人教育在短期内为替代关系，在长期体现为弱互补关系。此外还有研究表明，不同地区、不同教育阶段的政府教育支出，以及不同收入群体的家庭教育投入都会显著影响收入差距的变化。吴强（2011）利用湖北省 1997-2003 年省级教育财政和城镇居民调查构成的面板数据发现，公共教育支出的增加对于私人教育支出起替代作用，其中对于低收入群体的影响尤为显著。

些在幼年期的义务教育阶段表现得更好的个体。这无非有两种可能：个体天生能力强，或是父母收入更多从而愿意进行更多的私人教育支出。换言之，高收入家庭的子女更可能在少年期接受更多的教育，积累更多的人力资本，从而享有更高的收入水平。

我们设定的上述理论模型揭示了中国教育现行存在的问题之一，即在经济发展的过程中，教育在一定程度上成为了固化阶级的途径。尽管由于模型的复杂性，我们无法通过定量的方法计算出最优化的结果以及不同变量对于教育不平等的影响程度，但以上设定仍有助于我们理性地理解教育带来的影响。

### 三、数据、实证估计方法与结果

下面我们尝试对通过理论模型得到的结论进行实证检验。由于教育程度、收入水平和收入不平等间存在相当严重的反向因果，我们很难通过控制实验的方式刻画这些变量之间的单向因果关系。因此我们采用了联立方程模型处理这一问题，考察诸内生变量间的相互影响；同时为了刻画变量的累积影响，我们纳入了分布滞后模型。在对联立方程模型进行估计时，我们采用了三阶段最小二乘法（3SLS）对所有方程进行整体估计，以期对该系统得到更有效率的估计。下面我们逐个介绍我们使用的模型。

分布滞后模型的一般形式是：

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^k \beta_i X_{t-i} + \mu_t \quad (3.1)$$

若直接以(3.1)式估计会导致较为严重的多重共线性问题，我们转而采用 Almon 多项式变换以减少需要估计的参数的个数（杨俊等，2008）。我们假设 $\beta_i$ 可以表示成：

$$\beta_i = \alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_2 i^2 + \dots + \alpha_m i^m \quad (3.2)$$

带入(3.1)式即得：

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha + \sum_{i=0}^k (\alpha_0 + \alpha_1 i + \alpha_2 i^2 + \dots + \alpha_m i^m) X_{t-i} + \mu_t \\ &= \alpha + \alpha_0 (X_t + X_{t-1} + \dots + X_{t-k}) + \dots + \alpha_m (X_{t-1} + 2^m X_{t-2} + \dots + k^m X_{t-k}) + \mu_t \\ &= \alpha + \alpha_0 S_{0t} + \dots + \alpha_m S_{mt} + \mu_t \end{aligned} \quad (3.3)$$

我们可以通过 OLS 对(3.3)式进行回归，再将得到的系数带入(3.2)式，从而可以求得(3.1)式各回归系数的估计值。我们参照收入分配领域的主流论文，并尝试逐级递增，确定了滞后期数 $k = 4$ 和分布滞后项次数 $m = 3$ 。相应地，为了避免滞后4年带来的多重共线性，我们省去了前3年的样本。<sup>5</sup>

模型中联立方程模型的设置包括收入、投资、教育和收入不平等的决定方程（陈钊等，2005）。

收入的决定方程中，我们纳入投资占 GDP 的比重以及人均受教育年限，基于一般的宏观增长模型我们控制了人口增长率，同时控制了经济结构中政府支出占 GDP 的比重，基于中国的国情我们再控制城市化的速度，最后加入表征省份地理位置的哑变量。在投资方程中，我们纳入城乡收入差距的滞后项之和<sup>6</sup>，控制政府支出对投资可能带来的挤出效应，再控制城市化程度以及表征省份地理位置的两个哑变量。在教育方程中，我们纳入了城乡收入差距的滞后项之和，并相应控制城市化水平以及两个哑变量。在收入差距方程中，我们纳入城市

<sup>5</sup> 事实上我们操作的过程是先控制 $k$ ，逐级增加 $m$ ，发现当 $m = 4$ 时，在对(3.3)式回归的过程中，因为过强的多重共线性导致了变量的自动漏出，而在 $m = 3$ 时可以正常得到滞后项，因此我们选定 $m = 3$ 。在此基础上我们尝试不同的 $k$ ，直到呈现显著的结果，经过尝试， $k = 4$ 时符合我们的要求。

<sup>6</sup> 由于缺乏一省内更具体的收入分布，我们很难得到省内的基尼系数等，我们转而通过城乡人均可支配收入之差表征省份内的收入差距。世界银行的报告和魏尚进的研究等检验了这一方法的有效性。

化速度、城市化水平和人均受教育程度，相应控制滞后一期的人均可支配收入以及两个哑变量。

四个方程的具体形式如下：

$$\begin{aligned} incgr &= f^1(gp, igdp, yearsinschool, ggdp, cv, mid, west), \\ igdp &= f^2(INCL, ggdp, cpp, mid, west), \\ yearsinschool &= f^3(INCL, cpp, mid, west), \\ incgap &= f^4(cv, cpp, yearsinschool, inc_1, mid, west). \end{aligned}$$

其中各个变量名的含义见下表所示：

变量名	释义
incgr	人均可支配收入增长率
gp	人口增长率
igdp	投资占 GDP 比重
yearsinschool	人均受教育年限
ggdp	政府支出占 GDP 比重
cv	城市化速度
inc_1	滞后一期的收入水平
mid	表示中部省份的哑变量
west	表示西部省份的哑变量
INCL	城乡收入差距的滞后项之和
cpp	非农人口占总人口的比重
incgap	城镇人口可支配收入与农村人口可支配收入之差

表 3.1 变量名释义

基于这一模型，我们运用 1990-2019 年中国的省际面板数据<sup>7</sup>进行了 3SLS 的回归估计，结果如下表所示：

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	incgr	igdp	yearsinschool	incgap

7 在数据的获得过程中有如下细节值得注意：1、由于早年部分省份并未公布农业常住人口和非农常住人口，我们运用非农户籍和农业户籍人口以代替常住人口进行估计。2、由于大部分省份在 2017-2018 年之后不再统计支出法的 GDP，相应地也就不再统计政府支出和投资的数据，因此我们通过固定资产的变动额近似投资，我们通过在有投资数据的年份比较二者的均值，从而进行了固定比例的调整，最终得到的调整后的投资数据，为了验证这一指标产生方法的有效性，我们在有投资数据的年份比较这一指标与真实的投资数据，发现差距大多在 5%以内，因此我们运用这一指标代替了缺失年份的投资数据。同时我们也运用财政支出的数据代替了支出法核算中的政府支出数据，二者之间的差距在调整之后同样不会对结果产生显著的影响。3、人均受教育年限的数据仅在十年一次的人口普查时有官方的统计，因此我们搜集了一省内 6 岁以上人口的教育情况以及文盲比例，辅以各阶段的受教育时长，计算出人均受教育年限。这一方法可能的问题在于忽略了辍学情形给人均受教育年限带来的影响。虽然各省统计局每年年鉴中公布有辍学率，但我们无法得知辍学的学生是在第几年退出学习，也就无法对这一指标进行可靠的调整。4、城市化速度 cv 以非农人口占总人口的比重 cpp 的增长率计算得到。5、我们数据的总观察值为 930 个，但由于缺失了部分数据（包括但不限于西藏、新疆、宁夏等省份早年的数据可及性较差），且为了防止多重共线性主动删去了部分数据，我们最终用于回归的样本数为 693 个。6、为了使得 INCL 的回归系数落在合理区间内，INCL 以十万为单位。7、数据的主要来源包括各省的统计年鉴、Wind 数据库以及省政府的社会统计公报，个别官方渠道可及性相对较差的数据来自于前瞻数据库。

INCL		0.257*** (5.17)	3.784*** (16.97)	
gp	0.048 (0.22)			
igdp	-0.982*** (-6.84)			
yearsinschool	0.038*** (4.81)			1161.393** (2.42)
ggdp	1.299*** (5.66)	1.456*** (11.30)		
cv	0.596*** (14.62)			4,008.521*** (4.10)
cgp		0.072* (1.61)	3.150*** (15.62)	-7,947.109*** (-4.80)
inc_1				0.718*** (25.26)
mid	0.037*** (3.79)	0.044*** (3.17)	0.171*** (2.99)	931.661*** (4.94)
west	0.068*** (4.30)	0.050*** (2.96)	-0.515*** (-7.44)	3,249.079*** (10.24)
Constant	0.111*** (3.07)	508.758*** (5.17)	7,494.065*** (16.98)	-4.498.296 (1.54)
Observations	693	693	693	693
R-squared	-3.393	0.244	0.754	0.931

\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

表3.2 回归结果

下面我们简单阐述模型回归得到的一部分重要结果：

在上文世代交叠模型中，我们得到的“教育扩大了收入差距”这一重要结论在第四个回归方程中得到了证实，人均受教育年限的增加确实对收入差距有着明确的正向影响。

通过 INSL 的回归系数，我们能够得到收入差距对于人均受教育程度的即期影响和滞后影响。在当期，收入差距对于人均受教育程度影响较大，达到 3.44，此后三年有所波动，分别是 0.312、-0.484、0.229，在第四年波动到 1.625，随后逐渐趋于 0。这意味着从累积影响的角度，收入差距的扩大平均而言会提高人均受教育程度，这可能是由于十分富有的新贵阶层十分重视子女教育，这同样与前文所述的四期 OLG 模型是相一致的。而从即期影响考虑，影响指标波动到负，即收入差距的扩大平均而言会减少人均受教育程度的原因可能是会有更多的低收入家庭面临收入信贷（陈钊等，2005）、不均等的机会等问题，而降低各级学校的入学率并在大约一个受教育阶段之后降低全社会的人均受教育水平。

而纵观回归的四个方程，在以收入水平衡量的经济增长中：人口增长有不显著的正向影响，笔者猜测可能的原因是我国在过去三十年存在的劳动力过剩问题；人均受教育年限的增加对经济增长有着确切的正向影响；政府支出对经济增长也有着明确的正向影响；而投资占比对经济增长有明确的负向影响，这似乎与一部分主流研究相悖，可能的原因在于政府为了



应对 2008 年次贷危机大规模的财政刺激与此后经济的高速复苏为这一回归系数提供了较多的负向增益<sup>8</sup>。在投资方程中：政府支出和城市化速度对于总投资有明确的正向影响，后者与直觉是一致的，而前者意味着挤出效应在我国可能大大弱于带动效应。而从我们核心关心的教育方程中可以发现：西部的教育水平大大弱于中东部；城市化对于教育的推动作用是为明确的。在收入差距方程中：城市化水平与收入差距呈现明确的正相关；而城市化进程有助于减小收入差距；一个较为悲观的结论是经济的发展似乎扩大了收入差距，而这事实上也与我们对过去 30 年的直观印象相一致。

#### 四、结论与讨论

目前本文仍然存在着众多可提升的空间：在分为四期的 OLG 模型中，我们可以进一步引入信贷和储蓄市场，以概率的方式刻画高中毕业的个体能否考入大学，并用动态方式刻画一般均衡下长期教育对收入不平等的影响，我们对模型的系统求解也暂时被搁置；在实证检验的部分我们的数据仍需要进一步完善，一方面提升现有的指标数据质量，另一方面应纳入更多外生变量，在此基础上方能够检验是否存在教育水平提高与收入不平等间的“倒 U”型关系，我们目前也缺失了平稳性检验的部分，无法给出更可靠的结论，事实上近年来联立方程模型在其有效性上也受到了越来越多的质疑，更多学者转而通过结构 VAR 的方式刻画内生性严重的相互影响问题——以上种种由于时间紧张、笔者水平有限，留待日后的进一步讨论。

而基于上文所述的十分初步的理论模型和实证检验，我们仍可以为本研究下一个简短的结论：

我们从博弈模型中知道，在完美信息下家庭总是将抓住机会尽可能为孩子提供更多的教育，直观地，毋需讨论我们便能知道在非完美信息下（即更接近我国当前的现状）不会得到相反的结果，纳什均衡仍将向追求更多教育的方向收敛。而通过世代交叠模型引入家庭在消费、投资子女教育之间的选择后，我们似乎窥见了一个令人担忧的事实，即当前中国的教育成为了收入阶层固化的途径之一。为了对这一结论进行实证的检验，我们设置了联立方程模型并运用 3SLS 处理教育和收入差距这一组内生性严重的变量，同时出于对滞后变量的关心，我们纳入了分布滞后模型，最终一方面成功检验了理论模型得出的结论，另一方面也从反向意义上分析了收入差距对于教育程度的滞后影响，并给出了可能的解释。回归得到的结果中，除了对收入差距和教育相互影响的检验外，我们也欣喜地发现经济增长和收入差距的减小都可以通过城市化得到改善，教育程度的提高对于经济增长也有着确切的正向作用。这意味着在一定的政策空间内，可持续的经济增长、社会公平的进步是可以共同达到的。

仅仅针对于目前本文的研究所暴露出的中国教育存在的诸问题，笔者尝试给出如下的解决方案：

鉴于当前中国教育的发展情况促进了收入阶层固化，而上文分析到，额外的教育例如课外补课是促成中国教育发展失衡的重要原因之一，我们认为政府应当介入并限制课外教育培训行业的无节制扩张。需要注意的是，政府应当着重规范已经体系化、产业化的教育培训行业。上文提及，纳什均衡使得家庭总是追求更多的教育，而更多教育的主要来源就是产业化的课外教培行业，近似于在教育培训行业中的垄断厂商。2020 年，“双减”政策落地，政府对所有的教育培训行业进行“一刀切”式地叫停。体系化、产业化教育培训机构的叫停确实有助于中国教育发展的平衡，进而减缓收入阶层固化的现象。由政府教育支出的公平—效率转换线，我们知道一定范围内对教育公平的提升有利于促进教育效率的提高，而超过某一临界点后，教育公平的提升反而阻碍了教育效率的发展。因此，叫停教育培训行业是否对全社会福利最大化有所裨益，仍是一个待商榷的命题。

---

8 笔者尝试将数据集中 2008-2010 年的政府财政支出数据调低，这一系数的绝对值便有显著的降低。

基于上文回归方程的结论，政府支出和进一步的城市化<sup>9</sup>似乎能够成为促进经济增长、缩小收入差距、推进教育平等的突破口。上文提到，由于我国的挤出效应弱于带动效应，政府支出对经济增长的正向效应大于对私人投资的负面影响，因此我们建议，政府应继续加大投资，尤其是增加对中西部地区等教育发展水平相对落后的教育支出，促进欠发达地区的城市化进程，用投资的扩张带动当地经济发展，带动地方产业。

近些年来，2008 年经济危机、2020 年新冠疫情等外生冲击对我国的经济的发展带来了不利影响，经济颓势带来了教育差距增大和收入固化等问题，在这一背景下，政府投资更应成为我国经济发展的稳定器和推进器。习近平总书记指出：“先把‘蛋糕’做大，然后通过合理的制度安排把‘蛋糕’分好。”事实上我们的研究发现，“蛋糕”做大不仅是合理分配“蛋糕”的必要条件，也是实现更好分配的重要途径。

### 参考文献：

- 白雪梅，2004：《教育与收入不平等：中国的经验研究》，《管理世界》第 6 期。
- 陈斌开、张鹏飞、杨汝岱，2010：《政府教育投入、人力资本投资与中国城乡收入差距》，《管理世界》第 1 期。
- 陈钊、陆铭、金煜，2004：《中国人力资本和教育发展的区域差异：对于面板数据的估算》，《世界经济》第 12 期。
- 陈钊、陆铭、万广华，2005：《因患寡，而患不均——中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响》，《经济研究》第 12 期。
- 邓飞、傅文晓，2020：《新中国 70 年教育不平等的演变轨迹实证研究——基于 CGSS 同期群数据的历史考察》，《教育与经济》第 2 期。
- 赖德胜，1997：《教育扩展与收入不平等》，《经济研究》第 10 期。
- 王晓清、刘东，2012：《教育对区域间城乡收入差距的影响分析》，《经济与管理研究》第 7 期。
- 王艳真、李秀敏，2015：《中国教育扩展、教育不平等与收入分配差距间的相互影响》，《税务与经济》第 6 期。
- 吴强、柳潇、丁文娜，2020：《教育投入影响收入水平及收入差距的异质性效应分析》，《宏观经济研究》第 5 期。
- 吴强，2011：《公共教育财政投入对居民教育支出的影响分析——以湖北省城镇居民为例》，《教育研究》第 1 期。
- 熊广勤、张卫东，2010：《教育与收入分配差距：中国农村的经验研究》，《统计研究》第 11 期。
- 许永洪、萧珍丽、朱建平，2019：《教育缓解了收入分配不平衡吗》，《数理统计与管理》第 4 期。
- 杨大楷、孙敏，2010：《我国政府教育投资对私人教育投资引导作用的实证分析》，《教育与现代化》第 1 期。
- 杨娟、赖德胜、邱牧远，2015：《如何通过教育缓解收入不平等？》，《经济研究》第 9 期。
- 杨俊、黄潇、李晓羽，2008：《教育不平等与收入分配差距：中国的实证分析》，《管理世界》第 1 期。
- 杨俊、黄潇，2010：《教育不平等与收入分配差距的内在作用机制——基于中国省级面板数据的分析》，《公共管理学报》第 3 期。
- Angrist J D, and Krueger A B. , 1991, “Does compulsory school attendance affect schooling and earnings?”, The Quarterly Journal of Economics, 106(4): 979-1014.
- Battiston, D., Garcia-Domenech, C. , and Gasparini, L. , 2014, “Could an increase in education raise income inequality? Evidence for Latin America”, Latin American journal of economics , 51 (1) , 1—39.

---

9 需要指出的是，本文得出的关于城市化的积极结论并不构成对乡村振兴政策的批评，本文所称的城市化均是人口概念，这与加大对乡村的投资并不相矛盾。我们仍然认为乡村振兴是直接促进社会公平相当有效的手段。

Becker, G. S. and B. R. Chiswick, 1966, "Education and the Distribution of Earning", *American Economic Review*, 56, pp.358~369.

Becker G. S. , and Tomes N. , 1979. "An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility", *Journal of Political Economy*, 87(6): 1153-1189.

Bourguignon, F. , and Morrisson, C. (1990). "Income distribution, development and foreign trade: A cross-sectional analysis", *European Economic Review*, 34 (6),1113—1132.

Gregorio, J. D. and Lee, J. W. , 2002, "Education and Income Distribution: New Evidence from Cross- country Data", *Review of Income and Wealth*, 48, pp.395~416.

Jia R, and Li H. , "Just above the exam cutoff score: Elite college admission and wages in China", *Journal of Public Economics*, 2021, 196: 104371.

Peltzman S. , "The effect of government subsidies-in-kind on private expenditures: The case of higher education", *Journal of political Economy*, 1973, 81(1): 1-27.

Sylwester, K. , 2002, "Can education expenditures reduce income inequality?", *Economics of Education Review* , 21(1), 43-52.