

教育收益中的人力资本与信号效应估计

——基于学制改革的证据

管 振 孙志军*

内容提要 教育通过“人力资本积累”还是“信号效应”影响收入，一直是劳动与教育经济学家所关注的问题，但却没有形成统一的结论。本文利用中国劳动力动态调查 2012 年数据，以中国学制改革构建准实验设计，分析了教育收益率中“人力资本积累”和“信号效应”的贡献大小。研究发现，根据样本估计的教育收益率约为 9.5%，其中约 4.0% 来自于“人力资本积累”的贡献，约 5.5% 来自于“信号效应”的贡献。这说明由于信息不完全，在中国劳动力市场上，相对于看不见的“人力资本积累”，教育的“信号效应”占据了更加主导的地位。

关键词 学制改革 人力资本积累 信号效应

一 引言

教育对个人收入有着正向影响已得到绝大多数经验研究的证实，但是教育为什么能够提高收入，却一直存在着争议。其焦点是教育通过人力资本积累还是信号效应来影响收入，这分别对应于人力资本理论和筛选理论。20 世纪 60 年代，舒尔茨、贝克尔和明瑟等人对人力资本理论的创立做了大量的理论分析和经验研究，他们认为教育能够提高劳动生产率（Schultz, 1960；Becker, 1962；Mincer, 1974）。在完全

* 管振，北京师范大学经济与工商管理学院、北京师范大学首都教育经济研究基地，电子邮箱：guanzen0304@163.com；孙志军（通讯作者），北京师范大学经济与工商管理学院、北京师范大学首都教育经济研究基地，电子邮箱：szhijun@bnu.edu.cn。

竞争性市场中,个人的实际工资就等于劳动生产率,因此受过更多的教育就会带来更高的收入。20世纪70年代,西方各国经济发展缓慢,甚至出现停滞。经济学家开始反思教育能否提升劳动生产率和促进经济增长,对人力资本理论提出了质疑,并提出了不同的理论——筛选理论。筛选理论认为教育本身并不能提升劳动生产率,而是通过教育信号把能力高的个体筛选出来(Spence, 1973)。自从筛选理论提出来以后,一大批经济学家进行了经验验证。经典的验证方法有羊皮效应(Layard & Psacharopoulos, 1974; Hungerford & Solon, 1987; Jaeger & Page, 1996; Park, 1999)、筛选组与非筛选组(Peter, 1974; Wolpin, 1977; Psacharopoulos, 1979; Riley, 1979)、雇主学习(Farber & Gibbons, 1996; Altonji & Pierret, 2001; Lange, 2007)和相对位置法(Sakamoto & Chen, 1992; Kroch & Sjoblom, 1994; Johnes, 1998)等^①。这些研究最终也都没有肯定一个理论或者完全否定另一理论。随着研究的深入,经济学家越来越倾向于认为教育同时具有生产功能和信号功能,从而对现实有着更为复杂也更为合理的解释(Riley, 2001; Spence, 2002)。也就是说,真正要关心的问题不仅仅是这种效应或者那种效应的存在,而是这些效应各自存在的程度(Wolpin, 1977)。

我们根据人力资本理论和筛选理论,对中国教育收益率进行分解,一方面丰富了筛选理论的验证方法,另一方面,研究结论能够加深对中国劳动力市场状况的认识。为什么社会存在追求“文凭”现象?为什么劳动者受教育水平的提高没有改善其就业状况?为什么存在着追求各种证书的“考证热”?这些现象的出现可能意味着,教育的信号效应对收入的提高可能有着更大贡献。同时,教育的信号效应仅反映在私人回报率上,而在社会回报率中却未体现(Krueger & Lindahl, 2001)。对此问题的研究,也能更加深入认识中国教育的社会回报率和私人回报率存在差异的原因。

中国的学制改革可以让我们构建一个准实验设计的框架,从而对此问题进行分析。新中国成立后,在“大跃进”和“文化大革命”时期,为了追求培养人才的“速度”,中国实行了以缩短学制为导向的学制改革。“文化大革命”结束后,学制改革趋于缓和,各地学制逐渐稳定和统一,全日制小学入学年龄通常为6~7岁,修业年限为5~6年,初高中一般各3年。随着1986年《中华人民共和国义务教育法》的颁布,小学初中阶段六三学制逐渐成为学制改革的方向,但国内一些地区仍然施行五三学制。学制

^① 李锋亮(2006)、刘泽云(2009)和高曼(2017)进行过详细的梳理和讨论。

改革导致中国现在不同群体间所受到的学制教育差异较大，即便是相近的年龄段，或相同年龄段不同地区，个体接受正规学校教育时的学制也会不同（孙志军、杜育红，2009）。这也为本文的实证研究提供了可能性。

基于对羊皮效应的理解，本文认为当接受不可观测的教育（例如课外培训、学制差异造成的受教育年限增加）时，教育仅存在人力资本积累的作用，但如果接受了可观测的教育（反映在文凭、证书中），则人力资本积累和信号效应同时存在。所以总体来看，教育的人力资本积累效应反映在教育年数的差异上，而信号效应仅反映在文凭的差异上。据此，利用中国学制改革导致的在同一时期六三学制与五三学制并存这一准实验，分离出中国劳动力市场上，教育的人力资本积累和信号效应贡献的大小。基于这一思路，我们利用中国劳动力动态调查（CLDS）2012年数据进行了计量分析。研究发现样本的教育收益率约为9.5%，其中约4.0%来自于人力资本积累的贡献，约5.5%来自于信号效应的贡献。说明在中国劳动力市场上，教育的人力资本积累效应和信号效应并存，且信号效应作用的影响更大。

二 文献综述

筛选理论自提出以后，有大批学者对此理论进行了验证。早期的研究主要是验证“羊皮效应”（也称“文凭效应”）是否存在。Taubman & Wales（1973）提出，根据筛选理论，在劳动力市场上，辍学者比正常毕业生向企业传达更加消极的信号，其教育收益率应该更低；但是根据人力资本理论，这两类人的教育收益率不会有较大的差异。他们发现获得文凭与辍学个体间的教育收益率存在显著差异，支持了筛选理论。Hungerford & Solon（1987）和 Jaeger & Page（1996）的研究也发现，美国高中和大学文凭有显著的信号效应。但是 Layard & Psacharopoulos（1974）研究发现，美国劳动力市场毕业生与肄业生教育收益率相同，得出相反的结果。沈红和张青根（2015）与张青根（2017）借助此方法发现，高中和大学存在显著的文凭效应，而且非公共部门更大。虽然此方法分离出了“文凭”的影响，但是由于辍学生和正常毕业生间存在较大不可观测的异质性，对结论的稳健性产生较大干扰。本文所用的验证方法从广义上讲也是“文凭效应”验证法的一种，但是不同的是本文不是对毕业生和辍学生进行比较分析，而是利用中小学学制不同分离出“文凭效应”。

也有学者利用信号的重要性在不同行业和职位之间的差异进行验证。Riley (1979)、Wolpin (1977) 和 Brown & Sessions (1999) 比较了自我雇佣者和受雇者的教育和工资, 他们认为自我雇佣者不需要通过提高教育程度来向雇主发送信号, 所以这部分群体的教育程度较低, 而且教育对收入影响较小。但是, 相关经验研究结果难以辨明人力资本积累效应和信号效应哪个更重要。类似的研究是利用专业职位匹配来进行验证, Peter (1974) 提出如果教育仅具有信号效应, 那么学生就读的专业将没那么重要, 重要的是个体所获得的学历和文凭, 这样专业职位匹配与不匹配个体间的工资水平不应该存在显著差异。而按照人力资本理论解释, 学生在所学的专业有较高的知识储备, 如果应用到相近的工作岗位中, 生产效率会更高, 从而会得到更高的工资水平。李锋亮和丁小浩 (2005) 利用 2003 年中国的大学毕业生数据研究发现, 无论是专业职位匹配还是专业职位不匹配, 大多数专业对毕业生的起薪影响并不显著, 他们认为筛选理论占主导地位。

也有些研究是利用双胞胎样本来对人力资本理论和筛选理论进行验证。其思想是同卵双胞胎的个体特征、家庭背景以及能力没有较大的差异, 如果把同卵双胞胎样本的教育水平和收入水平相减并利用明瑟收入方程估计教育回报率, 就估计出排除家庭背景和能力干扰的教育回报率。如果根据筛选理论, 在控制了能力差异后, 个体的教育回报率应该比较低; 根据人力资本理论, 在控制了能力差异后, 个体的教育回报率仍然会较高。Ashenfelter & Krueger (1994) 利用美国的双胞胎数据研究发现, 在排除了能力差异后, 教育回报率仍然比较高, 从而支持人力资本理论, 但 Miller et al. (2004) 等人利用澳大利亚双胞胎样本研究结果支持了筛选理论。孙志军 (2014) 利用中国双胞胎样本进行估计, 发现了较低的教育收益率, 也一定程度上支持了信号效应的存在。但是尽管双胞胎样本能够消除个体能力的差异, 回报率中仍然包含“文凭效应”, 此方法仍不能对教育回报率中的人力资本积累和信号效应贡献实现完全分离。

最新的方法有雇主学习和相对位置法等。雇主学习模型最早由 Farber & Gibbons (1996) 提出, 意在研究雇主学习如何影响工人的收入。Altonji & Pierret (2001) 对他们的模型进行简化, 并提出可以检验教育生产功能或信号功能的假设。如果随着雇主对雇员真实情况的了解, 教育对收入的影响减弱, 而天生能力对收入的影响增加, 说明教育具有信号效应。他们发现能力测试成绩对工资的影响随着工作年限的增长而增强, 而教育对工资的影响则随着工作年限的增长而减弱, 支持了信号效应的存在。Lange (2007) 用同样的数据得出类似的结论, 但 Bauer & Haisken-DeNew (2001) 利用

此方法对德国数据进行研究，发现不能支持信号效应的存在。相对教育位置的方法最早由 Kroch & Sjoblom (1994) 提出，其基本思想是在收入方程中同时加入个体受教育年限和相对教育位置变量，前者的回归系数反映教育的人力资本积累效应，后者的回归系数反映信号效应。此方法优点之一是没有预设从人力资本理论和信号效应中选一个作为正确，而否定另一个，如果两个系数都显著为正，则说明教育既有人力资本积累效应又有信号效应。李锋亮等 (2008) 与王骏和刘泽云 (2015) 借助此方法研究都发现，中国的教育具有双重功能。相对位置法能够很好地分离人力资本积累和信号效应，但是由于两个变量在不同的维度，所以仍然不能量化人力资本积累和信号效应的大小。

三 计量模型与数据

(一) 人力资本积累和信号效应的识别

六三和五三学制学生的教育年限差异体现在两个方面。其一，在小学阶段六三学制学生要多受一年教育；其二，在未来，两种学制学生的最高教育水平存在差异。对于前者，这一年教育对收入的影响仅存在人力资本积累效应；而对于后者，由于最高教育程度反映在文凭上，这部分教育差异对收入的影响既存在人力资本积累又存在信号效应。而利用明瑟方程估计的教育收益率通过最高教育程度转化而来，两种效应并存。本文的策略是通过计算出“假设小学一年也存在信号效应，六三学制对收入的影响大小”减去“六三学制实际对收入的影响大小”，得出“小学这一年信号效应缺失而损失的收入”，即为一年教育的信号效应贡献。然后用教育收益率减去这个值，就得到一年教育的人力资本积累贡献。

为此，本文首先估计出相对于五三学制，六三学制对教育年限的影响大小 λ_1 。其有两部分构成：其一来自于六三学制在小学阶段多一年，记为 $\lambda_{11} = 1$ ；其二来自于两种未来受教育程度差异，记为 $\lambda_{12} = \lambda_1 - 1$ 。然后估计出六三学制对收入的影响 λ_2 和教育收益率 λ_3 。为了便于比较，把以上系数汇总分析，结果如表 1 所示。根据前文分析， λ_2 和 λ_3 都包含“人力资本积累”的影响。但是 λ_2 仅包含了部分“信号效应”，因为虽然六三学制影响的将来教育程度存在“信号效应”，但是增加的小学一年教育并不存在。在教育收益率的估计中，“教育年限”通过“最高教育程度”转化而来， λ_3 包含完全的“信号效应”。

通过以上分析， $\lambda_1 * \lambda_3$ 反映的是六三学制与五三学制个体的教育年限差异中，如

果都包含“信号效应”，个体收入会提升多少。 $(\lambda_1 * \lambda_3 - \lambda_2)$ 就反映由于提升的小学一年教育不存在“信号效应”而损失的收入提升，即一年教育的“信号效应”。 $(\lambda_3 - (\lambda_1 * \lambda_3 - \lambda_2))$ 就反映了教育收益率中排除了“信号效应”后，人力资本积累效应的大小。

表1 系数估计结果汇总与比较

系数名称	系数估计值	人力资本积累	信号效应
学制对实际教育年限影响程度	λ_1	—	—
学制对收入水平影响程度	λ_2	√	部分
教育收益率	λ_3	√	√

(二) 计量模型

在估计模型中，考察学制对教育年限和收入水平的影响时，从横向维度来看，可能的内生因素主要是，不同学制可能存在一定的学校质量差异，因为政策决定的学制是非随机分配的，具有地域选择性。为此本文在估计模型中加入了“省份”哑变量、“小学是否在城镇就读”和“初中学校等级”来控制学校质量差异。控制了学校质量之后，不同学制间的学生特征差异应该较小，因为在就近入学的背景下，学生通常对学制有较小的选择性。从纵向维度来看，可能的内生因素主要是，六三学制个体更多分布在较近的时期，他们的年龄更小，教育资源和制度环境等可能更优。由于教育资源和制度环境等通常会正向影响教育获得，如果不消除学制在纵向分布的差异，可能会高估六三学制对教育的正向影响。

由于六三学制个体年龄较小，社会分层和收入水平较低，如果不消除这种分布差异，也可能低估学制对收入的正向影响。为了平衡两个学制在纵向分布的差异，本文在不同“小学入学年份”组下，以“学制”作为被解释变量进行无放回、1比1的倾向得分匹配(PSM)法来筛选样本，这样就保证了各学制在各出生群体有着几乎相同的分布^①。匹配所用到的解释变量包括可能跟学制有关的“性别(男性)”、“年龄”、“小学入学年龄”、“宗教信仰”、“父亲受教育水平”、“小学是否在城镇”、“初中学校等级”和“出生省份”等，然后用匹配成功的样本来估计学制

^① 之所以按照“小学入学年份”而不是“出生年份”等进行分组匹配，主要是因为通常在入读小学而不是出生时确定所受学制教育。

对教育和收入的影响。

首先分析学制对教育获得的影响。我们采用普通最小二乘法（OLS）估计学制对个体实际教育年限的影响，其基本形式为：

$$Edu_i = \alpha_1 + \beta_1 Six_i + X_i \gamma_1 + \mu_i \quad (1)$$

其中， Edu_i 为“实际教育年限”，指的是区分六三和五三学制，按照被访者“最高教育程度”转化而来的教育年限，而后文用到的“测量教育年限”是假设小学和初中学制相同转化而来的教育年限。 Six_i 表示个体接受的是否为六三学制教育， X_i 为控制变量，如被访者“性别”、“年龄”、“小学是否在城镇”、“初中学校等级”、“小学入学年龄”、“宗教信仰”、“父亲受教育水平”和“出生省份”等。 β_1 系数估计值转换成边际效应后，就反映了其他条件不变，六三学制使个体的实际教育年限提升多少。

再来看学制对收入水平的影响。为了估计学制对个体收入水平的影响差异，我们用 OLS 来估计以下基本模型：

$$Y_i = \alpha_2 + \beta_2 Six_i + X_i \gamma_2 + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中 Y_i 为“收入对数”。相对于模型（1），加入了“行业”哑变量以降低估计值方差，另外考虑到收入随年龄有着“倒 U 型”的变化趋势，加入了“年龄平方”项。 β_2 的估计值就反映了其他条件不变，六三学制个体的收入水平比五三学制提升多少。值得注意的是，在此模型中，没有加入“教育年限”变量，因为学制对收入的影响主要是通过其传递的，如果加入到模型会造成过度控制。

最后看教育收益率的估计。考虑到在 OLS 估计中，由于遗漏“能力”等变量，造成教育收益率的有偏估计，参考孙志军和杜育红（2009）、林莞娟和张戈（2015）的做法，本文把“学制”作为教育年限的工具变量（IV）估计教育收益率。选其作为工具变量的理由是：首先，根据孙志军和杜育红（2009）的研究，学制跟教育年限高度相关，满足作为工具变量的相关性假定。其次，学校学制具有政策规定性，个体选择性较小，所以在控制了地理因素后，不同学制的个体差异较小。这样，学制与随机误差项里的“能力”等偏误不相关，满足外生性假定。参考 Angrist & Krueger（1991）的做法，本文采用以下模型进行两阶段最小二乘法（2SLS）估计：

$$Edu_i = \alpha_3 + X_i \gamma_3 + \sum_{i,t} Six_i Year_t \theta_{i,t} + \varphi_i \quad (3)$$

$$Y_i = \alpha_4 + \beta_4 Edu'_i + X_i \gamma_4 + \delta_i \quad (4)$$

其中 $Year_i$ 表示个体“是否在某一年开始入读小学”，其他变量选取与模型(2)相同，则 β_4 就反映了教育收益率的一致估计量。在以往研究中，由于忽略小学和初中阶段学制差异，造成教育年限的测量存在系统误差，进而可能造成教育收益率的估计存在偏差。为此本文分别用“实际教育年限”和“测量教育年限”估计教育收益率，考察忽略学制差异对教育收益率估计值产生的影响。由实际教育年限估计的收益率包含了小学一年教育差异的影响，这一年只存在人力资本积累效应，而测量教育年限反映了完全的信号效应影响，所以预计前者估计的教育收益率更小。这样根据前文分析，以上三个估计模型就可以分离出人力资本积累和信号效应的大小。

(三) 数据来源

本文使用的数据来源于2012年中国劳动力动态调查(CLDS)。其调查对象为家庭户中的全部劳动力(年龄15岁至64岁的家庭成员)。在抽样方法上，采用多阶段、多层次与劳动力规模成比例的概率抽样方法。调查包括被访者的性别、年龄、教育水平和收入等信息，其中对个体教育情况的调查较为详细，询问了个体在某一阶段受教育的开始年份与结束年份，如“被访者小学阶段开始和结束年份”等。

在学制识别上，本文用“小学阶段结束年份减去开始年份”计算出个体小学阶段所读年数，用“初中阶段结束年份减去开始年份”计算出个体初中阶段所读年数。然后以此识别出个体接受的是六三还是五三学制。在研究年龄范围上，问卷调查的年龄最小为16周岁，可能包含在读样本，从而调查的“教育水平”非“最高教育水平”，存在一定的测量偏误。如果把在读样本全都删除，也会存在样本选择偏误，因为删除的都是同样年龄下“潜在受教育水平”相对较高的样本。为此，本文把研究个体的最小年龄定为23岁(一般认为大学毕业的年龄)。从前文的学制历史变迁中发现，“文化大革命”结束前，学制变化较大，估计结果受不可观测的随机干扰因素影响较大，影响结果的稳健性。1976年“文化大革命”结束后，教育体制开始全面整顿，按照小学准入年龄为6岁推算，最早受影响的群体应该是1970年后出生的个体，故本文选择最大的研究年龄为42岁。

根据模型设定和数据情况，本文选取的变量与定义如表2所示。在删除空缺值后，得到总样本2393个。另外在研究不同学制对收入的影响时，选择有工作的样本进行研究，删除工资为零的样本和收入方程的空缺值后，得到工作样本量1452个。

表 2 变量定义

变量名	定义
实际教育年限	根据小学 5 年或 6 年、初高中各 3 年、大专 3 年、本科 4 年、研究生 3 年、博士 4 年转化而来
测量教育年限	根据小学 6 年、初高中各 3 年、大专 3 年、本科 4 年、研究生 3 年、博士 4 年转化而来
工作年限	2012 - 小学入学年份 - 受教育年限
收入对数	工资收入对数
六三学制	接受的是六三还是五三学制教育，前者定义为 1，后者为 0
男性	男性还是女性，男性定义为 1，女性定义为 0
年龄	年龄
小学入学年份	在哪一年开始入读小学
小学入学年龄	小学入学年份 - 出生年份
宗教信仰	是否有宗教信仰，是为 1，否为 0
父亲受教育年限	根据小学 6 年、初高中各 3 年、大专 3 年、本科 4 年、研究生 3 年、博士 4 年转化而来
小学在城镇	小学是位于城镇地区还是农村地区，前者定义为 1，后者为 0
初中学校等级	初中学校等级，共 4 级，分别为省市重点、区镇重点、非重点和不分重点
省份	出生地所在的省份
行业	根据《国民经济行业分类 2011》标准，共 20 门类

资料来源：根据中国劳动力动态调查（CLDS）2012 年样本数据整理得到。

变量描述性统计见表 3。可以看到，在全部样本中，高中完成率为 55.0%，高等教育完成率为 29.1%，而在工作样本中，这两个指标都高于总样本，从侧面说明工作样本的个体受教育水平偏高于不工作的样本。在全部样本和工作样本中，接受六三学制的个体分别占到了 65.0% 和 69.6%，高于接受五三学制教育的个体。

表 3 变量描述性统计

变量名	全部样本		工作样本	
	均值	标准差	均值	标准差
高中及以上	0.550	0.498	0.681	0.466
高等教育	0.291	0.454	0.403	0.491
实际教育年限	11.367	2.973	12.224	3.000
测量教育年限	11.717	2.855	12.525	2.903
工作年限	—	—	13.132	6.546

续表

变量名	全部样本		工作样本	
	均值	标准差	均值	标准差
六三学制	0.650	0.477	0.699	0.459
男性	0.475	0.499	0.546	0.498
年龄	32.796	5.553	32.558	5.559
小学入学年龄	7.233	1.015	7.202	0.993
宗教信仰	0.168	0.374	0.128	0.334
父亲受教育年限	8.145	3.836	8.675	3.877
小学在城镇	0.278	0.448	0.348	0.477
初中学校等级				
省市重点	0.098	0.298	0.127	0.333
区镇重点	0.128	0.334	0.121	0.326
非重点	0.399	0.490	0.409	0.492
不分重点	0.375	0.484	0.343	0.475
收入对数	—	—	10.220	0.675

资料来源：根据中国劳动力动态调查（CLDS）2012年样本数据计算得到。

为了考察匹配后，是否很好地平衡学制纵向分布差异，本文对变量分别在匹配前后，按照学制分组进行t检验，结果如表4所示。匹配后，学制间的教育获得差异变小，但收入水平差异却变大。根据前文分析，这主要是因为六三学制更多分布在近期，年龄较小且面临的宏观环境更好。另外发现，匹配前五三学制个体的平均年龄比六三学制大了约2.8岁，差异在0.01的水平上显著，但是匹配后平均年龄差只有约0.2岁，而且差异不再显著。这在一定程度上说明按照“小学入学年份”分组匹配后，很好地平衡了学制的纵向分布差异。

表4 匹配前后按学制分组进行t检验结果

变量名	匹配前			匹配后		
	五三学制	六三学制	差值	五三学制	六三学制	差值
高中及以上	0.439	0.610	-0.171***	0.446	0.549	-0.103***
高等教育	0.200	0.340	-0.140***	0.197	0.292	-0.095***
实际教育年限	10.063	12.069	-2.006***	10.050	11.711	-1.661***
收入水平	10.151	10.249	-0.098**	10.146	10.288	-0.142***
年龄	34.647	31.798	2.849***	33.569	33.360	0.209

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

资料来源：根据中国劳动力动态调查（CLDS）2012年样本数据计算得到。

四 计量分析结果

（一）学制对教育获得的影响

六三学制更能提高个体实际教育年限。表 5 前两列报告了不同学制对个体实际教育年限影响的回归结果。可以发现，平衡了学制的纵向分布差异后，“六三学制”的系数变得更小，说明存在的学制纵向分布差异高估了六三学制对教育的正向影响。主要是因为六三学制更多分布在较近时期，教育资源和制度环境（例如教师学历提升和扩招）更优，而这些对个体教育获得产生积极影响，所以平衡了这种分布差异后，六三学制系数相应变小。总体看来，六三学制使个体的实际教育年限提升约 1.389 年，即除了小学多一年教育之外，还增加未来教育约 0.389 年。孙志军和杜育红（2009）的研究得到类似的结论，他们发现接受六年制小学教育的个体完成初中概率比五年制高约 5.9%。

表 5 学制对教育年限和收入的影响回归结果

变量	实际教育年限		收入对数	
	OLS	PSM + OLS	OLS	PSM + OLS
六三学制	1.459 *** (0.126)	1.389 *** (0.141)	0.054 (0.035)	0.077 ** (0.038)
男性	0.190 * (0.100)	0.227 * (0.137)	0.333 *** (0.035)	0.386 *** (0.033)
年龄	-0.045 *** (0.010)	-0.038 *** (0.014)	0.140 *** (0.048)	0.215 *** (0.080)
年龄平方	—	—	-0.002 *** (0.001)	-0.003 *** (0.001)
小学入学年龄	-0.155 *** (0.053)	-0.107 (0.070)	-0.031 (0.020)	-0.028 (0.029)
宗教信仰	-0.548 *** (0.153)	-0.498 ** (0.195)	-0.055 (0.043)	-0.064 (0.077)
父亲受教育年限	0.166 *** (0.014)	0.185 *** (0.019)	0.022 *** (0.004)	0.025 *** (0.005)
小学在城镇	1.727 *** (0.134)	1.640 *** (0.191)	0.168 *** (0.043)	0.229 *** (0.065)

续表

变量	实际教育年限		收入对数	
	OLS	PSM + OLS	OLS	PSM + OLS
初中学校等级 (省市重点为对照组)				
区镇重点	-0.959 *** (0.228)	-1.021 *** (0.329)	-0.177 ** (0.073)	-0.184 * (0.104)
非重点	-1.056 *** (0.189)	-0.880 *** (0.280)	-0.209 *** (0.063)	-0.128 (0.120)
不分重点	-1.159 *** (0.192)	-0.999 *** (0.282)	-0.197 *** (0.059)	-0.153 (0.097)
常数项	14.308 *** (0.721)	13.970 *** (1.040)	7.670 *** (0.790)	6.516 *** (1.387)
省份效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	未控制	未控制	控制	控制
样本量	2,393	1,238	1,452	691
R ²	0.345	0.331	0.271	0.341

注：括号内为标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

资料来源：根据中国劳动力动态调查（CLDS）2012 年样本数据计算得到。

（二）学制对收入水平的影响

六三学制下的个体收入水平更高。表 5 后两列报告了不同学制对个体收入水平影响的回归结果。平衡了学制的纵向分布差异后，“六三学制”的回归系数由不显著变得显著，而且更大。主要是因为六三学制分布更近，年龄也更小，社会分层和平均收入水平相对较低，会抵消部分六三学制对收入的正向影响。平衡了学制的纵向分布差异后，两部分群体年龄相当，反映出真实的六三学制对收入的正向影响。总体来看，六三学制使个体的收入提升约 7.7%。

（三）教育收益率估计结果

表 6 报告了教育收益率的估计结果。发现使用“实际教育年限”和“测量教育年限”估计教育收益率，无论是采用 OLS 方法还是 2SLS 方法，两者的估计值相差不大。说明在以往的研究中，由于忽略学制差异而造成的教育年限测量偏误，不会对教育收益率的估计值有较大影响。同时也发现，消除了“内生性”后，教育收益率的估计值略微变小，说明“能力”等遗漏变量的存在，使得 OLS 估计高估了教

育收益率。另外也发现，实际教育年限估计的收益率略小于测量教育年限估计的回报率，跟前面分析预期一致，主要由于实际教育年限估计的收益率中，有部分未包含信号效应。考虑到本文所使用的教育收益率估计值要反映完全的“信号效应”，选取利用“测量教育年限”估计的结果（9.5%）作为本文所使用的教育收益率，因为使用“实际教育年限”估计的结果可能受到小学一年教育影响的干扰而低估了“信号效应”。

表 6 教育收益率估计结果

收入对数	OLS	2SLS	OLS	2SLS
实际教育年限	0.099 *** (0.007)	0.093 *** (0.007)	—	—
测量教育年限	—	—	0.101 *** (0.007)	0.095 *** (0.007)
男性	0.311 *** (0.031)	0.312 *** (0.030)	0.312 *** (0.031)	0.313 *** (0.030)
工作年限	0.059 *** (0.009)	0.058 *** (0.009)	0.060 *** (0.009)	0.059 *** (0.009)
工作年限平方	-0.002 *** (0.000)	-0.002 *** (0.000)	-0.002 *** (0.000)	-0.002 *** (0.000)
小学入学年龄	-0.007 (0.016)	-0.008 (0.015)	-0.010 (0.016)	-0.011 (0.015)
宗教信仰	-0.021 (0.047)	-0.024 (0.046)	-0.023 (0.047)	-0.026 (0.046)
父亲受教育年限	0.010 ** (0.004)	0.010 ** (0.004)	0.010 ** (0.004)	0.010 ** (0.004)
小学在城镇	0.073 * (0.039)	0.081 ** (0.038)	0.082 ** (0.038)	0.089 ** (0.038)
初中学校等级 (省市重点为对照组)				
区镇重点	-0.102 (0.064)	-0.105 * (0.063)	-0.100 (0.064)	-0.103 * (0.063)
非重点	-0.144 *** (0.051)	-0.147 *** (0.050)	-0.141 *** (0.051)	-0.144 *** (0.050)

续表

收入对数	OLS	2SLS	OLS	2SLS
不分重点	-0.135 *** (0.052)	-0.139 *** (0.051)	-0.139 *** (0.052)	-0.142 *** (0.051)
常数项	8.335 *** (0.227)	8.439 *** (0.225)	8.321 *** (0.226)	8.420 *** (0.225)
省份效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1452	1452	1452	1452
R ²	0.369	0.368	0.370	0.370

注：括号内为标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

资料来源：根据中国劳动力动态调查（CLDS）2012 年样本数据计算得到。

（四）人力资本积累和信号效应计算

由于六三学制个体在小学多受的一年教育对收入的影响中不存在“信号效应”，六三学制对收入水平的提升额没有利用教育收益率计算的大。如果按照教育收益率计算，六三学制对收入的提升应为 13.2%（由 $1.389 \times 9.5\%$ 计算而来），但实际只有 7.7%。主要因为在教育收益率估计中，“教育年限”根据“最高教育程度”转化而来，既反映了“人力资本积累”的差别，又反映了“学历”差别。但是六三学制提高的教育年限有一年发生在小学，只存在“人力资本积累”，不存在“信号效应”。两者相减（ $13.2\% - 7.7\% = 5.5\%$ ）表示由于小学这一年教育不存在“信号效应”而损失的收入提升，即一年教育的“信号效应”大小。用教育收益率去减（ $9.5\% - 5.5\% = 4.0\%$ ），就反映了教育收益率中排除了“信号效应”后人力资本积累效应的大小。

总结以上结果，多一年教育对收入的影响中的“信号效应”贡献为 5.5%，但是“人力资本积累”贡献只有 4%。这说明中国劳动力市场上，教育的“信号作用”占据更加主导地位。

五 研究结论

本文利用中国劳动力动态调查（CLDS）2012 年数据，以中国学制改革为准实验，研究了中国教育收益率中人力资本积累和信号效应贡献大小。主要得到以下结论：

首先，在中国劳动力市场上，教育既存在人力资本积累又存在信号效应。分别来看，9.5%的教育回报率中，约4%来自于人力资本积累的贡献，约5.5%来自于信号效应的贡献。跟李锋亮等（2008）研究结果类似，他们发现个体每多受1年的绝对量的学校教育，其收入可以显著增加约4.4%。

其次，相对于五三学制，六三学制更加能够提升个体的教育获得和收入水平。教育和收入不仅是衡量个人成就的重要指标，而且是衡量国家发展和国民素质的重要指标。此实证结果在一定程度上说明，六三学制对个人和国家的发展有着更加积极的影响。另外，由于存在“能力”等遗漏变量，OLS估计略微高估了教育收益率。此外，由于忽略了学制差异，教育年限的测量存在系统性误差，但是本文的回归结果发现，这种偏差对教育收益率的估计不会产生较大的影响。因此，以往的文献直接利用“最高受教育程度”转化“教育年限”不存在较大问题。

当然，本文的研究还存在一些不足。首先，在学制的识别上，尽管能够做到对个体义务教育阶段学制的精确识别，然而由于留级（或跳级）的个体存在，使样本不可避免地存在测量误差。其次，文章能够做此计算和比较，需要满足两个假设条件：一是教育对“人力资本积累”的影响是线性的，即无论中小学还是大学一年教育的“人力资本积累”效应是一样的；二是初中以后，每一阶段教育的“信号效应”跟本阶段的教育年数成正比。

参考文献：

- 高曼(2017)，《教育筛选理论研究的新进展》，《教育经济评论》第3期，第111-128页。
- 李锋亮(2006)，《教育的信息功能与生产功能：一个筛选理论实证检验方法的文献综述》，《中国劳动经济学》第2期，第153-183页。
- 李锋亮、W. John Morgan、陈晓宇(2008)，《绝对教育年限与相对教育位置的收入效应——对教育生产功能和信号功能的检验》，《中国人口科学》第1期，第67-73页。
- 李锋亮、丁小浩(2005)，《学用结合状况对毕业生起薪的影响》，《北京大学教育评论》第4期，第50-54页。
- 林莞娟、张戈(2015)，《教育的代际流动：来自中国学制改革的证据》，《北京师范大

- 学学报(社会科学版)》第2期,第118-129页。
- 刘泽云(2009),《筛选理论的经验验证:方法与结论》,《比较教育研究》第1期,第27-32页。
- 沈红、张青根(2015),《我国个人教育收益中文凭效应的计量分析》,《教育与经济》第1期,第29-36页。
- 孙志军(2014),《基于双胞胎数据的教育收益率估计》,《经济学(季刊)》第3期,第1001-1020页。
- 孙志军、杜育红(2009),《学制改革对农村居民教育水平与收入的影响——来自广西融安县的调查》,《中国人口科学》第4期,第100-110页。
- 王骏、刘泽云(2015),《教育:提升人力资本还是发送信号》,《教育与经济》第4期,第30-37页。
- 张青根(2017),《教育信号价值在公共部门更高吗?——基于文凭效应法的实证分析》,《教育与经济》第5期,第27-36页。
- Altonji, Joseph & Charles Pierret (2001). Employer Learning and Statistical Discrimination. *The Quarterly Journal of Economics*, 116 (1), 313-350.
- Angrist, Joshua & Alan Krueger (1991). Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings? *The Quarterly Journal of Economics*, 106 (4), 979-1014.
- Ashenfelter, Orley & Alan Krueger (1994). Estimates of the Economic Return to Schooling for a New Sample of Twins. *The American Economic Review*, 84 (5), 1157-1173.
- Bauer, Thomas & John Haisken-DeNew (2001). Employer Learning and the Returns to Schooling. *Labour Economics*, 8 (2), 161-180.
- Becker, Gary (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*, 70 (5), 9-49.
- Brown, Sarah & John Sessions (1999). Education and Employment Status: A Test of the Strong Screening Hypothesis in Italy. *Economics of Education Review*, 18 (4), 397-404.
- Farber, Henry & Robert Gibbons (1996). Learning and Wage Dynamics. *The Quarterly Journal of Economics*, 111 (4), 1007-1047.
- Hungerford, Thomas & Gary Solon (1987). Sheepskin Effects in the Returns to Education. *The Review of Economics and Statistics*, 69 (1), 175-177.
- Jaeger, David & Marianne Page (1996). Degrees Matter: New Evidence on Sheepskin Effects

- in the Returns to Education. *The Review of Economics and Statistics*, 78 (4), 733 – 740.
- Johnes, Geraint (1998). Human Capital versus Sorting: New Data and a New Test. *Applied Economics Letters*, 5 (2), 665 – 667.
- Kroch, Eugene & Kriss Sjoblom (1994). Schooling as Human Capital or a Signal: Some Evidence. *Journal of Human Resources*, 29 (1), 156 – 180.
- Krueger, Alan & Mikael Lindahl (2001). Education for Growth: Why and For Whom? *Journal of Economic Literature*, 39 (4), 1101 – 1136.
- Lange, Fabian (2007). The Speed of Employer Learning. *Journal of Labor Economics*, 25 (1), 1 – 35.
- Layard, Richard & George Psacharopoulos (1974). The Screening Hypothesis and the Returns to Education. *Journal of Political Economy*, 82 (5), 985 – 998.
- Miller, Paul, Charles Mulvey & Nick Martin (2004). A Test of the Sorting Model of Education in Australia. *Economics of Education Review*, 23 (5), 473 – 482.
- Mincer, Jacob (1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press.
- Park, Jin (1999). Estimation of Sheepskin Effects Using the Old and the New Measures of Educational Attainment in the Current Population Survey. *Economics Letters*, 62 (2), 237 – 240.
- Peter, Wiles (1974). The Correlation between Education and Earnings: The External-Test-Not-Content Hypothesis (ETNC). *Higher Education*, 3 (1), 43 – 57.
- Psacharopoulos, George (1979). On the Weak versus the Strong Version of the Screening Hypothesis. *Economics Letters*, 4 (2), 181 – 185.
- Riley, John (1979). Testing the Educational Screening Hypothesis. *Journal of Political Economy*, 87 (5), 227 – 252.
- Riley, John (2001). Silver Signals: Twenty-Five Years of Screening and Signaling. *Journal of Economic Literature*, 39 (2), 432 – 478.
- Sakamoto, Arthur & Meichu Chen (1992). The Effect of Schooling on Income in Japan. *Population Research and Policy Review*, 11, 217 – 232.
- Schultz, Theodore (1960). Capital Formation by Capital. *Journal of Political Economy*, 68 (6), 571 – 571.

- Spence, Michael (1973). Job Market Signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87 (3), 355 – 374.
- Spence, Michael (2002). Signaling in Retrospect and the Informational Structure of Markets. *The American Economic Review*, 92 (3), 434 – 459.
- Taubman, Paul & Terence Wales (1973). Higher Education, Mental Ability and Screening. *Journal of Political Economy*, 81 (1), 28 – 55.
- Wolpin, Kenneth (1977). Education and Screening. *The American Economic Review*, 67 (5), 949 – 958.

Estimation of Human Capital and Signaling Effect in the Return to Education: Evidence from School System Reform

Guan Zhen^{1,2} & Sun Zhijun^{1,2}

(Business School, Beijing Normal University¹;

Capital Institute for Economics of Education, Beijing Normal University²)

Abstract: Whether education influences income through “human capital accumulation” or “signaling effect” has always been the concern of labor and education economists, but there is no unified conclusion. Based on the data of China Labor-force Dynamic Survey (CLDS) in 2012, this paper analyzes the contribution of “human capital accumulation” and “signaling effect” in the rate of return on education with the quasi experimental design of China’s school system reform. It is found that the estimated return on education based on the sample is about 9.5 percent, of which about 4.0 percent comes from the contribution of “human capital accumulation” and 5.5 percent from the contribution of “signaling effect”. This shows that due to incomplete information, the “signaling effect” of education occupies a more dominant position in China’s labor market than the invisible “accumulation of human capital” .

Keywords: school system reform, human capital accumulation, signaling effect

JEL Classification: J24, I26, I28

(责任编辑: 周晓光)