

# 人力资本测度与国际比较<sup>\*</sup>

陆明涛 刘 澍

**【摘 要】**在 Mincer 收入决定方程的基础上,文章提出将各国本科及以上学历受教育程度劳动者与无工作经验的本科毕业生的相对生产率作为其人力资本存量总数的估计。文章将运用微观计量方法和美国当代人口调查(CPS)数据得到各受教育程度劳动者的工作经验—相对生产率曲线与 Barro-Lee 国际教育人口比较数据库数据进行匹配,计算得出各国(或地区)1950~2010 年人力资本存量总数。结果显示,美国、印度、俄罗斯、中国、日本分别为人力资本总量最大的 5 个国家,中国人均人力资本排名为第 108 位(共 145 个国家和地区);采用中国第六次人口普查数据和美国 2014 年当代人口调查数据进行更为细致的比较发现,中国的人力资本总数仅为美国的 29.46%。因此,中国人力资本亟待提高。

**【关键词】**人力资本 工作经验—相对生产率曲线 国际比较数据库

**【作 者】**陆明涛 中国社会科学院金融研究所,博士后;刘 澍 中国社会科学院研究生院经济系,博士研究生。

中国经济增长正处在结构性减速的关键时刻,经济增长必须由粗放式增长转型为内涵式增长已成为经济学家的共识,而内涵式增长的一个关键因素在于人力资本是否能够满足需求。因此,对中国人力资本的规模进行客观测度,比较中国与世界其他国家的人力资本发展水平,对了解中国国情国力,调整产业结构,具有重要意义。根据《新帕尔格雷夫经济学大辞典》最新定义,人力资本是人们所拥有的技能与生产性知识的存量(Rosen, 2008)。根据这一定义,最常用的人力资本测度方法有教育年限法、终身收入法、教育投入法等。由于这些方法存在各种不同的问题,如教育年限法忽略了培训和工作经验对人力资本的促进作用,终身收入法未考虑其他经济变量影响的条件下难以获得对劳动者未来工资的准确估计和变化预测,各国教育投入结构、定价机制差异、数据可得性限制和数据质量问题使教育投入法难以得到较为客观的测度(王德劲, 2008),因此,构建一个国家或地区间客观可比的人力资

<sup>\*</sup> 本文为国家社科基金重大项目“加快经济结构调整与促进经济自主协调发展研究”(编号:12ZD084)的阶段性成果。

本测度方法,是人力资本国际比较研究的重要课题。

## 一、人力资本测度的理论与假说

### (一) 人力资本、生产率和工资

我们开展人力资本研究是由于仅考虑资本和劳动两个要素变量难以解释各国经济发展水平和增长差异(Acemoglu, 2009)。若将不涉及知识技能、在所有人之间无差异的劳动定义为简单劳动,而将技能劳动者因其知识、技能和经验带来的更高生产率定义为人力资本,同时将中、低技能劳动者全部视为简单劳动者,将大学及以上劳动者视为人力资本拥有者(Eicher, 1996)。则在这一定义的基础上,可以对人力资本的内涵进行分解和测度。在完全竞争的劳动市场中,劳动工资反映了劳动对于产出的全部贡献,工资差异可以作为人力资本的代理变量。理论和实证文献表明,受教育程度和工作经验是解释工资差异最重要的两个变量,人力资本的内涵及其对经济增长的影响机制如图1所示。

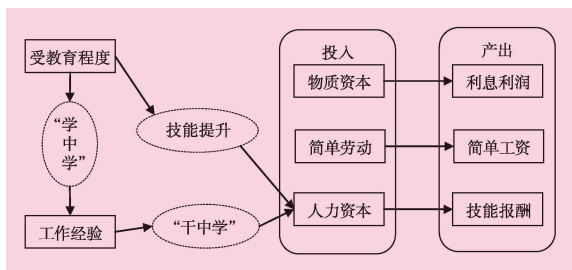


图1 增长核算框架下的人力资本形成与工资决定机制

更高的受教育程度往往会带来技能提升,这是教育的直接功能性目的,也是绝大多数用教育度量人力资本的逻辑出发点。工作经验通过“干中学”的方式提升劳动生产率(Arrow, 1962),但除了终身收入法,其他人力资本测度方法对这一机制并没有刻画。此外,教育和工作经验之间还存在“学中学”或“学会学”的机制(Stiglitz,

1987),其含义为学习能力的提升带来更快的生产率提升。从教育的功能性目的来看,高等教育具有显著的“学中学”作用,即让受教育者能够更快找到提升自己生产率的方式。无疑,虽然这一机制尚未得到学者的重视,但对理解人力资本的内涵和测度而言至关重要。

### (二) 柯布一道格拉斯生产函数下的人力资本

在图1的基础上,本文参照Mankiw等(1992)所采用的柯布一道格拉斯生产函数,将经济产出过程表示为:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^\beta H_t^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

其中, $Y$ 、 $A$ 、 $K$ 、 $L$ 、 $H$ 分别为产出、全要素生产率、资本、简单劳动和人力资本, $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $1-\alpha-\beta$ 分别为资本、简单劳动和人力资本的产出弹性。若将简单劳动的工资记为 $w$ ,人力资本的报酬记为 $v$ ,则在完全竞争的劳动市场中,资本、简单劳动和人力资本的报酬水平由各自的边际产出决定,即:

$$r_t = \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} = \alpha \frac{Y_t}{K_t} = \alpha A_t K_t^{\alpha-1} L_t^\beta H_t^{1-\alpha-\beta} \quad (2)$$

$$w_t = \frac{\partial Y_t}{\partial L_t} = \beta \frac{Y_t}{L_t} = \beta A_t K_t^\alpha L_t^{\beta-1} H_t^{1-\alpha-\beta} \quad (3)$$

$$v_t = \frac{\partial Y_t}{\partial H_t} = (1 - \alpha - \beta) \frac{Y_t}{H_t} = (1 - \alpha - \beta) A_t K_t^\alpha L_t^\beta H_t^{-\alpha - \beta} \quad (4)$$

根据式(3)、式(4),简单劳动工资和人力资本报酬之间存在以下关系:

$$\frac{v_t}{w_t} = \frac{1 - \alpha - \beta}{\beta} \frac{L_t}{H_t} \quad (5)$$

由式(5)可以看出,在区分简单劳动和人力资本后,由于两种劳动的边际产出及报酬的决定方程和增长趋势完全不同,人力资本与简单劳动的报酬水平之比取决于二者规模之比的倒数和产出弹性之比的乘积,因此在二者规模增长率不确定的条件下, Jones (2014)、姚洋和崔静远(2015)将人力资本单位化为非技能劳动者,其换算标准无疑会受到各国劳动人口的数量和人力资本总数的影响,很难得到稳健可比的统一标准。

### (三) 相对生产率与标准人力资本

根据图 1,人力资本或劳动生产率主要由受教育程度和工作经验决定,本文将具有相同受教育程度和相同经验的人力资本视为一种类型,选择其中一种作为标准人力资本,记该种人力资本报酬水平为  $v_0$ ,第  $i$  种类型人力资本报酬为  $v_i$ ,则第  $i$  种类型人力资本拥有者相对于标准人力资本的生产率倍数(相对生产率)为:

$$\varphi_i = \frac{v_i}{v_0} \quad (6)$$

根据式(6),可将任意  $i$  类型人力资本换算为  $\varphi_i$  个单位的标准人力资本。Mincer 方程对  $v_i$  给出的工资决定方程为:

$$\log v_i = c_0 + c_1 \cdot s_i + c_2 \cdot x_i + c_3 \cdot x_i^2 + \varepsilon_i \quad (7)$$

其中,  $s_i$  为受教育年限,  $x_i$  为工作经验,加入二次项表示因人力资本过时等原因造成的下降趋势。式(7)存在的问题是,如果将受教育年限作为一个变量纳入分析方程,实际上是假定工作经验对不同受教育年限劳动者工资的贡献相同,并没有考虑“学中学”机制。为了证实式(7)的这一缺陷,本文提出假说 1:工作经验对于不同受教育年限劳动者工资水平的贡献是不同的。

若假说 1 成立,则可以对不同受教育程度  $s$  类型的劳动者分别进行回归,式(7)变为:

$$\log v_{s,i} = c_0 + c_1 \cdot x_i + c_2 \cdot x_i^2 + \varepsilon_i \quad (8)$$

式(8)直接假定了工作经验与收入之间的二次线性关系。但 Murphy 等(1990)证明,式(7)得到的估计结果与现实数据并不相符,低估了 30%~50%的早期工资增长率,高估了 20%~50%的中期工资增长率。要获得更为细致的刻画,在样本允许的条件下,应对受教育程度为  $s$  类型的劳动者分别进行回归(Lagakos 等,2012),即:

$$\log v_{s,i} = c_0 + \sum_{i=1}^n c_i D_i^x + \varepsilon_i \quad (9)$$

其中,  $D_i^x$  为劳动者  $i$  是否具有  $x$  年工作经验的虚拟变量。通过微观计量回归得到式(9)

系数的估计后,再通过式(6)计算可以得到*i*型人力资本拥有者的相对生产率 $\varphi_i$ 的测度。在竞争性劳动市场的假定下,若 $c_i>0, i=1, \dots, n$ 成立,则式(9)刻画了一种个人生产率随着经验的积累而逐渐提升的现象。从现实生活看,工作经验对拥有不同受教育程度劳动者的生产率有不同程度的提高作用,受教育程度较高的劳动者会因工作经验积累较快而获得更高的工资,受教育程度较低的劳动者因工作经验带来的生产率提升效应相对较低。这一感受与受过高等教育的劳动者大都从事具有更强积累性质工作这一典型事实有关,因此,本文提出假说2:相对于其他劳动者,拥有更高教育程度的劳动者的经验—收入曲线更为陡峭。

若假说2成立,则受过高等教育的劳动者根据式(6)计算的相对生产率的提升效果要大于其他劳动者,这意味着较高受教育程度劳动者更容易积累人力资本,则我们可选择某一高等教育层次作为标准人力资本单位。

(四) 人力资本的加总与比较

在通过式(9)和式(6)得到任意类型人力资本拥有者的相对生产率 $\varphi_i$ 的估计后,已将所有类型人力资本折算为标准人力资本,则根据拥有各类型人力资本的劳动者数量,可以得到特定时期的人力资本之和。即:

$$H_t = \sum_{i=1}^n H_{i,t} = H_0 \sum_{i=1}^n \varphi_i n_{i,t} \tag{10}$$

其中, $H_{i,t}$ 表示*t*期*i*类人力资本的总量, $n_{i,t}$ 表示该类人力资本的劳动者数量, $H_0$ 表示标准人力资本(可单位化为1)。

由于式(10)的计算结果为标准人力资本的数量,这一测度的单位在各个年度之间标准稳定不变,不依赖于任何其他经济变量,容易进行横向或纵向比较,因此,该方法相对于终身收入法而言具有更稳健、更一致的优势。同时,受教育程度与工作经验对生产率提升都得到反映,有助于解释不同劳动者之间生产率(即人力资本)的差异,与教育年限法和教育投入法相比更具微观基础,更贴近人力资本的理论内涵。

(五) 时间效应和队列效应

微观实证学者在使用较长时间跨度数据分析消费者收入和其他经济行为时,往往在式(7)的基础上根据 Deaton(1997)提出的方法先进行年龄效应、时间效应和队列效应的分解,以分别反映生产技术进步等对整体工资水平的影响和老年人经验优势的削弱效应(魏下海等,2012)。结合前面的分析,式(9)已能充分反映年龄效应,因此,本文将重点放在时间效应和队列效应上。由式(4)可知,时间效应实际上反映的是技术进步 $A_t$ 及其他生产要素规模的相对变化带来的效果,而队列效应则反映了技术进步对各出生队列所造成的差异化影响。由于处理时间效应与队列效应需要复杂的条件和运算程序,我们希望在分析中排除这两种效应。为此,本文引入假说3:在平衡增长的卡尔多事实条件下,时间效应和队列效应不显著。

在宏观分析中,由于很难将时间效应和队列效应区分开来,本文这里统一将其称之为

人力资本的总生产率变化,即单位人力资本产出水平  $Y/H$  的增长率变化  $g_Y-g_H$ 。若平衡增长的卡尔多事实要求各要素资本产出弹性不变、资本存量增速不变和资本产出比不变(Kaldor, 1961),根据劳动收入的时间效应和队列效应的定义(Deaton, 1997),可推导出人力资本总生产率不变,即  $g_Y-g_H=0$  的条件。

本文沿用式(1)的生产函数,假定产出  $Y$ 、全要素生产率  $A$ 、物质资本  $K$ 、人力资本  $H$  的增长率分别为  $g_Y$ 、 $g_A$ 、 $g_K$ 、 $g_H$ ,简单劳动  $L$  的增长率为 0,根据卡尔多事实,资本产出比保持不变,则:

$$g_K = \frac{1}{1-\alpha} g_A + \frac{1-\alpha-\beta}{1-\alpha} g_H \quad (11)$$

由式(1),产出与人力资本的比例  $Y/H$  的增长率给定为:

$$g_Y - g_H = g_A + \alpha g_K - (\alpha + \beta) g_H \quad (12)$$

将式(11)代入式(12),可得:

$$g_Y - g_H = \frac{1}{1-\alpha} (g_A - \beta g_H) \quad (13)$$

若式(13)等于 0,则意味着经济中并不存在总生产率变化。虽然从理论上说式(13)很难保持 0 的水平,但采用现实数据进行校准则很容易发现,式(13)的结果往往非常接近于 0<sup>①</sup>,因而在数据观测中很有可能得到的结果是,在符合卡尔多的发达国家中时间效应和队列效应并不显著。本文后续将采用微观数据对假说 3 进行检验,若各年度各水平人力资本对工作经验的贡献率没有显著差异,则可用式(9)对全社会数据进行回归。

在上述分析中,卡尔多事实条件是时间效应和队列效应可以排除的关键假设,如果经济不服从卡尔多事实,则时间效应和队列效应将非常显著,魏下海等(2012)证实了时间效应和队列效应在中国居民收入决定中的重要影响。因此,除非采用复杂的分析方法得到时间效应和队列效应的准确估计(Deaton, 1997),否则采用微观数据估计得到的不同国家不同时期的估计结果很难保证其准确性和可比性。而 Blisard(2001)指出,即便采用 Deaton(1997)的方法,也需要将时期—年龄—队列组成的三维结构运用单位化等方法降为二维结构,故这种做法的精确性值得怀疑。因此,对处于结构变迁中的发展中国家,不宜采用微观计量方法对式(9)进行估计,必须选择其他的处理方法。

### (六) 人力资本国际比较的标杆选择

由于各国存在不同程度的行业管制使人力资本报酬定价机制发生扭曲,而数据可得性与时间效应和队列效应使对各国微观数据进行逐个分析变得不可能。因此,本文只能选用

① 即使假定存在正的劳动增长率,采用现实数据进行校准计算也能得到人力资本总生产率基本不变的结论。如 Mankiw 等(1992)估计出了非产油国、百万以上人口规模国家和 OECD 国家的 3 种要素产出弹性;Feenstra 等(2013)给出了各国资本、人口和人力资本全部数据;本文通过式(13)或类似方法证实在卡尔多事实成立的发达国家中人力资本总生产率基本不变的结论。



一个最接近完全竞争市场、拥有长期大量数据和满足卡尔多事实的国家作为标杆,将采用该国数据对式(9)进行回归得到的相对生产率作为各国折算的统一标准。这一做法虽然过于简化,但从理论和现实角度具有一定的合理性。

首先,式(6)表明,即使发展中国家与发达国家在各层次高等教育上都存在一定的质量差异,但如果这种差异在各层次教育中大致相同,且其通过学习效应对工作经验—相对生产率曲线的影响也大致相同,则式(6)的除法运算将大幅消除这种质量差异。其次,目前并没有能够精确反映各国相同类型人力资本的相对生产率的数据。Wößmann(2003)已证实教育投入对各国学生表现差异并无解释力;美国也不存在足以反映世界各国教育质量的移民数据库。因此,采用标杆国家的相对生产率作为统一折算标准,是在现有条件下开展探索性研究的第一步。再次,采用标杆国家的相对生产率估计,可以理解为既定教育程度和工作年限条件下人力资本的潜力或最大可能取值,为人力资本配置效率等分析留下空间。

根据经合组织(OECD)劳动市场观测报告,美国劳动流动性接近100%,远高于欧洲国家的40%~60%,这表明美国劳动市场比较接近理想中的完全竞争市场(OECD, 2015),且第二次世界大战后美国经济遵循典型的卡尔多事实(Acemoglu, 2009)。基于上述原因,美国作为平衡增长和自由竞争的典型经济,可以视为分析的标杆国家。本文将根据美国微观数据求解出受教育程度—工作经验—相对生产率曲线,作为各国各年度各教育层次相对生产率的度量。

## 二、数据处理与假设检验

### (一) 美国当代人口调查(CPS)微观数据概述

为了测度美国各类型劳动者的相对生产率,选择美国CPS(Current Population Survey)为本文主要使用的微观数据。我们从美国明尼苏达人口中心IPUMS网站上下载了CPS调查的有关字段,样本观测期为1962~2015年,有效样本近850万个,每年样本数7万至20万不等,能满足本研究需要。本文将教育汇总为小学及以下、中学、社区大学(含1~3年大学及副学士Associate's Degree项目)、本科或学士(含4年大学及学士学位项目)、硕士(含5年及以上大学、硕士学位及专业学位项目)、博士6个层次,并用年龄减去入学年龄(6岁)及受教育年限作为工作经验的估计。采用美国相应年度CPI数据将个人工资转换为不变价格的实际工资。

### (二) 时间效应和队列效应检验

本文首先采用队列分析方法,将所有劳动者按照出生年份归总为每5年一组,求出每组在每个年龄段的平均实际工资水平,得到年龄—工资的队列分析图(见图2)。图2显示,美国各队列劳动人口年龄—收入曲线在劳动年龄期内(65岁以前)高度重合,这表明美国各出生队列基本上遵循同样的工资增长态势,这与魏下海等(2012)所得到的中国情形不同。因此,时间效应和队列效应可以排除,假说3得到证实。从图2可以看出,劳动者的收入增长主要发生在30岁之前,30岁之后则进入一个漫长的平台期,这种曲线形状表明,采用二

次函数来进行拟合可能并不符合现实。

为了排除队列效应和时间效应,本文采用式(7)对美国各年度各类受教育程度劳动者的收入进行回归,比较截距和工作经验一次项的回归系数在各年度中是否存在显著差异(见图3)。

从图3可以看出,除了工作经验一次项和二次项在20世纪70年代有一定程度的波动外,美国本科及以上劳动者的收入—工作经验回归方程的截距、工作经验一次项和二次项基本上保持平稳状态,但本科以下劳动者的工作经验一次项和二次项系数在长期有较大幅度的上升或下降趋势。本科及以上劳动者的回归系数长期保持稳定的统计结果为证实假说3提供了事实依据,因此可以在分析中排除时间效应和队列效应。如果采用Mulligan等(1997)提出的将人力资本全部转换为大学本科以下劳动者,则必须考虑时间效应和队列效应,否则会产生误差。另外,接受过高等教育的和没有接受过高等教育的劳动者之间系数差异明显,表明工作经验对工资的贡献在不同受教育程度劳动者之间有显著差异,这为证实假说1提供了基本的事实基础。

（三）高等教育劳动者相对于其他劳动者的经验积累差异

为了进一步证实假说1,本文根据式(7)所计算出的美国各年度各类受教育程度劳动者的工作经验—工资关系,采用式(6)将其换算为相对于无工作经验本科毕业生相对生产率,从而绘出各年度各教育程度劳动者的工作经验—相对生产率曲线示意图(见图4)。为了图像更清晰,图4仅给出了2015年的各教育程度劳动者的曲线,但从上述分析可知,各年度并没有太大差异。从图4可以看出,受教育程度较高劳动者的工作经验—相对生产率曲线越陡峭。假说2得到证实。这表明,只用高等教育劳动者的相对生产率作为人力资本的度量,具有统计上的合理性。

对比图2和图4可以看出,采用式(7)得到的工作经验—相对生产率(即相对工资)并没有客观反映相对生产率与工作经验之间的关系,这或许是姚洋、崔静远(2015)得出中年人人力资本相对较低研究结论的原因。因此,为了得到更为准确的估计,需要将工作经验作为虚拟变量,采用式(9)进行回归。

三、人力资本测算结果

（一）工作经验—相对生产率曲线的微观估计

根据上述分析,可以不用考虑时间效应和队列效应,直接对各类受教育程度的劳动者

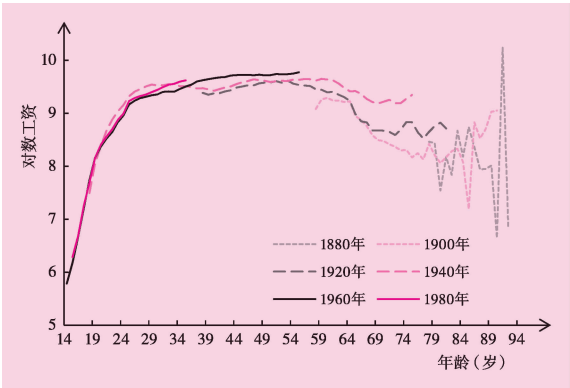


图2 美国各出生队列劳动人口年龄—收入曲线比较  
注:根据US CPS数据和美国劳工局的CPI数据进行了调整。

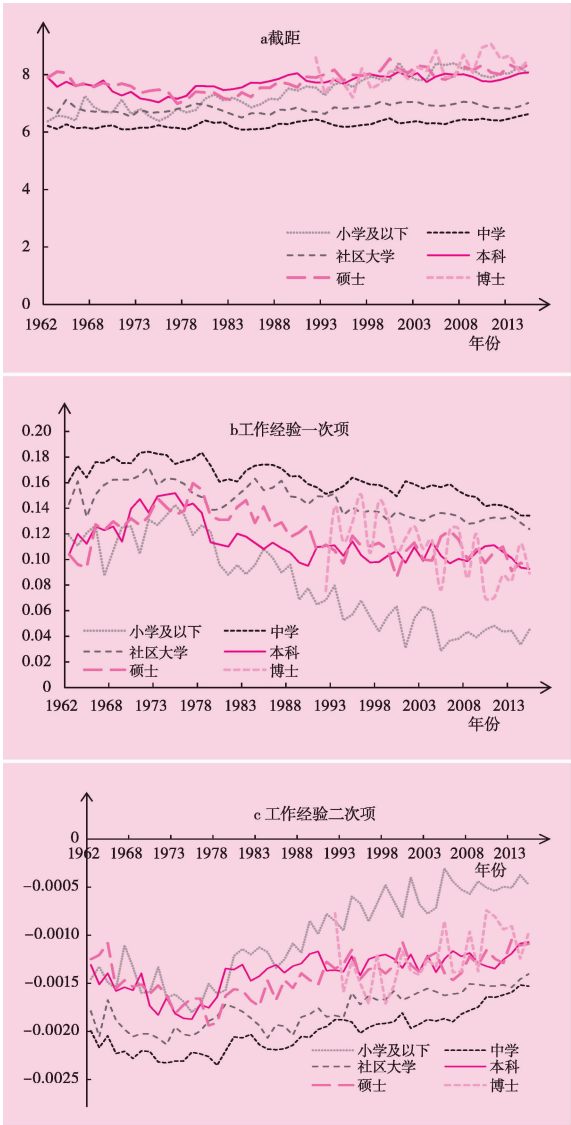


图3 1962~2015年美国各受教育程度劳动者  
工作经验回归系数比较

注:根据US CPS数据测算。1963年CPS未进行调查,故无数据。

试图得到中国本科及以上劳动者的工作经验—相对生产率曲线的估计。本文对中国健康与营养调查(CHNS)2008、中国家庭收入调查(CHIP)2011和中国综合社会调查(CGSS)2010、2012、2013年的数据进行截面回归,以尽可能降低时间效应和队列效应对数据的影响。根据式(6)将计算结果转化成工作经验—相对生产率曲线,以便与美国数据进行比较(见图6)。

从图6可以看出,由于每个数据库中大学或大专以上样本量较少,仅为1200~1500个,

样本采用式(9)进行混合回归。本文将工作经验转换为50个虚拟变量,分别表示是否有0~49年工作经验,并分别选择本科、硕士、博士人群进行回归,作为对比,也对小学及以下、中学、社区大学等进行回归,通过计算得到各教育层次劳动者的工作经验—相对生产率曲线(见图5)。从图5可以看出,各教育层次劳动者的相对生产率起点存在较大差异,但各教育层次劳动者的相对生产率差异更多是由工作经验—相对生产率曲线的斜率变化差异决定的,因此,石庆焱、李伟(2014)以受教育年限总和作为人力资本的测度会低估更高层次教育带来的相对生产率提升,从而低估人力资本的数量。同时,各教育层次劳动者的收入随着工作经验的积累都有一定程度的提高,但本科及以上各层次劳动者的工作经验—相对生产率曲线切线的斜率更大,假说2再次得到证实。对比图4和图5可以看出,二者的曲线形状有较大差异,分年虚拟变量的方法更细致因而更接近现实,二次项的方法估计得到的工作经验—收入或年龄—收入曲线高估了收入变化幅度。

## (二) 经验—相对生产率曲线的中美比较

为了说明采用美国微观数据估算其他国家的合理性及其局限,本文采用类似的测算方法,以中国的微观数据进行分析,



使得分析结果有较大波动。若剔除这些波动,仍可以看出,对绝大多数样本而言,中国大学毕业生的工作经验—相对生产率曲线具有与美国大学毕业生类似的上升态势。CHNS 数据的结果有较大波动,但相对生产率曲线的形态并不明显;CHIP 数据波动较小,但曲线水平明显低于其他估计结果;CGSS 3 次调查的数据也有较大区别,2011 和 2013 年的数据结果比较接近,相对生产率表现出较为稳定的随工作经验逐渐上升的态势。考虑到各个调查的研究目的和抽样方法的不同,本文认为 CGSS 的数据结果可能更加准确,因此将 3 个年度的 CGSS 数据取平均值,得到一条新的经验—相对生产率曲线,将其与美国估计结果进行比较发现,中国劳动者的工作经验—相对生产率曲线形态与美国比较接近,但略低于美国水平。

对于图 6 显示的中美两国大学本科生工作经验—相对生产率曲线的差异,可以从教育质量、劳动市场配置效率等多个角度去理解。从教育质量角度看,中国高等教育与美国仍存在一定的差距,但这种差距难以量化。从劳动市场配置效率看,中国人力资本最集中的科教文卫部门实行的事业单位制度可能压低了人力资本报酬(张车伟、薛欣欣,2008),也可能同时使人力资本的生产率降低(中国经济增长前沿课题组,2014)。David 等(2014)研究认为,中国相对于美国的资源配置低效使 GDP 降低了 10%~14%,与图 6 显示的中美劳动者工作经验—相对生产率曲线差异非常接近。因此,若将各国相对生产率曲线相对于美国可能存在的差异理解为

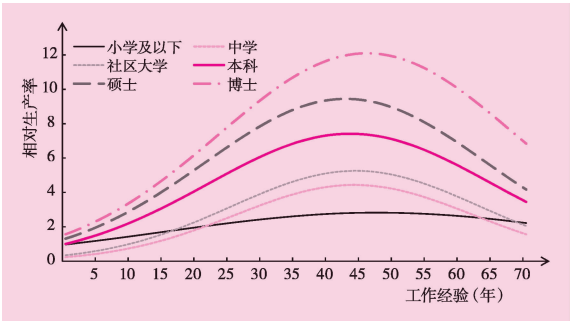


图 4 2015 年美国各教育程度劳动者工作经验—相对生产率曲线

注:(1)相对生产率计算时以无工作经验本科毕业生为单位 1。(2)根据 US CPS 数据测算。

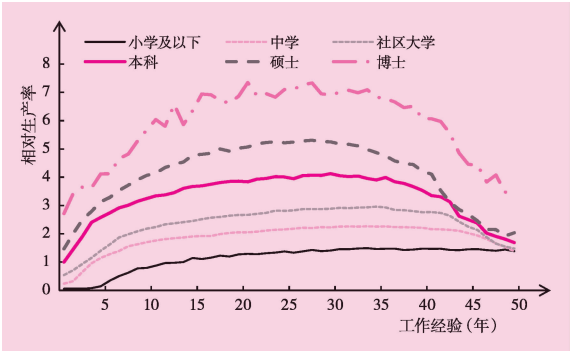


图 5 美国各教育程度劳动者工作经验—相对生产率曲线

注:同图 4。

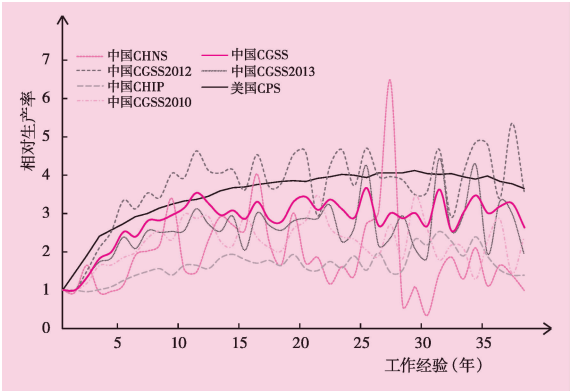


图 6 中美两国大学本科生工作经验—相对生产率曲线估计结果比较

注:(1)相对生产率计算时以无工作经验本科毕业生为单位 1。(2)根据 US CPS、CHNS2011、CHIP2008、CGSS2010、CGSS2012、CGSS2013 数据计算。

人力资本配置效率的差异,且将美国相对生产率曲线理解为消除配置低效所能达到的理想值或潜力水平,则直接采用美国的工作经验—相对生产率曲线计算其他各国人力资本总额是符合研究需要的。

### (三) 基于 Barro-Lee 数据库的各国人力资本的计算与比较

Barro-Lee 数据库提供了各国 1950~2010 年 5 年间距的分年龄组(每 5 年一组)各教育层次劳动者人数,但没有硕士和博士的数据(Barro 等,2013)。本研究采用该数据库的高等教育完成人数,作为人力资本计算的人口数量数据。由于获得硕士和博士学位人口比例较低,不会造成严重扭曲。为了反映劳动参与率的年龄变化,本文根据国际劳工组织发布的 KILM v8.0 数据库中美国各年龄段劳动者劳动参与率数据,将 30~59 岁人口的劳动参与率设定为 100%,将 20~24、25~29、60~64、65~69、70~74 岁和 75 岁及以上人口的劳动参与率分别设定为 80%、90%、50%、20%、10%和 0,以反映高等教育者接受教育和延迟退休的可能性。根据式(10),将图 5 计算得到的各年龄—相对生产率与对应年龄人数进行匹配加总。

根据上述分析和数据处理,本文计算得出部分国家和地区 1950~2010 年每个 5 年段的人力资本总额(见表),从表中可以看出,美国、印度、俄罗斯、中国、日本分别为人力资本总量最大的 5 个国家,美国、俄罗斯和日本在人口和教育程度两方面都位居世界前列。值得注意的是,2010 年时中国的人口总数远高于印度,但中国的人力资本总量仅为印度的 56%,美国的 36%。由于人力资本总量的测算结果与人口总数高度相关,因此本文采用 Barro-Lee 数据中提供的 15 岁以上人口数,计算出人均人力资本,用于衡量人力资本的相对水平。人均人力资本量最高的 5 个国家分别为韩国、爱尔兰、新加坡、美国、加拿大,而中国排名为第 108 位(共 145 个国家和地区)。显然,中国的高等教育水平与其他国家相比较为落后。

为了进一步评估计算得到的人力资本测度,本文将人均人力资本与用 15 岁以上人口数计算的人均 GDP 对数和劳均服务业增加值对数绘制成散点图(见图 7)。从图 7 可以看出,人力资本与人均 GDP 对数及劳均服务业增加值对数之间存在紧密的相关性,中国人均 GDP 和服务业劳均增加值与人力资本一样处于较低水平。根据经济增长理论、人力资本作为一种新型生产要素,对 GDP 增长有明显的促进作用,对于发展现代服务业发展也至关重要,因此,对中国而言,通过快速发展教育以积累人力资本的同时,随着 GDP 增长不断增加教育投入,是实现未来经济平稳快速增长良性循环的关键。

值得注意的是,韩国、俄罗斯、蒙古国有着远高于人均 GDP 对应的人力资本水平,其原因主要是俄罗斯、蒙古国存在较为严重的制度和结构性问题,计划经济转型、法治不健全、腐败等问题制约着资源配置效率,而一直以来过于重视重工业部门,造成人力资本密集型的服务业特别是现代服务业难以得到足够发展,从而使人力资本不能充分发挥对经济增长的促进作用。事实上,这些国家大都存在智力外流问题。另一个值得注意的是,韩国作为人均人力资本最高的国家,无论是人均 GDP 还是劳均服务业增加值,都远低于按照世界平均水平外推得到的结果。韩国与中国同属具有崇尚教育的儒家文化圈和东亚模式的典范代

表 部分国家或地区人力资本估计结果

国家或地区	人力资本总量(无工作经验本科毕业生)				人均人力资本总量(H/L)			
	1950 年	1980 年	2010 年	2010 年排名	1950 年	1980 年	2010 年	2010 年排名
阿根廷	281045	2023629	1973037	58	23.59	103.67	64.61	107
澳大利亚	1050574	3481054	10017466	23	173.94	318.28	578.28	12
巴基斯坦	268569	1767532	13343399	19	11.71	38.96	118.61	90
波兰	663249	2486090	11726709	20	37.84	92.26	358.49	38
丹麦	158711	796670	2240315	55	50.43	196.42	496.19	20
德国	2699601	8289094	28600644	7	51.40	129.89	399.41	34
俄罗斯	2510522	18969215	80452307	3	34.19	174.82	678.99	8
法国	828681	4679699	15179788	17	25.63	111.75	300.77	45
韩国	228698	3654140	39608132	6	20.79	145.22	969.17	1
荷兰	139732	1890253	6911557	29	19.54	172.01	503.68	18
加拿大	1219841	7203682	20488254	13	126.28	380.30	724.17	5
马来西亚	40868	129267	2735434	49	11.31	15.48	141.07	84
美国	22248506	82493883	189197839	1	193.10	460.83	757.82	4
蒙古国	12593	234027	1074193	73	28.56	247.39	529.42	17
孟加拉国	121016	807609	7433787	27	4.64	17.23	71.76	102
秘鲁	166287	1784692	8213386	25	37.30	177.37	389.48	36
墨西哥	392954	3127218	26451307	9	24.42	84.43	324.11	42
南非	70466	57676	307200	104	8.39	3.38	9.38	141
尼日尔	1833	11406	130984	117	1.25	3.57	15.59	136
挪威	48201	420615	1549983	64	19.54	132.23	401.65	32
日本	2406408	21449429	65715456	5	44.58	240.21	593.12	11
瑞典	403415	1628903	3492997	44	75.12	243.77	454.52	24
泰国	64343	1837521	14195117	18	5.67	65.49	273.45	53
土耳其	182920	1410013	10244627	22	14.20	51.09	181.19	74
乌干达	599	26127	614551	89	0.21	4.04	36.04	117
乌克兰	1173859	7063522	26005992	10	43.26	179.60	680.43	7
新加坡	11457	115065	3190858	45	18.81	65.30	824.09	3
以色列	135270	861556	3607904	42	157.29	342.57	677.16	9
意大利	798010	2966297	10813115	21	22.99	67.62	215.36	66
印度	2395768	15019901	122822882	2	10.97	35.48	148.14	82
印度尼西亚	27743	726010	21993583	12	0.57	8.12	127.41	85
爱尔兰	114921	308112	2943878	46	54.44	130.56	834.91	2
英国	988891	6962686	22655941	11	25.56	158.50	450.63	25
越南	98429	481650	6897008	30	5.27	15.60	104.31	94
中国	1286261	10328503	68786142	4	3.49	16.03	63.07	108
中国台湾	227489	1176773	4460709	34	50.27	97.32	234.34	60

注：根据 Barro-Lee 数据库和国际劳工组织发布的 KILM v8.0 数据库数据计算。

表,较高的人力资本并未带来更高的人均 GDP 和现代服务业的发展,这对中国研究促进人力资本积累以推动经济发展具有重要的价值。由于韩国并非转型国家,市场制度、法治环境

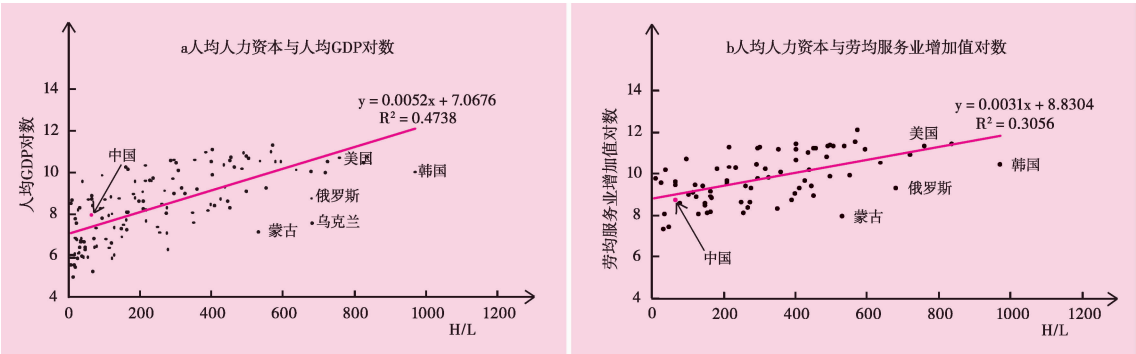


图 7 各国或地区 2010 年劳均人力资本与产出散点图

注：人口数、人力资本基于 Barro-Lee 数据的测算；GDP 和服务业增加值来自世界发展指数(WDI)；人均人力资本 = 本文计算得到的人力资本总数 ÷ 15 岁以上人口数。

等相对完善，因此这或许意味着人力资本对经济增长的促进作用还取决于许多其他因素，如产业结构、对外开放等。这也为研究人力资本提出了更多重要的研究课题。

（四）中美人力资本总量的进一步比较

为了充分利用之前计算得到的各教育层次相对生产率的估计结果，本文利用中国第六次人口普查的数据对中国人力资本进行进一步计算，并采用美国 2014 年人口调查(CPS)的教育一年龄数据作为与中国人力资本计算结果的比较<sup>①</sup>。

根据两国统计口径对各教育层次进行归类，可以得到各年龄组分教育程度人口比例（见图 8）。从图 8 可以看出，美国成人受教育程度占比较高的是高中、社区大学和本科人口，受教育年限在 9 年以内的人口比例为 5%左右，而中国比例最高的是初中学历人口，这表明中国相对于美国的教育还有很大提升空间。就本文所关心的本科及以上人力资本而言，美国的本科及以上学历劳动者占比在成人年龄组中最高达到近 40%，而中国最高才达到近 30%，而且最高比例在 20~24 岁组。中国分年龄本科及以上人口比例曲线表明，近年来的高校扩招带来了较快的人力资本增长，这也意味着若未考虑这一增长率，则测算结果将会有较大误差。

根据上述计算的数据，本文采用之前估算得到的经验—相对生产率曲线，对图 8 计算的中国和美国各年龄组—教育—人口数据进行匹配加总，得到中美两国人力资本总量。本文的计算结果表明，中国人力资本总量为 11 328 万（单位为标准人力资本），比之前直接按照 Barro-Lee 数据计算的结果提升了将近 1 倍。而美国的人力资本总量为 38 446 万，比直接按照 Barro-Lee 数据计算的结果提升了 1 倍多。从总量看，中国仅为美国的 29.46%，低于根据 Barro-Lee 数据库计算的 36.36%。这是由于美国具有大批硕士及以上学历的劳动者，根

① 中国六普数据口径包括在读学生，但中国高等教育的毕业率非常高，因此本文选择美国 2014 年的数据作为比较，统计口径上的一些差异不会对研究结论造成太大影响。



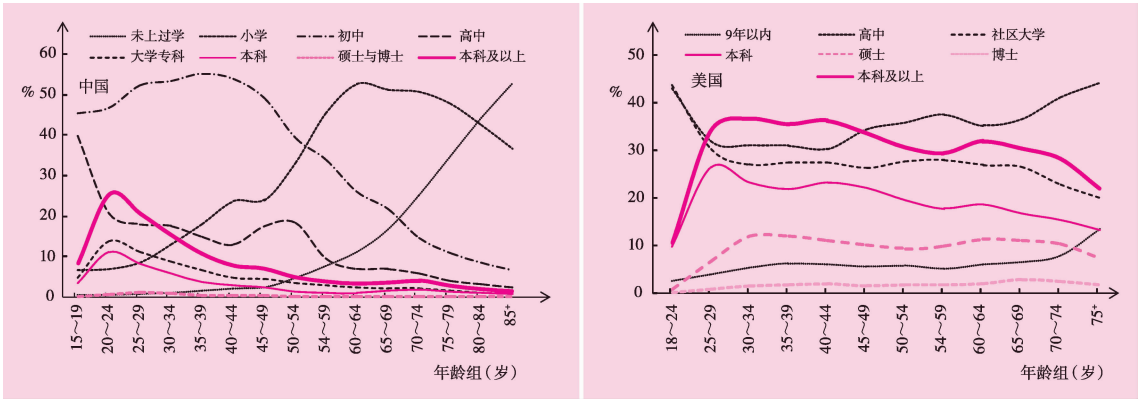


图 8 中美各年龄段人口受教育程度比例

资料来源：中国数据来自国家统计局 2010 年第六次全国人口普查；美国数据来自美国普查局 CPS2014 统计数据。

据学历的修正使美国数据提升得更多。

中美两国人力资本总量的比较结果表明，中国的人力资本还有巨大的提升潜力。从中国各层次教育人口结构数据可以看出，20~29 岁年龄段高等教育水平迅速提高，随着时间的推移，中国持续的高等教育大众化趋势和青年不断积累的工作经验，将使中美两国人力资本的差异逐渐缩小。可以预料，未来中国将迎来人力资本的快速增长时期，人力资本将有机会成为未来中国经济增长的新推动力。

综上所述，通过将人力资本与简单劳动从广义劳动中分离出来，有助于理解人力资本相对于简单劳动对于经济增长和产业结构变迁的影响，也有助于理解收入分配、消费者收入等问题的微观机制。因此，采用稳健、可比的人力资本—生产率标准，将人力资本进行定量测度，在理论和实证研究中都具有重要的意义。囿于数据可得性和质量的影响，本文将美国数据得到的工作经验—相对生产率推广到世界各国比较分析，是对这一问题的初步尝试。若进一步考虑各国人力资本质量和配置效率等对教育—相对生产率转换效率的影响差异，则本文估计得到的发展中国家人力资本总量会有所下降；若能得到更为详细的教育程度—年龄—人口数据，则各国人力资本的估计将可能更为准确。这些改进将取决于未来数据的可得性。

参考文献：

1. 石庆焱、李伟(2014):《教育年限总和法人力资本测算——基于 2010 年全国人口普查数据的修订结果》，《中国人口科学》，第 3 期。
2. 王德劲(2008):《基于成本方法的中国人力资本估算》，《统计与信息论坛》，第 1 期。
3. 魏下海等(2012):《人口年龄分布与中国居民劳动收入变动研究》，《中国人口科学》，第 3 期。
4. 姚洋、崔静远(2015):《中国人力资本的测算研究》，《中国人口科学》，第 1 期。
5. 张车伟、薛欣欣(2008):《国有部门与非国有部门工资差异及人力资本贡献》，《经济研究》，第 4 期。

6. 中国经济增长前沿课题组(2014):《中国经济增长的低效率冲击与减速治理》,《经济研究》,第12期。
7. Acemoglu, D. (2009), *Introduction to Modern Economic Growth*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
8. Arrow, K. J. (1962), The Economic Implications of Learning by Doing. *The Review of Economic Studies*. 29(3), 155-173.
9. Barro, R. J., and Lee, J. (2013), A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010. *Journal of Development Economics*. 104(C), 184-198.
10. Blisard, N. (2001), Income and Food Expenditures Decomposed by Cohort, Age, and Time Effects, *USDA Technical Bulletin*, Washington, DC: United States Department of Agriculture. No.1896.
11. David, J. M., Hopenhayn, H. A., and Venkateswaran, V. (2014), Information, Misallocation and Aggregate Productivity. NBER Working Papers No.20340. Cambridge, MA: The National Bureau of Economic Research.
12. Deaton, A. (1997), *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. Washington, DC: World Bank Publications.
13. Eicher, T. S. (1996), Interaction Between Endogenous Human Capital and Technological Change. *The Review of Economic Studies*. 63(1), 127-144.
14. Feenstra, R. C., Inklaar, R., and Timmer, M. (2013), The Next Generation of the Penn World Table. NBER Working Papers No.19255, Cambridge, MA: The National Bureau of Economic Research.
15. Jones, B. F. (2014), The Human Capital Stock: A Generalized Approach. *American Economic Review*. 104(11), 3752-3777.
16. Kaldor, N. (1961), Capital Accumulation and Economic Growth. in Lutz, F. A., and Hague, D. C. (eds.). *The Theory of Capital*. New York, NY: St. Martins Press, 177-222.
17. Lagakos, D., Moll, B., Porzio, T., Qian, N., and Schoellman, T. (2012), Experience Matters: Human Capital and Development Accounting. NBER Working Papers No.18602. Cambridge, MA: The National Bureau of Economic Research.
18. Mankiw, N. G., Romer, D., and Weil, D. N. (1992), A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*. 107(2), 407-437.
19. Mulligan, C. B., and Sala-i-Martin, X. (1997), A Labor income-based measure of the Value of Human Capital: An Application to the States of the United States. *Japan and the World Economy*. 9(2), 159-191.
20. Murphy, K. M., and Welch, F. (1990), Empirical Age-Earnings Profiles. *Journal of Labor Economics*. 8(2), 202-229.
21. OECD (2015), *OECD Employment Outlook 2015*. Paris, France: OECD Publishing, 2015.
22. Rosen, S. (2008), Human Capital, in Durlauf, S. N., and Blume, L. E. (eds.). *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Basingstoke: Palgrave Macmillan.
23. Stiglitz, J. E. (1987), Learning to Learn, Localized Learning and Technological Progress, in Dasgupta, P. and Stoneman, P. (eds.). *Economic Policy and Technological Performance*. Cambridge University Press, 125-153.
24. Wößmann, L. (2003), Schooling Resources, Educational Institutions and Student Performance: The International Evidence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 65(2), 117-170.

(责任编辑:朱 萍)