

# 中国教育分布与地区经济增长差异

——基于 29 省(市)2000—2011 年数据分析

王鑫

**【摘要】**基于 29 省(市)2000—2011 年的基础数据,对中国教育分布及其与经济增长的关系进行实证研究。结果表明:从总体上看,教育基尼系数存在逐年下降的趋势,教育分布日趋平等;中国教育分布与经济增长存在倒“U”型关系。分地区研究发现,中西部地区的经济增长更多地依赖物质资本,而东部地区则更多地依赖人力资本。因此,中西部地区应大力发展基础教育,缩小教育分布差距以实现人力资本与实物资本的有效匹配,从而避免实物资本积累回报率的大幅下降;东部地区由于已经具备较高的基础教育水平,则需要增加高等教育投入培养高端人才,加大教育分布差距以促进经济增长。

**【关键词】**教育分布;基尼系数;经济增长;中国

**【作者简介】**王鑫(1985—),男,重庆南岸人,讲师,研究方向:区域经济。

**【基金项目】**国家社会科学基金项目(13BGL097)

**【文章来源】**湖南农业大学学报(社会科学版)2014 年 4 月 第 15 卷 第 2 期

## 一、问题的提出

在早期的新古典经济增长模型中,教育并未被当作一种有用的生产要素,也未被作为投入变量纳入其中。从 20 世纪 60 年代开始,大量经验证据促使经济学家开始重新思考人力资本的作用。Schultz 和 Denison 首次把无法解释的经济增长残值归因于教育的贡献,随后的学者 Becker 和 Mincer 考察了教育对收入的影响以及估计了教育的个人回报率。Psacharopoulos 利用 29 个发展中国家的截面数据估计了经济增长中教育的贡献,发现不同国家教育对经济增长的贡献存在着巨大差别,墨西哥教育的贡献度低于 1%,而加纳则高达 30%。到了 80 年代,学者们逐渐放弃规模报酬递减的假设,构建了强调人力资本积累的内生增长模型。在这些模型中,技术变革成为经济增长的动力而引起技术变革的因素被总结为:干中学,人力资本的外部效应,财政支出的外部性和发明新产品所引起的产品质量提升。

但当理论模型把人力资本作为经济增长模型中非常重要的变量来对待时，经验证据却并未得出一致的结论。世界银行的研究表明人均教育年限的增长能增加真实产出，但 Pritchett 和 Islam 分别利用截面和时间序列数据进行实证分析却发现人力资本积累对经济增长具有显著的负面影响。郭熙保和习明明研究表明：在国别层面，人力资本存量与经济增长存在着负相关关系。Lau、Jamison 和 Louat 利用 56 个发展中国家的面板数据研究发现：在非洲和中东地区，人力资本对经济增长具有负面影响；在南亚和拉丁美洲，人力资本的影响微不足道；在东亚地区，人力资本对经济增长存在正面影响。

经验研究无法给出令人信服的一致结论，可能的解释有三个：其一，以受教育年限来衡量人力资本存量，忽略了教育的质量。例如，Hanushek 和 Barro 等的研究发现，考试成绩对人均 GDP 增长率有着显著影响。其二，教育对经济增长的影响严格依赖于—国的宏观政策环境。不同的宏观政策将决定个人是否能有效地利用自身的教育。López 等认为，扩大对外贸易、减少价格扭曲等宏观政策将大幅度提升正规教育的回报以及增强教育对经济增长的影响。另外，教育获得本身也会依赖于—国的宏观政治环境，李春玲分析了中国政治制度变迁与教育机会不平等的演进历程，发现意识形态及政府相关政策的变动会导致教育不平等的弱化或增强。其三，已有研究单一地关注人力资本存量对经济增长的影响，忽略了教育在所有国民中的分布。

对于物质资本，在竞争性市场中自由交易原则无疑是成立的。在这一可贸易性假设前提下，物质资本在企业或个人中的分配对于总产量而言并不重要，因为竞争均衡使得各企业的资本边际产出相等，这时减少—企业的物质资本存量增加到另一企业，总产出将保持不变。适用于物质资本、土地等资产的可贸易性假设，对人力资本却不再适用。教育和技能是无法直接交易的，这导致了不同个体间教育的边际产出并不能通过市场交易而最终趋于一致。由于可贸易性假设的失效，教育分布将对经济增长产生重要影响。遗憾的是，之前的大多数研究有意或者无意地忽略了这一点。

本文关注的重点是教育分布与经济增长的关系。笔者试图探明，对—个国家或者地区的经济增长而言，教育分布是否越平均越好？如果答案是否定的，那么对—

国家或地区固定经济增长而言，是否存在一个最优教育分布？笔者拟利用中国 29 省(市)的基础数据，尝试对上述问题作经验分析，对教育与经济增长这一世界性命题提供一个发展中国家的国别案例。

## 二、教育分布的度量

20 世纪 80 年代以来，许多学者开始采用定量指标研究各国的教育分布状况。总的来看，定量指标包含了绝对指标和相对指标两种。教育标准差是测算教育绝对不平等程度最常用的方法之一。例如，Ram 和 Londoño 用该指标推算出了一条倒“U”型的教育库兹列茨曲线，泛美开发银行通过该指标研究了教育不平等和收入不平等之间的相关关系。但是，由于教育标准差通常是在一定经济水平和特定地域等条件下测度教育分布离散程度，无法很好地反映出教育分布在一般条件下的改善状况，因此，更多的学者开始采用教育基尼系数这一相对指标来考察教育不平等程度。Mass 和 Criel 运用入学率、教育投入以及教育获得为基础数据对教育基尼系数进行了估算。但入学率和教育投入均是流量概念，它不能反映出教育积累情况，据此测算教育基尼系数存在一定的缺陷。Psacharopoulos 和 Arriagda 认为，教育获得存量(平均受教育年限)才是反映人力资本发展水平最为适宜的指标。Deaton 遵循了 Psacharopoulos 和 Arriagda 的思想，用存量(平均受教育年限)指标替代流量指标，给出了可计算的教育基尼系数公式，其具体形式如下：

$$\text{GINI} = \frac{1}{\mu N(N-1)} \sum_{i>j} \sum_j |y_i - y_j| \quad (1)$$

其中，GINI 是教育基尼系数； $\mu$  为个人受教育年限的平均值；N 代表观察的样本总数； $y_i$  和  $y_j$  表示个体的受教育年限。但是，关于受教育年限的统计资料并不是家庭/个人层面的，因此数据的可获得性会限制运用 Deaton 的公式来直接计算教育基尼系数。Thomas 等发展了 Deaton 的公式，引入一定受教育年限的人口比例和不同教育获得程度的受教育年限两个变量来替代个体/家庭的受教育年限变量。改进后的公式很好地解决了数据的可获得性问题，因此，本文采用 Thomas 等人的方法来估计中国的教育基尼系数。具体估算公式如下：

$$E_L = \left(\frac{1}{\mu}\right) \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} P_i |y_i - y_j| P_j$$

$$\mu = AYS = \sum_{i=1}^n P_i y_i \quad (2)$$

$$E_L = \left(\frac{1}{\mu}\right) \sum_{i=2}^n \sum_{j=1}^{i-1} P_i |y_i - y_j| P_j$$

$$\mu = AYS = \sum_{i=1}^n P_i y_i \quad (2)$$

这里，EL 为教育基尼系数； $\mu$  为观测样本中人口的平均受教育年限； $p_i$  和  $p_j$  表示一定受教育年限人口的比例； $y_i$  和  $y_j$  表示不同教育获得程度所对应的受教育年限； $n$  为教育获得的分组数。本文按照中国的教育分类，将人口按照文化程度分为：文盲或识字很少( $y_1=0$ )、小学( $y_2=6$ )、初中( $y_3=9$ )、高中(含中专) ( $y_4=12$ )和大学(含大专和研究生) ( $y_5=16$ )五组，即  $n=5$ 。结合五组的具体分组情况，进一步分解上式可得：

$$E_L = (1/\mu)[P_2(y_2 - y_1)P_1$$

$$+ P_3(y_3 - y_1)P_1 + P_3(y_3 - y_2)P_2$$

$$+ \dots$$

$$+ P_5(y_5 - y_1)P_1 + P_5(y_5 - y_2)P_2 + P_5(y_5 - y_3)P_3$$

$$+ P_5(y_5 - y_4)P_4] \quad (3)$$

式中， $P_1$  是不识字或识字很少的人口比例； $P_2$  是拥有小学文化程度的人口比例； $P_3$  是拥有初中文化程度的人口比例； $P_4$  是拥有高中文化程度的人口比例； $P_5$  是拥有大学文化程度的人口比例。 $Y_1$  是不识字或识字很少的人群的受教育年限； $Y_2$  是拥有小学文化程度人群的受教育年限； $Y_3$  是拥有初中文化程度人群的受教育年限； $Y_4$  是拥有高中文化程度人群的受教育年限； $Y_5$  是拥有大学文化程度人群的受教育年限。

本文所使用的相关数据来自于 2000—2011 年(2000 年和 2010 年除外)全国

人口变动情况抽样调查。2000 年和 2010 年相关数据来自于第五次和六次全国人口普查，小学到大学人口为各地区每十万人拥有的各种受教育程度人口，并根据这一比例以及各地区普查人口总量，推算出小学到大学人口总量，文盲人口总数量则直接由普查数据得出。考虑到中国各地区发展的不平衡性，本文除了计算全国的教育基尼系数外，还分别计算了东、中、西部地区的教育基尼系数，具体如图 1 所示。

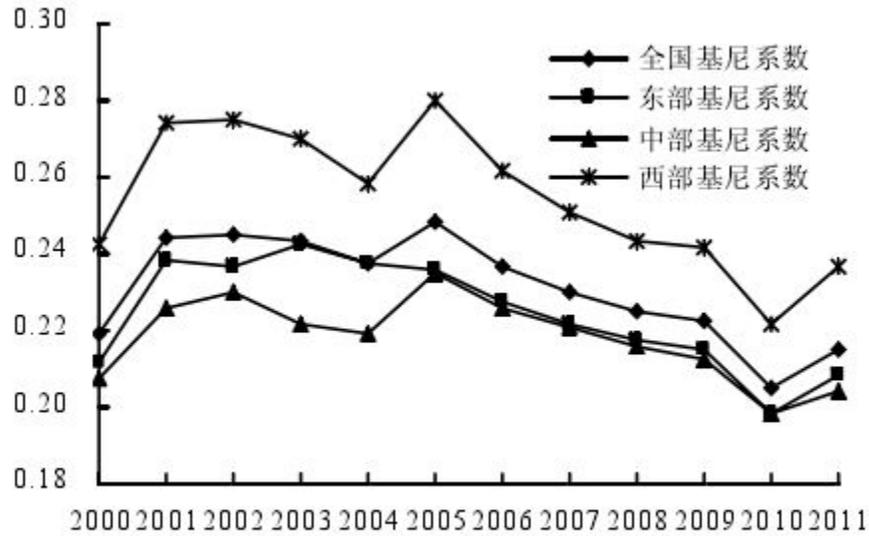


图 1 2000—2011 年东中西部及全国教育基尼系数

图 1 表明，2000—2011 年的 12 年间，各地区的教育基尼系数变化趋势基本一致，2001 年教育不平等状况有所恶化，然后又基本保持平稳。2005 年，教育基尼系数有所回升，随后教育不平等状况逐年改善，直到 2011 年小幅上升。另外，通过对比教育基尼系数的绝对值还发现，相对于中部和东部地区而言，西部地区各年份的教育不平等程度更加严重，并且在观测时间内，西部地区与东中部地区在教育分配方面的差距并未得到明显改善。

### 三、教育分布对经济增长影响的计量

#### 1. 模型的选择

为考察教育分布是如何影响产出的，笔者引入规模报酬不变的 C-D 生产函数作为基本分析框架，生产函数具体形式如下：

$$Y = AL^{1-\beta} K^{\beta} \quad (4)$$

两边同时除以 L，有：

$$\frac{Y}{L} = A\left(\frac{K}{L}\right)^\beta \quad (5)$$

令  $y=Y/L$ ，表示人均 GDP； $k=K/L$ ，表示人均资本存量，上式就可以改写为：

$$y=Ak^\beta \quad (6)$$

两边同时取对数后得：

$$\ln y = \ln A + \beta \ln k \quad (7)$$

经济增长  $y$  以人均 GDP(各年数据按照 2000 年不变价格折算)来衡量；人均资本存量  $k$  以实际资本存量除以年末总人口数来衡量。资本存量的测算采用 Goldsmith 的永续盘存法，计算公式为：

$$K_t = K_{t-1}(1 - \delta_t) + I_t \quad (8)$$

投资  $I_t$  的数据来自各年中国统计年鉴，并根据年鉴公布的投资品价格指数对固定资产投资额进行平减，将其转换为以 2000 年不变价格计算的实际值；经济折旧率  $\delta$  参考张军的计算结果，统一设定为 9.6%；根据数据的可得性，利用 Young 的估计方法，将各省 1952 年的固定资产除以 10%作为该省初始资本存量  $K_0$ ，以此为依据，测算出除西藏、重庆外 29 个省(市)2000—2011 年各自的资本存量。

为考察教育分布对经济增长的影响，在(7)式中加入关于教育分布的变量教育基尼系数  $EL$  及其平方项，得到面板数据模型如下：

$$\ln y = \ln A_i + \alpha_i \ln k_{it} + \beta_i E_{Lit} + \gamma_i E_{Lit}^2 + a_i + u_{it} \quad (9)$$

## 2. 计量方法

方程中的  $\alpha_i$  表示与特定省份相关的未观察因素， $u_{it}$  表示随机扰动项。对面板数据而言，由于  $\alpha_i$  是未观察变量，而且它可能与解释变量是相关的，因此，通常的最小二乘法(OLS)将导致解释变量系数的估计偏误，因此用广义最小二乘法(GLS)

进行估计。当  $\alpha_i$  与特定省份有关的变量不随时间变化的时候，通常的估计方法是将所有变量进行组内去均值(de-mean) 处理后再进行估计，即得到固定效应(Fixed Effects, FE) 模型。如果与解释变量不相关，那么，就可以采用随机效应(Random Effects, RE) 模型。比较随机效应模型和固定效应模型，Hausman 检验可以在统计意义上拒绝其中一个模型。当两个模型的估计结果存在显著差异时，这说明  $\alpha_i$  与解释变量相关，只有固定效应模型可以得到一致的估计结果。如果两个模型的估计结果不存在显著差异时，这说明  $\alpha_i$  与解释变量不存在显著相关，这时，虽然两个模型都可以得到一致的估计结果，但随机效应模型更为有效。利用无约束模型和有约束模型的回归残差平方和构造 F 统计量来检验两类假设表示为：

H1: 截距和斜率在不同截面、时序样本点都相同(参数齐性模型，此时采用 OLS 对面板数据进行估计即可)。

H2: 斜率在不同截面、时序样本点都相同，但截距不同(变截距模型)。

$$F = \frac{(R_u^2 - R_p^2)/(n-1)}{(1 - R_u^2)/(nT - n - k)} \sim F(n-1, nT - n - k)$$

其中， $2uR$  为无约束模型的残差平方和， $2pR$  为有约束模型的残差平方和。固定效应法(FE)和随机效应法(RE)是变截距模型对面板数据进行估计的两种标准方法，它们的不同点主要在于：固定效应法认为  $Cov(X, \alpha) \neq 0$ ，即非观测效应  $\alpha$  (不随时间改变的影响因素)；随机效应法则认为  $Cov(X, \alpha) = 0$ 。本文运用 Hausman 检验法，以判断固定效应法与随机效应法之间的有效性差异。

#### 四、计量结果分析

本文运用中国 29 个省(市)2000—2011 年的相关数据对模型进行分析，似然比检验报告的 F 值为 283.32，p 值远小于 0.05，拒绝建立混合模型的原假设。进一步进行 Hausman 检验，检验结果表明 p 值为 0，拒绝原假设，因此选择固定效应模型。回归结果如表 1 所示：

表 1 模型回归结果

解释变量	系数
$\ln k$	0.21 (0.01***)
$E_L$	5.29 (1.35***)
$E_L^2$	-11.99 (2.57***)
常数项	6.29 (0.22***)
观测值	348
组内 $R^2$	0.986
Hausman 检验 $p$ 值	0.0000

注：变量的估计值下报告的面板稳健性标准差(PCSE)；\*\*\*表示在 1%的显著性水平上显著；由于使用的数据结构年限较短，截面样本相对较大，故忽略了序列相关问题，没有在文中报告 DW 值。

在估计结果中，教育分布平方项  $2LE$  的  $t$  统计量绝对值约为 4.95，在 1%的统计水平上显著，这表明教育分布与经济增长存在着非线性关系。 $EL$  的一次项系数为正，二次项系数为负，在保持人均资本不变的情况下，教育分布与经济增长的函数关系表现为倒“U”型。从绝对平均的教育初始状态( $EL=0$ )开始，教育分布差距的拉大对经济增长有着正向的促进作用。在具体的实践中，教育获得差距的拉大往往是由于某些人想率先获得更高层次的教育水平造成的。不同于收入的不平等，教育具有明显的外部性，任何人教育水平的提高都通过增加整个社会人力资本存量的方式改善了生产效率，从而促进了经济增长。但是，随着教育不平等程度的不断加剧，教育分布差距对经济增长的负向作用开始显现。因此，不同于可完全交易的物质资本，人力资本的部分交易特性使生产函数不具有直接加总性，这时，总量生产函数不仅依赖于人力资本的平均水平，还将依赖于其分布状况。López 利用跨国数据证明了不平等的教育分配确实导致了更差的经济绩效。具体而言，如果接受个人能力以及天赋在社会中是均匀分布的假设，那么不平等的教育分配还意味着潜在的人力资本损失，这会导致社会生产可能性曲线偏离其最优位置。

另外，注意到总存在这样一个\*LE 拐点值；在此点之前，教育分布对经济增长

的影响为正，而在此点之后，教育分布对经济增长的影响为负。研究所需关心的是，转折点在何处出现。在模型中，拐点(或函数极大值点)为： $*LE = \beta / (2\gamma)$ 。通过计算可知 $*LE \approx 0.22$ ，这意味着若一地区的教育分布差距一旦大于该值，就会对经济增长产生负向作用。从计算得出的 2011 年各省(市)教育基尼系数来看，一共有 8 个省(市)的教育基尼系数大于 0.22，其中，东部 3 个，分别是浙江、安徽、山东；中部 1 个，为安徽；西部 6 个，分别是四川、贵州、云南、甘肃、青海和宁夏。这表明，对比较落后的西部地区而言，过大的教育分布差距已经成为制约其经济增长的重要因素。但同时，仍有 21 个省(市)的教育基尼系数小于 0.22，这意味着，2011 年约有 72.4% 的省(市)位于教育分布差距有利于经济增长的区间内。

考虑到东、中、西部的经济社会环境差异，笔者希望进一步说明这三类地区教育分布与经济增长分别存在着何种具体关系，以及这种关系所反映出的不同地区发展特征。表 2 是分地区的回归结果：

表 2 模型回归结果(分地区)

解释变量	东部地区	中部地区	西部地区
$\ln k$	0.136*** (0.013)	0.204*** (0.010)	0.279*** (0.012)
$E_L$	9.567** (2.378)	-0.745 (0.493)	-0.827** (0.319)
$E_L^2$	-20.975** (8.767)		
常数项	6.989*** (13.339)	6.948*** (0.185)	6.054*** (0.193)
观测值	132	96	120
组内 $R^2$	0.983	0.853	0.968
Hausman 检验 $p$ 值	0.0000 (FE)	0.118 (RE)	0.0001 (FE)

注：变量的估计值下报告的面板稳健性标准差(PCSE)；\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著；Hausman 检验的零假说是 FE 与 RE 估计系数没有系统差异，其中 FE 表示固定效应，RE 表示随机效应。

在构建东、中、西部的回归模型时，教育基尼系数的平方项被加入其中以考察其作为解释变量是否与被解释变量存在非线性关系。结果发现，除了东部地区，中西部地区回归模型中的变量  $2LE$  并不显著，因此中西部地区的最终回归模型放弃了

2LE 变量而仅保留了 EL。结果显示,三个地区人均资本存量对实际人均 GDP 的影响都是显著的,不过各地区人均资本对人均 GDP 的贡献并不一致。人均资本每增长 1%,将带动东部地区人均 GDP 增长 0.136%,但却能带动中部人均 GDP 增长 0.204%,西部人均 GDP 增长 0.279%,这表明相比于东部,中西部地区更多地依靠物质资本拉动经济增长。教育分布方面,西部地区 EL 变量系数为-0.827,意味着教育基尼系数每增加 0.1,人均 GDP 会降低 8.27%,这是一个很强的负向影响。中部地区教育基尼系数为-0.745,不过该变量不显著,讨论其绝对值的大小并无意义。东部地区的回归模型中加入了 2LE,计算教育基尼系数影响的转折点发现,教育基尼系数为 0.228 的时候,在 132 个样本观测点中,95 个都小于这个拐点值,占比为 72%。换言之,对于东部地区绝大多数的观测点,提高教育分布差距有利于人均 GDP 的增长。

## 五、结论与启示

上述研究首先利用中国省级面板数据,核算了 2000—2011 年 29 省(市)的教育基尼系数。从总体上看,教育基尼系数存在逐年下降的趋势,这表明教育分布日趋平等。进一步的计量模型估计表明,教育分布与经济增长存在倒“U”型关系,即并非教育分布越平均就越有利于经济增长。对回归结果进行计算,发现 EL 拐点为 0.22,即当教育基尼系数为 0.22 时,实际人均 GDP 将达到最大值。国际上的通用标准认为,收入基尼系数指标若大于 0.4 就表示收入差距过大,需要警惕。但目前对教育基尼系数的研究较少,学术界还没有形成统一的判定标准,本文的计算结果可为教育基尼系数统一判定标准提供一个可参考的经验依据。

本文还考察了教育分布与经济增长的区域差异关系,研究结果表明,中西部教育基尼系数变量与实际人均 GDP 存在着负向线性关系,即教育分布差距拉大,实际人均 GDP 降低。对中西部地区而言,首要任务是通过大力发展基础教育来缩小教育分布差距,以使教育分布状态有利于经济增长。东部地区教育分布与人均 GDP 的非线性关系表明,对于东部地区 72%的观测点而言,提高教育分布差距有利于人均 GDP 的增长。这一结论的政策意义在于,东部地区经济的持续增长需要一部分人获得更高的人力资本水平来推动。对实际人均资本存量的考察也可间接证明这一点,相比于中西部地区,东部地区的资本产出弹性(13.6%)不到西部地区资本产出弹

性(27.9%)的一半,也大大低于中部地区的资本产出弹性(20.4%)。这表明相对于中西部地区,东部地区的经济增长更多地依赖于人力资本而非物质资本。这样,与中西部地区应着重发展基础教育不同,东部地区应加大高等教育的投入或者通过引进高技术人才来增加其人力资本积累,以促进经济持续增长。

参考文献:

- [1] Schultz T W. Investment in Human Capital[J]. American Economic Review, 1961, 51(1): 1-17.
- [2] Denison E F. Sources of Economic Growth In the United States and the Alternative Before Us[M]. New York: Committee for Economic Development, 1962.
- [3] Becker S. Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education[M]. New York: Columbia University Press, 1964.
- [4] Mincer J A. Schooling, Experience and Earnings[M]. New York: National Bureau of Economic Research, 1974.
- [5] Psacharopoulos G. The Contribution of Education to Economic Growth: International Comparisons[C]//J W Kendrick. International Comparisons of Productivity and Causes of the Slowdown[M]. Cambridge: Ballinger Publishing Co, 1984.
- [6] Romer. Increasing Returns and Long Run Growth[J]. Journal of Political Economy, 1986,94(5):1002-1037.
- [7] Lucas J. Making a Miracle[J]. Econometrica, 1993,61(2): 251-272.
- [8] Barro J. Economic Growth in a Cross Section of Countries[J]. Quarterly Journal of Economic, 1991, 106(1): 407-443.
- [9] Grossman M, Elhanan. Growth and Welfare in a Small Open Economy[R]. NBER working paper, 1989: 2970.
- [10] World Bank. World Development Report 1991: Challenge of Development[M]. New York: Oxford University Press, 1991.
- [11] World Bank. World Development Report 1995: Workers in an Integrating World[M]. New York: Oxford University Press, 1995.

- [12] Lant Pritchett . Where Has all the Education Gone? [J].World Bank Econ Rev, 2001,15(3): 367-391.
- [13] Islam N. Growth Empirics: A panel data approach[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1998, 113(1): 325-329.
- [14] 郭熙保, 习明明. 人力资本边际收益递减、后发优势与经济增长——基于国家间面板数据的实证分析[J]. 世界经济研究, 2012(4): 5-12, 89.
- [15] Lau J, Jamison D T, Louat F F. Education and Productivity in Developing Countries : An Aggregate Production Function Approach[R]. Policy Research Working Paper 612, 1991.
- [16] Hanushek A . Interpreting the recent research on schooling in developing countries[R] . World Bank Research Observer, 1995.
- [17] Barro J, Lee J W. Losers and Winners in Economic Growth[C]//Proceedings of the World Bank Annual Conference on Development Economics 1993. Washing-ton D C: World Bank, 1994.
- [18] López , Thomas , Wang . Addressing the Education Puzzle: The Distribution of Education and Economic Reform[R]. Policy Research Working Paper 2031, 1998.
- [19] 李春玲. 社会政治变迁与教育机会不平等[J]. 中国社会科学, 2003(3): 86-98.
- [20] Ram.Educational Expansion and Schooling Inequality,international evidence and some implications [J]. The Review of Econmics and Statistics, 1990,72(2):266-274.
- [21] Londono, Kuznetsian Tales with Attention to Human Capita [R].Paper presented at the Third Inter-American Seminar in Economics, 1990.
- [22] Thomas V, Wang, Fan. Measuring Education Inequality: Gini Coeffi-cients of Education for 140 countries , 1960—2000[J] . Journal of Education Planning and Administration, 2003, 17 (1):5-33.
- [23] 王家赠. 教育对中国经济增长的影响分析[J]. 上海经济研究, 2002(3): 10-17.
- [24] 杨俊, 李雪松. 教育不平等、人力资本积累与经济增长基于中国的实证研究 [J]. 数量经济研究, 2007(2): 37-45.
- [25] Maas, Van, Lutsenburg, Distribution of primary school enrollments in Eastern

Africa[R].World Bank Staff Working Papers, 1982:551.

[26] Psacharopoulos, Arriagada.The Educational Attainment of the Labor Force: An International Comparison[R]. The World bank discussion paper EDT38, 1986.

[27] Deaton . The Analysis of Household Surveys : A Microeconomic Approach to Development Policy[M].London: Johns Hopkins University Press, 1997.

[28] Goldsmith R W. A Perpetual Inventory of National Wealth[J]. NBER Studies in Income and Wealth, 1951(14):5-61.

[29] 张军, 吴桂英, 张吉鹏. 中国省际物质资本存量估算: 1952—2000[J]. 经济研究, 2004(10): 35-44.

[30] Young. Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People' s Republic of China during the Reform Period[J]. Political Economy, 2003,111 (6): 1220-1261.

[31] 陆铭, 陈钊. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?[J]. 经济研究, 2009(3): 42-52.

[32] Hausman A. Specification Tests in Econometrics[J].Econometric Society, 1978, 46(6):1251-1271.