

异质型人力资本在区域经济发展差距中的贡献研究

陈秀山¹, 张若²

(中国人民大学 区域经济与城市管理研究所, 北京 100872)

摘要:本文在一般生产函数中引入异质型人力资本,进一步分解人力资本对经济增长的贡献;利用面板数据模型(panel-data model)对包含异质型人力资本的经济增长函数进行回归分析,发现传统的同质型模型低估了人力资本对经济增长的贡献;在异质型人力资本框架下,估算出人力(教育)资本非均衡性对中国区域差距的贡献度,并按地区经济发展水平分组,讨论各级人力资本的贡献;最后通过分析各级人力资本投资的相对边际产出,针对性地提出教育资源配置的最有效路径。

关键词:异质型人力资本;经济增长;区域差距;面板数据模型

中图分类号: F240

文献标识码: A

1. 问题的提出

长久以来,人力资本在解释收入差异问题中都占有重要地位,这一思想最早可以追溯到亚当斯密斯和马歇尔的[1]研究,但直到20世纪中期,舒尔茨[2]、明塞尔以及贝克尔等人才构建起人力资本理论的完整框架。早期,人力资本理论主要受微观经济学的重视,即认为个人的教育水平及工作经验对收入具有决定性作用。但随后它也被用于宏观经济研究当中,如丹尼森和约根森等人[3]在进行经济增长核算时,考察了劳动力质量的变化对全要素生产率(TFP)的影响程度,是对人力资本理论的有力支持和补充。此后,特别是上世纪80年代后期以来,在新经济增长理论的鼓舞下,关于人力资本理论的研究进入了第二个高潮。其中,卢卡斯[4]做出了重大的贡献,正是他的内生增长模型激发了人们研究人力资本与经济增长关系的热情。近10年涌现出的大量跨国或跨区域回归分析实证研究,它们不仅检验经济增长的收敛性,同时也试图解释各国经济增长差异的源泉,这其中最重要的因素便是人力资本。根据大量“巴罗”式的增长回归分析提供的证据[5],入学率增加1个百分点,将导致人均GDP每年增长1到3个百分点;而国民教育年限增加1年,也将导致经济增长提速1个百分点。

然而,无论是内生增长理论,还是宏观回归分析,包括国内现有的关于人力资本的研究,注意力多集中在人力资本的总量水平上,而较少考虑各层次、各级各类人力资本对经济增长的不同影响。事实上,重视人力资本的作用,不等于对教育以及其它形式的学习进行无差别的投资。在对有限的资源进行配置时,更需要了解哪种投资形式能够创造最大的价值。尤其是对于政府而言,税收中多少资源应当用于教育(理想的教育补贴水平),以及以何种方式进行教育支出,关系到经济发展的速度和质量,是其决策的关键问题之一。因此,分级讨论人力资本投资的区域差异性,对人力资本投资决策具有积极的意义。

本文在一般人力资本的经济增长模型基础上,引入包含异质型人力资本的经济增长理论框架,并且采用面板数据模型进行回归估算,比较两种模型中人力(教育)资本在我国区域经济差异中的影响大小,进而将地区按经济发展水平分组,分析各级人力资本在各组地区内部的作用差异,最后在讨论各级人力资本投资的相对边际生产率基础上,提出人力资本投资促进经济增长的最有效路径。

2. 人力资本对于经济增长作用机制理论框架

2.1 基本理论

人力资本在各种经济增长理论中发挥不同的作用。最早的索罗新古典增长模型中,没有讨论人力资本

的作用。但随后的内生增长模型，则将人力资本置于核心地位。总体上，人力资本在经济增长中的作用机制可以分为两大类。第一类以卢卡斯模型为代表，主要是拓展了资本的概念，将人力资本引入生产函数。在此类模型中，长期经济增长得益于人力资本要素的积累。第二类则罗默模型为代表，将增长归功于现有的人力资本存量水平，即通过刺激创新或提高引进和模仿新技术的能力[6]促进技术进步进而实现持续的增长。

跨国实证分析对人力资本以何种方式影响经济增长也有较大争论，但近来的研究倾向于采取两者相结合的方法。事实上，内生增长理论有助于理解为何发达经济体——以及整个世界作为一个整体——能够在物质和人力资本累积汇报递减的作用下，长期保持持续的增长。相反，拓展后的新古典框架则有助于认识跨国增长率的相对差异，例如，有助于测算韩国为何在过去 30 年中比美国或者扎伊尔增长更快。因此，新旧两种理论互补多过对抗[7]。

本文主要采用面板数据模型分析国内地区之间的经济发展水平差异，可以认为技术水平是外生给定的，即人力资本主要通过投入的积累的来影响经济增长。

2.2 卢卡斯人力资本外部性模型

在卢卡斯的模型中，假定总生产函数为：

$$y = Ak^\alpha (uh)^{1-\alpha} (h_a)^\gamma$$

其中， y 代表产出， k 代表物质资本， u 代表用于生产的时间， h 代表代理人的人力资本， h_a 表示经济体平均人力资本水平。等式两边取对数并对时间求导，可以建立起产出增长模型，它依赖于物质资本的增长和人力资本的累积。如果 $\gamma > 0$ ，说明人力资本具有正的外部效应。进一步假定人力资本增长速度：

$$d\log(h)/dt = \delta(1-u)$$

其中， $1-u$ 表示用于生产人力资本的时间， δ 表示人力资本可能实现的最大增长率。达到稳态水平时，产出将和人力资本以相同的速度增长，并且取决于 δ ，以及 u 达到均衡值的决定因素。由于人力资本在此模型中规模报酬不变，因此经济可以实现持续的增长。

2.3 包含异质型人力资本的经济增长模型

在此基础上，本文引入包含异质型人力资本的一般生产函数[8]：

$$Q_t = F(K_t, H_{0t}, E_{1t}, E_{2t}, \dots, E_{it}, \dots, E_{nt}, t) \quad (1)$$

其中， K_t 表示资本， t 表示时段。 H_{0t} 即卢卡斯所说的简单劳动，用全部工人劳动时间表示； E_{it} 表示具备 i 级（类）教育程度（或者受过 i 年教育）的劳动者所“蕴含”的人力/教育资本量：

$$E_t = \sum_{i=1}^n E_{it} = \sum_{i=1}^n H_{it} l_i = H_{0t} \sum_{i=1}^n l_i (H_{it} / H_{0t}) = H_{0t} l_t$$

其中， H_{it} ($i=1, 2, \dots, n$) 表示具备 i 级学历教育程度的劳动数量， l_i 表示达到这一级/类教育程度劳动力的人均人力资本量，为求简便这里假定它是不变的，但 l_t 表示全部工人的平均人力资本量是随时间变化的。

对等式（1）求微分并且除以 Q_t ，得到产出增长率的分解式：

$$\dot{Q}/Q = \frac{\dot{A}}{A} + a_t \frac{\dot{K}}{K} + \left(\frac{F_{H_0} H_t}{Q_t}\right) \frac{\dot{H}}{H} + \sum_{i=1}^n f_{it} \left(\frac{\dot{E}_i}{E_i}\right) = \frac{\dot{A}}{A} + a_t \frac{\dot{K}}{K} + b_{ut} \frac{\dot{H}}{H} + \sum_{i=1}^n f_{it} \left(\frac{\dot{E}_i}{E_i}\right) \quad (2)$$

显然，第一项 $\frac{\dot{A}}{A}$ 表示全要素生产率对 GDP 增长的贡献率，第二项 $a_t (\dot{K}/K)$ 表示累积资本贡献率，第三项 $b_{ut} (\dot{H}/H)$ 是“无技术”劳动的贡献率，而最后一项 $\sum_{i=1}^n f_{it} (\dot{E}_i / E_i)$ 则表示各类教育资本对增长率的贡献份额。其中，系数 a_t 表示资本产出弹性， b_{ut} 表示“简单劳动”的产出弹性，而 f_{it} 则表示第 i 类教育资本的产

出弹性。

$$a_t = F_{Kt} K_t / Q_t ; b_{0t} = F_{H0t} H_{0t} / Q_t ; f_{it} = F_{Eit} E_{it} / Q_t$$

其中， $F_{Kt} = \partial Q / \partial K$ 代表资本的边际产出率， $F_{H0t} = \partial Q / \partial H_0$ 代表简单劳动的边际产出率，而 $F_{Eit} = \partial Q / \partial E_i$ 代表第 i 类教育资本的边际产出率。这里值得注意的是：

$$F_{Eit} = \frac{\partial Q}{\partial E_i} = \frac{(F_{H_{it}} - F_{H_{0t}})}{l_i} = \frac{dF_{H_{it}}}{l_i} \quad (3)$$

虽然 $dF_{H_{it}}$ 应该随着教育水平的提高而增大，但是 F_{Eit} 却不然。因为 F_{Eit} 度量的是达到某级教育程度所需投入资金的边际产出率，而不是达到此教育程度的工人劳动时间的边际产出率。在资本产出效率（社会收益率）上，用于提高识字率的资金投入有可能会高于用来培养高校毕业生的资金投入。对（2）式作进一步变换¹，既可分解人力资本对经济增长的贡献：

$$b_{ut} \frac{\dot{H}_i}{H_i} + \sum_{i=1}^n f_{it} \frac{\dot{E}_i}{E_i} = b_{ut} \frac{\dot{H}}{H} + f_t \frac{\dot{H}}{H} + f_t \frac{\dot{l}}{l} + f_t \sum_{i=1}^n \left(\frac{F_{Eit}}{F_{Et}} \right) \Delta \left(\frac{E_i}{E} \right) \quad (4)$$

其中， $f_t = \sum_{i=1}^n \frac{F_{Eit} E_{it}}{F_{Et} E_t} = \frac{F_{Et} E_t}{F_{Et} E_t}$ 代表全部教育资本的产出弹性。显然，（11）式中第一项表示“无技术”劳动的贡献率¹，而第二项则可变换为：

$$f_t \frac{\dot{H}_i}{H_i} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{F_{Eit} E_{it}}{Q_t} \right) \left(\frac{\dot{H}_i}{H_i} \right) = \sum_{i=1}^n \left[\frac{(F_{H_{it}} - F_{H_{0t}}) H_{it}}{Q_t} \right] \left(\frac{\dot{H}_i}{H_i} \right) \quad (5)$$

它表示用于维持新增劳动力达到现有教育水平的那部分人力资本对经济增长的贡献份额。

显然，（4）式第三项 $f_t \frac{\dot{l}}{l}$ 表示劳动者的人力资本结构变化的贡献率；更确切地说，它是人均教育资本增长对经济增长的贡献率。人均教育资本增加越多，意味着劳动力教育结构提高越大，也就意味着更快速的经济增长。将其进一步转化为

$$f_t \frac{\dot{l}}{l} = f_t \sum_{i=1}^n \left(\frac{l_i}{l} \right) \Delta \left(\frac{H_i}{H} \right) \quad (6)$$

可以更清楚地看到，如果人均教育资本高于平均值 ($l_i / l > 1$) 的劳动份额的增大，即 $\Delta(H_i / H) > 0$ ，劳动力的人力资本结构将得到改善。

这里尤其值得注意的是（4）式中的最后一项 $f_t \sum_{i=1}^n \left(\frac{F_{Eit}}{F_{Et}} \right) \Delta \left(\frac{E_i}{E} \right)$ ，显示了人力资本作为资本投入，其结构的改善对经济增长的贡献，即在增加初级教育投入和高级教育投入都可以提高人均人力资本水平的情况下，如何以最有效的方式配置资源。显然，如果相对产出率高于平均水平的教育资本 ($F_{Eit} / F_{Et} > 1$) 的规模增大，即 $\Delta(E_i / E) > 0$ ，会对经济增长产生积极的影响，反之则不然。也就是说，如果教育资本存在边际收益递减效应²，基本识字率的增加（文盲相应减少）可能比高校毕业生增加（中等程度教育人口相应减少）更能有效地改善教育结构。

此外注意到，当人力资本是同质时，即 $\sum_{i=1}^n f_{it} \frac{\dot{E}_i}{E_i} = f_t \frac{\dot{E}}{E} = f_t \frac{\dot{H}}{H} + f_t \frac{\dot{l}}{l}$ ，则可以对曼昆[9]的新古典增长模型 $Q_t = A_t K^{a_t} H^{b_{ut}} E^f$ 求导并除以 Q_t ，可以得出

$$\dot{Q}/Q = \frac{\dot{A}}{A} + a_t \frac{\dot{K}}{K} + b_{ut} \frac{\dot{H}}{H} + f_t \frac{\dot{H}}{H} + f_t \frac{\dot{l}}{l} = \frac{\dot{A}}{A} + a_t \frac{\dot{K}}{K} + \gamma_t \frac{\dot{H}}{H} + f_t \frac{\dot{l}}{l} \quad (6)$$

其中 $a_t + b_{ut} + f_t = a_t + \gamma_t = 1$ ，显然这里人力资本结构的变动 $f_t \frac{\dot{l}}{l}$ ，正是卢卡斯所说的人力资本的外溢性效应。

3. 实证分析

3.1 方法与数据

3.1.1 面板数据模型 (panel-data model)

考虑到从业人员受教育程度构成的统计数据较少，同时也为了分析我国各地区人力资本对经济发展的

影响的差异，本文采用将时间序列数据和横截面数据结合的面板数据模型，它能够同时反映研究对象在时间和截面单元两个方向上的变化规律及不同时间、不同单元的特性，而如果只是简单使用时间序列和横截面分析就可能获得有偏结果，单纯的时间序列还经常受多重共线性的困扰。本文分析基于 1990 至 2003 年 29 个省市-时间的数据组合³，建立截面时间序列模型：

$$Y_{it} = \alpha_i + X_{it}\beta_i + \mu_{it}$$

其中 $X_{it} = (X_{lit}, \dots, X_{kit})$ ， $\beta_i = (\beta_{li}, \dots, \beta_{ki})$ ，k 为解释变量的个数， μ_{it} 为误差项。由于面板数据中时间序列数据很少，横截面数据较多，可以认为差异主要表现在横截面的不同个体之间，即参数不随时间而变化，且通常假定斜率系数为常数，即个体的差异主要体现在截距项上。

面板数据分析有多种方法，最常见的是固定影响模型和随机影响模型，在使用面板数据模型时，先要进行模型设定检验以决定使用那种形式的面板数据模型。具体的检验方法是利用 Hausman 检验，判断是选取固定影响模型还是选取随机影响模型。本文采用的是固定影响模型。另外，考虑到区域之间的差异可能带来异方差使得参数估计无效，本文选择了加权广义最小二乘法（GLS）进行估算，以避免异方差的问题。

3.1.2 资本的度量：

人力资本的度量中主要涉及到两个问题。一是人力资本的概念范围，目前尚无统一的定义。OECD 将其界定为“个体中包含的与经济活动相关的知识、技能、竞争力以及其它特征”[10]，应当包括所有用于提高技能的投资，如学历教育、家庭教育以及在职培训和“干中学”等。然而，由于数据难以获取，目前的研究仍然局限于正规教育对经济增长的影响。二是人力资本的折旧问题，事实上，由于所学的知识及某些能力随着年龄的增长而退化或者荒废，人力资本也会像物质资本一样发生折旧，但目前这方面的理论和实证研究也相当缺乏。同样，本文的研究范围也受到这两大问题的限制，因而采用了目前使用较为普遍、也得到众多跨国研究结果验证的平均受教育年限作为人力资本的替代指标，即用劳动者的受教育年限代表相应级别的人均人力资本存量。具体的计算方法是：

$$E_{it} = H_{it}l_i = H_{it}l_i w_i$$

其中， E_{it} 表示达到 i 级教育程度的劳动力所“蕴含”的人力/教育资本量， H_{it} 代表从业人员中具备 i 级教育程度的人数， l_i 代表达到 i 级教育程度所需全部年限⁴。

物质资本投入是模型中涉及的另一重要影响因素，目前国内外最有影响的资本度量方法是戈德斯密斯 1951 年提出的永续盘存法和乔根森的资本租赁价格度量方法[11]。由于我国有关固定资产存量和使用的统计相对缺乏，本文在永续盘存法的基础上，利用《中国国内生产总值核算历史资料：1952-1995》以及《新中国 50 年统计资料汇编：1949-1999》，估计各省市的资本投入。具体测算模型为：

$$K_t = KC_t + KV_t = KC_{t-1}(1 - \omega_{t-1}) + f_t + KV_t$$

其中，K 表示物质资本，KC 表示固定资产存量⁵，KV 表示流动资本， ω 表示折旧率⁶， f_t 表示固定资本形成额。由于统计中，用存货增加表示常住单位在一定时期内（通常一年）内存货十五变动的市场价值，即流动资金平均年末余额，据此定义，KV 用存货增加表示。

3.2 人力资本的经济增长模型估算及检验

3.2.1 包含同质型人力资本的生产函数估算

在曼昆模型以及（6）式的基础上，建立包含同质型人力资本的增长模型。其面板数据模型的估计形式为：

$$\ln \frac{y}{k} = \ln A + a \ln \frac{k}{k} + f \ln \left(\frac{l}{l} \right) + \sum_{i=1}^{29} \theta_i \text{region}_i + \xi$$

其中, y 为从业人员人均 GDP, k 为从业人员人均资本投入, l 为从业人员人均受教育年限, 即人力资本结构水平; region_i ($i=1, \dots, 29$) 为哑变量, 反映区域之间的特征差异。利用加权广义最小二乘法对全部截面时间序列数据进行估计, 得到如下结果:

$$\ln \frac{y}{k} = 0.29996 \ln \frac{k}{k} + 0.032248 \ln \left(\frac{l}{l} \right) + \sum_{i=1}^{29} \theta_i \text{region}_i + \xi$$

(12.51485, 0.0000) (3.017772, 0.0027)

上述方程中, 所有变量均在 1% 的显著性水平下进入方程。由检验结果可以看出回归拟合效果较好, 并通过自相关检验。

Weighted Statistics			
R-squared	0.812267	Mean dependent var	0.123459
Adjusted R-squared	0.795990	S.D. dependent var	0.063166
S.E. of regression	0.028530	Sum squared resid	0.281640
F-statistic	1497.045	Durbin-Watson stat	1.363865
Prob(F-statistic)	0.000000		

估算结果意味着, 如果人均人力资本水平提高 1 年, 将带动经济增长提高 3.2 个百分点, 与巴罗的跨国回归分析结果具有可比性。

3.2.2 包含异质型人力资本的生产函数估算

在 2.3 中讨论的包含异质型人力资本的经济增长模型基础上, 建立起面板数据模型:

$$\ln \frac{y}{k} = \ln A + a \ln \frac{k}{k} + f_{\text{mid}} \ln \frac{l_{\text{mid}}}{l_{\text{mid}}} + f_{\text{high}} \ln \frac{l_{\text{high}}}{l_{\text{high}}} + f_{\text{col}} \ln \frac{l_{\text{col}}}{l_{\text{col}}} + \sum_{i=1}^{29} \theta_i \text{region}_i + \xi$$

其中, y 为从业人员人均 GDP, k 为从业人员人均资本投入; l_{mid} 为初级人力资本人均受教育年限, l_{high} 为中级人力资本人均受教育年限, l_{col} 为高级人力资本人均受教育年限; region_i ($i=1, \dots, 29$) 为哑变量, 反映区域之间的特征差异。同样, 借助广义最小二乘法进行估算, 得到如下结果:

$$\ln \frac{y}{k} = 0.295561 \ln \frac{k}{k} + 0.037404 \ln \left(\frac{l_{\text{mid}}}{l_{\text{mid}}} \right) + 0.009872 \ln \left(\frac{l_{\text{high}}}{l_{\text{high}}} \right) + 0.005048 \ln \left(\frac{l_{\text{col}}}{l_{\text{col}}} \right) + \sum_{i=1}^{29} \theta_i \text{region}_i + \xi$$

(12.37407, 0.0000) (3.166651, 0.0017) l_{mid} (1.277681, 0.2021) l_{high} (1.726006, 0.0851) l_{col}

上述方程中, 除高中教育程度的人力资本以外其它所有变量均在 1% 的显著性水平下进入方程。并且由以下检验结果可以看出回归结果显著, 并较好地通过自相关检验。

Weighted Statistics			
R-squared	0.812983	Mean dependent var	0.123203
Adjusted R-squared	0.795586	S.D. dependent var	0.062549
S.E. of regression	0.028280	Sum squared resid	0.275108

F-statistic	498.4680	Durbin-Watson stat	1.387815
Prob(F-statistic)	0.000000		

显然，在包含异质型人力资本的经济增长模型中，其总产出弹性大于同质型模型，也就是说，传统模型中将各级人力资本简单加总，可能低估了人力资本的影响。

3.3 人力资本非均衡性在区域经济差距中的贡献

人均国内生产总值代表了一个国家或地区的经济发展水平，也很大程度决定着人民的收入水平。图 1 显示，从 1990 年以来，我国各地区人均 GDP 的相对极差不断扩大，1990 年人均 GDP 最高的地区是最低省份的 7.3 倍，1995 年变为 10.22 倍，1999 年又进一步扩大到 12.45 倍，到 2004 年更是达到了 13.12 倍。（2003 年 12.97。）

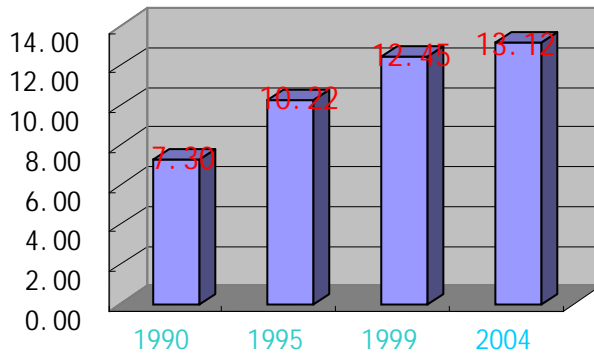


图 1 各地区人均 GDP 最大值与最小值之比

从反映各省市自治区之间人均 GDP 水平离散程度的标准差来看，1990 年、1995 年、2000 年、2004 年各省市自治区之间人均 GDP 水平的标准差分别为：1125.08、3560.15、6416.57、10477.25，2004 年的标准差比 1990 年高出 8.3 倍，这表明各地区之间经济增长水平的差距在过去的 15 年里不断地扩大。

采用变异系数这一指标来考察 1990 年以来的地区经济增长差距，其公式如下：

$$V = \frac{1}{\bar{X}} \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \frac{P_i}{P}}$$

其中，V 是变异系数，N 表示地区个数； X_i 表示第 i 个地区的样本值； \bar{X} 表示样本的算术平均值； P_i 表示第 i 个地区的人口；P 表示全国总人口。这里我们主要考察各地区人均 GDP 的变异系数。所以 X_i 表示第 i 个地区的人均 GDP； \bar{X} 表示当年各地区人均 GDP 的算术平均值，N 取 29。

下面的图 2 反映了 1990—2003 年全国 29 个省区的人均 GDP 的变异系数变化趋势。我们可以很清楚地看到：自 1990 年以来，变异系数一直处于上升的趋势，由 1990 年的 0.596 扩大到 2003 年的 0.712。

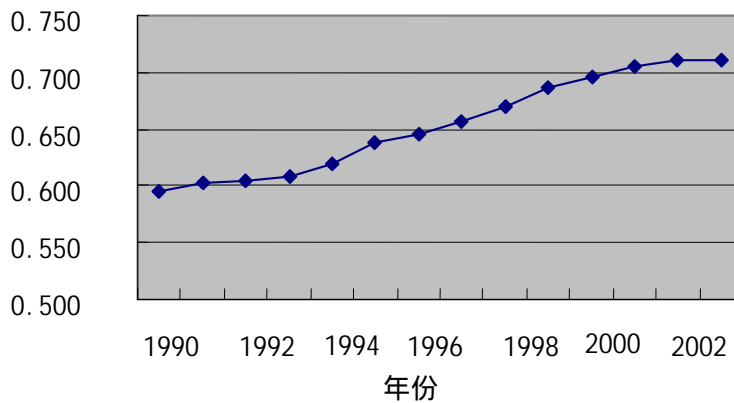


图2 1990-2003 全国人均 GDP 变异系数 (29 个省区)

数据来源：根据 1990 年-2003 年各省、市、自治区统计年鉴的相关数据整理计算。

应该承认，地区经济发展的差距是由各地区的资本劳力等要素投入、开放和市场化程度、产业结构、人力资本禀赋、工业化和城市化水平、地方政府的政策以及社会文化因素等等多方面因素综合作用而造成的，是一个复杂的机制。另外，不同时期影响地区差距的因素也不尽相同，需要具体分析。而本文主要从人力资本积累的角度研究其对区域经济发展水平差异的影响，采用 Klenow 和 Rodriguez-clare 提出的“协方差测算法”[12]，将人均 GDP 差异分解为人力资本存量，人均物质资本以及全要素生产率差异的相对贡献。根据 (6) 式可得 (7)：

$$\text{var}(\ln(y)) = \text{cov}(\ln(y), \ln(y)) = \text{cov}(\ln(y), \ln(k)^a) + \sum \text{cov}(\ln(y), \ln(l_i)^{f_i}) + \text{cov}(\ln(y), \ln(A))$$

进而以百分比的形式表示各个投入要素的相对贡献：

$$\frac{\text{cov}(\ln(y), \ln(k)^a)}{\text{var}(\ln(y))} + \frac{\sum \text{cov}(\ln(y), \ln(l_i)^{f_i})}{\text{var}(\ln(y))} + \frac{\text{cov}(\ln(y), \ln(A))}{\text{var}(\ln(y))} = 1 \quad (8)$$

利用包含异质型人力资本的增长模型的回归分析结果，计算 1990 年至 2003 年各级人力资本对地区经济差异的影响，如下表：

表 1. 1990 至 2003 各个时期人力资本对区域经济差异的贡献度 (%)

年份	初级人力资本	中级人力资本	高级人力资本	异质型人力资本结构效应
1990-1992	0.5005	0.5223	0.56985	1.59264
1993-1995	0.26755	0.44367	0.52918	1.2404
1996-1998	0.29602	0.39353	0.37231	1.06185
1999-2001	0.27588	0.39806	0.29745	0.9714

2002-2003	0.14117	0.44591	0.27256	0.85964
-----------	---------	---------	---------	---------

可以看到，造成我国地区间人均收入差异的主要来源还是人均物质资本投入，人力资本的差异对地区间人均收入差异影响并不大。并且，随着人才流动的加剧，以及各个地区对教育和人才的日益重视，人力资本非均衡性对地区差距的解释力逐渐减弱。分时间段来看，各级人力资本影响的变动并不相同，尤其是初级人力资本的解释力减弱速度很快，而中级人力资本的非均衡分布始终是造成区域经济差异的主要原因。

在此基础上，根据各地区人均 GDP 水平高低，本文采用聚类法将所有地区分为 3 组⁷，并对各组地区予以计量分析，揭示各级人力资本对组内经济差异的不同解释力度。

表 2. 按 1990-2003 年人均 GDP 水平的分类

组别	地区
1	北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东
2	河北、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、湖北、海南、新疆
3	安徽、江西、河南、湖南、广西、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏

表 3. 1990-2003 年期间各级人力资本在区域经济差异中的贡献度 (%) :

组 1	人均初级人力资本	人均中级人力资本	人均高级人力资本	组 2	人均初级人力资本	人均中级人力资本	人均高级人力资本	组 3	人均初级人力资本	人均中级人力资本	人均高级人力资本
90-92	0.58468	0.85761	0.96194	90-92	0.8215	0.44372	0.62421	90-92	0.87546	0.42318	0.34784
93-95	0.12861	0.97147	1.11038	93-95	0.11773	0.38644	0.48177	93-95	1.07031	0.24178	0.39882
96-98	-0.3009	0.9403	0.89649	96-98	0.57936	0.33581	0.3624	96-98	0.90659	-9.84E-03	-0.1335
99-01	-0.5515	0.84517	0.71302	99-01	0.79881	0.14993	0.16434	99-01	1.04433	0.13657	0.02946
02-03	-0.8689	0.82611	0.79451	02-03	0.7744	0.14252	-0.0723	02-03	0.88269	0.30845	-2.64E-03

计算结果显示，虽然总体上各级人力资本的非均衡分布对各组经济发展水平差异的解释力渐弱，但各级人力资本对不同组别的作用还是存在很大差异。初级人力资本在低水平组（组 3）的贡献远高于其它两个组，特别是 96 年以来，初级人力资本在高水平组（组 1）的贡献度一直为负数，可见，在发达地区内部，初级人力资本已经不是决定经济发展水平的主要因素。然而对于低水平组，初级人力资本的非均衡分布仍是组内差距重要的解释因素；高、中级人力资本的作用并不明显。由此可见，中、高级人力资本对于发达地区有更大的影响力；但在落后地区，初级人力资本的贡献更为显著。

3.4 人力资本投资的相对收益率与教育资源优化配置

2.3 中提到了人力资本投资的相对产出效率以及资本配置效率问题，这里首先进一步明确人力资本投资的概念，假定从 $i-1$ 级教育程度提高到 i 级的人均投入成本为

$$g_i = l_i - l_{i-1}$$

根据前面的假定，对于任意级别的人力资本，有 $(\Delta l_i / l_i) = 0$ ，因此 $\frac{\dot{g}_i}{g_i} = 0$ ，且达到某一级教育水平所需的人力资本投资可以表示为：

$$G_{it} = g_i R_{it} = g_i \sum_{v=i}^n H_{vt}$$

其中， R_{it} 表示具备 i 级或以上教育程度的劳动力数量，无论他们之后是否继续深造。经推导可以得出与 (2) 式相似的结果：

$$\dot{Q}/Q = \frac{\dot{A}}{A} + a_t \frac{\dot{K}}{K} + b_{ut} \frac{\dot{H}}{H} + \sum_{i=1}^n \left(\frac{F_{G_{it}} G_{it}}{Q_t} \right) \left(\frac{\dot{G}_i}{G_i} \right) = \frac{\dot{A}}{A} + a_t \frac{\dot{K}}{K} + b_{ut} \frac{\dot{H}}{H} + \sum_{i=1}^n q_{it} \left(\frac{\dot{G}_i}{G_i} \right)$$

采用和前面一样的方法可以将最后一项 $\sum_{i=1}^n q_{it} \left(\frac{\dot{G}_i}{G_i} \right)$ 分解为三部分，分别表示维持劳动力现有水平的人力资本投资，劳动者人力资本结构变化以及人力资本投资结构变化对经济增长的贡献率。

$$\dot{Q}/Q = \frac{\dot{A}}{A} + a_t \frac{\dot{K}}{K} + b_{ut} \frac{\dot{H}}{H} + q_t \frac{\dot{H}}{H} + q_t \frac{\dot{1}}{1} + q_t \sum_{i=1}^n \frac{F_{G_{it}}}{F_{G_t}} \Delta \left(\frac{G_i}{G} \right)$$

同样，上式中最后一项 $q_t \sum_{i=1}^n \frac{F_{G_{it}}}{F_{G_t}} \Delta \left(\frac{G_i}{G} \right)$ ，显示了人力资本投入结构的改善对经济增长的贡献，即在增加初级教育投入和高级教育投入都可以提高人均人力资本水平的情况下，如何以最有效的方式配置资源以促进经济增长。显然，如果相对产出率高于平均水平的资本投入 $(F_{G_{it}} / F_{G_t}) > 1$ 的规模增大，即 $\Delta(G_i / G) > 0$ ，会对经济增长产生积极的影响，反之则不然。也就是说，如果教育资本存在边际收益递减效应⁸，基本识字率的增加（文盲相应减少）可能比高校毕业生增加（中等程度教育人口相应减少）更能有效地改善教育结构。

同时，值得注意的是：

$$q_t = \sum_{i=1}^n \frac{F_{G_{it}} G_{it}}{Q_t} = \sum_{i=1}^n \frac{(mdF_{Hit} / g_i)(R_{it} g_i)}{Q_t} = \sum_{i=1}^n \frac{dF_{Hit} H_{it}}{Q_t} = \sum_{i=1}^n \frac{F_{Eit} E_{it}}{Q_t F_{G_{it}}} = f_t$$

因此可以利用前面回归分析的结果，推算各级人力资本投资的相对边际产出率 $\frac{F_{G_{it}}}{F_{G_t}}$ ，得到结果如下：

表 4. 1990-2003 年期间各级人力资本投资的相对产出率

地区	初中教育投资	高中教育投资	大专及以上学历教育投资	地区	初中教育投资	高中教育投资	大专及以上学历教育投资
北京	1.2274796	0.640472	0.5994204	河南	0.8462423	1.1008567	2.348731
天津	1.0566256	0.6958726	0.9020664	湖北	0.92669	0.8536597	1.4523467
河北	0.8374145	0.9757034	1.8811608	湖南	0.8477173	0.9065014	1.8701645
山西	0.8494312	0.9423642	1.4790668	广东	0.8625308	0.9144742	1.4922014
内蒙古	0.9279168	0.8053537	1.3645497	广西	0.8053442	1.0382625	2.4546899
辽宁	0.9032603	0.934122	1.2098828	海南	0.9258522	0.8322156	1.5925172

吉林	0.9839371	0.7531433	1.2970914	四川	0.7678531	1.0403655	1.7809777
黑龙江	0.9444688	0.8481617	1.3500635	贵州	0.8366824	0.9588898	1.4001262
上海	1.1280436	0.6468857	0.7676197	云南	0.8782799	1.0755169	1.9072419
江苏	0.8764983	0.8850209	1.5849731	陕西	0.9456581	0.8339965	1.4911864
浙江	0.8025434	0.9393599	1.5828545	甘肃	0.9774827	0.8062276	1.6556514
安徽	0.8171497	1.1295655	1.7992991	青海	1.0442535	0.7867184	1.1996612
福建	0.8447277	0.8149016	1.4052243	宁夏	0.9627022	0.817444	1.1136537
江西	0.8350917	0.8876595	1.6469604	新疆	1.0017712	0.735172	0.8407219
山东	0.8159281	0.9858238	1.7598956				

可见，对于全国大多数地区，大专以上教育投资仍有较高的相对边际收益率，这也是近年来高等教育投入不断高涨的原因。但在北京、天津、上海、青海和新疆，初中教育的相对边际回报大于1，也就是说，在这些地区将人力资本投资投入到初中教育中将获得更大的收益，这主要是由于1990年以来，高中毕业生升学率从27.3%提高到78.8%，特别是1999年开始的大学扩招，促使高中毕业生升学上升更快，高校聚集地区人力资本投资甚至出现规模报酬递减效应；另一方面初中毕业生升学率提高却不是很快，在15年内仅提高了约10个百分点。

4. 小结

本文在一般人力资本经济增长模型的基础上，引入包含异质型人力资本的理论分析框架，利用面板数据模型分别对两种模型进行估算，并依据估算结果对我国区域经济差异的人力资本特征以及人力资本的相对边际收益率进行分析。分析表明：

异质型人力资本增长模型的估算结果高于同质型人力资本2个百分点，这意味着传统增长模型中将人力资本视为同质的假定可能低估了它在经济增长中的作用。

人力资本对区域经济的贡献度较低，我国的区域经济差异主要来源于人均物质资本投入的差异。同时，人力资本对有区域经济发展水平差异的影响有逐渐减弱的趋势，这一方面说明由于存在大范围的人力资本流动，以及各地区对教育的逐渐重视，我国人力资本的不均衡性有所缓解，另一方面也说明要保持经济长期持续增长，还需大力增加人力资本的投入。

分组讨论结果表明，中、高级人力资本对人均GDP中、高水平组内差异影响较大，而初级人力资本则对低水平组的影响更为明显，这比较符合经济发展的一般特点。结合对人力资本投资相对边际回报的分析，说明经济发展水平不同的各个地区选择的教育资本投资途径也应当不同，增加对相对边际收益率大于1的学历教育投资，优化教育资源配置，将更有效地改善人力资本结构进而推动地区经济发展。

参考文献

[1] 亚当·斯密：《国民财富的性质和原因的研究》[M]，商务印书馆，1972年版。

- [2] 西奥多·W·舒尔茨：《人力资本投资——教育和研究的作用》[M]，商务印书馆，1990年版。
- [3] 罗伯特·J·巴罗：《经济增长的决定因素：跨国经验研究》[M]，中国人民大学出版社，2004年版。
- [4] 王金营：《人力资本与经济增长理论与实证》[M]，中国财政经济出版社，2001年版。
- [5] 罗伯特·J·巴罗，哈维尔·萨拉伊马丁：《经济增长》[M]，中国社会科学出版社，2000年版。
- [6] 李忠民：《人力资本——一个理论框架及其对中国一些问题的解释》[M]，经济科学出版社，1999年版。
- [7] 陆根尧：《经济增长中的人力资本效应》[M]，中国计划出版社，2004年版。
- [8] 沈利生，朱运法：《人力资本与经济增长分析》[M]，社会科学文献出版社，1999年版。
- [9] 李子奈：《计量经济学——方法和应用》[M]，清华大学出版社，1992年版。
- [10] 易丹辉：《数据分析与Eviews应用》[M]，中国统计出版社，2002年版。
- [11] Bils, Klenow: “Does Schooling Cause Growth?” [J], *NBER Working Paper*, 2000.05
- [12] Florian Schütt, “The Importance of Human Capital for Economic Growth” [J], *Globalisierung der Weltwirtschaft*, 27, 2003.08.
- [13] Laroche, Merette: “Measuring Human Capital in Canada”, 2000.05
- [14] Klenow, Rodriguez-Clare, “The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has it Gone Too Far?” [J], *NBER Macroeconomics Annual*, 1997.
- [15] Lucas R. E. “Making a Miracle” [J], *Econometrica* 61(2):251-272, 1993.
- [16] Ludger Wopmann, “Specifying Human Capital: A Review, Some Extensions, and Development Effects” [J], *Kiel Working Paper* No.1007, 2000.10.
- [17] Krueger, Lindahl, “Education for Growth: Why and for Whom?” [J], *NBER Working Paper* 7591, 1998.03.
- [18] Mankiw, Romer, David, “A Contribution to the Empirics of Growth” [J], *Quarterly Journal of Economics*, 1992.
- [19] Milenko Popovic, “Capital Augmenting and Labor Augmenting Approach in Measuring Contribution of Human Capital and Education to Economic Growth” [C], Institute of Economic Sciences, 2005.02.
- [20] Miller, Upadhyay: “Total Factor Productivity, Human Capital and Outward Orientation: Differences by Stage of Development and Geographic Regions” [J], *Working Paper* 2002-33, 202.07.
- [21] Norman, Gemmill: Evaluating the Impacts of Human Capital Stocks and Accumulation on Economic Growth: Some New Evidence” [J], *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1996.
- [22] Sianesi, B., VanReenen, J. (2000), “The Returns to Education: A Review of the Macro-Economic Literature” [C]. Centre for the Economics of Education, London School of Economics and Political Science, 2000.

The Contribution of Heterogeneous Human Capital to Regional Variation in Economic Development: A Theory with an Application to Regions across China

Chen Xiu-shan , Zhang Ruo

Abstract: Output per worker varies enormously across regions of China. Human capital is almost always identified as a crucial ingredient for growing economies, but empirical investigations of regional growth have done little to clarify the composition of relevant human capital or any implications for policy. This paper establishes a testable growth model with heterogeneous human capital, and further decomposes contribution of human capital to economic development. Through panel-data regression, it finds that the contribution of human capital is underestimated in the traditional homogenous growth model. With this understanding, it estimates the contribution of differences in human capital stocks to regional variation in output per worker across China, as well as that across each of several income groups. Finally, by investigating average relative productivity of investment in different stage of education, it proposes a more efficient way to better human capital structure.

Key words: heterogeneous human capital, economic growth, regional variation, panel-data model

收稿日期: 2005 - 11 - 01 ;

作者简介: 陈秀山, 中国人民大学区域经济与城市管理研究所教授; 张若, 中国人民大学区域经济与城市管理研究所研究生。

$$^1 \sum_{i=1}^n f_{it}(\dot{E}_i/E_i) = f_t(\dot{E}/E) + f_t \sum_{i=1}^n \frac{F_{E_{it}} E_{it}}{F_{E_i} E_i} \left(\frac{\dot{E}_i}{E_i} - \frac{\dot{E}}{E} \right) \approx f_t(\dot{E}/E) + f_t \sum_{i=1}^n \frac{F_{E_{it}} E_{it}}{F_{E_i} E_i} \left[\frac{\Delta(E_i/E)}{(E_i/E)} \right] = f_t(\dot{E}/E) + f_t \sum_{i=1}^n \left(\frac{F_{E_{it}}}{F_{E_i}} \right) \Delta \left(\frac{E_i}{E} \right)$$

² Krueger 和 Lindahl 数据分析的结果更偏向于平方关系, 即人力资本存量与经济增长的关系呈倒 U 型, 这与传统宏观回归分析假设教育对增长的效应呈线性相悖。

³ 重庆和西藏除外。

⁴ 我国自 1996 年起才开始对从业人员受教育程度进行系统的统计, 见《中国劳动统计年鉴》。1996 年以前数据根据 1990 年、2000 年人口普查资料以及《人口统计年鉴: 1990-2003》推算。

⁵ 1990 年基期固定资本存量的确定借鉴王金营的方法, 假定各地区初始资本存量在 1952 年全部形成, 而且 1952 年固定资本存量相当于当年 GDP 的 3 倍。

⁶ 相关文献中固定资产折旧率通常被设定为 5%-10%, 考虑到本文中采用的固定资本形成额高于实际新增固定资产, 而且 90 年以来情况变化不大, 故统一使用 6% 作为折旧是比较合理的。

⁷ 由于我国地区间人均 GDP 差异较大, 若直接取聚类结果, 第一类只有北京和上海两个地区, 数量过少, 同时考虑到处于第二类的天津、辽宁、江苏、浙江、山东、福建、广东等地区与第一类地区的联系和相似性, 因此, 本文先将所有地区聚为 3 类, 合并前两类, 再将数量庞大的第三类地区聚为两类。

⁸ Krueger 和 Lindahl 的研究认为数据分析的结果似乎更偏向于平方关系, 即人力资本存量与经济增长的关系呈倒 U 型, 这与传统宏观回归分析假设教育对增长的效应呈线性相悖。