

# 人力资本对居民收入差距影响的存量效应\*

焦斌龙

**【摘要】**人力资本是决定居民获取收入的能力的主要因素之一,随着人力资本投资增加,居民个体人力资本存量积累通过扩张效应、平等化效应、缩减效应和错位效应影响居民间的收入差距,带来了人力资本对居民收入差距的存量效应,形成了人力资本存量与居民收入差距在不同经济发展阶段的倒U形曲线。实证研究表明,中国目前正处于工业化中期,处于倒U形曲线的左侧,人力资本存量对收入差距的扩张效应大于平等化效应,呈现出随着人力资本投资增加,居民收入差距扩大的态势。

**【关键词】**人力资本 居民收入差距 存量效应 倒U形曲线

**【作者】**焦斌龙 山西财经大学经济学院院长、教授。

纵观国内学者对人力资本与收入分配的研究(赖德胜,1997;白雪梅,2004;刘国恩等,2004),笔者发现,一方面,学者们将研究的重心放在了教育对收入差距的影响方面,对人力资本投资的其他方面研究较为薄弱,事实上,人力资本是一个整体,是由多种投资共同形成的,单纯研究教育不能够全面反映人力资本对收入差距的影响。另一方面,现有理论在人力资本存量对居民收入差距影响机制方面的研究严重不足,迫切需要进一步深入。本文将运用中国相关数据研究人力资本总体存量变化对居民收入差距的影响,并将其称为人力资本对居民收入差距影响的存量效应。

## 一、存量效应:人力资本与居民收入差距的作用机制

人力资本决定了居民收入的增长,人力资本存量的增加,即人力资本积累又会作用于居民收入的水平,从而带来了居民收入差距的变化。本文将这种人力资本存量变化引起的居民收入差距的变化称为人力资本对收入分配的“存量效应”,这一效应是通过以下4个效应实现的。

\* 本文为国家社会科学基金“当前人力资本的作用与部分社会成员收入分配差距扩大研究”(编号06CJY010)的阶段性研究成果。

其一,扩张效应,指由于人力资本存量的增加,居民收入差距进一步扩大的现象。一方面,随着居民人力资本存量的增加,最先获得人力资本的居民收入增加,而没有获得人力资本的居民收入没有变化,从而拉大了收入差距。另一方面,人力资本是有层次性的,人力资本的积累具有报酬递增性,已获得人力资本的居民人力资本积累速度更快,人力资本存量更大,层次更高,收入也更多,从而使收入差距扩大的速度加快和幅度增大。迈瑞恩等(Marin等,1976)通过对美国的研究发现,高等教育每扩展5%,将会使收入分配指数恶化2%。

其二,平等化效应,指随着人力资本积累的推进,人力资本存量的增加,居民收入差距缩小的现象。平等化效应包括人力资本收入平等化和居民整体收入平等化两个层面。一方面,在人力资本投资收益率不变的前提下,人力资本投资的高收益率会吸引更多的人进行人力资本投资,人力资本在社会成员之间的分布更加平等,从而使人力资本收入差距缩小。特别是人力资本对低收入者、低人力资本所有者具有显著的收入增加效应。阿鲁瓦利亚(Ahluwalia,1976)研究发现,当一个社会的识字率从10%提高到60%时,收入最低的40%人口的收入份额将提高2.8个百分点;初等教育入学率对该部分人口的收入份额起着正向、显著的作用,从而缩小收入差距。另一方面,随着全社会人力资本存量增加,由于禀赋、社会地位、制度等因素造成的收入差距对居民整体收入差距的影响减弱,从而使居民收入差距减小(Schultz,1960)。

其三,缩减效应,指随着整个社会人力资本存量的增加,人力资本贬值,使人力资本拥有者与未拥有者之间、不同层次人力资本拥有者之间的收入差距缩小的现象<sup>①</sup>。缩减效应受人力资本供求状况、人力资本所有者之间竞争状况和人力资本价值变化的影响。首先,随着人力资本存量的增加,知识、信息、技术等在全社会普及,人力资本供求缺口缩小,甚至出现供过于求的现象,人力资本的投资收益率降低,造成人力资本的贬值和人力资本收入的减少。其次,劳动者之间的竞争加剧,也会降低人力资本的投资收益率,造成人力资本贬值。再次,随着人力资本存量的增加,人力资本的易折旧性特征越来越显著,人力资本折旧速度加快,造成人力资本贬值。以上这些因素的影响使人力资本所有者与非人力资本所有者之间、不同层次人力资本所有者之间的收入差距缩小,从而使整个社会的居民收入差距减小。

其四,错位效应,指高人力资本存量拥有者从事低层次工作获得低工资收入和低人力资本存量拥有者从事高薪工作获得高收入的现象。错位效应在社会中比较普遍,可能是由于供求结构不一致带来的,也可能是劳动者就业信息不对称造成的,还可能是由于行业收入差距引起的,等等。高人力资本存量低收入和低人力资本存量高收入均会减弱人力资本积累与收入差距之间的相关关系和关联系数。

在经济发展的不同阶段,人力资本供求关系不同、人力资本投资收益率不同、人力资本收入在居民收入中的比重不同,导致了在经济发展的不同阶段,人力资本积累对居民收入

<sup>①</sup> 赖德胜(1997)将这种效应称为竞争效应,强调同一层次劳动者之间的竞争。本文不仅考虑相互之间的竞争,还强调整个社会人力资本总供求关系的变化,更类似于奈特等(Knight等,1983)所说的压缩效应。但比压缩效应又强调了人力资本自身的易折旧性。为了表述清晰,本文称之为缩减效应。

差距的四大效应发挥作用的情况不同。一般而言,在工业化前期,由于人力资本总体上数量较少,比较优势明显,很容易扩大收入差距,扩张效应非常强,平等化效应和缩减效应几乎没有,整体上呈收入差距拉大的态势;在工业化初期,技术得到发展,拥有人力资本的居民数量增加,但整体上人力资本存量仍然偏少,扩张效应仍然非常强,平等化效应、缩减效应和错位效应开始显现,居民收入差距仍然呈扩大的趋势;在工业化中期,人力资本的比较优势开始削弱,扩张效应减弱但仍然很强,平等化效应和缩减效应明显,错位效应也比较明显;在工业化末期,全社会人力资本存量和覆盖范围达到较高水平,人力资本所有者与非人力资本所有者之间的收入差距更大,但不同层次人力资本所有者之间的收入差距因平等化效应和缩减效应而缩小,因此,扩张效应减弱但仍然较强,平等化效应和缩减效应较强,错位效应则比较明显;在“后工业化”初期,人力资本存量及其涉及分布范围达到很高水平,人力资本大量供给和大量需求形成,初步成为社会的主导,人力资本所有者之间的竞争加剧,知识的折旧速度进一步加快,平等化效应和缩减效应非常显著,扩张效应减弱,错位效应则由于人力资本越来越容易识别而较弱;在“后工业化”中后期,人力资本成为社会的主宰,知识日新月异,创新层出不穷,人力资本对居民收入的扩张效应较弱,平等化效应和缩减效应则非常强。正是在这样的演变过程中,人力资本对收入差距的影响伴随经济发展水平形成了一条倒U形曲线:在经济发展初期,随着人力资本存量的增加居民收入差距持续扩大,进入工业化后,在初期仍然持续这种扩大趋势,在中期这种扩大趋势开始减缓,在工业化高级阶段后期和发达经济阶段初期达到顶点后开始下降,其后,进入到加速下降阶段。

## 二、人力资本存量与居民收入差距:模型设计

### (一) 模型的基本假定

假定劳动者个体的一生被分为两个阶段,第一阶段主要进行人力资本投资,第二阶段依靠拥有的人力资本存量赚取收入,并在第二阶段完毕后死亡。在第一阶段,劳动者个体在出生后就会拥有一定的初始收入  $y_0$  (继承或其他途径得到),他将根据自身初始收入选择消费和人力资本投资。假定人力资本投资的单位费用为  $f_0$ ,则劳动者在第一阶段的人力资本投资还面临以下约束:  $C_0 + n_0 f_0 \leq y_0$ 。也就是说,劳动者的消费  $C_0$  和人力资本投资花费总额  $n_0 f_0$  必须小于等于其初始收入  $y_0$ 。其中  $n_0$  为人力资本投资时间。此外,假定劳动者的最低消费需求为  $C_L$ ,劳动者只有在基本消费需求得到满足的条件下,即第一阶段消费  $C_0 \geq C_L$ ,才会选择进行人力资本投资。在第二阶段,劳动者依靠第一阶段形成的人力资本存量赚取收入  $y_1$ 。假定人力资本存量与第一阶段人力资本投资时间成固定正比例关系,这里用第一阶段的人力资本投资时间  $n_0$  来代表劳动者的人力资本水平。人力资本投资时间越长则说明人力资本水平越高。劳动者个体第二阶段的收入函数:  $y_1 = E n_0^\gamma$ ;  $n_0 \geq 0$ ,  $\gamma > 0$ 。其中,  $y_1$  为劳动者在第二阶段取得的收入;  $E$  为全要素生产率,表示除人力资本外其他因素对收入的影响(如学习能力等);  $\gamma$  代表人力资本对收入的作用弹性。在收入的用途方面,第二阶段劳动者取得收入主要用

于自身消费和遗产,假定劳动者对二者的偏好相同。同时对  $y_1$  和  $C_L$  进行比较,若  $y_1 < C_L$ ,则劳动者在第二阶段取得的收入将不足以满足自身的消费需求,陷入贫困。这种贫困又会影响其对下一代的遗产(即下一代的初始收入  $y_0$ ),对下一代的人力资本形成约束,陷入贫困的恶性循环。若  $y_1 \geq C_L$ ,则劳动者才能实现人力资本投资在代际之间持续作用,维持人力资本在收入中的作用。故本文仅分析  $y_1 \geq C_L$  情况下的人力资本投资与收入差距模型。

参考 Galor 等(1993)的效用函数形式,假定代表性劳动者的效用函数为: $U(C_0, y_1) = w \ln C_0 + (1-w) \ln y_1$ 。其中,  $w$  为外生参数,表示第一阶段消费对劳动者效用的弹性;  $1-w$  代表第二阶段收入对劳动者效用的弹性,且  $0 < w < 1$ 。劳动者的效用取决于第一阶段的消费  $C_0$  和第二阶段的收入水平  $y_1$ ,且与二者成正相关关系。

## (二)模型求解:均衡时的人力资本投资水平

根据上面的假定,可以得到劳动者追求效用最大化条件下的微观模型,即:

$$\begin{aligned} \max U(C_0, y_1) &= w \ln C_0 + (1-w) \ln y_1 \\ \text{s.t. } C_0 + n_0 f_0 &= y_0 \quad C_0 \geq C_L, f_0 \geq 0, n_0 \geq 0 \\ y_1 &= E n_0^\gamma \quad \gamma > 0, y_1 \geq C_L \end{aligned}$$

将约束条件代入效用函数得到: $U(C_0, y_1) = w \ln(y_0 - n_0 f_0) + (1-w) \ln(E n_0^\gamma)$ 。劳动者的效用取决于人力资本投资的时间  $n_0$ ,劳动者可以通过调整  $n_0$  来实现自身效用最大化。为此,对效用函数求  $n_0$  的导数得到: $n_0^* = \frac{\gamma \cdot y_0 (1-w)}{(w + \gamma - \gamma w) f_0}$ ,即均衡时的人力资本投资时间。

将  $n_0^*$  代入收入函数,可以得到均衡时劳动者在第二阶段的收入水平: $y_1^* = E \cdot (n_0^*)^\gamma = E \cdot \left[ \frac{\gamma \cdot (1-w)}{(w + \gamma - \gamma w) f_0} \right]^\gamma \cdot y_0^\gamma$ 。其中,  $y_1^*$  为劳动者通过进行人力资本投资而形成的均衡收入水平。

经过人力资本投资之后,典型劳动者的收入水平会发生改变。这个新的均衡收入水平  $y_1^*$  受到人力资本对收入的作用弹性  $\gamma$ 、均衡的人力资本投资  $n_0^*$ 、人力资本以外其他因素  $E$  的影响。也就是说人力资本投资会产生新的收益,会产生一个收入的增值,虽然这个增值受多种因素影响,甚至并不一定为正。因此可以将人力资本投资的收入效应简化为:新的均衡收入是初始收入与一个投资增值的总和。在这方面贝克尔—契斯威克模型提供了一个范例,他们曾用双对数模型来解释一个接受  $s$  年教育的典型个人的收入,假定: $\log y_n = \log y_0 + r \cdot s + u$ 。这里借鉴贝克尔—契斯威克模型,将人力资本投资收入效应简化为: $\log y_1^* = \log y_0 + r \cdot h + u$ 。其中  $y_1^*$  为人力资本投资后取得的收入; $y_0$  为初始收入水平; $r$  为人力资本收益率; $h$  为人力资本投资年限; $u$  为其他因素的影响。

人力资本投资得到的新的均衡收入水平,是初始收入与新增收入回报的总和。进一步考虑众多劳动者接受人力资本,从而产生的对整体收入差距的影响。对两边取差分可得: $\text{var}(\log y_1^*) = \bar{r}^2 \text{var}(h) + \bar{h}^2 \text{var}(r) + 2\bar{r} \cdot \bar{h} \cdot \text{cov}(r, h) + \text{var}(u)$ 。收入方差代表了劳动者群体的收入分配状况,可以一定程度上表征整体收入差距,从上式取方差之后的结构来看,新的均



衡收入的方差与人力资本水平的方差、人力资本收益率方差、人力资本水平与人力资本收益率的协方差等关系紧密。这表明人力资本水平  $\bar{h}$ 、人力资本分布状况  $\text{var}(h)$  及其他因素都是影响收入分配的重要指标。

然而,用方差来表示收入差距比较粗略,因此用收入基尼系数、人力资本基尼系数分别替换相应的方差,得出新的人力资本—收入差距模型。同时,由于人力资本仅是形成收入的基础条件,人力资本能否真正转化为货币收入还要受多种市场因素的影响。为此,引入劳动所得在总收入中的比重、市场化程度(表示分配制度、所有制等对收入差距的影响),最终得到影响收入基尼系数的主要因素,用线性方程可以表示为:
$$G = \alpha_0 + \sum_i^m (\alpha_i G_i) + \beta_1 H + \beta_2 W + \beta_3 M + U。$$

其中, $G$  为收入基尼系数; $G_i$  代表第  $i$  种人力资本基尼系数; $H$  代表人力资本存量; $W$  代表劳动所得在总收入中的比重; $M$  为国有单位职工人数占总职工人数比重; $U$  为其他影响收入基尼系数的因素; $m$  为人力资本基尼系数的种类数量。

### (三) 变量选取和数据来源

根据数理模型的设计,以收入基尼系数为被解释变量,其他因素为解释变量建立计量经济模型。具体的指标为:(1)收入基尼系数( $G$ )。本文结合张婵娜(2008)的总结和笔者的测算来生成中国历年的收入基尼系数。(2)教育基尼系数( $G_{JY}$ )。本文参考姚继军(2009)的测算结果,借鉴洪兴建(2008)离散型数据的收入基尼系数测算方法进行具体测算。(3)卫生基尼系数( $G_{WS}$ )。本文选用人均床位数指标来间接表征居民卫生状况,根据人均床位数分布描绘出中国居民卫生人力资本洛伦兹曲线,进而计算出卫生人力资本基尼系数。(4)人均人力资本存量( $H$ )。这里的人力资本存量包括教育投资、卫生投资、培训投资、迁移投资和科研 5 种形式共同形成的人力资本积累。本文根据相关数据进行了测算(焦斌龙、焦志明,2010)。(5)劳动所得在总收入中的比重( $W$ )。本文用工资总额占 GDP 比重来表征劳动所得占总收入的比重,根据《中国统计年鉴》历年工资总额和 GDP 数据计算所得。(6)国有单位职工人数占总职工人数比重( $M$ )。本文用该指标来表征经济市场化程度,根据《中国统计年鉴》历年国有单位职工人数和总职工人数的数据计算所得。

由于不同数据的残缺,选取 1983~2007 年作为全部指标的年限(见表 1)。本研究的计量模型选用其对数值来进行,具体为:
$$\text{Ln}G = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Ln}G_{JY} + \alpha_2 \text{Ln}G_{WS} + \alpha_3 \text{Ln}H + \alpha_4 \text{Ln}W + \alpha_5 \text{Ln}M + \varepsilon。$$
其中, $\varepsilon$  为随机误差项。

## 三、人力资本存量与居民收入差距:模型回归及检验

### (一) 人力资本存量与居民收入基尼系数的相关关系考察

首先单纯考察人力资本存量和基尼系数两者之间的关系(见图 1)。

从图 1 可以看出,人力资本存量与收入基尼系数之间呈现出明显的正向关系,但二者并不是直线关系,而是呈现出二次曲线的形式。为此简单地做了基尼系数与人均人力资本

存量之间的回归,结果支持二次曲线形式的判断。结果如下:

$$G=0.225271+0.000176H+(-3.06E-08)H^2$$

$$(17.69794) \quad (-9.989470)$$

$$R^2=0.982112 \quad SE=0.009979 \quad D.W.=1.39523$$

从回归结果来看,中国的确存在人力资本存量与收入基尼系数之间的倒U形曲线关系。当人均人力资本存量达到2 875.816元时,收入基尼系数达到顶点,之后随着人力资本存量的增长而降低。而改革开放以来,中国人均人力资本存量一直低于该标准,仅2007年达到这一水平,因此,判断中国改革开放以来基本处于该倒U形曲线的左侧。然而,这种简单的相关分析仅能看出二者关系基本变化趋势,不能进一步考察具体的相关程度,因此需要进行多因素回归分析。

表1 模型相关数据

年份	基尼系数	教育基尼系数	卫生基尼系数	人均人力资本存量(元)	工资总额占GDP比重	国有单位职工人数占总职工人数比重
1983	0.2641	0.4003	0.1461	277.62	0.1567	0.7617
1984	0.2684	0.3858	0.1481	313.75	0.1572	0.7264
1985	0.2656	0.3737	0.1470	353.74	0.1534	0.7275
1986	0.2968	0.3615	0.1458	394.39	0.1615	0.7286
1987	0.3052	0.3523	0.1446	435.96	0.1559	0.7306
1988	0.3133	0.3443	0.1495	481.06	0.1540	0.7337
1989	0.3214	0.3368	0.1676	526.39	0.1541	0.7356
1990	0.3063	0.3069	0.1506	578.01	0.1581	0.7359
1991	0.3240	0.3007	0.1499	633.04	0.1526	0.7350
1992	0.3369	0.2950	0.1467	697.30	0.1463	0.7361
1993	0.3592	0.2889	0.1667	766.90	0.1391	0.7354
1994	0.3621	0.2812	0.1421	838.28	0.1381	0.7552
1995	0.3515	0.2737	0.1382	920.84	0.1332	0.7554
1996	0.3750	0.2895	0.1367	1016.65	0.1275	0.7574
1997	0.3790	0.2576	0.1355	1097.60	0.1191	0.7529
1998	0.3860	0.2516	0.1328	1230.78	0.1101	0.7342
1999	0.3970	0.2486	0.1318	1365.20	0.1101	0.7281
2000	0.4170	0.2468	0.1249	1511.16	0.1074	0.7195
2001	0.4500	0.2252	0.1291	1678.56	0.1079	0.7079
2002	0.4540	0.2307	0.1297	1874.31	0.1094	0.6784
2003	0.4580	0.2297	0.1269	2089.96	0.1086	0.6553
2004	0.4650	0.2255	0.1293	2321.93	0.1057	0.6344
2005	0.4700	0.2339	0.1192	2579.08	0.1080	0.5980
2006	0.4720	0.2250	0.1143	2866.36	0.1098	0.5762
2007	0.4850	0.2192	0.1049	3178.52	0.1131	0.5622

(二) 数据平稳性检验

由于模型使用的是时间序列数据,为避免虚假回归需要对各变量进行数据平稳性检验。从图2可以看出,6个变量呈现出明显的变化趋势,不具有平稳性;经过一阶差分之后表现出了平稳性特征。同时为进一步求证数据平稳性特征,对模型中涉及的6个变量进行了ADF检验,检验结果如表2所示。从表2可以看到,变量LnG、LnG<sub>JY</sub>、LnG<sub>WS</sub>、LnH、LnW、

LnM 在 1% 和 5% 显著水平上均表现为非平稳。一阶差分之后, D(LnG)、D(LnG<sub>JY</sub>)、D(LnG<sub>WS</sub>)、D(LnM) 在 1% 显著水平上通过了单位根检验, 表现出平稳性; D(LnH)、D(LnW) 没有通过 1% 显著水平的单位根检验, 但在 5% 显著水平上也通过了单位根检验, 表现出平稳性。因此可以确定 6 个变量均为一阶单整 I(1)。

(三) 模型回归

根据上述数据, 对模型做了普通最小二乘估计, 结果如下:

$$\begin{aligned} \text{LnG} = & -2.691286 + 0.081311 \text{LnG}_{JY} + 0.209148 \text{LnG}_{WS} + 0.297711 \text{LnH} - 0.092618 \text{LnW} + 0.07525 \text{LnM} \\ & (0.368657) \quad (1.812485) \quad (3.898848) \quad (-0.789024) \quad (0.424698) \\ R^2 = & 0.983680 \quad SE = 0.027960 \quad D.W. = 1.507929 \end{aligned}$$

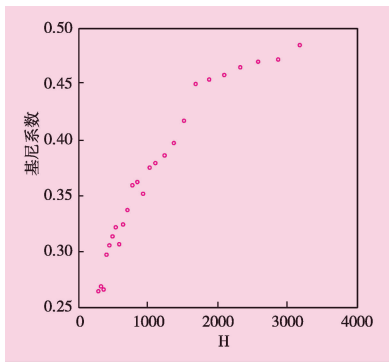


图 1 人力资本存量与收入基尼系数散点图

从上述结果可以看出, 模型的拟合程度和 D.W. 值通过了检验。但教育基尼系数对数(LnG<sub>JY</sub>)、卫生基尼系数对数(LnG<sub>WS</sub>)、工资总额占 GDP 比重对数(LnW)、国有单位职工人数占总职工人数比重对数(LnM)未通过 t 检验; 并且国有单位职工人数占总职工人数比重对数(LnM)的系数符号错误, 按照前文的分析, 国有单位职工人数占总职工人数比重应与收入基尼系数呈现负相关关系, 该比重越高反映市场化程度越低, 收入分配应该相对更加均等, 但回归却显示该系数为正; 同时教育基尼系数对数(LnG<sub>JY</sub>)、卫生基尼系数对数(LnG<sub>WS</sub>)的系数符号和系数值也存在着

值得推敲之处, 按照散点图中国教育基尼系数、卫生基尼系数与收入基尼系数呈现出明显的反向运动关系, 除非二者对收入基尼系数影响不显著, 否则应该呈现负相关<sup>①</sup>。由此可以推



图 2 1983~2007 年中国 LnG、LnG<sub>JY</sub>、LnG<sub>WS</sub>、LnH、LnW、LnM 变化趋势

① 若呈现正相关也是可以接受的, 但除非教育基尼系数、卫生基尼系数对收入基尼系数影响很小, 收入基尼系数主要受其他因素影响, 两者在散点图上呈现出的反向关系仅仅是偶然, 不存在因果关系。本文认为教育基尼系数、卫生基尼系数是影响收入基尼系数的显著因素, 故上述假设不存在。

断模型存在多重共线性。基于拟合残差平方和普通最小二乘估计,一条重要的要求就是自变量必须相互独立。若自变量之间存在多重共线性,那么会使普通最小二乘的方差增大,t统计量值被低估、模型缺乏稳定性、预测结果不可信。

为此这里使用方差膨胀因子(VIF)来检测模型的多重共线性,结果为:

$$VIF = \frac{1}{1-R^2} = 30.88931。$$

经验表明,当方差膨胀因子  $VIF \geq 10$  时,存在多重共线性,而本文模型中方差膨胀因子为 30.88931,也就是说回归所得的方差为线性无关时的 30.88931 倍。

针对模型存在的多重共线性,引入一种有偏估计方法岭回归来进行模型的估计,其求解的基本方程组为:

$$\begin{cases} \tilde{\beta}_0 + \tilde{\beta}_1 \bar{X}_1 + \dots + \tilde{\beta}_k \bar{X}_k = \bar{Y} \\ \begin{pmatrix} \|x_1\| \tilde{\beta}_1 \\ \vdots \\ \|x_k\| \tilde{\beta}_k \end{pmatrix} = (\tilde{x}'\tilde{x} + \lambda I)^{-1} \tilde{x}'Y \end{cases}$$

所确定的估计量  $\tilde{\beta}_0(\lambda), \tilde{\beta}_1(\lambda), \dots, \tilde{\beta}_k(\lambda)$  为线性回归模型的岭回归估计,  $I$  是单位矩阵。与普通最小二乘估计的正规方程组比较,可以发现岭回归在  $\tilde{x}'\tilde{x}$  中加入了对角元素,所加入的对角常数  $\lambda$  即为岭系数,其是待定常数。由于岭回归是根据 OLS 的标准化公式对矩阵  $\tilde{x}'\tilde{x}$  进行变形而来,若取  $\lambda=0$ , 即有  $\tilde{\beta}_0(0) = \hat{\beta}$ , 回到普通最小二乘估计时的状态。此外,  $\tilde{\beta}(\lambda) = D^{-1}(\tilde{x}'\tilde{x} + \lambda I)^{-1} \tilde{x}'Y; \tilde{\beta}_0(\lambda) = \left[ \frac{1}{n} I' - MD^{-1} \cdot (\tilde{x}'\tilde{x} + \lambda I)^{-1} \tilde{x}' \right] Y$ 。可见岭回归是线性估计,同时  $E\tilde{\beta}(\lambda) = D^{-1} \cdot (\tilde{x}'\tilde{x} + \lambda I)^{-1} \tilde{x}'\tilde{x} D \cdot B$ , 可见其还是有偏估计量。

运用岭回归的方法对模型进行回归,从图 3 的岭迹图中可以看出,当  $\lambda \geq 0.4$  时 5 条岭迹曲线均趋于平稳,故选择  $\lambda=0.4$  时的岭回归结果来建立岭回归方程:

$$\hat{L}nG = -2.70 - 0.291LnG_{JY} - 0.102LnG_{WS} + 0.0747LnH - 0.259LnW - 0.243LnM$$

表 2 ADF 检验结果

变量	ADF 值	检验类型 (c,t,n)	1%临界值	5%临界值	D.W.	是否 平稳
LnG	-3.172907	c,t,0	-4.394309	-3.612199	1.829629	否
LnG <sub>JY</sub>	-2.458594	c,t,0	-4.394309	-3.612199	2.235153	否
LnG <sub>WS</sub>	-2.407186	c,t,0	-4.394309	-4.394309	2.115610	否
LnH	-1.175905	c,t,0	-4.394309	-3.612199	0.966660	否
LnW	-1.074368	c,0,1	-4.416345	-3.248592	2.084402	否
LnM	1.188389	c,t,0	-4.374307	-6.303202	1.205387	否
D(LnG)	-4.119485	c,0,5	-3.857386	-3.040391	1.368818	是
D(LnG <sub>JY</sub> )	-4.466530	0,0,0	-2.669359	-1.956406	2.044954	是
D(LnG <sub>WS</sub> )	-5.916171	0,0,0	-2.669359	-1.956406	1.888958	是
D(LnH)	-3.455940	c,0,0	-3.752946	-2.998064	2.402456	是*
D(LnW)	-3.009751	0,0,0	-2.669359	-1.956406	2.145045	是*
D(LnM)	-4.993571	c,0,0	-4.416345	-3.622033	1.974534	是

注:“\*”表示在 5%显著性水平上表现为平稳,其余表示在 1%显著性水平上表现为平稳。



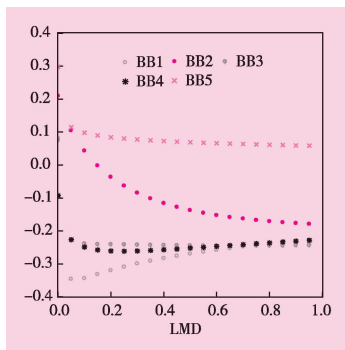


图3 岭迹图

同时得到岭回归估计的残差平方和： $\sum \varepsilon_i^2(0.07)=0.0077 < 0.1$ 。说明模型的岭回归估计结果是比较成功的。

#### 四、结 论

通过上面的实证分析可以发现,中国人力资本对居民收入差距具有显著的存量效应。具体来说有以下结论。

第一,目前中国人力资本存量对收入差距扩张效应大于平等化效应。实证研究表明,中国人力资本存量对收入差距拉大具有明显的正向作用。人均人力资本存量对收入基尼系数的弹性为 0.0747。尽管这个弹性比较小,但仍然说明中国目前正处于扩张效应大于平等化效应阶段。这一结论与中国的发展实践也是契合的。1987 年中国居民收入基尼系数进入 0.3,直至 2000 年中国收入基尼系数才超过 0.4,2000 年之后,用了不到 10 年的时间就接近了 0.5。而这几年恰恰是中国经济发展速度最快的时期,中国国力的增强、高等教育扩招、基础教育大力发展、卫生医疗制度改革全面推进、国家对科技投入量大幅增加等,带动了人力资本存量的快速增加。2000 年人均人力资本存量 1 511.16 元,2007 年增长至 3 178.52 元。2000 年之前就获得人力资本的居民,收入快速提高;2000 年之后获得人力资本的居民收入也不断增加;没有获得人力资本的居民则收入增长较慢,扩张效应非常显著。同时,随着越来越多的居民获得人力资本,人力资本不平等开始下降。2000 年之后,教育基尼系数下降到 0.3 之下,卫生基尼系数下降到 0.13 之下,并持续下降至 0.10。这种平等化优化了人力资本在不同居民中的分布,人力资本存量对居民收入的平等化效应开始发挥作用。但整体而言,扩张效应大于平等化效应。

第二,中国目前处于倒 U 形曲线的左侧,但已接近顶点。中国目前随着人力资本存量增加,居民收入差距还在拉大,但计量结果显示,这个弹性系数只有 0.0747。这就说明中国已经接近倒 U 形曲线的顶点。另一方面,前面的测算指出中国倒 U 形曲线顶点的人均人力资本存量为 2 875.816 元,中国已经接近了这个水平。尽管这个测算是粗略的,不能以此为标准,但据此得出中国接近顶点这个结论还是可信的,因为它与中国发展阶段是对应的。从发展阶段来看,目前中国人均 GDP 已经突破 3 000 美元,处于工业化中期向中后期过渡阶段。这一阶段,经济发展越来越依赖人力资本。但目前物质资本仍然是中国经济增长的主要原因,这是长期粗放式经济增长方式的结果。然而,随着中国经济发展方式的转变,经济发展将更多的依赖人力资本。经济发展对人力资本的需求增加,但供给还不足,人力资本存量对收入差距的缩减效应还没有发挥作用;相反,人力资本增加带来了居民收入的增加,拉大了人力资本拥有者与非人力资本拥有者之间的收入差距。

第三,人力资本制度是影响存量效应的重要因素。人力资本是收入差距形成的基础性因素,但从人力资本转化为现实收入要受到经济环境的影响和限制,人力资本存量对居民

收入差距的存量效应受相关制度的影响。本文主要考察了所有制和分配制度对收入差距的影响,分别用国有企业职工人数占总职工人数比重和工资总额占 GDP 比重来衡量制度的变化。模型回归结果显示,这两个指标对收入基尼系数的影响非常显著,弹性分别达到  $-0.243$  和  $-0.259$ 。也就是说,国有企业职工人数占总职工人数比重每增长 1 个百分点将导致收入基尼系数降低 0.243 个百分点,工资总额占 GDP 比重每增长 1 个百分点将导致收入基尼系数降低 0.259 个百分点。这说明制度对人力资本存量效应的重大影响。同样水平的人力资本存量在不同的所有制下,对居民收入差距的影响不同,在公有制企业中,职工收入相对差距不大,所以国有企业职工比重越大,居民收入差距就越小;在非公有制企业中,职工收入差距较大,往往会进一步拉大居民收入差距。弹性达到 0.243,说明随着国有经济的战略性调整,国有企业从竞争性领域退出后,非公有制企业得到大力发展,且非公有制企业的职工收入差距拉得很大。同样,在不同的分配制度下,人力资本的存量效应差异也较大,实证研究显示,工资总额占 GDP 比重对居民收入差距的弹性为负值,说明中国收入分配制度,主要是初次分配制度拉大了居民收入差距,这是中国实行的初次分配重效率,再分配重公平的原则的表现。弹性达到 0.259,说明初次分配对职工收入差距拉得过大了。从具体数据看,1990 年中国工资总额占 GDP 的比重为 15.8%,之后持续下降,2006 年降到 10.9%,16 年下降了近 5 个百分点。这再次说明了中国初次分配制度存在着严重问题,它是中国居民收入差距拉大的主要原因之一。

#### 参考文献:

1. 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。
2. 洪兴建(2008):《基尼系数理论研究》,经济科学出版社。
3. 焦斌龙、焦志明(2010):《中国人力资本存量估算:1978~2007》,《经济学家》,第 8 期。
4. 赖德胜(1997):《教育扩展与收入分配》,《经济研究》,第 10 期。
5. 刘国恩等(2004):《中国的健康人力资本与收入增长》,《经济学(季刊)》,第 4 期。
6. 姚继军(2009):《中国教育平等状况的演变——基于教育基尼系数的估算(1949~2006)》,《教育科学》,第 1 期。
7. 张婵娜(2008):《中国居民收入分配差距评价综述》,《当代经济》,第 9 期。
8. Ahluwalia M.(1976), Income Distribution and Development: Some Stylized Facts. *American Economic Review*. pp.307-342.
9. Galor Oded and Joseph Zeira(1993), Income Distribution and Macroeconomics. *Review of Economics Studies*. Vol.60, PP.35-52.
10. Knight, J. B., and R. H. Sabot(1983), Educational Expansion and the Kuznets Effect. *American Economic Review*. Vol.73, pp. 1132-1136.
11. Marin, A., and G. Psacharopoulos(1976), Schooling and Income Distribution. *The Review of Economics and Statistics*. Vol.58, pp.332-338.
12. Theodore W. Schultz(1960), Capital Formation by Education Capital Formation by Education. *The Journal of Political Economy*. Vol.68, No.6, pp. 571-583.

(责任编辑:朱 犁)