

文化水平如何影响人们的经济收入

——对目前教育的经济收益率的考查

李 春 玲

Abstract: Using a national survey data drawn from 73 districts and counties in 12 provinces, this article tries to accurately estimate the rate of educational return and examines the effects of institutional arrangement and sector segmentation on the relationship between education and income. The author concludes that the change from economic return to educational return reveals a transformation of distributional system from egalitarian to competitive rules.

一、前 言

在绝大多数工业化国家,一个人的文化水平往往影响了或在某种程度上决定了这个人的收入高低,文化水平较高的人往往收入较高,文化水平较低的人收入较低。正因如此,人们愿意偿付高昂的学费以获得较高的学历文凭(这被称为个人的教育投资),并期望在获取较高的学历文凭之后能获得较高收入的工作(这被称为教育的经济收益)。尽管在各个国家,教育的经济收益率各不相同,但无可争议的是,提高文化水平对于增加个人收入作用明显,这是市场经济和工业化社会的普遍规律。

在中国社会,文化水平与个人收入之间的关系则较为复杂,不同年代的教育收益率差异很大。美国著名社会学家白威廉(Parish, 1984: 84—120),在对经济改革之前的中国教育经济收益率进行估计时得出的是负数,也就是说,在1960和1970年代的中国社会,教育对收入的影响是负面的或不利的,较高的文化水平不仅不能增加个人收入,相反,它还可能对收入提高有负面影响。尽管后来的一些学者对白威廉所使用的数据的代表性有所怀疑,但其他几项类似的研究(Whyte, 1975: 684—711; 1981: 309—336; Whyte & Parish, 1984; Davis-Friedmann, 1985; Riskin, 1987)也都证实,在经济改革之前,文化水平对个人经济收入高低并无显著影响,因为在那一时期确定个人收入高低的主要机制与文化水平无关。经济改革实施的最初十年(1980年代),学者们在讨论教育程度与个人收入之间的关系时,最常使用的一个词汇是“脑体倒挂”,意思是说,体力劳动者(文化水平较低的人)的经济收入反而要比脑力劳动者(文化水平较高的人)高。当然,并没有哪个学者对这一时期的教育收益率的估计得出负值,也就是说,平均来讲脑力劳动者的收入还是要比体力劳动者高,只是教育收益率远远低于人们的期望值,通过教育获得的经济收益无法与个人在费用、时间、辛劳方面的投入成正比。十年之后的今天,一系列的研究结果都证实,自1980年代以来,中国的教育经济收益率在不断上升。中国社会科学院计量经济学研究所在1981—1987年对30个行业的企业职工共120000人进行的追踪调查结果显示,1981年城镇的教育收益率为2.5%,1987年为2.7%(Xin Meng, 2000: 89)。中国社会科学院经济学研究所1988年和1995年两次全国抽样调查的数据分析结果是,1988年城镇的教育收益率为3.8%,1995年提高到5.9%(赵人伟等, 1999: 32)。中国人民大学社会学系的一项全国抽样调查得出的1996年城镇教育收益率为4%(李强、刘精明, 2000: 66)。1990年代后期以来,中国教育经济收益率提高速度更快。中国社会科学院人口与劳动经济研究所2002年五城市的调查数据所估计的教育收益率大约为10%(China Adult Literacy Survey Team, 2002)。本文采用的全国抽样调查数据(2001年)所估计的教育收益率为11.8%(参见表1模型3的数据分析, 估

计方法与赵人伟、李实采用的 J. Mincer 公式一致), 但如果加入关键性的制度和结构控制变量, 教育收益率为 5%—6% 之间(参见表 1 模型 6—8, 估计方法与 China Adult Literacy Survey Team 采用的方程类似)。这些研究结果都表明, 教育水平对个人收入高低的影响越来越大。

教育收益率的高低变化趋势实际上反映的是整个收入分配体系由计划经济向市场经济过渡的过程。教育的经济收益率不断提高, 意味着市场经济的收入分配机制(能力主义分配原则)正在逐步取代传统的计划经济的收入分配机制(平均主义分配原则)。因此, 对教育收益率的研究有助于我们深入理解当前的劳动力市场的运作规则和收入分配机制的变迁。不过, 目前这方面已有的研究成果大多简单地估计教育收益率, 并进行年代比较, 以证实教育收益率的增长趋势。有部分学者(赵人伟等, 1999: 32)注意到中国教育收益率的估计应该考虑制度因素, 因为目前中国的劳动力市场被一些制度设置所分割, 但他们并未对这类问题进行深入、系统研究。

本文试图采用一些专业的统计分析技术, 对当前教育的经济收益率做更精确和更深入的估量, 并考查有哪些结构和制度的因素影响了教育对收入的作用。通过对教育的经济收益率的系统分析, 作者真正关注的问题是收入分配体系及机制的变迁, 即在整个中国社会由传统农业社会向现代工业社会以及由计划经济向市场经济双重过渡的大背景之下, 教育与收入之间的关系发生了什么变化? 这种变化对整个收入分配体系的演变具有什么意义? 本文采用的数据资料是中国社会科学院社会学研究所“中国社会结构变迁研究”课题组于 2001 年 11—12 月收集的全国抽样调查数据。调查采用多阶段分层随机抽样方法, 在全国 12 个省 73 个区县获取有效样本共 6193 个(16—70 岁)。本文用于分析的数据选取了其中 5037 个案例(排除在校学生、无劳动能力和 60 岁以上样本), 并对此数据进行了加权处理。^① 本文的数据分析主要包括四组模型分析。第一组多元线性回归模型考查了受教育年限对个人月收入的影响程度以及哪些因素影响了教育对收入的作用; 第二组多元线性回归模型比较了城乡、性别和体制内外教育对收入的不同程度和不同类型的影响; 第三组多元线性回归模型显示不同阶段教育(不同学历)有不同程度的经济收益; 第四组 logistic 回归模型是分析学历对有无收入(或者说有无工作)机率的影响。

二、受教育程度如何影响个人经济收入

模型设计

表 1 列出 8 个多元线性回归模型的非标准化回归系数和 R^2 值, 目的是准确估计受教育年限^② 对 16—60 岁就业者(有工作的人)的个人月收入的影响, 并考查有哪些因素影响了受教育年限对个人月收入的作用。8 个模型的因变量都是个人月收入对数。^③ 表 1 自变量一栏共有 10 个自变量, 可以分为三组。第一组只有一个变量即受教育年限, 是这里要重点考查的变量。第二组是控制变量, 包括 5 个变量: “工作年限”、“工作年限平方”、“城镇”、“男性”和“全民集体”, 加入这些控制变量的目的, 是为了排除工龄长短、城乡差别、性别差异和体制内外(所有制)等因素对于个人收入的影响, 从而能更准确地估计受教育年限本身对个人月收入的影响程度。忽略控制变量将导致过高估计受教育年限对个人月收入的影响力。^④ 第三组自变量是交互作用项, 包括“受教育年限 * 工作年限”、“受教育年限 * 城镇”、“受教育

① 除特别注明外, 本文的绝大多数模型分析采用的是加权数据。在个别模型的数据分析中, 加权后数据导致某些类别的样本数太少, 影响参数估计的稳定性和显著水平, 有这种情况的模型采用了未加权数据。加权样本与未加权样本的主要差异是城乡样本分布比例。

② 这里“受教育年限”指接受正规、脱产教育的年数加上非正规、不脱产的成人教育年数的二分之一。有许多人在一些非正规性的成人教育机构(如职大、夜大、函大或民办学校)里受教育或获取学位, 也有一些人是在职读书或接受培训, 他们常常花费比正规教育多很多年的时间获得中专、大专或大本学历学位。这些人的受教育年数会很长, 但学历并不高。另外, 从人力资本的测量角度来说, 正规教育的含金量明显高于非正规的成人教育。因此, 在计算个人的受教育年限时, 非正规的、不脱产的成人教育年数乘以二分之一。

③ 之所以对个人月收入这一变量进行对数转换, 而不直接把个人月收入作为因变量, 是因为个人月收入的分布是非正态的, 直接把个人月收入作为因变量将导致偏误的参数估计。

④ 这 5 个控制变量是通过反复的数据分析从 12 个相关变量中筛选出来的, 它们对因变量(个人月收入)有影响, 同时与要考查的自变量(受教育年限)也有相关性。

表 1 受教育年限对 16-60 岁就业者的个人月收入的影响
(非标准化回归系数表,因变量为个人月收入对数,N=4481)

自变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
受教育年限	0.126*** (0.005)	0.188*** (0.005)	0.118*** (0.005)	8.064e-02*** (0.005)	6.865e-02*** (0.005)	5.161e-02*** (0.005)	6.746e-02*** (0.013)	5.987e-02*** (0.008)
工作年限	—	-5.359e-02*** (0.002)	2.345e-02*** (0.005)	3.276e-02*** (0.005)	3.563e-02*** (0.005)	3.145e-02*** (0.005)	3.743e-02*** (0.008)	3.315e-02*** (0.005)
工作年限平方	—	—	-6.979e-04*** (0.000)	-8.615e-04*** (0.000)	-9.778e-04*** (0.000)	-9.277e-04*** (0.000)	-1.030e-03*** (0.000)	-9.836e-04*** (0.000)
城镇	—	—	—	0.939*** (0.035)	960*** (0.035)	0.868*** (0.036)	0.555*** (0.091)	0.541*** (0.089)
男性	—	—	—	—	0.392*** (0.032)	0.396*** (0.031)	0.678*** (0.075)	0.678*** (0.075)
全民集体	—	—	—	—	—	0.414*** (0.045)	0.896*** (0.139)	0.889*** (0.138)
受教育年限 * 工作年限	—	—	—	—	—	—	-3.199e-04 (0.000)	—
受教育年限 * 城镇	—	—	—	—	—	—	3.958e-02*** (0.010)	4.135e-02*** (0.010)
受教育年限 * 男性	—	—	—	—	—	—	-3.693e-02*** (0.009)	-3.688e-02*** (0.009)
受教育年限 * 全民集体	—	—	—	—	—	—	-5.116e-02*** (0.000)	-5.029e-02*** (0.013)
常数项	4.652*** (0.040)	4.808*** (0.063)	4.608*** (0.073)	4.473*** (0.068)	4.347*** (0.067)	4.483*** (0.068)	4.343*** (0.132)	4.417*** (0.077)
调整后 R ²	0.133	0.135	0.140	0.259	0.283	0.296	0.302	0.302

注:显著水平***x≤0.000; **x≤0.005; *x≤0.01; *x≤0.05; x中括号内数据为标准误。

年限 * 男性”和“受教育年限 * 全民集体”等 4 个变量, 它们是为了检验是否存在受教育年限与工作年限、城乡、性别和所有制等因素的交互作用, 即不同工作年限阶段、不同(城乡)地区、不同性别和体制内外教育对收入的影响是否有所不同(见表 1)。

表 1 数据分析的几个发现

1. 受教育年数越多月收入越高; 教育的经济收益率约为 6%。表 1 的 8 个模型受教育年限的回归系数都是显著的, 且是正数, 这说明, 随受教育年限的增加, 收入水平逐步提高。但是, 教育对收入增长的作用到底有多大, 各模型的数据结果是不一样的。表 1 中各模型估计的教育收益率(受教育年限回归系数)差异极大。按照国际上通常采用的 J. Mincer 公式^①(模型 3 加入“工作年限”和“工作年限平方”为控制变量)所估计的教育收益率高达 11.8%。^②但加入“城镇”、“男性”和“全民集体”三个自变量后, 受教育年限的回归系数明显下降(模型 4—6 估计的教育收益率分别为 8%、6.9%、5.2%)。这反映出, 11.8% 的教育收益率当中实际上包含了城乡差异、性别差异和体制内外差异的作用。由于在当前中国社会某些体制因素对收入分配具有强烈的影响作用, 采用 J. Mincer 公式来估计教育收益率, 将导致过高估计教育对收入的作用。因此, 要准确估计当前的教育收益率, 需要把一些制度和结构因素考虑进去。

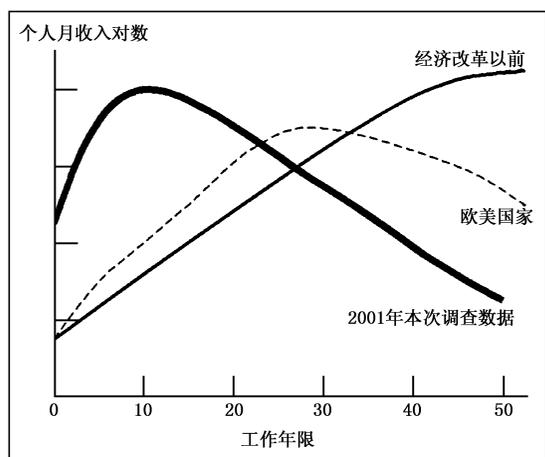


图 1. 工作年限与收入之间的关系

2. 收入与工作年限之间显现出非常态关系: 收入水平并未随工作年限延长而提高; 相反, 工作年限越长的人, 收入反而有可能越低。表 1 中模型 2 和模型 3 的数据分析显示了当前工作年限(工龄)与月收入之间的奇特关系。在绝大多数市场经济(欧美)国家, 工作年限与收入之间的关系如图 1 中的类似抛物线的虚线所示, 工作最初几十年里, 收入稳步上升, 在 20—30 年工龄期间, 收入达到最高峰, 之后, 收入缓慢略微下降, 但到退休前夕的收入水平还是远远高于开始工作时期。正是由于工龄与收入之间是曲线关系而非直线关系, 所以在解释收入差异的方程中要同时加入工作年限和工作年限平方两个自变量。中国的工作年限与收入之间的关系与其他国家明显不同。经济改革之前, 工龄与收入的关系几乎是一条一直上升的直线(如图 1 中显示的较细的线条), 随工龄增加, 收入一直上升, 直至退休(Xin Meng, 2000: 90)。其时, 决定工资多少的一个最重要的因素是工龄长短, 而文化水平高低则不起作用。本次调查数据显示的 2001 年工作年限与收入之间的关系则是相反的趋势: 工作最初十年里收入增长最快, 后随工龄延长, 收入逐渐下降, 接近退休年龄者的收入明显低于刚开始工作者(如图 1 中最粗的曲线所示)。如果把工龄与收入的关系简单地考虑为一条直线, 那么大体上来说, 在目前的中国社会, 工作年限越长收入越低(模型 2 工作年限的回归系数是负数)。在其他国家, 工作年限的回归系数通常是正数, 即工作年限越长, 收入越高。而当前调查显示的工作年限与收入之间的不寻常关系, 反映的是这样一种情况: 年轻一代的收入普遍高于老年一代; 在中青年群体当中, 收入水平随工作年限增加而提高; 在中老年人群当中, 年龄越大收入水平越低。

3. 教育的经济收益率并未随工作年限增加而提高。模型 7 的数据分析结果显示, 教育水平与工作年限不存在交互作用(模型 7 中“受教育年限 * 工作年限”的回归系数不显著), 即工作年限长短并不影响教育对收入的作用。一般情况下, 教育的经济收益率应该随工作年限增加而提高。不同文化水平的人在刚开始工作时, 收入差距可能并不大, 随着工作年限的增加, 有较高文化水平的人更可能获得职

① 参见赵人伟、基斯·格里芬, 1994: 12.《中国居民收入分配研究》的有关说明。

② 英美等国的教育收益率约为 7%, 低收入国家是 11% 左右, 亚洲国家(不包括日本)大约在 10%。

位晋升,因而导致收入快速增长;但文化水平较低的人获得晋升的机会较少,收入增长会较慢,因此,工龄较长的人群当中,不同文化水平的人的收入差异应该更大。但数据显示,当前的情况并非如此。

4. 代际分层状态的彻底改变。对模型1、模型2和模型3的 R^2 值进行比较,我们发现,工龄或者说年龄因素对于当前收入差异的解释力并不大,加入工作年限和工作年限平方两个自变量,整个方程对收入差异的解释力只提高了0.7%。戴维斯—弗里德曼(Davis-Friedmann, 1985)和辛萌(Xin Meng, 2000)的研究都发现,经济改革之前的中国社会存在着代际不平等或者说代际分层现象,较年长的一代往往占据着较高的职业位置并拥有较高的工资收入,而较年轻的一代尽管文化水平较高,但往往处于较低的职业地位和较低的收入水平。但目前这种代际分层形态已彻底改观。正如图1所显示的,当前工作年限与收入之间存在着两种趋势的交互作用:一方面,工龄越长的收入越高(在中青年人当中);另一方面,年龄越大的收入越低(在中老年人当中)。这两种相反趋势的交互作用,导致工龄对收入增长的正向作用与年龄对收入增长的负向作用相互抵消,从而,因工龄长短或年龄大小而引发的代际分层淡化或者复杂化,工作年限这一因素在方程中的解释力下降。

5. 城乡差异是解释当前收入差距的最重要的因素,同时,在城市和乡村,教育水平对收入的影响有所不同。模型4的数据显示,把“城镇”这一自变量加入回归方程,导致 R^2 值上升0.119,也就是说,加入城乡差别这一因素,使整个方程对收入差异的解释力提高了11.9%。而加入其他变量(工作年限、男性和全民集体),导致 R^2 值上升幅度要小得多。另外,模型6的标准化回归系数显示,城乡差别这一因素对收入水平的影响远远大于教育对收入的影响,同时也大于性别和所有制因素对收入的影响。^①这说明,城乡差异是导致当前收入差距的最重要的因素之一。模型7和模型8的数据分析结果表明,受教育年限与城乡差异存在交互作用,“受教育年限*城镇”的回归系数检验显著,并且为正值,这意味着,在城市和乡村,教育水平对个人收入有不同的影响,而且,在城市中教育水平对收入的作用力更强,即城镇就业人员的教育的经济回报率高于农村就业人员。

6. 性别因素对收入高低有影响,同时,教育水平对收入的影响在男性与女性中各不相同。模型5—8中男性这一变量的回归系数都是显著的,并且,模型5加入男性这一自变量导致方程对收入差距的解释力提高2.4%。这表明,性别因素对收入的影响是显著的。模型7和模型8显示,“受教育年限*男性”的回归系数是显著的,而且为负值,这意味着受教育年限对男性和对女性的收入影响不同,女性的教育的经济收益率要高于男性。

7. 所有制因素对收入高低有影响,同时,体制内(全民和集体所有制)和体制外(非全民所有制)教育水平对收入的影响有所不同。模型6—8中全民集体这一变量的回归系数都是显著的,并且,模型6加入全民集体这一自变量导致方程对收入差距的解释力提高1.3%。这说明所有制因素对个人收入高低有影响。模型7和模型8显示,“受教育年限*全民集体”的回归系数是显著的,并且为负值,这意味着受教育年限与所有制存在交互作用,受教育年限对体制内和体制外就业人员的收入有不同影响,体制外就业人员的教育收益率要高于体制内。

三、城乡、性别和体制内外的比较

模型设计

表1的数据分析已经显示出城乡、不同性别和体制内外教育水平对收入的影响有所不同,表2则通过3组对比模型(分别做城市与农村、男性与女性、全民集体与非全民集体的回归方程),进一步分析城乡之间、性别之间和体制内外的差异具体表现在哪些方面。模型9—11的因变量仍然是个人月收入对

^① 表1未列出标准化回归系数,模型6的各自变量的标准化回归系数如下:受教育年限为0.150,工作年限为0.290,工作年限平方为-0.368,城镇为0.336,男性为0.162,全民集体为0.133。

数,自变量与表 1 类似(仅排除了“受教育年限 * 工作年限”)。表 2 同时列出非标准化回归系数和标准化回归系数。非标准化回归系数是用于不同方程之间的参数比较,标准化回归系数是用于同一方程内各参数比较(见表 2)。

表 2 数据分析的几个发现

1. 城市就业人员的教育的经济收益率远远高于乡村就业人员;在城市中,教育水平是决定收入高低的最重要的因素之一,在农村,教育水平则是较为次要的影响因素;城市和农村的收入分配机制明显不同。模型 9 的两个回归方程比较了城乡之间的差异。城市方程中受教育年限的非标准化回归系数(0.114)远远高于农村方程中受教育年限的非标准化回归系数(0.043),这表明,城市中教育对收入的影响要比在农村更为显著,城市的教育收益率高达 11.4%,而农村的教育收益率只有 4.3%。比较两个方程的标准化回归系数,可以发现,城乡之间各个自变量对个人收入的影响程度各不相同,或者说,在城市和农村,决定个人经济收入的机制各不相同。城市方程的标准化回归系数显示,排除工作年限与工作年限平方的正负作用的相互抵消,受教育年限的标准化回归系数最大(0.430),也就是说,受教育年限对收入的影响程度要大于性别因素和所有制因素。农村的情况则相反,受教育年限的标准化回归系数明显低于男性和全民集体的标准化回归系数,即性别和所有制因素对收入的影响程度高于教育水平的影响。另外,在城市中,不同性别和体制内外教育对收入的影响略有不同(“受教育年限 * 男性”和“受教育年限 * 全民集体”回归系数较弱显著),但在农村不存在这些差别(交互作用项不显著)。

2. 文化程度对女性收入的影响要大于对男性收入的影响,女性的教育收益率高于男性的教育收益率;城乡差别、所有制和工作年限等因素对男性和女性收入的影响程度各不相同。模型 10 的两个方程的标准化和非标准化回归系数都显示,女性的教育收益率要高于男性,女性教育收益率为 5.1%,男性则为 3.1%。同时,两个方程的 R^2 值差异极大,说明这一方程对女性收入差异的解释力远远高于对男性收入差异的解释,此方程能解释大约 $1/3$ (32.7%)的女性收入差异,而对于男性收入差异只能提供约 $1/4$ (23.7%)的解释。同时,工作年限和工作年限平方的标准化和非标准化回归系数显示,工作年限对男性收入的影响要大于对女性收入的影响,这不仅表现在工作初期收入增长趋势方面,也表现在年长的就业者收入下降的方面。所有制因素对男性收入的影响也大于对女性收入的影响(男性方程的全民集体的非标准化回归系数高于女性),在男性就业者和女性就业者当中,都存在教育对收入的影响的体制内外差异,但男性在这方面的差异略大于女性(男性方程的“受教育年限 * 全民集体”的非标准化回归系数更高也更显著)。另一方面,城乡差异对女性收入的影响则大于对男性收入的影响(女性“城镇”的非标准化回归系数更高更显著),教育水平对城市女性收入的影响明显不同于对农村女性收入的影响,城市女性的教育收益率明显高于农村女性,但这种差异在男性中不太显著。

3. 体制内与体制外收入分配机制存在明显差异;教育水平对体制外(非全民集体所有制)就业人员收入的影响要比对体制内(全民集体所有制)就业人员收入的影响更强烈,但教育收益率差异不明显;年龄因素对体制外就业人员的收入水平有关键性影响,但对体制内就业人员的收入影响不大。模型 11 的两个方程比较了体制内外收入分配机制的异同。受教育年限的回归系数显示,体制内的教育收益率为 4.3%,体制外的教育收益率为 4%,从回归系数的标准误来看,体制内外教育收益率差异并不明显,但两者的显著水平差异很大。非全民集体方程的受教育年限的回归系数极为显著,而全民集体方程的受教育年限的回归系数只是微弱显著。这种情况说明,在体制外,教育水平影响个人收入是较为普遍的规则,而在体制内,教育对收入的影响在某些单位或部门表现得较为明显,但在另一些单位或部门教育对收入影响较小。从总体情况来看,教育水平对体制外就业人员的收入水平影响更强烈。体制内外最突出的差异表现在年龄因素的作用方面。全民集体方程的工作年限平方的回归系数是不显著的,这就是说,年龄大小对体制内就业人员收入水平高低没什么影响。但这一回归系数在非全民集体方程中则极为显著,而且工作年限平方的标准化回归系数的绝对值(0.415)是此方程中最高的值,这表明,在体制外,年龄大小是决定收入高低的最关键性的因素,它对收入的影响要大于教育水平、性别和城乡差异等

表 2

受教育年限对 16—60 岁就业者个人月收入的影响的城乡、性别和所有制比较

(因变量为个人月收入对数)

自变量	模型 9			模型 10			模型 11								
	城市 N = 1522			农村 N = 2960			女 N = 2055			男 N = 2426			全民集体 N = 2505		
	非标准化 回归系数	标准化 回归系数	非标准化 回归系数	非标准化 回归系数	标准化 回归系数	非标准化 回归系数	非标准化 回归系数	标准化 回归系数	非标准化 回归系数	非标准化 回归系数	标准化 回归系数	非标准化 回归系数	非标准化 回归系数	非标准化 回归系数	标准化 回归系数
受教育年限	0.114 ^{****} (0.010)	0.430	4.298e-02 ^{****} (0.009)	0.118	5.067e-02 ^{****} (0.009)	0.157	3.100e-02 ^{****} (0.010)	0.085	4.295e-02 [*] (0.017)	0.206	3.986e-02 ^{****} (0.010)	0.113			
工作年限	3.715e-02 ^{****} (0.007)	0.406	3.725e-02 ^{****} (0.007)	0.362	2.593e-02 ^{****} (0.008)	0.228	3.967e-02 ^{****} (0.007)	0.391	1.240e-02 [*] (0.006)	0.196	3.203e-02 ^{****} (0.007)	0.290			
工作年限 平方	-1.134e-03 ^{****} (0.000)	-0.492	-1.030e-03 ^{****} (0.000)	-0.450	-8.403e-04 ^{****} (0.000)	-0.314	-1.108e-03 ^{****} (0.000)	-0.475	-1.208e-04 (0.000)	-0.082	-1.006e-03 ^{****} (0.000)	-0.415			
城镇	—	—	—	—	0.569 ^{****} (0.116)	0.221	0.178 ^{****} (0.138)	0.191	-0.374 [*] (0.164)	-0.205	0.349 ^{****} (0.109)	0.136			
男性	0.604 ^{****} (0.126)	0.305	0.629 ^{****} (0.097)	0.273	—	—	—	—	0.628 ^{****} (0.120)	0.475	0.640 ^{****} (0.097)	0.257			
全民集体	0.377 [*] (0.154)	0.186	1.271 ^{****} (0.246)	0.314	0.752 ^{****} (0.208)	0.232	1.019 ^{****} (0.186)	0.348	—	—	—	—			
受教育年限 * 城镇	—	—	—	—	5.167e-02 ^{****} (0.014)	0.201	3.801e-02 [*] (0.015)	0.160	6.159e-02 ^{****} (0.016)	0.464	7.728e-02 ^{****} (0.013)	0.289			
受教育年限 * 男性	-4.003e-02 ^{****} (0.013)	-0.220	-2.122e-02 (0.013)	-0.078	—	—	—	—	-3.582e-02 ^{****} (0.011)	-0.327	-2.943e-02 [*] (0.012)	-0.107			
受教育年限 * 全民集体	-3.254e-02 [*] (0.014)	-0.189	-4.193e-02 (0.026)	-0.102	-4.180e-02 [*] (0.020)	-0.143	-5.995e-02 ^{****} (0.018)	-0.227	—	—	—	—			
常数项	5.013 ^{****} (0.113)	—	4.397 ^{****} (0.097)	—	4.519 ^{****} (0.102)	—	4.994 ^{****} (0.108)	—	5.449 ^{****} (0.188)	—	4.562 ^{****} (0.108)	—			
调整后 R ²	0.174	—	0.143	—	0.327	—	0.237	—	0.194	—	0.290	—			

注：显著水平 * * * * ≤ 0.000；* * * ≤ 0.0005；* * ≤ 0.005；* ≤ 0.01；+ ≤ 0.05；大中括号内数据为标准误；模型 11 使用未加权数据。

因素对收入的影响,随着年龄的增大,收入水平明显下降。另一方面,工龄增加收入的作用在体制外也表现得比在体制内更明显。非全民集体方程中的工作年限的回归系数是极显著的,但全民集体方程中工作年限的回归系数则微弱显著,这意味着,在工作的最初十几年里,随工龄延长,体制外就业人员收入增长的幅度要大于体制内就业人员。“男性”这一变量的非标准化回归系数在两个方程中差异不大,但各个方程内标准化回归系数的比较显示,性别因素对体制内就业人员的收入差异的解释力更大,它对收入高低的影响程度要大于教育水平、工龄和城乡差异等因素的作用。在体制外,性别因素的作用虽然大于教育水平和城乡差异,但要小于年龄或工龄的作用。此外,体制外就业人员收入的城乡差异要比体制内更明显(非全民集体方程中“城镇”的回归系数较显著,全民集体则不太显著)。两个方程的 R^2 值差异很大,全民集体为0.194,非全民集体为0.290。此方程能对体制外就业人员收入差异提供29%的解释,但对体制内就业人员收入差异的解释力只有19%。也许,此方程未包括的一些因素(比如单位类型、部门或行业等)对于解释体制内就业人员收入差异更重要。

四、不同阶段教育对收入增长的不同影响

模型设计

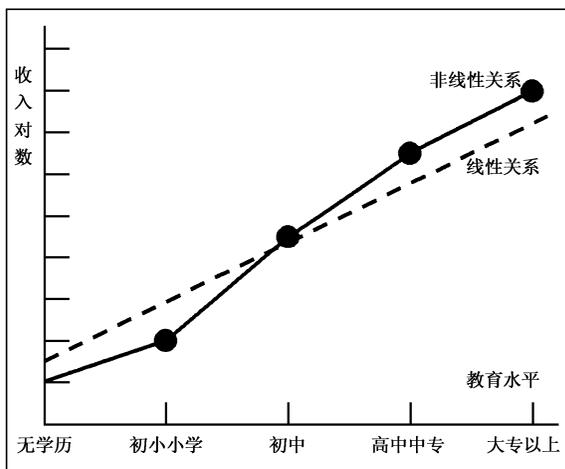


图2. 教育水平与收入之间的关系

表1和表2的数据分析是通过“受教育年限”这一连续变量来考查教育与收入之间的关系,这种分析思路基本上是把教育与收入之间的关系假定为线性关系(一条直线如图2中的虚线),即平均来说多受一年教育,收入或收入的对数会提高多少。基于这样的思路,模型1—11的数据分析结果反映出了教育水平与收入之间的大致关系走势,即受教育年数越多收入就越高。然而,教育与收入两者之间的真实关系并非一条平滑的直线。^①实际情况是,不同阶段的教育所获得的经济收益率不同,或者说,达到不同的学历,收入增长的幅度也会不同(如图2中那条折线)。表3的回归模型用5个等级的学历(无学历、初小及小学、初中、高中及中专、大专及以上)^②来取代受教育年限作为考查因素,这样可以分别估计不同程度的教育对提高个人收入有多大的作用。模型12是总体分析不同的学历对个人收入

的影响(代表全国情况)。模型13—15则比较了城乡、性别和体制内外各级学历对收入的作用。下述的数据分析重点观察4个学历自变量的回归系数,其他自变量仅作为控制变量加入模型,这里的分析并不关注这些控制变量的回归系数的变化情况。模型中,非标准化回归系数反映的是各学历的平均收入之间的差异情况,而标准化回归系数则是比较各学历对于收入差距(或提高收入)的作用力大小(见表3)。

表3 数据分析的几个发现

1. 从全国范围的平均水平来看,初中学历对提高收入的作用力最强,其次为高中和中专学历,再次为大专及以上学历,初小和小学学历的作用力最弱。模型12中各个学历的非标准化回归系数反映出不同学历就业者的平均收入存在显著差异,学历越高,平均收入水平越高。但标准化回归系数并未显示出

① 受教育年限与个人月收入交互分析的散点图显示,收入最高的那些人绝大多数并不是受最多教育的人,他们往往是受较高度教育或中等程度教育的人,而受教育年限最多的人收入水平大多处于中等或中等偏上的位置。
② 设4个虚拟变量:①是否是初小或小学学历;②是否是初中学历;③是否是高中或中专学历;④是否是大专或大专以上学历。

表 3 不同学历对 16-60 岁就业者个人月收入的影响(因变量为个人月收入对数)

自变量	模型 12		模型 14		模型 15		标准化 回归 系数
	全国 N = 4481	城市 N = 1522	农村 N = 2960	女 N = 2055	男 N = 2426	全民集体 N = 1357	
(参照组:无学历)							
初小、小学	0.301*** (0.1069)	0.965*** (0.123)	0.195* (0.081)	0.323*** (0.082)	0.124 (0.132)	0.047	0.173* (0.086)
初中	0.527*** (0.073)	1.085*** (0.118)	0.446*** (0.089)	0.452*** (0.088)	0.345* (0.136)	0.145	0.326*** (0.094)
高中、中专	0.653*** (0.089)	1.344*** (0.128)	0.471*** (0.111)	0.566*** (0.113)	0.429*** (0.150)	0.136	0.449*** (0.117)
大专及以上	0.978*** (0.128)	1.659*** (0.155)	1.266*** (0.235)	0.818*** (0.180)	0.802*** (0.191)	0.164	0.902*** (0.187)
工作年限	3.013e-02*** (0.005)	3.195e-02*** (0.007)	3.652e-02*** (0.007)	2.338e-02*** (0.008)	3.817e-02*** (0.007)	0.376	3.168e-02*** (0.007)
T 作年限平方	-9.212e-04*** (0.000)	-1.011e-03 (0.000)	-9.947e-04*** (0.000)	-8.054e-04*** (0.000)	-1.054e-03 (0.000)	-0.450	-9.965e-04*** (0.000)
城镇	0.512*** (0.087)	—	—	0.544*** (0.115)	0.528*** (0.132)	0.211	0.378*** (0.109)
男性	0.603*** (0.073)	0.251* (0.123)	0.605*** (0.092)	—	—	0.262	0.612*** (0.094)
全民集体	0.891*** (0.145)	0.158 (0.157)	1.385*** (0.256)	0.738** (0.218)	1.089*** (0.194)	0.372	—
受教育年限 * 城镇	4.413e-02*** (0.010)	—	—	5.601e-02*** (0.014)	2.966e-02* (0.015)	0.125	7.135e-02*** (0.013)
受教育年限 * 男性	-2.758e-02*** (0.008)	-3.427e-03 (0.012)	-1.941e-02 (0.012)	—	—	—	-2.555e-02* (0.011)
受教育年限 * 全民集体	-5.309e-02*** (0.015)	1.054e-02 (0.015)	-5.779e-02* (0.027)	3.974e-02 (0.022)	-7.296e-02*** (0.019)	-0.276	—
常数项	4.436*** (0.083)	4.935*** (0.127)	4.363*** (0.104)	4.506*** (0.109)	4.952*** (0.145)	—	—
调整后 R ²	0.304	0.172	0.150	0.526	0.243	—	0.293

注:显著水平*** ≤ 0.000 ; ** ≤ 0.005 ; * ≤ 0.01 ; ≤ 0.05 ;表中括号内数据为标准误;模型 15 使用未加权数据,其中全民集体回归模型的学历参照组为无学历、初小及小学,因为全民集体单位中的无学历者人数太少,无法做参照组。

学历越高,收入增长幅度越大。不同的学历对收入差异的作用力各不相同:初中学历的标准化回归系数最高,其次是高中和中专,再次是大专及以上学历;不过这三种学历的标准化回归系数的差距并不是很大,也就是说,这三种学历所获得的经济收益还是比较接近的。而初级教育学历(初小和小学)的经济收益率则低得多,但它仍然对提高个人收入有显著作用。

2. 在城市中,高中和中专学历最有利于收入增长;在农村中,初中学历的经济收益最好。模型 13 的城市回归方程和农村回归方程的非标准化回归系数都表明学历越高,平均收入越高;但各学历对收入差距的作用力在城乡之间有明显差异。在城市中,高中和中专的标准化回归系数最高,其次为大专及以上学历,再次为初中学历,最低的是初小和小学学历。这表明,城市中各学历的经济收益率高低排序是高中和中专、大专及以上学历、初中、初小和小学。在农村中,标准化回归系数最高的是初中学历,它比位于其次的高中、中专、大专及以上学历的标准化回归系数高很多,初小和小学的标准化回归系数最低,而且显著水平微弱。这反映出初中学历在农村能获得最高的经济收益,高中和中专、大专及以上学历的经济回报率则明显比初中学历低,而初小和小学学历与无学历的人相比,收入方面并无明显优势。

3. 在体制内(全民集体所有制),大专及以上学历的经济收益较高,并且拥有大专及以上学历的人的经济收入明显高于其他较低学历的人的收入水平,但其他学历的人的收入水平并无显著差异,而且经济收益极低。在体制外(非全民集体所有制),经济收益较高的是初中、高中和中专学历,大专及以上学历次之,初小和小学的经济收益极低。模型 15 全民集体方程的回归系数显示,在体制内,大专及以上学历对收入增长的作用最强(标准化回归系数值最大),其平均收入水平明显高于其他学历者的收入;高中和中专学历的经济收益比大专及以上学历低得多(大专及以上学历为 0.260,高中和中专为 0.136);而且,高中和中专学历者的收入水平与无学历、初小和小学学历者的收入只有微弱差异(回归系数微弱显著),初中学历者的收入与无学历、初小和小学学历者的收入无显著差异(回归系数不显著)。在体制外,大专及以上学历的平均收入水平明显高于其他学历者,但其经济收益并不是最高(标准化回归系数为 0.119)。初中、高中和中专学历的经济收益(标准化回归系数分别为 0.130 和 0.133)略高于大专及以上学历,初小和小学学历者的收入水平与无学历者差距不太显著(显著水平微弱),并且经济收益很少。

五、文化水平对失业机率的影响

模型设计

前面部分的所有数据分析所包括的样本都只是在业人员,这些模型分析的是受教育年限和学历对在业人员的月收入高低有什么影响。如果仅仅从这些分析来考查教育对收入的影响或估计教育的经济收益率,那将是不全面的。人们凭经验观察就能注意到,文化水平不仅对有工作的人收入高低有影响,而且对个人有无收入或者说有无工作也有影响。本次调查数据中 16—60 岁(排除在校和无劳动能力者)人员无收入者占 15%,他们大多是失业和待业人员、家庭妇女和其他一些不工作的人,他们在月收入这一变量上的值为 0。如果把这些样本包括在前面的模型分析中,将导致参数估计不准确(偏误),有可能对教育的经济收益率估计过高或过低,因此,前面的数据分析排除了无业人员样本。但是,在研究教育与收入之间的关系时,我们又不能不考虑教育水平对这一部分人的影响。表 4 的数据分析采用 logistic 回归模型,比较不同学历的人处于无收入或无工作状态的概率高低,这可以从另一个方面来反映教育对个人收入的影响。^①表 4 列出了 5 个 logistic 方程的回归系数和比率比(odds ratio),第一个方程代表全国总体情况,第二、三个方程比较了城乡差异,第四、五个方程比较性别差异。模型的因变量为二分

^① 从统计分析技术角度来说,这种情况应该选择 Tobit 模型来估计教育对个人收入的影响。Tobit 模型可以包括收入为 0 的样本,并同时估计受教育年限或学历对有工作的人的收入的影响程度及对所有人无业机率的影响,其参数估计也更为精确。但是, Tobit 模型在解释方面较为复杂,对于统计知识较为缺乏的读者理解起来较为困难。作者把前面的线性回归数据分析结果与 Tobit 模型结果进行比较,发现有部分回归系数有高估和低估的现象,但显著水平和回归系数总体趋势没有根本性差异。因此本文选择线性回归模型和 logistic 模型分别来估计教育对有工作的人的收入水平的影响及教育对无工作机率的影响。

变量——是否有收入,自变量为无学历、初小和小学、初中、高中,参照组为大专及以上学历(见表4)。

表4 数据分析的几个发现

1. 从全国总体情况来看,大专以下学历的人比大专及以上学历者发生无收入或无工作情况的机率高2—3倍。表4第一个方程的回归系数和比率比显示,在发生无收入或无工作的可能性方面,大专及以上学历的人与大专以下学历的人差异很大,但大专以下各学历的人出现这种情况的机率则差别不大。比如:无学历者发生无收入或无工作情况的比率是大专及以上学历者的2.48倍,初小和小学学历者成为无收入或无工作的人的比率是大专及以上学历者的2.10倍,初中学历者是2.82倍,高中和中专学历者是2.90倍。这反映出,拥有大专及以上学历的人出现失业或不工作的情况的可能性较小,而大专以下学历对于降低失业可能性没有什么太大用处。

2. 在城市,学历越低,失业的可能性越高;在农村,学历高低对失业可能性没什么影响。城市样本的回归方程显示,与大专及以上学历的人相比,高中和中专学历的人发生无收入或无工作情况的机率是大专及以上学历者的3.54倍,初中学历的人发生这种情况的机率是5.17倍,初小和小学学历的人是7.51倍,无学历的人则是8.17倍。农村的情况则完全不同,各学历的回归系数都不显著,即大专以下各级学历与大专及以上学历的人在发生失业可能性方面没有明显差异。当然,有可能是农村中大专及以上学历的人不太多,把他们作为参照组不太合适,影响了回归系数的显著水平。作者另外做的一个模型是以高中、中专和大专及以上学历者为参照组,比较他们与初中、初小和小学、无学历者之间无收入机率的差异^①,这一模型数据分析结果同样显示,学历高低对农村人的失业机率没有显著影响,而且,初中学历者出现无收入情况的可能性还略微低于高中、中专和大专及以上学历者(回归系数微弱显著)。这可能是由于农村的就业结构并不需要什么高学历的人,比如我们在农村经常可以看到,有高中或中专文凭的青年人无所事事,而文化水平较低的人(多数是中老年人和妇女)在从事农副业生产。

表4 学历对16—60岁者(排除在校生和无劳动能力者)有无收入的影响
(Logistic 回归系数表,因变量为是否有收入,1=无收入;0=有收入)

自变量	全国	城市	农村	男	女
	N= 5037	N= 3144	N= 1893	N= 2611	N= 2426
学历(参照组:大专及以上学历)无学历	0.9088*** (2.48)	2.1003**** (8.17)	0.3514 (1.42)	0.9216*** (2.51)	0.6227* (1.86)
初小、小学	0.7419**** (2.10)	2.0161**** (7.51)	-0.3555 (0.70)	0.0313 (1.01)	0.9523**** (2.59)
初中	1.0353**** (2.82)	1.6436**** (5.17)	0.3282 (1.39)	0.4756* (1.61)	1.3407**** (3.82)
高中、中专	1.0628**** (2.90)	1.2650**** (3.54)	0.4235 (1.5)	0.9592**** (2.61)	1.0137**** (2.76)
常数项	-2.0789****	-2.0431****	-3.1780**	-2.3256****	-1.7145****
-2 Log likelihood	5402.814	3846.089	691.500	2053.024	3039.717
Chi-square	69.402****	210.760****	8.282	41.484****	57.355****

注:显著水平*** ≤ 0.000 ; ** ≤ 0.005 ; * ≤ 0.01 ; ≤ 0.05 ;表中括号内数据为odds ratio;本表分析的数据为未加权数据。

3. 学历高低与男性和女性失业机率的关系并未表现出明确的规律性,但总的来说,教育水平对女性的失业机率的影响要比对男性的影响更为明显。与大专及以上学历的人相比,男性中高中和中专学历的人无收入或无工作的机率要比大专及以上学历者高2.61倍,无学历的人则高2.51倍,初中学历的人高1.61倍(微弱显著),而初小和小学学历者的机率与大专及以上学历者无显著差异。这可能是由于男性就业结构形态所致。目前存在大量的低技术含量的、体力性的、劳动密集性产业,可以向较低文化水平的男性(初小、小学、初中)提供大量的就业岗位,以致他们失业待业的机率低于较高文化水平者;而高中、中专文化水平的人不愿意从事这类体力性工作,但在竞争技术性的或白领工作岗位时,他们与有

① 表4未列出这一模型的数据分析结果

更高学历的人相比就处于劣势,因此,他们的失业机率就明显比大专及以上学历者高。女性的情况有些不同,初小和小学、初中、高中和大专及以上学历的女性处于无收入或无工作状态的机率明显比大专及以上学历者高,最高的是初中学历者,她们比大专及以上学历者高3.8倍,初小、小学和高中则分别比大专及以上学历者高2.59和2.76倍,而无学历的人失业机率与大专及以上学历者的差异则不太明显。

六、结论与讨论

首先,目前“脑体倒挂”现象已基本消除,教育的经济收益率稳步上升。随着市场取向的经济改革的进一步深化,教育收益率还将继续上升。近年来所谓“新经济”或高科技产业的发展,更有利于教育收益率的提高。当然,也许更重要的一点是,近十年来政府推行一系列调节资源分配的政策,使收入分配明显地向拥有文化知识的人倾斜。教育收益率的上升已导致中国社会收入分配机制的巨大变化,可以说,教育或人力资本取代了计划经济时期的论资排辈规则,成为目前调节收入分配的一个重要机制。

第二,中国社会的一些特殊的制度设置和结构特征影响了教育与收入之间的关系,忽略这些制度和结构因素,将导致高估或低估教育对收入的作用力。由于这些制度和结构因素的作用,劳动力市场被分割为不同的部分,各个部分的工业化水平和市场化程度差异很大,这导致不同地区、不同部门、不同人群有不同的收入分配规则和不同的教育收益。

第三,对收入差距和教育收益产生最重要影响的制度因素是城乡分割的二元社会结构。在城市,文化水平是影响个人收入和就业机会的关键性因素,但在农村,教育对收入和就业状态的影响微弱。目前,城市教育收益率已接近国际平均水平,而农村的教育收益率很低,城乡教育收益率相差7个百分点(城市为11%,农村为4%)。农村教育收益率过低,无法吸引高文化素质的劳动力,有较高文化水平的人纷纷离开农村,留下来的只能是低文化素质的老人和妇女,这十分不利于农村地区发展和农业的产业化水平提高;经济发展的迟缓,又反过来使教育收益率更难以提高,长此以往,将导致农村地区的进一步衰败和落后。

第四,体制内与体制外的分割也导致了教育收益的差异。有关中国收入分配体制变化的一个重要假设是:在由计划经济向市场经济过渡期间,一系列的決定收入分配的市场机制将取代计划经济的分配机制,而教育或人力资本作为最重要的市场分配机制之一将取代传统的平均主义分配原则。在过渡时期,公有部门(体制内)与非公有部门(体制外)共存,公有部门和非公有部门各自有一套收入分配规则,体制外的教育收益率较高,而体制内的教育收益率较低。已有的研究均证实,体制外的教育收益率明显高于体制内(赵人伟等,1999)。本文的数据分析也证实,体制内外的收入分配机制存在系统差异,在体制外对个人收入发挥关键性作用的因素,在体制内不发挥作用或发挥微弱作用,而决定体制内收入水平的某些因素在体制外可能不发挥作用。不过,教育收益率的体制内外差异没有以往研究显示的那么大。体制内外的平均教育收益率差距并不明显,只是在体制外教育影响个人收入是更为普遍的规则,而在体制内教育对个人收入的影响不那么均衡,可能某些单位或部门有极高的教育收益率,而另一些单位或部门教育对收入没有太大的影响。另外,在体制内,教育的收益也许主要并不表现在经济收入方面,它可能更多地体现在其他的方面如职位晋升和社会声誉等。总的来看,教育收益的体制内外差异在缩小,这可能主要是由于近年来政府部门一直推行以学历文凭为标准选拔人才的政策所致。

第五,教育收益率存在性别差异。文化水平对于女性的收入水平和就业机会的影响要大于对男性的影响。对女性来说,提高文化水平是增加个人收入和改善就业状态的重要途径,但对于男性来说,除了提高文化水平以外,其他的一些方式(如凭借体力、特殊技术、风险机遇等)也可能达到这些目的。

第六,教育与收入之间的关系并不绝对地表现为教育程度越高收入也越高,不同阶段教育对提高个人收入的作用力各不相同。总体情况来看,中等水平的教育经济收益率最高,但在不同地区和部门,不同阶段教育的作用力有所不同。一般来说,在工业化水平较高的地区(城市)和部门(体制内),更高程度

的教育对收入提高作用更大,而工业化水平较低的地区(农村)和部门(体制外),相对较低的文化程度对增加收入更有利。

最后,文化水平与就业机会之间的关系也不是绝对的。虽然拥有大专及以上学历的人失业机率会大大下降,但在大专以下文化水平的人当中,学历高低对其就业机会的影响并不明显,在某些情况下,较低学历的人的就业机会可能还高于较高学历的人。人们就业机会的多少,可能取决于目前的产业结构和就业结构对各种文化程度劳动力的需求情况。^①

综合上述分析,我们透过教育的经济收益率的高低变化可以看到目前中国收入分配体系演变的两个趋势:即“从平均主义到能力主义”和“从论资排辈到学历决定论”。这两个发展趋势反映出,由传统农业社会到现代工业社会及由计划经济体制到市场经济体制的双重过渡导致了收入分配机制的根本性转变。不过,这一转变的进度在全国范围来说并不均衡。教育的经济收益率在城乡之间和体制内外的明显差异,说明当前中国收入分配体系的转变具有差异性和复杂性。双重过渡期间,传统农业部门与现代工业部门同时存在,受政府计划控制的部门与计划控制外的部门交错并存。制度屏障与部门分割导致教育对个人收入的作用在城乡及体制内外有极大的差异。这说明,目前阶段存在多套收入分配系统,不同的机制在城乡和体制内外发挥着不同的作用。而教育的经济收益率高低在很大程度上取决于工业化和市场化水平的高低。正因如此,我们在讨论当前的收入分配问题和教育的经济收益率时,必须考虑到当前社会结构的过渡性特征以及制度设置和部门分割等因素。

参考文献:

- 赵人伟、李实、卡尔·李思勤主编,1999,《中国居民收入分配再研究:经济改革和发展中的收入分配》,中国财政经济出版社。
- 赵人伟、基斯·格里芬主编,1994,《中国居民收入分配研究》,中国社会科学出版社。
- 李强、刘精明,2000,《影响中国城市居民收入的“先赋因素”与“自致因素”》,《中国社会科学季刊》夏季号总第30期。
- Davis-Friedmann, Deborah 1985, “Intergenerational Inequalities and the Chinese Revolution.” *Modern China* 11.
- Parish, William L. 1984, “Destratification in China.” In J. L. Watson (ed.), *Class and Social Stratification in Post-Revolution China*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Riskin, C. 1987, *China's Political Economy: The Quest for Development Since 1949*. New York: Oxford University Press.
- China Adult Literacy Survey Team (Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences) 2002, “The Design, Implementation and Relevance of Adult Literacy Tests in China.” A report in International Workshop on Use of Adult Literacy Tests in Urban China.
- Whyte, Martin 1975, “Inequality and Stratification in China.” *China Quarterly* 64.
- 1981, “Destratification and Re-stratification in China.” in G. Berreman (ed.), *Social Inequality*, New York: Academic.
- Whyte, Martin & William L. Parish 1984, *Urban Life in Contemporary China*, Chicago: University of Chicago Press.
- Xin Meng 2000, *Labour Market Reform in China*, Pitt Building: Cambridge University Press.

作者系中国社会科学院社会学研究所副研究员
责任编辑:张宛丽

^① 李培林、张翼在研究下岗工人再就业时也发现同样的现象,并提出了“人力资本失灵”的解释。他们发现一些文化水平较高、有专业技术的下岗工人再就业的机会可能还少于文化水平更低的下岗工人,他们认为这是由于传统人力资本(学历、技术资格等)在市场体系中失效所致。