

中国改革时期的人力资本回报与经济增长

张展新

【摘要】 在有关中国经济转型时期制度变革与经济增长关系的研究中,主要关注点是市场化改革的优化资源配置作用。文章的论点是,制度变迁不仅改善资本、劳动等生产要素的配置,还通过提升人力资本的经济回报来提高其激励效率。作者利用 47 个城市的制度变迁、教育收益率、经济增长率等数据,研究城市经济增长差异,对制度变革的人力资本激励效应进行了检验,初步证实了“制度变革—人力资本回报提高—经济增长”这一假设。

【关键词】 收入 人力资本 制度变革 经济增长

【作者】 张展新 中国社会科学院人口与劳动经济研究所,助理研究员。

近年来,一些研究表明,市场化取向的制度变革促使劳动、资本等生产要素在不同部门之间重新配置,这是中国转型时期经济增长的一个主要原因。在改革以前,高度集中统一、排斥市场机制的中央计划体制造成了产业结构扭曲和资源配置的低效率(Lin 等,1996)。市场导向的经济改革首先在农村,而后在整个城乡弱化计划体制,改善资源配置。Kalirajian 等(1993)的研究发现,20 世纪 80 年代中国农村工业增长的主要决定因素是市场化制度变革所引起的部门间大规模资源重新配置。Lin 等(1996)认为,劳动密集和资本密集产业之间的置换起到了优化资源配置的作用。蔡昉等(2000)发现,劳动力在部门间再配置对提高经济增长率有显著作用。王小鲁(2000)认为制度变革带来的劳动力配置促进了资本等要素的再配置。制度变迁改善资源配置效率这一理论观点揭示了改革与增长之间的一种内在联系。

然而,从理论上说,生产效率不仅是配置效率,还包括激励效率(X-效率)(Leibenstein, 1966)。从实践上看,虽然改革之前中国经济的低增长可以首先归结为重工业为先导的产业结构和行政化的资源配置方式,劳动者的工作积极性低也是低增长的一个重要原因(Lin 等,1996)。自 20 世纪 50 年代起,中国在城市中实行统一的低工资制度,劳动报酬与劳动贡献相脱节;平均化的收入分配实际上严重压低了人力资本的经济回报,使拥有较高人力资本的职工得不到应有的激励(蔡昉等,2000)。从激励效率的视角来看,两个相互关联的问题是,在中国改革时期,制度变革如何改变分配方式?分配方式的变化又如何影响生产率?对于前一个问题,一些经济学家做了回答,指出中国已经告别了平均主义(赵人伟等,1999)。对于后一个问题,理论界尚未有明确回答,但社会学家 Nee(1989、1996)的市场转型观点具有启示性。Nee 认为,在中国等转型的社会主义国家中,市场机制的作用范围扩大,提高了人力资本回报,使经济报酬与个人的生产力密切联系在一起。这一论断意味着在市场化导向的经济转型中,分配制度的改革改善了激励机制,提高了人力资本的生产力。这样,对中国和其他转型社会主义国家而言,不仅人力资本存量是经济增长的正因素^①,反映激励效率的人力资本回报水平也是促进增

^① 人力资本存量被认为是一国经济增长的促进因素(Barro,1997、2001)。

长的因素。这一猜想符合制度经济学家 North(1990)的观点:当一个国家的制度结构强化对个人生产性行为的激励时,就会实现经济增长。本文的目的是,在现有的优化资源配置研究的基础上,提出一个包含人力资本回报在内的理论模型并进行相应的实证检验,从而改进对中国改革时期经济增长的解释。

一、制度变革与经济增长:一个理论模型

中国的经济体制改革改变了资本和劳动的制度安排。首先,经济转型打破了单一的国有制资本产权结构。20世纪70年代末开始实行的农村土地个人承包经营是生产资料产权制度的历史性突破,随后是城乡全面改革。在90年代,国有企业大面积转制,私营企业和“三资”企业的数量迅速增长,乡镇企业发展到改制、明晰私人产权阶段。与此同时,各种形式的城乡资本市场也在不断发展之中。资本制度的重大变革总是伴随着劳动制度的变革。私营企业和“三资”企业的发展使私人资本雇佣劳动合法化。从90年代中期起,国有企业重组使职工由企业的终身就业者向独立和自立的劳动者转化。这样,从“体制外”到“体制内”恢复和重新界定了私人的劳动产权^①,各类劳动力市场也在迅速发育。

生产资料和劳动二位一体的制度变革重构生产资料和劳动者的结合方式,以资本和劳动的契约关系代替二者的行政化结合关系。生产资料和劳动者结合是社会生产的基本要求,社会经济制度的核心功能是规范生产资料和劳动者的结合方式。在改革以前,凭借对生产资料和劳动者的高度控制,国家用行政手段使二者在微观层面(城市企事业单位和农村人民公社)结合,按照计划组织生产。这种行政性的生产要素结合方式从根本上排斥了现代市场经济通行的资本和劳动之间的契约关系和以此为基础的自由企业制度。在经济改革中,资本和劳动的契约关系首先在新兴的非国有企业中确立,并随其发展而发展。城乡私营企业和“三资”企业建立在明确的劳资契约关系基础上。乡镇企业的劳资关系也以契约为主导。另一方面,在相当长的一段时期里,虽然国有部门进行了各种尝试,但在改造企业和职工的关系方面并无根本性进展,国有企业在职工就业、福利等方面依然背负着沉重的“政策性负担”(Lin等,1998)。直到20世纪90年代中期,由于日益增长的经营压力,在竞争性国有企业中,传统的劳动制度终于开始被契约性劳资关系所取代。目前,从总体上看,以资本雇佣劳动契约为基础的企业组织正在成为主流微观经济形式,这是资本和劳动二重制度变迁的一个主要成果和基本标志。

制度变革对经济增长的推动作用首先在于其优化资源配置效应。在传统的计划体制下,造成资源配置效率低下的主要原因是:按照重工业导向发展战略编制的经济计划使中国的人力资源优势不能发挥;计划的实施本身导致价格的扭曲(Lin等,1996)。除此之外,还有一个与资本、劳动结合方式有关的原因。由于资本和劳动是通过行政手段结合并组成企业,这就形成了职工在就业和福利方面对企业的制度性依赖(Walder, 1986),资本和劳动在企业层面的结合被这种依赖关系进一步固定化,造成了资源重新配置的障碍。对政府而言,用行政手段进行资本和劳动的跨企业配置是困难的,这就是为什么过去存在着生产要素的部门分割和单位分割;对企业经理人员而言,按照市场要求调整自身的资本结构和劳动力结构是困难的,这就是为什么20世纪80年代扩大国有企业自主权不能使其经营状况有根本性改观。制度变革改变了调节机制和微观组织。一方面,当个人和企业拥有独立的生产要素产权之后,市场代替计划调节资源的流动和配置;另一方面,以契约劳资关系为基础、具有按照市场需要调整资源组合能力的新兴非国有企业在同国有企业的竞争中发展壮大。这样,经济资源在不同所有制、不同产业、不同企业之间不断重新配置,从而提高了社会生产效率。本文前面列举的一系列实证发

^① 虽然“产权”通常被作为“资本产权”或“财产产权”的同义词使用,这一经济学概念泛指各种经济资源的产权。
“产权是个人支配自己的劳动、物品和服务的权力”(North, 1990: 33)。

现说明,制度变迁优化资源配置是改革时期中国经济增长的一个主要动力源泉。

经济增长的动力还来自制度变革的人力资本激励效应。对于这一改革效应,目前似乎还缺乏系统深入的研究。制度变革在提高资源配置效率的同时,还改变收入的分配方式,影响人力资本的激励效率。劳动力作为一种生产要素,与资本有一个重要区别:劳动力不是单纯的物或“工作机器”,而是为活生生的劳动者个人所拥有、所支配的体力和脑力。因此,劳动力要素的生产效率不仅与其配置有关,也与劳动者的积极性有关。在计划经济时期,平均主义的分配方式影响了劳动积极性,而且劳动者的人力资本水平越高,其劳动贡献和工资报酬之间的反差越大,其积极性越被挫伤。这样,人力资本的激励效率就被大大压低了。在经济转型时期,分配制度也在变化。在国有部门,虽然早就开始在改革分配制度方面进行各种尝试,但由于企业与劳动者的行政性结合以及“单位”文化,有关改革不仅没有破除平均主义,在企业和行业内部,收入分配似乎在20世纪80年代中后期更平均化了(赵人伟、基斯·格里芬,1994)。直到90年代中期,这种局面才开始改变。而在以契约劳资关系为基础、不受计划体制下形成的有关工资、福利的制度性约束的新兴非国有部门,企业家和管理者将劳动成本与企业生产力相联系,劳动者按照自身能力和市场信号与雇佣者讨价还价、追求工资最大化。收入分配的市场供求必然提高人力资本的回报。这样,人力资本的激励机制有了根本性改观,被长期压抑的人力资本生产力也就得以发挥出来,这是新兴部门的又一个经济优势。因此,分配方式的改变既是制度变革的后果,也是经济增长的一个直接原因。

以上两种分配方式可以从乡镇企业和国有企业的一些比较中观察出来。在农村政府经营的企业和农村私人企业中,人力资本因素很好地解释了工资差别,而国有企业不是这样(Peng, 1992)。在乡镇企业中,人力资本和工资报酬之间的关系与西方市场经济国家私人企业中的这种关系相似(Gregory等, 1995)。在国有部门中,是行业间的工资差别而不是人力资本因素决定了收入不平等(Meng等, 1997)。乡镇企业的发展得益于高薪聘用城市企事业单位的技术人员和管理人员(Liu等, 1998),他们的人力资本在原单位没有得到有效的利用。

这一“制度变革—人力资本回报上升—人力资本激励效率提高”因果关系链条的引入,丰富了关于中国转型经济增长的理论知识。图1勾画了一个解释改革时期经济增长的制度变迁动力的理论模型,这一模型包括了制度变革的资源配置效应和人力资本激励效应。资源配置效应是改革的直接效应,因为一旦以市场经济为基础的生产要素产权和契约劳资关系得以确立和扩张,相关经济资源就会摆脱行政束缚,在市场机制的作用下配置和重新配置,提高效率。人力资本激励效应是改革的间接效应。产权和劳资关系的变更首先改变分配方式,提升人力资本的经济回报,进而改善对人力资本的激励。资源配置效率和人力资本激励效率提高了,整个经济的生产力就提高了。

二、人力资本激励效应的城市差异假设

制度变革不是在全国各地以均等的速率推进的。早在20世纪80年代,在一些沿海地区,以契约劳资关系为基础的新兴企业在突破制度约束中超前发展,形成私营企业繁荣的“温州模式”、乡镇企业扩张的“苏南模式”和外资涌入的“珠江模式”。与沿海相比,中西部地区的改革要慢一些。

由于制度变迁的地区不均衡性,可以通过对城市经济增长差异的分析来检验前面提出的改革人力资本激励效应。在改革较快的城市,人力资本的回报应当较高,经济增长的速度也应当更快一些。由于契约劳资关系是经济转型的基本成果,这种关系在地方的扩展可以被视为地方制度变革的指标。因此,有以下研究假设:在一个城市中,契约劳资关系的作用范围越大,人力资本收入回报的平均水平越高;相应的,该城市经济增长的速度越快。从其他一些研究中,可以推导出与上述研究假设相反的命题。Xie等(1996)与Hauser等(2001)的观点是,虽然在改革期间,教育的收益率有所提高,这种提高不是由于市场经济的扩展,而是源于依然发挥主要作用的国家再分配。这意味着在城市层面上,人力

资本的基本形式——教育的收入回报水平与制度变革的进展程度无关；由于教育回报的上升是国家干预的结果，这种上升与微观生产力没有联系，因此不会产生人力资本激励、进而提高产出效率的作用。这样，就可以提出与前面的研究假设相抵触的争议性假设：在一个城市中，契约劳资关系的作用范围与人力资本收入回报的平均水平无关，人力资本收入回报水平与该城市的经济增长速度无关。

三、研究设计

(一) 地区经济增长的路径分析

参照 Barro (1997) 对经济增长国际差异的研究, Chen 等(2000) 对中国经济增长的省际差异因素做了实证研究。这一研究以中国省份为分析单位, 以经济发展的基期水平、人力资本基期存量、人口出生率、国有企业产出比重、通货膨胀率、用外贸水平表征的经济开放度来解释各省之间人均 GDP 增长率的差异。根据“收敛假设”, 一个国家的人均 GDP 的基期水平低, 经济增长速度要快些 (Barro, 1997, 2001), 因此可以推论, 一个省的经济发展初始水平与经济增长速度负相关。较高的人力资本存量推动经济增长, 因为“更多的人力资本有利于吸收更好的技术”(Barro, 1997:14)。出生率和通胀率都会降低增长率, 而经济开放度与经济增长正相关。这样, Chen 等(2000)把 Barro 的经济发展模型应用于中国省份的经济发展研究, 而他们的研究也显示了类似的结果。此外, 他们还引入了一个新变量——国有企业产出比重, 但没有提出其理论意义, 只是认为国有企业“代表了中国经济改革的痛苦”。因此, 在其研究中, 没有一个完整的制度变迁分析框架。

根据本文提出的理论模型(见图 1), 借鉴 Chen 等(2000)的研究思路, 可以构造出中国转型时期地方经济增长的因果路径分析图(见图 2)。外生变量包括代表制度变革进程的劳资关系契约化程度, 人力资本存量, 基期经济产出水平, 和其他变量; 内生变量为人力资本回报率和经济增长率。劳资关系契约化程度与人力资本回报率正相关; 人力资本存量与人力资本回报率负相关, 因为积累量越少, 人力资本越稀缺, 市场回报越高。按照前面的理论模型, 劳资关系契约化程度和人力资本回报率都是有利于经济增长的制度变革因素。显而易见, 人力资本存量提高经济增长率, 而初始产出水平降低经济增长率。

(二) 数据和变量

本文数据来源于 1995 年中国居民收入调查的城市调查资料(赵人伟等, 1999) 和 1994~1998 年国家统计局公开出版的城市统计资料。1995 年的收入调查是在全国 11 个省份 55 个城市进行的, 由于行政区划的变更, 其中 5 个城市 1996 年以后已经没有或找不到可比的统计资料, 因此, 本文只利用其余 50 个城市的数据资料(见表 1)。这组城市样本是在考虑城市规模和区位分布的基础上, 以非随机方式选取的。

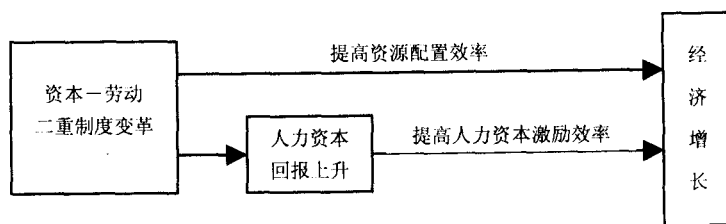


图 1 对改革时期中国经济增长的制度变革解释

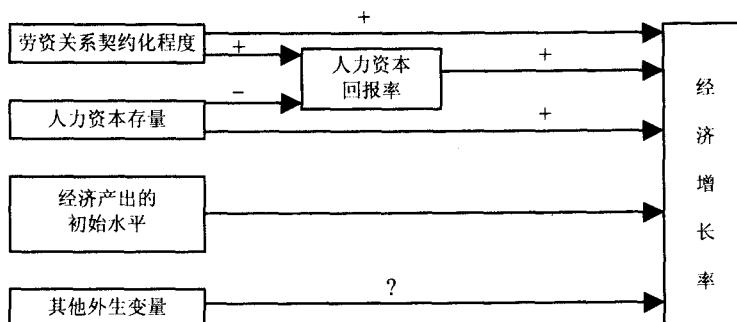


图 2 地方经济增长的路径分析

在每个样本城市,被调查的居民户是运用系统抽样方法选取的。本文在数据加工中,只保留了年龄为 16~69 岁、报告自己处于就业状态的个人问卷填答资料。城市统计出版物提供了这 50 个城市的一些总体统计数据。根据研究目的和现有数据,定义了以下 6 个基本城市变量。

表 1 城市和个人调查个案数

地区	个案	地区	个案	地区	个案	地区	个案	地区	个案	地区	个案
北京市	857	江苏省		淮南	157	湖北省		深圳	86	昆明	190
山西省		南京	320	芜湖	162	武汉	414	惠州	91	个旧*	149
太原	289	无锡	150	蚌埠	167	襄樊	185	肇庆	88	大理*	191
大同	167	徐州	138	亳州*	89	麻城*	105	顺德*	85	东川*	171
长治	178	常州	163	河南省		天门*	100	四川省		保山*	175
阳泉	199	南通	189	郑州	132	洪湖*	77	成都	343	宣威*	83
辽宁省		宜兴*	85	开封	167	广东省		泸州	318	甘肃省	
沈阳	617	泰兴*	78	平顶山	204	广州	329	自贡	174	兰州	312
大连	315	安徽省		新乡	143	佛山	82	广元	159	平凉*	170
锦州	152	合肥	172	辉县*	86	湛江	96	云南省		武威*	169
										个案总数	9718

* 表示县级市。

1. 人均 GDP 增长率被定义为在一个城市,1994~1998 年间各年名义 GDP 增长率的算术平均^①。人均 GDP(国内生产总值)的增长是衡量经济增长的一个常见指标。在 Chen 等(2000)和 Barro(1997)的研究中,时间跨度为 10 年或更长,与之相比,本文的时间跨度似乎过短。但是,由于本文的目的是从城市横截面检验制度变革效应,而 20 世纪 90 年代中国经济转型很快,5 年跨度可能更为合适。

2. 劳资关系契约化程度被定义为一个城市中,在国有部门和城市集体所有制部门之外就业的劳动者占全体劳动者的百分比。城市集体部门名义上不是国有的,但早在 20 世纪 60 年代就被纳入计划管理体制。长期以来,在国有部门和城市集体部门,有关劳动者就业和福利的制度性约束排斥契约劳资关系。因此,新经济部门就业的劳动者比重标志着劳资关系契约化的程度。

3. 平均受教育年限是指一个城市劳动人口的平均受教育年数。由于在有关的总体统计数据中没有这一统计指标,这一变量是利用中国居民收入调查城市个人调查估计得到的。

4. 高等教育收益率是度量人力资本回报的一个变量,被定义为一个城市中,受过高等教育的人的收入对其他人收入的平均百分率。例如,如果这一变量的值是 110,那么,受过高等教育的人的收入就要比其他入平均高 10%。这一变量的数值也是利用中国居民收入调查城市个人调查估计得到的。估计过程分为两步。首先,建立收入方程:

$$\ln Y = \alpha_0 + \alpha_1 S + \alpha_2 W + \alpha_3 W^2 + \theta \quad (1)$$

其中, $\ln Y$ 代表总收入的对数, S 是表征高等教育的虚拟变量(高等教育 = 1), W 代表工作年限,

① 有关研究通常使用实际 GDP (Barro, 1997; Chen 等, 2000)。由于城市统计(主要是县级市)不完整,本文使用名义 GDP。中国实行统一的货币政策,而且在 1995 年以后实现了经济“软着陆”。因此,在分析城市经济增长差异时,使用名义指标不应造成大的偏差。

θ 是残差项;然后对每个城市的个人样本进行回归,以得到变量 S 的回归系数 α_1 ①。然后,计算每个城市的高等教育相对收益率,公式为:高等教育相对收益率 $= e^{\alpha_1}$ 。

5. 人均 GDP 对数表示经济发展的基期(1994 年)水平。采用对数形式是由于人均 GDP 的倾斜分布。

6. 人口自然增长率是人口出生率的替代变量②。在其他条件不变时,一个城市的人口自然增长率较高,则人均 GDP 的增长率较低。

在定义了变量之后,预先分析表明,佛山、惠州、泰兴是特异样本③。因此,这 3 个城市被排除,只有 47 个城市进入最后的分析。

(三)结构方程组

根据图 2 显示的路径分析和已经定义的变量,下面分别以高等教育收益率和人均 GDP 增长率为因变量,列出两个回归方程,组成用于系数估计的结构方程组:

$$R_i = a_0 + a_1 D_i + a_2 M_i + \epsilon_i \quad (2)$$

$$G_j = b_0 + b_1 D_j + b_2 R_j + b_3 M_j + b_4 P_j + b_5 N_j + \delta_j \quad (3)$$

这里, R 表示高等教育收益率; D 表示劳资关系契约化程度; M 表示平均受教育年限; G 表示人均 GDP 增长率; P 表示人均 GDP 对数; N 表示人口自然增长率;下标 i 或 j 代表第 i 或第 j 个城市 ($i, j = 1, 2, \dots, 47$); ϵ 和 δ 分别代表回归方程(2)和(3)的残差项。

四、结果和讨论

就经济增长率和其他指标而言,样本城市之间存在着明显差异。表 2 提供了样本城市的统计概述。1994~1998 年间,人均 GDP 平均增长率的均值为 15.609%,而湖北省麻城市的增长率高达 24.661%,云南省东川市的增长率仅为 4.982%。不同城市的劳资关系契约化程度不一,从山西省阳泉市的 2.755%到深圳市的 62.127%,这标志着制度演进的不平衡性。在辽宁省锦州市、河南省辉县市和四川省广元市,高等教育收益率的值为 100,即高等教育没有获得相对收益,而广东省顺德市此项指标高达 152.806。在平均受教育年限上,北京最高,为 11.91 年,而顺德最低,为 8.69 年。1994 年人均 GDP 对数从云南省宣威市的 7.079 到深圳市的 9.798,显示城市间经济发展水平上的差异。1995 年人口自然增长率最低的市为沈阳(1.83‰),最高的市为湛江(14.25‰)。

表 2 城市层面变量描述和 Pearson 相关系数 (47 个城市)

变 量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	最小值	最大值	均值	标准差
人均 GDP 增长率	1.000						4.982	24.661	15.609	4.045
劳资关系契约化程度	0.255*	1.000					2.755	62.127	15.736	10.961
高等教育收益率	0.257*	0.500***	1.000				100.000	152.806	125.523	12.887
平均受教育年限	0.121	0.323**	-0.406***	1.000			8.690	11.910	10.653	0.641
1994 年人均 GDP (对数)	-0.037	0.465***	0.287*	0.061	1.000		7.079	9.798	8.378	0.654
人口自然增长率(‰)	-0.059	0.281*	0.266*	-0.309**	-0.229	1.000	1.830	14.250	7.046	3.249

* $P < 0.10$; ** $P < 0.05$; *** $P < 0.01$ (双尾检验)。

① 在 Mincer(1974)的估计人力资本回报的收入方程中, S 是受教育年限。对受教育年限的收入回报是教育回报的常见度量。本文采用对高等教育的回报而不是对受教育年限的回报,是考虑到在中国,由于体制原因和“文革”的影响,高等教育成为最稀缺、但又是最少有效利用的人力资本。

② 笔者未能找到完整的城市人口出生率统计资料。

③ 用劳资关系契约化程度和平均受教育年限对高等教育收益率做回归,发现在 50 个样本城市中,只有这 3 个城市的标准残值超过 2。

表 3 列出了最小二乘法回归分析结果。数字列第一列是方程(2),即对高等教育收益率的回归系数;第二列是方程(3),即对人均 GDP 增长率的回归系数;第三、第四列(模型 2、模型 3)依然是对人均 GDP 增长率的回归系数,但回归方程中增加了新的控制变量。在模型 2 中,加入了一组标志城市等级的虚拟变量:县级市、地级市、高级市(地级以上的市,包括计划单列市、省会和首都北京)。在模型 3 中,又加入了用 1994~1998 年,固定资产投资对 GDP 的比率定义的每个城市的投资率这一控制变量。

表 3 对高等教育收益率和人均 GDP 增长率的回归系数

自变量	高等教育 收益率	人均 GDP 增长率		
		模型 I	模型 II	模型 III
劳资关系契约化程度(1995)	0.485*** (0.412)	0.176** (0.478)	0.179** (0.487)	0.165** (0.448)
高等教育收益率(1995)		0.117** (0.372)	0.120** (0.383)	0.116** (0.369)
平均受教育年限(1995)	-5.490** (-0.273)	2.321** (0.368)	2.947** (0.467)	2.889** (0.458)
1994 年人均 GDP (对数)		-2.801** (-0.454)	-2.346* (-0.380)	-2.191* (-0.355)
人口自然增长率(1995)		-0.351* (-0.282)	-0.351* (-0.282)	-0.329 (-0.264)
城市等级虚拟变量 (以高级市为对比项)				
地级市			0.614 (0.076)	0.040 (0.005)
县级市			1.845 (0.211)	1.151 (0.132)
投资率(1994~1998 年)				-0.054 (-0.115)
截距	76.375****	-0.606	-12.350	-10.835
R-Square	0.317	0.296	0.313	0.320
调整的 R-Square	0.286	0.210	0.189	0.177

注:括号中的数字是标准化的回归系数。* $P < 0.10$; ** $P < 0.05$; *** $P < 0.01$; **** $P < 0.001$ (双尾检验)。

应与间接效应之比大约为 3:1(0.117:0.057)。这一结果支持了本文提出的关于改革的人力资本激励效应的研究假设,拒绝了争议性假设。该结果也再次证实了制度变革的资源配置效应,而且这种效应与人力资本激励效应是同时发挥作用的。

表 3 也展示了影响经济增长的其他一些因素。根据模型 1,平均受教育年限提高 1 年,GDP 增长率就会增加 2.321,这显示出人力资本存量对经济增长的解释力。1994 年人均 GDP 对数的回归系数是负值,说明一个城市经济发展的基期水平降低增长率。1995 年人口自然增长率与人均 GDP 增长率有一定的负相关性。这些结果与 Chen 等(2000)的研究发现类似。此外,高等教育收益率的回归模型表明,平均受教育年限与高等教育收益率负相关,这反映了人力资本供求对其回报率的影响。

从人均 GDP 增长率的回归模型 1,还可以计算出在影响经济增长的诸因素中,劳资关系契约化的相对重要性。在这一数字列,劳资关系契约化程度的标准化回归系数为 0.478,是最高的;1994 年人均 GDP 对数的标准化回归系数绝对值为 0.454;平均受教育年限的标准化回归系数为 0.368。此外,还有度量劳资关系契约化间接效应的与标准化回归系数可比的乘积数 0.153(0.412 \times 0.372)。这说明,同经济增长初始条件和人力资本存量相比,代表制度变革的契约劳资关系扩展对经济增长的作用要更大一些。对人均 GDP 增长率的回归模型 2 和模型 3 表明,在引入更多控制变量之后,模型 1 中的

表 3 的结果为城市间经济增长的速度差异提供了解释思路。首先,制度变革对城市经济增长有明显的推动作用。人均 GDP 增长率回归模型 1 显示,在其他条件不变的情况下,劳资关系契约化程度增加 1 个单位,人均 GDP 增长率就提高 0.176。这就是制度变革的直接效应,即资源重新配置所增加的产出。同时,高等教育收益率增加 1 个单位,人均 GDP 增长率就上升 0.117。而高等教育收益率回归模型表明,劳资关系契约化程度增加 1 个单位,高等教育收益率就上升 0.485。这样,劳资关系契约化对 GDP 增长的间接效应为 0.057(0.485 \times 0.117),这是制度变革提高人力资本激励、进而增加产出的作用。劳资关系契约化对 GDP 增长的直接效

原变量间关系没有发生实质性变化。在模型 2 中,城市级别虚拟变量的回归系数不具有统计推论意义;在模型 3 中,城市级别虚拟变量和投资率的回归系数都没有统计推论意义。与模型 1 相比,模型 2 和模型 3 的 R-Square 值也没有增加多少。这说明城市的行政级别和投资率对城市间经济增长差异都缺乏解释力^①。

五、结论与启示

制度变革是中国改革时期经济增长的主要动力。关于制度变迁改善资源配置、从而增加产出这一效应,已有不少研究做了理论推断和实证确认。本文的观点是,制度变革不仅提高资源配置效率,也通过提升人力资本经济回报来提高其激励效率。相应的以城市为分析单位的研究表明,城市经济增长与制度变革正相关,也与人力资本回报正相关,而人力资本回报是制度变革的因变量。这样,“制度变革—人力资本回报上升—经济增长”这一研究假设得到验证。

本文关于改革的人力资本激励效应的发现目前只是一个初步的结论。围绕着这一论题,理论积累至少还需要三个层次的深入研究。一是中国经济转型的进一步理论化。笔者主要是从制度变迁的“输出”——契约劳资关系来把握其效应的,对资本、劳动二重制度变革的系统论述超出了本文内容。二是进一步作定量研究,或者重复(不一定完全)本文的研究,看是否能够得到相似的发现,或者另辟数量分析的新径。三是以人力资本回报和经济发展关系为主题的定性研究,如案例分析。

如果制度变革的人力资本激励效应得到进一步证实,我们可以深入思考中国转型经济的“特色”。Sach 等(1994)提出,在中国农村,有着经济增长的“落后的优势”:直到 20 世纪 70 年代末期,农村劳动力还被限制在生产率低下的农业。本文关注中国的另外一个“落后的优势”:在传统体制下,极度平均主义的收入分配大大压抑了人力资本的生产力^②。经济改革对社会生产的巨大推动作用,就在于把这两种一直被计划体制压抑的生产力潜能都发挥出来了。农村劳动力大规模向工业转移和人力资本激励效率的大幅度提高是中国经济增长的两个主要源泉。这也许能够更好地解释,为什么在过去的 20 多年里,中国经济的总体表现要强于其他从中央集权体制向市场经济转型国家。

参考文献:

1. 蔡昉等(2000):《中国经济增长:劳动力、人力资本与就业》,载于王小鲁、樊纲主编:《中国经济增长的可持续性》,经济科学出版社。
2. 王小鲁(2000):《中国经济增长的可持续性与制度变革》,载于王小鲁、樊纲主编:《中国经济增长的可持续性》,经济科学出版社。
3. 夏小林(2000):《中国经济的持续增长与非国有经济》,载于王小鲁、樊纲主编:《中国经济增长的可持续性》,经济科学出版社。
4. 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。
5. 赵人伟等主编(1991):《中国居民收入分配再研究》,中国财政经济出版社。
6. Barro, Robert J. (1997), *Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
7. Barro, Robert J. (2001), Human Capital: Growth, History, and Policy—A Session to Honor Stanley Engerman. *American Economic Review* 91: 12—17.
8. Chen, Baizhu, Yi Feng (2000), Determinants of Economic Growth in China: Private Enterprise, Education,

① 投资率高而经济增长率不高,这似乎令人费解。但是,投资效率是与制度安排密切相关的(王小鲁,2000)。在本文中,样本城市间存在不小的制度变革差距,因此在城市层面上,投资率不一定能够解释经济增长差异。

② 在改革之前,中国城市的收入分配比前苏联等中央集权国家更为平均化(Parrish, 1984)。

- and Openness. *China Economic Review* 11: 1—15.
9. Gregory, R. G. and Xin Meng (1995), Wage Determination and Occupational Attainment in Rural Industrial Sector of China. *Journal of Comparative Economics* 21: 353—374.
 10. Hauser, Seth M. and Yu Xie (2001), Temporal and Regional Variation in Earnings Inequality: Urban China in Transition between 1988 to 1995. Paper presented at the RC28 Conference on Social Stratification & Mobility, Berkeley, August 7—9.
 11. Kalirajan, K. P. and Wang Xiaolu (1993), Modeling Growth Performance of China's Rural Industry, in Ma, Meng and Lin (ed.), *Chinese and East Asian Economies in the 1990's*, The Australian National University, Canberra.
 12. Leibenstein, Harvey (1966), Allocative Efficiency vs. "X-Efficiency". *American Economic Review* 56 (3): 392—425.
 13. Lin, Justin Yifu, Fang Cai and Zhou Li (1996), *The China Miracle: Development Strategy and Economic Reform*. Hong Kong: The Chinese University Press.
 14. Lin, Justin Yifu, Fang Cai and Zhou Li (1998). Competition, Policy Burdens, and State—Owned Enterprise Reform. *American Economic Review* 88 (2): 422—427.
 15. Liu, Yunhua, Soon Beng Chew, and Wenzhi Li (1998), Education, Experience and Productivity of Labor in China's Township and Village Enterprises: The Case of Jiangsu Province. *China Economic Review* 9(1): 47—58.
 16. Meng, Xin and Michael P. Kidd (1997), Labor Market Reform and the Changing Structure of Wage Determination in China's State Sector during the 1980's. *Journal of Comparative Economics* 25: 403—421.
 17. Mincer, Jacob (1974), Schooling, *Experience and Earnings*. National Bureau of Economic Research.
 18. Nee, Victor (1989), A Theory of Market Transition: From Redistribution to Market in State Socialism. *American Sociological Review* 54: 663—681.
 19. Nee, Victor (1996), The Emergence of a Market Society: Changing Mechanisms of Stratification in China. *American Journal of Sociology* 37: 1—2.
 20. North, Douglass C. (1990), *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge: Cambridge University Press.
 21. Parrish, William L. (1984), Destratification in China. Pp. 84—120 in J. Waston (ed.), *Class and Social Stratification in Post—Revolution China*. New York: Cambridge University Press.
 22. Peng, Yusheng (1992), Wage Determination in Rural and Urban China: a Comparison of Public and Private Industrial Sectors. *American Sociological Review* 57: 198—213.
 23. Sachs, Jeffrey D., and Wing Thye Woo (1994), Structural Factors in the Economic Reforms of China, Eastern Europe, and the Former Soviet Union. *Economic Policy* 18: 102—145.
 24. Walder, Andrew G. (1986), *Communist Neo—Traditionalism: Work and Authority in Chinese Industry*. Berkeley, CA: University of California Press.
 25. Xie, Yu and Emily Hannum (1996), Regional Variation in Earnings Inequality in Reform—Era Urban China. *American Journal of Sociology* 101: 950—992.

(责任编辑: 朱 犁)