

不同教育水平对全要素生产率增长的影响 ——来自中国省份的实证研究

华 萍*

摘 要 本文计算了从1993年到2001年间中国29个省份的生产率增长数据的曼奎斯特指数,然后通过面板数据计量经济模型研究了不同教育水平对技术效率的影响。我们的结果显示,大学教育对效率改善和技术进步都具有有利影响,而中小学教育对于效率改善具有不利影响;而且,大学教育对效率改善的有利影响是通过具有大学教育水平的劳动者向更有效率的非国有企业再分配实现的。

关键词 中国经济,曼奎斯特指数,教育水平

一、引 言

从1978年到2002年,中国经济的平均年实际增长率为9.8%¹。一个关于中国经济增长的热门争论是,这种增长率是由生产率驱动的还是由生产要素积累驱动(Chow, 1993; Young, 2000)。一些近期的研究(Guillaumont 和 Hua, 2003; Zheng 和 Hu, 2004)显示,20世纪90年代中国生产率增长呈现下降趋势。面对这种争论以及意识到了教育对提高生产率以确保经济长期增长的重要性,中国政府从20世纪90年代开始优先发展教育尤其是大学教育。受正规大学教育的新生人数从1991年的62万增长到2002年的340万,其平均年增长率为15.2%。这种教育政策真的有利于中国生产率增长吗?如果是真的,那么从哪些方面做出贡献呢?

理论上讲,教育使得劳动者能够更有效地应用现存的实物资本,驱动新知识和传播,并且提高其模仿和应用发达国家所开发的新技术的能力。教育对于生产率还具有正的外部性(Sarquis 和 Arbache, 2002)。因此,教育

* CERDI-CNRS, Université d'Auvergne 65, boulevard François Mitterrand, 63000 Clermont-Ferrand, France 电话 0033139148125 传真 0033473177428 E-mail: P. Hua@u-clermont1.fr. 本文的初稿完成于2004年9月到12月我在北京大学中国经济研究中心作访问教授期间。北京大学中国经济研究中心与世界银行的合作项目为此次研究提供了资金支持。Laurent Cortèse 为数据包络分析曼奎斯特指数的计算提供了技术帮助, Martine Bouchut 进行了实际加权汇率的计算,胡鞍钢、郑京海以及其他参与2004年10月24日清华大学政府管理学院研讨会与会学者,2004年12月11—12日在南开大学举办的第4届中国经济学年会上王荣以及其他与会者和本期刊编辑对本文初稿提出了有益的建议。本文作者对此表示感谢。

¹ 根据2003年《中国统计年鉴》。

对于效率改善和技术进步,即对生产率增长具有正效应。

尽管在理论增长模型中教育具有这种正的影响,但大多数在这个领域的实证研究却不能给予其支持(Pritchett, 2001; Temple, 2001)。这主要可能是由于教育存量的度量引起的(Barro, 1991, Krueger 和 Lindahl, 2001)。事实上,教育的可获得性,入学率或者教育支出以及相关的投入经常被用于计算一国的人力资本²。然而,这些指标并不能对教育存量进行有效度量。教育也可能很大程度上受到样本中特殊值的影响(Temple, 1999)。最后也可能是因为不同的教育水平对技术进步和效率产生不同(或正或负)的影响,而这些或正或负的影响可能彼此抵消从而使得教育对生产率的总体影响呈现不显著的结果(本文提出的观点)³。无论如何,很多关于教育对生产率影响的研究并不分析不同教育水平(Temple, 2001)对效益改善和技术进步的不同影响。

为了避免这些问题,我们在这篇文章中教育水平是用由受过小学教育,受过中学教育和受过大学教育的人口相对于总人口⁴的比例来衡量的,并且在检查了样本中潜在的特殊值之后,考查这三个教育水平变量对技术进步和效率改善(也就是对生产率)可能产生的不同影响。

在中国,受过大学、中学、小学教育的人口比例从1990年的69%增长到2002年的84%。如果只受过小学教育程度的人口比例从1990年的35%下降到2002年的31%,那么只达到中学教育程度的人口比例从1990年的32%上升到2002年的47%,达到大学教育程度的人口比例从1990年的3%上升到2002年的5%(见图1)。

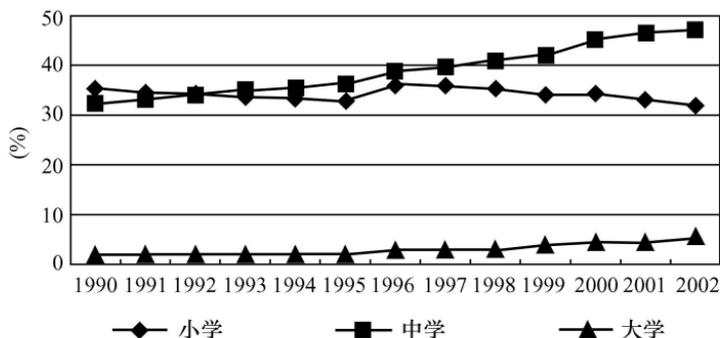


图1 中国不同教育水平的发展趋势

注:小学教育水平、中学教育水平和大学教育水平人口比例分别由只接受过小学教育、只接受过中学教育和只接受过大学教育的人口总数除以总人口数得来。

而且这三个教育水平在各省之间存在显著不同。比如,从1990年到2002

² Barro (1991), Barro and Lee (1993) 对于人力资本的计算进行了很好的改进。

³ 我们的计量经济结果证实了这个解释。

⁴ 总人口等于未受教育、只受小学教育、只受中学教育和受大学教育的人口加总。

年广西年平均只有 1% 比例的人口接受了大学教育, 而北京的这一比例为 13%。相反, 他们相应只接受过小学教育的人口比例数值分别为 44% 和 19% (见表 1)。

表 1 中国各省份的教育变量(%)

	小学教育			中学教育			大学教育		
	1990 年	2002 年	阶段平均值	1990 年	2002 年	阶段平均值	1990 年	2002 年	阶段平均值
北京	22.58	14.40	18.54	49.53	57.80	54.89	9.30	19.86	13.39
天津	29.64	22.23	28.19	45.29	57.52	51.68	4.67	10.14	6.19
河北	36.81	32.54	35.15	32.12	51.17	40.37	0.96	4.43	1.72
山西	35.71	29.54	32.07	38.06	54.24	44.81	1.38	4.32	2.45
内蒙古	33.40	28.12	31.24	35.53	49.93	42.15	1.48	5.34	2.61
辽宁	34.27	28.49	32.39	43.25	57.23	50.01	2.60	5.28	3.91
吉林	35.33	30.91	34.41	39.01	54.62	47.22	2.15	6.23	3.39
黑龙江	34.09	29.71	31.82	40.19	55.41	47.43	2.14	4.65	3.18
上海	22.68	16.98	22.18	51.12	58.00	58.17	6.53	14.62	9.45
江苏	34.79	30.53	33.16	35.10	49.52	42.00	1.47	3.66	2.53
浙江	39.66	32.48	36.15	30.75	45.34	38.17	1.17	5.48	2.00
安徽	34.69	34.48	35.96	25.00	43.32	32.56	0.88	2.49	1.35
福建	43.24	36.64	41.94	23.85	42.77	32.30	1.23	3.97	1.86
江西	40.67	38.55	40.63	25.94	42.84	33.74	0.99	2.69	1.47
山东	36.26	26.35	33.23	32.32	52.75	40.47	0.98	5.33	1.82
河南	34.73	27.54	33.57	33.61	54.55	41.23	0.85	4.01	1.61
湖北	35.83	37.47	36.24	32.03	42.46	38.43	1.57	4.60	2.45
湖南	42.07	35.13	40.14	30.58	48.23	38.08	1.14	4.10	1.91
广东	40.45	34.34	37.88	31.97	48.13	38.20	1.34	4.80	2.07
广西	45.04	36.90	43.65	25.95	45.09	33.38	0.79	3.24	1.21
四川	43.85	37.64	41.98	27.05	41.64	32.83	0.96	3.44	1.66
贵州	37.34	38.85	39.00	18.57	34.17	23.86	0.78	3.20	1.43
云南	37.91	41.85	40.20	17.89	28.62	22.95	0.81	1.81	1.25
陕西	31.13	33.56	32.06	33.61	45.06	38.56	1.67	3.75	2.75
甘肃	29.13	35.93	30.96	24.68	37.92	30.14	1.10	2.86	1.78
青海	26.49	34.76	27.46	26.04	33.46	28.61	1.49	2.88	2.14
宁夏	29.38	30.81	29.68	28.27	41.49	34.99	1.61	5.16	2.62
新疆	36.42	35.19	35.88	31.03	45.79	36.74	1.85	9.71	3.90
海南	34.58	31.95	34.63	32.87	49.91	36.41	1.24	3.32	1.96

数据来源《中国统计年鉴》,1990 年,2002 年。

这篇文章的目的是度量这三种不同教育水平对效率改善、技术进步和生产率增长的影响。本文的其余部分作如下安排。在第二部分,我们探讨有关不同教育水平对生产率产生不同影响的理论根据。在第三部分,我们根据数据包络分析曼奎斯特指数计算了生产率增长和它的两个组成元素(技术效率增长和技术进步)。在第四部分,我们给出了计量经济模型。这个模型在第五部分被用于中国 29 个省市自治区⁵从 1993 年到 2001 年的面板数据,其估算采

⁵ 中国由 22 个省,4 个由中央政府管理的直辖市和 5 个自治区组成。在我们的计量分析中,西藏由于缺乏数据没计算在内,从 1997 年开始计算的重庆的统计数据被归入四川省处置。

用了广义矩估计模型。我们分别估算了以上三个教育水平,(作为反映劳动者流出非国有企业主要渠道的)国有企业就业率以及其他控制变量为自变量的效率改善,技术进步和全要素生产率增长函数。计量结果验证了我们关于大学教育对效率改善和技术进步均具有正效应的假设,而小学教育和中学教育对效率改善却具有负效应。而且,大学教育对效率改善的积极影响是通过具有大学教育程度的劳动者流入更有效率的非国有企业实现的。这间接地反映了受过中小学教育的劳动力的市场流动性不高可能是其对效率改善具有负效应的原因。

二、三种教育水平对效率改善、 技术进步影响的理论框架

本研究的基本假设是不同的教育水平对效率改善、技术进步、即生产率增长可能产生不同(或正或负)的影响。这可能解释增长理论模型中人力资本对生产率增长具有正效应而实证结果总是无法验证这一命题的现象⁶。

(一)不同的教育水平可能对效率改善、技术进步产生不同影响的原因

一些理论依据解释了教育对于提高生产率增长具有重要作用。产生人力资本的教育是生产率增长的重要决定性因素。20世纪60年代早期的人力资本理论认为,人力资本通过提高劳动力素质,进而提高其生产能力而成为经济增长的主要解释变量之一。因此,教育在技术进步外生的新古典增长模型中被认为是一个附加的生产性因素(Mankiw, 1995)。

但教育在生产中的作用是超出实物资本的(Nelson和Phelps, 1966)。教育不但促进了一国采纳、吸收以及应用他国新技术的能力,而且决定了其国内创新能力(Romer, 1990)。如果实物资本的缺乏会抑制技术的发展,那么缺乏受过高等教育的人才会使一个国家丧失创造和应用新技术的能力。教育通过对新技术的应用与创新成为经济和生产率增长的首要必备条件(Benhabib和Spiegel, 1994)。此外,教育还是内生增长理论中抵消生产函数收益边际递减造成的溢出效应而维持增长的驱动力之一(Lucas, 1988; Romer, 1986, 1990)。最后,教育是实物资本投资的必要补充,相对较低的人力资本解释了为什么实物资本并未从富裕国家向贫穷国家流动的原因(Lucas, 1990)。

我们认为,如果教育对提高技术进步具有正效应,那么一国采纳、吸收以及应用其他国家新技术的能力就与教育水平密切相关。具有大学教育水平

⁶ 教育的度量问题,样本中特殊值也可以解释这些自相矛盾的结果。

的人通过进行新技术的研究与开发对技术进步具有正效应，而具有中学教育水平和小学教育水平的人可能并不具有这种正效应。Romer (1990) 指出，经济中研究与开发部门的存在是维持增长的重要机制。人们进行研发的素质越高，生产量越高。具有大学教育水平的劳动者更容易产生新观点、开发新技术和新产品，更容易仿效、采纳和应用由发达国家已经开发的技术。这就解释了为什么中国政府提供很多优惠政策以吸引到海外留学的中国学子回国进而将他们的技术带进中国企业。最后，大学教育有利于内生性技术进步，并通过竞争而扩散，从而使“知道怎样”革新和模仿的技术诀窍具有正的外部性 (Sarquis 和 Arbache, 2002)，通过改变生产要素边际回报递减来促进增长。这些外部效应对于中国这样的仍处于较低发展阶段但外部环境竞争却变得越来越激烈的发展中国家尤其重要。因此，我们预期大学教育对于技术进步具有正的效应，但小学和中学教育对于技术进步的影响却可能没有这样显著的正效应。

一旦获得技术，教育就成为了决定采纳和模仿新技术应用效率的重要因素。如果教育对提高效率具有正效应，那么教育水平决定了技术应用者的技术吸收能力。具有大学教育水平的人能够进行良好的管理并进而提高技术应用的效率，而具有小学以及中学教育水平的人的这种能力就可能不显著。所以，我们在本文中假定，具有大学教育水平的人相对于具有小学和中学教育水平的人更容易提高效率。

最后，我们在本文中假定，人们工作的部门决定了效率的提高。在中国，国有企业效率较低的主要原因是预算软约束的存在，人们不需要或者没有激励进行有效率的工作，即使他们并未怠工。而且，在国有企业中具有大学教育水平人的平均工资水平低于其在非国有企业中的平均工资水平 (Zheng and Hu, 2004)，那么这些具有大学教育水平的人将倾向于由国有企业向非国有企业流动。与此相反，对于那些受教育程度较低的人来说，其在国有企业中工资水平高于在非国有企业中，他们将倾向于留在国有企业。这种具有大学教育水平的劳动者从国有企业向非国有企业的流动将提高效率。而国有企业积累了大量的受中小学教育的人力资源可能对效率的提高带来负的或不显著的效应。因此，我们预期具有大学教育水平的人通过向非国有企业的流动对于效率的提高具有正效应，而这种效应对于具有小学和中学教育水平的人是不确定的。

(二) 三种教育水平对效率改善、技术进步影响的理论模型

我们研究三种不同教育水平对增长的影响的总生产函数是：

$$Y = \text{TFPK}^\alpha H_p^\beta H_s^\beta H_u^\beta L^{1-\alpha-\beta};$$

这里 Y 是产量， TFP 是全要素生产率， K 是实物资本存量， H_p 、 H_s 和 H_u

代表的是小学教育、中学教育和大学教育的存量, L 为劳动力人数。并且, 以上指数满足: $\beta = \beta_p + \beta_s + \beta_u$ 且 $\alpha + \beta = 1$ 。

与 Temple (2001) 的做法相同, 我们假定 H_p 、 H_s 和 H_u 分别代表小学教育、中学教育和大学教育的总年限, 且 E_p 、 E_s 和 E_u 代表平均年限。令 $E_p = \frac{H_p}{L}$, $E_s = \frac{H_s}{L}$, $E_u = \frac{H_u}{L}$ 。那么, 我们有 $E = E_p + E_s + E_u = \frac{H_p + H_s + H_u}{L}$ 。所以, 我们将生产函数写为: $Y = \text{TFPK}^\alpha E_p^{\beta_p} E_s^{\beta_s} E_u^{\beta_u} L^{1-\alpha}$ 。那么, 产出是资本存量、劳动力人数和由三种教育水平代表的劳动力质量的函数。

那么, 为了使不同的教育水平对生产效率的影响有所不同, 我们假定 E_p 、 E_s 和 E_u 具有特定的形式: $E_p = e^{\mathcal{A}(E_p)}$, $E_s = e^{\mathcal{A}(E_s)}$, $E_u = e^{\mathcal{A}(E_u)}$ (这种假定与 Hall 和 Jones (1999) 相同)。相对于没有接受教育的情况时 (即 $E=0$ 时 $\mathcal{A}(0) = 0$), 函数 $\mathcal{A}(E_p)$ 、 $\mathcal{A}(E_s)$ 和 $\mathcal{A}(E_u)$ 显示的是对应于小学教育、中学教育和大学教育不同的生产率。由此我们得到 $Y = \text{TFPK}^\alpha e^{\beta_p \mathcal{A}(E_p)} e^{\beta_s \mathcal{A}(E_s)} e^{\beta_u \mathcal{A}(E_u)} L^{1-\alpha}$ 。

最后, 上面的生产函数可以写为如下的增长率的函数:

$$\dot{Y} = \text{TFP} + \alpha \dot{K} + \beta_p \mathcal{A}(E_p) + \beta_s \mathcal{A}(E_s) + \beta_u \mathcal{A}(E_u) + (1 - \alpha) \dot{L}.$$

因为生产率增长是技术进步 (TP) 和效率改善 (TE) 的加总, 所以我们将上面的等式改写为:

$$\dot{Y} = \text{TP} + \text{TE} + \alpha \dot{K} + \beta_p \mathcal{A}(E_p) + \beta_s \mathcal{A}(E_s) + \beta_u \mathcal{A}(E_u) + (1 - \alpha) \dot{L}.$$

三、效率改善、技术进步和全要素生产率的测算

有三种方法计算生产率。1. 劳动生产率, 即产出与劳动力之比, 但资本存量和劳动力的可替代性使这种测度方式可能是有偏的。2. 为了避免这种偏差的产生, 人们计算全要素生产率 (TFP), 即产出与加权的资本存量与劳动力的总和的比率。在没有无效率假设下, 传统的方法是估算一个科布—道格拉斯生产函数, 把生产函数中未被劳动力和资本解释的部分, 也就是残差项, 看作全要素生产率, 即技术进步。3. 完全有效率假设在中国这样的转型国家是否成立是值得商榷的。用于计算全要素生产率的曼奎斯特指数避免这个严格的假设, 它还可以被分解为技术效率和技术进步两部分。曼奎斯特指数符合我们在第二部分中的理论假设, 将应用于计算中国各省的生产率。

(一) 数据包络分析曼奎斯特指数

曼奎斯特指数使用距离函数计算在某一可获得的技术水平下实际产出相对于最大可能产出的比率。它通常计算四个距离函数: 1. 在时期 t 的技术给

定的条件下, 计算时期 t 和时期 $t+1$ 时的生产函数, 即: $d_0^t(Y_t, X_t)$ 与 $d_0^t(Y_{t+1}, X_{t+1})$ (指数“0”表示产出导向)。2. 在时期 $t+1$ 技术给定的条件下, 计算时期 t 和时期 $t+1$ 时的生产函数, 即: $d_0^{t+1}(Y_t, X_t)$ 与 $d_0^{t+1}(Y_{t+1}, X_{t+1})$ 。时期 t 和时期 $t+1$ 的曼奎斯特全要素生产率指数是:

$$M_0^t(Y_{t+1}, X_{t+1}, Y_t, X_t) = \left[\frac{d_0^t(Y_{t+1}, X_{t+1})}{d_0^t(Y_t, X_t)} \right]$$

与

$$M_0^{t+1}(Y_{t+1}, X_{t+1}, Y_t, X_t) = \left[\frac{d_0^{t+1}(Y_{t+1}, X_{t+1})}{d_0^{t+1}(Y_t, X_t)} \right]$$

为了避免选择随意的基准或是技术参照系, 我们遵循 Färe 等人 (1994) 的方法以两个前述指数的几何平均值计算曼奎斯特全要素生产率指数, 即:

$$M_0^{t+1,t}(Y_{t+1}, X_{t+1}, Y_t, X_t) = \left[\frac{d_0^t(Y_{t+1}, X_{t+1})}{d_0^t(Y_t, X_t)} \cdot \frac{d_0^{t+1}(Y_{t+1}, X_{t+1})}{d_0^{t+1}(Y_t, X_t)} \right]^{1/2}$$

通常情况下, 记做:

$$\begin{aligned} M_0^{t+1,t}(Y_{t+1}, X_{t+1}, Y_t, X_t) &= \frac{d_0^{t+1}(Y_{t+1}, X_{t+1})}{d_0^t(Y_t, X_t)} \left[\frac{d_0^t(Y_{t+1}, X_{t+1})}{d_0^{t+1}(Y_{t+1}, X_{t+1})} \frac{d_0^t(Y_t, X_t)}{d_0^{t+1}(Y_t, X_t)} \right]^{1/2} \end{aligned}$$

第一项 $\left[\frac{d_0^{t+1}(Y_{t+1}, X_{t+1})}{d_0^t(Y_t, X_t)} \right]$ 代表了 t 和 $t+1$ 两个时期技术效率的变迁, 即将各省的生产函数向前沿生产函数收敛。第二项 $\left[\frac{d_0^t(Y_{t+1}, X_{t+1})}{d_0^{t+1}(Y_{t+1}, X_{t+1})} \frac{d_0^t(Y_t, X_t)}{d_0^{t+1}(Y_t, X_t)} \right]^{1/2}$ 代表了技术进步或者说生产函数前沿的移动。曼奎斯特指数可能小于、等于或者大于 1, 对应于全要素生产率的下降、持平和提升。

曼奎斯特指数的计算意味着对生产前沿或是效率前沿的测度。为了计算这种前沿, 最常用的非参数方法是 DEA 法 (数据包络分析法)。在所有的生产可能性函数都是单调凸函数的前提假设下, 数据包络分析法连续地在全部数据中应用线性规划的方法构建非参数分段表面 (或前沿) 以计算相对于表面的效率 (Coelli *et al.*, 1998)。

(二) 数据与结果

我们计算了从 1993 年到 2001 年中国 29 个省份的全要素生产率的曼奎斯

7 非参数数据包络分析法的优势在于它不需要假定中国全部省份的生产函数全部一致。它的不便之处在于没有对测度误差和随机冲击进行考量。

特指数和它的两个组成成分：效率改善和技术进步。我们用的是 DEAP 软件 2.1 版 (Coelli, 1996)。

为了计算生产率增长, 我们需要 GDP、劳动力和资本存量的数据。这篇文章使用的是与郑京海、胡鞍钢 (2004) 所写文章中相同的数据。GDP 和劳动力的数据来源于《新中国五十年统计资料汇编》和《中国统计年鉴》。实际 GDP 是由名义 GDP 剔除通胀因素平减得到的。

与其他许多国家一样, 中国资本存量的数据是难以获得的。中国国家统计局公布了两类投资数据: 1. 《中国国民生产总值核算历史资料》公布了 1952 年到 1995 年固定资本形成总值及其价格; 2. 《中国统计年鉴》公布了固定资产投资, 而其价格指数从 1992 年开始才是可获得的。为了应用相同的平减因子, 我们将 1992 年作为估算的起始时段。

首先, 我们以永久性存货方法估算了从 1992 年开始的初始资本存量, 即: $KR_t = (1 - \alpha)KR_{t-1} + IR_t$, 这里 KR 、 IR 和 α 分别代表着实际资本存量、实际投资额与年折旧率。和其他研究中一样, 我们假定年折旧率 $\alpha = 5\%$, 则从如上的公式我们必须知道 1990 之前 20 年的投资额, 而 1972 年的资本存量等于其投资额。1992 年的资本存量 (KR_{92}) 等于剔除折旧后此前 20 年的投资总额, 计算公式为: $KR_{92} = \sum_{n=0}^{19} IR_{72+n} * 0.95^{20-n} + IR_{92}$, 在这里 $KR_{72} = IR_{72}$ 。固定资本形成总值 (GFCF) 的数据和它的价格被用于估算 1992 年的资本存量。

一旦初始资本存量 (1992) 被估算出, 从 1993 年到 2001 年的资本存量的估算形式是: $KR_t = KR_{t-1} + IR_t - DR_t$, 这里 DR 代表了实际折旧, 等于名义折旧⁸除以固定资产投资价格指数。用这种方法, 我们所估算的各省每年资本存量的折旧额都不同。这种算法比郑京海和胡鞍钢 (2004) 或是吴 (1999) 以及林和刘 (2003) 的算法要更加精确, 偏差较小。郑京海和胡鞍钢假定每个省的资本存量与国家的资本存量的比率与该省的 GDP 与国家 GDP 的比率相同, 后者则假定每个省每年的折旧率均为 5%。

根据我们的计算结果, 从 1993 年到 2001 年中国各省份的全要素生产率以平均每年 2.2% 的增长率增长。在整个估算区间内, 全要素生产率增长率是在不断增长的, 但具有一个下降的趋势 (见图 2)。生产率增长率在 1993 年达到最高值 5%, 而在 1998 年降至最低点 1% 并直到 2001 年都维持在这一水平。1993 年到 2001 年的年均 2.5% 的技术进步增长率带来了上述生产率的提高。相反地, 1993 年到 2001 年的技术效率却以年均 0.3% 的速度在下降。我们所得到的结果与郑京海和胡鞍钢 (2004) 的结果是相似的。在他们的文章中,

⁸ 从 1993 年《中国统计年鉴》公布了各省固定资产投资名义折旧额。

从 1990 年以来，全要素生产率年均增长率为 1.85%，呈下降趋势，并且这种增长是通过年均 2.16% 的技术进步增长率实现的，而与此同时技术效率提高的年增长率为 -0.31%。

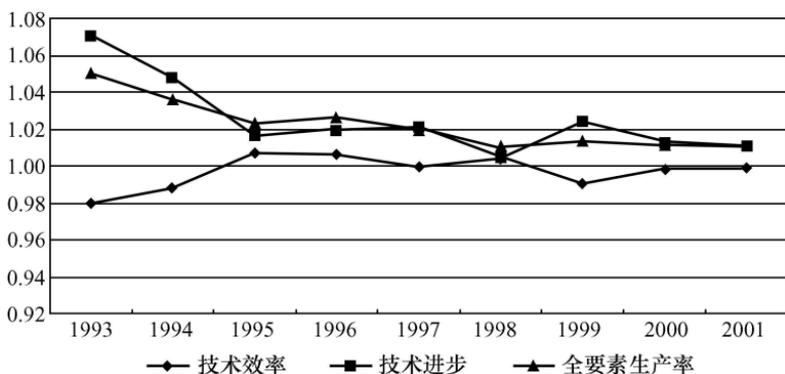


图 2 全要素生产率的曼奎斯特指数和它的两个构成成分
(中国各省份的几何平均值)

注：指数大于 1 意味着生产率的提高；反之，指数小于 1 意味着生产率的降低。

在中国的各省份，全要素生产率并不以相同的速率增长。从 1993 年到 2001 年中国的东部、中部和西部地区⁹的全要素生产率的年均增长率相应分别为 3%，2% 以及 1%。但自 1998 年以来中西部地区的年增长率变为 0。东部地区的年均技术进步最快增长率可达 4%，也就是中西部地区增长率的两倍。而考虑技术效率，东部地区并不比中部地区强：1993 年到 2001 年东部地区与中部地区的技术效率年均增长率均为 0，而同一时期，西部地区技术效率的年均增长率以 1% 的速度下降。

四、不同教育水平下的技术效率改善、技术进步和生产率计量经济模型

正如在第二部分中解释过，小学教育水平 (EDUP)、中学教育水平 (EDUS) 和大学教育水平 (EDUU) 对技术效率和技术进步的影响可能是不同的；我们因此分别估算技术效率改善 (TE)、技术进步 (TP) 和全要素生产率增长率 (TFP) 的三个函数。

在解释变量中，除了三个教育水平变量之外，贸易开放度 (X) 和外国直接投资额 (FDI) 被认为是影响生产率增长的主要解释因素。贸易开放通过

⁹ 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南；中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖南、湖北和广西；西部地区包括四川（包括重庆）、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆。

将生产要素向通常认为更有效率的出口部门移动而对生产率增长率具有正效应(Feder, 1983)。在中国,这种效应主要是通过以生产生活消费品为主的轻工业实现的(2001年,轻工业出口额占出口总额的55%)¹⁰。这一在中国具有比较优势的劳动力密集型产业(Yue和Hua, 2002)的技术效率往往比重工业、农业和服务业的技术效率要高。出口还通过改善管理技术和对劳动者的培训对整个经济产生更多的外生影响。另一方面,出口对技术进步的影响是不确定的。基于生产生活消费品或小型设备的轻工业的中国出口,较之重工业而言往往难以产生技术进步,更何况这些轻工业很大一部分属于来料加工。结果,与出口在GDP中所占比重的上升相对应的可能是技术进步的缓慢。

外国直接投资(FDI)也对生产率的提高具有正效应(Dayal-Gulati和Husain, 2002)。与在其他发展中国家一样,在中国的外国直接投资主要集中于工业中的可贸易商品。一种假说是外国公司带来了新的技术和专业知识与操作技能。这种积极的行动是通过成立比本国公司具有更高技术、更有生产效率的外国公司,从而使其带来的技术革新和优良管理方式向本国公司扩散。这种扩散会在国内的同业竞争公司中,但更会在国外企业的供应商或者购买商中产生模仿效应(Sun, 1998, Sun, Hone和Doucouliagos, 1999)。

我们引入了资本—劳动密度(KL),资本—劳动密度在带来技术进步的同时也对效率增长带来负作用,这主要是由于对资本含量高,复杂技术的掌握和消化滞后造成的。我们还引入实际加权汇率¹¹(ER)以便计算那些不通过上对外开发和资本深化对生产率的直接效应(Harris, 2001; Guillaumont Jeanneney与Hua, 2003)。这些直接效应是指其对不同部门投资再分配(也就是对技术进步)以及劳动力报酬和竞争密集度(也就是效率变迁)的影响。

滞后一期的人均实际GDP(YRP_{-1})也被引入以测度传统增长理论中收敛性。另外,与经济波动性相关的总需求的波动是用来控制生产要素的利用率的。它被引入技术效率改善方程和全要素生产率的增长方程。

最后,我们引入国有企业就业率(ENP)作为受教育人员向非国有企业再分配从而成为教育影响效率改善的传播渠道。由于中国银行的大部分资金都面向国有企业,从而使得其比其他类型的企业更容易进行大规模的投资(同时伴随着大容量的技术革新),但他们的技术效率回报一方面受到企业内部不能大量解雇教育水平低的员工这种客观情况的限制,另一方面受到教育程度较高的员工会倾向于向非国有的、高效率的、高工资的企业流动而降低(Yue, 2003)。这种具有大学教育水平的员工向更有效率的企业进行再分配的现象将对效率提高有促进作用,从而促进生产率的增长。

¹⁰《中国统计年鉴》2001年。

¹¹中国各省的实际加权汇率是不同的,因为它们具有不同的对外贸易伙伴和不同的消费价格(Guillaumont Jeanneney和Hua, 2001, 2002)。

三个函数可以因此而表述为 :

对于技术效率增长来说 (方程 1) :

$$\begin{aligned} \dot{TE}_{it} = & a_0 + a_1EDUP_{it} + a_2EDUS_{it} + a_3EDUU_{it} + a_4X_{it} + a_5FDI_{it} \\ & + a_6KL_{it} + a_7ER_{it} + a_8YRP_{it-1} + a_9INV_{it} + a_{10}ENP_{it}. \end{aligned}$$

方程 1 中的系数所期待的符号 :

$$\begin{aligned} a_1 < 0, a_2 < 0, a_3 > 0, a_4 > 0, a_5 > 0, a_6 < 0, \\ a_7 > 0, a_8 > \text{ or } < 0, a_9 < 0, a_{10} < 0. \end{aligned}$$

对于技术进步来说 (方程 2) :

$$\begin{aligned} \dot{TP}_{it} = & b_0 + b_1EDUP_{it} + b_2EDUS_{it} + b_3EDUU_{it} + b_4X_{it} + b_5FDI_{it} \\ & + b_6KL_{it} + b_7ER_{it} + b_8YRP_{it-1} + b_9ENP_{it}. \end{aligned}$$

方程 2 中的系数所期待的符号 :

$$\begin{aligned} b_1 < 0, b_2 < 0, b_3 > 0, b_4 > \text{ or } < 0, b_5 > 0, \\ b_6 > 0, b_7 < 0, b_8 > \text{ or } < 0, b_9 > 0. \end{aligned}$$

对全要素生产率来说 (方程 3) :

$$\begin{aligned} \dot{TEP}_{it} = & c_0 + c_1EDUP_{it} + c_2EDUS_{it} + c_3EDUU_{it} + c_4X_{it} + c_5FDI_{it} \\ & + c_6KL_{it} + c_7ER_{it} + c_8YRP_{it-1} + c_9INV_{it} + c_{10}ENP_{it}. \end{aligned}$$

方程 3 中的系数所期待的符号 :

$$\begin{aligned} c_1 < 0, c_2 < 0, c_3 > 0, c_4 < \text{ or } > 0, c_5 > 0, c_6 > \text{ or } < 0, \\ c_7 < \text{ or } > 0, c_8 < \text{ or } > 0, c_9 < 0, c_{10} < \text{ or } > 0. \end{aligned}$$

当把国有企业就业率引入如上函数之后, 以上三个方程各教育变量的系数反映了它们对效率改善、技术进步和全要素生产率的直接影响。为了度量教育对其的整体影响, 我们首先用三种教育水平对国有企业就业率进行回归, 以估算三种教育水平的人员在部门间的流动渠道, 然后将其残值代替以上三个方程 (方程 1、方程 2 和方程 3) 中的国有企业就业率。残差反映了剔除受教育人员再分配影响的国有企业就业率。这种以残差项替代国有企业就业率的惟一结果就是修正了三种教育水平相关的系数, 这些系数从此反映教育对全要素生产率增长及其两个组成成分的整体 (直接和间接) 的影响。

五、估计与计量经济结果

(一) 数据及其来源

对于不同教育水平对生产率变化及其两个组成成分影响的计量估计值是基于各省从1993年到2001年的年数据。所得到的结果均为面板数据估计值并且所有的变量均以对数形式表达。除特别说明,关于中国的省份数据来自《中国统计年鉴》。有几点理由来说明估算期限选择。首先,从1992年到1993年,中国向市场经济转型的进程加速了(Guillaumont Jeanneney 和 Hua 2004)。其次,这一期限的选择允许使用相关同质数据,尤其是与出口相关的部分¹²和固定资产投资的价格指数(在第三部分的第二节中有所提及)。

正如在前面的部分中定义的那样,全要素生产率曼奎斯特指数及其两个组成成分是通过DEAP软件进行计算的(Coelli, 1996)。由于其值接近1,我们将其进行对数运算,再乘以100以获得生产率变化的近似值。

1990年、2000年的教育数据相应来源于2001年《中国统计年鉴》上发表的第四次和第五次中国人口普查结果。对于1996年、1997年、1998年、1999年和2002年的数据是由不同年版本的《中国统计年鉴》中公布的人口变迁的年度抽样调查¹³得来。对于其他年份,我们与Démurger(1999)、Wang和Yao(2003)一样使用永续存货法。这种方法是由上一年文凭持有者累计额加上当年新增文凭持有者并减去当年死亡的文凭持有者数目计算当年文凭持有者的总额(假定对于三种教育水平而言,人口的死亡比率是相同的),然后再除以总人口。

贸易开放度是由各省的出口占其GDP的比重得来。外国直接投资比率(FDI)是外商直接投资占其固定资本投资的比重。资本密集度是固定价格下资本占劳动力的比重。实际加权汇率指数是名义加权汇率指数(1995年=100)乘以各省的消费者价格指数及其15个最重要的贸易伙伴的消费者价格指数的平均值的比率。实际加权汇率的升高意味着人民币升值。每个省的人均实际GDP计算是以1995年为基期计算所得的GDP除以总人口。总需求波动是剔除趋势后存货总量变化/GDP的比值。国有企业就业率是由国有企业就业人数与全省就业总数的比值。

(二) 计量经济检验

在进行计量经济估计之前,我们对相关的模型做了一些检验。Im-Pe-

¹² 各省的出口数据是根据生产地区进行分类的,从1992年中国开始使用国际协调商品目录和编码体系(HS)起才可获得(Guillaumont Jeanneney 和 Hua, 2001)。

¹³ 这些年度样本的抽样比相应为:1.028‰、1.016‰、1.01‰、0.976‰和0.988‰。

saran-Shin 单位根检验使得我们可以拒绝我们模型中全部变量的单位根假设 (见表 2)。Breusch 和 Pagan LM 检验和 Hausman 特殊性检验表明我们不能拒绝固定效应模型 (见表 3)。

潜在的主要计量经济学问题是宏观经济控制变量的内生性。实际加权汇率在这里是用于解释生产率增长的独立变量。但是,在 Guillaumont Jeanneney 和 Hua (2002), 为了检验 Balassa-Samuelson 效应, 我们假定了相反的关系。在该文章中, 各省的实际加权汇率由各省的 GDP 占其与外贸伙伴国¹⁴的 GDP 比例和各省 GDP 占中国整体 GDP 的比例来解释。这些变量被看作是实际加权汇率的工具变量。滞后一年的出口率, 外商直接投资比率、资本密集度和总需求波动是它们的工具变量。Arellano-Bond 检验的 AR (2) 结果显示拒绝这些工具变量之间的自相关性。DWH 检验的结果使我们不能拒绝这些变量之间的内生性 (见表 3)。Pagan/hall 异方差检验结果表明, 带有工具变量的广义矩估计模型是更合适的计量模型 (Baum, Schaffer 和 Stillman, 2003)。最后, 我们通过 Sargan 过度识别检验检测工具变量的相关性和正确性。结果显示我们不能拒绝工具变量与方差项彼此独立的假设。

表 2 Im-Pesaran-Shin^a 单位根检验法

技术效率改善	- 5.999***
技术进步	- 3.74***
全要素生产率变化	- 18.167***
小学教育	- 5.504***
中学教育	- 3.319***
大学教育	- 7.823***
出口比率	- 7.273***
外国直接投资/固定资本投资	- 3.625***
资本密集度	- 4.975***
实际加权汇率	- 5.667***
滞后一年人均实际 GDP	- 2.24**
总需求波动	- 3.74***
国有企业就业率	- 2.164**

注: a. Panel *t*-statistics.

(三) 计量经济结果

表 3 到表 5 显示的是本文中回归的计量经济结果。表 3 显示的是基本模型的回归结果: 由于该方程包括反映受教育人员部门之间的流动的中间渠道的国有企业就业率, 教育水平的系数代表了他们不通过国有企业中间渠道对效

¹⁴ 资料来源: 国际货币基金组织《国际金融统计》。

率改善、技术进步以及生产率增长的直接影响,表4显示的是三种教育水平对国有企业就业率的回归结果。这些结果显示,国有企业就业率是教育对生产率增长产生影响的一个中间途径,尤其是对小学教育和大学教育而言。简而言之,具有大学教育水平的员工更倾向于从国有企业流出,而具有小学教育水平的员工更倾向于留在国有企业内部。这种人员流动对于具有中学教育水平的员工并不明显。表5显示的是以表4中的残差替代国有企业就业率对生产率增长进行回归估计的结果。这些估计结果中的教育水平系数对技术效率改善以及生产率增长的总影响(包括直接的和间接的)。

表3 不同教育水平对效率改善、技术进步和生产率增长的影响 基本模型

	技术效率改善		技术进步		全要素生产率	
	1	2	3	4	5	6
小学教育	-0.05** (-1.90)		0.03 (1.51)		-0.01 (-0.04)	
中学教育	-0.06* (-1.84)		0.02 (0.92)		-0.05 (-1.60)	
大学教育	0.01 (1.19)		0.01** (1.95)		0.03** (2.43)	
小学、中学和大学教育		-0.08 (-1.48)		0.07* (1.99)		0.01 (0.32)
出口/GDP	0.04** (2.12)	0.05** (2.36)	-0.03*** (-2.61)	-0.03*** (-2.66)	0.01 (0.73)	0.01 (0.73)
外国直接投资/固定资本投资	0.02 (0.76)	0.02 (0.89)	0.02** (2.52)	0.02** (2.01)	0.03* (1.73)	0.03* (1.72)
资本密集度	-0.06*** (-2.95)	-0.05** (-2.33)	0.04*** (3.21)	0.03*** (3.00)	0.01 (0.55)	0.01 (0.78)
实际加权汇率	0.18*** (4.13)	0.20*** (4.40)	-0.18*** (-8.54)	-0.18*** (-8.75)	-0.06 (-1.42)	-0.06 (1.13)
滞后一期的人均实际GDP	0.11 (1.47)	0.15* (1.67)	-0.06 (-0.78)	-0.07 (-0.84)	0.09 (0.81)	0.14 (1.19)
总需求波动	-0.02 (-1.54)	-0.03** (-1.98)			-0.01 (-0.68)	-0.01 (-0.81)
国有企业就业率	-0.03*** (-3.31)	-0.04*** (-3.83)	0.01*** (2.55)	0.01* (1.72)	-0.02* (-1.68)	-0.02** (-1.94)
观察值数目	228	228	228	228	228	228
Adjusted R ²	0.17	0.20	0.59	0.61	0.49	0.47
Breusch and Pagan LM test	28.96	37.34	25.27	27.16	57.08	80.37
Hausman specific test	30.67	20.04	41.89	35.64	38.59	17.11
AR(2) Arellano-Bond Test ^b	0.20	0.13	0.02	0.01	0.06	0.06
Pagan/Hall heteroskedasticity test ^b	0.09	0.09	0.13	0.09	0.08	0.05
DWH test of endogeneity ^b	0.02	0.01	0.000	0.000	0.000	0.000
Sargan over-identification test ^b	0.67	0.67	0.44	0.483	0.58	0.53

表 4 教育对技术效率改善影响的中间渠道

	国有企业就业率	国有企业就业率
小学教育	0.55*** (2.88)	
中学教育	0.02 (0.10)	
大学教育	-0.45*** (-6.56)	
小学、中学、大学教育		-1.65*** (-7.70)
观察值数目	261	261
Adjusted R^2	0.37	0.20

表 5 不同教育水平对效率改善、技术进步和生产率增长的(直接与间接)影响

	技术效率改善		全要素生产率	
	1	2	5	6
小学教育	-0.07*** (-2.71)		-0.001 (-0.04)	
中学教育	-0.06* (-1.87)		-0.05 (-1.60)	
大学教育	0.03** (2.24)		0.03** (2.43)	
小学、中学和大学教育		-0.11*** (-2.21)		-0.01 (-1.49)
出口/GDP	0.04** (2.12)	0.05** (2.36)	0.01 (0.73)	0.01 (0.73)
外国直接投资/固定资产投资	0.02 (0.76)	0.02 (0.89)	0.03* (1.73)	0.03* (1.72)
资本密集度	-0.06*** (-2.95)	-0.05** (-2.33)	0.01 (0.55)	0.01 (0.78)
实际加权汇率	0.18*** (4.13)	0.20*** (4.40)	-0.06 (-1.42)	-0.06 (1.13)
滞后一期的人均实际 GDP	0.11 (1.47)	0.15* (1.67)	0.09 (0.81)	0.14 (1.19)
总需求波动	-0.02 (-1.54)	-0.03** (-1.98)	-0.01 (-0.68)	-0.01 (-0.81)
国有企业就业率	-0.03*** (-3.31)	-0.04*** (-3.83)	-0.02* (-1.68)	-0.02** (-1.94)
观察值数目	228	228	228	228
Adjusted R^2	0.17	0.20	0.49	0.47
Breusch and Pagan LM test	28.96	37.34	57.08	80.37
Hausman specific test	30.67	20.04	38.59	17.11
AR(2) Arellano-Bond Test ^b	0.20	0.11	0.06	0.06
Pagan/Hall heteroskedasticity test ^b	0.09	0.09	0.08	0.05
DWH test of endogeneity ^b	0.02	0.01	0.000	0.000
Sargan over-identification test ^b	0.67	0.67	0.58	0.53

注 b. P value.

以上表格中的回归结果显示,大多数变量的系数统计上很显著而且其符合和所期待的一致。表3到表5中出口率对于效率提高具有正效应,但对于技术进步具有负效应。外商直接投资与资本密集度均对技术进步具有有利影响,而资本密集度对于效率却有负影响。人民币实际升值对效率改善具有正影响,但对于技术进步具有负影响。这两种彼此相反的影响互相消减从而造成统计上对生产率增长的不显著效应。最后,与商业周期相关的总需求的减少将会因为降低生产要素的实际利用率而降低技术效率。

表3测度的是教育水平对生产率影响的残差或者说是直接效应,而表5估算的是总的影响。我们从表3中观察到,小学教育和中学教育对技术效率的改善具有直接的负效应。反之,大学教育并未显示统计上的显著。尽管三种教育水平对技术进步均显示了正效应,但只有大学教育是统计上显著的。正如从前解释过的,具有大学教育水平的人能够更容易地进行新产品的开发与模仿。这就导致大学教育对全要素生产率具有直接的正影响,而小学与中学教育对生产率的影响在统计上是不显著的。

教育水平对效率改善的全部影响显著依赖于作为转换工作渠道的各教育水平国有企业就业率。表4显示的是大学教育对国有企业就业率具有负效应,因为具有大学教育水平的员工更倾向于在非国有企业工作,而有小学教育对国有企业就业率具有正效应。实际上,具有小学教育水平的人更倾向于留在国有企业(Yue, 2003)。

比较表3与表5,我们观察到如果小学教育的直接或残留影响对效率变迁的影响在5%的水平上是统计上显著的,那么他们总的正效应的显著水平是1%。其系数从-0.05上升到-0.07。而此时,大学教育的统计显著水平是10%。具有大学教育水平、从国有企业流动出来的人对效率提高具有正效应。大学教育对全要素生产率的总影响为显著的正影响(0.03)。

与许多实证研究的结果一样,本文的研究表明,中、小学教育对效率提高具有负效应。关于这种现象Pritchett(2001)针对发展中国家给出了三种解释:较差的教育质量、劳动力市场上需求与供给的不均衡和不适宜的制度环境。这三种因素在一定程度上能解释为什么中国中、小学教育不利于改善效率。但不管怎样,小学教育和中学教育对效率改善的不利影响给中国经济长期增长提出了一些严肃的问题:在进行了二十多年的改革之后,中国是否给受过中小学教育的劳动力提供了具有充分流动性的劳动力市场?中国的增长模式是否真正符合其比较优势?进一步研究为什么中小教育不利于效率改善显得非常重要。

六、结 论

这篇文章的研究表明,区分各个教育水平对效率改善和技术进步的不同(或正或负)影响是十分重要的。这可以解释为何实证研究的结果不能证实增长模型中教育对增长具有正效应的理论。

计量经济学结果表明,大学教育对效率改善、技术进步和生产率增长具有正效应,而小学教育和中学教育对技术效率改善具有负效应。此外,具有大学教育水平的人通过向更有效率的非国有企业流动而对效率提高具有正效应。而小学教育和中学教育对技术效率改善的负效应可能反映了属于他们的劳动力市场的流动性不是很高的问题,也可能反映了中国的经济结构还不完全符合其相应的比较优势。

最后,从有关数据包络分析曼奎斯特指数我们观察到了一个惊人的事实:从 1993 年到 2001 年中国的效率以每年 0.3% 的速率下降。所以,今后真正保持中国经济长期增长的支柱是效率的提高。这些结果验证了中国政府将发展大学教育作为重要目标的决策的正确性。

参 考 文 献

- [1] Barro, R. J. , " Economic Growth in a Cross Section of Countries " , *The Quarterly Journal of Economics* , 1991 , 106(2) , 407—443.
- [2] Baum C. F. , M. E. Schaffer and Stillman S. , " Instrumental Variables and GMM Estimation and Testing " , Working Paper 545 , February , Department of Economics , Boston College , 2003.
- [3] Benhabib J. and M. M. Spiegel , " The Role of Human Capital in Economic Development : Evidence from Aggregate Cross-Country Data " , *Journal of Monetary Economics* , 1994 , 34(2) , 143—174.
- [4] Chow G. C. , " Capital Formation and Economic Growth in China " , *The Quarterly Journal of Economics* , 1993 , 108(3) , 809—842.
- [5] Coelli , T. J. , " A Guide to DEAP Version 2.1 : A Data Envelopment Analysis (Computer) Program " , CEPA Working Paper 96/8 , Department of Econometrics , University of New England , Armidale NSW Australia , 1996.
- [6] Coelli , T. , P. Rao and G. Battese , *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Kluwer Academic Publishers , Boston/Dordrecht/London , 1998.
- [7] Dayal-Gulati A. and A. M. Husain , " Centripetal Forces in China 's Economic Takeoff " , *IMF Staff Papers* , 2002 , 49(3) , 364—393.

- [8] Démurger S. , “ Infrastructures , éducation et croissance régionale en Chine ” , *Revue d 'Economie du Développement* , n° spécial “ Economie chinoise ” , croissance et disparités , 1999 , 1—2 , 71—93.
- [9] Färe R. , S. Grssskopf , M. Norris and Z. Zhang , “ Productivity Growth , Technical Progress , and Efficiency Change in Industrialized Countries ” , *American Economic Review* , 1994 , 84(1) , 66—83.
- [10] Farrell , M. J. , “ The Measurement of Productive Efficiency ” , *Journal of the Royal Statistical Society* , Series A , General 120 , 1957 , 253—282.
- [11] Feder G. , “ On Exports and Economic Growth ” , *Journal of Development Economics* , 1983 , 12(1—2) , 59—73.
- [12] Guillaumont Jeanneney S. and P. Hua , “ Does Public Expenditure Provide Social Insurance against External Risk in China ” , *Review of International Economics* , 2004 , 12(3) , 525—542.
- [13] Guillaumont Jeanneney S. and P. Hua , “ Real Exchange Rate and Productivity in China ” , 4th International Conference on the Chinese Economy , The Efficiency of China 's Economic Policy , 23—24 October , Clermont-FD , France , 2003.
- [14] Guillaumont Jeanneney S. and P. Hua , “ The Balassa-Samuelson Effect and Inflation in the Chinese Provinces ” , *China Economic Review* , 2002 , 13(2—3) , 134—160.
- [15] Guillaumont Jeanneney S. and P. Hua , “ How does Real Exchange Rate Influence Income Inequality Between Urban and Rural Areas in China ” , *Journal of Development Economics* , 2001 , 64(2) , 529—545.
- [16] Hall , R. E. and C. I. Jones , “ Why do Some Countries Produce so much More Output Per Worker than Others ” , *The Quarterly Journal of Economics* , 1999 , 114 , 83—116.
- [17] Krueger , A. B. and M. Lundahl , “ Education and Growth : Why and for Whom ” , *Journal of Economic Literature* , 2001 , 39 , 1101—1136.
- [18] Lin Y. F. and B. L. Liu , “ The Impact of the Development Strategy of the Chinese Economy on Per Capita Capital Accumulation and Technical Progress , Evidence from the Chinese Provinces ” , CCER Peking University , Working Paper (in Chinese) , No. 2003001 , 2003.
- [19] Lucas R. E. , “ On the Mechanics of Economic Development ” , *Journal of Monetary Economics* , 1988 , 22(1) , 3—42.
- [20] Lucas R. E. , “ Why doesn 't Capital Flow from Rich to Poor Countries ? ” , *American Economic Review* , 1990 , 80 , 92—96.
- [21] Mankiw , N. G. , “ The Growth of Nations ” , *Brookings Papers on Economic Activity* , Washington DC , Brookings Institution , 1995 , 1 , 275—310.
- [22] Nelson R. R. and E. S. Phelps , “ Investment in Humans , Technological Diffusion and Economic Growth ” , *American Economic Review* , 1966 , 56(2) , 69—75.
- [23] Pritchett , L. , “ Where has all the Education Gone ? ” *World Bank Economic Review* , 2001 , 15 , 367—391.

- [24] Romer P. M. , " Increasing Returns and Long Run Growth " , *Journal of Political Economy* , 1986 , 94(5) , 1002—1037.
- [25] Romer P. M. , " Endogenous Technological Change " , *Journal of Political Economy* , 1990 , 98(5) , S71—S102.
- [26] Sarquis J. B. and J. S. Arbache , " Human Capital , External Effect and Technical Change " , February , London School of Economics , 2002.
- [27] Sun H. , *Foreign investment and economic development in China 1979—1996* . Ashgate , 1998.
- [28] Sun H. , Hone P. and H. Doucouliagos , " Economic Openness and Technical Efficiency , A Case Study of Chinese Manufacturing Industries " , *Economics of Transition* , 1999 , 7(3) , 615—636.
- [29] Temple , J. , " A Positive Effect of Human Capital on Growth " , *Economic Letters* , 1999 , 65(1) , 131—134.
- [30] Temple J. , " Generalizations that aren't ? Evidence on Education and Growth " , *European Economic Review* , 2001 , 45 , 905—918.
- [31] Wang , Y. and Y. D. Yao , " Sources of China 's Economic Growth 1952—1999 : Incorporating Human Capital Accumulation " , *China Economic Review* , 2003 , 14 , 32—52.
- [32] Wu Y. R. , " Productivity and Efficiency in China 's Regional Economics " , in Tsu-Tan Fu *et al.* , *Economic Efficiency and Productivity Growth in the Asian-Pacific Region* . Edward Elgar , 1999.
- [33] Yue C. J. and P. Hua , " Does Comparative Advantage Explains Export Patterns in China " , *China Economic Review* , 2002 , 13 , 276—296.
- [34] Yue C. J. , " Does Higher Educated People Earn More Money in the Labor Market in China " , 4th International Conference on the Chinese Economy , The Efficiency of China 's Economic Policy , 23—24 October , 2003.
- [35] 郑京海、胡鞍钢 , " 中国改革时期省际生产率增长变化的实证分析 " 《经济学季刊》, 2005 年第 4 卷第 2 期 , 第 263—296 页。

Impacts of Different Levels of Education on TFP Growth : Evidence from China

PING HUA

(*Université d 'Auvergne*)

Abstract We calculate DEA Malmquist indices of productivity growth for the twenty-nine continental Chinese provinces for the period of 1993 to 2001. Using a panel econometric model of

productivity growth , we investigate the different effects that primary education , secondary education and university education exert on total factor productivity growth. We show that university education has a favourable effect both on efficiency growth and technical progress , while primary education and secondary education have an unfavourable one on efficiency growth. Moreover , the favorable effect of university education on efficiency change is through the reallocation of university-educated workers into more efficient non-state sector.

JEL Classification I28 , O47 , D24