

基于人力资本分布方差的中国国民经济 生产函数研究

冯 晓 朱彦元 杨 茜*

摘 要 由于存在劳动力剩余,用就业总量和反映人力资本积累规模的数量指标均难以有效解释中国经济增长。因此,本文用质量指标替代数量指标,选取全部就业人员中具有高中(含职业教育)至大学本科阶段学历者受教育水平的分布方差来测度人力资本,并构建相应的国民经济生产函数,解释中国 1997—2009 年间的产出增长。研究结果表明:本文提出的方法是有效的,当前中国人力资本投资的边际产出效果高于实物资本投资,职业教育的边际产出贡献高于高等教育。

关键词 人力资本分布方差,劳动力剩余,经济增长

一、导 言

(一) 问题的提出

随着人们对经济过程了解的不断深入,人力资本积累对经济增长的重要作用已得到学术界的充分认识和肯定。一系列基于人力资本的内生经济增长理论研究均说明,提高国民受教育水平对提升经济增长潜力具有积极意义。¹

在上述理论框架内,通过许多跨国经验研究发现:在利用人力资本对劳动力投入单位进行调整后,生产函数的参数度量值都会发生较大程度的变化(Mankiw *et al.*, 1992; Tallman and Wang, 1994; Caselli *et al.*, 1996);除了少数特例外,大多数研究结果表明教育水平和经济增长之间或负相关

* 冯晓,同济大学经济与教育研究所;朱彦元,同济大学经济与管理学院;杨茜,中国地质大学(武汉)经济与管理学院。通信作者及地址:朱彦元,上海市曹安公路 4800 号同济大学嘉定校区培训楼 256 室,201804;电话:13501834270;E-mail:YYZhuEcon@gmail.com。本文系教育部“高等学校本科教学质量与教学改革工程”中公共系统建设项目“高等学校本科专业设置预测系统”的阶段性研究成果之一。本文作者衷心感谢两位匿名审稿人提出的宝贵意见。当然,文中所有错误由作者负责。

¹ 如 Wolff(2000)将内生经济增长理论框架内研究教育对经济增长贡献的范式归纳为:(1)通用人力资本模型(Lucas,1988);(2)考虑技术进步的人力资本和实物资本互动模型(Romer,1990);(3)技术进步的追赶模型(Grossman and Helpman,1991)。上述模型均将经济增长视为随人力资本积累而单调增加。

(Nehru *et al.*, 1995), 或正相关性不显著 (Benhabib and Spiegel, 1994; Barro, 1997; Islam, 1995)。导致这种经验与理论相悖的原因一方面是计量分析工具和方法相对滞后 (Durlauf *et al.*, 2005), 另一方面且更主要的原因是对反映教育水平指标的选取不够全面。研究者往往用就业人口的平均受教育时间作为均值来反映人力资本存量 (Barro and Lee, 1993, 1996, 2001), 对就业人口中受教育时间的分布状况却未做进一步分析。²单一考虑人力资本存量均值有其局限性: 在发达工业化国家中, 不同学历就业人员占就业总量比例已基本定型, 分布方差近似为常量; 在发展中国家或新兴国家中则不然, 例如, 中国尚处于人均收入较低, 但快速增长的工业化阶段, 不同年龄段国民受教育程度的分布差异大, 且随时间而变化。此外, 20世纪末开始的高校扩招政策逐渐提高了中国就业人口中拥有高学历劳动者的比重, 使人力资本存量的均值上升, 其分布方差也出现显著变化。³因而, 若仅仅以劳动者受教育时间为依据来测度人力资本存量均值, 而忽略就业人口受教育水平分布状况及其变化, 会导致理论不能令人信服地解释现实。

针对上述局限性, 不少学者展开了进一步的跨国比较分析, 探讨人力资本分布的离散程度与经济增长之间的关系。Birdsall and Lodono (1997) 通过对 43 个国家的横截面板数据分析后发现, 人均产出增速与人力资本分布标准差负相关; Lopez *et al.* (1998) 通过对 12 个发展中国家历史数据的分析发现, 劳动者受教育水平分布的离散度越大, 人力资本积累对人均产出的贡献越低; Park (2006) 利用 1960—1995 年间 94 个国家教育与经济数据做时间序列分析, 发现人力资本离散方差与人均产出增速之间显著正相关。杨俊和李雪松 (2007) 以中国 1996—2004 年间 31 个省区的数据构建面板数据, 用教育基尼系数测算教育获得水平的不平等程度, 发现地区间教育不平等是中国各地区经济发展差异的重要原因。这一系列研究的结果表明, 用就业人口平均受教育水平和离散方差这两个指标有助于更全面地反映人力资本存量, 进而有效地解释人力资本积累对经济增长的影响。

然而, 同时考虑就业人口的平均受教育水平和离散方差也有其不足。由于两个反映人力资本存量的指标源于同一组数据, 是按就业市场中不同学历劳动者占就业总量的比重求得的, 所以均值和方差之间存在多重共线性: 方差的变化往往伴随着均值的改变, 反之亦然。一系列经济增长实证研究的结论之所以不能令人信服, 多重共线性的扰动是原因之一 (Park, 2006; 杨俊和李雪松, 2007; 冯晓和朱彦元, 2011)。除了多重共线性问题, 采用方差指

² 以针对中国现有的一系列研究为例, 如 Qian and Smyth (2005)、刘海英等 (2004)、杜鹏 (2005)、吴卫方和张锦华 (2005) 等均以就业人员的人均受教育年限为依据来估算受教育水平和全国及典型地区的人力资本存量水平。

³ 见本文表 3 中中国劳动者受教育水平分布方差的变化数据。

标的另一个不足之处在于，就不同就业者受教育时间的离散程度而言，方差可以有不同的含义。导致方差增大（或减小）的原因，既可能是就业人口中未达到人力资本均值的低素质劳动力比重增加（或减少），也可能是就业人口中超过人力资本均值的高素质劳动力比重增加（或减少）。若一个经济体中大多数劳动者受教育程度偏低，而另一个经济体中大多数劳动者受教育程度较高，则二者人力资本分布的方差值可能很接近，但经济增长潜力却完全不同。显然，在定量分析人力资本积累对经济增长的贡献时，选择不恰当的指标会得到与现实不符的结论。

针对以上问题，本文的研究致力于：

(1) 构建一个基于人力资本数量积累和质量改善的国民经济生产函数，结合中国历年教育和经济运行数据，对模型的有效性进行验证。

(2) 通过比较实物资本和人力资本投资的产出效果，为中国相关经济和教育政策的制定与推行提供具有科学依据的参考数据。

与同领域类似的研究相比，我们在模型架构和分析方法上做了以下改进：

(1) 虽然在不少研究中已分别考虑纯劳动力投入和人力资本积累，但仍对劳动力做同质化假定，将就业总量直接等同于劳动力投入。而实际上，具不同受教育水平就业者所提供的劳动是异质的。因此，需要参照就业人员的受教育程度构建劳动力投入的有效单位指标，以更贴切地反映劳动力的有效投入、劳动力投入和人力资本存量增加之间的关系，以及有效劳动的产出效率。

(2) 鉴于有效劳动投入已经隐含着人力资本的积累，在利用就业人员受教育程度来测算人力资本存量时，已不必重复考虑后者的规模，而只需用受教育年限的离散方差来测度人力资本的质量。借助劳动力的有效投入量来再现人力资本存量的规模和均值，同时用方差指标来衡量人力资本的质量，这种方法有助于减少多重共线性给回归分析带来的干扰。

(3) 尽管可以用方差指标来反映人力资本的质量，但单从统计意义上不易判断方差值变化的原因。若某一经济体的基础义务教育制度已基本完善，则方差值变化很可能是由高等教育政策的改变所致⁴；反之，则基础教育的改善也可能使方差值产生显著变化。因此，进一步细化方差指标（人力资本质量指标），据以分析经济增长的原因，是本文对测度人力资本提出的一项方法上的改进。

（二）研究思路和全文结构

本文的主要工作包括国民经济生产函数构建和比较静态分析（comparative statics）两部分。前一部分致力于开发一个可以有效解释过去十余年中国

⁴ 以中国为例，九年义务教育已基本普及，而始于20世纪末的高校扩招政策对方差值的变化就产生了较显著的影响（见本文表3）。

产出增长的经济模型,并收集、整理相关数据,验证模型的有效性;后一部分以两种不同取向的投资行为为出发点,模拟下一周期中国的教育和经济运行状况,阐述不同投资策略的经济绩效。两部分内容承上启下,采用方法前后对应。下面分别对本文的技术路线和分析方法做简要介绍。

1. 计量模型中对生产要素投入量的处理

假定国内生产总值 Y 可以用资本存量 K 、劳动力投入 L 、人力资本存量 H 和技术进步水平来解释。针对本研究拟达到的目的,我们按如下步骤和方法度量模型中的生产要素。

(1) 考虑资本品的异质性,对其做质量水平调整,以反映质量改善和投资强化型技术进步对经济增长的贡献。

国民经济核算数据一般不反映同类要素的异质性。但随着技术的进步,不同周期形成的实物资本往往具有不同的质量水平。根据期优资本(vintage capital)理论(Greenwood and Jovanovic, 1998; Boucekine *et al.*, 2006),本文对统计数据中被同质化处理的实物资本投入做质量水平调整,以更好地反映体现在更新期设备投入中的本国投资强化型技术进步,并测算中国生产性资本的真实存量。

(2) 对就业数据做质量水平调整,以反映有效劳动投入和人力资本积累的产出效应。

劳动力的异质性主要体现在具不同受教育程度劳动者的产出效率各不相同。若劳动个体的产出效率与其受教育程度之间存在单调关系,则可以据此构建劳动力投入的有效单位数据,以此来反映就业总量中隐含的质量水平和人力资本存量。具体方法为,设工资溢价反映了某劳动个体通过人力资本积累获得的额外劳动报酬,利用Mincerian工资等式(Mincer, 1974),可以将和受教育程度有关的人力资本存量用其产出效率进而用工资来体现。

(3) 按受教育程度对劳动者分组,分别测算各组的人力资本分布方差,以反映人力资本质量。

从按年龄和受教育程度分类的就业统计数据中,可以测算出全部就业者的平均受教育年限。将该值近似为人力资本存量均值,又能求得对应于各组劳动者的人力资本分布方差。根据中国经济运行状况,我们进而分析各组人力资本分布方差和经济增长的关系,找出可以恰当体现人力资本质量的方差指标。

(4) 区分投资强化型、劳动扩张型及受到外生政策因素影响的技术进步,以反映经济增长的动力。

技术进步有相应载体,往往以一定形式体现(embodied)⁵在其他生产要

⁵ 关于“体现”问题的讨论(embodiment controversy),可参见 Hercowitz(1998)。

素中。体现在实物资本积累中的投资强化型技术进步，我们将其用投资的有效单位指标予以反映；体现在人力资本积累中的劳动强化型技术进步，我们将其用就业的有效单位指标予以反映。此外，政策性因素在中短期也会对技术进步产生影响。衡量技术进步的一个主要指标是全要素生产率（total factor productivity, TFP）⁶，基于中国教育和经济运行数据，我们对全要素生产率进行测算，以解释过去十余年中国国民经济增长的动力。

2. 比较静态分析的情境设定

考虑两种不同取向的投资行为，分别为实物资本投资和人力资本投资。前者通过提高实物资本存量对经济增长产生影响，后者通过扩大教育投入尤其是对职业教育和高等教育的投入，提高就业人员人力资本的存量以及质量，进而对经济增长产生影响。基于其他条件不变的假定（*ceteris paribus* clause），我们展开静态比较分析，测算哪一种投资行为对中国未来的经济增长会产生更显著的推动效果。

二、国民经济生产函数

基于内生经济增长理论的前期研究成果，我们依次构建三个国民经济生产函数，分别定义为模型Ⅰ（基准国民经济生产函数）、模型Ⅱ（对投入要素做异质化处理的国民经济生产函数）以及模型Ⅲ（考虑技术进步和人力资本的国民经济生产函数）。三个模型由浅入深，逐层展开，分别对中国过去若干年经济增长的原因做出解释。

（一）模型Ⅰ：基准国民经济生产函数

假定中国在 t 周期的国内生产总值 Y_t 与资本存量 K_t 、劳动力投入 L_t ，以及一个给定的技术水平系数 \bar{A} 有关， $Y_t = F(K_t, L_t)$ 。在此基础上构建符合 Cobb-Douglas 类型的基准国民经济生产函数，定义为模型Ⅰ：

$$\ln Y_t = \ln \bar{A} + \beta_1 \cdot \ln K_t + \beta_2 \cdot \ln L_t. \quad (1)$$

上式中， L_t 的数据来自《中国统计年鉴》中“全部就业人员”统计；资本存量 K_t 的测算方法为

$$K_t - K_{t-1} = I_{B,t} - D_t = I_{B,t} - \delta_{\text{dep}} \cdot K_t. \quad (2)$$

其中， $I_{B,t}$ 为 t 周期固定资本形成总额， D_t 为固定资本折旧， δ_{dep} 为相应折旧率。

⁶ 关于全要素生产率的详细综述可见 Carlaw and Lipsey(2003)。

(二) 模型 II: 对投入要素做异质化处理的国民经济生产函数

模型 I 中, 资本和劳动力被简化为同质品, 而事实上, 同类生产要素往往并不同质:

(1) 技术进步会使不同周期形成的实物资本之间存在质量差异, 后期投资往往具有更高的质量水平和产出效率。对耐用品、投资品需求的价格弹性较大又会导致投资品价格较物价总水平呈相对下降趋势。如 Greenwood and Jovanovic (1998) 发现, 美国自第二次世界大战以来投资品价格指数相对于物价总水平以年均 4% 的速度递减。中国 1997—2009 年的物价指数走向也印证了这一点 (见图 1 以及表 5)。按期优资本 (vintage capital) 理论的资本异质化假设, 本文参照 Jorgenson *et al.* (1987)、Gordon (1990) 等提出的质量水平调整法, 经过适当修正⁷, 对统计数据中被同质化处理的固定资产形成总额做质量水平调整, 计算有效资本存量 K_t^* 。

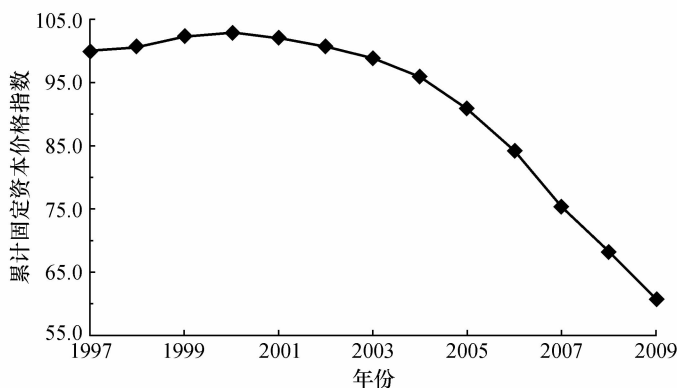


图 1 中国投资品价格指数相对于物价总水平的变化

注: 测算方法见本文 (5) 式, 数据来源见《中国统计年鉴》。

(2) 劳动力的异质性体现为具有不同人力资本存量劳动者的产出效率各不相同, 产出效率的差异导致劳动报酬的差异。假定工资溢价反映了教育给某劳动个体带来的额外回报 (Hall and Jones, 1999; Temple, 2001), 利用 Mincerian 工资等式, 可以将反映在受教育程度上的人力资本存量用其产出进而用工资来体现。然后我们根据 Bils and Klenow (2000) 建议的方法, 构建劳动投入的有效单位数据 L_t^* 。

基于以上讨论, 我们测算有效资本存量 K_t^* 和有效劳动投入 L_t^* 。 K_t^* 的测算方法为:

⁷ 对质量体系调整法作以适当修正的主要原因在于相关统计数据的不完善。到目前为止, 中国尚无一个可以体现投资强化型技术进步和反映投资品质量水平变化情况的、较为系统和连续的价格指标体系 (徐强, 2009)。

$$K_t^* = \frac{K_{t-1}^* + I_{B,t}^*}{1 + \delta_{\text{dep}}} = \frac{K_{t-1}^* + I_{B,t}^*}{1 + \frac{D_t}{K_t}} \quad (3)$$

其中, $I_{B,t}^*$ 为 t 周期有效固定资本形成总额:

$$I_{B,t}^* = \frac{I_{B,t}}{p_t^{I,Y}} \quad (4)$$

$p_t^{I,Y}$ 为累计固定资本价格指数, 反映投资品价格指数 p_t^I 相对于物价总水平 p_t^Y 的变化趋势:

$$p_t^{I,Y} = p_{t-1}^{I,Y} \cdot \frac{p_t^I}{p_t^Y} \quad (5)$$

在竞争条件下, 劳动报酬可以被近似为与劳动生产率正相关⁸。 L_t^* 的测算方法为⁹:

$$L_t^* = L_t \cdot \sum_{i=0}^6 (1 + r_h)^{m_i^{a_i}} \cdot p_t^{a_i} \quad (6)$$

其中, L_t 为劳动统计数据中的就业总量。 r_h 为教育的(私人)回报率。 $m_i^{a_i}$ 为获得 a_i 学历所需的(全日制)教育年限总和, a_i 代表不同的教育层次, $i=0, 1, \dots, 6$, 分别对应文盲、小学、初中、高中(含中职)、大学专科(含高职)、大学本科以及研究生。 $p_t^{a_i}$ 为全部就业人员中最高学历为 a_i 者所占的比重。

对实物资本和劳动力做异质化后, 我们得到如下国民经济生产函数, 定义为模型 II:

$$\ln Y_t = \ln \bar{A}^* + \beta_1 \cdot \ln K_t^* + \beta_2 \cdot \ln L_t^* \quad (7)$$

其中, 常量 \bar{A}^* 为对应于有效资本存量 K_t^* 和有效劳动力投入 L_t^* 的技术水平系数。

⁸ 在现实中很难找到完全竞争的劳动力市场。竞争秩序不完善、竞争不充分和劳动力市场上供需双方竞争地位不对称会导致劳动报酬不等同于劳动力边际产出(Fleisher *et al.*, 2010; 李海峰等, 2010)。但从趋势上看, 工资和劳动生产率之间总体上应是正相关的。因此我们认为, 工资的变化仍然可以在一定程度上反映劳动和人力资本的产出效率。

⁹ 基于 Mincerian 工资等式, 将劳动者 j 的工资溢价与其受教育状况相联系: $\ln w(s_j) = \ln w_0 + r_h \cdot s_j$, $r_h > 0$, 即 j 的工资 $w_{j,t}$ 是一个半对数函数, 与 a_0 层次(未受教育者)劳动者的工资水平 w_0 以及 j 的受教育水平 $s_{j,t}$ 正相关。 j 的工资 $w_{j,t}$ 反映该劳动者对自身教育投资的(私人)回报率 r_h 及其劳动效率 $I_{j,t}^*$ 。因此, $I_{j,t}^*$ 与 $s_{j,t}$ 正相关: $I_{j,t}^* = I_0 \cdot (1 + r_h)^{m_i^{a_i}} \cdot I_{j,t}$, 其中 $I_{j,t}$ 是现在统计数据中劳动者 j 的劳动量, I_0 为常数。

按以上思路, 就业总量的有效单位 L_t^* 可以通过对不同教育层次 $m_i^{a_i}$ 的劳动者效率 $I_t^{*a_i}$ 求和获得, 见(6)式。

(三) 模型Ⅲ：考虑技术进步和人力资本的国民经济生产函数

在模型Ⅰ和模型Ⅱ中，生产技术水平被假设为给定量。然而技术水平并非恒定不变，它会受到其他一系列内生及外生变量的影响。那么，是否有必要将技术水平视为变量 A_t ，来修正模型Ⅰ和模型Ⅱ中的国民经济生产函数，并以此解释过去若干年的产出增长？为了回答这个问题，需要对 A_t 做进一步探讨。

技术进步的载体往往是资本和劳动力，技术进步同时也影响到这些生产要素的产出效率。相应的，技术进步可以表现为劳动扩张型 $A_{L,t}$ (labor-augmenting technical progress)¹⁰ 和投资强化型 $A_{K,t}$ (investment-specific technical progress)¹¹。其余部分可以归纳为受外生政策因素影响的技术进步 $A_{X,t}$ 。

(1) 体现在劳动力/人力资本中的技术进步通常被称为劳动扩张型技术进步。从根本上讲，经济长期增长的推动力是劳动扩张型技术进步，劳动收入在国民收入中所占份额应保持恒定。这一假设已经由 Acemoglu (2003)、Jones (2005) 从不同的角度予以证明。劳动扩张型技术进步 $A_{L,t}$ 通过人力资本 H_t 的积累作用于纯劳动力投入 L_t ，以提高劳动生产率。

(2) 尽管劳动扩张型技术进步是经济增长的根本推动力，但体现在最新一期实物资本投资中的投资强化型技术进步仍然会对经济增长产生中短期影响 (Gort *et al.*, 1999; Greenwood *et al.*, 1998, 2000; Cummins and Violante, 2002; Greenwood and Krusell, 2007)。投资强化型技术进步 $A_{K,t}$ 通过提高有效资本存量 K_t^* 推动经济增长。

(3) 政策性因素有可能影响技术变革的路径，进而对技术进步和经济增长产生影响 (Acemoglu, 2003)。这种技术进步往往同时提高资本和劳动力的产出效率。¹² 大致说来，政策因素可分为财政性和货币性两大类。其中，财政性公共政策和结构政策对要素配置的影响更为直接。就近年来中国的经济运行情况而言，我们认为，当扩张性经济政策¹³使实物资本存量增速明显超过国内生产总值增速之后，投资扩张很可能导致资本边际产出递减，进而降低全要素生产率。就中国这种正处于快速工业化过程中的经济体而言，外生政策因素对技术进步 $A_{X,t}$ 和对经济增长路径所产生的影响不应忽略。因此，有必要定义一个受政策性因素影响的投资行为变量 E_t 来描述符合 Hicks 中性的技术进步。

如前文所述，经济长期增长的根本动力是劳动扩张型技术进步 $A_{L,t}$ 。 $A_{L,t}$

¹⁰ 又称 Harrod 中性技术进步。

¹¹ 又称 Solow 中性技术进步。

¹² 又称 Hicks 中性技术进步。关于三种不同技术进步的讨论，可见 Acemoglu (2002)。

¹³ 如为了应对 2008 年以来外部金融危机的冲击，中国政府出台了总数约为 4 万亿元人民币的投资计划。

通过提高可积累的人力资本存量 H_t ，对有效劳动投入 L_t^* 的产出效率产生正影响。以此为出发点，我们继续讨论对人力资本的测度。

H_t 为经济体中不同劳动者 j 在 t 周期的人力资本存量 $h_{j,t}$ 总和， $H_t = \sum_{j=1}^n h_{j,t}$ 。 $h_{j,t}$ 积累的途径或为接受全日制教育 $s_{j,t}$ ，或为在工作中学习经验技能 $x_{j,t}$ (Arrow, 1962; Bahk and Gort, 1993)。由于关于边干边学 (learning by doing) 的数据难以获得，我们假定 $h_{j,t}$ 仅和 $s_{j,t}$ 有关， $h_{i,j,t} = g(s_{j,t}, x_{i,j,t}) \approx g(s_{j,t})$ 。许多研究表明， $g(\cdot)$ 是一个单调函数，即增加任何层次受教育的时间都将给劳动个体 j 带来一定比例的人力资本提升 (Bils and Klenow, 2000)。因此，用平均受教育年程度量人力资本存量得到普遍认同 (Mincer, 1974)。

用泰勒级数对 $g(s_j, t)$ 做关于就业者平均受教育年限 μ_t 的近似，则经济体中的人力资本总存量 H_t 为

$$\begin{aligned} H_t &\cong \sum_{j=1}^n g(s_{j,t}) \cong \sum_{j=1}^n \left[g(\mu_t) + g'(\mu_t) \cdot (s_{j,t} - \mu_t) + \frac{g''(\mu_t)}{2} \cdot (s_{j,t} - \mu_t)^2 \right] \\ &\cong g(\mu_t) + \frac{g''(\mu_t)}{2} \cdot \sigma_t^2. \end{aligned} \quad (8)$$

(8) 式表明， H_t 是一个关于 μ_t 和 σ_t^2 的函数， $H_t = H(\mu_t, \sigma_t^2)$ 。其中， μ_t 和 σ_t^2 分别为全部就业人员受教育的平均年限 (人力资本存量均值) 和受教育年限分布方差 (人力资本质量指标)：

$$\mu_t = \sum_{i=0}^6 m^{a_i} \cdot p_i^{a_i}. \quad (9)$$

$$\sigma_t^2 = \sum_{i=0}^6 (m^{a_i} - \mu_t)^2 \cdot p_i^{a_i}. \quad (10)$$

基于上述分析，经济体的产出 Y_t 应和有效资本存量 K_t^* 、有效劳动投入 L_t^* 、人力资本存量 $H(\mu_t, \sigma_t^2)$ 以及技术水平变量 $A_t = A(A_0, A_{L,t}, A_{K,t}, A_{X,t})$ 有关。其中， A_t 中隐含的劳动扩张型技术进步 $A_{L,t}$ 体现在有效劳动投入 L_t^* 中， $L_t^* = L(A_{L,t}, L_t)$ ；投资强化型技术进步 $A_{K,t}$ 体现在有效资本存量 K_t^* 中， $K_t^* = K(A_{K,t}, K_t)$ ；受外生政策性因素影响的 Hicks 中性技术进步 $A_{X,t}$ 体现在投资行为变量 E_t 中；余项 A_0 应是一个常数，用于调节生产函数中投入、产出方因计量单位不同而可能产生的水平差异。

进而，我们再次修正国民经济生产函数，得到 $Y_t = F(K_t^*, L_t^*, H_t, E_t)$ ，定义为模型 III：

$$\ln Y_t = \ln A_0 + \beta_1 \cdot \ln K_t^* + \beta_2 \cdot \ln L_t^* + \beta_3 \cdot \ln H_t + \beta_4 \cdot \ln E_t. \quad (11)$$

三、数据描述

从《中国统计年鉴》中可以直接得到中国就业总量数据 L_t (见表6)。测算人力资本存量均值 μ_t 和分布方差 σ_t^2 的步骤如下:

(1) 按《中国劳动统计年鉴》中提供的1997—2009年中国就业人员的受教育程度构成数据,将受教育层次分为七类,分别定义为 a_i , $i=0,1,\dots,6$, 对应文盲、小学、初中、高中/中职、大学专科/高职、大学本科以及研究生¹⁴, 由此得到表1中 $p_i^{a_i}$ 的数值。

表1 不同教育层次 a_i 就业人员占总就业人口的百分比 $p_i^{a_i}$

年份	全部就业人员受教育程度分布 $p_i^{a_i}$ (%)						
	未上过学	小学	初中	高中/中职	大学专科/高职	大学本科	研究生
1997	11.6	34.8	37.9	12.1	1.8	1.5	0.2
1998	11.5	34.2	38.9	11.9	1.7	1.6	0.2
1999	11.0	33.3	39.9	11.9	1.7	1.9	0.2
2000	9.4	32.1	41.1	12.7	2.9	1.6	0.2
2001	7.8	30.9	42.3	13.5	4.1	1.4	0.1
2002	7.8	30.0	43.2	13.1	4.3	1.6	0.1
2003	7.1	28.7	43.7	13.6	4.8	1.9	0.1
2004	6.2	27.4	45.8	13.4	5.0	2.1	0.1
2005	7.8	29.2	44.1	12.1	4.5	2.1	0.2
2006	6.7	29.9	44.9	11.9	4.3	2.1	0.2
2007	6.0	28.3	46.9	12.2	4.3	2.1	0.2
2008	5.3	27.4	47.7	12.7	4.4	2.3	0.2
2009	4.8	26.3	48.7	12.8	4.7	2.5	0.2

资料来源:《中国劳动统计年鉴》。

(2) 针对不同教育层次 a_i , 用 z^{a_i} 和 m^{a_i} 分别表示该阶段所需受教育时间和该阶段及前期累计受教育时间, 见表2。

表2 不同教育层次 a_i 中就业人员的平均学习年限 z^{a_i} 和全部学习时间 m^{a_i}

a_i	0	1	2	3	4	5	6
z^{a_i}	0	6	3	3	3	4	3
m^{a_i}	0	6	9	12	15	16	19

资料来源:本文作者按中国各阶段教育时间段设定。

(3) 按(9)式、(10)式可以测得表3中所列劳动者人力资本存量的均值 μ_t 和分布方差 σ_t^2 。

¹⁴ 《中国劳动统计年鉴》分年龄、性别和教育程度的全国就业人员数据在2001年发生了结构性的变化,主要体现在将1999年以前的“大学及专科以上”就业人员受教育程度数据拆分为2001年以后的“大学专科”、“大学本科”和“研究生及以上”三个部分。考虑到数据的一致性和连贯性,本文作者用《中国统计年鉴》中1998年至2000年的高等学校毕业生数据,推算研究生、本科生、专科生在三者之和和中分别所占的比重,将全国就业人员受教育程度构成中“大学专科及以上”的数值拆分为 a_4 、 a_5 、 a_6 三部分值。

表3 就业人员人力资本存量的均值和分布方差

年份	均值	方差							
		总方差	≥小学	≥初中	≥高中/中职	≥大学专科/高职	≥本科	高中至本科合计	研究生
1997	7.50	12.97	6.44	5.66	4.81	2.35	1.35	4.56	0.25
1998	7.53	12.89	6.37	5.57	4.73	2.35	1.41	4.48	0.25
1999	7.61	12.84	6.46	5.59	4.83	2.54	1.60	4.53	0.30
2000	7.88	12.39	6.56	5.43	4.91	2.75	1.28	4.71	0.20
2001	8.14	11.82	6.65	5.24	4.93	2.91	0.98	4.81	0.12
2002	8.18	11.94	6.72	5.30	5.01	3.10	1.10	4.89	0.12
2003	8.33	11.88	6.95	5.40	5.20	3.37	1.23	5.08	0.11
2004	8.48	11.38	6.92	5.23	5.11	3.45	1.33	4.96	0.14
2005	8.22	12.23	6.99	5.54	5.27	3.54	1.50	5.07	0.21
2006	8.28	11.50	6.89	5.33	5.10	3.46	1.54	4.84	0.26
2007	8.41	10.93	6.71	5.07	4.90	3.33	1.45	4.68	0.22
2008	8.53	10.57	6.72	4.97	4.87	3.33	1.50	4.64	0.23
2009	8.65	10.43	6.86	5.01	4.95	3.52	1.62	4.71	0.25

资料来源：根据历年《中国劳动统计年鉴》中的相关数据(见表1)测算而得。

为求得 L_i^* 值，需要先确定教育的回报率(工资溢价) r_h 。通过分析，冯晓和朱彦元(2011)发现，1998—2009年间就业人员平均受教育年限(人力资本均值 μ_i) 每增加1年，会给平均工资带来约10.9996%的提升。这与一系列相关经验研究结果相吻合。¹⁵ 本文设 $r_h \approx 11.0\%$ 。求得 r_h 后，按(6)式测算的有效劳动投入 L_i^* 值见表6。

图2列出了1997—2009年间中国劳动力投入总量 L_i 和有效劳动投入总量 L_i^* 的变化情况。可以看出， L_i^* 的值高于 L_i ，且 L_i^* 呈较快的上升趋势。这主要是 L_i^* 指标中考虑到人力资本积累给纯劳动力投入 L_i 带来的产出效率提升。

根据(2)式测算实物资本存量 K_t 的步骤如下：

(1) $I_{B,t}$ 数据来自《中国统计年鉴》中的“固定资本形成总额”， D_t 数据为本文作者近似估计而得。¹⁶

(2) 根据冯晓和朱彦元(2011)的研究结果，中国1994—2009年间资本折旧率的数值约为5.98%。为简化模型，在本研究中我们设固定资产折旧年

¹⁵ Psacharopoulos(1994)、Psacharopoulos and Patrinos(2002)等对教育投资的回报率进行了较为详尽的跨国研究。分析发现，对教育的投资会带来个人工资水平的提升；按地区不同，每1年的额外教育带来工资水平的提高幅度从8.2%到13.2%不等，其均值为10.2%。在Psacharopoulos(1994)的研究基础上，Bils and Klenow(2000)对52个国家的样本数据集合展开了跨国经济增长研究，得出了一系列教育回报率，其平均值为9.1%。同时，研究结果还表明，教育回报率在不同国家基本保持恒定，并且并不随着收入水平或者不同的受教育年限而大幅度变动。

¹⁶ 《中国统计年鉴》中仅给出各地区固定资产折旧数据。我们采取的近似方法如下：(1)《中国国内生产总值核算历史资料1952—2004》、《中国统计年鉴2010》中“地区生产总值收入法构成”一栏里，有收录1993年至今各省、自治区、直辖市的当年价“地区生产总值”和“固定资产折旧”数据，将其分别加总，定义为 $\sum \text{GRP}_t$ 和 $\sum D_t$ ；(2) 计算地区固定资产折旧 $\sum D_t$ 与地区生产总值 $\sum \text{GRP}_t$ 的比值 \bar{d}_t ；(3) 根据《中国统计年鉴》提供的当年价计收入法GDP，乘以 \bar{d}_t ，近似得到固定资产总折旧 $D_t = \bar{d}_t \cdot \text{GDP}$ 。

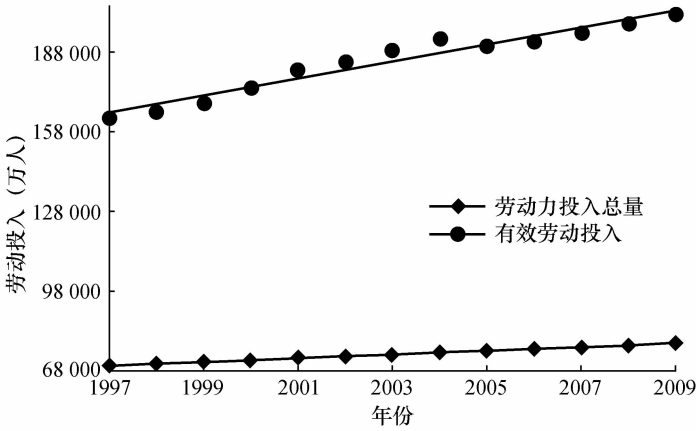


图2 劳动力投入总量和有效劳动投入总量

资料来源：见本文表6。

限为17年，折旧率 $\delta_{\text{dep}} = 5.88\%$ 。这与一系列经验研究相一致。¹⁷

(3) 近似资本存量的方法为，设1997年中国资本存量由过去17年投资所形成，即 $K_{1997} = \sum_{i=1}^{17} \frac{i}{17} \cdot I_{B,1980+i}$ ；1997年后的资本存量可按 $K_t = K_{t-1} + I_{B,t} - D_t$ 逐年推得。

为使各年的投资额可比，我们以1997年为基准年，按《中国统计年鉴》中给出的收入法GDP当年价和不变价数据求得历年物价总水平指数 p_t^Y ，见表4；利用 p_t^Y 对 $I_{B,t}$ 、 D_t 做价格水平调整，计算1997年起中国资本存量 K_t 的值，结果见表6。

表4 物价总水平指数(1997为基准年)

年份	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
p_t^Y	30.0	30.6	30.6	30.9	32.4	35.7	37.4	39.4	44.1	47.9	50.7	54.2	58.6	67.5	81.4
年份	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
p_t^Y	92.6	98.5	100.0	99.1	97.8	99.8	101.9	102.5	105.2	112.4	116.8	121.3	130.6	140.7	139.8

资料来源：根据《中国统计年鉴》中提供的当年价收入法GDP和收入法GDP不变价格指数(1978年基年价)计算而得。

为测算有效资本存量 K_t^* ，首先要根据(4)式求得有效投资 $I_{B,t}^*$ ，做质量水平调整所需的 $p_t^{I,Y}$ 可由(5)式推得，见表5；然后用(3)式求得 K_t^* 的值，见表6。

¹⁷ 如 Hall and Jones(1999)、Bils and Klenow(2000)、Bloom *et al.* (2002) 等对经济增长的分析，都将折旧率设为6%左右。

表5 累计固定资本价格指数(1997为基准年)

年份	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
p_t^I	100.0	99.8	99.4	100.5	100.9	101.1	103.3	109.1	110.8	112.5	116.9	127.3	124.2
p_t^Y	100.0	99.1	97.8	99.8	101.9	102.5	105.2	112.4	116.8	121.3	130.6	140.7	139.8
$p_t^{I \cdot Y}$	100.0	100.7	102.3	102.9	101.9	100.5	98.8	95.9	90.9	84.3	75.4	68.2	60.6

资料来源： p_t^I 数据见《中国统计年鉴》； p_t^Y 见表4， $p_t^{I \cdot Y}$ 数据根据(5)式测算而得。

表6 中国部分经济运行数据

年份	1997年基准价,亿元						万		
	$Y_t^{\text{收入}}$	$Y_t^{\text{支出}}$	K_t	D_t	$I_{B,t}$	$I_{B,t}^*$	K_t^*	L_t	L_t^*
1997	78 973.0	81 658.5	146 973.0	10 875.4	25 965.0	25 965.0	146 973.0	69 820.0	163 365.8
1998	85 159.3	87 307.7	164 024.9	11 773.3	28 825.2	28 632.5	163 845.1	70 637.0	165 763.3
1999	91 648.3	93 128.0	182 510.5	12 712.8	31 198.3	30 509.2	181 698.1	71 394.0	168 997.8
2000	99 375.4	98 909.1	202 554.5	13 855.2	33 899.3	32 932.5	200 889.3	72 085.0	174 993.5
2001	107 623.9	107 008.3	224 535.9	15 073.7	37 055.1	36 355.4	222 319.8	73 025.0	181 692.2
2002	117 398.3	117 537.8	250 598.4	16 505.7	42 568.1	42 338.8	248 304.0	73 740.0	184 384.5
2003	129 168.0	129 940.2	283 226.6	18 241.6	50 869.9	51 490.0	281 653.7	74 432.0	189 004.5
2004	142 194.6	143 014.4	320 956.2	20 185.7	57 915.2	60 418.9	321 831.9	75 200.0	193 645.1
2005	158 276.9	160 154.4	361 930.1	22 557.6	63 531.5	69 887.7	368 737.7	75 825.0	190 839.5
2006	178 340.9	183 226.2	408 934.2	25 509.8	72 513.9	86 024.5	428 059.3	76 400.0	192 750.8
2007	203 598.2	203 616.3	459 315.1	29 238.8	79 619.7	105 532.2	501 657.3	76 990.0	196 241.9
2008	223 214.2	223 822.6	518 212.4	32 141.3	91 038.6	133 390.6	597 960.3	77 480.0	199 625.6
2009	243 555.9	246 786.6	595 171.1	35 110.4	112 069.1	184 802.2	739 158.1	77 995.0	203 447.5

资料来源：《中国统计年鉴》及本文作者测算。

从图3中1997—2009年中国资本存量 K_t 和有效资本存量 K_t^* 的变化情况可以看出，有效资本存量 K_t^* 较 K_t 呈现更快的上升趋势。这主要是由于投资强化型技术进步所导致的。

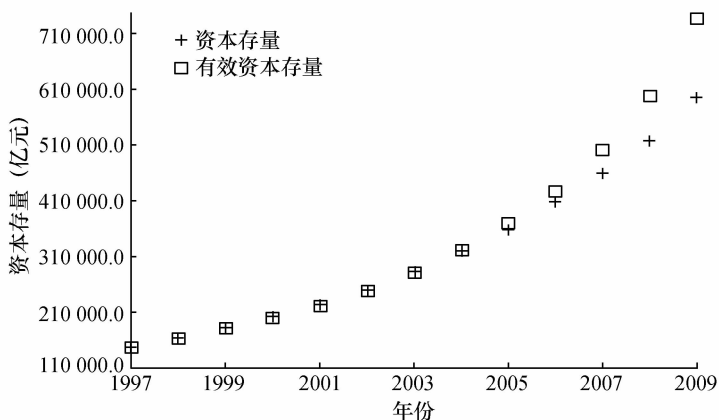


图3 资本存量和有效资本存量

资料来源：见本文表6。

四、回归分析

在第三部分所描述的数据基础上,我们展开回归分析,估计国民经济生产函数的各项系数,探讨在之前提出的三个模型中,哪一个更适合用来描述中国过去若干年的产出增长。

(一) 基于模型 I 的分析结果:纯劳动投入的产出弹性为负

模型 I 的回归式为

$$\ln Y_t = c + \beta_1 \cdot \ln K_t + \beta_2 \cdot \ln L_t + \epsilon_t. \quad (12)$$

其中,截距项 c 对应于 (1) 式中的常数项 $\ln \bar{A}$, ϵ_t 是随机误差项。回归分析的结果见表 7 回归 1。

表 7 中国国民经济生产函数总量分析

		回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
		取值时间段 1997—2009 年	取值时间段 1998—2009 年 (1997 年数据用于计算后续周期资本有效存量 K_t^* 及增量)		
被解释变量		$\ln Y_t$	$\ln Y_t$	$g_{Y_t} = \Delta Y_t / Y_t$	$g_{Y_t} = \Delta Y_t / Y_t$
截距项 c	估计值	33.9854	-1.7629	0.1634	0.0837
	标准差	(10.27)**	(3.72)	(0.11)	(0.03)**
	t 值	3.31	-0.473	1.489	3.322
解释变量		$\ln K_t$	$\ln K_t^*$	$g_{K_t} = \Delta K_t / K_t$	$g_{K_t^*} = \Delta K_t^* / K_t^*$
资本产出弹性 β_1	估计值	1.0832	0.6775	-0.0851	0.1639
	标准差	(0.08)***	(0.05)***	(0.66)	(0.15)
	t 值	13.36	14.36	-0.13	1.12
解释变量		$\ln L_t$	$\ln L_t^*$	$g_{L_t} = \Delta L_t / L_t$	$g_{L_t^*} = \Delta L_t^* / L_t^*$
劳动产出弹性 β_2	估计值	-3.1922	0.4144	-5.8607	-0.4786
	标准差	(1.01)**	(0.35)	(3.80)	(0.44)
	t 值	-3.17	1.18	-1.54	-1.09
残差标准差		0.0158	0.0261	0.0181	0.0188
样本量		13	12	12	12
R^2		0.9985	0.9956	0.3184	0.2659
F 值		3.383	1.019	2.100	1.630
p 值		0.0000	0.0000	0.1782	0.2488

注:本文所有回归采用软件 R 完成,*、**、*** 分别表示在 90%、95%和 99%水平上显著。

若直接以就业统计数据 L_t (纯劳动力投入) 和按国民经济核算数据推算的资本存量 K_t (未做质量水平调整) 作为解释变量 (回归 1), 虽然回归的整体结果比较满意, 拟合优度高, 但劳动的产出弹性为负 ($-3.192 \pm t_{10.5\%} \times 1.006 < 0$)。这显然有悖于常理。我们认为:

(1) 就业政策对中国经济运行的影响不可低估;

(2) 用纯劳动力投入和未做质量水平调整的资本存量不能从国民经济生产扩张路径的角度解释中国过去若干年的增长;

(3) 模型 I 并不适合用来再现中国的国民经济生产函数。

(二) 基于模型 II 的分析结果：劳动力剩余对产出效率的负影响难以剥离模型 II 的回归式为：

$$\ln Y_t = c + \beta_1 \cdot \ln K_t^* + \beta_2 \cdot \ln L_t^* + \epsilon_t. \quad (13)$$

与基准模型 I 相比，(13) 式中用有效劳动投入 L_t^* 和有效资本存量 K_t^* 替代了纯要素投入。

从表 7 回归 2 可以看出：回归结果的拟合优度高；采用有效单位后，资本产出弹性 β_1 的估计值继续显著为正，劳动产出弹性 β_2 的估计值也由负变正；要素产出弹性 β_1 与 β_2 估计值之和接近于 1 (≈ 1.09)。由此看来，用按有效单位测算的要素投入 K_t^* 、 L_t^* 来解释过去十余年的国内生产总值 Y_t ，似乎更符合中国国民经济生产活动的规律。

但需要指出的是，模型 II 中有效劳动投入 L_t^* 产出弹性的估计值并不显著为正。我们认为，导致就业的边际产出效果为负或不显著为正的原因在于，中国生产部门中存在着较普遍的劳动力剩余现象。做出这一判断的依据是：

(1) 通过对过去若干年中国产业经济运行数据的分析，冯晓等 (2011) 发现，劳动力剩余现象在第一、二、三产业中均不同程度地存在，其中以第一产业最为显著。

(2) 旨在稳定经济运行的政策措施也会在中短期内造成生产部门出现劳动力剩余现象，如 2008 年以来的国际金融危机对中国国内生产总值和就业总量均有负影响，但对前者的负影响较后者更明显，见表 6。显然，就业政策的影响不可忽视。

劳动力剩余现象的存在，使得用纯劳动力投入 L_t 和用有效劳动投入 L_t^* 均不能有效解释中国过去十余年的经济增长。因为，即使考虑就业人员的受教育背景、对纯劳动力 L_t 做质量水平调整，测算劳动力投入的有效单位 L_t^* ，也仍然无法排除劳动力剩余（无效就业）对回归分析结果的干扰。

此外，我们也尝试用资本存量增速 g_{K_t} 和就业量增速 g_{L_t} （或其有效单位 $g_{K_t^*}$ 和 $g_{L_t^*}$ ）来解释中国过去十余年的经济增长。将 (1) 式的基准模型和 (7) 式的异质化投入要素模型分别改写为增速形式：

$$d \ln Y_t = d \ln \bar{A} + \beta_1 \cdot d \ln K_t + \beta_2 \cdot d \ln L_t. \quad (14)$$

$$d \ln Y_t = d \ln \bar{A}^* + \beta_1 \cdot d \ln K_t^* + \beta_2 \cdot d \ln L_t^*. \quad (15)$$

相应的回归分析结果见表 7 回归 3、4。不难看出，无论是用 g_{K_t} 、 g_{L_t} 还是用 $g_{K_t^*}$ 、 $g_{L_t^*}$ 解释经济增长 g_{Y_t} ，效果均不好。通过比较总量和增速两种形式的回归结果可知，劳动力剩余现象对动态模型回归结果的干扰更加明显。此外，由于受数据可获得性的限制，本文用于回归分析的数据样本量偏

少¹⁸,不利于以增量形式来估计国民经济生产函数:中短期内,国民经济运行会较多地受到经济行情和经济政策的影响,数据值波动过大,难以用来推测由技术性因素决定的国民经济生产能力和走势。这也是本研究为什么采用总量形式对国民经济生产函数做回归分析的原因。

模型II的另一个缺陷是,截距项 c (对应于假设为给定的技术水平 $\overline{\ln A^*}$)的标准差偏大。由此可以推测,将过去十余年间中国国民经济生产技术水平设为常量是不恰当的。

鉴于存在劳动力剩余现象和技术水平系数 $\overline{A^*}$ 波动过大,需要对人力资本积累和技术进步做进一步分析。

(三) 基于模型III的分析

1. 将可变技术水平纳入国民经济生产函数

衡量技术进步的主要指标是全要素生产率(total factor productivity, TFP)。为了分析技术进步对中国GDP增长的实际贡献,我们根据索洛经济增长模型中关于“索洛残差”(Solow residuals)的设定(Griliches, 1996),推算全要素生产率¹⁹。从表7回归2的结果和(13)式可以推得

$$\ln A_t^* \approx \ln Y_t - 0.6775 \cdot \ln K_t^* - 0.4144 \cdot \ln L_t^* \quad (16)$$

相应 A_t^* 的数值见表8。

表8 全要素生产率水平及其有效单位的推算

年份	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
$\ln(A_t^*)$	-1.758	-1.763	-1.767	-1.769	-1.773	-1.767	-1.767	-1.772	-1.751	-1.736	-1.719	-1.753	-1.817
$g_{K_t^*}/g_{Y_t}$	N/A	1.465	1.430	1.253	1.285	1.287	1.340	1.414	1.289	1.269	1.214	1.992	2.591
E_t	N/A	0.172	0.171	0.172	0.172	0.171	0.171	0.171	0.171	0.175	0.178	0.174	0.162

资料来源:本文作者测算。

鉴于存在劳动力剩余,我们试图用实物资本积累相对于经济增速的变化来解释全要素生产率的变化:

$$\Delta A_t^* = c + \beta_1 \cdot \frac{g_{K_t^*}}{g_{Y_t}} + \epsilon_t \quad (17)$$

¹⁸ 这是由于在核算人力资本存量时,使用的主要数据为《中国劳动统计年鉴》中分7个受教育水平的就业人员分布。统计口径的变化使得我们很难得到1997年之前的相关数据,因而只能以1997年作为回归分析的起始年。

¹⁹ 考虑到资本、劳动力的异质性,我们基于有效资本存量 K_t^* 和有效劳动投入 L_t^* 来测算全要素生产率TFP,定义为 A_t^* 。类似的,美国联邦储备银行对美国全要素生产率水平的测算也对投入要素进行了与本文类似的异质化处理,并且通过美国实际的经济运行数据,肯定了Cobb-Douglas总量生产函数对于描述美国过去若干年经济增长的有效性,见<http://www.frbsf.org/csip/tfp.php>。测算方法可见Basu *et al.* (2006), Fernald and Matoba (2009), Fernald (2009)。

$g_{K_t^*} / g_{Y_t}$ 反映了投资相对于 GDP 增长的弹性或投资行为的扩张性：

$$g_{K_t^*} / g_{Y_t} = \frac{(K_t^* - K_{t-1}^*) / K_{t-1}^*}{(Y_t - Y_{t-1}) / Y_{t-1}}. \quad (18)$$

由表 9 回归 5 的结果可见，(17) 式可以用来解释 1999 年以来中国全要素生产率的变化。1999—2009 年，尤其是 2007—2009 年， ΔA_t^* 呈明显下滑趋势，而同期投资行为的扩张性也十分明显（见图 4）。显然，实物资本积累过快会对国民经济生产效率产生负影响。

表 9 全要素生产率(TFP)分析

		回归 5	回归 6
		取值时间段 1999—2009 年 (1998 年数据用于计算后续周期全要素生产率增量)	
被解释变量		ΔA_t^*	A_t^*
截距项 c	估计值	0.0131	-0.0019
	标准差	(0.00)***	(0.03)
	t 值	8.22	-0.06
解释变量		$g_{K_t^*} / g_{Y_t}$	A_{t-1}^*
β_1	估计值	-0.0094	1.0892
	标准差	(0.00)***	(0.17)***
	t 值	-9.06	6.37
解释变量			$g_{K_t^*} / g_{Y_t}$
β_2	估计值		-0.0097
	标准差		(0.00)***
	t 值		-8.11
残差标准差		0.0014	0.0015
样本量		11	11
R^2		0.9012	0.9055
F 值		82.12	38.31
p 值		0.0000	0.0001

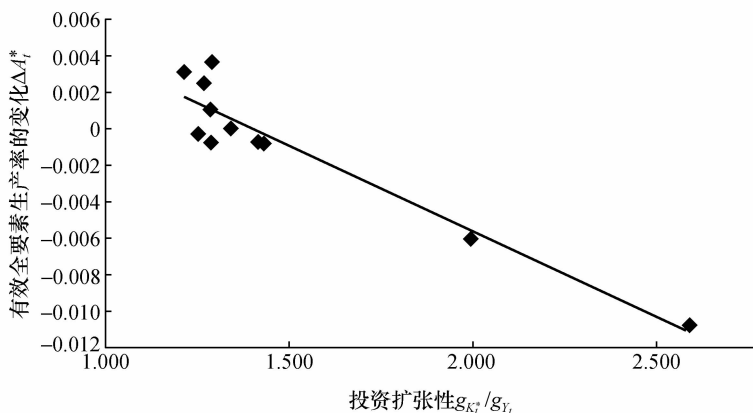


图 4 有效单位全要素生产率的变化与投资扩张性 (1999—2009)

资料来源：见本文表 8。

据此,我们设当期全要素生产率 A_t^* 与投资行为的扩张性 $g_{K_t^*}/g_{Y_t}$ 以及上期全要素生产率 A_{t-1}^* 有关:

$$A_t^* = c + \beta_1 \cdot A_{t-1}^* + \beta_2 \cdot \frac{g_{K_t^*}}{g_{Y_t}} + \varepsilon_t. \quad (19)$$

如表9回归6所示,上期技术水平 A_{t-1}^* 与当期投资(扩张行为 $g_{K_t^*}/g_{Y_t}$)基本上决定了当期全要素生产率 A_t^* , 拟合优度约为91%。

由于当期全要素生产率 A_t^* 可以用上期全要素生产率 A_{t-1}^* 和当期受投资行为影响的全要素生产率变化估计值 $\widehat{\Delta A_t^*}$ 来求得,我们引入一个和投资扩张性(负)相关的技术水平参数 E_t :

$$E_t = A_{t-1}^* + \widehat{\Delta A_t^*} (g_{K_t^*}/g_{Y_t}). \quad (20)$$

(20)式中,估计值 $\widehat{\Delta A_t^*}$ 按表9回归5给出的近似式求得,相应的 E_t 值见表8。

求得 E_t 后,我们用以下的计量形式来表示中国国民经济生产函数:

$$\ln Y_t = c + \beta_1 \cdot \ln K_t^* + \beta_2 \cdot \ln E_t + \beta_3 \cdot \ln L_t^* + \varepsilon_t. \quad (21)$$

基于(21)式所做的回归分析结果见表10。

表10 中国国民经济生产函数(有效单位)总量分析

		回归 7	回归 8
		取值时间段 1998—2009 年	
被解释变量		$\ln Y_t$	$\ln Y_t$
截距项 c	估计值	0.6466	4.4263
	标准差	(1.04)	(0.27)***
	t 值	0.62	16.19
解释变量		$\ln K_t$	$\ln K_t^*$
β_1	估计值	0.6929	0.7376
	标准差	(0.01)***	(0.01)***
	t 值	53.55	106.56
解释变量		$\ln E_t$	$\ln E_t$
β_2	估计值	1.0689	1.0903
	标准差	(0.10)***	(0.16)***
	t 值	10.64	7.02
解释变量		$\ln L_t^*$	
β_3	估计值	0.3551	
	标准差	(0.10)**	
	t 值	3.69	
残差标准差		0.0071	0.0110
样本量		12	12
R^2		0.9997	0.9992
F 值		9181	5375
p 值		0.0000	0.0000

从回归7的结果可以看出,用有效劳动 L_t^* 、有效资本存量 K_t^* 及反映投资扩张性的变量 E_t 结合在一起解释 Y_t ,拟合优度达99.97%;有效资本存量 K_t^* 和有效劳动力投入 L_t^* 产出弹性 β_1 、 β_3 的估计值之和近似为1(1.0017),其估计值的标准差较表7回归2进一步减小;截距项系数 c 的估计值进一步降低,同时隐含投资扩张行为变量 E_t 的系数 β_2 估计值约为1.07,且显著为正($1.07 \pm t_{8,0.5\%} \times 0.10 > 0$),这说明生产技术水平的变化确实受投资扩张性的影响。

但需要指出的是,用回归7估计得到截距项系数 c (隐含生产技术水平的标准差仍然相对偏大。这说明,虽然考虑了影响全要素生产率的投资扩张性因素,但用回归式(21)仍然不能完全令人满意地再现现实。因此有理由认为,由于劳动力剩余的存在,即使用有效单位对劳动力投入进行修正,仍不能完全排除剩余劳动力对回归分析结果的影响。这就要求我们对模型做进一步的修正,用劳动力质量指标替代数量指标,重新展开回归分析。

2. 将人力资本指标纳入国民经济生产函数

如上文所述,劳动力剩余的存在使得就业量数据 L_t 、 L_t^* 不能真实反映劳动力投入对中国十余年来经济增长的贡献。因此,衡量就业的产出效果不宜采用数量指标(如就业规模),而应采用质量指标。就业的质量的变化可以用人力资本存量 H_t 予以体现,更具体地说,可以按(8)式用就业人员人力资本存量的均值 μ_t 和分布方差 σ_t^2 这两个指标来体现(Park, 2006)。在本研究中,我们不采用 μ_t ,而是选择 σ_t^2 来描述 H_t ,这主要是基于如下考虑:

(1) 由于就业总量中包含剩余劳动力,若用(9)式计算全部就业人员人力资本存量的均值 μ_t ,则 μ_t 也会受到劳动力剩余的干扰,使其难以真实反映劳动力投入对国民经济增长的贡献;

(2) 由于根据(9)式、(10)式算得的 μ_t 和 σ_t^2 源于同一组数据(《中国劳动统计年鉴》中就业人员按年龄、受教育程度的分布情况),且 σ_t^2 的测算又以 μ_t 为参照,若同时用这两个指标来反映就业质量,则回归分析可能受到 σ_t^2 和 μ_t 之间多重共线性的干扰。

用人力资本存量的整体方差指标 σ_t^2 来反映就业质量,同样也不能完全排除劳动力剩余的干扰。在具不同受教育水平(a_0 至 a_6)的就业人群中,劳动力剩余的程度并不相同。就中国目前的经济和教育状况而言,人力资本存量较高的高学历劳动者相对紧缺(Feng and Yang, 2009),而人力资本存量的高低又显然会影响劳动力的产出效率。因此,有必要按学历背景(a_0 至 a_6)区分就业群体,分别计算具某一特定阶段受教育水平就业人员的人力资本存量分布方差(如拥有高中 a_3 至大学本科 a_5 学历就业人员的方差为

$\sigma_i^{2 \cdot a_3 + a_4 + a_5}$), 以更贴切地再现就业质量及其实际产出效果。

按照以上思路, 我们针对(21)式中未能用 $\ln K_i^*$ 和 $\ln E_i$ 解释的产出效果, 设定一个可能反映就业实际生产效果的变量 L_i^e 。根据表10回归8结果推得: $\ln L_i^e = \ln Y_i - 0.7376 \cdot \ln K_i^* - 1.0903 \cdot \ln E_i$ 。

以 $\ln L_i^e$ 为被解释变量, 分别选取人力资本的均值 μ_i 、整体方差 $\sigma_i^{2 \cdot \text{all}}$ 或分组方差 $\sigma_i^{2 \cdot a_1 +}$ 指标为解释变量, 展开一系列回归分析, 结果见表11。

表11 就业实际生产效果的回归分析(1998—2009)

		回归 9	回归 10	回归 11	回归 12	回归 13	回归 14
取值时间段 1998—2009 年							
被解释变量		$\ln L_i^e$					
截距项 c	估计值	4.3526	4.4179	4.1832	4.3834	4.1562	4.3854
	标准差	(0.07)***	(0.05)***	(0.08)***	(0.08)***	(0.05)***	(0.02)***
	t 值	62.41	96.80	55.76	56.44	84.40	211.37
解释变量		μ_i	$\sigma_i^{2 \cdot \text{all}}$	$\sigma_i^{2 \cdot a_1 +}$	$\sigma_i^{2 \cdot a_2 +}$	$\sigma_i^{2 \cdot a_3 +}$	$\sigma_i^{2 \cdot a_4 +}$
		全部劳动者人力资本均值	全部劳动者人力资本方差	小学及以上学历劳动者人力资本方差	初中及以上学历劳动者人力资本方差	高中及以上学历劳动者人力资本方差	专科及以上学历劳动者人力资本方差
β_1	估计值	0.0090	0.0007	0.0361	0.0081	0.0542	0.0100
	标准差	(0.01)	(0.00)	(0.01)**	(0.01)	(0.01)***	(0.01)
	t 值	1.06	0.19	3.24	0.55	5.49	1.99
残差标准差		0.0099	0.0104	0.0073	0.0103	0.0052	0.0088
样本量		12	12	12	12	12	12
R^2		0.1006	0.0034	0.5124	0.0297	0.7508	0.2837
F 值		0.1190	0.0346	10.5100	0.3057	30.1200	3.9610
p 值		0.3151	0.8562	0.0088	0.5925	0.0003	0.0746
		回归 15	回归 16	回归 17	回归 18	回归 19	回归 20
取值时间段 1998—2009 年							
被解释变量		$\ln L_i^e$					
截距项 c	估计值	4.4510	4.1673	4.4184	4.4390	4.3847	4.2034
	标准差	(0.02)***	(0.05)***	(0.06)***	(0.01)***	(0.02)***	(0.03)***
	t 值	217.83	79.33	69.31	369.75	350.33	133.55
取值时间段 1998—2009 年							
解释变量		$\sigma_i^{2 \cdot a_5 +}$	μ_i	$\sigma_i^{2 \cdot a_1 + a_2}$	$\sigma_i^{2 \cdot a_2 + a_3}$	$\sigma_i^{2 \cdot a_4 + a_5}$	$\sigma_i^{2 \cdot a_3 + a_4 + a_5}$
		本科及以上学历劳动者人力资本方差		小学及初中学历劳动者人力资本方差	初中及高中学历劳动者人力资本方差	专科、本科学历劳动者人力资本方差	高中、专科、本科学历劳动者人力资本方差
β_1	估计值	-0.0179	-0.0039	0.0045	-0.0058	0.0142	0.0466
	标准差	(0.01)	(0.01)	(0.04)	(0.01)	(0.01)*	(0.01)***
	t 值	-1.22	-0.75	0.13	-1.09	2.40	7.09

(续表)

		回归 15	回归 16	回归 17	回归 18	回归 19	回归 20
解释变量			$\sigma_i^{2 \cdot a_3+}$				
β_2	估计值		0.0584				
	标准差		(0.01)***				
	t 值		5.05				
残差标准差		0.0097	0.0053	0.0104	0.0099	0.0083	0.0043
样本量		12	12	12	12	12	12
R^2		0.1290	0.7652	0.0016	0.1053	0.3649	0.8340
F 值		1.4810	14.6700	0.0156	1.1770	5.7460	50.2400
p 值		0.2516	0.0015	0.9032	0.3035	0.0375	0.0000

表 11 的各列回归分析结果表明：

(1) 单独选取 μ_i 作为解释变量 (回归 9)，模型的拟合度低，且 μ_i 系数的估计值标准差偏大；若将均值 μ_i 和某一组方差 (如 $\sigma_i^{2 \cdot a_3+}$ ，回归 16) 一并作为解释变量，则拟合优度有明显提高，但 μ_i 系数的估计值为负，且标准差偏大。这证实了之前关于不宜用人力资本存量均值 μ_i 解释中国就业实际效果的判断。

(2) 用全部就业人员人力资本的分布方差 $\sigma_i^{2 \cdot all}$ 来解释实际就业效果 (回归 10)，回归的整体结果仍然不理想。剩余劳动力的存在是重要原因之一。此外，单从人力资本的总方差 $\sigma_i^{2 \cdot all}$ 来看，无法判断 $\sigma_i^{2 \cdot all}$ 的变化是由低学历还是由高学历劳动者比重改变所致的。

3) 回归 11 至回归 15 中，我们分别用 $\sigma_i^{2 \cdot a_1+}$ 至 $\sigma_i^{2 \cdot a_5+}$ 来解释实际就业效果 $\ln L_i$ 。从结果看，采用具有高中及高中以上学历劳动者人力资本分布方差 $\sigma_i^{2 \cdot a_3+}$ 的解释效果相对最好 (回归 13)，拟合优度为 75.1%，且各参数的估计值显著。这说明，将就业人员接受教育水平分组，分析某一特定受教育阶段就业者人力资本的分布方差，有助于排除劳动力剩余的干扰。采用分组方差指标的另一个优点是，可以明确人力资本分布方差以及人力资本质量变化的原因。例如，中国高中及以上学历就业者的受教育年限超过 12 年，处于人力资本均值 μ_i 的右侧。²⁰ 采用高中及以上学历人员的方差 $\sigma_i^{2 \cdot a_3+}$ 作为解释变量，可以突出主要是由高学历劳动者占就业总量比重增加对人力资本质量提升的贡献及其实际就业效果。

(4) 若将具有高中 (中职) a_3 、大学专科 (高职) a_4 和大学本科 a_5 学历的就业人员结合在一起，测算相应的方差值 $\sigma_i^{2 \cdot a_3+a_4+a_5}$ ，并解释过去十余年来的中国就业效果 (回归 20)，则拟合优度在表 11 的一系列回归分析中最高，达 83.4%，并且截距项和解释变量系数显著为正。从各教育阶段的连续性看，教育，尤其是初中以后的中高等职业教育，以及高中、大学的普通教育对提高中国当前人力资本质量以及就业的实际效果最为明显。

²⁰ 1997—2009 年间中国就业人员受教育平均年限约在 7—8 年左右 (见表 3)，相当于初中阶段 a_2 。

综上所述,我们用 $\sigma_t^{2 \cdot a_3 + a_4 + a_5}$ 指标²¹来近似替代按有效单位测算的劳动总量 $\ln L_t^*$, 将(21)式改写为:

$$\ln Y_t = c + \beta_1 \cdot \ln K_t^* + \beta_2 \cdot \ln E_t + \beta_3 \cdot \sigma_t^2 + \varepsilon_t \quad (22)$$

并据此开展进一步回归分析。

表12回归21的结果显示,用(22)式描述中国国民经济生产函数的整体效果令人十分满意,拟合优度达到99.99%, F 值和 p 值均理想,残差标准差维持在一个较小的范围内,三个解释变量的系数均显著,常数项的标准差仅为其估计值的约1/40,其数值以95%的置信度介于区间(4.01, 4.51)之内。

由此可见:考虑到存在劳动力剩余现象,用反映劳动力质量的人力资本方差指标代替就业总量,更确切地说,用拥有高中(中职)、大学专科(高职)、大学本科学历就业人员的人力资本方差指标 $\sigma_t^{2 \cdot a_3 + a_4 + a_5}$ 代替有效劳动投入量 L_t^* ,可以再现中国过去十余年间实际的就业效果和人力资本积累对国内生产总值的贡献。

(22)式的常数项 c 可能受到两方面因素的影响:在计量模型中,由于解释变量、被解释变量的取值单位不同而需要通过 c 来做水平调整;外生的制度性政治、经济和文化条件难以作为内生变量在国民经济生产函数中予以考虑,这些外生条件可能会对中国经济的增长路径产生中长期影响。

表12 中国国民经济生产函数(有效单位总量)分析(1998—2009)

回归 21										
取值时间段 1998—2009 年										
被解释变量	截距项 c	解释变量			残差标准差	样本量	R^2	F 值	p 值	
		$\ln K_t^*$	$\ln E_t$	σ_t^2						
		系数 β_1	系数 β_2	系数 β_3						
$\ln Y_t$	估计值	4.2606	0.7348	1.1055	0.0044	12	0.9999	23 540	0.0000	
	标准差	(0.11)***	(0.00)***	(0.06)***						(0.01)***
	t 值	37.75	260.39	17.63						6.88

3. 适合于解释中国过去十余年经济运行的国民经济生产函数

根据表13的分析结果,可以将过去十余年中国国民经济总量生产函数的近似式表示为:

$$Y_t = 70.852 \cdot K_t^{*0.735} \cdot E_t^{1.105} \cdot e^{0.048 \cdot \sigma_t^2} \quad (23)$$

采用模型Ⅲ的(23)式和模型Ⅰ及Ⅱ测算1998—2009年间中国国内生产总值与实际值的比较,可见表13以及图5。

²¹ 在随后的分析中,在不产生歧义的情况下,我们将 $\sigma_t^{2 \cdot a_3 + a_4 + a_5}$ 简写为 σ_t^2 。

表 13 中国国内生产总值测算值和实际值比较

1997 年价, 亿元		1998	1999	2000	2001	2002	2003
GDP 实际值		85 159.3	91 648.3	99 375.4	107 623.9	117 398.3	129 168.0
模型 I	GDP 测算值	84 963.0	92 190.6	100 080.7	107 362.8	117 220.7	129 906.6
模型 II		85 125.6	92 038.6	99 951.1	108 735.9	117 908.3	129 741.6
模型 III		84 913.5	91 577.9	100 000.0	107 852.2	116 848.0	129 817.2
模型 I	与实际 GDP 偏差 (%)	-0.23	0.59	0.71	-0.24	-0.15	0.57
模型 II		-0.04	0.43	0.58	1.03	0.43	0.44
模型 III		-0.29	-0.08	0.63	0.21	-0.47	0.50
1997 年价, 亿元		2004	2005	2006	2007	2008	2009
GDP 实际值		142 194.6	158 276.9	178 340.9	203 598.2	223 214.2	243 555.9
模型 I	GDP 测算值	143 955.5	159 687.8	177 925.1	196 890.8	219 879.4	250 112.2
模型 II		143 443.7	156 346.5	173 690.0	194 844.3	221 021.6	257 171.4
模型 III		141 698.0	157 842.6	178 442.5	202 802.3	224 262.9	243 509.7
模型 I	与实际 GDP 偏差 (%)	1.24	0.89	-0.23	-3.29	-1.49	2.69
模型 II		0.88	-1.22	-2.61	-4.30	-0.98	5.59
模型 III		-0.35	-0.27	0.06	-0.39	0.47	-0.02

资料来源：本文表 6 及本文作者测算。

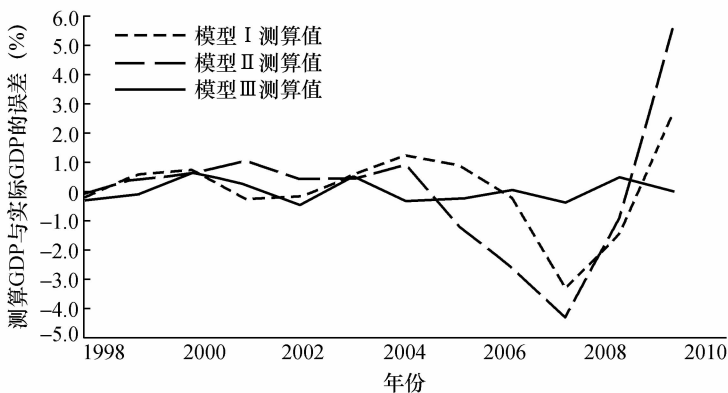


图 5 中国国内生产总值测算值和实际值比较

资料来源：见本文表 8。

根据中国 1998—2009 年的实际经济运行数据，用模型 III 测算 GDP 与实际 GDP 的误差小于 0.63%。这说明，用本文所开发的经济模型能够总体上贴切地反映中国国民经济生产的投入和产出关系。

五、比较静态分析

从国民经济生产函数 (23) 式以及有效资本存量 K_t^* 和国内生产总值 Y_t 数据 (见表 6) 来看，中国近年来的经济增长和实物资本的快速积累不无关系。然而，随着实物资本的快速积累，全要素生产率 TFP 自 2007 年起连续两年下降 (见表 8、图 6)。与此同时，GDP 增速也有所减缓 (见表 6、图 6)。

针对上述现象,有必要对中国经济发展的路径和潜力进行再思考。

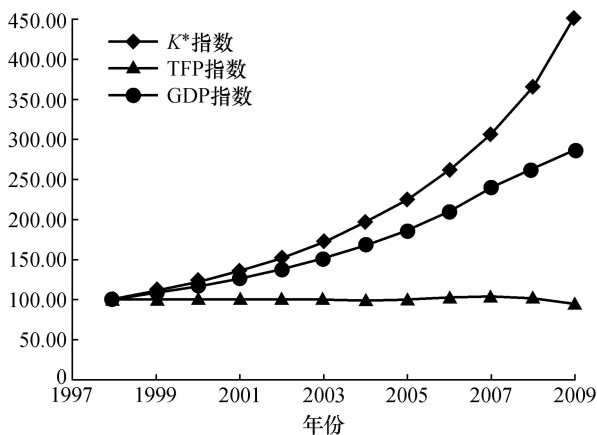


图6 中国有效资本存量、TFP以及GDP的变化

资料来源:《中国统计年鉴2010》及本文作者测算。

根据(23)式可求得中国有效资本存量 K_t^* 的边际产出及其产出弹性:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial K_t^*} = 0.735 \cdot \frac{Y_t}{K_t^*}, \quad \frac{\partial Y_t}{\partial K_t^*} : \frac{Y_t}{K_t^*} = 0.735. \quad (24)$$

由图7可见,1998年以来中国有效资本存量的边际产出 $\partial Y_t / \partial K_t^*$ 不断下降。

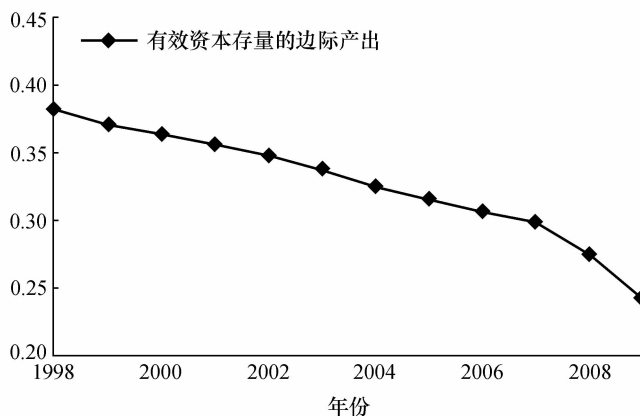


图7 中国有效资本存量的边际产出

资料来源:本文作者测算。

此外,对应于(23)式中反映中国人力资本质量的方差指标 σ_t^2 , 人力资本质量改善对GDP的边际贡献及其产出弹性为

$$\frac{\partial Y_t}{\partial \sigma_t^2} = 0.048 \cdot Y_t, \quad \frac{\partial Y_t}{\partial \sigma_t^2} : \frac{Y_t}{\sigma_t^2} = 0.048 \cdot \sigma_t^2. \quad (25)$$

(24) 式、(25) 式的比较静态分析结果说明, 目前中国有效实物资本 K_t^* 的产出弹性约为 0.74, 其边际产出随资本系数 K_t^*/Y_t 的提高而下降; 人力资本质量 σ_t^2 (就业人口中具高中/中职至大学本科学历者比例) 提升对 GDP 的边际贡献约为国内生产总值的 4.8%, 其产出弹性随人力资本质量的改善而增加。

由此可见:

(1) 从根本上讲, 决定今后中国经济增长潜力的关键因素是人力资本(质量);

(2) 从过程来看, 经济增长既受实物资本积累(包括投资强化型技术进步)影响, 也受人力资本积累尤其是人力资本质量改善(包括劳动扩张型技术进步)影响。

所以, 按实物资本和人力资本的边际产出配置资源, 是提高生产效率、在给定资源条件下促进经济增长的有效途径。

为了说明如何在给定资源框架内选择对实物资本和人力资本进行积累, 我们进一步分析这两种不同取向投资对当前中国国内生产总值的边际效果。

(一) 实物资本投资的边际产出效果

从(3)式—(5)式推得:

$$\frac{\partial K_t^*}{\partial I_{B,t}} = \frac{1}{p_t^{I,Y} \cdot \left(1 + \frac{D_t}{K_t}\right)}. \quad (26)$$

结合(24)式、(26)式, 可求得实物资本投资的边际产出效果:

$$\frac{\partial Y_t}{\partial I_{B,t}} = \frac{\partial Y_t}{\partial K_t^*} \cdot \frac{\partial K_t^*}{\partial I_{B,t}} = 0.735 \cdot \frac{Y_t}{K_t^*} \cdot \frac{1}{p_t^{I,Y} \cdot \left(1 + \frac{D_t}{K_t}\right)}. \quad (27)$$

以表5和表6所列数据为基础, 按(27)式求得1998年以来中国实物资本投资 $I_{B,t}$ 对国内生产总值 Y_t 增长的边际效果 $\partial Y_t / \partial I_{B,t}$, 见表14以及图8。

表14 中国实物资本投资的边际产出效果

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
边际效应	0.354	0.339	0.331	0.327	0.324	0.320	0.319	0.327	0.342	0.372	0.378	0.377

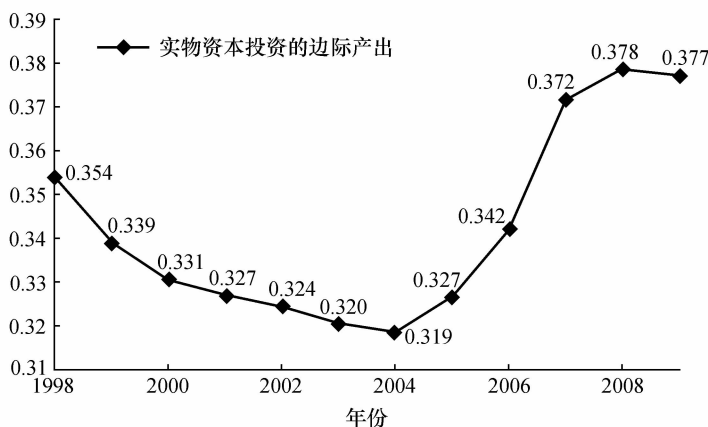


图8 中国实物资本投资的边际产出效果

资料来源：本文作者测算。

可以看出：

(1) 中国过去十余年间实物资本投资的边际产出效果均值约为 0.342，即每增加 1 个单位的固定资本投资，有效资本存量的相应增加可以给国内生产总值带来平均 0.34 个单位的边际回报。

(2) 1998 年以来，中国有效资本存量 K_t^* 的边际产出 $\partial Y_t / \partial K_t^*$ 不断下降（见图 7），但其增量部分（实物资本投资 $I_{B,t}$ ）的边际产出效果 $\partial Y_t / \partial I_{B,t}$ 则不然（见图 8）：

① 2004—2008 年间， $\partial Y_t / \partial I_{B,t}$ 逐渐上升，这主要是由于投资强化型技术进步在逐步加快²²，导致 $\partial Y_t / \partial I_{B,t}$ 提升。

② 2009 年 $\partial Y_t / \partial I_{B,t}$ 较前一年有所下降，这是由于 2008 年开始的扩张性财政政策导致中国固定资本投资大幅度增加²³，而技术水平并没有呈现出同等程度的跃升， $\partial Y_t / \partial I_{B,t}$ 因而降低。

（二）人力资本投资的边际产出效果

人力资本投资包括国家财政性教育经费、社会办学的教育投入、受教育者及其家庭的教育投入等。²⁴ 对 a_i 层次教育机构的经费投入 $I_{B,t}$ 通过增加 a_i 机构培养的毕业生人数 $X_t^{a_i}$ ，提高就业市场中拥有 a_i 学历劳动者的比重 $p_t^{a_i}$ ，进

²² 本研究使用累计固定资本价格指数 $p_t^{I,Y}$ 来反映投资强化型技术进步的变化情况。如表 5 所示，2004 年以来 $p_t^{I,Y}$ 加速下降，这说明投资强化型技术进步水平在较快提升，导致资本的边际产出随之提高。

²³ 本研究使用 $g_{K_t^*} / g_{Y_t}$ 反映投资行为的扩张性。如表 8 所示，2009 年 $g_{K_t^*} / g_{Y_t}$ 较前一年增长了约 30.1%。

²⁴ 见《中国统计年鉴》中“各类学校教育经费情况”栏。

而改善人力资本存量的质量。人力资本存量的提高又会对国内生产总值产生积极影响，其作用机制可以描述为：

$$\frac{\partial Y_t}{\partial I_{B,t}} = \frac{\partial Y_t}{\partial \sigma_t^{2,a_i}} \cdot \frac{\partial \sigma_t^{2,a_i}}{\partial p_t^{a_i}} \cdot \frac{\partial p_t^{a_i}}{\partial X_t^{a_i}} \cdot \frac{\partial X_t^{a_i}}{\partial I_{B,t}} \quad (28)$$

其中：

(1) $X_t^{a_i}$ 与 $I_{B,t}$ 的关系为：

$$X_t^{a_i} = \frac{I_{B,t}}{\sum_{j=1}^{z_i^{a_i}} C_t^{a_i} \cdot (1+r)^j} \quad (29)$$

$C_t^{a_i}$ 为 a_i 受教育层次学生的人均培养费用； r 为实际利率水平，它代表了人力资本投资的机会成本，出于简化模型的考虑，我们取 1998—2009 年间实物资本投资边际产出效果（表 14）的均值来近似 r ， $r \approx 0.342$ 。根据 (29) 式可得：

$$\frac{\partial X_t^{a_i}}{\partial I_{B,t}} = \frac{1}{\sum_{j=1}^{z_i^{a_i}} C_t^{a_i} \cdot (1+r)^j} \quad (30)$$

(2) 就业市场中 $p_t^{a_i} = (L_t^{a_i} + X_t^{a_i}) / L_T$ 。假定其他条件不变，则

$$\frac{\partial p_t^{a_i}}{\partial X_t^{a_i}} = \frac{1}{L_t} \quad (31)$$

(3) $\partial \sigma_t^{2,a_i} / \partial p_t^{a_i}$ 表示 $p_t^{a_i}$ 变化对人力资本存量方差指标 σ_t^2 所产生的边际效果，可由 (10) 式求得：

$$\frac{\partial \sigma_t^{2,a_i}}{\partial p_t^{a_i}} = (m^{a_i} - \mu_t)^2 \quad (32)$$

(4) $\partial Y_t / \partial \sigma_t^{2,a_i}$ 表示人力资本质量变化的边际产出效果，见 (25) 式。

在此基础上，我们可以将 (28) 式改写为：

$$\frac{\partial Y_t}{\partial I_{B,t}} = \frac{0.048 \cdot Y_t \cdot (m^{a_i} - \mu_t)^2}{L_t \cdot \sum_{j=1}^{z_i^{a_i}} C_t^{a_i} \cdot (1+r)^j} \quad (33)$$

假定 $C_t^{a_i}$ 由三部分构成，分别为国家财政性教育投入 C_t^{1,a_i} 、其他社会机构教育投入 C_t^{2,a_i} 和受教育者/家庭的教育投入 C_t^{3,a_i} ， $C_t^{a_i} = C_t^{1,a_i} + C_t^{2,a_i} + C_t^{3,a_i}$ 。其中：

(1) 根据《中国统计年鉴》提供的“各类学校教育经费情况”数据²⁵，

²⁵ 截至目前，2009 年教育经费投入数据尚未发布。受到统计数据口径调整的影响，我们截取 2004—2008 年间 5 年的教育数据展开研究。

将“国家财政性教育经费”²⁶与扣除“学杂费”之后的“事业收入”相加,除以 a_i 教育层次的全部在校生数,作为 $C_i^{1 \cdot a_i}$;将“民办学校中举办者投入”、“社会捐赠经费”以及“其他教育经费”相加,除以 a_i 的全部在校生数,作为 $C_i^{2 \cdot a_i}$ 。在校生人数来自《中国统计年鉴》“各级各类学历教育学生情况”(见表15、表16)。

表15 各级各类学校在校生数

(万人)	小学	初中	高中	大学专科	大学本科	研究生	总计
2004	11 630.4	6 576.3	3 649.0	983.4	1 006.5	102.1	23 947.7
2005	11 171.8	6 266.2	4 030.9	1 126.0	1 137.2	123.3	23 855.4
2006	10 976.7	6 008.4	4 341.9	1 258.0	1 285.1	140.4	24 010.3
2007	10 789.9	5 794.1	4 527.5	1 335.6	1 383.9	154.1	23 985.1
2008	10 566.6	5 628.3	4 576.1	1 441.0	1 484.2	167.7	23 863.9
2009	10 282.3	5 489.7	4 640.9	1 540.5	1 562.8	179.9	23 696.1

资料来源:《中国统计年鉴》。

表16 国家、社会机构教育经费投入及学杂费

(元/人/年)	小学	初中	高中	大学专科	大学本科	研究生
2004	1 552.1	1 999.1	3 894.5	10 791.7	10 791.7	10 791.7
2005	1 818.4	2 397.0	4 109.0	11 137.3	11 137.3	11 137.3
2006	2 094.9	2 786.5	4 342.5	11 395.2	11 395.2	11 395.2
2007	2 732.9	3 546.2	4 959.3	13 092.4	13 092.4	13 092.4
2008	3 360.8	4 480.5	5 794.2	14 054.4	14 054.4	14 054.4

资料来源:《中国统计年鉴》及本文作者测算。

(2) $C_i^{3 \cdot a_i}$ 由两部分构成,分别是学杂费和受教育者个人/家庭的(私人)教育投入。前者数据来自“各类学校教育经费情况”中的“学杂费”项,除以 a_i 的全部在校生数。后者的测算方法为:

① 根据《中国统计年鉴》中“地区生产总值收入法构成项目”所提供数据,将劳动者报酬与营业盈余相加后除以当年总人口数,近似得到人均收入。²⁷

② 根据《中国统计年鉴》中“人民生活基本情况”所提供数据,找到城镇及农村居民家庭文教娱乐支出比重。根据“人口数及构成”所提供数据,找到按城乡分城镇人口比重。

③ 分别计算城镇、农村居民个人收入中,用于文教娱乐项目的年均支出,

²⁶ 《中国统计年鉴》所收录的各个教育层次 a_i 机构教育经费数据中,缺少大学专科 a_4 、大学本科 a_5 及研究生 a_6 的投入情况,而仅有高等学校教育经费投入总和的数据。因此在本文的研究中,我们假定大学专科、大学本科、研究生的人均培养经费相同。

²⁷ 2004年、2008年的相关数据缺失。对此我们采取的替代方案是,将2003年与2005年、2007年与2009年相关数据相加除以2,以近似2004年、2008年的人均可支配收入。

作为受教育者个人/家庭（私人）教育投入的上限，见表17。

表17 受教育者个人/家庭的（私人）教育投入

	劳动者报酬 亿元,当年价	营业盈余	总人口数 万人	人均收入 元/人/年	家庭文教娱乐 支出比重		城镇人口比重 %	教育支出上限 元/人/年
					农村%	城镇%		
2003	67 260.7	27 364.6	129 227.0	7 322.4				
2004	74 574.4	42 912.2	129 988.0	9 038.3	11.3	14.4	41.8	1 138.3
2005	81 888.0	58 459.8	130 756.0	10 733.6	11.6	13.8	43.0	1 346.6
2006	93 822.8	70 862.0	131 448.0	12 528.5	10.8	13.8	43.9	1 518.1
2007	109 532.3	86 246.0	132 129.0	14 817.2	9.5	13.3	44.9	1 660.7
2008	139 916.0	88 174.6	132 802.0	17 175.2	8.6	12.1	45.7	1 751.7
2009	170 299.7	90 103.2	133 474.0	19 509.6	8.5	12.0	46.6	1 976.5

资料来源:《中国统计年鉴》及本文作者测算。

2004—2008年间,中国高中(含中职) a_3 以及高等教育(含高职) a_4 、 a_5 、 a_6 的人均教育经费投入 $C_t^{a_i}$,见表18。

表18 人均教育经费投入

(元/人/年)	2004	2005	2006	2007	2008
高中(含中职)	5 032.8	5 455.6	5 860.6	6 620.0	7 545.9
高等学校(含高职)	11 930.0	12 484.0	12 913.2	14 753.1	15 806.0

资料来源:《中国统计年鉴》及本文作者测算。

我们分别以 a_3 (普通高中、中等职业教育)、 a_4 (普通专科、高等职业教育)以及 a_5 (大学本科教育)阶段的人力资本投资为研究对象,分析其在2004—2008年间的边际产出效果²⁸。基于(33)式,利用表2、表3、表6、表14、表16、表18所提供的数据,可以求得人力资本投资的边际产出效果,见表19。

表19 中国人力资本投资的边际产出效果

	2004	2005	2006	2007	2008	平均
高中	0.399	0.469	0.474	0.443	0.396	0.436
大学专科	0.578	0.660	0.702	0.670	0.656	0.653
大学本科	0.486	0.548	0.585	0.561	0.552	0.546

资料来源:《中国统计年鉴》及本文作者测算。

表19及图9显示:

(1)按2004—2008年的平均计算结果,每增加1个单位的教育投入,人力资本质量的改善可以给国内生产总值带来至少约0.43个单位的边际贡献。与实物资本投资的边际产出相比,人力资本投资的边际产出更高。²⁹

²⁸ 出于简化模型的考虑,在本研究中我们假定额外1单位的资金 $I_{B,t}$ 分别投入到高中 a_3 、大学专科 a_4 以及大学本科 a_5 层次教育部门中去,分别测算其边际产出效果。

²⁹ 需要指出的是,在近似估计劳动者个人/家庭的私人教育经费投入时,我们假定家庭的“文教娱乐支出”全部用于高中或大学阶段教育投资。而事实上,实际教育投资应当低于这个值。因此根据(33)式,表19所列人力资本边际产出应当是一个理论上的下限值:2004—2008年间的实际边际产出可能更高。

(2) 对不同层次教育机构投资的边际产出效果由高到低依次为, 大学专科(含高等职业教育) a_4 、大学本科 a_5 、高中(含中等职业教育) a_3 。

(3) 需要额外指出的是, 2006年 a_3 、 a_4 、 a_5 阶段人力资本投资的边际产出贡献值偏高, 这主要是由于统计口径的调整所导致的。³⁰

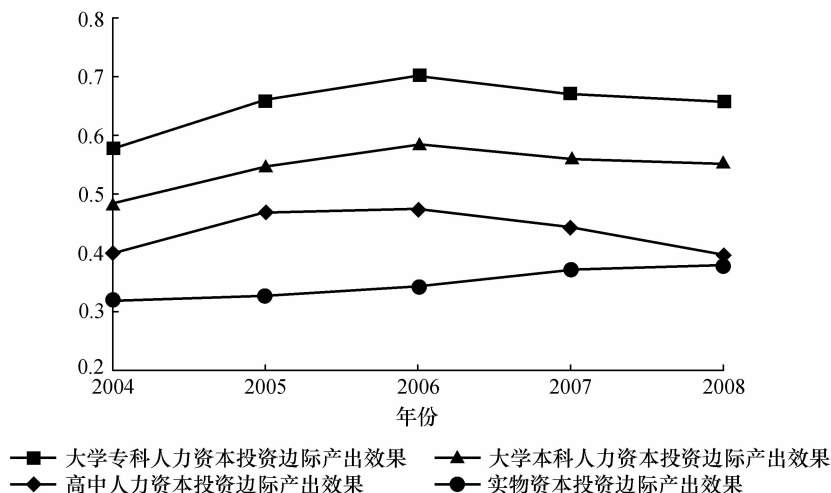


图9 中国人力资本投资的边际产出效果

以近年来的中国经济运行和教育数据为基础, 通过比较两种不同取向的投资行为可以看到, 相对于实物资本投资, 政府、社会和个人对(以高中、职业教育和普通高等学校教育为代表的)教育机构进行投资, 改善就业市场中的人力资本质量, 会对提升当前中国经济增长的潜力起到更有效的作用。³¹

六、结论与政策性建议

(一) 结论

本文将人力资本存量的分布方差纳入到经济增长的实证研究框架中去, 以更精确地测度人力资本的质量, 分析人力资本积累对中国经济增长的贡献。研究结果表明:

(1) 用分布方差指标衡量中国的人力资本存量, 所构建起的国民经济生产

³⁰ 《中国统计年鉴》中“各类学校教育经费情况”数据, 2006年在“分组学校类别”的统计口径上做了调整, 如将此前单列的“技工学校”、“中等专业学校”取消, 新设立“中等职业学校”大类等。这导致2006年 a_3 、 a_4 、 a_5 的教育总投入偏低, 人均教育投入低, 计算出的人力资本边际产出偏高。

³¹ 一系列国内外研究也指出, 与固定资产投资相比, 中国当前对人力资本的投资相对不足。人力资本投资的产出效率高于固定资本, 因此推行增加教育投入进而提高人力资本存量的财政政策将有利于优化资源配置, 推动产出效率的进一步提升(Heckman, 2005; 李海峥等, 2010)。本文进一步印证了上述研究的结论。

函数，对于解释中国过去十余年间的经济增长是有效的。

(2) 受到劳动力剩余的干扰，就业总量或人力资本积累规模难以体现劳动力/人力资本对中国的实际产出贡献。本研究中，我们利用特定教育阶段（高中、职业教育和高等教育）就业人员受教育水平分布方差反映人力资本的质量变化，可以避免劳动力剩余的扰动，很好地解释产出增长。

(3) 1998年以来，中国实物资本的边际产出呈下降趋势。2004—2008年，体现在更新期资本投入品中的投资强化型技术进步在一定程度上减缓了实物资本边际产出的下滑。然而，2008年以后过度扩张的实物资本投资淡化了投资强化型技术进步对实物资本边际产出的正效果，使上述下降趋势更明显。

(4) 当前阶段推动中国经济增长的主要动力是实物资本积累，人力资本积累的产出贡献相对较小。但人力资本投资的边际产出高于实物资本投资，且两者间的差距较明显。人力资本积累，尤其是通过职业教育、高等教育培养起来的高素质劳动者，正在对中国经济增长和可持续发展起到不可忽略的推动作用。

（二）政策性建议

从供应方来看，国民经济增长取决于投入生产要素的数量和质量。其中，在实物资本和人力资本的积累过程中合理配置有限资源，会对提升国民经济增长潜力起到至关重要的影响。本文的研究结果对相关经济和教育政策的制定有一定的启示。³²

政策性建议 1 人力资本投资的增加会给中国产出效率的提升产生积极影响，更有助于实现持续稳定的经济增长。

通过基于人力资本分布方差的经济增长研究，我们得出的结论之一为：人力资本积累较实物资本积累对中国经济增长的贡献更为明显。优化资源配置、在制定国家财政政策时优先考虑向教育相关部门倾斜，加大政府的教育投入，同时有效引导社会和私人的教育投资，有助于进一步提高劳动生产率，促进经济增长。

政策性建议 2 在扩大教育总投入的同时³³，合理分配不同层次教育机构的经费投入比例，适当向职业教育、高等教育机构倾斜，有助于改善中国就业人员的人力资本结构，推动经济长期稳定增长。

³² 需要指出的是，任何政策的制定和执行都不可能仅仅以推动经济增长作为唯一起点，还要考虑到诸如社会福利水平、收入分配状况等因素。但是若仅仅从提高生产效率这个角度来看，适当提高（处于均值右端的）人力资本分布的离散度有助于推动经济增长。

³³ 如《国家中长期教育改革和发展规划纲要（2010—2020年）》即明确提出，2012年要实现国家财政性教育经费支出占国内生产总值比例达到4%的目标。

根据中国过去若干年中经济增长的实际数据,通过比较静态分析,我们得到的另一个重要结论是:以现有教育总投入为出发点,适当提高对职业教育、高等教育机构的投入比重³⁴,培养更多受过职业教育、高等教育的(潜在)就业者,将会对中国劳动生产率的提高,进而对经济增长产生更大的推动作用。

国际间的横向比较也表明,即使从20世纪90年代中后期以来,中国高等学校招生规模呈现较快上升的态势,但中国就业人员中受过高等教育者的比重仍然处于比较低的水平。如Feng and Yang(2009)统计了若干个代表性工业化国家25—64岁国民人口中受过高等教育者的比例,见表20。同时期中国受过高等教育就业者占就业人口的比例见表21。

表20 受过高等教育的国民占25—64岁国民人口的百分比

年份	德国	英国	希腊	法国	爱尔兰	西班牙	波兰	捷克	匈牙利	加拿大	美国	日本	俄罗斯
1995	23	22	17	19	20	16	10	11	N/A	34	33	N/A	N/A
2000	23	26	18	22	22	24	11	11	14	40	36	33	N/A
2005	25	30	21	25	29	28	17	13	17	46	39	40	20

资料来源:Deutschland in Zahlen 2008, Institut der deutschen Wirtschaft Koeln, Koeln(2008),表格12.27。

表21 中国受过高等教育的就业人员占就业总人口的百分比

	2001	2002	2003	2004	2005
中国	5.6	6.0	6.8	7.2	6.8

资料来源:《中国统计年鉴》。

比较表20和表21可以看出,中国具有高等学历的劳动人口比重不仅远远低于美国、日本、德国等发达工业化国家,就是与波兰、捷克、希腊、匈牙利等中等发达国家相比,也存在着明显的差距。因此,我们有理由肯定:进一步提高对高等教育机构的投入,培养更多具有高等学历的毕业生进入就业市场,从中长期来看将对提高中国经济增长潜力产生积极和重要的影响,致力于培养更多高学历人才的教育政策应当延续下去。

参考文献

- [1] Acemoglu, D., "Labor-And Capital-Augmenting Technical Change", *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1(1), 1—37.
- [2] Acemoglu, D., "Directed Technical Change", *Review of Economic Studies*, 2002, 69(4), 781—809.
- [3] Arrow, K., "The Economic Implications of Learning By Doing", *Review of Economic Studies*, 1962, 29(3), 155—173.

³⁴ 但这并不代表小学、初中等阶段的教育不重要。教育培养机制的连续性特征决定了,任何层次教育质量的提升和改善都离不开对此前若干阶段教育的重视和加大投入(如小学、初中之于高中)。

- [4] Bahk, B., and M. Gort., "Decomposing Learning By Doing in New Plants", *Journal of Political Economy*, 1993, 101(4), 561—583.
- [5] Barro, R., *Determinants of Economic Growth: A Cross-country Empirical Study*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1997.
- [6] Barro, R., and J. Lee, "International Comparisons of Educational Attainment", *Journal of Monetary Economics*, 1993, 32(3), 363—394.
- [7] Barro, R., and J. Lee, "International Measures of Schooling Years and Schooling Quality", *American Economic Review*, 1996, 86(2), 218—223.
- [8] Barro, R., and J. Lee, "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications", *Oxford Economic Papers*, 2001, 53(3), 541—563.
- [9] Basu, S., J. Fernald, and M. Kimball, "Are Technology Improvements Contractionary?" *American Economic Review*, 2006, 96(5), 1418—1448.
- [10] Benhabib, J., and M. Spiegel, "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-country Data", *Journal of Monetary Economics*, 1994, 34(2), 143—173.
- [11] Bils, M., and P. Klenow, "Does Schooling Cause Growth?" *American Economic Review*, 2000, 90(5), 1160—1183.
- [12] Birdsall, N., and J. Londono, "Asset Inequality Matters: An Assessment of the World Bank's Approach to Poverty Reduction", *American Economic Review*, 1997, 87(2), 32—37.
- [13] Bloom, D., D. Canning, and J. Sevilla, "Technological Diffusion, Conditional Convergence, and Economic Growth", NBER Working Paper, No. 8713, 2002.
- [14] Boucekkine, R., D. de la Croix, and O. Licandro, "Vintage Capital", Economics Working Papers ECO2006/8, European University Institute, 2006.
- [15] Carlaw, K., and R. Lipsey, "Productivity, Technology and Economic Growth: What Is the Relationship?" *Journal of Economic Surveys*, 2002, 17(3), 457—495.
- [16] Caselli, F., G. Esquivel, and F. Lefort, "Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-country Growth Empirics", *Journal of Economic Growth*, 1996, 1(3), 363—389.
- [17] Charles, J., "The Shape of Production Functions and the Direction of Technical Change", *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(2), 517—549.
- [18] Cummins, J., and G. Violante, "Investment-Specific Technical Change in the US (1947—2000): Measurement and Macroeconomic Consequences", *Review of Economic Dynamics*, 2002, 5(2), 243—284.
- [19] Durlauf, S., P. Johnson, and J. Temple, "Growth Econometrics", in Aghion P., and S. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*. Amsterdam: Elsevier, 2005.
- [20] 杜鹏, "基于基尼系数对中国学校教育差距状况的研究", 《教育与经济》, 2005年第3期, 第30—34页。
- [21] Feng, X., and Q. Yang, "Ingenieurwissenschaftliche Ausbildung Chinas unter Beschäftigungs- und Entwicklungsaspekten", *TONGJI-CDHAW, Theorie und Praxis chinesisch-deutscher Kooperationsprojekte*, 2009, 1, 86—92.
- [22] 冯晓、朱彦元, "受教育水平的分布方差对中国经济增长有影响吗?" 同济大学教育与经济学研究所工作论文, 2011年, <http://www.iee-tongji.net/discussion-paper/184>。
- [23] 冯晓、朱彦元, 中国教育回报率的近似测算(1998—2009), 同济大学教育与经济学研究所工作论文, 2011年, <http://www.iee-tongji.net/discussion-paper/232>。
- [24] 冯晓、朱彦元, 中国固定资本折旧率的近似测算(1994—2009), 同济大学教育与经济学研究所工作论文, 2011年, <http://www.iee-tongji.net/discussion-paper/227>。

- [25] 冯晓、朱彦元、杨茜, 中国经济中短期运行预测报告(2011年4月), 同济大学教育与经济学研究所工作论文, 2011年, <http://www.iese-tongji.net/discussion-paper/123>.
- [26] Fernald, J., and K. Matoba, "Growth Accounting, Potential Output, and the Current Recession", *FRBSF Economic Letter*, 2009, Aug. 17.
- [27] Fernald, J., "A Quarterly, Utilization-Adjusted Series on Total Factor Productivity", Federal Reserve Bank of San Francisco, Manuscript, 2009.
- [28] Fleisher, B., H. Li, and M. Zhao, "Human Capital, Economic Growth, and Regional Inequality in China", *Journal of Development Economics*, 2010, 92(2), 215—231.
- [29] Gordon, R., *The Measurement of Durable Goods Prices*. Chicago, IL: University of Chicago Press, 1990.
- [30] Gort, M., J. Greenwood, and P. Rupert, "How Much of Economic Growth Is Fueled by Investment-Specific Technological Progress?" *Economic Commentary*, 1999, March, 1—4.
- [31] Greenwood, J., and B. Jovanovic, "Accounting for Growth", NBER Working Paper, No. 6647, 1998.
- [32] Greenwood, J., and P. Krusell, "Growth Accounting with Investment-specific Technological Progress: A Discussion of Two Approaches", *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(4), 1300—1310.
- [32] Greenwood, J., Z. Hercowitz, and P. Krusell, "Long-Run Implications of Investment-Specific Technological Change", *American Economic Review*, 1997, 87(3), 342—362.
- [34] Greenwood, J., Z. Hercowitz, and P. Krusell, "The Role of Investment-Specific Technological Change in the Business Cycle", *European Economic Review*, 2000, 44(1), 91—115.
- [35] Griliches, Z., "The Discovery of the Residual: A Historical Note", *Journal of Economic Literature*, 1996, 34(3), 1324—1330.
- [36] Grossman, G. and E. Helpman, *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1991.
- [37] Hall, R., and C. Jones, "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?" *Quarterly Journal of Economics*, 1999, 114(1), 83—116.
- [38] Heckman, J., "China's Human Capital Investment", *China Economic Review*, 2005, 16(1), 50—70.
- [39] Hercowitz, Z., "The 'Embodiment' Controversy: A Review Essay", *Journal of Monetary Economics*, 1998, 41(1), 217—224.
- [40] Islam, N., "Growth Empirics: A Panel Data Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(4), 1127—1170.
- [41] Jorgenson, D., and F. Gollop, and B. Fraumeni, *Productivity and U. S. Economic Growth*. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1987.
- [42] Lopez, R., V. Thomas, and Y. Wang, "Addressing the Education Puzzle: the Distribution of Education and Economic Reform", Policy Research Working Paper Series, 2031, The World Bank, 1998.
- [43] Lucas, R., "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1), 3—42.
- [44] 李海峥、梁玲、B. Fraumeni、刘智强、王小军, "中国人力资本测度与指数构建", 《经济研究》, 2010年第8期, 第42—54页。
- [45] 刘海英、赵英才、张纯洪, "人力资本'均化'与中国经济增长质量关系研究", 《管理世界》, 2004年第11期, 第15—21页。

- [46] Mankiw, G., D. Romer, and D. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 1992, 107(2), 407—436.
- [47] Mincer, J., *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press, 1974.
- [48] Nehru, V., and E. Swanson, and A. Dubey, "A New Database on Human Capital Stock in Developing and Industrial Countries: Sources, Methodology, and Results", *Journal of Development Economics*, 1995, 46(2), 379—401.
- [49] Park, J., "Dispersion of Human Capital and Economic Growth", *Journal of Macroeconomics*, 2006, 28(3), 520—539.
- [50] Psacharopoulos, G., "Returns to Investment in Education: A Global Update", *World Development*, 1994, 22(9), 1325—1343.
- [51] Psacharopoulos, G., and H. Patrinos, "Returns to Investment in Education: A Further Update", Policy Research Working Paper Series 2881, World Bank, 2002.
- [52] Qian, X., and R. Smyth, "Measuring Regional Inequality of Education in China: Widening Coast-inland Gap or Widening Rural-urban Gap?" Technical Report 12, ABERU Discussion Paper, 2005.
- [53] Romer, P., "Endogenous Technological Change", *Journal of Political Economy*, 1990, 98(5), 71—102.
- [54] Tallman, E. and P. Wang, "Human Capital and Endogenous Growth: Evidence From Taiwan", *Journal of Monetary Economics*, 1994, 34(1), 101—124.
- [55] Temple, J., "Generalizations That Aren't? Evidence on Education and Growth", *European Economic Review*, 2001, 45(4—6), 905—918.
- [56] Wolff, E., "Human Capital Investment and Economic Growth: Exploring the Cross-country Evidence", *Structural Change and Economic Dynamics*, 2000, 11(4), 433—472.
- [57] 吴卫方、张锦华, "教育平等的地区分化与地区分化下的教育平等——对中国农村劳动力受教育状况的一个考察", 《财经研究》, 2005年第3期, 第5—15页。
- [58] 徐强, "价格指数编制中的 Hedonic 质量调整方法研究", 《财经问题研究》, 2009年第8期, 第22—28页。
- [59] 杨俊、李雪松, "教育不平等、人力资本积累与经济增长: 基于中国的实证研究", 《数量经济技术经济研究》, 2007年第2期, 第37—45页。
- [60] 朱彦元, "基于人力资本平均水平和分布状况的经济增长实证研究", 同济大学博士学位论文, 2011年。

A Study on China's National Production Function Based on a Human Capital Dispersion Index

XIAO FENG YANYUAN ZHU

(Tongji University)

QIAN YANG

(China University of Geosciences)

Abstract Due to labor surplus, China's recent economic growth cannot be well explained by either labor input or quantity indices of human capital accumulation. This article uses qual-

ity indices instead, reflected by the variance of employees with high school (vocational education included) or college education, and develops a relevant national production function to explain China's output growth during 1997—2009. We find that first, the modified production function is effective in capturing China's growth; second, the marginal product of human capital investment is higher than that of physical capital; and third, the marginal product of vocational education investment is higher than that of college education.

JEL Classification O47, I28, J24