

生产率增长与要素再配置效应: 中国的经验研究^{*}

姚战琪

内容提要: 本文使用跨产业面板数据, 对 1985—2007 年中国经济总体和工业部门的生产率增长和要素再配置效应进行了比较、分析和评估, 并剖析了影响要素再配置效应的主要因素。本文分析和论证了: (1) 无论使用数据包络分析法, 还是随机前沿生产函数法, 都得出相似的结果, 即全要素生产率增长率经历了改革后到 1993 年的剧烈波动, 在 1993—2007 年期间出现下降趋势。(2) 要素再配置效应作为生产率增长的一个来源, 在改革后的表现差强人意, 在经济总体 6 部门和工业部门都表现为要素再配置的贡献效应较低。劳动要素的结构变化伴随着经济 6 部门的劳动生产率增长, 但工业的劳动生产率的总配置效应为负值。(3) 工业部门和经济总体的资本生产率再配置效应均为负数。(4) 由于部门内部要素配置的不合理和要素在部门间配置的扭曲造成要素总配置效应较小, 表明中国要素配置对生产率的贡献效应仍有较大的空间, 说明继续完善市场机制, 纠正资源配置扭曲任务的艰巨性和长期性。

关键词: 全要素生产率 再配置效应 数据包络分析 随机前沿生产函数

一、引言和文献综述

自 Syrquin (1986) 等学者强调生产要素再配置对 TFP 和 GDP 增长具有重要贡献以来, 一些学者从理论和实证两个方面开始研究结构变动与生产率增长之间的关系。Dowrick 和 Gemmel (1991) 认为, 劳动力从农业部门向工业部门和服务部门的再配置对经济增长具有重要意义, 他们的研究结果显示, 在 1960—1973 年, 劳动再配置效应能解释中等收入国家和高收入国家之间人均收入差异的四分之一。Poirson (2000) 构建了一个二元经济模型, 阐述了影响发展中国家部门结构变化和经济二元化的因素, 研究了发展中国家受益于部门间要素转移的程度, 认为劳动再配置效应在投资率较高的国家比投资率低的国家表现更显著, 以及经济二元程度越高, 劳动再配置效应也越大。

一些早期关注中国生产率增长的文献也将研究重点投向劳动要素的流动和再配置对增长的贡献。例如, Woo (1998) 的研究表明, 1979—1993 年中国官方公布的经济增长率达 9.3%, 其中劳动要素在部门之间的再配置效应贡献了 1.1 个百分点, 仅次于劳动投入对经济增长贡献的 1.3 个百分点。Ozyurt (2007) 研究了 1952—2005 年期间中国工业生产率的表现, 并基于 Cobb-Douglas 生产函数对 TFP 增长率进行了分解, 认为研究期间 TFP 增长率对经济增长贡献显著, 快速进行的工业化吸收了大量劳动力, 极大地促进了生产率的增长。Maddison (1998)、Wu (2004) 等许多学者从不同研究视角肯定了劳动要素再配置对中国生产率增长的积极贡献。虽然不乏关于中国改革后 TFP 增长的测算和估计的研究成果 (如 Chow (2002)、郑京海等 (2008) 的研究)。但是, 围绕在改革的后期, 要素结

^{*} 姚战琪, 中国社会科学院财政与贸易经济研究所, 邮政编码: 100836, 电子信箱: yzhanqi@yahoo.com。感谢夏杰长研究员、朱恒鹏研究员和李勇坚博士给予作者的热情无私的帮助, 感谢匿名审稿人的宝贵建议。文责自负。

构变化和要素在部门间的再配置能在多大程度上促进生产率和经济持续增长方面的研究相当缺乏,很少有研究深入分析改革后要素再配置与部门生产率增长的长期关系。

在部门间收益率存在显著差异的条件下,要素结构调整和资源再配置是解释经济增长和生产率增长的主要因素之一。但一些研究发现,结构变迁对中国经济增长的推动作用正在减弱,而技术进步对增长的推动作用在逐渐增大(刘伟、张辉,2008)。一些研究部门结构变动与生产率增长的研究也认为,中国制造业的生产率增长主要来自于部门内生产率增长,结构变动对生产率增长的作用较弱(李小平、卢现祥,2007)。尽管如此,我们认为,要素结构变动和资源再配置对中国生产率增长的推动作用仍不容忽视,尤其是中国正在经历产业结构调整 and 转变经济增长方式,以及1993年以来在全要素生产率增长速度逐渐趋缓的条件下,继续加大市场化改革步伐,制定政策和措施减少影响要素再配置的限制性因素,释放促进生产率增长的巨大市场潜能以增加要素配置对生产率增长的贡献就显得尤为重要。

本文通过分析经济总体和工业全行业生产率增长的总体趋势,计算生产率增长的要素再配置效应,深入分析影响要素非效率配置的主要因素。与现有文献相比,本文的主要贡献体现为以下两个方面:第一,与大多数研究采用单纯时间序列或跨省区面板数据的分析方法不同,本文基于跨产业部门的面板数据模型计算经济总体和工业部门的全要素生产率,并以此为基础测算中国经济的要素再配置效应,该结果具有可靠性和适用性。过去测算全要素生产率的研究成果主要使用跨省区面板数据分析方法,由于省区数据来源的可靠性的限制和各省区发展差异较大导致理论假定不符合经济实践,而跨产业部门的面板数据分析能够很好地克服这些缺陷,因此本文使用跨产业的面板数据较为合理。第二,运用参数方法的随机前沿生产模型和非参数的数据包络分析(DEA法)等多种方法,分别计算中国工业和经济总体的全要素生产率增长率,从而较为准确地把握中国改革后生产率增长的总体趋势。本文结构如下:第一部分回顾相关研究进展;第二部分构造数据序列;第三部分利用面板模型并使用数据包络分析法和随机前沿生产函数法计算中国经济总体和工业的TFP增长率,并对两种方法的结果进行比较和校正;第四部分利用估算的生产率测算中国要素配置效应;最后为结论和政策含义。

二、数据序列构造

本文使用经济总体6大部门和工业部门的两个面板数据分别进行估计。经济总体包括1990—2007年的六大部门:“农、林、牧、渔业”、“工业”、“建筑业”、“交通运输仓储和邮电通信业”、“批发零售贸易和餐饮业”、“其他服务业”。在1985—1997年,工业采取统计年鉴上经过调整且统计口径一致的34个分行业进行分析;^①在1998—2007年,由于“其他制造业”的数据不连续,工业包括33个分部门。

产出数据指标。六大部门的GDP取自各年《中国统计年鉴》,实际值通过用GDP缩减指数对名义产出缩减得到。^②工业部门增加值来自《中国工业经济统计年鉴》,根据工业品出厂价格指数将工业各部门的名义增加值换算为实际产出。对1992年前缺失工业增加值的问题,按照陈勇、李小平(2006)的做法将1992年前的工业净产出换算为工业增加值。

资本数据指标。在本研究中,资本存量指固定资本,不包括存货。我们使用学术界普遍应用的

^① 为了保持数据口径一致,将食品加工业和食品制造业依然合并为食品制造业(1993年前,统计年鉴按旧分类标准提供的食品制造业实则为新分类标准下的食品加工业和食品制造业的加总)。同时,保留机械工业分类,它包括新分类下的普通机械制造业和专用设备制造业。

^② 本文所有价值指标(产出和资本)不变价均以1990年为基期。

固定资产永续盘存法计算固定资本。在各种方法中, 根据投入产出表的相关数据计算中国资本存量的精确度较高。关于基准资本存量的选择, 我们根据薛俊波等(2007)的方法, 根据各年投入产出表计算的各产业平均折旧率, 结合 1990 年投入产出表(最早年份的投入产出表)中各产业的折旧额, 将计算的 1990 年不变价的资本存量作为基准资本存量, 然后利用资本盘存法的计算公式进行迭代换算, 从而得到 1990—2007 年 6 大经济部门的固定资本存量值。我们借鉴李小平(2007)的做法计算工业不变价的固定资本存量。

劳动数据指标。使用全部从业人员作为经济 6 部门劳动投入的代理变量, 使用 2005 年以后出版的且经过国家统计局调整的就业数据。工业劳动数据来自各年《中国工业经济统计年鉴》和《中国工业能源交通 50 年统计资料汇编 1949—1999》。年鉴提供了 1985—1997 年的年末职工人数和 1998—2007 年的全部从业人员数。根据劳动指标的官方定义, 职工人员的统计口径要小于全部从业人员。另外, 在 1998 年, 国家统计局调整了工业企业的分类标准。在 1998 年以前, 年鉴上的统计对象是独立核算工业企业, 而在 1998 年以后的统计对象是全部国有及规模以上非国有企业。为了减少劳动数据在 1998 年前后指标口径的不一致和 1998 年后工业企业统计对象改变带来的影响, 在分析时我们将工业的研究期限分为 1985—1997 和 1998—2007 年两个时段。

三、生产率增长的测算

(一)数据包络分析法测算全要素生产率增长率

1. 全要素生产率的数据包络分析法

目前, 研究者普遍应用的非参数的数据包络分析法是由 Fare 等(Fare, et al, 1994)构建的基于 DEA 的 Malmquist 指数。从第 t 期到第 $t+1$ 期度量全要素生产率增长的 Malmquist 指数表示为:

$$m_0(y_{t+1}, x_{t+1}, y_t, x_t) = \left[\frac{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^t(x_t, y_t)} \times \frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^{t+1}(x_t, y_t)} \right]^{1/2} \quad (1)$$

(x_{t+1}, y_{t+1}) 和 (x_t, y_t) 分别表示 $t+1$ 时期和 t 时期的投入和产出向量; d_0^t 和 d_0^{t+1} 分别表示以 t 时期技术 $T(t)$ 为参照情况下时期 t 和时期 $t+1$ 的距离函数。Malmquist 生产率指数实际上是第 t 期及第 $t+1$ 期的生产率指数的几何平均数。该指数大于 1 时, 表明从 t 时期到 $t+1$ 时期全要素生产率是增长的。

Malmquist 生产率指数的优点在于不需要相关的价格信息, 因而在要素价格等信息缺失的情况下计算 TFP 尤为重要, 同时适用于多个决策单元的跨时期的样本分析。在生产技术的不变规模报酬假定下, Malmquist 指数可分解为技术效率变化指数(即决策单元的效率值, 表示与有效生产前沿面的距离)和技术进步指数(表示有效生产前沿面的外移), 其分解过程如下:

$$M_0(y_{t+1}, x_{t+1}; y_t, x_t) = \frac{d_0^t(x_t, y_t)}{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})} \times \left[\frac{d_0^{t+1}(x_{t+1}, y_{t+1})}{d_0^t(x_{t+1}, y_{t+1})} \times \frac{d_0^{t+1}(x_t, y_t)}{d_0^t(x_t, y_t)} \right]^{1/2} \quad (2)$$

第一项即为技术效率变化指数, 第二项为技术进步指数(技术变化指数)。

2. 经济总体和工业全要素生产率及其影响因素

图 1 列出了以 1990 年为基期对 6 大部门 1990—2007 年全要素生产率的 Malmquist 指数、技术效率指数和技术变化的换算结果。用 *effch*、*techch*、*tfpch* 分别代表技术效率指数变化、技术进步指数变化和 TFP 指数变化。在 1991—2007 年期间, DEA 法测算的经济总体全要素生产率年均增长率为 4.88%, 技术变化平均增长率为 5.49%, 技术效率平均增长率为 -0.56%。可以看出, 6 大部门技术变化的改善明显优于技术效率的增长, 中国经济总体 6 大部门全要素生产率的增长主要得益于技术变化。在整个研究期间, 6 部门的技术效率总体上呈现出逐步退化的趋势。

在具体部门层面上, 全要素生产率 Malmquist 指数由高到低的排名是: “工业”、“交通运输仓储

和邮电通信业”、“其他服务业”、“批发零售贸易和餐饮业”、“建筑业”、“农、林、牧、渔业”。从各部门全要素生产率的分解因素分析,技术效率最低的行业是“交通运输仓储和邮电通信业”,技术变化排名第一的仍是“交通运输仓储和邮电通信业”。技术变化排名第二至第六的依次是“工业”、“其他服务业”、“批发零售贸易和餐饮业”、“建筑业”和“农业”。可见,除了交通运输仓储和邮电通信业,其他五个部门的生产率增长主要来自于技术变化。交通运输仓储和邮电通信业技术变化指数最高是因为其是国有垄断程度较高的行业,政策壁垒和进入门槛高,然而其技术效率最低,这与该行业较低的经营效率和管理水平是相符的。

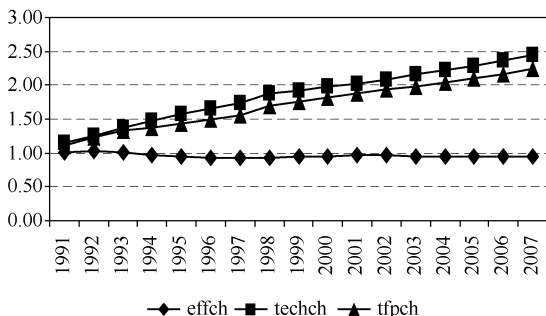


图1 6部门全要素生产率变化、
技术效率和技术变化

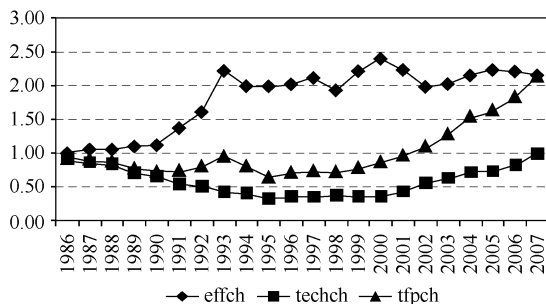


图2 工业全要素生产率变化、
技术效率和技术变化

以1985年为基期,对工业所有部门1985—2007年的全要素生产率、技术变化指数和技术效率指数进行换算,得出累积计算的Malmquist指数及其分解指标(见图2)。1985—2007年期间,DEA法测算的工业全要素生产率年均增长率为5.13%,技术变化平均增长率为0.77%,技术效率平均增长率为4.08%。可以看出,在整个研究期间,工业技术效率的改善显著地优于技术变化的增长。工业全要素生产率的增长明显地集中于两个阶段:1989—1993和1998—2003。在前一阶段,工业全要素生产率的增长主要来自于技术效率,技术效率平均增长率高达16.64%,而在后一个阶段,技术变化对生产率增长的贡献超过技术效率,技术效率平均增长率为-0.28%,技术变化增长率为12%。总体看,从2000年开始,工业技术变化平均增长率开始超过技术效率的增长率,主要原因是这一时期技术效率增长率开始逐年下降。

从工业部门层面分析,技术效率排名前十位的行业分别是黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业、食品制造业、煤炭采选业、皮革行业、木材加工业、仪器仪表、机械行业、交通设备制造和电子行业。这些行业大多数属轻工行业,有一定的进入壁垒,竞争程度高。黑色金属矿采选业、有色金属矿采选业在所有工业分行业中技术效率最高,是因为在本研究中,所有分行业的增加值以全国平均的工业品出厂价格指数进行平减,而矿产品等原材料价格上涨明显快于全国价格平均水平,因此造成这些行业增加值的高估,其技术效率值随之大幅度增加。技术效率平均增长率最低的十个行业是纺织、印刷、黑色金属冶炼、橡胶、烟草、石油和天然气开采、电力、化学纤维、自来水的生产和供应、石油加工和炼焦业。这些行业中的多数行业,例如烟草、化学纤维、橡胶等行业,国有程度高,控制大量的资本和设备,具有较高的政策壁垒,内部管理缺乏效率和激励,导致技术效率最低。

工业技术进步指数排名前十位的行业分别是电力、石油开采、石油加工和炼焦、自来水的生产和供应、化学纤维、烟草、黑色金属冶炼、有色金属冶炼、化学原料和有色金属矿采选业。这些行业几乎全部是属于垄断程度高的国有控制的部门,技术变化是这些部门全要素生产率增长的主要因素。同时,这些行业中的石油开采、电力、石油加工和炼焦、有色金属、化学纤维、黑色金属冶炼也是全要素生产率增长率最高的行业。技术变化最低的部门是金属加工、机械、电气、电子、仪器仪表等。这些行业多数属于竞争程度高的部门,激烈市场竞争使企业没有动机和激励从事技术进步。

本文对工业面板数据的 TFP 增长率的分解结果与陈勇(2006)对 1985—2003 年工业行业面板数据的观察基本一致。

(二)随机前沿生产函数法对 TFP 的估计

我们在 Battese and Coelli(1992)模型基础上, 构建基于经济总体和工业行业面板数据两种投入的 C-D 生产函数的随机前沿模型:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} &= \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 t_i + \beta_4 D_1 + \beta_5 D_2 + (V_{it} - U_{it}) \\ V_{it} &\sim iid(0, \sigma_v^2) \\ U_{it} &= (U_i \exp(-\eta(t-T))) \sim iid(\mu, \sigma_U^2) \end{aligned} \quad (3)$$

其中, K_{it} 、 L_{it} 、 t 、 T 分别为资本、劳动、样本观察年度和基期年度。对工业部门设置两个虚拟变量: D_1 和 D_2 , 在工业部门为高垄断性行业(电力、供水、烟草、石油加工炼焦和核燃料)时, D_1 取值 1, 而在其他情况下都取值 0; 在采掘业情形下, D_2 取 1, 而在其他情况下取 0。对经济总体, 仅设置一个虚拟变量 D_1 , 在经济部门为交通、运输、仓储和邮电通信业时取值 1, 而在其他情形下取 0。

η 和所有的 β 为模型待估计的参数。 $\eta < 0$ 、 $\eta = 0$ 、 $\eta > 0$ 分别表示技术无效率的随机变量 U_{it} 随时间递增、不变、递减, V_{it} 为随机误差项。为了合理估计模型(3), 首先分别对以下假设进行检验: 假设(1): $\beta_3 = 0$, 即模型不存在技术进步(简称模型 3a); 假设(2): $\mu = 0$, 即 U_i 服从半正态分布(简称模型 3b); 假设(3): $\eta = 0$, 即技术无效率不随时间变动(简称模型 3c); 假设(4): $\mu = \eta = 0$, 即 U_i 服从半正态分布且技术无效率不随时间变动(简称模型 3d)。

在估计前沿生产函数的基础上, 借鉴李胜文、李大胜(2008)的方法计算全要素生产率增长率:

$$\frac{TFP}{TFP} = \frac{\partial \ln f(X, t)}{\partial t} - \frac{\partial U}{\partial t} + (RTS - 1) \sum_j \zeta_j \frac{X_j}{X_j} + \sum_j (\zeta_j - s_j) \frac{X_j}{X_j} \quad (4)$$

其中 RTS 是所有要素的产出弹性之和, ζ_j 是第 j 种要素投入的产出弹性与 RTS 之比, s_j 是投入的成本份额。从公式 4 可以看出, 前沿生产函数法将全要素生产率增长率依次分解为技术进步、技术效率增长、规模经济效应增长、资源配置效率增长。

针对 1985—1997 年工业部门细分的 34 个行业、1998—2007 年工业部门 33 个行业以及 1990—2007 年的经济总体, 使用 FRONTIER4.1 最大似然估计法对模型(3)分别进行估计的结果见表 1。运用广义似然比检验统计量对方程的所有假设进行检验, $\lambda = -2[\ln(\hat{L}_R) - \ln(\hat{L}_U)]$, \hat{L}_R 、 \hat{L}_U 分别是受约束条件下和无约束条件下的似然函数值, 在正则条件和零假设的条件下, 统计量 λ 服从自由度等于所施加约束个数的 χ^2 分布。在 5% 的显著水平上, 对模型假设(1)—(4)进行检验的结果见表 2。李胜文、李大胜(2008)等人也曾使用随机前沿生产函数法对中国工业的全要素生产率波动进行分析, 不过他们的研究是基于三要素投入的, 前沿生产函数的设定形式也不同于本文。

对于经济总体, 在不存在技术进步假设条件下, 模型 3a 的 λ 统计值大于卡方分布临界值, 检验结果拒绝了原假设, 表示随时间变化, 经济总体存在着技术进步。在假设(2)情形下, 检验结果拒绝了模型 3b, 表明模型服从 0 点截断型正态分布。接受 $\eta = 0$ 假设的模型检验结果表明, 技术无效率不随时间变化。在 $\mu = \eta = 0$ 的假设条件下, 检验结果进一步拒绝了 μ 与 η 同时为零的可能。

工业部门 1985—1997 年, 模型 3a 的 λ 统计值为 1.04, 小于 5% 置信水平下的卡方分布临界值, 表明模型在研究期间不存在技术进步。在假设 $\mu = 0$ 情形下, λ 统计值为 7.48, 大于卡方分布的临界值, 因此模型服从 0 点截断型的正态分布。在假设(3)下, 检验结果拒绝 $\eta = 0$ 的原假设, 表明技术无效率随时间变化。对模型 3d 的检验结果支持了 μ 与 η 不同时为零的可能。

工业部门在 1998—2007 年, 由于模型 3a 假设条件下的 λ 大于卡方分布临界值, 表明 1998 年后中国工业部门随时间变化存在着显著的技术进步。接受 $\mu = 0$ 的检验结果表明模型不服从 0 点截

断型的正态分布。假设(3)、假设(4)估计的 λ 统计值均大于显著水平为 5% 的卡方分布的临界值 3.84, 因此技术无效率随时间变化, 同时, 拒绝 μ 与 η 同时为零的可能。利用随机前沿生产函数方法估计的结果表明, 1998 年前工业部门不存在技术进步, 而在 1998 年后技术进步速度加快, 与前面数据包络分析的结果吻合(数据包络分析法显示, 1985—1997 年期间, 除 1996 年外, 其他年份的技术进步变化指数均小于 1, 表明期间技术进步恶化情况严重; 但在 1998 年后各年技术进步指数均大于 1, 并且增长较快, 表明技术进步增长较快)。

经济总体和两个时段的工业部门分别选择模型 3c、模型 3a 和模型 3b 作为最终前沿生产函数, 并根据方程 4 分别估计两个面板数据的细分行业生产率和总量全要素生产率。

随机前沿生产函数法对全要素生产率进行分解的结果显示, 除了模型 3a 显示工业部门 1985—1997 年没有技术进步以外, 在其他年份, 技术进步是全要素生产率增长的主要贡献因素, 而技术效率的贡献微乎其微。我们以 1998 年后的工业部门为例, 技术进步增长率为年均 12.04%, 前沿生产函数法计算的年均技术效率指数均小于 1, 表明样本点存在着技术无效率。期间工业技术效率增长率每年均为负数(-1.32%), 并且呈现逐年下降趋势, 即工业部门实际生产点距离生产函数前沿面越来越远。工业技术效率下降与这段时期生产资料价格的频繁波动和产品质量提高有关。我们的分析结果与顾乃华(2006)对 1992—2002 年工业技术进步和技术效率的描述相似, 他认为, 该期间中国工业技术进步年均增速 10.7%, 而技术效率以每年 1.2% 的速度下降。工业在两个时段(1985—1997 和 1998—2007)技术进步速度反差较大, 主要原因是: 第一, 在后一阶段, 工业的对外开放程度迅速提高, 工业品进出口贸易占我国贸易总额接近 90%, 工业领域外商投资占全国实际利用外资总额的近 60%, 极大地推动工业部门利用后发优势, 缩短同国外的技术差距。第二, 20 世纪 90 年代中后期以来, 工业研发投入大幅度增加, 工业部门 R&D 经费支出占比远远高于其他行业, 研发投入的迅速增长促进了工业技术进步速度的加快。第三, 工业部门快速进行的资本深化加快了技术进步速度。1998 后工业技术进步速度加快, 远远快于经济总体(模型显示, 经济总体技术进步年均增长 4.5%), 这表明工业成为带动我国经济技术进步的主要部门。

索洛残差法对全要素生产率的计算和解释直观明了, 具有较清晰的经济意义。但也具有一定的缺陷, 除了它设定的新古典假设即完全竞争、规模收益不变和希克斯中性技术很难满足外, 也忽略了不同资本新旧程度资本设备的生产效率的差异对资本计算的影响和忽视技术效率对生产率变化的影响^①。Lu(2002)使用索洛余值法测算了 1985—2000 年的工业行业和整体经济的全要素生产率, 但其缺陷除了以上所述索洛余值法的假设与现实差距较大以外, 该研究使用固定资产净值代替资本存量的简单做法也使估算的生产函数的精度大大降低。与 Lu(2002)的研究一样, 本文也计算了工业和经济总体的 TFP, 但由于我们使用多种方法测算生产率增长率, 避免了单一方法带来的偏误, 同时通过对各种方法的鉴别和对比, 可得到计算要素再配置效应的 TFP 的较理想替代指标。数据包络分析方法的优点是无须估计生产函数, 避免了因错误的函数形式带来的许多问题, 但它的缺点是需要大量的个体数据, 并且对算法要求很高, 对生产过程没有任何描述。郭庆旺、贾俊雪(2005)使用中国 1979—2004 年的数据计算了索洛残差法、隐性变量法和潜在产出法的全要素生产率的增长率趋势, 发现三种方法计算的生产率趋势基本一致, 但他们没有按照数据包络法计算 TFP 增长率。随机前沿生产函数法估计全要素生产率的最大优点在于通过估计生产函数对个体的生产过程进行描述, 从而对技术效率的估计得到了控制, 但也具有对观察值的误差比较敏感的缺点。本文的目的不在于比较各种计算生产率方法的优劣, 而在于以 DEA 法和前沿生产函数法为代表把握中国改革后生产率增长的总体趋势, 以及为计算要素配置效应提供可信度高的全要素生产率增长

① 由于篇幅所限, 本文省略了索洛余值法的 TFP 估算结果, 若有读者需要, 可向作者索取。

率的替代指标。

表 1 前沿生产函数法的模型回归结果

变量	系数	经济总体 (1990—2007 年)		工业行业 (1985—1997 年)		工业行业 (1998—2007 年)		
		模型 3	模型 3c	模型 3	模型 3a	模型 3	模型 3a	模型 3b
截矩	β_0	4. 4362 (10. 9113)	4. 1195 (11. 8356)	0. 9587 (3. 0234)	0. 8631 (3. 1731)	0. 155 (0. 5914)	2. 0334 (5. 7244)	0. 1825 (0. 7125)
$\ln L$	β_1	0. 115 (3. 8469)	0. 1129 (4. 4903)	0. 2312 (3. 4209)	0. 2336 (3. 7614)	— 0. 0062 (— 0. 1195)	0. 341 (5. 013)	— 0. 0047 (— 0. 0928)
$\ln K$	β_2	0. 5202 (37. 0914)	0. 5116 (36. 3168)	0. 5294 (10. 3013)	0. 544 (19. 3136)	0. 8944 (17. 4531)	0. 6907 (13. 7332)	0. 8901 (17. 8548)
t	β_3	0. 03374 (14. 3201)	0. 0446 (15. 3158)	0. 0015 (0. 2312)		0. 1200 (24. 9668)		0. 1204 (24. 4005)
D_1	β_4	— 1. 6086 (— 21. 8035)	— 1. 5590 (— 20. 0413)	0. 2799 (2. 1807)	0. 2967 (2. 9113)	0. 6631 (1. 855)	— 0. 5532 (— 3. 1019)	0. 6095 (2. 1533)
D_2	β_5			0. 1874 (1. 5458)	0. 1875 (1. 9519)	— 0. 5311 (— 4. 0508)	0. 935 (7. 0224)	— 0. 5308 (— 4. 4159)
σ^2		0. 0539 (2. 4056)	0. 1365 (1. 4179)	0. 7975 (7. 1645)	0. 779 (6. 5953)	1. 5359 (0. 9188)	0. 5769 (17. 3838)	1. 0706 (3. 4284)
γ		0. 9314 (43. 1739)	0. 9717 (46. 5084)	0. 9631 (254. 6085)	0. 9639 (176. 9341)	0. 9863 (65. 0261)	0. 9563 (173. 0088)	0. 9803 (157. 1243)
μ		0. 4482 (2. 1457)	0. 4579 (2. 9069)	— 1. 7529 (— 4. 2957)	— 1. 7331 (— 3. 1009)	— 0. 5613 (— 0. 2893)	1. 4855 (9. 4302)	
η		0. 0642 (11. 885)		0. 0213 (4. 4859)	0. 0221 (5. 7926)	— 0. 0265 (— 5. 198)	0. 0501 (17. 3519)	— 0. 0266 (— 5. 1057)
似然函数对数值		128. 8445	127. 75	65. 8901	66. 1715	91. 733	51. 5852	91. 6555

注: 括号内为 t 统计值。

表 2 前沿生产函数检验结果

	经济总体				工业部门 (1985—1997 年)				工业部门 (1998—2007 年)			
	模型 3a	模型 3b	模型 3c	模型 3d	模型 3a	模型 3b	模型 3c	模型 3d	模型 3a	模型 3b	模型 3c	模型 3d
Log 对数值	59. 02	110. 37	127. 75	80. 37	66. 17	62. 08	49. 44	47. 96	51. 59	91. 66	51. 98	51. 98
λ	139. 64	36. 94	2. 18	96. 94	0. 56	8. 18	33. 46	36. 42	80. 28	0. 14	79. 50	79. 50
约束个数	1. 00	1. 00	1. 00	2. 00	1. 00	1. 00	1. 00	2. 00	1. 00	1. 00	1. 00	2. 00
卡方分布临界值 (置信度 5%)	3. 84	3. 84	3. 84	5. 99	3. 84	3. 84	3. 84	5. 99	3. 84	3. 84	3. 84	5. 99
统计判断	拒绝	拒绝	接受	拒绝	接受	拒绝	拒绝	拒绝	拒绝	接受	拒绝	拒绝

图 3 和图 4 是利用 DEA 和前沿生产函数方法分别计算经济总体 6 部门和工业部门全要素生产率的数据结果。从本文利用的两种方法计算的全要素生产率的结果对比看,^① 在工业, 由于个体数据多和时间跨度长, 两种方法 TFP 增长趋势和结果非常接近。总体上, 6 部门使用两种方法得出的全要素生产率增长趋势基本一致, 但由于 6 部门数据少的原因, 导致 DEA 法估算的 TFP 增长率波动程度相比前沿生产函数法大, 差异也较大。考虑到 DEA 法在经济 6 部门测算结果误差较大, 而前沿生产函数法比传统的生产函数法更加接近生产和经济的实际情况, 所以从总体看, 在本文可获得的数据范围内, 用前沿生产函数法计算的 TFP 增长率作为经济总体和工业行业全要素生产率的基本测算指标是合理的。

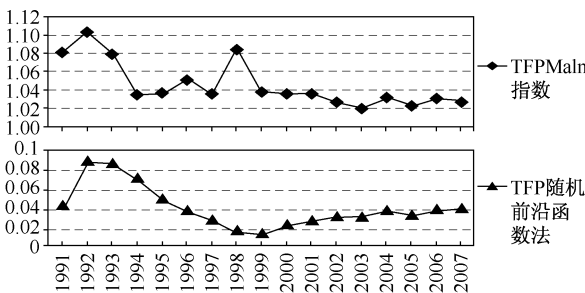


图 3 经济总体的总量全要素生产率增长率

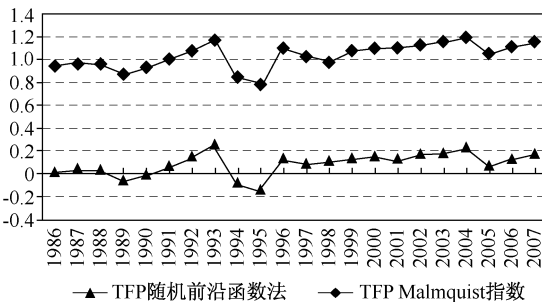


图 4 工业行业全要素生产率增长率

四、生产率增长的要素再配置效应估算

(一)要素再配置效应的计算方法

劳动要素的再配置效应是以产出份额为权重的各部门在总劳动中的份额变化的加权和, 它衡量的是劳动要素在不同生产率的部门之间的再配置对总量劳动生产率的贡献。

$$A(y) = G_L - \sum_i \rho_i G_{L_i} \quad (5)$$

其中, ρ_i 为部门 i 在总产出中的份额, G_L 为总量劳动生产率的增长率, G_{L_i} 为部门 i 的劳动生产率的增长率。

通过同样的方法, 我们提出资本生产率的再配置效应 ($A(k)$) 来测算资本要素在不同资本生产率的部门之间流动对总量资本生产率的贡献:

$$A(k) = G_K - \sum_i \rho_i G_{K_i} \quad (6)$$

其中, G_K 为总量资本生产率, G_{K_i} 表示不同部门的资本生产率。

根据总配置效应的定义, 劳动生产率的再配置效应仅考虑了劳动要素流动对总量劳动生产率的贡献, 忽视了资本和其他中间投入要素对总量生产率的影响。要素总配置效应 (TRE) 可以表述为:

$$TRE = \lambda - \sum_i \rho_i \lambda_i \quad (7)$$

其中, λ 为总量 TFP 增长率, λ_i 是部门 i 的 TFP 增长率, TRE 通过从总量 TFP 增长率中扣除每个部门生产率的加权和得到。如果要素投入 (包括资本和劳动等) 配置到高生产率的部门或者当要素再配置减少了经济以及要素分配的不均衡, 要素总配置效应就为正数。反之, 要素总配置效应为负数

^① DEA 法的全要素生产率 Malmquist 指数和索洛余值法的全要素生产率增长率的基本思路和计算过程不一样, 数值结果不能直接对比, 前者数值若大于 1, 表明相对上一期生产率增长; 后者若大于 0, 表明生产率的增长。

(Syrquin, 1986)。

(二)劳动生产率的总配置效应

经济总体和工业部门总量劳动生产率和总配置效应的结果如表 3 所示。在 1985—2007 年期间, 两个数据集都有较显著的劳动生产率增长率。6 部门总量劳动生产率年均增长率达 8.9%, 工业部门为 9.85%。同时, 经济总体 6 部门总配置效应明显大于工业部门(6 部门总配置效应为 0.3%, 而工业部门劳动生产率的总配置出现负效应-0.01%)。

表 3 劳动生产率的总配置效应、资本生产率的总配置效应和总配置效应(单位: %)

年份	劳动生产率的总配置效应						资本生产率的总配置效应						总配置效应					
	经济总体			工业			经济总体			工业			经济总体			工业		
	G_L	$\sum_i \rho_i G_{L_i}$	$A(y)$	G_L	$\sum_i \rho_i G_{L_i}$	$A(y)$	G_K	$\sum_i \rho_i G_{K_i}$	$A(k)$	G_K	$\sum_i \rho_i G_{K_i}$	$A(k)$	λ	$\sum_i \rho_i \lambda_i$	TRE	λ	$\sum_i \rho_i \lambda_i$	TRE
1986				-1.6	-1.54	-0.06				-5.57	-6.64	1.08				-2.41	-2.89	0.47
1987				2.82	2.47	0.35				-2.99	-4.3	1.31				0.79	0.05	0.73
1988				2.21	1.83	0.38				-4.15	-5.07	0.92				-0.36	-0.83	0.47
1989				-5.63	-6.51	0.88				-13.34	-13.64	0.3				-9.44	-9.76	0.32
1990				-0.43	-0.49	0.06				-8.23	-8.33	0.11				-4.45	-4.41	-0.03
1991	5.96	5.93	0.03	6.27	6.1	0.16	1.25	1.85	-0.6	-0.7	-1.54	0.83	4.58	5.03	-0.45	3.09	2.67	0.42
1992	11.48	10.08	1.4	14.53	14.09	0.44	5.41	5.97	-0.56	8.14	8.27	-0.12	9.05	9.23	-0.19	11.55	11.6	-0.05
1993	11.74	9.62	2.12	26.07	25.68	0.39	5.04	5.62	-0.58	17	18.59	-1.59	8.8	8.94	-0.14	21.87	23.12	-1.24
1994	10.23	8.09	2.13	-7.86	-7.51	-0.36	3.08	3.93	-0.85	-16.36	-16.52	0.15	7.33	7.46	-0.13	-11.7	-11.6	-0.09
1995	8.88	7.55	1.33	-5.88	-6.68	0.8	0.70	1.95	-1.26	-25.25	-23.79	-1.46	5.24	5.71	-0.47	-17.1	-16.13	-0.98
1996	8.81	8.64	0.17	15.99	15.75	0.24	-1.06	0.37	-1.43	6.2	6.18	0.02	4.03	4.72	-0.69	10.21	10.28	-0.07
1997	7.59	8.1	-0.51	13.16	12.48	0.68	-2.07	-0.38	-1.7	1.7	2.08	-0.38	3.12	4.06	-0.94	5.96	6.06	-0.1
1998	9.61	14.32	-4.7	16.92	15.7	1.22	-3.67	-1.89	-1.78	3.64	4.14	-0.5	2.06	3.47	-1.41	6.16	6.5	-0.34
1999	7.15	8.34	-1.19	20.69	18.92	1.77	-3.54	-2.15	-1.39	5.58	6.2	-0.62	1.75	2.62	-0.87	6.36	6.94	-0.58
2000	7.33	7.58	-0.25	17.67	19.19	-1.52	-2.58	-1.03	-1.55	9.42	10.2	-0.78	2.54	3.36	-0.83	9.87	10.62	-0.75
2001	7.74	7.22	0.53	14.69	16.71	-2.01	-1.62	-0.32	-1.3	7.66	7.94	-0.28	3.05	3.66	-0.61	8.15	8.43	-0.28
2002	7.53	5.97	1.55	16.29	16.88	-0.59	-1.28	-0.16	-1.12	12.76	13.26	-0.5	3.45	3.83	-0.38	13.29	13.76	-0.47
2003	2.33	6.73	-4.39	16.67	17.07	-0.4	-0.65	-0.12	-0.53	14.09	15.09	-1	3.41	4.21	-0.8	15.03	15.95	-0.93
2004	10.19	8.42	1.78	19.09	19.51	-0.42	-1.32	-1.02	-0.3	19.86	19.41	0.45	4.08	4	0.07	20.46	20.12	0.34
2005	10.58	8.84	1.74	6.69	7.65	-0.96	-2.56	-2.46	-0.1	2.87	3.69	-0.82	3.6	3.46	0.15	4.63	5.38	-0.75
2006	11.54	9.73	1.82	13.51	13.91	-0.4	-2.52	-2.71	0.19	8.22	9.19	-0.98	4.19	3.86	0.33	9.57	10.47	-0.89
2007	12.51	10.61	1.9	14.82	15.61	-0.79	-2.48	-2.93	0.45	13.73	13.89	-0.16	4.28	3.85	0.43	14.67	14.84	-0.17
均值	8.9	8.57	0.32	9.85	9.86	-0.01	-0.58	0.27	-0.85	2.47	2.65	-0.18	4.38	4.79	-0.41	5.28	5.51	-0.23

计算结果表明, 6 部门的总量劳动生产率增长伴随着劳动要素的结构变化, 同时 6 部门劳动要素的结构变化对生产率的贡献大于工业劳动要素结构变化的贡献。在改革开放时期, 大规模的劳动人口为提高自身收益从低生产率的第一产业转移到其他产业(例如重工业、服务业、建筑业和商业等部门)以及劳动力在不同生产率的产业之间的流动, 促进了总量劳动生产率的提高。

工业部门劳动要素配置的扭曲根源在于资本的快速增长和就业增长缓慢甚至负增长。1986—2007 年, 工业的资本存量年均增长率为 8.97%, 就业仅年均增长 0.95%。甚至在 1995—2001 年, 工业行业的就业减少了 2926 万。工业负的劳动生产率的总配置效应表现为其内部各部门的 GDP 份额与就业份额之间的差异较显著。近年来, 多数传统上的劳动密集型工业的资本密集度在显著提

高,其劳动生产率增长较快,但吸纳劳动力的速度在减缓;国有资本控制程度较高的资本密集型工业虽然劳动生产率增长较快,但与其他产业间的生产率差距仍较明显,同时其占全社会的就业份额仍较大,所以导致工业劳动生产率的总配置效应较低。

(三)资本生产率的总配置效应

虽然工业总量资本生产率明显大于 6 部门,但两者的再配置效应均为负数,不过工业再配置效应稍大于经济总体六部门(见表 3)。在 1990—2007 年期间,经济总体和工业部门再配置效应分别为 -0.85% 和 -0.18% 。6 部门资本再配置效应为负,表明资本被配置到边际资本生产率为负的产业,导致资本要素配置的低效率。根本原因是资本在 6 大部门之间配置结构的失衡。在 1990—2007 年,农、林、牧、渔业的资本劳动比从 0.043 增长到 0.113、工业从 0.962 增长到 7.867、建筑业从 0.190 增长到 0.452、交通运输仓储和邮电通信业从 2.544 增长到 13.813、批发零售贸易和餐饮业从 0.334 增长到 0.758、其他服务业从 1.760 增长到 3.221。很明显,农、林、牧、渔业的资本劳动比大大低于其他产业,同时 6 大部门之间的资本劳动比的差距迅速扩大。

工业部门中不但包括制造业,也包括电力、供水等高投资行业,后者占用大量的资本投入,但这些行业无论资本边际产出还是平均资本产出率都极低,考虑到这些行业的投资和资本存量远远大于社会最优水平,因而这部分投资基本上属于动态无效率的。根据数据统计,工业各部门资本份额排名前 10 位的行业分别是电力、黑色金属冶炼、化学原料、机械、非金属矿制品、石油开采、纺织、煤炭、交通设备、食品,占工业资本存量的 70%,仅电力就占 21%。资本生产率的排名是另一番图景,排名前 10 的行业分别是烟草、皮革、服装、电子、文教、电气机械及器材、仪器仪表、家具、金属制品、黑色矿开采。这些行业,除了特殊性质的烟草以外,其他多数行业竞争效率较高,因而具有较高的资本收益率。资本产出率的部门结构与资本份额的部门结构反差强烈,工业部门资本生产率出现负的总配置效应便不足为奇了。

工业部门资本生产率的总配置效应稍高于经济总体,与工业内部资本流动较容易以及中国 FDI 主要集中于工业的外商投资结构有关。工业是外商直接投资最多的部门,在 2007 年,工业行业的外商直接投资实际使用金额达 424.27 亿美元,占中国吸引外商投资总额的 56.75%,这在一定程度上提高了中国资本的配置效率。

(四)要素总配置效应

由于本文使用根据投入产出表计算的固定资本作为生产函数的资本投入指标,不存在其他估计方法可能存在高估资本增长率的问题,因而估算的 1991—2007 年经济总体全要素生产率年均增长率为 4.38%,高于其他文献的计算结果,但与李宾、曾志雄(2009)的研究成果接近,后者计算的同期中国 TFP 增长率为 4.03%。

结果显示,经济总体和工业部门均出现负的总配置效应(见表 3),主要原因是经济总体和工业内部要素配置结构的不合理。以工业部门为例,工业部门不但资本劳动比的标准差的指标值较大,而且在研究期间处于快速攀升趋势。1985 年工业部门的资本劳动比标准差为 2.3218,2007 年为 12.4468,增长了 4.36 倍。同时,经济总体资本劳动比的标准差 1990 年为 0.9974,2007 年为 5.4631,增加了 4.47 倍。这表明我国经济存在严重的要素配置不均衡,改革期间部门间要素配置不均衡状态没有缩小,反而扩大了。工业要素总配置效应出现明显的负值,原因是:第一,工业中的自来水、煤气、电力等自然垄断行业占有全社会较多的资源和要素(占工业和全社会资本存量和投资的较大份额),但普遍缺乏生产效率,在很大程度上降低了要素的总配置效应。第二,在我国,自然垄断行业大多由国有或国有控股企业经营,享受政府诸多优惠政策(税收、信贷、土地等方面的优惠),内部缺乏激励,运营效率普遍低下。同时其产品定价机制不同于竞争性产业,属于规制定价,造成产品和服务的价格普遍低于其真实价值,现有统计体系对这些产业的增加值的核算方法在一定程度上

降低了工业的要素总配置效应。随着这些行业市场化改革的推进和运营效率的提高,资源配置效率会逐步改善。

在 1990—1998 年、1998—2002 年和 2002—2007 年三个时期,6 部门总配置效应的平均值分别为 -0.13% 、 -1.22% 、 0.52% ,前两个阶段总配置效应明显下降,后一阶段有所改善(以下将分析)。可以认为,要素的总配置效应对工业和经济总量的总量生产率的贡献度都较小。工业的要素总配置效应显著小于作者的一项对改革后制造业资源配置效应的估计结果;同时,使用投入产出表计算的资本存量后,经济总体的总配置效应也大大小于对资本存量进行简单处理情形下的计算结果(Yao, 2009)。另外,我们对中国经济总体和工业总配置效应的估算结果不同于 Lu(2002)的分析结论。Lu(2002)的研究认为,在 1986—2000 年,中国工业全要素生产率的总配置效应为正数,可能与他使用的三要素(资本、劳动和中间投入)的生产函数以及用固定资产净值代替资本存量的做法有关,同时他们使用的数据较早,不能准确反映中国近年来尤其是 2000 年以来的要素配置结构的变化情况。^①

(五)要素非效率配置的因素

中国经济总体的资本生产率的总配置效应为负值,根本原因是资本在各部门之间分配的比例极不合理,总体上看,改革以来资本在各产业的结构变动加重了资本配置的不均衡度。为简化分析,将经济部门归并为三大产业进行解释。第一,从各产业资本边际产出率的对比分析,第一产业与其他产业,尤其是与第二产业的资本边际产出率的差距在扩大。从表 4 可以看出,1990—1998 年期间 三大产业资本边际产出率之比为 $1:0.22:0.13$,在 1998—2002 年期间这一指标值变为 $1:0.19:0.14$,2002—2008 年为 $1:0.21:0.14$,虽然最后一阶段第二产业与第三产业指标值的差距在缩小,但总体上差距扩大的趋势没有改变。如果一个产业资本边际产出率长期大于其他产业,表明这个产业的资本投入严重不足,第一产业资本投入不足的状况严重制约了资本要素配置效应。第二,从劳动生产率看,第二产业和第三产业与第一产业的差距惊人,并且迅速增大。三个时期,第二产业劳动生产率分别是第一产业的 5 倍、7 倍和 9 倍。部门之间劳动生产率的差距是资本配置作用的反映,按照工业化发展的一般规律,在资本配置的作用下,部门之间劳动生产率的差距应是不断缩小的,而中国的部门间劳动生产率差距的扩大说明我国资本配置结构严重失衡,违背了工业化发展的基本规律。我们的研究与郭克莎(1992b)早期的研究事实基本相符,结合最新的经验事实,表明改革后近 30 年中,中国资本配置结构的失衡状况总体上没有改变。

表 4 第二和第三产业资本边际产出率和劳动产出率与第一产业之比

	资本边际产出率之比			劳动生产率之比		
	第一产业	第二产业	第三产业	第一产业	第二产业	第三产业
1990—1998 年	1.00	0.2225	0.12656	1.00	5.55249	4.05524
1998—2002 年	1.00	0.19097	0.13665	1.00	7.76988	4.90502
2002—2007 年	1.00	0.19947	0.15041	1.00	9.41858	5.50294
1990—2007 年	1.00	0.209758	0.136359	1.00	7.23908	4.69475

中国经济的要素总配置效应对全要素生产率的贡献度较低,甚至平均值出现负数,与各部门内部要素配置结构的不合理有关,主要体现为要素配置在三大部门之间的扭曲,即资本与劳动结合的比例的不合理。为了测算三大产业增长因素和要素配置结构变化,我们构造了 C-D 生产函数,利

^① Timmer and Szirmai(2000)计算要素总配置效应的方法与本文的方法在形式上不同,但他们的方法是对要素总配置效应的另外一种表达而已,如果数据来源和中间计算过程足够精确的话,在理论上两种方法得出的结果应相同。本文计算结果不同于过去的研究成果,与本文构造资本存量的算法和计算 TFP 的方法不同有关。

用历史资料, 计算了资本投入、劳动投入和全要素生产率增长率以及资本劳动比的增长率。

从表 5 数据看出, 改革以来尤其是 20 世纪 90 年代以来, 虽然农业和服务业资本投入速度都有较大幅度增长, 在一定程度上是对改革前服务业长期受挤、农业基础设施投资严重滞后的调整和修正, 但总体上第二产业仍是资本存量增长最快的部门, 资本投入速度的差距的拉大不但造成改变服务业和农业长期发展滞后的难度加大, 也造成这两大部门的技术进步和效率提升的速度大大落后于第二产业(根据 DEA 法对经济 6 部门全要素生产率的分解, 农业和服务业的技术进步指数大大低于工业)。经济总体要素配置结构的扭曲除了体现在资本投入速度的差距大以外, 也体现在劳动投入的增长差距上。由于农村城镇化进程的加快, 第一产业就业大量向其他产业转移, 造成第一产业就业出现负增长。与产业结构和经济结构调整不一致的是, 第二产业就业增长非常缓慢, 而第三产业成为劳动投入增长最快的部门。可见, 第一产业成为劳动力向其他产业流出的主要部门, 但第二产业近年来较高的就业结构偏离度表明第二产业并没有合理吸收从其他部门流出的和正在转移的大量劳动力。由于技术进步、生产效率提高而从农业、工业转移出的劳动力, 正在大量流入第三产业, 第三产业已成为吸收劳动力最主要的部门。从资本劳动比增长率的对比分析, 第二产业指标值远超过其他两大产业。1990—2007 年, 第二产业资本与劳动比例的平均增长率为 11.25%, 第一产业为 5.67%, 第三产业为 5.16%。从三个时期的对比情况分析, 前两个时期(1990—1998 年和 1998—2002 年), 第一产业与第二产业资本劳动比的增长速度的差距极大, 分别相差 9 个百分点和 6 个百分点, 这在一定程度上加大了经济的不均衡程度, 这也是造成中国在这两个时期全要素生产率增长率的再配置效应较小的主要原因。在最后一个时期, 农业与第二产业资本劳动比增长率的差距有所缩小, 因此要素总配置效应有一定程度的改善。

表 5 中国三大产业产出增长因素和要素投入增长率

	dLG1	dLG2	dLG3	dLe1	dLe2	dLe3	dLc1	dLc2	dLc3	TFP1	TFP2	TFP3	dLc1/e1	dLc2/e2	dLc3/e3
1990—1998 年	4.03	13.76	9.86	-0.33	0.53	5.63	2.42	11.95	8.05	3.02	7.66	3.05	2.74	11.42	2.42
1998—2002 年	2.84	8.57	9.19	-0.37	-1.71	2.18	5.31	10.15	11.02	0.44	4.50	2.70	5.68	11.86	8.84
2002—2007 年	4.17	11.28	10.31	-0.79	1.72	3.75	8.64	13.36	10.59	0.37	3.89	3.23	9.44	11.64	6.84
1990—2007 年	3.83	11.92	9.92	-0.48	0.83	4.32	5.19	12.08	9.48	1.55	5.61	3.09	5.67	11.25	5.16
1998—2007 年	3.64	10.11	9.79	-0.51	-0.17	2.91	7.26	12.13	10.81	0.36	4.29	3.03	7.78	12.31	7.90

注: dLG1、dLG2、dLG3 分比为按不变价计算的第一产业、第二产业和第三产业产出增长率; dLe1、dLe2、dLe3 分别为第一产业、第二产业和第三产业劳动投入增长率; dLc1、dLc2、dLc3 分别为按不变价计算的第一产业、第二产业和第三产业资本投入增长率; dLc1/e1、dLc2/e2、dLc3/e3 分别为第一产业、第二产业和第三产业的资本劳动比增长率。

从时间趋势看, 从 1990 年以来, 第二产业资本劳动比的增长率在 1998 年达到最高值, 虽然之后处于下降趋势, 这与国内大多数研究的发现一致(陈勇, 2006), 但多数研究没有注意到的是, 在 2002 年后, 第二产业的资本劳动比的增长率又开始直线上升。第二产业资本劳动比高于其他产业符合该行业技术构成特征, 但长期较高的资本劳动比增长速度(甚至第二产业 1998—2002 年期间劳动投入出现负增长), 尽管使第二产业全要素生产率加快增长, 这却是以其他产业全要素生产率增长速度下降为代价, 从而造成部门全要素生产率的增长率加权和大干总量全要素生产率, 因此极大地降低了经济总体的要素总配置效应(郭克莎, 1992a), 甚至一些年份要素总配置出现负效应。

从表 5 还看出, 三大产业资本增长率都快于劳动增长率, 但尤其以第二产业为甚, 第二产业资本劳动比上升幅度过快的负面影响是: 第一, 严重制约了我国就业的增长和就业结构与产业结构的匹配关系, 造成长期以来就业结构调整难以适应产业结构变动。第二, 造成全社会资本劳动比增长率的提高(张曙光、张斌, 2007)。第三, 资源在三大产业之间的分配扭曲, 造成资源分配更多地向第二产业倾斜, 造成资本收入份额相对于劳动收入的份额过快增长。

五、结 论

本文针对中国经济总体在 1990—2007 年和工业在 1985—2007 年的面板数据, 对生产率增长和要素再配置效应进行了比较、分析和评估, 并剖析了要素非效率配置的主要原因。

研究发现, 虽然中国经济在改革后取得了生产率的快速增长, 但全要素生产率增长在 1993 年以来总体处于下滑趋势, 近年来表现仍不容乐观。因此, 调整改革目标以促进生产率的持续增长尤显重要和迫切。Syrquin (1986) 的研究表明, 生产要素再配置效应是生产率增长和经济增长的一个重要来源, 但在中国生产率增长趋势并不乐观的形势下, 要素再配置效应表现差强人意。通过对劳动生产率的分解, 认为劳动要素的结构变化伴随着经济总体 6 部门的劳动生产率的增长。由于资本在经济 6 大部门之间配置结构的失衡, 造成经济总体的资本配置出现明显负效应; 经济各部门内部要素配置的不合理和要素在部门间配置的扭曲造成经济总体的全要素生产率再配置效应为负值。工业部门的生产要素再配置效应较小, 与 Timmer and Szirmai (2000) 的研究结果相似。Timmer and Szirmai (2000) 认为, 发展中国家制造业总量生产率的增长更主要依赖于各行业的内部增长效应, 而不是生产要素在部门间的流动。本文的研究结果显示, 工业部门的劳动生产率再配置效应为负, 工业的劳动要素配置扭曲的根源在于资本的快速增长和就业增长缓慢甚至负增长。同时, 资本在工业内部配置结构与部门资本产出率的不匹配使工业的资本再配置效应较小。由于工业内部要素配置结构的不均衡, 使工业的全要素生产率再配置效应为负。

由于我国正处于工业化进程中, 结构变迁将会长期存在, 并且渐进式改革将逐渐发挥市场在要素配置中的作用。在这样一个转型时期, 要素再配置理应对生产率的贡献发挥更大作用, 而本文研究说明要素配置对生产率增长的贡献作用甚微。这既表明中国要素配置效应未来仍有较大的增长空间, 也表明继续完善市场机制, 纠正资源配置扭曲的任务的艰巨性和长期性。

参考文献

- 陈勇, 2006:《中国工业的技术选择与技术进步: 1985—2003》,《经济研究》第 9 期。
- 陈勇、李小平, 2006:《中国工业行业的面板数据构造及资本深化评估: 1985—2003》,《数量经济技术经济研究》第 10 期。
- 顾乃华, 2006:《我国服务业、工业增长效率对比及其政策内涵》,《财贸经济》第 7 期。
- 郭克莎, 1992a:《三次产业增长因素及其变动特点分析》,《经济研究》第 2 期。
- 郭克莎, 1992b:《我国资源总配置效应分析》,《经济研究》第 9 期。
- 郭庆旺、贾俊雪, 2005:《中国全要素生产率的估算: 1979—2004》,《经济研究》第 6 期。
- 胡永泰, 1998:《中国全要素生产率: 来自农业部门劳动力再配置的首要作用》,《经济研究》第 3 期。
- 李宾、曾志雄, 2009: 中国全要素生产率变动的再测算: 1978—2007 年》,《数量经济技术经济研究》第 3 期。
- 李胜文、李大胜, 2008:《中国工业全要素生产率的波动: 1986—2005》,《数量经济技术经济研究》第 5 期。
- 李小平、卢现祥, 2007:《中国制造业的结构变动和生产率增长》,《世界经济》第 5 期。
- 刘伟、张辉, 2008:《中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步》,《经济研究》第 11 期。
- 薛俊波, 2007:《中国 17 部门资本存量的核算研究》,《统计研究》第 7 期。
- 张曙光、张斌, 2007:《外汇储备持续积累的经济后果》,《经济研究》第 4 期。
- 郑京海、胡鞍钢、Ame Bigsten, 2008:《中国的经济增长能否持续》,《经济学(季刊)》第 3 期。

- Battese G. E., and Coelli, T. J., 1992, "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, 3: 153—169.
- Chow, G. C., and Li., K. 2002, "China's Economic Growth: 1952—2010", *Economic Development and Cultural Change*, 51: 247—56.
- Dowrick, S., and Gemmell N., 1991, "Industrialization, Catching-up, and Economic Growth: A Comparative Study across the World's Capitalist Economies", *Economic Journal*, 101: 263—275.
- Fare, R., Grosskopf, M., Norris, and Zhang Z., 1994 "Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Changes in Industrialized Countries", *American Economic Review*, 84.
- Lu, D., 2002 "Sectoral Factor Reallocation and Productivity Growth: Recent Trends in the Chinese Economy", *Journal of Economics Development*, 27, 95—111.
- Maddison, A., 1998, *Chinese Economic Performances in the Long Run*. Paris: Development Centre of the OECD.
- Ozyurt, S., 2007, "Total Factor Productivity Growth in Chinese Industry: 1952—2000", University of Montpellier Working Papers, <http://www.lameta.univ-montp1.fr/Fr/Productions/Documents/DR2007-13.pdf>.
- Poison, H., 2000, "Factor Reallocation and Growth in Developing Countries", IMF Working paper: WP/00/94.
- Syrquin, M., 1986 "Productivity Growth and Factor Reallocation", in *Industrialization and Growth*, ed. by H. B. Chenery, Oxford: Oxford University Press.
- Timmer M. P., and Szirmai, A., 2000, "Productivity Growth in Asian Manufacturing: The Structural Bonus Hypothesis Examined", *Structural Change and Economic Dynamics*, 11: 371—392.
- Wu, Y., 2004, *China's Economic Growth: A Miracle with Chinese Characteristics*. London and New York: Routledge Curzon.
- Yao, Z., 2009, "Factor Reallocation Effect in the Process of China's Economic Growth: 1985—2007", *Chinese Economy*, forthcoming.

Productivity Growth and Factor Reallocation: China's Empirical Study

Yao Zhanqi

(Institute of Finance and Trade Economics, CASS)

Abstract This paper analyzes the TFP growth and factor reallocation effects for the case of 6 macroeconomic sectors and 14 manufacturing during the period 1985—2007, and demonstrates the basic statements based on the understanding of theoretical correlation between factor reallocation and TFP growth. The main conclusions and findings are listed as follows: (a) The results of TFP growth are similar, measured with either Solow residuals or data envelopment analysis. (b) The factor reallocation effects are minimal not only for 6 sectors and 14 manufacturing. It turns out that the 6 sectors have considerably larger labor allocation effect than the manufacturing sub-sectors. (c) Manufacturing's aggregate capital productivity and capital reallocation are larger than 6 sectors. Six sectors have negative reallocation figures of total factor productivity since the structure of capital factor between individual sectors is more unbalanced than manufacturing.

Key Words Total Factor Productivity; Total Reallocation Effect; Data Envelopment Analysis; Stochastic Frontier Production Function

JEL Classification F40 F61

(责任编辑: 成言)(校对: 昱莹)