

中国工业全要素生产率与 结构演变：1990~2013年

孙 早 刘李华

(西安交通大学经济与金融学院)

【摘要】 本文测算了1989~2013年工业分行业的增加值、劳动投入、资本存量，利用随机前沿分析(SFA)计算1990~2013年分行业的全要素生产率(TFP)，进而估计工业所有制结构变化对工业TFP增长的效应。本文发现，在考察期内，只有技术进步基本保持了持续增长，配置效率改善在2000年以后明显放缓；工业所有制结构变化显著提高了工业TFP增长率，但对技术进步的作用不显著；将考察期划分为两个阶段后发现，后一阶段所有制结构变化对TFP的促进作用明显小于前一阶段。工业改革的重点在于促使资源合理、自由流动，创造公平的市场环境，为工业TFP增长释放更大的空间。

关键词 所有制 全要素生产率 配置效率 工业改革

中图分类号 F426 **文献标识码** A

DOI:10.13653/j.cnki.jqte.2016.10.004

引 言

在经历了30余年的改革与发展后，中国工业的增长速度与规模都达到了令人瞩目的程度。尽管取得了巨大的成绩，但中国工业增长始终未能摆脱效率低下问题的困扰(伍晓鹰，2013)。工业增长质量的变化最终要体现在全要素生产率(TFP)的变化上，全要素生产率的提高是中国工业得以可持续发展的根本源泉(杨汝岱，2015)。

现有文献关于中国工业全要素生产率(TFP)增长的研究主要围绕四条路径展开：第一类文献主要聚焦于中国工业TFP较高的增长速度。Brandt等(2009)依托中国工业企业数据库运用余值法测算出1998~2006年中国工业TFP年均增速为7.7%。陈诗一(2011)使用中国工业分行业数据通过随机前沿分析(SFA)方法进行测算后，得出1980~2008年中国工业TFP年均增速高达10%~13%。第二类文献的主要结论是中国工业TFP增长保持了适中的速度。曾先锋等(2012)使用了包括人力资本在内的三要素投入超越对数生产函数模型，测算出1985~2007年中国工业36个行业的TFP年均增长率为5.43%。杨汝岱(2015)使用中国工业企业数据库，基于OP、LP方法计算出1998~2009年中国制造业的TFP年均增速约为3.83%。第三类文献则认为中国工业TFP增长速度缓慢甚至近于零增长。伍晓鹰(2013)测算发现，1980~2010年中国工业TFP年均增长率只有0.5%，远不如处在相似阶段的东亚经济体TFP的表现。这三类文献的发现之所以存在较大差异，很大程度上源自所使用的测算方法、资料来源和考察范围的不同。第四类文献主要研究中国工业TFP变化的影响因素。王德文等(2004)强调了产业结构调整的重要性，他们认为轻工业和劳动密集型

产业的较快增长提高了中国工业的总体效率。刘伟和李绍荣(2001)则根据所有制结构变化解释了要素生产率的变动。总体而言,这一类文献都强调了结构变革和配置效率改善在促进TFP增长中的关键作用。

众所周知,中国工业改革经历了三个重要阶段:第一阶段是20世纪80年代以“放权让利”为主要内容的工业(企业)管理体制变革,旨在解决管理层的生产经营积极性,基本未涉及产权;第二阶段是20世纪90年代以“建立现代企业制度”为主要内容的工业(企业)所有权改革;第三阶段是21世纪以来以“国有企业战略调整”为主要内容的工业(企业)布局调整和改革。

由1990~2013年中国工业TFP增长与所有制结构的散点图可以发现,两者呈现负相关关系,并且大多数散点分布在95%的置信区间内。初步看来,国有企业比重的下降推动了TFP增长。Song等(2011)的研究结果为我们的看法提供了进一步的证据,他们发现国有企业改革引起的要素重置导致了每年4.2%的TFP增长,同时1998~2005年间工业TFP增长的70%是由要素从非效率企业流向有效率企业引起的。此外,由1990~2013年中国工业TFP增长与所有制结构变动的趋势图可以进一步观察到TFP增长率与所有制结构的变动呈现出相反的趋势^①。国有企业总产值增长率自1993年之后出现明显的下降,工业TFP增速从1997年开始逐渐提升,这些情况均与我国工业改革的阶段性特征恰好吻合。国有企业总产值增长率自2003年开始又有了明显的回升,同时工业TFP增速亦有所放缓,并在之后的数年里随着国有企业总产值增长率的波动而增减。这一时期的变化恰好是国有资产监督管理委员会(国资委)成立和以“国有企业战略调整”为主要内容的改革阶段。

本文的贡献主要体现在以下四个方面:第一,使用中国工业细分行业的面板数据,基于随机前沿分析(SFA)方法详细测算了1990~2013年中国工业全要素生产率(TFP)的变化情况。与已有研究相比,我们将考察期限向后推进了一大步,有助于观察近年来发生的最新变化。本文经过全面细致的数据处理工作,测算得到了我国工业TFP年均增长率约为5.3091%^②。进一步将考察期划分为1990~2002年和2003~2013年两个阶段,相对应的工业TFP年均增长率分别为3.0559%和7.9721%。第二,在详细测算了工业TFP增长率的基础上,进一步将其分解为技术进步(TC)、技术效率变化(TEC)、规模效率变化(SEC)和配置效率变化(AEC)四个部分。第三,在控制了人力资本水平、外资结构和规模结构变化等因素的影响后,本文运用面板数据模型估计了所有制结构变化对工业全要素生产率(TFP)变化、技术进步(TC)、配置效率变化(AEC)等指标的影响。第四,根据中国工业改革的阶段性特征,我们进一步将考察期划分为1990~2002年和2003~2013年两个时间段分别进行回归检验,比较了两个子时期内所有制结构变化对工业TFP变化及配置效率改善等指标影响的差异。可以这么认为,本文所做的工作为新一轮工业改革提供了进一步的经验证据。

一、模 型

早期测算全要素生产率(TFP)的变化一般使用“索洛余值法”(SRA),这种方法假定

^① 由于篇幅所限,散点图和时间趋势图未列出,如需要可向作者索取。

^② 这里的TFP年均增长率是指本文构造的第一套数据的计算结果,也就是主要计量部分使用的数据,本文测算出的第二套TFP年均增长率为6.2067%,即稳健性检验中所使用的数据。两套数据计算结果较为接近。

经济主体技术有效。由于转型国家市场不完善、信息不对称以及制度缺陷等会造成效率损失，中国的工业企业并不处于最佳前沿技术水平上（周晓艳和韩朝华，2009）。前沿技术方法因克服了这一缺点，近年得到了广泛的应用。数据包络分析（DEA）将 TFP 增长分解为技术进步和技术效率两部分，技术效率又包括规模效率和纯技术效率。随机前沿分析（SFA）方法则将 TFP 增长分解为技术进步（TC）、技术效率变化（TEC）、规模效率变化（SEC）和配置效率变化（AEC）四个部分。一般认为，在中国经济转型过程中，要素配置效率改善是生产率增长的重要源泉（姚战琪，2009）。为了分析所有制结构变化对资源配置的影响，准确了解结构改革提高 TFP 增长的潜力，我们使用随机前沿分析方法对工业 TFP 的变化进行测算。

1. 随机前沿生产函数模型及 TFP 增长率分解

参照 Kumbhakar 等（2000）的研究，采用随机前沿分析（SFA）方法测算全要素生产率（TFP）的变化，并进一步分解得到四个效率变化指标。假定随机前沿生产函数的形式为：

$$y_{it} = f(x_{it}, t; \beta) \exp(v_{it} - u_{it}) \quad (1)$$

其中， y_{it} 与 x_{it} 分别表示 i 产业在 t 年的产出水平和投入向量。生产函数的确定性部分，即最优产出前沿为 $f(x_{it}, t, \beta)$ ， β 是生产函数中的待估参数。 v_{it} 与 u_{it} 分别表示一般测量误差或其他不可控的随机因素与技术无效率项，两者相互独立。

假定随机前沿生产函数为超越对数形式，引入要素投入与时间趋势的交叉项 $t \ln x_{it}$ 代表可能发生的非中性技术进步。假定有两种投入：劳动（L）和资本（K），对式（1）取对数得：

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \beta_0 + \beta_L \ln L_{it} + \beta_K \ln K_{it} + \frac{1}{2} \beta_{LL} (\ln L_{it})^2 + \frac{1}{2} \beta_{KK} (\ln K_{it})^2 \\ & + \beta_{LK} \ln L_{it} \ln K_{it} + \beta_1 t + \frac{1}{2} \beta_2 t^2 + \beta_3 t \ln L_{it} + \beta_4 t \ln K_{it} + v_{it} - u_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

表 1 报告了工业分行业随机前沿超越对数生产函数的初步估计结果。其中，模型 1 为本文用来测算主要计量分析部分使用的 TFP 增长率的模型，模型 2 为测算稳健性检验中使用的 TFP 增长率的模型。从表 1 提供的信息来看，两个模型计算的效率时变参数 η 的系数均显著为负，表明在考察期内，工业技术效率随着时间的推移出现了恶化。模型 2 变量的系数基本均在 1% 的水平上显著，同时，资本、劳动以及二者的平方项和交叉项的系数与经济学理论预期相符，模型回归的整体效果非常好。相比而言，模型 1 的效果稍差一些。衡量技术无效率对生产波动解释力的 γ 值模型 2 比模型 1 也更接近于 1。尽管如此，对数似然函数值以及 LR 检验结果表明两个模型都具有很强的解释力。

得到参数估计后，我们进一步计算得到 TFP 变化的四个部分：技术进步（TC）、技术效率变化（TEC）、规模效率变化（SEC）和配置效率变化（AEC）^①。

$$\begin{aligned} T\dot{F}P_{it} = & \frac{\partial \ln(x_{it}, t; \beta)}{\partial t} - \frac{du_{it}}{dt} + (\epsilon_{itL} - s_{itL}) \dot{L}_{it} + (\epsilon_{itK} - s_{itK}) \dot{K}_{it} \\ = & \frac{\partial \ln(x_{it}, t; \beta)}{\partial t} - \frac{du_{it}}{dt} + (RTS_{it} - 1) (\lambda_{itL} \dot{L}_{it} + \lambda_{itK} \dot{K}_{it}) \\ & + (\lambda_{itL} - s_{itL}) \dot{L}_{it} + (\lambda_{itK} - s_{itK}) \dot{K}_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

^① 由于篇幅所限，没有给出具体的推导过程，如有需要可向作者索要，也可参考 Kumbhakar（2000）。

表1 分行业随机前沿超越对数生产函数估计结果

变量	系数	模型 1	模型 2
常数项	β_0	3.02*** (3.40)	3.05*** (4.34)
$\ln L_{it}$	β_L	0.42** (1.30)	0.15 (0.84)
$\ln K_{it}$	β_K	0.10 (0.34)	0.31** (1.80)
$(\ln L_{it})^2$	β_{LL}	-0.09 (-1.06)	0.14*** (3.51)
$(\ln K_{it})^2$	β_{KK}	0.02 (0.47)	0.16*** (4.07)
$\ln L_{it} \times \ln K_{it}$	β_{LK}	0.04 (0.91)	-0.14*** (-3.50)
t	β_1	0.13*** (2.68)	0.10*** (3.67)
t^2	β_2	0.01*** (5.98)	0.01*** (10.55)
$t \ln L_{it}$	β_3	-0.0005 (-0.06)	0.03*** (4.03)
$t \ln K_{it}$	β_4	-0.02*** (-2.46)	-0.04*** (6.19)
σ^2		0.65*** (8.85)	1.34*** (3.17)
γ		0.87*** (108.22)	0.93*** (39.49)
μ		1.51*** (3.55)	1.88*** (5.95)
η		-0.02*** (-5.00)	-0.02*** (-7.23)
对数似然函数值		355.08	342.15
LR 值		1218.48***	1411.40***

注：括号内为 t 统计量；***、** 分别表示在 1% 和 5% 的水平上显著；估计结果由软件 Frontier 4.1 得到。

其中， ϵ 为要素的产出弹性，即 $\epsilon_{iL} = \partial \ln f(x_{it}, t; \beta) / \partial \ln L_{it}$ ， $\epsilon_{iK} = \partial \ln f(x_{it}, t; \beta) / \partial \ln K_{it}$ 。 s 为要素的成本份额，即： $s_{iL} = \omega_{it} L_{it} / (\omega_{it} L_{it} + r_{it} K_{it})$ ， $s_{iK} = r_{it} K_{it} / (\omega_{it} L_{it} + r_{it} K_{it})$ 。RTS 为投入规模弹性，与 1 相比较可以用来测度规模报酬， $RTS_{it} = \epsilon_{iL} + \epsilon_{iK}$ 。 λ 表示要素在生产函数中的相对产出弹性，即 $\lambda_{iL} = \epsilon_{iL} / RTS_{it}$ ， $\lambda_{iK} = \epsilon_{iK} / RTS_{it}$ 。

显然，按照式 (3)，TFP 的变化被分解为四项，代入生产函数式 (2) 可得：

技术进步：

$$TC_{it} = \frac{\partial \ln(x_{it}, t; \beta)}{\partial t} = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 \ln L_{it} + \beta_4 \ln K_{it} \quad (4)$$

技术效率变化：

$$TEC_{it} = \partial \ln TE_{it} / \partial t = \frac{-du_{it}}{dt} \quad (5)$$

规模效率变化：

$$\begin{aligned} SEC_{it} &= (RTS_{it} - 1) (\lambda_{iL} \dot{L}_{it} + \lambda_{iK} \dot{K}_{it}) \\ &= (\beta_L + \beta_{LL} \ln L_{it} + \beta_{LK} \ln K_{it} + \beta_3 t + \beta_K + \beta_{KK} \ln K_{it} + \beta_{LK} \ln L_{it} + \beta_3 t - 1) \\ &\quad \times \left[\frac{\beta_L + \beta_{LL} \ln L_{it} + \beta_{LK} \ln K_{it} + \beta_3 t}{\beta_L + \beta_{LL} \ln L_{it} + \beta_{LK} \ln K_{it} + \beta_3 t + \beta_K + \beta_{KK} \ln K_{it} + \beta_{LK} \ln L_{it} + \beta_3 t} \dot{L}_{it} \right. \\ &\quad \left. + \frac{\beta_K + \beta_{KK} \ln K_{it} + \beta_{LK} \ln L_{it} + \beta_3 t}{\beta_L + \beta_{LL} \ln L_{it} + \beta_{LK} \ln K_{it} + \beta_3 t + \beta_K + \beta_{KK} \ln K_{it} + \beta_{LK} \ln L_{it} + \beta_3 t} \dot{K}_{it} \right] \end{aligned} \quad (6)$$

配置效率变化：

$$\begin{aligned} AEC_{it} &= (\lambda_{iL} - s_{iL}) \dot{L}_{it} + (\lambda_{iK} - s_{iK}) \dot{K}_{it} \\ &= \left(\frac{\beta_L + \beta_{LL} \ln L_{it} + \beta_{LK} \ln K_{it} + \beta_3 t}{\beta_L + \beta_{LL} \ln L_{it} + \beta_{LK} \ln K_{it} + \beta_3 t + \beta_K + \beta_{KK} \ln K_{it} + \beta_{LK} \ln L_{it} + \beta_3 t} - s_{iL} \right) \dot{L}_{it} \\ &\quad + \left(\frac{\beta_K + \beta_{KK} \ln K_{it} + \beta_{LK} \ln L_{it} + \beta_3 t}{\beta_L + \beta_{LL} \ln L_{it} + \beta_{LK} \ln K_{it} + \beta_3 t + \beta_K + \beta_{KK} \ln K_{it} + \beta_{LK} \ln L_{it} + \beta_3 t} - s_{iK} \right) \dot{K}_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

以上四个效率指标中，技术进步（TC）表示要素投入不变的情况下，产出随时间的变化，即由生产活动的技术改进引起的产出增长；技术效率变化（TEC）指在一定的技术条件和要素投入下，实际产出与潜在最大产出之间差距的变化，即技术和要素的应用效率的改变；由于规模经济（或规模不经济）导致的生产率变化由规模效率变化（SEC）度量；配置效率变化（AEC）衡量了由于要素投入比例变化导致的生产率改进。

最后，将参数估计值代入式（4）~式（7）计算出TC、TEC^①、SEC和AEC后相加即得到各行业1990~2013年的工业全要素生产率的变化。

2. 计量模型设定

通过SFA方法计算出1990~2013年分行业工业TFP增长率，并将其分解为四个效率变化指标后，需要进一步研究所有制结构变动对TFP增长、配置效率变化等的影响。

一般认为，外资的引入会对工业企业生产率造成诸多方面的影响。例如，外资企业由于拥有更先进的技术，会对其他企业产生外溢作用，促进技术进步；外资企业经营管理方式的不同可能造成技术效率的差异，同时通过在市场上与其他企业的合作和竞争对他们产生影响。产业集中度的提高一方面会导致大型企业更有效地利用规模经济；另一方面，也有可能降低竞争程度，形成垄断并造成效率损失。因此，我们将外资结构和规模结构变化作为控制变量引入模型中。人力资本作为一种长期可持续的增长动力受到广泛的关注。在已有文献

① 技术效率的值由软件Frontier 4.1直接给出结果。

中,人力资本更多地被看作为提高劳动生产率的重要因素(蔡昉,2013),有时与物质资本、全要素生产率等并列为经济增长的动因(Hsieh和Klenow,2010)。人力资本水平的提高能够促使劳动力更高效地利用资本,同时提高劳动生产率与资本生产率,从而对TFP的变化有积极影响。Ilmakunnas和Miyakoshi(2013)的实证结果提供了相应的证据,他们的回归结果甚至显示高技能劳动力的老龄化对TFP有正向影响。Scherngell等(2014)指出,虽然知识资本很少被视为全要素生产率的影响因素,但在中国生产率提高的过程中却发挥着重要作用,类似的结论得到了相关的跨国经验研究的支持。Park(2012)有关12个亚洲经济体的经验研究发现,人力资本水平对全要素生产率增长的贡献正在逐步提高。我们参考Park(2012)的做法将人力资本水平与科技活动经费支出纳入控制变量中。结合以上分析,建立如下计量回归模型:

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_i + \rho_1 SOC_{it} + \rho_2 SSC_{it} + \rho_3 FSC_{it} + \rho_4 H_{it} + \rho_5 \ln ST_{it} + \xi_{it} \quad (8)$$

其中, i 和 t 分别表示行业和时间, ξ 为随机扰动项。 P 表示被解释变量,包括重点关注的TFP增长、技术进步、技术效率变化、规模效率变化和配置效率变化。 SOC 、 SSC 和 FSC 分别代表了所有制、规模和外资三种结构改革变量。人力资本水平和科技活动经费分别用 H 和 ST 表示。

二、数据处理与变量度量

1. 资料来源

本文使用中国工业分行业的面板数据,由于存在数据缺失、工业行业分类标准、指标统计口径不一致等问题,使延长考察期限存在一定的困难。此外,本文尤其关注工业所有制结构变化的影响,并涉及规模结构和外资结构变量,需要估算不同经济类型的分行业工业总产值、从业人数等数据,对数据的可得性提出了更高的要求,进一步限制了考察的时间跨度。我们希望最大限度地延伸时间跨度,同时尽可能保证数据准确性,基于这两方面的考虑,本文将考察期限设定为1989~2013年^①。考虑到中国工业所有制改革主要发生在20世纪90年代之后,本文对时间跨度的选择并没有损失太多有价值的信息,基本能够反映近20年来工业各行业TFP的变动情况和工业所有制结构改革的作用。本文的数据主要来源于历年《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国城市(镇)生活与价格年鉴》以及各省份统计年鉴。

2. 数据处理原则

陈诗一(2011)构造了中国38个工业两位数行业1980~2008年间投入产出的面板数据库。从我们得到的信息来看,陈诗一(2011)的工作是目前处理工业行业面板数据时间跨度最长且对数据处理最为细致的,因此本文的数据处理基本依照陈诗一(2011)所提出的方法进行。当然,由于个别变量度量的需要,考察期限的延伸等原因,本文对一些数据处理原则进行了变通。

(1) 行业归并与缺失数据的处理原则。《国民经济行业分类标准》(GB/T4754)首次发布实施于1984年,分别在1994年和2002年进行了修订,最近一次修订是在2011年,从

^① 虽然《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》可获得的最早数据为1980年,但1989年之前的数据并不足以构造不同经济类型的分行业数据。同时《中国劳动统计年鉴》《中国科技统计年鉴》提供的数据均远不及1980年。

2012年开始运用最新版本的行业分类标准(GB/T4754-2011)。与2002版相比,最主要的变化是工业行业39个中类变为41个。具体地,增加了“开采辅助活动”和“金属制品、机械和设备修理业”,将原来的“交通运输设备制造业”划分为“汽车制造业”和“铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业”“橡胶制品业”和“塑料制品业”统一为“橡胶和塑料制品业”。考虑到本文研究所使用的数据中只涉及两年2011版的行业划分标准,所以依然按照2002年版的标准对其他年份的行业进行归并处理^①。相应地,需要将2012~2013年“汽车制造业”和“铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业”归并为“交通运输设备制造业”,按照2011年的比例将“橡胶和塑料制品业”拆分到“橡胶制品业”和“塑料制品业”中。

国家统计局2003年开始报告“工艺品及其他制造业”和“废弃资源和废旧材料回收加工业”两个行业的相关数据,此前的统计数据并没有明确的标准能将这两个行业分离出来,故而将它们与“其他采矿业”统一归并为“其他工业”。类似地,将1993~1995年“其他矿采选业”和“其他制造业”归并为“其他工业”。1996~2002年的统计年鉴并未报告这两个行业各指标的具体数据,我们可以通过整个工业减去其他行业相应数据的和得到。2011年之后新增的“开采辅助活动”和“金属制品、机械和设备修理业”与相应年份的“工艺品及其他制造业”“废弃资源和废旧材料回收加工业”和“其他采矿业”同样归并到“其他工业”中。

对于1989~1992年全部工业企业^②数据,需要把“食品制造业”和“饲料工业”加总后按照1993年的比例拆分到“食品加工业”和“食品制造业”中去。类似地,将“机械工业”拆分到“普通机械制造业”和“专用设备制造业”中。1993年之后的“石油加工及炼焦业”和“煤气的生产和供应业”与1992年及以前的“炼焦、煤气及煤制品业”和“石油加工业”相对应,需参照1993年的比例将“炼焦、煤气及煤制品业”进行分解并与“石油加工业”合并。“采盐业”“其他矿采选业”和“工艺美术品制造业”统一归并到“其他工业”中。对于1992年及以前的国有工业企业^③分行业数据,统计年鉴缺失了“服装及其他纤维制品制造”“皮革毛皮及其制品业”“造纸及纸制品业”“印刷业”“文教体育用品制造业”“医药工业”以及其他工业的数据。我们的处理方式是用国有工业合计数值减去非缺失行业各指标数值之和,得到的差额再按照相应指标1993年的比例拆分到各缺失行业中。需要说明的是,与陈诗一(2011)类似,本文也假定统计年鉴中的一些工业行业名称是前后对应的^④。

最后,我们对“木材及竹材采运业”的处理与陈诗一(2011)不同。该行业在2002年版的标准中从“采矿业”大类划分到“农、林、牧、渔业”大类,从此不再属于工业行业的统计范围。为了适应新标准的变化,我们研究工业行业时也不再关注该行业。

本文最终估算了37个工业行业1989~2013年的工业增加值、劳动投入、资本存量、工业总产值等指标,获得共计925个观测点^⑤。

① 相对来讲,2002年版的划分标准能够反映较新的行业分类情况,同时也是考察期内使用时间最长的版本。另外,在使用2002年版的时期内,数据完整性较好,以这一划分标准进行归并可以尽可能地保证数据质量。

② 这里的“全部工业企业”指的是独立核算的工业企业,没有包括非独立核算的工业企业,之所以使用“全部工业企业”的提法,只是为了区别于下文的国有工业企业。

③ 同样地,这里的“国有工业企业”指的是国有独立核算工业企业。值得指出的是,1991年及以前统计年鉴使用“全民所有制独立核算工业企业”的名称,在这里,我们对它与国有企业不加以区别。

④ 例如,假定1992年及以前的“建筑材料及其他非金属矿采选业”与1993年及以后年份的“非金属矿采选业”对应,1992年及以前的“缝纫业”与“服装及其他纤维制品制造”对应,其他具体的行业对应假定可参见陈诗一(2011)。

⑤ 计算全要素生产率的变化会损失一年的信息,因此,实际上在计量模型回归时共计888个观测点。

(2) 工业统计口径调整。工业统计口径在考察期内也有变化。1997年及以前按照隶属关系划分为全部独立核算工业企业和非独立核算的生产单位两部分。1998年将工业统计口径改划分为“规模以上”和“规模以下”两个部分,在考察期内,“规模以上”的标准也有变化。1998~2006年,“规模以上工业企业”指全部国有和年主营业务收入500万元及以上的非国有企业;2007~2010年,该范围改为年主营业务收入500万元及以上的工业企业;2011年至今,“规模以上工业企业”的统计范围则调整为年主营业务收入2000万元及以上的工业企业。本文参考陈诗一(2011)的做法,将各个时期不同统计口径下的数据调整到统一的“全部工业”口径。

在构造全部工业口径的分行业数据时^①,根据独立核算工业企业占全部工业的比重,将各行业1997年以前的数据以统一比例调整到全部工业口径。根据1998年和2004年各行业国有及规模以上非国有总产值占全部工业总产值的比重,通过线性假定计算出1998~2006年各行业的调整比例^②。一方面,由于没有合适的口径调整比例;另一方面2007年以后的规模以上工业企业在全部工业所占的比重很大,能够基本反映工业的整体情况,故而对于2007年及以后年份的调整比例假定为1,换言之,对2007年以后的数据并没有进行实质上的口径调整。

(3) 变量度量方法。我们首先介绍回归模型中变量度量方法。已有文献采用了多种度量所有制结构的方法,李楠(2010)参考Reynal-Querol(2002)、Montalvo和Reynal-Querol(2005a, 2005b)有关民族和宗教分化的研究方法将工业总产值、资产总额、利润总额、主营业务收入、主营业务税收及附加等五项指标经过计算和加权平均构造了所有制分化指数,这是目前最为复杂和全面的度量方法。其他度量指标根据研究内容的不同而各有侧重。张军等(2009)使用国有工业总产值的增长率衡量所有制结构改革。这种从产出的角度对结构调整进行度量的方法具有一些明显的优点,即它具有较强的代表性,而且所使用的数据可得性较高。因此,本文在主要计量分析部分沿用了这一方法。宫旭红和曹云祥(2014)选择了樊纲和王小鲁(2011)在计算市场化指数时用以衡量市场与政府关系的行业国家资本与行业总产值的比值作为对制度的度量,该方法结合了投入和产出两个方面。从投入角度对所有制结构进行度量的方法大致可以分为两类:一类是刘小玄(2004)使用国有企业实收资本占行业资本的比重进行衡量,陈勇和李小平(2007)、张红凤和张肇中(2013)也采用了同样的方法;另一类文献则使用国有(或非国有)从业人员占工业全部从业人员的比重来度量所有制结构(刘伟和李绍荣,2001;吴延兵,2012)。我们在稳健性检验中参考这一方法,使用国有从业人员占比的增长率来衡量所有制结构变化^③。

基于数据可得性以及变量度量方法前后一致性的考虑,规模结构和外资结构变化的度量

^① 陈诗一(2011)同样构造了全部工业口径的分行业数据,我们采用了与他相似的方法,因此对相同的内容将不再做出详细的说明,只给出简略的介绍,如有需要可参考陈诗一(2011)。本研究数据涉及不同经济类型工业企业相关变量的估算,方法需要必要的调整。

^② 值得注意的是,以线性方法构造出的2005年与2006年某些行业的口径调整比例大于1,这是不现实的。我们将大于1的行业的调整比例统一改为1,即认为统计口径内的规模以上企业已经基本覆盖了该行业的绝大部分,可以代表该行业的总体情况。

^③ 实际上,不同经济类型的工业分行业实收资本和从业人员数据均有一定的缺失。统计年鉴中缺少1999年以前的不同所有制及全部工业企业实收资本数据,同时缺少2004年、2012~2013年的相应数据。从业人员数据缺失相对较少,缺失1993~1995年、2012~2013年的相关数据。考虑到数据估算可能会造成的偏差,我们选择使用国有企业从业人员占比增长率进行度量。此外,我们倾向于使用从业人员占比来衡量所有制结构,是因为国有企业能够比较容易获得各类补贴和信贷资源,具有较高的资本深化程度,用资本占比来度量所有制结构有可能会高估国有企业在国民经济中的比重。

与所有制结构改革的度量方法类似，分别使用了两种指标来衡量。在主要计量分析部分参考张军等（2009）的做法使用大中型工业企业、外商及港澳台投资工业企业总产值的增长率来度量两种结构改革变量。在稳健性检验中参考刘伟和李绍荣（2001）的做法，用大中型工业企业、外商及港澳台投资工业企业从业人员占行业从业人员比重度量规模结构和外资结构，并进一步计算该比值的增长率作为结构变化的衡量指标^①。已有文献普遍采用人均受教育年限度量人力资本水平，但我们无法获得工业分行业从业人员受教育年限的完整数据^②。一般情况下，科研人员比普通劳动力的人力资本积累水平高，科研人员占行业全部就业人员的比重能够在一定程度上反映该行业的人力资本水平。夏良科（2010）利用各行业科技活动人员占全部从业人员的比重来衡量人力资本水平。《中国科技统计年鉴》从2009年开始报告工业分行业R&D人员数，在此之前报告的均为科技活动人员数。我们利用这些数据分别估算了1990~2013年的科技活动人员数和R&D人员数^③，将二者占行业全部从业人员的比重量度人力资本水平，分别用于主要计量分析和稳健性检验中。需要说明的是，2009年开始报告的R&D人员数以规模以上企业为统计口径，2007年以前的统计口径则为大中型企业。2004年和2008年同时报告了规模以上企业和大中型企业的相应数据，这为我们口径调整一致提供了可能^④。类似地，统计年鉴自2009年起报告了规模以上工业企业R&D经费内部支出，在此之前报告的则是大中型工业企业科技活动经费支出，2004年和2008年同时报告了两种统计口径的科技活动经费支出。我们据此估算了2009年及以后的大中型工业企业的科技活动经费支出，将统计口径前后统一。

接下来说明随机前沿模型中变量的度量。本文以工业增加值衡量各行业产出（ y ），投入包括资本投入（ K ）和劳动投入（ L ）。统计年鉴中报告了1993~2007年工业分行业的增加值序列，只需将它们按照前文介绍的行业归并原则进行处理即可。2008年之后《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》都不再报告增加值数据，已有文献一般采用的方法是通过总产值、中间投入和应交增值税计算，这种估算方法有一定的误差。我们注意到2009年之后很多省份统计年鉴依然报告工业分行业增加值序列，于是本文采用了一种折中的办法，即对没有公布工业分行业增加值序列的省份增加值进行估算，然后将全国31个省份分行业增加值序列加总，可以在一定程度上减少误差。1992年之前统计年鉴报告的是工业分行业净产值数据，我们采用陈诗一（2011）的方法，用工业净产值加上当年的计提折旧估算1992年及以前的工业增加值。获得了1989~2013年工业增加值数据后根据口径调整方法将工业分行业增加值调整到全部工业口径。最后，根据《中国城市（镇）生活与价格年鉴》提

① 需要说明的是，作为控制变量的规模结构和外资结构度量所使用的数据可得性较所有制结构更差。

② 曾先锋等（2012）基于1982年、1990年的全国人口普查、1995年全国工业普查和2004年全国经济普查4年的工业分行业劳动力平均受教育年限数据，并假定行业人力资本存量与全国平均人力资本存量具有相同的增长率，估算了1985~2007年以平均受教育年限度量的36个行业的人力资本水平。本文的考察期向后推进了6年，如果采用这种估算方法将造成更大的误差。所以我们倾向于采用数据可得性更强的度量方法。

③ 需要指出的是，科技活动人员为2003年开始使用的指标，2002年及以前的统计年鉴中称为技术开发人员。我们使用科技活动人员数与科学家和工程师人数的差值来估算2009年之前的R&D人员数，用2008年各行业R&D人员数与科技活动人员数的比例构造2009年之后的科技活动人员数。类似在下文中，科技活动经费支出是自1997年开始使用的指标，此前使用技术开发经费支出代替。

④ 实际上，我们按照2008年的比例将2009年以后的数据统一调整到了大中型企业口径，这是因为考察期内使用大中型口径的时期较长，下文中使用的科技活动经费支出在统计年鉴中也多以大中型企业口径进行报告，采用大中型企业口径而不是规模以上口径保证了数据的准确性。此外，我们没有将这两个控制变量调整到全部工业口径，主要是因为考虑到不同类型的科研动力有较大的差异，并不存在一个合适的调整比例。

供的工业分行业工业品出厂价格指数^①对增加值数据进行平减，统一调整为以1990年为不变价的增加值序列。

资本投入用资本存量来衡量，采用通行的永续盘存法进行估算。 $K_{it} = (1 - \delta_{it}) K_{it-1} + I_{it}$ ，其中， K_{it} 、 K_{it-1} 分别表示*i*行业在第*t*年和第*t-1*年的资本存量， I_{it} 、 δ_{it} 为*i*行业在第*t*年的可比价的投资额和资本折旧率。参考陈诗一（2011）的做法，1989~1991年的折旧率直接使用统计年鉴中报告的数值，以后年份的折旧率由本年折旧比上年固定资产原值计算而来，未公布本年折旧年份的由当年累计折旧与上年累计折旧的差求得，而累计折旧则可由当年固定资产原值与固定资产净值的差计算得到。投资额序列是各行业当年固定资产原值与上年固定资产原值的差，进而根据工业总产值占比将各行业投资额调整到全部工业口径。由于无法获得工业分行业的固定资产投资价格指数，我们以1990年为100的全部工业的固定资产投资价格指数对各个行业进行统一平减。

我们参考陈诗一（2011）的做法，构造了两套工业分行业劳动投入数据^②。第一套由《中国统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》提供的分行业全部从业人员年平均人数构造，统计口径与上文工业分行业总产值的口径一致。所以需要总产值占比调整为全部工业口径。第二套为《中国统计年鉴》和《中国劳动统计年鉴》提供的工业分行业职工人数，它的统计口径为全部工业，无需进行进一步的口径调整。将两套不同的劳动投入数据与上述增加值和资本存量结合可计算两套生产率指标，分别用于主要计量分析和稳健性检验中。

在使用随机前沿分析方法计算配置效率改善进而计算TFP增长时，需要估计两种投入要素的成本份额。我们参考涂正革和肖耿（2005）、牛泽东等（2012）的做法，用各行业固定资产折旧和利息支出度量资本投入的成本，劳动投入的成本由各行业劳动报酬衡量。

三、回归结果与分析

1. 生产率的增长：结构演变的作用

使用1990~2013年工业行业面板数据对式（8）进行回归^③，估计结果报告在表2中。从表2提供的信息来看，在整个考察期，所有制结构改革对工业全要素生产率（TFP）增长产生了显著的促进作用^④。具体来说，国有企业总产值增长率每降低一个百分点，工业全要素生产率的变化会增加2.5%。同时，所有制结构改革与TFP分解得到的四个效率变化指标呈现出不同程度的正相关关系。所有制结构变动与技术进步（TC）和技术效率变化（TEC）之间的正相关关系不显著，与规模效率变化（SEC）和配置效率变化（AEC）呈现出显著的正相关关系，国有企业总产值增长率每降低一个百分点，会引起规模效率变化和配置效率变化分别提高0.91%和1.19%。这表明，所有制结构改革对全要素生产率的促进作用主要是通过改善要素配置效率实现的。

^① 该年鉴中提供的是以上年为100的分行业工业品出厂价格指数，对此，我们首先构建以1990年为100的价格指数，进而对缺失数据进行处理，2002年以前的农副食品价格业、印刷业和普通设备制造业分别用同期食品制造业、造纸及纸制品业和专业设备制造业的价格指数代替。

^② 本文这部分数据处理方法与陈诗一（2011）基本相同，因此没有给出详细的说明，只提供了简单的介绍，具有资料来源和处理方法可参看陈诗一（2011）。

^③ 经过豪斯曼检验，应使用随机效应面板数据模型，故表2报告的是随机效应模型的估计结果。

^④ 需要说明的是，模型（8）中所有制结构改革变量以国有工业总产值增长率和国有工业从业人员占比的变化率来度量，其值越小说明所有制结构改革力度越大。表2中所有制结构改革参数估计值为负，表明国有工业总产值与TFP的变化负相关，也就是说所有制结构改革与工业TFP正相关。

表 2 工业生产率的影响因素分析 (1990~2013 年)

变 量	TFP	TC	TEC	SEC	AEC
SOC	-0.0250*** (-6.42)	-0.0020 (-1.30)	-0.0007 (-0.97)	-0.0091*** (-2.61)	-0.0119*** (-3.81)
SSC	-0.0263*** (-3.99)	0.0013 (0.50)	0.0004 (0.32)	-0.0409*** (-6.93)	0.0110** (2.08)
FSC	4.82×10^{-5} (1.29)	1.89×10^{-5} (1.27)	2.09×10^{-5} *** (3.21)	1.34×10^{-5} (0.40)	2.99×10^{-6} (0.10)
H	0.0026*** (3.84)	0.0011*** (4.17)	8.13×10^{-5} (0.70)	-0.0007 (-1.32)	0.0022*** (4.16)
lnST	0.0137*** (7.69)	0.0244*** (35.44)	-5.34×10^{-6} (-0.02)	0.0052*** (3.70)	-0.0191*** (-14.13)
常数项	-0.1085*** (-3.12)	-0.1914*** (-23.99)	-0.0004 (-0.01)	-0.0803*** (-5.21)	0.2020*** (13.25)
R ²	0.0338	0.1654	0.0100	0.0695	0.0732
Wald (5)	291.93	2594.37	12.32	90.61	283.02
观测值	888	888	888	888	888

注：括号内的数字为 z 统计量；*、**、*** 分别代表 10%、5%、1% 的显著性水平。

中国作为世界上最大的转型经济体，非国有股份比国有股份对公司生产率具有更大的激励作用（胡一帆等，2006）。天则经济研究所课题组（2011）的报告显示：2009 年中国石油、中国电信、中国移动等 10 家企业占央企实现利润的 70% 以上，这些利润主要依靠垄断势力获得。该报告同时指出，国有及国有控股企业的名义绩效不但低于非国有企业，而且国有企业表现出来的绩效并非真实绩效。国有企业享有政府财政补贴、融资、土地及资源租金等各方面的优惠，如果还原企业真实成本，国有及国有控股工业企业 2001~2009 年平均资产收益率将从 8.16% 变为 -1.47%，远低于非国有企业的 12.9%。给定市场结构的影响，当有着较为健全的治理结构和激励机制的非国有企业在产业中所占比重逐步上升时，产业绩效就会向着积极的方向变化（孙早和王文，2011）。我国工业所有制改革涉及国有企业退出、国有企业民营化和国有企业“股份制改造”等诸多内容，一方面使非国有成分比重上升，另一方面业改善了国有企业的绩效。可以肯定，所有制结构改革在整体上促进了工业 TFP 增长。

表 2 显示所有制结构改革没有显著推动技术进步（TC）。一种可能的解释是：技术创新在很大程度上属于风险投资，需要巨大的资金支持，与国有企业相比，非国有企业的融资能力较差、获取银行贷款也更加困难。一个自然的后果是，尽管非国有企业具有更强的创新能力，但资金瓶颈往往约束了其创新能力，导致非国有企业没有表现出比国有企业更快的技术进步。贺聪和尤瑞章（2008）、戴静和张建华（2013）的经验研究结果印证了我们的判断。在考察期内，工业所有制结构改革经历了不同的阶段，技术进步却始终保持了稳定增长，特别是在进入 21 世纪后成为工业 TFP 增长的主要来源。由表 2 可以看出，人力资本水平的提高和科技投入的增加与技术进步呈现显著的正相关关系。夏良科（2010）用数据包络方法测算了工业全要素生产率（TFP），并分解得到技术进步（TC），与人力资本水平进行回归后得到了同样的结论。除了人力资本这种无形资本积累能够推动技术进步外，物质资本形成特别是新机器的投入应用，也是技术进步的过程。内嵌于设备资本的体现型技术进步是生产率

增长的重要原因，它与非体现型的技术进步共同构成了 TFP 的增长（黄先海等，2008）。换言之，我国较高的资本设备投资增长是技术进步维持稳定增长的另一个动力来源。根据杨汝岱（2015）的测算，1998~2007 年制造业国有企业人均资本存量上升了 625.9%，民营和外资企业人均资本存量分别上升了 293.9% 和 128.8%。这足以说明，我国资本深化的速度较快，而国有企业内化在机器设备中的技术进步又远远高于非国有企业。这是导致所有制结构改革与技术进步之间没有显著正相关关系的一个重要原因。

一般认为，由于激励、监督、约束机制的差异以及投融资方面的不同待遇，非国有企业的技术效率高国有企业（姚洋和章奇，2001）。在考察期内，技术效率变化（TEC）始终为负值，并呈现出波动上升的趋势，表明技术效率恶化逐渐得到了控制。但是表 2 的估计结果并没有显示所有制结构改革与技术效率间有显著正相关关系。这是因为，在实施“抓大放小”“战略性调整”等政策过程中，优质资源更加集中流向了大型国有企业。国资委的统计数据^①显示：截至 2008 年 9 月，中央企业 82.8% 的资产集中在石油石化、电力等八大行业。正如（伍晓鹰，2013）所指出的那样，依赖各种形式的补贴，通过政策鼓励和廉价信贷，支持大型国有企业在所有战略性产业中的发展，得到的是增长率，损失的是效率。如果更多的资源能够自由地流向效率较高的非国有企业，技术效率改善的空间将会得到进一步拓展。从这个角度来讲，所有制结构改革要获得更大的成效，仅仅降低国有成分或国有企业产值的增长率是不够的，还有赖于资源的自由流动，依赖于大型国有企业自身的进一步改革。

所有制结构改革与规模效率显著正相关，表明非国有企业比国有企业更好地利用了规模经济。最后，从表 2 提供的信息我们看到，所有制结构改革显著促进了配置效率的提高，这与已有文献得到的结论是一致的（张军等，2009）。改革初期，整体上工业的资本深化程度较低，主要依靠使用大量廉价劳动力获取有限利润。这一时期，劳动所占投入成本份额过高，降低劳动投入的增长率就会提高要素配置效率。20 世纪 90 年代的国有企业改革和职工下岗分流，大大改善了工业企业配置效率。随着经济增长和资本积累，中国工业各行业的资本密集度不断提高，国有企业因其特殊性使用资本代替劳动的动力和能力更强。配置效率扭曲开始表现为使用了过多的资本，此时，降低国有成分，或者使得资本更多地配置到资本密集度较低的非国有企业中，将会进一步提高资源的配置效率。简言之，回归结果显示 TFP 增长的重要来源是要素配置效率的提高，而要素配置效率改善则有赖于所有制结构的优化。

观察模型控制变量的参数估计结果中，人力资本水平和科技活动投入对工业全要素生产率（TFP）有显著的促进作用，两者均与技术进步有显著的正相关关系，而与技术效率的相关性不显著，基本与预期相符。外资结构的变化对工业 TFP 的影响很小并且不显著，这一发现与国内许多研究结果呈现惊人的一致性（覃毅和张世贤，2011；柴志贤，2013；俞萍萍和廖利兵，2014）。平新乔等（2007）认为，外资企业妨碍了国内企业的自主研发，蒋殿春和张宁（2008）则强调对不同所有制企业的歧视性政策破坏了全社会经济效率并阻碍了外资的技术溢出。总之在考察期内，外资结构变化对工业 TFP 增长的影响是极为有限的，要使外资发挥更加积极的作用，应致力于创造公平的市场环境，并提高对技术溢出的吸收能力。

为了更全面地观察所有制结构变化对工业 TFP 变化的影响，根据我国工业所有制结构改革的阶段性特征，我们进一步将考察期划分为两个时间段。本文使用 1990~2002 年和 2003~2013 年的面板数据对式（8）进行估计，回归结果分别报告在表 3 和表 4 中。

^① 数据间接引用自天然经济研究所课题组：《国有企业的性质、表现与改革》[R]，2011 年。

表 3 工业生产率的影响因素分析 (1990~2002 年)

变 量	TFP	TC	TEC	SEC	AEC
SOC	-0.0279* (-1.76)	-0.0088 (-1.46)	0.0006 (0.33)	0.0018 (0.11)	-0.0244* (-1.80)
SSC	0.0147 (0.75)	-0.0137* (-1.85)	0.0024 (1.18)	-0.0670*** (-3.32)	0.0640*** (3.85)
FSC	-0.0210*** (-4.03)	-0.0042** (-2.15)	-0.0011** (-2.04)	-0.0199*** (-3.88)	0.0093** (2.13)
H	0.0145*** (3.87)	0.0055*** (4.80)	0.0001 (0.26)	0.0093*** (3.89)	-0.0089*** (-3.66)
lnST	0.0102** (2.18)	0.0015 (1.09)	0.0004 (0.72)	-0.0022 (-0.75)	-0.0023 (-0.79)
常数项	-0.0970* (-1.76)	0.0429*** (3.15)	-0.0043 (-0.13)	-0.0116 (-0.41)	0.3582 (1.23)
R ²	0.0077	0.0122	0.0021	0.1854	0.0877
Wald (5)	125.56	151.90	6.10	131.17	101.36
观测值	481	481	481	481	481

注：同表 2。

表 4 工业生产率的影响因素分析 (2003~2013 年)

变 量	TFP	TC	TEC	SEC	AEC
SOC	-0.0200*** (-5.14)	-0.0006 (-0.73)	-0.0002 (-0.61)	-0.0022 (-0.78)	-0.0177*** (-5.84)
SSC	-0.0273*** (-3.41)	-0.0022 (-1.27)	0.0002 (0.29)	-0.0256*** (-4.67)	0.0027 (0.46)
FSC	1.4×10^{-5} (0.40)	1.16×10^{-5} (1.52)	7.91×10^{-6} ** (2.51)	9.65×10^{-6} (0.37)	-9.23×10^{-6} (-0.34)
H	0.0043*** (5.45)	0.0011*** (6.67)	3.88×10^{-5} (0.54)	0.0008 (1.62)	0.0015*** (2.64)
lnST	-0.0038 (-0.82)	0.0169*** (17.50)	-0.0004 (-0.98)	-0.0073*** (-3.38)	-0.0058** (-2.31)
常数项	0.1137* (1.74)	-0.0823*** (-6.46)	0.0051 (0.16)	0.0711*** (2.64)	0.0308 (0.97)
R ²	0.0216	0.0060	0.0007	0.0947	0.0616
Wald (5)	98.38	964.21	7.72	29.02	45.28
观测值	407	407	407	407	407

注：同表 2。

表 3 的回归结果显示，1990~2002 年国有企业总产值增长率每下降一个百分点，工业全要素生产率 (TFP) 提高 2.79%。全要素生产率的提高主要来源于配置效率的改善，国有企业总产值增长率每下降一个百分点，配置效率改善 (AEC) 增长 2.44%。与整个考察

期的回归结果类似,所有制结构变化对技术进步(TC)和技术效率改善(TEC)的促进作用不显著。不同的是,所有制结构改革与规模效率改善(SEC)的正相关关系也不显著。人力资本提高和科技活动投入对全要素生产率具有显著的促进作用。外资结构在1990~2002年对工业TFP有显著的负向影响,分别与技术进步、技术效率改善、规模效率变化呈现负相关关系,但与配置效率改善呈现正相关关系。

表4的回归结果显示,2003~2013年工业所有制结构改革对工业全要素生产率(TFP)变化有显著的促进作用。具体地,国有企业总产值增长率每降低一个百分点,工业TFP增长2%。工业所有制结构改革与TFP的四个分解效率变化指标呈现不同程度的正相关关系,特别是与配置效率改善(AEC)的正相关关系是显著的。国有企业总产值增长率每降低一个百分点,促进配置效率改善1.77%。尽管2003~2013年技术进步(TC)已取代配置效率改善成为工业TFP增长的主要来源,但是技术进步并非得益于所有制结构改革,而仍是依靠人力资本水平的提高和科技活动投入的增加。

进一步地,对比表3和表4的结果,我们发现,2003~2013年工业所有制结构改革对工业TFP的促进作用比1990~2002年明显降低了,主要是由于所有制结构改革对配置效率改善的影响减弱。具体而言,国有企业特别是“国民经济命脉”行业中的大型国企资本深化程度很高,在政策支持下,资本更加集中地流向了这些企业,造成资本收入份额畸高,配置效率改善放缓甚至恶化。近年来,资本过度深化和劳动要素收入份额下降已经引起了广泛的关注。虽然国有企业数目减少,国有比重有所降低,但现存的国有企业吸纳了更多的优质资源,资源配置效率变得更低,导致结构调整的作用大打折扣。这为我们有关中国工业所有制改革的判断提供了一个新的证据,即保证资源的合理自由流动是工业所有制结构改革的关键所在。人力资本水平和科技活动投入对工业TFP的促进始终是显著的,人力资本水平对工业TFP增长的推动在2003~2013年变得更为重要,科技投入对技术进步的作用也在加强。重视人力资本水平提高、鼓励科技活动和创新投入应当是也一直是维持工业内生增长潜力的重要源泉。外资结构变化的影响在两个阶段发生了具有启发意义的转变,在1990~2002年期间,外资企业总产值增长率的增加对工业TFP增长产生了显著的阻碍作用,同时与技术进步、技术效率变化和规模效率变化均呈现负相关关系。这一时期内资企业自主创新能力不足、技术吸收能力较差,难以应对来自外资企业的冲击。但是,随着外资比重提高使得工业所有制结构多元化、要素流动更加自由,外资的引入使得工业企业在改革初期劳动密集度较高的情况下,提高了资本投入份额,从而对配置效率改善具有显著的积极作用。随着内资和外资企业的良性互动、市场环境等各方面的改善,2003~2013年外资结构变量对工业TFP增长的阻碍减弱直至消失,并开始表现出一定程度的积极效应。

2. 稳健性检验

为了检验模型估计结果的稳健性和敏感度,我们采用工业全要素生产率(TFP)及其分解的四个效率变化指标、所有制结构改革、规模结构变化、外资结构变化、人力资本水平等变量的不同度量方法对模型(8)进行估计。其中计算工业TFP增长及其效率变化指标、计算人力资本水平所使用的劳动投入,均由上文所构造的第一套数据替换为第二套数据。分别用国有企业、大中型企业和外商及港澳台投资企业从业人员占行业从业人员比重的增长率替代三种类型企业工业总产值增长率来度量结构变化,用R&D人员数占行业从业人员的比重代替科技活动人员占比度量人力资本水平。

利用1990~2013年的面板数据对式(8)进行回归,结果报告在表5中。表5显示,

1990~2013 年所有制结构改革对工业 TFP 增长有显著的促进作用，对比表 5 和表 2 的结果，可以发现除了涉及规模、结构等控制变量的个别参数估计外，主要解释变量的参数估计值和显著性水平没有太大的变化，表明本文的回归结果是稳健的。

表 5 1990~2013 年工业生产率的影响因素分析（稳健性检验）

变 量	TFP	TC	TEC	SEC	AEC
SOC	-0.0297*** (-3.59)	0.0015 (0.48)	-2.55×10^{-5} (-0.38)	-0.0002 (-0.02)	-0.0277*** (-3.30)
SSC	0.0147 (1.49)	0.0012 (0.32)	-6.82×10^{-5} (-0.85)	0.0301*** (3.04)	0.0039 (0.39)
FSC	0.0024 (1.29)	0.0001 (0.18)	1.77×10^{-6} (0.12)	0.0006 (0.31)	0.0018 (0.96)
H	0.0104*** (4.85)	0.0033*** (3.82)	-8.06×10^{-5} *** (-4.47)	0.0068*** (3.34)	0.0015 (0.77)
lnST	0.0068*** (3.85)	0.0303*** (41.96)	0.0002*** (14.97)	0.0003 (0.18)	-0.0134*** (-8.30)
常数项	-0.0380* (-1.95)	-0.2735*** (-31.57)	-0.0077*** (-29.74)	-0.0800*** (-4.47)	0.1944*** (11.15)
R ²	0.0395	0.1824	0.0106	0.0233	0.1077
Wald (5)	126.89	3590.39	298.09	24.86	131.26
观测值	888	888	888	888	888

注：同表 2。

使用 1990~2002 年和 2003~2013 年两个阶段的面板数据对式 (8) 进行估计，回归结果分别报告在表 6 和表 7 中。

表 6 1990~2002 年工业生产率的影响因素分析（稳健性检验）

变 量	TFP	TC	TEC	SEC	AEC
SOC	-0.0373*** (-3.84)	0.0027 (1.03)	-3.67×10^{-5} (-0.52)	-0.0146 (-1.41)	-0.0277** (-2.41)
SSC	0.0634*** (3.04)	0.0104* (1.82)	-7.81×10^{-5} (-0.51)	0.1169*** (5.30)	-0.0558** (-2.28)
FSC	-0.0205*** (-2.87)	-0.0054*** (-2.63)	-6.57×10^{-5} (-1.20)	-0.0231*** (-3.25)	0.0133* (1.69)
H	-0.0029 (-0.49)	-0.0005 (-0.24)	-3.99×10^{-5} (-0.71)	0.0053 (1.05)	-0.0067 (-1.24)
lnST	0.0059* (1.77)	0.0153*** (12.94)	0.0001*** (4.10)	0.0012 (0.43)	0.0016 (0.52)
常数项	-0.1663 (-0.50)	-0.1152*** (9.29)	-0.0067*** (-17.88)	-0.0922*** (-3.27)	0.0616** (2.00)
R ²	0.0358	0.0374	0.0472	0.0730	0.0402
Wald (5)	31.55	230.43	24.71	37.62	19.87
观测值	481	481	481	481	481

注：同表 2。

表7 2003~2013年工业生产率的影响因素分析(稳健性检验)

变 量	TFP	TC	TEC	SEC	AEC
SOC	0.0380 (1.61)	-0.0009 (-0.13)	-8.25×10^{-5} (-0.38)	0.0481** (2.19)	-0.0262*** (-2.63)
SSC	-0.0055 (-0.56)	-0.0010 (-0.34)	-5.5×10^{-5} (-0.63)	5.54×10^{-5} (0.01)	0.0131*** (3.18)
FSC	0.0044** (2.59)	0.0007 (1.42)	5.04×10^{-6} (0.35)	0.0028* (1.79)	0.0002 (0.31)
H	0.0181*** (8.04)	0.0048*** (6.91)	-2.2×10^{-5} (-1.05)	0.0105*** (5.06)	0.0002 (0.24)
lnST	-0.0135*** (-4.15)	0.0233*** (18.68)	0.0002*** (5.12)	-0.0111*** (-3.85)	-0.0047*** (-3.44)
常数项	0.2202*** (5.49)	-0.1759*** (-10.81)	-0.0074*** (-13.97)	0.0658* (1.86)	0.0643*** (3.79)
R ²	0.1401	0.0065	0.1210	0.0556	0.0300
Wald (5)	81.83	1111.68	44.86	35.22	54.73
观测值	407	407	407	407	407

注：同表2。

由表6和表7提供的信息我们发现，两个时间段内各参数估计值与表3和表4具有较高的一致性。工业所有制结构改革对工业全要素生产率(TFP)有促进作用，但2003~2013年工业所有制结构改革与工业TFP的正相关关系是不显著的。后一阶段所有制结构变化对配置效率改善(AEC)的促进作用与1990~2002年相比也有所下降，国有企业从业人员占比增长率每下降一个百分点，对配置效率改善的影响从2.77%下降到2.62%。

需要说明的是，涉及规模结构变量的参数估计结果稳健性较差。我们认为，一种可能的解释是由于本文在主要分析部分和稳健性检验部分分别使用了产出和投入两种不同角度的度量方式。大中型企业的发展很大程度上体现在产业集中度的提高。一方面，产出增长与各要素投入增长并不一定成正比，而且不同规模的企业的要素密集度也存在差异。一般而言，大型企业的资本密集度更高，所以以产出和投入角度度量的产业集中度会存在差异。另一方面，在稳健性检验中我们只使用了劳动这一种投入对规模结构进行度量，如果发生偏向型技术进步，即使忽略行业中不同规模企业的要素密集度的差异，在以产出角度度量的产业集中度不变的情况下，换作以投入进行度量也会存在差异。从表1生产函数的参数估计中可以看出，这种偏向型技术进步是确实存在的。因此，规模结构变量参数估计结果的变化并不影响本文得到的关于所有制结构变化与工业TFP增长之间的关系结论。相反，我们从参数估计结果的变化中能够得到一个有意义的启示：采用总产值增长率来度量规模结构时，它与工业TFP增长负相关，而以劳动投入度量时这种负相关是不显著的，甚至在1990~2002年是显著正相关的。这表明，大中型企业的资本深化程度较高，适当提高劳动投入能够更有效地利用规模经济。两种度量方式下规模结构变化对配置效率改善大多表现出了积极作用，一种可能的解释是大中型企业具有更加合理的资本—劳动投入比例，即更加合理的资源配置状况。但是，我们更倾向于另一种可能的解释：在工业企业资本—劳动比普遍偏高的情况下，这种要素投入模式更适于大型企业，因此扩大企业规模使得资源配置效率更高。简言之，规

模结构变化与配置效率改善的正相关关系有可能是因为大中型企业促使产业集中度提高，改善要素配置状况引起的，更大程度上是市场集中度的提高适应了当前要素配置状况，从而使配置效率提高。由于稳健性检验中使用 R&D 人员占比度量人力资本水平，与科技活动投入有较强的相关性（相关系数 $r=0.7215$ ），所以在表 6、表 7 中出现个别与预期不相符的参数估计值，可以认为这并不影响本文得到的基本结论。最后，表 6、表 7 参数估计结果显示，1990~2002 年外资结构变化与工业 TFP 呈现负相关关系，2003~2013 年外资结构变化开始表现出积极的影响。也就是说，外资结构两个阶段的估计结果与表 3、表 4 相比没有显著的区别。以上分析充分说明本文的回归结果是稳健的。

四、结束语

本文详细测算了 1989~2013 年中国工业分行业总产值、增加值、资本存量以及劳动投入等变量，使用随机前沿分析（SFA）方法对 1990~2013 年工业全要素生产率（TFP）增长进行了估算，并将 TFP 增长进一步分解为技术进步（TC）、技术效率变化（TEC）、规模效率变化（SEC）和配置效率变化（AEC）四个效率变化指标。在控制了人力资本水平、外资结构、规模结构等因素的影响后，运用 1990~2013 年行业面板数据检验工业所有制结构改革对 TFP 增长及其四个分解指标的影响。进一步地，根据中国工业改革的阶段性特征，我们将考察期划分为 1990~2002 年和 2003~2013 年两个阶段分别进行了回归，从比较的视角探讨了工业所有制结构改革对工业 TFP 的影响。

本文的研究结论如下：第一，1990~2013 年中国工业 TFP 年均增长率为 5.3091%，划分为两个时间段的增长率分别为 3.0559% 和 7.9721%；第二，在考察期内，只有技术进步基本保持了持续增长，进入 21 世纪之后，技术进步逐渐取代配置效率改善成为工业 TFP 增长的主要动力，技术效率改善和规模效率变化有不同程度的波动，2000 年以前配置效率改善是工业 TFP 增长的主要来源，而在 2000 年以后配置效率改善明显放缓；第三，工业所有制结构改革促进了工业 TFP 增长，同时与配置效率改善呈现出显著的正相关关系，而对技术进步和技术效率改善的影响不显著；第四，将考察期划分为两个阶段进行回归后发现，2003~2013 年工业所有制结构对工业 TFP 增长和配置效率改善的促进作用小于 1990~2002 年期间的促进作用；第五，外资结构的变化对工业 TFP 的作用极为有限，人力资本水平和科技投入对促进 TFP 增长十分重要，并且是技术进步的主要动力来源。

中国工业依靠 TFP 的提高实现可持续增长尚有很大空间，而保障 TFP 增长的关键在于进一步推进所有制结构改革，结构改革最重要的作用在于改善了资源配置状况。2003~2013 年结构改革对 TFP 增长的促进作用与 1990~2002 年相比出现明显下降，这表明简单降低国有成分的比重或降低国企产值增长率并不是工业所有制结构改革的全部内涵，更重要的是促进资源在国企和非国企之间合理、自由流动。工业所有制结构改革对技术进步没有表现出显著的促进作用，这是因为在信贷资源向国有企业倾斜的现实条件下，非国有企业难以获得对自主创新至关重要的金融支持，同时国有企业与非国有企业相比具有更高的物化在机器设备中的体现型技术进步。外资结构变化对工业 TFP 的作用也极为有限，这主要源于歧视性政策导致的市场扭曲。因此，为了使所有制结构改革对 TFP 增长以及技术进步表现出更有力的推动作用，必须着力创造和维护公平的市场环境。在新时期，推动工业领域的改革重点在于保障资源的合理流动，需要积极探索混合所有制等新形式，致力于改善资源配置状况，让市场在资源配置过程中起决定性作用。

参 考 文 献

- [1] Brandt L., Van Biesebroeck J., Zhang Y., 2009, *Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing* [R], NBER Working Paper, No. 15152.
- [2] Hsieh C. T., Klenow P. J., 2010, *Development Accounting* [J], *American Economic Journal*, 2 (1), 207~223.
- [3] Ilmakunnas P., Miyakoshi T., 2013, *What Are The Drivers of TFP in The Aging Economy? Aging Labor and ICT Capital* [J], *Journal of Comparative Economics*, 41 (1), 201~211.
- [4] Kumbhakar S. C., Denny M., Fuss M., 2000, *Estimation and Decomposition of Productivity Change When Production Is Not Efficient: A Panel Data Approach* [J], *Econometric Reviews*, 19 (4), 312~320.
- [5] Montalvo J. G., Reynal-Querol M., 2005a, *Ethnic Polarization, Potential Conflict and Civil Wars* [J], *American Economic Reviews*, 95 (3), 796~816.
- [6] Montalvo J. G., Reynal-Querol M., 2005b, *Ethnic Diversity and Economic Development* [J], *Journal of Development Economics*, 76 (2), 293~323.
- [7] Park J., 2012, *Total Factor Productivity Growth for 12 Asian Economies: The Past and The Future* [J], *Japan and the World Economy*, 24 (2), 114~127.
- [8] Reynal-Querol M., 2002, *Ethnicity, Political Systems and Civil Wars* [J], *Journal of Conflict Resolution*, 46 (1), 29~54.
- [9] Scherngell T., Borowiecki M., Hu Y., 2014, *Effects of Knowledge Capital on Total Factor Productivity in China: A Spatial Econometric Perspective* [J], *China Economic Review*, 29 (3), 82~94.
- [10] Song Z., Storesletten K., Zilibotti F., 2011, *Growing Like China* [J], *American Economic Review*, 101 (1), 196~233.
- [11] 蔡昉:《中国未来 20 年的可持续增长引擎:可资借鉴的国际经验与教训》[J],《比较》2013 年第 4 期。
- [12] 柴志贤:《利用外资、环境约束与中国工业全要素生产率的增长——基于 Malmquist 指数与 Malmquist-Luenberger 指数的比较研究》[J],《技术经济》2013 年第 1 期。
- [13] 陈诗一:《中国工业分行业统计数据估算:1980~2008》[J],《经济学(季刊)》2011 年第 3 期。
- [14] 陈勇、李小平:《中国工业行业的技术进步与工业经济转型——对工业行业技术进步的 DEA 法衡量及转型特征分析》[J],《管理世界》2007 年第 6 期。
- [15] 贺聪、尤瑞章:《中国不同所有制工业企业生产效率比较研究》[J],《数量经济技术经济研究》2008 年第 8 期。
- [16] 胡一帆、宋敏、郑红亮:《所有制结构改革对中国企业绩效的影响》[J],《中国社会科学》2006 年第 4 期。
- [17] 黄先海、刘毅群:《设备投资、体现型技术进步与生产率增长:跨国经验分析》[J],《世界经济》2008 年第 4 期。
- [18] 牛泽东、张倩肖、王文:《中国装备制造业全要素生产率增长的分解:1998~2009——基于省际面板数据的研究》[J],《上海经济研究》2012 年第 3 期。
- [19] 覃毅、张世贤:《FDI 对中国工业企业效率影响的路径——基于中国工业分行业的实证研究》[J],《中国工业经济》2011 年第 11 期。
- [20] 孙早、王文:《产业所有制结构变化对产业绩效的影响——来自中国工业的经验证据》[J],《管理世界》2011 年第 8 期。
- [21] 吴延兵:《中国哪种所有制类型企业最具创新性?》[J],《世界经济》2012 年第 6 期。
- [22] 夏良科:《人力资本与 R&D 如何影响全要素生产率——基于中国大中型工业企业的经验证据》[J],《数量经济技术经济研究》2010 年第 4 期。

- [23] 姚洋、章奇：《中国工业企业技术效率分析》[J]，《经济研究》2001 年第 10 期。
- [24] 姚战琪：《生产率增长与要素再配置效应：中国的经验研究》[J]，《经济研究》2009 年第 11 期。
- [25] 杨汝岱：《中国制造业企业全要素生产率研究》[J]，《经济研究》2015 年第 2 期。
- [26] 俞萍萍、廖利兵：《外资并购会提高生产率吗？——基于中国制造业微观数据的检验》[J]，《世界经济研究》2014 年第 9 期。
- [27] 曾先锋、李国平、杨春江：《要素积累还是技术进步？——对中国工业行业增长因素的实证研究》[J]，《科学学研究》2012 年第 2 期。
- [28] 张红凤、张肇中：《所有权结构改革对工业行业全要素生产率的影响——基于放松进入规制的视角》[J]，《经济理论与经济管理》2013 年第 2 期。
- [29] 张军、陈诗一、Gary H. Jefferson：《结构改革与中国工业增长》[J]，《经济研究》2009 年第 7 期。
- [30] 周晓艳、韩朝华：《中国各地区生产效率与全要素生产率增长率分解（1990~2006）》[J]《南开经济研究》2009 年第 5 期。

China's Industrial Total Factor Productivity and Structure Reform : 1990~2013

Sun Zao Liu Lihua

(School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University)

Abstract : This paper measures the added value of industrial, labor input and capital stock of industrial sectors in 1989~2013. Using Stochastic Frontier Analysis (SFA), we calculate the total factor productivity (TFP) of the industrial sectors from 1990 to 2013, and estimates the effect of industrial ownership structure change on industrial TFP growth. We find that in the period of investigation, only the technical change has kept sustained growth, AEC slows down remarkably since 2000. Industrial ownership structure changes significantly and improves the industrial TFP growth rate, but has no significant effects on technological progress. After dividing the period of investigation into two stages, we find that the effect of ownership structure change on promoting TFP is smaller in the latter period than the previous one. The policy implication is that industrial reform should focus on creating a fair market environment so that resources can flow reasonably and freely and it will release more space for industrial TFP growth.

Key Words : Ownership; TFP; Allocative Efficiency; Industrial Reform

JEL Classification : C23; L16

(责任编辑：陈星星)