

结构改革与中国工业增长^{*}

张 军 陈诗一 Gary H. Jefferson

内容提要:1978年以来,中国工业在持续的结构改革中经历了强劲的增长和生产率水平的不断提高。本文估算了工业分行业随机前沿生产函数,发现1992年后,TFP增长超过了要素投入增长,但是TFP对工业增长的贡献在2001年后出现了下降。进一步对TFP增长分解后发现,由工业结构改革引致的行业间要素重置显然对改革开放期间中国工业生产率的提高乃至工业增长起到了实际推动作用,即结构红利是显著存在的,而2001年后要素配置效率的下降也成为同期TFP增长贡献份额下降的主要原因。因素回归分析显示,中国要素市场的改革和工业行业的结构调整主导了要素配置效率变化的总体走势,并造成了不同行业要素配置效率的显著差异。

关键词:结构改革 要素配置效率 结构红利 生产率变化 工业增长

一、引言

Kuznet(1979)曾经指出,“没有各种要素在不同经济部门之间的充分流动,获得人均产出的高增长率是不可能的。”中国是研究要素重置对增长影响的很好范例。1978年改革开放以来,中国经济突飞猛进,GDP年均增长达9.8%且非常稳健,这应该与中国经济转型过程中持续的结构改革和要素重置紧密相关。

结构改革是经济增长重要源泉的假说可以追溯到Lewis(1954)关于二元经济的古典模型,这同时是Maddison(1987)增长核算文献的核心观点。Chenery et al(1986)和Syrquin(1995)在经济增长和发展经济学中使用了结构变化和要素重置效应概念,并指出这种效应是增长表现的关键因素。而Lucas(1993)和Verspagen(1993)分别从供给面和需求面提出的工业发展模型中也强调了结构变化对生产率提高的重要影响。Harberge(1998)形象地将经济增长描述为两种过程:一种称为蘑菇效应,指要素不断地从低生产率行业配置到高生产率行业所导致的发展消长和显著差异;另一种称为酵母过程,意指所有行业受相同的宏观经济基本面因素影响而表现出的共同发展态势。许多研究发现结构改革和要素重置对增长有显著正的影响(Young, 1995; Nelson and Pack, 1999; Berthelemy, 2001; Akkemik, 2005; Calderon et al., 2007);另一些研究则发现这种影响不存在或很小(Timmer and Szirmai, 2000; Caselli, 2005)。其中,Timmer and Szirmai(2000)在解释亚洲四小龙制造业结构调整和改革对生产率增长影响的时候,将这种正向影响称为结构红利假定,这一术语此后被广泛使用。

回到中国案例,新中国成立后,中国选择了优先发展重工业的赶超战略,这造成了刚性的二元经济结构和严重的要素配置扭曲;改革开放后,中国的结构改革卓有成效。如图1所示,第一产业劳动力所占份额从1952年的83.5%降到2006年的42.6%,第三产业就业份额则经历了稳步上升

* 张军、陈诗一,复旦大学中国社会主义市场经济研究中心,邮政编码:200433,电子信箱:junzh.2000@fudan.edu.cn, shiyichen@fudan.edu.cn。Gary H. Jefferson(谢千里),美国布兰迪斯大学(Brandeis University),电子信箱:jefferson@brandeis.edu。作者感谢国家自然科学基金(70873022)、上海市重点学科建设项目(B101)和复旦大学985国家哲学社会科学创新基地“中国经济国际竞争力研究”课题对本研究的资助。同时感谢胡永泰、万广华、姚洋、张曙光和Li Kui-Wai等在“2009上海论坛”以及洪永淼、蔡宗武、方颖、任宇等在厦门大学王亚南经济研究院(WISE)2009年高级经济学讲座上所作的有益点评。文责自负。

的过程,这与转型经济文献中关于结构调整特征的描述相一致。中国工业的劳动力份额从1952年的7.4%一直持续上升到2006年25.2%的峰值,这与工业化国家“驼峰”型工业就业占比的经验不同,说明中国的工业化仍处在初级阶段,还有足够的空间吸纳更多劳动力和继续发展劳动密集型行业。与结构改革相对应,中国工业增加值所占份额在赶超战略下从1952年很低的17.6%上升到1978年很高的44.1%,以后就基本保持在40%左右;而第一产业产出份额持续下降,2006年为11.7%,第三产业产出份额在改革之后急剧增长。许多学者从三次产业的角度研究了结构改革和要素重置对增长和生产率的影响(Fan et al, 2003; Bhaumik and Estrin, 2007; Bosworth and Collins, 2008; Gong and Lin, 2008)。这些研究忽略了工业内部行业间的要素流动,我们认为,在工业内部也存在着要素流动的制约和结构调整的必要性,不同行业的结构调整和要素重置显然可以推动工业部门的生产率提高和工业增长。中国正处在工业化过程之中,工业仍然是中国经济的核心部门,因此,本文集中研究中国工业的结构改革,并评估这种结构调整如何影响中国工业增长。

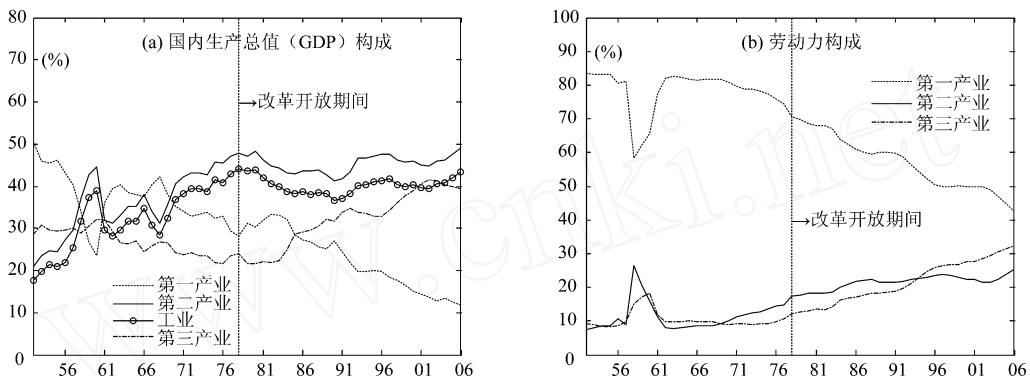


图1 中国三次产业GDP和劳动力构成的变化(1952—2006)

中国工业改革可以粗略地分为三个时期:1978—1992年的试验期、1992—2001年的国企改革期和2001年以来的反思和调整期。图2描述了中国工业改革的主要结构变化。上个世纪80年代以来,以乡镇企业、民营企业和外资企业为代表的非国有工业主要在轻工业部门得到了快速发展,使得中国工业的就业份额从1977年的14.8%上升到1992年的21.7%(图1b),非国有工业总产值比重在改革后增长很快,1993年首次超过了国有工业(图2a)。这体现了中国工业的发展战略已经从赶超战略转向大力发展劳动密集型轻工业。由于80年代以来的国企工业改革仅仅停留在转换经营机制层面,加上大量冗员的存在、拨改贷政策造成的企业高资产负债率、以及政府摊派和社会性功能等系列负担的长期累积等,造成了大批国企财务危机的爆发,致使整个国有工业部门在1996年出现了净亏损(图2b)。于是,中央从1997年开始实行抓大放小、减员增效、以建立现代企业制度为目标的国企改革。图2显示,1998年后国企数量骤减,其占比从1998年的39.2%下降到2001年的27.3%,大部分小型国企实现了民营化,与此同时,国有骨干企业在这三年内建立了股份制,开始摆脱全面净亏损。在国企改革的同时,非国有工业企业迸发出勃勃生机,其总产值和上缴税份额持续上升,利润率也一直高于国有企业(图2)。非国有工业不仅吸纳了大量的国企下岗员工,而且支持了国企抓大放小的股份制改革,使得这一阶段的国企成功改革成为了可能。1994年实行的以分税制为特征的财税体制改革和1993年左右工业产品价格的完全放开和全国统一产品市场的形成也为这一阶段的工业改革创造了条件。

前20年的工业改革成绩是显著的,但代价是资源低效使用和环境的严重污染。要素市场发展依然滞后,无法有效配置重要资源,工业结构改革远未最终完成。特别是2001年以来,以高能耗、高污染为特征的重工业化现象在中国工业发展中再次出现,导致学界的激烈争论。同时,正如其

他国家发展经验所指出的,当转型经济体的人均 GDP 达到 1000 美元左右时(比如中国本世纪的情形),社会矛盾会加重,甚至会很尖锐。新世纪以来,中央对工业乃至经济发展进行了反思和调整。中共十六大首次提出走中国特色新型工业化道路和可持续发展的战略;中共十七大正式提出科学发展观的思想和促进国民经济又好又快发展的要求;在全球金融危机日趋严峻的情况下,2008 年末中央又出台了促调整 and 保增长并举的十大应对措施等等。图 2 显示了这一阶段中国工业的结构变化情况。大中型企业的数量下降,但是其总产值份额却从 2000 年的 57.2% 上升到 2006 年的 65.6%,工业集中度在提高。非国有工业企业的数量和产量也一直在增加,到 2006 年底,民营企业 and 外资企业总产值份额分别达到了 37.2% 和 31.6%,国有工业企业占 31.2%,出现三驾马车的发展格局。另外,国有和非国有工业企业利润率在 2006 年分别达到了 12.3% 和 19.7%,彻底摆脱了 90 年代中期亏损的局面;非国有企业的税收份额也从 2001 年的三分之一增加到 2006 年的将近一半,不久将会超过国有企业。

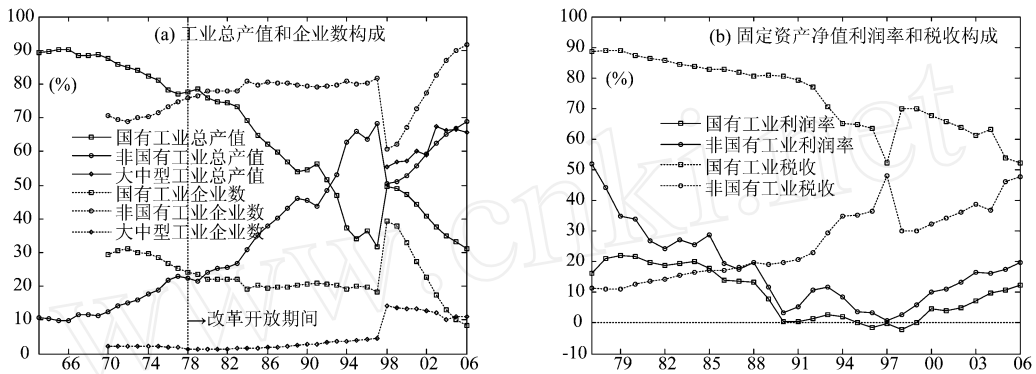


图 2 中国工业结构的演变

注:图中某些变量序列在 1998 年处的跃变是由于统计口径前后不一致所致(1997 年前统计口径为乡及乡以上独立核算工业企业;1998 年后为国有和非国有工业规模以上企业)

与中国工业结构改革相关的文献较多地研究了 20 世纪 90 年代所有制结构改革对工业增长的影响。Li (1997) 是仅有的几篇评估 20 世纪 80 年代中国工业改革绩效的文章,他发现当时的要素配置效率和要素边际生产率都有惊人的增长。虽然学者们承认结构改革和要素重置对工业增长的重要性,但很少有人对这种效应进行定量分析,而这正是本文所尝试要做的。具体而言,本文使用整个改革开放时期 38 个两位数工业行业的投入产出面板数据来量化结构变化和要素重置的增长效应。这不同于使用工业总量数据的分析,总量数据不能揭示各行业的发展变化模式。我们也没有选择使用企业数据,因为目前只能获得 1998 年后规模以上企业的数据库,不足以用来捕捉整个工业改革期间的变化模式。我们采用 Battese and Coelli (1992) 和 Kumbhakar (2000) 提出的随机前沿生产函数方法来估计中国工业分行业全要素生产率 (TFP),并分解出本文所重点关注的要素重置效率项,来捕捉结构改革的增长效应(即结构红利)。这种分解方法不同于传统的直接对劳动生产率进行分解的份额转移(shift-share)法,后者虽然在结构红利研究文献中被广泛使用,比如李小平和卢现祥(2007)等,但是,我们知道,在多投入要素情形下,TFP 是比劳动生产率更可靠的生产率度量方法。

本文结构安排如下:第二节介绍随机前沿超越对数生产函数模型。第三节描述本文使用的两位数工业行业投入产出面板数据。第四节分析所估计的工业分行业 TFP 增长和要素配置效率(结构红利)在不同时期和不同行业间的变化模式。第五节讨论结构红利的影响因素。第六节是结论部分。

二、模 型

分行业随机前沿生产函数设定如下：

$$Y_{it} = f(X_{it}, t) e^{-u_{it}} e^{v_{it}} \quad (1)$$

其中, $i = 1, 2, \dots, 38$ 代表 38 个二位数行业, $t = 1, 2, \dots, 27$ 代表 1980—2006 年, Y_{it} 为工业增加值, 投入要素 X_{it} 包括资本存量和劳动。随机干扰项 u_{it} 以指数形式进入模型, 假定服从白噪声的正态分布。 $f(\cdot)$ 为生产函数。不考虑干扰项, 实际产出 Y_{it} 与生产前沿 $f(\cdot)$ 之比即 $e^{-u_{it}}$ 刻画了工业生产的技术效率 (TE), 在 $u_{it} = 0$ 下, 其取值区间为 $(0, 1]$, 因此通常假定 u_{it} 服从截断 (原点右边) 正态分布。

根据 Kumbhakar (2000) 的方法, 对 (1) 两边取对数, 对时间 t 取一阶导数, 两边同除以 Y_{it} , 得到

$$\frac{\dot{Y}_{it}}{Y_{it}} = \frac{\partial \ln f(X_{it}, t)}{\partial t} + \sum_{j=1}^2 \frac{\partial \ln f(X_{it}, t)}{\partial \ln X_{itj}} \frac{\dot{X}_{itj}}{X_{itj}} + \frac{\partial \ln e^{-u_{it}}}{\partial t} \quad (2)$$

其中, $j = 1, 2$ 对应资本与劳动, $\partial \ln f(X_{it}, t) / \partial \ln X_{itj}$ 为要素 j 的产出弹性, 记为 α_{itj} 。用字母上端的原点代表该变量增长率, 则 $\dot{Y}_{it} = \partial \ln Y_{it} / \partial t$ 和 $\dot{X}_{itj} = \partial \ln X_{itj} / \partial t$ 。定义技术改变为 $TC_{it} = \partial \ln f(x_{it}, t) / \partial t$, 技术效率变化为 $TEC_{it} = \partial \ln TE_{it} / \partial t = - \partial u_{it} / \partial t$, 则 (2) 式可以重写为

$$\dot{Y}_{it} = TC_{it} + \sum_{j=1}^2 \alpha_{itj} \dot{X}_{itj} + TEC_{it} \quad (3)$$

传统的全要素生产率 (TFP) 增长率定义为

$$TFP_{it} = \dot{Y}_{it} - \sum_{j=1}^2 s_{itj} \dot{X}_{itj} \quad (4)$$

其中, $s_{itj} = w_{itj} X_{itj} / \sum_{j=1}^2 w_{itj} X_{itj}$, w_{itj} 表示 t 时刻行业 i 内要素 j 的价格, 因此, s_{itj} 表示 t 时刻要素 j 的实际成本占 i 行业总成本的份额, 我们以此作为构建全要素的权重, 加总为 1。将公式 (3) 带入 (4) 得到

$$TFP_{it} = TC_{it} + TEC_{it} + \left(RTS_{it} - 1 \right) \sum_{j=1}^2 \alpha_{itj} \dot{X}_{itj} + \sum_{j=1}^2 \left(\alpha_{itj} - s_{itj} \right) \dot{X}_{itj} \quad (5)$$

其中, $RTS_{it} = \sum_{j=1}^2 \alpha_{itj}$ 表示行业的规模报酬, 即所有要素产出弹性之和, $\alpha_{itj} = \dot{Y}_{it} / RTS_{it}$ 代表要素 j 的最优边际产出份额, 在规模报酬不变假定下就等于产出弹性。如果规模报酬是可变的, 公式 (5) 右边第三项将能够捕捉由于工业行业规模经济导致的生产率改进, 文献中称之为规模效率变化 (SEC)。

在理想的市场经济条件下 (即完全竞争和企业利润最大化), 要素的市场价格可以完全反映它的边际产值, 即 $w_{itj} = p f_{itj}$, 则最优产出份额等于实际成本份额 ($\alpha_{itj} = s_{itj}$), 因此, 可以用 α_{itj} 替代 s_{itj} 来估计 TFP。但是像中国这样的转型经济, 要素市场的不完善以及要素配置的低效率使上述条件无法成立, 实际要素配置与最优状态相差甚远。当然, 这种扭曲也有有利的一面, 即它使中国工业通过要素重置提高生产率的空间比成熟经济体要大。因此 (5) 式右边第四项在中国这样的国家非常有意义, 它刻画了结构调整和改革引致更合理要素配置所带来的生产率增长, 即所谓结构红利, 文献中通常将这一项称为要素配置效率变化 (FAEC), 这是本文关注的重点。在实际计算过程中, 本文用各行业的折旧和劳动报酬总额分别作为该行业资本和劳动投入的实际成本。在仅有资本和劳动两种投入要素的情况下, 由于 $\dot{\alpha}_{itK} - s_{itK} = - (\dot{\alpha}_{itL} - s_{itL})$, FAEC 的走势最终将取决于这两种投入增长率的相对幅度大小。

因而, 根据公式 (5), TFP 增长率最终分解为以下四部分, 即技术进步、技术效率、规模效应和要

素重置效应的变化率。

$$TFP_{it} = TC_{it} + TEC_{it} + SEC_{it} + FAEC_{it} \quad (6)$$

为得到不同行业不同时点的参数估计量,本文采用了更为灵活的超越对数形式的分行业随机前沿生产函数,即

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \frac{1}{2} \alpha_{2t} t^2 + \alpha_K \ln K_{it} + \alpha_L \ln L_{it} + \frac{1}{2} \alpha_{KK} (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} \alpha_{LL} (\ln L_{it})^2 \quad (7)$$

$$+ \alpha_{KL} \ln K_{it} \ln L_{it} + \alpha_{iKt} t \ln K_{it} + \alpha_{iLt} t \ln L_{it} - u_{it} + v_{it}$$

这里, K 和 L 表示资本和劳动。本文采用如 Battese and Coelli (1992)所述的假定:

$$u_{it} = u_i e^{-t} \sim N\left(\mu, \frac{1}{\sigma_u^2}\right), v_{it} \sim N\left(0, \frac{1}{\sigma_v^2}\right), \text{cov}\left(u_{it}, v_{it}\right) = 0 \quad (8)$$

公式(7)中的参数 α 和 α 需要估计。根据所得的参数估计量,可以计算相应的统计量,比如资本和劳动的产出弹性计算公式为:

$$\alpha_{iK} = \alpha_K + \alpha_{KK} \ln K_{it} + \alpha_{KL} \ln L_{it} + \alpha_{iKt} t \quad (9-1)$$

$$\alpha_{iL} = \alpha_L + \alpha_{LL} \ln L_{it} + \alpha_{KL} \ln K_{it} + \alpha_{iLt} t \quad (9-2)$$

技术进步和技术效率变化率的计算公式为:

$$TC_{it} = \alpha_1 + \alpha_{2t} t + \alpha_{iKt} \ln K_{it} + \alpha_{iLt} \ln L_{it} \quad (10)$$

$$TEC_{it} = u_i e^{-t} = u_{it} \quad (11)$$

同样, RTS_{it} , α_{ij} , SEC_{it} 和 $FAEC_{it}$ 也可以计算出来,具体计算公式在前文已经分别提及。

三、数 据

本文研究两位数行业结构变化对工业生产率和工业增长的影响。采取与陈诗一(2009)相同的行业归并、数据调整和工业统计口径调整原则,本文同样构造了38个两位数工业行业1980—2006年期间的投入产出面板数据,其序号、代码和名称见表1。

生产率并不直接可得。研究结构红利的传统方法是从劳动生产率中分解出结构改革的增长效应,这种方法简单易行,但是也有不足之处。在存在其他投入要素的情况下,劳动生产率并不是生产率的全面度量,可能会出现遗漏和偏误,因为有时并不清楚到底是生产率真正提高了还是失业率下降了。更准确的办法是度量基于所有投入要素的全要素生产率,这需要估计生产函数,需要投入和产出数据。由于本文仅仅考虑了资本和劳动两种典型的投入要素,所以工业分行业产出应该使用工业增加值指标。其中,劳动投入数据与陈诗一(2009)基本一样,但是资本存量的核算和工业产出的计算则有所不同,现分别简介如下。

(一) 工业增加值

为了与1994年我国财税制度的根本性改革相衔接,从1995年开始,工业统计指标体系和指标含义都有了较大的调整。比如,工业总产值、工业中间投入等均按不含增值税的价格计算,工业净产值改为工业增加值,应交增值税单独加到工业增加值中。从相关年份《中国统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》中,可以获得1992年后的分行业当年价工业增加值和1992年前的工业净产值数据。其中,1985年、1992年工业增加值和工业净产值是同时提供的。因此,本文主要基于对应的工业净产值来构造1991年前分行业工业增加值序列。根据《统计年鉴》的定义,工业增加值中包括工业净产值中没有的折旧、大修理基金和非物质生产部门的劳务费;工业净产值中包括增加值中没有

原始数据摘自历年《中国统计年鉴》和《中国工业经济统计年鉴》,以及《新中国五十五年统计资料汇编》、1986年第二次全国工业普查《中国工业经济统计资料》、《中华人民共和国1995年第三次全国工业普查资料摘要》、2004年《中国经济普查年鉴》、2004—2006年《中国劳动统计年鉴》和《2007中国城市(镇)生活与价格年鉴》等。

的企业对非物质生产部门的支付,如利息支出等,即:工业增加值 = 工业净产值 - 支付给非物质生产的费用 - 利息支出 + 固定资产折旧 + 大修理基金。其中,各行业支付给非物质生产的费用、利息支出和大修理基金难以获得,但是《统计年鉴》基本上提供了 1991 年前的分行业本年折旧数据。因此,1991 年前当年价工业增加值的公式为:

$$\text{工业增加值} = \text{工业净产值} + \text{提取的折旧基金}$$

1986 年第二次全国工业普查《工业经济统计资料》提供了 1985 年分行业工业净产值、提取的折旧基金和工业增加值数据,完全满足上述计算公式。这样计算分行业工业增加值的方法比陈勇和李小平(2006)把工业增加值与工业净产值简单等同的处理相对精确。最后把统一调整了口径的工业分行业增加值序列利用 2007 年《中国城市(镇)生活与价格年鉴》提供的工业分行业工业品出厂价格指数进行平减,由此获得了 1990 年为基年的 1980—2006 年的可比价工业分行业增加值序列。

表 1 中国工业两位数行业代码、名称以按 2004 年资本劳动比由低到高排序

序号	两位数代码	工业分行业全称	排序	序号	两位数代码	工业分行业全称	排序
1	6	煤炭采选业	8	20	26	化学原料及化学制品制造业	28
2	7	石油和天然气开采业	37	21	27	医药制造业	13
3	8	黑色金属矿采选业	23	22	28	化学纤维制造业	35
4	9	有色金属矿采选业	10	23	29	橡胶制品业	21
5	10	非金属矿采选业	29	24	30	塑料制品业	25
6		木材及竹材采运业	2	25	31	非金属矿物制品业	27
7	13	农副食品加工业	22	26	32	黑色金属冶炼及压延加工业	33
8	14	食品制造业	17	27	33	有色金属冶炼及压延加工业	26
9	15	饮料制造业	18	28	34	金属制品业	20
10	16	烟草加工业	32	29	35	通用设备制造业	14
11	17	纺织业	11	30	36	专用设备制造业	7
12	18	服装业	1	31	37	交通运输设备制造业	15
13	19	皮羽制品业	3	32	39	电气机械及器材制造业	9
14	20	木材加工业	24	33	40	计算机、电子与通信设备制造业	16
15	21	家具制造业	12	34	41	仪器仪表制造业	5
16	22	造纸及纸制品业	34	35	44	电力热力生产和供应业	38
17	23	印刷业	19	36	45	燃气生产和供应业	31
18	24	文教体育用品制造业	4	37	46	水的生产和供应业	30
19	25	石油加工及炼焦业	36	38	11,42,43	其他工业	6

(二) 资本存量

本文遵循永续盘存法估算中国工业分行业的资本存量,具体步骤如下:

1. 折旧率

1992 年《中国工业经济统计年鉴》提供了 1991 年前的折旧率数据,而其他年份的工业分行业固定资产折旧率数据主要利用累计折旧、当年折旧、固定资产原值和净值之间的内在关系来近似求得。

$$cd_t = ovfa_t - mfa_t; \quad CD_t = cd_t - cd_{t-1}; \quad \delta_t = CD_t / ovfa_{t-1}$$

其中, cd 代表累计折旧, $ovfa$ 代表固定资产原值, mfa 为固定资产净值, CD 代表当年折旧,下标 t 和 $t-1$ 分别代表当期和前期。

1980、1985—1987 年分行业折旧数据由 1990 年《中国工业经济统计年鉴》提供,1988—1991 年折旧由 1989—1992 年《中国统计年鉴》提供。缺省数据线性插值。

2. 新增投资

$$inv_t = ofa_t - ofa_{t-1}; I_t = inv_t / P_{K,t}$$

其中, inv 代表当年价新增投资, I 代表平减后的 1990 年价格水平的可比价新增投资。同样, 1990 年后固定资产投资价格指数 P_K 由《中国统计年鉴》提供, 1989 年前摘自张军等(2003)。

3. 确定 1980 年初始资本存量

本文把 1980 年工业分行业的乡及乡以上独立核算固定资产净值通过口径调整和价格平减换算成以 1990 年为基年的可比价固定资产净值, 作为 1980 年的起始资本存量。

4. 按照永续盘存法估算资本存量

$$K_t = I_t + (1 - \delta_t) \times K_{t-1}$$

其中, K 代表资本存量, I 为可比价新增投资, δ 为折旧率。

Hoffmann (1958) 和 Chenery et al. (1986) 的研究表明, 工业化的标准路径应该是从轻工业相对重要向重工业相对重要的转移过程, 就像 1978 年后中国工业改革所经历的那样。轻工业在工业化早期阶段比较重要, 其本质是劳动密集型的, 具有较低的资本劳动比 (K/L); 而重工业的发展主要在工业化的中后期, 它是资本密集型的, 具有较高的资本劳动比。因此, 我们根据 2004 年工业各行业资本劳动比从低往高的排序 (见表 1), 将 38 个行业分为轻重工业两组, 即前一半较低 K/L 值的行业构成轻工业组, 后一半较高 K/L 值的行业为重工业组。这样分组的目的在于想了解要素重置对工业增长的影响是否在轻重工业组中有所不同, 由于各行业结构效应相差很大, 放在一起不太容易看清结构红利的总体特征。

表 2 本文主要变量的描述性统计分析 (1980—2006)

变量	均值	标准差	最小值	最大值
低 K/L 组				
工业增加值 (亿元)	424.32	884.84	13.09	11517.00
资本存量 (亿元)	583.64	637.39	13.49	3194.00
劳动 (万人)	165.13	148.14	15.00	756.00
高 K/L 组				
工业增加值 (亿元)	327.30	397.60	6.71	2835.70
资本存量 (亿元)	1001.80	1616.90	12.52	15607.00
劳动 (万人)	106.21	98.66	7.00	456.10

表 2 列示了按轻重工业分组的变量的描述性统计量, 从中可以大致看出这两组间的区别。该表传达的信息是高 K/L 组的资本存量均值大致是低 K/L 组的两倍, 但高 K/L 组的工业增加值和劳动却比低 K/L 组要低。拥有最高工业增加值的行业并不在高 K/L 组, 而是轻工业组中的计算机、电子与通信设备制造业, 它在 2006 年的增加值达到 11517 亿元, 该行业在整个改革阶段增加值的年均增长也最高, 达 27%。高 K/L 组的电力、热力生产和供应业拥有最高的资本存量 (2006 年为 15607 亿元)。根据标准差统计量, 高 K/L 组资本存量的变化较大, 而劳动和产出的变化较小。这些统计信息显示重工业组的生产率应该比轻工业组的低。

四、结构红利的存在性和重要性

表 3 报告了中国工业分行业随机前沿超越对数生产函数的最大似然估计结果。10 个主要参数中只有 3 个参数 (没有加粗) 在 10% 的水平上不显著。Wald 统计量达到 1462.96, 说明模型在总体上是显著的。值高达 0.9103, 显示行业差异可以解释工业增长变化的绝大部分。在计算相关统计量时, 我们把不显著的参数 δ 、 μ 、 κ 设定为 0。

表 4 报告了工业改革三个子阶段和整个期间增长核算基于所有行业的平均结果, 包括工业增加值、资本存量、劳动、TFP 及四个分解部分的增长率以及各自的贡献份额。图 3 和图 4 绘制了整个改革开放期间轻重工业组和工业全行业层次所估计的 TFP 增长率、累计 TFP 水平和 TFP 四个分解成分的变化趋势。

表 3 分行业随机前沿超越对数生产函数估计结果

解释变量	系数	标准差	Z 统计量	P 值
常数项	2.9416	0.4565	6.4	0.000
t	0.0096	0.0241	0.40	0.691
(1/2) * t ²	0.0095	0.0009	10.91	0.000
lnK	0.8061	0.2104	3.83	0.000
lnL	-0.6260	0.2019	-3.10	0.002
lnK * lnL	-0.0177	0.0605	-0.29	0.770
(1/2) * (lnK) ²	-0.0039	0.0716	-0.06	0.956
(1/2) * (lnL) ²	0.1405	0.0752	1.87	0.062
t * lnK	-0.0214	0.0064	-3.34	0.001
t * lnL	0.0181	0.0058	3.12	0.002
mu	1.6810	0.3058	5.50	0.000
eta	-0.0283	0.0031	-9.04	0.000
sigma . u2	0.9087	0.3107	2.92	0.003
sigma . epsilon2	0.0895	0.0040	22.22	0.000
gamma	0.9103	0.0282	32.27	0.000
总体显著性检验	Wald = 1462.96		0.0000	
最大似然估计的对数似然函数值:			-308.3179	

表 4 中国工业增长核算和全要素生产率分解

时期	产出增长	资本	劳动	TFP 增长	TFP 增长分解			
					TC	TEC	SEC	FAEC
1981—1991	0.09	0.04	0.03	0.02	0.03	-0.03	-0.03	0.04
	100	51	30	19	40	-33	-30	42
1992—2000	0.12	0.03	-0.03	0.09	0.11	-0.04	-0.01	0.03
	100	26	-22	75	88	-30	-7	23
2001—2006	0.17	0.03	0.00	0.10	0.16	-0.05	-0.01	-0.01
	100	20	2	60	97	-27	-6	-3
1981—2006	0.12	0.04	0.00	0.06	0.09	-0.04	-0.02	0.02
	100	32	2	53	76	-30	-13	20

注:每个时期第一行代表各自增长率,第二行代表各自的贡献份额(单位:%)。其中,TFP 增长等于其四个分解成分的数值加总,而资本、劳动和 TFP 增长的加总不等于产出增长,这是因为这里的 TFP 增长是由其四个分解成分加总而得,而不是根据传统索罗残差来计算。

很显然,大规模的工业结构改革已经成功实现了工业的持续高速增长和生产率的全面提高。整个改革阶段工业全行业的增加值和所估计的 TFP 年均增长率分别达到了 12% 和 6%。1981 年至 1991 年第一个改革阶段,TFP 增长率为每年 2%,对产出增长的贡献率为 19%(同期产出年均增长为 9%)。其余 81% 的工业增长是由要素投入贡献的,其中,资本和劳动各占 51% 和 30%。生产率增长落后于投入增长的事实表明,中国工业在改革早期仍处在粗放型增长阶段,这与 20 世纪 60 年代到 70 年代东亚其他国家的发展经验相一致,即投入积累比生产率增长在经济起飞阶段更加重要(Lucas, 1993; Young, 1995; Berthelemy, 2001)。后两个改革阶段中,中国工业的平均生产率增长高达 9—10%,超过了要素投入中增长最快的资本积累(3%),但是生产率对工业增长的贡献份额从第二阶段最高的 75% 下降到本世纪以来的 60% 左右,这说明生产率对工业增长所起的作用仍不太稳定。TFP 增长分解为四部分,即技术进步增长(TC)、技术效率变化(TEC)、规模效率变化(SEC)和

要素配置效率变化(FAEC)。如表4所示,在改革早期,要素配置效率变化(FAEC)对TFP增长起主导作用,其对工业增长的贡献份额达到42%。1992年以后,要素配置效率(FAEC)对TFP增长的贡献下降,但仍一直处于第二位,仅次于技术进步增长(TC)。整个改革阶段,从低生产率行业向高生产率行业流动的要素重置带来了年均2%的产出增长,对产出增长和TFP增长的平均贡献率分别为20%和38%。可见,显著的要素配置效应(即所谓结构红利)在中国工业结构改革中是存在的,这是本研究的主要发现。

基于38个行业的增长核算结果也显示出轻工业的重要性,比如服装业、家具制造业、文教体育用品制造业和高新技术行业(如计算机、电子及通信设备制造业、交通运输设备制造业和医药制造业),它们的产出、生产率和要素配置效率都增长较快。增长较慢的行业几乎都集中在重工业组,如石油和天然气开采业、石油加工及炼焦业、水和电力、热力的生产和供应业等,这些行业产出增长低于平均水平,TFP增长和要素配置效率增长缓慢甚至为负值。生产率及其分解的不同行业特征可以浓缩为低和高K/L两组的特征,并在图3和图4中分别表示出来。我们发现,具有较低K/L值的轻工业组别相对于重化工业组别拥有更高的生产率增长和累计水平、技术进步增长、技术效率变化和要素配置效率增长。因此,中国工业改革过程中存在着如Harberger(1998)所述的蘑菇效应,即具体行业效应明显。整个工业增长的酵母效应也在图形中显现出来,即轻重工业两组虽然有所差异,但都与工业全行业显示出相似的发展轨迹。也就是说,除了行业的异质性外,一些经济基本面因素(如宏观政策和外部经济环境)同时影响着所有而不是一部分工业行业,因此,促成了所有行业的生产率进步。而且,正像Nelson and Pack(1999)在东亚经济研究中发现的一样,中国工业全行业的生产率及其分解(图3和4的虚线表示)似乎更多地受到了轻工业组行业的影响。

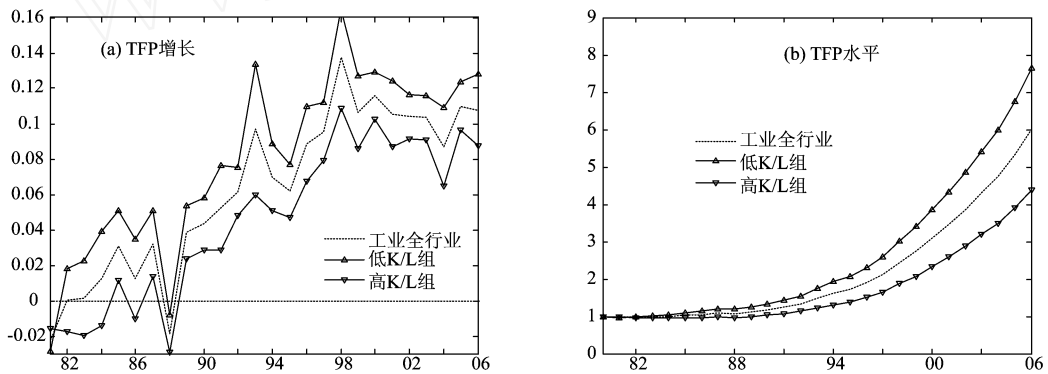


图3 中国工业 TFP 增长率和累积 TFP 水平(1980—2006)

与工业结构改革的不同阶段相对应,中国工业 TFP 的增长在 1981 年到 2000 年间波动非常大,进入新世纪后变得比较平稳。这与 Li (1997) 揭示的中国工业企业上世纪 80 年代的特征、Sun and Tong (2003)、Yusuf et al. (2005)、Jefferson and Su (2006) 和郑京海等(2008)描述的上世纪 90 年代特征以及 Bai et al. (2008)研究的 1998—2005 年间的特征相符。如图 4 所示,技术进步(TC)是唯一对 TFP 增长的贡献不断上升且平均贡献超过要素配置效率(FAEC)的成分。Mukherjee and Zhang (2007)将此称为自适应创新模式,即通过广泛吸纳 FDI 和建立外资企业,中国从发达国家引进了先进技术和知识,这是中国工业改革成功的关键。Fisher-Vanden and Jefferson (2008)也指出,过去 25 年中国的科技创新激励已经由国家主导下放到企业、研究机构和大学主导,技术市场也在迅速发展,但是技术效率和规模效率的负增长又一定程度上抵消了 TC 和 FAEC 对 TFP 增长的贡献,好在

为节省篇幅,不报告该增长核算表。

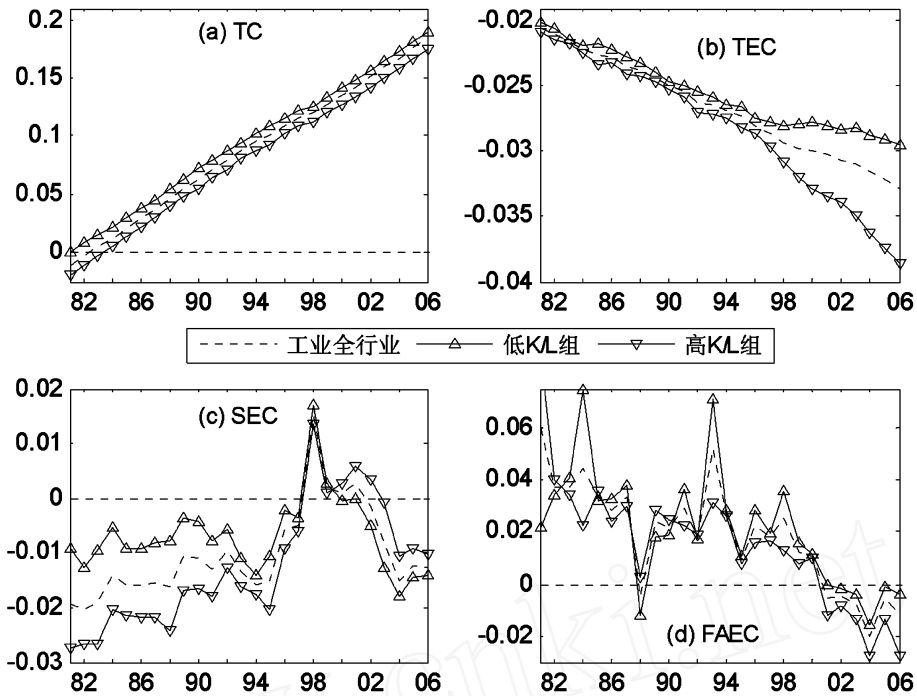


图4 中国工业 TFP 增长分解(1980—2006)

注:d 图为要素配置效率,即结构红利。

它们的绝对值比较小。我们还发现,2000年后,重工业组别的技术效率不断恶化,但是规模效率的改善超过了轻工业组。总体来看,整个改革期间中国工业的规模报酬是递减的,图4c中1998年到2002年暂时出现的正效应是由于同期劳动力的负增长,而不是递增的规模报酬造成的。涂正革和肖耿(2005)、李胜文和李大胜(2008)同样发现了规模报酬递减的现象,这也许可以由中国工业生产过程中要素自由配置受阻和无法达到最优投入组合(如轻工业中资本不足、重工业中熟练工稀缺)来解释。

显然,没有要素的大幅度重置,TFP增长是不可持续的,中国工业改革过程中确实存在着结构红利而且至关重要,这可由图4d所绘制的配置效率(FAEC)在整个改革区间的变化趋势来说明,它们实际上就是由于结构改革和要素重置所带来的那部分工业生产率增长。在1981年到1991年间,新的改革开放政策和对劳动管制的突然放松(比如农业劳动力至少可以转移到乡镇企业中),使得受制约的生产要素释放出巨大的生产能量,导致了非常显著的要害配置效率(FAEC)的提高,其年均增幅达4%,对工业产出增长的贡献份额也高达42%,这克服了工业改革初期技术进步增长极低、TEC和SEC为负的不利局面,有力地推动了工业改革初期的TFP增长。在工业改革第二阶段,由于工业产品价格的完全放开、大规模的国有企业民营化以及出口导向型发展战略的实施,由结构改革和要素重置所带来的结构红利(FAEC)虽然变小了,但年均增幅仍然达到3%,对生产率增长和工业增长的贡献仍然为正。

从2001年开始,要素市场发展的滞后和某些产业政策的弊端逐渐暴露出来。产业调整倾向于高附加值行业、重工业化重新抬头、产业的多样化等使得推动发展具有比较优势的劳动密集型制造业(如纺织业)的努力有所减弱,转而鼓励要素流向高业绩、高利润的行业(像电子和电器制造业、采矿业和非金属制造业),甚至从工业流向服务业(如图1所示)。由此,行业结构改革和就业之间的矛盾日益加剧,因为高科技行业和重工业并没有办法吸收更多的劳动力。而曾经吸收大量劳动

力的劳动密集型行业却每况愈下,而且面临着发展的两难局面,长期以来恶劣的生产环境使得这些行业不容易招收到足够的工人,出现了民工荒;而如果提高工资或改善工作环境,这些行业立即会丧失劳动力成本低廉的比较优势,劳动规制的加强也部分加重了这种矛盾,使得许多小厂倒闭,工人失业。所有这些因素造成了负的配置效率变化(该期间年均变化率为-1%),阻滞了一直处于上升趋势的中国工业生产率的增长及其对产出增长的贡献。

先前的研究通常强调要素流动对生产率增长的正的作用,即结构红利效应,而本文最大的发现却是2001年以后这种结构红利的逆转。不少文献也发现了这种结构调整和要素重置对TFP增长的贡献率随时间而下降的趋势。比如,Dowrick and Gemmel (1991)发现劳动重置的收益会随着经济发展水平的提高而下降,许多发展中国家在上个世纪90年代由劳动重置引起的生产率增长仍然高于发达国家。Berthelemy (2001)指出一个国家通过实施正确的结构调整政策而带来的生产率改善会随着经济趋于有效的宏观管理均衡点而消失。Fan et al. (2003)也指出一旦经济结构(比如农业、工业和服务业的份额)达到新的均衡以后,行业调整对经济增长的巨大影响将会不可避免地出现下降。

五、影响结构红利效应的因素

根据公式(5)右端第四项的FAEC的定义,我们首先用图5来大概地说明图4d中所显示的结构红利的变化模式。估计结果显示劳动的最优边际产值的平均份额 s_L 在样本区间持续增长,而资本的该份额 s_K 却对称地下降,这表明中国工业存在着资本的过度投资和劳动的投入不足。而改革前期实际劳动成本份额 S_L 较高且缓慢增长(从1981年的55%缓慢增加到2000年的65%),与此对应,资本成本份额 S_K 在此区间中较低且缓慢下降,这表明了该时期行业间的实际消长变化,即从资本密集型行业向劳动密集型行业的转化,这是符合中国比较优势的调整。如图5所示,投入要素的最优产出份额和实际成本份额的差异反映了劳动和资本要素的配置扭曲程度;但是,如上所述,这两种份额的不同的相对变化速度导致了这种配置扭曲在改革的前两个阶段实际上是不不断弱化和收敛的。但是,2001年后情况就不同了,劳动成本份额开始下降,2006年已经下降到48%,而资本成本份额开始上升,直到2006年的52%,这种实际投入与最优产出间的偏离导致要素配置向完全相反的方向扭曲。

根据公式(5)中FAEC的定义,由于劳动和资本的扭曲幅度相同且方向相反,因此,要素配置效率的模式最终实际上是由平均超过劳动增长的资本增长所决定的(同样可见图5)。Qin and Song (2008)发现计划经济伴随的资本过度投资(即所谓的投资饥渴)在当今中国仍然存在。Zhang (2003)也指出,相对于劳动来说,中国固定资产投资增长过快。再考察图5的劳动增长,上个世纪90年代中后期开始,抓大放小和减员增效的国企改革导致中国工业的劳动增长大幅下降。Frazier (2006)研究显示,国有工业企业职工人数从1995年的4400万人下降到2002年末的1550万人,降幅达65%。集体所有制企业经历了相似的下降,从1995年的1490万人下降到2002年的380万人。而同期民营和外资企业新吸纳1380万职工,远远不能解决国有和集体企业3960万失业者的问题。而劳动规制的加强和金融危机又造成了新一轮的失业潮。Dessus et al. (1995)和Akkemik (2005)的研究曾经指出,在台湾地区和新加坡,劳动的重置效应要高于资本的重置效应,因为它们来说,劳动相对稀缺更为重要。而本文的研究显示,中国的情况正好相反。

我们并不惊讶从2001年前的逐渐弱化的失衡转向2001年后的另一个失衡所造成的要素配置

在中国,劳动力是相对富裕的。另外,劳动规制的增强一方面会增加劳动要素的实际投入成本,另一方面又会降低劳动就业率。前者有利于校正劳动扭曲,提高劳动配置效率,改善TFP;后者则会降低劳动重置对FAEC和TFP增长的贡献率。

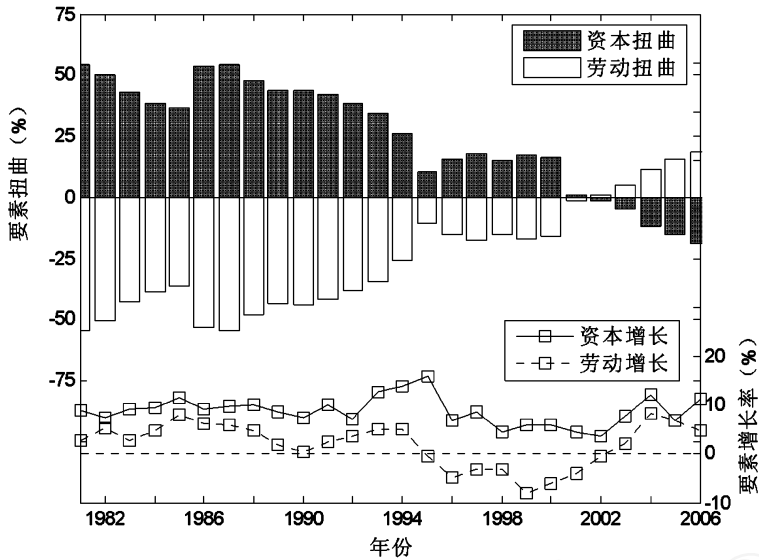


图5 中国工业全行业水平的要素配置扭曲分析(1980—2006)

效应由正向负的转变,因为总体上来看,劳动成本份额下降,资本成本份额上升,这背离了最优的投入方向。就轻重工业组别来看,与轻工业组完全相反的是,重工业组的劳动份额从1999年的43%下降到2006年的39%,而资本份额从1980年的56%上升到2006年的67%,这种要素使用与比较优势(由 L 和 K 代表)的严重背离,导致重工业组的要素配置效率比轻工业组更加恶化,这就解释了第三个阶段重工业组的FAEC为什么比轻工业组更低。

表5 要素重置效率(FAEC)的决定因素分析

影响因素	模型1(1981—2006)			模型2(1995—2006)		
	系数	标准差	P值	系数	标准差	P值
常数项	5.4830	0.8780	0.000	6.0496	0.7563	0.000
行业特征						
YLC	- 0.0226	0.0061	0.000	- 0.0070	0.0057	0.223
lnE	- 0.9166	0.1211	0.000	- 0.8563	0.1029	0.000
PIRV	0.0265	0.0129	0.041	- 0.0073	0.0124	0.554
结构变量						
KLC	0.3394	0.0120	0.000	0.1390	0.0115	0.000
D1 * KLC	- 0.3460	0.0332	0.000	- 0.2197	0.0215	0.000
D2 * KLC	0.0034	0.0149	0.821	0.0264	0.0150	0.078
D1 * D2 * KLC	0.0775	0.0507	0.127	0.0787	0.0316	0.013
SOYC				- 0.0326	0.0094	0.001
D2 * SOYC				0.0249	0.0117	0.033
LMYC				0.0233	0.0080	0.003
D2 * LMYC				- 0.0290	0.0089	0.001
FAC				0.0012	0.0048	0.797
D3 * FAC				0.0016	0.0049	0.746
总体显著性检验	Wald(7) = 1863		0.0000	Wald(3) = 584		0.0000
豪斯曼检验	Wald(7) = 7.98		0.3343	Wald(13) = 15.33		0.2871
样本容量		988			456	

既然要素配置效率在中国工业增长和生产率提高中扮演着如此重要的角色,同时存在着如此明显和重要的结构红利,我们需要进一步研究结构改革和工业增长的桥梁变量 - FAEC。如何通过要素重置和结构调整来解释结构红利的酵母效应?什么因素导致了不同行业(或者轻重工业)间结构红利的蘑菇效应?正如图 4d 所示,轻工业组的要素配置效率总是比重工业组的要高,纵使两组配置效率变化趋势相似。我们需要找出导致这种工业整体结构调整效应和不同行业结构效应的影响因素。表 5 报告了要素配置效率(即结构红利)FAEC 对其决定因素的回归分析结果,我们基于豪斯曼检验选择使用随机效应面板模型来进行估计。

根据数据的可得性,回归分两个时间段进行,即 1981—2006 年(模型 1)和 1995—2006 年(模型 2)。被解释变量为 FAEC(百分比形式)。解释变量包括如下:资本劳动比变化(KLC)代表要素市场中投资与劳动力结构的改革和调整,它是解释两个模型中结构红利的重要结构变量,同时也是个体特征变量,可以反映行业的要素资源禀赋。时间虚拟变量 D1(2001—2006 年区间设为 1,其他时段为 0)及其与结构变量的交互项旨在捕捉结构红利的时间变化模式。在模型 2 中,除了 KLC 外,我们还引入了另外三个结构改革变量——所有制结构(国有工业总产值增长率 SOYC)、规模结构(大中型企业工业总产值增长率 LMYC)和外资结构(外资资产变化率 FAC)——来描述这三种类型的结构改革所引起的要素重置对生产率增长的影响。为获得稳健的估计,我们控制了一些行业特征变量。既然中国工业通常描述为高增长、高投资、高能源消耗和低效益,我们选择人均产出增长率(YLC)、能源消耗的自然对数(lnE)和工业总产值利税率(PTRV)作为控制变量。另外两个虚拟变量,D2(低 K/L 组为 1,高 K/L 组为 0)和 D3(低技术效率组为 1,其他为 0),以及它们和 KLC、SOYC、LMYC 和 FAC 的交互项被用来捕捉结构红利的行业异质蘑菇效应。除了虚拟变量和 lnE 外,所有解释变量的单位都是百分数。表 5 显示,绝大多数变量至少在 10%水平下是显著的(用粗体字标出)。Wald 统计量也显示两个模型在总体上都是显著的。

Kumar and Russell (2002)检验了人均产出对生产率的影响,受之启发,我们分析人均产出变化(YLC)对由要素重置所引致的生产率变化 FAEC 的影响。两个模型的系数都为负,其中模型 1 的系数是显著的,这意味着随着工业发展水平的提高,要素配置效率从统计上看确实是不断下降的,这与 Dowrick and Gemmel (1991)、Berthelemy (2001)等的结论相似。以上结果也与经济收敛理论一致,该理论认为随着经济发展水平的提高,通过结构改革来推动经济增长的空间会越来越小(Kumar, 2006)。高能耗显著地降低了要素配置效率——能源消耗每增长 1 个百分点,FAEC 将下降 0.0086—0.0092 个百分点。中国资本密集型的重工业通常能源消耗较高,由此导致其要素配置效率低于轻工业组,这与图 4d 的发现是一致的。模型 1 中显著为正的 PTRV 系数表明高利润行业(如非国有工业)确实具有预期的较高的要素配置效率,模型 2 中的该系数为负但不显著。

控制了这些行业特征之后,我们发现在重工业组中,资本劳动比变化率(KLC)(两模型共同的结构变量)1 个百分点的增加将分别引起模型 1 和模型 2 中要素配置效率 0.34 和 0.14 个百分点的显著增长,后者数值较低可能是因为模型 2 中包含了更多的结构变量因而分摊了结构红利的原因。2001 年后,模型 1 和 2 中重工业组的结构效应都下降为负值,分别为 -0.0066 (0.3394—0.3460)和 -0.081 (0.1390—0.2197)个百分点。轻工业组中,由 K/L 变化引起的结构红利在 1995—2000 年和 1981—2000 年间分别比重工业组高 0.0264%和 0.0034%,隐含说明了轻工业组相对于重工业组的结构红利优势在改革第一阶段小于第二阶段,这由图 4d 中轻重工业组别 FAEC 曲线在第一个阶段靠得更近也可以看出来。2001 年后,模型 1 揭示轻工业组 KLC 对 FAEC 的影响比重工业组高 0.0775%,模型 2 中这一比率为 0.0787%。这从统计上证明了,在整个改革开放期间所有行业的要素配置效率都随着资本深化而下降的酵母效应和不同行业间由于资本和劳动的重新配置而导致的蘑菇效应的存在。

资本劳动比的变化率在此被用作中国工业投资与劳动力结构失衡和调整的代理变量,因为投资和劳动力结构的失衡正是要素市场发展滞后的典型特征。人均资本的快速增长而非保持恒常比例,使得劳动生产率的增长并不能导致全要素生产率的同步增长,正如回归中负的 γ_{LC} 系数所揭示的那样。Fisher-Vanden and Jefferson (2008) 发现工业资本生产率经过长期的下降后在上个世纪 90 年代后期呈现上升趋势,但这似乎并不能治好投资饥渴症,相反,这种至今还存在的过度投资趋势进一步恶化了要素配置效率。Qin and Song (2008) 将这种要素配置效率的恶化归咎于不完善的资本市场、不平衡的投资结构和结构调整刚性等等。他们认为政策导向的投资冲动行为仍然普遍存在,企业仍能从银行系统获得“软贷款”,不完善的资本市场仍然可能导致金融资源的不合理配置(比如投资结构严重倾斜于国有部门)。Gong and Lin (2008) 指出,相对于大部分的 OECD 国家,中国投资的主要融资渠道还是贷款。政府通过国有银行系统发放廉价易得的贷款是中国转轨经济的重要特征。它反映出政府除了需求管理以外,用货币政策刺激经济增长的强烈意图。Li and Xia (2008) 指出中国的国有要素配置体系仍然控制了非常广泛的要素资源(如银行贷款形式的资本、补贴和土地等)。中国银行事实上一直扮演着为国有企业提供贷款的角色。由于缺乏非国有金融机构的有效竞争,国家垄断的金融行业势必对国有企业更加倾斜,增加业已存在的金融资源配置的不平等。Fung et al. (2006) 指出,1998 年到 2002 年期间,超过一半的资本投向了国有工业企业,但是国有企业并没有取得与其投资相匹配的产出。

所有制结构变量 $SOYC$ 的估计系数也是显著的。重工业组中的国企总产值 1 个百分点的增长会降低要素配置效率 0.033 个百分点,但轻工业组中的国企总产值 1 个百分点的增长仅降低 $FAEC$ 值 0.0077 ($= -0.0326 + 0.0249$) 个百分点,因此,20 世纪 90 年代中后期抓大放小的国企民营化改革确实有助于要素配置效率的改善。以上发现在 Li (1997)、Sun and Tong (2003)、Jefferson and Su (2006)、Bai et al. (2008) 等的研究中都有所提及,他们指出中国的所有制改革提高了(劳动)生产率。在不同的工业组别之间,重工业组的国有企业产出份额从 1994—2003 年期间的 60% 增加到 2006 年的 70%,这导致了如今重工业组要素配置效率的恶化。因为重化工业组中非国有企业发展相对落后,缺乏足够的竞争,要素的重置过程不是完全有效的,为确保长期可持续的高速工业增长,重工业组中大型国有工业企业的重组将是下一轮改革的重心。而 2001 年后轻工业组国企产出是下降的,这提高了 $FAEC$ 。轻重工业两组国企产出份额的一降一升恰好说明了两组要素配置效率的一高一低。

产业集聚是产业组织理论的核心,大中型企业的发展将有助于提高产业集中度。重工业组中 $LMYC$ 显著正的系数表明资本密集型组的产业集中度提高可以减轻导致规模报酬递减的要素自由流动限制,从而提高要素配置效率。Timmer and Szirmai (2000) 指出,少数快速发展、有技术活力的行业的不断专业化可以使生产率提高,这支持了结构红利假说。轻工业组 $LMYC$ 的 1 个百分点的增长会减少 0.0057 ($0.0233 - 0.0290$) 个百分点的要素配置效率,这意味着劳动密集行业组的产业集中并不能克服要素配置的局限,相反中小企业间的充分竞争也许才是保障要素有效配置的正确渠道。Timmer and Szirmai (2000) 将经济的自由化作为另外一个支持结构红利假说的理由。除了民营企业外,外资及港澳台投资企业也在中国改革开放以后获得了巨大的发展。虽然并不显著,但外资资产变化 (FAC) 系数符号表明进入高效率行业组别的外资对提高要素配置效率有利,而进入低效率行业组别的外资表现相反。

正如 Yusuf et al. (2005) 指出的,诸如所有制、规模和扩大外资的行业结构调整和改革加快了行业间要素的合理配置,由此带来了相应的生产率提高并导致行业间生产率增长的差异性。以上决定因素的回归结果从统计上证明了本文第 4 节所发现的结构红利(酵母和蘑菇效应)的变化模式。

六、结论

本文运用整个改革开放期间(1980—2006年)38个两位数工业行业面板数据检验了结构改革对于中国工业增长的影响。我们运用随机前沿生产函数模型及其分解方法度量了中国工业分行业的全要素生产率增长和要素配置效率(即结构红利)的变化。我们同时运用随机效应面板数据模型分析了要素配置效率的决定因素。得到的基本结论如下:

1. 1978年改革开放后,中国工业发展战略由此前的重工业优先转向劳动密集型轻工业,这带来了中国工业的高速增长和生产率的不断提高。1992年后TFP的增长超过了投入要素的增长,这似乎意味着中国工业的增长模式由改革第一阶段的粗放型增长向着集约型增长模式转变;但是这种增长方式的转变还不是稳定的,或者说是不可持续的,因为我们发现主要由于要素配置效率的恶化,生产率对工业增长的贡献在本世纪以来反而下降了。

2. 投入要素从直接和间接两个渠道影响工业增长。直接渠道指通过数量效应(如资本积累)对产出造成影响;间接渠道则是通过结构改革和调整,使得要素从低生产率行业向高生产率行业流动,通过这种要素配置效率的提高来推动生产率提高和工业增长,是一种效率效应。增长核算显示,这种间接的要素配置效率效应对中国工业增长起到了实实在在的推动作用,但是这种结构调整效应随时间而下降,2001年以后甚至为负。平均来看,技术进步和资本积累对工业增长的贡献比要素配置效率要大,而劳动投入、技术效率和规模效应的增长贡献则小于要素配置效率。

3. 要素配置效率的变化可以通过1978年改革开放后的工业结构改革来说明,文献中将这种正的要素配置效率变化称为结构红利。综上所述,结构红利在中国工业改革中确实存在,既体现出由高到低(甚至为负)随时间而下降的共同趋势,也表现出轻工业组优于重工业组的行业个体特征差异(即酵母和蘑菇效应)。随机效应面板模型回归结果揭示投资和劳动力结构、所有制结构、规模结构和外资结构等工业结构改革对前两个阶段的结构红利模式都有显著的解释力,也很好地说明了2001年后要素配置效率的恶化。

参考文献

- 陈诗一,2009:《能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展》,《经济研究》第4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。
- 李胜文、李大胜,2008:《中国工业全要素生产率的波动1986—2005——基于细分行业的三投入随机前沿生产函数分析》,《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。
- 涂正革、肖耿,2005:《中国的工业生产力革命——用随机前沿生产模型对中国大中型工业企业全要素生产率增长的分解及分析》,《经济研究》第3期。
- 张军、施少华、陈诗一,2003:《中国的工业改革与效率变化——方法、数据、文献和现有的结果》,《经济学(季刊)》第3卷第1期。
- 郑京海、胡鞍钢、Arne Bigsten,2008:《中国的经济增长能否持续?——一个生产视角》,《经济学(季刊)》第7卷第3期。
- Akkekik K. Ali, 2005, "Labor Productivity and Inter-Sectoral Reallocation of Labor in Singapore (1965—2002)", *Forum of International Development Studies*, 30.
- Bai Chong-En, Jiangyong Lu and Zhigang Tao, 2008, "How Does Privatization Work in China?" *Journal of Comparative Economics*, in Press.
- Battese G. E. and T. J. Coelli, 1992, "Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India", *Journal of Productivity Analysis*, 3, 153—169.
- Berthelemy Jear-Claude, 2001, "The Role of Capital Accumulation, Adjustment and Structural Change for Economic Take-Off Empirical Evidence from African Growth Episodes", *World Development*, 29, 323—343.
- Bhaumik Sumon Kumar and Saul Estrin, 2007, "How Transition Paths Differ: Enterprise Performance in Russia and China", *Journal of*

Development Economics , 82(2) , 374 —392.

Bosworth Barry and Susan M. Collins , 2008 , “ Accounting for Growth : Comparing China and India ” , *Journal of Economic Perspectives* , 22 (1) , 45 —66.

Calderon Cesar , Alberto Chong and Gannarco Leon , 2007 , “ Institutional Enforcement , Labor-market Rigidities , and Economic Performance ” , *Emerging Markets Review* , 8(1) , 38 —49.

Caselli Francesco , 2005 , “ Accounting for Cross-country Income Differences ” , In : Aghion , Phillipe , Durlauf , Steven N. (Eds.) , *Handbook of Economic Growth*. North Holland , New York.

Chenery H.B. , S. Robinson and M. Syrquin , 1986 , *Industrialization and Growth : A Comparative Study* , New York : Oxford University Press.

Dessus S. , Shea J-D. and Shi M.-S. , 1995 , “ Chinese Taipei : The Origins of the Economic Miracle ” , *Development Center , Long-Term Growth Series* , Paris : OECD.

Dowrick S. and N. Gemmel , 1991 , “ Industrialization , Catching-Up and Economic Growth : a Comparative Study Across the World 's Capitalist Economies ” , *Economic Journal* , 101 , 263 —275.

Fan Shenggen , Xiaobo Zhang and Sherman Robinson , 2003 , “ Structural Change and Economic Growth in China ” , *Review of Development Economics* , 7(3) , 360 —377.

Fisher-Vanden Karen and Gary H. Jefferson , 2008 , “ Technology Diversity and Development : Evidence from China 's Industrial Enterprises ” , *Journal of Comparative Economics* , 36(4) , 658 —672.

Frazier Mark W. , 2006 , “ State-sector Shrinkage and Workforce Reduction in China ” , *European Journal of Political Economy* , 22(2) , 435 —451.

Fung H. G. , Kummer D. and Shen J. , 2006 , “ China 's Privatization Reforms ” , *Chinese Economy* , 39(2) , 5 —25.

Gong Gang and Justin Yifu Lin , 2008 , “ Deflationary Expansion : An Overshooting Perspective to the Recent Business Cycle in China ” , *China Economic Review* , 19(1) , 1 —17.

Harberger A. C. , 1998 , “ A Vision of the Growth Process ” , *American Economic Review* , 88(1) , 1 —32.

Hoffmann W. G. , 1958 , *The Growth of Industrial Economies* , translated from German by W. H. Henderson and W. H. Chaloner , Manchester : Manchester University Press.

Jefferson Gary H. and Jian Su , 2006 , “ Privatization and Restructuring in China : Evidence from Shareholding Ownership , 1995 —2001 ” , *Journal of Comparative Economics* , 34(1) , 146 —166.

Kumar Subodh and Russell Robert , 2002 , “ Technological Change , Technological Catch up , and Capital Deepening : Relative Contributions to Growth and Convergence ” , *American Economic Review* , 92(3) , 527 —548.

Kumar Surender , 2006 , “ Environmentally Sensitive Productivity Growth : A Global Analysis Using Malmquist-Luenberger Index ” , *Ecological Economics* , 56(2) , 280 —293.

Kumbhakar S. C. , 2000 , “ Estimation and Decomposition of Productivity Change when Production Is Not Efficient : A Panel Data Approach ” , *Econometric Reviews* , 19 , 425 —460.

Kuznets S. , 1979 , “ Growth and Structural Shifts ” , in W. Galenson (ed.) , *Economic Growth and Structural Change in Taiwan* , London : Cornell University Press , 15 —131.

Lewis W. A. , 1954 , “ Economic Development with Unlimited Supplies of Labor ” , *Manchester School of Economics and Social Studies* , 22 , 139 —191.

Li Shaomin and Jun Xia , 2008 , “ The Roles and Performance of State Firms and Non-State Firms in China 's Economic Transition ” , *World Development* , 36(1) , 39 —54.

Li Wei , 1997 , “ The Impact of Economic Reform on the Performance of Chinese State Enterprises , 1980 —1989 ” , *Journal of Political Economy* , 105(5) , 1080 —1106.

Lucas R. E. , 1993 , “ Making A Miracle ” , *Econometrica* , 61 , 251 —72.

Maddison A. , 1987 , “ Growth and Slowdown in Advanced Capitalist Economies : Techniques of Quantitative Assessment ” , *Journal of Economic Literature* , 25 , 649 —98.

- Mukherjee Anit and Xiaobo Zhang , 2007 , “ Rural Industrialization in China and India : Role of Policies and Institutions ” , *World Development* , 35(10) , 1621 —1634.
- Nelson R. R. and H. Pack , 1999 , “ The Asian Miracle and Modern Growth Theory ” , *Economic Journal* , 109(457) , 416 —436.
- Qin Duo and Haiyan Song , 2008 , “ Sources of Investment Inefficiency: The Case of Fixed-asset Investment in China ” , *Journal of Development Economics* , In Press.
- Sun Q. and Tong W. , 2003. “ China Share Issue Privatization : the Extent of Its Success ” , *Journal of Financial Economics* , 70 , 183 —222.
- Syrquin Mbshe. , 1995 , “ Patterns of Structural Change ” , In H. Chenery and T. N. Srinivasan , eds. , *Handbook of Development Economics* , Volume 1. Elsevier , 203 —273.
- Timmer Marcel P. and A. Szirmai , 2000 , “ Productivity Growth in Asian Manufacturing: The Structural Bonus Hypothesis Examined ” , *Structural Change and Economic Dynamics* 11 : 371 —392.
- Verspagen B. , 1993 , *Uneven Growth between Interdependent Economies: an Evolutionary View on Technology Gaps , Trade and Growth* , Avebury.
- Young A. , 1995 , “ The Tyranny of Numbers : Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience ” , *Quarterly Journal of Economics* , 110 , 641 —680.
- Yusuf Shahid , Nabeshima Kaoru and Perkins Dwight H. , 2005. *Under New Ownership: Privatizing China 's State-Owned Enterprises* , Stanford University Press and The World Bank.
- Zhang Jun , 2003 , “ Investment , Investment Efficiency , and Economic Growth in China ” , *Journal of Asian Economics* , 14 , 713 —734.
- Zheng Jinghai , Arne Bigsten and Angang Hu , 2007 , “ Can China 's Growth be Sustained ? A Productivity Perspective ” , Working Papers in Economics (No 236) from Göteborg University , Department of Economics.

Structural Reform and Industrial Growth in China

Zhang Jun , Chen Shiyi and Gary H. Jefferson

(Fudan University) (Brandeis University)

Abstract: China 's industry has experienced robust growth under persistent structural reform since 1978. By estimating the stochastic frontier function , we find that the averaged TFP growth has exceeded the quantitative growth of inputs since 1992 , but the contribution of productivity to output growth declines after 2001. Using a decomposition technique , we then find that the effect of factor reallocation due to structural reform , sometimes referred to as structural bonus , has contributed to TFP growth substantially , but it too declines over time. Empirical analysis reveals that reforms in factor markets and industrial structure significantly account for the overall trend and the sectoral heterogeneity of structural bonus during the industrialization process.

Key Words: Structural Reform ; Factor Allocative Efficiency ; Productivity Change ; Industrial Growth

JEL Classification : L16 ,D61 ,O14 ,D24 ,O41

(责任编辑:王利娜)(校对:子璇)