

经济研究

Jingji Yanjiu (Economic Research Journal)

王一江：经济改革中投资扩张和通货膨胀的行为机制
郑超愚：测度货币政策效应
胡永泰等：中国企业改革究竟获得了多大成功
孔泾源：市场化与产权制度

ISSN 0577-9154



6

1994

中国企业改革究竟获得了多大成功

胡永泰 海 闻 金毅彪

(美加州大学) (美圣福特路易斯学院) (美加州大学)

一、引 言

关于中国企业全要素生产率(TFP)增长的流行观点的变化并不新鲜。直到80年代中期,大量已发表的文献仍怀疑,1978年以后的改革已经极大的提高了TFP的增长。^①

80年代后半期开始出现修正观点。陈、王、郑、杰弗逊和罗斯基(CWZJR,1988)发现,工业部门的TFP的增长从1957—1978年间的年平均0.9%上升至1979—1985年间的5.5%。Dollar(1990)从企业水平上证实了上述发现。最近,杰弗逊、罗斯基和郑(JRZ,1992)为一个包括了城镇两级国有工业企业的样本,估计了一个总产出生产函数(替换了通常的二要素增加值生产函数)。他们三位发现,在1984—1987年间,国营企业的TFP年平均增长为2.4%。

对企业改革进行修正的另一个原因是集体企业技术效率的快速增长。集体企业与国营企业不同,它们没有条件获得低价的投入品和贷款,但是它们在经营方面所受限制较少。集体企业包括城市集体企业、县集体企业和乡镇企业。乡镇企业已显示出最引人注目的增长并且构成集体企业的主要部分。

Svejnar(1990)发现,乡镇企业在1981—1986年间的TFP年平均增长率达到约13%。JRZ发现,在1984—1987年间,集体企业的TFP每年增长率为4.6%,几乎是国营企业的两倍。

在本论文中,我们有4个目的。第一,报告一下我们运用包括了1984—1988年间300家大中型国营工业企业的生产和财务信息的新数据库进行分析的结果。我们认为,对国营企业在改革时代的绩效的分析应该主要集中在大中型企业,因为小企业可以通过将其租给工人而使之更为有效经营(许多已经如此)。比之仅包括20个国营企业的,并且是偏向于绩效最好的国营企业的Dollar的样本,我们的样本更有代表性。我们的回归结果否认了支配自1988年来的讨论的修正报告的结论。我们发现在1984—1988年国营企业的TFP的增长充其量为零。

第二,报告一下我们对包括1984—1987年间10个省份200家乡镇企业的生产和财务信息的第二个新数据库进行分析的结果。我们这部分数据比Svejnar(1990)的4个县的122家企

^① 邹至庄(1985,PP. 152)发现“没有迹象表明,1979年到1981年的产出要比运用1952年到1981年期间的数据估算出来的生产函数,并以劳动力和资本投入为变量计算出来的产出要高。”世界银行1985年估算,1982年国有工业企业的TFP水平要比1957年和1978年低。Lardy在1989年证实了这一发现。Rawski(PP. 502)在1986年作结论时,反映了当时的主流观点。他认为,“TFP没有显示明显的上升趋势,而是依然接近或可能低于50年代所达到的水平……所希望的从粗放增长到集约增长的转换几乎没有开始。Dernberger(1988)发现1976~1984年TFP的增长低于1963~1970年,但高于1953~1957年。Perkins(1988)认为1976~1985年TFP的增长快于1965~1976年,但慢于1953~1957年。

业的数据更有代表性。我们的结果证实了 Svejnar 和 JRZ 的结论,他们发现集体企业中 FTP 的增长引人注目。

第三,一些研究中较高的 TFP 的增长可能是由于产出品 的缩减不够和中间投入的过度缩减造成的,我们的研究进一步证实了这种可能。JRZ 的结论可能是由于不经意地消除了一个具有抵消性的偏差,或者是对中间变量的过度缩减。Svejnar 的结果可能是由于他将中间变量从他对总产出生产函数的估算中去除的结果。

第四,关于判断企业改革成功与否的标准应该超越全要素生产率的增长。在最低限度上,企业的财务业绩应该考虑进去。技术效益的增长意味着增加值的增长,但这并不一定必然意味着政府收入将相应地增长。我们发现净产出中(增加值)直接或间接地分配给工人和经营者的比例已经增长了相当一段时间。这种进程已经对政府部门造成了财政危机,这将威胁到基础设施投资和宏观稳定。财务绩效标准的拓宽,将迫使人们引起对不完善的企业改革和宏观经济不稳定之间的联系 的注意。

二、被估算的方程

假定弱可分离,以资本(k)和劳动力(L)为变量的一般超越对数生产函数为:

$$(1) \ln Q = \alpha_0 + \alpha_T T + \alpha_K \ln K + \alpha_L \ln L + \frac{1}{2} \alpha_{KK} (\ln K)^2 + \alpha_{KL} (\ln K) (\ln L) + \frac{1}{2} \alpha_{LL} (\ln L)^2$$

这里 T 表示时间趋势

全要素生产率增长率可以通过 α_T 得到,规模收益不变的假定要求两个附加条件:

$$(2) \alpha_{KK} = \alpha_{LL} = -\alpha_{KL}; \quad (3) \alpha_K + \alpha_L = 1$$

在文献中,通常是通过附加方程(2)可以得到一个修改过的超越对数生产函数:

$$(4) \ln Q = \alpha_0 + \alpha_T T + \alpha_K \ln K + \alpha_L \ln L + \frac{1}{2} \alpha_{KK} [\ln(\frac{K}{L})]^2$$

如果我们加上限制条件(5) $\alpha_{KK} = 0$,我们可以得到柯布一道格拉斯(C-D)生产函数:

$$(6) \ln Q = \alpha_0 + \alpha_T T + \alpha_K \ln K + \alpha_L \ln L$$

如果方程(3)成立,方程(4)和(6)中的规模收益不变即可证明。

检验规模收益不变的另一种方法是将方程(4)和(6)改写成集约形式:

$$(7) \ln(\frac{Q}{L}) = a_0 + a_T T + a_K \ln(\frac{K}{L}) + (a_K + a_L - 1) \ln L + (1/2) a_{KK} [\ln(\frac{K}{L})]^2$$

$$(8) \ln(\frac{Q}{L}) = a_0 + a_T T + a_K \ln(\frac{K}{L}) + (a_K + a_L - 1) \ln L$$

当 $\ln L$ 的估计系数与零有差异时,规模报酬不变就被拒绝。

在估算中包括中间投入(M)的情况下,Q 是总的产出品,柯布一道格拉斯型为:

$$(7) \ln Q = \alpha_0 + \alpha_T T + \alpha_K \ln K + \alpha_L \ln L + \alpha_M \ln M$$

三、源于国有企业数据库的净产出生产函数

CWZJR 的修正结论是通过资本存量的缩减、去除一些特定的年份以及对资本和所雇佣的劳动力的数量进行向下调整得到的。对上报的资本和劳动力数据进行缩减对于国有企业来讲具有一定的合理性,这些企业除了生产计划物品以外,还对其工人提供了广泛的社会服务。

CWZJR 认为对生产效率的精确估计要求去除不直接被运用于生产过程的资本和劳动力。比如说,去除住房、医药设备、医护人员和销售人员。

去除非直接运用的资本和劳动力的“生产”标准是有争议的,事实是,如果企业没有对其工人提供这些社会服务的话,他们不可能有现在上报的产出。在缺乏住房、医疗和教育等职能市场的情况下,国有企业只是为了让生产工人能参与其生产过程而不得不具有这些附属资本和劳动力。正是由于这个市场发育不全的原因,欧洲和日本的纺织厂才在工业革命的初期对其工人提供住房。

有人可能会反驳说低质量的社会服务不至于对生产构成损害,但是他不可能说零社会服务不会产生负生产效应,也就是说他可以排除一些,但不能排除全部的附属资本和劳动力。然而,折中原则的适用性取决于分析的焦点。考虑一下两家企业的情况,这两家企业有相同数量的资本和劳动力,第一家企业的经理迫于来自强大的工会组织的压力,将更多的资本分配于豪华住宅。由于制度结构不合理,第一家企业就会出现无效率,而且这是一种生产单位的无效率,而不是生产过程的无效率。问企业是否有效地配置和运用了其全部的资本存量这一问题与分配到直接生产中的那部分资本是否得到有效运用的问题同样是有道理的。只有在效率问题上给予更为广泛的关注,我们才能接受许多中国学者提及的日益上升的消费型投资现象。在表一中,我们估算了修改过的两种投入的超越对数生产函数。和 CWZJR 一样,我们用总产出的价格来缩减(名义)净产出。通过缩减每一个时期的投资并且将其加到上一时期经过折旧的资本存量上去,我们得到资本存量。我们并不去除附属的资本和劳动力。在每一种情况下,估算的 TFP 的增长都为负且统计显著。

表二通过去除非生产性资本和劳动力来重新估计超越对数生产函数。在食品加工和纺织工业,TFP 的增长统计上都相当显著的为负,而对于原料和机械工业,则与零无显著差异。整个样本产生出一个与零无显著差异的 TFP 的增长,而不是当非生产性投入被包含于估算中时为显著的-4%。

食品和机械工业都显示出明显的规模收益递增,原材料工业在 95% 的显著性水平上,显示出规模经济,而不是 99% 的水平。只有纺织工业表现出明显的规模收益不变。然而,整个样本表明,规模收益不变成为工业部门的特点。这个预想不到的结果并非由于样本中纺织工业占优势所致,因为它们在我们的样本中是最小的部门。^① 它更可能是由各行业区别很大的产出系数所致: α_K 在食品行业中为 0.8,在纺织部门为 0.3, α_L 在纺织部门为 0.7,而在机械工业中为 0.2。整个生产函数不同于 4 个行业中任何一个部门的生产函数,这一事实强调了对依靠从规模经济和 TFP 增长的总关系得出的结论必须谨慎的重要性,除非它们已经被微观数据所证实。

我们通过用期末资本存量来代替时期平均数,以及假定用一个柯布一道格拉斯型来替代超越对数型,分别验证了从表二中得出的结论。主要的结论被证实了。在食品加工和纺织工业中,全要素生产率增长为负,而在原材料和机械业中,全要素生产率增长为零。同样,尽管 300 家企业中只有 37 家企业表现出规模收益不变,整个生产函数仍显示出规模收益不变。

^① 我们的样本包括 111 家机械工业,85 家原材料企业,58 家食品加工企业,37 家纺织企业,9 家其他企业。

四、源于国有企业数据库的总产出生产函数

下一步是将分析扩展到涵盖三种投入的情况。JRZ 已经发现在这种情况下 TFP 增长显著为正。我们运用柯布道格拉斯生产函数进行测算,原材料投入的价值用 JRZ 计算出来的缩减指数进行了缩减。我们的结果与 JRZ 的结论十分相近。我们的总体样本对 1984—1988 年间的 TFP 增长年均估计为 2.4%,而 JRZ 对 1980—1988 年间的估计为 2.4%,1984—1988 年间为 3.0%与和 JRZ 一样,我们发现规模收益递增。

我们有理由相信,我们的结果和 JRZ 的结果是由于原材料投入的过度缩减以及产出的缩减不够所致。前者低估了所使用的中间投入的数量,而后者则夸大了最终产出品数量。这两种偏离加在一起导致所估计的 TFP 的增长,比实际的要高。我们观点的基础来自于表 3。在表三的 A 部分中,我们发现 1981—1988 年间的每一年,在 JRZ 样本中国有工业企业按现行价格计算的增加值(a 列)要比按 1980 年价格计算的增加值(b 列)低。结果是在该阶段的大部分时期增加值缩减指数减小。1986 年的增加值缩减指数比 1980 年的低 8%,与消费者价格指数(c 列)形成鲜明的对比。消费者价格指数同期上升 26%。众所周知,根据中国价格改革的进程和其他社会主义国家的经验,增加值缩减指数和消费者价格指数相背离的趋势是不正常的。

JRZ 增加值缩减指数的向下趋势与官方的工业部门增加值缩减指数(d 列)不同。然而,官方数字是不准确的,因为国家统计局没有通过双重缩减来建立实际(不变)增加值序列,即分别用总产出品价格指数和中间投入品价格指数来缩减总产出品价值和中间投入品成本。国家统计局没有有关投入品在双轨制下和将以较低的官方价格得到原材料后再销售等情况下的交易的精确数字。国家统计局在缺乏认为可靠的中间投入品价格指数的情况下,它选择了用总产出品价格指数来缩减工业部门的名义增加值。

假定投入品价格已经自 1984 年以来逐步自由化,从那时起,与产出品价格相比,投入品价格的稳定增长意味着官方的缩减方法低估了实际增加值(假定产出品价值、投入品价值和产出品价格被正确地计算出)。人们也许会感到迷惑,为什么官方统计机构会选择低估增长率的作法,这在政治上是有危险的。然而,众所周知,政府统计的实际总产出序列,由于缩减不够而失真(见 Field, 1992; Rawski, 1991),企业通过从事虚假的技术更新来逃避对现有产品的价格控制,在计算实际产出时他们多次用现行价格来计算他们的产品,这种对总产出品价值的缩减不够将夸大实际增加值(假定总产出品价值、投入品价值和投入品价格被正确地估计了)。

实际增长的夸大以及相应的价格缩减指数的低估看起来相当大。Field 在 1992 年估计,在 1985—1987 年间实际工业产出的官方指数将增长夸大了 4.2 个百分点,而在 1986—1987 年间为 3.3 个百分点。通过特定程序,一、控制虚假的产品创新;二、控制资本回收期,Jefferson 在 1992 年发现,大部分“创新”行业报告的资本生产率增长率要被明显地向下调整。特别的,在 1980—1985 年间高增长行业的增长率为:报告的增长率,电子和通讯设备、机器设备、电子机械、运输机械分别为 14.32、5.92、5.86 和 8.26;调整后的增长率则分别为 7.55、1.74、2.35 和 3.01。

Rawski 在 1991 年叙述报告的实际增长率向上偏离时说:“(化工工业)数据表明,对于自 1979—1980 年度以来的每一年,九大主要商品的年实物产出增长率的算数平均值滞后于报告

的按不变价格计算的产出值的增长。实际差距从 1986—1987 年度的 2.56 个百分点一直到 1984—1985 年度的 12.66 个百分点……”(PP. 6),“来自煤炭部门的数据显示,从报告期的按不变价和现价计算的工业产出的增长中得出的价格指数已经低估了国营工业的通货膨胀……”(PP. 4)。“消息灵通的统计人员称,存在着夸大工业产出增长的刺激措施……如果存在谎报,一般采取夸大总产出而不是净产出的方式……”(PP. 11)。

对于我们来说,重要的是已经证实的上述两个偏差方向相反,官方计算实际增加值的方法不一定会造成系统性的偏差。当实际总产出比中间投入品成本夸大更多时,官方的增加值会比真实的增加值大,反之则反是。这两项偏差甚至会被约略地抵消。我们现在将前述讨论形式化,以使 JRZ 的增加值缩减指数的异常性更易于理解。设

$$(10) V_t = P_t^c Q_t - P_t^i M_t \quad (11) V_0 = P_0^c Q_t - P_0^i M_t$$

这里 V_t 为按现价计算的增加值, V_0 为按基期价格计算的增加值, Q_t 为按实物单位计算的总产出, M_t 为按实物单位计算的中间投入, P_t^c 为总产出品现行价格, P_t^i 为中间投入品现价, P_0^c 为总产出的基期价格, P_0^i 为中间投入的基期价格,我们假定第一阶段为基期。我们有:

$$(12) \frac{V_t}{V_0} = \frac{P_t^c - \alpha_t P_t^i}{P_0^c - \alpha_t P_0^i} \quad (13) \text{这里 } \alpha_t = \frac{M_t}{Q_t}$$

表 3 中的(c)表明(10)<(11),暗示着:

$$(14) \left\{ \frac{P_t^c - P_0^c}{P_0^c} \right\} < \alpha_t \left\{ \frac{P_0^i}{P_0^c} \right\} \left\{ \frac{P_t^i - P_0^i}{P_0^i} \right\} \text{ 在整个 1980—1988 年间都成立。}$$

关于 JRZ 增加值缩减指数的第一个异常是在 1980—1983 年间这个指数的下跌与我们所知道的价格改革进程不相一致。尽管人们不可能清楚地指明每一种商品是中间投入或是产出品,因为这种划分依赖于企业在生产链条中所处的位置。一般讲,产出价格比投入品价格更快地放开了,企业在生产链中的位置越长,其产出品中按较低的官方价格出售的比重就越小。比如说,自行车行业按定额价格出售其产出品比重就要比钢铁行业低。由于在 1980—1983 年间产出品的价格大部分放开了。(c)序列在这个阶段的下跌是最为令人不解的。直到 1985 年完全实行的双轨制,随着按官方价格出售的投入品的比重的减少投入品的价格才全面地向上移动。JRZ 的缩减指数在 1980—1983 年间的向下移动意味着 JRZ 所构筑的投入品价格指数夸大了国有企业所支付的投入品价格的真实增长。

JRZ 的增加值缩减指数的第二个异常性特征是,它与国际上工业增加值缩减指数和消费者价格指数同步运动的经验相反。为了使这种矛盾显示得更为清楚,表 3 中的 B 部分列出了匈牙利和波兰在它们的渐进改革过程中两种价格指数的同步运动。当我们对这三个国家的消费者价格指数与工业增加值缩减指数进行回归时,我们发现:

| | 中国 JRZ 的缩减指数 | 官方缩减指数 | 匈牙利 | 波兰 |
|-------|--------------|--------|-------|-------|
| 系数 | -0.044 | 0.459 | 0.484 | 1.324 |
| t 检验值 | -0.87 | 25.45 | 12.71 | 95.96 |

工业增加值缩减指数与消费者价格指数的正相同步运动是在市场经济和 1989 年前进行渐进式改革的东欧经济中为人熟知的现象在中国这种相互关系的失效,引起人们对 JRZ 结果

的有效性的严重怀疑。

下降的工业增加值指数这一奇怪现象,并不只存在于 JRZ, Groves、Hong、McMillan 和 Naughton (GHMN), 也对六大行业的国有企业估算了总产出函数, 并且出现, 在 1980—1989 年间六大行业 TFP 的正增长。在 GHMN 的研究中, Naughton 揭示: “在六大行业中的每一个行业, 中间投入品价格都比产出品价格增长得更为迅速, 以至增加值缩减指数在下降”(第 16 页, 加了重点)。因为用于缩减的投入品价格是在 1990 年的调查中收集的, 调查要求经理人员和会计人员确认两种最重要的投入品, 并且估算 1980 至 1989 年平均的计划和市场价格, Naughton 提醒读者: “假如经理人员将通货膨胀以前的‘美好的往昔’理想化, 那么依靠通过回顾重建的数据可能会夸大中间投入品的通货膨胀率, 这将引起相应的 TFP 增长率向上偏移 (在 GHMN) 中。”(PP. 32, 脚注 5)

我们认为, 过度缩减不是导致 JRZ 和 GHMN 中增加值缩减指数下降的唯一原因。另外一个重要原因是他们仅仅对投入品价格缩减指数而不对产出品价格缩减指数进行纠正, 这意味着后者必然导致 TFP 增长的向上偏离。简而言之, 不等式(14)成立仅仅是因为实际的总产出序列失真造成不等式左边低估, 和不等式右边由于投入品价格指数导致高估。如果 JRZ 和 GHMN 没有接受按帐面价值计算的总产出(众所周知, 它向上偏离), 他们也许就不会计算出一个与中国价格自由化进程和其他社会主义国家改革经验相背离的增加值缩减指数。

我们怀疑 JRZ 的中间投入品缩减指数给予中间投入品的市场价格部分的权重太高, 因而对于按计划价格购买大部分中间投入品的大中型国有企业来说是不合适的。对于我们的样本, 按计划价格得到的中间投入品价值的比重在 1984 年为 88%, 而 1988 年为 70%。由于市场价和计划价之间的差距在这一阶段增加很多, 按计划价格购买的中间投入品的实物量(按 1980 年价格计算)的比例, 在这一时期下降必然会得少得多。因此, 即使是到了 1988 年, 计算大中型国有企业原材料价格缩减指数时, 给予计划价格的权重, 可能正确的就是 0.8。所以, 至少是对于我们的样本, 产出品价格可能比 JRZ 的缩减指数更适合用来缩减中间投入品的价值以得出中间投入品的数量。

表四通过运用企业型产出品价格指数缩减原材料投入品, 来重估三种投入的总产出生产函数。TFP 增长率在食品加工行业为 -4%, 纺织和原材料行业为 -2%, 机械行业为 0。整个样本为 -1%。和 JRZ 结果仅有的数量相近点就是拒绝了规模收益不变。

我们的测算提供了进一步的证明: 正是 JRZ 的中间投入品缩减指数引起了正的 TFP 增长。我们用 JRZ 资本品缩减指数来缩减中间投入品。JRZ 的资本品缩减指数介于其中间投入品缩减指数和产出品价格指数之间。因为资本缩减指数更接近于前者, 结果就比表 4 中的值要大。TFP 增长在三个行业中为负, 对于整个样本为零。当我们按现行价格计算中间投入品, 结果比表四中的值要小。

在其他没有在此地陈述的估计中, 当我们用消费者价格指数、全行业产出品价格指数和样本范围的产出品价格指数来作为投入品价格缩减指数的代表时, 我们仍然难以获得显著的正的 TFP 增长。

必须加以重申的是, 我们的样本仅包括大中型企业, 因而与国家计划联系密切, 这可能就是为什么我们的样本中国有企业按市场价格购买的投入品少于 30%, 而 Rawski 的研究“显示

国有企业在 1988 年按市场价格购买的原材料和能源已可能达到了 44%。另一项关于一个有关国有企业大样本的研究显示的是,原材料通过市场购买的比重在 1980 年为 38%,在 1988 年为 56%。”

人们也许会争辩:与国家计划密切相关的国有企业是不会有效率的,而且由于大部分国有企业不象在我们的样本中那样与国家计划紧密相关,从我们的数据库得出的令人不快的 TFP 的增长绩效并不代表整个国有企业部分。撇开这种相反论点的价值,我们注意到,如果对话,这种论点对于 JRZ 的结论是极端不利的。如果我们样本中的企业 TFP 增长率确实为零,那么用 JRZ 的投入品缩减指数会引起显著的正 TFP 增长率,这一事实意味着 JRZ 投入品缩减指数绝对地被向上夸大了。

五、源于乡镇企业数据的估算结果

表五估算了修正的二要素超越对数型生产函数。在 A 和 B 部分的无约束估算中,TFP 增长统计上显著为正。当中间投入品无论是被企业型产品价格指数还是被行业型产品价格指数缩减时,年 TFP 增长率为约 8%,见方程(1)、(4)和(2)、(5)。当运用 JRZ 的中间品缩减指数时,TFP 年均增长率增加至 9.5%,见方程(3)和(6)。

表五的 B 部分表明乡镇企业的生产具有规模收益递长的特征。 $(\alpha_k + \alpha_L - 1)$ 统计上显著地与零有差异。(见方程(4)、(5)和(6);当采用规模收益不变时,TFP 的增长率统计上仍然显著的为正(见表五的 C 部分)。

我们通过运用柯布·道格拉斯型的生产函数估算的 TFP 增长率与表五的结果是完全一致的,而不管是否附加规模收益不变这一条件。

令人吃惊的是:当从增加值生产函数的估算中得出的正的 TFP 的增长率这一结果未能被总产出生产函数所证明(见表六)。当中间投入品被企业型产品价格指数和 JRZ 的资本品缩减指数缩减(分别见方程(2)和(3),TFP 增长率统计上与零无差异。只有运用 JRZ 的中间品缩减指数时,TFP 的增长才是显著的,但与二要素投入的关于增加值的超越对数生产函数和 C-D 型生产函数中的 8%—11%相比,每年仅为 6%(见方程(4))。

对于乡镇企业这种情况,我们认为 JRZ 的中间品缩减指数并未过度缩减了中间投入品的价值。这是因为乡镇企业按市场价格来购买中间投入品的比例要更大些。尤其是,我们的乡镇企业样本表明:

TVE 按计划价格购买投入品价值的比例(%)

| 投入品 | 1984 | 1985 | 1986 | 1987 |
|-----|------|------|------|------|
| 煤 | 25.2 | 23.3 | 20.2 | 17.9 |
| 油、气 | 30.3 | 30.4 | 24.9 | 19.0 |
| 电 | 64.6 | 65.4 | 53.0 | 50.9 |

这与在该阶段按计划价格购买约 80%的中间投入品的大、中型企业的情况形成鲜明的对照。

假定:(1)当估算两种要素投入的模型时,将乡镇企业为正的 TFP 增长与国有企业充其量为零的 TFP 增长相比较;(2)当三种要素模型得以估算时,将较小的正的 TFP 增长率与国营

企业负的 TFP 增长率相比较,得出乡镇企业比国有企业更有效率的结论似乎是合理的。以激发国有企业形成正的 TFP 增长率而言,企业改革是不成功的,而就允许建立有正的 TFP 增长率的新企业(乡镇企业)而言,它是成功的。

最后,我们注意到 Svejnar 在 1990 年得出的 TFP 增长率要比我们的和 JRZ 的高得多。我们认为,Svejnar 的结果源于他的因变量是总产出,但他仅有两个投入:劳动力和资本。这种零中间投入品的假定如同假设一个无限大的中间品缩减指数,而我们知道原材料投入品的过度缩减提高了所估算的 TFP 增长率。

六、结 论

中国企业改革的最大成就是乡镇企业的诞生和快速增长。它占中国工业总产值的比重由 1984 年的 16% 上升到 1991 年的 31%。假定乡镇企业 TFP 的正增长,它的继续发展对于整个中国经济的发展具有关键性的意义。

我们对国有企业的发现将争论带回到了原有的一些讨论(Chow, 1985; Dernberger, 1988; Lardy, 1989 和 Perkins, 1988)。我们发现不仅在高速增长 1984~1988 年,国有企业的 TFP 的增长是负的,而且向国有企业职工的大量支付已影响国有工业企业的财务绩效。即使撇开大量非生产性的资本和劳动,将焦点限在生产过程,TFP 的结果也是较差的。

官方计算实际增加值的方法是用产出品价格指数,因而低估了投入品价格的增长,但相反的偏离同样存在。投入品和产出品都被夸大了。这是导致 JRZ 和 GHMN 的研究中产生 80 年代持续下降的增加值指数这一令人困惑的现象的缘由,此间消费者价格指数年均增长 6 个百分点。他们只纠正了投入品价格指数,从而改变了 TFP 增长的向下偏离。但他们对两种偏离只纠正一种却高估了 TFP 的增长。如果 FRZ 的投入品价格指数象我们指出的那样,高估了的话,TFP 的增长可能被进一步夸大了。

参 考 文 献

- Chen, Kuan; Wang, Hongchang; Zheng, Yuxin; Jefferson, Gary and Rawski, Thomas, 1988: "Productivity Change in Chinese Industry: 1953-1958"《中国工业生产率的变迁》, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 12 No. 4, P. 570-591, December.
- Chow, Gregory, 1985: "The Chinese Economy"《中国经济》, Harper and Row Work.
- Dernberger, Robert, 1988: "Financing China's Development: Needs, Sources and Prospects," in Robert Dernberger and Richard Eckaus, *Financing Asian Development 2: China and India*, University Press of America, pp. 12-68.
- Dollar, David, 1990: "Economic Reform and Allocative Efficiency in China's State-owned Industry"《经济改革和中国国有工业的配置效率》, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 39 No. 1, p. 89-105. October.
- Field, Michael, 1992: "China's Industrial Performance Since 1978"《中国 1979 年以来的工业绩效》, *China Quarterly*, No. 131, pp. 577-607, September.
- Groves, Rheodore; Hong, Yongmiao; Mcmillan, John and Naughton, Barry, "Productivity Growth in Chinese State-Run Industry"《中国国营工业生产率的生长》in Furen Dong, Cyril Lin, and Barry Naughton, Eds., *Reform of China's State-Owned Enterprises*, Macmillan, London, forthcoming.
- Jefferson, Gary, 1992: "Growth and Productivity Change in Chinese Industry: Problems of Measurement"《中国工业的增长及其效率》in M. J. Dutta. ed., *Asian Economic studies*, vol. 4B, PP. 427.
- Jefferson, Gary; Rawski, Thomas and Zheng, Yuxin, 1992: "Growth, Efficiency, and Convergence in China's State and Collective Industry"《中国国有和集体工业的增长效率和集中》, *Economic Development and Cultural Change*, vol. 40

- No. 2, pp. 239-266, January.
- Jefferson, Gary, and Xu, Wenyi, 1991: "The Impact of Reform on Socialist Enterprises in Transition: Structure, Conduct, and Performance in Chinese Industry" (《改革对社会主义企业的影响》), *Journal of Comparative Economics*, Vol. 15, No. 1, P. 45-64, March.
- Lau, Kam-Tin and Brada, Josef, 1990: "Technological Progress and Technical Efficiency in Chinese Industry Growth: A Frontier production function Approach" (《中国工业增长中的技术进步和技术效率》), *Chinese Economic Review*, vol. 1, No. 2, pp. 113-124.
- Perkins, Dwight, 1988: "Reforming China's Economic System" (《中国经济体制改革》), *Journal of Economic Literature*, vol. xxvi No. 2, pp. 601-645, June.
- Svejnar, Jan, 1990: "Productive Efficiency and Employment" (《生产效率和就业》) in William Byrd and Lin Qingsong (edited), *China's Rural Industry: Structure, Development, and Reform*, Oxford, pp. 243-254.
- World Bank, 1985: "China: Long-Term Development Issues and Option", (《中国: 长期发展问题和选择》), Johns Hopkins, Baltimore.

表一 经修正的运用二种投入的超越对数生产函数。

1. 资本用这一时期原始数据的平均数。2. 采用杰弗逊、罗斯基和郑 1992 年所使用的资本缩减指数。

| | α_0 | α_T | α_K | α_L | $\frac{1}{2}\alpha_{KK}$ | adj. R ² |
|------|-----------------------------------|------------------|-----------------|-----------------|--------------------------|---------------------|
| 食品加工 | -1.460 (-2.32) | -.096 (-2.40) | .585 (6.96) | .638 (5.59) | -.310 (-3.38) | .444 |
| | TestH0: $\alpha_K + \alpha_L = 1$ | | | | F=6.68 | |
| 纺织 | -.342 (-0.74) | -.100 (-2.90) | .735 (4.03) | .310 (1.74) | .198 (1.44) | .627 |
| | TestH0: $\alpha_K + \alpha_L = 1$ | | | | F=0.57 | |
| 原材料 | -.335 (-2.74) | -.027 (-0.95) | .309 (4.16) | .773 (8.38) | .002 (0.04) | .738 |
| | TestH0: $\alpha_K + \alpha_L = 1$ | | | | F=5.01 | |
| 机械制造 | .696 (2.08) | .014 (0.68) | .272 (5.07) | .568 (8.60) | -.112 (-1.64) | .485 |
| | TestH0: $\alpha_K + \alpha_L = 1$ | | | | F=15.61 | |
| 全部 | -.216 (-1.20) | -.040 (-2.84) | .445 (14.52) | .553 (14.20) | -.060 (-2.05) | .602 |
| | TestH0: $\alpha_K + \alpha_L = 1$ | | | | F=.004 | |

F(1,300)的标准值: F=3.87at95%, F=6.73at99%, F=11.0at99.9%。

表二 经修正的运用两种投入的超越对数生产函数(资本数据已被调整)

1. 管理和销售人员从劳动投入中被排除。2. 资本存量中非生产性固定资产被排除。
3. 采用杰弗逊、罗斯基和郑 1992 年的资本缩减指数

| | α_0 | α_T | α_K | α_L | $\frac{1}{2}\alpha_{KK}$ | adj. R^2 |
|------|-----------------------------------|-------------------|-----------------|-----------------|--------------------------|------------|
| 食品加工 | -1.963 (-3.14) | -0.081 (-2.09) | .520 (6.32) | .807 (7.23) | -.398 (-4.23) | .466 |
| | TestH0: $\alpha_K + \alpha_L = 1$ | | | | F=13.76 | |
| 纺织 | -.020 (-0.05) | -0.080 (-2.52) | .733 (3.02) | .303 (1.25) | .075 (0.58) | .653 |
| | Test: $\alpha_K + \alpha_L = 1$ | | | | F=0.40 | |
| 原材料 | -.710 (-2.24) | -0.08 (-0.30) | .292 (4.54) | .791 (9.03) | -.023 (-0.44) | .739 |
| | TestH0: $\alpha_K + \alpha_L = 1$ | | | | F=4.45 | |
| 机械制造 | 1.000 (3.11) | .023 (1.20) | .207 (3.26) | .613 (8.44) | -.205 (-2.98) | .496 |
| | TestH0: $\alpha_K + \alpha_L = 1$ | | | | F=20.58 | |
| 全部 | -.065 (-0.37) | -.020 (-1.44) | .421 (13.48) | .576 (14.10) | .088 (-2.87) | .608 |
| | TestH0: $\alpha_K + \alpha_L = 1$ | | | | F=0.008 | |

F(1,300)的临界值: F=3.87at95%, F=6.73at99%, F=11.0at99.9%。

表三 中间投入品的过度缩减和产出品缩减不够

Psrt A: JRZ 的增加值缩减指数和官方价格

| JRZ 的 SOE 样本 | | | | 官方统计 | |
|--------------------|--------------------------------|--------------------------------|------------------|--------------------------|------------------------|
| 现价计的增 加值 (a) | 1980 年不变 增加指数的 增加 (b) | 1980 年不变 增加指数的 增加 (c) | (a)/(b) = (c) | 工业增加 值 缩减指数 (d) | 消费者 价格 指数 (e) |
| 1980 | 131.9 | 131.9 | 100.0 | 100.0 | 100.0 |
| 1981 | 131.8 | 133.2 | 98.9 | 100.9 | 102.4 |
| 1982 | 137.3 | 141.5 | 97.0 | 100.7 | 104.4 |
| 1983 | 150.1 | 158.1 | 94.9 | 100.8 | 105.9 |
| 1984 | 172.1 | 184.6 | 93.2 | 103.0 | 108.9 |
| 1985 | 205.8 | 218.3 | 94.3 | 107.8 | 118.5 |
| 1986 | 220.7 | 240.9 | 91.6 | 113.0 | 125.6 |
| 1987 | 252.9 | 269.4 | 93.9 | 115.4 | 134.8 |
| 1988 | 306.3 | 316.7 | 96.7 | 126.1 | 159.7 |

Part B: 匈牙利、波兰渐进式改革时期增加值缩减指数与消费者价格指数的同步运动

| 波兰 | | | 匈牙利 | |
|------|---------------|---------|---------------|---------|
| | 工业增加值缩减 指数 | 消费者价格指数 | 工业增加值缩减 指数 | 消费者价格指数 |
| 1972 | | | 100.0 | 100.0 |
| 1973 | | | 104.1 | 103.3 |
| 1974 | | | 107.8 | 105.2 |
| 1975 | | | 110.9 | 109.2 |
| 1976 | | | 109.6 | 115.0 |
| 1977 | | | 113.6 | 119.5 |
| 1978 | | | 116.4 | 125.1 |
| 1979 | | | 119.2 | 136.2 |
| 1980 | | | 108.3 | 148.8 |
| 1981 | | | 110.4 | 155.6 |
| 1982 | | | 117.9 | 166.4 |
| 1983 | | | 122.0 | 177.2 |
| 1984 | 100.0 | 100.0 | 130.7 | 192.5 |
| 1985 | 116.3 | 115.1 | 142.5 | 206.1 |
| 1986 | 138.9 | 135.4 | 147.8 | 216.9 |
| 1987 | 179.8 | 169.5 | 159.8 | 234.7 |
| 1988 | 301.3 | 271.5 | 184.3 | 273.0 |
| 1989 | 1224.3 | 953.4 | 223.1 | 319.2 |

表六 三要素投入的生产函数:柯布—道格拉斯型

1. 因变量为企业的总产出;2. 200个,1984—1987年;3. 资本缩减指数取自JRZ;
4. 只用了生产性资本和生产性劳动力。

| 方程 | 常量 | α_T | α_K | α_L | α_M | adj. R ² |
|-----|------------------|----------------|----------------|-----------------|-----------------|---------------------|
| (1) | .327 (1.30) | .005 (0.15) | .339 (8.08) | .206 (11.99) | .206 (7.45) | .71 |
| (2) | .531 (2.16) | .004 (0.13) | .307 (7.52) | .584 (11.98) | .245 (9.27) | .72 |
| (3) | .352 (1.39) | .018 (0.54) | .339 (8.08) | .206 (11.99) | 2.06 (7.46) | .71 |
| (4) | -.085 (-0.50) | .064 (2.54) | .237 (7.00) | .557 (14.87) | .297 (13.33) | .75 |

a. 方程(1)中的原材料投入按现行价格计算

表四

三种投入的 C-D 生产函数

1. 用企业型产出品缩减指数缩减原材料; 2. 资本品缩减指数源于 JRZ;
3. 平均资本存量; 4. 排除了非生产性劳动和资本。

| | α_0 | α_T | α_K | α_L | α_m | adj · R ² |
|------|--|------------|------------|------------|------------|----------------------|
| 食品加工 | -0.353 | -0.040 | 0.132 | 0.048 | 0.956 | 0.933 |
| | (-1.97) | (-3.62) | (5.62) | (1.46) | (47.04) | |
| | TestH0: $\alpha_K + \alpha_L + \alpha_M = 1$ | | | | F=30.33 | |
| 纺织 | .210 | -.017 | .069 | .116 | .855 | .970 |
| | (1.64) | (-1.79) | (2.25) | (4.14) | (41.97) | |
| | TestH0: $\alpha_K + \alpha_L + \alpha_M = 1$ | | | | F=5.52 | |
| 原材料 | -.066 | -.016 | -.041 | .162 | .949 | .986 |
| | (-.95) | (-2.64) | (-2.97) | (8.09) | (95.02) | |
| | TestH0: $\alpha_K + \alpha_L + \alpha_M = 1$ | | | | F=6721 | |
| 机械 | 1.017 | -.002 | 0.101 | .010 | .834 | .958 |
| | (10.98) | (-0.33) | (6.41) | (0.48) | (75.60) | |
| | TestH0: $\alpha_K + \alpha_L + \alpha_M = 1$ | | | | F=23.21 | |
| 全部 | .363 | -.014 | .053 | 0.086 | .884 | .965 |
| | (7.11) | (-3.49) | (6.00) | (7.55) | (128.50) | |
| | TestH0: $\alpha_K + \alpha_L + \alpha_M = 1$ | | | | F=14.48 | |

F 标准值(1 : 300):

F=3.87at95%, F=6.73at99%, F=11.0at99.9%。

表五 经修正的两种投入的超越对数型生产函数

1. 因变量是增加值; 2. 200家 TVE, 1984~1987年; 3. 资本缩减指数源于 JRZ;
4. 非生产性劳动资本被排除

| A: 无约束估算 | | | | | | |
|-----------------|-------------------|----------------|-----------------|---------------------------|--------------------------|---------------------|
| 方程 | 常量 | α_T | α_K | α_L | $\frac{1}{2}\alpha_{KK}$ | adj. R ² |
| (1) | -1.105 (-4.37) | .077 (2.10) | .739 (8.56) | .395 (4.20) | .105 (4.21) | .57 |
| (2) | -.954 (-3.89) | .077 (2.17) | .756 (9.02) | .348 (3.80) | .108 (4.48) | .58 |
| (3) | -.640 (-3.10) | .088 (2.92) | .746 (10.46) | .351 (4.51) | .103 (4.89) | .66 |
| B: 用集约型检验规模收益可变 | | | | | | |
| 方程 | 常量 | α_T | α_K | $\alpha_K + \alpha_L - 1$ | $\frac{1}{2}\alpha_{KL}$ | adj. R ² |
| (4) | -1.105 (-4.37) | .077 (2.10) | .739 (8.56) | .134 (3.00) | .105 (4.21) | .20 |
| (5) | -.954 (-3.89) | .077 (2.17) | .756 (9.02) | .103 (2.37) | .108 (4.48) | .21 |
| (6) | -.873 (-3.96) | .095 (2.96) | .747 (9.81) | .114 (2.91) | .108 (4.79) | .25 |
| C: 附加规模收益不变 | | | | | | |
| 方程 | 常量 | α_T | α_K | α_L | $\frac{1}{2}\alpha_{KK}$ | adj. R ² |
| (7) | -.440 (-3.57) | .095 (2.63) | .720 (8.30) | .280 | .108 (4.31) | .19 |
| (8) | -.444 (-3.72) | .091 (2.59) | .741 (8.83) | .259 | .110 (4.57) | .20 |
| (9) | -.312 (-2.90) | .112 (3.51) | .732 (9.57) | .269 | .111 (4.91) | .24 |

(吴音译, 申鸣校)(责任编辑: 王利民)