

制造业企业相对效率的度量和比较 及其外生决定因素 (2000—2004)

刘小玄 李双杰*

摘要 本文采用随机前沿生产函数模型度量并比较了各种不同产业、不同地区、不同隶属关系和不同所有制企业的效率,发现企业效率在不同产业、地区和不同隶属企业之间,各年的效率差异明显表现出缩小的趋势。在比较产业之间的相对效率时发现,竞争的市场结构导致较高的企业效率,而垄断的市场则产生了较低的效率。在考察地区间效率差异时发现,高效率并非完全与高市场化地区具有相一致的趋势,而是趋向于具有资源分配优先权的地区。

关键词 企业效率, 经济转轨, 外生决定因素

一、导 言

效率是任何经济社会所关注的永恒命题,没有效率的社会是没有生命力的,在一个市场经济的社会,效率就意味着竞争力,意味着创新。没有效率的社会或国家,在开放的世界中是没有地位的。同样,效率也意味着为社会提供更多的可分配资源,一个社会的经济效率的提升还是降低,意味着该社会能够拿出多少有效资源进行分配。经济效率高的社会具有较丰富的资源,因而通常能够较好地解决扶贫济弱问题,解决收入差距过大的问题,因而能够为社会获得更大自由度的公平提供充分的空间。同时,在市场经济中,企业间的效率差异通常会随着竞争而趋同化,因而导致企业之间收益的趋同。因此,在这个意义上,效率和公平是一致的。

一个社会的经济效率,在相当大程度上取决于其最基本细胞——企业的效率,这是我们研究效率的一个基本起点。当中国正面临着一个转轨时代时,其提供了最充分的多元选择的机会,因而类似于一个很大的经济试验场。其中,各种企业组织形式和相应的产权结构层出不穷,那么,它们之间的竞争是否公平,以及可能产生怎样的竞争效果?这些都需要我们去仔细考察和追踪研究,需要根据现实发展的最新数据不断进行研究的更新。

关于中国的效率问题的研究早在20世纪80年代就由 Gary Jefferson 等人

* 刘小玄,中国社会科学院经济研究所;李双杰,北京工业大学经济系。通信作者及地址:刘小玄,北京月坛北小街2号经济所,100836;电话:(010)68034303;E-mail: xxliu@cass.org.cn。

开始,其后吴延瑞、郑京海、刘芍佳、胡永泰等的研究都从不同角度涉及对中国的经济效率的测度和原因的探讨。近年来,关于这方面的研究不断涌现,出现了一批相当不错的研究成果,对中国的生产率研究起到了很大的促进作用。

Jefferson *et al.* (2000) 度量了 1980—1996 年这段时期内不同所有制企业的生产率变化,发现集体企业保持了生产率的长期增长,而国有企业的生产率在 20 世纪 80 年代适度增长,但在 1992—1996 年期间出现持续下降。Jefferson *et al.* (2003) 利用 22000 家中国的大中型工业企业 1994—1999 年的数据,在各年度分别度量和比较了不同所有制企业的效率,发现国有制比重与生产率之间存在明显的负相关性,因而表明国有企业的所有制多元化改革是成功的;而且,即使是较低国有产权比重的国有企业,其效率也低于其他任何所有权类型的企业。涂正革和肖耿 (2005) 运用企业水平的面板数据,采用随机前沿生产函数模型,研究了中国的 37 个工业产业的大中型企业 1995—2002 年的全要素生产率的变化,发现在此期间 TFP 平均年增长率达到 6.8%,呈现出十分迅速的上升态势。郑京海等 (2002) 运用企业水平的面板数据 (1980—1994),采用 Malmquist 生产率指数进行度量,同时将其分解为技术进步和效率,来分析 800 家国有企业调查样本的效率变化及其效率的决定因素。刘小玄 (2000, 2004) 运用全国普查数据度量了影响产业效率的因素,发现产业中的不同所有制制比重对于产业效率具有十分重要的影响作用。吴延瑞 (Wu, 2000) 运用 1981—1995 年省级水平的面板数据,采用随机前沿生产函数模型度量生产率及其变化,发现地区之间的 TFP 变化在 20 世纪 90 年代具有收敛的趋势。王志刚等 (2006) 运用 1978—2003 年的分省数据,采用随机前沿模型对各地区之间的生产效率进行度量比较和分析,发现东部地区效率最高,其次是中部和西部,各地区间效率差异在此期间基本保持不变。

上述研究分别从不同角度涉及不同所有制企业、不同地区和不同产业效率的度量和比较。然而,对于不同所有制企业的比较,由于企业样本数据受到时间和空间的局限,往往不能反映最新的或全局的状况,企业效率和所有制的关系也在随着不同发展阶段而变化,因此,我们的研究试图在覆盖全国的制造业的总体基础上,跟踪观察其最新发展的动态,根据现实变化的数据来更新这项研究。

对于不同地区和不同产业的效率比较,以前研究由于采用分省或分产业加总数据,因此有很大局限性,往往只能以省或以产业为基础,度量较为宏观的生产率,而无法直接度量各省或各产业自身的效率。现在我们的研究采用了企业水平的数据,则能使得这种度量建立在更加准确的微观基础上,因而可以直接度量不同产业和不同省份企业的效率及其差异。

市场经济的发展路径大都依赖于相对效率的比较,即那些效率较差的企业会被竞争所淘汰,相对效率好的企业则能够胜出。因此,本文主要重点在

于度量不同企业的相对效率，把各类企业放在具有最可靠可比性的参照系下，进行度量和比较。我们主要关心的是，在经历了20世纪90年代的大规模的企业改制之后，国有企业是否还需要通过改制来提升效率？各种不同所有制类型、不同地区和不同产业的企业之间是否实现了竞争压力下的效率趋同化？决定企业效率差异的因素主要是什么？对于这些问题的回答，必然会涉及我们是否能够科学度量企业的相对效率及其差异，并找出存在其后的原因，这对于促进中国经济进一步的合理发展具有积极的意义。

通过对于中国在2000—2004年期间全部制造业的企业水平的数据的分析和研究，我们试图利用这个最全面的经验数据，更新以往的文献对中国企业效率的研究，发现最新的企业相对效率变化及其决定因素的证据，为中国转轨经济的重要发展过程和相应的结果提供比较完整的实证依据。

二、中国制造业的基本现状和数据描述

中国的企业改革最为集中的领域就是制造业，经过二十多年的改革和放开，制造业已经逐步成为竞争性行业，成为中国发展最快和各种创新最活跃的领域。因此，我们考察企业改革的效果和测定企业效率，也就自然地集中在制造业领域。

我们选择的制造业，是工业部门中扣除了采掘业和电力煤气自来水部门之后的所有轻重工业部门，合计约三十个产业（产业代码从13至43）。数据涵盖了这些产业内的全部国有和非国有的规模以上的企业，与中国统计年鉴上的工业企业统计口径基本一致。数据来源于国家统计局，从2000年至2004年共计5个年份（见表1）。因此，这个数据库能够代表目前中国制造业的基本主导现状。我们就是以这个制造业的数据库为基础，来测定和比较企业的效率水平，来分析和研究企业效率的决定因素。

表1 2000—2004年制造业的基本现状描述

年份	全部工业企业数(个)	全部制造业企业数(个)	制造业销售收入占工业销售收入比重(%)	制造业就业占工业就业比重(%)	制造业资本占工业资本比重(%)
2000	162 883	148 277	85.20	82.85	66.58
2001	169 031	155 410	85.71	83.27	64.76
2002	181 557	166 868	85.96	83.63	64.24
2003	196 222	181 186	86.63	84.96	63.12
2004	279 092	259 412	86.26	85.55	62.69

注：这里的全部企业的统计口径是指全部国有和非国有的规模以上的企业，即与《中国统计年鉴》上的相应口径一致。

从计划经济向市场经济的转轨时期，最大的变化就是企业所有制和企业隶属关系也需要相应地从传统的公有制向民营体制转化，从隶属各级政府行政管理下的企业向无隶属的市场企业的转化。

从表2可以看到,2000年国有企业的数量占全部制造业的21%,然而到2004年这一比重只有5.6%,其绝对数从近两万八千家降至一万三千多家,下降了50%以上。集体企业数量占全部制造业企业的比例也从25%降至6%,企业数目减少近两万家。股份合作制企业也有所下降,企业数目减少了两千多家。股份有限公司略有上升,企业数增加了一千多家。港、澳、台和外资企业的数量都有大幅上升,分别增加了一万多家。上升最为迅速的是有限责任公司和私营企业,前者从2000年的8%上升到2004年的14%,增加了两万四千多家新企业,而私营企业数量占全部制造业企业的比例则从15%猛增至45%,企业数净增八万多家。

从企业的行政隶属关系的变化也可以看到在这一时期的转轨剧烈变化的特征。计划经济的特点就是,任何企业都有其行政隶属关系,从中央到省、市,再到地、县、乡、镇、村等,形成一个庞大的无所不包的网路,每个企业都处在这个行政控制网络之中。然而,市场化则突破了传统的行政网络,建立起以市场横向联系,而非纵向隶属的关系网。因此,在2000—2004年这个时期,我们能够看到,至2004年高达76%的企业不再具有传统的行政隶属关系,而在2000年这一比例只有15%。除了大量新增企业不再具有传统隶属关系,在原有具有隶属关系的企业中,下降最多的是乡村企业和县属企业,减少数量分别从一万多家至两万多家不等。其次是地市企业和镇属企业,分别减少了五千多和四千多家。省属企业数量略有减少,只有几百家,中央隶属企业则不减反增,增加了大约四百多家。

表2 2000—2004 制造业的所有制和隶属关系分布

	2000年		2001年		2002年		2003年		2004年	
	企业数	比重	企业数	比重	企业数	比重	企业数	比重	企业数	比重
注册类型										
国有	27 960	0.21	22 365	0.15	18 868	0.12	14 739	0.09	13 350	0.056
集体	33 856	0.25	27 325	0.19	24 016	0.15	19 469	0.11	14 340	0.060
股份合作	10 253	0.08	10 237	0.07	9 538	0.06	8 721	0.05	7 387	0.031
有限责任	10 664	0.08	15 490	0.11	18 741	0.12	22 453	0.13	34 214	0.144
股份有限	4 447	0.03	4 888	0.03	5 207	0.03	5 515	0.03	5 900	0.025
私营	20 745	0.15	33 855	0.23	45 817	0.30	63 521	0.37	109 257	0.458
港澳台	15 381	0.11	17 278	0.12	18 115	0.12	20 260	0.12	26 253	0.110
外资	11 050	0.08	12 254	0.08	13 665	0.09	16 439	0.10	26 640	0.112
其他	1 553	0.01	1 382	0.01	1 274	0.01	1 217	0.01	992	0.004
合计	135 909	100%	145 074	100%	155 241	100%	172 334	100%	238 333	100%
隶属分类										
中央	2 928	0.02	2 596	0.02	2 793	0.02	2 597	0.01	3 369	0.01
省	7 501	0.05	7 312	0.05	6 896	0.04	6 473	0.04	6 939	0.03
地市	17 673	0.13	16 234	0.11	15 295	0.10	14 528	0.08	12 189	0.05
县	32 461	0.24	26 856	0.18	25 120	0.16	23 181	0.13	15 723	0.07
街道居委	3 521	0.03	4 034	0.03	4 211	0.03	4 609	0.03	3 618	0.02

(续表)

	2000 年		2001 年		2002 年		2003 年		2004 年	
	企业数	比重	企业数	比重	企业数	比重	企业数	比重	企业数	比重
镇	12 895	0.09	14 754	0.10	15 230	0.10	17 571	0.10	8 889	0.04
乡	22 283	0.16	14 258	0.10	12 500	0.08	10 637	0.06	2 303	0.01
村	17 463	0.13	13 567	0.09	13 107	0.08	12 481	0.07	5 361	0.02
其他	20 045	0.15	46 760	0.32	61 823	0.39	81 659	0.47	179 942	0.76
合计	136 770	100%	146 371	100%	156 975	100%	173 736	100%	238 333	100%
股权分类										
gj100%	23 067	0.17	18 700	0.13	15 525	0.10	12 417	0.07	11 395	0.05
jt100%	22 307	0.16	19 183	0.13	16 601	0.11	12 997	0.08	14 002	0.06
fr100%	14 355	0.11	16 889	0.12	19 786	0.13	25 480	0.15	34 545	0.14
gr100%	23 339	0.17	35 619	0.25	47 578	0.31	62 149	0.36	101 091	0.42
got100%	6 675	0.05	7 976	0.05	8 549	0.06	10 723	0.06	16 834	0.07
ws100%	4 394	0.03	5 484	0.04	6 689	0.04	8 343	0.05	13 150	0.06
混合股权	41 772	0.31	41 223	0.28	40 513	0.26	40 225	0.23	47 316	0.20
合计	135 909	100%	145 074	100%	155 241	100%	172 334	100%	238 333	100%

注：股权分类中，gj100%为完全国有企业，jt100%为完全集体股企业，fr100%为完全法人股企业，gr100%为完全个人股企业，got100%为完全港澳台股企业，ws100%为完全外资股企业，除以上 6 种企业外，其余均为混合股权的企业。由于一些企业数据中涉及的股权信息不完整或遗漏，故这部分企业作为统计缺失处理，所以企业总数略少。

从表 2 提供的隶属关系的变化中可以发现，在这段期间，大量的乡村集体企业和县属公有企业实行了民营化，因而脱离了原先的隶属关系，许多地市属企业也是民营化的重要来源。省级企业数量的减少表明，较高等级地位和较大规模的企业的民营化速度较慢，而中央企业数量略增的情形则表明，在中央控制的一百多家大企业集团中，通过集团的层层控制，实际上已发展出一个庞大的具有两三千多家子孙公司的央企集团系统，而不少企业还正在努力加入这个中央的企业集团体系，以求得到其中可能的优惠关联或保护。市场竞争似乎只对中下层级的企业产生压力，对于中央企业来说，可能具有较强的行政垄断力量的支持，因而还远未形成足够的市场压力。

本文采用的数据库来源于国家统计局，该数据包含了从 2000 年至 2004 年全部国有以及规模以上非国有的工业企业。这个数据库是中国最为权威的数据来源，能够全面的代表所有的制造业企业，也不会存在抽样偏差或以偏概全的问题。因此，在这样的数据来源的基础上，我们能够全面地描述和揭示出中国企业在经济转轨的这一特定时期的基本变化特征。

在处理数据的过程中，我们特别注意到了以下的问题，并进行了相应的考虑和处理。

(1) 各年的统计口径不太一致，不仅指标变量每年有所不同，而且统计指标也在变化，这就给我们的动态变化分析增加了难度。例如，从 2003 年开始，产业划分标准作了某些调整，因此，在做有关产业指标的统计处理中，必须考虑到某些产业代码指标的变化。又如，规模指标也进行了调整，从

2003年起,大、中、小企业的规模统计口径进行了较大调整,提高了大中企业的规模标准。因此,我们的分析主要以各个年份的截面分析为主,通过比较静态的方法,来获得近似的动态变化效果。

(2)除了2001年和2004年以外,各年都有增加值指标,因此,为了得到该指标,我们依据统计规定的口径,分别通过计算得到该指标。其中,2001年的计算公式为:增加值=总产值-中间投入+增值税;由于2004年没有总产值指标,其计算公式为:增加值=销售收入+期末存货-期初存货-中间投入+增值税。

(3)2000—2003年的统计数据是国家统计局按常规方式搜集的,是把各地统计机构上报的统计数据汇总的结果,2004年的数据则是以大规模的全国普查数据为基础得到的,这是动员了更多人力物力的调查汇总的结果。因此,2004年的企业数目大大超过上年,其中很难区分有多少是当年新增企业数,有多少是以前未上报统计数据的企业。

三、分析方法和模型框架

效率度量有参数方法和非参数方法两种,非参数方法如数据包络分析(DEA)不需要已知生产函数的具体形式,只要已知投入产出的数据即可通过线性规划模型来度量效率。参数方法是通过设定具体的生产函数,通过经济计量方法估计参数和效率值,以随机前沿分析(SFA)为代表。

本文我们采用随机前沿生产函数模型来进行效率的估计。生产函数所估计的效率是综合性的,比起单一的劳动生产率具有更全面的视角和综合效果。前沿生产函数的理论意义在于,考察样本企业相对于其生产可能性边界的关系,从中可以计算出企业水平上的效率。前沿生产函数的方法论上的意义在于,其能够排除服从正态分布的误差项,仅保留偏态分布的残差值,作为企业技术效率的近似值代表。

此外,之所以采用随机前沿(Stochastic Frontier)的估计方法,而非确定前沿(Deterministic Frontier)的估计方法,主要原因是考虑到庞大的数据规模,其中可能存在的随机误差也会相应较多,采取确定前沿模型对于数据的精确度要求较高,而随机前沿模型则可以有效解决这些随机误差问题,不至于受到某些误差值或异常值的影响。对于我们这个十几万家企业的数据库来讲,不可能逐一地去核实每个观察值的准确性,因而SFA模型较为适合。

1977年,Meeusen and Broeck(MB)、Aigner, Lovell and Schmidt(ALS)同时提出了SFA模型,模型中考虑了随机因素对于产出的影响,稍后 Battese and Corra(BC)(1977)则写出了关于SFA的第三篇文章。他们的模型如下:

$$y = f(x; \beta) \cdot \exp(v - u),$$

其中 v 代表随机影响, $v \sim N(0, \sigma_v^2)$, $u \geq 0$ 代表着技术无效率。

MB 假设 u 服从指数分布, BC 假设 u 服从半正态分布, ALS 假设 u 服从半正态分布或指数分布。由最大似然法估计出了 β 、 σ_v^2 、 σ_u^2 后, 可以计算出样本的平均效率

$$E(-u) = E(v-u) = -\sqrt{\frac{2}{\pi}}\sigma_u,$$

(u 服从半正态分布) 和 $E(-u) = E(v-u) = -\sigma_u$ (u 服从指数分布),

遗憾的是, 以上模型不能计算每个观察点的效率。

1982 年, Jondrow 等把技术无效率项从残差中分离出来, 利用条件分布估计出每个观察点的技术效率, 这是一个很大的进步。因此, 随机前沿模型能够把每个企业样本的残差进行分离, 因而能够估计出每个企业的技术非效率水平。这种方法上的突破, 解决了随机前沿模型原先相对于确定前沿模型的一个弱点, 因而不仅能估计出全部样本的平均效率水平, 也能如同确定前沿模型那样, 估计出每个观察值的点效率。因此, 在最为微观层次的企业水平上, 而不是在加总水平上, 获取效率估计值, 以此为基础, 就能为我们进行不同分类组合的效率测定和比较提供了极大的便利。

随后有关 SFA 的研究均以此文为基础, 其发展集中体现在 Kumbhakar and Lovell (2000) 所著的 *Stochastic Frontier Analysis* 一书中。

SFA 的基本模型表示为

$$y_i = f(x_i; \beta) \cdot \exp\{v_i\} \cdot \exp(-u_i), \quad i = 1, 2, \dots, I,$$

其中, y_i 为第 i 家企业的实际产出; x_i 是第 i 家企业的 N 种生产要素的投入向量; f 是生产函数, 若取 C-D 生产函数, 则模型的一般公式是:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln x_{ni} + v_i - u_i, \quad i = 1, 2, \dots, I.$$

对 v_i 和 u_i 做如下的假设:

- (1) $v_i \sim \text{i. i. d } N(0, \sigma_v^2)$;
- (2) $u_i \sim \text{i. i. d } N^+(0, \sigma_u^2)$;
- (3) v_i 与 u_i 之间相互独立, 且与解释变量不相关。

v_i 代表跨企业的随机性, 例如测量误差、其他统计噪声和公司无法控制的随机冲击等。 u_i 涵盖了公司内部无效率因素的影响, 技术效率 TE_i 定义为实际产出与可能实现的最大随机前沿产出之比:

$$TE_i = \frac{y_i}{f(x_i; \beta) \cdot \exp\{v_i\}} = \exp(-u_i), \quad i = 1, 2, \dots, I.$$

我们根据这个模型进行分析时, 可以看到其具有的稳健性如下: (1) 如果

发现异常数据,则剔除了异常数据后的企业效率排序与带有异常数据的企业效率排序没有什么差异。例如在某一产业,发现有9个企业的观察值(增加值、职工人数、固定资产净值)的排序出现为1的情况,计算的企业效率排名与剔除了这9个异常数据后的企业效率排名的相关系数超过0.99,对排序没有影响。(2)对于 u_i 服从的分布假设差异也是稳健的,当假设 u_i 服从半正态、指数、伽马分布时计算的企业效率排序没有什么差异。如对某个产业进行了几种分布的效率测定,结果发现这三种分布计算的企业效率排序的相关系数均超过0.988,说明模型对不同分布假设是稳健的。(3)依据该模型编制的不同软件的计算结果无差异。例如,我们对几个产业进行了不同软件的计算测试,发现用LIMDEP软件和用FRONTIER软件的效率计算结果的相关系数超过0.998,对其效率顺序无影响。

本文首先根据SFA模型,分别以各产业(2位数代码产业)为基础,计算出每个企业在其所在产业内的效率水平。对于效率估计具体采用的是C-D生产函数,均假设 u_i 服从半正态分布。¹通过这种方式,能够有效地控制不同产业的特定技术差异对企业效率的影响。然后根据这些企业效率估计值,按照所有制、地区、行业和隶属关系进行分类度量,比较其间相对效率的差异和考察其在各年度的变化。最后,则把全部的企业效率估计值进行汇总,以企业效率估计值作为因变量,来进行多元回归,试图发现决定企业效率的外生因素。

理论上的效率与实践中的效率经常是有差距的,前者是在各种外部条件基本相同下,纯粹的反映企业投入产出之比的效率;后者则是在外生因素非常不同的条件下,企业在受到这些不同因素控制下所产生的效率。因此,当我们进行相对效率的比较时,如果无法保持“其余条件不变”这个假定,那么就不能只考虑企业的内生决定因素,考虑到外生因素的影响则是至关重要的。因为不同的外生因素会直接影响到企业行为,影响到其投入或产出的选择,因而也会直接产生不同的效率结果。因此,本文将主要考察企业效率的外生决定因素。

大体来说,以往大量涉及企业效率的研究文献主要可分为以下两大类。一是从增长的动态角度考察效率变化,采用面板数据,主要方法是全要素生产率(即TFP)的度量。可用OLS方法,还可以对于生产率主要采用M指数或随机前沿生产函数进行分解,将一般的综合生产率分解成技术进步和效率变化,以及规模和配置效率等,以便更具体地考察效率增长的不同来源。二是从静态角度考察相对效率及其变化,采用截面数据,主要方法仍可采用随机前沿(SFA)和确定前沿(DEA),以及一般的OLS方法。两种研究各有

¹ 运用该随机前沿生产函数模型的部分估计结果参见附录中的附表1。

特色，截面数据的静态分析主要反映同一时期内不同经济实体之间的相对关系，而对于生产率的考察往往能反映动态的增长效应，因而往往更受到重视。

不过，动态研究主要采取面板数据，对于数据指标的时间可比性要求很高，需要进行一系列的数据调整工作，这些数据处理环节越多，可能会造成的潜在误差也就越多。我们可能不知道这个结果的可靠性究竟多大，是否会错在某个中间数据处理环节。例如，对于资本存量指标进行估计，通常只能以产业为基础来进行，而一个通用的产业标准如何能够适用于该产业内众多不同企业的资本存量？产出指标的平减也是如此，不要说一个产业内可存在着多元化的许多种类产品，即使是一个企业也可能存在若干种不同产品，因此仅采用一个产业的价格指数来对企业水平数据进行平减，可想而知会存在不少误差。但是，我们也不可能对成千上万家企业数据分别逐个地进行重新估计和调整。对于微观水平上的效率差异分析，很可能就会出现开始时差之毫厘，而结果会谬之千里。

因此，为了分析的准确性，为了避免某些不准确的数据调整结果，我们采用了截面数据的分析，这样可以直接采用原始数据，因而可靠性较好，但是缺陷在于无法进行动态增长分析。为此，我们准备采用比较静态分析，其优越性在于，它不仅反映出特定期限内不同类型企业之间的相对效率，也能够通过不同时期的比较，反映出其发展和变化。同时，当我们有了一个比较可靠的来自原始数据的分析参照系时，就能够在此基础上进行更加复杂的动态分析。

因此，本文的研究基本以原始数据为基础，各种变量例如资本、劳动和产出，均采用不加处理的原始数据，资本指标采用固定资本净值，劳动指标采用企业职工人数，产出指标则采用企业净产值或增加值。在此基础上用各年的截面数据来进行比较静态分析，对不同所有制企业、不同省份和不同产业的各年的效率估计值进行度量和比较，并发现决定效率的可能原因。

四、效率的度量及其比较

（一）产业相对效率度量的结果

由于考察重点是企业之间的相对效率差异，而非企业效率的变化，因而我们没有对于价格变化因素进行平减，没有充分考虑市场波动的影响，但是，从各行业的效率上升的不同幅度，仍然可以看到产业之间的相对效率差异是明显的（见表3）。总体来看，除了烟草、石油加工和医药产业的效率有所下降，其他的绝大多数行业的效率都有不同程度的上升。这个产业效率差异直接体现在垄断性行业与竞争性行业之间，表明垄断对于效率的消极作用。

相对来说，各年产业效率均处于较低水平的主要有食品加工和制造业、

饮料制造、专用设备、仪表仪器等。由此可见,较低效率的产业一方面集中在一些初级加工产业和相应小规模企业为主体的产业,这些大都是由产业的技术特征决定的。另一方面,低效率产业还在一定程度上与烟草加工、专用设备、仪器仪表产业相关,这很可能是与这些产业的垄断性质相关,因为专用设备和仪器仪表通常较多地包含一些垄断性质的大宗订货,例如矿山、石化等专用设备,以及导航仪表、汽车仪表、试验仪表、地质气象海洋天文和环境保护等政府公用事业所需要的仪器等。

各年的效率较高的产业包括服装加工、文体用品、皮革毛皮制品、电子及通信设备等。这些产业最为明显的特点就是竞争性很强,没有进入壁垒,主要依靠人力资本和技术创新取胜,较少依赖国家控制的稀缺资源和行政性订货,更多依赖市场评价和消费者的市场选择。

表3 不同产业的相对效率比较

2000年		2001年		2002年		2003年		2004年	
行业	效率	行业	效率	行业	效率	行业	效率	行业	效率
服装制造	0.4773	服装制造	0.5029	服装制造	0.5022	服装制造	0.5435	电子通信	0.6369
橡胶制品	0.4472	皮毛制品	0.4661	石油加工	0.4930	文体用品	0.4904	皮毛制品	0.5532
文体用品	0.4407	文体用品	0.4641	文体用品	0.4832	其他制造	0.4877	服装制造	0.5406
皮毛制品	0.4264	其他制造	0.4536	其他制造	0.4806	纺织业	0.4760	金属制品	0.5177
塑料制品	0.4262	塑料制品	0.4529	皮毛制品	0.4594	电子及通信	0.4737	其他制造	0.5096
纺织业	0.4223	石油加工	0.4496	造纸制品	0.4553	金属制品	0.4732	木材加工	0.5071
非金属矿制品	0.4216	造纸制品	0.4455	纺织业	0.4434	皮毛制品	0.4673	化纤	0.5069
化纤	0.4163	非金属	0.4402	塑料制品	0.4426	石油加工	0.4598	橡胶制品	0.5041
烟草加工	0.4156	金属制品	0.4401	电子通信	0.4416	普通机械	0.4592	纺织业	0.4993
造纸制品	0.4132	橡胶制品	0.4371	非金属矿制	0.4381	橡胶制品	0.4546	普通机械	0.4947
普通机械	0.4127	有色金属	0.4334	木材加工	0.4379	塑料制品	0.4527	塑料制品	0.4903
金属制品	0.4087	化纤	0.4253	普通机械	0.4368	木材加工	0.4493	造纸制品	0.4883
家具制造	0.4039	电器机械	0.4234	化纤	0.4357	电器机械	0.4461	文体用品	0.4848
有色金属	0.4036	家具制造	0.4168	电器机械	0.4354	造纸制品	0.4428	黑色金属	0.4816
电器机械	0.3990	黑色金属	0.4106	有色金属	0.4232	家具制造	0.4391	电器机械	0.4805
石油加工	0.3979	普通机械	0.4105	橡胶制品	0.4169	非金属矿制品	0.4359	家具制造	0.4736
电子及通信	0.3888	化工	0.3991	烟草加工	0.4169	化纤	0.4278	交运设备	0.4667
木材加工	0.3864	医药	0.3872	交运设备	0.4051	化工	0.4269	非金属矿制	0.4648
化工	0.3758	仪器仪表	0.3863	化工	0.4032	烟草加工	0.4217	专用设备	0.4557
医药	0.3713	纺织业	0.3844	家具制造	0.4005	有色金属	0.4191	化工	0.4513
交运设备	0.3657	交运设备	0.3835	印刷业	0.3963	医药	0.4116	印刷业	0.4504
印刷业	0.3644	电子通信	0.3825	黑色金属	0.3855	仪器仪表	0.4115	有色金属	0.4463
专用设备	0.3474	印刷业	0.3754	医药	0.3833	交通运输设备	0.4103	仪器仪表	0.4260
仪器仪表	0.3453	专用设备	0.3617	仪器仪表	0.3760	黑色金属	0.3980	食品制造	0.4240
饮料制造	0.3345	烟草加工	0.3490	专用设备	0.3642	印刷业	0.3960	石油加工	0.4213
黑色金属	0.2381	饮料制造	0.3301	饮料制造	0.3445	专用设备	0.3903	食品加工	0.3905
食品加工	0.1822	食品制造	0.3282	食品制造	0.3413	食品制造	0.3606	医药	0.3897
其他制造	0.1785	食品加工	0.3219	食品加工	0.3355	食品加工	0.3596	饮料制造	0.3808
食品制造	0.1271	木材加工	0.1845	金属制品	0.2770	饮料制造	0.3544	烟草加工	0.3494
年平均	0.3703		0.4016		0.4157		0.4358		0.4719
年变异	0.2276		0.1525		0.1233		0.0974		0.1223

注:上述产业的效率按照从大到小的顺序进行排列,以便进行比较。

从以上的行业平均值来看，制造业的平均效率有所提高，但是由于这里的效率指标未考虑加权平均，所以通常并不直接作为动态的度量增长的总体指标，但可作为一个重要的参考指标。此外，由于经济周期或宏观波动对于企业效率变化也会有一定影响，当市场景气时，企业的产出增加，但固定成本则可能不会相应增加，因而会提高效率。所以考察企业效率动态变化需要有一个较长的周期，才能得到较为准确的判断。但是不管如何，这并不影响我们考察企业的相对效率的准确性。

从制造业内各产业之间的差异变化来看，变异系数指标在不断降低，也就是说，产业之间的效率差异在考察的5年期间有所缩小，这种现象可能是市场竞争必然导致的积极效果，竞争会促使各要素在不同产业之间流动，因而会出现效率差异愈来愈小的趋势。从2000年至2003年这种效率差异明显缩小，但是从2004年来看，其差异似乎又有所扩大，这应该引起我们今后研究的特别关注。

(二) 地区相对效率的度量结果

我们把各地区度量的效率从高到低进行了排序（见表4），发现上海、江苏、广东和山东经常处于最高效率水平的地位，只是到了2004年北京才跻身加入了较高效率水平的行列。福建、浙江、湖北和河北则处于第二梯队，效率最低的主要集中在西藏、贵州、甘肃、青海这几个边远省份。

表4 各地区相对效率比较

2000年		2001年		2002年		2003年		2004年	
地区	效率	地区	效率	地区	效率	地区	效率	地区	效率
上海	0.431	上海	0.469	江苏	0.449	上海	0.4898	上海	0.5394
江苏	0.418	广东	0.450	山东	0.448	江苏	0.4819	北京	0.5099
广东	0.416	江苏	0.439	上海	0.445	山东	0.4759	江苏	0.5020
山东	0.400	山东	0.438	广东	0.443	广东	0.4674	广东	0.4998
浙江	0.394	福建	0.421	福建	0.438	福建	0.4561	福建	0.4978
河北	0.384	湖北	0.420	湖北	0.427	湖北	0.4512	山东	0.4900
福建	0.380	浙江	0.416	浙江	0.418	浙江	0.4457	河北	0.4820
湖北	0.379	河北	0.410	北京	0.409	河南	0.4398	浙江	0.4729
北京	0.376	北京	0.404	河南	0.404	北京	0.4339	天津	0.4652
河南	0.371	河南	0.399	内蒙	0.402	内蒙	0.4313	内蒙	0.4650
辽宁	0.340	内蒙	0.397	河北	0.401	河北	0.4270	四川	0.4637
天津	0.335	天津	0.375	四川	0.384	天津	0.4119	河南	0.4627
内蒙	0.326	辽宁	0.369	天津	0.376	辽宁	0.4059	辽宁	0.4613
重庆	0.325	重庆	0.368	辽宁	0.372	四川	0.4055	安徽	0.4596
四川	0.325	四川	0.365	湖南	0.365	湖南	0.3980	湖北	0.4550
安徽	0.312	宁夏	0.356	安徽	0.362	吉林	0.3970	新疆	0.4525
吉林	0.311	安徽	0.347	重庆	0.361	重庆	0.3925	湖南	0.4472
宁夏	0.307	湖南	0.341	海南	0.352	安徽	0.3878	重庆	0.4460

(续表)

2000年		2001年		2002年		2003年		2004年	
地区	效率	地区	效率	地区	效率	地区	效率	地区	效率
湖南	0.299	吉林	0.338	宁夏	0.352	宁夏	0.3762	江西	0.4360
黑龙江	0.290	云南	0.325	吉林	0.351	江西	0.3700	吉林	0.4332
云南	0.284	新疆	0.324	黑龙江	0.340	黑龙江	0.3590	宁夏	0.4324
海南	0.284	山西	0.324	甘肃	0.338	陕西	0.3576	陕西	0.4273
广西	0.278	广西	0.323	广西	0.336	广西	0.3525	甘肃	0.4235
陕西	0.270	海南	0.320	山西	0.333	山西	0.3525	云南	0.4195
山西	0.268	陕西	0.319	江西	0.331	云南	0.3501	黑龙江	0.4189
江西	0.268	黑龙江	0.317	新疆	0.326	新疆	0.3417	广西	0.4156
贵州	0.265	江西	0.308	陕西	0.324	海南	0.3396	海南	0.4073
新疆	0.260	贵州	0.294	云南	0.321	青海	0.3260	青海	0.4053
甘肃	0.251	青海	0.282	青海	0.290	贵州	0.3107	山西	0.4026
青海	0.220	甘肃	0.282	贵州	0.273	甘肃	0.2891	西藏	0.3854
西藏	0.210	西藏	0.231	西藏	0.257	西藏	0.2530	贵州	0.3630
平均效率	0.322		0.360		0.369		0.393		0.4497
变异系数	0.1864		0.158		0.1405		0.1488		0.0872

注:上述地区的效率按照从大到小的顺序进行排列,以便进行比较。

从全部地区的年平均效率来看,总的发展趋势呈逐步上升状态,但是2004年的效率忽然有了大幅度提高,这很可能与市场波动和价格上涨因素有关。从地区效率的差异变化来看,各地区之间的差异随着时间推进而逐步缩小,这一差异的降低趋势也是明显的,并且与通货膨胀因素无关。

(三) 不同隶属企业的相对效率

表5 不同隶属企业的相对效率比较

隶属关系	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年
	效率	效率	效率	效率	效率
中央	0.3600	0.3811	0.3863	0.4020	0.4730
省	0.3353	0.3587	0.3642	0.3868	0.4723
地市	0.3268	0.3561	0.3636	0.4020	0.4593
县	0.3000	0.3378	0.3553	0.3843	0.4219
街道和居委	0.4432	0.4504	0.4412	0.4667	0.4857
镇	0.4186	0.4416	0.4350	0.4603	0.4775
乡	0.4111	0.4407	0.4434	0.4605	0.4717
村	0.4254	0.4519	0.4382	0.4683	0.4835
其他	0.4009	0.4314	0.4311	0.4567	0.4890
年平均	0.3802	0.4055	0.4065	0.4320	0.4704
年变异系数	0.1334	0.1143	0.0939	0.0853	0.0431

表5列出了不同隶属关系企业的效率。从期初的2000年来看,所有企业可以明显地分成两大板块,一块是县属、地市属、省属和中央企业这四种企业,其效率在30%—36%,而在街道企业、乡镇村和其他企业这几种类型,

效率明显高于前者，均在40%—44%之间。这个结果是令人吃惊的，那些效率明显较高的企业，不是中央企业或省属等地位高的企业，而竟然都是在行政隶属的边缘地带的企业，或者是那些没有传统行政隶属关系的企业。

然而，从各个年份的截面数据的比较来看，中央企业的效率增长率从2000年至2004年增长了11个百分点，省市地县属企业增长了约12—13个百分点，乡镇村和街道企业的效率增长了4—6个百分点。很明显，较高隶属级别的企业的增长率高于隶属级别低的企业。更具体地来看，这种增长的加速是从2003年之后开始的，在此之前，各类企业的增长率速度大致差不多，而2004年比2003年的增长率忽然有了很大差异。其中，中央企业和省属企业在一年内就增加7—8个百分点，而乡镇村之类的企业仅增加1—2个百分点。

正因为各种企业的效率提高速度不同，原来低效率企业的效率提高速度较快，因而两大隶属板块之间的差异也在不断缩小，除了县属和地市企业的效率略低外，其余各类企业的效率似乎都在趋同化。在两大板块之间，虽然仍存在着显著性差异，只不过这些差异的程度，从2000年的8—10个百分点，下降至2004年的2—3个百分点，要比原先小得多。

为什么分属两大板块的企业效率在这5年内，尤其是在2003年之后，具有如此明显的趋同化效果？原因可能是多样的，外部环境和市场变化都可能是重要原因，但其中原因之一可能归于企业所有制的变化。由于原有的计划体制下的较高等级的行政隶属企业大都是国企，当大量的低效率国企退出或进行改制后，才使得这些行政隶属的企业效率大大提高。

因此，所有的各种效率差异和变化都与企业所有制密切相关，考察企业所有制的差异和变化对与效率的影响，则必然成为我们研究转轨时期企业效率的重点。

（四）不同所有制企业的相对效率比较

最为一般的所有制分类是依据企业注册类型。根据现有的官方注册类型，我们把传统国有企业、国有独资公司和国有联营公司合并为国有范畴，把传统集体企业、集体联营合并为集体范畴，在私营企业范畴中则包括私营与合伙企业，以及私营股份公司，港澳台与外资范畴则包含各种合作、合资以及独资的三资企业。至于股份合作、有限责任和股份有限公司，我们直接依照原有的注册进行分类，没有进行合并。按照这样的分类，我们得到用随机前沿生产函数模型计算的各种所有制分组的平均效率。

由表6可见，国有企业的效率处于最低的水平，尽管其在缓慢上升，但与其他类型的企业比较而言，其要低大约十来个百分点。在所有企业中，外资企业的效率最高，相对于中间水平大约高五个百分点。绝大多数企业，即三种股份企业、私营企业和集体企业等，处于中间水平，其间并无显著的效率差异。

表6 按注册分类的不同所有制企业的相对平均效率

注册类型	2000年	2001年	2002年	2003年	2004年
国有	0.2429	0.2726	0.2822	0.2760	0.3747
集体	0.4042	0.4278	0.4229	0.4030	0.4794
股份合作	0.3870	0.4158	0.4105	0.3910	0.4687
有限责任	0.3703	0.4055	0.4083	0.3917	0.4798
股份有限	0.3995	0.4314	0.4328	0.4149	0.4877
私营	0.4010	0.4256	0.4250	0.4123	0.4779
港、澳、台	0.4148	0.4439	0.4469	0.4327	0.5094
外资	0.4451	0.4734	0.4681	0.4574	0.5351
其他	0.3790	0.4224	0.4227	0.4108	0.4802
年效率平均值	0.3827	0.4132	0.4133	0.3989	0.4770
年变异系数	0.1482	0.1358	0.1271	0.1213	0.0910

可以发现,从比较静态来看,2004年国企的平均效率比2000年上升了约13个百分点,而私营、集体和股份合作企业仅上升了约7个百分点,外资、港澳台、股份有限公司则上升了大约9个百分点。国企的效率增长速度最快。具体的从各年的增长来看,从2003年之后,增长速度明显加快。国企在此阶段忽然猛增10个百分点,其余企业也分别有不同程度的增长,但都小于国企的增长幅度。

不过,以上的注册类型分类往往不太准确,一些企业改制后仍然沿袭原先的注册类型,而并未作相应变化,因此,较为准确的分类则需要依据企业股权结构,根据股权的性质来进行所有制分类。以下我们将按照现有的6种股权性质进行分类,股权比例为100%的各自代表其所有制性质的企业,其余为混合股权企业。这样,可以得到完全国有、集体、法人、个人以及港、澳、台和外资这6种类型的纯粹所有制的企业,以及得到混合股权结构的企业,共分7种类型。

由表7可见,在不同所有制企业中,完全国有股企业的效率在所有企业中仍然是最低的,相对其他几种类型的企业,要低10来个百分点。除了完全国有股企业以外,其他的各种所有制企业之间,并无十分明显的效率差异,不过,纯外资企业的相对效率仍然高于其他企业大约5个百分点。

按照以上股权分类来看,与2000年相比较,完全国家股企业在2004年上升将近14个百分点,完全个人股、法人股和集体股企业上升了大约8—9个百分点,完全港澳台和外资企业则上升了9—10个百分点。这个结果与按注册分组的度量结果有些相类似,仍然是国有企业的效率增长幅度最大。正因为这样的不同增速,才可能使得各个分组之间的原有的效率差异有所缩小。

表 7 按照股权性质分类的不同所有制企业的相对平均效率

	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年
国家股 100%	0.2311	0.2643	0.2759	0.2723	0.3706
集体股 100%	0.3983	0.4237	0.4135	0.3957	0.4844
法人股 100%	0.3912	0.4207	0.4215	0.4074	0.4793
个人股 100%	0.3910	0.4193	0.4186	0.4067	0.4758
港、澳、台股 100%	0.4062	0.4370	0.4432	0.4264	0.5112
外资股 100%	0.4414	0.4676	0.4620	0.4526	0.5360
混合股权企业	0.4014	0.4302	0.4324	0.4190	0.4997
年变异系数	0.1787	0.1611	0.1496	0.1418	0.1093

从不同所有制企业的差异系数来看，其正在缓慢降低，但相对于隶属企业板块的明显的效率趋同化来看，不同所有制企业之间的效率趋同化并不十分强烈。其原因很显然，企业改制后其行政隶属关系往往未变，尤其是那些引进了一部分外部股权但仍保持一定国有股的企业，则会保持原先的隶属性，因此，改制对这些企业造成的效率提高必然带动了这些板块的整体效率的提高。但是，在按股权性质分组的企业中，完全的国有股企业通常不太可能得到这种改制因素的促进，而可能是来自其他方面因素的促进。所以，趋同化的结果并不如其他分组的效果明显。

值得注意的是混合股的企业，其不同于完全私人股或外资股的企业，也不同于传统公有制企业，其中有相当多的企业都是改制后形成的资本多元化的股份公司。这类企业表现出来的良好效率，标志着改制企业的效率提升是明显的。

五、企业效率的外生决定因素

在分别度量和比较了不同地区、不同行业、不同隶属关系以及不同所有制企业的相对效率之后，我们需要将以上这些因素综合起来进行考察，看看这些外生因素综合起来对于企业效率具有怎样的影响，它们各自具有怎样的不同程度的决定作用。

为此，我们需要建立多元回归方程，方程有如下形式：

$$EFF_i = a_0 + bOWE_i + cGM_i + dHY_i + eDQ_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

$$EFF_i = a_0 + bLS_i + cGM_i + dHY_i + eDQ_i + \varepsilon_i, \quad (2)$$

其中，因变量 EFF 为通过 SFA 模型计算得到的企业效率估计值， OWE 为所有制变量，我们主要采用企业的股权结构、注册类型指标来代表， GM 为规模变量， HY 为产业变量， DQ 为地区变量， LS 为隶属变量。由于隶属变量和所有制变量有较强的共线性，因此，我们将两者分别进行回归，故得到以上两个不同的方程，分别为所有制方程和隶属关系方程。在这两个方程的解

释变量中,除了股权结构采用的是连续变量以外,其余的变量基本上都是虚拟变量,各自代表其特定的性质。

对于上述回归模型进行检验的主要结果²描述如下:

(1) 将注册类型、股权结构、所有制类型分别代入多元回归方程进行检验,结果发现,在控制了行业、地区和规模变量的条件下,相对于其他类型企业来说,国有企业属性对于效率的影响是显著负面的,其消极作用是明显的。关于这点,无论是从注册类型,所有制类型,还是股权结构来看,均为如此。这个检验结果与以上我们测定的各种不同所有权分组的相对效率结果基本相同,因而从不同角度证实了国有制在决定企业效率中具有的显著的负面的决定作用。

(2) 在所有企业中,外资股权对于企业效率的积极影响作用显著最高,不仅大大高于国有企业,也明显高于其余的各种所有制企业,虽然高于后者的幅度并不太大(大约几个百分点),但也是很显著的。在其余各类企业,包括港澳台资、私营、股份和集体企业之间,并无显著的效率决定因素的差异。这个结果也与以上我们测定的分组相对效率的结果是一致的。这个结果表明,相对于国企,各类非国有股权均有积极的促进企业效率的决定作用,其中,外资的决定作用尤其较高,这可能与外资企业不仅具有企业制度合理性,还具有先进技术设备的优势密切相关。

(3) 从隶属关系来看,上述回归方程同样证实,对于企业效率的积极决定作用最为显著的是街道和居委会下属的企业,其不仅大大高于县、地市、省和中央企业的效率,也显著高于乡、镇、村属企业,虽然高于后者的幅度不太大。在县级以上的企业中,决定效率的作用高低大体上是按照等级排列的,即中央最高,省级其次,再次是地市属企业,最低是县属企业,这里表现出了公有企业在计划经济中的等级地位在很大程度上决定了公有范围内的企业效率,表现为计划等级地位与企业效率的正相关。然而,在更大的市场范围内,这个影响不再存在,企业效率则主要取决于企业的制度合理性和市场竞争压力的综合结果,并且出现了等级地位高的企业效率反而较低,等级地位低甚至无等级的企业效率反而较高的现象。这正是市场冲破了权力等级制度对于效率的束缚,依靠竞争的优越性产生的结果。

(4) 作为转轨时期的产物,大量的混合股权企业的出现,是企业改制的产物。这类企业具有良好的效率,表明改制后形成的混合股权对于企业效率具有积极的决定作用。

(5) 在产业效率的决定因素的比较中,较引人注意的是烟草行业,在

² 主要的回归结果分别包含各年的不同类型所有制变量与行业、省份和规模等变量的组合。由于篇幅限制,本文仅在附录的表2、表3、表4和表5中列出2000年和2004年的估计结果,而未列出所有年份的计算结果。如有感兴趣者,可与作者联系。

2000年该产业对于效率的积极作用处于最高档次上，而到2004年则跌至最低档次的水平。烟草行业的效率大幅度降低似乎与宏观调控不会有什么关系，该市场具有较稳定的需求，不会出现大起大落的波动。因此，其中原因很可能与市场保护或垄断有关。只有在垄断的市场保护下，效率的急剧下降才可能出现，否则必然导致企业退出市场。

电子通信产业对于效率的作用在2000年处于较低水平，而到2004年则跃为最高档次的水平上，这与市场需求急剧上升是密切相关的。类似的还有石油加工业，其在2002年处于最高水平上，但到2004年则落至最低档次上。钢铁业也是如此，2000年处于最低档次上，后来则逐步上升到较高水平。这两个行业对于效率的不同影响作用明显受到价格变化和市场波动的影响。

与平均效率度量（见表3）的结果大体一致的是，服装、建材、文体用品、橡胶、皮毛等产业，基本上处于较高效率的某种稳定状态，不受到市场波动什么影响；而食品、饮料、医药、仪器仪表、专用设备等行业，则处于较低效率的稳定状态。

总之，产业相对效率的决定主要来自该产业的所有制或股权结构，来自垄断或竞争的性质，某些产业还在较大程度上受到宏观调控和市场波动的影响。

(6) 在地区的效率决定作用的比较中，上海、江苏、山东总是处在最高的档次上，稳定不变。效率决定作用变化的一个明显特征是，2004年北京地区对于效率的作用急剧上升，甚至超过江苏山东，仅次于上海的水平。湖北、浙江、广东的相对作用则逐步下降，从原先的第一梯队落到了第二梯队。地区对效率变化的作用在很大程度上可能受到该地区新增投资的产业方向和新增企业性质的影响。北京、上海相对于广东、浙江的效率比较，似乎反映了某种政府力量与市场力量的比较。广东、浙江更多诉诸于分散化的民营企业和市场化的资源配置，而上海、北京则较多政府的政策优势支持和行政化的资源配置。在这样的相对效率变化中，似乎隐含着某种资源配置的控制力在起作用，而这种控制力往往不是来自市场，而是来自政府。

总之，地区相对效率的决定在很大程度上受到该地区市场发育成熟的程度、地区的所有制结构、地区的资源禀赋、资源配置和产业结构的影响，因而地区相对效率不仅是市场竞争的结果，是地区长期生产率积累的结果，也是产业结构和资源分配的结果。

六、基本结论和总结

本文采用随机前沿生产函数模型度量了各种不同产业、不同地区、不同隶属关系和不同所有制企业的效率，在效率度量的基础上，比较这些分类企业之间的效率差异，以及不同企业的效率增长态势。

基本的结论是,从各种分类企业的各年平均水平来看,企业的技术效率普遍都有所提高。

一般研究技术效率大都是考虑企业内生因素对于效率的影响决定作用,考虑企业是否以最小投入得到最大产出。然而,在中国,我们认为研究企业效率必须要考虑外部因素的影响,因为它们起着非常重要的决定作用。通过随机前沿生产函数模型,我们检验了现实中可能存在的决定中国制造业企业效率的外生因素。

为什么外生因素能够决定企业效率?这在某种程度上表明了市场的不完善、竞争的不充分、生产要素的流动障碍较高等,因而才导致了产业、地区、隶属和所有制这些外生因素对于企业效率及其差异产生了重要影响。在完善的市场经济下,这些因素不会导致企业之间产生较大的效率差异。因此,我们试图检验,在5年来的经济转轨时期中,企业效率是否具有趋同化的表现。

本文分析的结果表明,企业效率似乎的确具有趋同化的趋势,在不同产业、地区和不同隶属关系之间,随着时间的发展,效率的差异明显表现出缩小的趋势。然而,相对来说,在不同所有制企业之间,这种效率的趋同化并不太强烈,仅表现出缓慢的缩小趋势。究其原因,则在于国有企业的效率虽然有相当的改进,但相对其他企业来说其效率仍然偏低。尽管制造业国有企业的资本比重从2000年的42.5%降至2004年的18.66%,但是许多未退出的国企仍然是处于效率低迷状态。一个社会的整体效率水平的提高,首先有赖于最低边际上的效率的改进,因此,改变国企的低效率状态,对于提升整个社会效率,仍具有重要意义。

由于我们分析的数据与Jefferson *et al.* (2007)的最新论文采用的数据大致相同,因此有必要对于两者的结论略作比较。尽管采用的分析方法不同,但在考察不同地区企业之间的效率趋同化方面,共同地都发现不同地区之间的效率差异正在减少。不过在所有制差异方面,由于Gary等重点是考察加总的面板数据的生产率增长的差异,并未区分各产业的特点;而我们则在各年的截面上考察企业的相对效率差异,是以不同产业为基础来进行效率的估算,故结论也必然会有所不同。

我们的检验还表明,效率不仅与所有制相关,还与市场结构相关。在比较产业之间的相对效率时发现,竞争的市场结构导致较高的企业效率,而垄断的市场则产生了较低的效率。从不同性质的产业之间的效率差异就可以发现这一点。

然而,在分析地区效率差异的变化时,我们发现,高效率并非完全与高的市场化地区具有相一致的趋势,而是在某种程度上趋向于具有资源分配优先权的地区,因此,北京地区具有的先天资源配置优势可能会导致其效率上升,而市场化程度最高的浙江、广东地区的效率相对北京来说,则效率有所下降。因此,当某些稀缺资源成为发展瓶颈的时候,享有资源优先分配权的

企业则能优先提高效率。这可能也是许多民营企业近年来越来越多的寻求权力的庇护和支持的原因。

所以，仅考虑所有制一种因素对于效率的决定是不够的，尽管这是最为重要的决定因素之一。市场对于效率的决定作用不仅表现在市场波动和市场结构上，还表现在市场力量上，也就是说，具有控制市场资源的外生力量是决定企业效率的重要因素。在一般市场经济条件下，控制市场资源的力量通常来自企业内在竞争力，实际是一种内生因素，而在中国，这是一种外生的行政力量，是企业自身无法决定的。在这样的情形下，效率的决定就会偏离了市场竞争的轨道。外生因素的影响越大，市场就越会产生不公平竞争，因而可能产生的社会效率损失就会越大。

总之，本文对各年的外生决定因素进行检验的结果表明，地区、行业和隶属之间的效率差异在2000—2004年期间有所缩小，这可能是市场化竞争带来的进步。不过，这种进步似乎还可能会出现反复，市场力量还在一定程度上受控于政府之手，这只手仍在不同程度和不同方向上影响着企业效率。

附表

附表1 随机前沿生产函数的部分估计结果(纺织、机械、钢铁产业,2000—2004)

	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数
纺织					
变量	2000	2001	2002	2003	2004
截距	4.8301	5.0776	4.9065	4.8453	4.8159
ln(capital)	0.2207	0.1895	0.2415	0.2220	0.2254
ln(labor)	0.5187	0.5506	0.4867	0.5309	0.5344
方差参数					
sigma-squared	1.4307	1.7441	1.3441	1.2348	1.1835
sigma(v)	0.6325	0.6269	0.6294	0.6522	0.7001
sigma(u)	1.2832	1.6275	1.1876	1.0485	0.9543
Lambda	2.0288	2.5958	1.8868	1.6077	1.36298
观测值数量	10 248	11 550	12 624	14 363	22 722
机械					
变量	2000	2001	2002	2003	2004
截距	4.8769	4.8545	4.8081	4.7089	4.5954
ln(capital)	0.2527	0.2392	0.2354	0.2415	0.2657
ln(labor)	0.4510	0.4978	0.5232	0.5541	0.5437
方差参数					
sigma-squared	1.4711	1.4854	1.3826	1.3010	1.2328
sigma(v)	0.6631	0.6663	0.6918	0.6877	0.7777
sigma(u)	1.3132	1.3276	1.1971	1.1044	0.9566
Lambda	1.9802	1.9924	1.7303	1.6058	1.2301
观测值数量	8 755	9 584	10 291	12 137	19 309

(续表)

	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数	估计系数
钢铁					
变量	2000	2001	2002	2003	2004
截距	5.0919	4.6193	4.8341	4.852	4.4955
ln(capital)	0.2654	0.2466	0.2466	0.2564	0.2528
ln(labor)	0.6010	0.5873	0.5931	0.6144	0.7095
方差参数					
sigma-squared	1.8321	1.4869	1.5983	1.5420	1.3417
sigma(v)	0.1298	0.7238	0.6801	0.7227	0.9182
sigma(u)	1.8275	1.2989	1.4465	1.3622	0.9783
Lambda	14.0852	1.7945	2.1268	1.8848	1.0655
观测值数量	2751	2966	3109	3927	6656

注:(1)由于篇幅限制,本表只列出了三个行业分别在2000年至2004年各年的效率估计结果,实际共计算了30个行业5个年份,共计150个截面的估计值。与上述这些估计值一起,我们也分别得到各年各企业的效率水平,后者由于篇幅限制也未列出。

(2)所有变量的估计系数都非常显著, $P[|Z|>z]$ 均在0.0000的水平。故在表中不再一一标明。

附表2 企业效率的外生决定因素——股权结构、产业、地区和规模(2000年)

解释变量	估计系数	t 检验值	Pr> t	解释变量	估计系数	t 检验值	Pr> t
截距	0.2787	62.33	<0.0001	截距	0.2647	58.54	<0.0001
Gm2	-0.1194	-37.78	<0.0001	gm2	-0.1113	-35.04	<0.0001
Gm3	-0.1731	-56.09	<0.0001	gm3	-0.1597	-51.6	<0.0001
Jt	0.1369	89.88	<0.0001	100%集体股	0.1385	83.46	<0.0001
Fr	0.1332	82.14	<0.0001	100%法人股	0.1297	70.3	<0.0001
Gr	0.1384	87.07	<0.0001	100%个人股	0.1353	79.32	<0.0001
Got	0.1337	56.82	<0.0001	100%港澳台	0.1206	46.97	<0.0001
Ws	0.1757	70.82	<0.0001	100%外资股	0.1582	54.96	<0.0001
				混合股权	0.1305	89.49	<0.0001
烟草	0.2415	25.12	<0.0001	烟草	0.2461	25.47	<0.0001
服装	0.2327	84.76	<0.0001	服装	0.2377	86.28	<0.0001
橡胶	0.2144	48.26	<0.0001	橡胶	0.2154	48.23	<0.0001
建材	0.213	94.09	<0.0001	建材	0.2133	93.78	<0.0001
文体	0.1984	45.25	<0.0001	文体	0.2039	46.31	<0.0001
印刷	0.1951	57.83	<0.0001	塑料	0.1936	68.01	<0.0001
机械	0.193	76.85	<0.0001	印刷	0.1934	57.04	<0.0001
塑料	0.1903	67.14	<0.0001	机械	0.1926	76.31	<0.0001
造纸	0.188	60.75	<0.0001	造纸	0.1891	60.8	<0.0001
纺织	0.1868	76.88	<0.0001	皮毛	0.1889	52.65	<0.0001
皮毛	0.1833	51.31	<0.0001	纺织	0.1877	76.9	<0.0001
有色金属	0.1807	46.42	<0.0001	有色金属	0.1823	46.6	<0.0001
石油加工	0.1794	30.52	<0.0001	石油加工	0.1818	30.77	<0.0001
金属制品	0.1762	67.55	<0.0001	金属制品	0.1787	68.18	<0.0001

(续表)

解释变量	估计系数	t 检验值	$Pr> t $	解释变量	估计系数	t 检验值	$Pr> t $
家具	0.1734	35.91	<0.0001	家具	0.1774	36.57	<0.0001
木材	0.1707	43.95	<0.0001	木材	0.1725	44.21	<0.0001
医药	0.1672	47.74	<0.0001	医药	0.1649	46.85	<0.0001
电气电器	0.1621	61.23	<0.0001	电气电器	0.1642	61.72	<0.0001
化纤	0.1608	25.66	<0.0001	化纤	0.1619	25.7	<0.0001
化工	0.1594	66.51	<0.0001	化工	0.159	65.96	<0.0001
交运设备	0.1534	55.39	<0.0001	交运设备	0.1538	55.26	<0.0001
饮料	0.1407	40.02	<0.0001	电子通信	0.1397	43.13	<0.0001
专用设备	0.1389	49.69	<0.0001	专用设备	0.1384	49.28	<0.0001
电子通信	0.1374	42.61	<0.0001	饮料	0.1384	39.15	<0.0001
仪器仪表	0.1226	27.49	<0.0001	仪器仪表	0.123	27.44	<0.0001
钢铁	0.0188	5.11	<0.0001	钢铁	0.0207	5.62	<0.0001
其他制造	-0.0542	-16.19	<0.0001	其他制造	-0.0498	-14.79	<0.0001
食品制造	-0.0675	-21.45	<0.0001	食品制造	-0.0676	-21.36	<0.0001
湖北	0.021	5.83	<0.0001	江苏	0.0182	5.94	<0.0001
河北	0.0183	5.19	<0.0001	上海	0.0176	5.22	<0.0001
山东	0.0169	5.25	<0.0001	山东	0.0167	5.17	<0.0001
江苏	0.0164	5.37	<0.0001	湖北	0.0161	4.44	<0.0001
上海	0.0128	3.8	0.0001	河北	0.0153	4.32	<0.0001
河南	0.0066	1.96	0.0495	广东	0.0101	3.28	0.001
广东	0.0066	2.14	0.0321	河南	0.0043	1.28	0.1999
福建	0.001	0.28	0.7798	福建	0.0034	0.91	0.363
浙江	-0.0146	-4.61	<0.0001	浙江	-0.012	-3.79	0.0002
内蒙	-0.0226	-3.7	0.0002	内蒙	-0.0309	-5.02	<0.0001
辽宁	-0.0352	-9.59	<0.0001	辽宁	-0.0366	-9.9	<0.0001
吉林	-0.0367	-7.62	<0.0001	吉林	-0.0395	-8.15	<0.0001
海南	-0.0396	-4.33	<0.0001	海南	-0.0425	-4.63	<0.0001
宁夏	-0.0397	-3.96	<0.0001	天津	-0.0445	-11.79	<0.0001
天津	-0.0439	-11.68	<0.0001	宁夏	-0.0494	-4.89	<0.0001
江西	-0.045	-10.23	<0.0001	四川	-0.0508	-12.72	<0.0001
广西	-0.0462	-10.31	<0.0001	江西	-0.0516	-11.69	<0.0001
黑龙江	-0.0472	-10	<0.0001	湖南	-0.0531	-13.52	<0.0001
湖南	-0.049	-12.53	<0.0001	黑龙江	-0.054	-11.39	<0.0001
四川	-0.049	-12.32	<0.0001	广西	-0.0543	-12.08	<0.0001
新疆	-0.0501	-8.38	<0.0001	新疆	-0.0578	-9.61	<0.0001
安徽	-0.0564	-14	<0.0001	重庆	-0.0596	-11.68	<0.0001
重庆	-0.0581	-11.43	<0.0001	安徽	-0.061	-15.1	<0.0001
贵州	-0.0604	-11.55	<0.0001	贵州	-0.0664	-12.65	<0.0001
云南	-0.0656	-12.7	<0.0001	陕西	-0.0708	-14.98	<0.0001
陕西	-0.0661	-14.04	<0.0001	云南	-0.0724	-13.94	<0.0001
山西	-0.0706	-15.18	<0.0001	山西	-0.0774	-16.57	<0.0001
青海	-0.0804	-7.1	<0.0001	青海	-0.0908	-7.97	<0.0001

(续表)

解释变量	估计系数	t 检验值	Pr> t	解释变量	估计系数	t 检验值	Pr> t
甘肃	-0.1029	-22.78	<0.0001	甘肃	-0.1087	-23.96	<0.0001
西藏	-0.1055	-8.32	<0.0001	西藏	-0.1151	-9.04	<0.0001
F value	917.79		<0.0001	F value	873.82		<0.0001
Adj R-Sq	0.3048			Adj R-Sq	0.2977		
观察值数	135 908			观察值数	135 908		

注:(1)该回归方程的因变量为企业效率。gm1、gm2、gm3分别为大中小企业,划分标准为大企业总资产在4亿元以上,中型企业总资产在4千万元至4亿元之间,总资产在4千万元以下为小企业。这个标准是以国家统计局制定的规模标准之一为依据的。

(2)Jt为集体资本占总实收资本比重,fr为法人资本占实收资本比重,gr、got和ws分别为个人资本及港、澳、台资本和外商资本各占总资本的比重。Gj为国家资本比重,其作为上表里的以上变量比较的基准。

(3)各种纯股权与混合股权分组的虚拟变量,比较的企业基准为100%国家股的企业。

(4)产业虚拟变量比较的基准变量是食品加工业,地区比较的基准变量是北京。为了比较的方便,产业和地区的估计系数均按降序,从大到小进行排列。

(5)若把上表中的各种非国有资本比重或非国有股权企业作为比较中的基准参照系,那么国有资本或国有股权变量的系数就表现为显著负相关。从以上已经列出的以国有虚拟变量为基准参照系的比较中,可以很容易的看出这个负相关的结果来。由于篇幅的限制,本文没有把包含这些负相关的回归结果都列出来。

附表3 企业效率的外生决定因素——注册、隶属和规模(2000年)

解释变量	估计系数	t 检验值	Pr> t	解释变量	估计系数	t 检验值	Pr> t
Intercept	0.2955	66.6	<0.0001	Intercept	0.3484	66.84	<0.0001
Gm2	-0.1245	-39.49	<0.0001	gm2	-0.1219	-37.7	<0.0001
gm3	-0.1795	-58.07	<0.0001	gm3	-0.1836	-57.68	<0.0001
owe2	0.1455	101.44	<0.0001	L2	-0.0089	-2.31	0.0207
owe3	0.1293	63.39	<0.0001	L3	-0.0149	-4.24	<0.0001
owe4	0.1116	57.36	<0.0001	L4	-0.0067	-1.94	0.053
owe5	0.1149	42.26	<0.0001	L5	0.1056	23.9	<0.0001
owe6	0.1484	90	<0.0001	L6	0.0804	21.85	<0.0001
owe7	0.1313	70.38	<0.0001	L7	0.0810	22.83	<0.0001
owe8	0.1634	83.09	<0.0001	L8	0.0817	22.64	<0.0001
owe9	0.1093	24.9	<0.0001	L9	0.0660	18.58	<0.0001
F value	911.54		<0.0001	F value	791.96		<0.0001
Adj R-Sq	0.313			Adj R-Sq	0.2835		
观察值数	135 908			观察值数	135 908		

注:(1)本表由于篇幅限制,未列出地区和行业等控制变量的估计结果。

(2)owe1为注册类型国有企业;owe2为注册集体;owe3为注册股份合作;owe4为有限责任公司;owe5为股份有限公司;owe6为私营企业及其公司;owe7为港澳台资企业;owe8为外资企业;owe9为其他企业。

L1为隶属中央企业;L2为省属企业;L3为地市属企业;L4为县属企业;L5为街道居委会企业;L6为镇属企业;L7为乡属企业;L8为村属企业;L9为其他企业。

(3)其余同附表2。

附表4 企业效率的外生决定因素——股权结构、产业、地区和规模(2004年)

变量	估计系数	T 检验值	Pr> t	变量	估计系数	T 检验值	Pr> t
截距	0.4950	161.96	<0.0001	截距	0.4835	155.19	<0.0001
gm2	-0.0893	-43.61	<0.0001	gm2	-0.0858	-41.89	<0.0001
gm3	-0.1500	-75.5	<0.0001	Gm3	-0.1450	-72.96	<0.0001
Jt	0.0914	55.34	<0.0001	100%集体股	0.1002	56.05	<0.0001
Fr	0.0961	68.15	<0.0001	100%法人股	0.1014	65.95	<0.0001
Gr	0.0909	67.1	<0.0001	100%个人股	0.0970	67.26	<0.0001
got	0.0897	53.16	<0.0001	100%港澳台	0.0913	50.86	<0.0001
ws	0.1140	66.86	<0.0001	100%外资股	0.1148	62.34	<0.0001
				混合股权	0.1042	69.85	<0.0001
电子通信	0.1987	99.78	<0.0001	电子通信	0.1994	100.09	<0.0001
皮毛	0.1397	63.51	<0.0001	皮毛	0.1406	63.92	<0.0001
服装	0.1239	68.22	<0.0001	服装	0.1247	68.68	<0.0001
金属制品	0.1023	58.75	<0.0001	金属制品	0.1021	58.64	<0.0001
木材	0.1004	42.45	<0.0001	木材	0.1006	42.51	<0.0001
其他制造	0.0984	41.66	<0.0001	其他制造	0.0993	42	<0.0001
橡胶	0.0854	30.19	<0.0001	橡胶	0.0851	30.09	<0.0001
纺织	0.0826	52.94	<0.0001	纺织	0.0826	52.92	<0.0001
机械	0.0822	51.44	<0.0001	机械	0.0818	51.18	<0.0001
化纤	0.0757	19.57	<0.0001	造纸	0.0752	36.36	<0.0001
造纸	0.0756	36.53	<0.0001	化纤	0.0751	19.41	<0.0001
塑料	0.0747	41.56	<0.0001	塑料	0.0749	41.65	<0.0001
钢铁	0.0668	31.63	<0.0001	文体	0.0674	24.35	<0.0001
文体	0.0663	23.94	<0.0001	钢铁	0.0668	31.6	<0.0001
电气电器	0.0607	35.93	<0.0001	电气电器	0.0604	35.74	<0.0001
家具	0.0562	19.41	<0.0001	家具	0.0572	19.75	<0.0001
印刷	0.054	22.81	<0.0001	印刷	0.054	22.81	<0.0001
交运设备	0.0536	29.45	<0.0001	交运设备	0.0534	29.33	<0.0001
建材	0.0535	33.57	<0.0001	建材	0.0528	33.12	<0.0001
专用设备	0.0406	21.84	<0.0001	专用设备	0.0404	21.73	<0.0001
化工	0.0362	22.36	<0.0001	化工	0.0354	21.86	<0.0001
有色金属	0.0316	13.56	<0.0001	有色金属	0.031	13.32	<0.0001
食品制造	0.0102	4.37	<0.0001	食品制造	0.0101	4.32	<0.0001
仪器仪表	0.0074	2.81	0.0049	仪器仪表	0.0069	2.61	0.009
石油加工	0.0053	1.51	0.1298	石油加工	0.0057	1.64	0.1017
饮料	-0.0324	-11.56	<0.0001	饮料	-0.0334	-11.91	<0.0001
医药	-0.0355	-14.27	<0.0001	医药	-0.0368	-14.8	<0.0001
烟草	-0.0647	-6.4	<0.0001	烟草	-0.0591	-5.84	<0.0001
上海	0.0144	6.79	<0.0001	上海	0.0138	6.55	<0.0001
山东	-0.0193	-9.56	<0.0001	江苏	-0.0191	-9.94	<0.0001
江苏	-0.0195	-10.15	<0.0001	山东	-0.0191	-9.44	<0.0001
福建	-0.0235	-10.49	<0.0001	福建	-0.0227	-10.11	<0.0001
河北	-0.0237	-9.85	<0.0001	河北	-0.0243	-10.1	<0.0001
内蒙	-0.024	-6.12	<0.0001	内蒙	-0.0255	-6.51	<0.0001
河南	-0.0289	-12.56	<0.0001	河南	-0.0298	-12.97	<0.0001

(续表)

变量	估计系数	T 检验值	Pr> t	变量	估计系数	T 检验值	Pr> t
新疆	-0.0314	-6.42	<0.0001	广东	-0.032	-16.33	<0.0001
广东	-0.0334	-17.02	<0.0001	新疆	-0.0349	-7.14	<0.0001
四川	-0.0347	-13.66	<0.0001	四川	-0.0356	-13.99	<0.0001
辽宁	-0.0417	-17.97	<0.0001	辽宁	-0.0423	-18.26	<0.0001
湖北	-0.0418	-15.79	<0.0001	湖北	-0.0433	-16.37	<0.0001
湖南	-0.0442	-17.28	<0.0001	湖南	-0.0451	-17.64	<0.0001
安徽	-0.0445	-15.81	<0.0001	安徽	-0.0461	-16.41	<0.0001
天津	-0.0474	-18.37	<0.0001	天津	-0.0472	-18.27	<0.0001
吉林	-0.0487	-14.41	<0.0001	吉林	-0.0492	-14.58	<0.0001
西藏	-0.0494	-2.99	0.0028	浙江	-0.0494	-25.63	<0.0001
浙江	-0.0496	-25.71	<0.0001	江西	-0.0529	-17.12	<0.0001
江西	-0.0529	-17.12	<0.0001	西藏	-0.054	-3.27	0.0011
重庆	-0.0568	-16.35	<0.0001	重庆	-0.0579	-16.66	<0.0001
甘肃	-0.0575	-13.62	<0.0001	甘肃	-0.0602	-14.28	<0.0001
陕西	-0.0607	-17.22	<0.0001	陕西	-0.0635	-18.04	<0.0001
海南	-0.0655	-9.06	<0.0001	海南	-0.0647	-8.95	<0.0001
黑龙江	-0.0659	-19.56	<0.0001	黑龙江	-0.0679	-20.16	<0.0001
宁夏	-0.0666	-10.29	<0.0001	宁夏	-0.068	-10.51	<0.0001
广西	-0.068	-21.12	<0.0001	广西	-0.0697	-21.68	<0.0001
云南	-0.0711	-18.55	<0.0001	云南	-0.0737	-19.25	<0.0001
青海	-0.079	-9.3	<0.0001	青海	-0.0838	-9.86	<0.0001
山西	-0.09	-27.12	<0.0001	山西	-0.0921	-27.75	<0.0001
贵州	-0.1086	-27.58	<0.0001	贵州	-0.1112	-28.25	<0.0001
F value	772.07		<0.0001	F value	759.2		<0.0001
Adj R-Sq	0.1738			Adj R-Sq	0.1735		
观察值数	238 332			观察值数	238 332		

注:同附表2。

附表5 企业效率的外生决定因素——注册、隶属和规模(2004年)

变量	估计系数	T 检验值	Pr> t	变量	估计系数	T 检验值	Pr> t
截距	0.4907	160.88	<0.0001	截距	0.5542	154.5	<0.0001
gm2	-0.0896	-43.67	<0.0001	gm2	-0.0879	-42.34	<0.0001
gm3	-0.1496	-74.65	<0.0001	gm3	-0.1515	-75.02	<0.0001
owe2	0.1036	60.87	<0.0001	12	0.0037	1.25	0.21
owe3	0.0946	46.11	<0.0001	13	0.0020	0.74	0.4608
owe4	0.1012	69.89	<0.0001	14	-0.0112	-4.1	<0.0001
owe5	0.0934	42.69	<0.0001	15	0.0389	11.4	<0.0001
owe6	0.1017	75.34	<0.0001	16	0.0227	7.8	<0.0001
owe7	0.1007	64.03	<0.0001	17	0.0337	8.78	<0.0001
owe8	0.1214	79.16	<0.0001	18	0.0278	8.83	<0.0001
owe9	0.0990	21.73	<0.0001	19	0.0349	13.83	<0.0001

注:(1)本表由于篇幅限制,未列出地区和行业等控制变量的估计结果。

(2)其余同附表3。

参 考 文 献

- [1] Aigner, D., C. Lovell, and P. Schmidt, "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models", *Journal of Econometrics*, 1977, 6(1), 21—37.
- [2] Battese, G., and G. Corra, "Estimation of A Production frontier model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia", *Australian Journal of Agricultural Economics*, 1977, 21(3), 169—179.
- [3] Coelli, T., D. Rao, and G. Battese, *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1997.
- [4] Jefferson, G., A. Hu, X. Guan and X. Yu, "Ownership, Performance, and Innovation in China's Large-and Medium-size Industrial Enterprise Sector", *China Economic Review*, 2003, 14(1), 89—113.
- [5] Jefferson, G., T. Rawski, L. Wang, and Y. Zheng, "Ownership, Productivity Change, and Financial Performance in Chinese Industry", *Journal of Comparative Economics*, 2000, 28(4), 786—813.
- [6] Jefferson, G., T. Rawski, and Y. Zhang, "Productivity Growth and Convergence across China's Industrial Economy", *Journal of Chinese Economics and Business Studies*, 2008, forthcoming.
- [7] Jondrow, J., C. Lovell, I. Materov, and P. Schmidt, "On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model", *Journal of Econometrics*, 1982, 19(2—3), 233—238.
- [8] 刘小玄, "中国工业企业的所有制结构对效率差异的影响——1995年全国工业企业普查数据的实证分析", 《经济研究》, 2000年第2期, 第17—25页。
- [9] 刘小玄, "民营化改制对中国产业效率的效果分析——2001年全国普查工业数据分析", 《经济研究》, 2004年第8期, 第16—26页。
- [10] Meeusen, W. and J. van Broeck, "Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error", *International Economic Review*, 1977, 18(2), 435—444.
- [11] Kumbhakar, S., and C. Lovell, *Stochastic Frontier Analysis*. United Kingdom: Cambridge University Press, 2000.
- [12] 涂正革、肖耿, "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》, 2005年第3期, 第4—15页。
- [13] 王志刚、龚六堂、陈玉宇, "地区间生产效率与全要素生产率增长率分解(1978—2003)", 《中国社会科学》, 2006年第2期, 第55—66页。
- [14] Wu, Y., "Is China Economic Growth Sustainable? A Productivity Analysis", *China Economic Review*, 2000, 11(3), 278—296.
- [15] Zheng J., and A. Hu, "An Empirical Analysis of Provincial Productivity in China (1979—2001)", *Journal of Chinese Economic and Business Studies*, 2006, 4(3), 221—239.
- [16] Zheng, J., X. Liu, and A. Bigsten, "Efficiency, Technical Progress, and Best Practice in Chinese State Enterprises (1980—1994)", *Journal of Comparative Economics*, 2003, 31(1), 134—152.

Measurement, Comparison and Exogenous Determinants of the Relative Efficiency of China's Manufacturing Enterprises (2000—2004)

XIAOXUAN LIU

(Chinese Academy of Social Science)

SHUANGJIE LI

(Beijing University of Technology)

Abstract The study measures and compares the efficiency of different industries, regions and enterprises under different kinds of affiliation and ownership using stochastic frontier production function model. The results showed obvious convergence among different industries, regions and enterprises under different affiliations. When comparing the relative efficiency among industries, it shows that competitive market structure was related to higher enterprise efficiency and monopolistic market structure to lower efficiency. When comparing efficiency disparities among regions, the study finds out that the higher efficiency regions were not correlated with high degree of marketization but with those who had priority in resource allocation.

JEL Classification D24, L60, O53