

中国工业生产率的增长与收敛

谢千里 罗斯基 张轶凡*

摘要 本文采用的数据包括1998年和2005年中国所有规模以上工业企业。我们主要探讨了三个问题。第一,中国工业经济的增长多大程度上是由生产率的改变所驱动的;第二,不同所有制类型的企业生产率表现有何差异,包括对国有企业和各种非国有企业的比较;第三,我们探讨了沿海、东北部、中部和西部等四个主要经济区域的生产率水平是否存在收敛的问题。我们发现企业进入和退出样本对生产率增长有着特殊的影响。在1998年至2005年间,这种进入和退出促进了中国工业生产率的增长,并且加快了内陆省份生产率对沿海地区的追赶。

关键词 生产率, 增长, 收敛

一、引言

中国的改革在1992年邓小平视察南方之后又上了一级新台阶。尽管后来的亚洲金融危机造成了经济发展短时间的减缓,中国改革仍带来了经济的快速增长和生活水平的显著提高,其发展势头与20世纪中后期日本、韩国和中国台湾地区的经济迅猛增长极为类似。在各个行业中,尤以工业的增长最为显著。如下文表1所示,1992年至2005年期间,中国的工业以年均12.1%的实际增长率稳步发展。中国工业的增长在多大程度上由劳动力的增长和高投资率所推动,多大程度上由劳动和资本的生产率所推动已成为研究中国工业绩效的一个核心问题。

本文主要有三个研究目的。第一,估计1998年到2005年的劳动生产率、资本生产率以及全要素生产率(TFP)的增长率。我们的数据涵盖了1998年和2005年的全部国有及规模以上非国有工业企业,其工业增加值相当于2005年中国工业GDP的85%以上。没有进入样本的绝大多数为小型非国有企业和个体户。

* 谢千里,美国布兰代斯大学经济系;罗斯基,美国匹兹堡大学经济系;张轶凡,香港岭南大学经济系。通信作者及地址:谢千里(Gary H. Jefferson), Department of Economics, Brandeis University, Waltham, MA 02254, U. S. A.; E-mail: jefferson@brandeis.edu。我们感谢美国国家科学基金(award # SES-0519902),美国能源部生物及环境研究计划(contract # DE-FG02-00ER63030)和香港岭南大学直接研究计划(funding # DR07B4)提供的资助。

第二,文章检验了不同所有制类型的企业生产率水平和增长率的差异。企业数据包含了同时在1998年和2005年样本中的存留企业,以及在此期间进入或者退出样本的企业。企业的诞生和关闭是这些企业进入和退出样本的一个原因。此外,企业改制可能会导致企业所有权发生变化(包括全部或部分私有化)。因为我们依靠企业代码来追踪企业,企业改制可能使得该企业被分配一个新的企业代码,从而造成企业进入和退出样本。本文使用“进入”和“退出”描述样本数据的变化,不一定代表企业的诞生和关闭。本文估计了不包括进入和退出的平衡样本和包括所有企业的全样本生产率的差异,这对研究企业改制对中国总体工业绩效所起的作用有重要的借鉴意义。

第三,本文研究了劳动生产率、资本生产率和TFP在中国四个主要区域,即沿海地区、东北地区、中部地区和西部地区的差异程度,以及这些差异在1998到2005年间的变化。中国内部的技术传播和生产要素再配置是生产率和国民生活水平提高的潜在重要来源。如果实证表明不同区域的生产率水平有收敛的趋势,则意味着市场(比如不断增长的国内和国际市场)正在导致技术的传播和资源的配置在中国各工业部门之间趋于平均。相反,不同区域间生产率差距的拉大则说明技术和资源没有得到有效地传播,或者说至少这种技术和资源的传播没有与发达地区同步。本文的研究结果支持部分收敛的观点。

本文余下部分将以下面的顺序展开:第二部分回顾研究中国和其他东亚经济生产率增长的代表性文献;第三部分讨论本文采用的数据;第四部分介绍包括控制商业周期和产业结构在内的TFP估计方法;第五部分研究中国工业的整体生产率表现,同时讨论不同所有制类型的生产率差异;第六部分重点研究地区间生产率的差异;第七部分考察中国四个主要地区生产率收敛的情况;最后,第八部分总结了本文分析的基本结论。

二、文献综述

Young(1995)对要素积累和生产率在中国香港地区、新加坡、韩国和中国台湾地区经济起飞中所起到的作用分别进行了分析。此后,很多学者对这些亚洲新兴经济的生产率产生了浓厚的兴趣。Young认为,一旦考虑到要素投入,比如人力资本投入的激增,亚洲新兴经济TFP的增长与经济合作与发展组织和拉丁美洲经济的历史绩效是差不多的。

Young认为,在1966年至1990年间,中国香港地区和中国台湾地区的TFP经历了2%到3%的增长,韩国的TFP年增长率仅为1.7%,而新加坡的增长率趋于零。Young又分别估计了韩国、中国台湾地区和新加坡制造业的TFP增长,结果韩国制造业的TFP增长率仅为3.0%,中国台湾地区为1.7%,新加坡则为-1.0%。

这个最初的估计受到了来自多方面的质疑，值得注意的观点之一是 Hsieh (1999)。他通过运用增长核算的对偶方法，指出上述四个亚洲经济的 TFP 增长率实际上比 Young 用最初方法计算出来的值要大得多。Hsieh 采用生产要素价格的计算表明 TFP 增长率超过 Young 报告的数值达 3% 之多。以新加坡为例，Hsieh 把 Young 所估计的 -0.68% 的年度增长率调整到 2.39%。

Young (2003) 专门研究了 China。但是他并没有像 1995 年的论文那样分析中国工业或者制造业的生产率表现，而是把估计的范围扩展到所有非农业行业，包括服务业和建筑业。和他早期的研究方法类似，Young 把重点放在增加值和资本存量的平减指数以及劳动力数据的调整上。相对于 1978 年至 1998 年官方统计数据，Young 的数据很大程度上降低了生产率增长的估计。比如，使用原始官方数据估计平均每个工人产出的年增长率为 6.1%，平均每个有效工人产出的年增长率为 5.0%，平均每个资本单元的产出年增长率为 1.4%，TFP 的增长率为 3.0%，但经过 Young 对数据进行修正以后，以上四个数值就分别变成了 3.5%，2.6%，0.4% 和 1.4%。本文重点研究工业部门，使用企业层面数据进行分析，避免了 Young 文章中的一些问题。关于这些我们将在下一部分讨论。

Perkins and Rawski (2008) 估计了中国经济 TFP 的增长。他们发现在 1978 年到 2005 年的改革时期内，中国的 TFP 以年均 3.8% 的速度增长，为中国国内生产总值增长率的近三分之一。和 Young 一样，Perkins 和 Rawski 的分析用的是增加值、劳动力、物质资本和人力资本，这里不包括中间投入。在 1995 年到 2000 年和 2000 年到 2005 年两个时间段内，他们估计的 TFP 年增长率分别为 3.2% 和 3.1%。Perkins 和 Rawski 并没有提供农业、工业和服务业各自的 TFP 增长率，如果分开来计算的话很有可能显示工业生产率的增长率略高于 3.1%—3.2% 的平均水平。也就是说，比 Young 估计的韩国、中国台湾地区、中国香港地区和新加坡的制造业 TFP 增长率要高一些。

Zheng, Bigsten and Hu (2006) 的研究与 Perkins and Rawski (2008) 的研究有些相似，他们估计了 1978 年到 2004 年中国经济 TFP 的增长率（劳动力和物质资本）。他们假设资本投入份额为 0.6，这个数值即使不包括人力资本投入也比 Perkins 和 Rawski 估计的要高很多。Zheng-Bigsten-Hu 发现，1978 年至 1993 年间，中国的 TFP 以年均 4.15% 的速度增长，而在 1993 到 2004 年间则以 2.45% 的速度增长。Perkins-Rawski 与 Zheng-Bigsten-Hu 估计值的差异可能是因为后者的计算采用了较大的资本份额，而且没有把 GDP 增长率高于平均水平的 2005 年包括在样本中。和 Perkins-Rawski 一样，Zheng-Bigsten-Hu 也没有单独对工业的 TFP 增长率进行估计。

我们用国家统计局 (2006) 的总产出和就业数据编制了表 1，意在初步观察 1992—2005 和 1998—2005 中国工业部门生产率的增长情况。表 1 的统计数据表明，以不变价格衡量，1992 年到 2005 年工业 GDP 的平均增长率为

12.1%，增长速度由1992—1998年的14.2%下降到1998—2005年的10.4%。与此同时，我们注意到工业部门的就业人数在整个时段内出现轻微的下降，继1992年至1998年每年以1.6%的速度减少之后，就业人数自1998年至2005年以年均1%的速度缓慢增加。降低了的工业增长速度与工业劳动力的增长一起导致1998年至2005年间工业劳动生产率增长减缓。尽管1992—2005期间工业劳动生产率平均增长率为12.4%，在最初6年间增长率高达16.0%，而1998—2005年间则降为9.3%。

表1 工业绩效，1992年—2005年宏观数据

	工业GDP(十亿元， 1992年不变价格)	工业劳动力数量 (百万工人)	时间段	工业GDP 增长	工业劳动力 增长	劳动生产率 增长
1992	1 028	102.2	1992—1998	14.2	-1.6	16.0
1998	2 284	92.9	1998—2005	10.4	1.0	9.3
2005	4 562	99.4	1992—2005	12.1	-0.2	12.4

注：这些统计数据涵盖了制造业、采矿业和公用行业，但不包括建筑业。

数据来源：《中国统计年鉴(2006)》。

用国家统计局宏观统计数据得出的估计值可能有潜在的问题。国家统计局往往低估工业部门的就业人数，因为很多农民工将他们部分甚至全部劳动时间投入到工业生产当中。这些没有城市户口的农民工，在国家统计局的统计中仍然被划分为农业劳动力。因此，表1的数据有可能高估了中国工业部门的劳动生产率水平及其增长率。¹ 本文就业人数的数据直接从企业获得，因此我们的数据很可能可以避免高估或者低估工业部门就业人数的问题。

三、数据描述

本文采用的数据来自1998年和2005年国家统计局进行的年度企业调查。国家统计局的企业数据库包括所有国有企业和年度销售额在500万元人民币以上的非国有企业。《中国统计年鉴》的工业部分正是基于此数据库编撰的，《中国市场年鉴》提供了四位数行业的数据信息。

在国家统计局的数据库里，少数观察值存在异常。我们推断这些异常值可能和统计时的错误有关，比如报告单位为千而实际单位为万，或者报告单位为百万而实际单位应该为亿。为了解决这些异常值的问题，我们在筛选样本时遵从以下限制条件：(1) 就业人数(L)和固定资产净值(K)为正值；(2) 增加值(VA)和销售额的比率必须大于0小于1；(3) 剔除就业人数少于八个人的企业，因为大多数异常值来自这些没有可靠会计系统的个体户；(4) 剔

¹ Brandt, Hsieh and Zhu(2008)试图纠正这一错误。Jefferson, Hu and Su(2006)同时采用国家统计局的原始就业数据和 Brandt *et al.* 的修正数据，比较了中国农业、工业和服务业的劳动生产率水平。

除生产率最小和最大的企业，具体来讲，我们分别计算了 VA/L ， VA/K ， L/VA 和 K/VA 的值，然后将偏离均值四个标准差之外的企业从样本里删除。²

在我们的样本中，每个企业都被赋予了唯一的数字代码。那些经历了改制的企业，可能会被赋予新的代码。比如，当一些生产机床的企业被兼并到沈阳机床有限责任公司之后，这个新的企业实体被分配了一个不同于任何其他组成企业的新的代码。鉴于此，样本中企业代码的消失可能由以下三个原因引起：企业的停业；企业或企业年度销售额下滑至 500 万元人民币以下；或者由于企业改制导致的企业代码的变化。³ 同样的，样本中新的企业代码的出现可能由于企业的开办，企业的扩张使年度销售额超过了 500 万元人民币，或者改制（比如沈阳机床有限责任企业的例子）。为了处理这些问题，除了企业代码，我们还通过企业的开办年份、行业代码、地区代码、经理人姓名、企业地址和联系电话等信息来追踪 1998 年到 2005 年间存留的企业。

表 2 报告了本文所采用数据的基本统计值。数据表明，从 1998 年到 2005 年样本涵盖的企业数量近乎翻了一番。尽管企业数量的增加有可能是由年度销售额超过 500 万元企业数量的增加引起的，全样本数据表明企业的平均销售额从 4 225 万元上升到 7 756 万元。企业规模的大幅度增加表明，即使越来越多的小企业因满足年度销售额而进入了我们的数据，样本中平均企业规模仍然在迅速增加。

表 2 企业数据的基本统计值

	全样本		平衡样本	
	1998	2005	1998	2005
企业数量	128 363	259 873	41 783	41 783
沿海	77 211	178 277	27 973	27 973
东北部	7 154	16 085	2 011	2 011
中部	30 439	43 800	7 412	7 412
西部	13 648	21 711	4 387	4 387
销售额(千元)	42 255	77 562	66 397	155 481
(标准差)	(306 413)	(772 499)	(458 538)	(947 107)
增加值(千元)	12 631	21 933	20 383	44 351
(标准差)	(153 268)	(303 185)	(242 495)	(300 159)
企业平均员工数量(人)	389	257	544	514
(标准差)	(2 009)	(1 120)	(3 074)	(2 260)
固定资产净值(千元)	25 873	26 723	42 983	57 334
(标准差)	(268 842)	(365 564)	(391 882)	(499 118)
增加值/劳动力	43. 61	85. 81	47. 87	82. 25
(标准差)	(66. 46)	(115. 83)	(69. 65)	(114. 21)
增加值/资本	2. 68	4. 71	1. 99	2. 87
(标准差)	(10. 56)	(18. 78)	(7. 41)	(10. 73)

² 在筛选样本的过程当中，1998 年大约有 35 000 家企业和 2005 年的近 10 000 家企业从样本里剔出。

³ 我们对数据分析后发现那些既改变了所有制类型，也改变了行业分类代码、地址或者规模的企业更有可能改变它们在样本里的企业代码。而那些只改变了所有制类型的企业则不一定改变它们的代码。

从表2我们也可以发现,样本期间企业平均销售额和增加值有了显著的增加,固定资产净值略微增加,而企业的平均员工数却减少了。因此,劳动生产率经历了大幅度的提高,将近翻了一番。与此同时,在样本涵盖的7年间,资本生产率也随之提高了75%之多⁴。

综上所述,简单的数据分析表明,我们样本中工业企业的劳动和资本生产率有着显著的提高。我们将采用传统的回归模型去证实这些初步的结论,同时研究产业结构变化、所有制结构变化以及进入—退出模式在推动生产率增长中所起的作用。我们也将利用回归分析对中国四个主要地区生产率的收敛程度进行探讨。

四、研究方法

假定固定规模报酬⁵,我们估计以下生产函数:

$$\ln(VA/L)_{it} = \alpha_0 + \alpha_k \ln(K/L)_{it} + \sum_k \beta_k \text{IND}_{ik} + \epsilon_{it}, \quad (1)$$

在等式(1)中, α_k 代表我们在构造TFP时分配给资本的权重。遵照固定规模报酬的限定,劳动力的权重 α_l ,可被简单定义为 $(1-\alpha_k)$ 。等式(1)中的 $\sum_k \beta_k \text{IND}_{ik}$ 是一组两位数行业虚拟变量的估计,其中 $k=1, \dots, 37$ 。表3报告了等式(1)的回归结果。

表3 资本要素份额估计

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	平衡样本 汇总	平衡样本 汇总	平衡样本 固定效应	全样本 汇总	全样本 汇总
常数项	2.063*** (0.011)	1.998*** (0.015)	2.162*** (0.018)	2.145*** (0.005)	2.068*** (0.008)
2005年虚拟变量	0.456*** (0.007)	0.592*** (0.022)	n. a.	0.735*** (0.003)	0.848 (0.010)
$\ln(K/L)$	0.345*** (0.003)	0.364*** (0.004)	0.381*** (0.005)	0.292*** (0.001)	0.316*** (0.002)
$\ln(K/L) \times 2005$	n. a.	-0.037*** (0.006)	n. a.	n. a.	-0.034*** (0.003)
行业虚拟变量 (纺织业为参照)	yes	yes	no	yes	yes
观察值数量	83 566	83 566	83 566	388 236	388 236
调整的 R^2	0.199	0.200	0.159	0.216	0.217

注:*表示估计值在0.10水平显著,**表示估计值在0.05水平显著,***表示估计值在0.01水平显著。

⁴ Jefferson, Hu 和 Su(2006)同样指出,在1995年到1998年间资本生产率下滑之后,1998年至2005年间,中国大中型工业企业的资本生产率经历了大幅度的上升。

⁵ 固定规模报酬是在将Cobb-Douglas生产函数转化成密集形式的时候的假定条件,这个限制条件要求劳动和资本产出弹性之和为1。

在表 3 中，我们列出了五组 α_k 的估计值。列 (1)、(2) 和 (3) 使用的是平衡样本，列 (4) 和 (5) 则使用了全样本数据。⁶ 列 (2) 把 1998 年和 2005 年的数据放在一起，并且引入了 2005 年的虚拟变量，允许不同年份资本弹性存在差异。列 (3) 利用平衡数据的特点，采用了固定效应估计值，旨在控制由固定效应造成的估计偏差。和列 (2) 类似，列 (5) 也检验了 1998 年和 2005 年资本弹性估计值的稳定性。尽管在列 (2) 和 (5) 中我们发现资本弹性 2005 年与 1998 年的差异在统计上显著，但是这个差异并不是很大。 α_k 的几个估计值都很相近，落在 0.28 到 0.38 的区间范围内。鉴于对由固定效应可能引起的偏差的担心，我们选取了列 (3) 的 0.381 作为 α_k 的估计值。样本中资本生产率的增长率虽然为正，但是它大大地低于劳动生产率的增长率，因此选择 α_k 的最大估计值使得 TFP 增长率将是一个保守的、较低的估计值。

我们接着利用 α_k 的估计值 0.381，通过下面的恒等式测算了每个企业的 TFP：

$$\ln TFP_{it} \equiv \alpha_k \ln(VA/K)_{it} + (1 - \alpha_k) \ln(VA/L)_{it}, \quad (2)$$

其中， $t=1998$ 或者 2005， i 代表样本中出现的每一家企业。

运用劳动生产率、资本生产率和 TFP 的计算结果，我们估计了以下回归模型：

$$\begin{aligned} \ln \text{Prod}_{ipt} = & \beta_0 + \beta_{2005} + \beta_s \ln(\text{GVIO}/\text{sales})_{it} + \sum_k \beta_k \text{IND}_{ik} \\ & + \sum_j \beta_j \text{REGION}_{ij} + \nu_{it}. \end{aligned} \quad (3)$$

在上述式子中，当 $p=1, 2$ ，或 3 的时候，等式左边的变量分别指代 $\ln(VA/L)$ 、 $\ln(VA/K)$ 和 $\ln TFP$ 。在没有加入其他控制变量的情况下， β_0 代表 1998 年度的生产率水平， β_{2005} 表示 2005 年较 1998 年生产率水平的变化程度。和等式 (1) 一样，等式 (3) 中 k 代指行业； j 代指地区， $j=1, \dots, 4$ ，即沿海地区、中部地区、东北地区和西部地区⁷； $t=1998$ 或者 2005。这些虚拟变量的加入改变了对 β_0 和 β_{2005} 的解释。因为纺织行业虚拟变量和中部地区虚拟变量作为参照没有包括在模型中，等式 (3) 中 β_0 和 β_{2005} 均被解释成中国中部地区纺织业生产率水平。

在变量 $\ln(\text{GVIO}/\text{sales})_{it}$ 中，GVIO 表示工业总产值，sales 代表企业销售额。引入这个变量的目的在于控制商业周期对生产率的影响。Ramey and

⁶ 我们可以预计全样本资本产出弹性的估计值会更小，因为在全样本中的企业远没有平衡样本中资本密集。资本(劳动)更小(更大)的产出弹性往往会使得全样本中的代表性企业资本和劳动的边际产出与平衡样本相比更为均等。表 3 中列(1)和列(3)中显示的估计值的差异表明，对存留企业和退出及进入企业的不同生产技术可能需要做进一步的分析。

⁷ 沿海地区包括北京、福建、广东、海南、河北、江苏、上海、山东、天津、浙江；东北地区包括黑龙江、吉林、辽宁；中部地区包括安徽、广西、河南、湖北、湖南、内蒙古、江西和山西；西部地区包括重庆、甘肃、贵州、宁夏、青海、陕西、四川、新疆、西藏和云南。

West (1999) 年总结出了著名的经验规律, 即存货的变化具有顺周期性的特点。存货趋于在经济扩张时增加, 而在经济紧缩时减少。基于对存货行为的研究, Ramey 和 West 解释说该经验规律可以由具有代表性的制造业企业行为来解释。成本冲击导致了顺周期运动, 一个原因是因为低成本时期企业倾向于制造和积累存货, 而高成本时期则恰恰相反。第二个原因是调整生产的巨大成本和强烈的加速动机。加速动机把今天的存货数量和明天的预期销售额联系起来, 这也可能由对缺货的担心而引发。因为销售额是正序列相关的, 这一关系往往会使存货数量随着销售额和商业周期的变化而变化。同样, 因为存在调整生产的巨大成本, 当成本冲击干扰了存货和销售额之间同步关系的时候, 企业只能逐渐地调整产出额, 缓慢地回归到原始的平衡状态。这个对库存积累顺周期模式的分析使得我们对 β_1 的期望符号为正。加入这个变量可以使我们将商业周期对 1998 年到 2005 年生产率的影响考虑进来, 从而修正 β_0 和 β_{2005} 的估计值, 为生产率的增长得出一个更加准确的估计。

同时, 我们考虑了通货膨胀对增加值和固定资产的影响。国家统计局每年都会报告 14 个生产部门的工业品出厂价格指数, 我们把样本中 37 个两位数行业一一对应到这 14 个工业生产部门, 然后利用国家统计局提供的数据将每个企业 2005 年的名义增加值转化为 1998 年的价格水平。⁸ 这种方法的缺点是, 出厂价格指数不一定与增加值同步, 因为出厂价格指数的变化既反映增加值也反映中间投入价格的变化。对于那些需要消耗大量中间投入, 而这种投入品价格不断飙升的行业(如钢铁和石油加工业), 出厂价格指数可能会过度平减增加值。但是我们比较了出厂价格指数和工业 GDP 隐含平减指数, 发现这两个序列的差别并不是很大。⁹ 最后, 为了平减资本存量, 我们利用下列方法去平减每一个企业的固定资产净值: $DNVFA(2005) = NVFA(2005) / \text{deflator}$, $DNVFA(1998) = NVFA(1998)$ 。其中 deflator 为平减指数, 用的是固定资产投资价格指数。

本文使用的是普通最小二乘法。为了控制异方差现象, 我们计算了怀特异方差-稳健标准误。

五、总体绩效

根据等式 (3) 中的模型, 我们用全样本数据和平衡样本数据估计了中国工业部门规模以上企业的总体生产率表现。表 4 报告了回归结果, 这个结果暂时不包括行业和地区的虚拟变量。首先值得注意的是, 正如我们所预期的,

⁸ 作者可以提供二者之间的转化表。

⁹ 实际上, 工业 GDP 隐含平减指数一般稍稍大于出厂价格指数。一个合理的解释是, 出厂价格指数是基于生产供应商的工业产品销售价格, 而工业 GDP 隐含平减指数是基于工业产品最终价格的增长额, 有可能反映的是工业产品从工厂到最终使用者这个分配过程中的加价。

GVIO/sales 即存货调整系数在所有的估计当中均为正值。然而，存货调整系数的估计值在平衡样本和全样本中存在较大差别。造成这种差异的原因可能是，平衡样本不包括那些在经济不景气时期退出样本的低生产率企业，而在全样本数据中，经济低迷对生产率的影响表现得比较缓和，这使得低存货和低生产率之间的相关性没有那么强。

表 4 1998 年和 2005 年生产率水平估计值

	平衡样本			全样本		
	ln(TFP)	ln(VA/L)	ln(VA/K)	ln(TFP)	ln(VA/L)	ln(VA/K)
常数项	2.126*** (0.012)	3.423*** (0.012)	0.020* (0.014)	1.860*** (0.005)	3.118*** (0.005)	-0.184*** (0.006)
2005 虚拟变量	0.449*** (0.007)	0.528*** (0.007)	0.321*** (0.009)	0.718*** (0.004)	0.787*** (0.004)	0.607*** (0.005)
GVIO/Sales	0.191*** (0.011)	0.142*** (0.011)	0.271*** (0.013)	0.008** (0.004)	0.007* (0.004)	0.010** (0.004)
观察值数量	83 550	83 550	83 50	388 158	388 158	388 158
调整的 R ²	0.054	0.058	0.024	0.098	0.103	0.041

注：(1) 行业虚拟变量不包括在内；(2) 常数项为 1998 年生产率水平的自然对数；(3) 括号中数字为怀特异方差-稳健标准误；(4) * 表示估计值在 0.10 水平显著，** 表示估计值在 0.05 水平显著，*** 表示估计值在 0.01 水平显著。

通过对平衡样本和全样本估计值的比较，我们发现 1998 年 TFP 水平在平衡样本中的估计值明显高于全样本中的估计值。一种可能的解释是，1998 年平衡样本中较大的企业规模导致了较高的生产率水平估计值。

2005 年全样本和平衡样本中生产率水平的估计值变得更加一致（平衡样本为 2.575，而全样本为 2.578）。全样本生产率接近平衡样本生产率，可能由于 2005 年平衡样本剔除了所有 1998 年存在而 2005 年不存在的企业。这些企业可能由于相对较低的生产率而退出样本，而生产率水平较高的企业留了下来。另外新进入样本的企业比样本中存留企业拥有更高的生产率，因而提高了全样本中平均生产率水平。

表 5 按照企业所有制类型报告了进入样本企业、退出样本企业和样本存留企业的 TFP 水平。对于大多数所有制类型来说，通过进入样本企业和退出样本企业计算的 TFP 增长率比样本存留企业的 TFP 增长率要高。在五种所有制类型当中，只有私营企业是例外。对于国有企业来讲，这个增长率的差距是惊人的，相对于 1998 年退出样本企业的生产率水平，2005 年进入样本企业的 TFP 增长率为 18.37%，这个数字和样本存留国有企业 TFP 增长率仅为 8.33% 形成鲜明的对照。

表5 不同所有制类型的全要素增长率

	国有企业	集体企业	私营企业	外资企业	其他
全部 1998	1.29	2.17	2.23	2.18	2.15
全部 2005	2.38	2.69	2.66	2.53	2.72
年增长率(%)	15.63	7.44	6.14	4.89	8.16
存留企业					
存留企业 1998	1.49	2.15	2.14	2.21	2.17
存留企业 2005	2.07	2.60	2.61	2.53	2.53
年增长率(%)	8.33	6.43	6.70	4.53	5.16
进入和退出样本企业					
退出企业 1998	1.20	2.18	2.28	2.15	2.15
进入企业 2005	2.49	2.73	2.67	2.52	2.75
隐含的年增长率(%)	18.37	7.89	5.60	5.29	8.60

一种可能的解释是,退出样本的大部分是需要改制的低生产率企业。企业改制通常都会引发所有制分类、行业分类或者地址的一系列变化,从而造成企业在样本中重新获得了一个企业代码。当企业改制导致企业在1998年后退出样本,并且在2005年又重新进入样本的时候,TFP的增长率通常要比一直存留在样本中的企业高一些。¹⁰除了私营企业外,表5最后一行的计算支持了这个观点。

六、地区生产率水平的差异

在表4的基础上加入了代表中国主要经济区域的虚拟变量后,表6用平衡样本再次进行了估计。同时,表6加进了一组控制产业结构的变量,这些变量有助于我们分析生产率的区域性差异在多大程度上是由产业结构的差异所造成的。

表6将中部地区的生产率设为参照。不包括行业虚拟变量的回归结果表明1998年沿海地区的劳动生产率、资本生产率和TFP显著高于其他地区,东北地区的生产率水平稍稍落后于中部地区,而西部省份滞后最多。

加入行业虚拟变量并没有明显改变上述回归结果。然而,在平衡样本中加入行业虚拟变量减小了沿海地区资本生产率的劣势。表7展示了表6右栏没有详细列出的行业虚拟变量的估计结果。我们推测,行业虚拟变量的引入控制了沿海地区服装业高度集中的情况。表7的数据表明,服装业是继皮革制造业之后资本生产率最高的行业。2004年,山东、江苏和浙江三个省占了全国服装生产总值的38.9%。¹¹在资本生产率分布的另一端,石油天然气开采

¹⁰ 见 Jefferson, Hu and Su(即将发表),他们以大中型企业作为样本,发现退出样本企业的生产率要远远低于进入样本企业,而且进入样本企业的生产率往往比样本存留企业的高。

¹¹ 国家统计局(2005),第514页。

表 6 生产率水平估计值——使用全样本数据的总估计值

	不加入行业虚拟变量			加入行业虚拟变量		
	ln(TFP)	ln(VA/L)	ln(VA/K)	ln(TFP)	ln(VA/L)	ln(VA/K)
常数项	1.919*** (0.016)	3.145*** (0.017)	-0.072*** (0.020)	1.782*** (0.020)	2.952*** (0.021)	-0.118*** (0.024)
沿海	0.338*** (0.013)	0.425*** (0.014)	0.197*** (0.017)	0.292*** (0.013)	0.456*** (0.014)	0.027* (0.016)
东北部	-0.070*** (0.026)	-0.002 (0.028)	-0.181*** (0.033)	-0.091*** (0.025)	-0.015 (0.027)	-0.215*** (0.032)
西部	-0.221*** (0.019)	-0.127*** (0.020)	-0.373*** (0.023)	-0.194*** (0.018)	-0.130*** (0.019)	-0.298*** (0.022)
2005 虚拟变量	0.601*** (0.018)	0.750*** (0.019)	0.359*** (0.022)	0.596*** (0.017)	0.744*** (0.018)	0.356*** (0.020)
2005×沿海	-0.197*** (0.019)	-0.300*** (0.021)	-0.029 (0.024)	-0.193*** (0.019)	-0.300*** (0.020)	-0.018 (0.023)
2005×东北部	-0.195*** (0.038)	-0.185*** (0.042)	-0.212*** (0.048)	-0.190*** (0.037)	-0.185*** (0.040)	-0.198*** (0.045)
2005×西部	-0.104*** (0.028)	-0.118*** (0.030)	-0.082** (0.035)	-0.103*** (0.027)	-0.120*** (0.028)	-0.075** (0.033)
GVIO/Sales	0.184*** (0.010)	0.134*** (0.011)	0.263*** (0.013)	0.163*** (0.010)	0.172*** (0.012)	0.148*** (0.012)
行业虚拟变量 (纺织业=参照值)	no	no	no	yes	yes	yes
观察值数目	83 550	83 550	83 550	83 550	83 550	83 550
调整的 R ²	0.086	0.084	0.048	0.142	0.146	0.132

注：(1) 常数项等于中部地区 1998 年纺织企业生产率水平的自然对数；(2) 括号中数字为怀特异方差-稳健标准误；(3) * 表示估计值在 0.10 水平显著，** 表示估计值在 0.05 水平显著，*** 表示估计值在 0.01 水平显著。

业与和电力燃气生产和供应业的资本生产率最低。黑龙江是最大的原油供给省份，四川和陕西省拥有最大的天然气产出，而湖北、四川和其他长江上游省份提供着水电。产业结构的因素使得东北部、中部和西部地区拥有较低的资本生产率水平。¹² 反过来讲，因为这些资本密集型工业同时也表现出相对较高的劳动生产率，而集中在沿海地区的纺织服装业的人均产出较低，所以和沿海地区相比，内陆地区在劳动生产率方面也有一定的优势。

表 6 中还列出了 2005 年地区虚拟变量的估计值。我们从表 6 的第 1 列中可以看出，中部地区生产率增长幅度最大，飞速的增长使中部地区和沿海地区的生产率差异由 1998 年的 33.8% 减少至 2005 年的 14.1%。¹³ 东北地区 TFP 的追赶幅度非常小，仍然和沿海地区保持着近 40% 的差距。而西部地区的生产率和沿海地区的差距由 1998 年的 56% 下降到 2005 年的 46%。¹⁴ 加入行业虚拟变量对上述结果改变很小。

¹² 国家统计局(2005)，第 514—518 页。

¹³ 14.1% 这个数值是由 1998 年生产率差异(0.338)和 2005 沿海地区虚拟变量(-0.197)计算得到的。

¹⁴ 这些数据由 1998 年和 2005 年的沿海地区虚拟变量的估计值和其他地区 1998 年和 2005 年虚拟变量的估计值的差得到。

表 7 表 6 中的行业虚拟变量(纺织业作为参照)

	$\ln(VA/L)$	$\ln(VA/K)$	$\ln(TFP)$
煤炭开采和洗选业	-0.15	0.10	-0.05
石油和天然气开采业	1.21	-0.51	0.56
黑色金属矿采选业	0.35	0.35	0.35
有色金属矿采选业	0.69	0.53	0.63
非金属矿采选业	0.02	0.23	0.10
其他采矿业	0.07	0.40	0.20
农副食品加工业	0.66	0.16	0.47
食品制造业	0.30	-0.01	0.18
饮料制造业	0.55	-0.14	0.28
烟草制品业	1.49	0.29	1.03
纺织服装、鞋、帽制造业	-0.21	0.54	0.07
皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	-0.06	0.58	0.19
木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	0.17	0.09	0.14
家具制造业	0.10	0.10	0.09
造纸及纸制品业	0.32	0.03	0.21
印刷业和记录媒介的复制	0.00	-0.31	-0.12
文教体育用品制造业	-0.26	0.45	0.01
石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.90	0.15	0.62
化学原料及化学制品制造业	0.53	0.21	0.41
医药制造业	0.59	0.02	0.37
化学纤维制造业	0.51	-0.29	0.20
橡胶制品业	0.06	0.20	0.11
塑料制品业	0.30	0.07	0.22
非金属矿物制品业	0.07	-0.15	-0.02
黑色金属冶炼及压延加工业	0.62	0.19	0.46
有色金属冶炼及压延加工业	0.71	0.21	0.52
金属制品业	0.26	0.27	0.26
通用设备制造业	0.12	0.16	0.14
专用设备制造业	0.09	0.07	0.08
交通运输设备制造业	0.20	0.03	0.14
电气机械及器材制造业	0.32	0.29	0.31
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.29	0.11	0.22
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	0.08	0.18	0.12
工艺品及其他制造业	0.00	0.51	0.20
电力、热力的生产和供应业	0.53	-0.90	-0.02
燃气生产和供应业	0.16	-1.32	-0.40
水的生产和供应业	-0.44	-1.41	-0.81

表 6 是基于平衡数据进行的回归估计。表 8 则是运用全样本数据对表 6 中的模型重新进行估计。两次估计的结果差异非常大。对照表 6 和表 8 中 1998 年的估计值可以看出, 全样本中沿海地区的生产率优势依然很明显, 东北地区的生产率滞后于沿海和中部地区, 西部地区的生产率则远远落后于其他地区。然而, 正如表 9 所描述的那样, 全样本数据显示的追赶幅度是截然不同的。在平衡数据中, 沿海地区一直保持着 TFP 的绝对优势, 而在全样本

数据中，中部地区的生产率追赶上了沿海地区。同时，在全样本数据中东北部地区和西部地区的 TFP 增长率分别为 12.30% 和 14.69%，而沿海地区 8.21% 的增长率虽然仍然可观，但相对较慢，这个增长率的差别大大缩小了内陆地区和沿海地区生产率水平的差距。

表 8 生产率水平估计值——使用全样本数据的汇总估计值

	不加入行业虚拟变量			加入行业虚拟变量		
	ln(TFP)	ln(VA/L)	ln(VA/K)	ln(TFP)	ln(VA/L)	ln(VA/K)
常数项	1.723*** (0.008)	2.919*** (0.008)	-0.224*** (0.009)	1.557*** (0.009)	2.664*** (0.010)	-0.240*** (0.011)
沿海	0.308*** (0.008)	0.388*** (0.008)	0.176*** (0.010)	0.314*** (0.008)	0.465*** (0.008)	0.069*** (0.009)
东北部	-0.138*** (0.016)	-0.120*** (0.016)	-0.167*** (0.019)	-0.142*** (0.015)	-0.118*** (0.016)	-0.181*** (0.019)
西部	-0.364*** (0.011)	-0.257*** (0.012)	-0.539*** (0.014)	-0.331*** (0.011)	-0.259*** (0.012)	-0.449*** (0.014)
2005 虚拟变量	0.902*** (0.008)	1.055*** (0.009)	0.652*** (0.011)	0.873*** (0.008)	1.034*** (0.008)	0.613*** (0.010)
2005×沿海	-0.327*** (0.009)	-0.460*** (0.010)	-0.113*** (0.012)	-0.306*** (0.009)	-0.433*** (0.010)	-0.098*** (0.012)
2005×东北部	-0.041** (0.019)	0.031* (0.019)	-0.157*** (0.024)	-0.043** (0.018)	0.024 (0.019)	-0.152*** (0.023)
2005×西部	0.126*** (0.013)	0.083*** (0.015)	0.194*** (0.019)	0.106*** (0.014)	0.060*** (0.015)	0.179*** (0.018)
GVIO/Sales	0.008** (0.004)	0.007*** (0.004)	0.010*** (0.004)	0.008*** (0.004)	0.007*** (0.004)	0.008*** (0.003)
行业虚拟变量 (纺织业=参照量)	no	no	No	yes	yes	yes
观察值数目	388 158	388 158	388 158	388 158	388 158	388 158
调整的 R ²	0.117	0.119	0.06	0.151	0.166	0.115

注：(1) 常数项等于中部地区 1998 年纺织企业的生产率水平的自然对数；(2) 括号中数字为怀特异方差-稳健标准误；(3) * 表示估计值在 0.10 水平显著，** 表示估计值在 0.05 水平显著，*** 表示估计值在 0.01 水平显著。

表 9 各地区的生产率

生产率	平衡样本					全样本				
	全部	沿海	东北	中部	西部	全部	沿海	东北	中部	西部
劳动 1998	3.42	3.57	3.14	3.15	3.02	3.12	3.31	2.80	2.92	2.66
劳动 2005	3.95	4.02	3.71	3.90	3.65	3.91	3.90	3.89	3.97	3.80
年增长率 (%)	7.54	6.43	8.07	10.71	9.03	11.24	8.50	15.51	15.07	16.26
资本 1998	0.02	0.13	-0.25	-0.07	-0.45	-0.18	-0.05	-0.39	-0.22	-0.48
资本 2005	0.34	0.46	-0.11	0.29	-0.17	0.42	0.49	0.10	0.43	0.37
年增长率 (%)	4.59	4.71	2.10	5.13	3.96	8.67	7.70	7.07	9.31	12.09
TFP 1998	2.13	2.26	1.85	1.92	1.70	1.86	2.30	1.59	1.72	1.36
TFP 2005	2.58	2.66	2.26	2.52	2.20	2.58	2.87	2.45	2.63	2.39
年增长率 (%)	6.41	5.77	5.80	8.59	7.10	10.26	8.21	12.30	12.89	14.69

注：(1) 不包括行业或所有制虚拟变量；(2) 总体估计值由表 4 得到；(3) 平衡样本数据地区估计值由表 6 得到；(4) 全样本数据地区估计值由表 8 得到。

因此,和基于平衡样本估计值的表6完全不同,基于全样本的表8则呈现出较快的追赶态势。中部、西部和东北部三个地区都在大踏步地追赶沿海地区,其中中部地区的生产率最终超过了沿海地区。如果前面章节提出的假说是正确的,即全样本数据中相对较高的生产率增长是由企业进入和退出样本造成的,那么全样本数据中中部、东北部和西部强劲的追赶势头应该是因为这三个地区中企业进入和退出样本现象比沿海地区更为频繁。表10描述了自1998年至2005年样本存留企业数量占样本企业总数的百分比。沿海地区存留企业的百分比的确是四个地区中最高的(36.2%),而中部地区的存留百分比则为四个地区中最低的(24.4%)。尽管沿海和中部地区进入样本企业所占的百分比差别不是很大,沿海企业退出样本企业所占的百分比最低,而中部地区退出企业所占的百分比则为四个地区中最高。关于沿海地区高存留比例而低退出比例的一个解释是,到1998年为止,许多沿海地区的国有企业已经经历过企业改制,而其他三个地区企业改制在开始阶段落后于沿海地区,在1998年之后才开始加速。

表10 各地区企业类型比例

	企业数目		(% , 1998)		(% , 2005)
	1998	2005	存留企业	退出企业	进入企业
沿海	77 211	178 277	36.2	63.8	84.3
东北部	7 154	16 085	28.1	71.9	87.5
中部	30 439	43 800	24.4	75.6	83.1
西部	13 648	21 711	32.1	67.9	79.8
各地区企业类型比例(% , 1998)					
	国有企业	集体企业	私营企业	外资企业	其他
沿海	26.9	40.7	8.2	23.7	0.4
东北部	50.4	30.4	7.2	11.9	0.1
中部	47.1	41.7	6.4	4.4	0.3
西部	63.7	26.2	5.6	4.4	0.2

七、不同地区的生产率存在收敛的趋势吗？

表9汇总了表6和表8的结果,显示了内陆地区的增长优势。由于企业进入样本、退出样本和企业改制而导致较高的TFP增长率,在全样本数据的估计中,这个增长优势更加明显。我们下面研究内陆地区生产率高速增长是预示着收敛,还是说仅仅是由于企业发展落后而造成的暂时优势。为了检验收敛现象,我们控制了1998年的初始生产率水平,重新估计了表6中的回归模型。这样设定模型有效地控制了低生产率所带来的后发优势。因为检验收敛假说要求1998年和2005年样本观察值一一对应,所以我们只能使用平衡样本。

表 11 的结果表明, 我们不能否定沿海地区和中部地区之间存在 TFP 收敛。代表东北部和西部地区 TFP 的虚拟变量估计值均显著为负, 说明这两个地区的 TFP 缺乏追赶现象。

表 11 生产率收敛的估计值——平衡样本

	不加入行业虚拟变量			加入行业虚拟变量		
	ln(TFP)	ln(VA/L)	ln(VA/K)	ln(TFP)	ln(VA/L)	ln(VA/K)
常数项	0.212*** (0.003)	0.311*** (0.003)	0.025*** (0.003)	0.204*** (0.004)	0.306*** (0.004)	0.012*** (0.004)
沿海	-0.002 (0.002)	-0.012*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.002 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
东北部	-0.034*** (0.004)	-0.028*** (0.004)	-0.042*** (0.004)	-0.033*** (0.004)	-0.024*** (0.003)	-0.045*** (0.004)
西部	-0.032*** (0.003)	-0.027*** (0.003)	-0.038*** (0.003)	-0.028*** (0.003)	-0.024*** (0.003)	-0.032*** (0.003)
lnVA/L(1998)	n. a.	-0.074*** (0.001)	n. a.	n. a.	-0.078*** (0.001)	n. a.
lnVA/K(1998)	n. a.	n. a.	-0.074*** (0.001)	n. a.	n. a.	-0.082*** (0.001)
lnTFP(1998)	-0.079*** (0.001)	n. a.	n. a.	-0.084*** (0.001)	n. a.	n. a.
GVIO/Sales	-0.011*** (0.001)	-0.018*** (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.016*** (0.001)	-0.018*** (0.001)	-0.015*** (0.001)
行业虚拟变量 (纺织业=参照量)	no	no	No	yes	yes	yes
观察值数目	41 780	41 780	41 780	41 780	41 780	41 780
调整的 R ²	0.241	0.242	0.228	0.276	0.280	0.272

注: (1) 常数项等于中部地区 1998 年纺织企业的生产率水平的自然对数; (2) 括号中数字为怀特异方差-稳健标准误; (3) * 表示估计值在 0.10 水平显著, ** 表示估计值在 0.05 水平显著, *** 表示估计值在 0.01 水平显著。

虽然 TFP 的估计显示了中部地区和沿海地区之间的收敛, 但是采用劳动生产率和资本生产率估计的结果却出现了令我们感兴趣的差别。结果显示, 沿海地区企业比中部地区拥有更高的资本生产率, 而与此同时, 中部地区的劳动生产率却比沿海地区高。这种劳动生产率追赶, 资本生产率滞后同时发生的现象, 可能是由于不同地区产业结构差异造成的。比如, 中部地区的企业多集中在重工业、自然资源开采业和加工业, 而这些资本密集型工业往往具有较高的劳动生产率。加入行业虚拟变量后, 沿海地区和中部地区的单因素优势统统消失了, 这也支持了上述观点。然而包括行业虚拟变量的回归结果并没有改变东北部和西部地区不存在收敛现象的结论。

正如前面提到过的, 我们不能使用全样本数据检验收敛现象。虽然使用企业数据不能解决这个问题, 但是我们可以将 1998 年和 2005 年的企业数据加总, 得到这两年按省和按行业划分的观察值。我们加总了 31 个省和 37 个行业的企业数据, 从 1 147 个省份-行业可能的组合中, 我们得到了 1 028 个省

份-行业观察值, 每个观察值至少是3家企业数据的加总。运用这些数据检验收敛现象的估计结果见表12。

表12 省份-行业变量估计值

	$d\ln(\text{TFP})$	$d\ln(\text{VA}/L)$	$d\ln(\text{VA}/K)$
常数项	0.322*** (0.015)	0.394*** (0.020)	0.129*** (0.015)
沿海	-0.001 (0.006)	-0.008 (0.008)	-0.001 (0.008)
东北部	-0.010 (0.009)	0.005 (0.010)	-0.028*** (0.010)
北部	-0.026*** (0.007)	-0.179** (0.008)	-0.029*** (0.009)
$\ln\text{VA}/L(1998)$	n. a.	-0.076*** (0.005)	n. a.
$\ln\text{VA}/K(1998)$	n. a.	n. a.	-0.070*** (0.006)
$\ln\text{TFP}(1998)$	-0.089*** (0.005)	n. a.	n. a.
GVIO/Sales	0.004 (0.006)	-0.029*** (0.010)	0.052*** (0.016)
观察值数目	1 028	1 028	1 028
调整的 R^2	0.368	0.322	0.214

注: *** 表示估计值在 0.01 水平显著。

内陆地区进入和退出样本的企业, 特别是西部和东北部地区较为集中的企业改制进程可能会导致较高的生产率增长率。但与表11比较来看, 表12展示的回归结果并没有很大的变化。表12的结果再次验证了表11中观察到的中部地区和沿海地区之间的生产率收敛现象。表12和表11相比, 差别在于表12显示东北地区劳动生产率开始追赶沿海和中部地区。然而, 东北地区的资本生产率仍然继续滞后。

虽然这个收敛性检验没有控制产业结构, 但是我们估计东北地区拥有的重工业、自然资源开采业和加工业可能比中部地区还要密集, 这可能导致东北地区劳动生产率追赶沿海地区, 而资本生产率则很可能会持续落后。表12的结果进一步证实了西部地区所有形式的生产率都落后于其他地区, 只有资本生产率的落后水平和东北地区的落后水平差不多。

与沿海地区样本存留的非国有企业相比, 内陆地区大量进入和退出样本的国有企业的生产率增长有很大的优势。我们原本认为, 全样本中的省份-行业数据应该展现一个更为显著的追赶态势。实际上, 1998年虽然沿海地区国有企业所占的比例减少到了26.9%, 西部地区的这个比例依然保持在63.7%, 比其他三个地区都要高。这个预期尤其针对西部的情况, 因为在平衡样本数据中, 西部地区和沿海地区的TFP增长率分别为7.10%和6.41%, 而在全样本当中, 这两个数字分别变为了14.69%和8.21%。然而, 这个巨

大的生产率增长差距却不能推动西部地区的追赶进程，这使得西部落后和生产率低下的情况更加显著。虽然国有企业改制和后发优势促成了生产率暂时的高增长，但是这并不能使西部地区的落后现象得到实质性的改善。事实上，表5已经很清楚地指出了这个问题，2005年进入样本的国有企业的劳动生产率水平仍然低于其他类型企业。

八、结 论

本文着眼于沿海和内陆地区生产率的差异，对中国工业绩效进行了深入的讨论。利用涵盖规模以上企业的平衡样本，我们发现在1998年到2005年期间，生产率的地区差距始终存在。尽管我们找到了部分追赶的证据，特别是中部地区，但是收敛性分析表明很多追赶现象实际上是由于内陆地区工业企业的相对落后造成。当我们控制了初始生产率水平后，内陆地区的生产率增长仍然低于沿海地区的增长率，使得内陆企业在短时间内还不能达到沿海地区企业的生产率水平。然而，当我们把所有企业（包括1998年到2005年间进入或退出样本的企业）都包含到样本当中时，结果发生了很大的变化，1998年至2005年间三个内陆地区的TFP增长率均高于沿海地区50%以上。

追赶现象的理论解释是，沿海地区的生产率增长主要是由平衡样本中那些一直存留在样本内的企业决定的。相反，内陆地区拥有较低比例的存留企业和较高比例的新进入样本或者经历了改制的企业。这些企业的生产率大大超过了那些退出样本的企业。国有企业的进入—退出—改制现象，解释了我们使用全样本数据估计时观察到的更大的生产率收敛趋势。我们的研究成果表明，技术和效率已经在中国工业部门内得到很好的传播和扩散。然而，即使考虑企业进入和退出样本带来的相对较高的生产率增长率，东北地区的资本生产率依然落后于沿海地区，而西部地区所有形式的生产率均处于落后地位。

参 考 文 献

- [1] Brandt, L., C. Hsieh, and X. Zhu, "Growth and Structural Transformation in China, 1978—2004", in Brandt, L., and T. Rawski (eds.), *China's Great Economic Transformation*. Cambridge and New York: Cambridge University Press, 2008.
- [2] Hsieh, C., "Productivity Growth and Factor Prices in East Asia", *American Economic Review*, 1999, 89(2), 133—138.
- [3] Jefferson, G., and J. Su, "Privatization and Restructuring in China: Evidence from Shareholding Ownership, 1995—2001", *Journal of Comparative Economics*, 2006, 34(1), 146—166.
- [4] Jefferson, G., A. Hu, and J. Su, "China's Economic Growth: an Empirical Analysis of its Sources and Sustainability", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2006, 2, 1—60.

- [5] Perkins, D., and T. Rawski, "Forecasting China's Economic Growth to 2025", in Brandt, L., and T. Rawski (eds.), *China's Great Economic Transformation*. Cambridge and New York: Cambridge University Press, 2008.
- [6] Ramey, V., and K. West, "Inventories", in Taylor, J. and M. Woodford (eds.) *Handbook of Macroeconomics* (volume 1B), Amsterdam: North-Holland, 1999.
- [7] Young, A., "The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience", *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(3), 641—680.
- [8] Young, A., "Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period," *Journal of Political Economy*, 2003, 111(6), 1220—1261.
- [9] Zheng, J., A. Bigsten, and A. Hu, "Can China's Growth be Sustained? A Productivity Perspective", manuscript, Department of Economics, School of Business, Economics and Law, Goteborg University, Sweden, 2006.
- [10] 中国国家统计局,《中国统计年鉴(2005)》。北京:中国统计出版社,2005年。
- [11] 中国国家统计局,《中国统计年鉴(2006)》。北京:中国统计出版社,2006年。

Productivity Growth and Convergence across China's Industrial Economy

GARY H. JEFFERSON
(*Brandeis University*)

THOMAS G. RAWSKI
(*University of Pittsburgh*)

YIFAN ZHANG
(*Lingnan University*)

Abstract Using a firm-level data set for 1998 and 2005 including all of China's "above designated size" enterprises that together account for more than 85 percent of China's industrial output, this paper investigates three issues. One key issue in China's industrial system is the extent to which growth has been driven by productivity change. A second issue is the relative productivity performance of enterprises of different ownership types, including a comparison of state-owned versus various forms of non-state ownership. The third issue is whether productivity across China's key regions—coast, northeast, central, and west—exhibits convergence or divergence. One key finding that cuts across all three issues is the exceptional contribution to productivity growth made by exiting and entering firms, much of which is associated with restructuring. During 1998—2005, the phenomenon of firm exit and entry contributes substantially to China's overall industrial productivity growth, to the relatively rapid growth of state industry productivity, and to substantial productivity catch-up with the coastal region by many of the interior provinces.

JEL Classification L60, O17, P31