

# 中国私营企业的生产率表现和投资效率<sup>\*</sup>

王 争 史晋川

**内容提要：**本文利用第一次全国经济普查数据系统地研究中国私营企业的生产率表现和投资效率问题。样本分析表明，东部地区材料和机械设备制造业的私营企业在劳动生产率和资本生产率上都明显领先于其他地区，然而这种优势主要集中表现在规模较大的企业上。生产函数的估计结果显示各地区大部分行业的资本弹性稳定地处于 0.2—0.3 之间。对生产率方差的分解表明，地区和行业内部近 90% 的生产率差异来自 TFP 的差异，劳均资本的差异只占贡献来源的 13% 左右。虽然行业间生产率差异的主要来源还是 TFP，但地区间的生产率差异则主要来源于劳均资本的差异。资本边际产出在地区间和行业间的不均衡分布意味着部门间存在资本配置的非效率。我们通过模拟实验发现，省际间资本重置给私营制造业带来的潜在产出增长效果比行业间的资本重置更加明显，这意味着私营制造业资本的地区间流动障碍比行业间障碍更为严重。

**关键词：**私营企业 生产率 投资效率 普查数据

## 一、引 言

中国近 30 年经济改革最重要和最核心的制度特征是国有部门权利结构的明晰化以及私营部门产权地位被逐步确认和合法化的事实。其现实结果是造就了中国私营企业数量的迅速扩张，以及整个私营部门在国民经济中地位和作用的显著提升。截至上世纪末，私营经济所创造的 GDP 已占全国 GDP 总额的 1/3 强，而吸纳的劳动力也已接近就业总人口的 30% (IFC, 2000)。对于中国这样的转型大国而言，私营部门的发展对于提高收入水平和创造就业机会，显然起着举足轻重的作用。同时企业层面的技术和制度的创新也不断自下而上推进着中国的经济转型步伐。无论是从改革的目的来看，还是从现状来看，私营企业的健康发展对于中国转型与发展的实践无疑具有指标性的意义。

在经济学中评价企业生产活动绩效的一个最重要和应用最广泛的工具是生产率指标。在简洁的框架下，标准的生产率研究通过利用核心经济变量（主要是基本投入产出变量），运用指数或经济计量手段，能够回答诸如企业生产效率水平、潜在生产能力、产出增长的贡献因素、要素配置效率等一系列重要问题。在这些纯经济问题的背后实际上是一连串更深层次的体制问题。尤其对处于转型环境中的中国私营企业而言，生产率课题研究显然具有十分丰富的理论和政策内涵，其重要性是不言而喻的。尽管生产率分析给我们提供了从一个切面理性地审视和思考当前私营企业发展过程中所面临的现实问题的强有力工具，但是受制于数据特别是具有一定覆盖面和代表性的微观数据的缺乏，导致了国内对私营企业生产率问题的专题研究至今差不多仍然是个空白。

<sup>\*</sup> 王争、史晋川，浙江大学经济学院，邮政编码：310027，电子信箱：ralwang@gmail.com；shijinchan01@163.com。本研究受浙江大学民营经济研究中心“中国民营经济研究”国家“985 工程”二期项目和浙江大学创优秀博士学位论文资助项目（资助编号：07021A）的研究资助。由于篇幅所限，发表内容有删节，读者可向作者索要完整的工作论文版本。作者特别感谢“第七届中国青年经济学者论坛”上唐东波、才国伟、方颖和史宇鹏对本文所做的评论，同时也对瑞典哥德堡大学的郑京海、浙江大学的汪炜、叶建亮、魏楚、赵自芳和金戈的帮助以及匿名审稿人的中肯意见表示由衷的谢忱。文责自负。

本文的意义主要体现在三个方面。第一,在研究主题上,我们试图将私营企业生产率研究进行专门的系统的深化。在现有的文献中,无论是研究论文还是政策报告对中国民营企业的生产率现状均鲜有专门的分析,同时即使有所涉及也限于主题未能深入。本研究明确地以中国私营企业的生产率表现为研究对象,有助于全面细致地揭示这一重要部门的一些基本现状和存在问题。第二,以往涉及到私营部门的研究一般或使用宏观加总数据或某些机构调查所得的小范围的样本数据,而本文所使用的数据则是2004年第一次全国经济普查的微观数据,因而极大地扩展了样本容量以及地区和行业的覆盖面,可以更全面准确地反映出地区和行业的差异性。第三,在研究方法上,我们借助以现代生产理论为依托的生产率分析工具,尽可能地从多个角度来反映私营企业生产率状况,并对结果的稳健性做了一定讨论。在生产率测度上,我们对单要素生产率和全要素生产率表现都有仔细的分析。此外,本文还利用估计结果专门讨论了私营企业的投资效率这个在理论和政策层面上都很重要的问题,并作了省份和行业层面资本重置经济效果的模拟。

本文第二部分是问题背景的介绍、数据描述,以及变量构建中相关问题的说明;第三部分分析私营企业的技术特征和单要素生产率的表现;第四部分则研究了全要素生产率的地区和行业差异,并对差异来源做了分解;第五部分在私营制造业的范围内探讨了一个对当前来说比较重要的问题——资本的部门间配置和投资效率;最后即第六部分是主要研究结论、政策启示和进一步的研究方向。

## 二、问题与数据

从私营企业的发展历程来看,所谓的发展瓶颈及其严重程度实际上内生于私营企业阶梯式的发展模式,呈现出动态的特点。比如从私营经济最为发达的省份之一——浙江省的经验来看,由于非正规金融体系的发展,最初制约民营企业发展的外部融资约束已经弱化,但是与此同时,家族式管理模式的延续所带来的公司治理结构弊端则开始越来越束缚私营企业的进一步发展壮大。事实上国内外的不少研究报告都已经注意到了当前中国私营企业发展所面临的从产权保护、法律实施到外部环境的种种制度性困局(如:IFC,2000;ADB,2003;张厚义等,2005;金祥荣,2006)。这些因素都在很大程度上对私营企业的生产经营造成了不可忽视的障碍。

这种障碍会直接影响到私营企业的生产效率。给定投入水平,制度性障碍等各种非效率因素会使产出水平受到制约。私营企业的生产率表现不仅能够折射出这种困境对生产效率造成的影响,也可以在更一般的意义上被用来研究私营企业在地区和行业生产效率方面的差异状况,同时也能藉以讨论要素的配置效率问题。不少研究文献应用生产率分析框架来探讨转型背景下的相关问题(包括企业改制效果和宏观经济增长效率),但是专门研究私营企业生产率的文献却几乎是空白。这里最主要的原因在于缺少相关的微观数据支持。在利用第三次工业普查微观数据对不同所有制的生产率进行比较时,姚洋(1998)、刘小玄(2000),以及姚洋和章奇(2001)曾发现私营企业的生产效率最高。谢千里等(Jefferson et al.,2000;谢千里等,2001)运用不同的微观面板数据,也发现包括私营企业在内的非股份制国内企业比国有企业具有更高的生产率。这几个研究文献提供给了我们比较不同所有制企业生产效率的基准的经验视角。许斌(2006)使用国际金融公司数百家企业的调查数据发现出口有助于促进私营企业全要素生产率的增长。Dougherty et al.(2007)利用国家统计局规模以上企业数据从生产率的角度刻画了私营部门作为一个整体的崛起,发现其变化趋势与市场化的改革方向是一致的。但是由于私营部门本身在地域、行业等方面都具有相当程度的异质性,对它的效率评价一概而论显然会掩盖不少信息,所以很有必要系统地考察其内部的生产率表现特征,揭示出有价值的规律。

本项研究所使用的数据来自国家统计局2004年第一次全国经济普查规模以上工业企业数据

库。我们在研究中初步抽取的样本涵盖了登记注册类型为“私营企业”(包括私营独资企业、私营合伙企业、私营有限责任公司、私营股份有限公司)的所有制造业企业样本,企业数量为 114,838 家。由于普查表格填报时的各种纰漏和差错,以及实际生产经营中的某些原因,导致小部分企业的产出或资本(不包括人力资本)或劳动力的构成变量值缺失或取值非正。由于这些观测点不能反映正常的投入产出关系,我们从样本中删去了这些企业数据。在剩下的企业中,有两家企业属于烟草制品业,鉴于其行业的特殊性这两个观测点也被排除在分析样本之外。另外,由于登记注册初期的企业生产往往多表现为固定资产的购置和生产计划的制订,正常的生产可能还没步入正轨,因而其投入产出变量之间的联系并不能反映出企业常态的稳定的投入产出关系,如果将其纳入样本很可能导致估计结果产生偏误。考虑到这一点,我们将登记注册时间在 2003 年以后(即企业年龄小于两周年)的企业剔除出现有样本之外。通过检查数据发现,样本企业中仍有部分企业缺失员工学历变量,剔除这些企业观测点后最终得到 70,897 家企业数据,占初始总体的 62%。

清理后的私营制造企业样本共包括 476 个四位数细分行业或 29 个两位数细分行业。两位数行业分类是研究中通常使用的分类标准,但是为了表述的需要以及节省回归中不必要的自由度损失,我们参考 Li(1997, p. 1092)的归类标准进一步将两位数行业合并为 4 个具有经济意义的制造业行业大类:轻工业、化工业、材料工业以及机械设备制造业。本文还依据行政区划代码划分四大区域:东北、东部、中部和西部(行业及地区分类标准详见工作论文版本)。

表 1 列出了样本企业的注册类型、行业类型以及地区分布的情况。从中可以发现,尽管本文对总体企业数据进行了清理,但是样本企业在各个维度的百分比分布仍然与总体分布十分接近。这表明我们的样本对总体具有很高程度的代表性。私营企业个体的发展轨迹和治理结构的变化可以从企业注册类型分布的演变得到验证。相比 1998 年独资企业占据半壁江山(55.3%)、有限责任公司只略高于 1/4 强(27.5%)的格局,2004 年私营有限责任公司已独占鳌头(占有注册类型的 70%),而私营独资企业的比重则下降到了 20%左右;与此同时私营股份有限公司也从无到有达到了近 4%的比例。私营制造企业的行业和地区分布则明显地表现出向轻工业(近 40%)和东部地区(超过 75%)倾斜的特征。这种明显的投资倾向可能与私营企业发展过程中本身的资源禀赋约束密切相关,同时可能也受到政策因素和地区投资环境的影响。

下文用“工业增加值”来作为生产函数模型中的产出变量。虽然普查数据并没有直接给出增加值变量,但是我们可以根据“工业增加值 = 工业总产值 - 工业中间投入 + 应交增值税”的会计恒等式来计算每个企业的年度工业增加值。资本数据用“固定资产净值年平均余额”来度量。而劳动力数据则来自“全部从业人员年平均数”。以上三个变量构成了传统生产率分析的基本投入产出变量。但是为了检验系数稳健性,我们也以人均受教育年限为指标构建了企业层面人力资本变量,单独进行回归,并给出备选结果。投入产出变量的统计摘要信息见表 2。不难发现产出和资本变量在不同行业 and 不同地区间均存在明显的平均值差异,但是由于相同行业和相同地区内部的企业投入产出变量均存在较大的标准差,所以内部差异性也非常明显。值得注意的是,平均值所反映出来的企业层面人力资本存量在行业间和地区间的大小排序和劳动力变量的排序一致,差距也相似,这意味着私营制造企业的员工教育水平在行业和地区两个维度上并没有很大差距( $t$  检验结果可以确认这一点)。

---

关于原始数据和样本数据的更详细说明请参见本文的工作论文版本。

以上 1998 年数据来自《中国工商行政管理年鉴 1999》。

我们将在第五部分探讨这种可能性。

### 三、技术特征(要素禀赋结构)与单要素生产率

计划手段配置资源的一个重要缺陷是可能会使生产要素的部门和地区间配置受到政治等非经济因素的支配,以致脱离最具经济效率的路径。在计划体制下,由于缺少市场价格信息的引导,要素的配置不再是其相对稀缺程度的反应函数,而是变成一种实现某些政治和社会性目标的途径。中国的经济改革具有计划手段逐渐收缩、市场机制逐渐扩张的“双轨制”性质。而从改革开放初期就存在的农村集体经济(这其中的很大一部分属于隐性的“红帽子”企业,即本质上的私营企业,20 世纪 90 年代中期以后大量转制成正式的私营企业)到后来逐步发展起来的“原生态”私营部门,它们的发展历程则实际上可以看作是民间资源对“双轨制”下市场价格的一种积极反应,因而私营部门的要素配置更明显地受到市场力量的引导。只要接收市场价格信息的渠道是畅通的,信息是对称的,追求利润最大化的私营企业家在现有的价格体系下总是倾向于将各地区和各部门的生产资源配置到最具经济效率的状态。此时要素配置结构就能很好地与要素禀赋状况相吻合,并反映出由要素禀赋内生决定的技术特征(林毅夫,2002)。

从图 1 各地区四个制造业部门的资本—劳动比率的分布(方盒的下边缘、中线和上边缘分别表示 25%、50% 和 75% 的分布点)来看,化工和材料工业普遍具有较高的资本—劳动比率,其次

表 1 企业样本和总体的分布(数量(百分比))

注册类型分布			
私营独资	私营合伙	私营有限责任公司	私营股份有限公司
14082 (19.86) [21.80]	2877 (4.06) [4.59]	51529 (72.68) [69.74]	2409 (3.40) [3.87]
行业类型分布			
轻工业	化工业	材料工业	机械设备制造业
25783 (36.37) [39.26]	11302 (15.94) [15.64]	13608 (19.19) [19.85]	20204 (28.50) [25.25]
地区分布			
东北	东部	中部	西部
2626 (3.70) [4.43]	56833 (80.16) [76.22]	7326 (10.33) [13.33]	4112 (5.80) [6.02]

注:表中数字表示企业数量,括弧中数字表示企业数量在本文样本中所占百分比(%),方括号中数字表示企业数量在私营制造企业总体中所占百分比(%).

表 2 生产函数变量的统计摘要

	产出	资本	劳动	教育水平	人力资本
轻工业	7541 (18651)	6473 (19062)	152 (239)	10.2 (0.97)	1545 (2482)
化工业	8982 (38316)	7831 (35434)	111 (187)	10.7 (1.27)	1190 (2035)
材料工业	10750 (33727)	8607 (30894)	145 (242)	10.3 (1.01)	1505 (2567)
机械设备制造业	7642 (19192)	4810 (12391)	124 (194)	10.8 (1.39)	1337 (2112)
东北	8695 (24066)	10278 (29090)	137 (237)	11.0 (1.51)	1466 (2479)
东部	7926 (26482)	5977 (22410)	129 (207)	10.4 (1.16)	1333 (2173)
中部	10821 (23105)	8153 (25219)	166 (249)	10.7 (1.22)	1764 (2669)
西部	10713 (28009)	10531 (32057)	187 (314)	10.8 (1.25)	2002 (3392)
总样本	8415 (26179)	6625 (23689)	136 (221)	10.5 (1.19)	1422 (2335)

注:表中数字表示均值,括弧中数字表示标准差。教育水平指企业水平的员工平均受教育年限,人力资本则是据此构建的企业水平人力资本变量。

是轻工业和机械设备制造业。但是地区之间的差距却相当明显：平均而言，东北地区各个私营制造行业的企业层面的资本—劳动比率均比其他地区要高，其中尤以化工业的资本—劳动比率高出其他地区最多。但是不同行业相对资本—劳动比率的排序在地区间的一致性似乎说明当前中国私营企业所在行业在各地都具有相似的技术特征。

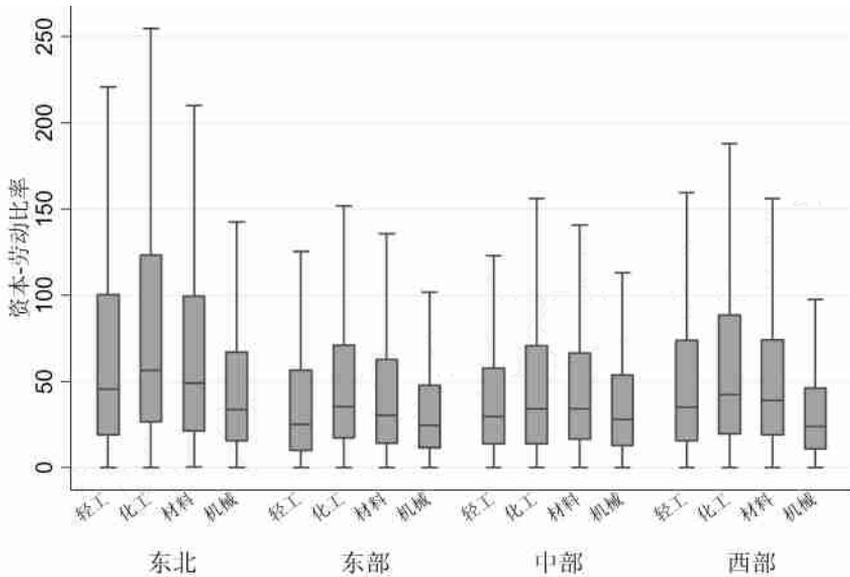


图 1 资本—劳动比率

接下来的问题是：在相似的技术特征(用资本—劳动比率来表征)条件下，不同行业在不同地区是否也具有相似的要素生产率？我们可以通过考察资本和劳动的单要素生产率来试图回答这一问题。单要素生产率用产出与要素的比率或者说单位要素产出，即  $Y/R = K, L$ ，来表示。据此我们将计算得到的劳动生产率和资本生产率的三个平均指标按地区和行业分类绘制在图 2 和图 3 中。

劳动生产率的加权平均数(按企业工业增加值加权，下同)显示东北地区除材料和机械工业落后于东部地区以外，其他两个行业的劳动生产率均明显高于其他地区。结合图 1 的资本—劳动比率分布情况，我们认为这可能与东北地区具有较高的劳均资本有关，而具有相对较高的劳均资本的可能原因在于上世纪末以来东北国有企业的改制使 2004 年部分私营企业实际上继承了东北重化工业企业的衣钵。加权平均数表明东部地区私营企业的劳动生产率优势部门在于材料和机械设备制造行业，但是从算术平均数来看这两个行业却落后于东北和中部，这意味着东部规模较大(用工业增加值来衡量)的材料和机械设备私营制造企业具有较高的劳动生产率。总体上，中西部地区(尤其是西部地区)的私营企业在劳动生产率上较全面地落后于东北和东部企业。

与劳动生产率的表现相同，加权平均数显示，东部地区材料工业和机械设备制造业的私营企业在资本生产率方面也比其他地区的同行业企业具有明显优势。值得注意的是东部机械设备制造业的加权平均远高于算术平均，这强烈表明东部地区该行业内部高资本生产率仍是集中在规模较大的私营企业中。与东部相比外，其他地区私营企业的资本生产率表现总体上均较为逊色。对此一种可能的解释是东部地区私营企业融资渠道的相对发达有效(IFC, 2000; ADB, 2003)，使得东部的私营企业家能够更有效率地进行投资。

#### 四、全要素生产率

与单要素生产率概念不同，全要素生产率(TFP)反映的是扣除要素贡献后的“剩余”生产率水平，通常它可以被理解为是技术进步和制度变革等非生产要素投入因素的贡献。虽然 TFP 的绝对

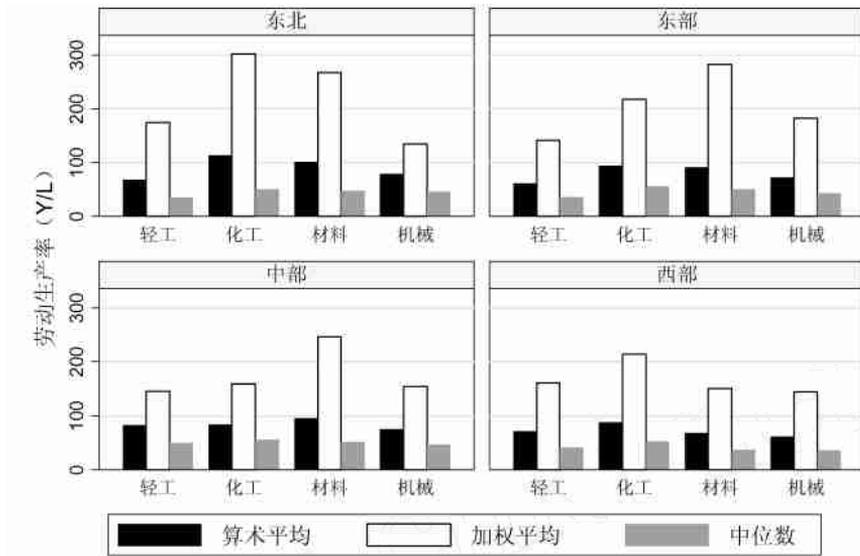


图 2 劳动生产率

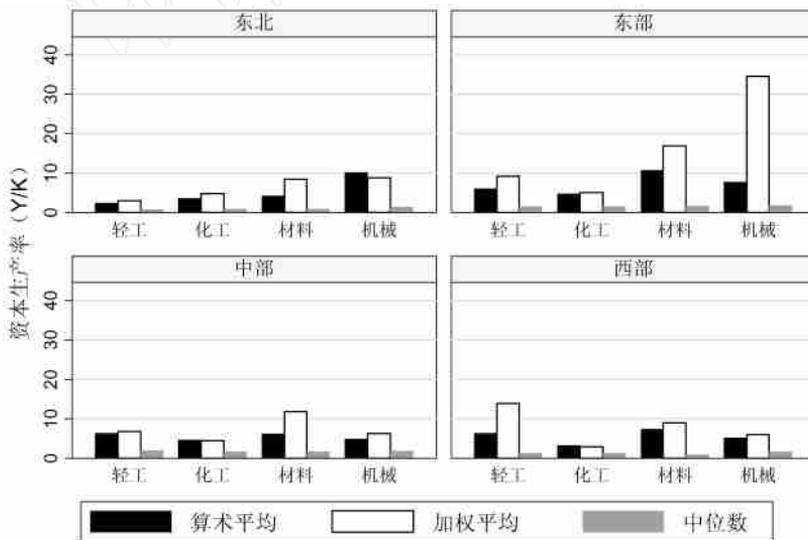


图 3 资本生产率

数值没有太大的意义,但是用它来进行跨地区、跨部门和跨时期的经济增长因素比较,则可以作为评判经济增长方式的一种有力武器。在时间序列数据框架中,TFP 可以用来构建“剩余生产率增长”,而在截面数据框架中,TFP 可以用来度量生产率水平的“剩余”差异。它的分析起点一般有两种:增长核算法(growth accounting approach)和生产函数法(production function approach)。增长核算法用要素成本(零利润条件下成本也可以用产出来替代)份额作为要素贡献权重来构造 TFP 指数(即 Divisia Index),生产函数法则是通过估计生产函数参数(如弹性)来获得“Solow 剩余”。根据生产理论很容易证明在规模报酬、利润最大化和竞争性要素市场条件下,要素份额等于要素的产出弹性。但是一般认为,在中国这样的转型和发展中国家,竞争性市场等假设很难得到满足,所以可能会导致要素份额与弹性发生偏离,从而两种方法的估计结果不再等价。由于在要素价格被扭曲的情况

著名的例子有 Krugman(1994)关于东亚增长模式,Easterly 和 Fischer(1994)关于苏联增长模式的讨论。

下,要素份额偏离了要素的产出弹性,所以用增长核算法会导致 TFP 估计的偏差。此时生产函数法更加可靠,这也是下面我们将要使用的方法。

(一) 生产函数估计

在函数形式上,我们采用常用的具有规模报酬约束的柯布—道格拉斯生产函数。标记产出为  $Y$ , 资本为  $K$ , 原始(未经人力资本调整)劳动力为  $L$ , 经人力资本调整的劳动力或人力资本存量为  $H$ , 那么需要估计的企业的生产函数形式为

$$\ln Y_{ij} = \alpha_0 + \alpha_K \ln K_{ij} + \alpha_L \ln L_{ij} + \alpha_H \ln H_{ij}, R = L, H \quad (1)$$

这里的  $j$  表示不同的地区—行业组合, 通常表示没有反映在生产函数中的随机干扰或变量测量误差等因素。规模报酬假设要求(1)式满足  $\alpha_K + \alpha_L = 1$ 。

在我们的研究中, 还可能存在组内相关(intracluster correlation)效应。我国私营企业(特别是东部沿海地区)分布的一个重要特点是表现出非常显著的地域集聚特征。金祥荣和朱希伟(2002)通过历史和理论分析发现, 产业特定性要素在特定地理区域的形成与发育, 为克鲁格曼意义上的规模报酬递增(Krugman, 1991)机制创造了条件, 从而造成了私营企业在特定区域的专业化集聚。在一个集聚区域内部, 企业因为生产和经营销售链条上的分工协作以及知识共享, 导致企业间在经济上存在很强关联。以浙江省的专业化产业区为最典型代表(金祥荣和朱希伟, 2002), 私营企业(以制造业为主)的集聚往往发生于县级行政区域水平, 是一种县域集聚; 另一方面, 对企业活动有重要影响的行政层面的产业规划也多是以为县为实际单位。因此有理由认为误差项 在县域内部的企业间存在相关。从计量上来讲, 误差项的这种组内相关会使估计标准误所依据的标准的方差—协方差矩阵不再有效, 从而需要根据怀特(White, 1984)的方法来重新估计对组内相关稳健的方差—协方差矩阵(Deaton, 1995)。下面的生产函数回归均考虑到了这种残差组内相关的可能性, 并报告了对其稳健的标准误。

我们首先对全样本企业的生产函数进行估计, 其结果列在表 3 中。其中模型 1 使用原始劳动力变量, 模型 2 使用了根据平均受教育年限估算的企业人力资本变量。这里我们所关心的资本弹性在两个模型估计结果中差别很小, 取值范围在 0.25—0.27 之间, 并且都在 1% 水平上显著。

接下来为了充分考虑行业和地区的异质性, 我们对四个行业和地区分类下面的私营制造企业子样本分别进行回归。模型估计仍然分别采用原始劳动力和简单人力资本两种变量设定, 以便检验结果的稳健性(其结果见表 4)。表中的资本项系数表明, 总体来讲, 各地区材料工业和机械设备制造业的资本弹性相对较低, 轻工业和化工业的

表 3 全样本生产函数估计结果

模型 1			模型 2		
变量	系数	稳健标准误	变量	系数	稳健标准误
ln K	0.268	0.005	ln K	0.253	0.006
ln L	0.732	(n. a.)	ln L	0.747	(n. a.)
截距	2.982	0.024	截距	1.279	0.016
观测数	70897		观测数	70897	
R <sup>2</sup>	0.127		R <sup>2</sup>	0.116	

注: 模型 1 使用原始劳动力变量, 模型 2 使用人力资本变量。这里的标准误是对组内相关(县级水平)稳健的标准误。n. a. 表示在规模报酬约束条件下部分稳健标准误不可得。

在本文的工作论文版本中我们考察了各个两位数行业内产量(增加值)和劳动力(从业人员)数量排名前 1% 至前 20% 的县级行政区在产量和从业人员行业总量中所占的比重。数字表明, 总体上轻工业各行业的县域集聚比其他行业要明显得多, 机械设备制造业的集聚程度相对最弱。另外一个普遍的现象是产量的县域集聚要比劳动力集聚显著, 这说明劳动生产率的县域分布也存在很大程度的不均衡。

与此相关的一个研究是许斌(2006)。他利用 2001 年世界银行对 1500 家中国企业的调查数据(其中私营企业为 450 家)估计得到的私营企业资本弹性约为 0.3, 这与我们的结果具有一定的可比性。

资本弹性比较高。除了东北机械设备制造业以外,各地区大部分行业的资本弹性均在 0.2—0.3 之间。由于模型 1 和模型 2 估计的资本弹性十分接近(大部分差别都在 0.01 以内),所以我们认为这些弹性估计结果是比较稳健的。下面的分析将采用模型 1 的弹性估计结果。

表 4 分地区分行业生产函数估计结果

东北(模型 1)					东北(模型 2)				
变量	轻工	化工	材料	机械	变量	轻工	化工	材料	机械
ln K	0.309 (0.028)	0.288 (0.037)	0.222 (0.043)	0.195 (0.033)	ln K	0.293 (0.029)	0.276 (0.039)	0.206 (0.044)	0.169 (0.034)
ln L	0.691 (n. a.)	0.612 (n. a.)	0.678 (n. a.)	0.805 (n. a.)	ln H	0.707 (n. a.)	0.724 (n. a.)	0.794 (n. a.)	0.831 (n. a.)
东部(模型 1)					东部(模型 2)				
变量	轻工	化工	材料	机械	变量	轻工	化工	材料	机械
ln K	0.270 (0.008)	0.274 (0.014)	0.273 (0.011)	0.228 (0.010)	ln K	0.260 (0.008)	0.261 (0.016)	0.261 (0.011)	0.211 (0.010)
ln L	0.730 (n. a.)	0.726 (n. a.)	0.727 (n. a.)	0.772 (n. a.)	ln H	0.740 (n. a.)	0.739 (n. a.)	0.739 (n. a.)	0.789 (n. a.)
中部(模型 1)					中部(模型 2)				
变量	轻工	化工	材料	机械	变量	轻工	化工	材料	机械
ln K	0.304 (0.023)	0.328 (0.045)	0.297 (0.034)	0.258 (0.024)	ln K	0.298 (0.023)	0.307 (0.042)	0.285 (0.034)	0.250 (0.025)
ln L	0.696 (n. a.)	0.672 (n. a.)	0.703 (n. a.)	0.742 (n. a.)	ln H	0.702 (n. a.)	0.693 (n. a.)	0.715 (n. a.)	0.750 (n. a.)
西部(模型 1)					西部(模型 2)				
变量	轻工	化工	材料	机械	变量	轻工	化工	材料	机械
ln K	0.253 (0.029)	0.340 (0.030)	0.149 (0.032)	0.248 (0.039)	ln K	0.243 (0.031)	0.318 (0.030)	0.138 (0.032)	0.222 (0.040)
ln L	0.747 (n. a.)	0.660 (n. a.)	0.851 (n. a.)	0.752 (n. a.)	ln H	0.757 (n. a.)	0.682 (n. a.)	0.862 (n. a.)	0.778 (n. a.)

注:模型 1 使用原始劳动力变量,模型 2 使用人力资本变量。括弧中数字表示对组内相关(县级水平)稳健的标准误。n. a. 表示在规模报酬约束条件下部分稳健标准误不可得。

(二) 生产率差距的分解

在生产函数(1)中,可将 TFP 的对数值根据定义写作:

$$\ln TFP_{ij} = \alpha_j + \beta_{ij} \quad (2)$$

于是也就得到 TFP 的绝对水平值:

$$TFP_{ij} = \text{Exp}[\ln Y_{ij} - \alpha_j \ln K_{ij} - \beta_{ij} \ln L_{ij}] \quad (3)$$

在规模报酬不变的情况下,我们可以将(1)式的生产函数形式写成集约形式(intensive form),即

$$\ln y_{ij} = \alpha_j \ln k_{ij} + \ln TFP_{ij} = \ln f_j(k_{ij}) + \ln TFP_{ij} \quad (4)$$

这里  $y_{ij} = Y_{ij}/L_{ij}$ ,  $k_{ij} = K_{ij}/L_{ij}$ ,  $i$  和  $j$  如前分别表示企业及所在地区—行业组合。

由此估计得到的 TFP 分布按地区下面的行业分类绘制在图 4 中。整体来看,高 TFP 部门主要集中在材料和机械这两个部门。在东北地区,私营制造业的 TFP 存在着很大的行业间差异,从轻工到机械设备制造业 TFP 水平逐级递增。由于历史原因,东北的工业带有浓厚的“重化”色彩,相应地机械设备制造业的 TFP 很高,而西部地区由于在自然资源禀赋方面具有优势,材料工业的 TFP 水平也要高于其他行业。

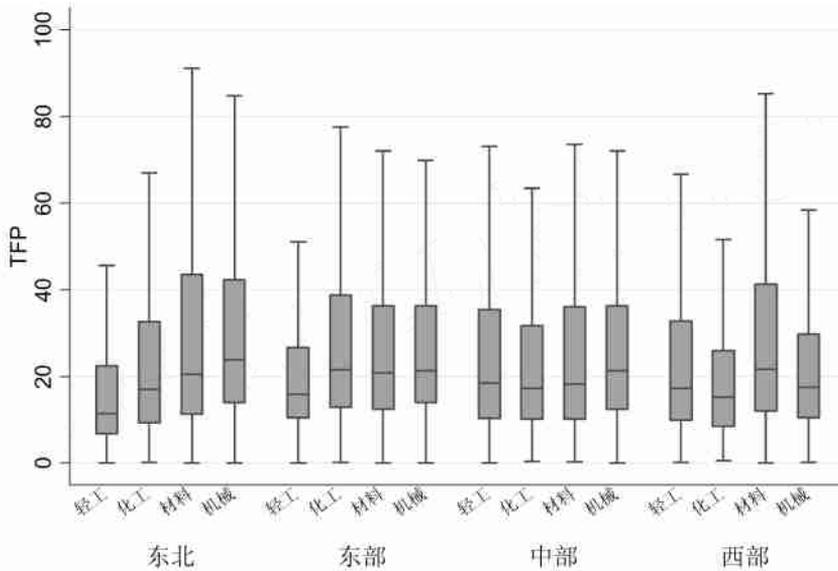


图 4 全要素生产率

生产函数(4)表明(劳动)生产率的差异可以最终归结到劳均资本水平  $k$  和全要素生产率水平 TFP 的差异。对(4)式两边求方差并同除以  $\text{Var}(\ln y)$  可以得到如下方差分解公式:

$$1 = \frac{\text{Var}(\ln f)}{\text{Var}(\ln y)} + \frac{\text{Var}(\ln TFP)}{\text{Var}(\ln y)} + \frac{2 \text{Cov}(\ln f, \ln TFP)}{\text{Var}(\ln y)} \quad (5)$$

上式右边第一项可以理解为人均资本水平差异对生产率差异的贡献,第二项是 TFP 水平差异对生产率差异的贡献,最后一项刻画的是劳均资本和 TFP 的联动效应(协方差)对生产率差异的贡献。

由于总方差刻画的是整个样本范围内变量的变动,在统计上它又可以分解为组内方差平均数与组间方差之和。此外,劳动生产率也可以分解为劳均资本的函数和 TFP 两项来源,因此可以借助方差分解来考察生产率组内和组间变动的来源情况。分解的具体方法见工作论文的附录。表 5 列出了相关结果。

我们发现,无论是全样本范围内的总方差,还是地区和行业水平的组内方差,接近 90% 的劳动生产率变异均来自 TFP 的差异,而劳均资本差异的贡献只占 13% 左右。从组间方差来看,TFP 仍然是私营制造业行业间生产率差异的首要贡献来源(占 91%),但是劳

表 5 生产率方差来源贡献率的分解

	总方差来源贡献率		
	劳均资本	TFP	协方差
全样本	0.130	0.878	-0.008
	组内方差来源贡献率		
	劳均资本	TFP	协方差
地区内	0.136	0.880	-0.015
行业内	0.130	0.878	-0.008
	组间方差来源贡献率		
	劳均资本	TFP	协方差
地区间	1.607	0.574	-1.181
行业间	0.566	0.913	-0.478

注:部分方差来源贡献率之和不严格等于 1 源于四舍五入误差。

均资本差异也解释了劳动生产率差异的 57%。这里的联动效应(协方差)对生产率的行业间差异贡献了 - 48%，这是因为行业劳均资本和 TFP 存在着比较强的负相关,即劳均资本高的行业 TFP 比较低(比较图 1 和图 4 的分布即可验证这一点)。对此的一种解释是,资本在行业间可能存在着一一定程度的低效率配置,导致低 TFP 行业(如轻工业和化工业)投资过多而高 TFP 行业(材料和机械设备制造业)投资过少。与此形成对照的是,地区间生产率方差的来源主要是劳均资本方差(贡献率为 161%),TFP 的贡献则下降到 57%。但是劳均资本和 TFP 的协方差对地区间生产率差异的贡献率为 - 118%,这说明地区间私营制造业资本配置的低效率程度可能比行业间的情况更为严重。

### 五、私营资本的部门间配置与投资效率

计划手段配置资源的代价是资源配置脱离了资源的稀缺性,从而无法达到最佳经济效率。在生产过程中资本是最重要的资源之一,对于中国这样处于转型过程中的发展中国家而言,资本的相对稀缺性更凸显了其对经济增长的重要性。正是因为如此,资本能否合理地配置和有效率地利用,是影响到经济增长质量的重要因素。私营经济兴起的一个表现是私营制造业资本的扩张。这种扩张意味着一个潜在主导部门的上升,但与此同时由于中国当前一些特殊的体制性障碍,也有可能致这一新兴的“民间”部门在资源配置上受制于某些环境因素而无法达到最佳效率。扩张的背后是一个值得探究的故事。在这个部分,我们将利用一个简单的框架来就私营企业的资本配置效率问题做一个初步的探讨。

第四部分估计得到的弹性为我们继续考察配置效率问题提供了基础。根据资本弹性、产出水平和资本,企业的资本边际产出(资本边际生产率)可以方便地通过下式计算得到:

$$MPK_i = \frac{\alpha_i Y_i}{K_i} \tag{6}$$

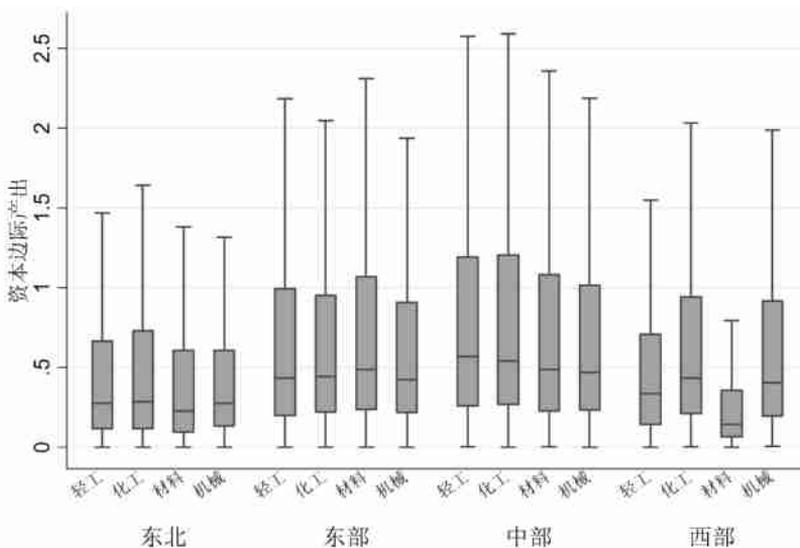


图 5 资本边际产出

图 5 给出了其分地区分行业的分布情形。从中可以发现,东部和中部地区私营企业的资本边际生产率较明显地高于东北和西部地区。但是直观地来看,行业间的资本边际生产率分布,除了材料工业比较低以外,其他行业间的差距并不明显。在资本边际生产率整体较高的地区(如东部和中

我们将在下一部分继续讨论这一问题。

部地区),不同行业内部分布的离散度也较高。为了量化地区间和行业间的资本边际生产率总体表现,我们可以用下面的公式来计算各地区或各行业的资本边际产出:

$$MPK_j = \frac{K_j Y_j}{K_j} = \frac{K_j}{i} \frac{Y_{ij}}{K_{ij}} \quad (7)$$

与上文不同的是,这里的  $j$  表示地区或者行业,  $i$  表示该地区或行业内部的企业。根据上式计算的结果,在所有四个地区中,中部地区私营制造企业的总体资本边际产出最高;在所有四个行业中,私营机械设备制造业的总体资本边际产出最高(见表 6)。

从表 6 的数字来看,地区之间的资本边际产出差异比较显著,但是行业之间的差异则并不明显(如上所述除了机械设备制造业比较高以外)。值得注意的是,东北地区的资本边际产出在所有地区中最低,只有中部地区的将近 1/2 水平,这表明东北地区的私营

表 6 不同地区和行业的资本边际产出

地区				行业			
东北	东部	中部	西部	轻工	化工	材料	机械
0.211	0.357	0.399	0.245	0.317	0.326	0.321	0.364

制造业部门可能存在着一定程度的资本过度配置,而中部地区的投资则显得不足。在四大行业中,机械行业的资本边际产出最高,达 0.36,其他行业则差别很小,均在 0.32—0.33 之间。

就中国目前的实际情况而言,资本边际产出在地区间和行业间的差异(如果存在的话)可能是几个因素共同作用的结果。第一个原因可能在于各种形式的地方保护主义导致的地区分割(白重恩等,2004),这种特殊的市场结构给资本的自由流动造成了明显的人为屏障,尤其是给缺少政府支持的私营企业的投资造成了障碍。其次是不同类型的企业融资能力存在差别。私营企业无法和国有企业在正规金融市场竞争,因此往往只能求助于高利率的非正规金融市场来获得投资资金,在均衡状态下这样就会导致两类企业的资本边际产出不一致(Hsieh 和 Klenow,2007)。另一方面,不同地区的非正规金融体系的发育程度差别又非常大(如浙江温州具有相当发达的民间金融市场,但是在内地却没有类似发展程度的非正规金融市场),所以即使在私营企业内部,地域间融资约束的差别也依然是存在的。那么我们自然要问的是:既然图 5 和表 6 表明中国私营企业的投资效率在部门间存在一定差异,那么这种差异对整个私营经济的影响有多大?如果这种差异消失,私营制造业的整体效率是否会提升?提升多少?

为了定性和定量地回答这几个问题,我们接下来用一个思想实验来模拟资本边际产出的部门间差别消失后的经济效果。根据资本配置的局部均衡理论即可推知,当资本的部门间配置达到帕累托效率状态时,资本边际产出在各部门间都是相等的。为了简化起见(也是为了得到唯一解),这里将私营企业划分成两大部门:资本边际产出高的前沿部门和资本边际产出低的非前沿部门(分别用下标 1 和 2 表示)。在均衡状态下,两部门的资本配置满足:

$$\frac{\partial F_1(K_1 + K, \cdot)}{\partial K} = \frac{\partial F_2(K_2 - K, \cdot)}{\partial K} \quad (8)$$

在这里我们视劳动力和技术水平(TFP)为给定。具体的估计策略是:(1)先根据每个省份和每个两位数行业的估计结果,将资本边际生产率最高(前 20%和前 50%)的部门设为前沿部门 1,其余部门设为非前沿部门 2;(2)重新混合非前沿的部门,估计其生产函数参数;(3)利用估计的前沿和非前

最近不少学者开始对估计中国的资本回报率问题表现出浓厚的兴趣,他们或用总量数据(Bai et al.,2006),或用微观数据(Dollar 和 Wei,2007;Hsieh 和 Klenow,2007),均对中国各部门的资本回报率作了估计。在这里由于主题和篇幅所限,我们打算讨论资本回报率估计和资本边际产出估计的异同点及技术细节,我们所关心的问题在此仅限于资本边际产出的部门(地区和行业)间差距。对资本回报率估计问题有兴趣的读者可以参阅上述文献。

沿两部门资本弹性以及现有的产出和资本变量,用数值方法解下面的一元非线性方程:

$$\frac{\alpha_1 Y_1}{K_1} \cdot \left(1 + \frac{K}{K_1}\right)^{\alpha_1 - 1} = \frac{\alpha_2 Y_2}{K_2} \cdot \left(1 - \frac{K}{K_2}\right)^{\alpha_2 - 1} \quad (9)$$

这里  $\alpha_1, \alpha_2$  为两部门的资本弹性估计值,  $Y_1, Y_2$  为两部门的现有产出(工业增加值),  $K_1, K_2$  为两部门的现有资本,  $K$  为资本从非前沿到前沿部门的转移量,也就是方程需要求解的变量。模拟的结果见表 7。

正如预期的那样,随着资本的净流入,前沿部门的产出也有显著的增加。与使用前 50% 样本作为前沿的情况相比,使用前 20% 样本作为前沿,由于部门间边际资本产出差异更大,  $Y_1$  更小,因此资本的跨部门重置会带来前沿部门产出更大幅度的增加。资本重置带来的总产出增加比例从数值上来看并不大,但还是可以发现一个重要现象:省份间重置带来的产出增加效果比产业间重置要明显。这说明,就目前私营制造业的资本配置状况而言,地区间的误置可能比行业间的误置更严重(这与第四部分地区间生产率差异方差中的协方差成分分析结果是一致的),而重置带来的潜在经济效果也更好。

表 7 资本部门间重置的经济效果模拟

	省份间资本重置后变化率 (%)				
	$K/K_1$	$K/K_2$	$Y_1/Y_1$	$Y_2/Y_2$	$Y/Y$
前 20% 作为前沿	70.41	- 26.05	18.59	- 7.27	1.59
前 50% 作为前沿	26.78	- 41.54	7.04	- 12.54	1.27
	两位数行业间资本重置后变化率 (%)				
	$K/K_1$	$K/K_2$	$Y_1/Y_1$	$Y_2/Y_2$	$Y/Y$
前 20% 作为前沿	88.57	- 12.48	22.33	- 3.40	0.81
前 50% 作为前沿	32.43	- 23.02	8.34	- 6.51	0.73

注:在实际操作中,前 20% 和前 50% 的省份样本分别按 31 个省份中的前 6 和前 15 个省份来定义;前 20% 和前 50% 的行业样本分别按 29 个二位数行业中的前 5 和前 14 个省份来定义。

## 六、总结性评论

本文试图用经济学中生产率分析工具来细致地揭示当前转型环境中中国私营企业的生产率表现,期望能够从系统规范的分析中对这一重要现象有更全面和更深入的理解,并提炼出规律性的事实特征。其理论和政策涵义是十分明显的。

样本分析表明,私营制造企业的资本—劳动比率在地区间差距较为明显,其中东北地区显著高于其他地区,我们认为这与东北工业的历史因素有密切关系。东北地区在劳动生产率方面的优势体现在机械设备制造业以外的其他行业上,而东部地区的材料和机械设备制造业部门的私营企业则在劳动生产率和资本生产率上都明显地领先于其他地区。然而东部地区的这种平均意义上的优势却带有内部的异质性:高要素生产率主要表现在规模较大的企业上。

生产函数估计结果显示各地区大部分行业的资本弹性稳定地处于 0.2—0.3 之间,这与现有的基于调查样本的估计结果具有一定的可比性。据此估计得到的 TFP 在地区间的差距并不如各地区内部的行业 TFP 差距显著。对生产率方差的分解表明,地区和行业内部接近 90% 的生产率差异来自 TFP 的差异,劳均资本的差异占贡献来源的 13% 左右。虽然行业间生产率差异的主要来源还是 TFP,但地区间的生产率差异则主要来源于劳均资本的差异。劳均资本和 TFP 的联动效应(协方差)对地区和行业间的生产率差异有较大的负的贡献,这意味着部门间存在资本配置的非效率。对

资本边际产出的进一步分析确认了这一点。并且我们通过一个模拟实验发现，省际间资本重置给私营制造业带来的潜在产出增长效果比行业间的资本重置要更加明显。其背后的现实涵义是，私营制造业资本的地区间流动障碍比行业间障碍要严重得多。

由于普查数据的截面性质，我们在研究中无法描画私营企业生产率的动态变化。另外由于篇幅所限，仍然有不少有价值的问题没有在文中讨论。比如可以预见的是，如果将生产率分解成技术进步和技术效率，也许可以得到更丰富的结论，但是这需要使用非参数方法。

## 参考文献

- 白重恩、杜颖娟、陶志刚、全月婷，2004：《地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变化趋势》，《经济研究》第4期。
- 金祥荣，2006：《民营经济发展模式转型分析》，经济科学出版社。
- 金祥荣、朱希伟，2002：《专业化产业区的起源与演化：一个历史与理论视角的考察》，《经济研究》第8期。
- 林毅夫，2002：《发展战略、自生能力和经济收敛》，《经济学（季刊）》第1卷第2期。
- 刘小玄，2000：《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》第2期。
- 谢千里、罗斯基、郑玉歆、王莉，2001：《所有制形式与中国工业生产率变动趋势》，《数量经济技术经济研究》第3期。
- 许斌，2006：《外贸、外资和中国民营企业的生产率》，载林双林、王振中、尹尊声（主编），《民营经济与中国发展》，北京大学出版社。
- 姚洋，1998：《非国有经济成分对我国工业企业技术效率的影响》，《经济研究》第12期。
- 姚洋、章奇，2001：《中国工业企业技术效率分析》，《经济研究》第10期。
- 张厚义、侯光明、明立志、梁传运，2005：《中国私营企业发展报告 No. 6 (2005)》，社会科学文献出版社。
- Asian Development Bank (ADB)，2003，The Development of Private Enterprise in the People's Republic of China. Manila，Philippines：Asian Development Bank.
- Bai，C.-E.，C.-T. Hsieh，and Y. Qian，2006，“The Return to Capital in China”，*Brookings Papers on Economic Activity*，2，pp. 61—88.
- Deaton，A.，1995，“Data and Econometric Tools for Development Analysis”，in Chenery，H.，and T.N. Srinivasan (eds.)，*Handbook of Development Economics*，edition 1，volume 3，pp. 1785—1882，Elsevier.
- Dollar，D. and S.-J. Wei，2007，“Das (Wasted) Kapital：Firm Ownership and Investment Efficiency in China”，NBER Working Paper No. 13103.
- Dougherty，S.，R. Herd，and P. He，2007，“Has A Private Sector Emerged in China's Industry？Evidence from A Quarter of A Million Chinese Firms”，*China Economic Review*，18，pp. 309—334.
- Easterly，W. and S. Fischer，1994，“The Soviet Economic Decline：Historical and Republican Data”，NBER Working Paper No. 4735.
- Hsieh，C.-T. and P. J. Klenow，2007，“Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”，Unpublished manuscript.
- International Finance Corporation (IFC)，2000，China's Emerging Private Enterprises：Prospects for the New Century，Washington，D. C.：International Finance Corporation.
- Islam，N.，1995，“Growth Empirics：A Panel Data Approach”，*Quarterly Journal of Economics*，110，pp. 1127—1170.
- Jefferson，G. H.，T. G. Rawski，L. Wang，and Y. Zheng，2000，“Ownership，Productivity Change，and Financial Performance in Chinese Industry”，*Journal of Comparative Economics*，28，pp. 786—813.
- Krugman，P.，1991，“Increasing Returns and Economic Geography”，*Journal of Political Economy*，99，pp. 483—499.
- Krugman，P.，1994，“The Myth of Asia's Miracle”，*Foreign Affairs*，73，pp. 62—78.
- Li，W.，1997，“The Impact of Economic Reform on the Performance of Chinese State Enterprises，1980—1989”，*Journal of Political Economy*，105，pp. 1080—1106.
- White，H.，1984，*Asymptotic Theory for Econometricians*，New York：Academic Press.

(下转第 159 页)

上海对外贸易学院朱钟棣等对跨国外包与技术进步相互之间的因果关系做了实证分析。他们在向量误差修正模型(VECM)的基础上,检验了我国跨国外包和技术进步之间的长、短期因果关系。研究表明,我国的跨国外包和技术进步之间存在长期的正相关关系,也存在长期稳定的协整关系,在短期中,中国存在明显的跨国外包技术溢出效应,但长期中技术溢出效应并不明显。这就是说,短期中我国的跨国外包是促进技术进步的原因,但技术进步不是促进跨国外包的原因。在长期中跨国外包对技术进步的促进作用并不显著,但技术进步是促进跨国外包的原因。因此,我国政府应积极推动跨国外包,形成跨国外包和技术进步的双向促进。企业要在跨国外包中增强对国外先进技术的吸纳能力,发挥长期跨国外包的技术溢出作用,提高自身的生产效率。

(责任编辑:晓 喻)(校对:子 璇)

(上接第 126 页)

## Productivity Performance and Investment Efficiency of China's Private Enterprises

Wang Zheng and Shi Jinchuan

(School of Economics, CRPE, Zhejiang University)

**Abstract:** This paper uses the first national economic census data to systematically investigate the issue of productivity performance of China's private enterprises and their investment efficiency. Evidences indicate that the private enterprises in the material and machinery industries in the eastern area have a leading advantage of both labor and capital productivity over their counterparts in the other areas, much of which, however, is due to the outstanding performance of the large firms. An estimation of the production function leads to a robust estimates of capital elasticity between 0.2 and 0.3 in most sectors. Based on this, we decompose the variances of productivity and find that nearly 90% of the within-region and industry productivity variation stems from total factor productivity (TFP), while the contribution from capital per capita accounts for only 13%. Although the primary source of inter-industry productivity variation is still TFP, capital per capita plays an essential role in explaining the differences in productivity across regions. The marginal product of capital is found to be unequal across regions and industries, which implies that there exist some degrees of inefficiency in the allocation of private capital across sectors. Then we infer from an experimental simulation that the potential improvement is more significant if the capital is reallocated across provinces than if across industries, which implies that the inter-region barriers are more serious than inter-industry barriers for the mobility of private manufacturing capital.

**Key Words:** Private Enterprises; Productivity; Investment Efficiency; Census Data

**JEL Classification:** O140, O330, P230

(责任编辑:晓 喻)(校对:子 璇)