

# 治理成本、市场竞争与企业生产率

徐茗丽<sup>1</sup> 庞立让<sup>1</sup> 王砾<sup>1</sup> 孔东民<sup>2</sup>

(1.华中科技大学经济学院,湖北武汉430074;2.中南财经政法大学金融学院,湖北武汉430073)

**摘要:**基于企业微观层面的全要素生产率,本文从公司内部治理和外部市场环境的视角,考察治理成本与市场竞争对企业生产率的影响,并进一步从调节效应和中介效应的角度深入研究人力资本对上述关系的影响机制。利用中国工业企业统计数据,研究发现,无论在国企还是民企中,治理成本都显著阻碍了企业生产率的提升,然而,市场竞争在提升民企生产率的同时,降低了国企生产率。进一步的扩展性检验表明,对于民企,人力资本在边际上显著促进了生产率的提升,同时,人力资本还是公司治理提高生产率的重要途径;而对于国企,人力资本不存在边际影响,只在市场竞争层面有微弱的中介效应。

**关键词:**公司治理;市场竞争;生产率;产权;人力资本

**中图分类号:**270 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2016)02-0130-10

## 一、引言

作为最大的发展中国家,我国的经济高速增长引起了社会各界的广泛关注。长期以来,中国制造业企业依托人口和资源优势,在国外商品市场上获得立足之地,中国制造已成为世界上认知度最高的标签之一。然而,在当前人口红利终结、资源和环境约束加剧的背景下,提升生产率是提高我国经济增长质量、促进产业升级转型的关键;从企业微观视角出发,提升生产率是提高企业竞争力的核心。在我国制造业企业中,非上市公司是主体,因此,如何提高非上市公司的生产率,对宏观经济发展和产业升级都有重要意义。本文将从公司治理和产品市场竞争两个角度出发对此问题展开研究。

公司治理是经济金融研究中的重要议题之一。随着企业制度的发展,产权分离的经营模式被广泛地采用,伴随而来的委托代理问题,成为企业高效运行的巨大障碍。良好的公司治理能够提高企业绩效,提升企业价值。与上市公司不同,非上市公司的内部治理机制更加不透明且不完善,但也普遍比上市公司更加简单,所以其代理问题程度不如上市公司严重。此外,非上市公司缺乏对公司治理机

**收稿日期:**2015-09-23

**基金项目:**国家自然科学基金面上项目“机构投资者、交易制度与信息效率”(71173078);国家自然科学基金面上项目“智力资本、公司行为与公司价值:基于人力资本与组织资本的微观研究”(71372130)

**作者简介:**徐茗丽(1990—),女,江西丰城人,华中科技大学经济学院博士生;

庞立让(1990—),女,河南西峡人,华中科技大学经济学院博士生;

王砾(1988—),女,湖北武汉人,华中科技大学经济学院博士生;

孔东民(1978—),男,山东泰安人,中南财经政法大学金融学院文澜特聘教授,博士生导师。

制信息的披露。本文将利用治理成本测度公司治理,研究其对企业生产率这一绩效的影响。

竞争是自由市场经济的必然产物。在优胜劣汰的市场机制下,竞争会促使企业压缩成本,积极创新,对企业产出增长起到积极的作用。然而,在中国特色社会主义市场经济体制下,国有企业和非国有企业并存,产品市场竞争在不同的企业产权下作用机制可能不同。本文分别考察在不同产权制度下公司治理和产品市场竞争对企业生产率的影响。

此外,公司治理决策的制定及执行,均需依托于企业的人力资本;市场竞争等企业外部环境亦会影响人力资本的流向;在企业的生产活动中,人力资本也扮演了重要的角色。因此,本文引入人力资本,进一步考察人力资本如何在边际上影响企业生产率,并探讨人力资本发挥的效用在不同产权的企业中是否存在差异。在此基础上,我们又从调节效应与中介效应的角度,深入考察人力资本发挥边际作用的内在机制。

## 二、相关研究评述

生产率的研究一直得到国内外学者的广泛关注。宏观层面,王志刚等、周晓艳等以及王志平分别用不同的数据考查了我国各地区的生产率及其影响因素,发现东部地区生产率高于中西部地区,且地区平均生产率受基础设施、人力资本、经济对外依存度、固定资产投资等因素的影响<sup>[1][2][3]</sup>;行业层面,Gordon等、Jefferson等以及张军考察了生产率的走势<sup>[4][5][6]</sup>;受制于企业数据的可得性,企业微观层面的研究主要来自上市公司<sup>[7][8][9][10]</sup>。近年来,中国工业企业数据库为非上市公司生产率的研究提供了支持。目前非上市公司的研究主要涉及全要素生产率估计方法的比较<sup>[11][12]</sup>,也有学者从微观层面考察了企业行为、企业财务状况对生产率的影响<sup>[13][14][15]</sup>。总体来说,考察非上市公司生产率的研究仍然较少,因此,本文试图通过使用OP法和Tornqvist方法在微观层面度量中国非上市公司这一庞大群体的全要素生产率,进一步扩展前人对生产率的研究,得出更具一般性的结论。

公司治理在微观研究中占有重要地位,它与企业价值和企业绩效有着紧密的联系。良好的公司治理能够促进公司市场价值的提升<sup>[16]</sup>,购买此类公司的股票能够获取更高的回报率<sup>[17]</sup>;管理决策指数、董事会以及透明度指数在提高公司绩效方面具有正效应,而股东大会指数具有负效应<sup>[18]</sup>。此外,公司治理对生产率的影响也受到了广泛的关注,然而,以往考察公司治理对企业生产率影响的文献,大多从治理机制入手衡量公司治理,很少从公司财务的角度切入,而且这些研究并未严格区分国有和民营企业<sup>[8][10][19]</sup>。因此,针对中国特殊的制度背景,我们分别考察国企和民企的治理成本 and 市场竞争对企业生产率的影响,对研究中国企业有着重要的意义。

在实证研究中,关于产品市场竞争对企业生产率的影响并未形成定论。一种观点认为竞争与生产率之间存在正向关系:Nickell基于英国公司的研究发现市场竞争程度的提高与全要素生产率的增长相关<sup>[20]</sup>;Januszewski等对德国企业的研究也发现激烈的产品市场竞争对公司的生产率提高有积极的作用<sup>[21]</sup>;李平等指出,竞争引发的优胜劣汰的市场机制为在位企业提供了提高生产率的激励,并通过跨企业资源配置效率的改善促进了中国工业部门总量生产率的提高<sup>[22]</sup>。另一种观点认为竞争与增长呈反向的关系:Caballero和Jaffe指出竞争会提高商品之间的替代弹性,由此降低垄断租金、加速创造性破坏<sup>[23]</sup>;Grossman和Helpman研究表明,竞争增加了模仿的便利性,会对研发活动以及企业的增长起到破坏性的作用<sup>[24]</sup>;Aghion等发现,产品市场竞争导致追求利润最大化的企业生产率增长速度减慢<sup>[25]</sup>。因此,本文试图分析市场竞争对中国企业生产率的影响。

整体而言,本文可能的贡献在于:从公司治理与市场竞争两个角度考察我国非上市公司的生产率,而且还进一步引入人力资本,从调节效应与中介效应两个方面考察其对生产率的边际影响,这在一定程度上扩展了前人关于生产率方面的研究,弥补了相关文献的空白。

## 三、数据来源与变量定义

### (一)数据来源

本文的数据来源于中国工业企业数据库。该数据库由中国国家统计局建立,涵盖中国大陆31个

省(自治区)全部国有以及规模以上(企业每年的销售额不低于 500 万元)非国有工业法人企业。该数据库从 1998 年开始采集,截止到 2007 年,共收录了中国 33 万多家工业企业,占中国工业总产值的 95%左右。统计口径包括国民经济行业分类中的采掘业、制造业和电气、燃气以及水的生产和供应业三个门类,其中制造业占 90%以上,覆盖了 40 个两位数行业。统计指标包括技术经济指标(工业增加值、工业总产值、工业销售产值等)和主要财务指标以及员工数量、工资总额等。该数据库涵盖大量非上市公司,可以有效地规避上市公司数据存在的“选择性偏差”<sup>[26]</sup>,聂辉华等认为中国工业企业数据库的使用存在一定的缺陷<sup>[27]</sup>。与大多数使用该数据库的研究一致,为保证企业样本的完整性,本文选取的样本时间区域为 1999~2007 年。

沿袭李平等的数据处理做法,剔除存在以下任一情况的观测值:企业总产值或企业的各项投入(包括员工数量、中间投入、固定资产平均值)小于零;企业固定资产原值小于净值;工业总产值小于增加值或中间投入<sup>[22]</sup>。

为保证数据有效并消除异常样本对研究结论的影响,本文在样本选择时,还剔除了资产负债率小于 0 或者大于 1 的企业,并且对变量按照上下 1%进行 Winsorize 处理。为了实证检验和稳健性检验的需要,只保留了在两种不同的全要素生产率估计法下都不存在缺失值的样本,另外还剔除了产权性质不明确的企业样本,最后留下的观测值个数为 600816。

## (二)变量定义

表 1 是本文主要变量的定义,具体说明如下:

表 1 变量定义

变量	变量名称	变量定义
TFP	TFP_OP	OP 法估计的全要素生产率
	TFP_T	Tornqvist 指数法估计的全要素生产率
GC	治理成本	销售收入管理费用率
HHI	产品市场竞争度	某行业各企业的市场份额的平方和,用销售额衡量
FC	融资约束	净利润与折旧之和占全年固定资产平均值之比
ROA	总资产收益率	净利润与公司总资产的比值
LEV	资产负债率	总负债与总资产的比值
SIZE	企业规模	企业总资产的自然对数
LnEMP	企业员工数	企业员工数的自然对数
HC	人力资本	某企业本科及以上学历的员工数占总员工数的比例

1.全要素生产率(TFP):测度企业生产率,解释生产中无法归因于有形要素投入的一系列难以直接观测的因素,例如技术进步、技术利用效率、知识水平、组织管理、制度环境等,衡量投入转化为产出的总体效率。我们在增长核算中对增加值进行分解,把不能由劳动力和资本投入解释的部分记为全要素生产率,这样省去了中间投入对计算的干扰。在生产率的测度选取方面,我们主要运用了 OP 法估计的全要素生产率,并在稳健性检验中运用 Tornqvist 指数法估计的全要素生产率对结果加以检验。具体来说,我们构造了如下两个变量:

(1)TFP\_OP:OP 法由 Olley 和 Pakes 提出<sup>[28]</sup>,是一种度量全要素生产率的半参数方法。估计全要素生产率的半参数方法有 OP 法和 LP 法<sup>[28][29]</sup>,这两种方法分别用投资额和中间投入作为生产率的代理变量,前者能够有效地避免 OLS 估计方法引起的联立性问题和样本选择偏差<sup>[12]</sup>,估计出可靠的全要素生产率,而后者不能解决样本选择问题;就观测值来说,投资额的数据跟中间投入的数据相当,因此我们优先选择 OP 法估算的 TFP。聂辉华和贾瑞雪、Yasar 等详细介绍了 OP 法的思想及其 Stata 命令<sup>[11][30]</sup>。OP 法估计 TFP 的主要原理如下:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 l_t + \beta_k k_t + \omega_t + \eta_t \tag{1}$$

其中, $y_t$ 、 $l_t$  和  $k_t$  分别代表某企业在  $t$  年的工业增加值、员工数和固定资产的对数值, $\omega_t$  是一个不可观测的中介成分, $\eta_t$  是白噪音。假定投资  $i_t$  是生产率  $\omega_t$  和资本  $k_t$  的函数,且  $i_t$  关于  $\omega_t$  是单调变

化的,那么由  $y_t = y_t(\omega_t, k_t)$  可以得出  $\omega_t = \omega_t(i_t, k_t)$ 。于是, (1)式可以转化为:

$$y_t = \beta_1 l_t + \varphi_t(i_t, k_t) + \eta_t \quad (2)$$

其中,  $\varphi_t(i_t, k_t) = \beta_0 + \beta_k k_t + \omega_t(i_t, k_t)$ 。首先,把  $\varphi_t(i_t, k_t)$  展开写成四阶多项式的形式,运用 OLS

估计出  $\hat{\beta}_1$  和  $\hat{\varphi}_t$ ;其次,利用 Probit 模型估计如下方程(3):

$$\Pr\{\lambda_{t+1} = 1 | \omega_{t+1}(k_{t+1}), J_t\} = \rho_t\{\omega_{t+1}(k_{t+1}), \omega_t\} = \rho_t(i_t, k_t) \equiv P_t \quad (3)$$

其中,  $J_t$  代表当期的全部信息,  $\lambda_{t+1} = 1$  代表企业在预测生产率以及利用其他所有档期的信息之后决定留在市场中继续生产而不是退出;再次,联立方程 (2) 和 (3),得到能使残差平方和最小的  $\hat{\beta}_k^*$ ;最后,得到  $TFP\_OP_t = \exp\{y_t - \hat{\beta}_1 l_t - \hat{\beta}_k^* k_t\}$ 。

(2)TFP\_T:由 Tornqvist 指数法估算的全要素生产率。Tornqvist 指数法是一种非参数方法,它没有对生产函数的形式做出任何假定,是一种基于超越对数关系的指数核算法。Caves 等解释了这种方法如何测度两个观测值的相对生产率,并进一步给出了以行业平均水平为基准的单个企业的相对全要素生产率的计算方法<sup>[31][32]</sup>。目前来说,在计算全要素生产率时,Tornqvist 指数法在国外文献中得到了较多的应用<sup>[33]</sup>,但在国内这方面的文献仍然较少。估计式如下:

$$\ln TFP_{i,t} = (q_{i,t} - q_t) - \frac{1}{2}(s_{i,t} + s_t)(l_{i,t} - l_t) - [1 - \frac{1}{2}(s_{i,t} + s_t)](k_{i,t} - k_t) \quad (4)$$

其中,  $q_{i,t}$ 、 $l_{i,t}$  和  $k_{i,t}$  分别表示 t 年度企业 i 的总产出水平、劳动投入和资本投入的对数值,  $s_{i,t}$  表示 t 年度企业 i 劳动投入占总投入的份额。  $q_t$ 、 $l_t$ 、 $k_t$  和  $s_t$  分别表示 t 年企业 i 所在行业的以上各变量的平均值。

2.治理成本(GC)。公司治理产生的成本,主要指公司治理活动发生的各项费用和公司治理机制设计或执行不当引起的各种损失<sup>[34]</sup>,是公司治理好坏的一个重要考察指标。根据桑士俊等和严若森的定义,公司治理的成本包含代理成本(包括第一类和第二类代理成本)、市场治理成本以及过度监督成本等<sup>[34][35]</sup>。市场治理成本和政府过度监管带来的治理成本难以度量或者数据不可得,且在公司治理成本中占比较小,因此代理成本可以作为公司治理机制直接且量化的反映。参照 Ang 等和李寿喜的做法<sup>[36][37]</sup>,用销售收入管理费用率作为治理成本的测度,衡量公司治理的水平。

3.产品市场竞争(HHI)。也称行业竞争,衡量各个产品市场竞争的激烈程度,用赫芬达尔—赫希曼指数(HHI)来测度,某行业的竞争度等于该行业内所有企业的市场占有率(销售额度量)的平方和<sup>[26]</sup>。直观地说,HHI 在 0 和 1 之间取值。HHI 越小,行业竞争越激烈;HHI 越大,行业垄断程度越高。

4.控制变量。参照以往公司财务的研究,我们选取资产收益率(ROA)、资产负债率(LEV)、规模(SIZE)、员工数的自然对数(LnEMP)作为控制变量。基于 Chen 和 Guariglia 的研究<sup>[15]</sup>,我们还纳入了融资约束(FC)变量,衡量企业内部融资的难易程度,参照他们的方法,用企业现金流与固定资产的比值来测度,其中现金流由净利润加上折旧算得,现金流与固定资产的比值越大,企业内部融资越容易,融资约束程度越低。

5.人力资本(HC)。人力资本通常以学历水平代表。已有的经验研究一般根据劳动者的调查报告来衡量,但调查报告存在很多主观因素,可能导致结论存在偏差。所以,从客观角度研究学历的影响具有重要的理论与现实意义。然而,微观企业数据样本总量庞大,员工学历数据的统计极其困难。唯一能够获取的相关资料是中国经济普查数据在 2004 年对企业员工的学历分布和职称状况进行的详细统计,这为本文的检验提供了极其宝贵的数据资源。需要特别说明的是,对于其他未统计企业员工学历分布的年份,只能用 2004 年的数据进行填充处理。

#### 四、实证检验与分析

在本部分,我们主要考察两方面的内容:第一,公司治理和 product market competition 分别对企业生产率产生

的影响;第二,引入人力资本变量,考察人力资本通过公司治理和市场竞争对生产率产生的边际影响,并进一步探索这种边际影响是调节效应还是中介效应。在整个实证检验过程中,我们将样本分成国有企业和民营企业两组,分别考察公司治理、产品市场竞争以及人力资本在不同产权性质的企业中发挥的作用。

(一)描述性统计

表 2 报告了各变量的描述性统计结果。如表 2 所示,用 OP 法和 Tornqvist 指数法测度的 TFP 的均值分别为 3.746 和 1.650,标准差分别为 0.967 和 2.395,表明 Tornqvist 指数法测度的 TFP 在不同企业之间存在一定的差异,OP 法测度的 TFP 在不同企业间差异较小。这可能说明不同的测度方法衡量了生产率的不同维度。GC 的平均值为 0.074,标准差为 0.091,表明企业的管理费用占销售收入的比例较小,但在不同企业之间存在较大差异。HHI 的平均值为 0.003,标准差为 0.003,表明不同产品市场竞争度差异较大。

相关系数矩阵给出了各变量之间的相关系数(因篇幅限制,略去)。TFP\_OP 和 TFP\_T 的相关系数是 0.601,大于零且绝对值较大,表明这两种企业生产率的指标是一致的。TFP\_OP 和 TFP\_T 与 GC 的相关系数分别为 -0.408 和 -0.165,说明治理成本与企业全要素生产率之间存在反向关系;与 HHI 的相关系数为负,但数值都较小(分别为 -0.046 和 -0.004);与 FC 的相关系数为正。相关系数仅反映了变量之间的简单相关关系,故有必要通过回归模型进一步分析。

表 2 描述性统计

统计量	观测值	标准差	均值	最小值	25 分位数	中位数	75 分位数	最大值
TFP_OP	600816	0.967	3.746	0.796	3.176	3.733	4.356	6.188
TFP_T	600816	2.395	1.650	0.057	0.508	0.912	1.738	17.439
GC	600816	0.091	0.074	0.000	0.020	0.044	0.087	0.543
HHI	600816	0.003	0.003	0.000	0.001	0.002	0.004	0.016
ROA	600816	0.135	0.067	-0.159	0.003	0.024	0.078	0.791
LEV	600816	0.246	0.576	0.003	0.404	0.605	0.774	0.987
ASSET (千元)	600816	148139	54419	714	6040	13176	35170	1118000
EMP	600816	409.687	234.425	5	55	105	221	2784
FC	600816	1.021	0.474	-0.806	0.084	0.197	0.449	8.023

注:本表中,我们报告了企业总资产 ASSET 和员工数 EMP 的原值,在回归中,我们采用它们的对数值,分别对应于 SIZE 和 LnEMP。

(二)治理成本、产品市场竞争与企业生产率

首先,我们考察治理成本与产品市场竞争对企业生产率的影响。利用上述变量,建立如下固定效应模型(Hausman 检验支持固定效应的假定,下文中回归亦采用此设定,不再赘述),运用 Stata 统计软件进行回归分析:

$$TFP_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 GC_{i,t} + \beta_2 HHI_{i,t} + \sum \lambda Control_{i,t} + \epsilon_{i,t} \tag{5}$$

这里,TFP 是用 OP 法估计的 TFP\_OP,Control 变量包含融资约束(FC)、资产收益率(ROA)、资产负债率(LEV)、规模(SIZE)以及员工数(LnEMP)。利用该模型,我们依次对全样本、国有企业样本和民营企业样本进行回归。TFP\_OP 与 GC 的相关系数为 -0.408,说明治理成本与企业全要素生产率之间存在反向关系,因此我们期待  $\beta_1 < 0$ ; TFP\_OP 与 HHI 的相关系数为 -0.046,相关性较小,而且市场竞争对生产率的影响有两种不同的路径,因此  $\beta_2$  的符号无法做出假定。方程(5)的回归结果如表 3 所示。

表 3 的回归结果表明,无论是国有企业还是民营企业,GC 的系数均在 1%的水平上显著为负,说明治理成本与生产率呈现反向关系,即治理成本越低,越有利于企业生产率的提高。HHI 的系数在全样本中显著为负,说明产品市场竞争整体上能够促进企业生产率的提升,表明我国在市场经济大环境下,优胜劣汰机制促使企业提高生产率,巩固市场地位。在两组子样本回归中,HHI 系数的符号相

表 3

治理成本、市场竞争与企业生产率

变量	因变量:TFP_OP		
	(1)全样本	(2)国有企业	(3)民营企业
GC	-0.934 *** (0.037)	-0.654 *** (0.050)	-1.156 *** (0.054)
HHI	-8.957 *** (1.045)	3.882 ** (1.632)	-17.804 *** (1.362)
FC	0.008 *** (0.002)	0.009 (0.008)	0.006 ** (0.003)
ROA	0.820 *** (0.020)	1.322 *** (0.081)	0.746 *** (0.020)
LEV	-0.016 * (0.010)	0.079 *** (0.027)	-0.035 *** (0.010)
SIZE	0.250 *** (0.004)	0.272 *** (0.013)	0.236 *** (0.004)
LnEMP	-0.027 *** (0.005)	-0.104 *** (0.013)	0.003 (0.005)
行业效应	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制
常数项	1.568 *** (0.035)	0.944 *** (0.144)	1.777 *** (0.034)
观测值	383014	79249	303765
Adj-R2	0.058	0.045	0.063
企业数目	124830	21574	106015

注:括号内为对应回归系数的标准误,且已经过稳健性调整;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上拒绝零假设。下表同。

反:在国有企业样本中显著为正,表明在国家控股的产权结构下,企业面临的产品市场垄断程度越高,生产率也越高,这一方面可能是垄断国企的规模效应使然,另一方面,垄断国企的良好福利可能使其拥有更高的人力资本。在民营企业样本的回归中,HHI的系数显著为负,表明在非国家控股的产权结构下,产品市场竞争程度的增强会促进企业生产率的提高。这可能是因为竞争导致民营企业生存压力较大,迫使其加快技术创新的步伐。从中可以看到,竞争机制在国有企业和民营企业之间存在显著差异,这说明我国不同产权的企业追逐不同的目标,国有企业追求社会效益最大化,肩负更多的解决就业问题的任务,并且可以获得更多的政策支持和政府帮助,生存压力较小;而民营企业以利润最大化为目标,在激烈的市场竞争下,有更大的生存压力,迫使它们改进技术,加强管理,提高生产率,增强竞争力。

另外,我们还发现,FC的系数在国有企业样本回归中不显著,但在民营企业样本和全样本回归中为正且在5%以上的水平上显著。由于FC在数值上越大表明融资约束越低,因此,民营企业FC的正系数表明民营企业融资约束越低,企业的生产率越高,即民营企业内部资金充分时,有利于企业做出正确的投资和生产决策。而国有企业的系数并不显著,这可能是因为国有企业有着潜在的政治联系,更多与政府利益相关<sup>[42]</sup>,从而使得国有企业可以更容易地得到金融机构的贷款,较少面临融资约束问题。

### (三)人力资本的边际影响:中介效应与调节效应

在此部分,我们对前文结果进行扩展研究,探索公司治理和产品市场竞争影响生产率的机制。具体而言,我们引入人力资本变量,考察人力资本是否通过公司治理或产品市场竞争对企业生产率产生边际影响,并探索这种边际影响在国有企业和民营企业中是否存在差异,深入考察人力资本的这种边际效应是调节效应还是中介效应抑或两种效应同时存在。

人力资本的主体是企业的员工,其行为关系到公司的各项决策,其待遇也直接关系到公司的成本。利用员工学历水平作为人力资本的代理变量,考察人力资本分别通过治理成本和产品市场竞争对不同产权企业的生产率产生的边际效应。需要说明的是,中国经济普查数据只对2004年企业员工的学历水平和技术职称状况进行了详细统计,因此,在用这些横截面数据做回归时,其他年份只能用2004年的数据进行填充。回归方程中未列出HC的单独项,事实上,在固定效应回归模型中,其回归系数为0。我们进行方程(6)的回归分析,具体结果见表4。

$$TFP_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 GC_{i,t} + \beta_2 HHI_{i,t} + \beta_3 GC_{i,t} * HC_{i,t} + \beta_4 HHI_{i,t} * HC_{i,t} + \sum \gamma Control_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

变量	因变量:TFP_OP		
	(1)全样本	(2)国有企业	(3)民营企业
GC	-0.956*** (0.039)	-0.508*** (0.059)	-1.186*** (0.062)
HHI	4.680*** (1.344)	20.443*** (2.141)	-6.835*** (1.901)
GC * HC	1.471*** (0.338)	0.593 (0.506)	2.216*** (0.475)
HHI * HC	52.871*** (13.623)	32.930 (21.404)	39.745** (18.884)
行业效应	控制	控制	控制
年度效应	控制	控制	控制
常数项	3.157*** (0.087)	2.382*** (0.169)	3.544*** (0.112)
观测值	321948	62131	259817
Adj-R2	0.123	0.143	0.116
企业数目	94762	14272	82624

注:人力资本的代理变量员工学历水平 HC 只有 2004 年的数据,由于固定效应系数为 0,未纳入回归;因篇幅限制,控制变量的结果省去。

从表 4 可以看出,无论是国有企业还是民营企业,公司治理成本和产品市场竞争的系数均与表 3 一致。人力资本与公司治理成本交叉项的系数,无论是在国有企业样本还是民营企业样本中都为正,但是在国有企业中不显著,在民营企业中显著,即在民营企业中,控制公司治理水平,人力资本提升了企业生产率。同样,人力资本水平与产品市场竞争的交叉项,在全样本中和民营企业中也显著为正,即在全样本和民营企业中,控制产品市场竞争水平后,人力资本显著地促进了企业生产率的提升。但是人力资本的边际效应在国有企业中依旧不显著。

我们可以看到,无论是对于公司治理成本与生产率的关系还是产品市场竞争与生产率的关系,人力资本的边际效应在国有企业和民营企业中都存在差异,即在民营企业中有着显著正效应,这与前文预期一致,然而,在国有企业中不显著。我们认为,这可能是因为中国的国有企业更多与政府利益相关,是集成的所有制结构,这使得国有企业可能会吸引更多的高学历人才,但是雇佣过多的高学历人才之后,并没有对人力资本进行合理的优化配置,反而给企业造成了负担,导致资源浪费,因此人力资本在国有企业中的边际效应并不显著。

根据温忠麟等的研究<sup>[38]</sup>,如果偏回归系数显著,则说明存在调节效应。因此,表 4 的回归结果说明:在国有企业样本中,人力资本在公司治理和产品市场竞争对企业生产率的影响中并不存在显著的调节效应;但在民营企业中,人力资本有着显著的调节效应。

为了考察国有企业的人力资本为何没有表现出预期的正调节效应,我们进一步分析了国有和民营企业人力资本结构的详细差别,具体如表 5 所示。由表 5 可以看到,平均而言,国有企业中研究生比例达到 0.3%,本科生比例达到 4.5%,大专生比例 14.1%,而民营企业中它们分别只有 0.2%、2.4% 和 6.5%;国有企业中本科生比例的中位数为 1.8%,而民营企业中本科生比例的中位数为 0,远低于国有企业水平。从观测值数量来看,民营企业约为国有企业的 4 倍,但民营企业的人力资本水平远远低于国有企业。由此可见,相对于民营企业,国有企业的人力资本可能远超其所需水平。因此,很可能是因为国有企业人力资本的臃肿与聚集,导致了人力资本的浪费,从而无法发挥出正的边际效应。

接下来,我们引入 Sobel 检验,考察人力资本对公司治理、市场竞争与企业生产率之间的关系是否存在中介效应。根据温忠麟等的研究<sup>[38][39]</sup>,中介效应的定义是:考虑自变量 X 对因变量 Y 的影响,如果 X 通过影响变量 M 进而影响 Y,则称 M 为中介变量。Sobel 检验的结果如表 6 所示。

在公司治理与生产率的关系中,人力资本的中介效应检验如表 6 中的 Panel A 所示。从中可以看出,在民营企业中,无论是 Sobel 检验、Goodman-1 检验还是 Goodman-2 检验,Z 值都在 1%的水平上显著,说明在民营企业中,人力资本对公司治理与生产率之间的关系存在着显著的中介效应,意味

表 5

国有、民营企业中员工学历结构对比

统计量	研究生比例		本科生比例		大专生比例	
	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业	国有企业	民营企业
观测值	115896	484916	115896	484916	115896	484916
均值	0.003	0.002	0.045	0.024	0.141	0.065
标准差	0.019	0.015	0.080	0.061	0.131	0.094
最小值	0	0	0	0	0	0
25 分位数	0	0	0	0	0.049	0.006
50 分位数	0	0	0.018	0	0.110	0.033
75 分位数	0	0	0.054	0.022	0.194	0.085
最大值	1	1	1	1	1	1

表 6

人力资本的中介效应检验

Panel A: 人力资本对公司治理与企业生产率之间的关系是否存在中介效应				
	国有企业		民营企业	
	系数	Z-value	系数	Z-value
Sobel	0.008	0.436	-0.497	-57.060 ***
Goodman-1(Aroian)	0.008	0.436	-0.497	-57.050 ***
Goodman-2	0.008	0.436	-0.497	-57.060 ***
中介效应占总效应的比例	0.005	-0.575		
间接效应与直接效应之比	0.005	-0.365		
总效应与直接效应之比	1.005	0.635		
Panel B: 人力资本对产品市场竞争与企业生产率之间的关系是否存在中介效应				
Sobel	0.007	2.176 **	0.029	13.620 ***
Goodman-1(Aroian)	0.007	2.167 **	0.029	13.610 ***
Goodman-2	0.007	2.185 **	0.029	13.630 ***
中介效应占总效应的比例	0.004	0.033		
间接效应与直接效应之比	0.004	0.034		
总效应与直接效应之比	1.004	1.034		

着公司治理成本越低时,会吸引更多的人力资本,人力资本水平的提高促进企业生产率的提升。这个中介效应约为总效应的 57.51%(符号为负是因为公司治理成本的测度指标是销售收入管理费用率,销售收入管理费用率越低,表明治理成本越低,治理水平越高;反之治理水平越低)。这也就意味着在民营企业中,公司治理通过人力资本这一中介渠道对企业生产率提高发挥的效应超过了直接效应,说明人力资本在公司治理对生产率的促进效应中发挥重要作用。企业应该不断提升其人力资本水平,在人力资本存在显著调节作用的同时,充分地发挥人力资本的中介效应。

表 4 的结果显示,在国企中,人力资本对公司治理与生产率之间的关系并不存在调节效应。而表 6 的结果则进一步显示:对于国企而言,人力资本对公司治理与生产率之间的关系也不存在显著的中介效应。这支持了我们前面对于国有企业人力资本可能存在配置不合理的论断。

表 6 的 Panel B 报告了人力资本对市场竞争与生产率之间关系的中介效应检验。从中可以看出,无论是在国有企业还是民营企业中,人力资本对市场竞争与生产率之间的关系都存在着显著的中介效应。这意味着,行业市场越垄断,就会有充足的条件吸引更多的人力资本,促进企业生产率的提高。但是,这个中介效应占总效应的比例很小,在民营企业中,人力资本的中介效应比率为 3.3%,在国有企业中,只有 0.4%。这也就意味着,产品市场竞争通过人力资本这一中介渠道对企业生产率提高产生的促进作用非常小,最主要的还是直接效应。

#### (四)稳健性检验

在这一部分,我们对前文结果进行稳健性检验,本文的稳健性检验包括 4 个方面,分别是:(1)使用 Tornqvist 方法估算的 TFP\_T 作为 TFP\_OP 的替代变量;(2)使用以公司总资产为权重计算的

HHI\_Asset 作为 HHI 的替代变量；(3)以资产周转率来测度公司治理效率，并作为公司治理水平的替代变量；(4)使用平衡的面板数据(即只保留 1999~2007 年度不存在缺失值的企业样本)。这些稳健性检验的结果均与前文研究结论一致，从而充分说明本文研究结论的可靠性。

## 五、结论

本文基于中国工业企业数据库 1999~2007 年全国范围内国有及规模以上非国有企业的微观数据，利用 OP 法测度企业层面的生产率，考察了公司治理成本与产品市场竞争对企业生产率的影响，并探讨这种影响在不同产权性质企业间的异同。研究结果表明，无论在国有企业还是民营企业中，治理成本对企业生产率都有显著的抑制作用。产品市场竞争对国有企业和民营企业生产率的影响相反：国有企业面临的产品市场竞争越激烈，其生产率越低，垄断程度越高，其生产率越高；而产品市场竞争程度的增强会促进民营企业生产率的提高。进一步研究发现，人力资本对企业生产率产生正的边际影响。对于公司治理与生产率之间的关系，在民营企业中，人力资本存在着显著的调节效应与中介效应，而在国有企业中，人力资本既不存在调节效应也不存在中介效应；对于市场竞争与生产率之间的关系，在民营企业中，人力资本存在着显著的调节效应与中介效应，而在国有企业中，人力资本仅存在中介效应。

本文的研究结论对企业以及政府监管部门具有明晰的政策参考意义。对于企业而言，通过改善公司治理，降低治理成本，能够有效地提高企业生产率。监管部门有意识地提高国有企业所在行业的进入壁垒，引导民营企业所在行业自由竞争，并结合产权制度改革，有效地监督和引导企业(尤其是国有企业)提高治理水平，并充分重视人力资本对企业生产率提高发挥的调节效应和中介效应，合理地引导人力资本的行业与部门配置效率，从而促进企业生产率的提升。

本文尚存在一定的局限性：一是遵循一般工业企业数据库的使用习惯，且受制于非上市公司数据的可获得性，本研究的样本期间仅截至 2007 年，对于当前年份的指导性不足；二是我们使用治理成本这一指标来衡量公司治理，虽已经量化了公司治理水平，但仍显不够精细。在后续的研究中，我们将参照上市公司的研究，从更多的维度来测度公司治理变量，从而使我们的研究更具丰富性。

## 参考文献：

- [1] 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)[J]. 中国社会科学, 2006, (2): 55—66.
- [2] 周晓艳, 韩朝华. 中国各地区生产效率与全要素生产率增长率分解(1990—2006)[J]. 南开经济研究, 2009, (5): 26—48.
- [3] 王志平. 生产效率的区域特征与生产率增长的分解[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (1): 33—43.
- [4] Gordon, R.H., Li, W. The Change in Productivity of Chinese State Enterprises, 1983—1987[J]. Journal of Productivity Analysis, 1995, 6(1): 5—26.
- [5] Jefferson, G.H., Rawski, T.G., Li, W., Zheng, Y. Ownership, Productivity Change, and Financial Performance in Chinese Industry[J]. Journal of Comparative Economics, 2000, 28(4): 786—813.
- [6] 张军. 资本形成、工业化与经济增长[J]. 经济研究, 2002, (6): 3—13.
- [7] 施东晖. 转轨经济中的所有权与竞争[J]. 经济研究, 2003, (8): 46—54.
- [8] 牛建波, 李维安. 产品市场竞争和公司治理的交互关系研究[J]. 南大商学评论, 2007, (1): 83—103.
- [9] 姚佳, 陈国进. 公司治理、产品市场竞争和企业绩效的交互关系——基于中国制造业上市公司的实证研究[J]. 当代财经, 2009, (8): 56—61.
- [10] Lin, C., Ma, Y., Su, D. Corporate Governance and Firm Efficiency[J]. Managerial and Decision Economics, 2009, 30(3): 193—209.
- [11] 聂辉华, 贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源误置[J]. 世界经济, 2011, (7): 27—42.
- [12] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, (2): 541—558.
- [13] 张杰, 李克, 刘志彪. 市场化转型与企业生产效率——中国的经验研究[J]. 经济学(季刊), 2011, (2): 571—602.

- [14] 戴觅,余森杰.企业出口前研发投入、出口及生产率进步[J].*经济学(季刊)*,2012,(1):211—230.
- [15] Chen, M., Guariglia, A. Internal Financial Constraints and Firm Productivity in China: Do Liquidity and Export Behavior Make a Difference? [J].*Journal of Comparative Economics*,2013,41(4):1123—1140.
- [16] 白重恩,刘俏,陆洲,宋敏,张俊喜.中国上市公司治理结构的实证研究[J].*经济研究*,2005,(2):81—91.
- [17] Gompers, P., Ishii, J., Metrick, A. Corporate Governance and Equity Prices[J].*The Quarterly Journal of Economics*,2003,118(1):107—156.
- [18] 胡一帆,宋敏,张俊喜.竞争、产权、公司治理三大理论的相对重要性及交互关系[J].*经济研究*,2005,(9):44—57.
- [19] 陈日清,亓爱凤.市场约束、内部公司治理与上市公司全要素生产率——基于面板随机前沿模型的分析[J].*投资研究*,2014,(10):104—117.
- [20] Nickell, S. J. Competition and Corporate Performance [J].*Journal of Political Economy*,1996,104(4):724—746.
- [21] Januszewski, S. I., Köke, J., Winter, J. K. Product Market Competition, Corporate Governance and Firm Performance: An Empirical Analysis for Germany [J].*Research in Economics*,2002,56(3):299—332.
- [22] 李平,简泽,江飞涛.进入退出、竞争与中国工业部门的生产率——开放竞争作为一个效率增进过程[J].*数量经济技术经济研究*,2012,(9):3—21.
- [23] Caballero, R. J., Jaffe, A. B. How High Are the Giants' Shoulders: An Empirical Assessment of Knowledge Spillovers and Creative Destruction in a Model of Economic Growth [Z].*NBER Macroeconomics Annual* 1993.
- [24] Grossman, G. M., Helpman, E. Quality Ladders and Product Cycles [J].*The Quarterly Journal of Economics*,1991,106(2):557—586.
- [25] Aghion, P., Dewatripont, M., Rey, P. Competition, Financial Discipline and Growth [J].*Review of Economic Studies*,1999,66(4):825—852.
- [26] 孔东民,刘莎莎,王亚男.市场竞争、产权与政府补贴[J].*经济研究*,2013,(2):55—67.
- [27] 聂辉华,江艇,杨汝岱.中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J].*世界经济*,2012,(5):142—158.
- [28] Olley, G. S., Pakes, A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J].*Econometrica*,1996,64(6):1263—1297.
- [29] Levinsohn, J., Petrin, A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J].*Review of Economic Studies*,2003,70(2):317—341.
- [30] Yasar, M., Raciborski, R., Poi, B. Production Function Estimation in Stata Using the Olley and Pakes Method [J].*Stata Journal*,2008,8(2):221—231.
- [31] Caves, D. W., Christensen, L. R., Diewert, W. E. The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity [J].*Econometrica*,1982,50(6):1393—1414.
- [32] Caves, D. W., Christensen, L. R., Diewert, W. E. Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers [J].*The Economic Journal*,1982,92(365):73—86.
- [33] Brandt, L., Van Biesebroeck, J., Zhang, Y. Creative Accounting or Creative Destruction? [J].*Journal of Development Economics*,2012,97(2):339—351.
- [34] 桑土俊,侯德胜,吕斐适.公司治理机制与公司治理效率[J].*会计研究*,2007,(6):83—85.
- [35] 严若森.公司治理成本的构成与公司治理效率的最优化研究[J].*会计研究*,2005,(2):59—63.
- [36] Ang, J. S., Cole, R. A., Lin, J. W. Agency Costs and Ownership Structure [J].*The Journal of Finance*,2000,55(1):81—106.
- [37] 李寿喜.产权、代理成本和代理效率[J].*经济研究*,2007,(1):102—113.
- [38] 温忠麟,侯杰泰,张雷.调节效应与中介效应的比较和应用[J].*心理学报*,2005,(2):268—274.
- [39] 温忠麟,张雷,侯杰泰,刘红云.中介效应检验程序及其应用[J].*心理学报*,2004,(5):614—620.

(责任编辑:胡浩志)