

要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率<sup>\*</sup>

盖庆恩 朱喜 程名望 史清华

**内容提要:**本文从广义视角研究了要素市场扭曲对全要素生产率的影响,强调要素市场扭曲不仅通过影响在位企业的资源配置效率直接降低全要素生产率,而且会通过垄断势力改变企业的进入退出行为间接降低全要素生产率。基于1998—2007年中国工业企业数据库进行的实证分析表明:若资本市场扭曲得到改善,样本期间制造业的全要素生产率平均可以提高57.79%,其中通过直接效应提高31.46%,间接效应提高26.32%;若劳动力市场扭曲得到改善,全要素生产率可以提高33.12%,其中通过直接效应提高11.42%,间接效应提高21.69%。最后本文还探讨了劳动力收入份额、国有企业以及企业规模对资源配置效率的影响,证明了模型和结论的稳健性。

**关键词:**资源配置不当 全要素生产率 垄断势力 进入退出行为

## 一、引言

分析国家间人均产出为何存在巨大差异是经济学尤其是经济增长研究中最重要的问题之一。在过去的二十多年间,针对这一问题的研究已取得较大进展。Klenow & Rodriguez-Clare(1997)、Hall & Jones(1999)等认为全要素生产率(total productivity factor,简称为TFP)的不同是造成国家间人均产出差异的根本原因。传统的观点(Aghion and Howitt,1992;Comin and Hobijn,2010)认为由于条件的限制,发展中国家采用新技术的速度过慢,使得其生产效率低下。近年来,越来越多的学者开始关注资源配置效率对全要素生产率的影响。他们认为发展中国家的要素市场不够发达、行政干预较多等导致其资源配置效率不高,妨碍了全要素生产率的提高(Restuccia and Rogerson,2008;Hsieh & Klenow,2009;Bollard et al.,2014)。那么,一个自然的问题是:要素资源重新配置对全要素生产率的影响程度到底有多大?Hsieh & Klenow(2009)(以下简称HK)对此进行了开创性的研究,其在Melitz(2003)的基础上建立起要素配置扭曲同全要素生产率间的关系,提出可以使用全要素生产率(total factor productivity of revenue,记为TFPR)的离散程度来衡量资源配置效率。实证结果表明若中国的资源配置效率能够达到美国的水平,制造业的TFP将提高30%—50%;若完全消除要素市场的扭曲制造业的TFP可以提高86.6%—115%。朱喜等(2011)基于HK的方法,在完全竞争的市场环境下测量了要素配置不当对农业全要素生产率的影响;龚关和胡关亮(2013)进一步改进了HK中对规模报酬不变的假设,并使用资本和劳动边际产出的方差衡量了资本和劳动的配置扭曲程度;邵宜航等(2013)同样在HK的基础上对中国交通设施和金融市场造成

\* 盖庆恩,上海财经大学财经研究所,邮政编码:200433,电子信箱:gai.qingen@shufe.edu.cn;朱喜、史清华(通讯作者),上海交通大学安泰经济与管理学院,邮政编码:200052,电子信箱:zhuxi97@sjtu.edu.cn,shq@sjtu.edu.cn;程名望,同济大学经济与管理学院,邮政编码:200092,电子信箱:walkercheng@163.com。本文系“第十四届中国青年经济学者论坛”、“第十四届中国经济学年会”入选论文,且受到国家自然科学基金(71273172和71473165)、教育部“长江学者和创新团队发展计划”创新团队项目(IRT1176)、教育部人文社会科学基金(14YJC790034)、上海市教委科研创新项目(15ZS022)、上海市“晨光”计划(13CG36)等项目的资助。作者感谢上海交通大学何振宇副教授、韩中元博士、郑丽琳博士等提出的宝贵建议,特别感谢匿名审稿人提出的建设性意见。文责自负。

的扭曲进行了测算。

以上研究深入地分析了中国经济中存在的扭曲,具有较强的实际意义。但是,他们主要关注的是要素市场扭曲对在位企业资源配置的影响。而从现实来看要素市场的不完备还会扭曲企业行为(如进入和退出行为等)。例如,虽然国有企业的生产效率要低于民营和外资企业,但却可以以较低的价格获得银行贷款进行生产;而效率更高的民营和外资企业虽然生产效率更高,但是由于在要素市场处于劣势而无法进入市场。因此,要素市场扭曲不仅可能使企业间资源配置不当,还可能阻碍更有效率的企业进入到市场中,从而产生更大的效率损失。Banerjee & Moil(2010)对资源配置不当进行分类,认为若在位企业边际产出不相等,那么通过在位企业间的资源重新配置可以提高总产出,这意味着此时存在狭义资源配置不当(intensive misallocation);若可以通过将在位企业的资本重新配置给其他潜在的生产者来提高经济的总产出,那么此时存在广义的资源配置不当(extensive misallocation)。Midrigan & Xu(2014)认为资本市场摩擦会扭曲企业的进入退出行为和技术使用决策,而微观数据证明由于在位企业边际产品不等所引致的狭义效率损失非常小,相反要素市场不完备导致的广义扭曲却会引起更大的效率损失。Peters(2013)认为资源配置不当会改变企业的研发行为和进入决策从而影响经济增长,基于微观数据的实证分析表明资源配置不当所造成的动态效率损失是静态时的4倍之多。Jaef(2014)同样将要素市场扭曲同企业进入退出行为联系起来,揭示了要素市场扭曲通过广义资源配置不当对长期经济增长产生影响。<sup>①</sup>在以中国为主要研究样本的研究中,如Hsieh & Klenow(2009)、龚关和胡关亮(2013)、邵宜航等(2013)主要考察了使在位企业边际产出相同时全要素生产率的改进空间,即狭义的要素配置不当。那么,进一步考虑企业的进入和退出行为时要素资源扭曲的程度到底有多大?这正是本文要解决的问题。

本文在Peters(2013)的基础上引入要素市场扭曲,从广义的视角研究了要素资源配置不当对TFP的影响。文中强调要素市场扭曲会通过以下两个路径对全要素生产率产生影响:一方面,与已有文献一样,要素市场扭曲使得各在位企业的边际产出不同,从而降低经济的TFP(本文称之为直接效应);另一方面,要素市场扭曲同时影响到企业的进入和退出行为,部分具有更高生产效率的潜在进入者由于其要素成本较高而无法真正进入到市场中,从而降低经济的全要素生产率(这一效应是要素市场通过影响企业进入和退出行为而产生,本文称之为间接效应)。实证分析表明要素市场扭曲的直接和间接效应均对全要素生产率的提高具有重要的影响,若资本市场扭曲得到改善,样本期间制造业的TFP平均可以提高57.79%,其中通过直接效应提高31.46%,间接效应提高26.32%;若劳动力市场扭曲得到改善,制造业的TFP可以提高33.12%,其中通过直接效应提高11.42%,间接效应提高21.69%。本文还进一步检验了劳动力收入份额、国有企业以及企业规模的相应影响,得到与已有研究相似的结论,证明上述结论是稳健的。本文的贡献主要体现在以下三个方面:首先,考虑了要素市场扭曲对企业进入退出行为的影响,从广义的视角研究了中国制造业企业的要素配置不当;其次,基于Peters(2013)构建了不同于HK的框架,并基于此框架评价了中国工业企业资源配置的效率;最后,通过适当的方法将企业的垄断势力与要素市场扭曲区分开来,从而能够更为客观地衡量要素市场配置不当的程度。

文章后续的研究安排如下:在第二部分我们将详细阐述理论模型,为后续研究奠定基础;第三部分是数据来源和参数估计;第四部分则基于前述的模型和数据,分析和讨论中国制造业企业资源配置不当的程度,并进一步分析研究结论的稳健性;最后是结论和建议。

<sup>①</sup> Hopenhayn(2014)对要素配置扭曲的影响进行了非常全面的综述,本文在此不再赘述。

## 二、基本模型

### (一) 企业生产行为

对于任意  $t$  时刻, 经济中的最终产品部门通过投入中间品来生产最终产品  $Y$ , 与 Peters (2013), Akcigit et al. (2014) 相同, 最终部门生产函数采用 Cobb-Douglas (下文简称为 C-D 函数) 形式:

$$\ln Y = \int_0^1 \ln y_i di \quad (1)$$

任意中间品部门  $i$  有两个生产者 (在位者和潜在进入者) 生产同质的产品  $y_i$ , 彼此间采用伯川德竞争。各中间品生产厂商投入资本 ( $k$ ) 和劳动 ( $l$ ) 以及生产技术 ( $q$ ) 采用规模报酬不变的 C-D 生产函数进行生产, 即:

$$y(k, l; q) = q k^\alpha l^{1-\alpha} \quad (2)$$

此处  $\alpha$  为资本 - 产出弹性,  $1 - \alpha$  为劳动 - 产出弹性, 在 C-D 生产函数中资本或劳动的产出弹性等于其相应的收入份额。企业通过要素市场来获取进行生产所需的资本和劳动力, 但由于客观条件的限制, 要素市场并不完备, 而是存在一定扭曲 (Hsieh and Klenow, 2009)。为了简化分析不妨假设潜在进入者 (Follower) 的资本和劳动价格分别为  $R$  和  $w$ , 生产效率为  $q_{i,F}$ ; 在位企业 (Leader) 扭曲后资本和劳动的价格分别为  $(1 + \tau_{k,i})R$  和  $(1 + \tau_{l,i})w$ ,  $1 + \tau_{k,i}$  和  $1 + \tau_{l,i}$  则分别衡量了在位企业在资本和劳动力市场上相对于潜在进入者的扭曲程度。<sup>①</sup> 进一步假设在位企业与潜在进入者间的生产效率并不相同, 二者的生产效率存在如下关系:

$$q_{i,L} = \chi_i q_{i,F}$$

其中  $q_{i,L}$  和  $q_{i,F}$  分别表示在位者和潜在进入者的生产效率。

### (二) 垄断势力的决定

最终产品部门的成本最小化决定了中间品的需求函数, 结合公式 (1) 可以得到中间品的需求函数如下:

$$y_i = \frac{Y}{p_i} \quad (3)$$

由于任意中间品部门  $i$  的各企业生产的是完全替代品, 考虑到企业采用的是规模报酬不变的生产函数, 这意味着价格最低的厂商最终能够占领整个市场。此处的  $p_i$  应为所有生产产品  $i$  的企业中的最低价格, 即:  $p_i = \min_{j \in S(L,F)} \{p_j\}$ 。在此设定下在位企业将选择自己的定价方式, 最终使得均衡价格等于潜在进入者的边际成本  $MC(q_{i,F})$ 。若  $p_i > MC(q_{i,F})$ , 此时潜在进入者将进行生产并占领市场; 若  $p_i < MC(q_{i,F})$ , 此时在位企业可以通过提高产品价格来增加企业利润, 企业的利润并未能够最大化。因此, 企业利润最大化条件意味着  $p_i = MC(q_{i,F})$ 。结合生产函数、要素市场的相关假设我们可以得到产品  $i$  的均衡价格应为:

$$p_i = MC(q_{i,F}) = \frac{\left(\frac{w}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{R}{\alpha}\right)^\alpha}{q_{i,F}} \quad (4)$$

此时, 在位厂商的边际成本为:

$$MC(q_{i,L}, \tau) = \frac{\left(\frac{(1 + \tau_{l,i})w}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha} \left(\frac{(1 + \tau_{k,i})R}{\alpha}\right)^\alpha}{q_{i,L}} \quad (5)$$

<sup>①</sup> 事实上此处也可假设潜在进入者同样面临着要素市场扭曲, 这并不影响本文的结论。采用文中所述的假设方法主要是基于以下两方面的考虑: 一方面, 这样的假设会使研究的问题复杂化; 另一方面, 从后续研究来看, 企业垄断势力的变化仅与企业在要素市场上所面临扭曲的相对水平有关, 而与要素扭曲的绝对水平无关。因此, 为简化问题我们选择采用文中的假设方法。

本文使用企业产品价格与其边际成本之比来衡量企业的垄断势力(markup),记为 $\mu(i, \tau)$ 。基于上述分析可知在均衡状态下在位企业的 markup 为:

$$\mu(i, \tau) \equiv \frac{P_i}{MC(q_{i,L}, \tau)} = \frac{q_{i,L}}{q_{i,F}} (1 + \tau_{l,i})^{\alpha-1} (1 + \tau_{k,i})^{-\alpha} = \chi_i (1 + \tau_{l,i})^{\alpha-1} (1 + \tau_{k,i})^{-\alpha} \quad (6)$$

公式(6)意味着企业的垄断势力可以来源于两部分:一部分为企业生产效率的差异 $\chi_i$ ;另一部分为要素市场的扭曲 $(1 + \tau_{l,i})$ 和 $(1 + \tau_{k,i})$ 。

$$\frac{\partial \mu}{\partial (1 + \tau_{l,i})} = \chi_i (\alpha - 1) (1 + \tau_{l,i})^{\alpha-2} (1 + \tau_{k,i})^{-\alpha} < 0 \quad (7)$$

$$\frac{\partial \mu}{\partial (1 + \tau_{k,i})} = -\chi_i \alpha (1 + \tau_{l,i})^{\alpha-1} (1 + \tau_{k,i})^{-\alpha-1} < 0 \quad (8)$$

公式(6)、(7)、(8)意味着企业在产品市场上的表现取决于其在生产效率和要素市场上的综合能力。企业的生产效率越高,其进行生产的边际产出越高,企业的垄断势力越强;相应地,若企业能够在要素市场上以越低的价格获取资本和劳动,其进行生产的边际成本就越低,在外部价格不变的情况下其垄断势力也将越强。假设在位企业相对于潜在进入者来说生产效率存在劣势,即 $\chi_i < 1$ 。此时,只要其获得要素的成本足够低,直至满足

$$(1 + \tau_{l,i})^{1-\alpha} (1 + \tau_{k,i})^{\alpha} < \chi_i$$

其相应的 $\mu(i, \tau)$ 将大于1。此时,要素市场的扭曲使得低效率的生产者占领市场,阻碍了高效率的潜在进入者进入到市场。由此,要素市场扭曲不仅会导致不同在位者间存在扭曲(intensive distortion, Hsieh and Klenow, 2009; 龚关、胡关亮, 2013),而且可能阻碍了更有效率的企业进入到市场,影响了企业的进入和退出行为,从而造成更大范围的扭曲(extensive distortion) (Banerjee and Moll, 2010; Peters, 2013 等)。

### (三)要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率

由公式(3)和(4),我们可以得到此时企业对资本和劳动的需求函数分别为:

$$k(i) = \frac{1}{\mu(i, \tau)} \frac{\alpha Y}{(1 + \tau_{k,i}) R} \quad (9)$$

$$l(i) = \frac{1}{\mu(i, \tau)} \frac{(1 - \alpha) Y}{(1 + \tau_{l,i}) w} \quad (10)$$

根据公式(2)可知此时企业的产出可以表示为:

$$y_i = q_{i,L} \frac{Y}{\mu(i, \tau)} \left( \frac{\alpha}{(1 + \tau_{k,i}) R} \right)^{\alpha} \left( \frac{1 - \alpha}{(1 + \tau_{l,i}) w} \right)^{1-\alpha} \quad (11)$$

资本和劳动的边际产品(Marginal Revenue of Product)可以表示为:

$$MRPK(i, \tau) = \alpha \frac{P_i y_i}{k(i, \tau)} = (1 + \tau_{k,i}) R \mu(i, \tau) \quad (12)$$

$$MRPL(i, \tau) = (1 - \alpha) \frac{P_i y_i}{l(i, \tau)} = (1 + \tau_{l,i}) w \mu(i, \tau) \quad (13)$$

由公式(12)和(13)可以看出企业的资本和劳动的边际产品将由三部分构成:一是要素在完备市场下的价格;二是要素市场的扭曲程度 $(1 + \tau_{k,i})$ 和 $(1 + \tau_{l,i})$ ;三是企业的垄断势力 $\mu(i, \tau)$ 。在要素市场存在扭曲且 markup 并不相同的情况下,企业间资本和劳动的边际产品并不相等。需要说明的是本文的要素市场扭曲与已有文献存在一定差异, Hsieh & Klenow (2009) 强调了要素市场扭曲的作用,而 Peters (2013) 则强调了由于 markup 存在差异所造成的影响,本文则综合考虑了这两方面的影响,并将垄断势力和要素市场扭曲区别开来。与 Hsieh & Klenow (2009) 存在如下

关系：

$$\mu(i, \tau)(1 + \tau_{*x}) = (1 + \tau_{HK})$$

通过上述分析可以知道在任意的产品种类  $i$  中, 只有价格最低的企业进行生产并占领整个市场, 且其对资本和劳动的需求函数由公式(9)和(10)决定。那么在此情况下社会的总资本和劳动投入可以表示为:

$$K = \int_0^1 \frac{1}{\mu(i, \tau)} \frac{\alpha Y}{(1 + \tau_{k,i})R} di \quad (14)$$

$$L = \int_0^1 \frac{1}{\mu(i, \tau)} \frac{(1 - \alpha) Y}{(1 + \tau_{l,i})w} di \quad (15)$$

由于企业采用公式(2)进行生产, 因此该经济中的总产出可以表示为:

$$Y = TFP * \left( \int_0^1 \frac{1}{\mu(i, \tau)} \frac{\alpha Y}{(1 + \tau_{k,i})R} di \right)^\alpha \left( \int_0^1 \frac{1}{\mu(i, \tau)} \frac{(1 - \alpha) Y}{(1 + \tau_{l,i})w} di \right)^{1-\alpha} \quad (16)$$

另一方面, 结合加总生产函数公式(1)和企业产出公式(11), 我们可以知道该经济的总产出还可以表示为:

$$Y = \exp\left(\int_0^1 \ln(q_{i,L}) \frac{Y}{\mu(i, \tau)} \left(\frac{\alpha}{(1 + \tau_{k,i})R}\right)^\alpha \left(\frac{1 - \alpha}{(1 + \tau_{l,i})w}\right)^{1-\alpha} di\right) \quad (17)$$

比较公式(16)和(17), 同时将  $\mu(i, \tau)$  带入可以得到该经济体中, 全要素生产率可由下式来表示:

$$TFP = \exp\left(\int_0^1 \ln(q_{i,L}) di\right) * \frac{\exp\left(-\int_0^1 \ln \chi_i di\right)}{\left(\int_0^1 \chi_i^{-1} \left(\frac{1 + \tau_{k,i}}{1 + \tau_{l,i}}\right)^{\alpha-1} di\right)^\alpha \left(\int_0^1 \chi_i^{-1} \left(\frac{1 + \tau_{k,i}}{1 + \tau_{l,i}}\right)^\alpha di\right)^{1-\alpha}} \quad (18)$$

从上式我们可以知道, 该经济的全要素生产率不仅取决于在位企业全要素生产率的加权平均, 而且还取决于该经济中要素配置扭曲的程度。企业要素资源配置不当的程度既与要素市场扭曲有关, 也与企业的相对生产效率有关, 当要素市场完备时, 该经济的资源配置效率最高。为此, 我们提出如下命题:

命题: 在上述经济环境中, 全要素生产率由两部分构成:  $TFP = TFP_M * M$ , 要素市场扭曲会造成直接和间接两方面的效率损失。其中:

$$TFP_M = \exp\left(\int_0^1 \ln(q_{i,L}) di\right)$$

$$M = \frac{\exp\left(-\int_0^1 \ln \chi_i di\right)}{\left(\int_0^1 \chi_i^{-1} \left(\frac{1 + \tau_{k,i}}{1 + \tau_{l,i}}\right)^{\alpha-1} di\right)^\alpha \left(\int_0^1 \chi_i^{-1} \left(\frac{1 + \tau_{k,i}}{1 + \tau_{l,i}}\right)^\alpha di\right)^{1-\alpha}}$$

对于直接效率损失可以用资源误配指数 (misallocation index, 文中简称为  $M$ ) 来表示,  $M$  越大经济的配置效率越高, 当  $M = 1$  时, 市场配置效率最高。

进一步来看, 该全要素生产率具有如下性质:

(1)  $M$  是要素市场扭曲和企业生产效率的零次齐次函数; 若要素市场扭曲和企业生产效率服从对数正态分布且相互独立, 资源误配指数  $M$  可以表示为:

$$\ln M = -\frac{1}{2}(V_q + \alpha(1 - \alpha)(V_k + V_l))$$

其中  $\alpha$  为资本收入份额,  $V_q$ 、 $V_k$  和  $V_l$  分别为企业相对生产效率 ( $\chi_i$ )、资本市场扭曲 ( $1 + \tau_{k,i}$ ) 和劳动力市场扭曲 ( $1 + \tau_{l,i}$ ) 取对数后的方差。

(2) 消除要素市场扭曲所带来的效率改进程度 (即要素资源配置不当程度) 可由下式来表示:

$$\Delta TFP \equiv \ln TFP_{\tau=1} - \ln TFP = \Delta TFP_M + \Delta M =$$

$$\underbrace{\int_0^1 1(\text{markup}_{\tau=1} < 1) * \ln \chi_i^{-1} di}_{\text{间接效应}} + \underbrace{\frac{1}{2} \left( (V_q - \widehat{V}_q) + \alpha(1 - \alpha) \sum_{j=k,l} (V_j - \widehat{V}_j) \right)}_{\text{直接效应(狭义的要害资源配置不当)}}$$

广义要素资源配置不当

$$\text{其中: } 1 = \begin{cases} 1, & \text{markup}_{\tau=1} < 1 \\ 0, & \text{markup}_{\tau=1} \geq 1 \end{cases}$$

证明:略。<sup>①</sup>

### 三、数据来源及参数估计

#### (一)数据来源

本文所使用的数据来源于中国工业企业数据库,选择的年份为1998—2007年。该数据库是根据国家统计局工业企业年度报表有关资料整理而成,其统计对象包括全部国有企业以及规模以上(年收入500万元以上)的其他工业企业,从所有制结构上看包括国有、集体、民营、外资企业等。该数据库涵盖工业企业的诸多信息,如企业当年的经营情况,包括总产值和工业增加值、固定资产净值、折旧、劳动投入、年销售收入、销售费用和利润总额等。由于数据量巨大,错误录入在所难免,根据已有文献,如李玉红等(2008)、Brandt et al. (2014)等的做法,本文去除了以下不符合逻辑的观测值:

- (1)企业总产值、各项投入以及固定资产原值和净值为负;
- (2)企业固定资产原值小于固定资产净值;
- (3)工业增加值或中间投入大于总产出,或主营销售收入大于总销售收入;
- (4)企业劳动、资本等关键数据缺失。

同时考虑到企业数据的质量问题,我们还进一步去除了从业人数小于8的样本。为了和前人的研究相比较,本文同样选择以29个制造业(国民经济行业分类13—42类)为研究对象。

在后续的研究中,我们需要使用企业的行业、总产出、工业增加值、资本投入和劳动投入等多方面的数据。对于企业增加值和总产出,我们分别使用分行业的价格平减指数来进行相应的调整。<sup>②</sup>对于企业的劳动力投入我们使用当年企业雇员数来衡量,而对于劳动力的工资水平,我们综合考虑了企业当前的应付工资、应付福利以及相关的保险作为工人的最终工资水平,对工资水平采用当年的消费者价格指数进行平减。对于资本存量,本文采用永续盘存法进行估计,企业真实资本存量如下:

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + \frac{BK_t - BK_{t-1}}{P_t^K} \quad (19)$$

$K$ 为资本的真实价值, $BK$ 为资本的账面价值, $P^K$ 为固定资产投资价格指数,数据的处理方式与Brandt et al. (2012)、龚关和胡关亮(2013)和Hsieh & Song(forthcoming)相同。

在对数据进行整理后,本文需要分行业来估算各自的生产函数,并以此为基准进一步计算相应的参数。对生产函数估计而言,由于全要素生产率的内生性问题,使用最小二乘法(简称为OLS)和固定效应(简称为FE)无法得到无偏估计量。Olley & Pakes(1996)(简称为OP)认为使用投资作为全要素生产率的代理变量可以有效解决相应的内生性问题,但是在实际生产中有相当部分的企业当年并不进行投资,造成投资并不能完全反映生产率的变化;Levinsohn & Petrin(2003)(简称为

<sup>①</sup> 限于篇幅本文省略了相关证明,如有需要请与作者联系。

<sup>②</sup> 由于企业的增加值数据在2001年和2004年缺失,这两年的相关数据我们需自行计算,计算公式为:增加值=当年工业总产值-中间品+增值税。数据来源:<http://www.econ.kuleuven.be/public/N07057/China/>。

LP)进一步提出使用企业当年的中间投入作为生产率的代理变量,以此解决OP方法中存在的问题。基于此,本文选择LP方法来进行生产函数估计,具体来看我们以劳动投入作为自由变量,资本存量作为资本变量,中间投入作为代理变量,分别估计29个行业的资本和劳动产出弹性。

(二)参数估计

前文的理论模型表明要素市场配置扭曲所造成的效率损失取决于:企业的相对生产率( $\chi_i$ )、资本市场扭曲( $1 + \tau_{k,i}$ )和劳动力市场扭曲( $1 + \tau_{l,i}$ )。在估计得到企业的生产函数之后,我们即可计算各要素相对应的边际产出(MRPK和MRPL)。从公式(12)和(13)来看,要素的边际产出事实上是要素市场扭曲与垄断势力( $\mu(i, \tau)$ )的乘积。因此,为了求解企业的要素扭曲程度,首先需要估计企业的垄断势力。

1. 垄断势力和相对生产率的估计

本文使用企业产品的价格与其边际成本之比来衡量企业的垄断势力,记为markup。对于markup的测算一直都是产业经济研究中的重要问题。在以往的研究中,对markup的估算往往依赖对企业竞争环境的假设,同时需要大量产品价格、成本和销量等方面的综合信息,这对实证所用的数据提出了非常高的要求,在现实中这样详细的数据通常难以获得。因此,这些经典的方法存在很大的局限性。De Locker & Warzynski(2011)进一步摆脱市场假定和数据的严格限制,提出了更为普遍性的计算方法,使这一领域的研究取得了突破性的进展,并在很短的时间内得到了广泛的应用。他们将markup用下式来衡量:

$$\mu_i = \frac{\alpha_i}{\varphi_i} \tag{20}$$

此处 $\alpha_i$ 表示投入品 $X_i$ 的产出弹性,而 $\varphi_i$ 则表示该投入品的成本占增加值的比例,二者之比即为markup。需要说明的是,在上述所有的推导过程中不需要对市场环境、企业生产函数等作出具体的假定,因而同样适用于本文所研究的问题。在本文中, $(1 + \tau_{l,i})w l_i$ 为劳动力的工资总额(包含了企业的应付工资、福利和保险等), $p_i y_i$ 为企业当年的增加值, $1 - \alpha$ 代表劳动产出弹性。因此,上式可以转化为:

$$\mu_i = \frac{1 - \alpha}{\frac{(1 + \tau_{l,i})w l_i}{p_i y_i}} \tag{21}$$

对于劳动产出弹性,在C-D生产函数中等于劳动力收入份额,在前文已通过生产函数估计得到。至此,基于中国工业企业数据库1998—2007年的相关数据,我们即可估计企业的垄断势力。<sup>①</sup>1998、2002和2007年markup取对数后的分布可见图1。

从图1可以看出,企业间lnmarkup存在较大的差异,1998、2002和2007年markup取对数后的标准差分别为0.9404、0.9189和0.9391。从时间角度来看,1998—2007年间,中国企业的markup呈现出较为明显上升的趋势,1998年markup的均值为1.2421,为样本期间的最小值,而2007年markup的均值提高到1.5068,上升了21.31%,年均提高约2个百分点。而进一步来看制造业企业的markup在2002年前后有着显著的变化。1998—2002年中国制造业企业markup的均值为1.2772,2003—2007年其相应的数值提高为1.3775,后者是前者的1.0785倍,显示出2002年后企业在产品市场的定价能力得到了较大提高。这很可能得益于中国在2001年加入WTO,对外开放程度的提高对企业markup的提高形成正面影响(De Locker and Warzynski,2011)。

<sup>①</sup> 在数据预处理阶段,虽然我们尽可能去除了关键参数如增加值、资本数量等缺省和不合理的样本,但在对markup估计后仍然存在一定的极端值。为了避免这些极端样本的影响,我们对各年markup的1%样本进行缩尾处理。

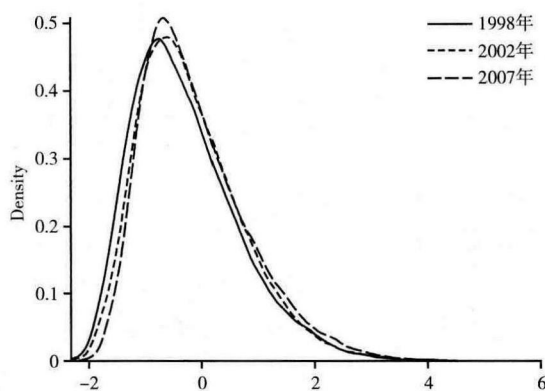


图1  $\ln(\text{markup})$  的离散情况

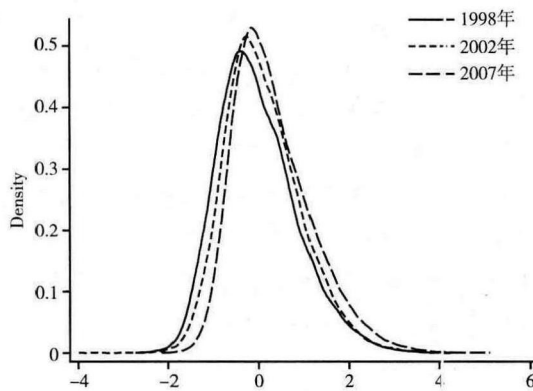


图2  $\ln\chi_i$  的离散情况

本文估算要素市场扭曲所造成的效率损失时还需要企业相对生产率( $\ln\chi_i$ )及其分布情况。对公式(6)进行适当变形可以得到:

$$\ln\chi_i = \ln\mu(i, \tau) + (1 - \alpha)\ln(1 + \tau_{l,i}) + \alpha\ln(1 + \tau_{k,i}) \quad (22)$$

基于上式和要素市场的扭曲程度即可估计企业相对生产率情况,取对数后的离散情况可见图2。从图中可以看出企业相对生产率的密度函数随着时间的推移逐步向右平移的趋势。1998、2002和2007年 $\ln\chi_i$ 的均值分别为-0.0292、0.0990和0.3217,相应的中位数则分别为-0.1329、0.0035和0.1775。上述结果意味着相对于潜在进入者来说,在位者的生产效率在不断地提升。而由本文理论部分可知, $\chi_i$ 越大,在位者所拥有的优势就越大,其他条件(如要素市场)不变时潜在进入者就越难进入到市场中,要素市场扭曲所造成的间接效率损失就会越小。因此,上述分析说明样本期间要素市场扭曲所造成的间接效率损失可能呈下降的趋势。

## 2. 要素市场扭曲程度的估计

由公式(13)和(14)我们可以知道,资本和劳动的边际产出是由三部分构成:要素市场扭曲、垄断势力和真实成本。通过对公式(13)和(14)进行变形可以得到要素市场扭曲的计算公式:

$$1 + \tau_{k,i} = \alpha \frac{P_i Y_i}{k(i, \tau) R \mu(i, \tau)} \quad (23)$$

$$1 + \tau_{l,i} = (1 - \alpha) \frac{P_i Y_i}{l(i, \tau) w \mu(i, \tau)} \quad (24)$$

在上述表达式中, $P_i Y_i$ 为企业当年的总产出(用增加值来衡量), $k(i, \tau)$ 和 $l(i, \tau)$ 分别表示企业的资本和劳动投入,分别使用企业当年真实资本存量和劳动人数来衡量, $\mu(i, \tau)$ 为前文衡量的markup。 $R$ 和 $w$ 则分别表示资本和劳动在完全竞争市场条件下的真实成本。通过对上述公式的分析可以知道,一旦 $R$ 和 $w$ 的数值被确定,资本和劳动市场的扭曲就可以被直接计算出来。<sup>①</sup>对于资本真实成本 $R$ ,我们参考Hsieh & Klenow(2009)的取值,将其设定为10%;对于 $w$ 我们使用当年制造业企业各行业的平均工资来衡量。值得注意的是,由于缺乏劳动力的受教育情况,因此这里的平均工资水平无法对人力资本差异进行调整,可能会高估劳动力市场的扭曲程度。取对数后资本和劳动力市场扭曲程度的分布详见图3和图4。<sup>②</sup>

① 从本文命题可以知道,资源配置扭曲指数是要素市场扭曲的零次齐次函数,这意味着我们并不需要特别估计 $R$ 和 $w$ 的精确数值,使用 $(1 + \tau_{k,i})R$ 和 $(1 + \tau_{l,i})w$ 来分别衡量资本和要素市场的扭曲,并不会影响我们对市场配置效率的评价。

② 与markup一样,资本和劳动力市场扭曲同样对各年的样本进行1%缩尾处理。

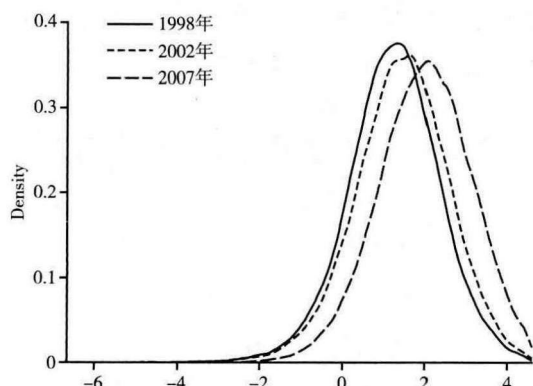


图3 资本市场的离散情况

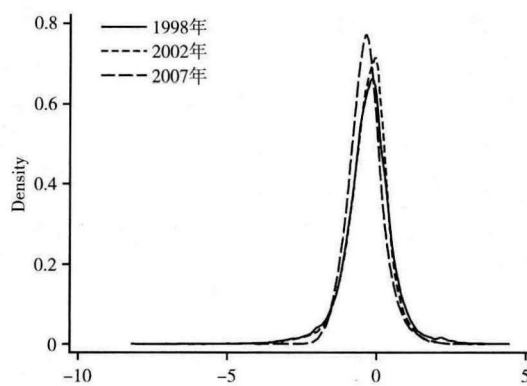


图4 劳动力市场的离散情况

从图3和图4来看,无论是资本市场还是劳动力市场均存在一定的要素配置不当,但是相比劳动力市场,资本市场的分布更广,其方差更大,显示在中国资本市场扭曲可能要居于主要地位。表1比较了资本和劳动力市场的扭曲程度,1998、2002和2007年资本市场的标准差分别为1.1092、1.1482和1.1196,而同年劳动力市场的标准差则分别为0.8073、0.7226和0.5958;除此之外我们还进一步比较了二者在第75分位数和第25分位数之比,其呈现出与标准差相同的规律。这些比较说明:资本市场的离散程度要远高于劳动力市场,这说明资本市场的扭曲要更为严重。

表1 资本市场和劳动力市场扭曲程度的比较

	1998	2002	2007
标准差			
资本市场	1.1092	1.1482	1.1196
劳动力市场	0.8073	0.7226	0.5958
75—25			
资本市场	1.4201	1.4905	1.5218
劳动力市场	0.8421	0.7828	0.7160

资料来源:中国工业数据库(1998—2007),作者整理。

从时间趋势来看,资本市场和劳动力市场也呈现出不同的趋势。1998、2002和2007年资本市场扭曲程度取对数后的中位数分别为1.2589、1.4657和2.0132,呈现出明显的上升趋势,说明企业使用资本的成本在显著上升。而另一方面与资本成本逐步上升的同时资本市场扭曲的标准差也在上升,这意味着资本市场扭曲程度可能在增加。<sup>①</sup>而与资本市场相对应的劳动力市场则呈现出不同的趋势,1998、2002和2007年劳动力市场扭曲程度取对数后的中位数分别为-0.2487、-0.2394和-0.3812,年份间变化平稳。而从标准差来看则呈现出缩小的趋势,这说明劳动力市场的扭曲程度在逐步减小。通过对资本和劳动力市场的比较我们可以看出,在制造业企业间相对于劳动力市场的扭曲,资本市场的扭曲更为严重。造成这种现象的原因可能在于中国劳动力市场扭曲的形成主要体现在由于户籍制度等所形成的城乡劳动力市场分割(盖庆恩等,2013),而企业间在劳动力市场虽然存在一定的差异(如国企存在一定程度的用工歧视),但相比资本市场而言属于次要问题。因此,对于制造业的要素资源配置扭曲而言,资本市场将起着主导作用。

#### 四、结果分析

##### (一)基本结果

通过上述参数估计我们获得了要素市场扭曲程度的诸多参数,至此即可通过前述命题中的表达式来估计要素市场扭曲所造成的效率损失。在此我们需要进一步设定最终加总时所使用的劳动

① 我们还将要素配置扭曲的程度与龚关、胡关亮(2013)进行了比较,若有需要请与作者联系。

力收入份额  $(1 - \alpha)$ , 参考 Hsieh & Klenow (2009) 等的做法将其取值为 0.5。在具体的估计过程中我们分别假设资本和劳动力市场不存在扭曲来估算通过消除资源配置不当可以获得的生产效率改进(即要素市场扭曲所造成的效率损失), 如公式(26)。值得注意的是, 正如前文所述要素市场扭曲还会对企业的进入和退出行为产生影响, 从而间接影响最终的全要素生产率。当去除要素市场扭曲时企业的垄断势力会发生变化, 当在位企业的  $markup_{t-1} < 1$  时潜在生产者将进入市场, 原有的在位者将退出市场, 其对全要素生产率的影响可由公式(29)表示。最终的估计结果详见表 2。

$$\Delta TFP_M = \int_0^1 1(\text{markup}_{t-1} < 1) * \ln \chi_i^{-1} di \quad (25)$$

$$\Delta M = M(\tau_n = 0 | \tau_{-n}, \chi_i) - M(\tau_k, \tau_l, \chi_i), \text{其中 } n = k \text{ 或 } l \quad (26)$$

表 2 要素配置扭曲对全要素生产率的影响

年份	资本市场			劳动力市场		
	TM	$\Delta TFP_M$	$\Delta M$	TM	$\Delta TFP_M$	$\Delta M$
1998	0.6521	0.3559	0.2962	0.4775	0.3273	0.1502
1999	0.6781	0.3570	0.3212	0.4733	0.3267	0.1466
2000	0.6461	0.3347	0.3114	0.4418	0.3031	0.1387
2001	0.6173	0.3040	0.3133	0.3950	0.2667	0.1283
2002	0.5934	0.2767	0.3167	0.3631	0.2366	0.1265
2003	0.5741	0.2580	0.3161	0.3407	0.2163	0.1244
2004	0.5686	0.2519	0.3167	0.3119	0.2026	0.1092
2005	0.5569	0.2342	0.3228	0.2847	0.1812	0.1035
2006	0.5382	0.2171	0.3210	0.2543	0.1606	0.0937
2007	0.4805	0.1816	0.2988	0.1862	0.1141	0.0722
平均	0.5779	0.2632	0.3146	0.3312	0.2169	0.1142

注:  $\Delta TFP_M$  表示要素市场扭曲造成的间接效率损失,  $\Delta M$  表示要素市场扭曲所造成的直接效率损失,  $TM = \Delta TFP_M + \Delta M$  表示要素市场扭曲所造成的直接效率损失与间接效率损失之和, 为要素市场的总效率损失。

从表 2 可以看出 1998—2007 年间中国要素市场扭曲所造成的效率损失无论是资本市场还是劳动力市场均呈明显的下降趋势, 要素市场的配置效率在逐步提高, 这与已有文献的研究结论基本相同。对资本市场而言, 1999 年总效率损失指数(TM) 的数值最大, 为 0.6781, 这意味着当年如果能够有效消除资本市场扭曲, 中国制造业的全要素生产率可以增加 67.81%; 随着时间的推移资本市场的配置效率逐步提高, 至 2007 年总的效率损失指数(TM) 已下降至 0.4805, 这意味着如果当年资本市场是有效率的, 那么在保持其他市场不变的情况下, 中国经济的全要素生产率会提高 48.05%。十年间下降了 17.16 个百分点, 平均而言每年提高 1.72 个百分点, 充分显示了中国资本市场的配置效率得到较大提高。1998—2007 年资本市场 TM 的均值为 0.5779, 这说明如果资本市场完善, 那么经济的全要素生产率将提高 57.79%。劳动力市场也呈现出同样的规律: 1998 年劳动力市场的 TM 最大为 0.4775, 说明如果劳动力能够得到有效配置, 制造业的全要素生产率可以提高 47.75%, 经过十年的发展, 中国劳动力市场的配置效率也得到很大提高; 2007 年劳动力市场的 TM 为 0.1862, 这说明如果劳动力得到有效配置, 中国经济的全要素生产率将提高 18.62%, 十年间劳动力市场配置效率提高了 29.13 个百分点, 劳动力市场资源配置效率的提高使中国经济全要素生产率每年提高 2.91 个百分点。1998—2007 年劳动力市场 TM 的均值为 0.3312, 这说明如果劳动力资源得到有效配置, 那么经济的全要素生产率将提高 33.12%。而进一步对比资本和劳动力市场发现, 资本市场的扭曲占据着主导地位, 样本期间资本市场的 TM 平均为 0.5779, 而劳动力市场仅

为0.3312,前者是后者的1.74倍,显示出相对于劳动力市场,资本市场的扭曲要更为严重,这与Hsieh & Klenow(2009)、龚关和胡关亮(2013)等的研究结论相同,也符合中国的实际情况。

进一步看,资本和劳动力市场扭曲(TM)可以分解为直接和间接效应,二者又呈现出不同的趋势。无论是资本市场还是劳动力市场,要素市场扭曲造成的间接损失均呈现出逐步下降的趋势。1998年,资本市场的 $\Delta TFP_M$ 为0.3559,这意味着如果资本市场扭曲能够得到改善,通过淘汰低效率的在位企业使具有更高生产效率的潜在生产者进入到市场中,将使制造业的全要素生产率提高35.59%;2007年 $\Delta TFP_M$ 下降为0.1816,如果资本市场完备,当年由于进入和退出效应,经济的全要素生产率可以提高18.16%。十年间资本市场扭曲所造成的间接效率损失从35.59%降低至18.16%,降低了17.43个百分点,平均每年下降1.74个百分点。而对于资本市场的直接效率损失 $\Delta M$ 则没有呈现出明显的趋势,1998年 $\Delta M$ 的取值为0.2962,2007年 $\Delta M$ 的取值为0.2988。这一结果似乎与已有的研究如Hsieh & Klenow(2009)及龚关和胡关亮(2013)相悖,究其原因主要在于要素市场扭曲的定义并不相同。<sup>①</sup>1998—2007年平均而言 $\Delta M$ 的取值为0.3146,这意味着如果资本在企业间得到有效配置,通过资本在企业间重新配置,全要素生产率可以提高31.46个百分点。而对于劳动力市场来说,因市场扭曲所造成的间接和直接效应均呈明显下降的趋势,显示出劳动力市场资源配置的效率得到提高。1998年,劳动力市场扭曲所造成的间接效率损失( $\Delta TFP_M$ )为0.3273,2007年这一指数减小为0.1141,十年间减小了0.2132,说明劳动力市场配置效率的提高使间接效率损失减少了21.32个百分点。劳动力的直接效率损失呈现出与间接效应相同的趋势,1998年劳动力市场造成的直接效率损失为15.02%,经过十年的发展,劳动力市场扭曲的直接效率损失大大降低,2007年劳动力市场扭曲造成的效率损失仅为7.22%。1998—2007年间劳动力市场扭曲造成的直接效率损失平均为11.42%。

通过以上分析可以发现,1998—2007年无论资本市场还是劳动力市场其资源配置效率均得到了较大幅度的提高,资本市场配置效率的提高使全要素生产率提高17.16%,劳动力市场配置效率的提高使全要素生产率提高29.13%。对比资本和劳动力市场发现,资本市场的扭曲要远高于劳动力市场。样本期间若资本市场可以有效配置,经济的全要素生产率可以提高57.79%,若劳动力市场可以有效配置,经济的全要素生产率可以提高33.12%。通过对资本和劳动力市场扭曲的来源对比发现,要素市场扭曲造成的进入和退出效应有着非常重要的影响,样本期间资本市场的间接效应为26.32%,占总效应的45.54%,劳动力市场的间接效应为21.69%,占比为65.49%。

## (二)进一步分析

### 1. 劳动力收入份额(1- $\alpha$ )的影响

从本文的研究来看,劳动力收入份额仅在对直接效应进行加总时使用。因此,其取值仅影响要素市场扭曲的直接效应。

$$\frac{\partial \Delta M}{\partial \alpha} = \frac{\partial \left( \frac{1}{2} (V_q - \widehat{V}_q) + \frac{\alpha(1-\alpha)}{2} \sum_{j=k,l} (V_j - \widehat{V}_j) \right)}{\partial \alpha} = \left( \frac{1-2\alpha}{2} \right) \sum_{j=k,l} (V_j - \widehat{V}_j) \quad (27)$$

由于 $\sum_{j=k,l} (V_j - \widehat{V}_j) > 0$ ,因此 $\alpha > 0.5$ 时, $\frac{\partial \Delta M}{\partial \alpha} < 0$ ,这意味着 $\alpha$ 越大,要素市场扭曲所造成的效率损失

<sup>①</sup> 本文理论模型部分说明对于要素的边际产出两者间存在如下关系: $\mu(i, \tau)(1 + \tau_{\text{本文}}) = (1 + \tau_{\text{HK}})$ 。为此,本文按照HK的定义重新计算了要素市场扭曲,发现当统一要素市场扭曲的定义后要素市场扭曲与龚关和胡关亮(2013)呈相似的规律。由于篇幅限制无法报告详细结果,如有需要,请与作者联系。

就越小;而当  $\alpha < 0.5$  时,  $\frac{\partial \Delta M}{\partial \alpha} > 0$ , 这意味着  $\alpha$  越大, 要素市场扭曲所造成的效率损失也越大;当  $\alpha = 0.5$  时,  $\Delta M$  取得最大值, 这意味着此时要素市场扭曲所造成的效率损失最大。在前文的研究中, 我们基于 Hsieh & Klenow (2009) 的研究将劳动力收入份额设定为 0.5, 并以此为基准来计算由于要素市场扭曲所造成的效率损失。但是从现实来看, 制造业企业平均的劳动力收入份额要远低于此数值, Hsieh & Song (forthcoming) 对中国工业企业数据库的劳动力收入份额进行较为详细的分析, 通过建立面板数据发现中国制造业的劳动力收入份额仅为 0.3。考虑已有文献对劳动力收入份额的取值情况, 本文对  $\alpha$  在 0.3 和 0.7 间分别取值来研究  $\alpha$  的变化是否会影响到本文结论的稳健性。劳动力收入份额变动后, 要素市场扭曲在 1998—2007 年间的平均效率损失比较可见表 3。

表 3 劳动力收入份额对资源配置效率的影响

劳动力收入份额	资本市场			劳动力市场		
	$TM$	$\Delta TFP_M$	$\Delta M$	$TM$	$\Delta TFP_M$	$\Delta M$
$1 - \alpha = 0.7$	0.5612	0.2632	0.2980	0.3306	0.2169	0.1137
$1 - \alpha = 0.6$	0.5745	0.2632	0.3113	0.3299	0.2169	0.1130
$1 - \alpha = 0.5$	0.5779	0.2632	0.3146	0.3312	0.2169	0.1142
$1 - \alpha = 0.4$	0.5712	0.2632	0.3080	0.3296	0.2169	0.1127
$1 - \alpha = 0.3$	0.5554	0.2632	0.2922	0.3270	0.2169	0.1101

由表 3 可以看出, 当劳动力收入份额 ( $1 - \alpha$ ) 取值为 0.5 时, 资本和劳动力市场的扭曲程度达到最高, 分别为 0.5779 和 0.3312。当  $1 - \alpha$  分别取 0.6 和 0.7 时, 资本和劳动力市场的扭曲程度均呈现出不同程度的下降, 资本市场的取值分别为 0.5745 和 0.5612, 较最大值分别下降了 0.59% 和 2.89%, 劳动力市场的取值分别为 0.3299 和 0.3306, 较最大值分别下降了 0.39% 和 0.18%。当  $1 - \alpha$  分别取 0.3 和 0.4 时资本市场的取值分别为 0.5712 和 0.5554, 较最大值分别下降了 1.16% 和 3.89%; 劳动力市场的相应取值分别为 0.3296 和 0.3270, 较最大值分别下降了 0.48% 和 1.27%。以上结果基本验证了上述公式的推论, 即当  $\alpha = 0.5$  时要素资源配置扭曲的程度最高, 而且要素市场扭曲的程度对  $1 - \alpha$  的取值弹性较小, 最终的要素资源配置劳动力收入份额并不敏感, 本文的研究结论是稳健的。

## 2. 国有企业的影响

大量的文献发现国有企业在资本市场等方面享有得天独厚的优势, 但其生产效率与民营企业相比存在一定的劣势, 而这将导致相应的效率损失 (Hsieh and Klenow, 2009; 龚关和胡关亮, 2013; 杨汝岱, 2015)。这些研究结果表明, 中国国有企业由于其自身的特殊情况可能会降低中国经济的配置效率, 所有制对中国经济的配置效率有着显著影响。为此, 本文也对国有企业的效率损失进行详细分析。对于国有企业的定义, 在中国工业企业数据库中有两个指标与此直接相关: 国有控股情况和登记注册类型。从控股情况来看, 国有企业主要包括国有绝对控股和国有相对控股, 本文将其定义为国有企业<sup>a</sup>; 而从登记注册类型的角度看<sup>①</sup>, 国有企业包括登记注册类型为 110 (国有企业)、141 (国有联营企业)、143 (国有与集体联营企业) 和 151 (国有独资公司) 的企业, 本文将其定义为国有企业<sup>b</sup>。对于上述两个定义的国有企业类型, 本文分别假设其不存在要素市场扭曲, 以此来估算相应的效率损失。最终结果可见表 4。

① 关于登记注册类型的划分方法, 杨汝岱 (2015) 有更为详细的说明, 本文在此不再赘述。

表4 国有企业对资源配置扭曲的影响

企业类型	资本市场			劳动力市场		
	EM	$\Delta TFP_M$	$\Delta M$	EM	$\Delta TFP_M$	$\Delta M$
基准模型	0.5612	0.2632	0.2980	0.3306	0.2169	0.1137
去除国有企业 <sup>a</sup> 后的扭曲	0.3549	0.1872	0.1677	0.1964	0.1476	0.0488
去除国有企业 <sup>b</sup> 后的扭曲	0.4047	0.2061	0.1986	0.2202	0.1625	0.0577

注:国有企业<sup>a</sup>表示依据国有控股情况进行的划分,包括国有绝对控股和国有相对控股;国有企业<sup>b</sup>表示依据企业注册类型进行的划分,注册类型为110、141、143和151的划分为国有企业。

由表4可以看出当去除国有企业所存在的扭曲后,无论是资本市场还是劳动力市场,要素资源配置扭曲所造成的效率损失大大减小。当去除国有企业<sup>a</sup>的扭曲后,资本市场的总效率损失由原来的56.12%,下降为35.49%,下降了20.63个百分点。换言之,这部分国有企业造成了20.63%的全要素生产率损失,占总效率损失的36.40%。而当去除国有企业<sup>b</sup>的扭曲后,资本市场的效率损失则下降为40.47%,较基准模型下降了15.65个百分点,这部分国有企业造成的效率损失占总效率损失的27.89%。而在劳动力市场也呈现出相似的规律,当去除国有企业的扭曲后,资源配置不当所造成的总效率损失分别下降了13.42%和11.04%。上述比较分析说明国有企业扭曲了经济的资源配置,造成较大的效率损失。

### 3. 企业规模的影响

企业规模分布情况同样可能影响到资源配置的效率。从已有的研究来看,中国的企业规模分布并不合理,集中表现为大企业的规模太大,而小企业的规模过小。企业规模越大在中国的现实情况下可能意味着其获取资源的能力更强,能够以更加低廉的价格获得资本,这将造成资源配置效率的损失。为此,我们进一步研究了企业规模对资源配置效率的影响。具体来看,我们在各年将企业的规模(以当年固定资产总值来衡量)由大到小进行排序,并逐步去除企业规模在前5%、10%、15%和20%企业上所存在的扭曲,然后重新计算经济的资源配置效率。若这些大企业同其他企业一样面临相同的扭曲情况,那么可以预计的是在删除这些大企业前后,资源配置的效率应该相同。若去除这些大企业后要素资源配置不当的效率损失有所减少,那么则说明去除大企业后,资源配置的效率可以得到进一步提高,这恰好说明在现实生活中大企业的存在降低了经济的资源配置效率。最终的结果可见图5。

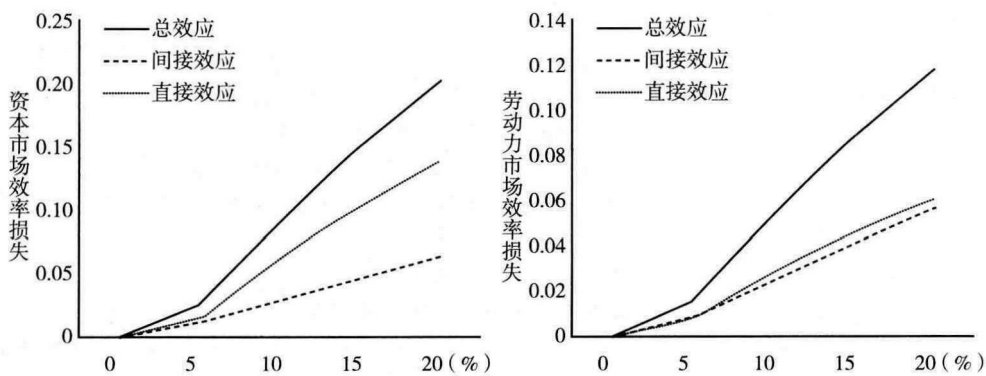


图5 企业规模与资源配置效率(左侧为资本市场;右侧为劳动力市场)

注:资本市场效率损失和劳动力市场效率损失分别表示基准模型与考虑企业规模差异后的效率损失之差。

由图5可以看出,当去除掉大企业所存在的扭曲时,无论是资本市场还是劳动力市场的配置效率均有不同程度的提高。对资本市场而言,当去除掉前5%的大企业时,资本市场扭曲的改进空间

由原来的 56.12%, 减小为 53.62%, 减小了 2.50 个百分点, 即前 5% 的大企业造成了 2.50% 的全要素生产效率损失; 当去除掉前 20% 的大企业时, 资本市场扭曲的改进空间进一步减小为 35.93%, 减小了 20.19 个百分点, 即前 20% 的大企业造成了 20.19% 的全要素生产率损失。而对劳动力市场而言也存在同样的情况, 前 5% 和 20% 的大企业分别造成了 1.63% 和 11.58% 的效率损失。同样的趋势也存在于资本和要素市场所造成的直接和间接效应上, 在此不再赘述。

## 五、结 论

研究要素资源配置不当对全要素生产率的影响进而探讨国家间的收入差异是增长理论中的一个重要课题。已有研究发现资源配置不当会降低经济的全要素生产率, 如果能够有效降低企业在要素市场所面临的扭曲, 这将提高资源配置效率和全要素生产率, 进而促进经济增长。不同于 HK 框架, 本文在 Peters (2013) 的基础上, 引入要素市场扭曲, 构建模型建立要素市场扭曲同全要素生产率的关系, 并基于 1998—2007 年中国工业企业数据库估计了资源配置不当的效率损失。本文从广义扭曲的视角强调了要素资源配置不当对 TFP 产生影响的两个渠道: 一方面在位企业间要素资源配置不当会直接降低 TFP; 另一方面要素市场扭曲会对企业的进入和退出行为产生影响, 从而间接影响经济的 TFP。本文的实证结果表明, 如果能够消除资本市场扭曲, 样本期间制造业企业的全要素生产率将提高 57.79%, 其中 31.46% 来自于在位企业间的资源重新配置, 即直接效应, 26.32% 来自于企业的进入和退出效应, 即间接效应; 若能够消除劳动力市场扭曲, 样本期间制造业企业的全要素生产率将提高 33.12%, 其中 11.42% 来自于直接效应, 21.69% 来自于间接效应。最后我们还探讨了劳动力收入份额、国有企业以及企业规模对资源配置效率的影响, 得到与已有文献相似的发现, 证明本文的模型和结论是稳健的。

当然, 本文研究还存在着一些不足之处, 有待未来进一步研究。首先, 模型的假设较强。本研究假设企业采用规模报酬不变的 C-D 生产函数, 未来需要进一步放松, 使之能够更加符合现实; 其次, 本文主要研究要素市场扭曲对企业进入和退出决策的静态影响, 且要素市场扭曲是外生的。未来研究资源配置不当时可以考虑将已有模型动态化和内生化。最后, 考虑到数据的可获得性, 本文的研究只能分析 1998—2007 年间中国制造业企业的资源配置不当, 如果能够在更长的时间维度上结合中国改革开放以来的政策变迁对资源配置效率进行持续研究将有助于我们更好地理解改革对经济的影响和意义。

## 参考文献

- 盖庆恩、朱喜、史清华, 2013:《劳动力市场扭曲、结构转变和中国劳动生产率》,《经济研究》第 5 期。
- 龚关、胡关亮, 2013:《中国制造业资源配置效率与全要素生产率》,《经济研究》第 4 期。
- 李玉红、王皓、郑玉歆, 2008:《企业演化: 中国工业生产率增长的重要途径》,《经济研究》第 6 期。
- 邵宜航、步晓宁、张天华, 2013:《资源配置扭曲与中国工业全要素生产率——基于工业企业数据库再测算》,《中国工业经济》第 12 期。
- 杨汝岱, 2015:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第 5 期。
- 朱喜、史清华、盖庆恩, 2011:《要素配置扭曲与农业全要素生产率》,《经济研究》第 5 期。
- Aghion, P., and P. Howitt, 1992, "A Model of Growth through Creative Destruction", *Econometrica*, 60 (2), 323—351.
- Akcigit, U., H. Alp., and M. Peters., 2014, "Lack of Selection and Imperfect Managerial Contracts: Firm Dynamics in Developing Countries", Working paper.
- Banerjee, A. V., and B. Moll, 2010, "Why Does Misallocation Persist?", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2 (1), 189—206.
- Bollard, A., P. Klenow., and H. Y. Li., 2014, "Entry Costs Rise with Development", Working paper.
- Brandt, L., J. V. Biesebroeck., and Y. F. Zhang., 2012, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity

- Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 97(2), 339—351.
- Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. F. Zhang., 2014, “Challenges of Working with the Chinese NBS Firm-Level Data”, *China Economic Review*, 30, 339—352.
- Comin, D., and B. Hobijn., 2010, “An Exploration of Technology Diffusion”, *American Economic Review*, 100(5), 2031—2059.
- De Loecker, J., and F. Warzynski, 2012, “Markups and Firm Level Export Status”, *American Economic Review*, 102(6), 2437—2471.
- Fattal Jael, R. N., 2014, “Entry, Exit, and Misallocation Frictions”, Working paper.
- Hall, R., and C. Jones., 1999, “Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others?”, *Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 83—116.
- Hsieh, C. T., and P. Klenow., 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, 124(4), 1403—1448.
- Hsieh, C. T., and Z. M. Song., forthcoming, “Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China”, *Brookings Papers on Economic Activity*.
- Hopenhayn, H. A., 2014, “Firms, Misallocation, and Aggregate Productivity: A Review”, *Annual Review of Economics*, (6):735—770.
- Klenow, P., and A. Rodriguez-Clare., 1997, “The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone too Far?”, In: Bernanke, B., Rotemberg, J. (Eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge, MA
- Levinsohn, J., and A. Petrin., 2003, “Estimating Production Functions using Inputs to Control for Unobservables”, *Review of Economic Studies*, 70(2), 317—341.
- Melitz, M., 2003, “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 71(6): 1695—1725
- Midrigan, V., and D. Y. Xu., 2014, “Finance and Misallocation: Evidence from Plant-Level Data”, *American Economic Review*, 104(2), 422—58.
- Olley, G. S., and A. Pakes, 1996, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 64(6), 1263—1297.
- Peters, M., 2013, “Heterogeneous Mark-ups, Growth and Endogenous Misallocation”, Working Paper.
- Restuccia, D., and R. Rogerson., 2008, “Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Establishments”, *Review of Economic Dynamics*, 11(4), 707—720.

## Factor Market’s Distortion, Markup and TFP

Gai Qing'en<sup>a</sup>, Zhu Xi<sup>b</sup>, Cheng Mingwang<sup>c</sup> and Shi Qinghua<sup>b</sup>

(a: Shanghai University of Finance and Economics; b: Shanghai Jiao Tong University; c: Tongji University)

**Abstract:** This paper studies the impact of misallocation on total factor productivity (TFP) from intensive perspective. On the one hand, factor market wedges not only directly reduces TFP through distorting efficiency of resource allocation among exiting firms, but also changes firm’s entry and exit behavior through markup and indirectly reduces TFP. Empirical results based on the Annual Survey of Industrial Firms in China during 1998—2007 show that, if we can eliminate capital market distortion, TFP in the manufacturing sector can increase 57.79% which direct effect is 31.46% and indirect effect is 26.32%. If we can eliminate labor market distortion, TFP in the manufacturing sector can increase 33.12% which direct effect is 11.42% and indirect effect is 21.69%. At the end, we check different effect related to labor income’s share, state-owned enterprises and firm’s size. And our result is robust.

**Key Words:** Resource Misallocation; Total Factor Productivity; Markup; Entry and Exit Behavior

**JEL Classification:** D24, L12, O12, O47

(责任编辑:唐寿宁)(校对:晓鸥)