

# 中间投入品资源错配与制造业全要素生产率

陈汝影 余东华

(山东大学 经济学院, 山东 济南 250100)

**摘要:** 中间投入品资源错配是影响制造业全要素生产率的重要因素。拓展 Hsieh and Klenow (2009) 的理论分析框架, 在资本和劳动资源错配分析基础上, 引入中间投入品资源错配因素, 同时放松规模报酬不变假设条件, 对中国制造业资源错配状况进行测算分析。结果发现: 中国制造业劳动、资本和中间投入品资源错配客观存在, 仅考虑资本、劳动两种要素资源错配时, 测算得到的全要素生产率效率值远远低于实际值, 全要素生产率效率损失情况被严重高估, 纳入中间投入品资源错配因素, 有助于准确测算全要素生产率效率实际情况; 可变规模报酬对资源错配程度有调节作用, 放松规模报酬不变假设条件, 有助于准确测算资源错配导致的全要素生产率效率损失情况; 与资本、劳动资源错配相比, 中间投入品资源错配导致的全要素生产率效率损失更为严重; 融资约束、行政垄断等因素是制造业资源错配的重要成因。将中间投入品纳入制造业资源错配分析框架, 有助于精确考察制造业资源错配真实状况, 有利于科学和精准施策, 为切实提高资源配置效率和产出效率提供理论和事实依据。

**关键词:** 资源错配; 要素价格扭曲; 中间投入品; 规模报酬; 全要素生产率

中图分类号: F426; F062.9 文献标识码: A 文章编号: 1671-9301(2020)04-0115-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.04.009

## 一、引言

改革开放以来, 中国制造业经历了近 40 年的高速增长, 创造了制造业增长史上的“中国奇迹”。但值得关注是, 以要素投入推动为主的“粗放型”经济增长模式虽然在特定时期内加快了制造业增长速度, 但带来了资源配置效率低、产出效率不高以及国际竞争力不强等一系列问题, 长期内注定难以为继。在国内经济发展处于“新常态”以及制造业国际竞争加剧的背景下, 中国制造业迫切需要提升全要素生产率, 实现由“粗放型”增长向“集约型”增长转变, 制造业由高速发展转向高质量发展势在必行。

不可否认, 技术进步是影响制造业全要素生产率的重要因素, 通过选择适宜的技术进步路径, 促进技术水平提高, 可以有效提高制造业产出效率和产出质量。然而越来越多的研究表明, 除了技术进步因素以外, 资源配置水平也是影响制造业产出效率的重要因素。在其他条件不变的情况下, 仅通过优化资源配置, 即可大幅度提高制造业全要素生产率<sup>[1-2]</sup>。因此, 当前从资源配置视角, 研究制造业全要素生产率提升路径已经成为经济研究中的一个热点领域<sup>[3]</sup>。前期资源错配分

收稿日期: 2020-03-03; 修回日期: 2020-07-01

作者简介: 陈汝影(1983—), 男, 山东临沂人, 山东大学经济学院博士研究生, 研究方向为资源配置与制造业高质量发展; 余东华(1971—), 男, 安徽安庆人, 经济学博士, 山东大学经济学院教授、博士生导师, 研究方向为产业组织与竞争政策。

基金项目: 国家自然科学基金面上项目(71973083); 教育部人文社会科学研究规划基金项目(19YJA790109); 山东省自然科学基金面上项目(ZR2019MG018)

析重点主要集中在资本和劳动资源错配方面,中间投入品的资源错配问题长期没有得到重视<sup>[4-5]</sup>。事实上,中国制造业中间投入品在工业总产值中的占比约为75%<sup>①</sup>,将中间投入品纳入资源错配分析框架具有十分重要的现实意义,并由此产生了一系列非常值得研究的问题:纳入中间投入品对资源错配分析有何影响?与资本和劳动资源错配相比,中间投入品资源错配对制造业全要素生产率影响程度如何?资源错配的主要成因是什么?本文将围绕上述问题开展研究,以期对中国制造业资源错配情况有更加深刻及准确的分析,从而对缓解制造业资源错配问题提出更有针对性的政策建议。

## 二、文献综述

在完全竞争市场假设条件下,要素资源可以充分自由流动,实现帕累托最优配置。然而,现实经济中,受到融资约束、行政垄断等因素的影响,资源实际配置状态往往会偏离理论最优配置,产生资源错配问题,而研究表明资源错配是影响全要素生产率的重要因素<sup>[6]</sup>。资源配置对全要素生产率影响的主流研究方法主要有两类:一类是全要素生产率分解法,即将全要素生产率增长分解为技术水平增长效应和资源配置效应。Syrquin<sup>[7]</sup>通过拓展 Solow 经济增长核算框架,将全要素生产率增长分解为行业自身技术水平增长效应以及行业间资源配置效应,发现固定各行业自身技术水平的条件下,只需改善要素资源在行业间的配置,就能提高行业整体的全要素生产率水平。Olley and Pakes<sup>[8]</sup>将全要素生产率分解为技术效率效应、资源配置效应和规模经济效应,并重点分析了资源配置效应的影响。根据具体分解项的不同,其他全要素生产率分解方法还包括 BHC 分解方法、GR 分解方法和 MP 分解方法<sup>[9-11]</sup>。聂辉华和贾瑞雪<sup>[12]</sup>采用了多种全要素生产率分解方法对中国制造业全要素生产率进行了分解以及对比分析,结果发现,中国制造业的全要素生产率增长主要依靠企业自身内部增长效应推动,企业间的资源配置效应对全要素生产率的影响则为负向。由于第一类全要素生产率分解法缺乏资源错配的成因及其对全要素生产率的作用机制分析,部分学者开始从第二类方法即要素边际产出收益分析法入手,通过对比要素实际边际产出收益与理论边际产出收益的差异,阐明资源错配的成因及其对全要素生产率的影响机制。其中以 Hsieh and Klenow<sup>[1]</sup>的研究最具影响力,其通过一定的结构化假设,创建了资源错配影响全要素生产率的理论分析模型,并利用中国、印度以及美国制造业微观企业数据,对资本和劳动资源错配导致的全要素生产率损失进行了测算分析,研究发现,如果要素价格扭曲完全消除,中国制造业的全要素生产率可以增长90%~120%,印度制造业的全要素生产率可以增长100%~127%。此后,许多学者都基于 HK 模型分析框架进行了相关研究<sup>[13-15]</sup>。部分学者尝试对 HK 理论分析框架进行拓展优化,如:邵宜航等<sup>[16]</sup>根据中国制造业实际情况,基于中国制造业要素产出弹性估算数值,应用 HK 模型方法对中国制造业资本和劳动资源错配的影响程度进行了再测算和分析;龚关和胡关亮<sup>[17]</sup>研究发现,在规模报酬可变条件下,企业的收入全要素生产率不仅和要素价格扭曲相关,而且和企业的产量全要素生产率相关,因此放松规模报酬不变限制条件时,企业的收入全要素生产率的方差无法准确反映资源错配的影响程度;文东伟<sup>[18]</sup>通过拓展 HK 理论分析框架,构建了一种既能测度资源错配程度又能测度资源错配方向的分析方法,研究发现,中国制造业资本资源配置不足,劳动资源配置过剩;王文和牛泽东<sup>[19]</sup>在 HK 理论分析模型基础上,将地区、所有制以及行业因素纳入分析框架,结果发现,不同地区、所有制以及行业的资源错配程度存在显著差异;刘宗明和吴正倩<sup>[20]</sup>在能源产业领域,将中间投入品纳入资源错配分析框架,分析表明,中间投入品资源错配是导致能源产业全要素生产率损失的重要因素。

梳理已有文献发现,前期对中国制造业整体资源错配分析一般基于增加值角度,主要聚焦于资本和劳动资源错配,而中间投入品的资源错配问题被长期忽视<sup>[5]</sup>。然而,如果不考虑中间投入品因素,在企业全要素生产率回归估算中,会将源于企业间中间投入品的异质性纳入企业间全要素生产率的异质性中,导致企业间全要素生产率的异质性被夸大<sup>[21]</sup>,从而也导致仅考虑资本、劳动两种资

源错配时,制造业全要素生产率效率损失程度可能被夸大<sup>[22]</sup>。同时,在微观层面全要素生产率测算中,企业生产决策过程中考虑的产出概念是总产值,并非增加值。中间投入品作为生产过程中的可变要素投入,在工业总产值中占有相当大的比例,因此仅考虑增加值的资源错配分析难以准确反映制造业资源错配情况。本文在已有研究的基础上,将中间投入品纳入资源错配分析框架,同时放松规模报酬不变假设条件,对中国制造业资源错配以及全要素生产率效率状况进行分析测算,并对测算结果进行多维度比较分析,最后对制造业资源错配的主要成因进行实证检验。

### 三、理论分析

本部分在 Hsieh and Klenow<sup>[1]</sup>理论分析框架基础上,通过引入中间投入品要素结合中国制造业要素产出弹性的实际情况,放松规模报酬不变假设条件,就资本、劳动以及中间投入品三种要素下资源错配对全要素生产率的作用机制进行理论分析。

#### (一) 模型基本设定

假设最终产品市场为完全竞争产品市场,存在代表性厂商,生产最终产品  $Y$ ,代表性厂商以行业  $s$  的产出  $Y_s$  作为投入要素,采用 C-D 生产函数形式进行生产:

$$Y = \prod_{s=1}^S Y_s^{\theta_s} \quad (1)$$

其中  $\theta_s$  表示要素投入  $Y_s$  的产出弹性,假设规模报酬不变。由最终成本最小化一阶条件得:

$$P_s Y_s = \theta_s P Y \quad (2)$$

其中  $P_s$  表示行业产出  $Y_s$  的价格,  $P$  表示最终产品的价格,由于最终产品是计价产品,因此假设其价格  $P$  为 1。

假设行业  $s$  的产出  $Y_s$  是  $M_s$  个企业的产出  $Y_{si}$  的 CES 加总:

$$Y_s = \left( \sum_{i=1}^{M_s} Y_{si}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (3)$$

其中  $\sigma$  表示要素投入  $Y_{si}$  之间的替代弹性。

由行业产出利润最大化条件得到行业产出  $Y_s$  的价格  $P_s$  和企业产出  $Y_{si}$  的价格  $P_{si}$  的关系表达式:

$$P_s = \left( \sum_{i=1}^{M_s} P_{si}^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (4)$$

假设企业  $i$  面临垄断竞争市场,其产出  $Y_{si}$  的生产函数为 C-D 形式:

$$Y_{si} = A_{si} K_{si}^{\alpha_s} L_{si}^{\beta_s} M_{si}^{\gamma_s} \quad (5)$$

其中  $A_{si}$  表示全要素生产率,  $K_{si}$ 、 $L_{si}$ 、 $M_{si}$  分别表示企业生产过程中资本、劳动和中间投入品要素的数量;  $\alpha_s$ 、 $\beta_s$ 、 $\gamma_s$  分别表示上述三种要素的产出弹性,假设行业  $s$  内所有企业生产要素的产出弹性都相同。由于 Hsieh and Klenow<sup>[1]</sup>分析框架中规模报酬不变的假设条件过于苛刻,本文放松规模报酬不变假设条件,制造业规模报酬状况根据估算得到的要素产出弹性确定。在后续的理论分析和实证分析中将对规模报酬可变以及规模报酬不变两种假设条件进行对比分析。

针对企业生产过程中的要素投入种类,我们分别进行不同要素投入价格扭曲的定义。例如,如果企业面临严重的融资约束,融资成本高,资本扭曲会上升,企业在生产中的实际资本要素投入会相对不足;同样,如果企业具有行政垄断优势,可以获得低成本资本投入,资本扭曲会降低,那么企业生产中的实际资本要素投入会相对过剩。如果企业所在区域的最低工资相对较高,那么企业劳动扭曲会上升,企业在生产中的实际劳动要素投入会相对不足;相反,如果企业存在非法雇佣等行为,那么企业劳动扭曲会下降,企业生产中的实际劳动要素投入会相对过剩。如果企业距离原材料生产区域较远,原材料运输物流成本较高,或者原材料供应企业具有垄断性质,那么企业中间投入品扭曲会上升,企业在生产中的实际中间投入品会相对不足;相反,如果企业靠近原材料生产区域,原材料物流成本较低,或者企业对原材料有一定垄断性,那么企业中间投入品扭曲会下降,企业生产中的实际中间投入品会相对过剩。事实上,在现实经济中,很多因素可以对资本、劳动以及中间投入品要素价格

扭曲产生共同影响,例如企业如果面临融资约束,在资金短缺情况下,企业所有的要素投入都将受到影响。

存在要素价格扭曲时,企业利润最大化表达式为:

$$\max_{L_{si}, K_{si}, M_{si}, P_{si}} P_{si} Y_{si} - (1 + \tau_{L_{si}}) p_L L_{si} - (1 + \tau_{K_{si}}) p_K K_{si} - (1 + \tau_{M_{si}}) p_M M_{si} \quad (6)$$

上式中  $p_K, p_L, p_M$  分别表示资本、劳动与中间投入品的理论均衡价格;  $1 + \tau_{K_{si}}, 1 + \tau_{L_{si}}, 1 + \tau_{M_{si}}$  分别表示资本、劳动与中间投入品的要素价格扭曲系数。

## (二) 资源配置解析

通过式(6)企业利润最大化一阶条件,推导得到企业  $i$  的资本、劳动以及中间投入品要素投入数量以及产出的表达式:

$$K_{si} \propto (1 + \tau_{K_{si}})^{-1} [(1 + \tau_{K_{si}})^{\alpha_s} (1 + \tau_{L_{si}})^{\beta_s} (1 + \tau_{M_{si}})^{\gamma_s} A_{si}^{-1}]^{(1-\sigma)H_s} \quad (7)$$

$$L_{si} \propto (1 + \tau_{L_{si}})^{-1} [(1 + \tau_{K_{si}})^{\alpha_s} (1 + \tau_{L_{si}})^{\beta_s} (1 + \tau_{M_{si}})^{\gamma_s} A_{si}^{-1}]^{(1-\sigma)H_s} \quad (8)$$

$$M_{si} \propto (1 + \tau_{M_{si}})^{-1} [(1 + \tau_{K_{si}})^{\alpha_s} (1 + \tau_{L_{si}})^{\beta_s} (1 + \tau_{M_{si}})^{\gamma_s} A_{si}^{-1}]^{(1-\sigma)H_s} \quad (9)$$

$$Y_{si} \propto [A_{si} (1 + \tau_{K_{si}})^{-\alpha_s} (1 + \tau_{L_{si}})^{-\beta_s} (1 + \tau_{M_{si}})^{-\gamma_s}]^{\sigma H_s} \quad (10)$$

其中  $H_s = 1 / [\alpha_s + \beta_s + \gamma_s - \sigma(\alpha_s + \beta_s + \gamma_s - 1)]$ 。从上述表达式可知,存在要素价格扭曲时,企业的劳动、资本及中间投入品的要素投入数量除了受到企业自身全要素生产率的影响以外,同样受到企业面临的要素价格扭曲的影响。同时,存在要素价格扭曲时,与企业要素投入数量相对应,企业的实际产出同样受到要素价格扭曲的影响。进一步分析发现,当企业产出之间的替代弹性不为1时<sup>②</sup>,资源在微观企业之间的配置同样受到规模报酬变化的影响。通过可变规模报酬的调节作用,可以放大或缩小要素价格扭曲对要素资源配置的影响程度。因此,当限定规模报酬不变的苛刻条件时,如果制造业实际的规模报酬可变,一方面会造成要素产出弹性估计出现偏误,另一方面也忽略了规模报酬变化对要素资源配置的调节作用,从而在上述两个方面造成对资源错配程度及其对制造业全要素生产率效率的影响程度测算不准确。因此,放松规模报酬不变假设条件有助于准确测算资源错配程度及其对制造业全要素生产率效率的影响程度。

## (三) 全要素生产率效率解析

为了衡量要素价格扭曲对制造业全要素生产率的影响,分别定义两种企业层面的全要素生产率:产量全要素生产率  $TFP_{si} = A_{si}$  和收入全要素生产率  $TFPR_{si} = P_{si} A_{si}$ 。从上述表达式可以看出,企业产量全要素生产率  $TFP_{si}$  未包含企业产出价格因素,即为通常意义上的全要素生产率;企业收入全要素生产率  $TFPR_{si}$  中包含了企业产出价格因素。

在上述设定的基础上,计算得到行业  $s$  的产量全要素生产率  $TFP_s$ :

$$TFP_s = A_s = \left[ \sum_{i=1}^{M_s} \left( A_{si} \left( \frac{\overline{MRPK}_s}{MRPK_{si}} \right)^{\alpha_s} \left( \frac{\overline{MRPL}_s}{MRPL_{si}} \right)^{\beta_s} \left( \frac{\overline{MRPM}_s}{MRPM_{si}} \right)^{\gamma_s} \left( \frac{P_s Y_s}{P_{si} Y_{si}} \right)^{1-(\alpha_s+\gamma_s+\beta_s)} \right)^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (11)$$

其中  $\overline{MRPK}_s, \overline{MRPL}_s, \overline{MRPM}_s$  分别表示企业  $i$  的资本、劳动和中间投入品的边际产品收益,具体由企业利润最大化一阶条件计算得到<sup>③</sup>;  $\overline{MRPK}_s, \overline{MRPL}_s, \overline{MRPM}_s$  分别表示行业  $s$  的资本、劳动和中间投入品的边际产品收益<sup>④</sup>。

定义行业  $s$  的全要素生产率效率为实际全要素生产率和最有效率的全要素生产率之比,其表达式为:

$$\frac{TFP_s}{TFP_{se}} = \left[ \sum_{s=1}^{M_s} \left( \frac{A_{si}}{A_s} \left( \frac{\overline{MRPK}_s}{MRPK_{si}} \right)^{\alpha_s} \left( \frac{\overline{MRPL}_s}{MRPL_{si}} \right)^{\beta_s} \left( \frac{\overline{MRPM}_s}{MRPM_{si}} \right)^{\gamma_s} \left( \frac{P_s Y_s}{P_{si} Y_{si}} \right)^{1-(\alpha_s+\gamma_s+\beta_s)} \right)^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (12)$$

其中  $TFP_{se} = \overline{A}_s$  表示最有效率的全要素生产率,即完全消除资源错配时的行业全要素生产率,由式(11)计算得到。

为了对比资本、劳动以及中间投入品资源错配对制造业全要素生产率效率的单独影响程度,必

须计算出三种资源错配单独对制造业全要素生产率效率作用程度的表达式。假设仅考虑资本资源错配影响时,制造业全要素生产率效率表达式为:

$$\frac{TFP_s}{TFP_{seK}} = \left[ \sum_{s=1}^{M_s} \left( \frac{A_{si}}{TFP_{seK}} \left( \frac{\overline{MRPK}_s}{MRPK_{si}} \right)^{\alpha_s} \left( \frac{\overline{MRPL}_s}{MRPL_{si}} \right)^{\beta_s} \left( \frac{\overline{MRPM}_s}{MRPM_{si}} \right)^{\gamma_s} \left( \frac{P_s Y_s}{P_{si} Y_{si}} \right)^{1-(\alpha_s+\gamma_s+\beta_s)} \right)^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (13)$$

其中  $TFP_{seK}$  表示完全消除资本资源错配时的行业全要素生产率。

同理,得到仅单独考虑劳动、中间投入品资源错配时制造业全要素生产率效率表达式:

$$\frac{TFP_s}{TFP_{seL}} = \left[ \sum_{s=1}^{M_s} \left( \frac{A_{si}}{TFP_{seL}} \left( \frac{\overline{MRPK}_s}{MRPK_{si}} \right)^{\alpha_s} \left( \frac{\overline{MRPL}_s}{MRPL_{si}} \right)^{\beta_s} \left( \frac{\overline{MRPM}_s}{MRPM_{si}} \right)^{\gamma_s} \left( \frac{P_s Y_s}{P_{si} Y_{si}} \right)^{1-(\alpha_s+\gamma_s+\beta_s)} \right)^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (14)$$

$$\frac{TFP_s}{TFP_{seM}} = \left[ \sum_{s=1}^{M_s} \left( \frac{A_{si}}{TFP_{seM}} \left( \frac{\overline{MRPK}_s}{MRPK_{si}} \right)^{\alpha_s} \left( \frac{\overline{MRPL}_s}{MRPL_{si}} \right)^{\beta_s} \left( \frac{\overline{MRPM}_s}{MRPM_{si}} \right)^{\gamma_s} \left( \frac{P_s Y_s}{P_{si} Y_{si}} \right)^{1-(\alpha_s+\gamma_s+\beta_s)} \right)^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (15)$$

其中:  $TFP_{seL}$ 、 $TFP_{seM}$  分别表示仅完全消除劳动、仅完全消除中间投入品资源错配时的行业全要素生产率。

#### 四、估计方法及数据说明

这部分对利用微观企业数据测算全要素生产率的方法和模型设定进行说明,同时对本文使用的微观企业数据也进行简要说明。

##### (一) 全要素生产率估计方法

与利用宏观数据不同,利用微观企业层面数据对全要素生产率进行估算时,受到微观企业个体行为的影响,不可避免地存在同时性选择偏差和样本选择偏差问题。同时性选择偏差是指微观企业个体在生产过程中,一般对自己的生产效率有一定的认知,往往会根据认知信息调整生产投入,因此微观企业层面生产函数中的随机扰动项和解释变量相关,从而导致估计有偏。样本选择性偏差是指当存在生产效率冲击时,相对于资本存量大的企业,资本存量小的企业更容易受到冲击退出行业,从而产生了样本选择性偏差问题,导致回归估计得到的资本要素产出弹性低于实际数值。为了纠正上述两种偏差,当前实证研究中常采用 OP 方法<sup>[8]</sup>和 LP 方法<sup>[24]</sup>进行微观企业层面生产函数的回归估计。

无论是同时性选择偏差还是样本选择偏差问题,在 OP 方法中都得到了较好的解决。对于同时性选择偏差问题,OP 方法假定企业根据当前生产率做出投资决策,因此可以用企业投资额代表不可观测生产率的代理变量,以解决同时性偏差问题。对于样本选择偏差问题,OP 方法通过构造包含企业投资额和企业资本存量对数值的多项式,估计得到劳动产出弹性的一致无偏估计;然后建立一个企业存续概率模型来估计企业的进入和退出决策,从而有效解决了样本选择偏差问题,得到资本产出弹性的一致估计。

由于 LP 方法无法有效解决样本选择性偏差问题,考虑到中国工业企业数据库中的企业进入、退出事件相当频繁<sup>⑤</sup>,因此本文选用 OP 方法对制造业企业层面全要素生产率进行估计。考虑制造业细分行业的异质性,对二位数代码制造业分别进行 OP 估计。

本文采用以下模型进行 OP 方法回归,估计出企业要素产出弹性系数:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_K \ln K_{it} + \alpha_L \ln L_{it} + \alpha_M \ln M_{it} + \alpha_a \text{age}_{it} + \alpha_s \text{state}_{it} + \alpha_e \text{ex}_{it} + \sum \lambda_m \text{year}_m + \sum \lambda_n \text{ind}_n + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中  $\ln K$ 、 $\ln L$ 、 $\ln M$  分别表示企业资本、劳动以及中间投入品要素投入的对数值;  $\text{age}$  表示企业的年龄,用当前年份减去企业成立年份计算得到;  $\text{state}$  表示企业是否为国有企业的虚拟变量;  $\text{ex}$  表示企业是否参与出口活动的虚拟变量;  $\text{year}$  表示年份虚拟变量;  $\text{ind}$  表示行业虚拟变量。本文采用 Olley-Pakes 的半参数三步估计法进行估计,其中,退出变量 ( $\text{exit}$ ) 为  $\text{exit}$ ,根据企业的存续情况赋值得到。

状态变量(*state*)包括企业资本要素投入的对数值变量  $\ln K$  和企业的年龄变量 *age*; 代理变量(*proxy*)为企业的投资额的对数值变量  $\ln I$ ; 自由变量(*free*)包括企业劳动要素投入的对数值变量  $\ln L$ 、企业中间投入品的对数值变量  $\ln M$ 、年份虚拟变量 *year* 以及行业虚拟变量 *ind*; 控制变量(*cvars*)包括企业是否是国有企业的虚拟变量 *state* 以及企业是否有出口行为的虚拟变量 *ex*。

## (二) 数据说明

中国工业企业数据库涵盖了占中国整体工业总产值的 90% 左右的企业数据,基本可以代表中国整体工业状况。目前数据库涵盖年份为 1998—2013 年,但自 2008 年以后,由于缺少工业增加值以及中间投入品指标,且缺少构造中间投入品的关键指标,因此本文研究的样本期间限定在 1998—2007 年。本文采用的主要指标如下:产出以工业总产值指标表示;资本存量以固定资产净值年平均余额指标表示<sup>⑥</sup>;劳动投入以全部从业的年平均人数指标表示;劳动收入以应付工资指标加上应付福利费总额指标之和表示,同时由于中国工业企业数据库中所有制造业企业劳动收入总额占增加值总额的份额与国民经济核算中的份额有较大差异,参照 Hsieh and Klenow<sup>[1]</sup>的处理方法,将所有企业的劳动收入同比例增加至总的劳动收入份额与国民经济核算中的份额一致;投资通过永续盘存法计算得到,具体公式为:  $I_t = K_t - K_{t-1} + D_t$ ,其中  $I_t$  表示当期投资额,  $K_t$ 、 $K_{t-1}$  分别表示当期和滞后一期资本存量,  $D_t$  表示当期折旧额。其他涉及的指标包括:流动负债合计、资产总计、开业(成立)时间、本年折旧、利息支出、登记注册类型、出口交货值等。为了剔除价格因素影响,对相关指标做平减处理,基期为 1998 年。其中工业总产值使用二位数制造业工业品出厂价格指数进行平减;资本存量以固定资产投资价格指数进行平减;劳动收入以居民消费价格指数进行平减。平减指数来自相关年份的《中国城市(镇)生活与价格年鉴》《中国价格统计年鉴》以及中国国家统计局官网。

虽然中国工业企业数据库具有样本量大、指标丰富等优点,但同时也面临样本部分指标值缺失、样本失真等问题。因此,为了实证分析结果的可靠性和真实性,借鉴 Cai and Liu<sup>[26]</sup>等的处理方法,对样本数据做如下处理:一是剔除组织机构代码和企业名称重复或缺失的样本,同时剔除文中关键指标缺失的样本,其中包括工业总产值、工业增加值、固定资产净值年平均余额、全部从业人员年平均数等变量存在缺失值的样本。二是剔除含有异常值、极端值的样本,其中包括剔除全部就业人员年平均人数小于 8 人的样本,因为这样的企业通常没有完整的会计系统,数据质量缺乏可靠性;剔除利润率小于 0.001 或者大于 0.99 的异常值样本;剔除应付工资小于等于 0,应付福利费总额小于 0 的样本;剔除资产总计小于固定资产净值年平均余额的样本;剔除累计折旧小于本年折旧的样本;剔除非国有企业中主营业务收入小于 500 万元的样本。此外,由于 2002 年国家行业分类标准发生变化,1998—2001 年和 2002—2007 年的数据库分类标准分别采用 GB/T4754-1994 和 GB/T4754-2002,为了统计口径的一致,本文将 2002 年之前的数据样本也统一采用 GB/T 4754-2002 的行业分类标准。

## 五、实证结果及分析

### (一) 全要素生产率估计结果及分析

为了检验采用的 OP 回归估计方法在处理同时性偏差和样本选择偏差时的有效性,本文同时给出了 OLS 回归估计方法的估计结果进行比对;另外,为了和仅考虑资本和劳动两种要素时的企业全要素生产率进行比较,本文同时给出了两种要素下 OP 方法的回归估计结果。以上回归估计结果见表 1。表 1 结果显示,采用 OP

表 1 要素产出弹性系数和全要素生产率回归估计结果

估计方法	K_MEAN	L_MEAN	M_MEAN	TFP_CV
K、L、M 要素下 OP 方法	0.051	0.067	0.853	0.498
K、L、M 要素下 OLS 方法	0.046	0.069	0.862	0.545
K、L 要素下 OP 方法	0.304	0.460		0.905

注:K\_MEAN、L\_MEAN 和 M\_MEAN 分别表示二位数代码制造业资本、劳动以及中间投入品产出弹性的均值;TFP\_CV 表示计算得到的企业全要素生产率的变异系数。

方法回归估计得到的资本产出弹性系数要高于采用普通 OLS 方法回归估计得到的资本产出弹性系数,而采用 OP 方法回归估计得到的劳动和中间投入品产出弹性系数要小于采用普通 OLS 方法回归估计得到的劳动和中间投入品产出弹性系数,这一结果与鲁晓东和连玉君<sup>[27]</sup>的结果类似,说明 OP 方法对微观企业数据估算中的同时性偏差问题和样本选择问题实现了有效改善。

从资本、劳动以及中间投入品的产出弹性系数来看,相对于资本和劳动要素,中间投入品的产出弹性较大,这和中国制造业总产出中中间投入品所占的比重较大相吻合,符合中国制造业现实情况。进一步,对考虑两种要素和三种要素下回归估计得到的全要素生产率的变异系数结果进行比较可知,仅考虑资本和劳动两种要素下全要素生产率的变异系数明显大于加入中间投入品后全要素生产率的变异系数。以上分析说明中间投入品在资源错配分析中不容忽视,否则会导致属于中间投入品的差异被纳入全要素生产率差异,企业间全要素生产率的差异化程度会被显著夸大。由于企业间全要素生产率的差异化程度可以近似表示企业间的资源错配程度<sup>[1]</sup>,因此,可以初步判断,在仅考虑资本和劳动两种要素情况下,企业间的资源错配程度被夸大了。

## (二) 全要素生产率效率结果及分析

通过前文理论分析可知,存在要素价格扭曲是分析资源错配的前提,因此,首先计算前文定义的企业要素价格扭曲系数。在计算要素价格扭曲系数前,需要对企业产出之间的替代弹性以及资本要素均衡价格进行设定。遵循 Hsieh and Klenow<sup>[1]</sup>等文献中的做法,本文将替代弹性值设定为 3,同时将资本要素均衡价格设为 10%<sup>⑦</sup>。劳动要素均衡价格通过每年制造业劳动总收入除以制造业劳动数量计算得到。中间投入品均衡价格设定为 1。同时,考虑部分微观企业数据存在失真问题,为了去除极端值,保证实证分析的准确性,对计算得到的企业要素价格扭曲值进行 1% 的双边截尾。在上述参数设定和数据处理基础上,

资本、劳动和中间投入品的扭曲系数的平均值和标准差计算结果见表 2。表 2 结果显示,制造业微观企业间要素使用成本不相同,要素价格扭曲存在。根据本文理论分析可知,当要素价格扭曲存在时,微观企业间的资源配置会偏离最优资源配置状态,从而对制造业全要素生产率效率产生影响。

在计算要素价格扭曲值的基础上,我们进一步计算全要素生产率效率值。通过本文理论分析模型可知,测算资源错配对行业全要素生产率影响程度时,需要知道企业的产量全要素生产率。但由于微观企业数据企业的产出值中含有价格因素,而每个企业的产出价格  $P_{si}$  不可得,因此,在实际计算中,需要将企业产量全要素生产率公式进行如下变形处理:

$$TFP_{si} = \kappa_s \frac{(P_{si} Y_{si})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}}{K_{si}^{\alpha_s} L_{si}^{\beta_s} M_{si}^{\gamma_s}} \quad (17)$$

其中  $\kappa_s = (P_s Y_s)^{-(1/\sigma-1)} / P_s$ 。虽然行业的产出价格  $P_s$  仍然不可得,但通过上文理论推导可知,由于计算全要素生产率效率值时  $\kappa_s$  属于被约项,其值大小并不影响制造业全要素生产率效率值,因此将  $\kappa_s$  赋值为 1。

表 2 要素价格扭曲系数平均值和标准差

年份	TK_MEAN	TK_SD	TL_MEAN	TL_SD	TM_MEAN	TM_SD
1998	1.90	3.92	0.28	0.32	0.85	0.26
1999	1.86	3.74	0.27	0.31	0.84	0.22
2000	1.95	3.94	0.27	0.31	0.83	0.21
2001	2.24	4.87	0.26	0.30	0.83	0.17
2002	2.38	5.19	0.27	0.30	0.83	0.17
2003	2.54	5.54	0.25	0.29	0.83	0.17
2004	2.78	5.90	0.24	0.27	0.85	0.29
2005	2.42	4.64	0.23	0.27	0.84	0.20
2006	2.81	5.35	0.23	0.27	0.85	0.22
2007	2.67	5.13	0.23	0.28	0.85	0.20

注:TK\_MEAN、TK\_SD 分别表示资本价格扭曲系数的平均值和标准差;TL\_MEAN、TL\_SD 分别表示劳动价格扭曲系数的平均值和标准差;TM\_MEAN、TM\_SD 分别表示中间投入品价格扭曲系数的平均值和标准差。

为了对比分析两种要素和三种要素下,以及规模报酬可变和规模报酬不变假设条件下,资源错配对制造业全要素生产率影响程度测算结果的差异性,本文同时给出了三种情况下的测算结果:一是在规模报酬可变以及考虑资本、劳动以及中间投入品三种资源错配时,测算得到的制造业全要素生产率效率值和潜在增长值;二是在规模报酬可变以及仅考虑资本和劳动两种资源错配时,测算得到的制造业全要素生产率效率值和潜在增长值;三是在限定规模报酬不变以及仅考虑资本和劳动两种资源错配时,测算得到的制造业全要素生产率效率值和潜在增长值。以上测算结果见表3,表3结果显示,样本期间在规模报酬可变以及考虑三种要素资源错配时,制造业的全要素生产率效率年份均值为78.51%,潜在增长率均值为27.54%。这说明在样本期间,如果资源错配完全消除,在其他条件不变的前提下,中国制造业全要素生产率可以提高27.54%。进一步地,仍然在规模报酬可变条件下,如果仅考虑资本和劳动两种要素资源错配时,测算得到的制造业全要素生产率效率年份均值为54.26%,潜在增长率均值为84.33%。对比上述测算结果可知,与考虑三种要素资源错配相比,如果忽略了中间投入品资源错配因素,仅考虑资本和劳动两种要素资源错配时,测算得到的中国制造业全要素生产率效率值严重失真,效率损失情况被严重高估。最后,按照Hsieh and Klenow<sup>[1]</sup>的设定,在限定规模报酬不变以及仅考虑资本和劳动两种资源错配时,测算得到的制造业全要素生产率效率年份均值为43.14%,潜在增长率均值为131.9%<sup>⑧</sup>。此时资源错配对制造业全要素生产率的影响被进一步夸大。

为了进一步明确资本、劳动以及中间投入品资源错配单独对制造业全要素生产率的影响程度,按照上文理论分析测算框架,进一步测算三种要素资源错配单独对制造业全要素生产率效率的影响,测算结果见表4。表4结果显示,在仅考虑资本资源错配的情况下,如果资本资源错配消除,那么样本期间内,制造业全要素生产率的潜在增长年份均值为5.38%;在仅考虑劳动资源错配的情况下,如果劳动资源错配消除,那么样本期间内,制造业全要素生产率的潜在增长年份均值为6.19%;最后,在仅考虑中间投入品资源错配的情况下,如果中间投入品资源错配消除,那么样本期间内,制造业全要素生产率的潜在增长年份均值为16.13%。通过对比三种要素资源错配的影响程度可知,中间投入

表3 全要素生产率效率值和潜在增长值 单位: %

年份	TFP_EA	TFP_GA	TFP_EB	TFP_GB	TFP_EC	TFP_GC
1998	77.77	28.59	54.45	83.67	42.94	132.88
1999	79.57	25.67	54.27	84.28	43.54	129.68
2000	79.43	25.89	54.58	83.21	43.23	131.31
2001	80.85	23.69	55.46	80.32	44.12	126.66
2002	80.37	24.43	55.03	81.73	44.04	127.05
2003	81.18	23.18	55.35	80.67	44.62	124.12
2004	70.77	41.30	53.33	87.50	42.36	136.09
2005	78.67	27.12	53.78	85.94	42.62	134.65
2006	77.96	28.27	53.17	88.08	42.13	137.37
2007	78.54	27.32	53.21	87.92	41.81	139.17
均值	78.51	27.54	54.26	84.33	43.14	131.90

注: TFP\_EA 和 TFP\_GA 分别表示在规模报酬可变以及考虑资本、劳动和中间投入品三种资源错配时,测算得到的制造业全要素生产率效率值和潜在增长值; TFP\_EB 和 TFP\_GB 分别表示在规模报酬可变以及仅考虑资本和劳动两种资源错配时,测算得到的制造业全要素生产率效率值和潜在增长值; TFP\_EC 和 TFP\_GC 分别表示在限定规模报酬不变以及仅考虑资本和劳动两种资源错配时,测算得到的制造业全要素生产率效率值和潜在增长值。制造业全要素生产率的潜在增长值,也即制造业全要素生产率效率损失值计算公式为:  $(TFP_{efficient}/TFP) - 1$ 。

表4 全要素生产率潜在增长值分解 单位: %

年份	TFP_GK	TFP_GL	TFP_GM
1998	5.33	6.47	17.13
1999	5.17	6.20	14.62
2000	5.40	6.46	14.24
2001	5.49	6.21	12.22
2002	5.38	6.16	13.12
2003	5.43	6.14	11.87
2004	5.59	6.35	29.34
2005	5.39	5.97	15.79
2006	5.35	6.05	16.89
2007	5.30	5.87	16.09
均值	5.38	6.19	16.13

注: TFP\_GK、TFP\_GL 及 TFP\_GM 分别表示资本、劳动以及中间投入品三种资源错配单独消除后,制造业全要素生产率的潜在增长率。

品资源错配对制造业全要素生产率的影响程度远大于资本、劳动资源错配的影响程度,平均占整体资源错配影响的57%左右。这再次说明在资源错配分析中,中间投入品资源错配因素不容忽视。

### (三) 稳健性检验

采用多种形式对实证结果进行稳健性检验。首先,前文为了处理微观企业数据中存在的极端值对实证结果的不良影响,对计算得到的要素价格扭曲系数进行了1%的双边截尾,因此为了更好地避免可能存在的误差影响,对要素价格扭曲系数进行2%的双边截尾并进行稳健性检验。其次,根据前文理论测算模型可知,微观企业间产出的替代弹性值会影响测算结果,为了和前文设定的替代弹性为3时的计算

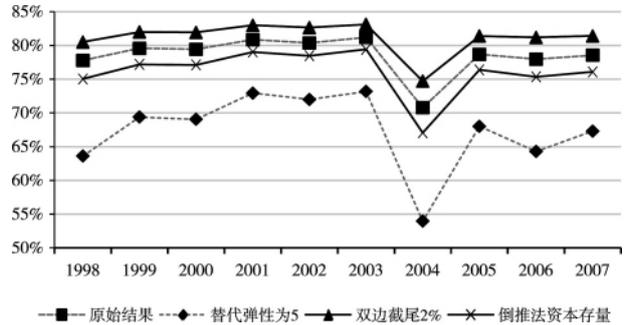


图1 稳健性检验结果

结果进行比较,将替代弹性设定为5进行稳健性检验。最后,参照 Brandt *et al.* [25] 的方法,以企业成立年份作为基期,通过倒推方法估算企业基期资本存量,并以此为基础,估算得到企业各期资本存量。然后利用倒推法估算得到的企业资本存量进行稳健性检验。三种稳健性检验结果和本文原始结果比较情况见图1。图1显示,对要素价格扭曲系数进行2%双边截尾后计算得到的全要素生产率效率值略高于原始结果,趋势基本一致;替代弹性设定为5后计算得到的全要素生产率效率值低于原始结果,趋势基本一致。上述结论也与已有文献一致 [16], 极端值保留得越少,计算得到的制造业全要素生产率效率值越高;产出替代弹性值设定得越高,计算得到的制造业全要素生产率效率值越低。利用倒推法资本存量计算得到的全要素生产率效率值与原始结果基本一致。上述稳健性检验结果表明本文原始计算结果稳健可信。

## 六、进一步的成因实证检验

### (一) 模型设定

通过梳理已有文献发现,融资约束和行政垄断是影响资源错配的重要因素。融资约束方面,由于信息不对称,金融机构在成本收益比较下的决策导致的中小企业融资难和融资贵问题普遍存在,因此融资约束问题引发的资源错配非常明显 [28-29]。行政垄断方面,已有研究发现,在政府主导型经济增长模式下,政府在资源配置中作用明显,政府行政权力与国有企业垄断结合形成的行政垄断导致不同所有制性质企业之间存在明显的资源错配,对全要素生产率造成了严重损失 [30-32]。除了融资约束和行政垄断外,对外贸易、经济垄断等因素也可能对行业资源配置产生影响。对外贸易方面,已有研究发现行业进入壁垒以及中国出口动力的“非市场因素”的存在导致对外贸易加剧了资源错配程度 [33-34]。经济垄断方面,林梨奎 [35] 研究发现,在经济垄断的中后期会形成明显的资源错配效应。

根据以上文献结论,建立实证验证模型如下:

$$TFPL_{it} = \alpha_{10} + \alpha_{11}Fc_{it} + \alpha_{12}Star_{it} + \beta_1 X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

式(18)中,  $TFPL$  指前文定义的行业全要素生产率效率损失值,用来表示制造业资源错配程度。根据前文理论分析可知,行业全要素生产率效率损失值越大,说明行业资源错配程度越严重;  $Fc$  指行业内融资约束程度,以行业内企业间流动负债率标准差表示,流动负债率标准差越大,说明行业内企业间的融资能力差异性越大,行业内的融资约束程度越高,在稳健性检验中以负债率标准差代替;  $Star$  指行政垄断程度,以行业内国有企业总产值在行业总产值中的占比表示,在稳健性检验中以国有企业总资产在行业总资产中的占比代替;  $X$  表示其他解释变量,其中包含:行业对外贸易程度

*Outp* ,以行业内出口总产值在行业总产值中的占比表示 ,出口比例越高 ,说明对外贸易程度越高;经济垄断程度 *Mono* ,以行业利润率表示 ,因为行业经济垄断程度越高 ,行业产品价格加成率越高 ,行业利润水平也就越高;政府补贴强度变量 *Sub* ,以行业内受补贴企业总产值占比表示;企业全要素生产率分散程度变量 *Td* ,以行业内企业全要素生产率的标准差表示; $\mu$  表示个体效应; $\varepsilon$  表示随机扰动项。实证检验中行业维度为三位数代码行业 ,为了使回归估计结果稳健可信 ,同时采用四位数代码行业维度进行稳健性检验。

## (二) 回归估计结果及分析

首先采用基于行业维度的聚类稳健标准误差下的 OLS 和 FE 两种回归估计方法 ,对式(18)进行基准回归估计。同时考虑到融资约束以及行政垄断变量可能因为存在反向因果关系、度量误差或遗漏变量等 ,导致实证估计结果可能存在偏误。因此 ,选择融资约束以及行政垄断变量的一阶滞后项作为工具变量 ,采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行估计。为了明确工具变量选择的合理性 ,检验工具变量与内生解释变量相关同时与扰动项不相关 ,对工具变量的选择进行不可识别检验、弱工具变量检验。其中不可识别检验采用 Kleibergen-Paap rk LM 方法进行检验;对弱工具变量则采用 Cragg-Donald Wald F 统计量方法进行检验 ,并通过 Stock and Yogo<sup>[36]</sup> 给出的临界值进行判断。检验结果显示 ,所选工具变量不存在不可识别和弱工具变量问题 ,工具变量选择合理。回归结果见表 5。表 5 结果显示 ,融资约束对行业资源错配的影响为正 ,与前文分析一致 ,说明在行业内企业面临的融资约束越严重 ,行业的资源错配越严重 ,全要素生产率效率损失也越严重。行政垄断程度对行业资源错配的影响为正 ,与前文分析一致 ,在“父爱主义”等因素影响下 ,国有企业能够获得行政垄断势力 ,导致资源配置偏离最优配置。从控制变量来看 ,对外贸易活动对行业资源错配的影响为正 ,可能的原因是出口企业容易获得各项出口优惠政策 ,引发出口企业过度占用资源 ,行业内资源配置偏离最优配置;经济垄断性对资源错配的影响为正 ,与传统理论分析一致。垄断程度越高 ,价格机制和供求机制等市场机制越难以正常发挥作用 ,资源越容易偏离最优配置 ,从而导致全要素生产率效率损失;政府补贴对行业资源错配的影响为正 ,可能的原因是政府补贴企业的筛选机制不健全 ,受补贴企业中存在大量劣质甚至僵尸企业;最后 ,与已有研究结论一致 ,企业全要素生产率越分散 ,资源错配的程度越严重。

采用两种方式进行稳健性检验。一是替换核心解释变量进行稳健性检验 ,具体以负债率标准差代替流动负债率标准差表示行业内融资约束程度;以国有企业总资产在行业总资产中的占比代替国有企业总产值在行业总产值中的占比表示行政垄断程度;二是采用四位数制造业维度数据替换三位数制造业维度数据进行稳健性检验。稳健性检验结果见表 6。表 6 中核心解释变量均显著且变量方向与原始实证结果完全一致 ,这里不再赘述。

表 5 资源错配成因实证检验结果

变量	OLS 方法	FE 方法	2SLS 方法
<i>Fc</i>	3.255 *** (2.71)	3.479 *** (5.86)	27.19 *** (3.01)
<i>Sta</i>	2.282 ** (2.34)	2.095 *** (3.97)	3.625 * (1.65)
<i>Outp</i>	1.569 *** (3.56)	1.274 ** (2.51)	2.029 (1.31)
<i>Mono</i>	87.01 *** (4.62)	61.49 *** (11.58)	19.09 (0.88)
<i>Sub</i>	6.089 *** (5.40)	3.708 *** (5.65)	3.703 ** (2.05)
<i>Td</i>	13.78 *** (8.87)	15.69 *** (24.79)	15.37 *** (8.61)
N	1340	1340	1166
Kleibergen-Paap rk LM_P			0.000 0
Cragg - Donald Wald F			17.865
R - sq	0.536	0.427	

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著;括号内为 *t* 值;N 表示样本数量;R-sq 表示表示组内 R<sup>2</sup> 值。

## 七、主要结论及启示

本文将中间投入品纳入资源错配分析框架,同时放松规模报酬不变假设条件,全面分析资本、劳动以及中间投入品资源错配对制造业全要素生产率的作用机制和影响程度。研究发现:第一,样本期间内,考虑资本、劳动以及中间投入品三种要素资源错配时,计算得到的全要素生产率效率损失均值为 27.54%,远小于仅考虑资本和劳动两种要素资源错配时计算得到的全要素生产率效率损失均值 84.33%。仅考虑资本、劳动两种要素资源错配时,由于包含中间投入品的异质性因素,回归估计得到企业全要素生产率的异质性程度被严重夸大,资源错配对制造业全要素生产率的影响程度被严重高估。第二,可变规模报酬可以改变要素价格扭曲对资源配置的影响程度,因此对资源错配引起的全要素生产率的效率损失有调节作用。放松规模报酬不变假设条件,有助于准确测算资源错配对制造业全要素生产率的影响程度。第三,区分三种要素资源错配单独导致的全要素生产率损失时发现,样本期间内,资本资源错配单独导致的制造业全要素生产率损失均值为 5.38%;劳动资源错配单独导致的制造业全要素生产率损失均值为 6.19%;中间投入品资源错配导致的制造业全要素生产率损失均值为 16.13%,平均占全部资源错配带来的全要素生产率损失的 57%左右。与资本和劳动资源错配相比,中间投入品资源错配对全要素生产率的影响程度更大。第四,对资源错配成因的进一步实证检验发现,融资约束、行政垄断等因素是导致资源错配的重要因素。

本文研究结论有如下启示:第一,必须重视资源错配问题特别是中间投入品资源错配问题。要素资源配置状态是影响制造业全要素生产率的重要因素,重视资源错配问题,是深刻理解制造业发展过程、探寻下一阶段制造业发展动力的必然要求。在进行资源错配相关问题分析时,除考虑资本和劳动资源错配外,中间投入品资源错配的影响不容忽视。同时,在理论分析和实证测算中,需要放松规模报酬不变的假设条件。第二,进一步推动要素市场化改革,努力破解融资约束问题。继续推进金融机构经营的市场化和利率市场化进程,加强市场机制在金融资源配置中的基础性作用。通过制度创新减少融资信息不对称,切实增强中小企业融资能力,缓解中小企业融资难问题。继续优化融资结构体系,大力发展直接融资,改善间接融资结构,提高间接融资的公平性,稳健推进资本市场改革,提高金融资源配置效率。第三,加快国有企业改革,充分提高国有企业资源配置效率。加快推进国有企业现代企业制度的建立和法人治理结构的完善,不断增强国有企业创新能力,调整、优化国有企业资源配置结构,消除国有企业资源配置的“挤出效应”,为非国有企业提供宽松的资源配置环境,为中长期经济发展积聚新动能,促进制造业全要素生产率提升。

表 6 资源错配成因稳健性检验结果

变量	OLS 方法	FE 方法	2SLS 方法	四位数行业维度
<i>Fc</i>	3.214 *** (5.40)	2.451 *** (4.61)	27.30 *** (3.01)	8.341 *** (4.07)
<i>Sta</i>	1.504 *** (4.18)	1.080 ** (2.55)	3.887 ** (2.07)	1.180 *** (3.27)
<i>Outp</i>	1.332 *** (4.03)	1.088 ** (2.14)	2.098 (1.22)	-0.403 (-1.15)
<i>Mono</i>	87.49 *** (19.25)	61.68 *** (11.42)	13.45 (0.60)	13.99 *** (3.69)
<i>Sub</i>	5.676 *** (9.06)	3.680 *** (5.56)	4.943 ** (2.34)	0.822 ** (2.38)
<i>Td</i>	13.73 *** (19.72)	15.90 *** (25.00)	17.77 *** (9.92)	16.69 *** (17.60)
N	1340	1340	1166	2720
Kleibergen-Paap rk LM_P			0.000 0	0.000 0
Cragg-Donald Wald F			12.209	28.739
R-sq	0.526	0.406		

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著;括号内为 *t* 值; N 表示样本数量; R-sq 表示组内 R<sup>2</sup> 值。

## 注释:

- ①笔者测算得到。
- ②Hendel and Nevo<sup>[23]</sup>等相关研究认为制造业企业产出替代弹性一般大于3。
- ③由企业利润最大化一阶条件计算得到的 $MRPK_{si}$ 、 $MRPL_{si}$ 、 $MRPM_{si}$ 的表达式分别为: $MRPK_{si} = p_K(1 + \tau_{K_{si}})$ 、 $MRPL_{si} = p_L(1 + \tau_{L_{si}})$ 、 $MRPM_{si} = p_M(1 + \tau_{M_{si}})$ 。
- ④ $\overline{MRPL_s}$ 、 $\overline{MRPK_s}$ 、 $\overline{MRPM_s}$ 的表达式分别为: $\overline{MRPL_s} = \frac{P_L}{\sum_{i=1}^{M_s} (1 + \tau_{L_{si}})^{-1} (P_{si} Y_{si} / P_s Y_s)}$ 、 $\overline{MRPK_s} = \frac{P_K}{\sum_{i=1}^{M_s} (1 + \tau_{K_{si}})^{-1} (P_{si} Y_{si} / P_s Y_s)}$ 、 $\overline{MRPM_s} = \frac{P_M}{\sum_{i=1}^{M_s} (1 + \tau_{M_{si}})^{-1} (P_{si} Y_{si} / P_s Y_s)}$ 。
- ⑤据作者测算 样本期间内,每年平均约有30%的企业退出中国工业企业数据库,39%的企业进入中国工业企业数据库。
- ⑥同时参照Brandt *et al.*<sup>[25]</sup>中的倒推方法计算得到资本存量,然后进行稳健性检验。
- ⑦根据前文模型,要素均衡价格的设定只会影响要素价格扭曲系数值,并不影响全要素生产率测算结果。
- ⑧此处与Hsieh and Klenow<sup>[1]</sup>中测算结果略微存在差异的可能原因是:其采用美国制造业的要素产出弹性对中国制造业资源错配的程度进行估算,导致其计算结果进一步降低。

## 参考文献:

- [1]HSIEH C-T ,KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. The quarterly journal of economics 2009 ,124( 4) : 1403 - 1448.
- [2]AOKI S. A simple accounting framework for the effect of resource misallocation on aggregate productivity [J]. Journal of the Japanese and international economies 2012 26( 4) : 473 - 494.
- [3]沈春苗 郑江淮. 资源错配研究述评 [J]. 改革 2015( 4) : 116 - 124.
- [4]陈永伟 胡伟民. 价格扭曲、要素错配和效率损失: 理论和应用 [J]. 经济学( 季刊) 2011( 4) : 1401 - 1422.
- [5]EDMOND C ,MIDRIGAN V ,XU D Y. Competition ,markups ,and the gains from international trade [J]. American economic review 2015( 10) : 3183 - 3221.
- [6]BANERJEE A V ,DUFLO E. Growth theory through the lens of development economics [J]. Handbook of economic growth 2005 ,1: 473 - 552.
- [7]SYRQUIN M. Growth and structural change in Latin America since 1960: a comparative analysis [J]. Economic development and cultural change ,1986 ,34( 3) : 433 - 454.
- [8]OLLEY G S ,PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. Econometrica , 1996 ,64( 6) : 1263 - 1297.
- [9]BAILY M N ,HULTEN C ,CAMPBELL D. Productivity dynamics in manufacturing plants [J]. Brookings papers on economic activity. Microeconomics ,1992( 4) : 187 - 267.
- [10]GRILICHES Z ,REGEV H. Firm productivity in Israeli industry 1979 - 1988 [J]. Journal of econometrics ,1995 ,65( 1) : 175 - 203.
- [11]MELITZ M J ,POLANEC S. Dynamic Olley-Pakes productivity decomposition with entry and exit [J]. The RAND journal of economics 2015 ,46( 2) : 362 - 375.
- [12]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.
- [13]RYZHENKOV M. Resource misallocation and manufacturing productivity: the case of Ukraine [J]. Journal of comparative economics 2016 ,44( 1) : 41 - 55.
- [14]KIM M ,OH J ,SHIN Y. Misallocation and manufacturing TFP in Korea ,1982 - 2007 [J]. Federal reserve bank of st. Louis review 2017 ,99( 2) : 233 - 244.
- [15]张慧慧 张军. 中国分区域资源扭曲程度测算 [J]. 上海经济研究 2018( 3) : 32 - 43.
- [16]邵宜航 步晓宁 张天华. 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 [J]. 中国工业经济 2013( 12) : 39 - 51.

- [17] 龚关, 胡关亮. 中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J]. 经济研究, 2013(4): 4-15+29.
- [18] 文东伟. 资源错配、全要素生产率与中国制造业的增长潜力[J]. 经济学(季刊), 2019(2): 617-638.
- [19] 王文, 牛泽东. 资源错配对中国工业全要素生产率的多维影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2019(3): 20-37.
- [20] 刘宗明, 吴正倩. 中间产品市场扭曲会阻碍能源产业全要素生产率提升吗——基于微观企业数据的理论与实证[J]. 中国工业经济, 2019(8): 42-60.
- [21] 柳荻, 尹恒. 企业全要素生产率估计新方法——全要素生产率估计的结构方法及其应用[J]. 经济学动态, 2015(7): 136-148.
- [22] GANDHI A, NAVARRO S, RIVERS D. On the identification of production functions: how heterogeneous is productivity? [R]. CIBC working paper, No. 9, 2012.
- [23] HENDEL I, NEVO A. Measuring the implications of sales and consumer inventory behavior[J]. *Econometrica*, 2006, 74(6): 1637-1673.
- [24] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The review of economic studies*, 2003, 70(2): 317-341.
- [25] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of development economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [26] CAI H, LIU Q. Competition and corporate tax avoidance: evidence from Chinese industrial firms[J]. *The economic journal*, 2009, 119(537): 764-795.
- [27] 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.
- [28] MOLL B. Productivity losses from financial frictions: can self-financing undo capital misallocation? [J]. *American economic review*, 2014, 104(10): 3186-3221.
- [29] 葛鹏, 干春晖, 李思龙. 融资约束与产出效率损失——基于中国工业企业的数据分析[J]. 产业经济研究, 2017(1): 37-48.
- [30] BRANDT L, TOMBE T, ZHU X. Factor market distortions across time, space and sectors in China[J]. *Review of economic dynamics*, 2013, 16(1): 39-58.
- [31] 靳来群, 林金忠, 丁诗诗. 行政垄断对所有制差异所致资源错配的影响[J]. 中国工业经济, 2015(4): 31-43.
- [32] 陈林, 李康萍. 公平竞争审查视阈下行政性垄断与资源错配[J]. 产业经济研究, 2018(4): 113-126.
- [33] 徐蕾, 尹翔硕. 不完全竞争、贸易与资源配置扭曲[J]. 国际贸易问题, 2013(1): 17-30.
- [34] 宋结焱, 施炳展. 出口贸易是否降低了中国行业内资源错配? [J]. 世界经济研究, 2014(10): 53-60+88-89.
- [35] 林梨奎. 经济性垄断与企业资源错配: 纠正效应或错配效应[J]. 山西财经大学学报, 2019(6): 13-25.
- [36] STOCK J H, YOGO M. Identification and inference for econometric models [M]. Cambridge: University Press, 2005: 80-108.

(责任编辑: 雨 珊)

## Resource misallocation of intermediate inputs and total factor productivity in manufacturing

CHEN Ruying, YU Donghua

(School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China)

**Abstract:** Resource misallocation of intermediate inputs is an important factor affecting total factor productivity in manufacturing. Expanding Hsieh and Klenow's (2009) theoretical analysis framework, based on the analysis of capital and labor resource misallocation, this paper introduces resource misallocation factors of intermediate inputs. At the same time, this paper relaxes the assumption of constant returns to scale to measure and analyze the resource misallocation of Chinese manufacturing industry. The study finds that: the misallocation of labor, capital and intermediate input resources in China's manufacturing sector objectively exists; when considering only the misallocation of capital and labor resources, the measured

TFP efficiency value is much lower than the actual value , and the loss of TFP efficiency is seriously overestimated; including the factor of misallocation of intermediate input resources is conducive to measuring the actual situation of TFP efficiency accurately; variable scale returns have a moderating effect on the degree of resource misallocation , and relaxing the assumption of constant scale returns helps to accurately measure the loss of TFP efficiency caused by resource misallocation; compared with the misallocation of capital and labor resources , the loss of TFP efficiency caused by the misallocation of intermediate input resources is more serious; financing constraints , administrative monopoly and other factors are important causes of resource misallocation in manufacturing. The inclusion of intermediate inputs into the analysis framework of manufacturing resource misallocation is conducive to an accurate investigation of the real situation of manufacturing resource misallocation , and is conducive to scientific and precise policy-making. It can provide theoretical and factual bases for the practical improvement of resource allocation efficiency and output efficiency.

**Key words:** resource misallocation; factor price distortions; intermediate inputs; scale returns; total factor productivity

( 上接第 44 页)

## Highway infrastructure and agricultural labor productivity

LI Han<sup>1</sup> , TENG Zhaoyue<sup>1</sup> , WU Junqian<sup>2</sup>

( 1. Research Institute of Economics and Management , Southwestern University of Finance and Economics ,  
Chengdu 611130 , China;

2. West Center for Economic Research , Southwestern University of Finance and Economics , Chengdu 611130 , China)

**Abstract:** China has made large-scale investments in transport infrastructure for rural areas. Although investment in transport infrastructure is considered to help promote agricultural development , empirical studies on how it affects agricultural productivity are still scarce. Based on China's county level panel data from 1999 to 2011 and the traffic geographic data of the same period , this paper studies the influence of highway opening on China's county agricultural labor productivity and the specific impact channels by constructing quasi-natural experiments and using the difference-in-difference method. This paper finds that highway infrastructure can significantly improve agricultural labor productivity. At the same time , this paper deals with the endogenous problem of model estimation caused by the non-randomness of highway route planning with multiple measurement methods , and the results remain robust. Specifically , the opening of highways leads to an increase in agricultural labor productivity of about 6% per year in counties , with the increase in agricultural labor productivity in plains significantly higher than in hilly and mountainous areas. In the identification of causal relationships , this paper finds that the opening of highways can improve agricultural labor productivity by increasing the level of agricultural mechanization , promoting off-farm labor transfer , and improving market access. Through heterogeneity analysis , this paper also finds that the impact of highway infrastructure on agricultural labor productivity improvement in poor counties is significantly higher than that in non-poor counties.

**Key words:** highway; agricultural labor productivity; poverty alleviation and development; topographic heterogeneity; agricultural mechanization; off-farm labor transfer; market access