

【国民经济】

# 补贴差异化的资源误置效应

## ——基于生产率分布视角

蒋为，张龙鹏

(南开大学经济学院，天津 300071)

**[摘要]** 补贴所带来的扭曲不仅体现在补贴规模上,而且表现在行业内企业间的补贴差异程度上,后者甚至是造成中国制造业资源误置的重要原因之一。本文基于 Hsieh and Klenow 资源误置模型,讨论了补贴差异化影响生产率分布与资源误置的微观机制,利用 1998—2007 年中国制造业企业数据,度量了中国制造业行业内企业间的补贴差异性,通过构建面板模型检验了补贴差异化对中国制造业生产率分布的离散程度与资源误置的影响。研究结果表明:补贴差异化是导致中国制造业生产率分布的离散与资源误置的重要原因。在考虑重要解释变量缺失、回归方程设定、区域因素影响等问题后,所得结论仍然是稳健的。本文的政策内涵为政府应改革补贴模式,降低补贴依赖,改良产业政策,以优化中国制造业资源配置,实现产业升级。

**[关键词]** 补贴差异化；生产率分布；资源误置

**[中图分类号]**F124.5 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)02-0031-13

### 一、问题提出

改革开放以来,中国制造业的迅速崛起为中国经济持续高速增长提供了重要支撑。然而,近些年来,由资源误置所带来的效率损失逐步成为阻碍中国制造业进一步增长的关键因素<sup>[1-4]</sup>。在很长时期内,以补贴<sup>①</sup>为代表的产业政策被视为中国制造业崛起的重要推动力之一,但曾经的“良药”所导致的后遗症却在中国制造业升级过程中逐步显现出来<sup>[5-7]</sup>。现有补贴政策不仅带来了制造业企业的懒症与依赖症,同样也造成了经济资源的误置,成为新时期中国经济政策亟待转变的重要领域。

差异化的补贴政策将导致企业间生产率分布的离散程度增大,从而带来资源误置与效率损失。在不存在补贴或者补贴相同的完全竞争市场中,低生产率企业将从市场中退出,均衡状态下市场中的企业生产率完全相同。企业间生产率分布的离散程度越大,则说明越多的低生产率企业未能从市场中被淘汰,资源更多地被低效率企业占有,误配置与效率损失也越严重<sup>[1,8,9]</sup>。在差异化补贴的情景中,假设存在两家生产类似产品的企业,由于某种原因导致两家企业接受的政府补贴不同,则获得

[收稿日期] 2014-12-28

[基金项目] 国家自然科学基金项目“中国出口产品质量升级问题研究”(批准号 71473133);教育部人文社会科学研究基地重大项目“FDI、金融发展与全球经济平衡增长”(批准号 10JJD790016)。

[作者简介] 蒋为(1988—),男,新疆乌鲁木齐人,南开大学经济学院博士研究生;张龙鹏(1988—),男,贵州毕节人,南开大学经济学院博士研究生。

① 除非特别说明,本文提到的补贴均为生产补贴,即由政府根据企业的生产、销售、进口的货物或服务的数量或价值,对企业做出的现期无偿支付。

高补贴的企业规模将扩张至社会最优规模以上，而获得低补贴的企业则会低于社会最优规模甚至退出市场。此时，资源配置不仅取决于生产率，还取决于补贴差异化程度与政府的补贴模式。一方面，补贴差异化将会驱动资源配置的调整。在补贴差异的驱动下，劳动、资本、土地等生产要素会从低补贴企业流向高补贴企业，补贴差异化程度越高，则这种资源的流动就越为明显，从而产生资源误置。另一方面，补贴差异化问题源自于政府行为，政府不合理的补贴模式将会加剧差异化补贴带来的资源误置效应。政府若倾向于补贴弱势或者低生产率企业，资源将从高生产率企业流向低生产率企业，从而增大生产率分布的离散程度，进一步加剧了企业间的资源误置。

补贴作为政府重要的产业政策工具，在很长时间里被以各种形式应用于中国的经济政策当中，生产补贴至今仍然在实践中得到广泛应用。由于生产补贴存在着典型的选择性与方向性特征，即使同一行业内的不同企业获取的补贴仍然有着天壤之别。根据工业企业数据计算，2007年政府共向38331家制造业企业发放生产补贴670余亿元，获得补贴的企业占当年全部制造业企业的12%左右，巨额补贴仅被少数企业占有，中国制造业企业的补贴政策存在着显著的差异化特征。在接受补贴的企业中，不同企业所受到的补贴同样存在着较大的差异。仅占到当年企业数量2%的国有企业，却享有了约25%的生产补贴，生产补贴以注入企业流动资金与亏损支出的形式大量流向国有企业。补贴不仅呈现差异化特征，而且更倾向于对国有企业与低生产率企业给予补贴保护<sup>[10]</sup>。“扶弱”的差异化补贴政策阻碍了高生产率企业获取资源，低生产率企业也并未从市场中被淘汰出去，从而进一步导致企业生产率分布的离散程度加大，这更加剧了补贴差异化所带来的资源误置效应。正是基于这一思路，本文将研究的焦点集中到企业间的补贴分布及其对资源配置的影响，借助生产率分布的动态演化，阐明补贴差异化是如何影响中国制造业资源误置的。

## 二、理论模型与研究假设

本文在 Hsieh and Klenow<sup>[1]</sup>关于资源误置模型的基础上，讨论了补贴差异化影响生产率分布与资源误置的微观机制。由于本文关注的重点是行业内企业的生产率分布以及资源误置，因此首先考虑属于同一行业的N企业的生产问题。市场中存在N个生产异质性商品的个体厂商，厂商*i*的产出为 $Y_i$ 。市场的总产出表示为一个CES生产函数(即常替代弹性生产函数)：

$$Y = \left( \sum_{i=1}^N Y_i^{(\sigma-1)/\sigma} \right)^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (1)$$

市场价格指数 $P$ 为：

$$P = \left( \sum_{i=1}^N P_i^{1-\sigma} \right)^{1/(1-\sigma)} \quad (2)$$

每个厂商使用两种投入：资本( $K$ )和劳动( $L$ )进行生产，但厂商具有不同的生产率( $A$ )，企业具体的生产函数为柯布—道格拉斯生产函数形式：

$$Y_i = A_i K_i^{\alpha_{K_i}} L_i^{\alpha_{L_i}} \quad (3)$$

其中， $\alpha_{K_i}$ 和 $\alpha_{L_i}$ 分别为资本与劳动对产出的贡献比例。假设两者之和恒等于1，即生产函数是规模报酬不变的。

厂商在市场中与其他生产异质性商品的厂商进行垄断竞争，在资本、劳动市场中则面临完全竞争，所有厂商面临相同的投入品价格：利息( $r$ )、工资( $w$ )。假设产品市场与要素市场均不存在任何扭曲因素。市场中的厂商获取不同的补贴，即企业面临差异化的补贴强度水平 $s_i$ 。考虑补贴差异化后，可以将厂商的利润最大化问题写为：

$$\max_{\{P_i, Y_i, K_i, L_i\}} \pi_i = (1+s_i)P_i Y_i - \omega L_i - r K_i \quad (4)$$

通过最优化一阶条件可以得到厂商生产的边际成本，按照固定的边际成本加成定价可得厂商的价格：

$$P_i = \frac{\sigma-1}{\sigma} \left( \frac{r}{\alpha_{K_i}} \right)^{\alpha_{K_i}} \left( \frac{w}{\alpha_{L_i}} \right)^{\alpha_{L_i}} \frac{1}{A_i(1+s_i)} \quad (5)$$

同时可以推导出劳动与产出数量满足以下关系：

$$L_i \propto A_i^{\sigma-1} (1+s_i)^\sigma \quad (6)$$

$$Y_i \propto A_i^\sigma (1+s_i)^\sigma \quad (7)$$

公式(6)与(7)说明：企业间资源的配置不仅依赖于企业的生产率水平，而且依赖于企业获取补贴( $s_i$ )的高低，补贴强度的提高将促使企业扩大生产规模。

此时，可以将行业内全部企业加总产出写为资本、劳动与生产率的函数：

$$Y = \left( \sum_{i=1}^N \left( TFP_i K_i^{\alpha_{K_i}} L_i^{\alpha_{L_i}} \right)^{(\sigma-1)/\sigma} \right)^{\sigma/(\sigma-1)} = AK^{\alpha_K} L^{\alpha_L} \quad (8)$$

厂商的生产率可写为两种形式：物质形式的生产率( $TFPQ$ )与收益形式的生产率( $TFPR$ )。Foster et al.<sup>[11]</sup>便强调了即使对整体行业使用了产出价格水平进行平减，由于厂商特定因素的存在导致厂商物质形式的生产率与收益形式的生产率仍存在较大差异。Hsieh and Klenow<sup>[11]</sup>同样说明了两者区别的重要性。本文便可以将两者的关系写为：

$$TFPR_i = P_i \times TFPQ_i \quad (9)$$

利用(2)、(8)与(9)式，可以得到行业总体全要素生产率的表达式：

$$TFP = \frac{1}{P} \frac{PY}{K^{\alpha_K} L^{\alpha_L}} = \left[ \sum_{i=1}^N \left( A_i \frac{TFPR_i}{TFPR} \right)^{\sigma-1} \right]^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (10)$$

根据 Hsieh and Klenow<sup>[11]</sup>的做法，由价格方程(5)可以得到收益生产率的表达式：

$$TFPR_i = P_i A_i = \frac{\sigma-1}{\sigma} \left( \frac{r}{\alpha_{K_i}} \right)^{\alpha_{K_i}} \left( \frac{w}{\alpha_{L_i}} \right)^{\alpha_{L_i}} \frac{1}{1+s_i} \quad (11)$$

公式(11)说明，在给定物质形式生产率情况下，收益形式的生产率依赖于补贴强度。如果不存在补贴差异化，则行业中所有厂商生产率相等。如公式(11)所示，在该情况下，行业的生产率水平是由企业物质生产率加总得到，此时生产率为最有效率的生产率水平。

更清晰地，根据 Hsieh and Klenow<sup>[11]</sup>对行业生产率分解得到的结果，将物质形式的生产率记为  $A$ ，则行业加总的生产率水平写为下式：

$$\log TFP_i = \frac{1}{\sigma-1} \log \left( \sum_{i=1}^N A_i^{\sigma-1} \right) - \frac{\sigma}{2} \text{var}(\log TFPR_i) \quad (12)$$

公式(12)说明行业的生产率由其物质生产率水平与其收益形式生产率分布的离散程度决定。收益形式的生产率分布离散程度越大，则行业的配置效率越低，将降低行业的整体生产率水平，即补贴差异化将影响收益形式生产率分布的离散程度，从而影响行业的配置效率。

根据公式(11)，本文能够得到行业内企业补贴差异化程度与收益形式生产率分布的离散程度之间的关系为：

$$\text{var}(\ln TFPR_i) \propto \text{var}(\ln(1+s_i)) \propto \text{var}(\ln s_i) \quad (13)$$

根据公式(13)，得到本文的研究假设：行业内企业所面临的补贴差异化程度越高，行业内企业的生产率分布的离散程度越大，从而提高了行业的资源误置水平。

### 三、数据说明与计量模型

#### 1. 数据说明

本文利用 1998—2007 年中国制造业企业数据就补贴差异化对配置效率的影响进行实证。中国

工业企业数据库是由国家统计局通过全部国有以及规模以上非国有企业提交给当地统计局的季报与年报汇总而得。本文在国民经济行业分类的基础上进一步剔除非制造业企业，并以 Brandt et al.<sup>[12]</sup>的调整代码为标准，将 2003 年前后的行业代码调整为统一的小类行业代码来对制造业分类。

中国工业企业数据库为中国问题的研究提供了一个巨大的非平衡面板，但其中也面临着匹配与大量的数据处理问题。在工业企业数据库中，每个企业都拥有各自的法人代码，可以根据这些代码对企业状态进行识别。考虑到企业样本期内可能会因重组或所有权变动而产生新的企业代码，为了处理企业代码的识别问题，本文按照 Brandt et al.<sup>[12]</sup>对工业企业样本处理的方法，首先使用企业样本代码进行匹配，继而每两年按照企业的名称、行业、地址等信息进行匹配，从而尽量避免了企业因为多个代码、企业名称变更、企业重组等原因带来的样本偏误问题，通过这样的方法，将 1/6 的企业进行了再识别。另一个重要的问题是企业报告的增加值、产出、销售额均为当年价格，本文借鉴 Brandt et al.<sup>[12]</sup>的价格平减指数，分别对投入品与产出进行了细致的价格调整，将其调整为 1998 年固定价格水平，并按照 Brandt et al.<sup>[12]</sup>的建议估算了企业的资本存量。此外，按照 Brandt et al.<sup>[12]</sup>与聂辉华等<sup>[13]</sup>的建议，对于一些企业存在着增加值、就业人数或产值为负的情况，本文认为这样的企业存在着原始数据的偏误，从而删除了这些企业样本；企业数据库中包含了少于 8 人的企业样本，这部分企业往往是小型国有企业，为了保证不存在样本选择问题，本文与 Brandt et al.<sup>[12]</sup>与聂辉华等<sup>[13]</sup>的处理方式相同，删除了职工人数少于 8 人的企业样本。

## 2. 计量模型

根据公式(12)与(13)，以及 Hsieh and Klenow<sup>[1]</sup>、Syverson<sup>[8]</sup>对资源误置的研究，生产率分布离散程度是度量行业内资源误置的有效代理变量。因此，本文需要论证的核心问题在于行业内企业补贴差异化是否导致生产率分布的离散程度加大，从而造成行业资源出现误置的问题。为对该假设进行实证，本文对补贴差异化与生产率分布之间的关系进行检验，以讨论补贴差异化所带来的资源误置效应。本文构建如下计量模型：

$$Dispersion_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Disparity_{it} + \theta X + \omega_i + \eta_i + \mu_{it} \quad (14)$$

其中， $Dispersion_{it}$  表示  $t$  年  $i$  行业内企业生产率分布的离散程度； $Disparity_{it}$  表示  $t$  年  $i$  行业内企业补贴差异化程度<sup>①</sup>； $X$  表示其他影响生产率分布的控制变量； $\mu_{it}$  表示估计方程的残差；其余两项分别为行业固定效应与年份固定效应。本文关注的是核心解释变量  $Disparity$  的估计系数  $\alpha_1$ 。根据本文的理论假设，本文预期估计系数  $\alpha_1$  显著为正，即表明行业内企业补贴差异化会导致生产率分布的离散程度与资源误置程度的加大。为了避免回归过程中重要解释变量遗漏问题，本文在回归中控制了样本所属行业和年份的固定效应。其中，行业固定效应吸收了关于行业特征对回归的影响，而年份固定效应吸收了关于年份特征相关因素的影响。

(1) 被解释变量：生产率分布的离散程度。本文首先估算企业的生产率。采用 Olley and Pakes<sup>[14]</sup>的方法计算了企业 TFP，该方法可以有效解决传统 OLS 方法估计 TFP 所带来的缺失变量问题，同时考虑了由企业进入退出带来的样本选择偏差问题。估算的具体形式如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_L L_{it} + \beta_K K_{it} + \eta_{it} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

其中， $Y$ 、 $L$ 、 $K$  分别表示企业增加值、就业人数与资本存量的对数值； $\eta_{it}$  是被企业决策者观察到的而没有被研究人员观察到的生产率冲击； $\varepsilon_{it}$  是同时没有被企业决策者与研究人员观察到的生产率冲击。传统 OLS 方法忽略了  $\eta_{it}$  的存在，直接使用工业增加值对资本和劳动回归。然而，由于企业劳动雇佣决策和投资都受到生产率  $\eta_{it}$  的影响，直接使用传统 OLS 方法估计将带来内生性问题，造成回归结果有偏。Olley and Pakes<sup>[14]</sup>的核心思想是，如果企业投资和生产率呈现单调正相关关系，生产率  $\eta_{it}$  就可以写成企业投资的函数，将这个函数形式代入(15)式即可解决由生产率  $\eta_{it}$  带来的缺失变量问题，在此基础上，可以测算出每个企业的生产率水平。

<sup>①</sup> 在实证模型估计中，本文取补贴差异化程度代理变量的对数形式进行估计。

本文采用估算得到的企业全要素生产率测算了国民经济行业 4 位行业下生产率分布的离散程度。由于生产率水平趋势成分的存在,对生产率水平去除其趋势成分,对所得序列进行标准化处理得到不同地区、不同行业、不同年份可比的生产率波动序列。借鉴 Syverson<sup>[8]</sup>、Balasubramanian and Sivasadasan<sup>[15]</sup>对生产率分布离散程度的度量,本文分别采用对数生产率波动序列的四分位数差与标准差作为生产率分布离散程度的代理变量。度量生产率分布离散程度的具体方式如下<sup>①</sup>:

$$Dispersion_u^1 = \ln tfp_u^{p75} - \ln tfp_u^{p25} \quad (16)$$

$$Dispersion_u^2 = sd(\ln tfp_u^f) \quad (17)$$

无论采用四分位差形式,还是采用标准差形式,对企业生产率分布的离散程度进行度量,离散程度均随度量变量的增大而增大。

(2)核心解释变量:补贴差异化程度。本文实证的另一个关键问题在于度量行业内企业补贴的差异性。参考 Aghion et al.<sup>[16]</sup>对企业间补贴差异程度的度量以及公式(13),本文采用了标准差的形式对企业补贴差异化程度进行度量,具体的变量形式为<sup>②</sup>:

$$Disparity_u = sd(Subsidy_u^f / Sales_u^f) \quad (18)$$

其中,Subsidy\_u^f 表示  $t$  年行业  $i$  内企业  $f$  获得的补贴<sup>③</sup>;Sales\_u^f 为行业  $i$  内企业  $f$  在  $t$  年的销售额。行业内企业间补贴强度的标准差越大,说明该行业的补贴差异化程度越高,预期补贴差异化程度变量的估计系数显著为正。

(3)控制变量。参考已有研究成果<sup>[8,9,15,17-19]</sup>,本文加入产品替代性、固定成本、沉没成本、出口比重、所有制分布、本国市场竞争和外国市场竞争等作为控制变量。<sup>①</sup>产品替代性。产品间存在的差异性决定了产品间无法完全相互替代,这阻碍了企业间的竞争效应,增大了企业在产品市场上的市场势力。产品替代性与市场的临界生产率水平呈正相关,与生产率分布的离散程度则呈负相关关系,即产品替代性越高,生产该产品的企业将面临更高的临界生产率,行业生产率分布的离散程度更低。本文借鉴 Syverson<sup>[8]</sup>从产品功能角度对产品替代性进行度量,采用 Gollop and Monahan<sup>[20]</sup>的方法<sup>④</sup>,运用不同产品生产流程的数据对替代性进行度量。具体地,从产品功能角度度量的产品替代性指标越大,表明产品的差异化程度越高,而替代性程度越低,产品替代性变量的估计系数预期显著为正。<sup>②</sup>固定成本。在固定成本更高的行业,企业需要具有更高的生产率水平才能够实现盈利,即固定成本将提高行业的临界生产率水平,从而导致行业生产率分布的离散程度下降。对于固定成本的衡量,Syverson<sup>[8]</sup>采用不同行业非生产性工人数量占全部职工数量的比重进行度量。本文根据这一思路构建中国工业的固定成本变量。中国工业企业数据中并未包含员工工作性质的信息,但 1985 年中国工业普查数据中报告了国民经济行业分类的 3 位行业的员工结构,包括非生产性工人与生产性工人的数量信息。因此,本文采用该数据计算了每个国民经济行业的非生产性工人占全部员工比重,作为度量行业固定成本的代理变量。行业非生产性工人比重越大,行业的固定成本越高,导致行业临界生产率水平提高,从而降低了行业的生产率分布的离散程度。因此,本文预期固定成本变量

<sup>①</sup> 本文同时采用 90—10 分位差与基尼系数的形式对生产率分布的离散程度进行度量,计量结果并没有显著的差异性,从而证实本文的结果是稳健的,因篇幅所限没有列示在正文中。

<sup>②</sup> 本文同时采用四分位差、基尼系数与赫芬达尔指数的形式对补贴差异化程度进行度量,计量结果并没有显著的差异性,从而证实本文的结果是稳健的。

<sup>③</sup> 本文使用的工业企业数据中,国家统计局对企业的补贴收入进行了统计。统计局统计的补贴收入包括了企业按销量或工作量等,依据国家规定的补助定额计算并按期给予的定额补贴,属于生产补贴范畴。

<sup>④</sup> Gollop and Monahan<sup>[20]</sup>利用赫芬达尔多样化指数的原理,在考虑产品种类的数量、不同种类产品的产出分布和产品间的异质性特征三方面的因素后,得到了行业内产品功能与生产线的差异化程度指标,具体的指标构建方法篇幅有限并未在文章中列出。

的估计系数显著为负。<sup>③</sup>沉没成本。面临新进入的企业，在位企业往往将采取策略性行为，提高进入行业的沉没成本，阻碍新企业进入到该行业中，从而导致行业内企业的市场势力得到加强。这将导致行业临界生产率水平降低，在位的低生产率企业同样能够从高价格中获得收益，从而维持在行业中的生存，增大了行业生产率分布的离散程度。借鉴孙浦阳等<sup>[9]</sup>的方法，本文采用各行业资本存量与增加值的比值，作为度量行业沉没成本的代理变量。行业资本存量与增加值的比值越大，行业的沉没成本越高，导致行业临界生产率水平降低，从而提高了行业生产率分布的离散程度，预期沉没成本变量的估计系数显著为正。<sup>④</sup>出口比重。Melitz<sup>[17]</sup>引发的异质性贸易理论强调了生产率在企业出口中的决定性作用，出口市场将通过自选择效应选择高生产率企业进入到出口市场当中。他们认为出口有助于市场实现优化配置，低生产率企业将退出市场，而高生产率企业则占领更多的市场份额，从而导致生产率分布的离散程度下降。本文加入了行业内企业出口总额占销售总额的比重作为控制变量，预期出口比重变量的估计系数显著为负。<sup>⑤</sup>所有制分布。已有研究发现国有企业往往缺乏有效的监督与竞争机制，国有企业效率远远低于外资与民营企业<sup>[18]</sup>。更严重的问题在于，国有企业普遍面临预算的软约束，这将造成国有企业并不受到临界生产率的限制。即使面临亏损，国有企业仍然能够继续生产与经营。这就导致国有企业所占比重越高的行业生产率分布的离散程度也越高。与国有企业相比，外资企业对行业生产率分布的影响往往更为复杂。一方面，外资企业由于其组织结构优势与母公司的技术支持，具有更高的生产率水平。外资企业进入到本国生产后，与本国企业形成了巨大的生产率差异，从而扩大了生产率分布的离散程度。但另一方面，外资企业的进入却为本地市场带来了竞争效应。本国企业在外资企业竞争压力之下，低生产率企业将迅速从市场中退出，从而降低了行业生产率分布的离散程度。研究表明国有企业所占比重越高的行业生产率分布的离散程度也越高，外资份额对行业生产率分布的离散程度的影响是不确定的。本文将国有企业与外资企业份额定义为国有企业与外资企业数量在行业中所占比重<sup>①</sup>，加入到回归中作为控制变量。<sup>⑥</sup>本国市场竞争。本文以赫芬达尔指数构建了不同行业的市场结构变量，赫芬达尔指数以企业的销售额为基础计算，得到的指数为0到1的指标，其越接近于1越趋近于完全垄断市场，市场竞争越弱，预期估计系数显著为正。<sup>⑦</sup>外国市场竞争。市场竞争同样来源于国外商品，外国商品竞争的加剧将导致本国低生产率企业退出市场从而促使生产率分布的离散程度降低。本文采用WTO报告的中国海关在1997年、2000—2007年<sup>②</sup>，HS编码6位产品的关税税率，通过海关编码与国民经济行业进行匹配<sup>③</sup>，得到了相关国民经济行业4位行业的简单平均关税。本文采用中国不同行业的平均关税水平作为外国市场竞争的代理变量，预期估计系数显著为正。

### 3. 描述性分析

按照前面定义的度量方式，本文对1998—2007年中国制造业行业生产率分布的离散程度与企业补贴差异程度进行了测算。本节将对其进行描述性分析，从直观上揭示两者之间的关系。

(1)从时间维度考虑行业生产率分布的离散程度与补贴差异之间的关系。如图1所示，1998—2007年，中国制造业行业的生产率分布的离散程度与补贴差异程度均呈现显著的下降趋势。一方面，1998—2007年，中国制造业生产率分布的离散程度从0.4468下降到0.3998，表明中国制造业的资源误置水平逐渐下降。从时间段来看，1998—2003年，中国制造业生产率分布的离散程度与资源误置水平快速下滑，但2003年以后资源配置改善速度有所放缓。另一方面，从补贴差异看，1998—2007年以标准差形式度量的补贴差异化程度处于0.9845—1.6039之间，这说明行业内企业间补贴

① 本文借鉴Yu<sup>[20]</sup>对于企业所有制的划分方式：将企业注册形式代码为110、141、143、151的企业定义为国有企业，将企业注册形式代码标记为310、320、330、340、210、220、230、240的企业定义为外资企业，其余企业定义为私营企业。

② WTO并未报告的中国1998—1999年关税水平，因此本文借鉴Yu<sup>[20]</sup>的做法，用1997年中国产品关税水平替代1998—1999年的关税水平。

③ 本文参考了Upward et al.<sup>[22]</sup>对海关协调编码与国民经济行业编码的匹配程序。

差异问题在中国是显著存在的，并且，补贴差异程度呈迅速下降趋势。从时间段来看，1998—2004年补贴差异呈现迅速下滑，但2004年后下降幅度趋缓。2004年后，中国资源误置与补贴差异化程度的改进均存在不同程度的趋缓，这可能是由于2003年国务院国有资产监督管理委员会成立之后，要求中央企业进入行业前三名才能避免被淘汰，使得中央企业必须不断扩张、收购、兼并，从而形成某种程度的“国进民退”，不仅导致配置效率不断改善的趋势被迫停止，而且大型中央企业在争夺补贴方面的独特优势也导致补贴差异化程度不断降低的形势戛然而止，甚至有开倒车的趋势。

从总体上看，1998—2007年中国制造业生产率分布的离散程度与补贴差异呈现基本一致的时间变化趋势，两者之间呈现显著的正向变化关系，这也从时间趋势上直观地证实了本文的研究假设。

(2)从行业的差异性角度考虑行业生产率分布的离散程度与补贴差异程度之间的关系。本文以2002年为例，计算了当年中国制造业国民经济行业4位行业生产率分布的离散程度与补贴差异化程度。图2的散点图显示，生产率分布的离散程度与补贴差异化程度在不同行业间均有显著的差异。根据散点图特征与拟合趋势线，能够发现：生产率分布的离散程度与补贴差异化程度拟合曲线斜率为正且倾斜向上，两者之间呈现显著的正相关关系，即补贴差异化程度更高的行业生产率分布的离散程度也越高，这直观地从行业的差异性角度证实了本文的研究假设是成立的。

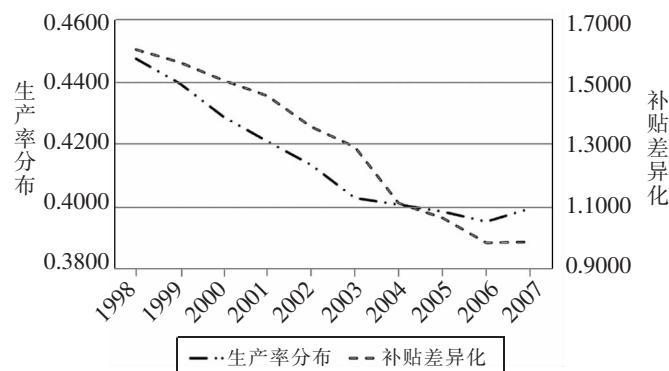
本文的关注焦点在于行业内企业补贴差异化是否导致了生产率离散程度的提高与资源误置，图1与图2分别从时间趋势与行业差异角度得出两者呈现正相关关系的直观结论。但只有行业内企业间补贴强度存在显著差异，这一结论才具有现实意义。如果其差异主要存在于行业间，而并非行业内，那么，本文所探讨的主题将是没有意义的。为了区分补贴差异化的组间与组内贡献，本文对差异进行了方差分解。表1中的结果表明，1998—2007年，行业内贡献了企业补贴强度差异性的66.5129%，而行业间仅贡献了33.4871%，这说明中国企业间补贴强度的差异性主要源自于行业内差异，而非行业间差异。

**表1 补贴差异化的行业内与行业间差异贡献 单位：%**

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	平均
组内	68.1956	65.4482	69.0961	65.9304	67.8428	71.9077	63.3858	61.8011	65.8274	65.6943	66.5129
组间	31.8044	34.5518	30.9039	34.0696	32.1573	28.0923	36.6142	38.1989	34.1726	34.3057	33.4871

注：表1中所列为补贴强度的标准差按照行业内与行业间进行方差分解所得。

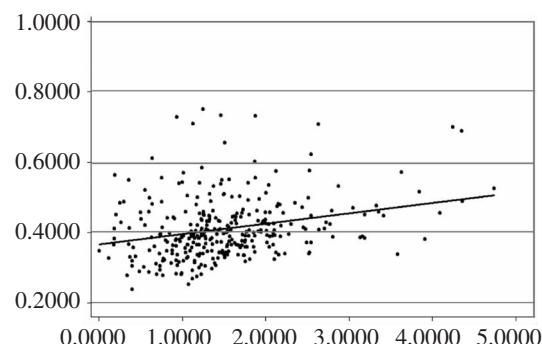
资料来源：作者计算。



**图1 补贴差异化与生产率分布的趋势**

注：①生产率分布采用行业内企业生产率的四分位差度量；②图中所列数值均取制造业国民经济行业4位行业的平均值。③补贴差异化取自然对数。

资料来源：作者绘制。



**图2 补贴差异化与生产率分布的散点图**

注：①生产率分布采用行业内企业生产率的四分位差度量；②图中所列数值均取制造业国民经济行业4位行业的平均值；③补贴差异化取自然对数。

资料来源：作者绘制。

## 四、实证结果与分析

### 1. 基准回归结果与分析

根据回归方程(14),本文采用国民经济行业分类下的4位行业中全部的制造业行业样本,就不同行业内企业获取补贴的差异化与生产率分布离散程度之间的关系进行检验,所得到的回归结果如表2所示。表2采取逐步加入控制变量的方式,分别对四分位差与标准差形式度量的生产率分布变量进行回归。前三列采用四分位差的形式度量行业内的生产率分布,后三列则用标准差度量行业内企业间的生产率分布。在表2前三列回归结果中,可以发现补贴差异化变量的估计系数在逐步加入控制变量的过程中均在1%显著性水平下显著为正。这说明,在其他因素不变的条件下,行业内企业的补贴差异化将会导致行业生产率分布的离散程度上升,从而加剧了行业内企业间的资源误置。以标准差度量生产率分布的情形下,表2后三列通过逐步加入控制变量的方式得到估计结果,估计结果均显示,企业补贴差异变量的估计系数在1%的显著性水平下显著为正,即表明行业内企业补贴的差异化将导致行业生产率分布的离散程度上升。表2的结果表明,生产率分布无论是以四分位差度量,还是以标准差度量,行业内企业间补贴的差异均导致行业生产率分布的离散程度上升,从而引发了行业的资源误置。

**表2** 基准回归结果

生产率分布度量	四分位差			标准差		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
补贴差异化	0.0116*** (0.0029)	0.0127*** (0.0029)	0.0162*** (0.0029)	0.0076*** (0.0022)	0.0086*** (0.0022)	0.0112*** (0.0022)
产品替代性	0.0108*** (0.0021)	0.0095*** (0.0021)	0.0081*** (0.0021)	0.0057*** (0.0018)	0.0044** (0.0019)	0.0034* (0.0019)
固定成本	-0.0825*** (0.0238)	-0.1034*** (0.0245)	-0.0966*** (0.0238)	-0.0586*** (0.0191)	-0.0774*** (0.0198)	-0.0733*** (0.0195)
沉没成本	0.0467*** (0.0049)	0.0498*** (0.0051)	0.0456*** (0.0051)	0.0306*** (0.0054)	0.0335*** (0.0053)	0.0304*** (0.0052)
出口比重	-0.0950*** (0.0103)	-0.0927*** (0.0126)	-0.0836*** (0.0127)	-0.0647*** (0.0085)	-0.0610*** (0.0108)	-0.0544*** (0.0111)
国有企业比重		0.0885*** (0.0222)	0.0825*** (0.0219)		0.0800*** (0.0185)	0.0752*** (0.0182)
外资企业比重		0.0372* (0.0200)	0.0186 (0.0201)		0.0297* (0.0160)	0.0163 (0.0163)
本国市场竞争			0.0091*** (0.0016)			0.0068*** (0.0014)
外国市场竞争			0.0891*** (0.0247)			0.0593*** (0.0180)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
拟合优度	0.3287	0.3364	0.3460	0.3623	0.3712	0.3804
样本量	3429	3429	3429	3429	3429	3429

注:①\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5% 与 1% 显著性水平;②括号内为估计系数的聚类稳健标准差。

资料来源:作者计算。

进一步,对表2中的控制变量做简要的说明。①生产率分布无论以四分位差度量,还是以标准差度量,产品替代性变量估计结果大多在1%或10%的显著性水平下显著为正,即表明行业产品的差异化程度越强,替代性程度越低,其生产率分布的离散程度也越大。这与 Syverson<sup>[8]</sup>、孙浦阳等<sup>[9]</sup>的研究结论是一致的。这主要是由于替代性程度更低的产品能够避免来自相似产品的竞争,企业获得

更大的市场势力,导致临界生产率下降,低生产率企业同样能够在行业中生存下来,从而扩大了行业的生产率分布的离散程度。②本文在回归中加入了行业固定成本的控制变量,估计系数均在1%的显著性水平下显著为负,即表明面临更高固定成本的行业具有更低的生产率分布的离散程度,其资源误置程度更小。这与 Syverson<sup>[8]</sup>、Ding et al.<sup>[19]</sup>所得到的研究结论是一致的。行业固定成本的增加将导致行业的临界生产率上升,低生产率企业将从市场中退出,行业生产率分布的离散程度将降低。③考虑行业沉没成本的影响,沉没成本变量估计系数均在1%的显著性水平下显著为正,表明面临更高沉没成本的行业生产率分布的离散程度也越高。这与 Syverson<sup>[8]</sup>、Balasubramanian and Sivadasan<sup>[15]</sup>所得到的回归结果也是一致的。随着沉没成本的提高,行业临界生产率将会出现降低,从而导致行业生产率分布的离散程度增大。④加入了出口比重作为控制变量,表2所得到的估计结果均在1%的显著性水平下显著为负,表明出口比重更大的行业生产率分布的离散程度越小,出口有助于提高行业内企业的资源配置效率。这一结果验证了 Melitz<sup>[17]</sup>的假说,同样也与 Syverson<sup>[8]</sup>、Ding et al.<sup>[19]</sup>所得到的结果是一致的。因为出口有助于低生产率企业从市场中退出,高生产率企业进入到出口市场中,从而降低了行业生产率分布的离散程度,降低了行业的资源误置程度。

除了上述影响市场结构的变量以外,本文同样加入了所有制变量,以控制所有权分布对行业生产率分布的影响。如表2所示,国有企业比重变量均在1%的显著性水平下显著为正,表明国有企业在行业内份额增大,行业生产率分布的离散程度也将增大。与此不同,外资企业比重变量显著水平较低,即外资企业比重并不对行业生产率分布产生影响。由于国有企业面临的预算软约束导致其并不受到临界生产率的影响,生产率更低的国有企业将提高行业生产率分布的离散程度。而外资企业则显得更为复杂,一方面高生产率的外资企业拉大了行业内企业的生产率差距,另一方面外资企业又挤出了行业内的低生产率企业,从而导致外资企业对于行业生产率分布的离散程度影响是不确定的。此外,本文还加入了本国市场竞争变量与外国市场竞争变量,以控制其他影响市场结构与市场竞争程度的因素对生产率分布的影响。如表2的估计结果显示,本国市场竞争程度估计系数在1%的显著性水平下显著为正,行业本国市场竞争程度越低,则行业生产率分布的离散程度越大,即本国市场竞争有助于行业生产率分布的离散程度降低;外国市场竞争程度估计系数在1%的显著性水平下显著为正,行业面临的平均关税水平越高,来自国外的市场竞争则越低,从而导致行业生产率分布的离散程度上升,即外国市场竞争的加剧同样有助于本国行业生产率分布的离散程度降低。这与 Syverson<sup>[8]</sup>与 Ding et al.<sup>[19]</sup>所得到的结论也是相同的。

## 2. 稳健性检验与分析

(1)考虑补贴强度的影响。基准回归结果中所面临的一个问题在于,生产率分布可能同时受到补贴强度的影响,这就导致补贴差异化对生产率分布的影响是通过补贴强度实现的,并不能完全说明补贴差异化对生产率分布的影响。为了避免这方面因素对本文估计结果的影响,确保估计结果的稳健性,本文在表3中加入了补贴强度<sup>①</sup>控制变量,一方面检验补贴强度对生产分布的影响,另一方面也能够将其对生产分布的影响从回归中排除出去,以保证回归结果的准确性,具体的估计结果见表3的第(1)列与(4)列。本文发现,生产率分布无论是以四分位差度量还是以标准差度量,补贴差异化变量对其的估计结果始终在1%的显著性水平下显著为正,表明在加入补贴强度变量后,补贴差异化对生产率分布回归所得到的结果是稳健的,这并不受补贴强度因素的影响。此外,回归结果显示,补贴强度对生产率分布离散程度的估计系数为正但不具有显著性,即表明补贴强度的提高并不会导致行业内企业生产率分布离散程度提升。总体上看,中国制造业行业中企业补贴将通过补贴差异化的途径影响到生产率分布,从而导致资源的误置。

(2)考虑加权回归的情形。本文除了以上稳健性检验所提到的潜在问题以外,仍然存在可能导致计量结果有偏的一个问题:本文所采用的行业生产率分布与补贴差异化代理变量均是采用行业

① 本文采用企业补贴占其销售收入的比重度量补贴强度。

表 3

回归方程设定的稳健性检验

被解释变量	四分位差			标准差		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
补贴差异化	0.0155*** (0.0033)	0.0183*** (0.0001)	0.0138*** (0.0016)	0.0122*** (0.0024)	0.0131*** (0.0001)	0.0092*** (0.0010)
补贴强度	0.0017 (0.0066)			-0.0028 (0.0048)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	否	否	控制	否	否	控制
拟合优度	0.3461	0.5003	0.1159	0.3803	0.5244	0.1238
样本量	3429	1662637	38140	3429	1662637	38140

注:①\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5% 与 1% 显著性水平;②括号内为估计系数的聚类稳健标准差;③为节约篇幅,这里未报告控制变量的回归结果,但与基准回归结果的结论一致。

资料来源:作者计算。

内企业层面的信息测算得到的,但不同行业中企业样本的数量却是不同的,这就导致生产率分布和补贴差异化程度的度量与企业样本的数量相关。如果解释变量与被解释变量均与企业样本数量相关,这就可能导致内生性问题。为了避免这类内生性问题的出现,本文借鉴 Ding et al.<sup>[19]</sup>的做法,以行业内企业数量作为权重采用加权回归的形式对本文的计量模型进行估计,所得到的结果如表 3 的第(2)与(5)列所示。表 3 报告的回归样本量均为行业层面回归所代表的企业层面样本数量。本文所采用的是 Stata 软件中的 fweight,即 frequency weights 的方式,采用每个行业当年企业数量作为权重,进行加权回归所得到的。表 3 的回归结果表明,无论以四分位差还是标准差对生产率分布进行度量,补贴差异化变量的估计系数均在 1% 的显著性水平下显著为正,即表明补贴差异化确实导致了行业生产率分布离散程度的扩大与配置效率的降低,考虑加权回归后的结果仍然支持了本文的理论假设。

(3)考虑区域因素的影响。聂辉华和贾瑞雪<sup>[2]</sup>、孙浦阳等<sup>[9]</sup>、Ding et al.<sup>[19]</sup>的文章均强调了中国不同省份在生产率分布的离散程度与配置效率上出现的差异性。本文的研究假设如果放在一个被区域划分开来的背景中是否还成立呢?本文对考虑区域因素后补贴差异化对生产率分布的影响进行考察,进一步分别测算了不同省份国民经济 4 位行业的生产率分布与补贴差异化,并在回归中分别取其对数形式进行回归。此外,本文测算了具体省份、行业、年份三个维度的沉没成本、出口比重、国有企业比重、外资企业比重与本国市场竞争程度变量,而产品替代性与行业固定成本仍然采用行业维度代理变量,外国市场竞争仍然采用行业、时间维度的变量,进行回归,并在回归中控制了大类行业、省份与年份的固定效应,所得到的回归结果如表 3 的(3)与(6)列所示。表 3 的估计结果显示:补贴差异化变量的估计系数均在 1% 的显著性水平下显著为正,这表明补贴差异化程度更高的地区与行业生产率分布的离散程度也越大,行业内补贴差异化将导致生产率分布离散程度的扩大与资源配置效率的降低,这一结果与基准回归保持一致。因此,本文所得到的结果并不受区域因素的影响。

(4)按时间、地区与行业分组。补贴差异化的资源误置效应是否会随着时间、地区与行业发生变化同样具有重要的政策内涵。本文以四分位差度量的生产率分布的回归为例进行相关分析。①虽然中国制造业企业间补贴强度的差异随时间呈现逐步下降趋势,但这种趋势显然在 2004 年前后发生了显著的变化。因此,本文以 2004 年为分界点,将样本划分为 2004 年前与 2004 年后(包括 2004 年),分组进行回归,所得到的结果如表 4 中的第(1)—(2)列所示。估计结果表明,2004 年前后,补贴差异化程度对于生产率分布的离散程度回归所得到的结果均显著为正。但 2004 年后的估计系数 0.0133 大于 2004 年前的估计系数 0.0120,即说明补贴差异化在 2004 年后的边际影响大于之前。随着补贴差异化程度逐渐趋弱,补贴差异化政策再想开倒车所需要付出的代价将更为巨大。②中

表 4 按时间、地区与行业分组回归结果

	时间分组		地区分组		行业分组	
	(1a)	(2a)	(3a)	(4a)	(5a)	(6a)
生产率分布:四分位差						
补贴差异化	0.0120*** (0.0043)	0.0133*** (0.0038)	0.0098*** (0.0019)	0.0183*** (0.0026)	0.0150*** (0.0037)	0.0161*** (0.0050)
生产率分布:标准差	(1b)	(2b)	(3b)	(4b)	(5b)	(6b)
补贴差异化	0.0067* (0.0034)	0.0100*** (0.0024)	0.0067*** (0.0012)	0.0125*** (0.0017)	0.0103*** (0.0028)	0.0127*** (0.0037)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	否	否	控制	控制	否	否
样本量	2032	1397	20245	17895	2591	838

注:①\*、\*\*、\*\*\* 分别代表 10%、5% 与 1% 显著性水平;②括号内为估计系数的聚类稳健标准差;③为节约篇幅,这里未报告控制变量的回归结果,但与基准回归结果的结论一致。

资料来源:作者计算。

国的东部与中西部地区在制造业的产业竞争力以及产业政策实施上均存在着较大的差异,扶弱与扶持国有企业倾向在中西部地区比东部地区更加明显,因此中西部地区由于补贴差异化所带来的资源误置效应很可能比东部地区更强。表 4 的第(3)—(4)列,将样本划分为东部与中西部地区,分别进行回归。表 4 的估计结果表明,无论东部还是中西部地区补贴差异化程度对生产率分布的估计系数均显著为正。但东部地区的估计系数 0.0098 远小于中西部地区的估计系数 0.0183,即说明补贴差异化在中西部地区的边际影响大于东部地区,中西部地区由于补贴差异化所带来的效率损失更为严重。③中国不同制造业行业对补贴的依赖性具有显著的差异性,在补贴强度更大的行业内,企业可能更为关注补贴,补贴所产生的影响也更为关键。因此,在表 4 的(5)—(6)列,本文根据行业的补贴强度高低将样本划分为低补贴强度组与高补贴强度组,分别对不同分组进行回归。表 4 所得到的回归结果表明,补贴差异化所得到的回归系数均显著为正,而且高补贴强度组的回归系数显著大于低补贴强度组。此外,对以标准差度量的生产率离散程度进行回归所得到的结论与此完全相同。

## 五、结论与政策建议

本文基于 Hsieh and Klenow 模型,讨论了补贴差异化影响生产率分布与资源误置的微观机制。补贴差异化将导致资源的配置不再仅仅依赖于企业的生产率水平,同时取决于企业所接受的补贴水平。行业内企业间补贴差异的存在导致了资源逐步由低补贴企业向高补贴企业配置,而并不是完全取决于企业的生产率高低,这就造成了生产率分布离散程度的加大与资源误置的出现。补贴差异化是导致生产率分布离散与资源误置的重要原因之一。

在理论模型的基础上,本文利用 1998—2007 年中国制造业企业数据,度量了中国制造业行业内企业间的补贴差异化程度,通过构建计量模型检验了补贴差异化对中国制造业生产率分布与资源误置的影响。本文的研究表明:①行业内企业间补贴差异化程度的增大将促使生产率分布离散程度的扩大,补贴差异化是导致中国制造业生产率分布离散与资源误置的重要原因。具体的回归结果表明,在其他条件不变的情况下,企业补贴差异化程度的提高将导致行业生产率分布离散程度加大。②当考虑差异化补贴所带来的资源误置效应在不同时间、区域与行业间的差异时,发现不同时间、区域与行业均支持了本文的研究假设,但 2004 年后,中西部地区与高补贴行业由差异化补贴所带来的效率损失更大。③本文在研究中考虑了重要解释变量遗漏问题、加权回归的影响与区域配置效率的差异等因素后,均证实本文所得到的结果是稳健的。

本文研究证实了,补贴对资源配置的扭曲不仅体现在补贴强度上,而且表现在行业内企业间补

贴的差异化程度上,后者甚至是造成中国制造业资源误置的重要原因之一。这也就意味着在经济体制改革进入深水区的过程中,加大对补贴制度与补贴模式的改革应当成为一个关键议题。本文的结论对于中国改革红利的进一步释放具有深刻的现实意义,尤其对于进一步提升中国制造业的生产率与竞争力具有重要的政策内涵:

(1)转变补贴模式。差异化的补贴政策扭曲了资源按照生产率在企业间的配置,造成了资源的误置与效率损失。但现实中差异化补贴效率损失的经济法则并没有得到有效的贯彻,补贴因企业而异的现象随处可见,导致差异化补贴的原因更是五花八门,而大部分缺少经济学意义上的合理性。由于政府在补贴政策上的倾向性,对于差异化补贴的效果更是雪上加霜。本文的政策内涵也不同于撒胡椒面的补贴政策,本文所研究的资源误置仅集中于行业内企业间的资源配置,补贴在产业结构转型中仍然应当发挥重要的作用,但这仅限于行业间。政府在制定生产补贴政策时,应当更加着力于产业间结构的调整,在产业内对于不同企业应当一视同仁,避免过度差异化的补贴政策。除了特殊原因之外(如纠正外部性对特定企业降低补贴幅度,因重要社会问题对特定企业增加补贴),政府应当束住干预的手,避免通过差异化补贴干扰行业内企业间的资源配置。

(2)降低补贴依赖。虽然政府对企业进行生产补贴能够吸引资本流入从而推动经济增长,但是本文却发现政府落实生产补贴仍然是短视与不科学的,从而导致补贴差异化严重阻碍了市场资源的正确配置。政府与其依赖补贴差异化实现本地区的经济增长目标,不如通过降低该地区的税费负担,提升本地区的企业营商环境,从而激发本地区经济增长的潜在动力。补贴的发放不仅会提高辖区税费负担,而且通过政府无效率的配置,更会扭曲产品市场的资源配置。为了逐步消除补贴所带来的资源误置效应,政府应当逐步转变通过补贴干预经济的思维模式。政府尤其应当放弃对于低效率企业与国有企业的过度补贴政策,这样的补贴政策不仅无助于这些企业形成核心竞争力,反而造成了行业内企业间的资源误配置,带来了效率损失。

(3)改良产业政策。补贴长期被政府视为地区产业政策的主要工具之一,尤其受到地方政府的青睐,但是本文的研究却证实了现有以补贴为手段的产业政策实际造成了中国制造业的生产率损失,这也就意味着地方政府在降低对补贴依赖的同时,应当进一步改良与创新产业政策。改良产业政策要集中于从创新产业政策手段与改进现有产业政策两个角度出发,既通过新的产业政策手段避免原有政策手段对资源配置带来的危害,同时改进已有产业政策基础上以降低政策带来的负面效应。具体地,政府应当从两个方面改良与创新产业政策。一方面,应当降低现有产业政策对于微观经济主体的干预,在补贴政策中建立激励机制,补贴不仅要输血同样要起到造血的作用,做好补贴后的巡查工作,以提高补贴的实际经济效应;另一方面,政府应当提升产业政策的环节,将原有产业政策中依赖于多补的思路向着少收转变,不仅仅依赖于收入型补贴政策,要将产业政策与地方营商环境的改善联系起来,通过建立起全面的负向清单,对于所有企业一视同仁,消除不必要的保护措施,切实将中国制造业的转型落实到以市场为主导的资源配置体系中来。

### [参考文献]

- [1]Hsieh, C., and Klenow, P. J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4):1403–1448.
- [2]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.
- [3]罗德明,李晔,史晋川. 要素市场扭曲、资源错置与生产率[J]. 经济研究, 2012, (3):4–14.
- [4]简泽. 市场扭曲、跨企业的资源配置与制造业部门的生产率[J]. 中国工业经济, 2011, (1):58–68.
- [5]苏振东,洪玉娟,刘璐瑶. 政府生产性补贴是否促进了中国企业出口? ——基于制造业企业面板数据的微观计量分析[J]. 管理世界, 2012, (5):24–42.
- [6]邵敏,包群. 政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析[J]. 中国工业经济, 2012, (7):70–82.
- [7]任曙明,张静. 补贴、寻租成本与加成率——基于中国装备制造企业的实证研究[J]. 管理世界, 2013, (10):118–129.
- [8]Syverson, C. Product Substitutability and Productivity Dispersion [J]. The Review of Economics and Statistics,

- 2004, 86(2): 534–550.
- [9] 孙浦阳, 蒋为, 张冀. 产品替代性与生产率分布——基于中国制造业企业数据的实证[J]. 经济研究, 2013, (4): 30–42.
- [10] 邵敏, 包群. 地方政府补贴企业行为分析; 扶持强者还是保护弱者[J]. 世界经济文汇, 2011, (1): 56–72.
- [11] Foster, L., Haltiwanger, J., and Syverson, C. Reallocation, Firm Turnover, and Efficiency: Selection on Productivity or Profitability[J]. American Economic Review, 2008, 98(1): 394–425.
- [12] Brandt, L., Van Bieseboeck, J., and Zhang, Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economics, 2012, 97(2): 339–351.
- [13] 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.
- [14] Olley, G., and Pakes, A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263–1297.
- [15] Balasubramanian, N., and Sivasadasan, J. Capital Resalability, Productivity Dispersion, and Market Structure[J]. The Review of Economics and Statistics, 2009, 91(3): 547–557.
- [16] Aghion, P., Dewatripont, M., Du, L., Harrison, A., and Legros, P. Industrial Policy and Competition[R]. National Bureau of Economic Research, 2012.
- [17] Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695–1725.
- [18] Huang, Y. Capitalism with Chinese Characteristics: Entrepreneurship and the State [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2008.
- [19] Ding, S., Sun, P., and Jiang, W. Import Competition, Resource Reallocation and Productivity Dispersion: Micro-level Evidence from China[R]. Glasgow University Working Paper, 2014.
- [20] Gollop, F., and Monahan, J. A Generalized Index of Diversification: Trends in US Manufacturing [J]. The Review of Economics and Statistics, 1991, 73(2): 318–330.
- [21] Yu, M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. The Economic Journal, 2014, (125): 1–46.
- [22] Upward R., Z. Wang, J. Zheng. Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports[J]. Journal of Comparative Economics, 2013, 41(2): 527–543.

## Misallocation Effect of Subsidies Disparity—Based on TFP Dispersion Approach

JIANG Wei, ZHANG Long-peng

(School of Economics of NanKai University, Tianjin 300071, China)

**Abstract:** Subsidies distortion not only embodied in subsidies scale of enterprises, but also reflected in the subsidies disparity among enterprises within the industry. The latter is even one of the viral reasons which leads to resources misallocation in Chinese manufacturing sectors. According to the model of Hsieh and klenow, the paper analyzes how subsidies impact TFP dispersion and resource misallocation. Based on the theoretical model, the paper measures the subsidies disparity between enterprises within the industry and builds a panel data model to confirm the effect of subsidies disparity on TFP dispersion and resource misallocation using Chinese manufacturing enterprises data from 1998 to 2007. Research shows subsidies disparity is the significant reason that leads to TFP dispersion and resource misallocation in Chinese manufacturing sectors. After considering the deletion of important explanatory variables, the setting of regression equation, the impact of regional factors and the remeasurement of variables, the study conclusion is robust. Policy implication of the paper is that government should reform subsidies mode, reduce subsidies dependence and improve industry policy to optimize resource allocation and achieve industrial upgrade in Chinese manufacturing sectors.

**Key Words:** subsidies disparity; TFP dispersion; resource misallocation

**JEL Classification:** D61 F61 L52

[责任编辑:王燕梅]