

【国民经济】

# 行政垄断对所有制差异所致资源错配的影响

靳来群, 林金忠, 丁诗诗

(厦门大学经济学院, 福建 厦门 361005)

**[摘要]** 本文基于异质性企业垄断竞争模型, 提出所有制差异所致资源错配程度的测算模型, 并利用中国工业企业数据, 测算了要素价格因所有制差异而导致的资源错配程度。结果表明, 尽管中国所有制差异所致资源错配程度总体上呈下降趋势, 但资源错配情况依然严重, 1998—2007年所有制差异带来的制造业全要素生产率(TFP)损失每年都在200%以上, 其中劳动要素错配带来的TFP损失约为100%, 资本要素错配带来的TFP损失约为50%。本文分析还表明, 所有制差异所致资源错配问题的根本原因并不在于所有制差异本身, 而在于政府行政权力与国有企业垄断结合而形成的行政垄断。行政部门通过设置市场进入壁垒、管制市场价格获得垄断势力, 以及通过支配国有银行占主导的金融体系为国有企业带来较低的融资成本, 从而实现国有企业高利润以及员工高福利, 进而导致资本要素和劳动要素的错配。

**[关键词]** 所有制差异; 资源错配; 政府干预; 行政垄断

**[中图分类号]**F124.5 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2015)04-0031-13

## 一、问题提出

一直以来, 中国制造业TFP的增长主要来源于企业成长, 然而, 其增长空间在不断缩小, 亟待向依托于资源配置效率改善的新增长模式转变<sup>[1]</sup>。国有企业改革正是实现这一转变, 从而改善总体资源配置效率的关键所在。这一判断的依据在于所有制差异导致资源错配。根据Hsieh and Klenow<sup>[2]</sup>对资源错配的定义, 不同所有制企业之间要素价格的差异会带来要素边际产出的不同, 进而带来总体产出以及TFP的损失, 即资源错配问题。中国不同所有制企业之间要素价格存在较大差异<sup>[3,4]</sup>, 天则经济研究所课题组<sup>[5]</sup>针对不同所有制企业之间的劳动和资本要素价格所做的分析表明, 国有及国有控股工业企业平均的实际利率为1.6%, 而其他所有制企业加权平均的实际利率则为4.68%; 国有企业人均劳动者报酬比私营企业高出63%。

关于所有制差异所致资源错配问题的研究, 已有文献多是基于理论分析或回归分析以证实该问题的存在性, 而鲜有文献对该问题的严重程度做量化经验测算。鉴此, 本文参考了大部分文献的做法, 将资源错配程度归结为TFP的损失<sup>[2,6,7]</sup>, 并依此测算企业所有制差异导致的资源错配程度。为

**[收稿日期]** 2015-03-06

**[基金项目]** 教育部人文社会科学基金一般项目“当代金融主导型资本主义经济内在不稳定性问题研究”(批准号12YJA790081)。

**[作者简介]** 靳来群(1988—), 男, 山东济南人, 厦门大学经济学院博士研究生; 林金忠(1962—), 男, 福建福州人, 厦门大学经济学院教授, 博士生导师, 经济学博士; 丁诗诗(1991—), 女, 湖南常德人, 厦门大学经济学院硕士研究生。

有效分析资源错配背后的企业所有制差异及其影响因素, 本文的测算模型将全部企业分为两个部门, 即国有企业构成的国有部门和非国有企业构成的非国有部门, 同时, 借鉴 Hsieh and Klenow 所提资源错配程度测算模型(以下简称 HK 模型)中异质性企业垄断竞争模型框架, 以体现每个部门内部企业之间的差异性。

以往研究习惯于把所有制差异所致资源错配从而经济运行低效率归咎于所有制差异本身, 认为企业间的所有制差异本身就是导致资源错配和低效率的病根, 如在金融资源错配带来的效率损失方面, 刘瑞明指出, 所有制歧视拖累了经济增长<sup>[8]</sup>; 戴静和张建华指出, 金融所有制歧视拖累了地区创新产出<sup>[9]</sup>。然而, 本文认为这种认识是较为片面的。中国转型式经济增长的本质是地方政府主导下的投资拉动型经济增长模式, 该模式最为突出的特征是国有企业垄断与地方政府主导权力相结合的行政垄断<sup>[10]</sup>, 因此, 与该增长模式相伴随的资源错配问题始终都有一个地方政府维度。为此, 本文利用所提出的测算模型, 分省测算了所有制差异导致的资源错配程度, 并以此构造省级面板数据, 实证检验了所有制差异所致资源错配的深层次原因。

## 二、行政垄断所致资源错配的机理分析

依据 Hsieh and Klenow<sup>[2]</sup>对资源错配原理的分析, 对于一个经济体来说, 在其生产要素总量外生给定的情况下, 生产要素的优化配置必须遵循边际产出与要素价格相等的原则, 其中要素边际产出取决于企业生产率。当资源处于优化配置状态时, 不同企业之间的要素边际产出彼此相等, 且等于要素的竞争性市场价格。反之, 当存在某些外在干预因素致使企业面临的要素价格发生扭曲, 企业间要素边际产出彼此不再相等时, 资源配置便偏离了优化状态, 也就是说, 资源在企业之间产生错配, 进而降低了经济体的产出总量以及 TFP 水平。

将上述原理运用于中国情形可以看到, 虽然中国市场化改革取得了较大进展, 但国有企业与非国有企业仍然面临截然不同的生产要素价格和边际产出水平。不同所有制类型企业之间在要素价格和边际产出上的巨大差异导致资源不可能实现优化配置, 从而造成经济系统运行的总体低效与社会产出的巨大损失。

然而, 企业间的所有制差异本身并非是导致资源错配和低效率的根本原因。很难从所有制差异本身推导出经济运行低效率, 否则, 世界发达经济体普遍存在的企业形态多样化便都成了资源错配的罪魁祸首。问题根本在于政府行政权力的介入, 换言之, 生产要素价格在国有企业与非国有企业之间的差异是政府行政权力控制要素市场以及产品市场的结果。

资源在不同所有制企业之间的错配, 其根本原因在于政府行政权力与国有企业垄断的结合, 即行政垄断。行政垄断具体表现为政府以直接或间接的方式对市场施加干预, 从而赋予经营主体即国有企业垄断性权力。这种市场干预的主要做法大致包括两个方面: ①对行业准入的限制以及对重要生产要素资源的控制, ②对金融体系的控制和对银行信贷资源配置的差别对待。

一方面, 政府通过设置进入壁垒和管制价格, 使国有企业获得特殊的额外便利和优势, 从而形成不同程度的垄断势力。由于中国长期实行计划经济和高度国有化, 行政部门和国有企业之间形成了错综复杂的关系。在面对企业竞争乏力、经济效益下降时, 国有企业往往利用其在产权、规模、市场力量以及与政府部门的特殊关系等方面的优势向地方政府求助或施压, 而地方政府则出于自身在税收和财政方面的考虑, 通常不会选择将国有企业推向市场参与公平竞争, 而是近乎本能地采用行政命令, 排斥或限制其他所有制企业进入特定行业或领域, 对原本并不属于自然垄断的行业实行人为的准入限制。此外, 政府代表国家直接拥有诸如土地、能源、矿藏等重要生产要素的支配权, 其常见的做法是把具有巨大经济价值的资源无偿或低偿地授予国有垄断企业, 只收很少的或象征性的资源税和资源使用费<sup>[11]</sup>。如此, 拥有资源支配权的政府对于国有企业的偏爱便使得后者获得相对廉价的生产要素, 而非国有企业却只能通过相对高昂的市场价格获得生产要素。

另一方面,在金融资源的配置上,中国金融体系的主要特点在于企业债券、股票、风险基金等金融市场发展严重滞后,银行在资金的分配中起着决定性作用。沃尔特和豪伊<sup>[12]</sup>甚至认为中国的金融体系其实就是银行。在这样一种格局下,由于国有银行实际主导着中国银行业,这就使得后者形成了事实上的准寡头垄断结构,再加上政府、国有银行和国有企业三者之间原本就有着千丝万缕的关系,于是便造成了政府的行政干预、国有银行的政治压力和国有企业的特殊地位,这三者的行为共同主导着银行信贷资源的流向,最终表现为国有企业与非国有企业之间不同的融资成本,进而导致资本要素的错配。这也就是常被论及的信贷资源配置的所有制歧视问题<sup>①</sup>。不同所有制企业之间的金融资源错配问题的根本原因仍然在于政府的行政权力,地方政府的行政权力与国有银行的垄断地位相结合,是导致金融资源错配的深层次体制原因。

作为上述机理分析的一个延伸,行政垄断不仅导致资本要素在不同所有制企业之间的错配,而且必然导致劳动要素的错配。政府行政部门通过设置行业进入壁垒、管制产品市场和要素市场价格等方式赋予国有企业垄断势力,而国有企业则凭借行政部门赋予的垄断势力获得超额利润。这种特殊关联在中国目前阶段下的常见表现形式,就是以侵吞国有资产为主的国有企业领导的个人腐败逐渐转变为群体腐败<sup>[14]</sup>,它导致本应由国家所有、全民共享的成果变成了国有企业内部特殊利益集团的收入。这些利益集团将超额利润部分异化为员工福利,其结果便是国有企业员工与民营企业员工之间逐渐拉大的收入差距<sup>[15]</sup>。据黄群慧<sup>[14]</sup>估算,在电力煤气及水的生产与供应业、邮电通信业、航空运输业、铁路运输业4个行业中,因工资超过全国平均工资水平所导致的耗散租金总额从2000年的278.2亿元骤增至2005年的540.7亿元。不同所有制企业间的员工收入差距的拉大必将扭曲劳动要素配置,造成劳动力市场从而整体经济运行的低效率。

综上所述,行政垄断导致资源错配机制如图1。行政部门利用手中的行政权力,通过支配以国有银行为主导的金融体系,将较多的金融资源以较低的融资成本配置给国有企业,使得国有企业与非国有企业间产生较大融资成本差异,进而导致了资本要素在不同所有制企业之间的错配。不仅如此,行政部门通过设置行业进入壁垒为国有企业在产品市场创造垄断势力(表现为产品价格垄断高价),并控制生产要素市场为国有企业在要素市场创造垄断势力(表现为要素价格垄断低价),使得国有企业与非国有企业之间较大的利润差异以及员工福利差异,进而导致了劳动要素在不同所有制企业之间的错配。最终表现出不同所有制企业之间的资源错配。

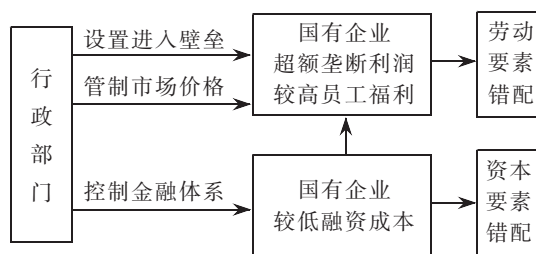


图1 行政垄断导致资源错配的作用机制  
资料来源:作者整理。

### 三、研究设计和测算模型设定

行政垄断导致的资源错配最终体现为不同所有制企业之间的要素价格差异,以及由此带来的TFP损失,也就是说,行政垄断通过扭曲国有企业与非国有企业之间的要素价格而对经济产生影响进而导致资源错配。为此,本文选取所有制差异导致的资源错配程度作为被解释变量,选取地方政府对经济的干预程度作为地方政府行政权力的替代性主要解释变量。

① 白俊和连立帅<sup>[13]</sup>认为,信贷资源配置并不存在所有制歧视问题,银行信贷资源配置主要是基于企业自身禀赋情况,如企业规模、盈利情况等。而且,其实证分析结果似乎确是企业自身禀赋决定了信贷资源配置。但本文认为,国有企业规模较大以及盈利较好正是由其国有身份所决定的。国有企业的所谓自身禀赋本身即是信贷资源配置的结果,不应将此结果反过来作为解释信贷资源配置的原因。

### 1. 所有制差异所致资源错配程度的测算

为了有效地测算所有制差异导致的资源错配的程度, 本文将整个经济体分为两个部门——国有企业构成的国有部门和非国有企业构成的非国有部门<sup>①</sup>。由国有企业构成的国有部门用  $p$  表示, 由非国有企业构成的非国有部门用  $n$  表示。假定每个部门的劳动和资本投入要素总量等于该部门中所有企业该类生产要素的加总, 即  $L_i = \sum_{j=1}^{M_i} L_{ij}, K_i = \sum_{j=1}^{M_i} K_{ij}$ , 其中,  $i$  代表部门,  $j$  代表企业; 同时, 两个部门投入要素的加总为该经济体生产要素的总额, 即  $L = L_p + L_n, K = K_p + K_n$ 。定义  $l_{ij} = \frac{L_{ij}}{L_i}, k_{ij} = \frac{K_{ij}}{K_i}$ ,  $l_i = \frac{L_i}{L}, k_i = \frac{K_i}{K}$ 。假定整个经济体的生产函数服从 CES 生产函数形式, 最终产出的利润最大化问题可表达为:

$$\max_{Y_p, Y_n} \{PY - (P_p Y_p + P_n Y_n)\} \quad (1)$$

其中,  $Y$  代表最终产出,  $Y = (Y_p^\sigma + Y_n^\sigma)^{\frac{1}{\sigma}}$ ,  $P$  代表最终产出的价格。  $Y_p$  代表国有部门的产出,  $P_p$  代表国有部门产出的价格;  $Y_n$  代表非国有部门的产出,  $P_n$  代表非国有部门产出的价格。

每个部门的生产函数采用 CES 形式, 因而部门产出的利润最大化问题可表达为:

$$\max_{Y_{ij}} \left\{ P_i Y_i - \sum_{j=1}^{M_i} P_{ij} Y_{ij} \right\} \quad (2)$$

其中,  $Y_i = \left( \sum_{j=1}^{M_i} Y_{ij}^\phi \right)^{\frac{1}{\phi}}$ 。每个部门  $i$  有  $M_i$  个企业, 每个企业的产品都具有差异性, 各自产品价格为  $P_{ij}$ 。

每个企业的生产函数采用 C-D 生产函数形式。本文用  $\tau_{ij}^k r$  代表资本要素价格扭曲, 用  $\tau_{ij}^l w$  代表劳动价格扭曲。那么, 企业利润最大化问题为:

$$\max_{K_{ij}, L_{ij}} \{ P_{ij} A_{ij} K_{ij}^\alpha L_{ij}^{1-\alpha} - \tau_{ij}^l w L_{ij} - \tau_{ij}^k r K_{ij} \} \quad (3)$$

每个部门及总体 TFP 的计算公式为:

$$A_i = \left( \sum_{j=1}^{M_i} Y_{ij}^\phi \right)^{\frac{1}{\phi}} / K_i^\alpha L_i^{1-\alpha} = \left[ \sum_{j=1}^{M_i} (A_{ij} k_{ij}^\alpha l_{ij}^{1-\alpha})^\phi \right]^{\frac{1}{\phi}} \quad (4)$$

$$A = [Y_p^\sigma + Y_n^\sigma]^{\frac{1}{\sigma}} / K^\alpha L^{1-\alpha} = [(A_p k_p^\alpha l_p^{1-\alpha})^\sigma + (A_n k_n^\alpha l_n^{1-\alpha})^\sigma]^{\frac{1}{\sigma}} \quad (5)$$

使用式(1)—(3)得到一阶条件, 经整理可得资源错配下要素投入比例, 即:

$$l_{ij} = \frac{\frac{\phi}{1-\phi} \cdot \tau_{ij}^{l-1}}{\sum_{j=1}^{M_i} \frac{\phi}{1-\phi} \cdot \tau_{ij}^l} \quad (6)$$

$$k_{ij} = \frac{\frac{\phi}{1-\phi} \cdot \tau_{ij}^{k-1}}{\sum_{j=1}^{M_i} \frac{\phi}{1-\phi} \cdot \tau_{ij}^k} \quad (7)$$

$$l_i = \frac{\frac{\sigma}{1-\sigma} \cdot \tau_i^{l-1}}{\frac{\sigma}{1-\sigma} \cdot \tau_p^{l-1} + \frac{\sigma}{1-\sigma} \cdot \tau_n^{l-1}} \quad (8)$$

<sup>①</sup> 这一分解方法受到 Brandt et al.<sup>[16]</sup>模型启发。



$$k_i = \frac{\overline{A}_i^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \cdot \tau_i^{-k-1}}{\overline{A}_p^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \cdot \tau_p^{-k-1} + \overline{A}_n^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \cdot \tau_n^{-k-1}} \quad (9)$$

$$\text{其中, } \overline{A}_{ij} = \frac{A_{ij}}{\tau_{ij}^{k-\alpha} \tau_{ij}^{l-\alpha}}, \overline{A}_i = \left[ \sum_{j=1}^{M_i} \overline{A}_{ij}^{-\frac{\phi}{1-\phi}} \right]^{\frac{1-\phi}{\phi}}, \tau_i^{-l} = \left[ \frac{\sum_{j=1}^{M_i} \overline{A}_{ij}^{-\frac{\phi}{1-\phi}} \tau_{ij}^{l-1}}{\sum_{j=1}^{M_i} \overline{A}_{ij}^{-\frac{\phi}{1-\phi}}} \right]^{-1}, \tau_i^{-k} = \left[ \frac{\sum_{j=1}^{M_i} \overline{A}_{ij}^{-\frac{\phi}{1-\phi}} \tau_{ij}^{k-1}}{\sum_{j=1}^{M_i} \overline{A}_{ij}^{-\frac{\phi}{1-\phi}}} \right]^{-1}。$$

将投入要素比例的计算公式代入式(4)和式(5),得到的总体 TFP 为:

$$A = \left( \overline{A}_p^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} + \overline{A}_n^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \cdot \left( \frac{\overline{A}_p^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \tau_p^{-k-1} + \overline{A}_n^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \tau_n^{-k-1}}{\overline{A}_p^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} + \overline{A}_n^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}}} \right)^{-\alpha} \cdot \left( \frac{\overline{A}_p^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \tau_p^{-l-1} + \overline{A}_n^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \tau_n^{-l-1}}{\overline{A}_p^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} + \overline{A}_n^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}}} \right)^{\alpha-1} \quad (10)$$

在无错配条件下,生产要素有效配置问题的解即为扭曲系数  $\tau_{ij}=1$  的解。因此,有效状态下的总体 TFP 为:

$$A^* = \left( \overline{A}_p^*^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} + \overline{A}_n^*^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \quad (11)$$

如前已述,本文将所有制差异导致的资源错配归结为 TFP 损失。资源错配所致 TFP 损失为:

$$d = A^*/A - 1 \quad (12)$$

本文将分别考察资本错配与劳动错配所致的 TFP 损失情况,分别用  $d_k$  和  $d_l$  表示。当劳动价格扭曲系数为 1 时,测算资本错配程度;当资本价格扭曲系数为 1 时,测算劳动错配程度。据此,总体 TFP 计算公式可依次改写为:

$$A = \left( \overline{A}_p^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} + \overline{A}_n^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \cdot \left( \frac{\overline{A}_p^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \tau_p^{-k-1} + \overline{A}_n^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \tau_n^{-k-1}}{\overline{A}_p^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} + \overline{A}_n^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}}} \right)^{-\alpha} \quad (13)$$

$$A = \left( \overline{A}_p^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} + \overline{A}_n^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \cdot \left( \frac{\overline{A}_p^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \tau_p^{-l-1} + \overline{A}_n^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} \tau_n^{-l-1}}{\overline{A}_p^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}} + \overline{A}_n^{-\frac{\sigma}{1-\sigma}}} \right)^{\alpha-1} \quad (14)$$

将式(13)和式(14)代入式(12)中,分别得到资本错配程度  $d_k$  和劳动错配程度  $d_l$ 。

对于前文论及的资源错配所致 TFP 损失的计算,本文需要确定资本产出弹性  $\alpha$ 、企业之间产品替代弹性  $1/(1-\phi)$ 、部门之间产品替代弹性  $1/(1-\sigma)$  的取值。本文借鉴 Hsieh and Klenow<sup>[2]</sup>对企业之间产品替代弹性的设置,令  $\phi$  取值为 2/3,并借鉴 Brandt et al.<sup>[16]</sup>对部门之间产品替代弹性的设置,令  $\sigma$  取值为 1/3。对于资本产出弹性  $\alpha$  的取值问题,本文参照 Hsieh and Klenow<sup>[2]</sup>的观点,中国的资本和劳动的所得份额是在资源价格扭曲的情况下得出的,因此,不宜采用,假设美国不存在扭曲情况,以美国作为参照系,设定  $\alpha$  取值为 0.33。

由  $k_{ij}, l_{ij}, k_i, l_i$  的计算公式可知,  $\tau_{ij}$  成比例的变化不会影响  $k_{ij}, l_{ij}, k_i, l_i$  的结果。因此,不用精确计算出  $\tau_{ij}$ ,只需找出其某一比例即可。根据企业利润最大化的一阶条件,可以得出  $\tau_{ij}^k \propto \frac{P_{ij} Y_{ij}}{K_{ij}}$ ,

$$\tau_{ij}^l \propto \frac{P_{ij} Y_{ij}}{L_{ij}}。$$

同时,需要计算每个企业的 TFP,这就需要计算出  $P_{ij}$  或真实产出  $Y_{ij}$ 。然而,本文将整个经济体划分为国有部门和非国有部门,每个部门产出价格以及每个部门内企业产出价格的数据获取都非常困难,因此,本文通过以下方式计算真实产出  $Y_{ij}$ :

$$Y_{ij}(t) = \frac{Y_{ij}^{nor}(t)}{P(t)} \left( \frac{Y_{ij}^{nor}(t)}{\sum_{j=1}^{M_i} Y_{ij}^{nor}(t)} \right)^{\frac{1-\phi}{\phi}} \left( \frac{Y_i^{nor}(t)}{Y_p^{nor}(t) + Y_n^{nor}(t)} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \quad (15)$$

其中,  $\frac{P_{ij}}{P_i} = \left( \frac{Y_{ij}^{nor}}{\sum_{j=1}^{M_i} Y_{ij}^{nor}} \right)^{\frac{\phi-1}{\phi}}$ ,  $\frac{P_i}{P} = \left( \frac{Y_i^{nor}}{Y_p^{nor} + Y_n^{nor}} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}$ 。根据每年每个企业的 TFP 计算公式  $A_{ij} = \frac{Y_{ij}^{1-\alpha}}{K_{ij}^\alpha L_{ij}^{1-\alpha}}$

以及每年总体 TFP 损失的计算公式  $d=A^*/A-1$ , 可推导出, 总产出的价格  $P(t)$  同时出现在分子和分母中, 可相互约掉, 并不影响总体 TFP 损失  $d$  的计算结果。因此, 式(15)可改写为:

$$Y_{ij}(t) \propto Y_{ij}^{nor}(t) \left( \frac{Y_{ij}^{nor}(t)}{\sum_{j=1}^{M_i} Y_{ij}^{nor}(t)} \right)^{\frac{1-\phi}{\phi}} \left( \frac{Y_i^{nor}(t)}{Y_p^{nor}(t) + Y_n^{nor}(t)} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \quad (16)$$

据此, 单个企业的 TFP 可改写为:

$$A_{ij}(t) \propto \frac{Y_{ij}^{nor}(t)}{K_{ij}^\alpha L_{ij}^{1-\alpha}} \left( \frac{Y_{ij}^{nor}(t)}{\sum_{j=1}^{M_i} Y_{ij}^{nor}(t)} \right)^{\frac{1-\phi}{\phi}} \left( \frac{Y_i^{nor}(t)}{Y_p^{nor}(t) + Y_n^{nor}(t)} \right)^{\frac{1-\sigma}{\sigma}} \quad (17)$$

## 2. 政府干预变量的设置

参照褚敏和靳涛<sup>[10]</sup>、韩剑和郑秋玲<sup>[17]</sup>的做法, 本文使用以下变量反映政府对经济干预的程度:

(1) 财政补贴。在以 GDP 增长为目标的晋升锦标赛模式下<sup>[18]</sup>, 中国地方政府对于发展地方经济具有政治和经济上的双重激励, 其中财政补贴较为贴切地反映了政府对经济的直接干预程度。本文使用地方政府财政补贴占工业增加值的比重来反映地方政府对经济的干预程度, 用符号 *sub* 表示。计算过程中所使用财政补贴数额由地方政府对本地企业补贴额加总得出, 地方工业增加值用本地企业工业增加值加总得出。计算所需原始数据均来自于 1998—2007 年中国工业企业数据库。

(2) 财政激励。分税制改革导致地方政府的财政收入减少, 但在以经济指标为核心的政绩考核方式引导下, 地方政府具有直接干预“经济建设”的现实动机, 表现为政府扩大财政支出的冲动。如此一来, 地方政府从事经济建设的“事权”远远超过了其获取收入的“财权”。在为发展地方经济而必须扩大财政支出的重担下, 地方政府往往大搞土地财政和融资借款, 进一步加深了资源错配程度。因此, 本文使用政府财政支出与财政收入的差额与财政收入的比值来反映财政激励的程度, 用符号 *fin* 表示。各地财政支出、财政收入数据均来自于《新中国六十年统计资料汇编》。

(3) 垄断势力。地方政府的投资行为很大程度上是通过国有企业来运作和实施的, 因此, 国有企业的垄断势力在一定程度上代表了政府对经济的干预程度。国有企业产值越高, 意味着该地区市场受国有企业垄断程度也越高。本文使用地方国有企业工业增加值占当地总的工业增加值的比重衡量国有企业垄断势力, 该数据由中国工业企业数据计算得到, 用符号 *mon* 表示。

(4) 国有企业偏爱。关于地方政府与地方国有企业之间的关系, 张翼和李辰<sup>[19]</sup>认为地方国有企业对地方政府的政绩影响显著, 靳涛和黄信灶<sup>[20]</sup>认为国有企业部门的存在是地方政府获取其自身利益的一个平台, 唐雪松等<sup>[21]</sup>指出地方政府通过干预地方国有企业投资来实现作为其政绩考核关键指标的地方 GDP 增长。基于上述原因, 地方政府对国有企业特别偏爱。本文使用地方国有企业所获补贴占地方总补贴的比例反映政府对国有企业的偏爱程度, 用符号 *pro* 表示, 计算所用数据来自于中国工业企业数据。

本文使用主成分分析法所得到的财政补贴、财政激励、垄断势力、国有企业偏爱 4 个指标的权重分别为 0.54、0.18、0.16、0.12, 由此可得到政府干预变量综合指标, 用符号 *pol* 表示。本文实证分析所用的控制变量包括: ① 外资依存程度变量, 用外商直接投资与 GDP 的比值度量, 以符号 *fdi* 表示;

②人力资本发展程度,用科教文卫支出与 GDP 的比值度量,以符号  $hr$  表示;③产业结构,用重工业工业增加值与制造业工业增加值的比值度量,以符号  $ind$  表示,所用数据使用中国工业企业数据测算得到;④出口密度,用制造业出口交货值与制造业总产值的比值度量,以符号  $exp$  表示,所用数据使用中国工业企业数据测算得到。详细变量设置如表 1 所示。

表 1 变量说明

变量定义		计算方法
因变量	资源错配 $d$	模型推导
	资本错配 $d_k$	模型推导
	劳动错配 $d_l$	模型推导
自变量	政府干预 $pol$	主成分分析法得到
	财政补贴 $sub$	补贴/工业增加值
	财政激励 $fin$	(财政支出-财政收入)/财政收入
	垄断势力 $mon$	国有企业工业增加值/总的工业增加值
	国有企业偏爱 $pro$	国有企业补贴/总补贴
控制变量	外资依存度 $fdi$	外商直接投资/GDP
	人力资本 $hr$	科教文卫支出/GDP
	产业结构 $ind$	重工业工业增加值/制造业工业增加值
	出口密度 $exp$	制造业出口交货值与总产值比值

注:各省份 GDP、外商直接投资、科教文卫支出数据来自于《新中国六十年统计资料汇编》。

资料来源:作者整理。

### 3. 数据来源

本文计算资源错配程度所用的企业数据来自于中国工业企业数据库,时间跨度为 1998—2007 年。截至 2007 年,该数据库包含了 33 万个企业的详细数据<sup>①</sup>。本文用到工业增加值、固定资产净值、注册类型、职工人数等指标,其中,用固定资产净值衡量企业的资本投入,用职工人数衡量企业的劳动投入,固定资产净值用每年各省份的固定资产投资价格指数予以平减。

本文对样本企业进行了筛选,剔除如下数据:①工业增加值、工业总产值、资产总量、固定资产、中间投入、从业人数等为负的企业;②从业人数少于 8 人的企业;③总资产小于流动资产、总资产小于固定资产净值、累计折旧小于当期折旧的企业,以及固定资产原值小于固定资产净值、主营业务收入大于营业收入、工业增加值或中间投入大于总产出的企业;④经式(17)初步测算的单个企业 TFP 残缺及排序前后 0.5% 的异常企业。该数据库中的制造业企业占 90% 以上,并且制造业在统计口径上与其他国家的产业分类比较一致,因此,本文分析该数据库中的制造业企业,其行业代码为 13—43(不包含 38)<sup>②</sup>。同时,考虑到外资企业性质与内资企业有很大不同,本文去除外资企业,并按企业注册类型,将内资企业分为国有企业与非国有企业。

## 四、实证结果及其分析

### 1. 所有制差异所致资源错配程度

基于上述资源错配计算方法以及对模型中参数值的选取,本文得到的所有制差异导致的总体 TFP 损失程度如图 2 所示。这里还分地区测算了所有制差异带来的资源错配情况,如图 3 所示。

图 2 显示,所有制差异导致的资源错配程度呈现出递减的长期趋势,意味着中国的经济体制改革取得了一定成效,在一定程度上减轻了中国资源错配的严重程度。但 2006 年和 2007 年所有制差

① 2004 年的企业数据中没有工业增加值这一统计项,因此,在下文的分析中去掉了 2004 年的数据。

② 尽管 2003 年行业分类有所调整,但本文并未按行业分类,所以,行业分类标准的调整对本文并无影响。

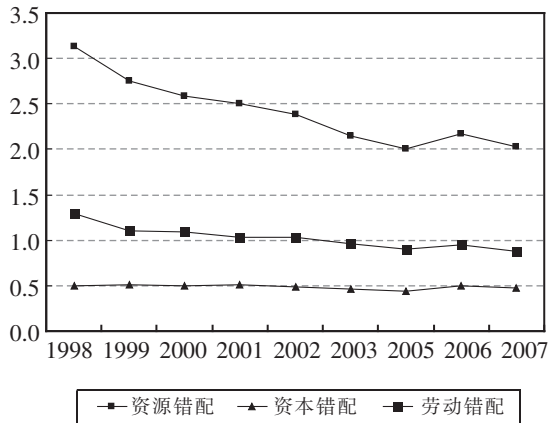


图 2 资源错配程度

资料来源:作者整理。

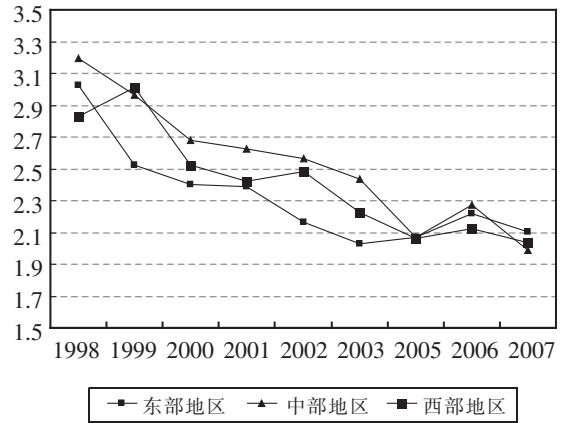


图 3 分地区资源错配程度

资料来源:作者整理。

异所导致的资源错配程度相较于前 2 年有所加深,这一结果与邵宜航等<sup>[22]</sup>基于 HK 模型所测行业内资源错配程度趋势是一致的。劳动错配和资本错配程度也都表现出相同的变化趋势。图 3 显示,长期内,东、中、西部三大地区所有制差异所致资源错配程度都呈现出下降的趋势,但在 2006 年和 2007 年资源错配情况也都略有加深。1999—2005 年东部地区所有制差异所致资源错配程度低于中部及西部地区,但 2007 年东部地区所有制差异所致资源错配程度却要高于中西部地区。

1998—2007 年所有制差异导致的 TFP 损失每年都在 200% 以上,所有制差异所致资源错配程度已然非常严重,但也意味着,如果对不同所有制企业能够做到一视同仁,或者说如果能取消不同所有制在资源配置上的待遇差异,那么,TFP 具有提高 200% 以上的潜力。同时,本文将资源错配分解为资本错配和劳动错配,测算结果表明,资本错配所导致的 TFP 损失约为 50%,劳动错配导致的 TFP 损失约为 100%,所有制差异导致的劳动错配程度要大于资本错配程度。此外,还可以看到,所有制差异导致的总体资源错配程度要大于劳动错配程度与资本错配程度之和,这主要是因为企业之间要素错配造成的要素价格扭曲在一定程度上也会导致企业内部不同要素之间的相对价格扭曲,进而表现出劳动错配与资本错配二者之间的相互深化作用。

为了比较直观地反映政府干预对所有制差异所致资源错配的影响,本文着重比较了 2007 年全国各省份(不包含西藏及港澳台地区)的资源错配情况,结果如表 2 所示。可以看到,所有制差异导致的资源错配程度没有表现出东部省份普遍优于中西部省份的特征,就东、中、西部省份的平均资源错配程度来看,东部地区甚至要大于中部地区以及西部地区,这与图 3 所得结论是一致的。本文使用中国工业企业数据库测算了每个省份的国有企业工业增加值占总的工业增加值的比重以表示国有企业垄断势力。测算结果表明,资源错配程度较强的省份大部分是国有企业垄断势力较强的省份。资源错配程度大于 2.5 的前七个省份,其国有企业工业增加值占比都在 60% 以上,比如北京的国有企业工业增加值占比为 78.81%,上海为 74.65%。而资源错配程度较小的几个省份,国有企业工业增加值占比也相应较小,比如江苏、福建、浙江省的国有企业工业增加值占比都在 25% 左右。然而,某些省份国有企业工业增加值占比很低,其资源错配程度却依然较为严重,比如广东省,其资源错配程度为 2.3945,而其国有企业工业增加值占比仅为 32.85%。为了经验地解释这类反常现象,本文构造了省份内部门间要素价格相对扭曲系数,以反映地方政府对国有企业的偏爱程度,相对扭曲系数与 1 偏离越严重,代表政府对国有企业偏爱程度越高。资本价格相对扭曲系数为国有部门资本生产率与非国有部门资本生产率的比值,劳动价格相对扭曲系数为国有部门劳动生产率与非国有部门劳动生产率的比值,其中,部门资本生产率为部门工业增加值与部门固定资产净值的比值,部门劳动生产率为部门工业增加值与部门从业人数的比值。计算结果表明,虽然部分省份国有企业工



表 2 2007 年各省份所有制差异所致资源错配情况

省份	资源错配	劳动错配	资本错配	国有企业 增加值占比	劳动价格相对 扭曲程度	资本价格相对 扭曲程度
云南	4.6206	1.4149	1.4729	0.7418	3.0479	1.5013
甘肃	3.1362	0.9188	0.5677	0.8254	1.5674	0.6761
北京	3.1110	1.0482	0.7380	0.7881	2.1340	0.6444
天津	2.8386	1.2900	0.4898	0.6330	1.4241	0.5596
吉林	2.7891	1.0300	0.6083	0.6014	1.3341	0.7052
上海	2.5818	1.0752	0.7051	0.7465	2.9761	0.5846
黑龙江	2.5681	0.8879	0.5212	0.6264	1.2533	0.6793
辽宁	2.4007	1.0525	0.5323	0.5499	1.3896	0.5596
广东	2.3945	1.1933	0.5960	0.3285	1.9192	0.5434
海南	2.2951	0.7646	0.4634	0.6554	2.3372	0.6612
广西	2.1966	0.7938	0.5624	0.4802	1.4697	0.5045
江西	2.1714	0.8112	0.5501	0.3932	1.3535	0.5076
山东	2.1659	0.8143	0.4285	0.3411	1.3191	0.7250
湖北	2.1602	0.8667	0.4475	0.5509	1.5579	0.5736
陕西	2.1386	0.8654	0.5166	0.7618	1.3441	0.9178
河北	2.1089	0.7309	0.4876	0.3663	1.0485	0.4955
河南	2.0858	0.8074	0.3890	0.2785	0.7780	0.4257
湖南	1.9986	0.7355	0.5018	0.5433	1.9817	0.7568
四川	1.9599	0.7229	0.4484	0.3545	1.0243	0.5019
安徽	1.9267	0.8107	0.4631	0.5218	1.8500	0.5517
新疆	1.8443	1.1617	0.3389	0.6340	0.8733	0.4984
青海	1.7993	0.7749	0.4487	0.5939	1.0354	0.5714
江苏	1.7940	0.8305	0.4156	0.2833	1.7764	0.6663
内蒙古	1.7360	0.7159	0.5040	0.4587	0.9303	0.4581
贵州	1.6981	0.5973	0.5743	0.6653	1.2227	0.6446
重庆	1.5960	0.6704	0.4270	0.5326	1.6376	0.6571
福建	1.5149	0.7738	0.3709	0.2576	2.0744	0.6934
浙江	1.2368	0.7386	0.3171	0.1901	1.9966	0.9182
宁夏	1.2325	0.5304	0.3908	0.3319	1.0693	0.4444
山西	1.1371	0.5845	0.2604	0.4946	1.1419	0.8606

资料来源:作者整理。

业增加值占比很低,但其要素价格相对扭曲系数与 1 的偏离非常严重,政府对国有企业偏爱程度比较大,资源错配程度也相应比较严重。对于某些省份,国有企业工业增加值占比较高,但是要素价格相对扭曲系数与 1 的偏离较小,资源错配程度也较低,比如山西省的劳动价格相对扭曲系数仅为 1.14,资本价格相对扭曲系数仅为 0.86,与 1 偏离较小,这也使得该省的所有制差异所致资源错配程度是最低的。

## 2. 行政垄断对资源错配的影响

本文回归分析所用计量模型如下:

$$d_{it} = \alpha + \beta pol_{it} + \gamma X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

其中, $i$  代表地区, $t$  代表年份, $u_i$  为个体效应。 $d$  表示所有制差异所致资源错配程度, $pol$  为使用主成分分析法得到的政府干预程度变量。本文将政府干预综合指标拆分为政府补贴  $sub$ 、财政激励  $fin$ 、国有企业垄断势力  $mon$ ,以及国有企业偏爱  $pro$  这 4 个政府具体行为,分别放入回归方程中。 $X_{it}$  为控制变量,包括外资依存程度  $fdi$ 、人力资本发展程度  $hr$ 、产业结构  $ind$ 、出口密度  $exp$ 。在使用固定

效应模型和随机效应模型对上述回归方程进行回归后,进行豪斯曼检验,检验结果表明应采用固定效应模型。本文列示了固定效应模型回归结果,如表 3 所示。

由表 3 可见,政府干预变量 *pol* 的回归系数为正,且至少通过 1% 的显著性检验,政府干预程度将显著加深所有制差异所致资源错配程度。这表明所有制差异所致资源错配问题的根本原因并非所有制差异本身,而在于政府行政权力与国有企业的结合所带来的行政垄断,这与前文分析所得结论是一致的。政府对企业生产所需资源具有重要支配权和企业进入的管治权,而国有企业作为政府在经济中的“代理人”,国有企业高管与行政部门官员之间联系密切(通过国有企业高管与政府官员角色的互换现象即可看出),使得国有企业具有天生的优势以获取资源。在国有银行占主导的中国金融体系下,政府、国有银行、国有企业三者之间关系密切,政府通过主导国有银行使金融资源以较低的成本流入国有企业,扭曲了国有企业与非国有企业之间的资本要素价格。此外,政府还通过设置行业进入壁垒、管制产品市场以及要素市场,使国有企业形成不同程度的垄断势力(既表现为产品垄断高价,又表现为要素垄断低价),并依靠国有银行主导的金融体系使国有企业获得较低的融资成本,进而获得超额垄断利润。国有企业通过垄断地位所获超额利润被内部人员瓜分,形成强大的既得利益集团。这些利益集团将超额利润部分异化为员工福利,导致国有企业与非国有企业之间劳动要素价格的差异。将政府干预综合指标拆分后,政府补贴变量 *sub*、国有企业垄断势力变量 *mon*,以及国有企业偏爱变量 *pro* 的回归系数也显著为正,这进一步验证了本文的分析结论,行政垄断是导致资源在不同所有制企业之间错配的根本原因。

由表 3 列(1)可见,人力资本发展越高的地区,所有制差异所致资源错配程度越低,表明政府的人力资本支出可以显著地减轻所有制差异所致资源错配严重程度。并且出口密度越高的地区,所有

表 3 行政垄断对资源错配程度的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>pol</i>	2.1089*** (2.60)				
<i>sub</i>		9.7905** (2.53)			
<i>fin</i>			-0.0061 (-0.04)		
<i>mon</i>				1.8654*** (4.17)	
<i>pro</i>					1.0702*** (3.78)
<i>fdi</i>	-0.9932 (-0.33)	-1.7641 (-0.58)	-0.6393 (-0.21)	-1.6802 (-0.57)	-1.0515 (-0.35)
<i>hr</i>	-24.9456*** (-2.68)	-15.7920* (-1.83)	-15.8808 (-1.48)	-4.7028 (-0.53)	-3.2950 (-0.36)
<i>ind</i>	-0.8359 (-1.20)	-0.7499 (-1.06)	-1.3382* (-1.97)	-0.3605 (-0.52)	-0.2309 (-0.32)
<i>exp</i>	-5.7739* (-1.94)	-5.0774* (-1.69)	-6.1675** (-2.05)	-5.6490* (-1.95)	-6.7347** (-2.30)
<i>_cons</i>	3.4548*** (5.81)	3.7245*** (6.81)	4.3068*** (8.55)	2.1998*** (3.14)	2.5378*** (3.75)
样本数	257	257	257	257	257
F 值	4.46	4.39	3.02	6.74	6.07
Prob>F	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00

注:括号内为 t 值。\*\*\*、\*\*、\* 分别代表 1%、5%、10% 显著性水平。下同。

资料来源:作者基于 stata 软件估计。

制差异所致资源错配程度越低,出口密度越高表明该地区贸易开放程度越高,进而促进了该地区企业之间竞争程度,降低了资源错配程度。外资依存度与产业结构变量并不显著,原因在于:①自变量之间存在较强相关性,如外资依存度与出口密度变量之间,以及政府干预变量与产业结构变量之间;②本文的因变量为所有制差异带来的资源错配,不仅是资源错配,还将资源错配限定在所有制差异内,有些控制变量如外资依存度变量,虽然既可能影响到非国有企业的效率,也可能影响到国有企业的效率,但是对二者之间差异的影响却不再显著。

考虑到东、中、西部地区经济发展程度,政府政策以及干预程度的不同,本文分地区实证分析了行政垄断对所有制差异所致资源错配的影响,回归结果如表 4 所示。结果显示,仅东部地区政府干预程度会显著加深所有制差异导致的资源错配程度,而在中部地区和西部地区,政府干预对资源错配程度的影响并不显著。相对于中西部地区来说,东部地区转变政府职能、减少政府对经济的干预十分紧要。

表 4 分地区回归结果

	东部地区	中部地区	西部地区
<i>pol</i>	11.8799*** (5.09)	-1.5552 (-1.03)	0.8636 (0.89)
<i>fdi</i>	-3.1351 (-0.80)	-21.2425** (-2.50)	7.8986 (0.94)
<i>hr</i>	-31.2809 (-1.17)	-26.7859 (-1.39)	-10.0269 (-0.94)
<i>ind</i>	1.7514* (1.67)	-1.9048 (-1.46)	-1.5113 (-1.18)
<i>exp</i>	-4.3383 (-1.06)	-10.6187 (-1.44)	-1.5494 (-0.30)
<i>_cons</i>	0.2442 (0.20)	5.9350*** (6.28)	3.1774** (3.38)
样本数	99	71	87
F	6.65	5.40	4.72
Prob>F	0.00	0.00	0.00

资料来源:作者基于 stata 软件估计。

## 五、结论与政策建议

本文通过构建所有制差异所致资源错配程度测算模型,使用 1998—2007 年中国工业企业数据库,测算了这十年间的总体资源错配程度;在分省测算基础上,构建了省级面板数据,实证检验了行政垄断对所有制差异所致资源错配的影响。本文分析表明:①中国现存的企业所有制差异导致了 200%以上的 TFP 损失,其中劳动要素错配所致 TFP 损失为 100%左右,资本要素错配所致 TFP 损失为 50%左右。因而优化生产要素在不同所有制企业之间的配置对于提高 TFP 具有重要作用,尤其是在优化劳动要素配置方面。本文还发现,所有制差异所致资源错配程度总体上呈现出逐年下降的趋势;②在中国政府主导型经济增长模式背景下,政府行政权力与国有企业垄断结合形成的行政垄断是资源在不同所有制企业之间错配的根本原因,行政垄断对于中国东部地区资源错配的影响尤其显著。政府既可以通过支配国有银行占主导的金融体系将更多的信贷资源以更低的成本配置给国有企业,又可以通过市场进入壁垒设置和要素价格管制为国有企业带来产品市场的垄断高价和要素市场的垄断低价,进而为国有企业的高利润和员工高福利创造条件。基于上述结论,本文提出

如下政策建议:

(1)消除金融资源配置的所有制歧视。①优化金融体系内部公平竞争环境。逐步放松银行业市场准入限制,促进银行业内部之间的竞争,使大型国有商业银行更加充分地暴露于竞争环境之下;加快发展中小企业融资机构,促使新兴金融形式合法化,以缓解中小企业融资难问题;积极推进资本市场的发育和完善,扩大企业直接融资规模,增加金融体系的弹性,促进直接融资形式与间接融资形式比例协调发展。②加快金融市场化改革。减少政府对银行信贷的干预,提高国有银行信贷决策的独立性,使银行贷款决策更多基于企业经济禀赋而非所有制差异;推进政府角色重心向监管和营造公平竞争环境转变,努力完善企业信息披露机制、第三方评级机构等基础设施的建设,信息对称是市场更好发挥作用的“基础设施”,对于实现银行信贷更多基于企业自身经营状况具有重要意义;促进国有企业改革,政府对金融市场的控制以及存贷款利率压抑一定程度上源于政府可通过此种方式变相补贴国有企业<sup>[23]</sup>,庞大的国有经济拖累了金融市场化的进程。

(2)最大限度地减少市场准入和运行方面的行政壁垒设置。企业自由进出市场是资源重新配置的一种形式,较高的进入壁垒破坏了经济自我更新的实现<sup>[24]</sup>。①进一步下放、取消政府的行政许可审批权,对保留下来的相关行政权力依法严格规范,降低非国有企业进入某些行业的不必要的门槛;②通过优化立法程序和立法技术禁止“部门立法”<sup>[25]</sup>,从而避免行政部门自我授予的垄断权,并充分发挥现有法律的作用,如《反垄断法》明确指出“行政机关不得滥用行政权力,制定含有排除、限制竞争内容的规定”;③允许非国有企业进入某些垄断行业,特别是对于以前曾经是、但由于技术进步现已不属于自然垄断的行业,进行重新甄别,对此类行业中的大型垄断国有企业做进一步拆分,削弱其垄断势力,使其充分参与市场竞争,减少垄断利润的来源;④对于现阶段不能废除准入管制的行业,必须对垄断企业的定价、收益等依法进行管理,尽可能降低其对社会福利的损害。

(3)实现行政部门权力与国有企业利益分离。解决所有制差异带来的资源错配问题,打破行政垄断既是重点,也是难点,困难在于国有企业与政府权力长期结合过程中已经形成了庞大的利益集团,但行政垄断的破除仍然需要政府部门的推动,利益的存在导致行政垄断改革困难重重。因此,改革的关键在于打破行政部门权力与国有企业之间的利益关联。①限制国有企业高管与政府官员之间的身份互换,真正彻底取消国有企业高管的行政级别,实现国有企业高管向企业家的转变,同时禁止党政官员到国有企业兼职、任职;②加大对权力寻租行为的惩处力度,推动国有企业现代企业制度的建立,规范政府官员和国有企业高管的行为;③逐步提高国有企业利润上缴比例,尤其是在石油、电力、烟草等垄断性行业,切断行政权力与国有企业群体腐败的物质条件。

#### [参考文献]

- [1]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015,(2):61-74.
- [2]Hsieh, C. T., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009,124(4):1403-1448.
- [3]Zhao, Y. Earnings Differentials between State and Non-state Enterprises in Urban China [J]. Pacific Economic Review, 2002,7(1):181-197.
- [4]Allen, F., and M. Qian. Law, Finance, and Economic Growth in China [J]. Journal of Financial Economics, 2005,77(1):57-116.
- [5]天则经济研究所课题组. 国有企业的性质、表现与改革[R]. 北京:天则经济研究所, 2011.
- [6]Restuccia, D., and R. Rogerson. Misallocation and Productivity[J]. Review of Economic Dynamics, 2013,16(1):1-10.
- [7]Aoki, S. A Simple Accounting Framework for the Effect of Resource Misallocation on Aggregate Productivity[R]. MPRA Working Paper, 2009.
- [8]刘瑞明. 金融压抑、所有制歧视与增长拖累——国有企业效率损失再考察[J]. 经济学(季刊), 2011,10(2):603-618.



- [9]戴静,张建华. 金融所有制歧视、所有制结构与创新产出——来自中国地区工业部门的证据[J]. 金融研究, 2013, (5):86-98.
- [10]褚敏,靳涛. 政府悖论、国有企业垄断与收入差距——基于中国转型特征的一个实证检验[J]. 中国工业经济, 2013, (2):18-30.
- [11]张曙光. 试析国有企业改革中的资源要素租金问题——兼论重建“全民所有制”[J]. 南方经济, 2010, (1):3-14.
- [12][美]卡尔·沃尔特, 弗雷泽·豪伊. 红色资本:中国的非凡崛起与脆弱的金融基础[M]. 祝捷,刘骏译. 上海:东方出版中心, 2013.
- [13]白俊,连立帅. 信贷资金配置差异:所有制歧视抑或禀赋差异[J]. 管理世界, 2012, (6):30-42.
- [14]黄群慧. 管理腐败新特征与国有企业改革新阶段[J]. 中国工业经济, 2006, (11):52-59.
- [15]陆正飞,王雄元,张鹏. 国有企业支付了更高的职工工资吗[J]. 经济研究, 2012, (3):28-39.
- [16]Brandt, L., T. Tombe, and X. Zhu. Factor Market Distortions across Time, Space and Sectors in China[J]. Review of Economic Dynamics, 2013,16(1):39-58.
- [17]韩剑,郑秋玲. 政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解[J]. 中国工业经济, 2014, (11):69-81.
- [18]周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007, (7):36-50.
- [19]张翼,李辰. 股权结构、现金流与资本投资[J]. 经济学(季刊), 2005,5(1):229-246.
- [20]靳涛,黄信灶. 二元竞争、政府悖论与要素扭曲——基于中国转型式经济增长特征的揭示[J]. 吉林大学社会科学学报, 2012, (6):38-45.
- [21]唐雪松,周晓苏,马如静. 政府干预、GDP增长与地方国企过度投资[J]. 金融研究, 2010, (8):33-48.
- [22]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.
- [23]李广众. 金融抑制过程中政府收益的经验研究及国际比较[J]. 世界经济, 2001, (7):16-19.
- [24]罗党论, 刘晓龙. 政治关系、进入壁垒与企业绩效——来自中国民营上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 2009, (5):97-106.
- [25]天则经济研究所课题组. 中国行政性垄断的原因、行为与破除[R]. 北京:天则经济研究所, 2012.

## **Effect of Administrative Monopoly on Resources Misallocation Caused by Ownership Differences**

JIN Lai-qun, LIN Jin-zhong, DING Shi-shi

(School of Economics of Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract:** Based on the monopolistic competition model of heterogeneous enterprises, this paper puts forward the measuring model which is used to measure the degree of resources misallocation caused by the differences of ownership. Using Chinese industrial enterprises data, this paper measures the degree of resources misallocation. The results show that, although the degree of resources misallocation is on decline in the long time, it is still very serious. From 1998 to 2007, the ownership differences led to industrial total factor productivity (TFP) loss more than 200% every year. The degree of labor misallocation approached 100%, and the degree of capital misallocation was approximately 50%. This paper also shows us that the fundamental reason for resources misallocation caused by ownership differences is not just ownership differences itself, but administrative monopoly which is defined as the combination between administrative power of government and monopoly of state-owned enterprises. Through governing financial system which is predominated by state-owned banks, the administrative departments bring the state-owned enterprises lower financing cost. Meanwhile through setting market entry barriers, controlling price, and providing lower financing cost, the administrative departments bring the state-owned enterprises higher profit and employee welfare, and then lead to capital and labor misallocation.

**Key Words:** ownership differences; resources misallocation; government intervention; administrative monopoly

**JEL Classification:** D24 O47 P27

[责任编辑: 覃毅]