

公平竞争审查视阈下行政性垄断与资源错配

陈林¹ 李康萍²

(1. 暨南大学产业经济研究院, 广东 广州 510632; 2. 交通银行浙江省分行, 浙江 杭州 310000)

摘要: 2016年《公平竞争审查制度》的出台,标志着我国对行政性垄断的规制与社会主义市场经济体制建设进入一个新阶段。由于政策实施时间较短,依托一个类似于“反事实框架”,对一直存在行政性垄断的政策绩效进行定量研究,从而评估《公平竞争审查制度》可能带来的资源配置效率提升效应。基于资源错配的视角,构建了包含部门摩擦的多部门生产函数模型,从而量化资源错配与经济结构变化间的关系。然后,从理论上证明了资源错配的影响,并使用1998—2007年中国工业企业数据库的数据进行资源错配程度的测算,实证分析其与行政性垄断之间的相关关系。结果表明,中国的工业行业存在总体上的资源错配,行业的资本错配以及行业内国有企业的资源错配是导致总体资源错配的主要原因。工业行业的行政性垄断程度与其资源错配程度呈现显著的正相关关系,行业的行政性垄断程度越高,资源错配程度越严重。也就是说,《公平竞争审查制度》可以通过规制行政性垄断,改善社会主义市场经济的资源配置效率。

关键词: 公平竞争审查; 行政性垄断; 要素市场扭曲; 资源错配; Aoki 生产函数模型; 垄断经济学
中图分类号: F124.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2018)04-0113-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2018.04.010

一、问题提出

2016年6月,《国务院关于在市场体系建设中建立公平竞争审查制度的意见》(国发〔2016〕34号,以下简称《公平竞争审查制度》)的出台,标志着我国反垄断事业进入一个新的台阶。与《反垄断法》《反不正当竞争法》不同,《公平竞争审查制度》主要规制(审查)对象不再是企业等市场经济主体,而是“行政机关和法律、法规授权的具有管理公共事务职能的组织”,其立法目的是“健全行政机关内部决策合法性审查机制,有利于保证政府行为符合相关法律法规要求,确保政府依法行政。”

2008年施行的《反垄断法》虽然设有第五章“滥用行政权力排除、限制竞争”的“行政性垄断专章”,但由于我国的行政法体系,经济法《反垄断法》与行政权力之间的制衡关系一直没有理顺,以致行政性垄断案件基本没有进入司法程序,救济手段单一(一般为行政复议)。隶属于行政法体系的《公平竞争审查制度》的出台,打破了这一执法困境——所有“市场准入、产业发展、招商引资、招标投标、政府采购、经营行为规范、资质标准等涉及市场主体经济活动”的政策法规,均必须进行相应的公平竞争审查。其中,审查主体可以是反垄断执法机关,被审查对象是政策法规,也可以是政策制定者自身的自查自纠。

收稿日期:2018-03-25; 修回日期:2018-05-24

作者简介:陈林(1981—) 通讯作者 男 广东河源人 暨南大学产业经济研究院教授、博士生导师,研究方向为自由贸易与反垄断;李康萍(1992—) 女 浙江金华人 交通银行浙江省分行员工。

基金项目:国家社会科学基金重大项目(16ZZD049);国家自然科学基金面上项目(71773039);广东产业发展与粤港澳大湾区区域合作研究中心资助项目(52702497)

其实,行政性垄断的改革纲领,早在2013年的中共十八届三中全会决议中便已明确提出,即“进一步破除各种形式的行政性垄断。”可以说《公平竞争审查制度》正是十八届三中全会“顶层设计”的具体落实。而到2017年2月,在笔者参与征求意见与修订的《公平竞争审查制度实施细则(暂行)(征求意见稿)》中,通过“公平竞争审查制度”规制行政性垄断的司法细则已经具有实际操作的意义。各地的反垄断执法机构及行政机关自身也已经进入了全面的政策法规清理与自查自纠阶段^[1]。

这种经济体制改革的决心与力度是空前的。但由于政策实施时间较短,《公平竞争审查制度实施细则(暂行)(征求意见稿)》还没正式施行,经济学者无法进行改革的绩效定量研究。为此,本文依托一个类似的“反事实框架”,对已然存在的行政性垄断进行政策效应检验,从而得出以《公平竞争审查制度》为核心的竞争政策实施后,可能出现的经济绩效提升。

中共十九大报告提出“打破行政性垄断,防止市场垄断,加快要素价格市场化改革”。不难看出,要素市场的扭曲是行政性垄断的主要政策效应,因此,要加快要素价格市场化改革,就要破除行政性垄断。

面对这个经济体制改革的重大现实问题,以下几个学术问题亟须经济学界回答:《反垄断法》施行十年了,中国的工业部门内部还存在多大程度的要素市场扭曲?各子行业间受到的影响有何不同?不同要素的资源错配情况是否一致?中央关于行政性垄断与要素市场的综合性改革思路是否正确,行政性垄断是否真是工业行业资源错配的根本原因?为回答这些问题,本文使用较为前沿的Aoki^[2-3](以下简称AK)测算资源错配对总生产率影响效应的计算框架,结合中国工业企业数据库的数据,测算工业行业的资源错配。根据中国的产业分类法,测算中国工业的总体资源错配情况、各分行业的资源错配情况,并对资本错配和劳动错配分别进行测算,分行业 and 不同所有制总结资源配置效率方面的特征和出现的问题,并在此基础上对行政性垄断和资源配置效率进行实证检验。

二、理论模型

近年来国内外对资源错配的研究^[4-11],主要集中在基础设施、工业、服务业和农业,尤其是中国工业,采用的样本数据包括总体宏观经济数据和微观企业数据两个层面,所用的模型框架的基础包括以下三种:Hsieh and Klenow^[12]、AK模型以及动态随机一般均衡模型。AK模型分析框架的优点在于:一方面在模型设定中加入部门摩擦,因而可以得知资源错配的确切成因,另一方面通过对资源配置效率进行分解,可以识别扭曲的来源是来自本身还是由于模型误设或者测量误差。

此外,AK模型不仅可以识别行业内企业间的资源错配情况,还能识别行业间的错配情况,并测算单个行业或者每种要素的配置扭曲程度,所以可为相关的政策研究提供支持。而本文所要探讨的是具体工业行业中行政性垄断与资源错配的相关关系,涉及工业行业间资源错配的差异性以及行业内不同所有制结构的、单种要素的资源配置扭曲状况,因此选择AK模型的框架作为本文理论模型的基础。

(一) 包含资源错配的多部门均衡模型

首先构造一个包含资源错配的多部门均衡模型。假设经济中有 I 个行业,行业内的各企业生产的产品具有同质性,行业间的企业生产的产品具有异质性。所有行业都使用两种生产要素即资本 K 和劳动 L 进行生产。企业在产品市场和要素市场上都是价格接受者。如同Chari *et al.*^[13]的开创性研究,以对投入要素进行征税的形式体现行业间资源配置扭曲的各种不同类型摩擦。具体而言,行业 i 中的企业使用价格为 $(1 + \tau_{K_i}) p_K$ 的资本投入 K_i 、价格为 $(1 + \tau_{L_i}) p_L$ 的劳动投入 L_i ,来生产价格为 p_i 的产出 V_i 。其中 p_K 和 p_L 是所有企业都不存在资源配置扭曲时的价格, τ_{K_i} 和 τ_{L_i} 是行业 i 中资本和劳动的扭曲税,可随行业 i 变动。假设行业 i 的代表性企业具有Cobb-Douglas型的生产函数,则 i 行业代表性企业

的生产函数就可以表示成:

$$V_i = F_i(K_i, L_i) \equiv A_i K_i^{\alpha_i} L_i^{\beta_i} \quad (1)$$

其中 A_i 表示企业的生产效率, 参数 α_i 和 β_i 分别表示资本的产出弹性和劳动的产出弹性, 两者随行业 i 的变动而变动。在上述设定下, 企业的利润最大化问题可以表述为:

$$\max_{K_i, L_i} p_i F_i(K_i, L_i) - (1 + \tau_{K_i}) p_K K_i - (1 + \tau_{L_i}) p_L L_i \quad (2)$$

根据利润最大化的一阶条件可得:

$$\frac{\alpha_i p_i V_i}{K_i} = (1 + \tau_{K_i}) p_K \quad (3)$$

$$\frac{\beta_i p_i V_i}{L_i} = (1 + \tau_{L_i}) p_L \quad (4)$$

在现实生活中, 如果一家企业的利润为负, 就会停止生产, 上述一阶条件也就不再成立。但本文出于便利, 假设上述一阶条件即使在行业无产出的情况下仍然成立。

已知生产函数 $V = V(V_1, \dots, V_J)$ 在 $\frac{\partial V}{\partial V_i} = p_i$ 条件成立的情况下, 可知以下方程成立:

$$V = \sum_i p_i V_i \quad (5)$$

由上述条件以及 $\sum_i K_i = K$ 和 $\sum_i L_i = L$ 的假设条件可以推导出, 在包含资源错配的多部门竞争均衡条件下, i 行业的资本投入 K_i 和劳动投入 L_i 的表达式为:

$$K_i = \frac{\alpha_i p_i V_i}{(1 + \tau_{K_i}) p_K} = \frac{\alpha_i p_i V_i \frac{1}{(1 + \tau_{K_i}) p_K}}{\sum_j \alpha_j p_j V_j \frac{1}{(1 + \tau_{K_j}) p_K}} K \quad (6)$$

$$L_i = \frac{\beta_i p_i V_i}{(1 + \tau_{L_i}) p_L} = \frac{\beta_i p_i V_i \frac{1}{(1 + \tau_{L_i}) p_L}}{\sum_j \beta_j p_j V_j \frac{1}{(1 + \tau_{L_j}) p_L}} L \quad (7)$$

(二) 资源错配因子分析

为得到资源错配因子, 对资本投入 K_i 和劳动投入 L_i 的表达式进行改写:

$$K_i = \frac{\alpha_i p_i V_i \frac{1}{(1 + \tau_{K_i}) p_K}}{\sum_j \alpha_j p_j V_j \frac{1}{(1 + \tau_{K_j}) p_K}} K = \frac{\tilde{\sigma}_i \alpha_i \frac{1}{(1 + \tau_{K_i})}}{\sum_j \tilde{\sigma}_j \alpha_j \frac{1}{(1 + \tau_{K_j})}} K = \frac{\tilde{\sigma}_i \alpha_i}{\tilde{\alpha}} \tilde{\mu}_{K_i} \quad (8)$$

$$L_i = \frac{\beta_i p_i V_i \frac{1}{(1 + \tau_{L_i}) p_L}}{\sum_j \beta_j p_j V_j \frac{1}{(1 + \tau_{L_j}) p_L}} L = \frac{\tilde{\sigma}_i \beta_i \frac{1}{(1 + \tau_{L_i})}}{\sum_j \tilde{\sigma}_j \beta_j \frac{1}{(1 + \tau_{L_j})}} L = \frac{\tilde{\sigma}_i \beta_i}{\tilde{\beta}} \tilde{\mu}_{L_i} \quad (9)$$

其中, $\tilde{\sigma}_i$ 表示行业 i 产出份额 $p_i V_i / V$; $\tilde{\alpha}$ 表示产出份额加权的要素产出弹性 $\sum_i \tilde{\sigma}_i \alpha_i$, 同理 $\tilde{\beta} = \sum_i \tilde{\sigma}_i \beta_i$ 。

$\tilde{\mu}_{J_i}$ ($J = K, L$) 反映了经济环境中各种不同类型摩擦对部门间要素配置的影响, $\tilde{\mu}_{K_i}$ 表示包含了资本错配信息的资本错配系数, 同理 $\tilde{\mu}_{L_i}$ 表示劳动错配系数。

$$\tilde{\mu}_{K_i} = \frac{1}{(1 + \tau_{K_i})} \cdot \mu_{K_i} = \frac{1}{\sum_j \left(\frac{\tilde{\sigma}_j \alpha_j}{\tilde{\alpha}} \right) \frac{1}{1 + \tau_{K_j}}} \quad (10)$$

$$\tilde{\mu}_{L_i} = \frac{1}{(1 + \tau_{L_i})} \cdot \mu_{L_i} = \frac{1}{\sum_j \left(\frac{\tilde{\sigma}_j \beta_j}{\tilde{\beta}} \right) \frac{1}{1 + \tau_{L_j}}} \quad (11)$$

对这个部分的处理,使用包含摩擦影响的 $\tilde{\mu}_{J_i}$ ($J = K, L$),而不是直接使用代表摩擦本身的 μ_{J_i} ($J = K, L$),解释如下:

$\tilde{\mu}_{J_i}$ 是产业部门*i*的要素投入报酬的倒数与各部门报酬的倒数的平均值的比率。基于这项性质,可知税收的绝对值并不影响部门之间的资源配置,比如,假如部门之间的资本税相同,则 μ_{K_i} 将变得一致,相当于不存在摩擦。换句话说,部门之间税收分配的不同会影响资源配置,比如,假如产业部门*i*被征收了更多的资本税,从而使得 $\mu_{K_i} < \mu_{K_j}$ 的加权平均值,此时 $\tilde{\mu}_{K_i}$ 将偏小,即与没有摩擦相比,更少的资本被分配到产业部门*i*。

综上所述,本文并不直接测度代表摩擦本身的 μ_{J_i} ($J = K, L$),而是选择测度体现各部门间摩擦分布的 $\tilde{\mu}_{J_i}$ ($J = K, L$)。

为计算方便,整理得到资本和劳动的资源错配因子表达式:

$$\tilde{\mu}_{K_i} = \left(\frac{\tilde{\sigma}_i \alpha_i}{\tilde{\alpha}} \right)^{-1} \frac{K_i}{K}, \quad \tilde{\mu}_{L_i} = \left(\frac{\tilde{\sigma}_i \beta_i}{\tilde{\beta}} \right)^{-1} \frac{L_i}{L} \quad (12)$$

(三) 总 TFP 的分解

为了得到不同行业的资源错配程度,本文比较了国有企业的总产出 V^G 和非国有企业的总产出 V^M (各变量中,带有上标*G*的表示国有企业变量,带有上标*M*的表示非国有企业变量),借鉴塞尔奎因^[14]在多国模型中使用的产出变动分解和 Aoki^[3]的研究,对总 TFP 进行了分解。

国有部门与非国有部门工业总产出的对数变化为 $\Delta \ln V = \ln V^G - \ln V^M$,运用中值定理可以证明^①:

$$\ln \left(\frac{V^G}{V^M} \right) = \sum_i \frac{\partial \ln V}{\partial \ln V_i} \ln \left(\frac{V_i^G}{V_i^M} \right) \cong \sum_i \bar{\sigma}_i \ln \left(\frac{V_i^G}{V_i^M} \right) \quad (13)$$

其中 $\bar{\sigma}_i = (\tilde{\sigma}_i^G + \tilde{\sigma}_i^M) / 2$ 。将式(1)、式(8)和式(9)代入式(13)中,可以得到如下分解式:

$$\ln \left(\frac{V^G}{V^M} \right) \cong \sum_i \bar{\sigma}_i \left\{ \ln \left(\frac{A_i^G}{A_i^M} \right) + \alpha_i \ln \left(\frac{\tilde{\mu}_{K_i}^G}{\tilde{\mu}_{K_i}^M} \right) + \beta_i \ln \left(\frac{\tilde{\mu}_{L_i}^G}{\tilde{\mu}_{L_i}^M} \right) \right\} + \bar{\alpha} \ln \left(\frac{K^G}{K^M} \right) + \bar{\beta} \ln \left(\frac{L^G}{L^M} \right) \quad (14)$$

其中 $\bar{\alpha} = \sum_i \bar{\sigma}_i \alpha_i$ 。式(14)将国有部门与非国有部门产出差异的来源分解为三个部分:第一部分是由生产率 A_i 的不同引起的两者产出的不同,此为技术差异。第二部分是由生产中要素投入(K, L)的不同引起的两者产出的不同,此为部门份额差异。第三部分是由资源错配($\tilde{\mu}_{K_i}, \tilde{\mu}_{L_i}$)的不同引起的两者产出的不同,此为资源配置效率差异。如果资源错配情况相对改善,那么资源配置就会趋向合理,进而缩小国有与非国有两部门之间的产出差异,最终达到两部门间边际要素收益相等的状态,

也就实现了国民经济的最优资源配置。

定义国有部门相对于非国有部门的总 TFP 为 $ATFP$, 则可将其表示为 $ATFP \equiv \sum_i \bar{\sigma}_i \ln\left(\frac{V_i^G}{V_i^M}\right) - \bar{\alpha} \ln\left(\frac{K^G}{K^M}\right) - \bar{\beta} \ln\left(\frac{L^G}{L^M}\right)$, 那么根据总 TFP 的定义和式(14), 可以得到:

$$ATFP \equiv \sum_i \bar{\sigma}_i \ln\left(\frac{A_i^G}{A_i^M}\right) + \sum_i \bar{\sigma}_i \left\{ \alpha_i \ln\left(\frac{\tilde{\mu}_{K_i}^G}{\tilde{\mu}_{K_i}^M}\right) + \beta_i \ln\left(\frac{\tilde{\mu}_{L_i}^G}{\tilde{\mu}_{L_i}^M}\right) \right\} = STFP + AE \quad (15)$$

其中 $STFP$ 是各行业 TFP 的加权平均^[15], 代表技术差异。 AE 则是包含了各种摩擦的资源错配对总生产率的影响效应, 代表资源配置效率差异。根据上述分解, 如果摩擦降低了国有企业的总 TFP , 那么此时 V^G 会降低, 则 AE 为负值, 反之则相反。

(四) 资源配置效率 AE 的分解

为了更好地分析行政性垄断对不同行业资源错配的影响, 本文对模型中的资源配置效率 AE 进行了两种分解。

分解一:

$$AE = \sum_i \bar{\sigma}_i \left\{ \alpha_i \ln\left(\frac{\tilde{\mu}_{K_i}^G}{\tilde{\mu}_{K_i}^M}\right) + \beta_i \ln\left(\frac{\tilde{\mu}_{L_i}^G}{\tilde{\mu}_{L_i}^M}\right) \right\} = \sum_i \bar{\sigma}_i \alpha_i \ln\left(\frac{\tilde{\mu}_{K_i}^G}{\tilde{\mu}_{K_i}^M}\right) + \sum_i \bar{\sigma}_i \beta_i \ln\left(\frac{\tilde{\mu}_{L_i}^G}{\tilde{\mu}_{L_i}^M}\right) \quad (16)$$

$$= AE_K + AE_L$$

其中 AE_K 表示资本错配, AE_L 表示劳动错配。

分解二:

$$AE = \sum_i \bar{\sigma}_i \left\{ \alpha_i \ln\left(\frac{\tilde{\mu}_{K_i}^G}{\tilde{\mu}_{K_i}^M}\right) + \beta_i \ln\left(\frac{\tilde{\mu}_{L_i}^G}{\tilde{\mu}_{L_i}^M}\right) \right\} = \sum_i \bar{\sigma}_i (\alpha_i \ln \tilde{\mu}_{K_i}^G + \beta_i \ln \tilde{\mu}_{L_i}^G) - \sum_i \bar{\sigma}_i (\alpha_i \ln \tilde{\mu}_{K_i}^M + \beta_i \ln \tilde{\mu}_{L_i}^M)$$

$$= AE_G + AE_M \quad (17)$$

其中 AE_G 表示国有企业的资源错配, AE_M 表示非国有企业的资源错配。

三、分行业与所有制结构的资源错配测算

(一) 研究样本与数据处理

本文测算资源错配程度所用数据来自中国工业企业数据库, 时间跨度为 1998—2007 年。由于 2003 年四位数产业代码的统计口径出现变动, 为避免企业分类的混乱, 本文以 2003 年以后的产业代码对 1998—2002 年期间的产业代码进行了调整。

由于涉及国有企业与非国有企业资源错配的比较, 所选取的行业样本应该是国有企业与非国有企业共存的行业, 因此, 在剔除存在数据统计缺失的行业之后, 再将完全行政性垄断的行业和完全私有化的行业进行剔除, 以保持数据在各年份的统一性和连贯性。最后得到的样本数据中包含 151 个三位数代码行业, 庞大的数据基数确保了研究结果的客观性。

(二) 各行业资源错配情况统计特征分析

1. 各行业资源错配的总体特征。通过式(12), 可以计算出 1998—2007 年每年的资本和劳动错配系数, 将错配系数代入 AE 的两大分解式, 可以得到各行业不同所有制企业的资源错配情况。表 1 报告了工业行业 1998—2007 年每年的资源错配总体情况。

根据表 1 结合理论模型部分“如果摩擦降低了国有企业的总 TFP,那么此时 V^G 会降低,则 AE 为负值”,可以发现所考察的工业行业内存在总体上的资源错配,国有企业与非国有企业相比有着显著的错配存在,资本错配的程度比劳动错配更为严重。

2. 不同要素错配的行业分布规律。为了更好地考察资源错配在不同行业间的分布规律,本文构建了行业层面资本和劳动错配差异的测算指标。具体测算方式如下:

表 1 1998—2007 年工业行业总体资源错配情况

年份	AE	AE _C	AE _M	AE _K	AE _L
1998	-0.041 67	-0.113 06	0.071 388	-0.086 12	0.044 446
1999	-0.055 8	-0.104 42	0.048 623	-0.094 4	0.038 604
2000	-0.036 19	-0.077 58	0.041 396	-0.070 88	0.034 689
2001	-0.019 61	-0.067 88	0.048 269	-0.051 41	0.031 798
2002	-0.024 65	-0.082 89	0.058 242	-0.052 92	0.028 27
2003	0.047 835	-0.043 94	0.091 773	0.021 59	0.026 245
2004	0.120 44	0.010 908	0.109 533	0.112 876	0.007 564
2005	0.105 038	-0.007 97	0.113 005	0.080 056	0.024 982
2006	0.110 508	-0.027 21	0.137 717	0.086 045	0.024 463
2007	0.087 332	-0.037 02	0.124 352	0.060 515	0.026 816

资料来源:作者计算。

$$m\tilde{\mu}_{K_i} = \frac{(\tilde{\mu}_{K_i} - 1)}{1} \times 100\% \quad (18)$$

$$m\tilde{\mu}_{L_i} = \frac{(\tilde{\mu}_{L_i} - 1)}{1} \times 100\% \quad (19)$$

根据上式,本文测算了 151 个三位数代码行业的 $m\tilde{\mu}_{K_i}$ 和 $m\tilde{\mu}_{L_i}$ 值,根据 $m\tilde{\mu}_{K_i}$ 的大小,本文以 $m\tilde{\mu}_{K_i} = 10\%$ 和 $m\tilde{\mu}_{K_i} = -10\%$ 作为临界值,对所考察的 151 个三位数代码工业行业进行了行业划分,结果为:

有 25 个行业的资本错配系数等于或接近 1, $m\tilde{\mu}_{K_i}$ 值在 $(-10\%, 10\%)$ 区间内,行业占比较小,主要包括软饮料制造(153)、丝绢纺织及精加工(174)等,这些行业的资本配置基本合理,几乎不存在资本错配情况;而制糖(134)、造纸(222)、炼焦(252)、炼钢(322)等 42 个行业的 $m\tilde{\mu}_{K_i}$ 值大于 10%,资本错配系数远大于 1;饲料加工(132)、纺织面料鞋的制造(182)等 84 个行业的 $m\tilde{\mu}_{K_i}$ 值小于 -10%,资本错配系数小于 1。因此,可以发现大部分行业存在资本错配,且资本错配系数较高的行业主要集中在受行政性垄断干预较强的行业,这些行业往往受到较多的政府规制且市场进入门槛较高,而资本错配系数较低的行业主要集中在竞争程度较为充分的行业,且市场进入门槛较低。

在所考察的 151 个工业行业中,有 54 个行业的劳动错配系数等于或接近 1, $m\tilde{\mu}_{L_i}$ 值在 $(-5\%, 5\%)$ 区间内,占全行业的 35.8%,这些行业主要包括:罐头制造(145)、精制茶加工(154)等,这些行业的劳动配置基本合理,几乎不存在劳动错配;而制糖(134)、炼焦(252)、水泥、石灰和石膏的制造(311)等 63 个行业的 $m\tilde{\mu}_{L_i}$ 值大于 5%,劳动错配系数大于 1,这些行业存在劳动的过量使用;另外毛皮鞣制及制品加工(193)、文化用品制造(241)等 34 个行业的 $m\tilde{\mu}_{L_i}$ 值小于 5%,劳动错配系数小于 1,这些行业的劳动使用成本较高,存在劳动使用不足现象。

(三) 不同所有制结构的行业资源错配测算

根据资源配置效率 AE 的两大分解式,AE 不仅可以分解为资本错配与劳动错配,还可以根据企业所有制结构的不同,分解为国有企业的资源错配与非国有企业的资源错配。

式(12)给出了各行业资本和劳动的错配因子表达式,当对各行业中的企业进行不同所有制结构的划分,式中各变量用国有企业变量或非国有企业变量代替时,可得到各行业不同所有制结构的资

本和劳动的错配因子表达式:

$$\tilde{\mu}_{K_i}^G = \left(\frac{\tilde{\sigma}_i^G \alpha_i}{\tilde{\alpha}^G} \right)^{-1} \frac{K_i^G}{K^G}, \tilde{\mu}_{L_i}^G = \left(\frac{\tilde{\sigma}_i^G \beta_i}{\tilde{\beta}^G} \right)^{-1} \frac{L_i^G}{L^G} \quad (20)$$

$$\tilde{\mu}_{K_i}^M = \left(\frac{\tilde{\sigma}_i^M \alpha_i}{\tilde{\alpha}^M} \right)^{-1} \frac{K_i^M}{K^M}, \tilde{\mu}_{L_i}^M = \left(\frac{\tilde{\sigma}_i^M \beta_i}{\tilde{\beta}^M} \right)^{-1} \frac{L_i^M}{L^M} \quad (21)$$

$\tilde{\mu}_{K_i}^G$ 和 $\tilde{\mu}_{L_i}^G$ 、 $\tilde{\mu}_{K_i}^M$ 和 $\tilde{\mu}_{L_i}^M$ 分别代表行业内国有企业与非国有企业的资本和劳动错配系数。在(20)、(21)式中代入中国工业企业数据库的数据,可以测算出相应的数值。限于篇幅,详细数据未列出,作者留存备索。从中可以发现不同所有制企业的资源错配情况在行业间的分布规律与全行业大致相同。由于相对于劳动错配系数,资本错配系数的差异性更为明显,表2和表3列出了 $\tilde{\mu}_{K_i}^G$ 、 $\tilde{\mu}_{K_i}^M$ 最大和最小的10个行业。

很明显,表2、表3的左边基本上是受行政性垄断干预较强的一些重化工业,右边则主要为市场竞争充分的一些行业,如一些轻工业。

表2 $\tilde{\mu}_{K_i}^G$ 最大、最小的10个行业统计

行业名称(代码)	$\tilde{\mu}_{K_i}^G$	行业名称(代码)	$\tilde{\mu}_{K_i}^G$
烘炉、熔炉及电炉制造(356)	8.106 5	通信设备制造(401)	0.342 3
纸浆制造(221)	5.423 6	饲料加工(132)	0.382 7
电子和电工机械专用设备制造(366)	3.169 9	家用视听设备制造(407)	0.386 3
搪瓷制品制造(347)	2.673 2	植物油加工(133)	0.389 8
陶瓷制品制造(315)	2.422 4	电子计算机制造(404)	0.397 9
水泥、石灰和石膏的制造(311)	2.289 1	屠宰及肉类加工(135)	0.492 7
塑料丝、绳及编织品的制造(303)	2.256 9	电线、电缆、光缆及电工器材制造(393)	0.545 5
人造板制造(202)	2.146 9	工艺美术品制造(421)	0.550 8
玻璃及玻璃制品制造(314)	1.984 6	竹、藤、棕、草制品制造(204)	0.563 9
印刷、制药、日化生产专用设备制造(364)	1.873 7	谷物磨制(131)	0.575 2

资料来源:作者整理。

表3 $\tilde{\mu}_{K_i}^M$ 最大、最小的10个行业统计

行业名称(代码)	$\tilde{\mu}_{K_i}^M$	行业名称(代码)	$\tilde{\mu}_{K_i}^M$
烘炉、熔炉及电炉制造(356)	5.688 7	羽毛(绒)加工及制品制造(194)	0.436 1
水泥、石灰和石膏的制造(311)	2.810 7	饲料加工(132)	0.457 7
制糖(134)	2.333	有色金属合金制造(334)	0.482 5
纸浆制造(221)	2.183 3	电子计算机制造(404)	0.490 7
炼焦(252)	2.114 2	皮革鞣制加工(191)	0.546 3
电子和电工机械专用设备制造(366)	2.043	家用视听设备制造(407)	0.568 3
陶瓷制品制造(315)	1.758 1	毛皮鞣制及制品加工(193)	0.569 1
印刷(231)	1.750 2	贵金属冶炼(332)	0.573 1
肥料制造(262)	1.744 3	植物油加工(133)	0.577 6
造纸(222)	1.626	谷物磨制(131)	0.611 5

资料来源:作者整理。

四、回归估计

根据前面的统计分析结果可知,工业部门的资源错配现象表现出一定的行业分布规律。资源错配在不同行业间的差异性较大,不同行业资源错配程度的大小与行业的行政性垄断程度具有较强的相关关系。为了进一步分析行政性垄断与资源错配的相关关系,本文以上述151个三位数代码工业行业作为研究对象,通过构建适当的计量模型,对行政性垄断与工业行业资源配置效率的相互关系进行实证分析。

(一) 变量描述

1. 被解释变量。本文以工业行业的资源错配程度 AE 、工业行业的资本错配程度 AE_k 和劳动错配程度 AE_L 作为被解释变量。

2. 解释变量。本文探讨行政性垄断对工业行业资源错配的影响,因而解释变量为工业行业的行政性垄断程度。参照褚敏和靳涛^[16]、韩剑和郑秋玲^[17]、靳来群等^[18]、陈林等^[19]的做法,本文使用以下代理变量来反映行业的行政性垄断程度:

一是行业财政补贴。已知财政补贴是政府进行干预的重要手段,无论是出口退税补贴、企业亏损补贴还是其他形式的补贴,都会降低受补贴企业的生产积极性,有碍公平的市场竞争。而且受补贴的企业往往是高政治联系的企业,这种基于高政治联系的财政补贴扭曲了社会资源的配置^[20]。据此,本文利用工业企业数据库中的补贴收入指标,将各个企业的补贴收入进行汇总,得到各行业各年的财政补贴,以及各行业补贴收入占全行业总补贴的比值,该比值越大,反映政府对行业的干预力度越大。因此,本文预期回归系数的符号为正,用 $Isub1$ 表示,具体公式如下:

$$Isub1 = \frac{\sum_{i=1}^n sup_i}{\sum_{j=1}^N sup_j} \quad (22)$$

其中 sup_i 表示行业中企业 i 的补贴收入, n 表示行业 i 中企业的个数, sup_j 表示行业 j 的补贴收入, N 表示行业的个数。

二是国有企业偏爱。政府与国有企业之间存在着千丝万缕的联系,不少地方政府甚至通过干预国有企业的投资来实现政绩的提升。根据前面的分析,受补贴的企业往往是高政治联系的企业,本文使用行业中国有企业所获补贴占行业总补贴的比例来反映政府对行业内国有企业的偏爱,该比例越大,表明政府对国有企业的偏爱越强,行政性垄断的程度也越大。因此本文预期回归系数的符号为正,变量用 $Isub2$ 表示,具体公式如下:

$$Isub_2 = \frac{\sum_{i=1}^n state_sup_i}{\sum_{m=1}^N sup_m} \quad (23)$$

其中 $state_sup_i$ 表示行业中国有企业 i 的补贴收入, n 表示行业 i 中国有企业的个数, sup_m 表示行业中企业 m 的补贴收入, N 表示行业中企业的个数。

三是行业的国有经济比重。在一个行政性垄断程度较高的行业中,非国有经济很难进入,刘小玄^[21]最早提出了衡量行政性进入壁垒的指标,即用国有大中型企业所占的市场份额作为衡量指标,该指标越大,行政性进入壁垒就越大。据此,本文使用行业中国有企业的产品销售收入均值与行业产品销售收入均值之比来表示行业的国有经济比重^①,该比值越大,行业的行政性垄断程度就越强。因此本文预期回归系数的符号为正,变量用 GN 表示,具体公式如下:

$$GN = \frac{\sum_{i=1}^n guoyou_income_i}{\sum_{j=1}^N income_j} \quad (24)$$

其中 $guoyou_income_i$ 表示行业中国有企业 i 的产品销售收入, $income_j$ 表示行业中企业 j 的产品销售收入。

四是行业管理费用。已知在中国特殊的国情下,企业的管理费用中用于企业与政府之间关系建设占很大一部分^[19]。而越是行政性垄断的“受益者”,为了维持行业的行政性垄断性质以保持利益

的持续获得,管理费用中这部分支出就会越大。管理费用的这部分支出严重损害了行业的经营效益,不利于有序市场竞争的开展,制约了行业的发展。据此,本文利用工业企业数据库中的管理费用指标,将各个企业的管理费用进行汇总,得到各行业各年的管理费用,该数值越大,行业的行政性垄断性质越强。

因此,本文预期回归系数的符号为正,变量用 MF 表示。

3. 控制变量。本文在计量模型中放入以下控制变量: 外资依存度 $Ifor$ 、行业所占的市场份额 $Ishare$ 、行业的销售利润率 $Iprolv$ 。

表 4 为变量的统计性描述。

(二) 行政性垄断对工业行业资源错配的影响

本文回归分析所用计量模型如下:

$$AE_{it} = \alpha_{it} + \beta IAM_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (25)$$

$$AE_{K_{it}} = \alpha_{it} + \beta IAM_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

$$AE_{L_{it}} = \alpha_{it} + \beta IAM_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

其中,下标 i 代表行业,下标 t 代表时间。 $i \in N$ N 为样本的截面数 ($N = 151$)。 $t \in T$ T 为考察时间年限, $T = 10$ 。 AE 、 AE_K 、 AE_L 分别为工业行业的资源错配程度、工业行业的资本错配程度、工业行业的劳动错配程度,均为被解释变量。 IAM 为解释变量,表示行业的行政性垄断程度,具体将行业财政补贴、国有企业偏爱、行业的国有经济比重、行业管理费用四个代理变量指标放入模型进行回归。 β 为 IAM 的系数,也是本文重点观察的指标。根据理论分析,预期 $\beta > 0$ 。 X_{it} 为一系列控制变量,包括外资依存度 $Ifor$ 、行业所占的市场份额 $Ishare$ 、行业的销售利润率 $Iprolv$ 。 α_{it} 为截距项, ε_{it} 为随机扰动项。

本文使用固定效应模型和随机效应模型对式(25)、式(26)和式(27)的回归方程进行回归后,进行豪斯曼(Hausman)检验,检验结果表明应采用固定效应模型。表5、表6、表7分别列示了固定效应模型的回归结果。

从表5的解释变量来看,行业的财政补贴对工业行业资源错配的回归系数为正,表明行政性垄断确实一定程度上加深了工业行业的资源错配程度。政府的财政补贴有一部分用于挽救濒临破产的企业,从而起到了保护落后产能的作用,这相当于提高了行业的退出壁垒,无法使企业根据市场规则正常衰亡,阻碍了企业间资源配置效率的提高。但回归系数并不显著,可能的原因是政府的财政补贴还有一部分用于扶持幼小的新兴产业,这些企业大多属于高新技术产业,补贴是为了鼓励和促进技术革新。正是由于目前政

表 4 各主要变量统计性描述

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
AE	1 510	0.000 194 2	0.005 889 8	-0.053 391 6	0.080 332 8
AE_K	1 510	3.54e-06	0.005 227 9	-0.045 866 2	0.071 201 2
AE_L	1 510	0.000 190 6	0.000 962 9	-0.007 525 4	0.009 160 2
$Isub1$	1 510	0.662 251 7	1.463 702 0	-0.117 904 6	15.586 38
$Isub2$	1 510	0.476 309 1	0.684 536 5	-8.807 692 0	19.164 20
GN	1 510	0.432 116 2	0.259 384 5	0.000 509 5	0.987 106 9
MF	1 510	1 900 512	3 352 142	9 124	4.58e+07
$Ifor$	1 510	181 429.2	907 874.9	-82 978	2.24e+07
$Ishare$	1 510	1.155 377	0.937 145 5	0.076 791 7	5.386 817
$Iprolv$	1 510	-0.108 45	1.445 393	-46.718 75	1.699 924

资料来源:作者整理。

表 5 行政性垄断对全行业资源错配程度的影响

变量名称	(1)	(2)	(3)	(3)
$Isub1$	1.018 (1.14)			
$Isub2$		1.235 (1.06)		
GN			2.57*** (10.31)	
MF				8.37*** (18.75)
$Ifor$	-0.494*** (-3.93)	-0.485*** (-3.86)	-0.948*** (-7.34)	-1.42*** (-11.58)
$Ishare$	-0.439 2* (-1.52)	-0.387 (-1.34)	-0.506 1* (-1.82)	-1.007 8*** (-3.89)
$Iprolv$	-0.058 8 (-1.12)	-0.058 3 (-1.11)	-0.066 8 (-1.33)	-0.051 4 (-1.10)
$-cons$	7.175** (2.10)	6.642* (1.90)	5.31* (1.61)	2.06 (0.07)
样本数	1 510	1 510	1 510	1 510
F 值	5.05	5.01	31.68	93.83
Prob > F	0.00	0.00	0.00	0.00

注:括号内为 t 统计值。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

资料来源:作者基于 stata 软件估计。

府这种补贴格局,没有对工业行业的资源错配形成显著影响,这与韩剑和郑秋玲^[17]的研究结论一致。

同样地,国有企业偏爱对工业行业资源错配的回归系数为正,表明政府对国有企业的偏爱在一定程度上加深了工业行业的资源错配程度,但回归系数不显著。表明政府补贴的国有企业中既包括因经营不善而本应该被市场淘汰的企业,也包括一些为了技术革新而努力的高新技术企业。

行业的国有经济比重对工业行业资源错配的回归系数也为正,且通过了1%的显著性检验,表明行政性垄断是工业行业内资源错配的重要原因。政府在企业获取生产所需的资源时起着举足轻重的作用,这种对资源的支配权使得企业在进入某些行业时困难重重,即使勉强进入,在获取生产所需资源时将付出更高的价格。这道由行政性垄断筑起的高门槛最终导致行业内资源配置效率的严重低下。

行业的管理费用对工业行业资源错配的回归系数也为正,且通过了1%的显著性检验,行政性垄断行业为了维持行政性垄断地位以维持利益的持续获得,往往将管理费用的较高比例用于与政府之间的关系建设。这种关系带来的是较低的融资成本和宽松的融资条件,进而企业可获得超额利润,这部分利润再转化为员工的隐性收入,导致行政性垄断行业与竞争性行业之间资本和劳动要素价格的差异,进而形成资源错配。

从控制变量的角度看,本文发现外资依存度越高的行业,行政性垄断所导致的行业资源错配程度就越低,这一点与理论和以往的研究相符。外资依存度高的行业往往出口密度也高,相应地该行业的贸易开放程度也就越高,而贸易开放程度越高就越能促进行业的市场竞争,这可以在一定程度上降低资源错配程度。而另一方面,行业规模的大小也会影响资源错配程度,行业规模越大,行政性垄断所导致的行业资源错配程度就越低,这也与现实相吻合。一般来说,行业规模越大,表明行业的市场竞争越充分,资源错配的程度则相应越低。最后,行业的销售利润率虽然系数为负,表明行业销售利润率提高其资源错配程度会有所降低,但检验结果并不显著,影响十分有限。

由表6可知,国有企业偏爱、行业的国有经济比重以及行业的管理费用对工业行业资本错配影响的回归系数显著为正,行业的财政补贴虽然没有通过显著性检验,但其系数为正,说明行政性垄断在一定程度上加深了工业行业的资源错配程度,回归结果整体上具有稳健性,这表明行政性垄断是行业内资本错配的根本原因。在中国的金融体系中,国有银行是金融支柱,而政府则可以主导国有银行对金融资源的使用。具体来说,政府可以主导国有银行将资本以较低的价格注入国有企业,从而割裂国有企业与非国有企业之间的资本要素价格,造成行业中的资本错配。相对来说,非国有企业在获取资本要素时往往需要付出更高的价格,而因此导致许多企业资本使用不足。

由表7可知,行业的财政补贴、行业的国有经济比重以及行业的管理费用对工业行业的劳动错配影响的回归系数为正,且至少通过1%的显著性检验,回归结果的稳健表明工业行业行政性垄断程度的加大将显著加深行业的劳动错配程度。政府通过设置行业壁垒、管制产品和要素两大市场等手段,可以直接导致国有企业形成不同程度的

表6 行政性垄断对全行业资本错配程度的影响

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Isub1</i>	0.35 (0.43)			
<i>Isub2</i>		2.233** (2.10)		
<i>GN</i>			2.29*** (10.02)	
<i>MF</i>				7.55*** (18.48)
<i>Ifor</i>	-0.375*** (-3.27)	-0.367*** (-3.20)	-0.782*** (-6.62)	-1.21*** (-10.82)
<i>Ishare</i>	-0.4244* (-1.60)	-0.3754* (-1.42)	-0.5007** (-1.97)	-0.9548*** (-4.02)
<i>Iprolv</i>	-0.039 (-0.82)	-0.0371 (-0.78)	-0.0457 (-0.99)	-0.032 (-0.75)
<i>_cons</i>	5.346* (1.71)	3.936 (1.23)	3.523 (1.17)	-11.13 (-0.40)
样本数	1510	1510	1510	1510
F值	3.58	4.65	28.89	89.83
Prob > F	0.01	0.00	0.00	0.00

注:括号内为*t*统计值。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

资料来源:作者基于stata软件估计。

垄断势力,进而获得垄断利润。而当这部分垄断利润在国有企业内部进行瓜分从而部分化为员工福利后,会导致国有企业与非国有企业之间劳动要素价格的差异,造成行业中的劳动错配。即使国有企业与非国有企业之间的劳动工资没有差别,但国有企业员工的隐性收入使其劳动报酬远高于非国有企业的员工。

(三) 稳健性检验

在前面的实证分析中,解释变量行政性垄断程度选取了行业财政补贴、国有企业偏爱、行业的国有经济比重、行业管理费用四个代理变量,上述方法虽能客观测算出行业的行政性垄断程度,但丁启军和伊淑彪^[22]提出,利用这样的方法测得的行政性垄断程度具体数值可以根据实际情况确定,这里借鉴陈林等^[19]的方法对本文所分析的行业进行界定,根据这种界定方法,151个三位数代码工业行业被分为行政性垄断行业和竞争性行业两类^②。然后按以下计量模型进行回归:

$$AE_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 AM_{it} + \gamma_1 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (28)$$

$$AE_{K_{it}} = \alpha_{it} + \beta_1 AM_{it} + \gamma_1 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (29)$$

$$AE_{L_{it}} = \alpha_{it} + \beta_1 AM_{it} + \gamma_1 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (30)$$

其中,下标*i*代表行业,下标*t*代表时间。 $i \in N$, N 为样本的截面数($N = 151$)。 $t \in T$, T 为考察时间年限, $T = 10$ 。 AE 、 AE_K 、 AE_L 分别为工业行业的资源错配程度、工业行业的资本错配程度、工业行业的劳动错配程度,均为被解释变量。 AM_{it} 为解释变量,代表工业行业的行政性垄断性质,取0或1的虚拟值,当行业为行政性垄断行业时, $AM_{it} = 1$,当行业为竞争性行业时, $AM_{it} = 0$ 。 β_1 为 AM_{it} 的系数,预期 $\beta_1 > 0$ 。 X_{it} 为控制变量。 α_{it} 为截距项, ε_{it} 为随机扰动项。

由表8的(1)、(2)、(3)列可知,行政性垄断变量的回归系数为正,且通过了相应的显著性检验,表明行政性垄断与行业的资源错配程度、行业的资本错配及劳动错配程度之间呈现正相关关系。与前面的实证分析结果相比没有太大变化,充分说明本文的回归结果是稳健的。

五、研究结论与政策启示

本文依托一个类似的“反事实框架”,对已然存在的行政性垄断进行政策效应检验,从而得出以《公平竞争审查制度》为核心的竞争政策实施后可能出现的经济绩效提升。首先,本文从Aoki生产函数模型出发,以行政性垄断为切入点,在总结以往

表7 行政性垄断对全行业劳动错配程度的影响

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Isub1</i>	0.668 *** (4.27)			
<i>Isub2</i>		-0.998 (-4.90)		
<i>GN</i>			2.87 *** (6.37)	
<i>MF</i>				8.16 *** (9.55)
<i>Ifor</i>	-0.119 *** (-5.40)	-0.118 *** (-5.35)	-0.166 *** (-7.14)	-0.206 *** (-8.77)
<i>Ishare</i>	-0.148 (-0.29)	-0.116 (-0.23)	-0.537 (-0.11)	-0.53 (-1.07)
<i>Iprolv</i>	-0.019 8 ** (-2.16)	-0.021 2 ** (-2.31)	-0.021 1 ** (-2.31)	-0.019 5 ** (-2.18)
<i>_cons</i>	1.83 *** (3.05)	2.706 *** (4.42)	1.787 *** (3.01)	1.319 ** (2.25)
样本数	1 510	1 510	1 510	1 510
F值	12.69	14.18	18.43	31.38
Prob > F	0.00	0.00	0.00	0.00

注:括号内为*t*统计值。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

资料来源:作者基于stata软件估计。

表8 行政性垄断对资源错配的影响

变量名称	(1)	(2)	(3)
<i>AM</i>	10.757 ** (2.42)		
		7.397 * (1.86)	
			3.36 *** (4.73)
<i>Ifor</i>	-1.99 *** (-12.15)	-0.161 *** (-10.98)	-0.038 *** (-14.54)
<i>Ishare</i>	0.212 2 (1.36)	0.090 4 (0.65)	0.121 8 *** (4.89)
<i>Iprolv</i>	-0.052 6 (-0.36)	-0.026 7 (-0.20)	-0.025 9 (-1.11)
<i>_cons</i>	1.695 (0.72)	9.54 (0.45)	7.42 ** (1.98)
样本数	1 510	1 510	1 510
Within-R ²	0.089 5	0.074 6	0.131 6
Prob > F	0.00	0.00	0.00

注:括号内为*t*统计值。*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

资料来源:作者基于stata软件估计。

学者研究成果的基础上,对行政性垄断与工业行业资源错配的相关关系展开研究。首先,利用中国工业企业数据库1998—2007年企业层面的数据,结合模型测算出151个三位数代码工业行业的全行业总体资源错配情况、各行业的资源错配总体情况、各行业的资本错配情况、各行业的劳动错配情况、各行业中国有企业的资源错配情况以及各行业中非国有企业的资源错配情况,根据测算结果分析资源错配的行业分布规律。其次,本文通过构建计量模型,实证分析了行政性垄断对工业行业资源错配的影响,并分别就行业的资本错配情况和劳动错配情况进行了探索。据此,本文得出的主要结论如下:

(1) 151个三位数代码工业行业内存在总体上的资源错配,而且国有企业与非国有企业相比有着显著的资源错配存在。此外,相对于劳动错配,行业内资本错配的程度更为明显和严重。从1998—2007年,资源错配的总体走势是一个从配置效率改善到配置效率恶化的过程,且以2004年为分水岭,在2004年以前有逐渐改善的趋势,在2004年之后配置效率再次降低。

(2) 资本错配系数较高的行业主要集中在行政性垄断行业,这些行业往往受到较多的政府规制且市场进入门槛较高。而资本错配系数较低的行业主要集中在竞争性行业,这些行业市场充分且市场进入门槛较低。与资本错配相比较,工业行业内的劳动错配程度相对较小。在所考察的151个三位数代码工业行业中,有54个行业的劳动配置基本合理,有63个行业的劳动错配系数大于1,存在劳动的过量使用,另外有34个行业的劳动使用成本较高,存在劳动投入不足现象。

不同所有制企业的资源错配情况在行业间的分布规律与全行业大致相同。特别地,资源错配因子数值最大的行业基本上是受行政性垄断干预较强的行业,而资源错配因子数值较小的行业则主要集中在市场竞争充分的轻工业。

(3) 实证研究结果显示,行业的行政性垄断程度与资源错配程度紧密相关,两者呈现显著的正相关关系。行业的行政性垄断程度越高,资源错配程度越深。政府在企业获取生产所需的资源时起着举足轻重的作用,这种对资源的支配权使得企业在进入这些行业时困难重重,即使勉强进入,在获取生产所需资源时将付出更高的价格。这道由行政性垄断筑起的高门槛最终导致行业内资源配置效率严重低下。

根据以上研究结论,本文得出以下政策启示:

(1) 中共十九大报告在第五章的“加快完善社会主义市场经济体制”中,指出了“打破行政性垄断,防止市场垄断,加快要素价格市场化改革”。不难看出,要素市场的扭曲与社会资源的错配,已经受到了党和国家的高度重视。

根据本文的实证结果,要改善工业部门资源错配的情况,降低政府的行政性垄断干预是一条可行的改革路径。新时代的各级政府要进一步降低市场准入方面的行政性壁垒,降低甚至取消非国有企业进入某些特定行业时所面临的不必要的门槛,从而促进资源在工业行业间的流动和合理、高效配置。企业、行政机构与行业协会等主体要积极推进社会主义市场经济体系建设,注重形成规范的市场秩序,营造有利于发挥竞争活力的市场环境。相关行政机构要依法支持市场机制发挥作用,实现资源合理配置。进一步规范政府干预经济的手段与方式,政府不得强行干预企业的自主选择权,不得以强制性的行政力量取代市场竞争。

总之,要通过施行《公平竞争审查制度》及其细则,贯彻落实《反垄断法》规定的“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”,通过法制建设的力量完成党中央在十九大报告中提出的反垄断与要素市场的综合性改革。

(2) 打破行政部门权力与国有企业之间的利益关联,促进资本和劳动力(特别是人力资本)在不同所有制企业之间的合理配置。国有企业与非国有企业资源错配现象存在显著差异,且资源错配严重的行业基本集中于受行政性垄断干预较强的工业行业,因此,打破行政性垄断是解决所有制差异

所带来的资源错配现象的关键,也是重中之重。然而,国有企业与行政部门权力长期结合过程中已经形成庞大的利益集团,分离政府部门与国有垄断企业的利益链条则成为打破行政性垄断的关键。因此,政府必须严厉推进公平竞争审查工作,“保证政府行为符合相关法律法规要求,确保政府依法行政”,推进自由、平等、公正、开放的市场秩序的建立;加大对权力寻租行为的惩处力度,规范政府官员和国有企业高管的行为;推进国有企业混合所有制改革,引入非国有因素,提高国有企业资源配置效率与创新水平。

《公平竞争审查制度》是社会主义市场经济体制建设的新节点,是中央下决心整治行政性垄断的具体表现,如何依托此制度推进反垄断及要素市场建设等重要工作,是一个博大精深的研究领域,此文仅为引玉之砖,期待学者共同深入探讨。本文还存在很多不足之处,比如没有考虑行业内的行政性垄断对行业内部的资源错配影响,未能使用最新数据,这些都是值得改善的地方。

注释:

- ①由于中国工业企业数据库中2004年的工业总产值与工业增加值数据缺失,因此不采用上述两个指标表示行业的国有经济比重。
- ②虽然垄断行业中除了行政性垄断行业还有自然垄断行业,但是根据陈林和刘小玄^[23]、陈林^[24-26]的研究中关于自然垄断和行政垄断的测度方法可知,本文所要分析的151个行业中不含自然垄断行业。

参考文献:

- [1]余东华, 巩彦博. 供给侧改革背景下的反垄断与松管制——兼论公平竞争审查制度的实施[J]. 理论学刊, 2017(1): 58-65.
- [2]AOKI S. A simple accounting framework for the effect of resource misallocation on aggregate productivity [R]. MPRA paper from university library of Munich, 2008, No. 11511.
- [3]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.
- [4]张庆君. 要素市场扭曲、跨企业资源错配与中国工业企业生产率[J]. 产业经济研究, 2015(4): 41-50.
- [5]周海波, 胡汉辉, 谢呈阳, 等. 地区资源错配与交通基础设施: 来自中国的经验证据[J]. 产业经济研究, 2017(1): 100-113.
- [6]王竹泉, 段丙蕾, 王苑琢, 等. 资本错配、资产专用性与公司价值——基于营业活动重新分类的视角[J]. 中国工业经济, 2017(3): 120-138.
- [7]刘贯春, 陈登科, 丰超. 最低工资标准的资源错配效应及其作用机制分析[J]. 中国工业经济, 2017(7): 62-80.
- [8]张建平, 李杏. 中国要素市场价格扭曲对服务业发展的影响研究[J]. 南京财经大学学报, 2017(6): 98-108.
- [9]白俊红, 刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. 中国工业经济, 2018(1): 60-78.
- [10]刘盛宇, 尹恒. 资本调整成本及其对资本错配的影响: 基于生产率波动的分析[J]. 中国工业经济, 2018(3): 24-43.
- [11]李思龙, 郭丽虹. 市场依赖度、资本错配与全要素生产率[J]. 产业经济研究, 2018(2): 103-115.
- [12]HSIEH C, KLEINOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. Quarterly journal of economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [13]CHARI V V, KEHOE P J, MCGRATTAN E R. Accounting for the great depression [J]. American economic review, 2002, 92(2): 22-27.
- [14]塞尔奎因. 生产率增长和要素再配置[C]//钱纳里, 卢宾逊, 塞尔奎因. 工业和经济增长的比较研究. 上海: 三联书店, 1989.
- [15]DOMAR E D. On the measurement of technological change [J]. Economic journal, 1961, 71(284): 709-729.
- [16]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.

- [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]靳来群,林金忠,丁诗诗.行政性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.
- [19]陈林,罗莉娅,康妮.行政性垄断与要素价格扭曲——基于中国工业全行业数据与内生性视角的实证检验[J].中国工业经济,2016(1):52-66.
- [20]余明桂,回雅甫,潘红波.政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性[J].经济研究,2010(3):65-77.
- [21]刘小玄.中国转轨经济中的产权结构和市场结构——产业绩效水平的决定因素[J].经济研究,2003(1):21-29.
- [22]丁启军,伊淑彪.中国行政性垄断行业效率损失研究[J].山西财经大学报,2008(2):42-47.
- [23]陈林,刘小玄.自然垄断的测度模型及其应用:以中国重化工业为例[J].中国工业经济,2014(8):5-17.
- [24]陈林.“二元性”特征与反行政垄断的现实困境[J].学术界,2015(2):14-23.
- [25]陈林.中国垄断性行业的准入壁垒及其经济绩效[J].财经研究,2016(6):87-97.
- [26]陈林.自然垄断与混合所有制改革——基于自然实验与成本函数的分析[J].经济研究,2018(1):81-96.

(责任编辑:雨珊)

Administrative monopoly and resource misallocation from the perspective of fair competition review

CHEN Lin¹, LI Kangping²

(1. Institute of Industrial Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China;

2. Zhejiang Provincial Branch, Bank of Communications, Hangzhou 310000, China)

Abstract: The promulgation of the “fair competition review system” in 2016 marks a new stage in Chinese regulation of administrative monopoly and the construction of socialist market economy system. Due to the short implementation time of the policy, based on a similar “counterfactual framework”, this paper empirically studies the policy performance of administrative monopoly, to evaluate the increasing effect of resource allocation efficiency that the “fair competition review system” may bring. From the perspective of resource misallocation, this paper constructs a multi-sectoral production function model that contains department friction, to quantify the relationship between resource misallocation and economic structure change. Then, after proving the effect of resource misallocation theoretically, this paper conducts the measurement of resource misallocation degree and the empirical analysis between administrative monopoly and misallocation, using the data of China’s industrial enterprise database during 1998-2007. The results show that there is an overall resource misallocation in Chinese manufacturing industries, and the capital misallocation of industries and resource misallocation of state-owned enterprises are the main reasons. The degree of administrative monopoly in industry has a significant positive correlation with the degree of resource misallocation, which means the higher the administrative monopoly degree is, the more serious the resource misallocation will be. In other words, the “fair competition review system” can improve the allocation efficiency in socialist market economy by regulating administrative monopoly.

Key words: fair competition review; administrative monopoly; factor market distortion; resource misallocation; Aoki production function; monopoly economics