

市场结构门限效应研究

——以中国制造业技术进步对市场绩效影响为例

赵 奚, 孙 巍

(吉林大学 商学院/数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘 要: 本文选用近年来中国制造业细分行业数据, 采用面板门限回归模型, 研究了技术进步对市场绩效的影响。结果发现其市场结构存在两个显著的临界值 0.090 和 0.170, 在临界值两侧, 技术进步对市场绩效的影响具有显著的市场结构门限特征: 高垄断行业的技术进步会巩固其垄断地位, 导致行业绩效下降; 低垄断行业的技术进步会使其行业利润率趋近于完全竞争市场的零利润, 导致行业绩效提高; 处于两者中间的垄断程度, 具有一定的不确定性。

关键词: 市场结构; 门限效应; 制造业; 技术进步; 市场绩效

中图分类号: F062.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-176X(2015)02-0038-06

一、问题的提出

Fare 等^[1]提出从西方研究与实践的长期经验可看出, 技术进步是推进发达国家经济增长的重要动力和源泉, 技术进步对于企业的生存发展和国家的经济增长都是重要诱因。然而不同市场中, 技术进步在促进企业竞争力的同时, 也会给市场机制的有效性带来不同的影响。一旦市场失灵, 或者市场的有效性明显降低, 必然会对居民的社会福利和宏观经济运行产生显著影响。所以通过对中国企业技术进步的研究, 探索技术进步与其所在行业的市场绩效的关系, 从而对于各行业的市场有效性及其动态演变寻求有针对性的市场监管和调控政策有重要的借鉴意义。

关于技术进步与市场绩效的关系, 可以追溯到产业组织理论中哈佛学派的 SCP 分析框架中

结构、行为和绩效之间存在的因果关系, 即市场结构决定企业行为, 企业行为决定市场运行的经济绩效。哈佛学派强调垄断的市场结构会产生垄断的市场行为, 进而导致不良的市场绩效, 特别是资源配置的非效率。芝加哥学派反对哈佛学派的观点, 认为重点应放在对垄断或寡占企业市场行为的干预上, 因为惟有这些市场行为限制了产业发展, 而未能提高生产效率, 损害了消费者的福利。马丁^[2]提出芝加哥学派注重判断市场效率是否提高, 而不是只看结构是否损害了竞争。

根据产业经济学中 SCP 分析范式的中心假说, 即: 可观察到的市场结构特征决定了市场中企业的行为, 干春晖^[3]提出在给定市场结构的特征下, 市场中企业的行为决定了市场绩效中可衡量的方面。笔者认为在研究技术进步对于绩效

收稿日期: 2014-10-10

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“市场供给的动态缺口效应及其对市场竞争行为的影响研究”(10JJD790032); 吉林省科技厅软科学项目“吉林省收入差距现状和趋势研究”(20110616)

作者简介: 赵 奚 (1985-), 女, 吉林长春人, 博士后, 主要从事数量经济学研究。E-mail: 394303418@qq.com

孙 巍 (1963-), 男, 吉林人, 教授, 博士生导师, 主要从事数量经济学研究。E-mail: sunwei@jlu.edu.cn

的影响分析中,不能单方面地脱离已有的市场结构来进行,应考虑到孙巍和赵翼^[4]提出的市场结构因素。但是在现实中,依照垄断程度的大小分,市场结构是各不相同的,那么在众多的市场结构中,企业的技术进步对其行业的绩效影响一样吗?是否会根据不同的市场结构而体现出截然相反的效果呢?

Cheung 等^[5]提出在已有的相关研究中,国内外文献对技术进步与绩效进行研究时大部分是研究技术进步与企业绩效之间的线性关系,很少研究技术进步与行业绩效之间的关系,尤其是非线性关系。姚洋和章奇^[6]的研究表明,企业研发投入对企业效率的影响呈现显著的正相关关系。朱卫平和伦蕊^[7]的研究表明两者之间不存在明显的正相关关系。并且在现有的研究中,都忽略了已有的市场结构对二者关系的影响。

考虑到国内外文献对技术进步与行业市场绩效研究的不足,本文的出发点是从市场结构的视角研究技术进步对绩效的影响,与以往的线性模型不同,希望验证以下假设:

假设:中国制造业的企业技术进步对于市场绩效的影响是非线性的,非线性关系的原因主要是市场结构存有差异,市场结构具有一定的门限效应,使得门限值前后技术进步对市场绩效的影响不同。

综上所述,本文的研究有助于清晰地分析中国制造业发展过程中技术进步对市场绩效的影响,从而为政府对不同行业的扶植及促进采用不同的激励制度。其中,对技术进步能带来较高的绩效提升的行业,应增加对其技术进步的鼓励。而对于垄断程度较高、规模经济性较弱的行业,应防止垄断程度的扩大。

二、研究方法

1. 技术进步的度量

在本文的实证研究中,采用前沿技术变化这个指标作为企业技术进步的度量标准。笔者认为,一般用来度量技术进步的全要素生产率不能够最精确地反映技术进步,因为全要素生产率包含有技术效率和规模效率变化,这两项变化不是源于技术进步,而是与管理水平提高或管理制度的改变有关。为了进一步剔除与技术基本无关的相关效率进步,本文试利用生产前沿面的参数方法,分解出前沿技术变化,并用它来度量企业的技术进步。

利用随机前沿生产函数模型度量全要素生产率变化率最早是由 Aigner 等^[8]以及 Wim 和 Julien^[9]提出,根据 Kumbhakar^[10]的总结,如果能够获得要素价格信息,基于面板数据的随机前沿生产函数模型将全要素生产率的增长进行如式(1)形式的分解。

$$\dot{TFP} = \dot{y} - \dot{x} = FTP + TE + SE + AE = \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial t} + (-\frac{du}{dt}) + (RTS - 1) \sum_j \lambda_j \dot{x}_j + \sum_j (\lambda_j - S_j) \dot{x}_j \quad (1)$$

其中, ε_j 表示生产前沿面的投入产出弹性, $\varepsilon_j = \partial \ln f(\cdot) / \partial \ln x_j$; S_j 表示要素 j 在总要素成本中占的总份额,且 $\sum_j S_j = 1$; RTS 表示规模报酬,且 $RTS = \sum_j \varepsilon_j$; λ_j 表示要素 j 在前沿生产函数中相对的产出弹性,且 $\lambda_j = \varepsilon_j / \sum_j \varepsilon_j = \varepsilon_j / RTS$, $\sum_j \lambda_j = 1$ 。当要素价格未知时,要素 j 的相对产出弹性 λ_j 和要素 j 在总要素成本中占的份额 S_j 相等,则模型用式(2)表示:

$$\dot{TFP} = \dot{y} - \dot{x} = FTP + TE + SE = \frac{\partial \ln f(x, t)}{\partial t} + (-\frac{du}{dt}) + (RTS - 1) \sum_j \lambda_j \dot{x}_j \quad (2)$$

本文采用 Christensen 等^[11]提出的以时变形式超越对数生产函数为蓝本的随机前沿生产函数模型度量全要素生产率变化率,对于由 i 个生产者在 t 时期内的面板数据,时变的生产边界用超越对数生产函数形式如式(3)表示:

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln k_{it} + \beta_2 \ln l_{it} + \beta_3 t + \beta_4 \ln k_{it} \ln l_{it} + \beta_5 (\ln k_{it})^2 + \beta_6 (\ln l_{it})^2 + \beta_7 t^2 + \beta_8 t \ln k_{it} + \beta_9 t \ln l_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (3)$$

在式(3)中, $v_{it} \sim \text{iidN}(0, \sigma_v^2)$ 是随机噪声项, $u_{it} \geq 0$ 是技术无效率误差项。 t 作为回归元用于捕获技术变化的影响。分布假设沿用 Battese 和 Coelli^[12]提出的时变性技术效率设定形式,即 $v_{it} \sim \text{iidN}(0, \sigma_v^2)$, $u_{it} = u_i \cdot \beta(t) = u_i \cdot \exp\{-\eta(t-T)\}$, 且 $u_i \sim \text{iidN}^+(\mu, \sigma_u^2)$, $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$, $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ 。其中, μ 大于 0 表示技术非效率; η 大于 0 表示技术非效率随时间减小,反之亦然; γ 表示技术非效率的因素对生产非效率的影响,其值越大说明生产非效率越是由技术非效率所导致。采用 Jondrow 等^[13]提出的混合误差分解方法(JLMS),从混合误差项中分离出 u_{it} , 估计出各个生产者的技术效率。

对式(1)的参数估计后可以将 TFP 的变化率分解为三项,如式(4),等式右边第一项为

前沿技术变化 (FTP), 第二项为相对前沿的技术效率变化率变化 (TE), 第三项为规模经济效率变化 (SE), 如式 (4) —式 (7) 所示:

$$\dot{TFP}_{it} = \dot{FTP}_{it} + \dot{TE}_{it} + \dot{SE}_{it} \quad (4)$$

$$FTP_{it} = \frac{\partial \ln f(k, l, t)}{\partial t} = \beta_3 + 2\beta_7 t + \beta_8 \ln k_{it} + \beta_9 \ln l_{it} \quad (5)$$

$$\dot{TE}_{it} = -du_{it}/dt = -d \{u_{it} \cdot \exp[-\eta(t-T)]\} / dt = \eta u_{it} = -\eta \ln(TE_{it}) \quad (6)$$

$$SE_{it} = (RTS_{it} - 1) \sum_j \lambda_{jit} \dot{x}_{jit} \quad (7)$$

本文利用 Frontier 4.1 采用极大似然估计法对式 (3) 进行估计, 结果如表 1 所示。

表 1 参数的极大似然估计结果

参 数	估计值	参 数	估计值	参 数	估计值
β_0	-3.942 *** (-3.827)	β_5	0.001 (0.035)	σ^2	0.041 *** (5.421)
β_1	1.784 *** (4.943)	β_6	0.154 *** (6.321)	γ	0.673 *** (19.396)
β_2	0.460 * (1.828)	β_7	-0.002 *** (-2.742)	μ	0.333 *** (5.905)
β_3	-0.133 *** (-3.192)	β_8	0.022 *** (2.696)	η	0.033 *** (3.664)
β_4	-0.245 *** (-4.689)	β_9	0.014 *** (2.634)	—	—

单边似然比检验 LR 统计量=213.623 约束条件数量=3

注: * 和 *** 分别表示在 10% 和 1% 置信水平下显著, 括号中的数值为 t 值 (下同)。

于是, 采用式 (5) 通过计算得到前沿技术变化 FTP。

2. 市场绩效及市场结构的刻画

对于市场绩效的度量, 本文拟采用利润率来刻画。关于市场绩效的定义, 孙敬水^[14]提出行业间是否形成了平均利润率是衡量社会资源配置效率是否达到最优的一个最基本的定量指标。市场集中度高或者进入壁垒高的行业享有高额利润, 贝恩假说表明, 高集中度或高进入壁垒的行业市场绩效较低, 即市场机制的有效性较低, 因为消费者支付了较高价格。因此市场绩效与本文采用的利润率指标呈负相关关系。

在产业组织理论中, 市场结构是指在某一特定市场上的企业所构成的市场关系的特征和形式; 换言之, 一个特定市场中的各个市场主体在市场交易中的地位、作用、比例关系以及它们在市场上交换的商品特点即形成了具体产业的市场结构。因此, 从根本上说, 市场结构就是反映市场竞争和垄断关系的概念。那么, 从这个意义上讲, 度量市场结构的实质就是度量市场的垄断 (或竞争) 程度。

对于市场垄断程度的度量相关指数有很多, 本文选取 Kalecki 指数, 其计算公式为:

$$\mu = \frac{C+D+S}{T} \quad (8)$$

其中, μ 为 Kalecki^[15] 指数, C 为行业的总利润, D 为行业总的折旧水平, S 为行业总的薪

金水平, T 为行业总的收入水平。相比于计算市场集中度所需要大量 (或全部) 的企业数据, 计算 Kalecki 指数仅需要整个行业总的利润水平、折旧水平、薪金水平以及收入水平, 具有较强的可操作性。虽然存在一定的缺陷, 但出于数据的可获得性, 并相比于利润率和行业的平均规模, Kalecki 指数仍能较精确地反映出行业的垄断 (竞争) 程度。

3. 门限回归模型

Hansen^[16]提出门限回归模型适用于具有个体固定效应的静态面板数据, 对于动态面板, 则首先需要在不影响渐近分布的情况下, 找到一种消除个体效应的方法, 从而保证静态面板门限模型的分布理论可以应用于动态面板门限模型。另外, 门限回归假设个体可依据观测值进行分组, 可认为是分组检验的分化, 组内的个体间待估参数应该是一致的, 即该模型不适用于面板的变系数模型, 若采用变系数模型, 数据分组后估计时会导致奇异矩阵, 出现不可估的情况。Hansen 给出的一般单门限模型如下:

$$y_{it} = \mu_i + \beta'_1 x_{it} I(q \leq \gamma) + \beta'_2 x_{it} I(q > \gamma) + e_{it} \quad (9)$$

其中, x_{it} 为 k 维向量, 视方程中解释变量个数而定, I 为虚拟变量, 其形式为:

$$I = \begin{cases} 0 & q \leq \gamma \\ 1 & q > \gamma \end{cases}$$

估计时首先需要消除个体影响, Hansen 的方法是通过组内去均值消除个体效应, 然后再利

用 OLS 进行估计, 本文不再累述。

综上所述, 笔者将用生产前沿面方法分解出的前沿技术变化 FTP 来度量企业的技术进步, 用利润率来刻画绩效, 用 Kalecki 指数 μ 来表示市场的垄断程度, 最后采用面板的门限回归完成在市场结构门限效应下的企业技术进步对行业绩效的影响分析。

三、指标选取及模型设定

1. 指标选取及数据来源

本文运用随机前沿生产函数法分解得到前沿技术变化 FTP 涉及的投入指标中, 选择固定资产净值年平均余额和流动资金年平均余额之和作为生产资本投入指标, 选择制造业分行业全部从业人员年平均人数作为劳动投入指标, 并选取工业增加值作为产出指标。以上数据均来源于《中国工业经济统计年鉴》和《中国劳动力统计年鉴》中的 1996—2009 年的规模以上制造业 28 个行业的分行业数据。其中, 作为资本投入指标的固定资产净值年平均余额和流动资金年平均余额, 以及作为产出指标的工业增加值都包含了当年的价格因素, 需要消除价格变动的影响, 本文以 1995 年作为基期, 参照李京文和钟学义^[17]以及孙巍等^[18]提出的价格平减处理方法对样本期间各年的投入和产出指标分别进行了可比性处理。

文中市场结构用 Kalecki 指数来度量, 其中利润水平为行业的利润总额, 折旧水平为当年的累计折旧减去上年的累计折旧, 而累计折旧则根据国家统计局的统计标准用固定资产原价减去固定资产净值计算得出, 薪金水平为行业的工资总额, 行业的总收入水平为工业总产值。所涉及到的数据均来源于《中国工业经济统计年鉴》中的 1996—2009 年的规模以上制造业 28 个行业的分行业数据。对于行业劳动力成本指标, 本文采用全部从业人员年平均人数和年均工资的乘积, 即工资总额表示。该数据来源于《中国劳动力统计年鉴》1996—2009 年的规模以上制造业 28 个行业的分行业数据, 另外, 度量绩效的利润率本文用行业利润总额除以总产值得到。

2. 模型设定

根据 SCP 分析范式影响市场绩效的决定因素是市场结构, 而供给和需求是影响市场结构的主要因素, 所以设定模型时必须考虑供给和需求因素。本文采用前沿技术进步 FTP 刻画行业的

技术特征, 并用来反映市场的供给, 通过这样的替换, 完成笔者想要的技术进步对市场绩效的影响分析。需求方面仍然采用行业增长率 GR 来反映。另外对于 Hansen 的门限回归模型, 考虑到估计需要首先剔除个体的固定效应, 本文直接采用面板数据的固定效应模型, 于是本文核心面板模型形式如下:

$$R_{it} = c + \alpha_i + \theta FTP_{it} + \beta GR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

门限回归这一非线性的计量模型, 其实是分组检验的分化。依据式 (10), 如果市场结构存在一个临界值 K , 使得在 $\mu > K$ 和 $\mu \leq K$ 两个区域内, 对应的技术进步 FTP 对于市场绩效利润率 R 的作用有显著的差异, 那么 K 就是市场结构的一个门限值。首先在计量回归模型中设置虚拟变量:

$$D = \begin{cases} 0 & \mu \leq K \\ 1 & \mu > K \end{cases}$$

使用下面的单门限模型进行门限值的确定:

$$R_{it} = c + \alpha_i + \theta_1 D FTP_{it} + \theta_2 (1 - D) FTP_{it} + \beta GR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

当 K 越接近真实门限值, 两个参数 θ_1 和 θ_2 的估计值差异越大, 方程的残差平方和也就越小。本文将在软件 Eviews6.0 上, 通过反复尝试不同的 K 值, 找出使残差平方和最小的方程, 由此来确定市场结构的门限值及其个数。

表 2 为 μ 的统计特征, 大约围绕值 0.120 分布, 两边数据零散, 所以选择可能门限值时, 两端数据间隔 0.020, 中间间隔 0.010 较紧密。考虑 K 指数的分布, 选取 0.050、0.070、0.090、0.100、0.110、0.120、0.130、0.140、0.150、0.170、0.190 和 0.210 这 12 个值进行比较筛选。

表 2 μ 分布的统计特征

μ	均 值	中位数	最小值	最大值	标准差
	0.118	0.117	0.003	0.297	0.037

分别对不同选值在软件 Eviews6.0 上采用模型 (2) 进行面板 OLS 估计, 图 1 是 12 次估计所得的残差平方和分布曲线, 由图 1 可知临界值 (两个极小值点) 可能为 $K1 = 0.090$ 和 $K2 = 0.170$ 。而介于二者之间的波动较大, 不太明显, 可能源于中间市场结构技术进步对于绩效的影响不确定, 由于临界值选取的改变, 有时导致促进有时导致制约, 从而更加印证本文的市场结构门限效应的合理性。所以笔者最终选取双门限回归模型进行实证研究。

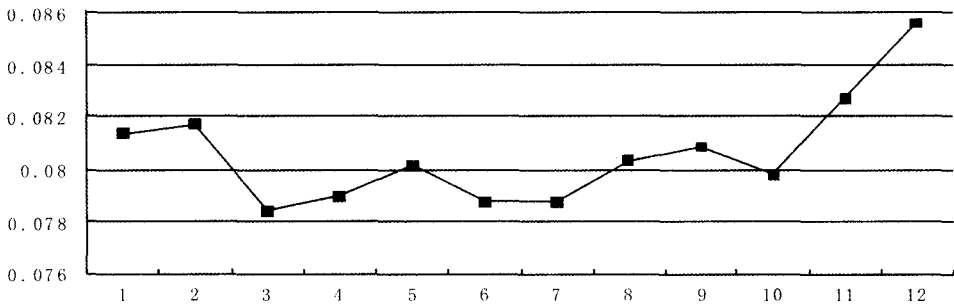


图 1 单门限模型估计残差平方和分布曲线

四、实证研究及结果分析

1. 面板双门限模型回归

针对有两个门限值的情况进行回归，首先给出模型的方程形式，设虚拟变量：

$$D_1 = \begin{cases} 1 & \mu \leq 0.090 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$
$$D_2 = \begin{cases} 1 & 0.090 < \mu \leq 0.170 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$
$$D_3 = \begin{cases} 1 & \mu > 0.170 \\ 0 & \text{其他} \end{cases}$$

最终采用的面板双门限模型为：

$$R_{it} = c + \alpha_{it} + \theta_1 D_1 FTP_{it} + \theta_2 D_2 FTP_{it} + \theta_3 D_3 FTP_{it} + \beta GR_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

估计结果如表 3 所示，由于 Hansen 估计时直接剔除，我们关注的主要是在市场门限效应下，技术进步对绩效—利润率的影响，即 θ_1 、 θ_2 和 θ_3 的估计值，表 3 中并未给出个体固定效应 α_{it} 的估计值。

表 3 双门限模型回归结果

参 数	估计值
c	0.026 *** (9.090)
θ_1	-0.108 *** (-2.950)
θ_2	0.049 * (1.660)
θ_3	0.244 *** (5.450)
β	0.078 *** (10.700)

$R^2 = 0.738$ ； $R^2 = 0.716$ ； $e^2 = 0.072$ ；似然对数 = 1 129.688；F-统计值=32.791；P 统计值=0.000

2. 回归结果分析

由估计结果可以看出模型的整体拟合度 0.738 处于较高水平，说明模型包含了主要解释变量，另外除 θ_2 在 10% 水平下显著，其余参数均在 1% 水平下显著。

由计量结果可知，当市场垄断程度较低，即 $\mu \leq 0.090$ 时，技术进步对于绩效的影响参数 θ_1 估计值为 -0.108，表示低垄断行业的技术进步会使其行业利润率趋近于完全竞争市场的零利

润，绩效提高；当市场垄断程度最高，即 $\mu > 0.170$ 时，技术进步对绩效的影响参数 θ_3 的估计值为 0.244，技术进步会巩固其垄断地位，导致行业绩效的下降；当市场垄断程度处于中间时，即 $0.090 < \mu \leq 0.170$ 时，技术进步对绩效的影响参数的估计值 θ_2 为 0.049，其值相对较小，仅从估计结果来看，与高垄断市场相近，其技术进步会导致行业绩效的降低。但是由图 1 及其显著程度不如前面两种情况，仅在 10% 水平下显著（概率=0.0981），可知该部分具有一定的不确定性，随着垄断程度的改变，其对绩效的影响会有所波动。由 θ_1 、 θ_2 和 θ_3 的估计值差异及其显著性可知，技术进步对市场绩效的影响具有显著的市场结构门限效应。

从现实意义来看，竞争企业和垄断企业对于技术进步的态度不同，对于单个企业，竞争企业迫于压力，会努力争取技术进步，进而获得前期的高于边际成本的利润，所以会一直处于寻求技术进步的状态，使得市场机制能够有效地运行，市场绩效不断提升；而垄断企业则将其视为一种巩固其地位的策略，只有遭到挑战或者新技术能为其带来巨大利润时，才会被迫选择技术进步。因此垄断企业是被动的，让其追求技术进步的原因是其可获得比当前较高的利润，使得价格越发偏离边际成本，在这个过程中市场机制的有效性不断下降，即市场的绩效趋于下降。

五、结论与建议

本文提出了企业技术进步与市场绩效二者之间的非线性关系，并且在现有的技术进步对绩效的相关研究中，考虑到现有市场结构的作用，采用门限回归模型验证了笔者提出的假定。

经实证研究发现中国制造业市场结构存在两个显著临界值 0.090 和 0.170，在每个临界值两侧，技术进步对于绩效的影响存在很大差异，体

现了技术进步与绩效的非线性关系。从结果来看,技术进步对市场绩效的影响具有显著的市场结构的门限效应:

首先,中国制造业中垄断程度比较高的行业,技术进步会增强在位企业的市场地位,更好地阻碍新的企业进入,从而降低市场的有效性,即市场绩效下降。其次,中国制造业垄断程度比较低的行业中,技术进步会加剧市场竞争,进而导致整个行业利润率水平下降,市场配置资源的效率提高,市场机制的有效性提高,即市场绩效提升。最后,处于两者中间的垄断程度,具有一定的不确定性。

中国制造业技术进步在各类行业中的不同结果表明,应该针对不同行业考虑不同的产业调控政策。政府在鼓励研发创新的过程中,对于制造业要依据已有的市场结构特征,对于竞争性较强的行业,由于利润率较低,资本积累较慢,对其自主创新应给予资金支持,对其已有创新采取一定的保护,保持其追求技术进步的研发积极性。而对于垄断程度较高的行业,应该采取相应政策,在鼓励其创新,调动技术进步积极性的同时要防止垄断程度进一步扩大,及时监控和规制企业垄断状态下实施的不合理的歧视性策略。

综上所述,本文的研究验证了在中国制造业市场结构的门限特征下,技术进步对行业绩效具有非线性影响的理论预期。因此,政府在计划影响其行业绩效,调整行业秩序以及促进产业结构升级时,都可以根据行业市场结构门限值两侧的不同特征,采取相应的激励或者抑制政策来达到合适的效果。因此在中国产业升级的背景下,这一研究对把握产业现状,制定合理的产业政策以及有效维护产业安全有着至关重要的理论和现实意义。

参考文献:

- [1] Fare, R., Grosskopf, S., Norris, M., Zhang, Z. Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries [J]. The American Economic Review, 1994, 84(1):66-83.
- [2] 斯蒂芬·马丁. 高级产业经济学 [M]. 史东辉等译,上海:上海财经大学出版社,2003. 1-35.
- [3] 千春晖. 企业策略性行为研究 [M]. 北京:经济科学出版社,2005. 23-78.
- [4] 孙巍,赵奚. 研发行为会改变市场结构吗?——来自中国制造业的经验证据 [J]. 经济管理,2013, (2):135-143.
- [5] Cheung, Y. W., Chinn, M., Fujii, E. Market Structure and the Persistence of Sectoral Real Exchange Rates [J]. International Journal of Finance and Economics, 2001, 6 (2):95-114.
- [6] 姚洋,章奇. 中国工业企业技术效率分析 [J]. 经济研究,2001,(10):13-19, 28, 95.
- [7] 朱卫平,伦蕊. 高新技术企业科技投入与绩效相关性的实证分析 [J]. 科技管理研究, 2004,(5):7-9.
- [8] Aigner, D. L., Lovell, C. A. K., Schmidt, P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Models [J]. Journal of Econometrics, 1977, 6(1):21-37.
- [9] Wim, M., Julien, B. Efficiency Estimation from Cobb-Douglas Production Functions with Composed Error [J]. International Economic Review, 1977, 18(2):35-44.
- [10] Kumbhakar, S. C. Estimation and Decomposition of Productivity Change when Production Is not Efficient: A Panel Data Approach [J]. Econometric Reviews, 2000, 19(4):312-320.
- [11] Christensen, L. R., Jorgenson, D. W., Lau, L. J. Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function [J]. Econometrics, 1971, 39 (4):56-69.
- [12] Battese, G. E., Coelli, T. J. Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India [J]. The Journal of Productivity Analysis, 1992, 3 (1-2):153-169.
- [13] Jondrow, J., Lovell, C. A. K., Materov, I. S., Schmidt, P. On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model [J]. Journal of Econometrics, 1982, 19(23):234-238.
- [14] 孙敬水. 市场结构与市场绩效的测度方法研究 [J]. 统计研究,2002,(5):7-12.
- [15] Kalecki, M. The Determinants of Distribution of the National Income [J]. Econometrica, 1938, 6(2):97.
- [16] Hansen, B. E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93 (2):345-368.
- [17] 李京文,钟学义. 中国生产率分析前沿 [M]. 北京:社会科学文献出版社,2007. 153-197.
- [18] 孙巍,唐绍祥,李何. 市场化进程对地区工业经济发展的作用机理研究 [J]. 数量经济技术经济研究,2005,(11):68-77.

(责任编辑:刘 艳)