

中国汽车产业动态生产率计量和研究

沈曦

(天合光能有限公司战略市场部,江苏常州 213001)

摘要:汽车产业效率的研究关键在于对生产函数以及生产率的精确计量。依托面板数据的传统计量方法受困于无法直接观测的技术水平带来的内生变量和选择性偏差问题,从而导致了结论的偏误。基于当今前沿的非参数估计方法,发展了多产品模型,相对精确地估计了汽车工业的生产函数,重新估计了我国汽车工业动态生产率(1979—2010),并且讨论了整个产业资源配置的效率。实证结果一方面肯定了20世纪90年代以来产业政策调整的积极结果,另一方面也指出在资源配置效率上依然存在较大的上升空间。

关键词:汽车工业;动态生产率;非参数估计;多产品模型

中图分类号:F222.3 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-5092(2018)01-0021-09

作为国民经济的支柱产业,汽车行业因其极强的产业关联性,一直是我国产业政策发展的重点。从20世纪80年代的“市场换技术”开始,提高汽车产业的技术生产率一直是国家政策的重心之一。在过去的20年里,国家产业政策的调整使得汽车工业的产业结构、技术水平都得到了巨大的提升。

从国家产业政策上看,为了解决当时汽车行业投资分散、生产规模过小、产品落后的状况,1994年我国第一次制定的汽车产业专项发展政策强调增强企业开发能力,提高产品质量和技术装备水平,促进产业组织的合理化,实现规模经济。力图实现自主开发、自主生产、自主销售、自主发展,参与国际竞争。2010年制定的新汽车产业发展政策,适应了不断完善的社会主义市场经济体制要求以及加入世贸组织后国内外汽车产业发展的新形势,汽车产业结构及时地得到了调整和升级,全面提高了汽车产业国际竞争力,满足了消费者对汽车产品日益增长的需求,促进了汽车产业健康发展。新政策强调了市场配置资源的基础性作用,要求汽车产业与关联产业、城市交通基础设施和环境保护协调发展,更加重视提高汽车企业的自主研发能力和技术创新能力。

从汽车产业发展状况上看,20世纪90年代

以来,随着对传统老品牌如“解放”“跃进”等的升级改造,改变了一开始的“小而全”“缺重少轻”的畸形产业格局,逐步成长为汽车生产国际化产业链中的一个重要组成部分。与此同时,汽车企业在规模和效率上都得到了极大的发展和提升,第一汽车集团、东风汽车集团、上海汽车工业总公司都成长为资产规模超过200亿元的特大型企业集团。表1中的一系列经济指标都反映了汽车工业在过去30年中实现的飞跃:相比1982年,汽车工业整体产值增长了35倍,利润额更是提高了53倍,整个汽车行业的固定资产从不足100亿,发展到2010年的3万2千多亿。除了依靠自身生产能力的不断提高,过去的20多年中,国际巨型汽车公司的进入和投资也发挥了极为重要的作用。表2总结了国际企业和国内各汽车行业合资的基本情况。这一系列的遍布全国、涵盖各种汽车生产的商业合作一方面为国内汽车工业提供了相对先进的生产技术,另一方面,其品牌效应也为国内汽车企业打开了更加广阔的海内外市场。

但是在近10年的经济学研究中,平新乔等一部分学者指出我国汽车企业生产率和产业结构依然存在很大的改进空间。以传统品牌为代价的“市场换技术”并没有为我国汽车产业赢得真正能立足国际汽车市场竞争的资本。

收稿日期:2017-05-25

作者简介:沈曦(1987—),男,江苏常州人,高级分析师,博士,研究方向:能源产业竞争结构,反垄断分析。

表 1 中国汽车产业历史经济指标(资料来源:中国汽车工业年鉴 1983—2011)

年份	企业数量	总产值	资本存量	从业人数	利润总额	科研投入	固定投资
1982	2456	8206640	877209	942821	-	-	-
1985	2904	2739932	961827	1407236	474282	-	-
1990	2596	4924941	1799477	1565332	240536	-	412963
1995	2479	20426681	11500202	1952542	855495	-	2313418
2000	2326	39538640	55971493	1781326	1380645	677245	1787479
2005	2637	102233353	100259554	1668541	4304382	1677635	7342463
2006	2751	139375342	118569383	1855096	7381948	2448680	7808921
2007	2646	172420240	141765996	2040619	10270378	3087791	8679551
2008	2629	187805358	151074552	2094159	9235809	3887194	7722619
2009	3433	234377996	248371547	2165490	16876505	4606361	9217893
2010	3353	302486165	322175284	2202733	25985985	4987948	12781155

表 2 国内汽车企业国际合资概况

Table 2 Joint ventures of domestic Auto companies

国际企业	国内企业
德国大众	上海汽车工业总公司
通用集团	上海通用汽车公司、金杯通用汽车公司、柳州五菱、仪征公司
铃木公司	长安铃木、昌河铃木;
五十铃公司	江铃公司、北京轻型汽车公司、北铃专用车公司
菲亚特公司	南亚公司、南京依维柯公司
富士重工	云雀
福特集团	江铃公司和长安福特
丰田公司	天津丰田和四川丰田客车
戴一克集团	北京吉普公司、亚星奔驰公司、北方奔驰公司
三菱公司	湖南长丰公司、沈阳飞机公司、东南汽车公司
现代公司	江苏悦达、湖北万通、北京现代
本田公司	广州本田
雪铁龙标致集团	神龙公司
雷诺日产集团	三江雷诺
日产公司	郑州日产、杭州东风日产

资料来源:经济全球化与中国汽车产业发展

本文借助当今产业组织理论研究的前沿技术非参数估计,重新测度我国汽车行业的技术水平,研究在过去的 30 年中我国汽车产业生产率的变化发展情况。

一、文献综述

在产业组织理论研究中精确测度生产率是一个核心课题。纵观所有基于企业层次的微观数据进行生产率估计的文献都不可避免要面临两个问题,一是由于企业者无法观测到的企业内部因素

(如管理能力,组织效率)和生产函数中的投入(劳动和资本)有着密切的关系,由此带来了内生变量问题。二是源自企业的退出决策:只有那些能满足市场要求,并且维持经营的企业,他们的数据才可能被收集到,由此带来了选择性问题的。为了研究电信行业的放松管制对于美国电信企业生产效率的影响,Olley 和 Pakes^[1]利用 LRD 数据库(Longitudinal Research Database)系统计量了电信企业的生产函数。基于传统的柯布—道格拉斯生产函数包括的是不可观测的因素,针对内生变量和选择性问题的,Olley 和 Pakes 提出了一个两阶段估计的计量方法。第一阶段利用非参数的方法通过资本和投资的数据估计 ω_{it} ,从而解决了内生变量问题;而第二阶段给予对 ω_{it} 的条件期望估计得到了各个参数的无偏估计。结果证实解除管制以后电信行业的生产率确实得到了显著的提高。

在此之后的一系列研究进一步发展完善了这一计量分析框架。如 Levinsohn 和 Petrin^[2]针对 Olley-Pakes 框架中利用投资的资本进行分参数估计这一方法,通过引进中间投入品数据而非投资额,解决了当企业投资额为 0 时出现的问题。Syverson^[3]借助这一计量方法研究了美国水泥产业的生产率状况,并且发现需求的替代性和企业间的生产率差异成显著的反向关系。Akerberg Caves 和 Frazer^[4]质疑了 Olley-Pakes 的计量方法中可能存在的变量共线性问题。Doraszelski 和 Jaumandreu 则是将 R&D 引入到了生产函数之中,并且研究了生产率的内生变化。受制于数据信息,很多时候研究者能观察到的仅仅是企业的销售额而不是具体的产出,尤其是当一个企业生产多种

产品的时候。因此 Foster Haltiwanger 和 Syver-son^[5] 针对研究数据区分了收益生产率和物理生产率两个概念。收益生产率受到价格的影响,结果导致市场的需求因素也间接影响了企业生产率的计量。他们的实证研究结果发现企业的价格水平和企业的物理生产率成反向关系,但是和收益生产率成正向关系。针对多产品生产企业的生产率计量问题是当今产业组织理论研究一个悬而未决的前沿课题。由于数据提供的仅仅是企业总投入品的数据(如总共的工人数量,资本存量)而非各个产品层面的数据,从而使得如何在各个产品之间分配投入品成了一大难题。De Loecker^[6] 和 De loecker, Goldberg, Khandelwal 以及 Pavcnik 分别在这一点上做出了尝试。前者的计量方法建立在各个产品具有相同的生产技术函数的假设前提下,而后者为了讨论印度纺织行业在贸易自由化政策影响下生产力的变化,通过各个产品的产值来分配相应的投入品数量,从而计量不同时期阶段的生产函数和技术水平。

国内对于汽车产业生产率的研究主要依托三种方法。一是根据传统的索罗余项法剔除劳动、资本等其他要素的因素来测度技术水平的贡献值。如袁堂军^[7] 利用中国上市公司的财务报告数据,测算了中国企业的全要素生产率水平。侯俊军、高峰^[8] 借助于多要素二级生产函数模型检验了1992-2007年中国汽车行业的技术水平的变化。第二种方法直接利用汽车行业的产值或是企业数量变化进行分析,如吴先华、郭际^[9] 利用UECM模型研究了对汽车工业竞争力的影响因素。平新乔、魏军锋^[10] 在Bresnahan & Reiss的模型框架下依据各个区域市场的企业数量讨论了我国汽车产业布局的合理性。第三种方法则是利用较为复杂的多元统计模型计算能反映汽车行业生产率的指标。如邱国栋和李作奎^[11] 使用产业地位、贸易竞争指数、市场占有率、规模经济、市场集中度、技术水平、国内市场容量等7个指标测度了我国汽车行业的国际竞争力;而徐晓明、傅惠敏、金浩和黎明^[12] 利用主成分分析和聚类分析模型方法讨论了我国汽车产业的竞争力水平。

第一种计量方法的基本出发点和国外的前沿计量技术相一致,但是正如 Olley-Pakes 论文中指出的,内生变量和选择性偏差严重影响了测度的精确性。直接使用产值变化进行计量的技术虽然在一定程度上间接规避了这两个问题,却没能有

效区分收益生产率和物理生产率这两个概念,进一步讲,这样得到的技术水平指标包含了很大一部分市场需求的因素,而非单纯的技术因素。依托多元统计分析技术的指标方法,理论上可以得到一个对技术因素的概括性指数,却依然存在两个问题:一是指标评估不稳定,不同的指标构建结构可能得到完全不同的结果;二是这样的指标往往包括了大量的诸如劳动投入、资本投资等信息,难以给出一个直观的解释。综上所述,建立在 Olley-Pakes 分析基础上的技术水平测度还应该是首选。我们下文的分析模型将建立在 Olley-Pakes 框架之下,加入多产品因素的考虑,进而测度我国汽车产业的生产率水平。

二、计量模型

1. 企业行为模型

由于研究者无法观察的生产率因素和客观存在的企业退出决策以及投入品数量密切相关,结果导致了计量方法中的内生变量和选择性偏差问题。传统的解决方法之一是使用平衡样本(balanced panel)即样本中选取的所有个体,其生命周期都能覆盖整个样本周期。这样的处理方法片面地使用了数据信息,并没能彻底解决选择性偏差问题。针对这一点,Ericson 和 Pakes 提出了一种基于市场退出法则(exit rule)的处理方法,Olley 和 Pakes 沿用并且发展了这种方法。

在任何一期 t , 如果企业自身的价值是 ϕ , 而利润由技术水平 ω_t 、企业年龄 α_t 和资本水平 k_t 一起决定,企业价值的动态 Bellman 方程可以表达为:

$$V_t(\omega_t, \alpha_t, k_t) = \max\{\phi, \pi_t(\omega_t, \alpha_t, k_t) - c(i_t) + \beta E[V_{t+1}(\omega_{t+1}, \alpha_{t+1}, k_{t+1}) | J_t]\}$$

而企业自身的技术水平 ω_t 和市场生存最低要求 $\underline{\omega}_t(\alpha_t, k_t)$ 的大小关系决定了企业的经营或是破产的决策:

$$\chi_t = \begin{cases} 1 & \text{如果 } \omega_t \geq \underline{\omega}_t(\alpha_t, k_t), \text{ 经营} \\ 0 & \text{如果 } \omega_t < \underline{\omega}_t(\alpha_t, k_t), \text{ 破产} \end{cases}$$

而投资额由当期的技术水平,企业年龄和资本存量决定:

$$i_t = i_t(\omega_t, \alpha_t, k_t)$$

2. 模型计量

单个企业的生产函数可以表示为柯布一道格拉斯型(log形式):

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_\alpha \alpha_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \omega_{it} + \eta_{it} \quad (1)$$

其中 ω_{it} 为研究者无法观测的技术水平, η_{it} 是一个 *i. i. d* 的外生冲击, 独立于企业的决策。

拥有高技术水平的企业往往会有较大的生产规模, 因此简单的最小二乘法估计由于 ω_{it} 和 k_{it} 以及 l_{it} 正相关, 内生变量问题导致 β_k 和 β_l 发生正偏 (upward bias)。同时由于资本水平 k_{it} 和企业利润水平 π_t 正相关, 所以 k_{it} 越大企业破产的可能性就越小, 也就是说最低的技术要求 $\omega_t(\alpha_t, k_t)$ 越小, 企业实际的技术水平 ω_{it} 随着 k_{it} 下降, 由此选择性偏差导致 β_k 发生负偏 (negative bias)。

新的计量方法将模型参数的测度分解为两部分。在假设条件中, 劳动力是唯一的可变投入, (1) 式因而可以分解为: $\beta_l l_{it}$ 和 $\beta_0 + \beta_\alpha \alpha_{it} + \beta_k k_{it} + \omega_{it}$ 。整个参数估计的第一步, 首先测度劳动力投入的系数, 然后再得到资本等其他要素的系数估计。我们可以掌握企业投资的数据, 根据 $i_t = i_t(\omega_t, \alpha_t, k_t)$, 可以反解得到:

$$\omega_{it} = i_{it}^{-1}(i_{it}, \alpha_{it}, k_{it}) = h_t(i_{it}, \alpha_{it}, k_{it}) \quad (2)$$

OLS 模型 (1) 就可以被一个半参数回归模型替代:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_0 + \beta_\alpha \alpha_{it} + \beta_k k_{it} + h_t(i_{it}, \alpha_{it}, k_{it}) + \eta_{it} = \beta_l l_{it} + \phi_t(i_{it}, \alpha_{it}, k_{it}) + \eta_{it} \quad (3)$$

其中 $\phi_t(i_{it}, \alpha_{it}, k_{it}) = \beta_0 + \beta_\alpha \alpha_{it} + \beta_k k_{it} + h_t(i_{it}, \alpha_{it}, k_{it})$

关于 $h_t(i_{it}, \alpha_{it}, k_{it})$ 的非参数计量方法, Robinson(1988) 和 Andrews(1991) 分别提供了核密度估计法 (Kernel estimation) 和序列估计法 (series estimation)。得到了 $\phi_t(i_{it}, \alpha_{it}, k_{it})$ 的估计, l_{it} 的系数 β_l 也就同时的实现了无偏估计。

参数估计的第二步针对模型 (3) 中的非参数部分:

$$E[y_{it+1} - \beta_l l_{it+1} | \chi_{t+1} = 1] = \beta_0 + \beta_\alpha \alpha_{it+1} + \beta_k k_{it+1} + E[\omega_{it+1} | \omega_t, \chi_{t+1} = 1] \quad (4)$$

依据条件期望, 我们能较容易得出 $E[\omega_{it} | \chi_t = 1]$ 的估计公式:

$$E[\omega_{it} | \chi_t = 1] = \int \omega_{it+1} \frac{F(d\omega_{it+1} | \omega_t)}{F(d\omega_{it+1} | \omega_t)} \quad (5)$$

估计无法观察的技术因素 ω_t 是这一步的关键所在, Olley-Pakes 提供的方法是借助单个企业 i

的生存概率 (survival probability) 来测度 ω_t 。具体而言

$$\begin{aligned} Pr\{\chi_{i,t+1} = 1 | (\omega_{i,t+1}(\alpha_{i,t+1}, k_{i,t+1}), J_{i,t})\} = \\ Pr\{\omega_{i,t+1} \geq \underline{\omega}_{i,t+1}(\alpha_{i,t+1}, k_{i,t+1}) | \\ \underline{\omega}_{i,t+1}(\alpha_{i,t+1}, k_{i,t+1}), \omega_{i,t}\} = \\ \varphi(i_{it}, \alpha_{it}, k_{it}) = P_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

值得注意的是生存概率之所以在第二个等号处可以转换成 $i_{it}, \alpha_{it}, k_{it}$ 的函数, 是因为我们在前文中假设企业的投资是由技术水平、资本和企业年龄决定的, 即 $i_t = i_t(\omega_t, \alpha_t, k_t)$ 。

当生存概率 $P_{i,t}$ 可以由 $i_{it}, \alpha_{it}, k_{it}$ 这三个可观测的变量决定的时候, 使用非参数法 (如多项式估计或是核密度估计) 就可以比较简单地得到 $P_{i,t}$ 的估计值。

同时由于 $P_{i,t} = Pr\{\omega_{i,t+1} \geq \underline{\omega}_{i,t+1}(\alpha_{i,t+1}, k_{i,t+1}) | \underline{\omega}_{i,t+1}(\alpha_{i,t+1}, k_{i,t+1}), \omega_{i,t}\}$, 当期技术水平 ($\omega_{i,t+1}$) 和上一期的水平 ($\omega_{i,t}$) 联合决定了生存概率, 一旦得到了 $P_{i,t}$ 的估计值, 根据上一期的 $\omega_{i,t}$ 就能相对容易地反解出当期的技术水平 $\omega_{i,t+1}$ 。在回归到第二步的回归方程 (4), 当控制了 $E[\omega_{i,t+1} | \omega_t, \chi_{t+1} = 1]$, 资本 $k_{i,t+1}$ 和企业年龄 $\alpha_{i,t+1}$ 的回归系数 β_α 和 β_k 的无偏估计就得到了。

三、实证分析

实证数据来自于《中国汽车工业年鉴》(1983-2011), 我们收集了年鉴中各省的汽车企业 (含改装车) 数据组成了 32 年的面板数据。而这一分析板块将重点完成三个核心任务: ①利用第三板块的模型估计汽车行业的生产函数; ②计算汽车产业的生产率, 并且对比讨论汽车工业的收益生产率和物理生产率的差异; ③除了按照第三部分阐述的计量模型估算生产率以外, Olley 和 Pakes(1996) 考虑了生产率的另外一个因素: 资源配置的有效性, 即产业的生产是否集中在最有效率的企业, 在一个企业内部是否实现了最低成本的生产组织。我们也将基于样本数据讨论这一问题。

沿用这一分析框架, 实证分析将分为三个部分, 首先概括数据的基本信息, 然后估算我国汽车产业的生产率及其动态变化情况, 最后讨论汽车产业的市场配置有效性问题。

1. 样本概况

相比较 Olley-Pakes 的计量模型, 本文的一个

改进和贡献在于将简单的单产品模型发展到了多产品维度。Olley-Pakes 的模型尽管在很大程度上解决了传统 OLS 计量模型的有偏性,却依然忽略了另一个问题:越有效率的企业也有可能实现横向一体化,从而发展成为多产品生产企业。现实中,汽车生产也是一个多产品多方向的产业。在处理多产品企业模型时最大的困难来自于投入品的分配,因为统计数据报告的是一个企业整体的劳动力、资本水平,如何确定每种产品的投入至今尚未有定论,De Loecker 以及 De Loecker, Goldberg, Khandelwal 和 Pavcnik 均使用了一种折中的方法,即按照产品的产值分配投入品,具体而言,产品 i 的投入在总投入中的比例等于 $\rho_{iu} = \frac{x_{iu}P_{iu}}{\sum_i x_{iu}}$ 。按照这一处理方法,我们依据各类型车的产值进一步细化各省汽车生产的面板数据,得到更加精细的分类,从而丰富样本容量,共计得到了 4487 个有效观测值。

样本跨度长达 32 年,共计 4478 个观测值,根据各个个体的历史数据,从整体样本中生成了平衡样本,后者的样本容量为 2627。依据工业产品出厂价格指数(制造业)进行调整以后,表 3 总结了样本数据的基本信息。

值得注意的是均值和中位数的差异,仅在产值一项上均值高出中位数 20 多倍,这反映了我国汽车产业内部发展的极不平衡性,两极分化现象很严重。而正如我们在前文解释的,当那些拥有相对先进技术的大规模企业或是个体在样本中占据更加重要的地位时,可以预见到内生变量问题和选择性偏差会更加严重,传统简单的最小二乘估计法结果出现了偏差。另一个值得注意的是平衡样本的各项指标,无论是产值,还是各种投入,都要普遍高出总体水平 10% ~ 20%。这一点恰恰预示了将平衡样本作为数据分析基础的不合理性,高于整体水平的观测个体直接导致平衡样本参数估计的有偏性。

表 3 样本数据描述性统计指标
Table 3 Descriptive statistics of sample

变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
(A) 完整样本					
产值 ¹⁴	1530592	64545	9585194	4728	3.02×10^8
资本存量	571378.5	40188	2933183	3486	6.2×10^7
劳动力	47586.38	8436	184314.3	1585	2203000
投资额	83261.72	3799	463604.7	121	1.28×10^7
(B) 平衡样本					
产值	1971446	117670	1.1×10^7	1223	3.02×10^8
资本存量	733217.2	74773	3365917	1146	6.26×10^7
劳动力	61280.48	12285	211395.3	759	2203000
投资额	106597.5	7844	530443.5	976	1.28×10^7

2. 生产率模型估计

除了本文介绍的非参数估计法,得益于面板数据,针对一阶差分的回归在某些情况下可以解决简单 OLS 的有偏性问题。对生产函数(1)求一阶差分可以得到:

$$y_{it} - y_{it-1} = \beta_{\alpha} + \beta_k(k_{it} - k_{it-1}) + \beta_l(I_{it} - l_{it-1}) + (\omega_{it} - \omega_{it-1}) + (\eta_{it} - \eta_{it-1}) \quad (7)$$

如果技术因素 ω_{it} 在时间序列上保持不变,模型就简化为:

$$y_{it} - y_{it-1} = \beta_{\alpha} + \beta_k(k_{it} - k_{it-1}) + \beta_l(I_{it} - l_{it-1}) + (\eta_{it} - \eta_{it-1}) \quad (8)$$

此时的模型(8)不再含有技术因素(ω_{it}),内生变量和选择性变差都不再是模型估计的问题,参数估计能得到很大程度的改进。但是新的问题在于,让技术因素(ω_{it})在长期内保持不变很难说是一个合理的假设。

基于平衡样本和完全样本数据,利用三种计量方法,我们得到了表 4 的回归结果。上半部分(A)计量的是产值生产函数,应变量为汽车工业产值,下半部分(B)计量的是产量生产函数,应变量为产量。其中(1)(2)两列基于的是平衡样本数据,其余四列是完全样本的回归参数。

表 4 模型回归系数(括号内为标准差)

Table 4 Empirical results of regression

A. 收益生产函数(revenue production)

变量	平衡样本 (Balanced sample)				完全样本 (Full sample)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
模型方法	最小二乘 (OLS)	差分回归 (within)	最小二乘 (OLS)	差分回归 (within)	非参数模型 多项式 核密度	
资本	0.65 *** (0.03)	0.47 *** 0.03	0.71 *** (0.03)	0.52 *** (0.03)	0.93 *** (0.01)	0.89 *** (0.01)
劳动力	0.44 *** (0.03)	0.65 *** (0.04)	.39 *** (0.03)	0.57 *** (0.03)	0.13 (0.36)	
时间	0.03 *** (0.01)	—	0.02 ** (0.01)	—	-0.02 *** (0.004)	-0.02 ** (0.01)
常数项	-67.25 *** (12.22)	1.38 *** (0.33)	-46.01 *** (11.67)	0.98 ** (0.32)	38.42 *** (7.70)	36.52 *** (6.89)
样本容量	2827	2827	4487	4487	4487	4487

B. 产量生产函数(physical production)

变量	平衡样本 (Balanced sample)				完全样本 (Full sample)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
模型方法	最小二乘 (OLS)	差分回归 (within)	最小二乘 (OLS)	差分回归 (within)	非参数模型 多项式 核密度	
资本	0.74 *** (0.08)	0.43 *** (0.07)	0.45 *** (0.07)	0.38 *** (0.06)	0.67 *** (0.03)	0.63 *** (0.02)
劳动力	0.42 *** (0.09)	0.21 ** (0.09)	0.40 *** (.08)	0.21 *** (0.07)	0.124 *** (0.06)	
时间	-0.08 *** (0.02)	—	-0.02 (0.02)	—	-0.06 *** (0.01)	-0.05 *** (0.01)
常数项	156.79 *** (36.97)	3.58 *** (0.69)	34.66 (37.62)	5.43 *** (0.72)	118.56 *** (27.78)	123.67 *** (21.86)
样本容量	864	864	1071	1071	1071	1071

首先值得注意的是产值生产函数和产量生产函数估计结果的差异。一方面,劳动力和资本的回归系数在产量生产函数中都有较大幅度的下降。更重要的一个方面是,在上半部分中,无论使用的是完全样本还是平衡样本,不论是 OLS 还是差分回归,包括非参数模型在内,生产函数基本都表现为略微的规模收益递增,这样的模型显然更适合技术密集型的高科技产业而不是资本密集型的重工业经济。而基于产量数据的回归结果(除了平衡样本的 OLS 回归)则回归到了预期中的规模收益不变或是递减的生产函数。其中的原因 Syverson 在利用美国水泥产业数据所做的实证研究中给予了有效的解释。在剔除价格因素利用的是统一的价格指数¹⁵,在现实的多产品生

产经济中价格的结构性的改变被忽略了,从而导致价格增长较快的产品测量到的“实际产值”¹⁶增长快于平均水平,这一部分被不正确地转化为投入品的贡献或是技术进步,最终导致了计量结果的有偏性。具体的影响在下文研究技术增长率的时候会做更详细的讨论。

表 4 中的(1)(2)两列验证了前文对于平衡样本的讨论和怀疑。通过 A 中基于产值的估计结果不难发现,劳动力的系数在平衡样本下显然要高出一些,而 B 中这一现象更加明显,资本和劳动的贡献在平衡样本下都被显著放大了。

对于 OLS 估计结果的批评来自于两个方面:内生变量和选择性偏差。前者由于投入品和技术水平的正相关关系导致 OLS 估计结果发生正偏。

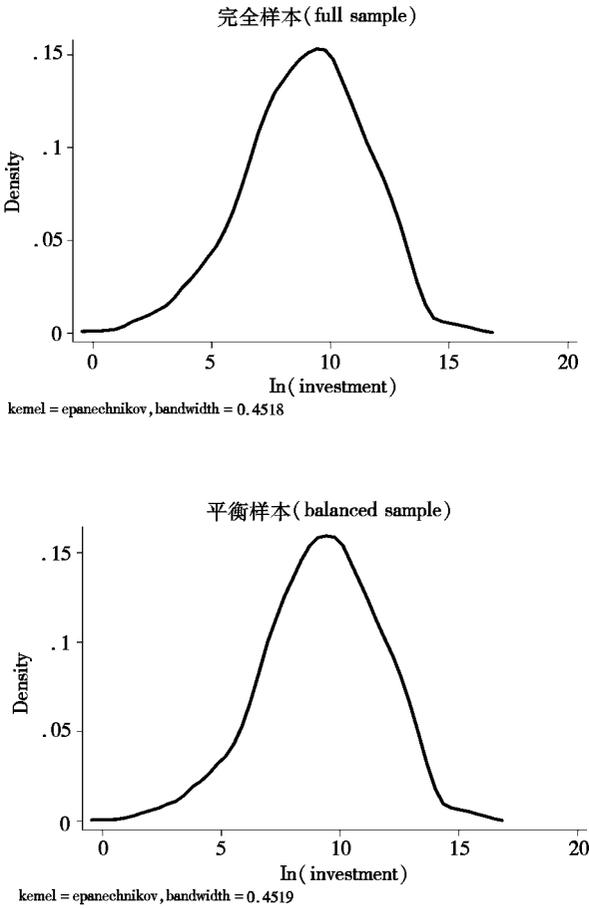


图 1 投资变量的密度分布

Fig. 1 Density distribution of investment

后者则忽视了高技术水平对资本贡献的辅助作用,使得结果发生了负偏。一个理想的参考准则是一阶差分回归结果:由于求解差分的时候技术变量被消去了,因此一阶差分回归结果避免了内生变量问题,仅仅受困于选择性偏差。实证结果验证了这一点,对比(3)(4)两列结果,在 A、B 中都不难发现 OLS 的回归系数要显著高出一阶差分的估计结果。

对于选择性偏差的讨论要依据最后两列中非参数估计的结果。由于使用了投资的数据间接估计参数,我们不得不考虑完全样本和平衡样本之间的差异。直观地讲,如果平衡样本中的那部分企业由于拥有更高水平的技术,相比完全样本中的其他个体,更可能追加投资,那么即便利用投资数据也不能解决内生变量和选择性偏差问题。所幸的是图一中两个样本的密度函数基本没有表现出显著差异。因此借助投资数据进行间接参数估计能加大改善内生变量和选择性偏差问题。

而(5)(6)两列分别使用了多项式估计和核密度估计两种方法测度了生产函数,系数上也没有出现显著的差异。相比 OLS 和一阶差分估计,内生变量和选择性偏差问题都得到了很大的改进而解决。对比(4)列中的差分回归结果,(5)(6)列中的非参数估计结果,后者估计的资本的系数得到了显著的提高。这正符合选择性偏差的预测。而(3)列中 OLS 的回归结果同时受困于内生变量和选择性偏差问题,且两者的偏误方向一正一负,很难做出确定的判断。但可以发现,OLS 的结果要小于非参数估计的计量,由此可以说明,选择性偏差在其中起了较大的干扰作用。非参数法的唯一代价就是劳动力系数的方差变大了,但是并没有影响显著性检验的结果。

依据表 4 的生产函数,我们在表 5 中计算了生产率:

$$\omega_{it} = \exp(y_{it} - \beta_l l - \beta_k k - \beta_\alpha \alpha)^{17}$$

根据 Syverson 的框架,对比了收益生产率和物理生产率。

基于产值数据计算的收益生产率问题在于将价格因素算入了生产函数之中,从而夸大了生产率的贡献和增长速度,因为一部分产值的增长其实是因为价格结构的变化。物理生产率相比就精确很多,这一点无论是在传统的 OLS 模型结果还是非参数模型都得到了证实。值得注意的是,技术水平的贡献比率在物理生产函数中要高出很多,对此的解释是基于产值数据的计量结果,我们得到了一个规模报酬递增的生产函数,在一定程度上压缩了技术的贡献空间。而这一点在基于产量数据的计量中得到了很好的解决。从数据上看,1994 年第一次汽车工业调整以前,产业的技术水平发展较为缓慢,贡献也较小,生产主要依靠追加投入。随着 1994 年和近十年的产业结构调整,以及一部分国际合资项目的完成,我国汽车工业的生产率水平经历了极大的提升,在生产中占据了越来越重要的地位。尤其在近 10 年,生产率一直保持一个稳定的增长率,在生产中的贡献也一直维持在 20% 以上。

3. 资源配置有效性

在研究了生产函数和技术进步率之后,值得讨论的问题是汽车产业资源配置的有效性,即全国的生产是否促使各个地区实现了成本最小化。根据 Olley-Pakes 构建的一个简单的检验框架,所使用的效率指数是理论最小成本和实际成本的比

表 5 汽车产业生产率估计
Table 5 Productivity estimation of Auto industry

时期	收益生产率		物理生产率	
	(1) 贡献比率	(2) 增长率	(3) 贡献比率	(4) 增长率
OLS 回归模型(完全样本)				
1979 - 1985	- 11%	8.67%	17%	8.61%
1986 - 1990	- 1%	6.23%	21%	- 5.7%
1991 - 1995	- 1%	9.22%	21%	6.47%
1996 - 2000	- 2.3%	8.32%	16%	4.69%
2001 - 2005	2.4%	20.09%	20%	8.47%
2006 - 2010	5%	10.50%	24%	7.50%
非参数回归模型				
1979 - 1985	- 7.5%	9.31%	21.5%	7.2%
1986 - 1990	0.01%	8.37%	24.7%	- 5.4%
1991 - 1995	0.3%	10.54%	23.5%	3.56%
1996 - 2000	2.5%	19.35%	17.4%	- 5.7%
2001 - 2005	1.5%	13.95%	21%	7.77%
2006 - 2010	4.7%	11.72%	24.4%	7.66%

值。基于已有的估计参数,资本存量和技术水平在短期内被视为固定投入,而劳动则是可变投入,成本最小化问题可以表示为:

$$C(Y_i, K_i, \alpha_i, \omega_i, w_i) = \min w_i L_i^{18}$$

$$s. t. Y_i \leq L_i^\beta K_i^\beta e_i^\alpha \alpha_i$$

由此可以方便地得到最低总成本: $\min \sum_N C(Y_i, K_i, \alpha_i, \omega_i, w_i)$, 而有效性指数就是这个成本与实际成本的比值,越接近 1 说明整个产业的资源配置效率越高,越接近 0 说明资源配置越没有效率。

表 6 的结果总结了 32 年来汽车工业的资源配置效率指数的计算结果。令人沮丧的是相比美国平均值高达 0.6 的水平,我国整个汽车产业的资源配置效率一直处于较低的水平,尤其是在 20 世纪 90 年代以前,汽车工业受制于市场、地方政府等多个因素,资源生产组织形式长期处于相对低效的水平。不过随着近十几年来产业政策和结构的几次重大调整,尤其是国外汽车巨头公司的进入,整个行业的资源配置效率得到了根本性的改变,在过去的 5 年里,这一指数已经增长到 55%,接近西方国家的水平,在一定程度上也是对整个产业变革发展成果的肯定。

四、结论

本文的目的是基于新的计量模型,重新估计我国汽车工业的动态技术水平。截止到现在,我

表 6 资源配置有效性指数(最低成本/实际成本)
Table 6 Efficiency of allocation (minise/actual cost)

时期	比率
1979—1985	0.19
1986—1990	0.13
1991—1995	0.14
1996—2000	0.21
2001—2005	0.31
2006—2010	0.55

们已经完成了以下三个任务:首先,传统的计量技术忽视了内生变量和选择性偏差问题,导致了不准确的参数估计结果。而基于 Olley - Pakes 的非参数估计模型,可以在很大程度上解决这两个问题,从而极大地改善对生产率水平和技术贡献率的估计。其次,基于产值估计的收益生产率和基于产量估计的物理生产率有较大的差异。前者没有充分考虑不平衡的价格变动对模型估计的影响,而利用产量估计的物理生产率在精确性上有很大的提高。最后,基于我国汽车工业 32 年的历史数据在一定程度上支持了这一理论模型,同时也证实了近年来随着产业结构调增和国际公司进入,工业生产率得到了一定的提高,资源配置效率得到了较大的改善。

进一步分析方向包括以下三个:(1)在计量劳动力投入的时候,并没有区分生产性工人和科研性、管理性职工,部分是由于年鉴数据的口径的

不连续性。在计量技术上, Davis 和 Haltiwanger 以及 Syverson 的文献通过权数调整计算出了效率工人数量,并以此作为劳动力进行了参数估计。(2)我们模型依据的一个重要假设是生产函数在结构上是不变的,所有的产量差异都是由于(地区之间,时间上)生产率差异导致的。然而这显然是不合理的。Doraszelski 和 Jaumandreu 通过引入 R&D 尝试发展内生模型,使得生产函数在时间

上是可变的。这一思路可以在以后的研究中借鉴。(3)本文提出的处理多产品问题的解决方法依旧欠妥,依照产值分配投入品缺乏依据。比如生产大型自卸车需要的机器设备势必要大大超过小型汽车,双方的投入品比值绝不是简单的价值之比。而这一问题的解决方法尚未有明确的方向。也许这些问题的解决要有赖于更精确全面的统计数据 and 更加高深的计量工具。

参考文献:

- [1] Olley G Steven, Ariel Pakes. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. National Bureau of Economic Research, 1992,64(6):1263-1297.
- [2] Collard-Wexler, Allan John Asker, Jan De Loecker. Productivity volatility and the misallocation of resources in developing economies[J]. National Bureau of Economic Research, 2011,75(4):1301-1329.
- [3] Syverson Chad. Market structure and productivity: A concrete example[J]. Journal of Political Economy, 2004,112(6):1181-1222.
- [4] Akerberg D A, Caves K. Structural Identification of Production Function[J]. Mpra Paper, 2006,453(88):411-425.
- [5] Stanfield Brian, John Haltiwanger, Chad Syverson. Reallocation, firm turnover, and efficiency: Selection on productivity or profitability[J]. The American economic review, 2008,98(1):394-425.
- [6] De Loecker. Prices, markups, and trade reform[J]. Econometrica,2016,84(2):445-510.
- [7] 袁堂军. 中国企业全要素生产率水平研究[J]. 经济研究,2009(6):46-51.
- [8] 侯俊军,高峰. 标准化与产业竞争优势——基于中国汽车产业的实证分析[J]. 求索,2011(3):27-28.
- [9] 吴先华,郭际. 影响我国汽车产业竞争力的因素分析:一个 UECM 模型[J]. 系统工程理论与实践,2007,27(3):155-160.
- [10] 平新乔,魏军锋. 中国汽车工业的市场规模和企业数量研究[J]. 经济研究,2001(11):52-62,94-95.
- [11] 邱国栋,李作奎. 中国汽车产业的国际竞争分析与策略[J]. 东北财经大学学报,2004(1):64-69.
- [12] 徐晓明,傅惠敏,金浩,等. 我国汽车产业竞争力分析与对策研究[J]. 河北工业大学学报,2008,37(3):74-78.

An Empirical Study of Production Efficiency: Sample from Chinese Automobile Industry

SHEN Xi

(Strategic Marketing Department, Trina Solar, Changzhou Jiangsu 213001, China)

Abstract: The accuracy of statistical estimation is critical for automobile industry's production efficiency researching. Traditional panel data estimation is restricted by endogenous variable and selection bias problems. This paper based on non-parametric estimation, under multi-product model framework, empirically estimates production efficiency of Chinese auto-mobile industry. Based on statistical estimation, paper discusses the resource allocation efficiency of whole industry (1979—2010). Empirical results reveal that the industrial policy robustly improves industrial production efficiency through optimizing resource allocation.

Keywords: automobile industry; dynamic production efficiency; non-parametric estimation; multi-product

(责任编辑:沈建新)