

# 中国工业企业规模分布的特征事实：齐夫定律的视角

方明月 聂辉华\*

摘要：基于发达国家企业样本的研究表明，企业的总体规模分布会服从齐夫定律，其齐夫系数近似于1。利用1999—2005年中国全部国有和规模以上工业企业数据库，以销售额作为度量企业规模的主要指标，本文第一次对中国企业的总体规模分布进行了经验检验。我们发现，中国工业企业总体规模分布偏离了齐夫定律，国有企业是导致偏离的主要原因。国有企业的进入壁垒导致国企规模分布偏离齐夫分布，而国有企业的退出壁垒对国企规模分布的影响方向不确定，这取决于政府行政干预的方式。国企和民企之间斯塔克伯格式的序贯竞争格局导致市场竞争效应不显著，从而导致国企规模分布偏离了齐夫分布。

关键词：企业规模，齐夫定律，国有企业，民营企业

JEL 分类号：D400 L110 L520

## 一、引言

根据统计资料，1999年中国全部国有和规模以上工业企业中，小型企业、中型企业和大型企业分别为109038家、30834家和2823家，占企业总数的比例分别为76.41%、21.61%和1.98%。2005年，三类企业分别为157044家、79486家和9847家，各自比例为63.74%、32.26%和4.00%。<sup>1</sup>对比1999年和2005年可以发现一个奇怪的现象，尽管小型、中型和大型企业的绝对数量都增加了，但是在相对数量上，大、中型企业增加了，而小型企业却减少了。如果再以销售额来衡量规模，我们类似地发现，三类企业的绝对规模都增加了，与此同时中小企业的相对规模变小了，而大型企业的相对规模却增加了。与直觉相悖，中国工业企业的总体规模分布呈现出一种“倒金字塔”型的特征。我们感兴趣的问题是，这种奇怪的企业总体规模分布是否合理？为什么会出现这种奇怪的企业总体规模分布？

有趣的是，企业的总体规模分布具有其内在的自然特征。西方学者在近一个世纪的时间里，通过对不同国家不同年份的企业样本的研究，发现最优的企业总体规模分布应该服从齐夫定律（Zipf's law）。Axtell（2001，p.1820）明确指出，“齐夫分布是任何经验上准确的企业理论必须符合的标准”。齐夫定律起源于Pareto（1897）对收入分布的研究。Pareto发现，个人收入Y不小于某个临界值y的概率与y的常数次幂存在简单的反比关系，该规律被称为帕累托定律。一个通俗的版本是，在一个组织中，20%的关键员工创造了80%的产出，简称“二八法则”。这一思想经被Zipf（1949）加以完善。Zipf（1949）指出，美国企业的资产规模不仅服从帕累托分布，且幂指数为1，即 $s_r \sim 1/r$ ，齐夫定律由此得来。其中， $s_r$ 为企业资产按从大到小的顺序排列， $r$ 表示企业规模的排序。之后，半个多世纪以来，西方学者利用不同的国别数据和研究方法，均发现企业的总体规模分布服从齐夫定律。例如，Okuyama et al.（1999）发现，日本企业的销售额在30多年的时间里都服从齐夫分布。Axtell（2001）利用1988年至1997年美国纳税企业的全体样本，发现使用不同的企业规模度量指标，企业规模分布均服从齐夫定律。Fujiwara et al.（2004）利用1992—2001年45个欧洲国家26万个大企业的数据库，分别以总资产、销售额和员工人数度量企业规模，发现企业规模分布的上尾遵循齐夫分布。Luttmer（2007）利用2002年美国统计局的数据，使用对数正态分布的最大似然估计方法，发现对于不同的企业规模度量指标，企业规模的右尾均服从齐夫分布，齐夫系数为1.06。最近，Gabaix & Landier（2008）利用2004年美国500强企业的数据库，以市场价值（股

\* 方明月，中国人民大学经济学院2009级博士生，fmingyue0708@ruc.edu.cn。聂辉华，人大经济学院，nie@fas.harvard.edu。感谢匿名审稿人的意见。方明月感谢中国人民大学研究生科研项目“对威廉姆森企业边界理论的实证检验及其应用价值的探讨”（No.22396065）的资助，聂辉华感谢“全国优秀博士学位论文专项课题”（No.200903）的资助。

<sup>1</sup> 小型企业、中型企业和大型企业的分类依据《统计上大中小型企业划分办法(暂行)》，其中，就工业企业而言，按销售额分，小型企业是指销售额在3000万元以下的企业，中型企业是指销售额介于3000万元至30000万元（包括3000万元）的企业，大型企业是指销售额在30000万元及以上的企业。统计结果根据国家统计局的1999-2005年全部国有及规模以上工业企业数据库计算获得。

权和债权之和)度量企业规模,也验证了美国大企业的规模分布服从齐夫定律,且系数为1.01。<sup>2</sup>

上述文献有两个显著的共同点:第一,齐夫定律对于不同年份和不同企业的规模度量指标均表现出良好的稳健性;第二,对企业规模分布的研究主要着眼于发达国家,特别是欧美和日本等国,鲜有对发展中国家的研究。<sup>3</sup>近年来,国内学者也开始了对中国企业规模问题的关注,但主要是从企业个体的角度探讨中国企业规模的决定因素,如聂辉华和李文彬(2006)、方明月和聂辉华(2008)、唐跃军和宋渊洋(2008)。此外,国内学者更多地关注行业内企业的进入与退出问题,以及企业规模与其它因素的关系,如杨惠馨等(2004)、周黎安和罗凯(2005)、聂辉华等(2008)。这些研究进行的是“一棵棵树木”般的“显微镜”式研究,尚未对中国企业规模分布进行总体考察。从总体上看,我们需要了解,中国企业规模分布是否接近理想的齐夫分布?如果回答是否定的,那么背后的影响机制是什么?尤其有价值的是,由于中国企业的成长环境是从高度集中的计划经济体制向现代市场经济转型,政府的力量不可忽视,这些特征是否影响了企业规模分布的自然特征?或者说,与西方成熟市场经济条件下的企业规模分布有所不同?为了回答这些问题,本文使用中国工业企业的微观数据,第一次从总体上对齐夫定律进行检验,进行“整片森林”般的“望远镜”式研究,这与现有研究相得益彰。此外,本文还详细考察了影响中国企业规模分布特征事实的微观机制,着重探讨了产权结构和政策变量对企业行为的影响,这在一定程度上为后续的深入研究奠定了基础。

利用1999—2005年中国全部国有和规模以上工业企业数据库,以销售额作为度量企业规模的主要指标,本文发现:(1)中国工业企业总体规模分布偏离了齐夫定律。1999年齐夫系数仅为0.548,2005年齐夫系数上升到0.720。民营企业的规模分布接近齐夫分布,但由于受到一定的外力干预,呈现出一定的波动性。1999年民营工业企业的齐夫系数为0.955,2000—2003年有了一定幅度的下降,2004年接近理想分布,2005年又有所偏离。国有工业企业的规模分布严重偏离齐夫分布,1999年的齐夫系数为0.425,2005年这一系数下降到0.402。(2)国有工业企业是中国工业企业规模分布偏离齐夫定律的主要原因,政府“有形之手”人为地扭曲了企业规模的自然分布。自上世纪90年代中期以来,中国的国有企业进行了大规模的改制,国有企业的数目在急剧减少。2003年3月,国资委的成立使国有资产管理体制改革进入了突破性的阶段。这一政府主导下的国有经济结构的调整对中国企业总体规模分布特别是国有企业规模分布产生了深刻的影响。(3)国有企业的进入壁垒导致国企规模分布偏离齐夫分布,这突出地表现在国有经济拥有绝对或较强控制力的行业,如石油、交通运输、有色金属和黑色金属等行业。(4)国有企业的退出壁垒对国企规模分布的影响方向不确定,这取决于政府行政干预的方式。(5)国企和民企之间斯塔克伯格式的序贯竞争而非古诺式的对等竞争格局导致市场竞争效应不显著,从而导致国企规模分布偏离齐夫分布。特别有意思的是,这一发现超越了关于国企改革的“市场论”和“产权论”的争执,从一个侧面表明了市场竞争本身并不一定会使国有企业具有正常的行为和绩效,还需要进一步区分竞争的性质。

本文剩余的部分安排如下:第二部分是理论假说;第三部分介绍主要的估计方法;第四部分是数据来源和主要变量的描述性统计;第五部分是主要结果和稳健性检验;最后是结论。

## 二、理论假说

齐夫分布体现的是在市场充分竞争下经济资源在企业之间最优配置的结果,即企业规模均匀分布的理想状况。理论上,Takayasu & Okuyama(1998)通过模型证明了齐夫分布是市场充分竞争的结果。经验上,Ramsden & Kiss-Haypal(2000)利用广义齐夫定律模型 $s_r = P(r + \rho)^{-1/\theta}$ ,使用欧美和日本等发达国家的数据,发现参数 $\rho$ 与竞争排斥程度相关, $\rho \rightarrow 0$ 表示完全竞争的特例,即在市场“无形之手”的引导下,企业规模分布遵循齐夫定律。Hernandez-Perez *et al.*(2006)使用Ramsden & Kiss-Haypal(2000)的模型框架,通过

<sup>2</sup> 关于齐夫定律的更全面介绍,可参考方明月(2009)。

<sup>3</sup> Hernandez-Perez *et al.*(2006)是一个例外,他们通过对南美洲发展中国家的研究,发现企业规模分布的参数显著不同于发达国家。

对南美洲发展中国家的研究，发现企业规模分布的参数（ $\theta$ 和 $\rho$ ）显著不同于发达国家，尤其是表示竞争排斥程度的 $\rho$ 显著高于发达国家。对企业规模的齐夫分布的实证研究是通过“排名—规模”法则计算齐夫系数。齐夫系数越接近于1，就说明市场竞争越充分，从而企业规模分布越均匀；而齐夫系数越偏离1，就说明受到的外力干预越严重，从而企业规模分布越不均匀。齐夫定律对欧美等发达国家的普遍适用性更在实证上佐证了企业规模的齐夫分布是市场自由竞争的最优结果。任何外力干预必然会导致企业规模分布对齐夫定律的偏离，在经验中表现为较小的齐夫系数。众所周知，中国是一个市场经济还不完善的发展中国家和转型国家。在经济发展过程中，政府的“有形之手”发挥了重要的作用，并且制度因素也对企业行为施加了更多的约束。例如，政府对企业债务融资的干预（黎凯等，2007），政府对国有商业银行经营的干预（洪正，2007）。而中国的国有企业更集中地体现了政府对市场的行政干预，突出表现在某些行业限制性的市场准入政策使国企成为市场上的主导企业（刘小玄，2005）。国有企业控制了国民经济的命脉，因此政府对国有企业的法律或行政干预可能导致中国企业的总体规模分布偏离理想中的齐夫分布。根据上述逻辑，我们得到理论假说1。

**假说1：**中国企业总体规模分布偏离齐夫定律，而国有企业是导致企业总体规模分布偏离齐夫定律的主要原因。

对于市场结构而言，最重要的影响因素是进入壁垒，因为进入壁垒从源头上决定了市场的进入企业数量和定价权。因此，如果中国的国有企业的规模分布偏离了齐夫定律，那么首要的原因可能是在行业进入壁垒方面。既然非国有企业不能平等地参与市场竞争，那么行业内的国有企业的规模分布偏离齐夫分布就不足为奇了。事实上，在国有经济占主导地位的垄断性市场中，非国有企业面临着很高的产业进入壁垒（郝书晨等，2007）。而即便是竞争性领域，由于地方政府为了本地区的利益往往会设置一些隐性的区域性市场壁垒，因此地方国有企业也具有不可忽视的市场势力（market power）。因此，我们认为政府有限制的市场准入政策阻隔了不同经济成分之间以及不同区域市场之间的自由竞争，从而可能导致国有企业的规模分布偏离齐夫分布。于是，我们得到理论假说2。

**假说2：**行政性进入壁垒导致国有企业规模分布偏离齐夫定律。

在中国的经济转型过程中，存在相当多占主导地位但亏损严重的国有企业。这些企业承载着很多社会保障功能，如减轻就业和社会保障压力，另外还可能是为了维持既得利益集团的利益。因此，这些亏损企业能够通过财政补贴、国有银行贷款、政府再投资等途径来勉强维持经营（谢地等，2004；谷汉文等，2003；杨蕙馨等，2004）。这些制度性退出壁垒导致亏损国企难以在行业利润率的信号下正常退出市场，进而阻碍行业内资源在企业之间的优化配置。由于政府的制度性干预，一方面导致在某些行业即使是长期亏损的国企依然在政府的维持下“惨淡经营”，其结果是国有企业规模分布的齐夫系数低于正常值；另一方面，政府通过资产重组和股份制改造将原有的国企改制成国有控股企业，或是通过产业内“拉郎配”的方式将企业人为合并，通过所谓的“结构调整”来保留国有资产的存量。非国有成分的引入可能导致国企规模分布齐夫系数的提高，而人为合并和人为维持经营又会导致齐夫系数的下降，这两种因素综合作用的影响是不确定的。因此，我们得到理论假说3。

**假说3：**行政性退出壁垒可能导致国有企业规模分布偏离齐夫分布，这取决于政府对国企的干预方式。

根据经典的产业组织理论范式，市场结构影响企业行为。充分竞争会使企业行为优化，并导致市场绩效改善（如Bain，1956）。“市场论”或“超产权论”认为，在激烈的市场竞争下，只有实现利润最大化的企业才能生存下来，因此企业的产权是不重要的（Vickers，1995；Hay & Liu，1997）。如果民营企业和国有企业进行平等的竞争，那么市场竞争会使国有企业具有正常的行为和绩效（林毅夫，1995，1998）。而“产权论”则认为，国有企业的产权性质决定了国企在与民企的市场竞争中必然处于劣势，因此国企必须进行民营化改制（张维迎，1995）。问题是，上述两种观点都忽略了对竞争类型的区分。如果国有企业和民营企业进行对等的古诺竞争，即双方实力相当，那么竞争的结果应该是国有企业规模符合齐夫定律。典型地，如果不考虑固定成本，竞争的结果应该是国企和民企获得相似的市场份额。但是，如果国企和民企之间进行的是不对等的斯塔克伯格竞争，即国有企业在竞争中占据主导地位，而民营企业只能处于跟随地位，那么相对于古诺竞争，国有企业的市场份额实际上提高了，

而民营企业的市场份额则相应降低了，这实际上是国有企业在发挥另一种形式的市场势力，其结果是国企规模分布可能偏离齐夫分布。可见，国企和民企的斯塔克伯格式序贯竞争会导致竞争效应不显著，而这点是以往的争论和现有文献所忽视的。如果我们的推测是对的，那么即便是民营企业的比重较高的地区，其国有企业的分布仍然可能偏离齐夫定律。而这种现象是“市场论”或“超产权论”所不能解释的。于是，我们得到理论假说4。

**假说4：** 国企和民企的不对等竞争导致国有企业规模分布偏离齐夫分布。

### 三、估计方法

早期的齐夫定律表述形式是一种简单的幂律关系，即  $s_r = Ar^{-\beta}$ ，其中， $s_r$  为按从大到小的顺序排名在第  $r$  位的企业规模， $r$  为企业规模的排名， $A$  为大于0的常数， $\beta$  为帕累托指数。特殊地， $\beta=1$  的情形即为齐夫定律。Mandelbrot (1952) 提出一种广义的齐夫定律模型，该模型表示为  $s_r = P(r+\rho)^{-1/\theta}$ ，其中， $s_r$ 、 $r$  的经济含义不变， $\theta$  类似于  $\beta$ ， $P$  为正态化的系数， $P^{-1} = \sum_{r=1}^N (r+\rho)^{-1/\theta}$ ， $N$  为参加排序的个体数目， $\rho$  表示市场竞争参数。 $\theta=1$ 、 $\rho=0$  的情形即为齐夫定律。晚近的齐夫定律多从概率的意义上加以定义，即企业规模  $S$  超过某一临界值  $s$  的概率与  $s$  成反比，表示为  $P(S > s) = k/s^\alpha$ 。其中， $\alpha$  为齐夫系数，且  $\alpha=1$ ， $k, s > 0$ 。例如 Axtell (2001)、Gabaix (1999, 2008) 等人的研究。关于齐夫系数  $\alpha$  的估算，有很多种方法。Gabaix (2006) 指出，比较常用的主要有两种估算方法，一种是 Hill 估算，另一种是排名—规模 (rank-size) 法则。如果将企业规模按从大到小的顺序进行排列， $S_1 \geq S_2 \geq \dots \geq S_n$ ，则 Hill 估算的齐夫系数为  $\hat{\alpha}^{Hill} = (n-1) / \sum_{i=1}^n (\ln s_i - \ln s_n)$ 。

排名—规模 (rank-size) 法则运用 OLS 估计方法，其回归方程为： $\ln r = c - \hat{\alpha}^{OLS} \ln s + \varepsilon$ ，其中， $\hat{\alpha}^{OLS}$  为齐夫系数。在图形中，以  $\ln s$  为横坐标，以  $\ln r$  为纵坐标，则齐夫分布表示为一条直线，斜率的绝对值即为齐夫系数。Gabaix & Ibragimov (2008) 认为，排名—规模法则由于其简单性和稳健性在经验研究中更受欢迎，例如 Stanley (2003) 和 Eeckhout (2004) 等人的研究。但是这一方法由于低估真实的标准误，从而在小样本中可能存在偏误。因此，他们提出修正的排名—规模法则，用  $(r-1/2)$  代替原始 OLS 回归中的  $r$ ，即  $\ln(r-1/2) = c - \hat{\alpha}'^{OLS} \ln s + \varepsilon$ ， $\hat{\alpha}'^{OLS}$  的标准误为  $\hat{\alpha}'^{OLS} (2/n)^{1/2}$ 。

由于本文使用的是全部国有和规模以上工业企业的大样本，包括接近 130 万个观测值，因此主要采用简单且常用的排名—规模法则，即通过  $\ln r = c - \hat{\alpha}'^{OLS} \ln s + \varepsilon$  回归得到齐夫系数  $\hat{\alpha}'^{OLS}$ ，并且利用  $\ln(r-1/2) = c - \hat{\alpha}'^{OLS} \ln s + \varepsilon$  进行稳健性检验。本文的经验结果表明对于全部企业样本以及国有和民营企业的子样本而言，原始的 OLS 回归和修正的 OLS 回归得到的结果基本相同，而对分地区、分省份以及分行业的更小的样本来讲，二者的结果尽管呈现一定的差异，但依旧表现出较好的稳健性。

### 四、数据

#### (一) 数据来源

本文数据来源于国家统计局的全部国有及规模以上工业企业数据库，它包括全部国有工业企业和主营业务收入超过 500 万元的非国有工业企业。本文对数据进行了必要的处理，主要是删除了不符合逻辑关系的观测值，如企业的各项投入为负、销售额为负以及工业增加值大于总产值等错误记录。此外，根据企业规模的经济含义，删除了企业员工人数和总资产为 0 以及缺损的观测值，这样得到了 1999—2005 年共七年的非平衡面板数据，大约有 130 万个观测值，包括销售额、固定资产、所有制、员工人数、所属行业和地理位置等基本信息。根据所有制类型，我们还构造了 1999—2005 年国有企业的非平衡面板数据和民营企业的非平衡面板数据等两个子样本。因为国有企业和民营企业对于我们的研究而言是最主要的两种企业类型，并且两者的对比更能揭示所有制、国家干预、市场竞争的互动效果。注意到，中

国经济在 2000—2004 年包含了从衰退、复苏到繁荣的一个完整经济周期，因此我们的数据集能够比较完整地反映中国企业规模分布的动态变化趋势。

## （二）指标设计

关于企业规模的度量指标有很多种，取决于研究者的研究目的和数据的可获得性。经验研究中主要有销售额、员工人数、总资产、净资产、股票和债券的市场价值、销售成本、子公司数目、企业增加值等几种度量企业规模的指标，但使用最多的是销售额、员工人数和总资产三个指标。Hart & Oulton (1995) 分析了各自的局限性。由于销售额对生产要素的投入比例是中性的，并且一定意义上能够反映短期需求的变动，因此被学者认为是最好的企业规模的度量指标 (Scherer, 1965)。因此，本文以销售额作为度量企业规模的主要指标，此外也用员工人数和总资产进行了稳健性检验。此外，为了平滑异方差性，以及根据回归模型设定需要，对企业规模的每一种度量指标都取了自然对数。

不同行业 and 不同地区的经济环境可能差别很大，从而会导致企业规模分布的差异，因此我们对此分别进行了区分。本文使用二位数的行业分类标准<sup>4</sup>，依据代码 13 到 43 (无 38)，生成了从“农副食品加工业”、“食品制造业”到“废弃资源和废旧材料回收加工业”等 30 个工业制造业行业虚拟变量。此外，为了考察地区发展水平以及市场化程度对企业规模分布的影响，本文参照世界银行的地区分类标准，将全国 31 个省级行政区域 (不含香港、澳门和台湾) 分为东北、环渤海、东南、中部、西南和西北等六个经济区域。<sup>5</sup> 此外，参照“中国各地区市场化进程相对指数”<sup>6</sup>，根据国家行政区划，将全国 31 个省级行政区域 (不含香港、澳门和台湾) 分为东部、中部和西部三个区域进行了稳健性检验。另外，为了考察产权结构对企业规模分布的影响，本文依据企业登记的所有制类型，即国有、集体、私营、港澳台、外商、联营、股份有限、股份合作以及其他企业等九种，根据本文研究的需要，生成了国有和民营两个产权虚拟变量，前者包括国有企业和国有独资公司，后者包括各种形式的私营企业 (独资、合伙、股份有限和有限责任公司)。

## （三）主要变量的描述性统计

表 1 是 1999—2005 年中国工业企业总体规模和国有、民营企业规模的描述性统计，我们以销售额来度量企业规模。就数量而言，国有企业不到民营企业的一半。但是就销售额而言，国有企业的平均规模大于中国企业总体的平均规模，更大于民营企业的平均规模。并且，样本中规模最大的企业是国有企业。如果我们以固定资产和员工人数来衡量企业规模，结论也类似。

表 1 1999—2005 年中国工业企业销售额的描述性统计 (单位: 千元)

类型	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
全部样本	1280598	67890.34	603690.7	1	1.30e+08
国有企业	176736	101907.8	1008387	1	1.30e+08
民营企业	402616	29607.41	90472.16	1	1.39e+07

## 五、主要结果

### （一）全部企业、民营企业和国有企业的规模分布

我们首先对中国企业规模分布进行检验，然后探讨背后的原因，同时对前面的四个假设进行检验。我们使用整理后的 1999—2005 年全部国有和规模以上工业企业样本，以销售额衡量企业规模，利用基本的回归模型  $\ln r = c - \alpha \ln s$  计算了每年所有企业规模的齐夫系数，并根据修正模型  $\ln(r - 1/2) = c' - \alpha' \ln s$  计算了修正的齐夫系数。结果见表 2，模型 1、2 分

<sup>4</sup> 根据《国民经济行业分类》(GB/T4754-2002) 代码中的大类划分。

<sup>5</sup> 资料来源：世界银行东亚和太平洋地区减贫与经济管理、金融和私营发展部，2006，《中国政府治理、投资环境与和谐社会：中国 120 个城市竞争力的提高》，报告编号：No.37759-CN。其中，东北地区包括黑龙江、吉林和辽宁，环渤海地区包括北京、天津、河北和山东，东南地区包括上海、江苏、浙江、福建和广东，中部地区包括河南、湖北、湖南、安徽和江西，西南地区包括重庆、四川、云南、海南、贵州和广西，西北地区包括山西、陕西、甘肃、宁夏、内蒙古、新疆、青海和西藏。

<sup>6</sup> 该指数来自樊纲、王小鲁、朱恒鹏的《中国市场化指数：各省区市场化相对进程 2006 年度报告》。

别对应基本模型和修正模型。<sup>7</sup>

**表2 1999—2005年中国企业总体规模分布**

年份	企业个数	企业平均规模 (单位:千元)	模型1	模型2
1999	140862	44776.09	0.557 (0.000)	0.557 (0.000)
2000	141820	53429.55	0.566 (0.000)	0.566 (0.000)
2001	151882	55805.61	0.603 (0.000)	0.603 (0.000)
2002	163048	61143.34	0.623 (0.000)	0.623 (0.000)
2003	182574	73817.26	0.630 (0.000)	0.630 (0.000)
2004	254672	72718.94	0.738 (0.000)	0.738 (0.000)
2005	245740	92023.45	0.723 (0.000)	0.723 (0.000)

注:小括号内为p值,下同。

从表2可以看出,从1999年到2005年,中国的企业数目有了大幅度的增长,从1999年的14万多个增加到2005年的24万多个,净增了10万多个。而企业平均规模(以销售额度量)则翻了一番,由1999年的44776.09万元上升到2005年的92023.45万元。但1999年企业规模分布的齐夫系数仅为0.557,距离理想的1非常远。尽管从趋势上看,从1999年到2005年,中国工业企业总体规模分布的齐夫系数基本上在上升,直到2005年为0.723,但仍小于1。这说明:第一,中国企业总体规模分布偏离了齐夫定律,企业规模分布不均匀,这初步验证了假说1。第二,中国企业总体规模分布特征一直在改善,齐夫系数呈现上升趋势。从1999年到2005年,正是中国市场经济体制深入改革的阶段,也是非国有经济蓬勃发展的时期,因此齐夫系数逐步接近1是符合直觉的。第三,模型1和模型2得出几乎相同的齐夫系数,这说明在大样本中,基本模型的偏误很小,回归结果具有良好的稳健性。

问题是,究竟是什么因素导致了中国企业总体偏离了齐夫系数呢?由于众所周知的原因,国有企业受到外力干预的作用最强,因此本文推测国有企业是导致企业总体规模分布偏离齐夫分布的重要因素。如果我们的猜测是对的,那么单独对民营企业的规模分布进行分析,其结果应该更接近于理想状况,而对国有企业的规模分布分析的结果则应该相反。利用类似的方法,我们分别计算了1999—2005年民营企业 and 国有企业规模分布的齐夫系数,结果见表3。<sup>8</sup>由于基本模型和修正模型的计算结果几乎一样,因此我们只报告了基本模型的结果。

**表3 1999—2005年民营企业和国有企业规模分布**

年份	民营企业		国有企业	
	平均规模(千元)	齐夫系数	平均规模(千元)	齐夫系数

<sup>7</sup> 由于齐夫分布的理想标准是系数为1,因此理论上我们还必须计算对该系数的偏离程度。但因为我们的样本非常大,只要齐夫系数稍微偏离1,就会导致拒绝原假设,即整体规模不符合齐夫分布。这一点从齐夫系数上也可以看出来。鉴于此,我们没有额外报告F检验的p值。事实上,研究企业规模分布的文献也很少报告该值。

<sup>8</sup> 本文使用的样本在统计时包括了全部的国有企业以及规模以上的非国有企业,但是实际上也包括了一些当年没有达到规模(年销售额500万元)的非国有企业,这部分样本占大概14%的比例。因此,样本中规模以下的非国有企业具有一定的代表性。另外,当我们删除规模以下的国有企业时,国有企业的齐夫系数仍然在0.40到0.42之间,结果几乎没有变化。从经济总量上看,以进行了经济普查的2004年为例。样本企业的销售额大约为185200亿元,占当年全部工业企业的销售额(218442.81亿元)的85%以上。可见,本文使用的样本具有很强的代表性。

1999	20626.17	0.954 (0.000)	54125.65	0.430 (0.000)
2000	22056.93	0.920 (0.000)	68857.96	0.424 (0.000)
2001	22679.94	0.944 (0.000)	78286.55	0.425 (0.000)
2002	25055.69	0.933 (0.000)	94363.82	0.419 (0.000)
2003	29809.38	0.891 (0.000)	134534.6	0.412 (0.000)
2004	28409.57	1.044 (0.000)	158384.8	0.411 (0.000)
2005	37085.44	0.941 (0.000)	244578	0.405 (0.000)

从表3可以看出，从平均规模上看，不管是民营企业还是国有企业，都一直在增加，这表明中国企业的绝对实力在提升。但是国企平均规模增加得比民企快很多，其规模差距从1999年的一倍增加到2005年的五倍多。这应该这是由于国有企业在这一阶段进行了大规模的重组，因此规模变得更大。相对而言，民营企业在这一时期的发展比较平缓。从齐夫系数上看，民营企业规模分布的齐夫系数在0.9上下波动，非常接近于齐夫系数的理想值1。相比之下，国有企业规模分布的齐夫系数则一直在0.4左右徘徊，而且一直呈下降趋势。换言之，民营企业作为一类样本，其规模分布比较接近齐夫分布。但是单独考虑国有企业，其规模分布则远离齐夫分布，并且其系数低于总体规模分布的系数。正是由于国有企业的向下拉动，导致了总体规模分布对理想状态的偏离。这就证实了我们的假说1。

中国民营企业的规模分布比较接近齐夫分布，这可能是由于民营企业主要是市场力量自然催化的缘故，这也进一步佐证了齐夫分布是市场充分竞争的结果。而国有企业在这一阶段一直在进行各种优化重组。特别是2003年成立国务院国有资产监督管理委员会之后，国有企业规模更是进入了转折性的扩张时期。我们推测，正是由于政府的强力干预，导致国有企业的规模变化偏离了自然状态和市场竞争常态，导致其规模分布严重偏离齐夫分布。而政府对国企干预的方式，主要是对进入壁垒的管制和对退出壁垒的管制。为了检验我们的猜测，我们接下来分别考察进入壁垒和退出壁垒与国企规模分布的关系。

## （二）进入壁垒与国有企业规模分布

Bain (1956) 将进入壁垒 (entry barriers) 定义为在位企业相对于潜在进入企业的优势，这些优势体现了在位企业可以持续地把价格定在完全竞争水平以上，且并未引起潜在进入企业进入的能力。一般地，对进入壁垒的度量主要是市场集中度，相应的衡量指标有HHI指数和 $CR_m$ ，即主要计算销售额最大的m家企业的销售额之和占全行业销售额的份额。本文所指的进入壁垒主要是行政性壁垒，即政府限制非国有企业对行业内主要产品进行有效供给的政策<sup>9</sup>，经验上表现为行业内国有企业销售额占全部企业销售额的比重较高。以处于中间年份的2003年为例，我们从30个大类行业中选取了几个国企销售额比重较高的行业。其中，国企销售额在烟草制品业的比重高达92.45%，在黑色金属冶炼及压延加工业的比重为36.19%，在石油加工、炼焦及核燃料加工业的比重为26.68%，在交通运输设备制造业的比重为24.31%，在有色金属冶炼及压延加工业的比重为23.24%。与之相对应，我们也选取了几个国企销售额比重较低的行业。其中，皮革、毛皮、羽毛（绒）及其制品业的国企销售额比重为0.86%，家具制造业为0.99%，纺织服装、鞋、帽制造业为1.21%。根据假说2，国有企业在销售额比重相对高（即进入壁垒较高）的那些行业应该有较低的齐夫系数，而在销售额比重较低的那些行业应该有较高的齐夫系数。我们计算了上述八个代表性行业的国企分布规模

<sup>9</sup> 例如2006年12月18日，国务院办公厅正式转发了国资委《关于推进国有资本调整和国有企业重组指导意见》。在此基础上，国资委提出对国有经济结构调整的最新部署：在军工、电网电力、石油石化、电信、煤炭、民航、航运等七大行业里，要保持“绝对控制力”；在装备制造、汽车、电子信息、建筑、钢铁、有色金属、化工、勘察设计、科技等九大行业，要保持“较强控制力”。这实际上是要在这些行业对非国有企业形成一种进入壁垒。

的齐夫系数，见表4。<sup>10</sup>

表4 八个行业国企分布规模的齐夫系数

年份	烟草	黑色金属	石化	交通机械	有色金属	皮革	家具	纺织
1999	0.394	0.366	0.317	0.376	0.391	0.399	0.463	0.385
2000	0.385	0.361	0.305	0.374	0.370	0.375	0.486	0.405
2001	0.365	0.359	0.348	0.358	0.364	0.384	0.456	0.372
2002	0.293	0.350	0.320	0.350	0.388	0.329	0.469	0.412
2003	0.297	0.308	0.342	0.354	0.391	0.430	0.367	0.427
2004	0.309	0.338	0.275	0.363	0.349	0.391	0.366	0.421
2005	0.305	0.316	0.289	0.351	0.344	0.267	0.458	0.401

从表4可以看出，在国有企业销售额比重较高的五个行业中，各年份国有企业规模分布的齐夫系数均明显低于国有企业总体规模分布的齐夫系数。在国有企业销售额比重较低的两个行业中，国企的齐夫系数明显更高了。并且，家具制造业国企的齐夫系数显著高于总体国企的齐夫系数，这验证了假说2。皮革、毛皮、羽毛（绒）及其制品业和纺织服装、鞋、帽制造业国企规模分布的齐夫系数在某些年份低于国有企业总体规模分布的齐夫系数。这很可能是由于政府强行让国有企业从这些竞争性较强的非战略性行业退出，而非市场“无形之手”自然淘汰的结果。因为这两个行业的国企数目分别从1999年的243、425个变成2005年的35和131个。而五个国企销售额比重较高的行业，国企数目相对更多。

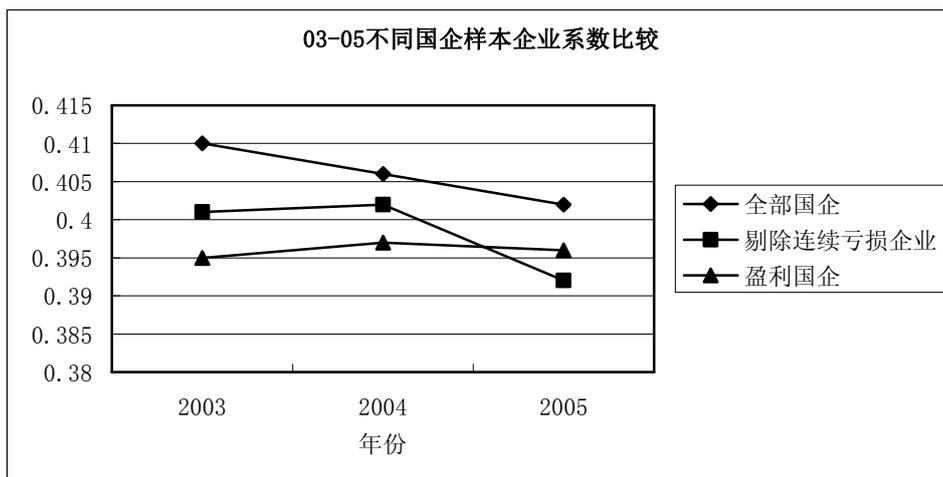
### （三）退出壁垒与国有企业规模分布

关于退出壁垒（barriers to exit），我们将其定义为在位企业发现更好的获利机会或经营亏损时意欲退出某一行业，但由于各种经济因素和制度因素的阻碍，导致退出受到阻碍。由于国有企业担负的特殊功能以及市场经济发育不成熟，其退出壁垒多源于行政性障碍。根据对齐夫定律的分析，在市场经济成熟的国家，由于市场机制健全，政府对企业的干预较小，企业在行业利润率的引导下可以自由地退出某一行业，这一动态调整过程必然导致企业规模分布遵循齐夫定律。然而，在资本市场发育不完善、就业和社会保障压力、既得利益集团压力等制度性壁垒的作用下，中国的国有企业大量滞留于某些行业，使其处于过度竞争状态，从而导致企业总体获利能力下降，其中，部分企业长期处于亏损状态。根据本文假说3，如果全部亏损企业都在市场竞争的作用下自由退出市场，大量非国有经济进入市场，那么，国有企业规模分布的齐夫系数会有所上升；但是，考虑到政府可能通过行业内“拉郎配”的方式将亏损国企和盈利国企强行进行资产重组，导致行业内盈利国企的规模分布受到扭曲，偏离了自然状态，其齐夫系数下降。因此，退出壁垒对国有企业规模分布的影响取决于这两种效应综合作用的结果。

为了细致地分析这些亏损企业对国有企业规模分布的影响，我们首先将国有企业样本中全部亏损的企业剔除，分别计算了1999—2005年其余国企（包括零利润率的盈亏平衡企业）的齐夫系数。考虑到企业在某一年份由于经营不善或受经济景气影响出现亏损，而在下一年份改善经营或经济好转重新盈利，我们又构造了2003—2005年国有企业子样本，剔除了连续三年亏损的企业。然后我们将通过这两种方式计算的齐夫系数与全部国企的齐夫系数进行对比（图1），发现全部剔除和部分剔除亏损国企之后的样本齐夫系数均低于全部国企的齐夫系数。这说明，政府行政干预对齐夫系数的向下压低作用超过了企业在市场竞争的作用下自由退出市场对齐夫系数的向上拉伸作用。

图1 2003—2005年全部国企和不同程度盈利国企的齐夫系数比较

<sup>10</sup> 所有系数均根据基本模型计算，并且均在1%的水平上显著。

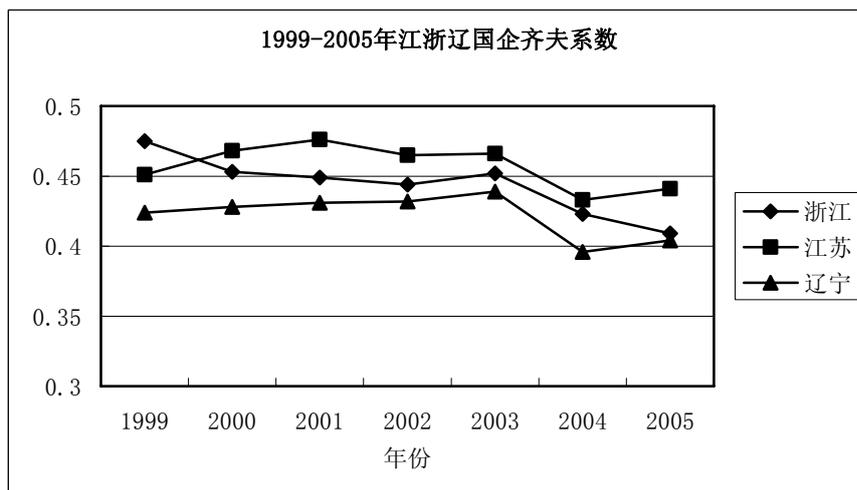


#### (四) 竞争效应与国有企业规模分布

不同地区的行政干预色彩不同，政府对产权保护的力度不同，从而会产生不同的竞争环境。为了考察竞争效应对国有企业规模分布的影响，我们参照世界银行的标准，根据经济发展程度将全国31个省级行政区域（不含香港、澳门和台湾）分为东北、环渤海、东南、中部、西南和西北六个经济区域，并着重分析了国有企业比重较高、市场化程度较低的东北和西南地区，以及国企比重较低、市场化程度较高的东南地区。<sup>11</sup> 更具体地，我们选取了民营经济比重较高的浙江省、江苏省与国有经济比重较高的辽宁省进行省级层面的比较。

在地区层面，与国企比重较高的东北和西南地区相比，东南地区国企规模分布的齐夫系数只是略高。具体地，1999—2005年间，东北地区国企的平均齐夫系数为0.426，西南地区为0.433，而东南地区为0.442。在省级层面，市场竞争比较充分的浙江和江苏的国企齐夫系数要显著高于辽宁国企的齐夫系数（见图2）。这说明，无论是就地区层面而言，还是就省级层面而言，市场化水平带来的竞争效应对国有企业规模分布的确具有一定的改良作用。

图2 1999-2005年浙江、江苏和辽宁三省国企规模分布的齐夫系数



但是纵向来看，我们发现浙江和江苏两省的国企齐夫系数呈现一种下降趋势，2003年更是一个拐点。这是比较奇怪的。因为从数量上看，从1999年到2005年，浙江省和江苏省的国有企业数量剧减，分别从1318个和2352个减少到471个和488个。在民营化程度很高的这两个省，国有企业的大幅度退出本应该提高国企的齐夫系数，但是事实却相反了。一个

<sup>11</sup> 此外，我们也参照“中国各地区市场化进程相对指数”，将全国31个省级行政区域（不含香港、澳门和台湾）分为东部、中部和西部三个区域进行了对应的研究，结果略去。

有趣的问题是，为什么国有企业退出后，国企和民企之间的市场竞争没有使国企规模分布变得更加均匀呢？回顾一下国企改革的现实，我们不难发现，1999—2002年“国退民进”是国有企业改革的重大主题。民营经济得到迅猛发展，一批规模型的民营企业通过租赁、承包、兼并、收购、参股、控股等多种形式积极参与国有企业改革，并且不断拓展到新的行业领域。民营经济的大规模进入改善了市场竞争的格局，从而提高了国企规模分布的齐夫系数。但2003年随着国资委的成立，政府提高了某些行业的政策性进入壁垒，加大了对国有企业的扶持力度，民企和国企之间的竞争则由短暂的古诺式对等竞争转为斯塔克伯格式不对等竞争。根据假说4，相对于古诺式对等竞争，在斯塔克伯格式不对等竞争格局下，国有企业的市场份额实际上提高了，而民营企业的市场份额则相应降低了，其结果必然导致竞争效应不显著，从而市场“无形之手”的作用难以有效发挥，进一步导致国企规模分布对齐夫分布的偏离更加明显。浙江省国企齐夫系数近似直线式的下降和江苏省国企齐夫系数曲线式的下降验证了本文的假说4，即国企和民企之间不对等的竞争格局导致国企规模分布偏离齐夫分布。这一结果深刻地揭示了一个现象，即民营化不等于市场化。只有民营企业获得了和国有企业平等的市场地位，民营化才意味着市场化。

## 六、结论

企业的规模问题始终是企业理论和产业组织理论的核心问题。与现有的角度不同，我们从总体规模分布的角度，利用1999—2005年中国全部国有和规模以上工业企业数据库，对中国企业是否符合齐夫定律进行了检验。我们发现，中国企业规模分布总体上偏离了齐夫定律，而国有企业是偏离的主要原因。国企的行政性进入壁垒、退出壁垒和不对等的竞争格局是导致国企规模分布偏离齐夫分布的主要原因。本文的发现具有重要的政策含义，这说明行政干预如果不符合市场原则，就会导致干预的结果偏离自然状态，这对被干预的企业未必是一件好事。这对于产业政策的制定和国有经济战略性调整都具有重要的启示。特别是，我们发现民营化不等于市场化，这一发现对于如何更深刻地理解市场竞争的性质以及如何度量市场化提出了新的课题。如何从更广泛的、超越企业本身的角度去考察影响不同地区和不同企业的齐夫系数，也是未来值得期待的研究。

## 参考文献

- [1]方明月：《中国企业规模分布合理吗？——基于1999—2005年工业企业数据的实证研究》，中国人民大学经济学院硕士学位论文，2009。
- [2]方明月、聂辉华：《企业规模决定因素的经验考察：来自中国企业面板的证据》，载《南开经济研究》2008年第6期。
- [3]谷汉文、聂正安：《国有企业的“非常福利”与国有企业退出》，载《经济评论》2003年第1期。
- [4]洪正：《管理能力、私人利益、政府干预与国有银行战略投资者选择》，载《世界经济》2007年第12期。
- [5]黎凯、叶建芳：《财政分权下政府干预对债务融资的影响：基于转轨经济制度背景的实证分析》，《管理世界》，载2007年第8期。
- [6]林毅夫、蔡昉、李周：《国有企业改革的核心是创造竞争的环境》，载《改革》1995年第3期。
- [7]林毅夫、李周：《竞争、政策性负担和国有企业改革》，载《经济社会体制比较》1998年第5期。
- [8]刘小玄：《国有企业改制模式选择的理论基础》，载《管理世界》2005年第1期。
- [9]聂辉华、李文彬：《什么决定了企业的最佳规模》，载《河南社会科学》2006年第4期。
- [10]唐跃军、宋渊洋：《中国企业规模与年龄对企业成长的影响：来自制造业上市公司的面板数据》，载《产业经济研究》2008年第6期。
- [11]谢地、李世朗：《我国国有企业退出壁垒分析及对策》，载《当代经济研究》2002年第8期。
- [12]杨蕙馨、王军：《进入退出与国有企业的退出问题研究》，载《南开经济研究》2004年第4期。

- [13]张维迎：《从现代企业理论看中国国有企业改革》，载《改革》1995年第1期。
- [14]周黎安、罗凯：《企业规模与创新：来自中国省级水平的经验证据》，载《经济学（季刊）》2005年第4卷第3期。
- [15]Axtell,R.L., 2001: Zipf Distribution of U.S. Firm Sizes, *Science*, Vol.293, No.5536.
- [16]Bain, J., 1956: *Barriers to New Competition*, Cambridge: Harvard University Press.
- [17]Eeckhout, J., 2004: Gibrat's law for (All) cities, *American Economic Review*, Vol.94, No.5.
- [18]Fujiwara, Y., Di Guilmi, C., Aoyama, H., Gallegati, M. and Souma, W., 2004: Do Pareto–Zipf and Gibrat laws hold true? An analysis with European firms, *Physica A*, Vol.335, 197-216.
- [19]Gabaix, X. and Landier, A., 2008: Why has CEO pay increased so much?“, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.123, No.1.
- [20]Gabaix, X., 1999: Zipf's law for cities: an explanation, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.114, No.3.
- [21]Gabaix, X., 2006: Power Laws, working paper.
- [22]Hart, P, Oulton N., 1996: Growth and size of firms, *Economic Journal*, Vol.106, No.438.
- [23]Hay, Donald A., Guy S. Liu, 1997: The Efficiency of Firms: What Difference Does Competition Make? *Economic Journal*, Vol.107, No.442.
- [24]Luttmer, E.G.J., 2007: Selection, Growth, and the Size Distribution of Firms, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.122, No.3.
- [25]Mandelbrot, B., 1952: An Informational Theory of the Statistical Structure of language, in *Proceedings of the Symposium on Applications of Communication Theory*, London
- [26]Okuyama, K., M. Takayasu, H. Takayasu, 1999: Zipf's law in income distribution of companies, *Physica A*, Vol.269, No.125.
- [27]Pareto, V., 1897: *Cours d'Economie Politique*, Vol. 2.
- [28]Ramsden, J.J., Gy. Kiss-Haypa, 2000: Company Size Distribution in Different Countries, *Physica A*, Vol.277, No.220.
- [29]Scherer, F.M., 1965: Firm Size, Market Structure, Opportunity, and the Output of Patented Inventions, *American Economic Review*, Vol.55, No.5.
- [30]Stanley, Michael H. R., Sergey V. Buldyrev, Shlomo Havlin, 1995: Zipf plots and the Size Distribution of Firms, *Economics Letters*, Vol.49, No.4.
- [31]Takayasu, H., K. Okuyama, 1998: Country Dependence on Company Size Distributions and A Numerical Model Based on Competition and Cooperation, *Fractals*, Vol.6, No.67.
- [32]Vickers, John, 1995: Concepts of Competition, *Oxford Economic Papers*, Vol.47, No.1.
- [33]Zipf, G.K., 1949: *Human Behavior and the Principle of Least Effort*, Cambridge: Addison-Wesley.

## **The Stylized Facts of Size Distribution of China Manufacturing Industries: A Perspective of Zipf's Law**

FANG Mingyue, NIE Huihua

(School of Economics, Renmin University of China, 100872 Beijing)

**Abstract:** The studies based on developed economies indicate that the total size distribution of enterprises should abide by Zipf's law whose coefficient is 1. Using the sample of China large and medium-size manufacturing enterprises (LMEs), measuring the size with sales of enterprises, this paper firstly tests the total size distribution of Chinese enterprises. We find out that the total size distribution deviates Zipf's distribution mainly due to the existence of State-owned enterprises (SOEs). The barriers to entry in industries induce SOEs' deviation, but the barriers to exit has ambiguous effects on SOEs' deviation which depends on the way of government intervention. What's more, the sequential competition between SOEs and private enterprises weakens competition effect, which further leads to SOE's deviation.

**Key words:** enterprise size, Zipf's law, State-owned enterprise, private enterprise

**JEL Classifications:** D400 L110 L520