

中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化*

毛其淋 盛斌

内容提要：本文采用 1998—2007 年中国制造业企业的微观数据对企业进入与退出的特征及其与全要素生产率动态演化的关系进行了系统性的实证研究。研究发现：中国制造业企业具有很高的进入率与退出率，并且均随着企业规模的增大而下降；新进入企业是各年份企业的主要构成来源，但新进入企业的持续期较短，同时进入与退出企业的规模均相对较小。在平均生产率的排序关系上，进入企业明显高于退出企业，但两者的生产率均低于存活企业；同时，新进入企业的存活概率随着进入年限的增长而下降，初始生产率水平越高的企业越不容易退出市场。实证研究还表明，存在显著的市场选择效应促使生产率较低的企业退出市场，新企业在进入之后通过学习效应实现了自身生产率的快速增长，而退出企业则在退出市场前面临显著的“死亡阴影”效应。最后，企业更替对制造业生产率增长具有重要的直接影响。此外，它还通过市场竞争效应对存活企业生产率的提高产生显著的间接促进作用。

关键词：制造业企业 进入与退出 全要素生产率

一、引言

企业的进入与退出（或称为“企业更替”）是市场经济的重要特征之一，早在 20 世纪 30 年代，熊彼特就已提出有关创新的“创造性毁灭”观点。根据这种理论，企业之间的创新竞争不断地淘汰低效率企业，而高效率企业则生存下来，这种持续的企业进入与退出为经济增长提供了源泉和动力（张维迎等，2003）。学术界对企业更替问题一直十分关注，在理论研究方面，Jovanovic（1982）较早地构建了一个关于生产率差异与企业更替及成长的产业均衡模型，它证明企业只有在进入生产经营之后才能获得自身生产效率的信息，效率高的企业成长和存活下来，而效率低的企业逐渐萎缩并最终退出市场。随后，Hopenhayn（1992）建立了一个竞争性产业的动态随机模型，它假定存在一个由产业进入与退出均衡决定的生产率临界点，当企业的生产率水平低于该临界点时，企业将退出产业。该文还采用比较静态分析方法考察了进入沉没成本对企业更替的影响，模型预测表明，较高的进入沉没成本会导致较低的企业更替率，同时会扩大存活企业与退出企业之间的生产率差异。

在上述理论分析的基础上，大量的实证研究考察了企业更替导致的资源再配置对生产率增长的影响。在这些研究中，既有采用劳动生产率也有采用全要素生产率（TFP）来衡量企业生产率水平，但即便是采用相同的生产率衡量指标，不同文献所得的结论也往往存在很大的差异。例如，在以劳动生产率作为指标进行分析的文献中，Griliches & Regev（1995）使用以色列 1979—1988 年制造业企业数据，通过对生产率进行分解发现，企业更替只能解释制造业劳动生产率增长的一小部

* 毛其淋、盛斌（通讯作者），南开大学经济学院国际经济研究所、跨国公司研究中心，邮政编码：300071，电子信箱：qilinm@126.com，shengbin@nankai.edu.cn。本文得到教育部高校基本业务费专项基金重大项目“新型国际生产体系下中国国际竞争力研究”、教育部人文社科重点研究基地重大项目“全球化背景下的跨国公司与民族国家政府”和教育部博士研究生学术新人奖的资助。受篇幅限制，本文经过了压缩，完整版参见《经济研究》网站（www.erj.cn）的工作论文。作者感谢两位匿名审稿人提出的建设性修改意见。当然，文责自负。

分,同时还指出,在退出企业中存在“死亡阴影”效应(shadow of death effect),即退出企业的生产率较低并且在退出市场之前就已有所体现。Baldwin & Gu(2003)对加拿大的研究发现,企业更替对制造业劳动生产率增长具有重要的影响,其贡献率为15%—25%,其中外资企业和多工厂企业进入与退出的作用尤为明显。此外,也有一些研究认为企业更替对制造业劳动生产率增长的影响程度与所考察的特定期限有关,如Roberts & Thompson(2009)对波兰的研究发现,在经济转型的初期,企业更替对劳动生产率增长的作用很小甚至为负,而随后企业更替则显著促进了劳动生产率的增长。Bartelsman et al.(2004)还进一步比较分析了24个国家(或地区)的劳动生产率变动及其来源,发现这些国家(或地区)均存在显著的资源再配置现象,企业更替对转型经济国家(或地区)劳动生产率增长的影响程度更大。

在以TFP作为指标进行分析的文献中,Baily et al.(1992)使用美国1963—1987年制造业企业数据,通过对生产率进行分解发现,企业更替对制造业TFP增长的作用十分有限。此外,Liu & Tybout(1996)对智利与哥伦比亚的研究也发现企业更替对制造业TFP增长的作用并不显著。与此不同的是,有一些研究则发现企业更替以及市场份额再配置显著促进了TFP增长,如Foster et al.(1998)对美国、Hahn(2000)对韩国的研究等等。除此之外,还有少数文献同时考察了企业更替对TFP和劳动生产率增长的影响,如Disney et al.(2003)对英国1980—1992年制造业的研究发现,企业更替解释了TFP增长的80%—90%,对劳动生产率增长的贡献率也高达50%。但Mary & Fraser(2009)对摩洛哥的研究则认为,企业更替对制造业TFP和劳动生产率增长的作用均不明显。

相比之下,从企业更替的视角研究中国企业生产率问题的文献则较为匮乏,直到最近才引起学者们的关注。其中,周黎安等(2006)最早使用1995—2003年中关村科技园区制造业企业层面的微观数据,分析了企业劳动生产率及TFP的动态变化及其来源,结果发现园区的生产率变动主要来源于企业自身生产率增长和企业进入退出的动态过程。李玉红等(2008)则以2000—2005年中国工业企业微观数据作为考察对象,采用Baily et al.(1992)分解方法分析了技术进步和资源重新配置在工业TFP变动中的作用,研究指出企业演化带来的资源重新配置是中国工业TFP增长的重要途径。Brandt et al.(2012)的一项最新研究成果也得到了与李玉红等(2008)颇为相似的结论,认为企业的动态演化对中国制造业TFP增长具有显著的促进作用,企业的净进入可以解释TFP增长的2/3。此外,该文还发现国有企业与非国有企业在TFP变动及其来源方面存在明显差异。

与上述文献相比,本文尝试采用1998—2007年工业企业微观数据对中国制造业企业的进入与退出对生产率动态演化的影响进行系统的研究。考虑到劳动生产率作为一种单要素生产率,由于其没有考虑资本要素,因此可能无法全面地刻画企业的真实效率水平,另外,行业总体劳动生产率与行业本身的要素密集度有关。有鉴于此,本文采用全要素生产率作为企业生产率的衡量指标。本文可能的贡献体现在以下几个方面:首先,从总体样本、分企业规模、分行业、分所有制类型以及分地区等方面对中国制造业企业的进入—退出特征进行了较为细致地考察,目前针对中国企业进入—退出典型特征的描述性分析在国内尚属少见。其次,既有的国内文献鲜有考察新进入企业的持续期问题,本文通过采用连续时间Cox比例风险模型揭示了新进入企业持续期的影响因素,从而有助于深化对企业动态的认识。第三,在考察生产率增长的来源时,分别采用FHK分解法(1998)、GR分解法(1995)和BG分解法(2003)等三种方法进行分解,纠正了之前文献采用单一分解方法研究企业更替对中国生产率增长的作用所可能存在的高估问题。第四,进一步分析了企业更替对生产率增长的间接作用,即考察企业更替对存活企业生产率的影响,这一点是目前国内文献所忽略的,它有助于更为全面、准确地评价企业进入退出的动态变化对生产率增长的作用。

本文第二部分对企业进入与退出的基本特征事实进行统计分析;第三部分分析企业进入退出与生产率之间的关系;第四部分考察进入与退出企业的生产率动态演化;第五部分和第六部分分别

考察企业进入退出对制造业生产率变动的直接与间接影响；最后是结论。

二、中国制造业企业进入与退出的基本特征事实

本文的样本是国家统计局的工业企业微观数据，时间跨度为1998—2007年，其统计对象涵盖了全部国有和规模以上（主营业务收入超过500万元）非国有企业。在工业企业数据库中，每个企业都有各自的法人代码，可以根据这些代码对企业状态（包括进入、退出与存活三种）进行识别。考虑到企业在样本期内会因重组或所有权变动而产生新的企业代码（Brandt et al., 2009），如果直接根据企业代码进行识别，就有可能误将一些实际上存活的企业判断为进入企业或退出企业。为了提高识别的准确性，我们根据企业名称、电话号码、邮政编码以及行业代码等信息进行匹配，将以此得到的匹配结果对企业原始的法人代码进行修正，即把确实属于相同企业的观测样本赋予相同的法人代码。另一个需要注意的问题是，由于工业企业数据库的调查对象是全部国有和规模以上非国有企业，这就意味着，企业法人代码在数据库中出现（或消失）的原因，除了的确是新成立（或倒闭）之外，还有可能是因为非国有企业由规模以下（或规模以上）转变为规模以上（或规模以下）导致的，从而可能将一些原本存活的企业误判为进入企业或退出企业。对此，采用以下方法进行处理：第一，借鉴马弘等（2012）的方法，使用企业的成立年份、营业状态和出现在样本中的初始年份来进一步识别企业是进入、退出还是存活；第二，对于企业在某年份消失而后又出现的情形，统一将其视为存活企业，因为这很有可能是由于企业规模变动导致的，否则将会高估企业的更替程度。

关于企业状态的界定，与Disney et al.（2003）、周黎安等（2006）类似，如果企业*i*在第*t*-1期不存在，而在第*t*期存在，则*i*为第*t*期进入的企业；如果企业*i*在第*t*-1期存在，而在第*t*期以及之后时期均不存在，则*i*为第*t*期退出的企业；剩余企业定义为存活企业。^①根据上述定义，在1999—2006年，本文共得到各期进入企业观测数为391193个、退出企业观测数为248971个、存活企业观测数为1304197个。^②企业进入率（*entryr_{jt}*）和退出率（*exitr_{jt}*）可以分别根据 $entryr_{jt} = NE_{jt}/NT_{j,t-1}$ 和 $exitr_{jt} = NX_{jt}/NT_{j,t-1}$ 测算得出，其中，下标*j*和*t*分别表示行业和时间，*NE_{jt}*为在第*t*-1和第*t*年之间进入行业*j*的企业数量，*NT_{jt-1}*为第*t*-1年行业*j*的企业总数，*NX_{jt}*为在第*t*-1年和第*t*年之间退出行业*j*的企业数量。

我们测算了1999—2006年制造业企业的进入率和退出率。^③首先，从总体样本来看，企业均具有很高的进入率和退出率，年平均率分别为25%和17%；此外，除了2000年和2003年两个年份外，其余年份的企业进入率都要明显高于退出率。需要特别指出的是，2004年企业进入率高达64%，其原因可能是2004年进行了全国第一次工业普查，相比之前建立了更为完善的企业登记注册体系（Brandt et al., 2009），使得更多私营企业进入统计系统。

其次，将企业按照其从业人员数从低到高进行排序，将其划分为4个等份（*size1—size4*），发现进入率随着企业规模的增大而下降：规模最小的企业组别（*size1*）的年平均进入率为39%，而规模最大企业组别（*size4*）的年平均进入率仅有13%；另一方面，企业退出率也随着其规模等级的上升而下降，规模最小和最大的企业组别的年平均退出率分别为27%和10%。由此可见，规模越小的企业其更替程度越大。

第三，为了考察在不同的行业中企业的进入与退出特征是否存在差异，我们借鉴王德文等

^① 需要说明的是，Dunne et al.（1988）将第*t*期的退出企业定义为“在*t*期存在但在*t*+1期消失或死亡的企业”。在工作论文版本中我们也采用了Dunne et al.（1988）的定义，发现二者的分析结果非常相似。

^② 之所以报告1999—2006年的测算结果，是因为首尾两年（即1998年、2007年）主要用于识别企业的进入、退出状态。

^③ 测算结果可向作者索取。

(2004)、邵敏和包群(2011)的方法,将企业划分为高新技术行业、公用事业行业、劳动密集型行业和资本密集型行业等四大行业类别,计算结果表明:劳动密集型和资本密集型行业的平均进入率最高(26%),其次是高新技术行业(24%),而公用事业行业最低(14%);不过各行业退出率的差异没有进入率那么悬殊,平均退出率最高的两个行业依旧是劳动密集型行业(17%)和资本密集型行业(16%),接下来是高新技术行业(14%),而公用事业行业最低(12%);由此可见,进入率高的行业其退出率也往往较高。

最后,我们还测算了按所有制类型^①和地区^②分类的企业的进入率与退出率。从分所有制类型来看,本土企业在大部分年份的进入率高于外资企业,尤其在2004年及之后年份表现尤为明显,同时本土企业的退出率也显著高于外资企业,这说明本土企业的更替程度相对更大。从分地区来看,沿海地区企业的进入率高于内陆地区,但企业的退出率却低于内陆地区,其可能的原因是沿海地区经济比较发达、开放程度较高,进而对潜在进入企业具有更大的吸引力,而同时其广阔的国内外市场也为已有企业的持续生存提供了条件。

另外,我们还考察了企业进入与退出的动态变化对企业构成,以及就业和产出在制造业部门的再配置所产生的影响。^③ 结果发现:新进入企业是各年份企业的主要构成来源,但新进入企业的持续期较短,将近2/3的企业的经营年限不超过6年;此外,不论是就业还是产出,进入企业与退出企业的规模均较小;并且以上特征普遍存在于不同行业、不同所有制类型和不同地区的企业中。

三、企业进入—退出与生产率的关系

(一) 企业生产率的测度

考虑到使用传统OLS方法估计企业全要素生产率可能会存在同步偏差和选择性偏差问题,为了更为精确地估计企业生产率,本文采用Olley & Pakes(1996)的估算方法(以下称OP法),其主要特点是使用投资作为企业受到生产率冲击时的调整变量。^④ 在估算企业生产率时,用工业增加值来衡量企业的产出,并采用以1998年为基期的工业品出厂价格指数进行平减;用各企业从业人员年平均人数衡量劳动力投入。对资本投入进行度量的难度较大,而且目前在衡量指标的选择上也存在一定的分歧。^⑤ 在生产函数中,资本投入量应为实际投入到生产中的固定资本存量。与袁堂军(2009)、简泽(2011)类似,本文采用永续盘存法来估算固定资本存量。其中,初始资本存量为企业第一次出现的固定资产净值;固定资产投资额根据企业相邻两个年份固定资产原值的差额计算得到;另外,中国工业企业数据库直接报告了企业的折旧额,这样就可以使用永续盘存法计算企业在各个年份的实际资本存量 K_{it} ,即 $K_{it} = K_{it-1} + I_{it} - D_{it}$, K 、 I 和 D 分别表示以1998年为基期的固定资产投资价格指数进行平减后的实际资本存量、实际投资额和实际折旧额。此外,为了保证分析结论的可靠性,我们采用了Levinsohn & Petrin(2003)的方法(以下称LP法)测算企业生产率。^⑥ 在处理同步偏差问题上,OP法是采用企业的当期投资作为不可观测生产率冲击的代理变量,而LP法则是采用企业的中间品投入,该数据直接取自中国工业企业数据库,并用1998年为基期的原材料、燃料、动力购进价格指数进行平减得到其实际值。另外,由于OP法使用的是生存概率模型来

① 本土企业包括国有企业和民营企业,外资企业包括港澳台商投资企业和各类外商投资企业。

② 沿海地区包括北京、上海、天津、广东、福建、江苏、山东、浙江等8个省市,剩余的23个省市为内陆地区。

③ 这里没有报告相应的统计结果,感兴趣的读者可以向作者索取。

④ 在这里没有给出采用OP法测算企业生产率的具体步骤,感兴趣的读者可以向作者索取。

⑤ 资本投入的衡量指标主要包括“固定资产净值年平均余额”、“资产总额”、“固定资本加流动资本净值年平均余额”、“固定资产合计”以及采用永续盘存法测算的资本存量。

⑥ 这里没有给出采用LP法测算企业生产率的具体步骤,感兴趣的读者可以向作者索取。

估计企业的进入与退出行为，从而控制了样本选择的偏误，而 LP 法则不能处理这样的问题。因此，在本文的分析中，我们以 OP 法测得的企业生产率为基础性指标变量，而将 LP 法的测算结果作为稳健性检验。

(二) 进入、退出及存活企业的生产率比较

首先对进入、退出与存活企业之间的生产率差异进行初步的比较分析，目的在于一方面从生产率角度揭示企业进入与退出的特征，另一方面也为下文探讨企业生产率的动态演化问题奠定基础。为了稳健起见，同时采用 OP 法测算的生产率和 LP 法测算的生产率作为比较基础。^① 从总体制造业样本的估计结果可以看出，进入企业的平均生产率水平显著低于存活企业（相差 20.9%），这说明中国制造业企业在进入初期的生产率水平普遍不高。而退出企业的平均生产率则显著低于存活企业（相差 42%），这是企业退出市场的重要原因。最后，进入企业的生产率显著高于退出企业（相差 21.5%）。采用 LP 方法度量的生产率的稳健分析结果也支持上述结论。此外通过对分行业、分所有制类型以及分地区企业的生产率进行比较所得的结论与上述分析相同。

(三) 生产率对进入企业持续期的影响分析

首先，通过 Kaplan-Meier 生存曲线初步考察企业在进入市场之后的存活特征，^② 发现新进入企业的存活概率随着进入年限的增长而下降，并且在企业进入后的前 5 年，该企业退出的概率呈现逐年增大的趋势，在进入后的第 5 年，该概率达到最大，随后该概率又呈现逐年缩小的趋势。生产率对新进入企业的持续期究竟有何影响？为了回答这一问题，我们采用 Cox 比例风险模型来进行实证分析。以 $h_i(t)$ 表示在时点 t 上企业 i 的风险率，即 $h_i(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \text{pr}(t \leq S \leq t + \Delta t | S \geq t) / \Delta t$ ，其中 S 为企业存续时间。据此构建如下 Cox 比例风险计量模型：

$$h_i(X_i, t) = h_0(t) \cdot \exp(X_i \beta) \quad (1)$$

其中， X_i 表示影响企业风险率的解释变量，包括重点关注的企业生产率 (tfp) 和其他控制变量； β 为需估计的系数向量； $h_0(t)$ 为基准风险函数 (baseline hazard)，用来刻画当解释变量向量 X_i 均为 0 时的风险大小； $\exp(\beta_j)$ 给出了 X_i 中第 j 个解释变量对相对风险率的边际影响。

为了准确地估计生产率对新进入企业持续期的影响，我们根据既有的理论与经验研究文献，选取如下变量作为控制变量：(1) 企业规模 ($size$)，以中型企业虚拟变量 ($medium$) 和大型企业虚拟变量 ($large$) 表示，将企业按其销售额从小到大的顺序划分为三个等份，分别定义为小型企业、中型企业和大型企业，当企业 i 属于中型企业时 $medium$ 取值为 1，否则为 0，类似地，当企业 i 属于大型企业时 $large$ 取值为 1，否则为 0；(2) 企业资本密集度 ($klratio$)，用固定资产净值年平均余额与从业人员年平均人数的比值取对数来衡量；(3) 企业年龄 (age)，用当年年份与企业开业年份之差来衡量；(4) 政府对企业的补贴 ($subsidy$)，用政府补贴额与企业销售额的比值取对数来衡量；(5) 国有企业虚拟变量 ($soes$) 和外资企业虚拟变量 ($foreign$)，若是取值 1，否取值 0。另外还控制了行业、地区及年份效应，考察的样本仍然为在 1999 年至 2003 年期间进入的企业。

从新进入企业的风险模型估计结果^③可以看出：企业生产率的估计系数为负并且在 1% 水平上显著，表明生产率水平是决定新进入企业持续期的重要影响因素，即初始生产率水平越高的进入企业在随后年份退出的可能性越小。控制变量的估计结果显示：初始规模越大、资本—劳动力比率越高、企业年龄越小、政府补贴越大和外资企业属性的进入企业越不容易退出。此外，我们还对分行业、分所有制类型以及分地区子样本的新进入企业退出的影响因素进行了 Cox 局部似然法估计，得

① 不同类别企业生产率均值差异的估计结果可向作者索取。

② 这里没有给出新进入企业的 Kaplan-Meier 生存曲线估计图，感兴趣的读者可以向作者索取。

③ 新进入企业的风险模型估计结果，可向作者索取。

到的结果与总体样本非常类似。

四、进入与退出企业生产率的动态演化

(一) 企业进入市场之后的生产率变化

上文的Cox比例风险模型估计结果发现,初始生产率水平越高的进入企业在随后年份越不容易退出,但上述生存分析却掩盖了生产率与企业退出行为之间的动态关系,即是否存在市场选择力量对新进入企业的生产率进行排序,从而决定其在随后年份中退出?回答这一问题,可通过比较同一代际(cohort)进入的企业在随后年份“退出组”与“存活组”之间的生产率差异。^①将企业生产率作为因变量,对企业退出虚拟变量与年份虚拟变量的交叉项进行回归,并且在估计中加入主要控制变量以及年份虚拟变量,据此,建立如下形式的计量模型:

$$tfp_{it}^{t_0} = \sum_{t=t_0+1}^{2006} \gamma \cdot Exit_{it}^{t_0} \times yeardum_t + \sum_{t=t_0+1}^{2006} \theta \cdot X_{it}^{t_0} + \sum_{t=t_0+1}^{2006} \lambda \cdot yeardum_t + \varepsilon_{it}^{t_0} \quad (2)$$

其中, i 表示企业, t 表示时间, t_0 表示企业进入的代际年份; $Exit_{it}^{t_0}$ 为企业退出的虚拟变量,若企业 i 在第 t 年退出,则 $Exit_{it}^{t_0}$ 为1,否则取0; $X_{it}^{t_0}$ 为控制变量,包括前文的企业规模、企业资本密集度、政府补贴、国有企业虚拟变量、外资企业虚拟变量; $yeardum_t$ 表示年份虚拟变量, $\varepsilon_{it}^{t_0}$ 表示随机误差项;交叉项 $Exit_{it}^{t_0} \times yeardum_t$ 的估计系数表示是否存在市场选择效应,若 γ 小于0则存在该效应。

表1第(1)一(3)列分别报告了1999年、2001年和2003年代际进入企业的估计结果。^②从中可以看出,不论是哪一代际进入的企业,也不论是针对哪一年份的比较,交叉项的估计系数均为负,而且绝大多数都在1%水平上显著,这表明对于每一进入代际而言,退出企业的生产率都显著低于存活企业,据此可以判断存在显著的生产率市场选择效应。此外,表1第(4)一第(11)列分别给出了分行业、分所有制类型、分地区的1999年代际进入企业的估计结果,可以看出,市场选择效应在在劳动密集型和资本密集型行业中比高新技术和公用事业行业更明显,在本土企业中比外资企业更为明显,在内陆地区企业中比沿海地区企业更为明显。

(二) 新进入并且存活企业的生产率演化

进入市场并持续存活的企业的生产率会发生怎样的演化,以及与一直存续的企业的生产率表现有何差异?表2报告了新进入的存活企业生产率演化结果。^③表2第(1)行给出了行业整体加权生产率的演变过程,^④从中可以看出,行业整体生产率呈现逐年稳步增长的趋势,2003年之前年平均增长率为5%。表2第(2)行给出了存续企业的生产率演变过程,存续企业的生产率要明显地低于行业整体生产率水平,这反映了生产率高的企业往往具有较大市场份额的情况。不过,存续企业的生产率也保持逐年稳步增长的趋势,2003年之前年平均增长率为5.43%。第(3)一第(9)行通过进一步比较进入企业与存续企业的生产率差异来考察追赶与学习效应的存在性。不难发现,各个代际进入的企业在其进入年份的生产率水平均显著低于相对应的存续企业,进入企业与存续企业的生产率期初差距在区间[-0.6,-0.199]之中。但另一方面,企业在进入之后其生产率水平得到了迅速的提升,尤其在进入后的前3年表现尤为明显,各个代际进入企业在进入后第1年的生产率增长率为13.8%—32.9%,在进入后第2年的增长率为6.4%—9.7%,在进入后第3年的

① 例如,企业A和企业B都是在1999年进入市场,企业A在2002年退出市场,而企业B仍然存活,可以比较在2002年企业A与企业B生产率水平的高低,如果企业A的生产率水平低于企业B,则认为存在生产率的市场选择效应。

② 对其他年份代际进入的企业也进行了估计,得到的结果非常类似。

③ 这里给出的是总体制造业样本的结果,对分行业、分所有制类型、分地区的新进入的存活企业生产率演化进行分析,得到的结果非常相似。

④ 权重为企业在整体行业中的市场份额,感谢审稿人对计算加权生产率的建议。

表 1 新进入企业的生产率市场选择效应的检验结果

	总体样本企业			1999 年进入的企业							
	1999 年	2001 年	2003 年	高新技术行业	公用事业行业	劳动密集型行业	资本密集型行业	本土企业	外资企业	沿海地区企业	内陆地区企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Exit2000	-0.081*** (-4.25)	-	-	-0.171* (-1.85)	-0.373** (-2.34)	-0.057** (-2.29)	-0.065** (-2.02)	-0.071*** (-3.53)	-0.129** (-2.20)	-0.061** (-2.37)	-0.108*** (-3.86)
Exit2001	-0.082*** (-2.87)	-	-	0.073 (0.51)	-0.390 (-1.63)	-0.026 (-0.64)	-0.146*** (-3.36)	-0.077** (-2.50)	-0.102 (-1.27)	-0.067 (-1.64)	-0.084** (-2.11)
Exit2002	-0.141*** (-5.47)	-0.174*** (-10.81)	-	-0.357*** (-3.15)	-0.144 (-0.59)	-0.075** (-2.26)	-0.200*** (-4.46)	-0.138*** (-4.97)	-0.145** (-2.01)	-0.104*** (-2.87)	-0.145*** (-4.06)
Exit2003	-0.107*** (-4.49)	-0.044*** (-3.21)	-	-0.081 (-0.67)	-0.160 (-0.73)	-0.108*** (-3.36)	-0.062* (-1.66)	-0.115*** (-4.45)	-0.026 (-0.40)	-0.026 (-0.79)	-0.148*** (-4.35)
Exit2004	-0.213*** (-4.87)	-0.133*** (-5.64)	-0.139*** (-6.28)	-0.284* (-1.73)	-0.565* (-1.87)	-0.160*** (-2.68)	-0.212*** (-2.84)	-0.235*** (-4.72)	-0.138 (-1.51)	-0.112** (-2.03)	-0.305*** (-4.46)
Exit2005	-0.073* (-1.68)	-0.028 (-1.17)	-0.031 (-1.38)	-0.379* (-1.89)	-0.146 (-0.48)	-0.108** (-1.96)	0.078 (1.10)	-0.061 (-1.23)	-0.141* (-1.66)	-0.021 (-0.38)	-0.118* (-1.76)
Exit2006	-0.271*** (-5.77)	-0.172*** (-6.73)	-0.092*** (-3.87)	-0.329* (-1.67)	-0.747*** (-3.10)	-0.232*** (-3.73)	-0.222*** (-2.82)	-0.314*** (-5.84)	-0.099 (-1.05)	-0.181*** (-3.04)	-0.383*** (-5.15)

注：圆括号 () 内数值为纠正了异方差后的 t 统计量，***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平；Exit2000 表示在 2000 年退出的虚拟变量，即企业 i 在 2000 年退出取值为 1，在 2000 年继续存活取值为 0，其他年份的虚拟变量含义类似；在各个回归中均包括回归模型中的控制变量和时间虚拟变量，限于篇幅没有报告。

表 2 新进入并且存活的企业生产率演化：对“追赶与学习效应”的检验

	1999 年	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年	2005 年	2006 年	期初差距	期末差距
行业整体	2.816	3.042	3.099	3.231	3.421	3.623	3.695	-	-
存续企业	1.461	1.537	1.606	1.711	1.805	1.917	1.998	-	-
1999 年进入	1.262	1.436	1.545	1.672	1.778	1.891	1.968	-0.199	-0.03
2000 年进入	-	1.258	1.440	1.580	1.714	1.849	1.931	-0.279	-0.067
2001 年进入	-	-	1.320	1.533	1.679	1.840	1.929	-0.286	-0.069
2002 年进入	-	-	-	1.312	1.583	1.786	1.890	-0.399	-0.108
2003 年进入	-	-	-	-	1.424	1.776	1.890	-0.381	-0.108
2005 年进入	-	-	-	-	-	1.317	1.750	-0.6	-0.248
2006 年进入	-	-	-	-	-	-	1.456	-	-

注：存续企业表示在 1998—2006 年期间持续经营的企业，表中除了行业整体生产率为加权平均生产率之外，其余均为非加权平均生产率。

增长率为 5.8%—9.6%，这些增长速度都远远超过了存续企业在相应年份的增速，这表明新企业在进入市场之后对存续企业具有明显的追赶效应。在考察期末，各个代际进入企业与存续企业之间的生产率差距逐步缩小，例如，对于 1999 年进入的企业，其与存续企业的生产率差距从刚进入时的 0.199 缩小为 2006 年的 0.03，2000 年进入的企业与存续企业的生产率差距从刚进入时的 0.279 缩小为 2006 年的 0.067。以上分析表明：新企业均以显著低于存续企业的生产率水平进入，不过随着进入年限的增长，进入企业与存续企业的生产率水平差距逐步缩小，由此可见，新企业在进入市场之后存在显著的学习效应。

(三) 退出企业在退出市场之前的生产率演化

与上文分析视角相反的问题是：企业退出市场是偶然事件还是由其内在因素导致的？在退出市场之前其生产率经历了怎样的变化？我们利用退出企业生产率演化矩阵(表 3)进行了分析，得到以下几点结论：第一，退出企业的生产率表现显著低于存续企业，这不仅体现在退出当年，而且在企业退出前的若干年内，其生产率水平和增长速度都明显低于存续企业，这表明被市场淘汰的企业

在退出前已存在显著的“死亡阴影”效应。第二,退出企业与存续企业的生产率差距呈现出扩大的趋势,例如,2006年退出的企业在1999年与存续企业的生产率期初差距为-0.642,而期末差距扩大为-1.083;2002年退出的企业在1999年与存续企业的生产率期初差距为-0.537,而期末差距扩大为-0.8;第三,企业在退出年份的生产率水平都经历了一个明显的下降过程,例如,2006年退出的企业在当年的生产率的变化为-0.073,2002年退出的企业该变化为-0.048。

表3 退出企业的生产率演化:对“死亡阴影”效应的检验

	1999年	2000年	2001年	2002年	2003年	2005年	2006年	期初差距	期末差距
1999年退出	0.641	-	-	-	-	-	-	-	-
2000年退出	0.957	0.899	-	-	-	-	-	-0.504	-0.638
2001年退出	0.932	0.923	0.807	-	-	-	-	-0.529	-0.799
2002年退出	0.924	0.952	0.959	0.911	-	-	-	-0.537	-0.8
2003年退出	1.141	1.172	1.219	1.277	1.264	-	-	-0.32	-0.541
2005年退出	1.164	1.191	1.239	1.316	1.366	1.214	-	-0.297	-0.703
2006年退出	0.819	0.867	0.884	0.935	1.004	0.988	0.915	-0.642	-1.083
存续企业	1.461	1.537	1.606	1.711	1.805	1.917	1.998	-	-

注:存续企业表示在1998—2006年期间持续经营的企业,表中均为非加权平均生产率。

五、企业进入—退出对制造业生产率增长的直接影响

(一) 生产率变动的分解框架

上文对进入与退出企业生产率的动态演化进行了考察,那么,企业进入与退出(或企业更替)行为对制造业生产率增长有何影响?为了准确地评估这一影响,需要建立一个可靠的生产率变动的分解框架。目前在这方面的主要方法包括 Foster et al. (1998) 分解法、Griliches & Regev (1995) 分解法、Baldwin & Gu (2003) 分解法。^①

1. FHK 分解法

Foster et al. (1998) 分解法的基本思路是将行业总体生产率的增长分解为存活企业、新进入企业以及退出企业的生产率增长,其分解方程为:

$$\begin{aligned} \Delta tfp_{jt} = & \underbrace{\sum_{i \in S} \theta_{i,t-1} \cdot \Delta tfp_{it}}_{\text{组内效应(I)}} + \underbrace{\sum_{i \in S} \Delta \theta_{it} \cdot (tfp_{i,t-1} - tfp_{i,t-1})}_{\text{组间效应(II)}} + \underbrace{\sum_{i \in S} \Delta \theta_{it} \cdot \Delta tfp_{it}}_{\text{交叉效应(III)}} \\ & + \underbrace{\sum_{i \in N} \theta_{it} \cdot (tfp_{it} - tfp_{i,t-1})}_{\text{进入效应(IV)}} - \underbrace{\sum_{i \in X} \theta_{i,t-1} \cdot (tfp_{i,t-1} - tfp_{i,t-1})}_{\text{退出效应(V)}} \end{aligned} \quad (3)$$

其中, i 表示企业, j 表示行业, t 表示时间; I_j 表示行业 j 的企业集合, S 、 N 和 X 分别表示存活企业、新进入企业和退出企业的集合; 权重 θ_{it} 表示资源在企业间的配置情况, 这里用企业 i 的销售产值在行业 j 中的市场份额来衡量; tfp_{it} 表示企业 i 在时间 t 的生产率, tfp_{jt} 表示行业总体生产率, 即 $tfp_{jt} = \sum_{i \in I_j} \theta_{it} \cdot tfp_{it}$ 。

在 FHK 分解式中, 第 I 项为“组内效应”, 即假定每个存活企业的市场份额在前后两个时期保持不变, 由存活企业自身生产率水平变化所引致的总体生产率增长; 第 II 项为“组间效应”, 反映的是给定每个存活企业的生产率水平在前后两个时期保持不变, 由存活企业的市场份额变化所引致的总体生产率增长, 当期初高于平均生产率的存活企业的市场份额增加或期初低于平均生产率的存活企业的市场份额降低时, 该项为正; 第 III 项为“交叉效应”, 当生产率上升的企业其市场份额增加或生产率降低的企业其市场份额下降时, 该协方差项为正; 第 IV 项为“进入效应”, 即由企业进入

^① 这里没有给出这 3 种分解法方程的具体推导, 感兴趣的读者可以向作者索取。

所引致的行业总体生产率的变动,当新进入企业的生产率高于平均生产率时该项为正;第V项为“退出效应”,即由企业退出所引致的总体生产率的变动,当退出企业的生产率低于平均生产率时该项为正。第IV项与第V项之和为“净进入效应”,它衡量了企业更替对生产率增长的作用。^①

2. GR 分解法

尽管 FHK 方法包含十分丰富的分解信息,也在很大程度上克服了 Baily et al. (1992) 方法的不足,但同时也有其自身的缺点。正如 Foster et al. (1998) 所指出的, FHK 分解法容易受测量误差的影响,例如,当一个企业的产出由于测量误差高于(或低于)实际值时,企业生产率以及市场份额也会高于(或低于)实际值,进而会高估交叉效应。对此,由 Griliches & Regev (1995) 发展的另外一种分解法(简记为 GR 分解法)则弥补了 FHK 分解法的这一缺陷,其基本思想是通过取平均值对误差进行平滑。GR 分解法的方程为:

$$\Delta tfp_{jt} = \underbrace{\sum_{i \in S} \bar{\theta}_i \cdot \Delta tfp_{it}}_{\text{组内效应(I)}} + \underbrace{\sum_{i \in S} \Delta \theta_i \cdot (\overline{tfp}_i - \overline{tfp}_j)}_{\text{组间效应(II)}} + \underbrace{\sum_{i \in N} \theta_{it} \cdot (tfp_{it} - \overline{tfp}_j)}_{\text{进入效应(III)}} - \underbrace{\sum_{i \in A} \theta_{it-1} \cdot (tfp_{it-1} - \overline{tfp}_j)}_{\text{退出效应(IV)}} \quad (4)$$

在上式中,变量的上划线表示其在相邻两期的平均值,即 $\bar{\theta}_i = (\theta_{it-1} + \theta_{it})/2$, $\overline{tfp}_i = (tfp_{it-1} + tfp_{it})/2$ 。该分解法的优点是通过对权重系数和生产率取均值的做法在很大程度上平滑了测量误差。在(4)式中,第I项为“组内效应”,衡量存活企业自身生产率水平变化所引致的总体生产率增长,不过是用相邻两年的平均市场份额进行加权;第II—IV项分别表示“组间效应”、“进入效应”和“退出效应”,与 FHK 分解法所不同的是,它们都是相对于相邻两年的平均生产率而言的。与 FHK 分解法相比,GR 分解法方程式中少了一项“交叉效应”,这主要是因为该方法进行了取平均值处理,但不难看出这一效应实际上被涵盖在组内效应与组间效应之中。

3. BG 分解法

从上述分解过程可以看出,不管是 FHK 分解法还是 GR 分解法,在考察企业更替对生产率增长的作用时,都是将进入和退出企业的生产率与行业加权平均生产率进行比较,这也就意味着进入企业将取代代表性企业,而同时退出企业将被代表性企业所替代。但在现实中,进入企业可能更多地是对退出企业进行替代,由 Baldwin & Gu (2003) 发展的方法(简记为 BG 分解法)则就是通过直接比较进入企业与退出企业的生产率来考察企业更替对生产率增长的作用,其分解方程为:

$$\Delta tfp_{jt} = \underbrace{\sum_{i \in S} \bar{\theta}_i \cdot \Delta tfp_{it}}_{\text{组内效应(I)}} + \underbrace{\sum_{i \in S} \Delta \theta_i \cdot (\overline{tfp}_i - tfp_{X,t-1})}_{\text{组间效应(II)}} + \underbrace{\sum_{i \in N} \theta_{it} \cdot (tfp_{it} - tfp_{X,t-1})}_{\text{净进入效应(III)}} \quad (5)$$

其中, $tfp_{X,t-1}$ 表示在 $t-1$ 期退出企业的加权平均生产率。在上式中,第I项表示“组内效应”,它与 FHK 分解法完全相同;第II项表示“组间效应”,与之前分解法所不同的是,只有当期初高于退出企业加权平均生产率的存活企业的市场份额增加或期初低于退出企业加权平均生产率的存活企业的市场份额降低时,该项才为正;第III项为“净进入效应”,衡量了企业更替对生产率增长的作用。与前两种方法相比,BG 分解法的优势体现在:一方面,它在考察组间效应和净进入效应时,以退出企业的加权平均生产率作为比较基础,这在逻辑上更加符合现实情况;另一方面,它可以直接得到净进入效应,因而能够更为直观地评价企业更替对生产率增长的作用。

(二) 对中国制造业生产率变动的分解结果及分析

利用上文三种生产率变动的分解方法对中国制造业的生产率增长的来源进行分析,重点考察

^① Baily et al. (1992) 分解式与 FHK 分解式的一个不同之处在于,前者在考察进入效应与退出效应时没有将进入、退出企业的生产率与行业平均生产率进行比较,因而存在明显的缺陷,例如,当新进入企业的市场份额足够小而退出企业的市场份额非常大时,即便新进入企业比退出企业具有更高的生产率水平,得到的净进入效应有可能是负的。

企业更替对生产率增长的作用(即净进入效应)。由于缺失2004年的企业生产率数据,无法测算2004—2005年间行业生产率的变化幅度,因此这里只对1999—2003年的情况进行分析。此外,我们还分行业、分所有制类型以及分地区进行了解,试图揭示出不同类别的企业在生产率增长来源上的差异。分解结果见表4。从制造业总体生产率的分解结果看,1999—2003年间生产率的增长幅度为0.121,在FHK分解法中,交叉效应最大(0.097),对生产率增长的贡献度为80.7%,其次是净进入效应和组内效应,贡献率分别为23.9%和12.5%,而组间效应对生产率增长的贡献则为负(-17.1%)。不过,FHK分解法容易受测量误差的影响,尤其是产出测量误差的存在会高估交叉效应的作用,进而也可能对组内效应和组间效应的分解带来一定的偏差。在GR分解法中,组内效应和组间效应都有很大幅度的上升,对生产率增长的贡献率分别为52.8%和25.9%,其原因是正的交叉效应被融入到了组内效应和组间效应之中。此外,净进入效应没有发生太大的变化(0.026),对生产率增长贡献了21.3%。在BG方法中,组内效应和组间效应对生产率增长的贡献率分别为52.8%和18.3%,净进入效应略大于FHK分解法的测算结果(23.9%),对生产率增长的贡献率约为28.9%。上述三种分解法得到净进入效应(表示企业更替的影响)对生产率增长的贡献率为21.3%—28.9%,表明企业的进入与退出对中国制造业的生产率变化具有比较重要的显著影响。^①此外,表4还报告了分行业、分所有制类型以及分地区的生产率变化分解结果。

六、企业进入—退出对制造业生产率增长的间接影响

上文通过采用生产率分解方法考察了企业更替对制造业生产率增长的直接作用,除此之外,企业的进入与退出行为还会导致市场竞争的加剧,而这无疑将间接性地促进企业提高生产率水平(Amiti & Konings, 2007; Fernandes, 2007; 盛斌、毛其淋, 2012)。因此,对企业更替的竞争效应的估计将有效地校正前文由生产率分解方法得到的净进入效应的低估。

为了检验市场竞争效应的存在,构建存活企业生产率决定的计量模型如下:

$$tfp_{ijkt}^{survive} = \alpha_0 + \gamma \cdot Compet_{jkt} + \sum \theta \cdot X_{ijkt} + v_j + v_k + v_t + \varepsilon_{jkt} \quad (6)$$

其中,下标*i*、*j*、*k*和*t*分别表示企业、行业、地区和年份; $tfp_{ijkt}^{survive}$ 表示存活企业的生产率; $Compet_{jkt}$ 表示市场竞争程度,当其估计系数 γ 显著为正时表明存在竞争效应; X_{ijkt} 为控制变量向量; v_j 、 v_k 和 v_t 分别表示行业、地区和年份特定效应, ε_{jkt} 表示随机扰动项。

关于市场竞争程度,为了稳健起见,我们采用两个指标进行衡量。第一个指标是企业更替率($Compet1$),借鉴Gebreyesus(2008)的做法, $Compet1_{jkt} = (entryr_{jkt} + exitr_{jkt}) / 2$,其中 $entryr_{jkt}$ 和 $exitr_{jkt}$ 分别表示企业的进入率和退出率,该指标越大则表明市场竞争越激烈,它是对由企业进入与退出导致的市场竞争的直接度量。第二个指标是赫芬达尔指数(Herfindahl-Hirschman Index), $HHI_{jkt} = 1 / \sum_{i \in I_j} (sale_{it} / sale_{jt})^2 = 1 / \sum_{i \in I_j} S_{it}^2$,其中 $sale_{it}$ 表示企业*i*在*t*年的销售额, $sale_{jt}$ 表示行业*j*在*t*年的总销售额, S_{it} 表示企业*i*在*t*年的市场占有率,该指标越大表明市场竞争程度越大,它是对由企业进入与退出导致的市场竞争的间接度量;为了便于估计,我们进一步将赫芬达尔指数取对数 $\ln HHI$,记为 $Compet2_{jkt}$ 。

^① 采用Baily et al. (1992)的方法(简称BHC分解法)进行分解,得到的净进入效应的贡献度为81%,远远高于本文分解得到的贡献率。Brandt et al. (2009)采用BHC分解法对中国1998—2006年制造业生产率增长进行分解得到净进入效应的贡献率也高达67%,此外李玉红等(2008)采用相同方法得到的贡献率甚至高达186.7%。由于BHC分解法对于进入与退出相对贡献的界定比较模糊,近年来受到不少学者的批判(Disney et al., 2003; Roberts & Thompson, 2009),这或许是采用该方法进行分解得到净进入效应通常偏高的原因。

表 4 中国制造业生产率变化的分解结果

	分解方法	组内效应	组间效应	交叉效应	进入效应	退出效应	净进入效应	生产率增长
总体样本企业	FHK	0.015(12.47)	-0.021(-17.06)	0.097(80.72)	-0.016(-13.30)	0.045(37.16)	0.029(23.87)	0.121
	GR	0.064(52.84)	0.031(25.89)	-	-0.024(-20.07)	0.050(41.35)	0.026(21.28)	
	BG	0.064(52.84)	0.022(18.27)	-	-	-	0.035(28.89)	
高新技术企业	FHK	0.010(8.52)	-0.032(-26.90)	0.116(98.87)	-0.009(-7.31)	0.032(26.82)	0.023(19.51)	0.118
	GR	0.068(57.96)	0.029(24.88)	-	-0.015(-13.06)	0.036(30.22)	0.020(17.16)	
	BG	0.068(57.96)	0.008(6.54)	-	-	-	0.042(35.51)	
公用事业企业	FHK	0.022(16.09)	-0.036(-26.10)	0.079(56.39)	0.022(15.54)	0.053(38.07)	0.075(53.61)	0.139
	GR	0.062(44.29)	0.009(6.14)	-	0.015(10.72)	0.054(38.85)	0.069(49.57)	
	BG	0.062(44.29)	-0.003(-2.44)	-	-	-	0.081(58.15)	
劳动密集型企业	FHK	0.008(8.77)	-0.012(-12.74)	0.086(89.26)	-0.026(-27.16)	0.040(41.87)	0.014(14.71)	0.096
	GR	0.051(53.40)	0.033(33.77)	-	-0.033(-34.31)	0.045(47.13)	0.012(12.82)	
	BG	0.051(53.40)	0.025(26.33)	-	-	-	0.020(20.27)	
资本密集型企业	FHK	0.050(33.80)	-0.011(-7.15)	0.077(52.02)	-0.010(-6.48)	0.041(27.80)	0.032(21.32)	0.148
	GR	0.089(59.81)	0.031(21.21)	-	-0.019(-12.80)	0.047(31.79)	0.028(18.98)	
	BG	0.089(59.81)	0.027(18.27)	-	-	-	0.033(21.92)	
本土企业	FHK	0.016(12.99)	-0.013(-10.70)	0.089(72.30)	-0.010(-8.34)	0.041(33.75)	0.031(25.41)	0.122
	GR	0.060(49.14)	0.034(27.57)	-	-0.019(-15.50)	0.047(38.80)	0.029(23.30)	
	BG	0.060(49.14)	0.028(22.97)	-	-	-	0.034(27.89)	
外资企业	FHK	0.043(66.82)	-0.024(-37.12)	0.048(74.75)	-0.037(-57.55)	0.034(53.10)	-0.003(-4.45)	0.065
	GR	0.079(121.42)	0.003(4.61)	-	-0.040(-61.65)	0.023(35.63)	-0.017(-26.03)	
	BG	0.079(121.42)	-0.004(-5.78)	-	-	-	-0.010(-15.64)	
沿海地区企业	FHK	0.022(17.35)	-0.022(-17.45)	0.095(74.51)	-0.013(-10.11)	0.046(35.70)	0.033(25.59)	0.128
	GR	0.069(54.20)	0.030(23.11)	-	-0.021(-16.65)	0.050(39.33)	0.029(22.68)	
	BG	0.070(55.08)	0.018(13.75)	-	-	-	0.040(31.16)	
内陆地区企业	FHK	0.013(10.78)	-0.017(-14.01)	0.092(77.43)	-0.006(-5.21)	0.037(31.01)	0.031(25.80)	0.118
	GR	0.059(49.50)	0.032(26.82)	-	-0.015(-12.68)	0.043(36.37)	0.028(23.69)	
	BG	0.059(49.50)	0.022(18.42)	-	-	-	0.038(32.08)	

注：圆括号()内的数值表示各个效应项对生产率增长的贡献率，单位为%，圆括号()外的数值表示各个效应项的大小，-为不适用。

控制变量的选择与前文相同，根据既有的理论和实证研究文献包括：资本密集度(*klratio*)、企业规模(以中型企业虚拟变量(*medium*)和大型企业虚拟变量(*large*)表示，若是取1，不是取0)、企业年龄(*age*)、国有企业虚拟变量(*soes*)、外资企业虚拟变量(*foreign*)、政府补贴(*subsidy*)以及融资约束(*finance*)。^①控制变量的定义与数据来源同前文所述。

为了与上文的分析保持一致，计量检验的样本期间仍为1999—2003年，结果报告于表5。其中，第(1)—第(2)列的因变量为以OP法测算的存活企业生产率，第(3)—第(4)列为以LP法测算的存活企业生产率作为因变量，每个回归检验中对市场竞争程度又分别采用了两种不同的计算方法。结果表明，无论是采用哪种生产率测度方法以及市场竞争程度定义方法，市场竞争程度的估计系数都为正，并且在1%水平上显著，这表明企业更替引致的竞争效应对存活企业生产率的提高具有显著的促进作用，其原因在于，频繁的企业更替会带给在位的存活企业带来巨大的竞争压力，为了保持自己的市场份额以及不被激烈的市场竞争所淘汰，这些存活企业将会有意识地加大研发投入、

① 融资约束指标采用利息支出与固定资产的比值取对数来衡量。

更新机器设备以及改进生产组织方式,进而提高了自身的生产率水平。^①

表5 影响存活企业生产率因素的估计结果

	OP法测算的存活企业生产率		LP法测算的存活企业生产率	
	企业更替率	赫芬达尔指数	企业更替率	赫芬达尔指数
	(1)	(2)	(3)	(4)
Compet1	0.148*** (5.93)	-	0.122*** (4.69)	-
Compet2	-	0.005** (2.55)	-	0.005*** (2.59)
其它控制变量	控制	控制	控制	控制
R ²	0.3872	0.3872	0.3294	0.3293
观察值	612694	612698	612694	612698

注:圆括号()内数值为纠正了异方差后的t统计量,***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,本表回归均控制了行业效应、地区效应与年份效应。

七、结 论

本文采用1998—2007年中国制造业企业的微观数据对企业的进入与退出的特征及其与全要素生产率动态演化的关系进行了系统性的实证研究,主要得到以下结论:(1)中国制造业企业具有很高的进入率与退出率,并且均随着企业规模的增大而下降;新进入企业是各年份企业的主要构成来源,但新进入企业的持续期较短,将近2/3的企业的经营年限不超过6年;不论是从就业还是从产出来看,进入企业与退出企业的规模均较小。(2)进入企业和退出企业的平均生产率均显著低于存活企业,但进入企业比退出企业具有更高的平均生产率水平,而且这些特征也普遍存在于不同行业、不同所有制类型以及不同地区的企业之中。(3)新进入企业的存活概率随着进入年限的增长而下降,但初始生产率水平越高、初始资本密集度越大、初始规模越大、企业年龄越小、政府补贴越大和外资企业属性的企业在进入后越不容易退出。(4)存在显著的市场选择效应促使生产率较低的企业退出市场,而新企业在进入市场之后通过学习效应实现了自身生产率的快速增长,退出企业则在退出市场前面临显著的“死亡阴影”效应。(5)企业更替对制造业生产率增长具有重要的直接影响(贡献率为21%—29%),此外,企业更替还通过市场竞争效应对存活企业生产率的提高产生显著的间接促进作用,因此,企业更替对中国制造业生产率增长的总体贡献不容忽视。

本文的研究一方面丰富了企业动态方面的研究文献,另一方面有助于准确地认识中国制造业生产率增长在企业层面的动力来源。当然,本文的研究仍然存在有待进一步探索的问题,例如,由于数据方面的限制,主要以企业在数据库中的法人代码对企业进入与退出的状态进行界定,然而,中国工业企业数据库的一个显著特点是对于非国有企业的统计只包含规模以上的部分,这样就有可能误将一些非国有企业由规模以下(或规模以上)转变为规模以上(或规模以下)的情形视为进入(或退出)企业,进而有可能会高估企业的更替。尽管研究中采用了一些方法进行了处理,但如何对企业的进入与退出状态进行更为细致和精确的界定是下一步需要改进的方向。

参考文献

- 樊纲、王小鲁、朱恒鹏 2010 《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2009年报告》,经济科学出版社。
 简泽 2011 《企业间的生产率差异、资源再配置与制造业部门的生产率》,《管理世界》第5期。
 李玉红、王皓、郑玉歆 2008 《企业演化:中国工业生产率增长的重要途径》,《经济研究》第6期。

^① 考虑到样本期内各地区的市场化进程不断加快,我们尝试在回归中进一步控制市场化指数变量(用樊纲等(2010)编制的市场化指数表示),发现核心变量的系数大小和显著性水平并未发生实质性变化。

- 马弘、乔雪、徐娜 2012 《中国的就业创造与消失：来自制造业 1998—2007 的证据》，《经济研究》网站工作论文 WP243。
- 邵敏、包群 2011 《地方政府补贴企业行为分析：扶持强者还是保护弱者？》，《世界经济文汇》第 1 期。
- 盛斌、毛其淋 2012 《贸易自由化与制造业企业生产率的动态演进：来自中国微观企业数据的经验证据》，南开大学国际经济研究所工作论文。
- 王德文、王美艳、陈兰 2004 《中国工业的结构调整、效率与劳动配置》，《经济研究》第 4 期。
- 袁堂军 2009 《中国企业全要素生产率水平研究》，《经济研究》第 6 期。
- 张维迎、周黎安、顾全林 2003 《经济转型中的企业退出机制——关于北京市中关村科技园区的一项经验研究》，《经济研究》第 10 期。
- 周黎安、张维迎、顾全林、姜烨 2006 《中关村科技园区制造业生产率的动态变化及其分解：1995—2003》，《经济学报》第 2 卷第 1 辑。
- Amiti M. ,and J. Konings ,2007, “Trade Liberalization ,Intermediate Inputs ,and Productivity: Evidence from Indonesia” ,*American Economic Review* 97(5) : 1611—1638.
- Baily M. N. ,C. Hulten ,and D. Campbell ,1992, “Productivity Dynamics in Manufacturing Plants” ,*Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics A* : 187—267.
- Baldwin J. R. and W. Gu 2003, “Plant Turnover and Productivity Growth in Canadian Manufacturing” ,Analytical Studies Branch Research Paper Series No. 193.
- Bartelsman E. J. ,J. Haltiwanger ,and S. Scarpetta ,2004, “Microeconomic Evidence of Creative Destruction in Industrial and Developing Countries” , World Bank Policy Research Working Paper No. 3464.
- Brandt L. J. V. Biesebroeck and Y. F. Zhang 2009, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing” ,NBER Working Paper No. 15152.
- Brandt L. J. V. Biesebroeck and Y. F. Zhang 2012, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing” ,*Journal of Development Economics* 97(2) : 339—351.
- Disney R. J. Haskel and Y. Heden 2003, “Restructuring and Productivity Growth in UK Manufacturing” ,*Economic Journal* ,113 (489) : 666—694.
- Dunne T. ,M. J. Roberts ,and L. Samuelson ,1988, “Patterns of Firm Entry and Exit in U. S. Manufacturing Industries” ,*RAND Journal of Economics* ,19(4) : 495—515.
- Fernandes A. M. 2007, “Trade Policy , Trade Volumes and Plant-level Productivity in Colombian Manufacturing Industries” ,*Journal of International Economics* 71(1) : 52—71.
- Foster L. J. Haltiwanger ,and C. Krizan ,1998, “Aggregate Productivity Growth: Lessons from Microeconomic Evidence” ,NBER Working Paper No. 6803.
- Gebreyesus M. 2008, “Firm Turnover and Productivity Differentials in Ethiopian Manufacturing” ,*Journal of Productivity Analysis* 29 (2) : 113—129.
- Griliches Z. and H. Regev ,1995, “Productivity and Firm Turnover in Israeli Industry: 1979—1988” ,NBER Working Paper No. 4059.
- Hahn C. H. 2000, “Entry ,Exit ,and Aggregate Productivity Growth: Micro Evidence on Korean Manufacturing” ,OECD Economics Department Working Papers No. 272.
- Hopenhayn H. A. 1992, “Entry ,Exit and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium” ,*Econometrica* 60(5) : 1127—1150.
- Jovanovic B. 1982, “Selection and the Evolution of Industry” ,*Econometrica* 50(3) : 649—670.
- Levinsohn J. and A. Petrin 2003, “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables” ,*Review of Economic Studies* 70(2) : 317—341.
- Liu L. , and J. Tybout 1996, “Productivity Growth in Chile and Columbia: The Role of Entry ,Exit and Learning” ,In: Roberts M. , Tybout J. (eds) *Industrial Evolution in Developing Countries* ,Oxford University Press ,New York.
- Mary H. D. ,and T. Fraser 2009, “Creative Destruction and Policy Reforms: Changing Productivity Effects of Firm Turnover in Moroccan Manufacturing” ,Policy Research Working Paper No. 5085.
- Olley S. and A. Pakes 1996, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry” ,*Econometrica* 64(6) : 1263—1297.
- Roberts B. M. and S. Thompson 2009, “Firm Turnover ,Restructuring and Labour Productivity in Transition: The Case of Poland” ,*Applied Economics* 41(7) : 1127—1136.

China's Manufacturing Firms' Entry-exit and Dynamic Evolution of TFP

Mao Qilin and Sheng Bin
(School of Economics, Nankai University)

Abstract: Using China's manufacturing firm-level micro data from 1998 to 2007, this paper has a systematic empirical study on the characteristics of firm entry-exit and its relationship with TFP dynamic evolution. Results find that: Firm entry and exit rate in China's manufacturing seem quite high, and they decline with firm size. The new entering firms are main composition sources of each year enterprises in the sample, but the duration of new entering firms is quite short, meanwhile the size of entering firm and exiting firm is relatively small. In the sorting of average productivity, entering firm is higher than exiting firm, but both are lower than surviving firm. At the same time, the survival probability of new entering firms do decline as the entering years grow, and the higher initial TFP of the firm, the lower rate for it to exit subsequently. The empirical results also show that: There exists significant market selection effect which forces the less efficient firms to exit, after entering into the market, new firms achieve a rapid productivity growth through learning effect, while the exiting firm faces significant "shadow of death" effect. Finally, Firm turnover has an important direct influence on manufacturing TFP growth, moreover, it also has a significant indirect role in promoting surviving firms' TFP growth though the market competition effect. This paper helps to properly understand the power source of China's manufacturing TFP growth on the firm level.

Key Words: Manufacturing Firms; Firm Entry and Exit; TFP

JEL Classification: D24, O14, O47

(责任编辑: 晓 喻) (校对: 梅 子)

(上接第 15 页)

Efficiency of Resource Allocation and Manufacturing Total Factor Productivity in China

Gong Guan^{a, b} and Hu Guanliang^a

(a: School of Economics, Shanghai University of Finance and Economics;

b: Key Laboratory of Mathematical Economics, Ministry of Education (SUFU))

Abstract: In this paper, we extend Hsieh & Klenow (2009)'s analysis of resource allocation efficiency by relaxing the condition of constant returns to scale. We use the dispersion of marginal revenue product of factor to measure the resource misallocation and apply it to micro data of Chinese manufacturing survey between 1998 and 2007. We use the Levinsohn-Petrin (2003) semi-parametric estimation method to get the output elasticity of the inputs in each industry and assume a standard model of monopolistic competition with heterogeneous products. We find: (1) Chinese manufacturing total factor productivity would gain an increase of 57% in 1998 and 30% in 2007 if both capital and labor are effectively reallocated; and (2) From 1998 to 2007, the improvement of capital allocation efficiency increased the aggregate total factor productivity by nearly 10.1%, while the improvement of labor allocation efficiency increased the aggregate total factor productivity by approximately 7.3%. Compared to the method proposed by Hsieh & Klenow (2009), our method is more precise in measuring the efficiency of resource allocation and is able to distinguish the effects from each factor. Our empirical result shows that resource misallocation in China is much less than Hsieh & Klenow calculated.

Key Words: Resource Allocation Efficiency; Total Factor Productivity; Monopolistic Competition; Returns to Scale

JEL Classification: C49, O11, O47

(责任编辑: 詹小洪) (校对: 晓 鸥)