

所有制差异、企业动态更替与外延型资源错配

靳来群¹, 莫长炜²

(1. 宁波大学 商学院, 浙江 宁波 315211; 2. 厦门大学 经济学院, 福建 厦门 361005)

摘要: 虽然国企改革过程中的“抓大放小严进入”提升了国有部门生产率,但在二元所有制体制下,中国经济整体的企业动态更替过程及其带来的市场选择效应、学习效应和竞争效应仍存在较大的扭曲。利用中国工业企业微观数据的实证分析表明:(1)所有制歧视降低了民营企业的市场进入率,提高了其市场退出率,进而扭曲了企业动态更替的过程;(2)全要素生产率(TFP)较高的民营企业被TFP较低的国有企业“淘汰”了,即在二元所有制下大量“僵尸”国有企业破坏了企业动态更替的市场选择效应;(3)民营新进入企业通过学习效应实现了TFP的快速增长,而国有新进入企业却存在着明显的退步效应;(4)企业更替带来的竞争效应仅对民营企业有效,而对国有企业并无显著作用。

关键词: 所有制; 企业进入与退出; 外延型资源错配; 全要素生产率

中图分类号: F124.6 文献标识码: A 文章编号: 1008-2972 (2018) 01-0030-11

DOI:10.13676/j.cnki.cn36-1224/f.2018.01.004

一、问题提出

“好”企业不断进入、“差”企业不断退出的企业更替与演进过程是良好市场经济的重要特征。前期研究基于企业更替的视角分析了其对中国就业(马弘等,2013)、经济增长(李坤望和蒋为,2015)、全要素生产率(TFP)(毛其淋和盛斌,2013;杨汝岱,2015)的重要作用。^[1-4]而就企业更替对TFP的作用而言,Lentz和Mortensen(2008)通过对“创造性毁灭”观点的进一步发展指出,高TFP企业的进入加速了低TFP企业的退出,带来总体TFP的不断提高。^[5]基于这样的观点,学者们利用不同的TFP分解方法测算了企业动态更替对中国TFP增长的贡献度(Brandt等,2012;Foster等,2001;Baldwin和Gu,2006;Melitz和Polanec,2015)。^[6-9]杨汝岱(2015)研究发现,1998—2007年相对于企业自身TFP成长而言,资源重新配置尤其是企业更替对TFP增长的贡献度较小,并且还呈现逐年减小的趋势。^[4]因此,分析影响企业更替过程及其效应的因素就非常重要。

从前期文献的分析来看,资源配置效率的提高可以通过两条途径,一是在位企业间的资源优化配置,二是高TFP企业进入低TFP企业退出下的净效应。Restuccia和Rogerson(2013)也指出,有效的

收稿日期:2017-06-12 修返日期:2017-11-22

基金项目:全国统计科学项目“中国结构性要素配置效率及优化途径比较研究”(2017LY94);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“矫正要素配置扭曲与促进经济有效增长”(16JJD790031);福建省社会科学规划项目“产业集聚、技术外溢与企业创新研究”(FJ2015B237)

作者简介:靳来群,宁波大学讲师,主要从事资源配置效率研究,通讯作者联系方式 laiun2006@126.com;莫长炜,厦门大学副教授,主要从事产业组织理论研究。

资源配置同时包括两个方面的含义：第一，其决定了资本与劳动在这些已参与生产的经济个体中该如何分配；第二，其决定了哪些经济个体应该参与到生产中来（企业进入或退出）。^[10]依据 Banerjee 和 Moll (2010) 的定义，前一条途径下的资源错配称为内涵型错配，而后一条途径下的资源错配称为外延型错配。^[11]任何一方面发生错配，经济总产出以及 TFP 都会受损。

国有企业与民营企业并存的二元所有制是中国经济的显著特征。这种独特的二元所有制对中国经济发展产生着重要影响，主要包括国有企业自身效率低下以及国有企业对经济增长的间接拖累两个方面。其中，对创新能力（陈明明等，2016；翟胜宝等，2017）及资源配置效率（靳来群等，2015；陈诗一，2017）的拖累成为近年来的研究热点。^[12-15]如基于 Hsieh 和 Klenow (2009) 提出的企业间要素边际产出不同所致资源错配的定义，靳来群等 (2015) 分析发现若实现不同所有制企业间的资源优化配置，中国的 TFP 将在原来的基础上提高 200% 以上。^[16-14]然而这仅是内涵型资源错配。二元所有制体制下的民营企业通常面临着更高的融资成本和进入门槛，使得效率较高的民营企业无法进入市场，而效率较低的“僵尸”国有企业却无须退出市场。因此，二元所有制将通过扭曲正常的企业进入和退出，而导致外延型资源错配（陈诗一，2017）。^[15]

在已有文献中，无论 Banerjee 和 Moll (2010) 所定义的外延型资源错配，还是 Brandt 等 (2012) 所测算的净进入效应，都是基于进入企业与退出企业的 TFP 之差来进行分析的。^[11, 16]但实际上有效的企业动态更替对实现资源有效配置的途径应包括三个方面：（1）潜在高 TFP 企业的进入和已有低 TFP 企业的退出（即选择效应）；（2）潜在进入企业进入后通过后天学习实现自身 TFP 的快速增长并缩小与在位企业的差距甚至超越在位企业（即学习效应）；（3）企业进入和退出过程对在位企业形成竞争压力，迫使在位企业提高 TFP（即竞争效应）。上述三种效应共同构成了外延型资源优化配置过程的内涵。企业正常进入退出过程受到扭曲将会直接导致外延型资源错配。

本文着重分析二元所有制对企业动态更替过程及其外延型资源配置效应的影响：（1）就企业动态更替过程而言，二元所有制的一个重要特征就是民营企业面临着多层面的所有制歧视问题，因而面临着更高的经营成本。那么，所有制歧视是否破坏了企业动态更替过程？（2）企业动态更替的市场选择效应表现为 TFP 高的企业进入，而 TFP 低的企业退出。然而在二元所有制下，国有企业相对于民营企业存在着各种资源获取方面的便利。这些便利的存在是否会破坏市场选择效应，即是否会使得许多 TFP 较高的民营企业被阻挡在市场之外，而许多 TFP 较低的国有企业却不会被淘汰？（3）在民营企业部门面临所有制歧视的境况下，竞争效应是否会被弱化？

二、数据整理、企业状态界定与 TFP 估计

（一）数据整理

本文选择 1998—2007 年中国工业企业数据库中制造业企业数据作为实证分析样本。根据已有方法，本文对该数据进行了以下处理：（1）筛选制造业企业数据。（2）2002 年行业分类标准发生了改变，本文通过比较两个行业分类标准，对数据涉及的行业代码进行了调整和统一，按 2003 年行业分类标准，包括 13-42 的 2 位数行业（没有 38）。（3）在使用企业代码对企业状态（进入、退出和在位）进行识别时，考虑到企业代码因重组、收购或所有权变动等情况发生变更影响到对企业的识别，因此本文参照 Brandt 等 (2012) 的方法处理。^[6]（4）参考靳来群等 (2015)，剔除了一些重要指标为负和从业人数少于 8 人的企业，以及一些不符合会计原则的企业。^[14]（5）对工业增加值、固定资产净值等指标用各省份相应价格指数进行平减。

（二）进入企业、退出企业和在位企业的界定

如果企业在第 $t-1$ 期不存在，而在第 t 期存在，则将其定义为第 t 期的进入企业；如果企业在第 t

期存在,而在第 $t+1$ 期不存在,则将其定义为第 $t+1$ 期的退出企业;剩下的企业定义为在位企业。这里存在一个问题是,中国工业企业数据仅包含了营业收入在500万元以上的私营企业,却包含了全部的国有企业。因此,第 t 期民营进入企业的数量可能会被高估,因为这可能会将第 t 期营业收入大于500万元而第 t 期之前营业收入低于500万元但已经进入市场的企业定义为第 t 期的进入企业。然而也应该看到,上面界定的第 t 期的民营进入企业的数量,也会因为忽略了那些收入低于500万元而不在中国工业企业数据库统计范围内但确实是在第 t 期进入市场的企业而被低估。因此,本文参考李坤望和蒋为(2015)在处理此问题时的简单方法,对企业状态的界定取决于企业进入或者退出工业企业数据库样本,即通过企业是否存在于数据库判断企业的状态。^[2]

对于那些1999—2006年仅存活一年的企业,它们既可以划分为进入企业又可以划分为退出企业,这会造成重复界定问题。因此,本文删除了该类企业。之所以将范围限定在1999—2006年,主要是因为,仅在1998年存活一年的企业很多是退出企业,而仅在2007年存活一年的企业很多是新进入企业。1999—2006年仅存活一年的企业所占份额较小(数量上仅占4.1%,考虑到2004年的数据波动性较大,如果剔除2004年的数据,那么这部分企业在数量上仅占3%),这样的处理基本不影响本文分析结果。

企业进入率根据公式 $ren_t=NE_t/NT_{t-1}$ 来计算,其中, NE_t 代表第 t 期进入市场的企业数量, NT_{t-1} 代表第 $t-1$ 时期末所有企业的总数。例如,1999年的进入率即为1999年的新进入企业数除以1998年所有企业总数。企业退出率的计算公式为 $rex_t=NX_t/NT_{t-1}$,其中, NX_t 代表第 t 期退出的企业数量,即第 t 期不存在而在第 $t-1$ 期存在的企业数量; NT_{t-1} 与前文相同。

(三) TFP的测算

已有文献大多采用OP方法(Olley和Pakes,1996)或LP方法(Levinsohn和Petrin,2003)来测算企业TFP。^[17-18]但Ackerberg等(2015)指出OP方法与LP方法存在严重的共线性问题,将导致估计结果不准确,因此,他们提出了一种新的估计方法以解决该问题。^[19]本文将这一方法简称为ACF法,并采用该方法对1998—2007年企业的TFP进行估计。

三、企业更替过程及TFP的所有制差异

(一) 不同所有制企业间的进入率、退出率比较

表1报告了不同所有制企业的进入率和退出率。根据表1可以看到,所有企业的平均进入率达到了24.87%,退出率也达到了14.97%,这体现了中国经济运行过程的动态性。2004年新企业进入率高达53.5%,波动性较大。这主要是因为2004年全国进行了一次较为细致的经济普查,使得更多的民营企业被纳入统计系统,进而导致2004年更多的进入企业。2005年的进入企业是通过从2005年的所有企业中剔除2004年已经存在的企业所获得的。2004年企业数据的波动性导致2005年的进入企业数据也呈现出较大的波动性。

民营企业的进入率要高于其退出率,而国有企业的进入率却要低于其退出率;国有企业的进入率要远低于民营企业的进入率,而国有企业的退出率却要高于民营企业的退出率。这正描述了中国国有企业改革过程的典型特征。20世纪90年代末政府开始推行严厉的国有企业改革政策,并明确提出国企改革的基本思路是“抓大放小”,加快了国有企业间的合并以及小型国有企业的改组、退出。在这一政策的驱动下,无论从从业人数、固定资产还是产值来看,国有经济比重都呈现了逐年下降的趋势。本文通过比较发现国有退出企业的规模要明显低于国有在位企业的规模,这正体现了国有部门改革“抓大放小”的特征。基于下文表4的TFP结果也可以看到,国有退出企业的TFP要明显低于国

有在位企业的 TFP。这反映了中国国有部门改革“抓大放小”的有效性，这与 Hsieh 和 Song (2015) 对中国国有部门改革的描述是一致的。^[20]同时，基于本文表 1 和表 4 的内容可以发现，在严格的国有企业改革背景下，国有部门的进入率也相对较低，并且进入企业的 TFP 要远远高于退出企业的 TFP。因此，进一步讲，中国国有部门改革乃是“抓大放小严进入”的过程。也正因如此，中国国有部门 TFP 增长率要快于其他部门。而在中国快速的国有企业改革及市场化背景下，民营企业加快了进入了的步伐，涌现出大量的民营企业。

表 1 不同所有制部门进入率与退出率的比较

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
进入率									
总体	0.204	0.173	0.278	0.203	0.227	0.535	0.139	0.221	0.257
国有企业	0.163	0.100	0.139	0.091	0.089	0.197	0.052	0.250	0.134
外资企业	0.260	0.248	0.257	0.188	0.234	0.526	0.100	0.166	0.208
民营企业	0.218	0.218	0.364	0.256	0.272	0.620	0.166	0.233	0.303
退出率									
总体	0.204	0.155	0.202	0.132	0.142	0.158	0.120	0.125	0.109
国有企业	0.227	0.167	0.220	0.165	0.193	0.199	0.199	0.158	0.181
外资企业	0.175	0.152	0.137	0.108	0.101	0.099	0.099	0.104	0.091
民营企业	0.194	0.159	0.213	0.125	0.137	0.166	0.113	0.127	0.097

(二) 不同所有制企业的 TFP 比较

表 2 列示了 1998—2007 年各年的平均 TFP 及增长率。根据表 2，2002 年以后，基于 ACF 方法测算的中国 TFP 增长率均超过了 10%。本文的测算结果与 Brandt 等 (2012) 的结果基本相同，他们估计的结果显示中国企业层面的 TFP 增长率在 1998—2001 年为 2%-6%，2001—2007 年为 11%-16%。^[6]而有部分文献基于 OP 和 LP 方法得到的 1998—2007 年企业层面的 TFP 增长速度普遍低于 5% (鲁晓东和连玉君, 2012)。^[21]上文的分析表明，ACF 方法克服了 OP 和 LP 方法在测算 TFP 时的重大缺陷。因此，本文认为采用 ACF 方法测算的企业层面的 TFP 可能更为准确。

表 2 所有企业 TFP 均值及增长趋势

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2005	2006	2007
平均 TFP	0.981	1.000	1.072	1.174	1.311	1.445	1.683	1.861	2.083
增长率	--	0.019	0.073	0.095	0.116	0.103	--	0.106	0.119

注：鉴于 TFP 的波动性较大，为了更为准确地测算 TFP 均值及趋势，此表的计算结果是分年份剔除了 TFP 前后各 1% 的企业之后得到的。由于 2004 年缺少企业工业增加值数据，也就无法测算 2004 年的企业 TFP，因此也就无法得到 2004 年以及 2005 年的 TFP 增长率。

根据 ACF 方法的估计结果，本文比较了不同所有制企业的平均 TFP，如图 1 所示。可以看到，在三类性质的企业中，外资企业

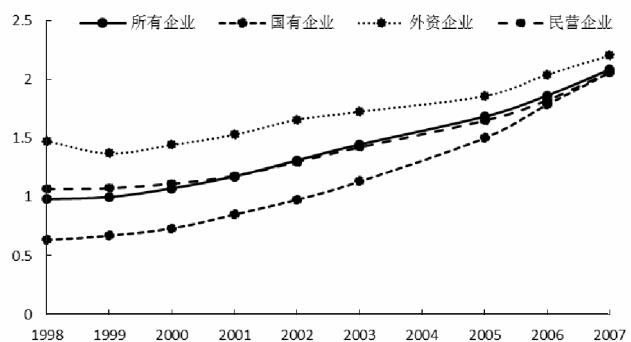


图 1 不同性质企业平均 TFP 趋势图

TFP 最高, 民营企业居中, 而国有企业 TFP 最低。但三类性质企业的 TFP 差距在逐年缩小, 2007 年民营企业与国有企业 TFP 基本相同, 国有企业有迎头赶上之势。在这三类企业中, 国有企业的 TFP 增长速度是最快的。这在一定程度上表明, 国有企业“抓大放小严进入”这一改革策略是有效的, TFP 较小的小型国有企业被淘汰之后, TFP 相对较高的大型国有企业留了下来。

四、企业动态更替过程与效应在不同所有制企业之间的差异

虽然国有部门内部的企业更替过程对国有部门自身 TFP 的提高起到了积极作用, 但是作为一个既包括国有部门又包括民营部门的经济整体, 所有制差异是否对整个经济的企业更替带来明显的不利影响? 接下来, 本文将详细分析所有制差异对企业更替过程及其带来的选择效应、学习效应和竞争效应的影响。

(一) 所有制差异对企业更替过程的影响

二元所有制的一个重要特点是非国有企业常常在企业融资、土地成本、税负、政府补贴等诸多方面面临着不公平的对待, 即所有制歧视。而这些所有制歧视因素的存在会提高非国有企业的运营成本, 所有制歧视越高的地区, 非国有企业的运营成本也越高。高成本也进一步阻碍了非国有企业的进入, 并加快了非国有企业的退出。不仅如此, 在电力、石化等行业以及一些基础设施建设项目中, 非国有企业都很难进入。也就意味着, 所有制歧视越严重的地区, 非国有企业面临的进入壁垒也将越严重, 这将进一步阻碍非国有企业的进入。总的来说, 这种所有制歧视将会对企业动态更替过程产生负面影响。

考虑到外资企业在企业融资、税收优惠政策等方面与民营企业的差异, 下文的实证样本中剔除了外资企业。前期研究多从企业战略的角度分析企业进入或退出时机的影响因素 (靳来群和林金忠, 2014), 而这些影响因素既包括企业自身特征因素, 又包括行业特征和地区特征因素。^[22]由于本文的因变量为某省份某行业的进入率或退出率, 因此, 本文选择行业特征因素和地区特征因素作为自变量, 并构建如下计量模型以检验所有制歧视对地区行业层面的进入率和退出率的影响:

$$n_{jkt} = \alpha_{jk} + \beta pol_{jkt} + \gamma X_{jkt} + \alpha_1 year + \xi_{jkt}$$

其中, j 、 k 分别表示省份与行业; t 代表年份; 因变量 $n=(ren, rex)$, ren 为进入率, rex 为退出率。

所有制歧视是针对非国有企业而言的, 对于国有企业来讲, 应为“所有制偏袒”。考虑到所有制歧视对不同所有制企业的影响, 本文也将分别考察所有制歧视对不同所有制企业的进入率与退出率的影响。其中, 国有企业的进入率和退出率分别用符号 r_{sen} 和 r_{sex} 表示, 民营企业的进入率和退出率分别用符号 m_{en} 和 m_{ex} 表示。

主要自变量为所有制歧视变量, 用符号 pol 表示。所有制歧视变量反映了一地区或行业对国有企业的依赖和偏袒程度, 参照已有文献的做法, 本文用国有经济比重衡量。

控制变量包括: 某行业竞争程度的一阶滞后项 ($LHHD$), 竞争程度用赫芬达尔指数的倒数衡量, $HHI_{jkt} = 1/S_{ijkt}^2$, S_{ijkt} 表示省份 j 行业 k 中企业 i 在第 t 年的销售额占所在地区和行业总销售额的份额; 市场开放程度变量 ($open_{jt}$), 用樊纲等汇编的《中国市场化指数》中分省份的“引进外资程度”来衡量; 某年某省份某行业固定资产净值 ($asset_{jkt}$), 用固定资产净值与工业增加值的比值衡量。

估计结果如表 3 所示。表 3 显示, 在以所有企业为样本并以进入率作为因变量时, 所有制歧视变量 pol 的系数显著为负。这说明所有制歧视程度越强, 市场进入率则越低。在以民营企业为样本时, 结果也是一样的。这说明民营企业面临的所有制歧视降低了市场进入率, 扭曲了企业进入过程。在以

表 3 所有制歧视对进入率和退出率的影响

	所有企业		国有企业		民营企业	
	(1) <i>ren</i>	(2) <i>rex</i>	(3) <i>sen</i>	(4) <i>sex</i>	(5) <i>men</i>	(6) <i>mex</i>
<i>pol</i>	-0.066* (-1.65)	0.045** (2.40)	0.091*** (3.09)	-0.021 (-0.97)	-0.070*** (-2.66)	0.079*** (2.90)
<i>LHHI</i>	-0.000 (-0.33)	0.000* (1.80)	0.000 (1.07)	0.000 (0.29)	-0.000*** (-4.06)	0.000** (2.37)
<i>open</i>	0.013*** (6.40)	-0.006*** (-5.53)	0.008*** (3.24)	-0.006*** (-3.27)	0.004* (1.93)	-0.006*** (-3.83)
<i>asset</i>	-0.001 (-0.69)	0.000 (0.36)	-0.002 (-1.30)	0.000 (0.28)	-0.006 (-1.50)	0.006* (1.72)
常数项	0.180*** (13.35)	0.146*** (16.48)	0.058*** (3.53)	0.192*** (17.23)	0.409*** (17.10)	0.111*** (7.69)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	5589	5589	5549	5549	5549	5549

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

退出率作为因变量时，可以看到，所有制歧视越强，市场退出率却越高。所有制歧视使得民营企业所获资金支持减少，进而加快了民营企业的退出过程。由以上结果可以发现，所有制歧视降低了民营部门的进入率并提高了其退出率，进而扭曲了其正常的动态更替过程。

列 (3) 和列 (4) 是基于国有企业数据的回归结果。列 (3) 以进入率为因变量，所有制歧视变量 *pol* 系数显著为正；列 (4) 以退出率为因变量，变量 *pol* 系数虽不显著，但为负。这一结果与民营企业的回归结果恰好相反，这表明，所有制歧视导致了更高的国有企业进入率。由于所有制歧视是以国有企业的信贷规模占比来度量的，因此，所有制歧视对国有部门而言实际上是所有制偏袒。

根据控制变量的回归结果可以看到：市场开放程度越高的地区，进入率越高，退出率越低。市场开放为企业经营提供更加自由的环境，在这些地区企业的利润率也相对较高，这会吸引更多的企业进入，同时退出的企业也更少。对于民营部门而言，市场竞争程度越高的地区，进入率越低，退出率越高。激烈的市场竞争不仅会吓退民营企业进入，同时也加快了其被淘汰的过程。但是，市场竞争程度并不会显著地影响国有企业的进入率和退出率。

考虑到可能存在的内生性问题，本文使用所有制歧视变量 *pol* 的滞后一期作为工具变量重新进行了检验，结果与表 3 结果一致，限于文章篇幅在此不再赘述。基于以上结果可以看到，二元所有制体制因为所有制歧视而扭曲了整个经济的企业更替过程。

(二) 所有制差异与动态更替的选择效应

表 4 报告了进入企业、退出企业以及在位企业的平均 TFP。表 4 显示，在不区分所有制时，进入企业和退出企业的 TFP 都要小于在位企业的 TFP。其中，在位企业 TFP 比进入企业 TFP 平均高 13.09%，比退出企业的 TFP 平均高 19.35%。此外，不区分所有制时，进入企业的 TFP 比退出企业 TFP 平均高 6.52%。分企业所有制后，结论也基本相同。这一点恰恰反映了企业动态更替对提高企业 TFP 的重要作用，这种作用即为前文所指的企业动态更替的市场选择效应。

根据表 4 还可以发现，国有进入企业的平均 TFP 与国有退出企业的平均 TFP 之差呈现逐年增加的趋势。这意味着，在国有部门内部，市场选择效应呈现逐渐增加的趋势。这反映了中国国有企业改革的有效性。整体上，进入市场的国有企业 TFP 较高，而低 TFP 的国有企业也会被淘汰。这也正是

表 4 进入企业、退出企业及在位企业的 TFP 对比

		1999	2000	2001	2002	2003	2005	2006
在位企业	所有企业	1.084	1.161	1.281	1.469	1.642	2.002	2.293
	国有企业	0.760	0.827	0.987	1.183	1.379	1.999	2.374
	民营企业	1.137	1.175	1.240	1.407	1.569	1.908	2.195
进入企业	所有企业	1.030	1.092	1.203	1.376	1.460	1.529	1.857
	国有企业	0.714	0.787	0.915	1.081	1.421	1.940	2.205
	民营企业	1.076	1.058	1.197	1.292	1.379	1.485	1.744
退出企业	所有企业	0.853	0.985	1.035	1.215	1.361	1.778	2.035
	国有企业	0.517	0.581	0.597	0.719	0.897	1.294	1.717
	民营企业	0.990	1.137	1.181	1.232	1.441	1.819	2.123

图 1 所显示的国有企业 TFP 高增长率的原因所在。

然而,对于民营企业而言,表 4 显示民营进入企业的平均 TFP 与民营退出企业的平均 TFP 之差却呈现逐年递减的趋势。可能的原因在于,企业 TFP 乃企业进入时机选择的重要决定因素,TFP 越高的企业将会越早进入。也就是说,时间越早,进入企业的 TFP 相对越高;时间越晚,进入企业的平均 TFP 越低。因此,民营进入企业相对于民营退出企业的 TFP 之差就逐年递减。

上述结果也表明,如果仅依据 Banerjee 和 Moll (2010) 对外延型资源错配的定义,^[1]国有部门内部的外延型资源错配程度将呈现逐年缓解趋势,而民营部门则呈现逐年加剧趋势。依据相应 TFP 分解法,这也表明,国有部门的净进入效应对其 TFP 增长的贡献度呈逐年递增的趋势,而在民营部门则呈逐年递减的趋势。然而,正如前文所定义的,企业更替效应不仅仅只包括选择效应,还包括学习效应和竞争效应。因此,我们不能简单地依据上述结果得出中国民营部门企业动态更替效应在逐年减弱的结论。

在国有企业与民营企业之间进行比较时发现,民营退出企业的平均 TFP 比国有新进入企业的 TFP 还要高,甚至高于国有在位企业。这意味着,仅以企业 TFP 作为企业好坏的评判标准,相对于国有进入企业甚至是国有在位企业而言,退出的民营企业表现得并不是那么差劲。这一点可以合理地解读为,TFP 较高的民营企业反而却被 TFP 较低的国有企业所淘汰。这可能意味着所有制差异破坏了企业动态更替的市场选择效应对整个经济 TFP 的促进作用。不过,这种破坏也随着国有企业的改革而逐渐扭转。

(三) 所有制差异与动态更替的学习效应

表 5 分企业性质列示了 1999 年进入企业随后几年的 TFP 变化情况以及 2007 年退出企业前几年的 TFP 变化情况。通过比较 1999 年所有进入企业 TFP 在随后 7 年的变化情况,可以看到,其 TFP 在逐年递增,并且,与相应年份的所有在位企业相比,它们之间的差距也在逐渐缩小。这表明进入企业可能通过向在位企业学习进而其 TFP 逐渐逼近在位企业。也就是说,新进入企业存在着显著的学习效应。然而,在按所有制分组后却发现,1999 年的国有进入企业在随后几年的 TFP 与相应年份国有在位企业之间的差距基本保持不变。相比之下,民营进入企业 TFP 的增长趋势比民营在位企业 TFP 的增长趋势更强,其 TFP 在有些年份甚至超过了民营在位企业的 TFP。这一结果表明,在国有企业内部,企业的学习效应相对较弱。

表 5 1999 年进入企业进入后及 2007 年退出企业退出前 TFP 变化情况

		1999	2000	2001	2002	2003	2005	2006
1999 年进入企业	所有企业	1.030	1.106	1.238	1.465	1.598	2.004	2.234
	国有企业	0.714	0.763	0.864	1.154	1.210	1.631	1.951
	民营企业	1.076	1.127	1.230	1.433	1.578	1.951	2.164
2007 年退出企业	所有企业	1.042	1.090	1.167	1.492	1.497	1.883	2.035
	国有企业	0.794	0.820	0.907	1.041	1.208	1.738	1.717
	民营企业	1.090	1.118	1.208	1.374	1.538	1.882	2.123
在位企业	所有企业	1.084	1.161	1.281	1.469	1.642	2.002	2.293
	国有企业	0.760	0.827	0.987	1.183	1.379	1.999	2.374
	民营企业	1.137	1.175	1.240	1.407	1.569	1.908	2.195

根据表 5 中所有企业的数据还可以看到,虽然 2007 年退出企业的 TFP 在前几年仍呈现增长趋势,但与相应年份的在位企业相比,其差距却呈现逐渐扩大的趋势。也就是说,退出企业相对于在位企业的 TFP 差距越来越大。正如毛其淋和盛斌(2013)所指出的,退出企业在退出市场前面临着显著的“死亡阴影”效应。^[3]然而,分所有制来看,2007 年国有退出企业的 TFP 在之前的几年里一直较低;而民营退出企业的 TFP 却持续增长,且与同年在位企业的 TFP 相差不大。

为了更为清楚地看到不同所有制企业之间学习效应的差异性,本文计算了 1999—2006 年民营进入企业与国有进入企业在进入以后各年份中的 TFP 表现。结果发现,民营进入企业的 TFP 虽然在进入年份相对于在位企业有着较大的差距,但是在随后的年份中,民营企业通过学习逐渐追上了在位企业,缩小了与在位企业之间的差距。还可以看到,虽然民营进入企业的 TFP 在进入年份与在位企业之间的差距有递增的趋势,但是,进入企业的学习能力也同样呈现递增趋势。此外,1999—2006 年的国有进入企业表现出“退步效应”,每年国有进入企业与国有在位企业的 TFP 差距在期末都要大于期初的水平。基于上文表 5 的结果,国有进入企业的平均 TFP 要高于国有退出企业的平均 TFP,且二者之差呈现逐年增加的趋势,即国有部门一直存在正向的市场选择效应。然而本文的计算结果却显示,这些较高 TFP 的新进入国有企业却在进入后表现出明显的“退步效应”。

(四) 所有制差异与动态更替的竞争效应

毛其淋和盛斌(2013)等曾指出,频繁的企业更替将会给在位企业带来巨大的竞争压力,在位企业为存活或为保持之前的市场份额,将会加大研发投入、改进设备或组织方式,进而提高自己的 TFP。^[4]企业更替通过创造竞争压力而促进在位企业 TFP 增长,即企业更替给在位企业带来竞争效应。为了检验这一假说,本文构造面板计量方程为:

$$TFP_{it} = \alpha_i + \beta com_{jkt} + \gamma X_{it} + \alpha_1 year + \xi_{it} \quad (5)$$

其中, i 代表在位企业; j 代表省份; k 代表行业; t 代表年份; α_i 为企业个体效应;同时加入年份虚拟变量 $year$ 以控制时间效应。

在上述回归方程中,主要解释变量为企业动态更替程度,即企业所在地区所在行业的进入率与退出率之和,用符号 com 表示。该指标越大,代表企业动态更替程度越高,市场竞争程度也越强。控制变量主要包括:外源融资约束变量 ($efin$),用利息支出与固定资产的比值衡量,比值越大,代表企业面临的外源融资约束程度越小;企业年龄变量 (age),用统计年份与开工年份的差衡量;企业规模变量 (num),用职工人数衡量;资本密集度变量 ($passet$),用固定资产净值与职工人数的比值衡量。

在中国二元所有制体制背景下，国有在位企业与民营在位企业在面对企业更替带来的竞争压力时，应对策略可能不同。也就是说，企业更替给在位企业带来的竞争效应可能会因企业所有制的不同而不同。因此，本文还区分了企业更替的竞争效应在国有企业与民营企业之间的差异性，即分所有制类别检验了企业更替带来的竞争效应。

在诸多方面的所有制歧视下，民营企业为提高 TFP 水平而进行的研发投资等可能受阻，即所有制歧视可能破坏在位企业的竞争效应。因此，本文加入所有制歧视与竞争程度变量的交互项 ($pcom$)，以检验所有制歧视对在位企业竞争效应的影响。本文仍使用国有经济比重衡量所有制歧视程度。回归结果如表 6 所示。

表 6 所有制歧视对在位企业“竞争效应”的影响

	所有企业		国有企业		民营企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>com</i>	0.086*** (5.65)	0.075*** (3.93)	0.000 (0.00)	- 0.144 (- 1.21)	0.094*** (6.52)	0.105*** (6.63)
<i>pol</i>	- 0.007 (- 0.20)	- 0.044 (- 0.76)	0.111** (2.06)	- 0.082 (- 0.58)	- 0.023 (- 0.62)	0.016 (0.34)
<i>pcom</i>		0.096 (0.89)		0.519* (1.69)		- 0.099* (- 1.64)
<i>efn</i>	0.418*** (4.68)	0.418*** (4.68)	0.123** (2.07)	0.123** (2.07)	0.665*** (6.54)	0.664*** (6.54)
<i>passet</i>	1.369*** (23.48)	1.369*** (23.48)	1.265*** (14.45)	1.266*** (14.47)	1.528*** (58.73)	1.528*** (58.73)
<i>num</i>	0.000*** (3.92)	0.000*** (3.91)	0.000 (1.87)	0.000* (1.78)	0.000** (2.33)	0.000** (2.33)
<i>age</i>	- 0.000 (- 0.32)	- 0.000 (- 0.31)	0.000** (2.06)	0.000** (2.07)	- 0.000 (- 1.34)	- 0.000 (- 1.35)
常数项	0.354*** (8.77)	0.359*** (8.87)	0.374*** (6.43)	0.408*** (0.0127)	0.254*** (12.08)	0.249*** (11.56)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	705243	705243	111025	111025	439796	439796

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

表 6 的列 (1) 显示，竞争程度变量 com 显著为正，即企业更替给在位企业带来了竞争效应，对在位企业施加了压力，从而促使在位企业提高自身 TFP。在列 (2) 中，本文加入了交互项 ($pcom$) 后，这一结果也没有改变。

然而，在区分国有企业与民营企业后却发现，经济动态更替的竞争效应仅对民营在位企业有效 (如列 (5) 的 com 变量的系数所示)，而对国有在位企业的 TFP 并不会产生显著的促进作用 (如列 (3) 的 com 变量的系数所示)。列 (5) 还表明，民营在位企业的 pol 变量不显著，而列 (3) 却表明所有制歧视会显著提高国有在位企业的 TFP。这表明，政府对国有企业的支持具有一定程度的有效性。列 (4) 显示，国有在位企业组的 $pcom$ 变量显著为正，而 com 变量并不显著，因此也就无法判断 pol 变量作为调节变量的影响方向。然而列 (6) 显示，民营企业组中的 com 变量显著为正的的同时 $pcom$ 变量显著为负，这表明所有制歧视将会减弱企业更替对民营在位企业的竞争效应。

五、结论与政策建议

资源错配不仅静态地发生在存活企业之间,而且还动态地发生在进入与退出企业之间。本文基于动态资源优化配置的视角,分析了企业动态更替过程以及该过程的三种效应对 TFP 的影响在不同所有制企业之间的差异。研究发现,二元所有制体制下的所有制歧视不仅扭曲了企业动态更替过程,而且还破坏了企业动态更替的市场选择效应、学习效应以及竞争效应,进而减弱了企业更替对整个经济 TFP 的促进作用。而值得肯定的是,国企改革确实实现了自身 TFP 的快速提高,尤其是国有部门内部有效的选择机制对 TFP 的提高产生了重要的促进作用,即国企改革实现了高 TFP 国有企业的进入,低 TFP 国有企业的退出。然而本文发现,相较于民营进入企业的学习效应,高 TFP 的国有企业进入后却存在着明显的退步效应,即国有企业在进入之初的 TFP 虽然较高,但进入后的 TFP 与国有在位企业 TFP 的差距却逐渐扩大。

由本文结论可引出的政策建议为:(1) 国家应提供一个充分且公平的竞争环境,使得好的企业活下去而差的企业被淘汰。在建设公平竞争环境的过程中,要着重缓解民营企业面临的所有制歧视问题。而且要用动态的眼光去看待“好”企业的定义,有些企业尽管刚进入市场时生产效率较低,但它们通过后天学习将很快提高,这类企业不应在还没有成长壮大时就被政策歧视所淘汰,而应在公平的竞争环境下自由发展。(2) 对于国企改革来讲,我们应将视角放大,不仅只关注某家国有企业的效率改进,还要关注所有国有企业构成的整个国有部门的有效运行。要让国有部门充分暴露在公平竞争环境之下,以促进国有企业尤其是国有新进入企业也像民营新进入企业一样快速提高生产效率。

参考文献:

- [1]马弘,乔雪,徐媛. 中国制造业的就业创造与就业消失[J]. 经济研究, 2013, (12): 68-80.
- [2]李坤望,蒋为. 市场进入与经济增长——以中国制造业为例的实证分析[J]. 经济研究, 2015, (5): 48-60.
- [3]毛其淋,盛斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化[J]. 经济研究, 2013, (4): 16-29.
- [4]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015, (2): 61-74.
- [5]Lentz R, Mortensen D. T. An Empirical Model of Growth through Product Innovation[J]. *Econometrica*, 2008, 76(6): 1317-1373.
- [6]Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y.. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [7]Foster L, Haltiwanger J. C., Krizan C. J.. Aggregate Productivity Growth: Lessons from Microeconomic Evidence[A]. Hulten C. R., Dean E. R., Harper M. *New Developments in Productivity Analysis*[M]. Chicago: University of Chicago Press, 2001.
- [8]Baldwin J. R., Gu W.. Plant Turnover and Productivity Growth in Canadian Manufacturing[J]. *Industrial and Corporate Change*, 2006, 15(3): 417-465.
- [9]Melitz M. J., Polanec S.. Dynamic Olley-Pakes Productivity Decomposition with Entry and Exit[J]. *The Rand Journal of Economics*, 2015, 46(2): 362-375.
- [10]Restuccia D., Rogerson R.. Misallocation and Productivity[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2013, 16(1): 1-10.
- [11]Banerjee A. V., Moll B.. Why Does Misallocation Persist?[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2(1): 189-206.
- [12]陈明明,张国胜,孙秀. 国有企业、政府补贴与企业创新供给——基于上市工业企业的实证研究[J]. *当代财经*, 2016, (10): 34-44.
- [13]翟胜宝,徐亚琴,唐玮. 国企业营化与企业创新能力——基于双重差分模型的估计[J]. *当代财经*, 2017, (4): 125-132.
- [14]靳来群,林金忠,丁诗诗. 行政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.
- [15]陈诗一. 资源错配、经济增长绩效与企业市场进入: 国有与非国有部门的二元视角[J]. *学术月刊*, 2017, (1): 42-56.
- [16]Hsieh C. T., Klenow P. J.. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. *The Quarterly Journal of E-*

economics, 2009, 124(4): 1403-1448.

[17]Olley G. S., Pakes A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64(6):1263-1297.

[18]Levinsohn J., Petrin A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2):317-341.

[19]Akerberg D. A., Caves K., Frazer G.. Identification Properties of Recent Production Function Estimators[J]. *Econometrica*, 2015, 83(6): 2411-2451.

[20]Hsieh C. T., Song Z. M. Grasp the Large, Let Go of the Small: the Transformation of the State Sector in China[R]. NBER Working Paper, No.21006, 2015.

[21]鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999-2007[J]. *经济学 (季刊)*, 2012, 11(2): 541-558.

[22]靳来群, 林金忠. 产业首創者进入时机的选择机制研究[J]. *财经研究*, 2014, 40(6): 38-47.

Ownership Differences, Firms Dynamic Substitution and Extensive Resource Misallocation

JIN Lai-qun¹, MO Chang-wei²

(1. Ningbo University, Ningbo 315211; 2. Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract : Although the policy of “invigorating large enterprises while relaxing control over small ones and strictly control the entrance” during the process of the reform of state-owned enterprises has improved the productivity of the state-owned sector, however, under the system of dual ownership, there exists distortion of larger degree in the process of enterprise dynamic replacement and its market selection effect, learning effect, and competition effect in China’s whole economy. By using the micro data of China’s manufacturing industry, this paper conducts an empirical analysis. The results show that: (1) the ownership discrimination has reduced the market entry rate of private enterprises and increased its exit rate, thus distorted the process of enterprise dynamic substitution; (2) the private firms with higher TFP have been eliminated by the state-owned firms with lower TFP, i.e., a large number of “zombie” state-owned firms under the dual ownership structure has destroyed the market selection effect of enterprise dynamic substitution; (3) the newly entered private firms have achieved rapid growth of TFP through learning effect, while the newly entered state-owned firms have clear backward effect; (4) the competition effect brought forward by enterprise replacement is only effective in the private firms, not in the state-owned ones.

Key words : ownership; firms entry and exit; extensive resource misallocation; TFP

责任编辑: 王俊杰