

【产业经济】

新企业进入对制造业在位企业利润率的影响

——基于逃离竞争效应及其异质性的视角

陈艳莹, 吴 龙

(大连理工大学管理与经济学部, 辽宁 大连 116024)

【摘要】 本文以逃离竞争效应及其在企业间的异质性为核心,分析了新企业进入对在位企业利润率的影响机制;在此基础上,运用包含工具变量的分位数回归方法,检验了进入对中国制造业在位企业利润率的影响。研究表明,转轨以来,中国制造业中新企业的大量进入并没有降低在位企业利润率,反而总体上提升了在位企业的利润率水平,并且新企业进入引致的利润率提升幅度与在位企业的利润率水平呈U型关系,利润率偏低和偏高的企业获得的利润率提升幅度更大。分行业的实证检验还显示,这种U型影响普遍存在于重工业,而轻工业中进入对在位企业利润率的异质性影响则主要表现为提升幅度随在位企业利润率水平的上升而递减。在政策层面,政府不应以恶化盈利能力和避免过度进入为由,限制中国制造业中新企业的进入,而需要在鼓励进入的同时,加快健全知识产权保护制度,强化法制和商业道德建设,并降低企业的退出成本。

【关键词】 新企业进入; 利润率; 异质性资源投资; 逃离竞争效应

【中图分类号】F270.3 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1006-480X(2015)08-0050-16

一、问题提出

改革开放 30 多年来,中国经济的市场化水平有了质的提高,随着许多行业的进入壁垒被打破,以非国有经济为主体的大规模企业进入成为产业发展的常态,也被公认为推动中国经济结构变迁的重要力量。

对于这种进入所产生的微观效果的研究主要集中在生产率上,发现虽然在除装备制造业以外的多数行业中,新进入企业的生产率往往比在位企业低,但却普遍高于退出企业;无论是通过对低效率企业的替代、对高效率企业的直接补充,还是在竞争效应作用下提升在位企业的生产率,大规模企业进入均显著提高了中国产业层面和企业层面的生产率^[1-4]。然而,中国转轨时期的市场进入对企业利润率产生了怎样的影响,目前还没有得到系统的实证检验。早期研究因无法获得企业层面的

【收稿日期】 2015-06-20

【基金项目】 国家自然科学基金面上项目“双边集体声誉约束下的认证产业绩效提升机制研究”(批准号71373033);辽宁省社会科学基金项目“面向辽宁制造业的研发服务业集聚发展模式与政策研究”(批准号L12DJY045)。

【作者简介】 陈艳莹(1974—),女,辽宁营口人,大连理工大学管理与经济学部教授,博士生导师;吴龙(1989—),男,江西玉山人,大连理工大学管理与经济学部博士研究生。通讯作者:陈艳莹,电子邮箱:yychen@dlut.edu.cn。

微观数据,只能局限于产业层面,如陈仲常和吴永球^[5]考察了1963—2003年中国工业部门的资本利润率变动,黄健柏等^[6]运用1999—2006年的月度统计数据,在向量误差修正模型的框架下考察了中国钢铁行业的企业进入对行业利润率的影响,这些研究都得出了企业进入会降低行业利润率的结论,不过,简单地用行业中的企业数量来衡量市场进入,由于未能把新进入企业与在位企业区别开来,实际考察的是市场竞争对利润率的影响,而不完全是市场进入的影响。新近的有关中国企业利润率的研究开始从企业层面考察利润率的决定,如张杰等^[7]将各种因素分为内部和外部两类,考察了各自对中国制造业企业利润率的影响,刘海洋和汤二子^[8]考察了生产率、研发支出、政府补贴、出口等企业层面因素,但这些研究都没有考虑新企业的进入对在位企业利润率的冲击,并且普遍忽视了利润率影响因素在不同企业间的作用差异。

利润率是企业参与市场竞争绩效的综合反映,包含了由生产率决定的成本和由市场势力决定的价格两方面因素,因此,新企业进入对在位企业利润率的影响要比对生产率的影响更为复杂。尽管直观上容易认为进入会导致利润率下降,但新近的研究却已证实存在很多情况能够使进入产生提高利润率的效果^[9]。那么,在体制转轨的特殊阶段,中国制造业的大规模企业进入究竟对在位企业的利润率产生了怎样的影响?特别是市场进入对单个企业生产率的影响会因行业资本密集度和市场化程度等的不同而存在较大的异质性^[10,11],对中国制造企业利润率的影响是否也是异质的呢?本文将利用中国工业企业数据库中的制造业微观数据回答上述问题。首先分析新企业进入对在位企业利润率的影响机制,以产生逃离竞争效应的两种途径在不同利润率企业间的差异为核心,提出相关的理论假设;再利用最近发展起来的包含工具变量的分位数回归方法,考察新企业进入对中国制造业在位企业利润率的异质性影响以及这种影响的动态变化。本文丰富了有关市场进入的微观效应的研究,对于进一步厘清中国制造业是否存在过度进入的争论以及完善产业政策具有重要意义。

二、理论分析及假设提出

在新古典微观经济学的局部均衡分析中,理性的经济个体不会放过任何可能的盈利机会,一旦某个产业存在超额利润,就会有新企业进入,增加总产出,导致市场价格下降,超额利润消失。按照这一思路,Bain^[12]最先指出新企业的持续进入会加剧产业的竞争程度,降低在位企业的市场势力和利润率。随后的很多研究也都支持这一观点,从竞争导致价格下降以及企业投入成本上升的角度认为新企业进入必然降低在位企业的利润率^[13-15],即存在进入的租金消散效应。

支持租金消散效应的上述研究实际上是把进入视为对市场偏离竞争结果的一种纠错机制,没有考虑在位企业面临新进入企业的竞争压力所进行的适应性调整。事实上,新近的大量研究表明,进入更有可能是新企业对在位企业的替代过程^[16,17]。新企业的进入,利用的是其与在位企业在产品、效率等方面的差异,进入发生的背后是新企业的产品创新和技术创新,其导致的不仅仅是市场上企业数量和产品产量的变化,而是企业特征和产品特征的变化,在高效率的新企业进入市场的同时,伴随着低效率在位企业的退出^[18,19]。因此,新企业进入对在位企业施加的竞争压力通常要比在位企业之间的竞争更为显著;迫于这种竞争压力,在位企业会调整自己的行为以逃离新进入企业的竞争威胁。逃离的途径主要有两种:一是模仿学习。在技术前沿已知的情况下,通过直接的引进、模仿和学习来改善自身的管理和技术水平,消除内部的无效率,获得生产率的提高。大量研究都证实,技术领先的外资企业的进入对本国企业生产率的提升主要是因为本国企业利用横向和纵向溢出机制对外资企业进行模仿和学习^[11,20-22]。二是加大对异质性资源的投资。企业资源学派认为,企业的竞争优势来源于其所拥有的相对于其他企业的异质性资源,包括特有的技术、商誉、政治关系和人力资本

等,企业利润率在很大程度上取决于企业对这些异质性资源的利用程度和议价能力^[23]。新企业进入带来的竞争压力和替代威胁往往成为触发在位企业进行异质性资源投资以构筑进入壁垒,通过加大与同类企业的差异化程度来避免竞争的“扳机”^[24,25],如研发全新的技术或产品,进行生产流程的激进式创新,增加广告投入等^[26,27]。与模仿学习相比,对异质性资源的投资不仅可以提高企业的生产率,还可能因差异化而使企业提高市场势力。生产率的提高会降低企业的成本,市场势力的上升会提高产品的价格,因此,新企业进入促使在位企业进行模仿学习和加大异质性资源投资所导致的逃离竞争效应有助于提高在位企业的利润率。

综上,新企业进入会对在位企业的利润率产生两种方向相反的影响:一方面,进入导致的租金消散效应会降低在位企业的利润率;另一方面,进入导致的逃离竞争效应会通过改善企业的生产率和市场势力而提高在位企业的利润率。在新企业持续进入市场的过程中,上述两种效应是同时存在的,意味着进入究竟会对在位企业的利润率产生怎样的影响,将取决于两种效应的相对强弱。如果逃离竞争效应占主导,进入就很可能非但不会降低在位企业的利润率,反而会带来利润率的提升。

在本文研究的1999—2008年间,中国制造业因为比较成本优势明显以及政府宏观调控政策的刺激,很快承担起全球商品供应的重负,融入全球产业链分工所带来的需求增长、行业进入壁垒的进一步降低和国有企业改制的深化引致大量新企业进入。由于这一时期中国加入世界贸易组织为国内企业打开了巨大的国际市场,国际需求红利减缓了产出增长所带来的价格下降,中国企业商品价格指数中的加工业价格指数在该时期的多数年份中都呈小幅增加的态势就直观地揭示了这一点;各级地方政府大力兴建产业园区,在集聚效应和招商引资压力下,地方政府出台的各种优惠政策又在一定程度上降低了企业的要素使用成本。这两方面因素的共同作用使得这一时期新企业进入并没有导致显著的租金消散效应,但这些新进入企业却带来了新的产品、技术和经营理念,由此产生的替代威胁和竞争压力对制造业企业的技术引进、研发和管理创新等都产生了明显的促进效应。很多研究也都证实了这一时期中国制造业企业的平均全要素生产率呈现显著增长趋势^[28,29]。据此推测,在新企业进入对中国制造业在位企业利润率的两种影响中,进入的逃离竞争效应很可能在这一时期占主导,从而可能在总体上提升了企业的利润率。因此,本文提出:

假设1:新企业进入并不必然导致行业内位企业利润率的降低,在样本考察期的中国经济条件下,新企业进入总体上促进了中国制造企业利润率的提升。

以上分析假定新企业进入所导致的逃离竞争效应会同等地作用于行业中的所有在位企业,但在现实生活中,即便是在同一个范围很窄的产业中,企业之间的盈利能力也总是存在差异,而盈利能力不同的企业在面对新进入企业的替代威胁和竞争压力时,所能采取的应对措施会有明显不同。从事研发、广告等异质性资源投资需要企业进行大量的资金投入并承担较高的风险,由于信息不对称、低抵押品价值和沉没成本显著等特点,这类投资普遍面临严重的外部融资约束,通过外部渠道获取资金的成本远高于其他类型的投资。中国金融市场发展一直相对滞后,使得这一问题表现得更为突出。除了少数企业能够获得政府补贴之外,中国制造业中的多数企业只能依靠内部资金从事研发等异质性资源投资,而政府补贴也带有锦上添花的性质,更多流向已经具备较高盈利能力的企业^[30]。因此,在一个行业中,只有利润率较高、内部资金充足的优势企业才有能力通过加大异质性资源投资来逃离新进入企业的竞争威胁。盈利能力差、利润率偏低的企业在中国制造业中多数是低效率的中小企业,这类企业因内部资金不足而缺乏进行异质性资源投资的能力,低成本的模仿学习是其提高效率、应对竞争压力的主要途径,并且利润率越低的企业,因为与优势企业的差距越大,模仿和学习空间也越大。由此可见,在产生逃离竞争效应的两种机制中,利用异质性资源投资来逃离竞争

的可能性与企业现有的利润率水平正相关,而通过模仿学习来逃离竞争的可能性则与利润率水平负相关。二者综合在一起,很可能会使新企业进入对中国制造业在位企业利润率产生的逃离竞争效应的强度与在位企业现有的利润率水平呈U型关系,即对利润率偏低和偏高的企业更为显著。由于租金消散效应的影响对行业内所有企业都是同质的,因此,逃离竞争效应的异质性使得新企业进入对在位企业利润率的总体影响也表现出异质性,在利润率偏低和偏高的企业当中,进入对利润率的提升作用较大,而对于利润率处于中间状态的企业,提升作用则要弱一些。据此,本文提出:

假设2:新企业进入对中国制造业在位企业利润率的提升程度与在位企业的利润率水平呈U型关系,对利润率偏低和偏高企业的提升作用更为显著。

此外,形成逃离竞争效应的两种机制在企业间的异质性还与企业所处行业的技术特性有关。生产技术越简单的行业,创新和差异化的空间越小,技术可复制性越高,企业之间越容易模仿和学习,优势企业的技术、产品创新和管理创新的扩散速度较快,很难从研发、品牌建设、人力资本培育等异质性资源投资中获得持续期较长的超额回报,因此,进行异质性资源投资的激励较弱。而生产技术较为复杂的行业则相反,由于模仿和学习的难度较大,企业能够更好地占有自己创新的成果,更愿意通过异质性资源投资来提高产品的差异化程度,进而提高自己的竞争优势^[31]。客观地说,中国现阶段的市场环境尚不健全,知识产权保护的不到位以及法制和商业道德的缺失对所有企业的异质性资源投资的激励都存在某种程度的抑制,但这种扭曲在技术复杂程度较高的行业中会被行业天然的技术特性部分地抵消。因此,当同样面临新企业进入所带来的竞争压力时,制造业中技术简单行业的逃离竞争效应往往是以行业当中处于劣势的低利润企业对优势企业的模仿和学习为主,异质性资源投资的作用机制相对较弱,而优势企业对异质性资源投资的缺乏从长期看又会减少劣势企业模仿和学习的空间,因为如果没有前者通过投资异质性资源所创造出的差异化优势,后者也就没有模仿和学习的对象与来源。这样一来,在技术简单的行业当中,新企业进入通过逃离竞争效应对在位企业利润率的提升作用很可能局限于短期效应,并且只有低利润企业表现较为明显,行业中在位企业间的利润率差异更倾向于随新企业的进入而缩小,不会明显地表现出上面所分析的进入对在位企业利润率的U型影响。对技术复杂的制造业而言,逃离竞争效应则会更加集中在进入对高利润企业异质性资源投资的刺激上,劣势企业的模仿和学习机制虽然较弱,但在中国的经济条件下仍然不可能完全失效,劣势企业总是可以通过各种溢出途径获得学习的机会。因此,这类行业会更容易出现进入对在位企业利润率的U型影响。考虑到轻工业的技术复杂程度总体上低于重工业,在此,本文提出:

假设3:由于技术复杂程度的差异,重工业会比轻工业更普遍地存在新企业进入对在位企业利润率的U型影响。

三、实证设计与数据、变量说明

1. 样本选择与数据来源

本文使用国家统计局1998—2008年中国工业企业数据库中的制造业企业数据来检验新企业进入对中国制造业在位企业利润率的影响^①。该数据库包含了销售收入超过500万元以上的非国有企业和所有国有企业的企业代码、企业属性以及各项财务信息,相当于一个规模以上企业的普查数据集,由于这些企业的产值能够占到中国工业产值的95%左右,这里所用的数据又有10年之

^① 1998年和1999年的数据仅用于计算1999年的新企业进入率,并未用于后面的回归,因此,未做统计信息描述。

的时间跨度,因此,可以较好地反映中国制造业企业利润率的总体情况与动态变化。

在计算新企业进入率时,以制造业中的四位码行业为单位。由于中国工业企业数据库的四位码行业统计口径在 2003 年发生了变化,为保证行业界定范围的一致性,参考 Brandt et al.^[32]的方法,对所有四位码行业的统计口径进行了调整,最终从 29 个二位码行业中选取了 405 个在 1998—2008 年间持续存在的四位码行业作为样本。此外,本文还对数据进行了如下的处理和调整:①删除数据库中存在明显错误记录的样本,如企业总资产、固定资产、销售收入以及开业雇佣人数小于 0,销售利润率、资产负债率绝对值大于 1;②对涉及物价因素的变量进行了平减,总资产和固定资产利用各省份固定资产投资价格指数进行平减,销售收入利用各省份的产品出厂价格指数进行平减,员工工资利用各省份的消费价格指数进行平减。筛选前后的样本特征详见表 1。

表 1 筛选前后样本特征对比

年份	筛选前样本	筛选后样本	盈利企业数	盈利企业占比(%)
2000	146289	98470	75972	77.1524
2001	154712	89652	69086	77.0602
2002	164880	112964	90861	80.4336
2003	175713	119697	98915	82.6378
2004	249999	112440	93039	82.7455
2005	244239	181188	154257	85.1364
2006	271073	192036	167197	87.0654
2007	303672	207885	184507	88.7544
2008	375869	184634	161944	87.7108
总体	2086446	1298966	1095778	84.3577

资料来源:作者计算。

2. 计量模型的设定

针对要验证的三个假设,本文的实证模型设定为如下形式:

$$ros_{i,j,t} = \alpha_1 + \beta_1 entry_{j,t-1} + \gamma_1 size_{i,j,t} + \gamma_2 lev_{i,j,t} + \gamma_3 lwage_{i,j,t} + \gamma_4 cap_{i,j,t} + \gamma_5 life_{i,j,t} + \gamma_6 div_{i,j,t} + \varphi_1 exd_{i,j,t} + \varphi_2 loan_{i,j,t} + \varphi_3 sub_{i,j,t} + \varphi_4 foreign_{i,j,t} + \varphi_5 state_{i,j,t} + HHI_{j,t} + \omega_t + \mu_j + \varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

其中,下标 i, j 和 t 分别表示企业、四位码行业和年份, ω_t 表示与年份相关的未观察因素, μ_j 表示不随时间变化的未观察到的产业因素, $\varepsilon_{i,j,t}$ 表示随机干扰项。与张杰等^[7]的研究类似,在企业利润率的衡量指标上选择销售利润率 ros 作为本文的被解释变量,计算方法为企业的净利润除以企业销售额。由于考察的是在位企业的利润率,因此,剔除了行业当中的新进入企业。

表 2 给出了 2000—2008 年中国制造业在位企业利润率的总体分布情况。企业的利润率均值从 2000 年的 1.55% 逐年上升至 2008 年的 5.08%, 年均增长率为 14.07%; 中位数由 1.59% 逐年上升至 3.92%, 年均增长率为 10.62%, 表明这段时期中国制造业企业利润率总体上增长较快。利润率各年的均值都明显大于中位数, 说明行业当中存在部分利润率超高的企业。标准差的逐年下降意味着企业之间的利润率差异总体上在缩小, 呈现出一定的收敛特征, 但企业利润率的四分位差却从 2000 年的 0.0525 逐年上升至 2008 年的 0.0733, 增长了近 40%, 可能是由于在因大量低利润率企业向均值靠拢而减少了样本总体差异性的同时, 高利润率企业的利润率提升幅度更大, 所以, 才会导致标准差下降而四分位差提高的现象。衡量利润率分布对称性的偏度指标从 -2.2789 逐年上升

至-0.0783,表明企业利润率的分布在观察期内从较严重的左偏向正态分布靠拢。这也说明在考察期内,不同企业的利润率变动幅度是存在差异的。

表 2 中国制造业各年份在位企业利润率及其分布

年份	观察值	平均值	中位数	四分位差	标准差	偏度
2000	98470	0.0155	0.0159	0.0525	0.1208	-2.2789
2001	89652	0.0186	0.0171	0.0541	0.1158	-2.0950
2002	112964	0.0254	0.0207	0.0550	0.1073	-1.9616
2003	119697	0.0316	0.0240	0.0565	0.1015	-1.5367
2004	112440	0.0351	0.0246	0.0597	0.0982	-0.8996
2005	181188	0.0386	0.0282	0.0610	0.0917	-0.7736
2006	192036	0.0416	0.0301	0.0616	0.0876	-0.5977
2007	207885	0.0465	0.0341	0.0646	0.0832	-0.1459
2008	184634	0.0508	0.0392	0.0733	0.0893	-0.0783
总体	1298966	0.0368	0.0279	0.0626	0.0974	-1.2975

资料来源:作者计算。

entry 为四位码行业的新企业进入率,是本文的核心解释变量,本文利用企业法人代码来检验一个企业是否为新进入企业,如果在 $t-1$ 年没有某个企业的代码资料,而在 t 年出现其相关信息,则认为企业是 t 年新进入的企业。据此,得到 1999—2008 年间新进入企业的观测数,达 639716 个,新企业进入率的具体计算方法为 $entry_{j,t} = NE_{j,t} / NT_{j,t-1}$, 其中,下标 j 和 t 分别表示四位代码行业和时间, $NE_{j,t}$ 是 j 行业第 t 年进入该行业的企业数量, $NT_{j,t-1}$ 为 j 行业第 $t-1$ 年行业 i 的企业总数。考虑到在位企业对新企业进入的反应存在时滞,在回归中使用 *entry* 的滞后一期值。

由于企业利润率受很多因素影响,为提高回归结果的准确性,本文参考现有对中国制造企业利润率决定因素的研究,引入了部分控制变量,其中,企业层面的因素包括企业规模(*size*)、资产负债率(*lev*)、人力资本质量(*lwage*)、资本集中度(*cap*)、企业年龄(*life*)、多元化经营程度(*div*)、出口参与(*exd*)、融资渠道(*loan*)、政府补贴(*sub*)以及反映企业所有制特征的外资企业虚拟变量(*foreign*)和国有企业虚拟变量(*state*);行业层面的因素为赫芬达尔指数(*HHI*),用来控制行业总体的竞争程度对企业利润率的影响。各控制变量的具体衡量方法及描述性统计详见表 3。

3. 估计方法的选择及对内生性问题的处理

由于本文认为新企业进入对中国制造业中在位企业利润率的影响存在异质性,因此,采用相对于均值回归具有更好稳健性并可提供更多边际效应信息的半参数条件分位数回归方法作为计量检验的主要估计方法。

对于跨企业利润率的 τ 分位数,有:

$$ros_{\tau}(entry, z) = q_{\tau}(entry, z, u) \tag{2}$$

其中, ros_{τ} 是条件分布 $ros(entry, z_i)$ 的 τ 条件分位数,*entry* 是本文重点研究的解释变量, z 是式(1)右边控制变量组成的集合, u 是模型中未考虑到的其他因素。在不考虑内生性的条件及线性模型假设下,回归系数的估计方法类似于最小二乘估计值以最小化残差平方和得到,分位数模型的估计量可以通过最小化与分位点相关的最小绝对离差函数解得。通过最小化如下目标函数求得 *entry*、 z 的系数估计量 $\hat{\alpha}_{\tau}, \hat{\gamma}_{\tau}$:

表 3 主要变量的描述性统计

变量	变量说明	计算方法	平均值	标准差	观察值数量
<i>entry</i>	新企业进入率	新进入企业数/上年企业总数	0.2803	0.2142	3645
<i>ros</i>	企业利润率	企业销售利润率	0.0368	0.0974	1298966
<i>size</i>	企业规模	总资产对数	9.7471	1.4253	1298966
<i>lev</i>	偿债能力	资产负债率	0.5635	0.2694	1298966
<i>lwage</i>	人力资本质量	人均工资对数	9.7471	1.4253	1298966
<i>cap</i>	资本密度	人均固定资本存量对数	0.5635	0.2694	1298966
<i>life</i>	企业年龄	企业生存年限的对数	2.4249	0.6651	1298966
<i>div</i>	多元化程度	产业单位的对数	3.6183	1.2959	1298966
<i>exd</i>	出口参与	是否出口	10.1729	10.5406	1298966
<i>loan</i>	融资渠道	是否出现利息支出	0.6825	0.2395	1298966
<i>sub</i>	政府补贴	是否获得补贴	0.3118	0.4632	1298966
<i>foreign</i>	外企虚拟	按企业注册类型分类	0.6330	0.4820	1298966
<i>state</i>	国企虚拟	按企业注册类型分类	0.1472	0.3543	1298966
<i>HHI</i>	行业竞争度	行业赫芬达尔指数(销售额)	0.0519	0.0858	3645

资料来源:作者计算。

$$\min E(\rho_{\tau} [ros_{\tau} - entry\alpha_{\tau} - z_i' \gamma_{ir}]) \quad (3)$$

其中, $\rho_{\tau}(u) = u[\tau - 1(u < 0)]$ 。不过,新企业进入在影响在位企业利润率的同时也会受其反作用,当一个行业当中在位企业具有较高利润率时,往往会吸引更多新企业进入,这种双向因果关系导致的内生性问题可能会使新企业进入率 *entry* 的估计系数出现偏差,必须进行修正。

当前,国外学者主要采用两种方法处理分位数回归中的内生性:一是以 Ma and Koenker^[33]和 Lee^[34]为代表的控制方程方法,二是以 Cheronzhukov and Hansen^[35,36]为代表的将工具变量技术融入分位数回归方法。鉴于直接引入工具变量对内生性进行处理较之控制方程方法更为有效,本文选择工具变量分位数回归方法(IVQR)。以四位码行业中国有资本占行业实收资本的比重作为行政性进入壁垒(*barrier1*)的表征,行业固定资产占总资产的比重作为技术性进入壁垒(*barrier2*)的表征,用这两个变量作为 *entry* 的工具变量。作为进入壁垒,这两个变量与行业当中新企业的进入率直接相关,但并不会直接影响单个企业的利润率,因为企业间的利润率差异主要取决于企业层面的因素^[37],在行业层面对单个企业利润率影响最大的因素是行业竞争程度,而行业竞争程度很大程度上取决于行业当中的企业数量,后者才与进入障碍有关。本文以式(1)为基础,利用 OLS 回归分别考察了这两个变量对 *entry* 和 *ros* 的影响,结果表明,二者对 *entry* 的影响显著,而对 *ros* 的影响不显著。这说明用这两个测度进入壁垒的变量作为新企业进入率的工具变量是合适的。

设定工具变量后,假定 $ros_{\tau} = q(entry, z, u_{entry})$, 且 $entry = \delta(z, \nu, v)$, 其中, z 为模型中除 *entry* 之外的其他外生控制变量集合, ν 为引入的以构建额外矩条件来修正内生性的工具变量集合, v 为可能的其他影响因素,产生内生性的原因是 *entry* 与 u 相关。假设模型均为线性,在分位数回归框架下,得到最小目标函数为:

$$Q_n(\tau, \alpha, \beta, \eta) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\rho_{\tau} [ros - entry\alpha(\tau) + x'\beta(\tau) - \nu'\eta]) \quad (4)$$

基于式(4)的目标函数,工具变量分位数回归(IVQR)的基本步骤为:①在给定 τ 以及对应 $\alpha(\tau)$

的条件下,将 $ros-entry\alpha(\tau)$ 作为被解释变量, z 和 ν 作为解释变量进行分位数回归,最小化目标函数 $\tilde{\vartheta}(\alpha, \tau) = \underset{\beta, \eta}{\operatorname{argmin}} Q_n(\tau, \alpha, \beta, \eta)$, 得到 $\hat{\beta}(\alpha(\tau), \tau)$ 、 $\hat{\eta}(\alpha(\tau), \tau)$, 且有:

$$\hat{\alpha}(\tau) = \underset{\substack{\alpha(\tau) \\ \alpha \in \Lambda}}{\operatorname{arginf}} [\hat{\eta}(\alpha(\tau), \tau)]' \cdot \hat{A}_n(\alpha(\tau)) [\hat{\eta}(\alpha(\tau), \tau)] \quad (5)$$

其中, 正定阵 $\hat{A}_n(\alpha(\tau))$ 为 $\hat{\eta}(\alpha(\tau), \tau)$ 协方差矩阵的逆矩阵。②通过迭代的方法使 $\hat{\eta}(\alpha(\tau), \tau)$ 逼近于 0 并以 Wald 和 F 统计量进行检验。③以 $ros-entry\hat{\alpha}(\tau)$ 为被解释变量, z 为解释变量再次进行普通分位数回归, 得到 $\hat{\beta}(\hat{\alpha}(\tau), \tau)$ 。

在具体计量操作方面, Chernozhukov et al.^[38] 提出截尾数据的工具变量分位数回归方法并提供了相应的 Stata 程序, 其中涉及非截尾数据的部分与本研究情况吻合, 因此, 利用这一程序进行本文数据运算。与简泽和段永瑞^[28] 的研究相似, 本文也给出了各分位点系数的 t 检验及相邻系数间差异的 Wald 检验, 以判断进入对各分位点利润率影响的异质性在统计意义上是否显著。此外, 文中数据虽然是面板数据, 但很难在非线性的分位数回归框架下真正进行面板回归, 因此, 本文采用相对稳健的混合横截面数据分位数回归模型, 并通过尽可能地控制企业层面因素的方式来降低由此导致的偏误。

四、估计结果分析与讨论

在正式回归之前, 本文对各变量进行了相关系数检验, 发现除变量 $size$ 与 cap 之间的相关系数为 0.42 之外, 其他变量之间的相关系数均在 0.30 以下, 特别是同样为行业层面变量的 $entry$ 与 HHI 之间的相关系数仅为 0.23, 因此, 把这些变量放在一起进行回归不会导致多重共线性问题。此外, 本文还运用 Durbin-Wu-Hausman 两步法检验了 $entry$ 是否具有内生性问题, 具体做法分两步: ①构造包含两个工具变量和式(1)中全部外生变量在内的诱导型方程; ②将诱导型方程中残差项的估计值带入式(1)进行估计。结果显示, 残差项的估计系数在 5% 的水平上显著不为 0, 证实了内生性问题确实存在。

1. 主要回归结果

为检验假设 1 所提出的新企业进入对在位企业利润率的总体影响, 并与后面的分位数回归结果进行对照, 表 4 首先报告了式(1)的二阶段工具变量估计结果, 根据 Hausman 检验, 选择了面板数据的固定效应模型。在第二阶段, $entry$ 的估计系数在 1% 的水平上显著为正, 与本文的假设 1 相符, 说明 2000—2008 年新企业进入对中国制造业在位企业利润率的两种影响中, 进入的逃离竞争效应确实占主导, 从而总体上提升了在位企业的利润率。

表 5 同时报告了分位数回归(QR)和包含工具变量的分位数回归(IVQR)两种方法的主要结果, 考虑到在位企业的利润率有可能存在异常的极端值, 这里选择了利润率的 10%、25%、50%、75% 和 90% 五个分位点。因控制变量的回归系数的符号在两种方法下基本一致, 省略了 IVQR 下的控制变量估计值。可以看出, IVQR 方法下的 $entry$ 回归系数值均大于 QR 下的回归值, 并且拟合优度 R^2 也更高, 说明模型的内生性问题确实导致了一定的偏误, 因此, 接下来的分析将以 IVQR 的回归结果为准。不过, 无论哪一种方法, 变量 $entry$ 在所有分位点的回归系数都在 1% 的水平上显著大于 0, 与表 4 的结果相一致, 进一步验证了假设 1 提出的新企业进入有助于在位企业利润率提升的观点。

比较不同分位点下 $entry$ 的回归系数发现, 随着在位企业利润率的上升, $entry$ 的回归系数值呈

表 4 新企业进入对在位企业利润率影响的二阶段固定效应回归结果

变量	第一阶段		第二阶段	
	系数	t 值	系数	t 值
<i>entry</i>			0.0729***	6.0585
<i>size</i>	0.0013***	5.0082	0.0192***	93.7083
<i>lev</i>	0.0001	0.0270	-0.0389***	-85.8516
<i>lwage</i>	0.0003	1.0507	0.0072***	39.1134
<i>cap</i>	-0.0007***	-3.8890)	-0.0057***	-42.5149
<i>life</i>	-0.0001***	-4.9156	-0.0002***	-11.6175
<i>div</i>	0.0048***	8.5799	-0.0054***	-12.4926
<i>exd</i>	0.0034***	8.0930	-0.0010***	-2.9947
<i>loan</i>	0.0001	0.3401	0.0016***	7.3100
<i>sub</i>	0.0005	1.4082	0.0072***	26.2160
<i>foreign</i>	-0.0026***	-3.1971	-0.0023***	-3.7098
<i>state</i>	-0.0051***	-4.7738	-0.0125***	-15.2262
<i>barrier1</i>	-0.0469***	-15.1937		
<i>barrier2</i>	-0.1079***	-63.0197		
<i>HHI</i>	-0.0138***	-2.7816	0.0046	1.2232
行业效应	显著		显著	
年份效应	显著		显著	
常数项	0.2159***	55.2829	-0.1152***	-30.1937
R ²	0.0695		0.0213	

注: *、** 和 *** 分别表示系数在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

资料来源:作者计算。

U 型变化趋势。以 IVQR 下的回归结果为例,在分位点 $q=0.10$ 、 $q=0.75$ 和 $q=0.90$ 时,*entry* 的回归系数较大,分别为 40.8254、49.9542 和 70.0533;在 $q=0.25$ 和 $q=0.50$ 两个处于中间的分位点上,回归系数则较小,分别为 26.4778 和 30.7460,各分位点的系数绝大多数都在 1% 的显著水平上通过了系数差异的 Wald 检验。*entry* 的回归系数与在位企业利润率水平之间所呈现的这种 U 型关系验证了本文的假设 2,即在中国制造业中新企业的大规模进入对在位企业利润率的影响确实存在异质性,进入会更多刺激低利润的在位企业进行模仿学习和高利润的在位企业加大异质性资源投资,因此,其通过逃离竞争效应所产生的利润率提升作用在现有利润率水平处于高、低两端的企业当中表现得更为明显。此外,考察 U 型曲线的拐点可以看到,*entry* 的回归系数在分位点 $q=0.25$ 时最小,从分位点 $q=0.50$ 以后就呈现递增趋势,递减的区间较递增的区间要小,而且 $q=0.90$ 时 *entry* 的回归系数明显大于 $q=0.10$ 时。由于 U 型关系中递减趋势来源于形成逃离竞争效应的模仿和学习机制,而递增趋势则源于异质性资源投资机制,说明异质性资源投资对中国制造业高利润在位企业盈利能力的提升作用总体上要大于模仿学习对低利润在位企业盈利能力的提升作用。

表 5 中各控制变量的回归系数也与表 4 中的第二阶段回归结果基本一致。变量 *size*、*lwage*、*sub* 和 *loan* 的回归系数均多数显著为正,说明企业规模的扩大、人力资本质量的提高、政府补贴的获得以及外部资金的支持都能够提高制造企业的利润率水平;变量 *lev*、*cap*、*life*、*div* 和 *exd* 的回归系数多数显著为负,表明企业资产负债率的上升、资本密集程度的提高、年龄的增长、多元化经营以及出口都会降低制造企业的利润率水平;反映企业所有制类型的两个变量 *foreign* 和 *state* 的回归系数则

表 5 新企业进入对在位企业利润率影响的分位数回归结果

变量	分位数回归(QR)				
	q10	q25	q50	q75	q90
<i>entry</i>	12.5392*** (17.5023)	7.4155*** (17.5402)	10.9088*** (18.6423)	14.1822*** (13.3675)	21.4722 *** (17.6023)
<i>size</i>	-0.6006*** (-8.8921)	0.9962*** (41.5086)	2.8768*** (75.7123)	5.8030*** (114.6169)	9.9361*** (87.74451)
<i>lev</i>	-23.5709*** (-78.5522)	-20.6893*** (-156.9715)	-43.7405*** (-256.9101)	-75.7050*** (-270.6026)	-112.0608*** (-259.5802)
<i>lwage</i>	5.4192*** (38.5237)	4.1282*** (70.6103)	5.8780*** (105.0317)	8.2287*** (74.2446)	11.9674*** (78.2317)
<i>cap</i>	-3.6473*** (-58.1232)	-1.2627*** (-43.3215)	-0.0724 (-1.6286)	1.4422*** (18.0194)	2.2032*** (13.3802)
<i>life</i>	-0.4563 *** (-29.4312)	-0.1643 *** (-45.8045)	-0.2547 *** (-66.4010)	-0.3929 *** (-65.2945)	-0.5623 *** (-42.5230)
<i>div</i>	-1.6606 ** (-2.4277)	-0.5180 *** (-4.1426)	-1.1557 *** (-6.3526)	-2.2534 *** (-7.0133)	-6.4192 *** (-10.3175)
<i>exd</i>	-3.0896*** (-17.1156)	-1.6971*** (-31.8425)	-4.2416*** (-43.0934)	-9.1275*** (-68.2545)	-15.5081*** (-68.0415)
<i>loan</i>	9.6355*** (64.4945)	5.1429*** (94.6625)	5.4559*** (63.4122)	2.3407*** (13.3105)	-6.9539*** (-18.8634)
<i>sub</i>	2.6443*** (12.6078)	2.5889*** (30.1037)	5.1735*** (39.8566)	10.1570*** (44.0525)	20.2230*** (57.32)
<i>foreign</i>	-33.7000*** (-52.4203)	-5.6513*** (-47.2825)	0.3298** (2.0403)	9.8450*** (41.2164)	21.4510*** (40.0085)
<i>state</i>	-131.5713*** (-64.9347)	-21.3255*** (-33.1650)	-14.6512*** (-65.6356)	-18.2919*** (-69.0347)	-15.7578*** (-30.1188)
<i>HHI</i>	-26.7744*** (-7.0539)	-5.7484*** (-4.0227)	-2.0148 (-1.1936)	6.6347** (2.4685)	25.0506*** (4.6733)
年份效应	高度显著	高度显著	高度显著	高度显著	高度显著
行业效应	高度显著	高度显著	高度显著	高度显著	高度显著
常数	-0.5037 (-0.44)	0.0268 (0.09)	6.6673*** (19.07)	24.0585*** (26.60)	48.2781*** (31.04)
R ²	0.0644	0.0209	0.0499	0.0809	0.1068
变量	Wald 检验值				
<i>entry</i>	H0: q10=q25 85.2371***	H0: q25=q50 28.1419***	H0: q50=q75 18.4897***	H0: q75=q90 30.1526***	
变量	工具变量分位数回归(IVQR)				
<i>entry</i>	40.8254*** (25.3600)	26.4778*** (30.8702)	30.7460*** (15.6452)	49.9542*** (11.2285)	70.0533*** (7.6524)
R ²	0.0786	0.0314	0.0553	0.0858	0.1102
变量	Wald 检验值				
<i>entry</i>	H0: q10=q25 61.8912***	H0: q25=q50 3.9623**	H0: q50=q75 13.3983***	H0: q75=q90 4.7859***	

注:表格中所有的回归系数均在实际值上扩大了1000倍,其中*、**和***分别表示系数在10%、5%和1%的水平下显著,下表同。
资料来源:作者计算。

表明,民营企业和外资企业较之国有企业具有更强的利润获取能力。 HHI 的系数在低分位点为负,高分位点为正,说明市场竞争程度的上升有助于低利润在位企业提高盈利能力,但会恶化高利润企业的盈利能力。

表6和表7分别给出了按轻工业和重工业分类后新企业进入率的工具变量分位数回归系数与Wald检验结果。与总体样本回归不同,考虑到从混合横截面数据的分位数回归结果中得到的 $entry$ 系数实际上是各个年份混合横截面数据的平均结果,为观察回归系数是否稳定以及如果不稳定,系数是怎样随时间变化的,本文在分行业的回归中除进行总体估计之外,还增加了分年份的估计。从表6最后一行混合年份的总体回归结果看,无论轻工业还是重工业,进入对在位企业利润率产生的净影响都如同假设1所预期的显著为正向,说明新企业进入导致的逃离竞争效应均超过了租金消散效应。但是,在这两类技术复杂程度不同的行业间, $entry$ 在利润率不同分位点间的回归系数的变化趋势却截然不同。重工业明显地表现出了U型关系,轻工业则呈单调递减关系, $entry$ 的回归系数随分位点的上升而逐步下降,在 $q=0.10$ 时,回归系数数值为29.56;在 $q=0.90$ 时,则仅为4.81,并且各分位点的回归系数差异大都在1%的水平上通过Wald检验。这说明正如假设3所预期的那样,由于轻工业的技术复杂程度较低,企业投资异质性资源的激励较弱,新企业的进入通过刺激在位企业

表6 新企业进入对在位企业利润率影响的分行业回归结果(IVQR)

年份	轻工业(n=494782)					重工业(n=804184)				
	q10	q25	q50	q75	q90	q10	q25	q50	q75	q90
2000	9.11* (1.88)	-6.07** (-3.47)	-9.65*** (-2.54)	-34.61*** (-3.04)	-56.55*** (-5.66)	93.44*** (8.91)	47.67*** (7.77)	47.73*** (5.87)	75.03*** (4.34)	121.41*** (4.17)
2001	50.94*** (5.64)	17.65*** (8.26)	13.78*** (4.37)	12.20*** (5.22)	-6.18 (-1.33)	62.48*** (2.57)	26.08*** (4.83)	37.61*** (3.87)	60.73*** (2.46)	94.63*** (4.25)
2002	15.56*** (3.54)	6.79* (1.76)	1.31 (0.65)	-4.28*** (-1.72)	-6.04*** (-3.56)	39.43*** (5.61)	20.44*** (7.48)	29.62*** (10.15)	30.25*** (4.44)	38.06*** (4.13)
2003	6.51 (1.28)	1.67 (1.19)	3.21 (1.25)	1.709** (2.03)	-2.95*** (-2.62)	63.54** (2.22)	28.61** (2.73)	38.44*** (2.891)	36.59** (2.03)	77.91*** (2.62)
2004	7.37*** (6.65)	2.73*** (3.56)	1.67*** (1.22)	-2.50*** (-4.57)	-6.26*** (-5.34)	5.51*** (4.97)	3.29*** (6.07)	7.04*** (10.91)	4.42*** (11.37)	17.19*** (6.77)
2005	34.24*** (4.69)	10.10*** (4.51)	-5.36*** (-4.88)	5.52*** (-6.55)	28.00*** (3.56)	54.29*** (7.15)	32.23*** (7.97)	57.30*** (12.99)	86.24*** (9.62)	102.63*** (7.49)
2006	23.78*** (4.848)	15.66*** (4.78)	23.87*** (5.04)	35.58*** (5.77)	12.48*** (0.85)	39.92*** (8.15)	28.32*** (12.32)	46.08*** (11.34)	65.91*** (12.89)	89.30*** (8.67)
2007	28.26*** (4.58)	27.58*** (3.75)	38.00*** (3.03)	10.29*** (2.55)	34.99*** (4.56)	43.56*** (6.07)	36.53*** (11.16)	51.79*** (9.86)	51.19*** (9.69)	62.49*** (11.14)
2008	46.98*** (6.52)	27.86*** (6.19)	34.73*** (6.18)	73.20*** (4.22)	77.78*** (4.11)	8.19*** (5.70)	20.06*** (6.45)	31.83*** (6.07)	46.25*** (6.62)	62.38*** (5.45)
总体	29.56*** (9.21)	18.12*** (11.55)	16.13*** (9.01)	11.60*** (5.67)	4.81*** (2.56)	25.35*** (16.64)	18.53*** (21.50)	31.65*** (21.26)	39.87*** (16.22)	53.67*** (126)

资料来源:作者计算。

表 7 分行业的 entry 回归系数差异的 Wald 检验

年份	轻工业				重工业			
	q25	q50	q75	q90	q25	q50	q75	q90
2000	15.6951***	1.2721	7.1866***	2.6198	16.1660***	0.0001	2.5393	4.5370**
2001	20.8048***	1.4596	0.4434	8.7894***	3.3145*	2.0077	1.3783	3.9409**
2002	6.3137**	1.2274	7.9628***	0.4436	14.9015***	3.1888*	0.0176	1.7098
2003	1.2637	0.9729	0.5394	6.9692**	2.0253	0.7373	0.0440	2.7828*
2004	24.9120***	1.0829	17.2787***	10.4763***	5.7685**	12.6921***	7.0394***	20.6450***
2005	17.3820***	30.0855***	49.1557***	9.9424***	14.3768***	36.7127***	16.8176***	1.7202
2006	7.7815***	3.7117*	8.3620***	1.6698	9.8140***	59.6081***	13.4802***	11.0047***
2007	0.0250	2.2561	3.8424**	29.7310***	1.0613	25.7996***	0.0572	5.8984**
2008	9.7775***	1.9746	3.3651*	0.0714	16.0976***	8.8032***	7.3596***	6.6991***
总体	31.0577***	2.1772	8.7282***	17.5564***	29.1839***	109.4799***	19.4060***	18.5866***

资料来源:作者计算。

加大模仿和学习,更显著地提升了低利润在位企业的盈利能力,使得行业当中不同企业间的利润率趋于收敛;技术复杂程度较高的重工业则因为同时有模仿学习和异质性资源投资两种逃离竞争机制发挥作用,所以,新企业进入会对在位企业的利润率产生 U 型影响。

表 6 给出的分年份估计结果进一步验证了本文的假设 3。除 2008 年以外,重工业在其他年份 entry 的估计值都与在位企业的利润率分位点呈 U 型关系,而这种关系在轻工业中却只存在于 2008 年。在 2000—2004 年间,轻工业每一年 entry 的估计值均随在位企业利润率分位点的上升而递减,而且 q=0.90 时的估计值大多显著为负,说明新企业的进入在这些年份降低了行业当中原本利润率偏高的企业的盈利能力,这意味着在此期间,轻工业中的优势企业不愿意进行异质性资源投资而劣势企业的模仿学习强度又很高,所以,进入消散了优势企业的利润率。在 2005—2008 年间,上述趋势则逐渐减弱,新企业的进入对高利润在位企业盈利能力的影响由负向转为正向,直至 2008 年出现了明显的 U 型关系。2008 年重工业 entry 的回归系数与在位企业的利润率呈单调递增关系,说明导致逃离竞争效应的异质性资源投资机制对重工业当中在位企业利润率的贡献超出了模仿学习的贡献。结合轻工业在同一年份表现出的明显 U 型关系,可以间接推断,中国渐进式改革导致市场化程度逐年上升,确实有助于增强企业对于异质性资源投资的激励。上述实证结果不仅说明新企业进入对在位企业利润率的影响与行业的技术特性有关,也进一步验证了本文提出的利润率不同的在位企业逃离新进入企业竞争压力的途径存在异质性的观点。

2. 稳健性检验

在一个行业当中,新企业进入的同时会有原有企业因各种原因而退出市场。如果进入率高,退出率低,那么,进入导致的市场竞争会更加激烈;但如果进入率高,退出率也高,则结果不一定如此。为确保上述结果的稳健性,这里将新企业进入率的衡量方法更换为包含企业退出情况的净进入率,具体计算方法是用四位码行业当年企业数量与上一年企业数量之差,除以上一年的企业数量。

限于篇幅,表 8 仅给出了总体和分行业回归的主要结果,entry 的回归系数符号、在不同分位数上的差异以及轻工业和重工业显现的区别均与前文的结果相似。这进一步说明本文前面得出的结论是稳健的。

表 8 稳健性检验的主要结果 (IVQR)

entry	q10	q25	q50	q75	q90
总体	54.6543*** (28.1120)	27.3281*** (20.1248)	38.3742*** (19.3614)	57.1049*** (8.6017)	72.4637*** (6.8177)
	Wald 检验值				
	H0: q10=q25 58.3270***	H0: q25=q50 12.4933***	H0: q50=q75 27.2597***	H0: q75=q90 7.3691***	
轻工业	20.0075*** (10.1857)	12.8039*** (15.3476)	10.3740*** (23.5896)	7.0932*** (17.1137)	5.2451*** (16.7095)
	Wald 检验值				
	H0: q10=q25 40.2069***	H0: q25=q50 2.1045	H0: q50=q75 33.0947***	H0: q75=q90 18.5016***	
重工业	38.2203*** (19.0736)	20.3216*** (20.6105)	29.7509*** (14.1173)	36.7168*** (18.2915)	49.1972*** (22.9360)
	Wald 检验值				
	H0: q10=q25 41.9153***	H0: q25=q50 83.4065***	H0: q50=q75 37.2849***	H0: q75=q90 65.10059***	

资料来源:作者计算。

五、结论与政策启示

“流水不腐,户枢不蠹”。持续的新企业进入是市场经济的活水,能够促进资源的优化配置,促进经济的长期增长。然而,对于中国改革开放以后大规模的新企业进入,长期以来却一直存在着一种相反的观点,认为这导致了过度进入和重复建设,需要政府实施严格的进入规制。通过实证数据来反驳这一观点的现有研究主要是从生产率的角度,本文则通过检验新企业进入对在位企业利润率的影响对此提供了新的支持。

本文利用中国四位码制造业微观数据所做的实证研究表明,2000—2008年,中国制造业中新企业的大量进入并没有降低在位企业的利润率,反而总体上提升了在位企业的利润率水平,说明在新企业进入带来的租金消散效应和逃离竞争效应两种作用相反的影响当中,有助于在位企业利润率提高的逃离竞争效应占主导。进一步分析产生逃离竞争效应的两种途径在利润率水平不同的在位企业间的差异,发现由于利用异质性资源投资来逃离新进入企业竞争压力的可能性与在位企业现有的利润率水平正相关,而通过模仿学习来逃离竞争的可能性与利润率水平负相关,因此,新企业进入对中国制造业在位企业利润率的影响是异质的,利润率的提升幅度与在位企业的利润率水平呈U型关系,利润率偏低和偏高的企业在新企业的进入威胁下获得的利润率提升的幅度更大。分大类行业的实证检验还表明,这种U型影响普遍存在于重工业,而轻工业中新企业进入对在位企业利润率的异质性影响却主要表现为提升幅度随在位企业的利润率水平而递减,原因是技术复杂程度影响了形成逃离竞争效应的两种机制在不同行业中的相对强弱,特别是异质性资源投资的强度。在技术相对简单的轻工业中,优势企业的异质性资源投资机制较弱,逃离竞争效应主要表现为劣势企业对优势企业的模仿和学习。基于上述研究结论,本文提出如下政策建议:

(1)不应以恶化盈利能力和避免过度进入为由限制中国制造业中新企业的进入,因为事实上,在控制了影响利润率的其他因素之后,新企业进入总体上有利于中国制造业在位企业利润率的提升,过度进入的说法在利润率方面是站不住脚的。相反,随着全球经济步入后金融危机时代,无论发达国家还是发展中国家都在重新回归以制造业为核心的实体经济,对于中国这一处于工业化中期的制造业大国而言,要想尽快摆脱当前制造业因要素红利衰减和缺乏核心技术导致的低端“被蚕食”、高端“上不去”的尴尬局面,实现由制造大国向制造强国的转变,必须要鼓励更多拥有新产品和新技术的企业进入制造业。为做到这一点,各级政府一方面应切实规范金融市场和房地产市场的秩序,大力治理金融泡沫和房地产泡沫,遏制金融市场和房地产市场的过度扩张对实体制造业的挤出;同时要强化行业需求和技术等动态信息的发布,为技术创新成果的市场转化提供系统的支持,并健全对企业家的保护,使企业家对经营企业的风险和回报有稳定的预期,以提高经济个体投资制造业的激励。另一方面需要减少政府对微观经济的干预,进一步放宽市场准入,简化项目审批,积极降低企业进入的行政成本。特别是要解决民间资本在投资领域所遇到的与国有企业不平等的问题,消除民营企业发展中因各种隐性进入壁垒所普遍面临的看似能进入却实际进不去、进去了很快就被挤出来的“玻璃门”和“弹簧门”现象。通过鼓励更多新企业进入,充分发挥市场竞争的优胜劣汰机制,利用替代威胁的压力促进中国制造企业盈利能力的提高。

(2)政府需要加快健全知识产权保护制度,进一步强化法制和商业道德建设。本文的研究表明,新企业进入能否通过逃离竞争效应促进在位企业利润率的提升,关键在于企业的异质性资源投资。中国早期的制造企业普遍依靠技术引进和模仿进入市场,直到近10年随着中国制造业转型的加快、政府对企业技术创新扶持力度的不断加大,以及企业管理经营理念、品牌营销意识和产权观念的普遍提高,异质性投资才逐渐成为企业提升竞争力的主要途径。但是,中国尚不健全的市场环境对这类能够产生创新成果并切实提高企业竞争优势的投资仍然存在一定抑制,突出表现为企业不愿进行研发投入、热衷于直接挖人、剽窃其他企业核心技术甚至生产假冒伪劣产品等。必须通过强化知识产权保护,降低企业使用司法体系维权的成本,保证企业能够从创新中获得足够的回报,在位企业在面对新进入企业的竞争压力时才会有激励加大异质性资源的投资,新企业的进入才能从根本上促进行业整体利润率的提高。如果进入压力仅仅是促使低利润率的企业进行模仿学习,那么新企业的进入就会缩小小企业间的利润率差异,并加剧模仿潜力的消退,最终导致行业整体利润率下降。由于技术复杂程度的差异,轻工业中的异质性资源投资机制更容易失效,政府更需要健全这类行业的市场环境。

(3)完善行业的退出机制,降低企业的退出成本。从替代角度看,新企业的进入必然要导致部分低效率在位企业的退出,如果退出机制失效,进入带来的租金消散效应就会被放大,由逃离竞争效应所产生的在位企业利润率增长的空间将减少,整个行业的利润率最终也将下滑,进而恶化行业的长期经济绩效。中国目前很多行业出现的产能过剩问题根源并不是进入过度,而正是因为退出机制不畅通,大量已经被替代和淘汰的企业由于面临高昂的退出成本难以退出。不仅地方政府为保本地区的GDP,以各种手段干预企业,强令亏损企业继续经营,通过财政补贴或政府担保为这类企业“输血”,使其无法在该退出的时候顺利退出,相关法律的缺位、失业人员安置和赔偿的成本、资产的损失、债务的纠纷等也加剧了劣势企业退出的难度。解决这一问题一方面需要进一步弱化地方政府追求GDP的动机,避免地方政府出于对政绩的担心而绑架企业,限制企业破产和退出;另一方面则需要大力发展产权交易市场和拍卖市场,完善失业保险和救助体系,以降低企业退出所遭受的沉没成本损失。

[参考文献]

- [1]许昌平,方涛. 生产率差异和企业进入退出[J]. 生产力研究, 2014,(4):31-33.
- [2]李平,简泽,江飞涛. 进入退出、竞争与中国工业部门的生产率——开放竞争作为一个效率增进过程[J]. 数量经济技术经济研究, 2012,(9):3-21.
- [3]吴利华,申振佳. 产业生产率变化:企业进入退出、所有制与政府补贴——以装备制造行业为例[J]. 产业经济研究, 2013,(4):30-39.
- [4]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.
- [5]陈仲常,吴永球. 中国工业部门资本利润率变动趋势及原因分析[J]. 经济研究, 2005,(5):96-106.
- [6]黄健柏,陈伟刚,江飞涛. 企业进入与行业利润率——对中国钢铁产业的实证研究[J]. 中国工业经济, 2006,(8):13-21.
- [7]张杰,黄泰岩,芦哲. 中国企业利润来源与差异的决定机制研究[J]. 中国工业经济, 2011,(1):27-37.
- [8]刘海洋,汤二子. 中国制造业企业利润来源及其作用:2005—2008[J]. 科学与科学技术管理, 2012,(3):140-148.
- [9]Wang, L. F., and J. Y. Lee. Profit-Raising Entry in Vertically Related Markets [J]. *Managerial and Decision Economics*, 2014,(4):1-7.
- [10]Aghion, P., R. Blundell, and R. Griffith. Entry and Productivity Growth: Evidence from Micro-level Panel Data[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2004,(2-3):265-276.
- [11]Aghion, P., R. Blundell, and R. Griffith. The Effects of Entry on Incumbent Innovation and Productivity[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2009,91(1):20-32.
- [12]Bain, J. S. *Barriers to New Competition: Their Character and Consequences in Manufacturing Industries*[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1956.
- [13]Grossman, G. M., and E. Helpman. Rent Dissipation, Free Riding and Trade Policy [J]. *European Economic Review*, 1996,40(3):795-803.
- [14]Seade, J. On the Effects of Entry[J]. *Journal of the Econometric Society*, 1980,48(2):479-489.
- [15]Janvry, A. De, C. Mcintosh, and E. Sadoulet. Fair Trade and Free Entry: The Dissipation of Producer Benefits in a Disequilibrium Market[EB/OL]. <http://are.berkeley.edu/~alain/workingpapers.html>, 2012.
- [16]Shapiro, D., and R. S. Khemani. The Determinants of Entry and Exit Reconsidered[J]. *International Journal of Industrial Organization*, 1987,5(1):15-26.
- [17]Doraszelski, U., and A. Pakes. A Framework for Applied Dynamic Analysis in IO [J]. *Handbook of Industrial Organization*, 2007,(3):1887-1966.
- [18]Weintraub, Gabriel Y., C. Lanier Benkard, and Benjamin Van Roy. Markov Perfect Industry Dynamics with Many Firms[J]. *Econometrica*, 2008,76(6):1375-1411.
- [19]Dunne, Timothy, Shawn D. Klimek, Mark J. Roberts, and Daniel Yi Xu. Entry, Exit, and the Determinants of Market Structure[J]. *The RAND Journal of Economics*, 2013,44(3):462-487.
- [20]Schmidt, K. M. Managerial Incentives and Product Market Competition [J]. *The Review of Economic Studies*, 1997,64(2):191-213.
- [21]Newman, Carol, John Rand, Theodore Talbot, and F. Tarp. Technology Transfers, Foreign Investment and Productivity Spillovers[J]. *European Economic Review*, 2015,(76):168-187.
- [22]平新乔,关晓静,邓永旭. 外国直接投资对中国企业的溢出效应分析:来自中国第一次全国经济普查数据的报告[J]. *世界经济*, 2007(8):3-13.
- [23]Becerra, M. A Resource-based Analysis of the Conditions for the Emergence of Profits [J]. *Journal of Management*, 2008,34(6):1110-1126.
- [24]Vettas, N. On Entry, Exit, and Coordination with Mixed Strategies [J]. *European Economic Review*, 2000,44(8):1557-1576.

- [25]Denicolo, Vincenzo, and Piercarl Zanchettin. Competition, Market Selection and Growth [J]. *The Economic Journal*, 2009,120(6),761-785.
- [26]Schmalensee, R. Do Markets Differ Much[J]. *American Economic Review*, 1985,75(3):341-351.
- [27]Peteraf, M. A. The Cornerstones of Competitive Advantage: A Resource-based View [J]. *Strategic Management Journal*, 1993,14(3):179-191.
- [28]简泽,段永瑞. 企业异质性、竞争与全要素生产率的收敛[J]. *管理世界*, 2012, (8): 15-29.
- [29]任曙明,孙飞. 需求规模、异质性研发与生产率——基于 ACF 法的实证研究[J]. *财经研究*, 2014,(8):42-56.
- [30]康志勇. 融资约束、政府支持与中国本土企业研发投入[J]. *南开管理评论*, 2013,16(5):61-70.
- [31]Aliseda, F. R., and E. Henry. Innovation beyond Patents: Technological Complexity as a Protection against Imitation[EB/OL]. <http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm>, 2013.
- [32]Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*. 2012,97(2):339-351.
- [33]Ma, L., and R. Koenker. Quantile Regression Methods for Recursive Structural Equation Models [J]. *Journal of Econometrics*, 2006,134(2):471-506.
- [34]Lee, S. Endogeneity in Quantile Regression Models: A Control Function Approach[J]. *Journal of Econometrics*, 2007,141(2):1131-1158.
- [35]Chernozhukov, V., and C. Hansen. Instrumental Quantile Regression Inference for Structural and Treatment Effect Models[J]. *Journal of Econometrics*, 2006,132(2):491-525.
- [36]Chernozhukov, V., and C. Hansen. Instrumental Variable Quantile Regression: A Robust Inference Approach [J]. *Journal of Econometrics*, 2008,142(1):379-398.
- [37]贺俊. 关于企业利润率差异的经验研究: 问题、方法和结论[J]. *产业经济评论*, 2007,6(1):53-70.
- [38]Chernozhukov, V., I. Fernández-Val, and A. E. Kowalski. Quantile Regression with Censoring and Endogeneity[J]. *Journal of Econometrics*, 2015,186(1):201-221.

Impact of New Entries on Profitability of Manufacturing Incumbent Firms ——From the View of Competition Escape and Its Heterogeneity

CHEN Yan-ying, WU Long

(Faculty of Management and Economics of Dalian University of Technology, Dalian 116024, China)

Abstract: In this paper, we investigated the profitability influencing mechanics of new entries on the incumbent firms taking the conduct of competition escape and its heterogeneous effect on the strategic behavior of incumbent firms when incumbents facing potential rivals as our main analyzing point. Employing the non-parametric IV quantile regression method, we studied the influence of new entries on incumbent firms' profitability. The result shows that new entries in manufacturing industries did not mean profit erosion to the incumbent firms but a trigger of profitability enhancement. The enhancing effect follows a U-curve with the increasing of profitability, which implies that firms with lower and higher quantile of return ratio gains more profit than other firms. Tests of subsamples divided by year and industries show that the U-curve effect is more common in the heavy industry than the light industry. As to the policy making process of the government, our study shows that entry restriction shall give way to intelligence property protection, market environment improvement, business ethics reinforcement and exiting cost reduction.

Key Words: new entries; profitability; investment on heterogeneous resources; competition escape effect

JEL Classification: L22 L16 L60

[责任编辑: 覃毅]