

中国制造业企业进入退出与 总体加成率的动态演化

岳文

(江南大学商学院,江苏无锡 214122)

摘要: 利用中国制造业企业层面的微观数据,基于最新的MP分解方法,从企业进入退出视角探讨了中国制造业总体加成率的动态演化,详细分析了存续企业、新进入企业和退出企业对总体加成率变动的贡献。总体来看,样本期内除个别年份外我国制造业总体加成率基本呈上升趋势,这主要源于存续企业的贡献,退出企业对总体加成率的提升贡献为负,新进入企业对总体加成率变动的贡献则有正有负。进一步分行业、分地区、分所有制类型来考察总体加成率的变动时发现,存续企业、新进入企业和退出企业对不同行业、不同地区、不同所有制类型总体加成率变动的贡献存在较大差异。通过探讨总体加成率的动态演化,为进一步认识企业的进入退出行为提供了新的视角。

关键词: 加成率; 制造业企业; 进入; 退出; MP分解

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2017)06-0014-12

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2017.06.002

一、引言

加成率(markup)作为衡量市场势力的重要指标,是判断企业市场垄断能力或行业市场垄断程度的重要依据。加成率的相关影响因素一直是经济学关注的热点问题。一般而言,一个行业(或社会)的总体加成率可以通过该行业(或社会)内企业加成率的加权平均(利用企业的市场份额加权)得到。总体加成率的变动主要源于企业加成率或市场份额的变化。值得注意的是,企业市场份额的变动不仅包括存续企业市场份额的变化,而且还包括退出企业所让出的市场份额和新进入企业所获得的市场份额。因此,应当看到企业的进入退出会对总体加成率的变动产生重大影响。而分析一个行业或社会总体加成率的变动对于政策制定者来说无疑是十分重要的,因为政策制定者或监管者很可能需要知道当前的法规和监管是否有利于竞争的开展。根据1999—2007年中国工业企业数据,容易发现中国制造业企业的进入和退出行为十分频繁^①。在1999—2007年间,中国制造业企业的退出率在9%到27%之间;新企业的进入率位于15%到68%之间,而且每一年的进入率都大于退出率。在这样的背景下,中国制造业企业的进入退出行为究竟会如何影响总体加成率的变动?

本文利用1999—2007年中国制造业企业数据,通过估算企业层面的加成率,从企业进入退出的视角探讨了我国制造业总体加成率的动态演化,比较详细地分析了存续企业、新进入企业和退出企业对总体加成率变动的贡献。具体来看,本文首先借鉴De Loecker and Warzynski^[3]提出的加成率估算方法

收稿日期:2017-05-27; 修回日期:2017-09-30

作者简介:岳文(1989—),男,湖南益阳人,经济学博士,江南大学商学院讲师,研究方向为异质性企业贸易理论、产业组织实证。

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71673115);中央高校基本科研业务费专项资金(JUSRPI1762)

分行业对我国制造业企业的加成率进行了系统测算^②。相比于其他估算加成率的方法,他们的方法(简称 DLW 方法)并不需要对企业所面临的市场结构和需求状况做出任何假设,因而具有明显的优势。接着,在考虑企业进入退出的基础上,本文使用 Melitz and Polanec^[7]最新提出的分解方法(MP 分解法)对中国制造业总体加成率的变动进行了动态分解,着重分析了三类不同企业对总体加成率变动的贡献。对于已有的 BHC 分解法^[8]、GR 分解法^[9]、FHK 分解法^[10]等,不同类型企业间加成率会存在跨期的相互干扰,而 MP 分解法则表现出特有的优势,其分解的各部分并不会被跨期的变化所干扰,因而更为科学合理。最后,利用 MP 分解方法,本文还探讨了不同行业、不同地区、不同所有制类型总体加成率的动态演化,为从不同视角来认识和把握我国制造业总体加成率的变动提供了可能。

本文的研究主要与两支文献相关。第一支文献探讨企业的进入退出对加总生产率的影响,这方面的研究十分丰富,如 Baily *et al.*^[8]和 Foster *et al.*^[10]针对美国的研究,Griliches and Regev^[9]针对以色列的研究,Hahn^[11]针对韩国的研究,Baldwin and Gu^[12]针对加拿大的研究,Roberts and Thompson^[13]针对波兰的研究,Disney *et al.*^[11]针对英国的研究,Brandt *et al.*^[14]、毛其淋和盛斌^[2]、陈雯和李强^[15]、Du *et al.*^[16]、杨汝岱^[17]、耿强等^[18]、李旭超和申广军^[19]等针对中国的研究,Melitz and Polanec^[7]针对斯洛文尼亚的研究等。第二支文献是关于加成率影响因素的研究,已有的大量研究分别从进口竞争^[20-22]、反倾销保护^[23]、私有化^[24]、出口行为^[1, 25-26]、出口退税^[27]、流动性约束^[28]、贸易自由化^[29-34]、对外直接投资^[35-36]、嵌入全球价值链^[37]、产品创新^[38]等不同角度探讨了相关因素对(企业或行业层面的)加成率的影响,这为我们认识与分析加成率的影响因素提供了有益的借鉴。

与已有研究相比,本文可能的贡献在于:首先,与已有相关文献聚焦于加总生产率不同,本文则是聚焦于总体加成率,详细探讨了企业的进入退出对总体加成率的影响。本文或许是国内首篇从企业的进入退出视角来研究总体加成率动态演化的论文,这也无疑为进一步认识企业的进入退出行为提供了新的视角。其次,企业的进入退出是市场经济的重要特征之一,却很少有研究分析企业的进入退出对加成率的影响,这不得不说是个遗憾。本文从总体加成率动态演化的角度,比较深入地考察了企业的进入退出行为对总体加成率的影响,这无疑是对已有文献的有益补充。最后,基于中国企业层面的微观数据,运用最新的 MP 分解方法,本文厘清了存续企业、新进入企业和退出企业对总体加成率变动的贡献。通过将研究视角集中于发展中大国,本文为研究总体加成率的动态演化提供了比较详尽的中国案例。

二、企业加成率的测算与数据来源说明

(一) 企业加成率的测算

De Loecker and Warzynski^[3]的研究表明企业 i 在时期 t 的加成率 μ_{it} (将加成率定义为产品价格与边际成本的比例) 具有以下形式:

$$\mu_{it} = \theta_{it}^v (\alpha_{it}^v)^{-1} \quad (1)$$

其中 α_{it}^v 表示企业生产函数中任意一种可变要素投入 v 的总支出在企业总销售收入中所占的份额, θ_{it}^v 表示可变要素投入 v 的投入产出弹性。一般而言,可以直接从微观数据集中获得有关 α_{it}^v 的信息,因此为了估算出 μ_{it} , 估计出企业生产函数中一种可变要素投入的产出弹性 θ_{it}^v 即可。

为简便起见,考虑如下超越对数形式的企业生产函数(用总产值来衡量产出)^③:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{km} k_{it} m_{it} + \beta_{lkm} l_{it} k_{it} m_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 y_{it} 是企业 i 在 t 时期的总产值的对数, l_{it} 是其劳动投入的对数, m_{it} 是其中间投入品的对数, k_{it} 则是其资本存量的对数。 ω_{it} 表示企业的全要素生产率, ε_{it} 是随机误差项。根据 Lu and Yu^[39]的研究,劳动在中国企业中并不是可变投入,对于国有企业尤为如此。而资本则是动态投入,因此本文将

主要通过估计中间投入品 (m_{it}) 的产出弹性 θ_{it}^m 来计算企业的加成率。从 (2) 式很容易得到中间投入品的产出弹性:

$$\theta_{it}^m = \beta_m + 2\beta_{mm}m_{it} + \beta_{lm}l_{it} + \beta_{km}k_{it} + \beta_{lkm}l_{it}k_{it} \quad (3)$$

可知在超越对数生产函数下,中间投入品的投入产出弹性不仅取决于 β_m , 还与企业本身的要素投入 l_{it} 、 m_{it} 、 k_{it} 有关。

为了能够计算出中间投入品的投入产出弹性,本文借鉴 Akerberg *et al.* [40] 发展起来的结构模型方法(简称 ACF 方法)对(2)式所示的生产函数进行了估计。不直接使用传统的 OLS 来估计企业生产函数的原因在于企业要素投入与 TFP 间的内生性问题会使得 OLS 的估计结果存在偏误。更多对企业生产函数估计方法的介绍可参见岳文和陈飞翔[41]的研究。

(二) 数据来源说明

本文所用的数据来自中国工业企业数据库,样本期间为 1999—2007 年,选取的研究对象为制造业行业企业,对于该数据库的详细说明可参见聂辉华等[42]的研究。与鲁晓东和连玉君[43]、Feenstra *et al.* [44]、Yu[45]、岳文[33]等文献的做法类似,本文对原始的工业企业数据进行了相应的处理。

为了得到企业的加成率,首先需要对企业生产函数进行估计。由于不同行业之间的生产技术并不一样[46],为了更好地体现出不同行业的技术差异,本文利用 ACF 方法分行业对(2)式所示生产函数进行了估计(行业分类方法跟鲁晓东和连

表 1 各行业的平均加成率及其分位数

行业名称	p5	p25	p50	p75	p95	均值	标准差
食品饮料烟草	1.047	1.253	1.398	1.554	1.812	1.409	0.224
纺织业	1.049	1.210	1.318	1.435	1.654	1.330	0.181
服装	1.123	1.319	1.441	1.571	1.810	1.449	0.201
木材加工	1.155	1.382	1.510	1.636	1.835	1.506	0.199
造纸印刷	1.035	1.206	1.326	1.459	1.706	1.342	0.199
石油炼焦	1.047	1.251	1.397	1.535	1.772	1.399	0.213
化学医药	1.049	1.249	1.383	1.522	1.763	1.391	0.210
非金属矿物	1.061	1.239	1.361	1.495	1.729	1.374	0.198
金属冶炼	1.048	1.255	1.385	1.511	1.725	1.385	0.199
金属制品业	1.025	1.186	1.294	1.412	1.647	1.309	0.186
机械设备	1.050	1.230	1.354	1.497	1.752	1.372	0.207
交通运输设备	1.046	1.232	1.360	1.500	1.758	1.374	0.209
武器弹药	1.110	1.321	1.457	1.599	1.835	1.462	0.212
电气机械	1.034	1.209	1.334	1.485	1.766	1.357	0.214
电子通信	1.046	1.238	1.380	1.543	1.826	1.400	0.228
仪器仪表	1.042	1.214	1.334	1.471	1.729	1.352	0.202

玉君[43]的做法一样,16 个具体行业名称可参见表 1)。基于所估计出的生产函数,结合(3)式容易得到中间投入品的产出弹性。在此基础上,进一步结合(1)式,就可以得到企业的加成率。表 1 报告了各行业中所有企业在样本期内的平均加成率(简单平均)及其分位数,从中可以看出,几乎所有行业的加成率均值都处在 1 到 2 之间,这与 Lu and Yu[39]、Fan *et al.* [30]的研究结果十分相似。

三、总体加成率变动的动态分解方法

当测度出每个企业的加成率后,一个行业(或社会)的总体加成率可以用行业(社会)内所有企业的加成率通过市场份额的加权平均得到:

$$\Psi_t = \sum_i s_{it}\mu_{it} \quad (4)$$

其中 s_{it} 代表行业里第 i 个企业在 t 期的市场份额, $s_{it} \geq 0$ 且 $\sum_i s_{it} = 1$; μ_{it} 是企业 i 在 t 期的加成率, Ψ_t 是整个行业在 t 期的总体加成率。 $\Delta\Psi = \Psi_2 - \Psi_1$ 则代表了两期行业总体加成率的变动。借鉴 BHC 分解法、GR 分解法、FHK 分解法和 MP 分解法对加总 TFP 进行分解的原理,我们可以运用上述方法对我国制造业总体加成率进行动态分解。

1. BHC 分解法。根据 Baily *et al.* [8] 的研究,总体加成率的变动可以分解为存续企业、新进入企业及退出企业等三类企业的加成率变动:

$$\Delta\Psi = \sum_{i \in S} s_{i1}(\mu_{i2} - \mu_{i1}) + \sum_{i \in E} (s_{i2} - s_{i1})\mu_{i2} + \sum_{i \in E} s_{i2}\mu_{i2} - \sum_{i \in X} s_{i1}\mu_{i1} \quad (5)$$

其中,下标 S 、 E 和 X 分别代表存续企业、新进入企业和退出企业的集合。(5)式右边第一项代

表存续企业加成率变化对总体加成率变动的贡献,第二项为存续企业市场份额变动对总体加成率变动的贡献,新进入企业和退出企业对总体加成率变动的贡献则体现在(5)式的最后两项。不过该方法存在较大的问题:从(5)式容易看出新进入企业总是能够带来总体加成率的提高,而退出企业总是带来总体加成率的下降,这显然不太符合实际。

2. GR 分解法。针对 BHC 分解法存在的问题,Griliches and Regev^[9]为此提出了一种新的分解方法,其分解公式为:

$$\Delta\Psi = \sum_{i \in S} \bar{s}_i (\mu_{i2} - \mu_{i1}) + \sum_{i \in S} (s_{i2} - s_{i1}) (\bar{\mu}_i - \bar{\Psi}) + \sum_{i \in E} s_{i2} (\mu_{i2} - \bar{\Psi}) - \sum_{i \in X} s_{i1} (\mu_{i1} - \bar{\Psi}) \quad (6)$$

其中, $\bar{s}_i = (s_{i1} + s_{i2})/2$, $\bar{\mu}_i = (\mu_{i1} + \mu_{i2})/2$, $\bar{\Psi} = (\Psi_1 + \Psi_2)/2$ 。相对于 BHC 分解法,GR 分解中引入了一个参考的平均总体加成率水平,这个平均总体加成率水平被作为基准用来评估新进入企业和退出企业(相对于存续企业)对总体加成率变动的贡献。基于存续企业两期市场份额的平均值,(6)式右边第一项衡量了存续企业两期期间的加成率变动对总体加成率变动的贡献。而基于(存续)企业两期加成率均值 $\bar{\mu}_i$ 与总体加成率均值 $\bar{\Psi}$ 之差,(6)式右边第二项衡量了市场份额的变动对总体加成率变动的贡献。跟 BHC 分解法显著不同的是,在衡量新进入企业和退出企业对总体加成率变动的贡献时,GR 分解法是用这两类企业的加成率与总体加成率的均值来进行比较的,因而这两类企业对总体加成率变动的贡献可正可负,显然更符合现实。从这个角度而言,该方法比 BHC 分解法有了很大的改进。

3. FHK 分解法。Foster *et al.*^[10]提出的分解方法基本原理与 GR 分解法类似,主要不同之处在于 FHK 分解法是采用第一期的总体加成率水平 Ψ_1 代替 GR 分解法中的 $\bar{\Psi}$ 来作为参考的总体加成率水平。其分解公式为:

$$\begin{aligned} \Delta\Psi = & \sum_{i \in S} \bar{s}_i (\mu_{i2} - \mu_{i1}) + \sum_{i \in S} (s_{i2} - s_{i1}) (\mu_{i1} - \Psi_1) + \sum_{i \in S} (s_{i2} - s_{i1}) (\mu_{i2} - \mu_{i1}) \\ & + \sum_{i \in E} s_{i2} (\mu_{i2} - \Psi_1) - \sum_{i \in X} s_{i1} (\mu_{i1} - \Psi_1) \end{aligned} \quad (7)$$

该方法将总体加成率的变动分解为五项:前三项代表了存续企业对总体加成率变动的贡献。相比于前面两种方法,第三项是 FHK 分解所特有的“交叉效应”项,刻画了存续企业市场份额变化及其加成率变化两者之间的协方差。第四、第五项分别为新进入企业和退出企业对总体加成率变动的贡献,跟 GR 分解法一样,这两项可为正,也可为负,具体符号取决于新进入企业(或退出企业)平均加成率水平是否高于(或低于)第一期平均的总体加成率水平。然而不管是 FHK 分解法还是 GR 分解法,Melitz and Polanec^[7]认为他们都存在偏误。

4. MP 分解法。Melitz and Polanec^[7]提出的 MP 分解方法是基于 Olley and Pakes^[47]的分解方法发展而来的。根据 Olley and Pakes^[47]的研究,总体加成率可表示成如下形式:

$$\Psi_i = \bar{\mu}_i + \sum_t (s_{it} - \bar{s}_i) (\mu_{it} - \bar{\mu}_i) = \bar{\mu}_i + \text{cov}(s_{it}, \mu_{it})$$

其中, $\bar{\mu}_i = \frac{1}{n_i} \sum_{u=1}^{n_i} \mu_{iu}$ 是没有加权的企业加成率的算术平均值, \bar{s}_i 为企业的市场份额均值。

OP 的分解方法很简单,总体加成率被分解成两部分:第一部分为所有企业加成率的平均值(简单平均);第二部分为企业市场份额的变动与其加成率变动的协方差。

MP 分解法在 Olley and Pakes^[47]研究的基础上考虑了企业的进入退出因素,其分解步骤如下。

将总体加成率改写成以下形式:

$$\Psi_1 = s_{S1} \Psi_{S1} + s_{X1} \Psi_{X1} = \Psi_{S1} + s_{X1} (\Psi_{X1} - \Psi_{S1}) \quad (8)$$

$$\Psi_2 = s_{S2} \Psi_{S2} + s_{E2} \Psi_{E2} = \Psi_{S2} + s_{E2} (\Psi_{E2} - \Psi_{S2}) \quad (9)$$

其中, $\Psi_{St} = \sum_{i \in S} (s_{it}/s_{St})\mu_{it}$, $s_{St} = \sum_{i \in S} s_{it}$, $s_{S1}\Psi_{S1} = \sum_{i \in S} s_{i1}\mu_{i1}$ 和 $s_{X1}\Psi_{X1} = \sum_{i \in X} s_{i1}\mu_{i1}$ 分别代表了存续企业和退出企业对第一期总体加成率的贡献。MP 分解在计算第一期总体加成率时以存续企业的加成率(Ψ_{S1})作为计算基准,在此基础上再考虑退出企业对第一期总体加成率的影响,(8)式中的 $s_{X1}(\Psi_{X1} - \Psi_{S1})$ 作为计算时的一个辅助修正衡量了退出企业对第一期总体加成率的贡献。对(9)式也可以有类似的理解。此时总体加成率的变动可写为:

$$\begin{aligned}\Delta\Psi &= (\Psi_{S2} - \Psi_{S1}) + s_{E2}(\Psi_{E2} - \Psi_{S2}) + s_{X1}(\Psi_{S1} - \Psi_{X1}) \\ &= \Delta\bar{\mu}_S + \Delta cov_S + s_{E2}(\Psi_{E2} - \Psi_{S2}) + s_{X1}(\Psi_{S1} - \Psi_{X1})\end{aligned}\quad (10)$$

可知 MP 方法将总体加成率的变动分为四个部分:对于存续企业(两期均存在), $\Delta\bar{\mu}_S$ 代表企业平均加成率的变动(算术平均)对总体加成率变动的贡献, Δcov_S 代表的是由于企业市场份额的重新分配和加成率共同变动所带来的对总体加成率变动的贡献;对于退出企业, $s_{X1}(\Psi_{S1} - \Psi_{X1})$ 衡量了其对于总体加成率变动的贡献;对于新进入企业, $s_{E2}(\Psi_{E2} - \Psi_{S2})$ 衡量了其对于总体加成率变动的贡献。

根据(10)式,在 MP 分解法中,存续企业对总体加成率的影响包括两部分,一部分来源于存续企业平均加成率的变动(简单平均),另一部分来源于存续企业市场份额和加成率的同时变动,只有当两者之和为正时,存续企业对总体加成率的影响才为正;对于新进入企业,只有当其加成率大于同期存续企业时($s_{E2}(\Psi_{E2} - \Psi_{S2}) > 0$),其对总体加成率的贡献才会为正;而对于退出企业,只有当其加成率小于同期的存续企业时($s_{X1}(\Psi_{S1} - \Psi_{X1}) > 0$),其对总体加成率的贡献才会为正。

与 GR 和 FHK 分解法不同,在 MP 分解法中,新进入企业和下期存续企业的加成率都不会影响到退出企业对总体加成率变动的贡献。类似的,退出企业和上期存续企业的加成率也都不会影响到新进入企业对总体加成率变动的贡献。而 GR 分解法则是分别将存续企业、退出企业和新进入企业的加成率与总体加成率的平均值进行比较,第二期企业的加成率还会影响到退出企业对总体加成率变动的贡献,这显然不太符合实际。类似的,FHK 方法也存在同样的问题:他们都无法回避各类企业加成率之间的跨期干扰。MP 分解法则弥补了这些分解方法存在的不足,MP 分解的各部分并不存在跨期干扰问题:存续企业的 $\Delta\bar{\mu}_S + \Delta cov_S$ 部分只和存续企业的加成率与市场份额相关,新进入企业的 $s_{E2}(\Psi_{E2} - \Psi_{S2})$ 部分不会受到第一期企业加成率的影响,退出企业的 $s_{X1}(\Psi_{S1} - \Psi_{X1})$ 部分不会受到第二期企业加成率的影响。不存在跨期干扰问题,这正是 MP 分解方法的优势所在。鉴于 MP 分解法所特有的优势,本文将采用 MP 分解法对我国制造业总体加成率的变动进行动态分解。

四、我国制造业总体加成率变动的 MP 分解结果

(一) MP 分解结果:总样本

利用之前估算出来的企业层面的加成率,同时借鉴 Melitz and Polanec^[7]的做法,以企业增加值为基础计算企业的市场份额,结合公式(10)就可以对我国制造业总体加成率进行动态分解了。表2报告了 MP 动态分解结果(以上一年为基期)。可以看出,样本期内除去 2005 年,我国制造业的总体加成率一直是不断提高的。由于较高的加成率表明较高垄断势力的存在,可知样本期内除去 2005 年,我国制造业的总体竞争环境并不是很乐观(因为总体垄断势力是不断提高的),这显然不利于我国整体社会福利水平的改善。

1. 存续企业对总体加成率变动的贡献

存续企业对总体加成率的影响分为两部分,一部分来源于存续企业平均加成率的变动(简单平均),另一部分来源于存续企业市场份额和加成率的同时变动。从表2中可以看到,一方面,样本期内存续企业的平均加成率都是在不断上升的;另一方面,存续企业市场份额和加成率的同时变动对总体加成率变动的贡献有正有负。在 2000—2004 年间,存续企业的加成率和市场份额均有所提升,

说明存续企业通过扩大市场份额不断提高其加成率,获得了一定的垄断势力;在 2004—2007 年间,存续企业的平均加成率(简单平均)有所提高,但是市场份额和加成率的协方差为负值(即两者的交叉作用为负),表明在 2004—2007 年这段时期内存续企业的市场份额是趋于下降的,其背后的原因可能在于中国加入 WTO 后,大量国外企业产品的进入降低了存续企业的市场份额。

2. 退出企业对总体加成率变动的贡献

从表 2 中可以看出,在所有的时段内(除去 2005 年),退出企业的加成率都大于存续企业的加成率,因而这些企业的退出是

表 2 总体加成率变动的 MP 分解(总样本)

年份		存续企业		退出企业	新进入企业	企业总体
$t=1$	$t=2$	$\Delta \bar{\mu}_S$	Δcov_S	$s_{X1}(\Psi_{S1} - \Psi_{X1})$	$s_{E2}(\Psi_{E2} - \Psi_{S2})$	$\Psi_2 - \Psi_1$
2000	2001	0.006 5	0.002 5	-0.001 8	-0.000 5	0.006 7
2001	2002	0.015 8	0.010 1	-0.002 4	-0.003 1	0.020 4
2002	2003	0.008 4	0.005 9	-0.003 4	0.004 1	0.015 0
2003	2004	0.024 0	0.008 6	-0.009 0	-0.005 3	0.018 3
2004	2005	0.002 2	-0.016 0	0.000 0	0.002 5	-0.011 3
2005	2006	0.012 3	-0.004 3	-0.000 9	-0.000 3	0.006 8
2006	2007	0.015 4	-0.001 8	-0.001 1	-0.000 6	0.011 9

有利于总体加成率的不断下降的。其背后的原因可能在于,一方面由于我国加入了 WTO,国外企业的大量进入导致竞争更加激烈;另一方面中国政府正在大刀阔斧地推行市场化改革,加快推进市场化进程,很多以前受到政府保护而又效率低下的企业由于缺乏竞争力势必会退出市场。所以本文推测,尽管这些退出市场的企业拥有较高的加成率,但他们更多的是那些以前受到政府保护和政策支持的企业,较高的加成率主要是依靠政府的支持与保护而获得的,并不是通过改善企业技术水平和生产效率而得以实现的。因此这些企业退出市场降低了总体加成率,有利于社会福利的改善。

3. 新进入企业对总体加成率变动的贡献

从表 2 中可以看出,样本期内除去 2003 年和 2005 年,新企业的进入降低了总体加成率水平,因而样本期内除去 2003 年和 2005 年新进入企业的加成率都小于存续企业的加成率。而在 2003 年和 2005 年,新企业的进入对总体加成率的贡献为正,说明这两年内新进入企业的加成率要高于存续企业的加成率。在 1999—2007 年间,我国正在进行国有企业改革,不断强化市场在资源配置中的支配作用,同时我国也加入了 WTO,因而新进入企业面临着比较激烈的竞争。而样本期内除去 2003 年和 2005 年,这些新企业能够以较低的加成率水平进入市场,从激烈的市场竞争中生存下来,说明这些新进入企业可能并不是依靠成本优势,更多依靠的可能是新产品优势等其他优势。

总结来看,样本期内除个别年份外我国制造业总体加成率基本呈上升趋势,这主要源于存续企业的贡献;样本期内退出企业对总体加成率的提升贡献基本为负,而新进入企业对总体加成率变动的贡献有正有负。

(二) MP 分解结果:分行业

本文之前已经把所有制造业企业分成了 16 个大的行业。在这一部分,本文将针对每个行业运用(10)式进行相应的 MP 分解,表 3 报告了相应的分解结果(以 2000 为基期)^④。可以看出,样本期内食品饮料烟草、服装、造纸印刷、化学医药、交通运输设备和武器弹药等六个行业的总体加成率是提高的,而非金属矿物、木材加工、电气机械、金属冶炼、仪器仪表、纺织业、机械设备、电子通信、石油炼焦、金属制品业等十个行业的总体加成率在样本期内是降低的。具体来看,对于存续企业而言,一方面除电子通信行业外,其他所有行业存续企业的平均加成率在样本期内都是上升的;另一方面,不同行业内存续企业市场份额和加成率的同时变动对总体加成率变动的贡献有正有负。对于退出企业而言,样本期内除电子通信行业外,其他所有行业退出企业对行业总体加成率变动的贡献为负,说明对于这些行业而言,企业的退出是有利于行业总体加成率的不断下降的。而对于新进入企业而言,样本期内除电气机械行业外,其他所有行业新进入企业对行业总体加成率变动的贡献也都为负,说明对于这些行业而言,

新进入企业的加成率都低于存续企业的加成率,所以新企业的进入降低了这些行业的总体加成率水平。

(三) MP 分解结果:分地区

为了考察不同区域内制造业企业总体加成率的动态演变,借鉴谢千里等^[48]的思路,本文按照企业所在省份的不同将总样本分成了东部沿海地区企业、中部地区企业、西部地区企业和东北部地区企业等四个子样本。结合(10)式,本文对不同区域内的制造业企业组成的子样本分别进行了MP分解,表4报告了相应的分解结果。可知样本期内,东部沿海地区、东北部地区和西部地区制造业企业的总体加成率是上升的,而中部地区制造业企业的总体加成率是下降的。

具体来看,对于存续企业而言,一方面,不同区域内存续企业的平均加成率在样本期内都是上升的;另一方面,东部沿海地区和中部地区存续企业市场份额和加成率的同时变动对总体加成率变动的贡献为负,表明这两个区域内存续企业的市场份额有所缩小,而东北部地区和西部地区存续企业市场份额和加成率的同时变动对总体加成率变动的贡献为正,表明这两个区域内的存续企业通过扩大市场份额不断提高其加成率。对于退出企业和新进入企业而言,样本期内退出企业和新进入企业对总体加成率变动的贡献都为负,说明样本期内企业的进入退出降低了不同区域内企业的总体加成率。

(四) MP 分解结果:分所有制类型

为了分析不同所有制类型企业总体加成率的动态演变,借鉴Ding et al.^[49]的类似方法,本文把所有企业分成了国有企业、集体企业、私营企业和外资企业等四类不同所有制企业,具体的分类

标准依据企业注册资本中各法人资本金所占的比重是否超过50%。利用(10)式,本文对不同所有制类型企业分别进行了MP分解,表5报告了相应的分解结果。可知样本期内,只有外资企业的总体加成率是上升的,而国有企业、集体企业和私营企业的总体加成率都是下降的,这表明我国制造业企业总体加成率的上升主要是由外资企业总体加成率的上升引起的。具体来看,对于存续企业而言,一方面,不同所有制类型下存续企业的平均加成率在样本期内都是上升的;另一方面,只有国有存续

表3 各行业总体加成率变动的MP分解($t_1=2000$ $t_2=2007$)

行业名称	存续企业		退出企业	新进入企业	企业总体	
	$t_1=2000$	$t_2=2007$	$\Delta \mu_S$	Δcov_S		$s_{X1}(\Psi_{S1} - \Psi_{X1})$
食品饮料烟草	0.0759	0.0143	-0.0580	-0.0212	0.0110	
纺织业	0.0626	-0.0460	-0.0611	-0.0085	-0.0530	
服装	0.1027	0.0355	-0.0754	-0.0498	0.0130	
木材加工	0.0858	0.0406	-0.0667	-0.0681	-0.0085	
造纸印刷	0.0762	-0.0102	-0.0328	-0.0258	0.0074	
石油炼焦	0.0663	0.0398	-0.0655	-0.0899	-0.0493	
化学医药	0.0646	0.0369	-0.0542	-0.0357	0.0116	
非金属矿物	0.0683	0.0208	-0.0624	-0.0473	-0.0207	
金属冶炼	0.1102	-0.0438	-0.0628	-0.0058	-0.0022	
金属制品业	0.0659	0.0374	-0.0617	-0.0498	-0.0081	
机械设备	0.0865	-0.0157	-0.0608	-0.0266	-0.0166	
交通运输设备	0.0652	0.0551	-0.0529	-0.0355	0.0318	
武器弹药	0.0320	-0.0001	-0.0050	-0.0054	0.0216	
电气机械	0.0802	-0.0506	-0.1427	0.0317	-0.0814	
电子通信	-0.0267	-0.0417	0.0106	-0.0176	-0.0754	
仪器仪表	0.2767	-0.0587	-0.1038	-0.2068	-0.0927	

表4 不同区域内企业总体加成率变动的MP分解($t_1=2000$ $t_2=2007$)

区域名称	存续企业		退出企业	新进入企业	企业总体	
	$t_1=2000$	$t_2=2007$	$\Delta \mu_S$	Δcov_S		$s_{X1}(\Psi_{S1} - \Psi_{X1})$
东部沿海	0.0748	-0.0064	-0.0375	-0.0208	0.0101	
东北部	0.0951	0.0546	-0.0945	-0.0334	0.0217	
中部地区	0.1067	-0.0195	-0.1095	-0.0167	-0.0390	
西部地区	0.0917	0.0152	-0.0676	-0.0224	0.0169	

表5 不同所有制类型企业总体加成率变动的MP分解($t_1=2000$ $t_2=2007$)

所有制类型	存续企业		退出企业	新进入企业	企业总体	
	$t_1=2000$	$t_2=2007$	$\Delta \mu_S$	Δcov_S		$s_{X1}(\Psi_{S1} - \Psi_{X1})$
国有企业	0.0715	-0.0134	-0.0678	0.0003	-0.0095	
集体企业	0.0932	0.0061	-0.1224	-0.0447	-0.0678	
私营企业	0.0843	0.0225	-0.0820	-0.0403	-0.0155	
外资企业	0.0690	0.0110	-0.0208	-0.0244	0.0348	

企业市场份额和加成率的同时变动对总体加成率变动的贡献为负,而其他所有制类型下存续企业市场份额和加成率的同时变动对总体加成率变动的贡献都为正。对于退出企业而言,样本期内不同所有制类型下退出企业对总体加成率变动的贡献都为负,说明样本期内企业的退出降低了不同所有制类型下企业的总体加成率水平。而对于新进入企业,样本期内只有国有新进入企业对总体加成率变动的贡献为正,表明样本期内部分国有企业的进入提高了国有企业的总体加成率水平,其背后的原因可能在于新进入的国有企业往往能够获得较多的政府支持,因而有较高的加成率;而其他所有制类型下新企业的进入反而有利于总体加成率的降低。

五、进一步分析与讨论

(一) 对退出企业加成率的进一步考察

为了进一步详细考察退出企业加成率的变化情况,在借鉴毛其淋和盛斌^[2]类似研究的基础上,本文设定如下的回归模型:

$$\ln(\text{markup}_{it}) = \alpha \text{Exit}_{it} \times \text{yeardum}_t + \beta X_{it} + \text{yeardum}_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中 i 表示企业, t 表示时间; markup_{it} 为企业 i 在 t 年的加成率; Exit_{it} 为企业是否退出市场的虚拟变量,若企业在第 t 年退出市场,则 Exit_{it} 取值为 1,否则取值为 0; X_{it} 表示其他控制变量集合; yeardum_t 表示年份虚拟变量; λ_i 表示企业固定效应; ε_{it} 为随机误差项。 $\text{Exit}_{it} \times \text{yeardum}_t$ 前面的系数 α 衡量了不同年份退出市场的企业加成率与存续企业加成率之间的差异:若 $\alpha > 0$,表明该年份退出市场的企业加成率要高于存续企业的加成率;若 $\alpha < 0$,表明该年份退出市场的企业加成率要低于存续企业的加成率。

同时本文借鉴已有相关文献,在回归方程中加入了如下控制变量:(1)企业规模(size_{it})。现有文献在对企业模型进行衡量时的通常做法是使用企业的销售额、企业员工数或企业总资产等指标,本文使用企业销售额的对数值来衡量企业规模;(2)要素密集度(kl_{it})。本文用资本劳动比的对数来对要素密集度进行衡量,其中资本为用相应价格指数进行平减后的企业每年的固定资产净值余额,而劳动即为企业每年的从业人员人数;(3)平均工资(wage_{it})。本文首先计算了企业的应付工资总和(包括应付福利费)结合企业的从业人员数,用两者之比的对数来衡量平均工资;(4)政府补贴(subsidy_{it})。本文使用政府补贴额与企业销售额的比值进行衡量。

表 6 报告了对(11)式进行估计的结果。可以看出, $\text{Exit}_{it} \times \text{yeardum}_t$ 前面的系数都显著为正,这表明样本期内

表 6 退出企业加成率的进一步考察

因变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
$\ln(\text{markup})$	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年
$\text{Exit}2001$	0.004 4 ^{**} (0.002)					
$\text{Exit}2002$	0.005 1 ^{***} (0.001)	0.005 7 ^{***} (0.002)				
$\text{Exit}2003$	0.006 4 ^{***} (0.001)	0.007 1 ^{***} (0.001)	0.006 7 ^{***} (0.001)			
$\text{Exit}2004$	0.002 9 [*] (0.002)	0.004 4 ^{**} (0.002)	0.004 3 ^{**} (0.002)	0.004 6 ^{**} (0.002)		
$\text{Exit}2005$	0.007 1 ^{***} (0.001)	0.007 6 ^{***} (0.001)	0.008 0 ^{***} (0.001)	0.007 9 ^{***} (0.002)	0.006 8 ^{***} (0.002)	
$\text{Exit}2006$	0.003 9 ^{***} (0.001)	0.004 5 ^{***} (0.001)	0.004 8 ^{***} (0.001)	0.004 4 ^{***} (0.001)	0.004 8 ^{***} (0.001)	0.005 3 ^{***} (0.001)
size	0.018 9 ^{***} (0.000)	0.021 1 ^{***} (0.000)	0.023 1 ^{***} (0.000)	0.025 9 ^{***} (0.001)	0.028 7 ^{***} (0.001)	0.031 2 ^{***} (0.001)
kl	0.000 6 ^{**} (0.000)	0.000 1 (0.000)	0.000 4 (0.000)	-0.000 0 (0.000)	0.000 4 (0.000)	0.000 2 (0.001)
subsidy	-0.000 0 (0.000)	0.004 7 (0.004)	0.013 7 ^{**} (0.007)	0.014 2 (0.011)	0.018 2 (0.012)	0.017 7 (0.015)
wage	0.025 4 ^{***} (0.000)	0.024 8 ^{***} (0.000)	0.026 0 ^{***} (0.000)	0.027 3 ^{***} (0.001)	0.028 2 ^{***} (0.001)	0.029 3 ^{***} (0.001)
常数项	0.031 2 ^{***} (0.004)	0.017 2 ^{***} (0.004)	0.000 9 (0.005)	-0.023 8 ^{***} (0.005)	-0.044 7 ^{***} (0.007)	-0.075 5 ^{***} (0.009)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	799 405	717 909	643 443	545 160	455 239	359 656
R^2	0.035	0.032	0.030	0.026	0.023	0.024

注:(1)不同模型间的差别在于样本选择不一样,模型 1 样本的起始年份为 2000 年,因而包含了 2001 年到 2006 年所有退出市场的企业,而模型 6 样本的起始年份为 2005 年,因而只包含了 2006 年退出市场的企业,对模型 2、模型 3、模型 4、模型 5 可以有类似的理解;(2)相应系数的标准差见圆括号里的值,***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

无论是哪一年退出市场的企业,退出企业的加成率都要显著高于存续企业的加成率。这也进一步证实了表2中所得到的结论,即退出企业对总体加成率变动的贡献为负,样本期内相关企业的退出是有利于总体加成率的不断下降的。

(二) 新进入企业的新产品优势检验

新进入企业能够成功进入市场必然有其特有的优势,从MP分解结果可知新进入企业可能并不是依靠加成率的优势,那么新进入企业是不是拥有新产品的优势?假如能够发现新进入企业确实在新产品上拥有优势,那么这无疑也能为本文之前的推测提供一定的支持。本文设定如下回归模型来检验新进入企业是否拥有新产品的优势:

$$\ln(\text{new_product}_{it}) = \gamma \text{Entry}_{it} + \beta X_{it} + \text{yeardum}_t + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中*i*表示企业,*t*表示时间;*new_product_{it}*表示企业*i*在*t*年的新产品产值;*Entry_{it}*表示企业是否进入市场的虚拟变量,若企业在第*t*年进入,则*Entry_{it}*为1,否则取0;*X_{it}*为其他控制变量集合,包括企业规模、要素密集度、平均工资和政府补贴;*yeardum_t*表示年份虚拟变量;*λ_i*表示企业固定效应;*ε_{it}*为随机误差项。若*Entry_{it}*前面的系数*γ*>0,表明新进入企业确实拥有更高的新产品产值,这在一定程度上说明新进入企业拥有一定的新产品优势。

表7报告了对(12)式进行估计的结果。可以看出,*Entry_{it}*前面的系数都显著为正,这在一定程度上说明新进入企业确实拥有一定的新产品优势。这也为本文之前的推测提供一定的支持:新进入企业在某些年份能够以较低的加成率水平成功进入市场,说明这些新进入企业可能并不是依靠成本优势,更多依靠的可能是新产品优势等其他优势。

表7 新进入企业的新产品优势检验

因变量 <i>ln(new_product)</i>	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
<i>Entry</i>	0.023 0* (0.014)	0.028 2** (0.014)	0.027 8** (0.014)	0.027 9** (0.014)	0.028 0** (0.014)	0.027 9** (0.014)
<i>size</i>		0.064 1*** (0.012)	0.064 2*** (0.012)	0.064 2*** (0.013)	0.069 0*** (0.013)	0.069 1*** (0.013)
<i>kl</i>			0.008 2 (0.010)	0.008 2 (0.010)	0.011 7 (0.010)	0.011 7 (0.010)
<i>subsidy</i>				-0.017 9 (0.176)	-0.016 2 (0.176)	-0.016 6 (0.176)
<i>wage</i>					-0.032 6** (0.014)	-0.032 6** (0.014)
<i>soe</i>						-0.009 0 (0.024)
常数项	-0.387 8*** (0.014)	-1.033 8*** (0.141)	-1.068 0*** (0.147)	-1.067 6*** (0.147)	-1.038 2*** (0.147)	-1.037 7*** (0.147)
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本数	80 943	80 938	80 843	80 843	80 818	80 818
R ²	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002	0.002

注:相应系数的标准差见圆括号里的值,***、**、* 分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

六、总结

利用中国制造业企业层面的微观数据,基于MP分解方法,本文从企业进入退出的视角探讨了中国制造业总体加成率的动态演化,比较详细地分析了存续企业、新进入企业和退出企业对总体加成率变动的贡献。结果发现:(1)样本期内除个别年份外我国制造业总体加成率基本呈上升趋势,这主要来源于存续企业的贡献。存续企业的加成率均值持续提高且对总体加成率的提升贡献最大,而存续企业市场份额和加成率的同时变动对总体加成率变动的贡献则有正有负。(2)样本期内退出企业对总体加成率的提升贡献基本为负,进一步的分析讨论也表明退出企业的加成率都要显著高于存续企业的加成率,这说明样本期内相关企业的退出有利于总体加成率的不断下降,有利于社会福利

的改善。(3)新进入企业对总体加成率变动的贡献有正有负,进一步的分析表明新进入企业在某些年份能够以较低的加成率水平成功进入市场,其所依靠的可能并不是成本优势,更可能是新产品优势等其他优势。最后,对不同行业、不同地区、不同所有制类型的总体加成率进行MP分解,发现样本期内食品饮料烟草、服装、造纸印刷、化学医药、交通运输设备和武器弹药等六个行业的总体加成率是提高的,而非金属矿物、木材加工、电气机械、金属冶炼、仪器仪表、纺织业、机械设备、电子通信、石油炼焦、金属制品业等十个行业的总体加成率是降低的;东部沿海地区、东北部地区和西部地区制造业企业的总体加成率是上升的,而中部地区制造业企业的总体加成率是下降的;样本期内,只有外资企业的总体加成率是上升的,而国有企业、集体企业和私营企业的总体加成率都是下降的,这表明我国制造业总体加成率的上升主要是由外资企业总体加成率的上升引起的。

本文的研究具有比较重要的现实意义,加成率是衡量市场势力的重要指标,准确把握总体加成率的变动能够为政府实施相关经济管制和进行反垄断提供有益的借鉴与参考。本文为认识行业或社会总体加成率的变动提供了一个分析视角,这无疑有利于政府有关部门基于总体加成率的变动状况,通过制定和实施更加有效的反垄断调查和管制措施来提高社会经济效率和福利水平。

注释:

- ①借鉴 Disney *et al.*^[1]、毛其淋和盛斌^[2]的研究,如果企业 i 在 $t-1$ 期不存在,但是在 t 期存在,那么企业 i 就是 t 期的新进入企业;如果企业 i 在 $t-1$ 期存在,但是在 t 期不存在,那么企业 i 就是 t 期的退出企业。
- ②当然还有许多其他方法来估算加成率。如 Hall^[4] 最早利用索罗余值的性质,推导了不完全竞争市场条件下行业加成率的计算方法,但是他的方法必须假设“技术和规模报酬不变”,同时要素投入带来的内生性问题需要寻找合适的外生工具变量来矫正。Klette^[5]、Roeger^[6] 等则分别对 Hall^[4] 模型进行了扩展,前者放松了原模型中技术和规模报酬不变的假定,后者认为产品市场的不完全竞争是原始和对偶索罗残差存在明显差异的主要原因,为此,利用原始和对偶索罗残差之间的差异,构建了更为精确的、一致性的估计方法来计算加成率,有效解决了 Hall^[4] 模型中存在的产出增长和要素投入增长的同步性偏差,因而不再需要寻找额外的工具变量。也正由于这样, Roeger^[6] 的方法被广泛运用于之前已有的相关研究中。
- ③之所以不用更为简单的CD生产函数,主要是因为CD生产函数假设要素的产出弹性是不变的,即具有相同生产函数的企业,其要素的投入-产出弹性相同,这显然不太符合现实,同时也不利于后文中利用要素的产出弹性来测算企业的加成率。
- ④由于武器弹药行业企业更替程度比较大,2004年以前存在的企业,到2007年大部分已经退出,所以本文使用 $t_1 = 2004$ 作为该行业MP分解的基期。

参考文献:

- [1]DISNEY R, HASKEL J, HEDEN Y. Restructuring and productivity growth in UK manufacturing [J]. The economic journal, 2003, 113(489): 666-694.
- [2]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.
- [3]DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and firm-level export status [J]. American economic review, 2012, 102(6): 2437-2471.
- [4]HALL R E. The relation between price and marginal cost in US industry [J]. Journal of political economy, 1988, 96(5): 921-947.
- [5]KLETTE T J. Market power, scale economies and productivity: estimates from a panel of establishment data [J]. Journal of industrial economics, 1999, 47(4): 451-476.
- [6]ROEGER W. Can imperfect competition explain the difference between primal and dual productivity measures? Estimates for U. S. manufacturing [J]. Journal of political economy 1995, 103: 316-330.
- [7]MELITZ M J, POLANEC S. Dynamic Olley-Pakes productivity decomposition with entry and exit [J]. RAND journal of economics, 2015, 46(2): 362-375.

- [8] BAILY M N, HULTEN C, CAMPBELL D, et al. Productivity dynamics in manufacturing plants [J]. *Brookings papers on economic activity: microeconomics*, 1992, 1992: 187-267.
- [9] GRILICHES Z, REGEV H. Firm productivity in Israeli industry 1979—1988 [J]. *Journal of econometrics*, 1995, 65(1): 175-203.
- [10] FOSTER L, HALTIWANGER J, KRIZAN C J. Aggregate productivity growth: lessons from microeconomic evidence [R]. NBER working paper, 1998 No. 6803.
- [11] HAHN C H. Entry, exit, and aggregate productivity growth: micro evidence on Korean manufacturing [R]. OECD Economics Department working papers, 2000, No. 272.
- [12] BALDWIN J R, GU W L. Plant turnover and productivity growth in Canadian manufacturing [R]. OECD working party on statistics, 2001, No. 2541449.
- [13] ROBERTS B, THOMPSON S. Firm turnover, restructuring and labour productivity in transition: the case of Poland [J]. *Applied economics*, 2009, 41(9): 1127-1136.
- [14] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. *Journal of development economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [15] 陈雯, 李强. 我国工业企业进退出与 TFP 变动的动态分解 [J]. *厦门大学学报(哲学社会科学版)*, 2013(5): 132-141.
- [16] DU J, LIU X X, ZHOU Y. State advances and private retreats? —Evidence of aggregate productivity decomposition in China [J]. *China economic review*, 2014, 31: 459-474.
- [17] 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.
- [18] 耿强, 胡睿昕, 程安琪. 出口企业“退出效应”的检验与机理研究 [J]. *产业经济研究*, 2016(4): 61-73.
- [19] 李旭超, 申广军. 僵尸企业与中国全要素生产率的动态演化 [R]. *经济研究* 工作论文, NO. wp1187, 2017.
- [20] HARRISON A E. Productivity, imperfect competition and trade reform: theory and evidence [J]. *Journal of international economics*, 1994, 36(1/2): 53-73.
- [21] 钱学锋, 范冬梅, 黄汉民. 进口竞争与中国制造业企业的成本加成 [J]. *世界经济*, 2016(3): 71-94.
- [22] MEINEN P. Markup responses to Chinese imports [J]. *Economics letters*, 2016, 141(April): 122-124.
- [23] KONINGS J, VANDENBUSSCHE H. Antidumping protection and markups of domestic firms [J]. *Journal of international economics*, 2005, 65(1): 151-165.
- [24] KONINGS J, VAN CAYSEELE P, WARZYNSKI F. The effects of privatization and competitive pressure on firms' price-cost margins: micro evidence from emerging economies [J]. *Review of economics and statistics*, 2005, 87(1): 124-134.
- [25] 祝树金, 张鹏辉. 出口企业是否有更高的价格加成: 中国制造业的证据 [J]. *世界经济*, 2015(4): 3-24.
- [26] ZHANG H Y, ZHU L M. Markups and exporting behavior of foreign affiliates [J]. *Journal of comparative economics*, 2017, 45(3): 445-455.
- [27] 钱学锋, 潘莹, 毛海涛. 出口退税、企业成本加成与资源误置 [J]. *世界经济*, 2015(8): 80-106.
- [28] BRAUN M, RADDATZ C. Liquidity constraints, competition, and markup cyclicity [J]. *Financial management*, 2016, 45(3): 769-802.
- [29] LIU Z W, MA H. Trade liberalization, market structure, and firm markup: theory and evidence from China [EB/OL]. (2017-04-10) [2017-06-10]. https://econ.la.psu.edu/classes-seminars/seminars/Markup_Liu_Ma_2017rev0410_rev.pdf.
- [30] FAN H C, GAO X, LI Y A, et al. Trade liberalization and markups: micro evidence from China [J]. *Journal of comparative economics*, 2017, forthcoming.
- [31] 余森杰, 袁东. 贸易自由化、加工贸易与成本加成——来自我国制造业企业的证据 [J]. *管理世界*, 2016(9): 33-43.
- [32] DE LOECKER J, GOLDBERG P K, KHANDELWAL A K, et al. Prices, markups and trade reform [J]. *Econometrica*, 2016, 84(2): 445-510.
- [33] 岳文. 贸易自由化、进口竞争与企业成本加成 [J]. *中国经济问题*, 2017(1): 60-72.

- [34]彭冬冬,刘景卿. 中间品贸易自由化与中国制造业企业的成本加成[J]. 产业经济研究,2017(1):25-36.
- [35]毛其淋,许家云. 中国对外直接投资如何影响了企业加成率:事实与机制[J]. 世界经济,2016(6):77-99.
- [36]诸竹君,黄先海,宋学印. 中国企业对外直接投资促进了加成率提升吗? [J]. 数量经济技术经济研究,2016(6):77-93.
- [37]盛斌,陈帅. 全球价值链、企业异质性与企业的成本加成[J]. 产业经济研究,2017(4):1-16.
- [38]刘啟仁,黄建忠. 产品创新如何影响企业加成率[J]. 世界经济,2016(11):28-53.
- [39]LU Y, YU L H. Trade liberalization and markup dispersion: evidence from China's WTO accession [J]. American economic journal: applied economics, 2015, 7(4): 221-253.
- [40]ACKERBERG D A, CAVES K, FRAZER G. Identification properties of recent production function estimators [J]. Econometrica, 2015, 83(6): 2411-2451.
- [41]岳文,陈飞翔. 如何解决企业生产函数估计中的内生性问题? ——一个文献综述的视角[J]. 经济评论, 2015(2): 149-160.
- [42]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济,2012(5):142-158.
- [43]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(2):541-558.
- [44]FEENSTRA R C, LI Z Y, YU M J. Exports and credit constraints under incomplete information: theory and evidence from China [J]. Review of economics and statistics, 2014, 97(10): 729-744.
- [45]YU M J. Processing trade, tariff reduction, and firm productivity: evidence from Chinese firms [J]. Economic journal, 2015, 125(585): 943-988.
- [46]PAVCNIK N. Trade liberalization, exit, and productivity improvements: evidence from Chilean plants [J]. Review of economic studies, 2010, 69(1):245-276.
- [47]OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. Econometrica, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [48]谢千里,罗斯基,张轶凡. 中国工业生产率的增长与收敛[J]. 经济学(季刊),2008(3):809-826.
- [49]DING S, GUARIGLIA A, KNIGHT J. Investment and financing constraints in China: does working capital management make a difference? [J]. Journal of banking and finance, 2013, 37(5): 1490-1507.

(责任编辑:李敏)

Entry and exit of Chinese manufacturing firms and dynamic evolution of aggregate markup

YUE Wen

(School of Business, Jiangnan University, Wuxi 214122, China)

Abstract: Using micro-level data of Chinese manufacturing firms, this paper employs MP decomposition method to explore the dynamic evolution of aggregate markup of Chinese manufacturing firms from the perspective of entry and exit of firms, and analyzes the effect of remaining firms, new entrants and exiting firms on the aggregate markup. Overall, aggregate markup of Chinese manufacturing industry shows a rising trend during the sample period except for the individual years, which mainly comes from the contribution of remaining firms. The contribution of exiting firms to the aggregate markup is negative, and the contribution of new entrants to the aggregate markup may be positive or negative. Further, the paper examines the evolution of aggregate markup in different industries, regions, ownership types, and the results show that the effects of surviving firms, new entrants and exiting firms on the aggregate markup of different industries, regions and ownership types are not the same. By exploring the dynamic evolution of aggregate markup, this paper provides a new perspective for further understanding the entry and exit behavior of firms.

Key words: markup; manufacturing firms; entry; exit; MP decomposition