

市场分割对企业价格加成的影响^{*}

——来自中国制造业企业的证据

李晓萍^{1,2} 陈 侃¹

(1. 中南大学商学院,湖南 长沙 410083;

2. 中南大学金属资源战略研究院,湖南 长沙 410083)

内容提要: 本文从企业微观层面探讨市场分割对企业价格加成的影响机制及其程度。研究发现:市场分割通过负向的 TFP 效应与正向的竞争效应对企业价格加成产生影响,总体上提升了企业价格加成水平;市场分割通过影响生产要素的配置等方式降低企业生产率,进而降低企业价格加成;同时,在市场分割背景下,地方政府对企业的保护行为降低企业面临的市场竞争程度,从而提升了企业价格加成水平;并且,这两种效应对于企业价格加成水平的影响程度与行业盈利水平、行业要素密集度、企业产权性质有关,同时表现出明显的地区差异。盈利水平低的行业,市场分割对企业价格加成的增强作用更为突出,市场分割更能提升劳动密集型行业的价格加成水平,市场分割对国有企业与非国有企业的价格加成均产生显著的正向影响,但是,对国有企业价格加成水平的提升显著高于非国有企业,市场分割的影响呈现区域化差异,东部地区企业的价格加成受市场分割的影响最大,西部次之,中部地区则影响并不显著。本文检验了市场分割对微观企业价格加成影响的两种效应,并比较了市场分割对不同地区、行业与企业的价格加成影响程度的差异,不仅有助于理解市场分割在一定程度上对区域经济具有促进作用的微观机制,而且为打破市场分割、形成合理的价格加成结构提供了政策依据。

关键词: 市场分割 价格加成 TFP 效应 竞争效应

中图分类号: F426 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2018)11—0140—17

一、引言

伴随着中国政府长期持续推行的市场化改革,中国的市场统一和开放程度日趋提升,但与此同时却存在一个引人迷思的经济现实——中国拥有庞大的国内市场,却未能在经济危机时期带动中国经济走出国际市场萎缩带来的严重冲击。事实上,中国经济增长面临的桎梏恰恰是长期存在的严重内需不足,其根本原因就在于市场分割(付强和乔岳,2011)^[1],当前产品市场分割仍普遍存在于各个地区并且相对稳定,其程度在中国加入世界贸易组织之后存在一个上扬的势头,直到近年来才有明显下降(付强和乔岳,2011^[1];邓明,2014^[2];付强,2017^[3]),即使在中国区域一体化程度最高的长三角地区,产品市场分割仍然明显存在,并且这种跨地区市场分割程度因产业特征而存在差异(黄新飞等,2014)^[4]。

收稿日期:2018-08-02

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“中国产业政策程序与组织机制研究”(71673304)。

作者简介:李晓萍,女,副教授,博士,研究领域是产业经济学,电子邮箱:littlexp@126.com;陈侃,女,硕士研究生,研究领域是财政学,电子邮箱:786568987@qq.com。通讯作者:陈侃。

新贸易理论研究发现,贸易自由化通过竞争效应降低了行业的价格加成,而市场分割正是通过对本地企业的保护,降低其竞争压力。这种地区性行政垄断损害了区域经济绩效(陈林和朱卫平,2012)^[5],引致了要素价格扭曲问题(陈林等,2016)^[6]。并且,企业竞争程度下降可能产生较高的成本加成(祝树金和张鹏辉,2015^[7];钱学锋和范冬梅,2015^[8];钱学锋等,2016^[9]),最终影响企业绩效。这些理论模型为探讨当前市场分割如何影响企业价格加成提供了研究框架。但是,通过梳理既有关于市场分割与市场绩效的研究发现,相关研究仍然主要停留在宏观层面,诸如对市场分割的动因及影响因素探究(银温泉和才婉茹,2001^[10];陈敏等,2007^[11];刘小勇和李真,2008^[12];范子英和张军,2010^[13])以及市场分割对经济发展与出口贸易的影响分析(陆铭和陈钊,2009^[14];张杰等,2010^[15];付强和乔岳,2011^[1];付强,2017^[3]),而作为经济活动的基本单元,企业直接受市场分割的影响,因此,研究市场分割对企业的直接影响能够更清晰地认识市场分割对宏观经济的影响。现有的少数研究从生产率视角考察市场分割对企业微观绩效的影响(申广军和王雅琦,2015^[16];徐保昌和谢建国,2016^[17]),但除了生产率之外,产品价格也是重要的影响渠道。

为此,本文选取了企业价格加成作为考察重点。企业价格加成综合反映了企业的生产率水平及产品定价能力,通常用来度量企业在市场上的垄断地位及超额利得,同时,也能反映企业所面临的市场竞争环境,探究企业价格加成的影响因素,对政府监管与反垄断具有重要的政策意义。钱学锋和范冬梅(2015)^[8]总结出既有研究中关于企业价格加成的影响因素,包括市场竞争环境、政府政策、出口和生产率、贸易成本、目的地市场特征,但是,对于市场分割与企业价格加成关系的经验研究尚未出现。有鉴于此,本文着力回答的问题是:地方政府试图通过保护本地企业实现本地区的经济增长,这也是长期以来中国市场分割难以被完全打破的根本原因所在,其如何作用于微观层面的企业,这种影响通过何种途径实现,其程度如何?这种作用程度是否因行业特点与企业性质的不同而有所区别?是否存在地区差异?从根本上消除市场分割促进中国市场一体化建设,其着力点应该聚焦于哪些方面?

为了达到上述研究目的,本文采用 De Loecker(2011)^[18]的结构估计方法测算了1998—2008年中国制造业企业的价格加成水平,运用相对价格方差法计算了29省份的市场分割程度。研究发现:市场分割对于企业价格加成的影响的确存在两种方向相反的效应,即负向的TFP效应与正向的竞争效应,这一结果在一定程度上也为市场分割与经济发展之间的关系提供了证据;市场分割在总体上提高企业价格加成水平,但这种正向影响不是通过提高TFP从而降低边际成本实现,而是通过降低市场竞争程度提升价格实现的,该影响路径损害了社会福利;市场分割更多是提升低盈利行业与劳动密集型行业的价格加成,国有企业相较于非国有企业更易受市场分割的影响,东部地区企业的价格加成受市场分割的影响最大,西部次之,市场分割对中部地区企业的影响并不显著。

相对于既有文献,本文可能的贡献有:第一,在市场分割领域,将研究视角放在了微观企业层面,探究地方政府的保护行为对企业价格加成的影响;第二,在企业价格加成领域,进一步丰富了企业价格加成的影响因素研究,为政府行为这一影响因素提供了来自中国的经验证据。

二、理论分析

本文中企业价格加成沿袭了普遍采用的对于价格加成的界定,即价格加成(Markup)被定义为企业定价与边际成本之间的比值,反映了市场竞争程度与企业市场势力(Melitz和Ottaviano,2008^[19];祝树金和张鹏辉,2015^[7])。从而,本文探究市场分割对企业价格加成的影响,也就是分析市场分割对于企业定价与边际成本的影响。

1. 市场分割对边际成本MC的影响

由于企业TFP是成本优势的直接反映,此处探讨市场分割与企业TFP之间的关系。从企业外

部来看,首先,市场分割限制了企业可达的市场规模,阻碍了规模经济的实现,降低了TFP(申广军和王雅琦,2015)^[16];其次,地方保护和市场分割导致重复建设问题严重,不利于各地根据比较优势进行生产,专业化分工程度的下降,阻碍了TFP的提升(韩峰和柯善咨,2012)^[20];最后,分割的市场使得产业集聚困难,企业不能从外部经济效应中充分获益,不利于TFP的提高。从企业内部来看,地方政府的保护容易使得本地企业安于现状,缺乏进取精神,此类问题在内部治理机制不完善的企业中尤其严重(徐保昌和谢建国,2016)^[17]。市场分割对企业创新行为的负面影响不可忽视:由于受本地市场的限制,企业承担了高昂的研发成本,却无法通过国内统一大市场获得相应的回报,创新风险的加大弱化了创新动机。同时,如前文所述,市场分割不利于专业化分工及产业集聚的形成,这也进一步给专业化人才的流动及技术外溢带来了阻碍,使得企业创新能力降低。除此之外,政府对市场的干预,使得要素和产品的价格体系扭曲,市场分割对低效率企业进行保护,也拉低了整体的企业TFP(刘瑞明,2010)^[21]。

而TFP与企业价格加成之间的正向关系得到了学术界的一致认可,当企业的TFP越高时,单位产量的投入成本越低,企业的价格加成也就越大。Melitz和Ottaviano(2008)^[19]的分析证实了,生产率越高的企业,收取越高的价格加成率的可能性越大。李世刚等(2016)^[22]、钱学锋等(2015^[23]、2016^[9])也利用了中国的数据对这一正相关关系进行了实证检验。本文将市场分割通过影响企业TFP从而影响企业价格加成这一路径称之为市场分割的TFP效应,发现市场分割的TFP路径倾向于降低企业的价格加成。

2. 市场分割对价格的影响

价格代表的是企业的需求优势,表现为企业的产品定价能力。本文把关注点放在企业所处的市场环境中,企业所处的市场环境竞争程度越高,价格对边际成本的偏离越小,产品定价能力越弱。地方政府通过设置技术壁垒、实施费率控制等市场分割手段,限制外地商家进入本地市场,由此限制了企业数量的增长。在此情况下,市场中几家大型企业会占据主要的市场份额,市场垄断程度提高,市场集中率增大,进而降低了市场竞争程度。

竞争程度减弱会降低市场内异质性产品数量,从而降低消费者的需求弹性。企业具有更高的议价能力,消费者则面临更少的选择机会,进而使得价格上涨,由此提高了企业的价格加成水平。并且,市场竞争程度与价格加成之间的负向关系得到了诸多经验上的证明。Tybout(2003)^[24]发现,进口竞争越激烈,价格加成越低。李世刚等(2016)^[22]也发现,由企业数量代表的市场竞争程度与价格加成之间存在着负相关关系。本文将市场分割影响市场竞争程度进而影响企业价格加成这一渠道称之为市场分割的竞争效应。

由此可见,市场分割对企业价格加成的影响由正向的竞争效应与负向的TFP效应共同决定,市场分割对企业价格加成的净效应在理论分析部分无法确定,即市场分割对企业价格加成可能产生正向或者负向影响,取决于竞争效应与TFP效应的相对值(正向竞争效应大于负向TFP效应,则市场分割对企业价格加成产生正向影响;反之为负向影响),本文后续部分采用中国制造业企业的数据对此进行检验。因此,本文提出如下假设:

H_{1a}:市场分割对企业价格加成产生正向影响。

H_{1b}:市场分割对企业价格加成产生负向影响。

我国地区间的经济发展水平存在着巨大差距,各地区由于要素禀赋及发展阶段的不同,企业特征与政府政策均存在差异。申广军和王雅琦(2015)^[16]发现,东部地区企业更加“外向”,有着更多的跨省份经营企业,因而更容易受市场分割的影响。而西部地区地域面积较大但企业规模较小,企业更加依赖于本地市场,受到市场分割的影响较小。经济发展程度越高的地区,企业所处的市场环境竞争越激烈,市场分割的竞争效应越突出,因此,本文提出如下假设:

H_2 :市场分割对东部地区企业价格加成的正向影响作用最大,中部地区其次,西部地区最小。

盛丹和刘竹青(2017)^[25]提出,在盈利水平较高的行业中,企业有更大的价格调整空间,其定价变化也就越大,行业的盈利水平会影响企业价格加成的变化。那么,行业盈利水平是否会对市场分割与企业价格加成之间的关系产生影响?相较于高盈利行业,低盈利水平行业的企业价格加成更多地依赖市场竞争环境的变化,市场分割的竞争效应更大。因此,本文提出如下假设:

H_3 :相较于高盈利行业,市场分割对低盈利行业的企业价格加成产生更大的正向影响。

中国的劳动生产要素相当丰裕,而资本生产要素则相对短缺,这使得劳动密集型行业的市场竞争程度往往更强(邱立成等,2016)^[26]。Lu等(2010)^[27]的研究发现,如果中国企业所在行业有着更高的劳动密集度,那么相较于国际市场,国内市场的竞争压力可能更大。因此,在劳动密集型行业中,市场分割改变市场环境,降低市场竞争程度的作用更大。因此,本文提出如下假设:

H_4 :相较于资本密集型行业,市场分割对劳动密集型行业的企业价格加成产生更大的正向影响。

在市场分割领域的诸多研究中,企业产权性质这一因素经常被纳入研究范围。如白重恩等(2004)^[28]发现,国有比重较大的行业中市场分割往往更为严重;平新乔(2004)^[29]揭示了地方政府对国有企业实施保护的背后存在着巨大的经济利益;刘瑞明(2012)^[21]更是认为,市场分割是地方政府对国有企业进行隐性补贴的一种方式。以上研究在此观点上达成了共识,即地方政府更倾向于对国有企业实施保护,国有企业受市场分割的影响更大,将企业产权因素考虑到市场分割与企业价格加成的关系研究中来,国有企业是地方政府的主要保护对象,对于国有企业而言,市场分割措施更加具有针对性,其竞争效应更大。因此,本文提出如下假设:

H_5 :相较于非国有企业,市场分割对国有企业价格加成的正向影响更大。

三、实证模型设定与指标测算

1. 模型设定与变量选取

根据上述分析,为了进一步探究市场分割对企业价格加成的影响,本文建立的回归模型如下:

$$Markup_{it} = \beta_0 + \beta_1 MS_{jt} + \phi X_{ijt} + \lambda_j + \mu_k + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

其中,下标 i, j, k 和 t 分别代表企业、省份、行业和年份。因变量 $Markup_{it}$ 为企业 i 在年份 t 的价格加成水平, MS_{jt} 是本文的核心解释变量,代表省份 j 在年份 t 的市场分割程度, β_1 则反映了市场分割对企业价格加成的影响。

X_{ijt} 为控制变量的合集,涵盖了两个层面的控制变量:(1)企业个体层面,具体包括:1)营销费用:如进行大量的广告销售从而增大产品的需求量并提高价格,由此,该变量的参数估计值符号预计为正;2)企业资本:企业价格加成更多依赖的是企业的品牌,品牌效应能够降低消费者的需求弹性,增强企业的定价能力,因此,品牌越好的产品收取的价格加成越大,而企业资本可以作为企业品牌的间接反映,资本越大的企业规模越大,更注重品牌经营,预计该变量的参数估计值符号为正;3)企业年龄与劳动量:这两个变量也与企业品牌和规模相联系,年龄越大、劳动量越大的企业,往往价格加成越大;4)出口: Poncet(2003)^[30]发现,企业国际贸易活动的扩大可能对国内省际贸易产生“挤出”效应,进而加剧国内市场的分割,但出口活动的逐步增多,经济开放程度逐渐加大,竞争性越来越强的市场环境必定会导致市场分割成本的增加,最终促使国内市场走向整合(陈敏等,2007)^[11],且国外的研究多认为出口与价格加成正相关(钱学锋和范冬梅,2015)^[8],由此,为避免遗漏变量导致的内生性问题,出口作为既影响市场分割、又影响企业价格加成的因素需纳入到回归方程;5)资本劳动比:资本密集型企业对于设备更新与研发投入更加重视,可能有着更高的价格加成水平(钱学锋等,2016)^[9],该变量参数符号预计为正;6)平均工资和中间要素产出比:这两个指

标用于衡量两类成本与价格加成之间的关系(钱学锋等,2016)^[9],系数符号预计为负。

(2)地区层面的控制变量包括:1)经济发展水平,在此用省份人均GDP进行衡量。现有研究发现,地区间经济发展水平的差异会对市场分割程度产生影响,落后地区加入分工体系的收益分成低,为了提高自己在未来分工收益谈判中的地位,对战略性产业实施保护而采取市场分割措施(陆铭等,2004)^[31],而市场一体化能够给发达地区带来更多收益(皮建才,2008)^[32],经济发展水平是否会影响该地区企业的价格加成这一问题值得探究。2)政府对市场的干预程度,此因素是影响市场分割程度的重要部分,在众多市场分割影响因素的研究中,财政分权(银温泉和才婉茹,2001^[10];刘小勇和李真,2008^[12])、政治晋升(周黎安,2004^[33];2007^[34])、转移支付(范子英和张军,2010^[13])、所有制(白重恩等,2004^[28];刘瑞明,2012^[21])等因素均是通过改变政府干预程度的大小从而对市场分割程度产生影响。而受政府干预越大的企业,是否可以通过政府的力量达到更高的垄断地位,进一步抬高价格、降低成本,从而提高价格加成水平?本文设定了一组指标衡量政府对市场的干预程度,即各市、各年、各二位数行业中的国有企业比重与外资企业比重。

并且,本文还控制了省份固定效应 λ_j 、行业固定效应 μ_k 和时间固定效应 γ_t , ε_{it} 为随机干扰项。需要注意的是,对于市场分割与企业价格加成两个变量的测算,本文分别采用了相对价格方差法与价格加成比率法。

2. 数据处理

(1)市场分割程度测算。本文参照桂琦寒等(2006)^[35]所提出的相对价格方差法,该方法在近年来市场分割实证研究领域得到了广泛运用(陆铭和陈钊,2009^[14];范子英和张军,2010^[13];范欣等,2017^[36])。该方法基于“冰川成本”模型,运用相对价格方差 $Var\left(\frac{P_i}{P_j}\right)$ 作为衡量市场整合程度的指标,如果方差逐渐缩小收窄,则相对价格波动范围变小,冰川成本降低,两地之间贸易壁垒削弱,市场分割程度下降。计算步骤如下:

1)计算相对价格差的绝对值。公式如下:

$$|\Delta Q_{ijt}^k| = |Q_{ijt}^k - Q_{ijt-1}^k| = \left| \ln\left(\frac{P_{it}^k}{P_{jt}^k}\right) - \ln\left(\frac{P_{it-1}^k}{P_{jt-1}^k}\right) \right| = \left| \ln\left(\frac{P_{it}^k}{P_{it-1}^k}\right) - \ln\left(\frac{P_{jt}^k}{P_{jt-1}^k}\right) \right| \quad (1)$$

其中, i, j 表示两个相邻省份, t, k, p 分别代表时间、商品与价格指数。当相对价格 Q_{ijt}^k 收敛时,相对价格差 ΔQ_{ijt}^k 自然收敛, Q_{ijt}^k 与 ΔQ_{ijt}^k 在数值特征上等效。使用对数形式价格比的原因是,本文所使用的原始数据为商品零售价格环比指数,价格比对数值的差可以直接转化为 $\frac{P_{it}^k}{P_{it-1}^k}$ 与 $\frac{P_{jt}^k}{P_{jt-1}^k}$ 对数值的差,而 $\frac{P_{it}^k}{P_{it-1}^k}$ 与 $\frac{P_{jt}^k}{P_{jt-1}^k}$ 可通过统计年鉴直接得到。之所以使用绝对值,是因为 ΔQ_{ijt}^k 的符号会随着 i 地与 j 地分子分母置放顺序的改变而发生变化,影响方差的计算。但两地之间的市场分割程度并未发生改变,取绝对值能够解决此类问题。

2)去均值。公式如下:

$$q_{ijt}^k = |\Delta Q_{ijt}^k| - \overline{|\Delta Q_{ijt}^k|} \quad (2)$$

其中, $\overline{|\Delta Q_{ijt}^k|}$ 为某年某商品在所有省际对之间相对价格差绝对值的平均值。去均值的原因在于,某种商品价格波动,既包含市场分割的因素,也与商品本身的特质有关。此类与商品特质相关的固定效应的存在,会使得市场分割指数的计算产生偏误,去均值能够解决这一问题。

3)计算方差。公式如下:

$$ms_{it} = \left(\sum_{j \neq i} \text{var}(q_{ijt}^k) \right) / M \quad (3)$$

其中, M 为接壤的省份数。即计算 k 种商品价格差的方差, 再按照省份合并, 取均值。

(2) 企业价格加成测算。本文主要参考了 De Loecker (2011)^[18], De Loecker 和 Warzynski (2012)^[37] 所使用的价格加成比率法, 主要计算步骤如下:

1) 推导价格加成与产出弹性的关系。假定企业的生产函数为:

$$Y_{it} = F(K_{it}, L_{it}, M_{it}) \exp(\omega_{it} + \varepsilon_{it}) \quad (4)$$

其中, Y_{it} 为企业产量, K_{it} 、 L_{it} 、 M_{it} 分别为资本、劳动量、中间材料, ω_{it} 表示企业生产率, ε_{it} 则代表随机干扰项。假定 K_{it} 与 L_{it} 的投入是动态的, M_{it} 保持不变。由成本最小化一阶条件可得到中间材料价格 P_{it}^M :

$$P_{it}^M = MC_{it} F_M(K_{it}, L_{it}, M_{it}) \exp(\omega_{it}) \quad (5)$$

其中, MC_{it} 为产品边际成本。进一步可得:

$$\frac{P_{it}^M M_{it}}{P_{it} Y_{it}} = \frac{MC_{it} F_M(K_{it}, L_{it}, M_{it}) \exp(\omega_{it}) M_{it}}{P_{it} F(K_{it}, L_{it}, M_{it}) \exp(\omega_{it}) \exp(\varepsilon_{it})} \quad (6)$$

可得企业价格加成 $Markup_{it} = \frac{P_{it}}{MC_{it}} = \frac{\alpha_{it}^M(K_{it}, L_{it}, M_{it})}{S_{it}^M \exp(\varepsilon_{it})}$ 。其中, $S_{it}^M = \frac{P_{it}^M M_{it}}{P_{it} Y_{it}}$ 反映了中间材料的成本

在企业总产值中的比重, 利用企业数据可以计算得到这一比重。 $\alpha_{it}^M(K_{it}, L_{it}, M_{it})$ 代表中间材料的产出弹性, 对企业生产函数的参数进行估计可以得到该值。

2) 计算产出弹性。设置一个超越对数的生产函数方程:

$$y_{it} = \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{kl} k_{it} l_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{mk} m_{it} k_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $\beta = (\beta_k, \beta_l, \beta_m, \beta_{kk}, \beta_{ll}, \beta_{mm}, \beta_{kl}, \beta_{lm}, \beta_{mk})$ 为需估计的参数, 分别以 y_{it} 、 k_{it} 、 l_{it} 、 m_{it} 表示 Y_{it} 、 K_{it} 、 L_{it} 、 M_{it} 的对数值。

假设企业一旦观察到 t 期的生产率水平 ω_{it} , 就能决定中间材料的投入量 m_{it} , 即 $m_{it} = \varphi(k_{it}, l_{it}, \omega_{it})$ 。借鉴 Levinsohn 和 Petrin (2003)^[38]、Akerberg 和 Frazer (2006)^[39] 的研究, 假定 ω_{it} 与 m_{it} 之间满足单调关系, 那么 $\omega_{it} = \varphi^{-1}(k_{it}, l_{it}, m_{it})$ 。代入生产函数, 可得到:

$$y_{it} = \Phi(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \Phi(k_{it}, l_{it}, m_{it}) = & \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 \\ & + \beta_{kl} k_{it} l_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{mk} m_{it} k_{it} + \varphi^{-1}(k_{it}, l_{it}, m_{it}) \end{aligned} \quad (9)$$

误差项 $\hat{\varepsilon}_{it}$ 可通过非参数估计得到。借鉴 Olley 和 Pakes (1996)^[40] 的研究, 假设 ω_{it} 遵循一阶 Markov 过程: $\omega_{it} = E(\omega_{it} | \omega_{it-1}) + \xi_{it}$, ξ_{it} 代表 $t-1$ 期企业未预料到的生产率变化。所有的参数可通过矩条件 $E(Z_{it} \xi_{it}) = 0$ 可估计得到, 所运用的工具变量为:

$$Z_{it} = (k_{it}, l_{it-1}, m_{it-1}, k_{it}^2, l_{it-1}^2, m_{it-1}^2, k_{it} l_{it-1}, l_{it-1} m_{it-1}, m_{it-1} k_{it}) \quad (10)$$

从而, 中间材料的产出弹性为:

$$\alpha_{it}^M = \beta_m + 2\beta_{mm} m_{it} + \beta_{lm} l_{it} + \beta_{mk} m_{it} \quad (11)$$

3) 计算企业价格加成。根据 $Markup_{it} = \frac{\alpha_{it}^M}{S_{it}^M \exp(\hat{\varepsilon}_{it})}$ 即可计算出企业价格加成。

本文中测算市场分割的数据来源于《中国统计年鉴》中的《各地区商品零售价格分类指数》, 包含了 1998—2008 年全国 29 个省份九类商品。数据删选原则如下: (1) 数据时限为 1998—2008 年是与测算价格加成的数据相匹配; (2) 省份选择中剔除了统计年鉴中不涵盖的港、澳、台, 剔除了不与任何省份接壤的海南及数据时序较短的西藏; (3) 商品种类方面, 将 1998 年开始连续统计的商品均纳入数据范围, 分别为粮食、油脂、水产品、饮料烟酒、服装鞋帽、纺织品类、日用品、燃料、化

妆品。

企业价格加成的测算数据来源于国家统计局的“全部国有及规模以上非国有工业企业数据库”, 样本期为 1998—2008 年。其中, 企业总产值、资本量、劳动量以及中间投入这四个变量为计算企业价格加成需要用到的主要变量。为了保证计算结果准确, 本文采取了如下方式对上述变量进行处理: 首先, 从年、省份、行业三个维度构造工业品出厂价格指数, 平滑企业产值以消除价格变化对企业总产值的影响。其次, 从固定资产原价中计算出企业的名义投资, 使用投资平减指数将名义投资转化为实际投资, 再运用永续盘存法得到企业的实际资本。然后, 用企业全部从业人数衡量劳动投入。再次, 构建年、省份、行业三个维度的中间投入平减指数以平滑企业的中间投入。最后, 本文参照众多学者的做法(谢千里等, 2008^[41]; Cai 和 Liu, 2009^[42]; 聂辉华和贾瑞雪, 2011^[43]; 阳佳余, 2012^[44]; 尹恒等, 2015^[45]), 删除了以下样本: 总产值、资本、劳动及中间投入四个变量小于等于零, 甚至缺失的样本; 就业人数小于等于 8 人的样本; 总资产小于流动资产、总固定资产或者固定资产净值的样本; 累计折旧小于当期折旧的样本。

3. 测算结果

图 1 为 1997—2016 年这 20 年间全国及东中西三大地区^①市场分割程度的变化情况, 可以看出中国总体市场分割程度呈现波动下降趋势, 中国市场分割程度在不同区域也出现了不同程度的变化, 东部地区和西部地区的变化程度尤其显著, 中部地区市场分割程度在研究期内较为平稳。而在 2008 年全国及各区域的市场分割程度出现了不同程度的大幅上升, 随后有不同程度的下降。但是, 仍需非常注意的是: 从 2013 年以来, 市场分割程度出现了缓慢上升的势头。

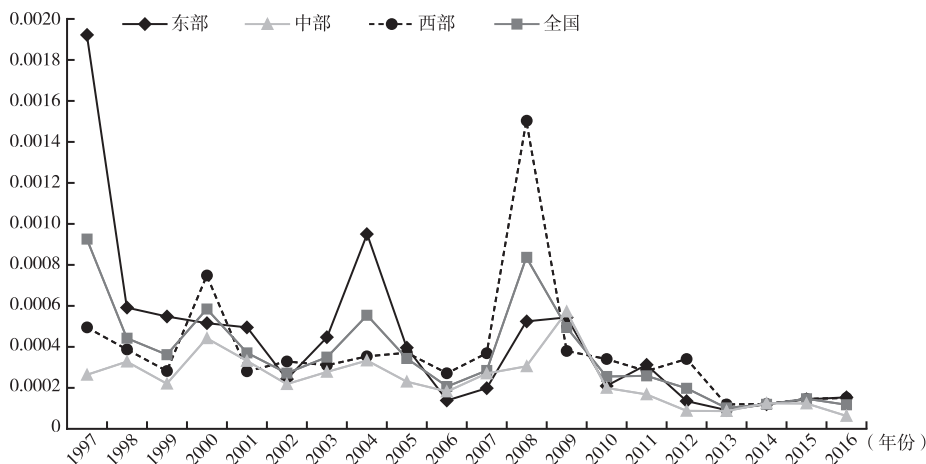


图 1 市场分割程度 (1997—2016)

资料来源: 本文绘制

如图 2 所示, 在 1998—2008 年, 不论是全国总体还是各个地区, 企业价格加成水平都呈现下降趋势, 说明随着市场化改革的不断推进, 我国的企业价格加成结构逐步趋向合理化。其中, 东部地区的企业价格加成水平始终最低, 在经济越发达, 企业竞争越激烈的地区价格加成水平越低。在 1998—2003 年, 西部地区的价格加成水平最高, 但从 2004 年开始, 中部及西部地区的价格加成出现了逆转, 其原因可能是 2004 年中部崛起战略的实施, 中部各省份凭借政策东风提升了价格加成水平。

^① 参考申广军和王雅琦 (2015)^[16] 的做法, 将我国分为东中西部三大区域。东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南, 中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南, 西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

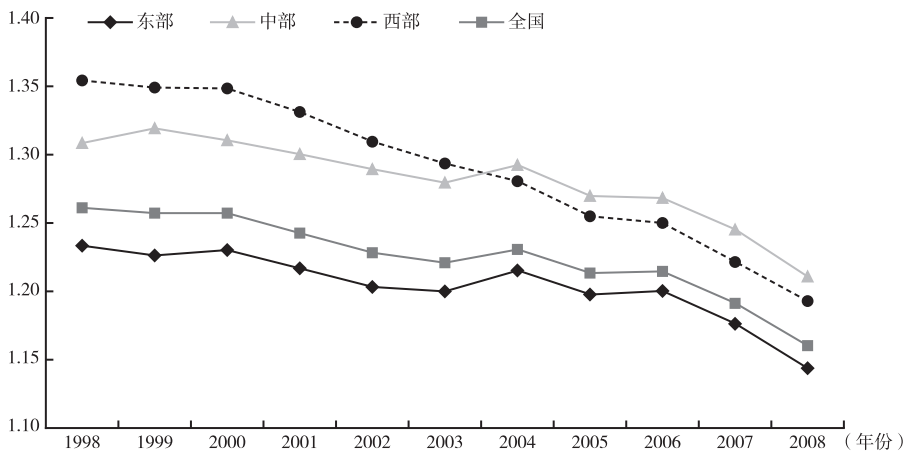


图2 企业价格加成水平 (1998—2008)

资料来源:本文绘制

图3列出了29个制造业二分位行业^①的企业价格加成水平均值,其中行业代码为16的烟草制造业的价格加成水平最高,约为1.42,行业代码为21的家具制造业价格加成水平最低,仅为1.09。在烟草等受政府价格管制与国家垄断的行业中,企业价格加成水平处于高位。而竞争激烈的劳动密集型行业中,价格加成水平相对较低。

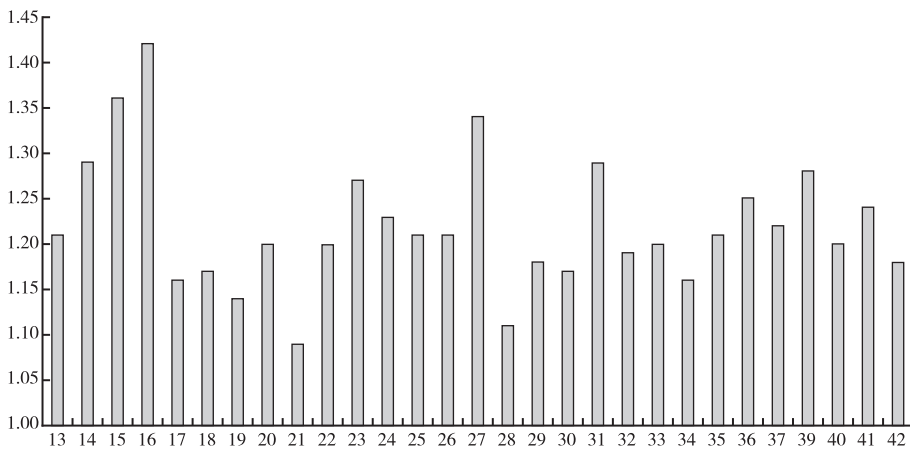


图3 分行业企业价格加成水平

资料来源:本文绘制

四、实证结果与分析

1. 基本回归结果

基本回归结果如表1所示。在OLS回归中,市场分割的回归系数为正且在1%的水平上显著,证明了假设 H_{1a} 是正确的,即市场分割能够提升区域内企业的价格加成水平,同时,也意味着市场

^① 制造业二分位行业代码及名称如下:13 农副食品加工业,14 食品制造业,15 饮料制造业,16 烟草制品业,17 纺织业,18 纺织服装、鞋帽制造业,19 皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业,20 木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业,21 家具制造业,22 造纸及纸制品业,23 印刷业和记录媒介的复制,24 文教体育用品制造业,25 石油加工、炼焦及核燃料加工业,26 化学原料及化学制品制造业,27 医药制造业,28 化学纤维制造业,29 橡胶制品业,30 塑料制品业,31 非金属矿物制品业,32 黑色金属冶炼及压延加工业,33 有色金属冶炼及压延加工业,34 金属制品业,35 通用设备制造业,36 专用设备制造业,37 交通运输设备制造业,39 电气机械及器材制造业,40 通信设备、计算机及其他电子设备,41 仪器仪表及文化、办公用机械制造,42 工艺品及其他制造业。

分割所带来的正向竞争效应大于负向 TFP 效应。营销的系数也为正,且在 1% 的水平下显著,说明需求优势的存在能增加企业价格加成。资本、劳动量、年龄等与企业规模相关的因素也为正,说明资本越大、劳动量越多、年龄越大的大规模企业越重视品牌效应,拥有更高的价格加成。出口虚拟变量与企业价格加成之间存在着显著的负相关关系,对于这一结果的解释,本文认为,可能与中国制造业企业的“出口悖论”有关,中国出口企业主要集中在劳动密集型行业,这些行业进入门槛低,竞争非常激烈,因而价格加成低。资本劳动比的符号为正,说明相较于劳动密集型企业,资本密集型企业往往具有更高的价格加成。平均工资与中间投入产出比代表了企业成本,系数为负符合预期。经济发展水平的符号为负,可能是因为经济越发达的地区,市场竞争越激烈,因而价格加成越小,该变量的稳健性值得进一步探讨。国有企业比重符号为正,国有企业比重越大的地区,市场受政府的干预越大,有形的手帮助企业获得更高的价格加成。外资企业比重的系数也为正,可能是因为外资企业效率高所致,但该变量的稳健性仍然值得探究。

表 1 基本回归结果

变量	OLS		FE		RE	
	因变量:企业价格加成					
	回归系数	t 值	回归系数	t 值	回归系数	t 值
市场分割	4.1540	13.11***	4.2960	17.33***	4.0840	16.94***
营销	0.0983	86.54***	0.0997	51.95***	0.1010	66.18***
资本	0.0066	45.42***	0.0063	30.52***	0.0060	34.30***
劳动量	0.0087	51.33***	0.0136	39.44***	0.0111	49.62***
年龄	0.0044	47.30***	-0.0119	-24.04***	0.0038	25.69***
出口	-0.0029	-16.61***	-0.0021	-7.07***	-0.0028	-12.09***
资本劳动比	0.0030	20.54***	0.0049	21.68***	0.0038	21.30***
平均工资	-0.0157	-100.35***	-0.0088	-44.41***	-0.0118	-68.39***
中间投入产出比	-0.0362	-26.03***	-0.0121	-14.98***	-0.0173	-19.11***
经济发展水平	-0.0317	-17.72***	0.0044	2.32***	0.0001	0.78
国有企业比重	0.0534	71.37***	0.0133	10.65***	0.0346	34.85***
外资企业比重	0.0166	26.26***	-0.0180	-12.35***	-0.0008	-0.84
常数项	0.2810	15.79***	0.0670	3.85***	-0.0669	3.96***
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业虚拟变量	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
省份虚拟变量	Yes	Yes	No	No	Yes	Yes
样本数量	1461737	1461737	1461737	1461737	1461737	1461737

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平

资料来源:本文计算整理

表 1 的第二部分为固定效应估计,控制了企业自身的异质性后,市场分割的系数仍为正,且影响效果显著增加。其余变量的系数符号及显著性基本保持不变。豪斯曼检验表明,应选择固定效应模型回归,但此处仍列示了随机效应模型的估计结果。与固定效应相比,核心变量除了系数略有下降之外,符号与显著性均没发生变化,说明了回归结果是稳健的。同时可以发现,在面板数据回归中,经济发展水平对企业价格加成的影响并不稳健。而国有企业比重对企业价格加成始终有着显著的正向影响,外资企业比重的影响结果并不稳健,则表示在国有企业比重越大的地区,政府对市场的干预程度越高,企业可借助政府之手提高价格加成。

2. 异质性检验

本文进一步检验市场分割因地区异质性、行业异质性(盈利水平、要素密集度)、企业产权异质性的存在而导致的对企业价格加成影响的差异,回归结果如表2所示。

表2 异质性检验结果

变量	地区异质性			行业异质性				企业异质性	
	因变量:企业价格加成								
	东部地区	中部地区	西部地区	高盈利行业	低盈利行业	资本密集型	劳动密集型	国有企业	非国有企业
市场分割	4.7680*** (18.38)	0.2574 (0.17)	3.1873** (2.53)	2.8736*** (4.67)	5.1946*** (17.44)	2.2626*** (5.43)	5.3560*** (15.90)	6.9032*** (9.30)	3.886*** (14.66)
营销	0.0979*** (41.27)	0.1032*** (26.24)	0.0984*** (17.59)	0.0964*** (28.85)	0.1020*** (43.64)	0.0866*** (32.06)	0.1125*** (40.47)	0.1299*** (22.24)	0.0951*** (46.79)
资本	0.0056*** (23.93)	0.0066*** (12.27)	0.0108*** (14.28)	0.0042*** (13.85)	0.0071*** (23.94)	0.0052*** (16.17)	0.0068*** (23.48)	0.0179*** (18.58)	0.0047*** (22.37)
劳动	0.0129*** (33.51)	0.0191*** (20.73)	0.0092*** (7.09)	0.0105*** (19.07)	0.0121*** (25.91)	0.0132*** (24.09)	0.0101*** (21.30)	0.0061*** (3.98)	0.0142*** (40.33)
年龄	-0.0091*** (-16.24)	-0.0224*** (-18.42)	-0.0113*** (-6.96)	-0.0219*** (-25.40)	-0.0092*** (-13.48)	-0.0153*** (-19.54)	-0.0060*** (-8.30)	-0.0071*** (-3.42)	-0.0152*** (-29.75)
出口	-0.0023*** (-6.89)	0.0002 (0.23)	-0.0067*** (-4.29)	-0.0020*** (-4.29)	-0.0043*** (-11.51)	-0.0012** (-2.36)	-0.0036*** (-9.42)	-0.0070*** (-5.45)	-0.0016*** (-5.24)
资本劳动比	0.0056*** (22.39)	0.0045*** (7.02)	0.0017** (2.03)	0.0051*** (14.75)	0.0041*** (13.46)	0.0042*** (11.84)	0.0049*** (16.10)	0.0010 (1.00)	0.0058*** (25.11)
平均工资	-0.0065*** (-29.40)	-0.0132*** (-26.52)	-0.0135*** (-18.73)	-0.0046*** (-14.68)	-0.0115*** (-44.57)	-0.0067*** (-22.22)	-0.0106*** (-38.49)	-0.0167*** (-22.41)	-0.0074*** (-36.34)
中间投入产出比	-0.0145*** (-13.43)	-0.0072*** (-4.26)	-0.0059*** (-3.00)	-0.0124*** (-8.46)	-0.0121*** (-11.75)	-0.0059*** (-4.95)	-0.0167*** (-15.76)	-0.0040* (-1.85)	-0.0140*** (-16.36)
经济发展水平	-0.0499*** (-16.29)	-0.0171* (-1.84)	-0.0461*** (-5.81)	-0.0791*** (-20.72)	-0.0758*** (-20.70)	-0.0667*** (-16.45)	-0.0611*** (-15.70)	-0.0698*** (-7.76)	-0.0347*** (-13.01)
国有企业比重	0.0086*** (4.61)	0.0168*** (7.26)	0.0046* (1.81)	0.0220*** (7.46)	0.0050*** (3.86)	0.0208*** (11.15)	-0.0029* (-1.71)	-0.0076*** (-2.95)	0.0080*** (4.88)
外企比重	-0.0200*** (-12.14)	-0.0028 (-0.71)	-0.0160*** (-2.85)	-0.0039 (-1.28)	-0.0063*** (-3.92)	-0.0237*** (-9.13)	-0.0136*** (-7.77)	-0.0085** (-2.09)	-0.0212*** (-13.31)
常数项	0.5597*** (19.64)	0.2735 (3.45)	0.5475*** (8.19)	0.8101*** (23.29)	0.8111*** (24.36)	0.7131*** (19.50)	0.6772*** (19.08)	0.7565*** (9.41)	0.4224*** (17.38)
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数量	1078356	242513	140868	615256	846481	652810	808927	157533	1304204

注:小括号内均为t值;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平

资料来源:本文计算整理

首先是地区异质性,东部地区企业处于更为激烈的市场环境中,市场分割的保护作用能够得到更加充分的发挥,对企业价格加成的提升作用越大。中部地区与西部地区的系数值及显著性与假设H₂不相符,本文认为,可能与地区的经济基础与国家战略有关。2000年开始实施的西部大开发战略,西部作为较为落后地区,为了培植战略性新兴产业,对当地企业进行保护以降低其面临的竞争风险,企业价格加成也因此增强。与西部地区相比,中部地区经济发展水平较高,且中部崛起战略自2004年开始,在样本年份中所占比重较低,因而受到市场分割的影响可能也就越小。

其次是行业异质性,市场分割正是通过降低市场竞争程度对本区域市场加以保护以促进本地区经济增长。而行业面临的竞争程度的不同必定影响该行业内企业的价格加成水平。也就是说,针对不同的行业性质,市场分割对企业价格加成的影响必然存在差异。根据每年行业平均利润率分布的中位数,本文将样本划分为高盈利水平行业与低盈利水平行业分别进行检验。可以看出,无论是高盈利行业样本还是低盈利行业样本,市场分割的估计系数符号始终显著为正,但是,在低盈利行业样本中市场分割系数绝对值大于高盈利行业。此结果证明了假设 H_3 的正确性。同时,也说明了市场分割更能够帮助低盈利行业获得更高的价格加成。

同时,市场分割阻碍要素流动从而影响企业生产率进而影响企业成本。因此,在不同的要素密集度行业中,企业所面临的竞争环境可能存在差异,受市场分割的影响也有所不同。本文根据每年各行业资本劳动比分布的中位数,将样本划分为资本密集型行业与劳动密集型行业,回归结果如表 2 的第 7 列与第 8 列。结果显示,无论是资本密集型行业样本,还是劳动密集型行业样本,市场分割始终能够显著提升企业价格加成水平,但在劳动密集型行业中,市场分割的影响更大。本文发现,市场分割更能提升低盈利行业与劳动密集型行业的价格加成水平,促使这两类企业获得更强的垄断地位,但这并不利于中国产业结构转型升级,有损于经济社会的可持续发展。

最后是企业异质性,本文将关注点放在了企业产权异质性方面,根据注册类型将样本企业分为国有企业与非国有企业,表 2 的最后两列显示了回归结果。市场分割对国有企业与非国有企业的价格加成均产生显著的正向影响,在国有企业样本中,市场分割的系数更大。这一结果也从侧面说明了地方政府更倾向于对国有企业实施保护,从而国有企业比重越高的地区市场分割程度越高,因为市场分割起到了对国有企业进行隐形补贴的作用(白重恩等,2004^[28];平新乔,2004^[29];刘瑞明,2012^[21];申广军和王雅琦,2015^[16]),这也有助于理解地方政府的保护之手倾向于国有企业背后的动力。因此,响应十九大提出的“支持民营企业发展”这一要求,也必然要求地方政府推进市场制度体系建设,为不同所有制企业创造公平竞争的市场环境。

3. 稳健性检验

(1) 逆向因果导致的内生性问题。本文主要关注的解释变量市场分割是省份层面变量,被解释变量企业价格加成是企业层面变量。一般而言,当个体变量对地区变量进行回归时,逆向因果发生的可能性并不大。但并不排除存在大型企业经营状况影响政府决策的可能性。为了解决这一问题,本文采用了两种方法:1) 将市场分割值滞后一期进行回归,如表 3 中第 2 列所示。可以看出,市场分割依旧对企业价格加成产生显著的正向影响。2) 将市场分割的滞后一期作为工具变量进行估计,如表 3 第 3 列,第一阶段回归 F 值为 863.69,说明不存在弱工具变量问题。并且,在工具变量 2SLS 估计中,市场分割的系数仍显著为正,证明了回归结果的稳健性。

表 3 稳健性检验结果

变量	FE	IV-2SLS	变量	FE	FE	IV-2SLS
	因变量:企业价格加成			因变量:企业价格加成		
市场分割		18.0449*** (3.59)	市场整合	-0.0079*** (-16.55)		-0.0205*** (-26.68)
滞后一期市场分割	0.9491*** (3.62)		滞后一期市场整合		-0.0112*** (-21.09)	
营销	0.0954*** (39.69)	0.0958*** (46.63)	营销	0.0995*** (51.94)	0.0960*** (40.00)	0.0964*** (47.07)
资本	0.0075*** (28.72)	0.0076*** (33.27)	资本	0.0063*** (30.51)	0.0076*** (28.93)	0.0076*** (33.50)

续表 3

变量	FE	IV-2SLS	变量	FE	FE	IV-2SLS
	因变量:企业价格加成			因变量:企业价格加成		
劳动	0.0120*** (28.07)	0.0120*** (34.42)	劳动	0.0137*** (39.87)	0.0119*** (27.82)	0.0119*** (34.00)
年龄	0.0080*** (9.44)	0.0079*** (12.47)	年龄	-0.0120*** (-24.29)	0.0082*** (9.66)	0.0079*** (12.51)
出口	-0.0007*** (-1.91)	-0.0005 (-1.61)	出口	-0.0019*** (-6.39)	-0.0008** (-2.28)	-0.0003** (-1.02)
资本劳动比	0.0054*** (19.12)	0.0053*** (21.96)	资本劳动比	0.0051*** (22.39)	0.0053*** (19.06)	0.0053*** (22.22)
平均工资	-0.0059*** (-24.73)	-0.0059*** (-27.61)	平均工资	-0.0087*** (-43.77)	-0.0060*** (-25.52)	-0.0059*** (-27.83)
中间投入产出比	-0.0134*** (-11.82)	-0.0134*** (-12.13)	中间投入产出比	-0.0122*** (-15.11)	-0.0135*** (-11.87)	-0.0136*** (-12.37)
经济发展水平	-0.0205*** (-6.79)	-0.0186*** (-8.26)	经济发展水平	-0.0407*** (-15.96)	-0.0224*** (-7.46)	-0.0284*** (-13.04)
国企比重	0.0095*** (5.98)	0.0104*** (7.90)	国企比重	0.0146*** (11.66)	0.0126*** (7.89)	0.0123*** (9.57)
外企比重	-0.0208*** (-10.54)	-0.0227*** (-13.07)	外企比重	-0.0142*** (-9.77)	-0.0184*** (-9.35)	-0.0155*** (-9.36)
常数项	0.2505*** (9.04)		常数项	0.4914*** (21.27)	0.2883*** (10.52)	
年份虚拟变量	Yes	Yes	年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes
第一阶段回归 F 值		863.69	第一阶段回归 F 值			200000.00
第一阶段回归 P 值		0.0000	第一阶段回归 P 值			0.0000
样本数量	983476	902641	样本数量	1461737	983476	902641

注:第2列、第5列、第6列括号内为t值,第3列、第7列括号内为z值;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平

资料来源:本文计算整理

(2)市场分割替代指标回归。为了进一步确定回归结果的稳健性,本文使用了市场分割的替代指标——市场一体化程度进行回归。本文采用了与徐保昌和谢建国(2016)^[17]相似的方法构建该指标。即使用了樊纲市场化指数(2009)^[46]中的产品市场发育程度与要素市场一体化程度,按照0.148和0.242的权重构建市场一体化指标。回归结果如表3中第5列~第7列所示。

表3中第5列为固定效应回归结果,可以看出,市场一体化与企业价格加成之间为显著的负相关关系。为了进一步控制内生性问题,保证回归结果的稳健性,第6列与第7列分别为滞后一期市场一体化指数回归,与滞后一期市场一体化指数作为工具变量回归,其中,市场一体化指数的系数依旧是负且显著的,替代指标回归结果从另一个角度证明了市场分割确实能促进企业价格加成的提升。

4. 影响效应检验

本部分进一步通过实证检验市场分割的TFP效应与竞争效应。首先,本文在探究市场分割的TFP效应时,实证模型中除了市场分割与企业TFP两个主要关注变量外。参照徐保昌和谢建国(2016)^[17]、张杰等(2010)^[15]、孙浦阳等(2013)^[47]的研究,加入了劳动量、年龄、资本劳动比、平均工资、补贴收入、盈利状况作为控制变量,回归结果如表4所示。

表 4 市场分割的 TFP 效应检验结果

变量	FE		FE		IV-2SLS	
	因变量: 企业 TFP					
	回归系数	t 值	回归系数	t 值	回归系数	z 值
市场分割	0.0436	0.75			-3.4158	-3.94***
滞后一期市场分割			-0.3434	-3.80***		
劳动	-0.0009	-7.75***	-0.0013	-8.95***	-0.0013	-11.37***
年龄	0.0021	13.87***	-0.0006	-2.64***	-0.0007	-3.81***
资本劳动比	0.0004	5.32***	0.0002	2.68***	0.0002	3.27***
平均工资	0.0018	23.28***	0.0016	18.85***	0.0016	20.88***
补贴收入	-0.0021	-1.91*	-0.0015	-1.80*	-0.0015	-1.83*
盈利状况	0.0067	15.83***	0.0055	12.70***	0.0056	14.55***
常数项	-0.0013	-1.91*	0.0042	4.74***		
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
第一阶段回归 F 值					2531.56	2531.56
第一阶段回归 P 值					0.0000	0.0000
样本数量	1704192	1704192	1151285	1151285	1065080	1065080

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平

资料来源: 本文计算整理

表 4 中第 2 列与第 3 列为固定效应估计, 表明市场分割对 TFP 并不具有显著影响。然而, 使用当期变量进行回归时, 可能存在逆向因果导致的内生性问题, 此处使用滞后一期市场分割变量进行固定效应估计, 并将滞后一期市场分割作为工具变量进行回归, 结果分别如第 4 列、第 5 列与第 6 列、第 7 列所示。可以看到, 相较于固定效应而言, 滞后一期回归与工具变量回归的估计效果有了明显的提升, 市场分割与 TFP 之间为显著的负相关关系, 证明了市场分割 TFP 效应的存在。表 4 的回归结果表明, 市场分割降低了企业 TFP, 进而提高了边际成本 MC。若要增加企业价格加成, 市场分割必须促进更大的价格提升, 即市场分割的竞争效应大于 TFP 效应。本文进而对市场分割的竞争效应进行检验, 选取了三个指标衡量企业的市场竞争程度, 分别为: 各县各四分位行业的企业数量、赫芬达尔指数及行业集中度。企业数量越小、赫芬达尔指数与行业集中度越大, 则市场竞争程度越低。在讨论市场分割的竞争效应时, 加入了各省份 GDP、贸易依存度、人口数量作为控制变量, 回归结果如表 5 所示。

表 5 市场分割的竞争效应检验结果

变量	因变量: 企业数量			因变量: 赫芬达尔指数			因变量: 市场集中度		
	FE	FE	IV-2SLS	FE	FE	IV-2SLS	FE	FE	IV-2SLS
市场分割	-25.8575*** (-21.17)		-124.2220*** (-8.61)	8.3806*** (14.78)		40.5073*** (6.33)	2.0383*** (15.18)		12.7337*** (7.27)
滞后一期市场分割		-19.8584*** (-8.80)			6.4756*** (6.26)			2.0356*** (7.58)	
GDP	0.0374* (1.69)	0.0035 (0.13)	0.0119 (0.70)	-0.0078 (-0.86)	0.0036 (0.34)	0.0008 (0.12)	-0.0132*** (-4.41)	-0.0103*** (-2.81)	-0.0112*** (-5.02)
人口数量	0.0953** (2.19)	-0.0634 (-1.22)	-0.1981*** (-4.93)	0.0613*** (3.66)	0.1225*** (6.27)	0.1664*** (10.02)	-0.0205*** (-3.44)	-0.0066 (-0.87)	0.0073 (1.34)
贸易依存度	0.1820*** (16.40)	0.1678*** (13.28)	0.1565*** (18.41)	-0.0558*** (-12.46)	-0.0466*** (-9.30)	-0.0429*** (-12.01)	-0.0174*** (-11.25)	-0.0176*** (-9.63)	-0.0165*** (-14.24)
常数项	-0.9364** (-2.21)	0.7936 (1.57)		0.4325*** (2.58)	-0.2278 (-1.16)		1.2878*** (22.99)	1.1418*** (16.17)	

续表 5

变量	因变量:企业数量			因变量:赫芬达尔指数			因变量:市场集中度		
	FE	FE	IV-2SLS	FE	FE	IV-2SLS	FE	FE	IV-2SLS
年份虚拟变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
第一阶段回归 F 值			3501.58			3501.58			3501.58
第一阶段回归 P 值			0.0000			0.0000			0.0000
样本数量	681084	544694	523632	681084	544694	523632	681081	544693	523632

注:第 2 列、第 3 列、第 5 列、第 6 列、第 8 列、第 9 列括号内为 t 值,第 4 列、第 7 列、第 10 列括号内为 z 值;*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平

资料来源:本文计算整理

表 5 分别使用了企业数量、赫芬达尔指数、行业集中度作为因变量列示了回归结果,其中,每个因变量的模型中均使用了固定效应回归、市场分割滞后一期的固定效应回归、市场分割滞后一期作工具变量回归进行了估计。以上的回归结果均符合上文预期,市场分割显著减少了企业数量,降低了企业的市场竞争程度。市场分割与赫芬达尔指数及行业集中度之间为显著的正相关关系,说明了市场分割提升了市场的垄断程度。

以上回归结果检验了市场分割对企业价格加成的负向 TFP 效应及正向竞争效应的存在。市场分割增强了企业价格加成,但这并不是由于 TFP 提高、边际成本下降导致的。相反,市场分割降低了企业 TFP,造成了企业成本上升,这严重抑制了企业的活力,损害了中国经济发展的微观基础,造成了居民福利的下降。市场分割增强企业价格加成是通过降低市场竞争程度实现的。竞争程度的下降在短期内能够帮助企业获得更强的垄断地位,但从长期来看,缺乏竞争的市场环境容易使得企业安于现状、不思进取,怠于进行产品研发、技术创新、提高管理效率,阻碍了企业的持续发展。并且,在垄断性较强的市场中,消费者的议价能力较低,选择机会更少,这是从另外一个角度损害了居民福利。

此结果也证实了地方政府试图通过市场分割的方式获取本地经济发展的结果的不确定性。也就是说,一定程度的市场分割对于本地经济发展具有积极作用,这一积极作用同时以牺牲企业 TFP、损害宏观效率为代价,从而不利于总体经济增长(陆铭和陈钊,2009^[14];付强,2017^[3])。

五、结论及政策含义

1. 研究结论

本文从企业微观层面出发,研究市场分割对企业价格加成的影响,以及这种影响对于不同地区、行业及企业的差异。本文采用 De Loecker(2011)^[18] 的结构估计方法测算了 1998—2008 年中国制造业企业的价格加成水平,运用相对价格方差法计算了 29 省份的市场分割程度。回归分析的结果显示:(1)市场分割能够提升企业价格加成水平,两者之间的正相关关系在经过工具变量回归、替代指标回归等稳健性检验之后依旧十分显著;(2)异质性检验发现,市场分割更加能够提升低盈利行业与劳动密集型行业的企业价格加成,国有企业更易受市场分割的正向影响,东部地区企业的价格加成受市场分割的影响最大,西部次之,市场分割对中部地区企业的影响并不显著。(3)影响效应检验证实了,市场分割提高企业价格加成并不是通过提高 TFP 降低边际成本实现的,而是通过降低市场竞争程度提高价格实现。市场分割造成了企业 TFP 与市场竞争程度的下降,对企业与居民福利均带来了损害。本文的研究不仅有助于理解一定程度的市场分割有利于促进区域经济增长,而且为从根本上消除市场分割以建立统一市场、提升企业生产率和经济绩效提供了证据支持。

2. 政策启示

党的十九大报告明确指出“清理废除妨碍统一市场和公平竞争的各种规定和做法,支持民营企业发展;并且要打破行政性垄断,防止市场垄断,加快要素价格市场化改革”。本文的分析表明:市场分割影响资源的优化配置降低了企业生产率,扭曲企业竞争环境,遏制了国内统一市场作用的发挥,导致中国长期以来企业面临严重的需求不足、规模效应与市场决定性作用难以得到有效发挥,阻碍产业升级的实现,严重损害消费者福利,影响中国经济整体效率的提升。而地方政府通过市场分割的方式获取一定程度的经济增长是以牺牲区域内企业生产率的提升、阻碍统一市场的建立、扭曲企业竞争环境为代价的,因此,要从根本上打破当前政府间市场分割的格局,应从以下方面着手:

(1) 落实公平竞争审查制度,进一步推进统一市场建设。地方政府保护之手仍然是妨碍在全国范围内建设统一市场和实现公平竞争的主要症结所在,导致地区间出现地区封锁或者行业垄断,降低了资源配置效率导致要素难以充分实现在区域间充分自由流动。因此,要加快落实公平竞争审查,清理对外地商品实行歧视性价格以及歧视性补贴的政策,例如将外地新能源车排除在本地补贴目录之外的做法;清理限制外地产品进入本地市场的政策,例如部分地区限定出租车采用本地企业所生产企业的做法;清理地方政府违规为本地企业提供各种优惠及影响公平竞争的各种政策。进一步强化区域之间的合作,加快推进统一市场建设,构建区域之间经济合作机制与信息共享平台,打破市场分割导致的资源配置低效率,推动经济效率整体提升。

(2) 健全市场制度体系。十九大报告提出要“着力构建市场机制有效、微观主体有活力、宏观调控有度的经济体制”,以“推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革,提高全要素生产率”。长期以来,中国(中央和地方)政府对于经济的微观干预导致市场竞争环境的扭曲,不正当竞争、不公平竞争问题非常突出,应充分认识到“市场竞争及其优胜劣汰机制是推动产业自发优化调整的源动力”,因而要从整体上提升中国经济发展的绩效,就必须构建公平竞争的市场制度体系,促进公平竞争,以市场竞争及其优胜劣汰机制来推动经济发展质量的变革(江飞涛,2017)^[48]。

3. 研究局限与拓展空间

本文的分析工作还有很大的拓展空间:首先,本文所使用的相对价格方差法以省份之间代表性商品价格差的波动来衡量市场分割程度,无法直接利用省份内各行业份额来计算各细分行业的市场分割程度,进而没有进行细分行业的分析,这也是需要进一步探讨的方向。其次,市场分割是如何影响企业价格加成的?本文仅发现了市场分割的TFP效应与竞争效应,需要进一步丰富与完善其他的影响路径。关于市场分割的微观影响,除企业价格加成之外,还有诸多因素可以探讨,如企业绩效、企业战略等。最后,关于价格加成的影响因素,财政和货币等宏观政策如何影响企业价格加成也值得展开研究。

参考文献

- [1] 付强, 乔岳. 政府竞争如何促进了中国经济快速增长:市场分割与经济增长关系再探讨[J]. 北京:世界经济,2011,(7):43-63.
- [2] 邓明. 中国地区间市场分割的策略互动研究[J]. 北京:中国工业经济,2014,(2):18-30.
- [3] 付强. 市场分割促进区域经济增长的实现机制与经验辨识[J]. 北京:经济研究,2017,(3):47-60.
- [4] 黄新飞, 陈珊珊, 李腾. 价格差异、市场分割与边界效应——基于长三角15个城市的实证研究[J]. 北京:经济研究,2014,(12):18-32.
- [5] 陈林, 朱卫平. 中国地区性行政垄断与区域经济绩效——基于工具变量法的实证研究[J]. 北京:经济社会体制比较,2012,(4):195-204.
- [6] 陈林, 罗莉娅, 康妮. 行政垄断与要素价格扭曲——基于中国工业全行业数据与内生性视角的实证检验[J]. 北京:中国工业经济,2016,(1):52-66.
- [7] 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]. 北京:世界经济,2015,(4):3-24.
- [8] 钱学锋, 范冬梅. 国际贸易与企业成本加成:一个文献综述[J]. 北京:经济研究,2015,(2):172-185.
- [9] 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]. 北京:世界经济,2016,(3):71-94.

- [10] 银温泉,才婉茹.我国地方市场分割的成因和治理[J].北京:经济研究,2001,(6):3-12.
- [11] 陈敏,杜琦寒,陆铭,陈钊.中国经济增长如何持续发挥规模效应?——经济开放与国内商品市场分割的实证研究[J].北京:经济学(季刊),2007,(1):125-149.
- [12] 刘小勇,李真.财政分权与地区市场分割实证研究[J].上海:财经研究,2008,(2):88-98.
- [13] 范子英,张军.财政分权、转移支付与国内市场整合[J].北京:经济研究,2010,(3):53-63.
- [14] 陆铭,陈钊.分割市场的经济增长——为什么经济开发可能加剧地方保护?[J].北京:经济研究,2009,(3):42-52.
- [15] 张杰,张培丽,黄泰岩.市场分割推动了中国企业出口吗?[J].北京:经济研究,2010,(8):29-41.
- [16] 申广军,王雅琦.市场分割与制造业企业全要素生产率[J].广州:南方经济,2015,(4):27-42.
- [17] 徐保昌,谢建国.市场分割与企业生产率:来自中国制造业企业的证据[J].北京:世界经济,2016,(1):95-122.
- [18] De Loecker, J. Recovering Markups from Production Data[J]. International Journal of Industrial Organization, 2011, 29, (3): 350-355.
- [19] Melitz, M. J., and G. I. P. Ottaviano. Market Size, Trade and Productivity[J]. Review of Economic Studies, 2008, 75, (1): 295-316.
- [20] 韩峰,柯善咨.追踪我国制造业集聚的空间来源:基于马歇尔外部性与新经济地理的综合视角[J].北京:管理世界,2012,(10):55-70.
- [21] 刘瑞明.国有企业、隐性补贴与市场分割:理论与经验证据[J].北京:管理世界,2012,(4):21-32.
- [22] 李世刚,杨龙见,尹恒.异质性企业市场势力的测算及其影响因素分析[J].北京:经济学报,2016,(2):69-89.
- [23] 钱学锋,潘莹,毛海涛.出口退税、企业成本加成与资源误置[J].北京:世界经济,2015,(8):80-106.
- [24] Tybout, J. R. Plant and Firm-Level Evidence on "New" Trade Theories[J]. Handbook of International Trade, 2003, (1): 388-415.
- [25] 盛丹,刘竹青.汇率变动、加工贸易与中国企业的成本加成率[J].北京:世界经济,2017,(1):3-24.
- [26] 邱立成,刘灿雷,杨德彬.中国对外投资企业具有更高的成本加成率吗?——来自制造业企业的经验证据[J].北京:国际贸易问题,2016,(12):3-15.
- [27] Lu, J. Y., Y. Lu, and Z. G. Tao. Exporting Behavior of Foreign Affiliates: Theory and Evidence[J]. Journal of International Economics, 2010, 81, (2): 197-205.
- [28] 白重恩,杜颖娟,陶志刚,全月婷.地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势[J].北京:经济研究,2004,(4):29-40.
- [29] 平新乔.政府保护的动机与效果——一个实证分析[J].北京:财贸经济,2004,(5):3-10.
- [30] Poncet, S. Measuring Chinese Domestic and International Integration[J]. China Economic Review, 2003, (1): 1-21.
- [31] 陆铭,陈钊,严冀.收益递增、发展战略与区域经济的分割[J].北京:经济研究,2004,(1):54-63.
- [32] 皮建才.中国地方政府间竞争下的区域市场整合[J].北京:经济研究,2008,(3):115-124.
- [33] 周黎安.晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J].北京:经济研究,2004,(6):33-40.
- [34] 周黎安.中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J].北京:经济研究,2007,(7):36-50.
- [35] 桂琦寒,陈敏,陆铭,陈钊.中国国内商品市场趋于分割还是整合——基于相对价格法的分析[J].北京:世界经济,2006,(2):20-30.
- [36] 范欣,宋冬林,赵新宇.基础设施建设打破了国内市场分割吗?[J].北京:经济研究,2017,(2):20-34.
- [37] De Loecker, J., and F. Warzynski. Markups and Firm-Level Export Status[J]. American Economic Review, 2012, 102, (6): 2437-2471.
- [38] Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. The Review of Economic Studies, 2003, 70, (2): 317-341.
- [39] Akerberg, D. A., and G. Frazer. Structural Identification of Production Functions[R]. UCLA Los Angeles Working Paper, 2006.
- [40] Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. Econometrica, 1996, 64, (6): 1263-1297.
- [41] 谢千里,罗斯基,张轶凡.中国工业生产率的增长与收敛[J].北京:经济学(季刊),2008,(3):809-826.
- [42] Cai, H. B., and Q. Liu. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms[J]. The Economic Journal, 2009, (119): 764-795.
- [43] 聂辉华,贾瑞雪.中国制造业企业生产率与资源误置[J].北京:世界经济,2011,(7):27-42.
- [44] 阳佳余.融资约束与企业出口行为:基于工业企业数据的经验研究[J].北京:经济学(季刊),2011,(4):1503-1524.
- [45] 尹恒,柳荻,李世刚.企业全要素生产率轨迹方法比较[J].上海:世界经济文汇,2015,(4):1-21.
- [46] 樊纲,王小鲁,朱恒鹏.中国市场化指数:各地区市场化相对进程2009年报告[M].北京:经济科学出版社,2009.
- [47] 孙浦阳,蒋为,张龔.产品替代性与生产率分布——基于中国制造业企业数据的实证[J].北京:经济研究,2013,(4):30-42.
- [48] 江飞涛.中国产业组织政策的缺陷与调整[J].哈尔滨:学习与探索,2017,(8):118-126.

Effects of Market Segmentation on Firm's Markup: Evidence from Chinese Manufacturing Firms

LI Xiao-ping^{1,2} CHEN Kan¹

(1. Business School, Central South University, Changsha, Hunan, 410083, China;

2. Institute of Metal Resources Strategy, Central South University, Changsha, Hunan, 410083, China)

Abstract: The influence of market segmentation on economic development has long been a consensus. However, it is urgent to study the mechanism through which market segmentation affects economic growth and the extent to which market segmentation affects economic growth from the micro-level, which actually is of great significance to understand the effects of market segmentation on economic growth. The paper explores the effect of market segmentation on firm's markup from micro-level perspective.

Based on Chinese industrial enterprises database and Chinese statistical yearbook, we use De Locker's (2011) structural method and the relative price variance method to estimate the markup of Chinese manufacturing firms and the market segmentation degree of 29 provinces from 1998 to 2008. We attempt to answer the following three key questions: what's the relationship between markup and market segmentation in China? Whether this effect is different due to the heterogeneity of regions, industries, and firms? How does market segmentation affect firm's markup? On the basis, this paper may have two contributions to related research. On the one hand, to extend the research field of the micro-impact of market segmentation. On the other hand, to enrich the research on the influencing factors of firm's markup.

The empirical results show that: firstly, market segmentation has uncertain influence on firms' markup, which is determined by the negative TFP effect and the positive competition effect. Secondly, market segmentation affects firm's markup varying from industry heterogeneity, firm heterogeneity and regional heterogeneity, which means that the effect of market segmentation on firm's markup has heterogeneity because of different characteristics, including factor intensities, profits, ownerships and regions. Thirdly, market segmentation has both significant positive effect on the markup of state-owned firms and non-state-owned firms, while the markup of state-owned firms is significantly higher than that of non-state-owned firms. At the same time, compared with high-profits firms and capital-intensities firms, the positive relationship between market segmentation and markup is significantly higher in high-profits firms and capital-intensities firms. However, market segmentation has negative effect on firms' markup in the southeastern region. Market integration can bring more benefits to the firms in developed regions. The effect is positive in the southeastern region. Market segmentation can provide protection to the firms in undeveloped regions. Finally, the effect mechanism shows that positive competition effect is greater than negative TFP effect. Market segmentation declines the degree of competition and TFP, and it causes damage to both firms and public welfare.

To test the robustness of empirical results above, we consider following tests: lag variable regression, instrumental variable regression and representative variable regression. All robustness tests indicate that there is no substantial change in both the value and significance for main variables, and our findings are robust.

This study reveals the micro mechanism of market segmentation influencing firm's markup and compares the different degree of such effect among heterogeneous industries as well as heterogeneous firms. This paper explores the important significance in understanding the effect of market segmentation on regional economy, which provides references for policy making to break the existing domestic market segmentation, like improving the achievements view and market system.

Also, there are promising avenues for further research related. Firstly, the relative price variance method can't compute the degree of market segmentation from industry perspective. Secondly, how does market segmentation affect firm's markup? This paper only finds the TFP effect and competition effect, this field requires further research. Thirdly, regarding the micro-impact of market segmentation, in addition to firm's markup, there are many factors that can be discussed, such as enterprise performance, strategy and so on. Finally, some macroeconomic policies like fiscal and monetary factors need to be considered in the influencing factor of firm's markup.

Key Words: market segmentation; markup; TFP effect; competition effect

JEL Classification: D24, L11, L6

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2018.11.009

(责任编辑:李先军)