

区域市场分割对中国制造业 全要素生产率的影响

余世勇¹,朱咸永²,张琦雯³

(1.2. 西南大学 经济管理学院,重庆 400715;3. 中共重庆市委党校,重庆 400700)

摘要:区域市场分割一直影响着中国统一大市场建设、国内经济大循环畅通和制造业高质量发展。本文利用中国制造业22个细分行业2001—2019年的省级面板数据,采用回归分析法,研究区域市场分割对中国制造业全要素生产率影响。研究表明:区域市场分割对中国制造业全要素生产率有明显的负向作用,而且比较稳健;这种负向作用主要通过影响制造业的规模效率、资源配置效率和技术进步而实现;制造业研发投入、人力资本投资及基础设施建设对制造业全要素生产率的提升均有正向促进作用,对外开放水平的提高一定程度上可以缓解区域市场分割对制造业全要素生产率的不利影响。

关键词:制造业全要素生产率;市场分割;规模效率;资源配置效率;技术进步

中图分类号:F327 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-9841(2022)04-0109-12

一、引言和文献综述

改革开放以来,中国制造业的发展壮大为国民经济和社会发展提供了强有力的支撑,也为世界制造业发展做出了重要贡献。1978—2019年,中国制造业增加值占国内生产总值的比重年均超过30%,2019年达到36.8%。2010年以来,中国制造业增加值连续位居世界第一,2020年达到26.6万亿元,占全球制造业比重近30%^[1]。然而,中国制造业量大而不强,主要是粗放发展,依靠要素投入,生产率不高;传统制造业占据着制造业的主体部分,高新技术产业发展相对滞后;制造业扩张主要依靠低成本优势,大多处于产业链中低端,产品附加值不高^[2]。随着中国经济进入高质量发展阶段,粗放型的发展模式难以为继^[3]。中国要实现由制造业大国向制造业强国的转变,必须提升制造业发展质量,促进制造业全要素生产率的增长。

按照经济学中的斯密定理,市场规模扩大引发分工和专业化程度加强,从而促进经济增长和生产效率提高。市场在经济增长和效率提升中具有决定性作用^[4]。国内外市场经济发展的实践也告诉我们,统一开放、竞争有序市场是促进全要素生产率(TFP)提高的前提和基础,全要素生产率提升需要一个畅通的国际国内市场。然而,我国制造业国内市场仍是一种“零散”的市场^[5-7]。各地区以邻为壑,以实现本地区利益最大化为目标,形成自身的利益体系,通过非市场行为人为分割了国内市场^[8],国内制造业发展处于比较明显的“条块”状态,国内市场存在比较严重

作者简介:余世勇,管理学博士,西南大学经济管理学院,副教授。

基金项目:重庆市社会科学规划重大项目“成渝地区双城经济圈融入‘双循环’新发展格局路径研究”(2020ZDSC05),项目负责人:张应良。

的分割现象^[9]。这使我们自然而然产生一种疑问:区域间的市场分割是不是阻碍了我国制造业全要素生产率提升?如果是,其中的具体影响机制和影响路径是什么?

从理论上讲,区域市场分割限制了区域市场效应和规模经济的充分发挥,减少了区域分工与合作的机会,降低了要素配置效率,造成区域产业同质化,抑制了区域市场有效需求的充分释放,阻碍了制造业转型升级和全要素生产率提高。部分学者用中国 1978—2006 年省际数据分析结果表明,市场分割会阻碍全要素生产率上升^[10];另有研究显示对外开放与区域市场一体化在提升全要素生产率方面具有替代作用^[11],即从侧面证明了市场分割不利于全要素生产率增长;基于中国工业企业 1985—2010 年的数据研究的结果显示,市场分割对工业企业全要素生产率的影响具有显著的地区差异,如西北地区市场分割度与全要素生产率水平就呈现正向关系,其他地区则是显著的反向关系^[12]。在影响机制方面,基于中国工业企业数据分析认为市场分割通过削弱规模经济效应、降低 R&D 投入、过度保护国企等方式阻碍企业全要素生产率的提升^[13];类似地,基于垄断竞争模型的研究则表明市场分割与中国制造业企业生产率呈倒“U”型关系,认为适当的市场分割可以增加该地区企业的收入,从而提高企业 R&D 投入,促进企业全要素生产率提升^[14]。也有学者研究了市场开放度的提高对 TFP 的提升作用,即国内市场的整合和对外开放度的提升,可以破除要素流动的障碍,促进要素自由流动,提高资源配置效率,从而提升 TFP 水平^[15-16]。

目前文献对市场分割与全要素生产率关系的探讨仍然存在不足和进一步研究的空间:首先是现有文献主要聚焦在市场分割与经济“量”的增长方面,而在“质”的方面,即关于市场分割与全要素生产率关系的研究则相对不足,这不能有效契合我国现阶段经济高质量发展的背景;其次是在涉及市场分割与制造业全要素生产率关系的文献中,更多的是研究市场分割与中国制造业企业层面的全要素生产率之间的关系。实际上中国制造业微观层面的最新数据只到 2013 年,在时间维度上不能有效反映相关变量的变动趋势,因此拓展时间维度并从宏观层面对两者之间的关系进行研究有一定必要性;最后是在市场分割影响制造业全要素生产率的机制方面,现有文献大都从资源配置角度来解释^[17],缺乏系统的梳理和完整的分析框架,研究结论的科学性有待加强。鉴于此,本文可能贡献首先在于丰富已有关于市场分割与全要素生产率关系的研究;其次,实证研究中所有研究变量均选择宏观省际层面最新的数据进行分析,克服已有研究中的数据年限的限制;最后,从理论和实证上系统分析市场分割影响制造业全要素生产率的机制,完善市场分割与全要素生产率相关的研究。

二、理论分析与研究假说

(一)全要素生产率影响因素的理论分析

为了厘清市场分割对制造业全要素生产率的作用机制,我们首先需要分析市场分割通过什么因素对制造业全要素生产率(也简称“生产率”,以下不再区分)产生作用。根据 DEA-Malmquist 指数法测度全要素生产率的内容,在规模收益不变(CRS)的情况下,我们可以定义某决策单元在 $t-1$ 时期技术水平下,从 $t-1$ 到 t 时期全要素生产率变动的 Malmquist 生产率指数^[18]:

$$M_0^{t-1}(L_{t-1}, K_{t-1}) = \left[\frac{D_0^{t-1}(L_t, K_t | C)}{D_0^{t-1}(L_{t-1}, K_{t-1} | C)} \right] \quad (2-1)$$

其中, L 、 K 分别指劳动和资本投入。同理,可以定义某决策单元在 t 期技术水平下,从 $t-1$ 到 t 时期全要素生产率变动的 Malmquist 生产率指数:

$$M'_0(L_t, K_t) = \left[\frac{D'_0(L_t, K_t | C)}{D'_0(L_{t-1}, K_{t-1} | C)} \right] \quad (2-2)$$

为了回避技术水平期数选择的随意性对 *TFP* 结果的影响,取两期指数变动的几何平均数作为 $t-1$ 期到 t 期 *TFP* 的变动量:

$$M'_0(L_t, K_t; L_{t-1}, K_{t-1}) = \left[\frac{D_0^{t-1}(L_t, K_t | C)}{D_0^{t-1}(L_{t-1}, K_{t-1} | C)} \times \frac{D'_0(L_t, K_t | C)}{D'_0(L_{t-1}, K_{t-1} | C)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (2-3)$$

当式 2-3 大于 0、等于 0、小于 0 时,分别表示 *TFP* 上升、不变、下降。

将式 2-1 进一步等价变形得:

$$M'_0(L_t, K_t; L_{t-1}, K_{t-1}) = \frac{D'_0(L_t, K_t | C)}{D_0^{t-1}(L_{t-1}, K_{t-1} | C)} \times \left[\frac{D_0^{t-1}(L_t, K_t | C)}{D'_0(L_t, K_t | C)} \times \frac{D_0^{t-1}(L_{t-1}, K_{t-1} | C)}{D'_0(L_{t-1}, K_{t-1} | C)} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (2-4)$$

式 2-4 中的前半部分为技术效率的变动,当该部分的数值大于 1 时,表示技术效率提升,小于 1 时表示技术效率下降,等于 1 则表示技术效率未发生变化;后半部分表示技术水平的变动,同理,当该部分的数值大于 1 时,表示技术进步,小于 1 时表示技术退步,等于 1 表示技术水平未发生变化。

部分学者认为 CRS 模型基于规模收益不变的假设不符合实际^[19],因为现实中许多生产单位可能并未处于规模收益不变阶段,技术效率部分可能含有规模效率因素,需要放松规模收益不变的假设。他们将 CRS 模型修正后得到了 VRS 模型,其中的技术效率进一步分解成纯技术效率的变动与规模效率的变动,即:

$$\frac{D'_0(L_t, K_t | C)}{D_0^{t-1}(L_{t-1}, K_{t-1} | C)} = \frac{D'_0(L_t, K_t | V)}{D_0^{t-1}(L_{t-1}, K_{t-1} | V)} \times \frac{D'_0(L_t, K_t | C) / D'_0(L_t, K_t | V)}{D_0^{t-1}(L_{t-1}, K_{t-1} | C) / D_0^{t-1}(L_{t-1}, K_{t-1} | V)} \quad (2-5)$$

式 2-5 中, $D'_0(L_t, K_t | V)$ 、 $D_0^{t+1}(L_{t+1}, K_{t+1} | V)$ 分别表示决策单元规模报酬可变时以 $t-1$ 期和 t 期的技术为参考的产出距离函数。右边第一项表示纯技术效率,第二项表示规模效率,其取值大小的含义与式 2-4 各部分类似。结合式 2-4 与式 2-5 可知:

$$M'_0(L_t, K_t; L_{t-1}, K_{t-1}) = \frac{D'_0(L_t, K_t | V)}{D_0^{t-1}(L_{t-1}, K_{t-1} | V)} \times \frac{D'_0(L_t, K_t | C) / D'_0(L_t, K_t | V)}{D_0^{t-1}(L_{t-1}, K_{t-1} | C) / D_0^{t-1}(L_{t-1}, K_{t-1} | V)} \times \left[\frac{D_0^{t-1}(L_t, K_t | C)}{D'_0(L_t, K_t | C)} \times \frac{D_0^{t-1}(L_{t-1}, K_{t-1} | C)}{D'_0(L_{t-1}, K_{t-1} | C)} \right]^{\frac{1}{2}} = SE_{it} \times PE_{it} \times TC_{it} \quad (2-6)$$

式 2-6 中,决策单元全要素生产率的变动可以分解为规模效率的变动 *SE*、纯技术效率的变动 *PE*、技术水平的变动 *TC*。其中,规模效率的变动 *SE* 表示在技术水平一定的前提及规模收益变动的情况下决策单元的实际经济规模与最优规模之间的距离;纯技术效率的变动 *PE* 指在技术和产出规模一定的条件下,决策单元的实际要素投入与最小投入之比,反映的是决策单元使用要素的效率状况,即资源配置效率的大小^[20-21];技术水平的变动 *TC* 表示技术前沿面的移动,反映新技术研发、引进等活动,即技术创新对全要素生产率变动的贡献。

通过上述分析,本文认为,市场分割对制造业全要素生产率产生作用,不外乎是影响制造业的规模效率、资源配置效率和技术创新水平三个方面。分析市场分割与制造业全要素生产率的关系实质上可以转化为分析市场分割与技术创新、资源配置效率和规模效率的关系。

(二) 研究假说

1. 市场分割通过规模效率对制造业全要素生产率的影响机理

从理论上来看,任何企业都存在一个最优的生产规模。规模效率的提升会使企业的实际生产规模不断接近最优生产规模,生产成本逐渐靠近最小成本水平,从而推动全要素生产率的增长。如果存在区域市场分割,规模效率提升的过程就会受到阻碍。一方面是高效企业的生产规模不能扩大。市场分割使制造业企业缺乏充足生产的原材料,区域内企业的生产规模被限制在本地区,不能进行有效地跨区域重构和扩张,致使企业达不到最优的生产规模,规模效率不能提升。另一方面是低效企业不断吸收区域内的资源进行扩张。特别是在 GDP 考核机制的激励下,重复建设和低效企业凭借地方政府的保护不仅不会退出市场,还会不断吸收区域内生产要素资源,进行生产扩张,挤压高效企业的生存发展空间,市场充斥着“僵尸企业”,表现为规模无效率。

假设 1:要素市场分割会削弱制造业的规模效率,不利于制造业全要素生产率的增长。

2. 市场分割通过资源配置效率对制造业全要素生产率的影响机理

资源配置效率的提高对企业全要素生产率的改善主要是通过提高要素的使用效率、优化要素结构而实现的,基本要求是要素要向高效率的企业或地区流动。从静态来看,市场分割直接抑制了生产要素的自由流动,各地区制造业部门的生产要素不能进行有效更新重组,这会造成一些生产要素处于过度使用的状态,而其他要素尚未得到充分使用,资源配置效率处于较低的状态。从动态的角度来看,区域市场分割阻碍生产要素自由流动,会导致要素价格的市场决定机制失效,市场信号失真,要素价格扭曲,进一步恶化原本配置效率低下的资源配置效率,加剧资源错配^[22]。

假设 2:市场分割会削弱制造业的资源配置效率,从而阻碍制造业全要素生产率的提升。

3. 市场分割通过技术进步对制造业全要素生产率的影响机理

技术进步对全要素生产率的影响主要体现在先进技术的出现会直接推动生产技术前沿面的移动,从而促进全要素生产率的增长。人才、资本投入和学习(或干中学)是技术进步不可或缺的因素^[23]。如果存在市场分割,制造业企业的技术进步将会受到影响。首先,要素市场分割阻碍了外部资本的投入,不利于企业增加研发投入进行技术创新,从而抑制了制造业全要素生产率的增长。其次,区域市场分割在阻碍生产要素流动的同时也将优质生产要素排除在外,这会带来两个显著的后果:一是优质人才跨区域流动面临比较大的障碍,企业无法获得充足的所需高素质专业人才,从而削弱了企业技术创新的基础;二是优质人才要素不能自由流动阻碍了知识技术的外溢,不利于先进技术的传播,使企业的学习范围受到限制与约束,降低了知识外溢对技术创新的推动作用。

假设 3:市场分割会阻碍制造业企业的技术进步,从而抑制制造业全要素生产率的增长。

通过上文分析,区域市场分割对制造业的规模效率、资源配置效率和技术进步的影响,从而对制造业全要素生产率的影响机理和路径如图 1 所示。

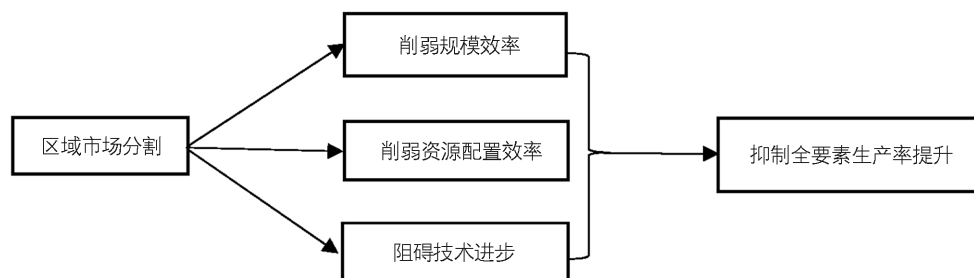


图 1 市场分割影响制造业全要素生产率的机理和路径

三、研究设计

(一) 回归模型的设定

自新古典经济增长理论被提出以来^[24],全要素生产率不断受到学界的重视,学者们不仅注重从理论上分析影响全要素生产率的因素,更注重从实证角度对理论进行验证,如国外学者分别将经济开放水平和人力资本积累水平纳入具有希克斯中性的 *Cobb-Douglas* 生产函数,通过对数处理建立计量模型,实证了经济开放水平和人力资本积累水平对全要素生产率的正向促进作用^[25];国内学者亦在此方面作了深入研究^[26]。基于此,结合本文主题及前述理论分析部分内容,本文将建立如下基准多元线性回归方程:

$$\ln MTFP_{it} = \alpha + \beta_1 \ln Seg_{it} + \beta_2 Z + \mu_i + \delta_t + \epsilon_{it} \quad (3-1)$$

其中, i 代表不同地区, t 表示不同的年份; $MTFP$ 表示不同地区的制造业全要素生产率, Seg 表示市场分割指数, Z 表示一系列控制变量; μ 表示不随时间变化的量,用来控制不同地区无法观测的异质性产生的固定效应; δ 用来控制不同年份产生的时间固定效应; ϵ 为随机干扰项;其他各项表示变量的系数。各变量的选择与设置如下:

被解释变量:各省制造业全要素生产率($MTFP$)。测度宏观层面的全要素生产率主要有两种:一种是“索罗余值”法;另一种是数据包络分析-曼奎斯特指数法(DEA-Malmquist)。前一种方法作为参数估计法的一种,依赖于生产函数的形式,不同的函数形式其结果亦不同,因而测算结果不稳健;后一种方法则有效地克服了因生产函数设定不同而带来的偏差。基于研究实际,本文用 DEA-Malmquist 指数法测算各地区制造业全要素生产率。对于其中需要使用的投入指标(包括劳动和资本)和产出指标,在劳动投入指标方面,比较理想的指标是劳动时间,但是该数据比较难获取,现有的文献多采用就业人数来替代,本文遵循学界的普遍做法,以各省制造业年底就业人员数来衡量制造业的劳动投入;对于资本投入指标,“永续盘存法”是惯用的测算方法^[27],但“永续盘存法”对于基期固定资本的衡量是采取固定资产净值,本文认为该做法容易忽略上期的资本存量,误差较大,因而采取递延的测算方法^[28],即 $K_0 = \frac{I_0}{\delta_0 + \alpha}$, I_0 、 δ_0 分别为基期的实际新增投资额、折旧率, α 表示固定资产的年均增长率,使用实际固定资产的年均增长率替代;对于产出指标,其一是用工业总产值^[29];其二是用工业增加值^[30]。由于工业生产中,中间投入对资本和劳动具有替代性,使用工业总产值需要考虑中间投入部分,但由于中间投入数据难以获得,因此使用工业总产值不现实,而从经验上来看,工业增加值是工业总产值与中间投入的差值,故而本文考虑用工业增加值来衡量产出。鉴于 2007 年以后《中国工业(经济)统计年鉴》不再公布各地区的工业增加值,本文采取已有研究惯用做法^[31],使用 2001—2003 年及 2005—2007 年工业增加值占工业总产值的比例来估算 2004 年与 2008—2019 年的工业增加值。

核心解释变量:市场分割指数(SEG)。关于市场分割的测度方法,这是本文研究的难点之一,具体的测算方法较多,为了保持测算结果的合理性和相对准确性,本文采用学界使用较多的相对价格法^①进行测算^[26,32-33]。

控制变量组(Z):由于存在多种影响全要素生产率的因素,实证研究中容易因遗漏变量造成结果的偏误。为尽量减少这种偏误,本文通过阅读已有文献,拟在实证模型中引入一系列控制变量,具体如下:

① 具体测算时使用各地区包括粮食、服装鞋帽、饮料烟酒、文化办公用品、药品、书包杂志、日用品及燃料等 8 类商品零售价格指数。

制造业对外开放水平(MOPEN):包括制造业外商直接投资和对外贸易两个部分。从资金层面来看,外商直接投资可以缓解区域内企业发展的资金约束,有利于企业增加研发投入,提高全要素生产率;从技术层面来看,外商直接投资可以产生技术溢出效应,直接提升本土企业的技术水平,促进全要素生产率增长^[34]。对外贸易可以扩大生产规模,促进企业发挥规模经济效应,提高资源的使用效率;同时,在贸易的过程中,一个地区可以获得更多的学习机会,从而为企业技术创新提供坚实的基础。因此,本文认为对外贸易可以提升制造业全要素生产率。由于使用单一的外商直接投资或对外贸易无法全面衡量制造业的对外开放水平,本文用主成分分析法将外商直接投资与对外贸易进行加权,将加权值作为衡量制造业对外开放水平的指标^[35]。其中外商直接投资采用制造业港澳台资本与外商资本之和与制造业销售产值的比值来衡量;制造业对外贸易用各省制造业出口交货值与制造业销售产值的比值衡量。

制造业对外开放水平与市场分割的交乘项(MOPEN×SEG):从理论上讲,经济的对外开放意味着企业可以利用国际市场来发展,对外经济开放与区域市场一体化对地区全要素生产率的影响存在替代作用^[26]。因此,对外开放水平的提高一定程度上可能会缓解国内市场分割带来的不利影响,引入两者的交乘项可以有效地控制这种作用。

制造业研发投入(MR&D):研发投入指公司在产品研发上所支付的费用,是内生经济增长的动力源泉。研发投入的增加可以促进技术进步,从而提高资源的利用效率,最终提高全要素生产率。由于各地区制造业细分行业研发投入数据的获取相对困难,本文使用工业指标来替代,具体为各地区规模以上工业企业研发内部支出占销售产值的比例衡量^①。

制造业人力资本投资(MHUM):内生经济增长理论认为人力资本投资可以提高人的创造力和创新能力,推动要素使用效率的提升,进而促进全要素生产率增长^[36]。本文将使用各省制造业企业科技活动人员占总就业人员数的比例估算。

基础设施建设(INFRA):区域内的基础设施建设状况直接关系到地区发展环境的优劣。完善基础设施建设可以促进地区产业分工,发挥规模经济效应^[37],优化资源配置效率^[38],从而改善该地区的全要素生产率;同时,亦可以通过外溢效应推动本地区经济发展。基于此,并考虑数据的可得性和统计口径的一致性,本文以人均城市道路面积来衡量不同地区的基础设施建设水平^[39]。

(二)数据的来源与描述性统计

数据的质量关系到本文研究结果的科学性,因而对数据来源的把关和数据的处理非常重要。在数据的来源方面,本文的数据主要来自《中国工业经济统计年鉴》(2002—2004年)、《中国经济普查年鉴》(2004年)、《中国工业经济统计年鉴》(2006—2012年)、《中国工业统计年鉴》(2013—2017年)、《中国经济普查年鉴》(2018年)、《中国工业统计年鉴》(2020年)、《中国科技统计年鉴》(2002—2020年)、《中国统计年鉴》(2002—2020年)。在数据的处理方面,鉴于我国制造业行业分类及统计标准在样本期间进行了多次调整,为尽量保证数据的连续性和可比性,本文将对数据进行一定处理,具体如下:

首先,我国2011年开始调整了“规模以上工业企业”的统计标准,由2011年以前的“主营业务收入500万以上”变更为“主营业务收入2000万以上”,因而制造业各项经济指标可能不具有

^① 根据聂辉华等(2012年)的研究,在我国的规模以上工业企业数据统计中,制造业的占比占90%以上,因而本文认为用规模以上工业企业的内部研发支出衡量制造业相应的状况误差较小。

可比性,但实际上,标准的提高对经济总量的影响比较小^①,因而本文的相关数据不作调整。

其次,由于西藏自治区的数据缺失过多,本文予以剔除,即本文的样本为包含除西藏自治区外中国大陆 30 个省(自治区、直辖市)2001—2019 年的面板数据。样本区间之所以选择从 2001 年开始,主要是因为我国于 2001 年加入世界贸易组织(WTO),对我国经济发展有重要影响;截止日期选择 2019 年,主要原因是《中国工业统计年鉴》最新的关于各地区制造业细分行业统计数据只统计到了 2019 年。

再次,《中国工业经济统计年鉴》中缺少 2001—2003 年共 3 年的出口交货值数据,2017 年度开始没有公布出口交货值数据;《中国工业统计年鉴》中 2012 年制造业各细分行业年底平均就业人数缺失;2017 年度制造业相关数据缺失。对于缺失的出口交货值及就业人数,本文按照差分法进行了补充;对于 2017 年制造业缺失的数据,取 2016 年度和 2018 年度数据的均值补齐。

最后,各制造业相关的变量均为 22^② 个细分行业的加总数据;原始数据均为名义值,本文均以 2001 年为基期平减为实际值;由于引入变量的交互项可能产生多重共线性问题,本文在回归前对相关变量进行了中心化处理;各变量均以对数形式进入回归方程;所有回归均在 stata15.0 软件中完成。

主要变量(非对数形式)的描述性统计情况如下表 1 所示:

表 1 主要变量的描述性统计

变量	含义	样本量	均值	标准差	最大值	最小值
<i>MTFP</i>	制造业全要素生产率	570	1.203	0.242	2.261	0.415
<i>SEG</i>	市场分割度	570	0.010	0.003	0.002	0.000
<i>MOPEN</i>	制造业对外开放水平	570	0.045	0.052	0.250	0.004
<i>MR&D</i>	制造业研发投入	570	0.009	0.006	0.026	0.001
<i>MHUM</i>	制造业人力资本投资	570	0.030	0.019	0.080	0.005
<i>INFRA</i>	基础设施建设	570	12.918	4.913	27.145	3.900

四、实证结果分析

(一)基准回归结果分析

计量回归分析的方法主要有普通 OLS 混合回归(OLS)、固定效应回归(FE)、随机效应回归(RE)及动态面板回归(GMM)等 4 种方法。OLS 的假定之一是回归方程的扰动项是独立同分布的,但实际上同一地区不同年份的随机因素一般相关,因而会出现较大误差。FE 认为不同地区的区情不一样,这种特殊的区情可能是不同地区很难变动的因素,故而需要考虑个体固定因素。RE 则认为上述个体的区情因素中有些因素有可能以随机形式存在,需要考虑不同地区的随机因素。

上述回归方法主要是静态回归,容易形成联立方程偏误且忽视了解释变量的内生性问题。由于经济系统的复杂性,不仅回归方程的扰动项相关,解释变量与随机干扰项往往也相关(*cov*

^① 根据国家统计局相关负责人 2011 年 3 月 8 日就提高工业和投资统计起点答记者问的回答,据 2009 年数据测算,尽管全国主营业务收入 2 000 万以上的工业企业数比 500 万以上的企业数减少 40.6%,但工业增加值和利润增加额仅减少 2% 和 1.3%,因而对工业总体数据不会有太大影响,详见 http://www.stats.gov.cn/tjgz/tjdt/201103/t20110308_17519.html。

^② 即农副食品加工业(C13)、食品制造业(C14)、饮料制造业(C15)、烟草制品业(C16)、纺织业(C17)、纺织服装鞋帽制造业(C18)、造纸及纸制品业(C22)、石油加工炼焦及核燃料加工业(C25)、化学燃料及化学制品制造业(C26)、医药制造业(C27)、化学纤维制造业(C28)、非金属矿物制造业(C30)、黑色金属冶炼及压延加工业(C31)、有色金属冶炼及压延加工业(C32)、金属制品业(C33)、通用设备制造业(C34)、专用设备制造业(C34)、交通运输设备制造业(C36、C37)、电器机械及器材制造业(C38)、通信设备计算机及其他电子设备制造业(C39)、仪器仪表及文化办公机械制造业(C40)。

($X_i, \mu_i) \neq 0$),即存在内生性问题,从而违背了 OLS 解释变量与随机干扰项不相关的假定。为了得到相对可靠的研究结果,需要尽量减轻解释变量的内生性。主要解决方法是引入工具变量,然而找到合适的工具变量的难度非常大。GMM(广义矩估计)方法从矩条件出发,不需要对变量的分布进行假定,对随机干扰项的分布也没有严格要求,因而可以较好地解决内生性问题。GMM 方法可以分为差分 GMM 和系统 GMM,前者采用差分方程估算,用解释变量的滞后值作差分方程的工具变量;后者不仅采用了前者的做法,还采用差分变量的滞后值作原方程的工具变量。但是,当面板数据的时间维度较短而截面维度较长时,原解释变量的滞后值在差分方程中的工具性会比较弱,从而产生偏误^[40]。鉴于本文的数据结构截面维度较长、时间维度较短,因此从理论的角度看,使用系统 GMM 比差分 GMM 更合适。但具体应用于本文,还要求差分方程的随机扰动项没有二阶及以上的自相关性,而且工具变量不会出现过度识别问题,即需要分别进行 Arellano-Bond 和 Sargan 和检验。综合上述的分析,本文采用系统 GMM 进行计量检验,为了保持经验结果的稳健,回归过程中逐次加入控制变量进行比较,结果如表 2 所示,可以看出滞后一期制造业全要素生产率作为工具变量不存在自相关和过度识别问题,工具变量有效。

表 2 市场分割对全要素生产率影响的基准检验结果

变量	MTFP			
<i>LMTFP</i>	1.065*** (128.70)	1.045*** (140.15)	1.210*** (136.21)	1.032*** (120.52)
<i>SEG</i>	-0.924*** (-3.87)	-0.845*** (-4.35)	-0.813** (-2.10)	-0.616** (-2.13)
<i>MOPEN</i>	0.029 (1.45)	0.021* (1.92)	0.015 (0.98)	0.018 (0.47)
<i>MOPEN × SEG</i>	0.036** (2.25)	0.053*** (5.34)	0.032*** (3.82)	0.032** (2.14)
<i>MR&D</i>		0.024** (2.30)	0.042*** (4.56)	0.020** 8 (4.10)
<i>MHUM</i>			0.038*** (5.46)	0.062* (1.95)
<i>INFRA</i>				0.063*** (5.67)
地区固定	控制	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制	控制
样本量	540	540	540	540
<i>AR(1)</i>	0.005	0.000	0.001	0.001
<i>AR(2)</i>	0.150	0.152	0.143	0.202
<i>Sargan test</i>	0.234	0.531	0.420	0.316

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 及 1% 的统计水平上显著,下同;括号内为 t 值,下同

根据表 2 的结果,我们可以看出:

(1)市场分割的回归系数显著为负。在回归过程中,我们通过逐次加入控制变量验证经验结果的稳健性,发现市场分割的回归系数一直显著为负,即表明市场分割明显阻碍了制造业全要素生产率的增长,这与前述的研究假设一致,主要有三个方面的原因:首先是市场分割阻碍了企业的跨区重组和规模的扩大,不利于制造业企业规模效率的提升,企业达不到最优的生产规模;其次是给要素的自由流动设置了障碍,不利于要素资源的优化配置,在同样的规模和技术水平下,企业不能实现投入成本最小化;最后是市场分割弱化了知识技术外溢的效果,抑制了创新要素的流动,致使企业缺乏新技术研发的基础和动力,技术水平停滞不前。因此,制造业的发展质量得不到有效提升。

(2)对外开放水平的回归系数为正。这表明对外开放水平的提高有利于制造业全要素生产率的增长。对外开放的过程实际上就是技术外溢的过程,制造业企业可以发挥“干中学”的效应,在开放的过程中学习到新的技术;同时可以参与国际竞争,提高产品质量。

(3)市场分割与对外开放水平的交互项的符号显著为正。这说明对外开放一定程度上可以削弱市场分割对制造业全要素生产率的负向影响,即国内市场与国际市场在影响制造业全要素方面存在一定的替代作用。在国内市场分割比较严重的情况下,地区间的交易成本比较高,企业会转向国际市场寻求发展。

(4)研发投入的增加对制造业全要素生产率有显著的正向作用,这是因为研发投入的增加有利于技术进步,推动技术前沿面的拓展。人力资本投资同样促进了制造业全要素生产率的增长,主要是由于人力资本投资可以提高要素的使用效率。基础设施建设则主要通过溢出效应和优化营商环境推动地区制造业发展质量的提升。此外,GMM在运算过程中将被解释变量 *MTFP* 的滞后一期 *LMTFP* 纳入了解释变量,表2的结果显示 *LMTFP* 相对于当期的制造业全要素生产率具有显著正向影响,说明前期全要素生产率的提高是下一期制造业全要素生产率提高的基础,前期生产率的改善将有利于下一期生产率的提高。

(二)稳健性检验

上文的基准回归已经说明市场分割对制造业具有显著的负向影响,为了检验该结论的稳健性,本文采用 SFA 法(随机前沿法)来测算制造业全要素生产率,以此来替换本文 DEA 法测算的制造业全要素生产率^[27]。SFA 法与 DEA 法一样,同属于测算宏观层面效率的方法。同样采用系统 GMM 回归得到的稳健性检验的结果如表3所示。

表3 稳健性检验结果:不同的全要素生产率测量方法

变量	<i>MTFP</i> (SFA)			
<i>LMTFP</i>	0.524*** (50.15)	0.430*** (60.34)	0.534*** (74.46)	0.410*** (65.30)
<i>SEG</i>	-0.632** (-2.20)	-0.436* (-1.90)	-0.385*** (-5.22)	-0.480*** (-4.36)
<i>MOPEN</i>	0.124 (1.21)	0.151 (0.21)	0.091* (1.99)	0.102*** (3.42)
<i>MOPEN</i> × <i>SEG</i>	0.203*** (5.68)	0.142*** (7.42)	0.091*** (4.45)	0.092*** (3.96)
<i>MR&D</i>		0.104** (2.35)	0.205*** (3.48)	0.098** (2.25)
<i>MHUM</i>			0.094*** (6.20)	0.061*** (4.33)
<i>INFRA</i>				0.245*** (7.34)
地区固定	控制	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制	控制
样本量	540	540	540	540
<i>AR</i> (1)	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>AR</i> (2)	0.346	0.463	0.520	0.432
<i>Sargan test</i>	0.395	0.568	0.342	0.613

稳健性检验的结果中,核心解释变量市场分割的回归系数与基准回归结果略有变化,但整体上显著性和方向均未改变;对外开放水平、制造业研发投入、制造业人力资本投资和基础设施建设等控制变量整体上也基本与基准回归结果一致。因此,上述基准回归的结果十分稳健,即市场分割程度的提高,将抑制制造业全要素生产率的增长,不利于制造业发展质量的提升。

(三)影响机制检验

基于上文对市场分割与制造业全要素生产率的关系进行基准回归分析和稳健性检验,结果表明市场分割与制造业全要素生产率是显著的负向关系。为了进一步验证市场分割影响制造业全要素生产率的传导机制,这里将按照前文中所提的三个研究假说进行实证检验,即检验市场分割与规模效率、资源配置效率及技术进步之间的关系。回归结果如表4所示:

表4 市场分割影响制造业 TFP 的机制检验

变量	<i>sech</i>		<i>pech</i>		<i>Tech</i>	
<i>L</i>	-0.270*** (-21.45)	-0.3240*** (-40.48)	0.092** (2.21)	0.063*** (10.14)	-0.165*** (-30.55)	-0.232*** (-10.35)
<i>SEG</i>	-0.024*** (-6.58)	-0.013* (-1.73)	-0.126*** (-7.34)	-0.108*** (-6.85)	-0.084*** (-4.89)	-0.063*** (-8.22)
<i>MOPEN</i>	0.026** (1.99)	0.020 (0.35)	0.092*** (7.55)	0.142*** (10.36)	0.240*** (20.31)	0.159*** (15.03)
<i>MOPEN</i> × <i>SEG</i>	0.145*** (9.34)	0.103*** (5.26)	-0.043*** (-10.60)	-0.097*** (-12.53)	0.056*** (7.19)	0.033*** (15.45)
<i>MR&D</i>		-0.015 (-0.93)		0.020*** (5.11)		0.103*** (8.33)
<i>MHUM</i>		0.090*** (12.54)		0.043 (0.32)		0.231*** (6.48)
<i>INFRA</i>		0.013* (1.96)		0.061* (1.91)		0.036*** (10.53)
地区固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	540	540	540	540	540	540
<i>AR</i> (1)	0.000	0.000	0.001	0.002	0.001	0.000
<i>AR</i> (2)	0.169	0.238	0.105	0.343	0.562	0.415
<i>Sargan test</i>	0.567	0.750	0.324	0.562	0.430	0.334

从表4可以看出,加入控制变量前后,不论是规模效率、资源配置效率还是技术进步,市场分割的回归系数始终为负,且比较显著,说明市场分割确实是通过阻碍企业规模效率、资源配置效率和技术进步的提升,抑制了制造业全要素生产率的提高。与此同时,对外开放与市场分割的交互项也具有较高的显著性,但作用方向有差异。规模效率与技术进步的回归方程中,对外开放与市场分割的系数显著为正,表明对外开放扩大了企业的市场规模,推动了制造业企业的技术创新;与此相反的是,在资源配置效率的回归方程中,对外开放与市场分割的交互系数显著为负,说明经济的开放对于国内资源配置效率的改善效果不明显。这可能是由于资源配置效率涉及多种要素的结合,然而现实中往往引进的是较单一的要资源,在国内相关要素的配套不充足的条件下,容易导致该要素的过度使用或不充分使用,因而不利于资源配置效率的提高,这与前述分析中有关中国制造业全要素生产率增长量的贡献中资源配置效率不明显是对应的。

五、研究结论与政策建议

本文在分析区域市场分割对制造业全要素生产率影响机理基础上,使用中国30个省自治区、直辖市2001—2019年的面板数据进行实证检验,分析了区域市场分割对制造业全要素生产率的影响。研究表明:区域市场分割会显著阻碍中国制造业全要素生产率的生长,而且主要通过抑制制造业规模效率提升、资源配置效率的提升及制造业的技术进步来体现;同时,制造业研发投入、人力资本投资及基础设施建设对制造业全要素生产率的提升均有正向促进作用,对外开放水平的提高一定程度上可以缓解市场分割对制造业全要素生产率的不利影响。

为了提升中国制造业全要素生产率,进而推动制造业高质量发展,本文提出如下政策建议:第一,推进中国统一大市场建设。加快建立全国统一的市场基础规则、高标准联通的市场设施、统一的商品与服务市场、公平监管体系,打破不同地区间的市场壁垒,促进商品和要素的自由流动,助力实施扩大内需战略,畅通国内经济大循环。第二,加快技术创新和人力资本积累。加大对制造业的研发投入和人力资本投资,降低技术创新成本,集聚创新人才与资源,进一步优化基础设施建设。第三,推进中国区域经济一体化。探索经济区与行政区适度分离改革,减少地方政府在地区经济增长方面的过度竞争,促进区域分工与协作,发展各具特色的优势制造业,避免地方制造业低水平同质竞争。第四,继续推进对外开放。统筹利用国际市场与国内市场,在推动国内区域经济一体化发展的同时,积极利用外资,扩大对外贸易,推动国内经济循环与国际经济循环的相互促进,从而提升中国制造业国际竞争力,实现中国由制造业大国向制造业强国转变。

参考文献:

- [1] 肖亚庆. 我国制造业增加值连续 11 年位居世界第一[EB/OL]. http://www.gov.cn/xinwen/2021-09/13/content_5637023.htm.
- [2] 李晓阳,代柳阳,牟士群,等. 生产性服务业集聚与制造业绿色转型升级[J]. 西南大学学报(社会科学版),2022(1):83-96.
- [3] 罗超平,朱培伟,张璨璨,等. 生产性服务业集聚促进了城市绿色创新吗?[J]. 西南大学学报(社会科学版),2022(1):97-112.
- [4] 阿林·杨格. 报酬递增与经济进步[J]. 经济社会体制比较,1996(2):52-57.
- [5] YOUNG A. The razor's edge: distortions and incremental reform in the People's Republic of China[J]. Quarterly journal of economics, 2000(4):1091-1135.
- [6] PONCET S. Measuring Chinese domestic and international integration[J]. China economic review, 2003(1): 1-21.
- [7] 陆铭,陈钊. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?[J]. 经济研究,2009(3):42-52.
- [8] 李真,范爱军. 地方保护、区域市场分割与产业集聚——基于制造业数据的实证研究[J]山西财经大学学报,2008(10):50-56.
- [9] 邓明. 中国地区间市场分割的策略互动研究[J]. 中国工业经济,2014(2):18-30.
- [10] 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]. 世界经济,2011(7):43-63.
- [11] 毛其淋,盛斌. 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率[J]. 经济学(季刊),2012(1):181-210.
- [12] 郭勇. 国际金融危机、区域市场分割与工业结构升级——基于 1985—2010 年省际面板数据的实证分析[J]. 中国工业经济,2013(1):19-31.
- [13] 申广军,王雅琦. 市场分割与制造业企业全要素生产率[J]. 南方经济,2015(4):27-42.
- [14] 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]. 世界经济,2016(1):95-122.
- [15] 毛其淋. 贸易自由化、异质性与企业动态:对中国制造业企业的经验研究[D]. 天津:南开大学,2013.
- [16] SCHERNGELL T, BOROWIECKI M, HU Y. Effects of knowledge capital on total factor productivity in China: a spatial econometric perspective[J]. China economic review, 2014(29):82-94.
- [17] 王磊,汪恒. 市场分割与区域资源配置效率[J]. 商业研究,2015(6):18-25.
- [18] CHARNES A, COOPER W W, RHODES E. Measuring the efficiency of decision making units[J]. European journal of operational research, 1978(6):429-444.
- [19] BANKER R D, CHARNES A, COOPER W W. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis[J]. Management science, 1984(9):1078-1092.
- [20] 孙致陆,肖海峰. 技术效率、技术进步与中国羊绒生产的全要素生产率——基于 DEA-Malmquist 指数法的分析[J]. 农业经济与管理,2012(1):64-70.
- [21] 顾雪松,韩立岩. 区域市场整合与对外直接投资的逆向溢出效应——来自中国省级行政区的经验证据[J]. 中国管理科学,2015(3):1-12.
- [22] 刘宇英,白俊红. 区域市场整合、贸易开放与资源错配[J]. 南大商学评论,2018(3):36-56.
- [23] 张志鑫,闫世玲. 双循环新发展格局与中国企业技术创新[J]. 西南大学学报(社会科学版),2022(1):113-122.
- [24] SOLOW R M. Technical change and the aggregate production function[J]. Review of economics and statistics, 1957(3):312-320.
- [25] LEVIN A, RAUT L K. Complementarities between exports and human capital in economic growth: evidence from the semi-industrialized countries[J]. Economic development & cultural change, 1997(1):155-174.

- [26] 盛斌,毛其淋. 贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985~2008年[J]. 世界经济,2011(11):44-66.
- [27] 陈诗一. 中国工业分行业统计数据估算:1980—2008[J]. 经济学(季刊),2011(3):735-776.
- [28] HALL R E, JONES C I. Why do some countries produce so much more output per worker than others? [J]. The quarterly journal of economics,1999(1):83-116.
- [29] 苏锦红,兰宜生,夏怡然. 异质性企业全要素生产率与要素配置效率——基于1999—2007年中国制造业企业微观数据的实证分析[J]. 世界经济研究,2015(11):109-117.
- [30] 孙早,刘李华. 中国工业全要素生产率与结构演变:1990—2013年[J]. 数量经济技术经济研究,2016(10):57-75.
- [31] 杨明. FDI对中国制造业全要素生产率增长的影响研究[D]. 长春:东北师范大学,2019.
- [32] PARSLEY D C, W SHANG-JIN. Convergence to the law of one price without trade barriers or currency fluctuations[J]. Quarterly journal of economics,1996(4):1211-1236.
- [33] 桂琦寒,陈敏,陆铭,等. 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]. 世界经济,2006(2):20-30.
- [34] 许晓娟,智冬晓. 中国本土企业获得FDI垂直技术溢出了吗? ——基于1999—2006年中国制造业企业的实证研究[J]. 中国软科学,2013(8):43-54.
- [35] 汪锋,张宗益,康继军. 企业市场化、对外开放与中国经济增长条件收敛[J]. 世界经济,2006(6):48-60.
- [36] ROMER, P M. Increasing returns and long-run growth[J]. Journal of political economy, 1986(5):1002-1037.
- [37] 刘秉镰,武鹏,刘玉海. 交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析[J]. 中国工业经济,2010(3):54-64.
- [38] 周海波,胡汉辉,谢呈阳,等. 地区资源错配与交通基础设施:来自中国的经验证据[J]. 产业经济研究,2017(1):100-113.
- [39] 王凤荣,苗妙. 税收竞争、区域环境与资本跨区流动——基于企业异地并购视角的实证研究[J]. 经济研究,2015(2):16-30.
- [40] BLUNDELL R, BOND S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data model[J]. Journal of econometrics, 1998(1):115-143.

Research on the Impact of Regional Market Segmentation on Total Factor Productivity of Manufacturing Industry

YU Shiyong¹, ZHU Xianyong², ZHANG Qiwen³

(1, 2. College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China;

3. Party School of Beibei District Committee of CPC, Chongqing 400700, China)

Abstract: Regional market segmentation has always affected China's unified market construction, domestic economic cycle and high-quality development of manufacturing industry. Based on the provincial panel data of 22 sub-sectors of China's manufacturing industry from 2001 to 2019, this paper explores the impact of regional market segmentation on China's manufacturing total factor productivity by means of regression analysis. The research results show that regional market segmentation has a significant negative effect on the total factor productivity of China's manufacturing industry, which is relatively stable. Such a negative effect is mainly realized by affecting the scale efficiency, resource allocation efficiency and technological progress of the manufacturing industry. R&D investment, human capital investment and infrastructure construction all have a positive effect on the improvement of manufacturing total factor productivity. The increase in the level of opening-up can alleviate the adverse impact of regional market segmentation on manufacturing total factor productivity.

Key words: manufacturing total factor productivity; market segmentation; scale efficiency; resource allocation efficiency; technology progress

责任编辑 张颖超

网 址: <http://xbjbs.swu.edu.cn>