

国内市场分割影响了中国对外直接投资吗

——基于企业微观数据的实证研究

周 经 王 旭

摘要：本文立足于国内存在市场分割这一事实，基于企业微观数据实证检验了我国商品市场分割和要素市场分割对中国对外直接投资的影响，并引入离散时间生存模型考察要素市场分割对中国对外直接投资存续期的影响。研究发现，我国商品市场分割程度上升降低了企业对外直接投资倾向，而要素市场分割程度上升则提升了企业对外直接投资倾向，要素市场分割对于我国对外直接投资具有一定的激励作用。进一步分样本研究结果表明，在区分东道国制度环境优劣之后，商品市场分割对于高生产率企业和非国有企业的对外直接投资均具有阻碍作用，国有企业则不受商品市场分割的影响；要素市场分割促进非国有企业和高生产率的企业前往制度环境较好的东道国进行投资。此外，要素市场分割加大了企业对外直接投资的退出风险，不利于企业对外直接投资存续期的延长，要素市场分割驱动下的对外投资企业未必具备较强的国外“生存”能力。本文的研究对于从投资母国的特性角度理解中国对外直接投资特征具有一定的参考价值。

关键词：市场分割；对外直接投资；离散时间生存模型；存续期

[中图分类号] F742 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2019) 11-0061-16

引 言

进入21世纪以来，我国对外直接投资（Out Word Foreign Direct Investment, OFDI）实现了较快的发展。据商务部数据显示，我国OFDI流量从2003年的28.5亿美元迅速攀升至2017年的1582.9亿美元，实现了年均33.2%的增长率，中国企业遍布189个国家和地区。中国企业“走出去”逐步成为扩大我国世界影响力和提升全球价值链的重要途径，并掀起了国内外关于中国企业对外直接投资研究的热潮。传统的对外直接投资理论认为，母国制度环境对企业OFDI具有重要影响，当母国制度环境较差，交易成本较高时，企业倾向于选择以OFDI为“跳板”，从母国制度环境中“逃逸”（Luo and Tung, 2007^[1]；Witt and Lewin, 2007^[2]）。当前中

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“数字经济背景下中国对外投资理性增长与治理机制创新研究”（18BGJ011）。

[作者信息] 周经：安徽财经大学国际经济贸易学院副教授、硕士生导师 233030 电子信箱 120081433@aufe.edu.cn；王旭：安徽财经大学世界经济专业硕士研究生。

国正处于经济转型时期,地区间“以邻为壑”的市场分割现象仍普遍存在(张杰等,2010^[3];吕越等,2018^[4])。地方政府为维护当地利益通过行政手段限制本地资源流往外地或外地资源进入本地,我国地区间的市场分割影响了企业在更大地理范围内的市场整合和效率的提升,并增加了企业跨地区经营的成本(曹春方等,2015)^[5]。那么,在我国仍存在市场分割这一背景下,企业是否会以 OFDI 为“跳板”,从本土市场中“逃逸”去寻求更为广阔的市场?市场分割究竟会对企业 OFDI 产生何种影响?企业 OFDI 的存续期与市场分割之间存在何种联系?对上述问题进行回答有助于我们从母国市场环境视角更好地了解中国企业“走出去”的动因,这对于加速我国市场化进程、引导企业理性投资具有一定的现实意义。

目前学者主要从以下几个方面研究国内市场分割:一是国内是否存在市场分割。Poncet (2005)^[6]研究 1992—1997 年中国各省市市场分割程度,发现国内市场分割受省际边界的影响不断上升。总体来看,国内市场分割程度呈下降趋势,但不可否认的是国内市场分割现象仍广泛存在(Fan and Wei, 2006^[7];王健康,2019^[8])。二是国内市场分割的缘起与动因。陆铭和陈钊(2009)^[9]认为在地方政府看来,适度的市场分割有利于地方经济增长,因此地方政府有动力人为采取一些分割市场的举措。付强(2017)^[10]从理论和经验两个方面探讨了市场分割的福利效应,市场分割通过产业同构方式有效促进地方经济增长,地方政府主动实施市场分割的动机明显增强。三是市场分割对企业国际化的影响。目前学者关于市场分割对企业国际化的影响主要侧重于分析市场分割对企业出口的影响(赵玉奇和柯善咨,2016^[11])。吕越等(2018)^[4]研究发现,市场分割降低企业出口的国内附加值率,限制企业规模收益,损害其创造贸易附加值的能力。四是市场分割对企业全要素生产率和市场竞争地位的影响(毛其淋和盛斌,2012^[12];曹春方等,2018^[13])。

有关中国对外直接投资影响因素的研究,一方面基于东道国视角进行研究。比如,部分学者认为东道国制度水平是影响中国 OFDI 的重要因素,其中既包括东道国总体制度水平,也包括从政治稳定性、执政效率、腐败控制等多个维度细分考察,但观点不一(Kolstad and Wiig, 2012^[14];张瑞良,2018^[15];钱进和王庭东,2019^[16])。近年来中国开始以资本输出带动产能输出,东道国市场潜力和资源丰裕度逐渐成为中国 OFDI 的主要驱动因素(Buckley, 2010^[17];王晓颖,2018^[18])。另一方面基于母国视角考察中国 OFDI 的动因。部分学者从领导人访问、友好城市交流、双边投资协定等政治因素考察其对中国 OFDI 的影响(宗芳宇等,2012^[19];雪闫凌和林建造,2019^[20])。另有少数学者从要素市场扭曲等母国市场环境角度考察中国 OFDI 的动因(王文珍和李平,2018)^[21]。裴长洪和郑文(2011)^[22]提出了国家特定优势理论,他们强调了母国特性在中国 OFDI 中所起的作用,中国企业大规模低成本生产、市场定位及市场销售能力等竞争优势主要源于中国本土特性,而在海外复制这些优势需要政府的推动。

通过对有关市场分割和对外直接投资动因的文献梳理可以发现,较少学者从母国市场环境角度探究企业 OFDI 的动因,尤其是市场分割对企业 OFDI 影响的研究更为缺乏。即便有少数学者对两者关系进行了研究,但并未考察市场分割对企业

OFDI 存续期的影响, 而企业 OFDI 存续期的长短是评估市场分割对于企业 OFDI 长远影响的重要依据。本文边际贡献体现在如下几个方面: 第一, 在研究视角上, 基于国内存在市场分割这一事实, 考察了商品市场分割与要素市场分割对中国 OFDI 的影响, 有助于我们从母国市场环境角度理解企业 OFDI 的驱动因素。第二, 已有研究在测度国内市场分割时大多仅考虑相邻省级单位配对, 存在一定误差, 为修正这一误差, 本文将测算范围扩展至任意两个省级单位配对。第三, 本文引入离散时间生存模型重点考察了要素市场分割对于企业 OFDI 存续期的影响, 系统分析了中国 OFDI 驱动因素的变化及其长远影响。

一、理论假说

中国的市场分割源于中央政府权力(财政权、税权等)下放和对非国有企业的政策歧视(赵奇伟和熊性美, 2009)^[23]。地方政府和官员为了维持当地经济增长和保护本地企业, 会限制本省以外的商品进入; 此外, 地方政府为增加当地税收也会限制本地商品向外销售。这一做法使得商品的流入与流出均受到限制。另外, 地方政府通过对劳动力、资本及资源能源等要素市场干预与控制, 将优质的资源留给当地企业。在劳动市场方面, 教育体制、户籍制度和社会保障体系等中国独特的“二元体制”模式造成了城乡劳动力市场的严重分割。劳动力的跨省流动也受到诸多限制, 许多企业并未解决劳动人员的户口问题, 甚至有部分企业倾向于只招聘本地人员。在资本市场方面, 政府对部分金融资源及资本分配权的干预与控制, 如为某些企业提供特殊的贷款担保与财政补贴, 在一定程度上造成了资本市场分割。由于商品市场分割与要素市场分割对企业资源配置的影响机理不尽相同, 因此, 有必要分别考察商品市场分割与要素市场分割对企业 OFDI 的影响。

(一) 商品市场分割与企业 OFDI

商品市场分割阻碍了全国统一大市场的形成, 致使企业发展的市场空间被压缩, 不利于企业实现规模经济效应(张杰等, 2010)^[3]。此外, 商品市场分割也会阻碍国内市场竞争机制的形成, 企业的市场空间被挤压, 导致市场竞争程度和生产集中度不高。同时, 商品市场分割限制了商品的自由流动, 割裂了供需的双向互动, 致使供需关系脱节, 导致企业资源错配。鉴于此, 企业通过对外直接投资化解过剩产能, 寻求更加公平的竞争环境便是一种理性的选择。

有研究表明市场分割与地方保护是密切关联的(陆铭和陈钊, 2009)^[9]。出于地区竞争的需要, 地方政府将更多的资源留在本地以获得短期经济增长, 这对于企业经营来说是一把双刃剑。一方面, 地方官员的晋升竞争促使地方政府改善投资环境, 建设基础设施, 促进产业集聚, 倾向于限制本地以外的商品进入以保护当地企业免受竞争排挤。另一方面, 地方政府也会给予本地企业更多的软硬政策支持。得益于地方政府的保护, 当地企业往往满足现状, 加之缺乏有效的竞争机制, 不愿意创新。因此, 从这一角度来看, 商品市场分割不利于企业对外直接投资。为此, 本文提出第一个假说。

假说 1: 商品市场分割对企业对外直接投资活动的影响不确定。

(二) 要素市场分割与企业 OFDI

要素市场化改革相较于商品市场化改革来说进程缓慢,要素市场分割较商品市场分割更为严重(张杰等,2011)^[24]。要素市场分割导致要素自由流动受阻,要素价格偏离边际产出或机会成本,造成资本和劳动力等要素市场扭曲。在分割的要素市场下,要素价格负向扭曲使得企业将要素的成本优势转化为出口优势,实现了出口扩张(姜学勤,2009)^[25]。虽然短期内要素市场分割能够促进企业出口,但从长期来看,非市场化因素推动出口贸易繁荣并不利于企业长远发展。具体而言,企业的大量出口使得我国贸易顺差不断扩大,成为其他国家对我国实行贸易保护主义的重要依据,容易引致与其他国家的贸易摩擦。企业为减少贸易摩擦的不利影响,会选择以投资代替出口,从这一角度来看,要素市场分割增强了企业对外直接投资的动机。自从我国加入世界贸易组织以来,出口数量快速攀升,但盈利能力相对于发达国家来说仍然较弱,我国企业长期处于全球价值链的低端装配环节,出口贸易“大而不强”(张少军和刘志彪,2013)^[26],在国际贸易中处于被动地位的局面依然没有彻底改变。企业通过对外直接投资活动,比如,通过在海外设立研发、营销机构,获取国外先进技术和现代企业管理方法,对母国企业产生了逆向技术溢出(董有德和孟醒,2014)^[27]。通过上述分析可知,要素市场分割增加了企业出口成本,增强了企业 OFDI 动机。

此外,在资源禀赋、产业结构、经济发展水平等方面,各地区仍存在较大的差异,而要素市场的自由流动可以起到优势互补、提高资源配置效率和公平性的作用。当前一些地方政府对要素资源的流动实行严格管制,对外来企业设置进入壁垒的做法普遍存在(刘竹青和佟家栋,2017)^[28]。如果不加快构建竞争有序统一开放的要素市场体系,要素市场的分割引致要素资源配置低效率的局面便会长期存在,自然会倒逼部分企业通过 OFDI 在全球整合资源,寻找高效公平的市场环境。为此,本文提出第二个假说。

假说 2: 要素市场分割显著增强了企业对外直接投资的动机。

(三) 市场分割与不同所有制企业 OFDI

当前不同所有制企业在要素市场和商品市场平等使用资源的公平竞争环境还没有形成。一些重要领域的市场准入机会不均等,民营企业市场准入门槛相对较高,进入一些垄断行业仍面临“玻璃门”“旋转门”问题。政府对于本地企业尤其是国有企业的保护是形成市场分割的一个重要原因(曹春方等,2018)^[13]。相较于民营企业来说,国有企业容易进入一些管制性、垄断性行业,获得政府支持的力度也相对较大(余明桂等,2010)^[29]。在获取要素资源方面,国有企业和非国有企业之间差别明显。就融资成本而言,国有企业通过地方政府担保较为容易地获取优质金融资源(Midrigan and Xu, 2014)^[30]。而非国有企业受到的歧视较多,常面临较为严重的信用约束。在自然资源及能源方面,政府拥有诸如能源、矿藏等重要生产要素的支配权,政府常把此类资源无偿或低偿授予国有垄断企业,仅收取较少的资源税及资源使用费,政府对于国有企业的偏爱使其能够获取相对廉价的要素资源,而非国有企业获取此类要素资源的成本则较高。在劳动力报酬方面,国有企业凭借其垄

断势力获取的超额利润往往部分转化为员工福利，无疑拉大了与非国有企业员工的收入差距（靳来群，2015）^[31]。

当企业进入国际市场时，国有企业和非国有企业投资动机存在明显的差异。国有企业具有明显的“非市场性动机”，且投资行为具有“自然资源偏好”特征（宋利芳和武皖，2018）^[32]。而对于非国有企业来说，由于不必背负过多“政治负担”其对外投资活动具有更大的自主权和灵活性（Chen et al., 2016）^[33]。非国有企业通过 OFDI 在一定程度上可以规避政策歧视和所有制属性带来的额外负担。因而，相较于国有企业来说，商品市场分割和要素市场分割增强了非国有企业 OFDI 的动机。为此，本文提出第三个假说。

假说3：市场分割对于非国有企业对外投资活动具有一定的激励作用。

二、模型构建与数据说明

（一）模型设定

参考现有文献的做法，以对外直接投资决策为被解释变量，设定如下计量模型：

$$\Pr(ofdi_{ijkt} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 pseg_{jt} + \alpha_2 fseg_{jt} + \sum b_n G_{it}^n + u_j + u_t + u_k + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

为考察在商品市场和要素市场分割的情形下企业生产率高高低对其 OFDI 行为影响的异质性，因此引入市场分割与企业生产率水平的交互项，并设定如下计量模型：

$$\Pr(ofdi_{ijkt} = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 pseg_{jt} + \alpha_2 pseg_{jt} \times av_{it} + \alpha_3 fseg_{jt} + \alpha_4 fseg_{jt} \times av_{it} + \alpha_5 av_{it} + \sum b_n Q_{it}^n + u_j + u_t + u_k + \varepsilon_{ijkt} \quad (2)$$

其中， t 、 j 、 i 、 k 分别表示年份、地区、企业、行业， $ofdi_{ijkt}$ 表示企业是否进行对外直接投资， $pseg_{jt}$ 为商品市场分割指数， $fseg_{jt}$ 为要素市场分割指数， av_{it} 表示企业生产率， $pseg_{jt} \times av_{it}$ 、 $\alpha_4 fseg_{jt} \times av_{it}$ 分别表示商品市场分割和企业生产率的交互项、要素市场分割和企业生产率的交互项。方程（1）中的 G_{it}^n 表示一系列代表企业特征的控制变量，包括企业生产率、企业资本密集度、企业规模、企业流动性因素、企业经营年限。方程（2）中的 Q_{it}^n 表示除企业生产率之外的其余控制变量，包括企业资本密集度、企业规模、企业流动性因素、企业经营年限。 u_j 、 u_t 、 u_k 分别为地区、年份及行业相关的未观察因素， ε_{ijkt} 为随机扰动项。其中行业按照国民行业分类标准的二位数行业进行分类。

（二）变量选取与测度

本文被解释变量 OFDI 表示企业是否进行对外投资活动，有则为 1，无则为 0，解释变量和控制变量的选取如下。

1. 市场分割指数

关于市场分割的测度，现有文献主要采用以下四种方法：生产法、贸易法、价格法和经济周期法。近年来，国内外多数学者常采用价格指数法进行测度，参考现有文献的做法，本文采用相对价格指数法测算 2009—2013 年中国 30 个各省份地区

的商品市场及要素市场分割程度。与已有研究大多仅考虑相邻省份配对的相对价格变动有所不同,本文对30个省级单位任意两两配对进行考察,并对数据进行了如下筛选:以2008年为数据起始年份;由于西藏自治区缺少若干年数据而将其剔除;对于商品市场相对价格方差的测算,参考赵奇伟和熊性美(2009)^[23]的做法,采用居民消费价格分类指数进行计算;对于要素市场相对价格方差的测算,参考金培振等(2015)^[34]的做法,采用在岗职工平均实际工资指数衡量劳动要素价格变动状况,固定资产投资价格指数衡量资本要素价格变动状况,工业生产者购进价格指数衡量资源能源要素价格变动状况。^①

具体计算步骤为:首先,计算两两省份 r 和 s 的相对价格绝对值 $|\Delta Q_{rst}^k|$,

$$|\Delta Q_{rst}^k| = |\ln(P_{rt}^k/P_{st}^k) - \ln(P_{rt-1}^k/P_{st-1}^k)| = |\ln(P_{rt}^k/P_{rt-1}^k) - \ln(P_{st}^k/P_{st-1}^k)| \quad (3)$$

其中, k 为商品市场、要素市场不同价格指数。其次,为消除因商品自身特性所引起的价格变动,本文采取去均值法消除上述固定效应, $q_{rst}^k = |\Delta Q_{rst}^k| - |\overline{\Delta Q_t^k}|$,该公式表明相对价格变动仅受地区市场分割及随机因素影响。最后,求各商品的价格方差 $\text{var}(q_{rst}^k)$,即计算 r, s 两个地区在年份 t 内各类价格指数间的价格变动平均值的方差 $\text{var}(q_{rst})$,得到我国商品市场、要素市场在5年内两两省份的相对价格方差,并将其按照两两省份匹配合并,得到2009—2013年中国30个省份商品市场和要素市场分割指数。为便于观察,本文将商品市场分割指数及要素市场分割指数分别放大100倍。

2. 控制变量

参考现有文献的做法,本文选取如下控制变量:(1)企业生产率。由于2007年之后工业企业数据库缺少企业中间投入及增加值数据,无法采用OP或LP法测算全要素生产率,故本文采用劳动生产率,用人均产出表示。(2)企业资本密集度。采用固定资产净额/员工数表示。(3)企业规模。用企业员工数表示,一般来说,企业规模越大,其对外直接投资的内生动力越强。不同规模的企业对当地政府GDP及财政税收等方面的贡献差异明显,当地政府倾向于支持规模更大的企业(张杰,2010)^[31]。(4)企业流动性因素。采用企业利息支出表示,当前中国金融体系仍有待完善,普惠金融尚待发展,中小民营企业仍然面临融资难的困扰,当开拓国外市场时,无法及时获取更多的融资支持。(5)企业经营年限。用企业当年年份-成立年份表示。经营年限长的企业由于具备了一定的所有权优势和投资经验,跨国投资的概率更大。为减少异方差,对上述控制变量均取对数,变量描述性统计见表1。

^① 消费品包括食品、烟酒及用品、衣着、家用设备及其用品、医疗保健用品、交通和通讯工具、娱乐教育文化用品、与居住相关的产品与服务等八大类;固定资产投资品包括建筑安装工程、设备工程和器具、其他资本品三类;在岗职工平均实际工资包括国有单位职工平均工资、城镇集体单位职工平均工资、其他单位职工平均工资三类;工业生产者购进包括燃料动力类、黑色金属材料类、有色金属材料类、化工原料类、木材及纸浆类、建材及非金属矿类、农副产品类和纺织原料类等八类资源能源要素。

表1 变量描述性统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
对外直接投资	13 845	0.909	0.287	0	1
商品市场分割	13 845	0.038	0.030	0.0078	0.1922
要素市场分割	13 845	0.048	0.047	0.0086	0.2345
企业生产率	13 837	6.553	1.302	0.2253	16.380
企业规模	13 836	12.889	1.958	6.4377	19.336
企业资本密集度	13 845	4.511	2.643	2.4321	16.300
企业流动性因素	13 845	7.323	3.837	3.5553	15.656
企业经营年限	13 839	2.906	0.588	1.3856	5.2203

(三) 数据来源及说明

本文使用的企业层面数据来源于2009—2013年《中国工业企业数据库》与商务部《境外投资企业(机构)名录》合并而成,衡量市场分割的价格指数数据来源于2008—2013年《中国统计年鉴》。本文参考王自锋和白玥明(2017)^[35]的研究,对工业企业数据库进行处理:一是剔除关键指标缺失的观测值,如企业职工数、企业工业总产值、企业固定资产净值和企业总资产;二是剔除总资产小于或等于零、总资产小于固定资产或流动资产、企业名称出现重复的企业,并按照企业名称、法人代码进行匹配。并将匹配好的工业企业数据库按照法人单位、年份与《境外投资企业(机构)名录》再次进行匹配,最终得到2769家对外直接投资企业。

三、实证结果分析

本文使用Probit模型检验市场分割对企业OFDI的影响。Meltiz(2003)^[36]相关研究表明,国内资源配置情况可能会因企业OFDI行为而得到改善,即企业的对外直接投资活动也会影响母国国内市场分割状况。为解决模型的内生性问题,我们参考王文珍和李平(2018)^[21]的做法,只对企业首次进行OFDI的样本进行回归以避免内生性问题对回归结果产生的偏差。

(一) 基准回归结果分析

1. 基准模型

表2报告了全样本基准回归的估计结果,在第(1)、(2)列,商品市场分割估计系数显著为负,这表明商品市场分割程度越高,企业进行OFDI的概率越小,即商品市场分割降低了企业OFDI倾向,说明商品市场分割削弱了企业“走出去”的动力及能力。控制内生性的检验结果表明[如表2第(5)、(6)两列],商品市场分割对于企业OFDI的影响未发生显著变化。要素市场分割估计系数均显著为正,表明要素市场分割程度上升提升了企业OFDI倾向,即要素市场分割激励了企业的对外直接投资行为,控制内生性的检验结果表明,要素市场分割程度越高,企业对外直接投资的概率越大[如表2第(7)、(8)两列]。

控制变量结果显示,生产率较高的企业进行 OFDI 的概率越大,生产率较高的企业更可能具有完善的管理经验、先进的技术、较强的抵御风险的能力。企业规模的估计系数表明,规模较大的企业进行 OFDI 的概率也更大。资本密集度的估计系数显著为正,表明资本密集度越高,企业进行 OFDI 的概率就越大,原因在于资本相对雄厚的企业其应对国外风险的能力更强。企业经营年限估计系数显著为正,表明随着企业经营年限的增加,企业选择以对外直接投资方式整合全球资源的动机显著增强。

表 2 基准回归结果

解释变量	全样本检验				控制内生性检验			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
商品市场分割	-18.11*** (1.27)	-11.97*** (1.62)			-9.737*** (1.98)	-10.16*** (2.12)		
要素市场分割			4.897** (2.23)	7.254** (3.22)			33.691*** (11.66)	30.792** (12.53)
企业生产率		0.209*** (0.05)		0.266*** (0.05)		0.081*** (0.02)		0.084*** (0.02)
企业规模		0.202*** (0.03)		0.297*** (0.04)		0.052*** (0.01)		0.016 (0.02)
企业资本密集度		0.302*** (0.02)		0.363*** (0.02)		0.074*** (0.02)		0.059** (0.02)
企业流动性因素		-0.028* (0.01)		-0.029* (0.01)		-0.025* (0.01)		-0.011 (0.008)
企业经营年限		0.930*** (0.12)		1.086*** (0.13)		0.205*** (0.04)		0.164*** (0.05)
_cons	4.250*** (0.11)	0.562 (0.57)	2.886*** (0.09)	-0.925 (0.57)	1.845*** (0.07)	1.664*** (0.23)	0.905*** (0.20)	1.001*** (0.19)
地区	否	控制	否	控制	否	控制	否	控制
行业	否	控制	否	控制	否	控制	否	控制
年份	否	控制	否	控制	否	控制	否	控制
N	13 845	13 825	13 845	13 825	10 076	10 059	10 076	10 059

注:括号内为稳健标准误,***、**和*分别表示在0.01、0.05和0.1的水平上统计显著。

2. 稳健性检验

(1) 采用市场发育指数替换市场分割指数

本文参考徐保昌和谢建国(2016)^[37]的做法,运用我国2009—2013年间产品市场发育程度和要素市场发育程度指数分别替换商品市场分割指数和要素市场分割指数进行回归检验^①。其中,产品市场发育程度和要素市场发育程度数值越大,代表市场整合程度越好,对其均取倒数,表示数值越大市场分割程度越高,结果列于

^① 产品市场发育程度和要素市场发育程度指数均来源于《中国市场化指数,各地区市场化相对进程(2016年)》。

表3第(1) — (4)列。结果表明各变量系数值显著性及正负号均未发生较大改变,因而本文结论较为稳健。

表3 稳健性检验

解释变量	采用市场发育指数替换市场分割指数				市场分割指数滞后一期			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
商品市场分割	-0.232*** (0.06)	-0.273*** (0.09)			-10.93*** (1.42)	-11.41*** (1.65)		
要素市场分割			1.037*** (0.05)	1.212*** (0.09)			5.253** (2.58)	5.911*** (2.39)
企业生产率		0.258*** (0.05)		0.363*** (0.06)		0.113* (0.06)		0.097 (0.06)
企业规模		0.312*** (0.04)		0.196*** (0.04)		0.306*** (0.04)		0.321*** (0.04)
企业资本密集度		0.352*** (0.02)		0.449*** (0.03)		0.110* (0.06)		0.042** (0.02)
企业流动性因素		-0.029* (0.01)		-0.002 (0.02)		-0.059*** (0.01)		-0.051*** (0.01)
企业经营年限		1.099*** (0.13)		0.837*** (0.15)		0.766*** (0.12)		0.815*** (0.13)
_cons	4.921*** (0.56)	1.185 (0.98)	0.345 (0.24)	-1.114 (0.70)	3.843*** (0.13)	0.191*** (0.50)	3.020*** (0.11)	-1.492*** (0.53)
地区	否	控制	否	控制	否	控制	否	控制
行业	否	控制	否	控制	否	控制	否	控制
年份	否	控制	否	控制	否	控制	否	控制
N	13 845	13 825	13 845	13 825	12 076	12 059	12 076	12 059

注:括号内为稳健标准误,***、**和*分别表示在0.01、0.05和0.1的水平上统计显著。

(2) 市场分割指数滞后一期

考虑到企业OFDI可能受到市场分割指数滞后期的影响,因此,本文将商品市场分割指数和要素市场分割滞后一期再次进行回归,结果列于表3第(5) — (8)列。由回归结果可知,主要解释变量及各控制变量显著性和系数值均未发生较大改变,说明本文结论较为稳健。

(二) 异质性检验

1. 市场分割与企业OFDI:生产率水平异质性

为考察商品市场和要素市场分割对不同生产率水平企业的影响是否具有较大差异,因此引入市场分割与企业生产率水平的交互项。非线性模型(logit、probit、tobit等)自变量的参数估计值并不能完全表示其边际效应,且非线性模型交互项的边际效应并不能通过简单回归得出,现有部分文献忽略了此类问题,造成估计偏差(赵玉奇和柯善咨,2016)^[11]。在非线性模型中,因变量对交互项所含的两个自

变量进行两次求导才能得出交互项的正确估计值，由交叉双重偏导得到的结果对交互项显著性进行检验。我们参考 Greene (2010)^[38]的方法，对各自变量的偏效应和显著性进行估计。^①表4第(1)和(2)列报告了商品市场分割的 probit 估计结果，第(5)和(6)列报告了其偏效应的估计结果；表4第(3)和(4)列报告了要素市场分割的 probit 估计结果，第(7)和(8)列报告了其偏效应的估计结果。由于本文主要研究市场分割对企业 OFDI 的影响，限于篇幅，控制变量估计结果不再列示。

表4 生产率水平异质性检验

解释变量	参数估计				偏效应			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
商品市场分割	-5.320*** (0.56)	-4.022*** (0.60)			-0.847*** (0.08)	-0.602*** (0.09)		
商品市场分割 × 企业生产率	1.048** (0.42)	1.238*** (0.46)			0.167** (0.06)	0.185*** (0.06)		
要素市场分割			4.595*** (1.23)	5.472*** (1.36)			0.747*** (0.20)	0.826*** (0.20)
要素市场分割 × 企业生产率			0.373 (0.31)	0.445* (0.24)			0.060* (0.03)	0.067* (0.03)
企业生产率	0.026* (0.01)	0.077*** (0.01)	0.025* (0.01)	0.088*** (0.01)	0.004* (0.02)	0.011*** (0.00)	0.004* (0.00)	0.013*** (0.00)
其他控制变量	否	控制	否	控制	否	控制	否	控制
地区	否	控制	否	控制	否	控制	否	控制
行业	否	控制	否	控制	否	控制	否	控制
年份	否	控制	否	控制	否	控制	否	控制
N	13 837	13 825	13 837	13 825	13 837	13 825	13 837	13 825

注：括号内为稳健标准误，***、**和*分别表示在0.01、0.05和0.1的水平上统计显著。

商品市场分割与企业生产率交互项偏效应显著为正，结合商品市场分割负偏效应和企业生产率的正偏效应，结果表明，企业生产率越高，商品市场分割对于企业 OFDI 的负面影响越大；同时商品市场分割越严重，效率越低的企业因投资的生产率门槛而难以选择到国外市场进行 OFDI。在新新贸易理论的框架下，对于生产率较低的企业来说，其自身生产率水平与东道国生产率门槛决定了企业是否会选择对外直接投资。要素市场分割与企业生产率交互项偏效应均显著为正，结合要素市场分割和企业生产率的正偏效应，结果表明，企业生产率越高，要素市场分割对于企业 OFDI 的促进作用越大；要素市场分割越严重，生产率越高的企业越有可能选择以对外直接投资方式获取自身经营所需的资源。对于高生产率企业来说，由于受要素市场分割影响较大，其 OFDI 动机更强。

① 由于模型中只有一个交互项，所以采用 stata 中的“inteff”命令。

2. 市场分割与企业 OFDI: 所有制异质性

按企业所有制属性进行分组的估计结果列于表5第(1) — (4)列。对于国有企业来说,商品市场与要素市场分割对于国有企业 OFDI 影响均不显著。可能的原因是:政府倾向于利用行政手段,限制资源的自由流动并加强对资源的管制(陈刚和李树,2013)^[39],当存在市场分割时国有企业由于天然的优越性更容易获取更多的资源,因而减弱了其通过 OFDI 获取资源的动机。对于非国有企业来说,商品市场分割估计系数显著为负,说明商品市场分割程度上升降低了非国有企业进行对外直接投资的概率,而要素市场的分割对非国有企业 OFDI 产生正向激励效应。

表5 所有制和东道国制度环境异质性检验

变量名	所有制异质性				东道国制度环境异质性			
	(1) 国有企业	(2) 国有企业	(3) 非国有企业	(4) 非国有企业	(5) 制度环境较好	(6) 制度环境较好	(7) 制度环境较差	(8) 制度环境较差
商品市场分割	-2.468 (2.24)		-9.554*** (2.27)		-2.586** (1.39)		-2.123* (1.16)	
要素市场分割		6.042 (3.69)		12.064** (5.88)		4.953*** (1.76)		3.856 (3.06)
企业控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	7 710	7 710	6 115	6 115	8 295	8 295	5 530	5 530

注:括号内为稳健标准误,***、**和*分别表示在0.01、0.05和0.1的水平上统计显著。

3. 市场分割与企业 OFDI: 东道国制度环境异质性

在经济发展水平、政治制度、宗教文化等方面,各国存在较大差异。对于企业来说,投资国的选择是决定企业投资风险高低与投资成败的关键因素(宗芳宇等,2012)^[19],因此,东道国制度环境对于企业选择投资目的地具有重要影响。参考Kolstad and Wiig (2010)^[14]的做法,我们将世界银行发布的世界治理指标(Worldwide Governance Indicators, WGI)中的4个指标合并取平均值来测度东道国制度环境,数值越大表示该国制度环境越好。^①将大于制度环境指标平均值的投资国划分为制度环境较好的国家,小于制度环境指标平均值的投资国划分为制度环境较差的国家,以此检验不同制度环境下市场分割对企业 OFDI 的异质性影响。估计结果列于表5第(5) — (8)列。

① 世界治理指标:政权稳定性(Political Stability and Absence)、政府效率(Government Effectiveness)、监管质量(Regulatory Quality)、法制规则(Rule of Law),各个指标评分均介于-2.5至2.5之间。

从表5第(5)、(7)列结果可知,无论是投资于制度环境较好还是投资于制度环境较差的东道国,商品市场分割的估计系数均显著为负。说明商品市场分割程度上降低了企业进行OFDI的概率,这也进一步验证了基准回归结果的可靠性。表5第(6)、(8)列结果表明,对于制度环境较好的东道国,要素市场分割显著提升了企业进行OFDI的概率,而对于制度环境较差的东道国,要素市场分割对于企业OFDI的促进作用不明显。究其原因可能是,母国要素市场的非市场干预,使企业倾向于选择在制度环境较好的东道国进行对外直接投资,加之东道国的要素市场及金融市场相较于制度环境较差的东道国来说更为完善,企业通过正常的市场竞争机制就能够获取满足其生产需要的要素资源,因而降低了企业的非生产性成本。

(三) 进一步分析

传统跨国公司对外投资理论指出,只有当企业具备诸如技术、资金、组织管理等特定优势时才会进入国际市场,而本文通过研究得出的结论显然与传统跨国公司理论不符。由于要素市场分割的存在,使得企业缺乏有效的资源组织生产,企业在尚未形成特定优势之前迫于要素市场分割压力而进行的OFDI,会使企业在国际竞争中处于不利地位。为探究要素市场分割是否会影响企业OFDI的持续性,本文采用离散时间生存模型进行检验。本文将OFDI存续时间定义为从进入东道国开始到退出东道国为止期间所经历的时间。定义某一企业退出东道国市场的事件为“失败”事件,对于特定年份而言,如果某一企业从东道国市场退出,则定义该企业的失败变量为1,否则为0。我们的样本观测期间为2010—2013年,对于2009年企业OFDI的情况,我们无法获知确切的投资开始时间,通过删除初始年份为2009年的持续时间段用来处理左删失问题,由此可得到企业最长的投资持续时间为4年,通过使用离散时间cloglog生存分析方法可以在一定程度上解决右删失问题(蒋灵多和陈勇兵,2015)^[40]。对于多投资片段问题,企业在样本期可能存在1个以上的投资片段,现有研究表明多个投资片段不会对样本观测值持续时间长度的分布产生实质性影响(Besides and Prusa, 2006)^[41]。本文设定的回归模型如下:

$$\text{cloglog}(1 - h_{it}) = \log[-\log(1 - h_{it})] = \beta_0 + \beta_1 fm_{it} + \sum b_n Gn_{it} + u_j + u_t + u_k + \varepsilon_{ijkt} \quad (4)$$

其中,离散时间风险变量 $h_{it} = \Pr(T_i \leq t + 1 | T_i \geq 1, x_{it}) = 1 - \exp[-\exp(\alpha' x_{it} + \pi_i)]$ 。离散时间模型为二项选择模型,参考蒋灵多和陈勇兵(2015)的做法,将被解释变量 fail 表示企业在 t 时期是否退出了东道国市场,如果企业投资片段完整,即企业在研究期间就退出东道国市场,则企业 OFDI 片段的最后一年 fail 记为 1,其余年份 fail 记为 0。如果一个企业在 2013 年仍未退出市场,则该企业 OFDI 片段的每一年都为 1。 x_{it} 表示协变量,包括要素市场分割及企业特征的控制变量, π_i 表示基准风险率。 fm_{it} 表示要素市场分割, Gn_{it} 表示控制变量,包括企业生产率、企业资本密集度、企业规模、企业流动性因素、企业经营年限, u_j 、 u_t 、 u_k 分别为行业、年份及地区相关的未观察因素, ε_{ijkt} 为随机扰动项。

表6第(1)和(2)列报告了要素市场分割影响企业OFDI持续时间的检验结果,考虑到不仅当期要素市场分割对企业存续期产生影响,而且前期要素市场分割

也可能对企业存续期产生影响,因此将要素市场分割分别滞后1、2期作为稳健性检验,结果列于表6第(3)—(6)列。由表6第(1)和(2)列结果可知要素市场分割系数显著为正,要素市场分割加大了企业退出东道国市场的风险,即缩短了企业OFDI的持续时间。表6第(3)—(6)列稳健性检验结果显示要素市场分割系数均显著为正,表明要素市场分割显著缩短了企业OFDI的存续期。要素市场的发展落后于商品市场,要素市场分割降低了市场配置资源的效率进而影响市场机制在资源配置中应该起到的作用。因此,由要素市场分割推动的企业OFDI行为会受到诸多因素的干扰,要素市场分割提高了企业OFDI退出风险,不利于企业OFDI存续期的延长。此外,部分企业迫于国内要素市场分割的压力提前进行OFDI,而在进行OFDI之前并未充分考察国外市场情况且投资风险意识不足,因此不利于企业OFDI的持续发展。短期内要素市场分割虽然推动了企业对外直接投资,但并不具备持续存在的条件。

表6 要素市场分割影响企业OFDI持续时间的检验

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
要素市场分割	3.321** (1.62)	3.443** (1.64)				
要素市场分割 滞后一期			2.463** (1.13)	2.346** (1.14)		
要素市场分割 滞后两期					1.652* (0.91)	1.324* (0.70)
_cons	0.637*** (0.03)	-0.755*** (0.20)	-0.713*** (0.03)	-0.189 (0.27)	-0.194*** (0.03)	0.089 (0.28)
企业控制变量	否	控制	否	控制	否	控制
地区	否	控制	否	控制	否	控制
行业	否	控制	否	控制	否	控制
年份	否	控制	否	控制	否	控制
N	4 470	4 391	3 217	3 208	2 225	2 219

注:括号内为稳健标准误,***、**和*分别表示在0.01、0.05和0.1的水平上统计显著。

四、结论

目前多数学者从双边政治因素及东道国环境等角度探究中国企业OFDI的影响因素,鲜有学者从母国市场环境角度考察中国OFDI的动因。本文利用2009—2013年中国工业企业数据库与《境外投资企业(机构)名录》匹配数据,实证检验了国内商品市场与要素市场分割对企业OFDI的影响。结果表明:(1)总体而言,商品市场分割程度越高,企业进行OFDI的倾向越低,而要素市场分割程度上升则推动了企业进行OFDI。(2)对于商品市场分割来说,企业生产率越高,市场分割对于企业OFDI的负面影响越大,同时市场分割越严重,效率越低的企业因投资的生

产率门槛而难以选择到国外市场进行 OFDI；对于要素市场分割来说，企业生产率越高，要素市场分割对于其 OFDI 的促进作用越强。(3) 商品市场与要素市场分割对于国有企业 OFDI 的影响不明显；而对于非国有企业来说，商品市场分割降低其对外直接投资的概率，而要素市场的分割则会激励非国有企业进行 OFDI。(4) 无论是投资于制度环境较好还是投资于制度环境较差的东道国，商品市场分割程度上均降低了企业进行 OFDI 的概率；要素市场分割对于企业前往制度环境较好的国家进行对外直接投资的促进作用明显强于制度环境较差的东道国。(5) 进一步检验表明，要素市场分割增加了企业 OFDI 的退出风险，缩短了企业 OFDI 的存续期，即要素市场分割不利于企业 OFDI 的可持续发展。

尽管一定程度的市场分割可能符合地方政府的利益，然而，市场分割降低国内各地区按照地区比较优势发展自身产业的可能性，导致地区间产业结构趋同，进而对企业的对外直接投资活动产生重要影响。当前，由于地方政府缺乏有效引导企业按照区域比较优势进行对外直接投资的制度设计，为追求快速的经济增长而盲目投资导致产能过剩问题愈演愈烈，如钢铁、水泥等一些制造业均出现严重的产能过剩（徐保昌和谢建国，2016）^[37]。市场分割阻碍国内统一市场的形成，致使省际资源配置效率低下，国内部分企业不得不通过 OFDI 以应对不利的母国制度环境，势必造成大量企业的非理性对外投资。要素市场分割短期内虽能促进企业 OFDI，但从长远来看，企业迫于母国要素市场分割压力进行的对外直接投资活动并不具有可持续性。近年来政府呼吁企业理性投资，采取了切实可行的举措，使得我国非理性对外投资得到有效遏制。因此本文结论有其政策含义：打破因地方政府行为导致的市场分割，尤其是打破要素市场分割，减少对要素市场的干预，让市场在资源配置中发挥更大作用，逐步形成统一规范的国内市场；优化企业对外直接投资结构，引导企业理性对外投资；同时继续深化国有企业改革，提升国有企业在全球配置资源的能力；鼓励发展各种形式的混合所有制经济，激发各所有制类型对外投资企业的创新活力。

[参考文献]

- [1] LUO L, R L TUNG. International Expansion of Emerging Market Enterprises: A Springboard Perspective[J]. *Journal of International Business Studies*, 2007, 38 (4) :481-498.
- [2] WITT M A, LEWIN A Y. Outward Foreign Direct Investment as Escape Response to Home Country Institutional Constraints[J]. *Journal of International Business Studies*, 2007, 38 (4) :579-594.
- [3] 张杰, 张培丽, 黄泰岩. 市场分割推动了中国企业出口吗[J]. *经济研究*, 2010(8) :29-41.
- [4] 吕越, 盛斌, 吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗[J]. *中国工业经济*, 2018(5) :5-23.
- [5] 曹春方, 周大伟, 吴澄澄等. 市场分割与异地子公司分布[J]. *管理世界*, 2015(9) :92-103.
- [6] PONCET S A. Fragmented China: Measure and Determinants of Chinese Domestic Market Disintegration[J]. *Review of International Economics*, 2005, 3:409-430.
- [7] FAN C S, WEI X. The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2006, 4:682-697.

- [8] 王健康. 中国省际市场分割程度的时空格局及影响因素[J]. 地理科学, 2019(1):1988-1997.
- [9] 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.
- [10] 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]. 经济研究, 2017(3):47-60.
- [11] 赵玉奇, 柯善咨. 市场分割、出口企业生产率准入门槛与“中国制造”[J]. 世界经济, 2016(9):74-98.
- [12] 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), 2011(1):180-210.
- [13] 曹春方, 张婷婷, 刘秀梅. 市场分割提升了国企产品市场竞争地位[J]. 金融研究, 2018(3):121-136.
- [14] KOLSTANDI, WIIG A. What Determines Chinese Outward FDI[J]. Journal of World Business, 2012(1):26-43.
- [15] 张瑞良. 中国对“一带一路”沿线国家 OFDI 区位选择研究——基于制度距离视角[J]. 山西财经大学学报, 2018(1):25-38.
- [16] 钱进, 王庭东. “一带一路”倡议、东道国制度与中国的对外直接投资——基于动态面板数据 GMM 的经验考量[J]. 国际贸易问题, 2019(3):101-114.
- [17] BUCKLEY P J, CLEGG L J, CROSS A ETAL. The Determinants of Chinese Outward Foreign Direct Investment [J]. Journal of International Business Studies, 2010, 38 (4):499-518.
- [18] 王晓颖. 东道国自然资源禀赋、制度禀赋与中国对 ASEAN 直接投资[J]. 世界经济研究, 2018(8): 123-134.
- [19] 宗芳宇, 路江涌, 武常岐. 双边投资协定、制度环境和对外直接投资区位选择[J]. 经济研究, 2012(5):71-82.
- [20] 闫雪凌, 林建造. 领导人访问与中国对外直接投资[J]. 世界经济, 2019(2):147-169.
- [21] 王文珍, 李平. 要素市场扭曲对企业对外直接投资的影响[J]. 世界经济研究, 2018(9):77-92.
- [22] 裴长洪, 郑文. 国家特定优势:国际投资理论的补充解释[J]. 经济研究, 2011(11):21-35.
- [23] 赵奇伟, 熊性美. 中国三大市场分割程度的比较分析:时间走势与区域差异[J]. 世界经济, 2009(6): 41-53.
- [24] 张杰, 李克, 刘志彪. 市场化转型与企业生产效率——中国的经验研究[J]. 经济学(季刊), 2011(2): 571-602.
- [25] 姜学勤. 要素市场扭曲与货币政策的宏观调控效果[J]. 湖北社会科学, 2009(12):64-66.
- [26] 张少军, 刘志彪. 国内价值链是否对接了全球价值链——基于联立方程模型的经验分析[J]. 国际贸易问题, 2013(2):14-27.
- [27] 董有德, 孟醒. OFDI、逆向技术溢出与国内企业创新能力——基于我国分价值链数据的检验[J]. 国际贸易问题, 2014(9):120-129.
- [28] 刘竹青, 佟家栋. 要素市场扭曲、异质性因素与中国企业的出口-生产率关系[J]. 世界经济, 2017(12): 76-97.
- [29] 余明桂, 回雅甫, 潘红波. 政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性[J]. 经济研究, 2010(3):65-77.
- [30] MIDRIGAN V, XU D Y. Finance and misallocation: Evidence from Panel-level Data [J]. The American Economic Review, 2014, 104 (2):422-458.
- [31] 靳来群, 林金忠, 丁诗诗. 行政垄断对所有制差异所致资源错配的影响[J]. 中国工业经济, 2015(4): 31-43.
- [32] 宋利芳, 武皖. 东道国风险、自然资源与国有企业对外直接投资[J]. 国际贸易问题, 2018(3):149-162.
- [33] CHEN C, TIAN W, YU M. Outward FDI and domestic input distortions: Evidence from Chinese firms [R]. NBER Working Paper, 2016.
- [34] 金培振, 张亚斌, 邓孟平. 区域要素市场分割与要素配置效率的时空演变及关系[J]. 地理研究, 2015(5): 953-966.
- [35] 王自锋, 白明明. 产能过剩引致对外直接投资吗——2005~2007年中国的经验研究[J]. 管理世界, 2017(8):27-35.

- [36] MELTZ M. The Impact of Trade an Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 695-1725.
- [37] 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.
- [38] GREENE W. Testing Hypotheses about Interaction Terms in Nonlinear [J]. *Economics Letters*, 2010, 107: 291-296.
- [39] 陈刚, 李树. 司法独立与市场分割——以法官异地交流为实验的研究[J]. *经济研究*, 2013(9): 30-42.
- [40] 蒋灵多, 陈勇兵. 出口企业的产品异质性与出口持续时间[J]. *世界经济*, 2015(7): 3-26.
- [41] BESEDES T, T J PRUSA. Product Differentiation and Duration of US Import Trade[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2006, 33: 266-295

(责任编辑 张洁)

Does the Segmentation of the Domestic Market Affect China's OFDI —Empirical Research Based on the Enterprise Micro Data

ZHOU Jing WANG Kui

Abstract: This paper empirically tested the impact of China's commodity market segmentation and factor market segmentation on firm OFDI based on the micro data of firms, and introduced the discrete time survival model to examine the impact of factor market segmentation on the duration of firm OFDI. It is found that an increasingly segmented commodity market is more likely to reduce the tendency of firm OFDI, while an increasingly segmented factor market is more likely to increase the tendency of firm OFDI. The factor market segmentation has certain incentives for firm OFDI. Further sample analysis shows that the commodity market segmentation hinders firm OFDI of both high efficiency firms and non-state-owned firms, while state-owned firms are not affected by the commodity market segmentation. Factor market segmentation is more likely to promote non-state-owned firms and high efficiency firms to go to the high level of the host countries for OFDI. In addition, the factor market segmentation increases the risk of failure of firm OFDI, which is not conducive to the extension of the duration of OFDI. The firm driven by the factor market segmentation may not have strong "survival" ability in foreign countries. This paper has certain reference value for understanding the characteristics of China's OFDI from the perspective of the home country.

Keywords: Market Segmentation; Outward Foreign Direct Investment; Discrete Time Survival Model; Duration