

要素市场扭曲与出口企业的研发行为分析

王江波¹, 谭周令²

(1. 深圳大学 中国经济特区研究中心, 广东 深圳 518060;

2. 暨南大学 产业经济研究院, 广东 广州 510632)

摘要: 从要素市场扭曲的视角分析了中国出口企业对外贸易额保持高速增长而企业研发投入长期不足这一现象的形成机制, 并从企业微观层面进行了经验验证。结果表明: 要素市场扭曲对出口企业研发行为具有显著的抑制作用, 其重要原因之一是企业对廉价生产要素的过度依赖; 在考虑市场竞争后, 要素市场扭曲对处于低竞争程度行业中的企业研发抑制作用更强。

关键词: 要素市场; 市场扭曲; 出口企业; 研发行为

[中图分类号] F752.62; F272.3 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2019)04-0001-14

引言

中国加入WTO后, 全面开放的贸易格局促使中国的对外贸易总量持续增长, 并于2013年超越美国成为世界第一大贸易国。然而, 一方面, 中国出口企业数量及出口额持续上升; 另一方面, 出口企业长期处于国际产业链分工底层, 盈利能力普遍偏低。这种“大而不强”以及在国际产业链分工中低端“锁定”现象产生的重要原因之一就是创新缺失, 而企业研发投入的长期不足则是导致企业创新能力缺失的关键因素。例如, 中国出口总额占世界出口总额的比重从1993年的3%上升到2010年的10.4%, 但研发投入占GDP的比重却一直未超过1.5%, 远低于发展中国家平均水平(王静和张西征, 2014)。出口创造的市场需求可以放大企业研发的预期收益, 而研发活动对生产率的改善和产品竞争力的提升也会进一步促进企业出口(罗长远和季心宇, 2015)。出口企业研发投入长期不足, 不但会导致企业技术升级缓慢, 难以在国际市场形成核心竞争力, 阻碍企业发展, 还可能对经济转型升级产生阻滞作用。

大量文献对于影响企业研发投入的因素进行了分析, 发现企业融资约束、金融

[收稿日期] 2018-01-05

[基金项目] 国家自然科学基金重点项目“推动经济发达地区产业转型升级的机制与政策研究”(71333007)。

[作者简介] 王江波(1980~), 男, 河南焦作人, 深圳大学中国经济特区研究中心博士研究生, 深圳职业技术学院讲师, 研究方向: 城市经济学; 谭周令(1990~), 男, 重庆人, 暨南大学产业经济研究院博士研究生, 研究方向: 产业组织理论。

环境、企业所有制、产权保护程度以及宏观政策等诸多因素都会对企业创新行为产生影响。但鲜有文献从中国经济转型时期要素市场扭曲的角度来解释中国出口增长与研发投入长期不足的问题。在中国市场经济体制改革的渐进过程中,产品市场的市场化程度远超要素市场的市场化程度,要素扭曲现象显著。理论和经验研究都表明,要素市场扭曲导致了资源错配,也带来了寻租机会,促使企业将更多的资源投入到寻租等非生产性的活动之中,对企业研发投入产生了一定的抑制作用,对于企业全要素生产率的提升以及创新等产生重要的影响。李平和季永宝(2014)认为,要素价格扭曲虽然具有短期经济增长效应,但却抑制了中国自主创新能力的培养,不利于经济的可持续发展。汪伟和潘孝挺(2015)发现金融要素扭曲对企业的创新积极性具有显著的抑制作用,并且这种抑制作用在不同所有制企业间具有差异,相比国有企业,私营企业的创新活动受金融要素扭曲的抑制作用更大。白俊红和卞元超(2016)、戴魁早和刘友金(2016)的研究都表明,要素扭曲会造成创新效率的损失。

但是,既有研究未从要素市场扭曲的角度对中国转型时期对外出口快速增加而研发投入长期不足这一现象给予分析。笔者在前人研究的基础上,从要素市场扭曲的视角对出口企业对外贸易高速增长和研发投入长期不足这一现象进行了理论分析和经验验证,这一研究对于加速要素市场化改革、促进产业结构的升级具有一定的积极意义。

一、理论分析

按照新古典经济学的观点,当要素边际收益等于边际成本时,企业获得最大利润。但当要素价格受到外部干扰而偏离真实均衡价格时,就会造成资源错配、产能过剩及创新滞后等问题。例如,韩国高和胡文明(2017)发现,要素市场价格扭曲会通过投资效应、创新效应、产业结构效应和需求效应加剧产能过剩问题。长期以来,中国市场化改革的重点集中在产品市场,要素市场化改革远远滞后于产品市场,在要素市场领域内,劳动力、资本以及土地等重要生产要素仍处于高度的行政管控之中,市场对生产要素配置的决定性作用难以发挥(张杰等,2011)。

在劳动力要素配置方面,由于户籍制度的限制,导致中国劳动力市场在很长一段时期内处于二元分割状态,对劳动力资源的自由流动以及配置效率的提升具有一定的阻碍作用。在资本要素配置方面,中国具有利率及信贷决策高度行政化管控以及信贷资金高度垄断的特征,这就使得信贷资源的分配行政化色彩浓厚,政策性导向明显,价格机制作用被严重淡化。例如,在信贷资源获取方面,国有企业往往受到政府的“优待”而更易于获取信贷资源,但当国有企业民营化后再申请银行信贷时往往会受到企业所有权的制约(余明桂等,2019)。在自然资源要素配置方面,土地、电力以及天然气等资源的价格形成仍在相当大的程度上受到政府调控的影响,价格长期被低估。同时,中国各地区之间的区域行政壁垒导致各种要素跨地区流动受阻,这种人为的利益保护和市场割裂进一步导致要素市场的扭曲,并极大

地降低了市场经济运行效率(袁鹏和杨洋,2014)。

这种内生于中国转型时期的要素市场扭曲现象,使中国经济发展长期依赖于要素驱动的增长模式,促使出口企业倾向于以廉价的生产要素作为参与国际市场竞争的比较优势,继而弱化了其研发动力,导致企业出口规模不断扩大与研发投入长期不足现象的出现。

首先,要素市场扭曲对企业研发投入既会产生一定的挤出效应也会弱化创新资源的使用效率。因为在要素市场扭曲的情况下,价格机制缺失,市场对于资源配置的主导作用难以发挥。而在创新资源行政配置过程中,政府对国有企业的“偏爱”使得大量创新动力不强、创新资源使用效率较低的企业获得大量资源,继而挤占了那些创新动力强、效率高的企业获取创新资源的机会。同时,政府对要素市场的高度垄断会促使企业更热衷于寻求政治关联而非自身创新能力建设,必然会滋生大量的寻租行为(余明桂等,2016)。因为企业按照市场运行机制难以获得相应的创新资源(例如信贷资金、税收优惠以及政府补贴等),必然产生与政府建立某种联系以获得超额寻租收益的动机。而寻租过程中产生的资源耗散使得企业创新动力以及创新资源使用效率进一步降低。

其次,要素市场扭曲会对企业创新需求产生抑制效应。企业研发创新行为往往具有高风险、低回报的特征,无法实现投资的短期回报并形成较强的可预期性(谭周令,2017)。并且,企业从事研发创新活动所导致的大量额外支出在一定程度上会限制企业短期生产规模的扩大,短期内会对企业收入的增加产生负面影响。相较于通过研发以形成产品竞争力,继而参与国际竞争的策略选择,转型时期的企业更倾向于依托廉价的要素优势参与国际竞争,并快速取得收益、赚取利润。因为后者不用承担研发风险,且可以在短期内实现几乎与研发成功情形下相等的预期收益。因此,要素市场的扭曲虽赋予了企业参与出口竞争的成本优势,但造成了其研发动机的缺失,对企业研发需求产生了抑制。要素市场扭曲背景下企业对廉价生产要素的过度依赖是对其产生研发投入负向激励的重要因素。

二、研究设计

(一) 模型与变量选择

为验证要素市场扭曲对于出口企业研发的影响,笔者构建了基于企业层面的研发投入影响模型。

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 factor_{ip} + \beta_2 control_{ijt} + \gamma_j + \gamma_t + \gamma_p + \mu_{ijt} \quad (1)$$

式(1)中, $factor$ 为核心解释变量,表示要素市场扭曲程度; $control$ 为一系列控制变量,对可能影响企业研发的额外因素进行了控制。下标 i 、 j 、 t 、 p 分别表示企业、行业、年份与省份; γ_j 、 γ_t 、 γ_p 则分别表示与行业、年份以及地区相关的未观察因素, μ_{ijt} 表示随机扰动项。

笔者设定了两个被解释变量以分别对企业研发投入决策、企业研发投入密度进行衡量。(1)出口企业研发投入决策(RD),用企业是否有研发支出这一虚拟变

量来表示。企业当年研发支出大于0, 赋值为1; 企业当年研发支出为0, 赋值为0。(2) 企业研发投入密度 (*dense*), 用企业当年的研发投入与其销售收入之比表示。

市场扭曲程度 (*factor*) 是本研究的核心解释变量。测定市场扭曲的方法较多, 包括随机前沿分析法 (Bruce & Skoorka, 2000)、生产函数法 (Hsieh & Klenow, 2009) 等。但用上述方法衡量市场扭曲程度可能存在一定的偏差。一方面, 这些方法假定受测单元具有同质性; 另一方面, 中国普遍存在的地区间市场分割是要素市场扭曲的重要原因, 而上述测度方法难以将地区市场分割考虑在内。因此, 参阅张杰等 (2011) 的做法, 用如下方法来衡量市场扭曲程度: (各省级地区产品市场市场化进程指数 - 要素市场市场化进程指数)/产品市场市场化进程指数。因为该指数既涵盖了地区发展差异及要素禀赋差异, 又充分考虑到了中国地区市场分割这一现实情况。

本研究涉及的控制变量 (*control*) 包括:

(1) 资本密集度 (*capital*)。劳动力充裕且廉价是经济转型时期中国要素市场的一大特征, 企业生产对于廉价劳动力依赖程度越大, 其研发投入可能就越少。本研究以企业固定资产净值年均余额除以职工总数并取对数表示。

(2) 企业人力资本水平 (*HR*)。企业人力资本水平越高则越有可能进行相关的研发活动, 因而会进一步提升企业的研发支出 (张璇等, 2017)。笔者参考 Ballot (2001) 的做法, 用企业是否支付员工培训费用对企业人力资本水平进行刻画。

(3) 企业规模 (*size*)。企业规模越大越能够发挥其生产的规模效应, 也越有可能进行研发。笔者用企业总产值的对数形式表示企业规模, 同时将企业规模的二次项 (*size2*) 引入模型。

(4) 企业生产的专业化程度 (*prof*)。随着国际产品内分工的不断深化, 生产企业深度嵌入专业化分工协作网络体系。专业化的生产有效降低了各个环节零配件与组装企业的生产成本, 极大地提升了企业成本优势, 继而对于企业研发产生影响。参考张杰等 (2011a) 的衡量方式, 用企业中间投入占企业增加值的百分比并取对数作为企业生产专业化的代理变量。

(5) 企业与政府的关系 (*subsidy*)。企业与政府之间的关联程度越高越有可能获得如财政补贴、税收优惠等政策支持, 继而对企业创新行为产生影响 (余明桂等, 2016)。用企业是否获得政府财政补贴作为企业与政府之间关系的代理变量, 企业获得政府补贴赋值为1; 反之, 则赋值为0。

(6) 企业成立年限 (*age*)。企业成立年限越久表明企业对于市场的适应能力越强, 同时也更有可能为发挥出口-学习效应投入更多的研发资本。笔者用当年与企业成立年份之差表示企业的成立年限, 并以对数的形式引入模型。

(7) 外部金融支持 (*fin*)。企业外部资金的获得对于其研发决策及研发投入具有重要的影响 (周开国等, 2017)。参考张杰等 (2011a) 的衡量方式, 用企业是否有利息支出作为企业是否获得外部金融支持的代理变量, 企业有利息支出赋值为1; 反之, 则赋值为0。

(8) 广告支出强度 (*AD*)。张杰等 (2011b) 认为企业研发旨在优化现有产品生产或创造新产品, 而广告投入产生的信息传递效应对新产品的市场回报具有重要影响, 因此企业广告投入将会影响企业研发支出。本研究以企业广告支出占销售额的比重表示企业的广告支出强度。

(二) 数据来源

笔者所使用的用于测算地区要素市场扭曲程度的数据来源于樊纲等 (2011) 编纂的《中国市场化进程指数报告》, 其他的数据均来源于中国工业企业数据库。但由于该数据库中关于企业研发投入的数据仅在 2005~2007 年之间有连续的记录, 为保障数据的完整性和连续性, 笔者参考陈林和朱卫平 (2011) 的方法, 仅使用 2005~2007 年之间的数据进行回归分析。同时, 为进一步确保数据的准确性和完整性, 在参阅李玉红等 (2008) 处理方法的基础上, 对数据进行了相应的筛选。删除如下内容: (1) 工业增加值、固定资产以及从业人员为 0 的样本; (2) 总产值、企业人数、固定资产原值以及固定资产净值为负的样本企业; (3) 年末从业人员数小于 20 人或工业总产值小于 500 万元的企业; (4) 工业增加值或者中间投入大于总产出的企业。(5) 在样本期内企业出口量连续为 0 的样本。最终, 得到 2005~2007 年间 256 302 个样本数据。主要变量描述性统计结果见表 1。

表 1 主要变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>RD</i>	0.152	0.359	0.000	1.000
<i>dense</i>	0.002	0.016	0.000	2.341
<i>factor</i>	0.266	0.209	-0.271	0.819
<i>capital</i>	3.518	1.305	0.000	9.894
<i>HR</i>	0.433	0.496	0.000	1.000
<i>size</i>	10.641	1.345	8.517	19.041
<i>size2</i>	115.046	30.489	72.543	362.570
<i>prof</i>	1.413	0.515	0.000	11.873
<i>subsidy</i>	0.173	0.379	0.000	1.000
<i>age</i>	1.850	0.810	0.000	7.604
<i>fin</i>	0.650	0.477	0.000	1.000
<i>AD</i>	0.001	0.008	0.000	0.898

数据来源: 笔者用 Stata 4.0 计算、整理所得。

同时,计算各变量之间的皮尔逊相关系数,结果如表2所示。从计算结果看,除了 *size* 和 *size2* 之间的相关系数较大之外,其他变量之间的相关性系数均较低,因此可以在一定程度上排除各解释变量之间存在多重共线性的可能。

表2 各变量之间皮尔逊相关系数

变量	<i>RD</i>	<i>dense</i>	<i>factor</i>	<i>capital</i>	<i>HR</i>	<i>size</i>	<i>size2</i>	<i>prof</i>	<i>sub</i>	<i>age</i>	<i>fin</i>
<i>dense</i>	0.3507										
<i>factor</i>	-0.0246	-0.0513									
<i>capital</i>	0.1805	0.0704	-0.0082								
<i>HR</i>	0.2860	0.1012	-0.0639	0.1658							
<i>size</i>	0.3164	0.0778	0.0343	0.3842	0.2114						
<i>size2</i>	0.3220	0.0791	0.0336	0.3849	0.2113	0.9958					
<i>prof</i>	-0.0035	-0.0299	-0.1222	0.0324	0.0296	0.0576	0.0585				
<i>subsidy</i>	0.2108	0.0945	-0.0628	0.1232	0.1784	0.1898	0.1903	0.0434			
<i>age</i>	0.1385	0.0483	-0.0218	0.0889	0.1028	0.1842	0.1862	-0.0305	0.0752		
<i>fin</i>	0.1639	0.0497	0.0485	0.2299	0.2397	0.2372	0.2321	0.0296	0.1386	0.0963	
<i>AD</i>	0.1230	0.0702	-0.0109	0.0535	0.0626	0.0641	0.0669	-0.0241	0.0426	0.0370	0.0348

数据来源:笔者用 Stata 4.0 计算、整理所得。

三、实证分析

(一) 基础回归结果

表3中,列(1)~列(2)为样本整体回归结果,其中列(1)采用面板 *Logit* 回归模型,列(2)采用 *Tobit* 回归模型^①。从列(1)可知,要素市场扭曲项 (*factor*) 的系数显著为负,说明要素市场扭曲程度越大,出口企业作出从事研发活动决策的可能性就越小。而由列(2)可知,要素市场扭曲项 (*factor*) 的系数仍显著为负,说明要素市场扭曲程度越大对企业研发投入抑制作用越强,企业研发投入量将随要素市场扭曲程度的增加而减少。

(二) 进一步回归

1. 样本划分回归

将样本按照注册类型划分为内资企业与外资企业,以检验要素市场扭曲对不同出口企业研发行为的影响。分样本回归结果见表3中的列(3)~列(6)。其中

^①由于企业研发投入密度项中有大量企业的研发投入密度数据聚集在0处,数据很可能符合删失数据的结构形式,因此参照李春涛和宋敏(2010)以及周开国等(2017)的做法,采用 *Tobit* 模型进行回归。

表3 基础模型回归结果

变量	(1) <i>RD</i> 全样本	(2) <i>dense</i> 全样本	(3) <i>RD</i> 内资企业	(4) <i>RD</i> 外资企业	(5) <i>dense</i> 内资企业	(6) <i>dense</i> 外资企业
<i>factor</i>	-0.997 *** (0.001)	-0.012 *** (0.260)	-0.780 ** (0.001)	-1.077 *** (0.360)	-0.017 *** (0.387)	-0.017 *** (0.001)
<i>capital</i>	0.071 ** (0.029)	0.003 *** (0.000)	0.020 (0.037)	0.158 *** (0.048)	0.004 *** (0.000)	0.002 *** (0.000)
<i>HR</i>	1.138 *** (0.037)	0.026 *** (0.000)	1.185 *** (0.048)	1.084 *** (0.059)	0.028 *** (0.001)	0.023 *** (0.001)
<i>size</i>	-0.113 (0.331)	0.014 *** (0.001)	-0.110 (0.440)	-0.100 (0.528)	0.020 *** (0.001)	0.008 *** (0.002)
<i>size2</i>	0.031 ** (0.015)	-0.001 *** (0.000)	0.032 (0.020)	0.028 (0.024)	-0.001 *** (0.000)	-0.001 (0.000)
<i>prof</i>	0.004 (0.036)	-0.005 *** (0.000)	-0.061 (0.051)	0.053 (0.051)	-0.008 *** (0.000)	-0.003 *** (0.001)
<i>subsidy</i>	0.334 *** (0.041)	0.016 *** (0.000)	0.287 *** (0.053)	0.397 *** (0.068)	0.015 *** (0.000)	0.017 *** (0.001)
<i>age</i>	0.371 *** (0.063)	0.004 *** (0.000)	0.327 *** (0.083)	0.512 *** (0.103)	0.004 *** (0.000)	0.001 * (0.000)
<i>fin</i>	0.307 *** (0.001)	0.007 *** (0.048)	0.322 *** (0.000)	0.293 *** (0.064)	0.003 *** (0.072)	0.009 *** (0.001)
<i>AD</i>	36.064 *** (3.534)	0.449 *** (0.014)	36.733 *** (4.444)	34.536 *** (5.897)	0.522 *** (0.017)	0.326 *** (0.022)
<i>LR chi2 (10)</i>	2 193.290	30 527.970	13 25.580	812.530	21 017.180	9 406.680
<i>Prob > chi2</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本数	29 045 ^①	230 726	17 571	11 080	129 745	100 981

注：括号内数值为回归系数的标准差；“***”“**”“*”分别表示在1%、5%、10%的水平下显著。下表同。

列(3)~列(4)采用 *Logit* 回归模型，列(5)~列(6)采用 *Tobit* 回归模型。在出口企业研发决策方面，要素市场扭曲项 (*factor*) 系数在内资企业样本回归结果中显著为负，在外资企业样本回归结果中亦显著为负，说明无论是内资企业还是外资企业，要素市场扭曲均会对其研发决策产生显著的负向影响。在企业研发投入密度方面，内资企业和外资企业样本回归结果中要素市场扭曲项 (*factor*) 系数均显著为负，说明无论是内资企业还是外资企业，要素市场扭曲均会对其研发投入密度产生显著的抑制作用。从要素市场扭曲对于企业研发作用的平均边际效应来看，要

①面板 *Logit* 模型在回归过程中会自动删除被解释变量中连续三年数值无任何变化的样本（连续三年为1或者连续三年为0的样本），定性导致一定的样本缺失，但仍然保留了大量处于动态变化中的样本进行分析，并不会对变量间的定性关系造成足够大的影响。

素市场扭曲对于内资企业和外资企业研发决策作用的平均边际效应分别达到-0.018和-0.016,说明较之于外资企业的研发决策,要素市场扭曲对于内资企业研发决策的抑制作用更大,这主要是因为大量加工贸易型内资企业的存在所造成的。在中国进出口贸易结构中,加工贸易占据了大约50%的份额^①,这些加工贸易型企业利用要素市场扭曲下的廉价资源普遍从事贴牌生产,其“两头在外”的贸易方式决定了其较低的研发需求。

为进一步验证上文的结论,将样本企业按照出口规模再次进行划分,因为外资企业和加工贸易型企业往往更加看重要素市场扭曲下廉价要素带来的成本竞争力。用企业出口占其销售总值的比重表示企业的出口规模,并将出口规模低于整体25%分位数的企业认定为低出口比重的企业,将出口规模高于75%分位数的企业认定为高出口比重企业。从表4的回归结果看,要素市场扭曲对于具有不同出口比重的企业的研发决策、研发投入密度均有显著的抑制作用,与上述回归结果一致。研发决策方面,要素市场扭曲对高出口比重企业和低出口比重企业的平均边际效应分别为-0.281和-0.229,说明要素市场扭曲对于高出口比重企业研发决策的抑制作用更强,与上述结果一致。

表4 按照出口比重划分后的回归结果

变量	(7) <i>RD</i> 高出口比重	(8) <i>RD</i> 低出口比重	(9) <i>dense</i> 高出口比重	(10) <i>dense</i> 低出口比重
<i>factor</i>	-1.842** (0.862)	-1.498*** (0.575)	-0.012*** (0.002)	-0.021*** (0.001)
<i>capital</i>	0.133* (0.084)	0.034 (0.061)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
<i>HR</i>	0.966*** (0.001)	1.237*** (0.101)	0.015*** (0.081)	0.037*** (0.001)
<i>size</i>	-0.222 (0.943)	-0.750 (0.729)	0.004 (0.002)	0.019*** (0.002)
<i>size2</i>	0.024 (0.043)	0.066** (0.033)	0.001 (0.000)	-0.001*** (0.000)
<i>prof</i>	0.195** (0.099)	0.031 (0.081)	0.001 (0.001)	-0.008*** (0.001)
<i>subsidy</i>	0.325** (0.129)	0.434*** (0.092)	0.010*** (0.001)	0.021*** (0.001)
<i>age</i>	-0.093 (0.193)	0.216* (0.118)	-0.001** (0.000)	0.005*** (0.000)
<i>fin</i>	0.338*** (0.130)	0.199* (0.109)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)
<i>AD</i>	50.997*** (16.796)	41.361*** (7.362)	0.499*** (0.046)	0.341*** (0.019)
<i>LR chi2</i> (10)	174.310	614.510	9744.760	17233.610
<i>Prob > chi2</i>	0.000	0.000	0.000	0.000
样本数	3352	6337	58531	57923

① 数据来源:笔者基于中国海关数据库计算所得。

2. 引入市场竞争

要素市场扭曲与企业特征之间存在一定的互作关系,例如张杰等(2011a)以及戴魁早和刘友金(2016)从企业规模、资本密度、政企关系、技术密集度、企业经营绩效以及企业外向度等方面检验了企业异质性和要素市场扭曲之间的交互作用。同时,企业所处行业的市场竞争程度对企业行为具有重要影响,因此笔者再次将企业所处行业市场竞争程度引入回归模型,并加入其与要素市场扭曲的交互项,以检验二者对于企业研发行为的影响。以 hhi 指数^①作为市场竞争程度的测定指标。引入市场竞争后模型形式为:

$$y_{ijp} = \alpha_0 + \alpha_1 factor_{ip} + \alpha_2 hhi_{jt} + \alpha_3 factor_{ip} \times hhi_{jt} + \alpha_4 control_{ijp} + \gamma_j + \gamma_t + \gamma_p + \varepsilon_{ijp} \quad (2)$$

具体回归结果见表5。从回归结果来看,要素市场扭曲对企业研发行为仍然具有显著的抑制作用。在引入了行业竞争程度与要素市场扭曲的交互项后发现,企业研发决策并未受到行业竞争程度的显著影响,相应系数为负值,但并不显著。而企业研发投入密度却与之相反,行业竞争程度与要素市场扭曲的交互项系数显著为负,表明企业所处行业垄断程度越高,要素市场扭曲程度对其研发支出的抑制作用越强。其潜在的含义为处于高垄断行业的企业可能更有能力进行要素寻租,获取更大的要素扭曲租金收益,因而其研发投入的动力就越容易被削弱和抑制。

(三) 稳健性与内生性分析

1. 核心指标重构

用基于省级产品市场和要素市场的相对发育程度来衡量地区要素市场扭曲,能够在一定程度上避免地区异质性带来的信息失真问题,但该指标仅仅反映了省级层面的状况,有可能造成回归结果不稳健。为进一步将要素扭曲指标进行细化,增强回归结果的说服力,笔者参考韩国高和胡文明(2017)的做法,使用生产函数法对企业面临的要素价格扭曲程度重新进行测定。设企业生产函数为:

$$Y = AK^\alpha L^\beta \quad (3)$$

由此可得资本(K)以及劳动(L)的要素边际产出:

$$MP_K = \alpha \frac{Y}{K} \quad (4)$$

$$MP_L = \beta \frac{Y}{L} \quad (5)$$

根据要素价格扭曲程度等于要素边际产出与要素实际价格之比,可以计算出要素价格的扭曲程度:

$$distK = \frac{MP_K}{\gamma} \quad (6)$$

^① hhi 指数计算公式为: $hhi = \sum (x_i/x)^2$, 其中 $x = \sum x_i$, x_i 表示行业内企业 i 的产值; hhi 指数越大表明市场竞争程度越低,反之则表示市场竞争程度越高。

表5 引入市场竞争后的模型回归结果

变量	(1) <i>RD</i> 全样本	(2) <i>dense</i> 全样本	(3) <i>RD</i> 内资企业	(4) <i>RD</i> 外资企业	(5) <i>dense</i> 内资企业	(6) <i>dense</i> 外资企业
<i>factor</i>	-0.924*** (0.275)	-0.009*** (0.001)	-0.748** (0.376)	-0.913** (0.420)	-0.012*** (0.001)	-0.014*** (0.002)
<i>hhi</i>	-0.262 (0.995)	0.100*** (0.004)	-0.164 (1.258)	-0.499 (1.730)	0.111*** (0.005)	0.085*** (0.006)
<i>factor×hhi</i>	-1.776 (2.419)	-0.102*** (0.011)	-0.801 (2.935)	-4.044 (4.464)	-0.129*** (0.013)	-0.079*** (0.020)
<i>capital</i>	0.071** (0.029)	0.002*** (0.000)	0.020 (0.037)	0.159*** (0.048)	0.004*** (0.000)	0.002*** (0.000)
<i>HR</i>	1.138*** (0.037)	0.026*** (0.000)	1.185*** (0.048)	1.083*** (0.059)	0.027*** (0.000)	0.023*** (0.001)
<i>size</i>	-0.118 (0.331)	0.015*** (0.001)	-0.114 (0.440)	-0.102 (0.528)	0.020*** (0.001)	0.009*** (0.002)
<i>size2</i>	0.031** (0.015)	-0.001*** (0.000)	0.032 (0.020)	0.028 (0.024)	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>prof</i>	0.003 (0.036)	-0.005*** (0.000)	-0.061 (0.051)	0.052 (0.051)	-0.008*** (0.000)	-0.003*** (0.001)
<i>subsidy</i>	0.334*** (0.041)	0.016*** (0.000)	0.287*** (0.053)	0.398*** (0.068)	0.015*** (0.000)	0.017*** (0.001)
<i>age</i>	0.370*** (0.063)	0.004*** (0.000)	0.327*** (0.083)	0.518*** (0.103)	0.004*** (0.000)	0.001* (0.000)
<i>fin</i>	0.307*** (0.048)	0.008*** (0.000)	0.321*** (0.064)	0.294*** (0.072)	0.003*** (0.001)	0.010*** (0.001)
<i>AD</i>	36.054*** (3.533)	0.430*** (0.014)	36.747*** (4.443)	34.393*** (5.897)	0.506*** (0.017)	0.303*** (0.022)
<i>LR chi2 (10)</i>	2 140.900	31 327.230	1 325.840	814.660	21 565.090	9 644.290
<i>Prob > chi2</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本数	29 045	230 726	17 571	11 080	129 745	100 981

$$distL = \frac{MP_L}{\omega} \tag{7}$$

$$dist = (distK)^{\frac{\alpha}{\alpha+\beta}} (distL)^{\frac{\beta}{\alpha+\beta}} \tag{8}$$

式(6)~式(8)中, *distK*和*distL*分别为资本要素和劳动要素的价格扭曲程度; γ 和 ω 分别表示资本价格和劳动力价格,资本价格用利率表示,劳动力价格用工资水平表示;*dist*为总体要素价格扭曲程度。从表6的回归结果看,依据生产函数法估计得到的企业层面的要素市场扭曲变量(*dist*)对于企业的研发决策以及研发投入密度均具有显著的负向抑制作用,与上述回归结果相同。

表6 依据生产函数法估计的要素市场扭曲回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>RD (Logit)</i> 全样本	<i>dense (Tobit)</i> 全样本	<i>RD (Logit)</i> 内资企业	<i>RD (Logit)</i> 外资企业	<i>dense (Tobit)</i> 内资企业	<i>dense (Tobit)</i> 外资企业
<i>dist</i>	-0.037*** (0.007)	-0.001*** (0.000)	-0.039*** (0.008)	-0.032*** (0.011)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
<i>capital</i>	0.078** (0.030)	0.002*** (0.000)	0.013 (0.039)	0.185*** (0.050)	0.003*** (0.000)	0.002*** (0.000)
<i>HR</i>	1.122*** (0.038)	0.025*** (0.000)	1.156*** (0.049)	1.082*** (0.060)	0.024*** (0.000)	0.023*** (0.001)
<i>size</i>	-0.141 (0.343)	0.017*** (0.001)	-0.246 (0.455)	-0.035 (0.548)	0.024*** (0.001)	0.010*** (0.002)
<i>size2</i>	0.037** (0.016)	-0.001*** (0.000)	0.044** (0.021)	0.029 (0.024)	-0.001*** (0.000)	-0.001 (0.000)
<i>prof</i>	-0.140*** (0.049)	-0.009*** (0.000)	-0.224*** (0.066)	-0.060 (0.074)	-0.012*** (0.000)	-0.006*** (0.001)
<i>subsidy</i>	0.323*** (0.042)	0.015*** (0.000)	0.278*** (0.053)	0.379*** (0.069)	0.013*** (0.000)	0.016*** (0.001)
<i>age</i>	0.433*** (0.059)	0.003*** (0.000)	0.377*** (0.078)	0.597*** (0.096)	0.003*** (0.000)	0.001 (0.000)
<i>fin</i>	0.311*** (0.049)	0.007*** (0.000)	0.348*** (0.065)	0.271*** (0.073)	0.002*** (0.001)	0.009*** (0.001)
<i>AD</i>	39.286*** (3.685)	0.4208*** (0.013)	38.392*** (4.559)	40.991*** (6.357)	0.476*** (0.016)	0.315*** (0.022)
<i>LR chi2 (10)</i>	2 081.530	31 146.760	1 285.880	794.750	21 914.200	9 286.510
<i>Prob > chi2</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本数	28 214	226 122	17 109	10 716	127 233	98 889

2. 内生性检验

考虑到出口企业研发行为与要素市场扭曲之间可能存在的内生性问题，笔者拟通过系统广义矩估计（Generalized Method of Moments, GMM）方法对模型再次进行检验。由于要素市场扭曲与政府层面的政策行为密不可分，且必然会影响到辖区内所有企业的行为，但既有的制度环境下单个企业影响辖区政府政策制定的难度较大。因此，参照 Fisman 和 Svensson（2007）的研究方法，将要素市场扭曲项的一阶滞后项作为其工具变量纳入模型之中，以减少内生性。在回归中，所选工具变量通过了 *Hansen-Sargen* 检验，表明将核心解释变量滞后一期作为工具变量具有一定的合理性。系统 GMM 估计结果见表 7。从回归结果看，要素市场扭曲项 (*factor*) 的回归系数仍显著为负，与基础回归结果相符。

表7 系统GMM估计结果

变量	(1) RD 全样本	(2) RD 内资企业	(3) RD 外资企业	(4) dense 全样本	(5) dense 内资企业	(6) dense 外资企业
<i>factor</i>	-0.020*** (0.000)	-0.058*** (0.005)	-0.041*** (0.007)	-0.003*** (0.007)	-0.004*** (0.000)	-0.003*** (0.000)
<i>capital</i>	0.009*** (0.001)	0.016*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>HR</i>	0.145*** (0.002)	0.155*** (0.003)	0.120*** (0.003)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>size</i>	-0.120*** (0.009)	-0.113*** (0.011)	-0.124*** (0.013)	-0.001*** (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.002*** (0.001)
<i>size2</i>	0.008*** (0.000)	0.008*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.001*** (0.000)
<i>prof</i>	-0.021*** (0.002)	-0.034*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
<i>subsidy</i>	0.117*** (0.000)	0.116*** (0.003)	0.098*** (0.004)	0.003*** (0.004)	0.003*** (0.000)	0.002*** (0.000)
<i>age</i>	0.032*** (0.001)	0.036*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.001)	0.001*** (0.001)
<i>fin</i>	0.032*** (0.002)	0.017*** (0.003)	0.037*** (0.003)	0.001*** (0.000)	-0.000 (0.001)	0.001*** (0.001)
<i>AD</i>	4.486*** (0.522)	5.202*** (0.879)	3.477*** (0.536)	0.141*** (0.043)	0.205*** (0.0769)	0.055*** (0.014)
<i>LR chi2 (10)</i>	22 911.440	17 523.050	6 373.870	3 190.730	2 348.310	917.130
<i>Prob > chi2</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
样本数	135 060	75 880	59 180	135 060	75 880	59 180

四、结论与建议

(一) 结论

笔者从要素市场扭曲的角度入手,对于中国出口企业对外贸易额长期保持高速增长而企业研发投入长期不足这一现象进行了解释,并从微观层面进行了验证。结果发现,要素市场扭曲对出口企业研发行为具有显著的抑制作用,在考虑了样本划分标准及内生性的情况下,该结论仍然成立。企业对廉价生产要素的过度依赖是其产生研发投入负向激励的重要因素。同时,在考虑了企业所处行业市场竞争程度后发现,企业处于垄断程度越高的市场中,要素扭曲对其研发支出的抑制作用越强。

(二) 建议

(1) 大力促进企业创新投入。创新是促进企业发展的不竭动力,随着生产要素成本优势的逐步丧失,中国企业会越来越依靠创新增强出口产品的竞争力,继而国际市场上谋求一席之地。加大研发投入是促进企业在出口过程中发挥学习效应的必要选择。

(2) 加快要素市场化改革,形成合理的定价机制和市场竞争机制。出口企业

研发投入长期不足是要素市场化改革滞后的必然结果。只有加速要素市场化改革,在生产要素领域实行有效的定价机制,才会进一步促使企业摆脱对廉价生产要素的依赖,促进地区向提升全要素生产率的方向发展。同时,要逐步破除行业垄断,以此弱化并消除企业对于要素扭曲租金的依赖。

(3) 优化出口贸易,促进产业结构升级。中国长期处于国际产业链和价值链低端环节,其原因在于企业对国内廉价劳动力和资源过度依赖,从而导致企业出口盲目追求“量”而忽略了产品“质”的提升。因此,应逐步引导、帮助企业加大研发力度、促进生产技术升级,着重提高企业产品竞争力,并适度减少低值产品的出口比重。

[参考文献]

- [1] 白俊红,卞元超. 要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失[J]. 中国工业经济, 2016(11):39-55.
- [2] 陈林,朱卫平. 创新、市场结构与行政进入壁垒——基于中国工业企业数据的熊彼特假说实证检验[J]. 经济学(季刊), 2011, 10(2):653-674.
- [3] 戴魁早,刘友金. 要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析[J]. 经济研究, 2016(7):72-86.
- [4] 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 2011 年报告[M]. 北京:经济科学出版社, 2011.
- [5] 韩国高,胡文明. 要素价格扭曲如何影响了我国工业产能过剩? ——基于省际面板数据的实证研究[J]. 产业经济研究, 2017(2):49-61.
- [6] 李春涛,宋敏. 中国制造业企业的创新活动:所有制和 CEO 激励的作用[J]. 经济研究, 2010(5):55-67.
- [7] 李平,季永宝. 要素价格扭曲是否抑制了我国自主创新? [J]. 世界经济研究, 2014(1):10-15.
- [8] 李玉红,王皓,郑玉歆. 企业演化:中国工业生产率增长的重要途径[J]. 经济研究, 2008(6):12-24.
- [9] 罗长远,季心宇. 融资约束下的企业出口和研发:“鱼”与“熊掌”不可得兼? [J]. 金融研究, 2015(9):140-158.
- [10] 马光荣,刘明,杨恩艳. 银行授信、信贷紧缩与企业研发[J]. 金融研究, 2014(7):76-93.
- [11] 谭周令. 产业政策激励与中国制造业企业自主创新——来自于中国 A 股上市公司的证据[J]. 当代经济科学, 2017, 39(3):59-65.
- [12] 王静,张西征. 融资约束、出口与 R&D 投资——中国出口的高速增长为何未带来经济转型? [J]. 产业经济研究, 2014(4):73-83.
- [13] 汪伟,潘孝挺. 金融要素扭曲与企业创新活动[J]. 统计研究, 2015(5):26-31.
- [14] 袁鹏,杨洋. 要素市场扭曲与中国经济效率[J]. 经济评论, 2014(2):28-40.
- [15] 余明桂,范蕊,钟慧洁. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2016(12):5-22.
- [16] 余明桂,钟慧洁,范蕊. 民营化、融资约束与企业创新——来自中国工业企业的证据[J]. 金融研究, 2019(4):75-91.
- [17] 张璇,刘贝贝,汪婷,等. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. 经济研究, 2017(5):161-174.
- [18] 张杰,周晓艳,郑文平,等. 要素市场扭曲是否激发了中国企业出口[J]. 世界经济, 2011(8):134-160.
- [19] 张杰,周晓艳,李勇. 要素市场扭曲抑制了中国企业 R&D? [J]. 经济研究, 2011, 46(8):78-91.
- [20] 周开国,卢允之,杨海生. 融资约束、创新能力与企业协同创新[J]. 经济研究, 2017(7):94-108.
- [21] BALLOT G, FAKHFAKH F, TAYMAZ E. Firms' human capital, R&D and performance: a study on French and Swedish firms[J]. Labour Economics, 2001, 8(4):443-462.
- [22] BRUCE M. SKOORKA. Measuring market distortion: international comparisons, policy and competitiveness[J]. Applied Economics, 2000, 32(3):253-264.

- [23] FISMAN R, SVENSSON J. Are corruption and taxation really harmful to growth? firm level evidence[J]. Journal of Development Economics, 2007, 83(1):63-75.
- [24] HSIEH C T, KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4):1403-1448.

(责任编辑 谭晓燕)

Analysis of Factor Market Distortion and R&D Behavior of Export Enterprises

WANG Jiangbo¹, TAN Zhouling²

- (1. China Special Economic Zone Research Center, Shenzhen University, Shenzhen Guangdong 518060;
2. Institute of Industrial Economics, Jinan University, Guangzhou Guangdong 510632)

Abstract: From the perspective of factor market distortions, this paper analyses the internal mechanism of the phenomenon that the foreign trade volume of China's export enterprises keeps growing at a high speed while the R&D investment of enterprises is insufficient for a long time, and carries out empirical verification from the micro-level of enterprises. The results show that factor market distortions have a significant inhibitory effect on R&D behavior of export enterprises, and excessive dependence on low-cost factors of production is an important factor to generate negative incentives for R&D investment. After considering the market competition, it is found that factor market distortions have a stronger inhibitory effect on R&D of enterprises in low competitive industries.

Keywords: Factor Market; Market Distortion; Export Enterprise; R&D