

# 混合出口模式对企业市场多元化的影响分析

谭周令<sup>1,2</sup>

(1. 江门市人民政府 研究室, 广东 江门 529000; 2. 暨南大学 产业经济研究院, 广东 广州 510632)

**摘要:** 基于中国工业企业和中国海关合并数据, 实证检验了企业混合出口模式选择与出口市场多元化水平之间的关系及作用机制。研究发现, 如果企业上一期采用混合出口模式, 将有助于本期企业出口市场多元化水平的提升。这主要是由于采用混合出口模式的企业通过贸易中介降低了新出口市场的进入成本, 从而降低了企业新市场的开拓成本, 促进了企业出口市场多元化水平的提升。这对于促进企业发挥主观能动性、进一步开拓新出口市场、实现出口市场多元化发展、进一步分散贸易风险具有一定的启示作用。

**关键词:** 混合出口模式; 企业; 成本; 出口市场; 多元化

**中图分类号:** F830.91      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1672-6049(2019)05-0075-11

## 一、引言与文献综述

出口市场多元化一直被认为是能够扩大企业出口、弱化外部需求冲击的有效手段。例如, Zahler<sup>[1]</sup>发现, 发展中国家产品进入新市场对出口增长的贡献率达到了37%, 远远高于新产品的出口增长贡献率。Schmeiser<sup>[2]</sup>发现企业出口增长的很大一部分源于现有企业与产品进入新市场, 其出口价值巨大且往往被低估。黄先海和周俊子<sup>[3]</sup>以及李坤望等<sup>[4]</sup>同样发现企业新出口关系的建立是企业出口快速增长的推动力。刘慧和綦建红<sup>[5]</sup>、隆国强<sup>[6]</sup>认为出口市场多元化既是中国优化出口结构的长远大计, 也是短期稳出口的有效举措。尤其是在欧洲债务危机、英国“脱欧”、中美贸易摩擦加剧等各种“黑天鹅”事件频出的背景下, 积极开拓新贸易关系以此充分挖掘多元化出口市场潜力已成为促进我国贸易稳定发展的重要手段。

国内外学者很早就开始了对企业出口市场多元化问题的讨论。例如, Chaney and Distorted<sup>[7]</sup>、Kang<sup>[8]</sup>认为不同出口市场的进入难度是不一样的, 如果企业能够进入高难度市场, 那么也就会进入其它较低难度的市场。Molina<sup>[9]</sup>、Wang and Zhao<sup>[10]</sup>、陈勇兵等<sup>[11]</sup>则发现企业出口经验积累有利于企业对新出口市场的开拓。綦建红和冯晓洁<sup>[12]</sup>、林常青和许和连<sup>[13]</sup>则发现企业出口市场扩张存在“路径依赖”, 企业更倾向于选择那些与其之前出口市场地理相近、文化相似、经济相似的国家作为新进入的市场。上述文献对于理解和认识企业出口市场多元化具有重要的作用。但也不难发现, 无论是从出口经验进行解释还是从出口市场相似性进行理解, 其本质均统一于出口市场进入成本这一维度。因为对于具有相似属性的出口市场, 二者相似程度越高, 企业既有的出口经验的可移植性也就越强, 出口到单一市场所需支付的平均出口成本就越低, 这种成本共担的作用机制促进了企业出口市场数目的拓展。

收稿日期: 2019-06-18; 修回日期: 2019-09-05

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: 谭周令(1990—), 男, 重庆人, 江门市人民政府研究室主任科员, 暨南大学产业经济研究院经济学博士, 研究方向为对外开放与创新。

同时,在探究企业出口市场多元化的过程中,大多认为企业只有通过实际出口才能够了解新市场的状况<sup>[14]</sup>,而忽视了企业出口行为策略的选择对其出口市场多元化实现可能产生的影响。因为在实际情况中,企业多样化的出口模式组合已经成为其完成出口业务的重要手段。例如,Lu *et al.*<sup>[15]</sup>对2002—2006年的29个发展中国家的12 679家企业进行了研究,发现3.32%的企业以混合出口<sup>①</sup>的方式进入国际市场。而在中国约有42.24%的出口企业在出口过程中会采用混合出口模式,并且这些采用混合出口模式进行出口的企业所辐射的市场范围较之于仅采用单一出口方式进行出口的企业要高出15%。那么,混合出口模式是否真的对企业出口市场多元化具有积极的作用,其作用机制又是如何?基于此,本文对企业混合出口模式选择与企业出口市场多元化之间的关系进行了分析,并从市场进入成本的角度对其作用机制进行了解释。这对于理解和促进企业出口市场多元化的实现具有一定的参考意义。同时,本文的贡献主要在于:(1)从企业出口行为策略的角度对企业出口市场多元化问题进行了探讨,更加关注及强调了企业在出口市场开拓过程中的策略性和自身的能动性。(2)揭示了企业出口行为策略对企业出口市场多元化的内在作用机制,从本质上阐释了二者之间的作用机理。(3)实证检验了企业混合出口模式选择的出口市场多元化效应,并对二者之间的作用机制进行了验证,为理论分析提供了切实的经验证据。

## 二、理论分析

直接出口和以贸易中介为实现手段的间接出口是企业出口实现的两种基本方式。但企业直接出口由于会面临高昂的出口成本,以至于大量处于中、低等生产率水平的企业会因难以支付出口成本而“被迫”仅存续于国内市场<sup>[16]</sup>。而贸易中介的存在为这些企业出口提供了替代性的解决方案,因为这些企业只需要支付可变成本就能够通过使用这种贸易中介这一“分销技术”而将产品远销海外,即贸易中介的存在降低了企业进入国际市场的生产率门槛<sup>[17-18]</sup>。直接出口和间接出口模式下的行为特点为企业出口实现及新市场开拓提供了不同的行为策略组合,以此促进企业出口市场多元化水平的提升。

首先,企业对于新出口市场的开拓必然伴随着额外贸易成本的支付。Roberts and Tybout<sup>[19]</sup>认为企业出口面临海外市场的搜寻成本、海外消费者偏好的信息获取成本、海外市场销售渠道的建立与维护成本以及本国商品为适应海外市场标准而做出的调整成本等,而这些出口成本的存在为企业出口市场的扩张设置了进入壁垒。Eduard *et al.*<sup>[20]</sup>认为企业进入新的市场会面临与既有市场不同的市场需求、消费者偏好以及法律体系,同时还需要建立新的销售体系和雇佣新的员工。Wei and Thornsbury<sup>[21]</sup>认为企业进入陌生的出口市场会面临众多的不确定性,经营风险会大大增加,企业为克服新市场的不确定性和弱化经营风险,还需要支付相应的信息成本以进行出口事前调查。

其次,高额进入成本的存在必然使企业不会贸然进入到新的出口市场之中。但按照一般情况来看,企业唯有直接进入新的出口市场才能够充分了解各种不确定性因素的具体影响及新市场进入的成本支付状况以及产品销售状况等信息<sup>[14]</sup>。因此,企业在完全进入新市场前大多会采取出口试探策略,通过先进行少量出口,以便更准确地估计新增出口市场的情况,降低出口不确定性和风险以及因此产生的潜在成本。而这与中国大量外贸企业初次出口规模偏小且频繁进入和退出某一出口市场这一现实特征相符<sup>[11]</sup>。但在一般研究中均认为企业需要“亲力亲为”,以直接进入出口市场的方式了解新市场开拓所需要支付的出口成本状况。而企业在实际操作中完全能够通过贸易中介以间接出口的方式进入新出口市场,以此进行新市场的试探性开拓。因为间接出口下贸易中介的使用为出口企业提供了更低成本和更高效率的新市场开拓策略。

企业依托于贸易中介技术下的间接出口模式,能达到在出口市场拓展过程中进一步弱化试探性出口成本支付,并探寻出口市场特征的目的,以进一步促进企业后期对该出口市场的深入探索。因

<sup>①</sup>企业同时使用直接出口和间接出口两种方式进行出口的行为组合,在此称之为混合出口。

为,如果企业“轻率”地以直接出口的方式进入陌生市场,即使是仅进行产品小额试销的试探策略,也需要支付海关质检、通关流程、产品仓储物流及分销等陌生市场适应成本。但如果仅以间接出口形式进行产品试探性出口,那么企业仅需要牺牲少量的可变成本而不需要支付一系列的固定成本便可以完成出口产品的试销。而企业通过利用贸易中介在陌生出口市场上建立起来的销售渠道等已有设施,则能够快速且低成本地对产品在新出口市场上的盈利情况及国外消费者对产品的反应信息进行验证和收集。同时,企业与贸易中介之间的反馈行为也有助于企业对产品属性的改良,因为产品已经通过间接出口在新进出口市场上进行了试售,消费者对于产品的偏好能够通过贸易中介反馈给产品制造商。而这种通过贸易中介的“间接出口学习效应”的发挥,能够便于企业按照陌生市场上消费者偏好特征进行产品调整,为后续直接进入出口市场并快速适应市场做准备<sup>[22]</sup>。这种以贸易中介为载体的低成本出口市场进入、产品适应性特征捕捉以及“间接出口学习效应”的发挥,降低了企业新市场进入成本,提升了市场开拓效率,并有利于企业快速进入及扩大在新出口市场上的销售规模。

从以上的理论机制分析可知,相较于直接与新出口市场接触,在混合出口模式下,企业依托于贸易中介通过间接出口的方式对新出口市场进行出口试探更符合自身利益且更加有效。因此,企业在进行出口市场开拓的过程中,可能会更加偏向于通过贸易中介先进行低成本且高效的试探性出口。当企业在明确了出口市场状况以及产品在拟开拓市场上的前景后,便会进一步做出新市场开拓决策,以大规模进入新增出口市场,继而达到对出口市场进行高效扩张的目的。也就是说,企业混合出口模式的使用能够对其出口市场多元化水平的提升产生正向影响。

### 三、模型、变量与数据选择

#### (一) 模型设定

为实证检验贸易中介作用下企业混合出口模式选择对企业出口市场多元化的影响,本文将基础回归模型设定为:

$$market_{it} = \beta_0 + \beta_1 HE_{it-1} + \beta_2 fec_{it} + \beta_3 control_{it} + \sum \gamma_a year_a + \sum \delta_n ind_n + \sum \eta_m prov_m + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $i$ 表示企业, $t$ 表示时间。模型中, $market_{it}$ 为被解释变量,表示企业出口市场扩张程度。 $HE_{it-1}$ 为本文的核心解释变量,表示直接出口企业在上一期的出口过程中是否采用了混合出口模式进行出口,其系数为本文的重点关注项。 $fec_{it}$ 为企业面临的出口固定成本。 $control_{it}$ 为控制组变量,对额外的影响因素进行了控制,主要包含企业生产率( $TFP$ )、企业规模( $size$ )、企业年龄特征( $age$ )以及企业生产要素投入特征即劳动资本比率( $lk$ ),相应计算方法如下文所述,在此不再赘述。同时,为防止额外的其它因素影响,在回归过程中还对时间效应、行业效应以及地区效应进行控制。 $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。

#### (二) 变量说明

1. 企业出口市场多元化( $market$ )。企业出口市场的多元化直接表现形式就是企业出口市场数目的变化。因此,参考既有研究的设定,本文以企业所辐射的出口市场数目作为企业出口市场多元化的代理变量进行初步回归分析。但企业出口市场数目法主要通过直接计算企业出口辐射的海外市场数目,以此作为企业出口市场扩张的代理变量,属于一种对企业出口市场扩张状况进行绝对衡量的指标。为进一步准确刻画企业出口市场扩张,在后文还重新设定了相对指标以对其进行稳健性验证。

2. 企业混合出口模式( $HE$ )。本文将企业既直接出口又间接出口的出口模式定义为混合出口模式。但由于出口市场扩张主体是已出口企业,因此,如果直接出口企业在出口过程中使用了贸易中介以间接出口的方式完成了部分出口,那么便可视为其采用了混合出口模式;反之,则表明其并未采用混合出口策略。但对于直接出口企业是否使用了贸易中介进行额外出口的识别是本文的难点。由于本文所依托的数据主要是中国工业企业数据和海关数据库,而在相关数据搜集的时候发现并没有关于出口企业贸易中介使用情况的统计指标。并且,当下也并没有大量问卷调查数据对相关问题进行统计。在国内外的相关研究中,相关问题的处理多采用两种方法:一是问卷调查数据;二是依据数据统计原理进行数据匹配识别。

第一种方法较为容易,例如 Ahn *et al.*<sup>[18]</sup> 利用从牛津大学非洲经济研究中心获得的加纳 RPED/GMES 数据库(企业发展和加纳制造企业调查区域项目)对相似问题进行了研究。但国内并没有大量针对中国企业的类似调研数据。因此,部分学者采用了基于数据统计原理的数据匹配识别的方式,对企业出口模式进行了近似的识别和刻画。本文参考 Bai *et al.*<sup>[23]</sup>、綦建红和李丽丽<sup>[24]</sup> 的方法对直接出口企业的混合出口策略进行判断:如果企业在海关数据库中记录的出口总额经过折算后小于中国工业企业数据库中所记录的出口交货值,则说明企业出口组成中有间接出口的部分。即该直接出口企业很可能使用了贸易中介通过间接出口的方式进行了额外出口( $HE = 1$ ),反之则没有使用贸易中介进行额外出口行为( $HE = 0$ )。那么,前者便可识别为企业采用了混合出口模式进行出口,后者则表示企业并未采用混合出口模式进行出口。

3. 市场的进入固定成本( $fec$ )。国际市场的进入固定成本不仅涉及目的地特征,还与行业性质、区域特征甚至企业自身异质性相关。Castro *et al.*<sup>[25]</sup> 首次构建了基于“行业—地区—年份”的出口固定成本计算方法,并利用智利的数据从异质性出口固定成本的角度对出口固定成本和企业出口行为之间的关系进行了验证。随后,部分学者基于其研究成果,在国内对此法进行了实践应用,并对相应的经济问题进行了研究(如邱斌和闫志俊<sup>[26]</sup>)。因此,本文参考已有相关研究做法对企业进入出口市场的固定成本进行计算。

4. 控制变量。企业全要素生产率( $TFP$ ),本文以  $LP$  法对企业全要素生产率进行测定。企业规模( $size$ ),本文采用企业年末职工人数作为企业规模的代理变量,并通过取对数的形式引入模型之中。企业年龄( $age$ ),本文以企业当年与企业成立年限之差表示企业年龄。企业劳动资本比率( $lk$ ),本文采用企业年末职工人数和企业资产总值之比表示企业劳动资本比率。同时,在模型回归过程中,为了进一步控制不同年份、行业及地区之间的偏差,在回归中分别加入了时间虚拟变量、行业虚拟变量以及地区虚拟变量,以对时间效应、行业效应和地区效应进行必要的控制。

(三) 数据来源

本研究主要依托于两套数据:2000—2007 年中国海关数据库和中国工业企业数据库。在使用前,本文对相应数据进行了一定的处理:(1)删除同年存在的重复记录及明显存在错误信息(例如开业年份大于记录年份)的样本;(2)删除企业人数小于 10 的样本企业;(3)删除总资产、产品销售收入、流动资产、固定资产以及工业总产值等于 0 或缺失的样本;(4)删除企业出口交货值信息缺失的样本;(5)删除明显不符合会计准则(例如,新产品产值明显大于总产值、固定资产大于总资产、流动资产大于总资产、固定资产净值大于总资产)的样本。随后,参考张杰等<sup>[27]</sup> 的处理方法,按照企业中文名称进行两套数据的匹配。但是,中国工业企业数据库中的企业有相当一部分企业名称前后不一致、夹杂特殊符号等情况,因此,在匹配前通过手工搜索对企业名称进行了更正。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结果

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
<i>market</i>	229 315	1.812 6	0.880 1	0.693 1	5.081 4
<i>HE</i>	240 343	0.485 2	0.499 8	0	1
<i>fec</i>	162 121	5.041 5	0.977 6	0.009 1	9.013 3
<i>TFP</i>	240 299	6.955 9	1.206 1	-2.368 9	13.806 3
<i>size</i>	240 299	5.343 2	1.166 3	2.079 4	12.145 0
<i>age</i>	239 035	2.068 5	0.777 1	0	7.604 4
<i>lk</i>	240 299	0.102 7	2.288 2	0	575

四、实证分析

(一) 基础模型回归

表 2 呈现了模型基础回归结果。其中,(1)和(2)为未加入出口固定成本的回归结果,(3)和(4)为加入出口固定成本变量后的回归结果,且在(1)和(3)的回归中并未纳入额外控制变量。在所有回归中,均对时间效应、行业效应以及地区效应进行了控制。同时,在进行相关回归后,本文还对各个解释变量的  $VIF$  值进行了计算,结果表明各变量  $VIF$  值均较小,因此,不存在多重共线性的问题。

从表 2 的回归结果来看,在(1)和(2)的回归结果中,无论是否加入控制变量,企业在上一期出口过程中使用混合出口模式对于本期企业出口市场多元化水平提升具有显著的正向影响,且回归系数的显著性水平平均达到了 1%。进一步,在加入出口固定成本项到回归模型中以后,企业混合出口模式项(*HE*)的回归系数符号以及显著性并未发生改变。而出口固定成本项的回归系数在 1% 的显著性水平下为负,说明出口固定成本对于企业出口市场多元化水平提升具有显著的抑制作用。亦如 Roberts and Tybout<sup>[19]</sup>所指出的那样,企业出口市场扩张的主要障碍便是出口固定成本。进一步,从控制变量的角度来看,模型中企业生产率项(*TFP*)以及企业规模项(*size*)的回归系数为正且显著性水平平均达到了 1%,说明高生产率企业或大规模企业更有助于企业出口市场数目的扩张,与既有认识相符。

## (二) 稳健性检验

1. 样本匹配回归。依据基础回归结果,企业混合出口模式能够明显促进其出口市场多元化水平的提升。但是否是具有

一定特征的企业才会进行出口市场的开拓,或者是否具有一定实力的企业才会选择通过混合出口模式来进行新市场的出口开拓呢?也就是说本文可能存在一定的样本选择性问题。为解决可能存在的样本选择问题所产生的回归偏误,本文通过样本倾向得分匹配(*PSM*)来消除可能存在的样本选择性问题。首先,将样本企业按照企业上一期是否采用混合出口模式进行出口分为实验组和对照组。然后,利用 Logit 模型估计企业选择通过混合出口模式出口的概率,并将回归预测值作为倾向得分。其中,被解释变量为直接出口企业在出口过程中是否使用了混合出口模式(*HE*),解释变量为企业生产率、企业规模、企业年龄以及企业人均资本量。同时,本部分在回归过程中还进一步对基础模型的控制变量个数进行了拓展,以防止因重要变量缺失造成的回归偏误。本部分主要补充了企业是否创新(*inov*)、企业是否获得政府补贴(*sub*)以及企业是否参与进口(*IE*)三个变量到匹配序列中。因为,在大量的研究中均指出企业创新及政府补贴对于企业出口具有显著的影响;同时企业进口参与也会对企业出口产生影响。本文通过一对一近邻匹配对样本企业进行配对,以将特征相似的实验组和对照组进行匹配处理。但在本文中经过了两次匹配,第一次匹配主要以模型拓展后的控制变量为匹配变量;第二次匹配在上一次的基础上还加入了时间虚拟变量、地区虚拟变量以及行业虚拟变量。

数据匹配后的回归结果见表 3。其中,回归结果(5)为扩展控制变量系列下未经过匹配的回归结果。回归结果(6)和(7)则为只以模型拓展后的控制变量为匹配变量的匹配后的回归结果。回归结果(8)和(9)则为在上一次的基础上加入了时间虚拟变量、地区虚拟变量以及行业虚拟变量后的匹配回归结果。从回归结果(5)来看,在加入企业是否创新(*inov*)、企业是否获得政府补贴(*sub*)以及企业是否参与进口(*IE*)三个变量后,模型核心解释变量的回归系数符号及显著性水平较之于基础回归结果均未发生显著改变。并且所加入的新控制变量的回归系数均显著为正,说明企业创新、补贴以及

表 2 基础回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>HE</i>	0.0871*** (0.0051)	0.0423*** (0.0048)	0.0771*** (0.0067)	0.0361*** (0.0064)
<i>fec</i>	—	—	-0.0187*** (0.0047)	-0.0227*** (0.0045)
<i>TFP</i>	—	0.0840*** (0.0026)	—	0.0890*** (0.0034)
<i>size</i>	—	0.1932*** (0.0027)	—	0.2015*** (0.0035)
<i>age</i>	—	-0.0438*** (0.0041)	—	-0.0585*** (0.0054)
<i>lk</i>	—	-0.0010 (0.0015)	—	-0.0001 (0.0012)
常数项	0.6362*** (0.0196)	-0.5572*** (0.0248)	0.8715*** (0.0352)	-0.3639*** (0.0396)
时间效应	Y	Y	Y	Y
行业效应	Y	Y	Y	Y
地区效应	Y	Y	Y	Y
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.1064	0.1973	0.1169	0.2104
样本数	116155	116112	70755	70719

注:数据经 Stata14.0 计算整理所得。其中,系数右上角\*、\*\*及\*\*\*分别表示系数显著性水平为 10%、5%以及 1%;表中 *N* 表示没有控制相应的效应, *Y* 表示对相应的效应进行了控制。

进口参与对企业出口市场多元化具有显著的正向促进作用。进一步,在回归结果(6)~(9)中,无论经过何种匹配方式对数据进行匹配,匹配后的回归结果仍支持了基础回归所得之结论。即企业上一期采用混合出口模式进行出口将有助于企业出口市场多元化水平的提升,但企业面临的出口固定成本依然会对其产生抑制作用。

2. 被解释变量敏感性回归。上述模型被解释变量均为直接出口企业所辐射的出口市场数目,属于绝对指标。那么,企业前期选择混合出口模式进行出口是否真的对企业出口市场多元化水平的增加有促进作用,尚需进一步确认。因为,出口市场数目只能从一方面反映企业是否进行新市场的开拓,而并不能很好地说明企业出口市场的侧重点或出口业务分布状况发生了较为显著的改变。因为,企业在新市场少量出口和在老市场进行大量出口之间仍存在本质上的区别。在此,本章再次将模型被解释变量替换为企业出口市场扩张相对指标而非绝对指标,以

进一步考察企业混合出口模式对企业出口市场扩张的影响。首先,本文将被解释变量由企业辐射市场数目替换为企业出口市场数目增加值,用当期企业出口市场总数减去前一期企业出口市场总数表示,以考察企业前期混合出口模式的使用对企业出口市场多元化的促进效果。计算公式为:

$$\Delta market_{it} = market_{it} - market_{it-1} \tag{2}$$

然后,进一步借鉴 *HHI* 指数的计算方法,本文构造了企业出口市场集中度指数,考察企业出口市场的相对集中程度和多元化水平。本文以企业在每一个出口市场中出口占比的平方和表示。计算公式为:

$$HHI = \sum (x_{ij} / \sum x_j)^2 \tag{3}$$

其中,  $x_{ij}$  表示企业  $i$  在市场  $j$  中的出口额,  $\sum x_j$  表示企业  $i$  在所有出口市场中出口额的加总。出口市场集中度指数(*HHI*) 越低,说明企业辐射出口市场的范围越广;反之,指数越高,则说明企业主要以单一核心市场出口为主。被解释变量敏感性检验的回归结果见表4。在表4中,(10)~(11)是以企业出口市场增加数目为被解释变量的回归结果;(12)~(13)则是以企业出口市场集中度指数(*HHI*)为被解释变量的回归结果。从前者来看,企业混合出口模式项(*HE*)的回归系数为正,且显著性水平平均达到1%。说明直接出口企业前期使用混合出口模式进行出口的行为能够显著增加当期企业出口市场数目。但企业出口固定成本对于企业出口市场增加值的回归系数仍然为负。而在以企业出口市场集中度

表3 经过倾向得分匹配后的回归结果

变量	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>HE</i>	0.036 4*** (0.006 4)	0.063 3*** (0.007 7)	0.034 5*** (0.007 4)	0.061 9*** (0.007 8)	0.035 8*** (0.007 4)
<i>fec</i>	-0.023 7*** (0.004 4)	-0.015 3*** (0.005 1)	-0.021 5*** (0.004 8)	-0.011 7** (0.005 1)	-0.017 5*** (0.004 8)
<i>TFP</i>	0.083 6*** (0.003 4)	—	0.086 3*** (0.003 8)	—	0.084 1*** (0.003 8)
<i>size</i>	0.192 1*** (0.003 5)	—	0.193 1*** (0.003 9)	—	0.197 0*** (0.003 9)
<i>age</i>	-0.060 7*** (0.005 5)	—	-0.062 3*** (0.006 0)	—	-0.067 1*** (0.006 0)
<i>lk</i>	0.000 1 (0.001 1)	—	0.000 0 (0.001 1)	—	-0.001 5 (0.001 6)
<i>inov</i>	0.079 9*** (0.012 6)	—	0.081 0*** (0.013 4)	—	0.080 5*** (0.013 5)
<i>sub</i>	0.147 3*** (0.007 8)	—	0.152 3*** (0.008 5)	—	0.149 6*** (0.008 6)
<i>IE</i>	0.065 3*** (0.007 5)	—	0.069 4*** (0.008 1)	—	0.070 7*** (0.008 2)
常数项	-0.576 3*** (0.041 4)	0.905 2*** (0.039 1)	-0.584 0*** (0.045 5)	1.282 5*** (0.038 8)	-0.235 7*** (0.045 1)
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y
行业效应	Y	Y	Y	Y	Y
地区效应	Y	Y	Y	Y	Y
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.216 8	0.117 2	0.219 7	0.115 0	0.218 5
样本数	70 131	58 511	58 511	57 572	57 572

注:数据经Stata14.0计算整理所得。其中,系数右上角\*、\*\*及\*\*\*分别表示系数显著性水平为10%、5%以及1%;表中*N*表示没有控制相应的效应,Y表示对相应的效应进行了控制。

(*HHI*) 为被解释变量的回归中,企业混合出口模式项(*HE*) 系数为负,且显著性水平达到了 1%。说明直接出口企业使用混合出口模式能够有效降低企业出口市场集中度,促进企业将产品销售到更多的国家和地区,有利于弱化其对单一出口市场的依赖程度。而出口固定成本项的回归系数则为正,且显著性水平平均达到 5% 以下。说明出口固定成本对于企业出口市场集中度提升具有促进作用,即对于企业出口市场多元化实现具有显著的抑制作用。

3. 潜在错误识别样本删除。由于对企业混合出口模式的识别是依据中国工业企业和中国海关数据匹配进行刻画的,因此可能存在对部分样本进行错误识别的可能,继而造成对回归结果的影响。因此,本文参考诸竹君等<sup>[28]</sup>的做法进一步对潜在错误识别样本进行了剔除,以此对回归结果进行进一步的稳健性验证。首先,本文删除了纯出口企业,因为纯出口企业大部分是依靠加工贸易的形式进入国际市场,可能存在显著的“悖论”现象<sup>[29]</sup>。同时,纯出口企业的存在容易造成对于企业中介使用的误判,继而对混合出口模式的刻画产生误差。其次,对 2004 年以前的样本进行了删除。因为,2004 年以前,严格的外贸管制可能导致企业在某些领域被迫选择依托于外贸中介以间接出口的方式进入国际市场,而非以出口市场扩张为初衷,故在此也存在误判的可能。经过对潜在错误识别样本进行处理后,本文按照基础回归模型再次进行了回归分析。回归结果见表 5,其中(14)~(15)是删除纯出口企业后的回归结果,(16)~(17)是删除 2004 年以前的样本后的回归结果。从整体回归结果来看,无论对样本数据进行何种矫正处理,企业混合出口模式项的回归系数均为正且显著性水平达到了 1%。说明企业混合出口行为对于企业出口市场多元化仍然具有显著的促进作用。而出口固定成本项的系数均显著为负,说明出口固定成本对企业出口市场多元化仍具有显著的负向抑制作用。在删除潜在错误识别样本后本部分所得结论与基础回归相符。

表 4 被解释变量敏感性检验结果

变量	(10)	(11)	(12)	(13)
	出口市场增加值( $\Delta market$ )		出口市场集中度( <i>HHI</i> )	
<i>HE</i>	0.2893*** (0.0347)	0.2911*** (0.0347)	-0.0319*** (0.0024)	-0.0221*** (0.0024)
<i>fec</i>	-0.0212 (0.0308)	-0.0139 (0.0307)	0.0031** (0.0016)	0.0053*** (0.0016)
<i>TFP</i>	—	0.2083*** (0.0184)	—	-0.0183*** (0.0012)
<i>size</i>	—	0.1409*** (0.0201)	—	-0.0371*** (0.0013)
<i>age</i>	—	-0.6721*** (0.0321)	—	0.0078*** (0.0020)
<i>lk</i>	—	0.0078** (0.0037)	—	0.0004 (0.0003)
<i>inov</i>	—	0.2275*** (0.0849)	—	-0.0302*** (0.0043)
<i>sub</i>	—	0.1348*** (0.0467)	—	-0.0438*** (0.0028)
<i>IE</i>	—	0.1756*** (0.0445)	—	0.0375*** (0.0028)
常数项	0.0966 (0.2012)	-1.5276*** (0.2768)	0.9549*** (0.0126)	1.2279*** (0.0151)
时间效应	Y	Y	Y	Y
行业效应	Y	Y	Y	Y
地区效应	Y	Y	Y	Y
$R^2$	0.0167	0.0291	0.0949	0.1308
样本数	70538	69973	70368	69744

表 5 删除潜在错误识别样本后的回归结果

变量	(14)	(15)	(16)	(17)
	<i>HE</i>	0.1140*** (0.0076)	0.0615*** (0.0073)	0.0933*** (0.0105)
<i>fec</i>	-0.0168*** (0.0053)	-0.0224*** (0.0050)	-0.0189*** (0.0048)	-0.0259*** (0.0045)
<i>TFP</i>	—	0.0820*** (0.0039)	—	0.0985*** (0.0056)
<i>size</i>	—	0.1902*** (0.0040)	—	0.1785*** (0.0058)
<i>age</i>	—	-0.0633*** (0.0061)	—	-0.0331*** (0.0088)
<i>lk</i>	—	-0.0012 (0.0016)	—	-0.0156*** (0.0047)
<i>inov</i>	—	0.0626*** (0.0134)	—	0.0888*** (0.0155)
<i>sub</i>	—	0.1428*** (0.0087)	—	0.1645*** (0.0128)
<i>IE</i>	—	0.1036*** (0.0083)	—	0.0475*** (0.0111)
常数项	0.8213*** (0.0390)	-0.6092*** (0.0458)	1.6043*** (0.0498)	0.1040* (0.0597)
时间效应	Y	Y	Y	Y
行业效应	Y	Y	Y	Y
地区效应	Y	Y	Y	Y
$R^2$	0.1087	0.2147	0.0880	0.1861
样本数	53337	52740	30358	30216

4. 样本划分回归。上述回归在全样本范围内对直接出口企业混合出口模式采用、出口固定成本与企业出口市场多元化之间的关系进行了验证。在此,本文进一步按照不同标准对样本进行了划分,以检验不同性质样本下企业混合出口模式使用与出口市场多元化之间的关系。本文将回归样本按照不同的产权属性、行业属性分别进行了样本划分。其中,按照产权属性将样本划分为国有企业、外资企业以及民营企业;按企业行业属性将其划分为劳动密集型企业 and 资本密集型企业。

表 6 呈现了不同样本划分后的回归结果,其中 (18) ~ (20) 是按照企业所有权性质划分的样本回归结果,分别为国有企业、外资企业以及民营企业;(21) 和(22) 为按企业行业属性划分的样本回归结果,分别为劳动密集型企业 and 非劳动密集型企业。从回归结果来看,直接出口企业混合出口模式项(HE) 的回归系数均为正,且显著性达到了 1%。说明对于不同产权性质及行业性质的出口企业来说,以贸易中介作为出口试探手段以达到进入新市场的目的为其共同偏好。进一步,从企业出口固定成本的回归系数来看,出口固定成本在任何样本回归下的系数均显著为负,说明进入成本对于不同产权属性以及行业属性的企业的出口市场多元化水平提升均具有显著的抑制作用。

五、交互效应检验

由上文的分析可知,直接出口企业在混合出口模式下通过使用贸易中介以间接出口的方式进行新出口市场的出口试探,其主要目的之一便是规避高出口成本及因出口市场不确定性而可能产生的失败风险,以此增强企业新市场进入的成功率。在此,本文拟进一步对此作用机制进行验证。本文参考马述忠等<sup>[30]</sup> 在相关问题研究中采用的模型设定形式,将企业面临的出口固定成本(fec) 及混合出口模式项(HE) 的交互项(mix) 纳入到回归模型之中,以此进行作用机制的检验。并且,为进一步提升回归结果的准确性,本文不仅将企业出口市场数目(market) 作为被解释变量纳入回归模型,而且还将  $\Delta market$  和  $HHI$  分别纳入到回归模型中,以此达到对回归结果相互验证的目的。

纳入交互项后的回归模型见表 7。其中,(23) ~ (25) 为纳入企业出口固定成本、出口固定成本与混合出口模式交互项的回归结果,(26) ~ (28) 为纳入混合出口模式、出口固定成本与混合出口模式

表 6 依据不同标准进行样本划分后的回归结果

变量	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)
	国有企业	外资企业	民营企业	劳动密集型	非劳动密集型
HE	0.171 2*** (0.042 5)	0.017 7** (0.007 4)	0.109 3*** (0.013 9)	0.030 7*** (0.010 7)	0.037 4*** (0.007 9)
fec	-0.062 0* (0.033 6)	-0.016 1*** (0.005 5)	-0.041 8*** (0.007 7)	-0.035 0*** (0.007 9)	-0.018 8*** (0.005 3)
TFP	0.046 8** (0.021 6)	0.081 7*** (0.003 9)	0.081 4*** (0.008 1)	0.102 4*** (0.006 3)	0.076 3*** (0.004 0)
size	0.063 6** (0.026 7)	0.222 7*** (0.004 2)	0.113 9*** (0.007 9)	0.185 6*** (0.006 3)	0.196 2*** (0.004 3)
age	-0.096 5*** (0.029 3)	-0.022 7*** (0.007 8)	-0.053 7*** (0.009 5)	-0.049 7*** (0.009 3)	-0.064 2*** (0.006 8)
lk	-0.023 7 (0.023 9)	0.000 2 (0.001 2)	-0.013 6*** (0.004 9)	-0.004 0* (0.002 3)	0.001 1 (0.001 1)
inov	0.033 4 (0.065 7)	0.094 8*** (0.017 6)	0.039 8** (0.019 4)	0.056 1** (0.026 3)	0.080 5*** (0.014 3)
sub	0.189 1*** (0.042 4)	0.149 2*** (0.009 7)	0.129 6*** (0.014 1)	0.097 7*** (0.013 3)	0.169 5*** (0.009 6)
IE	0.348 0*** (0.042 8)	0.000 6 (0.010 2)	0.245 9*** (0.013 6)	0.066 7*** (0.012 8)	0.066 0*** (0.009 3)
常数项	0.688 1*** (0.225 4)	-0.730 7*** (0.050 3)	1.210 3*** (0.089 5)	-0.176 4** (0.074 8)	-0.566 0*** (0.049 6)
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y
行业效应	Y	Y	Y	Y	Y
地区效应	Y	Y	Y	Y	Y
R <sup>2</sup>	0.273 8	0.230 1	0.191 5	0.227 9	0.200 3
样本数	1 572	50 638	16 866	21 744	48 387

注:数据经 Stata14.0 计算整理所得。其中,系数右上角\*、\*\*及\*\*\* 分别表示系数显著性水平为 10%、5% 以及 1%;表中 N 表示没有控制相应的效应,Y 表示对相应的效应进行了控制。



交互项的回归结果。在回归结果(23)~(25)中,出口固定成本项对企业出口市场多元化的作用呈现出显著的抑制作用<sup>①</sup>,与上文回归结果一致。说明企业面临的出口固定成本越高,其出口市场扩张实现程度越低,出口市场多元化水平也越低。而进一步对 *fec* 项求偏导则可以得到直接出口企业在采用混合出口模式的情况下,出口固定成本对于企业出口市场扩张的综合影响,具体为: $\beta_{fec} + \beta_{fec \times HE} \times HE$ 。其中,以回归结果(23)为例,出口固定成本的估计系数为-0.0279,交互项系数为0.0068。由此可以看出,直接出口企业混合出口模式的使用将会弱化出口固定成本对企业出口市场扩张的抑制作用。在回归结果(26)~(28)中,企业混合出口模式项对企业出口市场多元化实现的作用呈现出正向促进的关系,与上文回归结果一致。而进一步对混合出口模式项(*HE*)求偏导数则可以得到在考虑出口固定成本存在的条件下,企业

表7 交互效应检验结果

变量	(23) <i>market</i>	(24) $\Delta market$	(25) <i>HHI</i>	(26) <i>market</i>	(27) $\Delta market$	(28) <i>HHI</i>
<i>HE</i>	— —	— —	— —	0.1341*** (0.0253)	0.3666** (0.1680)	-0.0360*** (0.0090)
<i>fec</i>	-0.0279*** (0.0045)	-0.0474 (0.0308)	0.0079*** (0.0016)	— —	— —	— —
<i>mix</i>	0.0068*** (0.0012)	0.0548*** (0.0070)	-0.0043*** (0.0005)	-0.0192*** (0.0048)	-0.0149 (0.0334)	0.0027* (0.0017)
<i>TFP</i>	0.0835*** (0.0034)	0.2080*** (0.0184)	-0.0183*** (0.0012)	0.0835*** (0.0034)	0.2083*** (0.0184)	-0.0183*** (0.0012)
<i>size</i>	0.1922*** (0.0035)	0.1416*** (0.0201)	-0.0372*** (0.0013)	0.1921*** (0.0035)	0.1409*** (0.0201)	-0.0372*** (0.0013)
<i>age</i>	-0.0605*** (0.0055)	-0.6707*** (0.0320)	0.0077*** (0.0020)	-0.0615*** (0.0055)	-0.6725*** (0.0320)	0.0080*** (0.0020)
<i>lk</i>	0.0001 (0.0011)	0.0077** (0.0038)	0.0004 (0.0003)	0.0001 (0.0011)	0.0078** (0.0037)	0.0004 (0.0003)
<i>inov</i>	0.0798*** (0.0126)	0.2272*** (0.0849)	-0.0302*** (0.0043)	0.0794*** (0.0126)	0.2274*** (0.0849)	-0.0300*** (0.0043)
<i>sub</i>	0.1473*** (0.0078)	0.1351*** (0.0467)	-0.0438*** (0.0028)	0.1468*** (0.0078)	0.1346*** (0.0467)	-0.0437*** (0.0028)
<i>IE</i>	0.0652*** (0.0075)	0.1743*** (0.0445)	0.0375*** (0.0028)	0.0662*** (0.0075)	0.1760*** (0.0444)	0.0372*** (0.0028)
常数项	-0.5528*** (0.0412)	-1.3406*** (0.2752)	1.2137*** (0.0150)	-0.7004*** (0.0344)	-1.6009*** (0.2075)	1.2556*** (0.0127)
时间效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.2168	0.0291	0.1308	0.2167	0.0291	0.1307
样本数	70131	69973	69744	70131	69973	69744

注:数据经Stata14.0计算整理所得。其中,系数右上角\*、\*\*及\*\*\*分别表示系数显著性水平为10%、5%以及1%;表中N表示没有控制相应的效应,Y表示对相应的效应进行了控制。

混合出口模式采用对于企业出口市场多元化扩张实现的综合作用,具体为: $\beta_{HE} + \beta_{fec \times HE} \times fec$ 。其中,以回归结果(26)为例,混合出口模式项估计系数为0.1341,交互项回归系数为-0.0192。由此可以看出,出口固定成本同样会弱化企业混合出口行为对企业出口市场扩张的促进作用。总体来说,出口固定成本会抑制企业出口市场多元化的实现,但企业能够通过使用混合出口模式对其抑制作用进行弱化。同样,企业通过使用混合出口模式实现出口市场扩张的目的也会受到出口固定成本上涨的抑制。

### 六、结论与政策建议

本文对企业混合出口模式与企业出口市场多元化之间的关系及作用机制进行了检验。研究发现:混合出口模式对于企业出口市场多元化水平的提升具有显著的促进作用,这主要是因为企业在混合出口模式中通过间接出口下贸易中介的使用降低了新出口市场的进入成本,以此促进了企业出口市场多元化的实现。这一结论得到了以中国工业企业数据库和中国海关数据库为代表的大样本数据

<sup>①</sup>在(24)的回归结果中,*fec*项*P*值达到12.4%,这从统计学的角度亦难以完全接受原假设,故此亦认为在某种程度上可以拒绝原假设。

的支持,且在经过各种稳健性检验后,该结论仍然成立。本研究从政策层面上来说具有如下几个启示:首先,在外部贸易环境逐步恶化的条件下,政府应该进一步倡导、鼓励企业开展出口市场多元化发展,以分散单一贸易市场的风险,增强风险抵抗能力。特别是对于一些单一市场依赖较大的行业和企业来说,积极开拓新的出口市场、发展新的贸易伙伴关系意义重大。其次,要加大对贸易中介发展的政策支持力度,深度挖掘其在出口方面具有较高的熟识度和更完善的销售网络的比较优势,发挥好新市场开拓“排头兵”的作用以促进出口市场的边际扩展。同时,还要发挥其出口市场指导作用,降低企业出口的成本与风险负担。最后,要进一步加强制度建设,通过压缩通关流程、集约发布新市场信息,尤其是“一带一路”国际市场信息等手段,弱化企业出口市场扩张的成本负担,促进企业新市场的开拓。

#### 参考文献:

- [1] ZÄHLER A. Decomposing world export growth and the relevance of new destinations [R]. MPRA working paper, No. 30295, 2007.
- [2] SCHMEISER K N. Learning to export: export growth and the destination decision of firms [J]. Journal of international economics, 2012, 87(1): 89 - 97.
- [3] 黄先海,周俊子. 中国出口广化中的地理广化、产品广化及其结构优化 [J]. 管理世界, 2011(10): 20 - 31.
- [4] 李坤望,蒋为,宋立刚. 中国出口产品品质变动之谜: 基于市场进入的微观解释 [J]. 中国社会科学, 2014(3): 80 - 103 + 206.
- [5] 刘慧,綦建红. “邻居”对中国企业出口生存的影响有多大——基于信息溢出的视角 [J]. 财贸经济, 2018(8): 96 - 109 + 125.
- [6] 隆国强. 多方施策稳出口 [N/OL]. 中国经济时报 [2019 - 03 - 17]. [http://jjsb.cet.com.cn/szb\\_12821\\_A10.html](http://jjsb.cet.com.cn/szb_12821_A10.html).
- [7] CHANEY T, DISTORTED G. The intensive and extensive margins of international trade [J]. American economic review, 2008, 98(4): 1707 - 1721.
- [8] KANG K. The choice of export destinations and its determinants: evidence from Korean exports [J]. Korean economic review, 2013, 29(1): 139 - 160.
- [9] MOLINA A C. Are preferential agreements stepping stones to other markets? [R]. IHEID working paper, No. 13, 2010.
- [10] WANG L, ZHAO Y. Does experience facilitate entry into new export destinations? [J]. China & world economy, 2013, 21(5): 36 - 59.
- [11] 陈勇兵,李梦珊,赵羊,等. 中国企业的出口市场选择: 事实与解释 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015(10): 20 - 37.
- [12] 綦建红,冯晓洁. 市场相似性、路径依赖与出口市场扩张——基于 2000—2011 年中国海关 HS - 6 产品数据的检验 [J]. 南方经济, 2014(11): 25 - 42.
- [13] 林常青,许和连. 出口经验对出口市场扩张的影响研究——基于出口持续时间视角 [J]. 中南财经政法大学学报, 2017(2): 138 - 146 + 156.
- [14] ALBORNOZ F, CALVO P, HÉCTOR F, et al. Sequential exporting [J]. Journal of international economics, 2012, 88(1): 14 - 31.
- [15] LU J Y, LU Y, SUN Y, et al. Intermediaries, firm heterogeneity and exporting behaviour [J]. The world economy, 2017, 40(7): 1381 - 1404.
- [16] MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. Econometrica, 2003, 71(6): 1695 - 1725.
- [17] 蒋冠宏. 融资约束与中国企业出口方式选择 [J]. 财贸经济, 2016(5): 106 - 118.
- [18] AHN J, KHANDELWAL A K, WEI S J. The role of intermediaries in facilitating trade [J]. Journal of international economics, 2011, 84(1): 73 - 85.

- [19] ROBERTS M J, TYBOUT J R. The decision to export in Colombia: an empirical model of entry with sunk costs [J]. American economic review, 1997, 87(4): 545 – 564.
- [20] EDUARDO M, GLORIA S, ANDRÉS Z. Gravity and extended gravity: estimating a structural model of export entry [R]. MPRA working paper, No. 30311, 2011.
- [21] WEI X, THORNSBURY S. Firm level export decisions: The role of information cost [J]. Economics letters, 2012, 116(3): 487 – 490.
- [22] ELLIS P D. International trade intermediaries and the transfer of marketing knowledge in transition economies [J]. International business review, 2010, 19(1): 16 – 33.
- [23] BAI X, KRISHNA K, MA H. How you export matters: export mode, learning and productivity in China [J]. Journal of international economics, 2017(104): 122 – 137.
- [24] 綦建红, 李丽丽. 信贷约束严重的出口企业会更加依赖贸易中介吗——来自中国工业企业的证据 [J]. 国际贸易问题, 2018(5): 145 – 159.
- [25] CASTRO L, LI B G, MASKUS K E, et al. Fixed export costs and export behavior [R]. CESIFO working paper, No. 4697, 2014.
- [26] 邱斌, 闫志俊. 异质性出口固定成本、生产率与企业出口决策 [J]. 经济研究, 2015(9): 142 – 155.
- [27] 张杰, 张帆, 陈志远. 出口与企业生产率关系的新检验: 中国经验 [J]. 世界经济, 2016(6): 54 – 76.
- [28] 诸竹君, 黄先海, 余骁. 出口模式与企业加成率效应研究: 基于中国企业层面数据的理论与实证 [J]. 世界经济研究, 2019(1): 105 – 120 + 137.
- [29] 戴觅, 余淼杰, MADHURA M. 中国出口企业生产率之谜: 纯出口企业的作用 [R]. 北京大学中国经济研究中心, No. C2011018, 2011.
- [30] 马述忠, 张洪胜, 王笑笑. 融资约束与全球价值链地位提升——来自中国加工贸易企业的理论与证据 [J]. 中国社会科学, 2017(1): 83 – 107 + 206.

(责任编辑: 王顺善; 英文校对: 葛秋颖)

## An Analysis of the Impact of Mixed Export Model on Diversification of Enterprise Market

TAN Zhouling

(Research Laboratory, Jiangmen Municipal People's Government, Jiangmen 529000, China)

**Abstract:** Based on empirical data of Chinese industrial enterprises and China Customs, this paper empirically tests the relationship between the choice of mixed export models and the diversification level of export markets. The study has found that if the company adopts a mixed export model in the previous period, it will help to improve the diversification level of export market of current period. This is mainly because the use of the mixed export mode reduces the entry cost of new export market, thereby reducing the development cost of the new market and promoting the diversification of the export market. This study has certain enlightenment for promoting the subjective initiative of enterprises, further exploring new export markets, diversifying the development of export markets, and further diversifying trade risks.

**Key words:** mixed export mode; enterprise; cost; export market; diversification