

不确定性、锚定效应与新企业的出口行为

邵智¹ 刘晴²

(1.上海财经大学商学院,上海 200433;2.合肥工业大学经济学院,安徽合肥 230601)

摘要:经济主体在不确定性环境下的决策极易受到不完全理性因素的影响。本文从有限理性的视角,分析不确定性情境下企业出口决策受锚定效应的影响,尝试探索新的贸易动因。鉴于新企业面临更强的不确定性,且可以有效地规避“学习效应”的干扰,本文选用中国工业企业数据库中新企业为样本,研究发现:新企业的出口行为存在明显的锚定效应,其成立当年的出口决策依赖于对同类企业相似行为的锚定,其后续出口决策依赖于成立当年的决策,锚定效应对出口行为的促进作用远大于企业规模等传统因素的影响;锚定效应的作用机制依赖于市场环境的不确定性及由此诱发的不完全理性行为,在控制了“从邻居学习”等效应后,锚定效应仍然显著。本文的研究结论对不确定性环境下推动“一带一路”倡议、应对逆全球化浪潮和完善创新创业相关政策具有一定的参考价值。

关键词:不确定性;锚定效应;新企业;出口行为;有限理性;非理性决策

中图分类号:F740 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2020)04-0108-12

一、引言

尽管不确定性在国际贸易领域的研究正如火如荼地展开^①,但由不确定性引致的经济主体非理性很少受到关注。现有主流文献的分析逻辑,一是依赖于 Bernake(1983)和 Dixit(1989)等文献中不可逆投资和不确定性的交互作用^{[1][2]},二是源于 Markowitz(1952)的经典投资组合模型^[3]。总体来说,这些文献仍是在理性框架下基于期望效用理论解释不确定性环境下的企业贸易行为。

然而,在不确定性环境下完全忽视企业的非理性决策,这无论是在理论层面还是在实践层面都是不合适的。一方面,Tversky 和 Kahneman 指出经济主体在不确定性环境中的决策可能受先前信息的影响而出现估计偏差^[4],而且决策者对待“损失”和“收益”的态度可能截然相反^{[5][6]}。另一方面,现实中长期存在大量规模小且经验少的外贸企业。徐剑明(2005)、朱奕蒙和徐现祥(2017)指出在不确定性环境下,此类企业的决策者往往并不能做出当前最优的判断^{[7][8]}。

与现有文献不同,本文基于企业有限理性的视角,专注于讨论锚定效应(Anchoring Effect)对不确定性环境下企业出口行为的影响。Tversky 和 Kahneman(1974)提出,锚定效应是指行为人在不

收稿日期:2020-03-16

基金项目:国家自然科学基金项目“贸易政策不确定性、融资约束异质性与贸易福利效应”(71873044)

作者简介:邵智(1994-),男,安徽巢湖人,上海财经大学商学院博士生;

刘晴(1981-),男,安徽合肥人,合肥工业大学经济学院教授,本文通讯作者。

确定情境中进行判断和决策时会依赖于最先呈现的信息来调整对事件的判断,致使决策结果偏向于初始的锚定信息,产生一个判断上的偏差^[4]。Furnham 和 Boo(2011)指出锚定效应在人们的决策过程中有着广泛而难以消除的影响^[9]。考虑到企业出口决策往往由经理人或股东做出,锚定效应对其决策可能产生重要影响。

本文以中国工业企业数据库中每年新成立企业为样本,从存在性、贡献度和作用机制三个方面系统考察锚定效应及其对新企业出口决策的影响。之所以选取新成立企业作为研究样本,一方面是由于新企业所掌握的信息有限,对市场需求了解较少,较容易满足锚定效应产生的外部条件;另一方面是考虑到新企业欠缺销售经验,这能较好排除“出口学习效应”对经验分析结果的干扰。本文的主要特点体现在以下两个方面:一是从有限理性的视角,揭示了企业出口的新动因,并为低效率企业出口等贸易现象提供了新的解释;二是从存在性、贡献度和作用机制三个方面系统地识别了市场信息对企业初始决策的影响。本文使用新成立企业的数据作为经验研究的主要样本,规避了企业的出口学习效应,并通过反事实分析和控制学习信号等方法,剔除了“从邻居学习效应”,识别了企业出口决策中锚定效应的作用机制。

下文结构安排如下:第二部分梳理文献并进行简单的理论分析;第三部分是计量模型和数据描述;第四部分检验锚定效应的存在性;第五部分主要比较锚定效应与传统因素对企业出口行为影响的相对大小;第六部分是对锚定效应作用机制的检验;最后是全文总结。

二、文献梳理与理论分析

在 Tversky 和 Kahneman 发现锚定效应之后,Epley 和 Gilovich(2001)根据锚值的来源不同,将其分为外在锚和内在锚,并指出锚值会对人的最终决策产生重要影响^[10]。外在锚是指由外部情景提供的参照值;内在锚是指个体根据自身以往经验及获得的信息线索在内心自行产生的比较标准。Strack 和 Mussweiler(1997)以及 Epley 和 Gilovich(2006)进一步指出由外在锚值产生的外在锚定效应依赖于“选择通达”机制^②,即行为接收外在锚值信息后,有选择性地激活了锚值的正性假设检验,与锚值一致的信息过度通达,致使行为决策值与锚值同化。而由内在锚值产生的内在锚定效应主要依赖于不充分的“锚定调整”机制发挥作用^③,即受试者对初始锚值进行调整,在一个可接受的范围内选择接受调整后的结果,这将造成不充分的调整^{[11][12]}。

Furnham 和 Boo 的文献综述显示锚定效应在心理学、行为金融学等社会科学领域应用广泛^[9]。许年行和吴世农(2007)验证了我国上市公司股权分置改革中的对价行为存在锚定效应^[13];陈仕华和李维安(2016)研究了我国企业并购溢价中存在的外在锚定效应和内在锚定效应^[14];Jetter 和 Walker(2016)证明了锚定效应对行为人的金融决策有重要影响^[15]。

虽然锚定效应应用广泛,但在贸易领域,外部环境不确定性可能引致的锚定效应并未被纳入分析框架。现有文献对不确定性环境下企业出口行为的探讨主要集中于贸易政策不确定性和外生冲击引致的需求不确定性。Fernandes 和 Tang(2014)是与本研究最为相近的文献,该文基于“学习效应”框架,剖析企业如何依据邻居企业出口表现做出利润最大化的出口决策^[16]。Handley(2014)发现贸易政策不确定性会促使企业推迟进入出口市场的时机^[17]。Feng 等(2017)分析了贸易政策不确定性降低如何影响企业出口决策^[18]。Handley 和 Limao(2017)基于中国加入 WTO 的准自然实验,证明了中美贸易政策不确定性下降降低了美国产品价格,提高了消费者福利^[19]。De Sousa 等(2020)通过引入风险规避型经理人,基于预期效用理论研究了出口市场需求不确定性对企业出口行为的异质性影响^[20]。鲁晓东和刘京军(2017)发现不确定性对中国出口贸易有明显的异质性抑制作用^[21]。叶迪和朱林可(2017)则认为出口企业可以借助地区的质量声誉在国际贸易中表现更好^[22]。吴小康和韩剑(2018)探讨了企业进口受到其邻居企业的影响^[23]。

锚定效应的现有研究多集中于行为金融学等领域,经济主体的不完全理性已经得到充分证明。而贸易领域针对不确定性的相关研究多集中于市场需求不确定性和贸易政策不确定性等外生不确定性,往往忽

略了由不确定性而引致的经济主体不完全理性。现有文献无法解答:贸易领域的不完全理性企业面临不确定性的市场会做何反应?本文依托现有文献进行理论分析与经验验证,尝试回答这一问题。

Tversky 和 Kahneman(1974)指出决策环境中存在不确定性是锚定效应产生的一个必要条件^[4]。企业的出口决策面临严重的不确定性:一方面,出口企业不能完全知晓出口市场的需求和政策;另一方面,出口企业很难对自身生产率及其在国内外竞争企业中的相对高低做出准确判断。尤以新企业面临的不确定性为甚,新企业成立当年的出口决策既包含是否立刻进入出口市场,也包含企业在国内与国际两个市场间的资源分配。由于企业是第一年进入市场,缺乏经营经验,难以形成有效的内在锚。因此,本文在企业成立当年的出口决策中主要考虑外在锚定效应。Chapman 和 Johnson(2002)、李斌等(2010)认为外在锚定效应“信息通达”机制的核心前提是信息通达性,即外在锚需被企业充分注意到^{[24][25]}。本文将上一年的市场平均信息和领导者企业的平均信息视为基准外在锚,并认为其能满足信息通达条件,主要理由如下:首先,新企业无法充分利用成立当年的信息进行决策;不确定性使得新企业只能观测到前期本地市场等市场外溢信息。其次,鉴于官方统计数据(如地区统计年鉴等)与新闻媒体常常以“某地出口企业占比”和“某行业出口水平”等方式描述出口相关信息,自身无法获取市场需求信号的新企业则只能被动接受此类出口信息的印象。基于“信息通达”机制,可以推断:若新企业观测到市场中出口企业较多,则新企业倾向于选择出口;反之,新企业观测到市场中出口企业较少,则新企业倾向于选择不出口。同理,周边企业平均出口密集度越高说明市场倾向于海外,平均出口密集度越低说明市场倾向于国内。总而言之,新企业出口决策中存在外在锚定效应。

新企业存活一段时间之后,根据自身的生产经营经验形成内在锚,并据此进行不充分调整。根据 Stanovich 和 West(2000)以及李斌等(2012)的研究,锚定调整机制要比选择通达机制更占优势^{[26][27]}。新企业成立当年的经营状况对新企业而言是一个内在锚。Dinlersoz 和 Yorukoglu(2012)指出随着持续经营,企业将会越来越了解市场,会逐渐遗忘最初的决策,做出新的决策^[28]。基于内在锚的锚定调整机制,可以推断:若新企业成立当年选择参与出口,其后续出口的可能性越大;但随着企业年龄的增长,内在锚定效应逐渐减弱。基于以上理论分析,本文认为:新企业成立当年的出口决策依赖于对同类企业相似行为的锚定,其后续出口决策依赖于成立当年的决策。

三、计量模型和数据描述

(一)数据处理与变量设定

1. 数据处理。本文主要使用的数据来自 1998~2007 年中国工业企业数据库。本文参照 Dai 等(2016)的方法,对工业企业数据库做出如下基础处理^[29],剔除符合下列条件之一的异常观测值:(1)企业人数少于 8 人;(2)企业出口交货值小于 0 或超过当期销售总额;(3)企业当期销售额、工业增加值、就业人数、出口交货值和固定资产总额等主要财务指标不符合会计规则或缺失;(4)国家资本金、个人资本金和外商资本金为负或是超过企业实收资本;(5)企业成立时间晚于样本年份等其他无效成立时间的观测值。

在此基础上,本文对工业库进行如下两步处理,得到企业上一年可观测到的市场信息。首先,计算不同年份的行业—地区层面市场信息指标(出口企业占比、平均出口密集度等)得到各年份的行业—地区层面的市场信息数据集 A , $A = \{1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007\}$ 。其次,通过行业—地区层面的匹配处理将上一年的市场信息匹配到当年企业上,可以有效避免直接滞后造成大量观测值丢失的问题。本文选取新成立企业为研究对象,即成立年份与样本年份相同的企业观测值。表 1 描述了各年份的企业数量。其中 Panel A 描述了总样本中新企业的数量及占比,其中新企业占总样本的比例基本维持在 3% 的水平。Panel B 刻画了新成立企业子样本的构成情况。工业库 1998~2007 年间成立的新企业数据是一个共计 63063 家企业的混合截面数据,本文通过企业代码与企业年龄对新企业进行追踪^①,得到一个 1998~2007 年的非平衡企业面板,共计 157212 个观测值。

表 1

各年份企业数

年份	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	合计
Panel A :全样本											
总企业数	126313	138829	134148	151468	161350	184461	255607	255879	284859	319222	2012136
新企业数	4346	2653	2007	4331	2894	5841	12121	8471	8748	11651	63063
新企业占比	0.034	0.019	0.015	0.028	0.018	0.031	0.047	0.033	0.031	0.036	0.031
Panel B :新企业子样本											
出口企业数	729	451	371	825	496	999	2256	1030	1170	1225	9552
出口占比	0.168	0.170	0.185	0.190	0.171	0.171	0.186	0.122	0.134	0.105	0.151

2. 变量选取。本文的被解释变量为企业出口决策:(1)企业是否进入出口市场的二元变量(exdum):当企业的出口交货值大于0时,exdum取1;否则取0。(2)企业的出口密集度(exint)选择:企业出口交货值与销售额的比值。核心解释变量是可观测到并对企业市场选择决策产生影响的锚(Anchor)。如上文所述,外在锚定效应成立依赖于两个有效条件:锚产生的时间点早于企业决策时间点,且锚需要被企业充分注意到^[24]。内在锚则更多地体现为企业后期决策依赖于前期决策。综合锚定效应的作用机制,本文选取上一年的市场信息作为影响企业出口选择的外在锚^⑤,企业成立当年的出口决策(anchor_in1)和密集度选择(anchor_in2)作为其后续决策的内在锚。具体的市场信息外在锚包括:(1)城市一行业(四分位,下同)层面上一年的出口企业数量占总企业数量的比重(anchor_out1);(2)城市一行业层面上一年的平均出口密集度(anchor_out2)。稳健性回归中还将使用不同层面的行业一地区市场信息以及大企业信息测度锚值。

本文也依据传统贸易理论选取了一系列企业层面的控制变量以控制企业自身异质性对出口决策的影响。本文借鉴 Dai 等(2016)的研究^[29],选取的企业层面控制变量包括:(1)标准化的企业生产率 tfp^⑥。(2)对数化资本密集度 klratio,使用企业总资产与从业人数比值的自然对数值来度量。(3)外资企业虚拟变量 foreign,如果企业的外商资本金占实收资本的比重高于0.3,则认为该企业是外资企业,该值取1;否则取0。(4)企业规模 scale,使用企业在职员工数的自然对数值度量。

(二)计量模型与估计策略

1. 计量模型。为了分析新企业的出口决策过程,验证上文理论分析,本文构建如下计量模型进行实证分析:

$$\text{Exp}_{icjt} = \beta \text{Anchor}_{cjt} + \gamma X_{icjt} + \text{FE} + \epsilon_{icjt} \quad (1)$$

模型(1)中,被解释变量 Exp 表示新企业的出口决策,具体包括是否进入出口市场与出口密集度的选择;核心解释变量 Anchor 表示新企业进入市场后,影响其出口决策行为的锚,具体为上一年不同层面市场信息和成立当年的自身行为;控制变量 X 表示影响出口行为的其他企业因素,包括企业生产率、资本密集度、企业规模和是否为外资企业等;FE 表示地区、行业、年份和企业类型等固定效应; ϵ 为随机扰动项。下标 i 表示企业,c 表示城市,j 表示行业,t 表示年份。

2. 估计策略。本文对企业是否参与出口市场采取线性概率模型和 Logit 模型估计;对企业在两个市场间的资源分配,即出口密集度选择使用 OLS 回归估计。为了更好地识别新企业出口决策中的锚定效应,本文需要尽可能地缓解内生性问题。首先,本文在回归中控制了企业生产率、资本密集度、企业规模、是否为外资企业等影响企业出口决策的传统指标,也控制了省份效应、行业效应、年份效应和企业所有制类型的固定效应,可以有效地缓解遗漏变量问题且专注于不完全理性因素对出口决策的影响。其次,本文在不同的区域、行业、时间维度多次测算锚值,以缓解基准检验锚值的测量误差问题。再次,本文使用开埠历史作为外在锚的工具变量,进一步缓解内生性问题。最后是机制检验及与其他竞争理论的区别。第一,本文的核心样本是新成立企业,这有效排除了自主学习效应对企业出口决策的影响。第二,本文控制了企业生产率等指标,进而控制了区域或行业内技术外溢等因素通过企业生产率对企业出口决策产生的影响。第三,本文通过验证“不完全理性”企业样本进行验证和直接控制“从邻居学习效应”等方式,有效地与 Fernandes 和 Tang (2014)一文强调的社会学习行为相区别^[16]。

四、经验检验：锚定效应的存在

(一) 基准回归结果

上文理论分析中所揭示的外在锚与新企业出口决策的关系为：若上一年市场中出口企业较多，新企业倾向于出口；若上一年市场的平均出口密集度较高，新企业倾向于出口更多。为检验这一关系，本文以新企业成立当年观测值组成的混合截面数据为回归样本，考察并汇报了新企业成立当年的出口决策中所存在的外在锚定效应，其结果如表 2 所示。表 2 中(1)~(3)列的被解释变量为企业是否参与出口的虚拟变量 *exdum*，(4)~(6)列的被解释变量为企业出口密集度 *exint*。(1)列和(4)列回归中将城市一四分位行业层面的出口企业占比作为外在锚值(*anchor_out1*)，其回归系数均显著为正，意味着在其他因素相同的情况下，市场中出口企业占比越高，平均而言，新企业更倾向于出口，出口密集度也更高。(2)列和(5)列回归中则是将城市一四分位行业层面的平均出口密集度作为外在锚值(*anchor_out2*)，这两列的回归系数同样显著为正，说明新企业出口决策依赖于对市场平均信息的把握，即给定其他相同条件，市场中所有企业的出口密集度越高，则平均而言，新企业也会出口更多。然而，一个潜在的担心是本文选取的外在锚刻画了海外需求，即锚定效应对企业出口决策的影响本质上还是依赖于对海外需求的判断，而非不完全理性选择。为了排除需求对锚定效应的干扰，(3)列及(6)列的回归中均控制了行业一年份的交互固定效应，以吸收需求变动的干扰。回归结果显示，外在锚值的回归系数依然显著为正，说明新企业的出口决策并非依赖于需求波动，而是依赖于锚定效应。

表 2 外在锚与新企业出口决策

变量	(1) <i>exdum</i>	(2) <i>exdum</i>	(3) <i>exdum</i>	(4) <i>exint</i>	(5) <i>exint</i>	(6) <i>exint</i>
<i>anchor_out1</i>	2.594*** (0.055)		0.330*** (0.006)	0.255*** (0.006)		
<i>anchor_out2</i>		2.551*** (0.062)			0.332*** (0.008)	0.327*** (0.008)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
行业 * 年份	否	否	是	否	否	是
N	47283	47273	47961	47917	47907	47891
adj. R ²			0.313	0.299	0.310	0.317

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，括号内为回归系数的稳健标准误，聚类在企业层面。由于篇幅限制，略去了控制变量的回归结果。固定效应包含地区、行业、所有制、年份层面的固定效应，结果备案。下表同。

在外在锚定效应得到验证之后，本文考察了内在锚与新企业后续出口决策的关系。回归结果如表 3 所示，经验分析发现：新企业后续出口决策和出口密集度选择都存在内在锚定效应，即依赖于新企业成立当年的自主选择，且这一锚定效应随着企业年龄的增长逐步削弱。在以成立当年未出口的新企业作为样本，排除出口路径依赖对回归结果的干扰后，新企业后续出口决策中存在内在锚定效应的结论依然稳健。

表 3 内在锚与新企业后续出口决策

变量	(1) <i>exdum</i>	(2) <i>exdum</i>	(3) <i>exint</i>	(4) <i>exint</i>
<i>anchor_in1</i>	3.087*** (0.026)	3.311*** (0.042)		
<i>anchor_in1</i> × <i>age</i>		-0.085*** (0.012)		
<i>anchor_in2</i>			0.611*** (0.005)	0.637*** (0.007)
<i>anchor_in2</i> × <i>age</i>				-0.010*** (0.002)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
N	92837	92837	93093	93093
adj. R ²			0.569	0.569

(二)稳健性分析

本文的基准回归结果可能受到以下几方面的影响:第一,核心变量外在锚值的测度量级较多,不同的测度量级可能导致回归结果不同,而测度量级的选择则依赖于企业决策时所掌握信息的多寡。如新企业考虑自身能力限制,只会选择规模相近企业作为参考;若企业的业务经营范围并非局限于所在城市,则应该选择更宽泛区域的企业测度外在锚值;若企业受能力所限,不能完整观测整个城市的相关企业,则只能选择观测更靠近自身所在位置的某一小区域;又如,新企业决策时可能会观测更多年份的市场信息等。第二,可能存在某一类变量同时影响新企业的出口表现和外在锚值,从而引致内生性问题。第三,异质性企业受到的锚定效应影响可能存在差异。本文将对上述问题分别进行研究,以检验基准结论的稳健性。

1.外在锚值的其他测度方式。除基准检验所使用的省份—四分位行业层面的测度指标外,本文在省份一二分位行业层面、细分区域(利用电话号码前三位进行测度^⑦)—四分位行业层面、选用前两年相关市场信息的平均水平、城市一行业层面的领导企业(上一年工业销售产值前五)相关信息作为外在锚的度量,以检验结论的稳健性。此外,考虑到企业异质性,同类企业更容易相互观察,本文还根据企业规模计算锚值,进行稳健性检验。另外,考虑到加工贸易具有“两头在外”的特征,出口可能是基于与外国公司的合作关系,而非锚定效应。因此,本文进一步剔除了出口密集度高于0.7的新出口企业观测值,进行稳健性检验。以上稳健性检验的结果显示,基准回归的结论仍然成立,外在锚定效应存在于新企业出口决策之中。

2.工具变量法。为了进一步消除内生性的影响,本文采用工具变量法进行稳健性检验,以省份的开埠历史作为市场信息外在锚的工具变量^⑧。某地开埠通商之后,与其他国家或地区贸易,逐渐形成外贸导向的文化和观念;开埠时间越早,通商历史越长,其受到的影响越深远,本文以开埠通商历史作为出口信息的外在锚值,有其合理的经济意义。表4显示了采用工具变量法进行回归的结果。首先考察所选工具变量的有效性。Kleibergen-Paap rk LM 统计量的结果显示在1%的显著性水平下,拒绝模型识别不足的原假设;弱相关检验的 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量结果同样显示在1%的显著性水平下,拒绝第一阶段弱识别的原假设;同时,Anderson-Rubin 统计量拒绝了外在锚值系数为零的原假设。这些统计量证明了工具变量选取与模型设定的合理性。前两列是对企业出口参与决策的回归,后两列是对企业出口密集度选择的回归。工具变量的回归结果显示,核心解释变量 anchor_out1 和 anchor_out2 的回归系数均显著为正,新企业出口决策中存在锚定效应的结论稳健。

表4 工具变量法的检验结果

变量	(1) exdum	(2) exdum	(3) exint	(4) exint
anchor_out1	0.533*** (0.045)		0.469*** (0.037)	
anchor_out2		0.474*** (0.040)		0.417*** (0.032)
kbls(第一阶段工具变量)	0.182*** (0.006)	0.205*** (0.005)	0.182*** (0.006)	0.205*** (0.005)
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	773.24 [†]	1176.41 [†]	771.33 [†]	1175.07 [†]
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量	819.36 [†]	1268.62 [†]	817.30 [†]	1267.16 [†]
Anderson-Rubin χ^2 统计量	131.64 [†]	131.25 [†]	154.57 [†]	154.25 [†]
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
N	47970	47960	47912	47902
adj. R ²	0.285	0.291	0.266	0.300

注:†表示p值小于0.01。

3.企业异质性的影响。上文检验了锚定效应对代表性新企业出口决策的平均作用,而企业的异质性并未能纳入考虑。为刻画企业异质性的影响,这里尝试将企业规模、资本密集度、是否为外资企业等企业异质性指标与外在锚交互,以此分析不同类型企业出口决策中的锚定效应差异。限于篇幅,

本文在表 5 中仅汇报了规模异质性的结果。引入企业异质性的回归结果发现：(1) 小企业在出口参与决策中表现出更强的锚定效应，这说明本文使用规模以上工业企业所估算的出口决策锚定效应远低于实际水平。但小企业在出口密集度选择中表现出较弱的锚定效应，可能的原因是较高的外在锚值除传递出口利好的消息外，也向企业传递出市场竞争激烈的信息，这一结果与“小企业试探性出口”的现象相吻合。(2) 劳动密集型企业出口密集度选择中存在更强的锚定效应。(3) 外资企业相较于私营企业更熟悉海外市场，可以通过额外的渠道掌握海外市场需求信息，因而锚定于市场信息进行出口参与决策的程度较弱。

表 5 考虑规模异质性的影响

变量	(1) exdum	(2) exdum	(3) exint	(4) exint
anchor_out1	3.324 *** (0.235)		-0.097 *** (0.025)	
anchor_out1 × scale	-0.154 *** (0.048)		0.077 *** (0.005)	
anchor_out2		3.531 *** (0.255)		-0.142 *** (0.030)
anchor_out2 × scale		-0.210 *** (0.053)		0.104 *** (0.007)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
N	47283	47273	47917	47907
adj. R ²			0.305	0.318

五、经验分析：锚定效应的贡献

在将企业规模等影响企业出口的传统因素纳入考虑之后，新企业出口决策中存在明显的外在锚定效应和内在锚定效应。进一步的疑问就是：锚定效应是否为企业出口决策的主要动因？相较于传统因素，锚定效应对出口决策的贡献度有多大？以下对此展开研究。

(一) 标准化数据

在此对数据进行了 Z-score 标准化处理，以比较变量之间回归系数的相对大小，刻画新企业出口决策受不同变量的影响程度。表 6 的前四列是外在锚定效应的检验。其中前两列是对企业出口参与决策的回归。(1) 列回归中核心解释变量 anchor_out1 的系数为 0.763，说明平均而言，市场中出口企业占比每增长 1%，新企业成立当年出口的概率将增加 0.763%。因为数据已经经过 Z-score 标准化处理，不同变量的回归系数之间具有直接的可比性，在所有的回归变量中，外在锚的系数远大于规模等传统因素的回归系数，意味着外在锚定效应是新企业成立当年就选择出口的主要动因。(2) 列中 anchor_out2 的系数为 0.663，说明市场中企业平均出口密集度每增长 1%，新企业成立当年出口的概率将会增加 0.663%，这一结果同样支持锚定效应是新企业出口主要动因的结论。

表 6 的中间两列是对企业出口密集度选择的回归。(3) 列回归中 anchor_out1 的系数为 0.075，(4) 列回归中 anchor_out2 的系数为 0.086，说明市场中出口企业占比和平均出口密集度每增长 1%，新企业出口密集度分别会增长 0.075% 和 0.086%。而企业规模等传统因素的回归系数远小于外在锚的回归系数，说明外在锚定效应在新企业成立当年的出口密集度选择中仍为主要动因。

表 6 的最后两列是对新企业的后续出口决策进行分析的内在锚定效应检验。(5) 列核心解释变量内在锚(anchor_in1)的回归系数为 1.193，其经济含义是，平均而言，新企业成立当年即出口的概率每增加 1%，其后续参与出口的可能性约增大 1.193%；而企业规模等传统因素的回归系数远小于内在锚定效应对企业后续出口决策的影响。(6) 列核心变量内在锚(anchor_in2)的回归系数为 0.189，这说明平均而言，新企业成立当年的出口密集度每增加 1%，其后续的出口密集度可能会提升 0.189%，该影响同样远大于企业规模等其他因素。这说明，内在锚定效应是新企业后续选择出口的主要动因。表 6 的回归结果说明外在锚定效应和内在锚定效应均是企业出口的主要动因，其影响远大于企业规模等传统因素对企业出口的推动作用。

(二) 夏普利值分解

标准化处理之后的数据分析虽然验证了锚定效应是企业出口的主要动因,但其和企业规模等传统因素分别对企业出口的贡献度有多大仍是一个未知数。为了比较锚定效应与传统影响因素对企业出口决策贡献的相对大小,这里参考孙晓华等(2015)的方法,以夏普利值分解衡量各指标对因变量的贡献相对大小^[30]。表7是对表6回归的夏普利值分解结果。表7的各列分别对应表6未标准化之前各列回归结果的夏普利值分解。(1)列和(2)列是出口参与的外在锚定效应夏普利值分解结果,(3)列和(4)列是出口密集度选择的外在锚定效应夏普利值分解结果,(5)列和(6)列分别是出口参与和出口密集度选择的内在锚定效应夏普利值分解结果。

表6 Z-score 标准化处理的锚定效应检验

变量	(1) exdum	(2) exdum	(3) exint	(4) exint	(5) exdum	(6) exint
anchor_out1	0.763 *** (0.016)		0.075 *** (0.002)			
anchor_out2		0.663 *** (0.016)		0.086 *** (0.002)		
anchor_in1					1.193 *** (0.010)	
anchor_in2						0.189 *** (0.001)
tfp	0.020(0.020)	0.020(0.020)	-0.000(0.002)	-0.000(0.002)	-0.005(0.008)	-0.000(0.001)
klratio	-0.052 *** (0.018)	-0.038 ** (0.018)	-0.020 *** (0.001)	-0.017 *** (0.001)	0.044 *** (0.013)	-0.013 *** (0.001)
scale	0.491 *** (0.019)	0.500 *** (0.019)	0.020 *** (0.001)	0.021 *** (0.001)	0.495 *** (0.013)	0.016 *** (0.001)
foreign	0.139 *** (0.025)	0.150 *** (0.024)	0.021 *** (0.003)	0.022 *** (0.003)	0.120 *** (0.019)	0.011 *** (0.002)
固定效应	是	是	是	是	是	是
N	47283	47273	47917	47907	92837	93093
adj. R ²			0.299	0.310		0.569

表7 企业出口决策的夏普利值分解

(单位:%)

变量	(1) exdum	(2) exdum	(3) exint	(4) exint	(5) exdum	(6) exint
anchor_out1	67.89		70.51			
anchor_out2		65.30		73.41		
anchor_in1					80.33	
anchor_in2						87.60
tfp	0.97	1.10	0.18	0.17	1.02	0.19
klratio	1.92	1.99	5.07	4.23	0.65	2.53
scale	13.78	14.96	6.97	6.44	9.43	2.92
foreign	15.44	16.65	17.27	15.75	8.57	6.76

在所有影响出口决策的因素中,锚定效应对企业出口决策的贡献最大。无论外在锚还是内在锚,均处于第一位,对企业出口参与决策和出口密集度选择至少有65%以上的解释能力,说明锚定效应对企业出口决策极为重要。贡献度排名紧随其后的是外资企业和企业规模,在考虑外在锚情形下的企业出口参与决策中,外资企业的解释能力范围为15.44%~16.65%,企业规模的解释能力范围为13.78%~14.96%;在外在锚情形下的出口密集度选择决策中,外资企业的贡献度范围则为15.75%~17.27%,企业规模的贡献度范围为6.44%~6.97%。而在内在锚情形下的企业出口参与决策中,外资企业和企业规模的解释能力分别为8.57%和9.43%,远小于内在锚定效应的贡献度80.33%;在考虑内在锚情形下的出口密集度选择决策中,外资企业的贡献度为6.76%,企业规模的贡献度为2.92%,远小于内在锚定效应的贡献度87.6%。

六、经验分析:作用机制

以下进一步研究锚定效应是如何促进新企业出口决策的。相关文献指出不确定性是锚定效应产生的必要条件,外在锚定效应依赖于信息的选择通达机制,内在锚定效应依赖于锚定调整机制。然而

令人遗憾的是,囿于数据所限,本文无法获取新企业出口决策时所调用的信息,只能退而求其次,基于诱发锚定效应的不确定性进行机制检验。

新企业出口决策锚定效应的核心在于信息不对称引发的不确定性,进而引致新企业的不完全理性出口行为。以下将采用三种方式检验锚定效应的作用机制。首先,采用 Baker 等(2016)编制的 BBD 月度指数衡量经济政策不确定性(EPU)^[31],通过简单算术平均将 EPU 月度数据转化为年度数据,并将其与合并后的海关库和工业库进行匹配,匹配后有 22781 个新企业成立当年的观测值,可以直接检验经济政策不确定性变化对锚定效应的影响,同时利用一系列特殊事件冲击间接验证锚定效应影响新企业出口的内在机制。其次,基于企业不完全理性选择,运用 PSM 方法进行反事实分析,截取了不完全理性决策的企业样本,检验了锚定效应通过企业不完全理性决策的影响机制。最后,为排除其他竞争性理论的干扰,将控制 Fernandes 和 Tang(2014)的学习信号效应,重新检验锚定效应。

(一)锚定效应的机制检验:不确定性

为直接检验不确定性作用机制,本文通过引入 EPU 与锚值的交互项进行检验。外部不确定性是出口决策中出现锚定效应的基础,强烈的经济政策不确定性催生了更强的锚定效应。因此,本文预估交互项的系数为正,结果汇报如表 8 所示。

表 8 中的回归样本是 2000~2006 年海关库与工业库合并后再与 EPU 数据进行匹配后,得到的新企业成立当年的观测值。表 8 中前两列是对企业出口参与决策的回归,变量 EPU 是企业—产品—目的国层面的经济政策不确定性。(1)列将出口企业占比作为外在锚值,(2)列将平均出口密集度作为外在锚值,两列回归中均引入锚值与 EPU 的交互项,同时为避免遗漏变量问题,也将 EPU 纳入回归中,交互项系数均显著为正,其绝对值水平约为 0.01,说明经济政策不确定性增加 1 个单位,出口参与决策的锚定效应约增强 1%。表 8 中(3)列和(4)列是对企业出口密集度选择的回归,其分别将出口企业占比和平均出口密集度作为外在锚值,两列回归中均引入 EPU 以及锚值与 EPU 的交互项,交互项的回归系数均为 0.002,且统计显著,说明经济政策不确定性增加 1 个单位,出口参与决策的锚定效应约增强 0.2%。表 8 的回归结果与上文预测一致,说明不确定性作为出口决策锚定效应的内在机制得到验证:强烈的经济政策不确定性催生了更强的锚定效应。

表 8 经济政策不确定性与外在锚定效应

变量	(1) exdum	(2) exdum	(3) exint	(4) exint
anchor_out1	0.862*** (0.316)		0.202*** (0.041)	
anchor_out1×EPU	0.011*** (0.004)		0.002*** (0.000)	
anchor_out2		0.932*** (0.318)		0.276*** (0.040)
anchor_out2×EPU		0.010*** (0.004)		0.002*** (0.000)
EPU	-0.006*** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
N	8914	8914	8958	8958
adj. R ²			0.298	0.313

此外,本文还采用商务部成立作为外生冲击,进行进一步检验。2004 年商务部成立之后放开了对外贸易经营权,市场环境的不确定性下降,理论上锚定效应也应有所减弱。外在锚定效应的经验结果稳健,表明不确定性的市场环境是新企业出口决策依赖于锚定效应的重要原因。

(二)不完全理性企业子样本

下文从不完全理性决策的视角,进行反事实分析,找出根据传统理论预期应该参与出口而实际没有参与出口以及不应该参与出口实际却参与出口的两类企业,作为不完全理性决策的企业子样本,检验锚定效应的作用机制。为获得不完全理性的企业子样本,本文参照 De Loecker(2007)和史青等(2017)的研究,选取上一期的企业生产率、企业规模、企业总资产和人均工资水平,用 logit 模型计算

企业出口的倾向得分^{[32][33]},并根据倾向得分判断该企业理论上是否应该参与出口^⑧,其中理论出口状态与实际出口状态不一致的企业即为不完全理性企业。根据本文的计算,新企业中不完全理性企业总计 1056 家,约占全部新企业的 1.7%。不同于 Fernandes 和 Tang(2014)的理性分析框架,锚定效应强调先验信息对新企业出口决策的影响,突出了企业决策过程中存在的不完全理性。表 9 使用不完全理性子样本和交互项的方式,检验出口决策锚定效应的不完全理性机制。

表 9 的前四列回归样本为理论出口状态与现实出口状态相违背的子样本。其中前两列是对企业出口参与决策的回归,后两列是对企业出口密集度的回归。需要注意的是,传统贸易理论强调的企业生产率、企业规模、要素禀赋等影响企业出口决策的变量系数或改变符号,或不再显著,这说明这部分不完全理性企业的出口行为难以用传统贸易理论来解释^⑨。然而,前四列回归中外在锚的系数仍然显著为正,这充分说明了新企业出口决策中存在锚定效应。

表 9 的后四列回归样本为所有企业,其中理论出口状态与现实出口状态相违背的新企业以虚拟变量 *irration* 表示,当新企业的理论出口状态与现实出口状态违背时,*irration* 取 1,否则 *irration* 取 0。后四列的回归结果显示,*irration* 和外在锚 *anchor_out1*、*anchor_out2* 的交互项在统计上显著为正,说明不完全理性新企业的出口决策中锚定效应更强,这验证了出口决策锚定效应的不完全理性选择机制。

表 9 “不完全理性”企业的锚定效应

变量	(1) exdum	(2) exdum	(3) exint	(4) exint	(5) exdum	(6) exdum	(7) exint	(8) exint
<i>anchor_out1</i>	0.072*** (0.020)		0.213*** (0.042)		-0.036* (0.020)		-0.018 (0.018)	
<i>irration</i> × <i>anchor_out1</i>					1.136*** (0.024)		0.695*** (0.025)	
<i>anchor_out2</i>		0.095*** (0.024)		0.421*** (0.047)		-0.057* (0.029)		0.030 (0.027)
<i>irration</i> × <i>anchor_out2</i>						1.238*** (0.034)		0.869*** (0.034)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
N	906	906	906	906	4582	4581	4577	4576
adj. R ²	0.177	0.182	0.322	0.368	0.673	0.556	0.582	0.593

(三)与“从邻居学习效应”的区别

尽管上文从不确定性和不完全理性决策两个视角检验了锚定效应对新企业出口决策的内在机制,但依旧不能排除其他竞争理论的影响,如 Fernandes 和 Tang(2014)的“从邻居学习效应”。为论证新企业出口决策是由于锚定效应而非“从邻居学习效应”,本文依据 Fernandes 和 Tang(2014)的处理方法,使用上一年行业一地区的出口增长率的平均水平作为“从邻居学习”信号的代理,并在回归中加以控制。限于篇幅,回归结果并未报告。结果发现无论是将出口企业占比还是平均出口密集度作为外在锚,回归系数均显著为正。这说明剔除新企业出口决策中的“从邻居学习效应”后,仍存在显著的锚定效应。

通过以上讨论可以发现,锚定效应作用于新企业的出口决策主要依赖于市场环境的不确定性和由此诱发的不完全理性行为。即使在剔除了竞争性理论“从邻居学习效应”的影响之后,锚定效应对新企业出口决策的影响依然显著。

七、结论

本文通过将锚定效应引入新企业出口决策,尝试从企业有限理性的视角解释企业出口的动因,并

使用1998~2007年中国工业企业数据库中新成立企业的数据进行了经验检验。研究结论发现:中国企业的出口参与动因中存在锚定效应,其成立当年的出口决策依赖于对同类企业相似行为的锚定,其后续出口决策依赖于成立当年的决策,且锚定效应对企业出口的贡献远大于企业规模等传统因素的贡献;规模越小的企业,其出口参与决策越依赖于锚定效应;锚定效应主要通过市场环境的不确定性和由此诱发的不完全理性行为影响新企业出口决策,在剔除“从邻居学习”等竞争效应后,外在锚定效应和内在锚定效应依然稳健。

本文的政策含义较为直观。第一,打破地区市场分割,公开市场信息,为新企业构建良好的出口环境,实现出口增长的良性循环。新企业刚成立时,难以有效获得市场信息,公开市场信息可以削弱新企业面临的信息不对称问题,为新企业构建良好的市场环境,新企业出口决策锚定于市场信息,良好的出口环境有助于新企业从事出口活动。第二,充分利用企业出口决策的锚定效应,趋利避害,稳定经贸大局。中美贸易战打响之后,出口态势不容乐观,这可能加重新企业与小企业的恐慌情绪,根据锚定效应,不利的外部环境会促使其撤离美国市场。一方面,中国政府采取强硬态度对待中美贸易战,以政治信号对锚定效应进行对冲干扰,给中小型企业吃下“定心丸”;另一方面,政府可以利用“一带一路”和“16+1”等倡议,鼓励企业与欧亚等地区开展进出口贸易及投资,并利用锚定效应对新企业的出口地理方向进行引导,缓解中美贸易的不确定性带来的负面影响。

注释:

①关于贸易政策不确定性文献的完整综述,请参见龚联梅和钱学锋(2018)、余森杰与祝辉煌(2019)、余智(2019)等文献。

②选择通达机制本质上是信息验证。比如新企业成立时的外在锚是出口利好,那么该企业在后续市场调研时会潜意识地忽略那些不出口企业,而出口企业的经营信息就更容易被该企业关注到。

③不充分的锚定调整机制本质上是可接受区间。比如企业当年的利润率是10%,那么该企业希望下一年的利润率维持在10%,但实际上下一年利润率在9%—11%范围内,企业都认为自己达到了10%的盈利目标。

④值得注意的是,仅使用企业年份追踪企业会产生偏误。例如,2000年可观测到年龄为2岁(1998年成立)的企业数量为7895家,但这些企业中只有2489家出现在1998年(成立当年)的工业库中,大部分企业在其成立当年由于规模过小(主营业务收入小于500万元)而难以被工业库收录。遗憾的是,由于难以观测到这些企业成立当年的出口行为,本文不得不舍弃这些企业,以规避企业出口决策的路径依赖。

⑤使用上一年的市场信息作为外在锚,可能使锚定效应与“从邻居学习出口”效应(Fernandes和Tang,2014)相混淆,后文在机制检验中控制了邻居信号以区分这两种效应。同时,本文也使用前两年的市场平均信息度量外在锚进行稳健性分析。

⑥本文使用LP方法计算全要素生产率,所有名义值都已经用相应的平减指数进行平减。为了便于企业生产率在行业间的比较,本文对企业全要素生产率进行了标准化。限于篇幅,省略了统计性描述表格,备索。

⑦同一县/区的后七位电话号码中前三位可能不同,代表了某一区域安装固定电话的先后顺序,这一划分标准要小于县/区的行政区划标准。部分稳健性检验的结果由于篇幅限制并未报告,结果备索。

⑧城市的开埠历史数据来自董志强等(2012)的研究。原始数据是30个省会城市的开埠历史^[34],出于样本量的考虑,避免观测值的大量丢失,本文将省会城市的开埠历史放大到省份层面。

⑨新企业中出口企业的比重为0.151,为维持新企业理论出口状态下出口企业和非出口企业的比重不变,本文认为倾向得分值大于0.849的企业应为出口企业,倾向得分值小于0.849的企业应为非出口企业。

⑩由生产率对企业不完全理性决策的影响结果发现,高效率企业成为不完全理性企业的概率较小,低效率企业越容易做出不完全理性出口决策,这一结果为中国的“出口生产率悖论”提供了一定程度上的解释。

参考文献:

[1] Bernanke, B. S. Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1983,98(1): 85—106.

[2] Dixit, A. Entry and Exit Decisions under Uncertainty[J]. *Journal of Political Economy*, 1989,97(3): 620—638.

[3] Markowitz, H. The Utility of Wealth[J]. *Journal of Political Economy*, 1952,60(2): 151—158.

[4] Tversky, A., Kahneman, D. Heuristics and Biases: Judgement under Uncertainty[J]. *Science*, 1974,(185): 1124—1130.

[5] Kahneman, D., Tversky, A. Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk[J]. *Econometrica*, 1979,47(2): 263—291.

[6] Tversky, A., Kahneman, D. Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty[J]. *Journal of Risk and Uncertainty*, 1992,5(4): 297—323.

[7] 徐剑明.我国出口企业非理性行为的现实表现与改造[J].*国际贸易问题*,2005,(8):10—14.

[8] 朱奕蒙,徐现祥.创业的宏观环境对企业的长期影响:中国工业企业的证据[J].*世界经济*,2017,(12):27—51.

- [9] Furnham, A., Boo, H. C. A Literature Review of the Anchoring Effect[J]. *Journal of Socio-Economics*, 2011,40(1): 35—42.
- [10] Epley, N., Gilovich, T. Putting Adjustment Back in the Anchoring and Adjustment Heuristic: Differential Processing of Self-Generated and Experimenter-Provided Anchors[J]. *Psychological Science*, 2011,12(5): 391—396.
- [11] Strack, F., Mussweiler, T. Explaining the Enigmatic Anchoring Effect: Mechanisms of Selective Accessibility[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1997,73(3): 437—446.
- [12] Epley, N., Gilovich, T. The Anchoring-and-Adjustment Heuristic: Why the Adjustments are Insufficient[J]. *Psychological Science*, 2006, 17(4): 311—318.
- [13] 许年行,吴世农.我国上市公司股权分置改革中的锚定效应研究[J].*经济研究*,2007,(1):114—125.
- [14] 陈仕华,李维安.并购溢价决策中的锚定效应研究[J].*经济研究*,2016,(6):114—127.
- [15] Jetter, M., Walker, J. K. Anchoring in Financial Decision-Making: Evidence from the Field[Z]. IZA Discussion Paper, No. 10151,2016.
- [16] Fernandes, A. P., Tang, H. Learning to Export from Neighbors[J]. *Journal of International Economics*, 2014, 94(1): 67—84.
- [17] Handley, K. Exporting under Trade Policy Uncertainty: Theory and Evidence[J]. *Journal of International Economics*, 2014,94(1): 50—66.
- [18] Feng, L., Li, Z., Swenson, D. L. Trade Policy Uncertainty and Exports: Evidence from China's WTO Accession[J]. *Journal of International Economics*, 2017, (106): 20—36.
- [19] Handley, K., Limão, N. Policy Uncertainty, Trade and Welfare: Theory and Evidence for China and the United States[J]. *American Economic Review*, 2017,107(9): 2731—2783.
- [20] De Sousa, J., Disdier, A. C., Gaigné, C. Export Decision under Risk[J]. *European Economic Review*, 2020,(121): 1—23.
- [21] 鲁晓东,刘京军.不确定性与中国出口增长[J].*经济研究*,2017,(9):39—54.
- [22] 叶迪,朱林可.地区质量声誉与企业出口表现[J].*经济研究*,2017,(6):105—119.
- [23] 吴小康,韩剑.邻居、信息溢出与企业进口[J].*中南财经政法大学学报*,2018,(2):114—125.
- [24] Chapman,G.B., Johnson,E.J. Incorporating the Irrelevant: Anchors in Judgments of Belief and Value[C]//Gilovich, T., Griffin, D. W., Kahneman, D. *Heuristics and Biases: The Psychology of Intuitive Judgment*. New York: 2002: 120—138.
- [25] 李斌,徐富明,王伟,等.锚定效应的种类、影响因素及干预措施[J].*心理科学进展*,2010,18(1):34—45.
- [26] Stanovich, K. E., West, R. F. Individual Differences in Reasoning: Implications for the Rationality Debate? [J]. *Behavioral and Brain Sciences*, 2000,23(5): 645—665.
- [27] 李斌,徐富明,张军伟,等.内在锚与外在锚对锚定效应及其双加工机制的影响[J].*心理科学进展*,2012,(4): 9—20.
- [28] Dinlersoz, E. M., Yorukoglu, M. Information and Industry Dynamics[J]. *American Economic Review*, 2012,102(2): 884—913.
- [29] Dai, M., Maitra, M., Yu, M. Unexceptional Exporter Performance in China? The Role of Processing Trade [J]. *Journal of Development Economics*, 2016, (121): 177—189.
- [30] 孙晓华,李明珊,王昀.市场化进程与地区经济发展差距[J].*数量经济技术经济研究*,2015,(6):39—55.
- [31] Baker,S.R., Bloom,N., Davis,S.J. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593—1636.
- [32] De Loecker, J. Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia[J]. *Journal of International Economics*,2007,73(1):69—98.
- [33] 史青,李平,宗庆庆.出口中学:基于企业研发策略互动的视角[J].*世界经济*,2017,(6):72—97.
- [34] 董志强,魏下海,汤灿晴.制度软环境与经济发展——基于 30 个大城市营商环境的经验研究[J].*管理世界*, 2012,(4):9—20.

(责任编辑:易会文)