

企业退出出口市场行为与企业的经营表现

——基于倾向评分匹配的经验分析

邵 敏,包 群

(南开大学 经济学院,天津 300071)

摘 要:文章运用倾向评分匹配方法分析了企业退出出口市场行为对其经营表现的影响。研究表明,经营表现越差的出口企业退出出口市场的概率越大;企业退出出口市场行为对企业经营表现的影响主要体现在影响就业增长和产出增长方面,而对劳动生产率的影响总体不显著。具体表现为,企业退出出口市场会对其就业增长和产出增长产生持续的显著负向作用,这说明我国国内需求尚不足以使企业退出出口市场后继续保持退出前的就业增长率和产出增长率。因此,在提倡出口转内销的同时需注重提高出口企业在国际市场竞争中的存活率。

关键词:退出出口市场;劳动生产率增长;就业增长;产出增长;倾向评分匹配

中图分类号:F14 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2011)01-0079-12

一、引 言

近几年,外部需求深度萎靡,根据海关统计,2009 年中国出口总额为 12 016.6 亿美元,同比下降了 16.0%。外部需求深度萎靡的同时,各地“出口转内销”高歌猛进。来自广州海关的统计显示,2009 年广东加工贸易产业着力发展内销,企业积极开拓国内市场,在加工贸易保税进口下降一成多的情况下,省内加工贸易内销征税额逾 12 亿元,比 2008 年增长了约 30%,表明广东省企业内销额增长迅猛。而国家为了鼓励出口企业转型,出台了许多相应的政策,支持力度也大大加强。如海关编制下发了《加工贸易内销征税法汇编》和《保税加工货物内销审价工作建议》,为加工贸易企业建立起了内销“快速通道”。从广交会的“出口商品内销对接会”,到北京一期接着一期的“外贸大集”,“出口转内销”如今似乎正成为一种被相关部门大力推动的商业趋势。

事实上,“出口转内销”并不是当下金融危机中提出的。进入 21 世纪以后,随着企业成本的上升和欧美主要订单市场采取贸易壁垒和配额,一些出口

收稿日期:2010-10-12

作者简介:邵 敏(1983—),女,江西抚州人,南开大学经济学院系博士研究生;

包 群(1978—),男,湖南怀化人,南开大学经济学院副教授。

企业就已经迈出了内销的步伐。本文采用的微观企业数据也显示,进入 21 世纪以后,为数不少的出口企业退出了出口市场转为完全内销。关于出口企业退出出口市场的原因,既包括前文提及的外部需求萎缩下的被动选择,也包括企业在宏观经济模式调整下的主动转型。目前国内的相关研究主要局限于企业出口行为决定和出口活动带来的经济影响,^①而对企业退出出口市场的行为却没有给予足够的重视。本文拟以企业退出出口市场行为对企业经营表现的影响进行探讨,同时关注影响企业退出出口市场的因素。文章的主要研究结论将有利于为当前的“出口转内销”趋势提供一些有益的建议。

对于企业的经营表现,我们选取的度量指标为劳动生产率、就业规模和产出规模。采用 2000—2006 年持续经营的工业企业数据,试图从微观层面考察企业退出出口市场行为对企业经营表现的影响。核心样本为那些在初始时期出口但随后年份又退出出口市场的企业,通过比较这些企业在退出出口市场前后经营表现的变化情况,我们可以大致判断退出出口市场这一行为对企业经营表现的影响。然而,这一研究思路的困难在于我们难以将退出出口市场行为与其他影响企业经营表现的因素相区分。为了克服这一研究难点,我们将采用匹配方法来鉴别企业退出出口市场行为与企业经营表现变化之间的因果关系。具体地,我们将首先为每一家退出出口市场企业挑选可供比较的配对企业,即那些在考察期间内一直持续出口的企业。分析中,我们将前者称为处理组企业,将后者称为对照组企业。通过比较处理组企业与对照组企业经营表现的变化情况,我们得以客观地评价企业退出出口市场的实际影响。

二、模型构建与统计描述

(一)模型构建

本文的研究目的是考察企业退出出口市场行为对其经营表现的影响。在构建模型之前,先了解一下我国出口企业退出出口市场的频率。在所研究的 50 625 家在 2000—2006 年持续经营的工业企业中,2000 年开始出口的企业数为 17 019 家,至 2001 年仍经营出口的企业数为 15 448 家,占比约为 90.7%;此后该比重逐年下降,至 2006 年仍经营出口的企业数占比约为 72.5%。而 2001 年开始经营出口的企业数为 33 606 家,但至 2002 年仍经营出口的企业数仅为 1 286 家,一年之内出口市场退出率达 96.2%^②,此后年平均出口市场退出率约为 10%。2002 年、2003 年和 2005 年开始出口的企业,年平均出口市场退出率分别约为 22%、26% 和 28%。也就是说,进入 21 世纪以后,出口企业退出出口市场并非小概率事件。

本文选取的估计方法为基于倍差法的 Kernel 倾向评分匹配估计。首先是配对。从样本企业中选择两种类型企业作为分析对象:其一为样本期间内出口交货值均为正值的企业即持续出口企业(exporters);^③其二为初始年份

企业出口交货值为正值,但从样本期间内某一年开始退出出口市场的企业(exiters)。将前者称为对照组企业,将后者称为处理组企业。定义一个二元虚拟变量 $\text{exit}_{kt} = \{0, 1\}$, 其中取值 1 表示企业 k 在时期 t 为处理组企业, 取值 0 表示企业 k 在时期 t 为对照组企业。令下标 $k = \{i, j\}$, 其中 $k = i$ 代表处理组企业, $k = j$ 代表对照组企业。定义变量 pf_{it+s}^1 为退出出口市场企业 i 于时期 t 退出出口市场后在第 $t+s$ 期的经营表现, 定义变量 pf_{it+s}^0 为如果退出出口市场企业 i 于时期 t 继续出口在第 $t+s$ 期的经营表现。

根据 Heckman 等(1997)以及 Smith 和 Todd(2005a)的研究,退出出口市场企业于第 t 年退出出口市场后,第 $t+s$ 年退出出口市场行为对其经营表现的因果影响(ATT)为:

$$\gamma = E(\text{pf}_{it+s}^1 - \text{pf}_{it+s}^0 | \text{exit}_{it} = 1) = E(\text{pf}_{it+s}^1 | \text{exit}_{it} = 1) - E(\text{pf}_{it+s}^0 | \text{exit}_{it} = 1) \quad (1)$$

其中, $E(\text{pf}_{it+s}^1 | \text{exit}_{it} = 1)$ 为如果退出出口市场企业 i 在第 t 年继续出口第 $t+s$ 期的经营表现,是不可观测的,因而要实现对式(1)的估计,就须为其寻找一个合适的替代指标。如果样本中存在出口交货值始终为正值的企业 j , 则估计中可以 $E(\text{pf}_{it+s}^1 | \text{exit}_{it} = 0)$ 来近似替代 $E(\text{pf}_{it+s}^1 | \text{exit}_{it} = 1)$, 前者为可观测值。但这种替代存在一个前提,即不存在同时影响企业退出出口市场和经营表现的因素(Heckman 等, 1997)。因此,我们采取“配对”的方法来选择合适的对照组企业。

“配对”是基于一系列退出出口市场行为发生前的变量值将退出出口市场企业与出口企业进行配对,但这种配对方法会由于配对变量数目太多而产生配对变量维度的诅咒(the curse of dimensionality, Heckman 等, 1997),而配对变量太少又会产生不合适的对照组企业(bad matches)。因此,借鉴 Rosenbaum 和 Rubin(1983)的做法,我们采用倾向评分匹配的方法来进行配对。令 $p = p(\text{exit}_{kt} = 1) = \Phi(X_{kt-1})$ 为企业退出出口市场的概率,则倾向评分匹配方法将根据退出出口市场企业与出口企业间 p 值的相近度进行配对。这种配对方法的有效性取决于独立性条件和共同支持条件是否被满足,前者指当控制了共同影响因素 X_{kt-1} 后企业经营表现的变化与企业退出出口市场决定是相互独立的,后者则保证了每个处理组企业都能通过倾向评分匹配找到与其配对的对照组企业。

对于企业经营表现变量 pf , 我们选取了三个度量指标分别为劳动生产率、就业规模和产出规模,其中劳动生产率指标为人均产品销售收入(Fryges 和 Wagner, 2008),就业规模指标为“从业人员数”,产出规模指标为“工业销售产值”。根据独立性条件,在已有理论与经验文献基础上,我们将匹配向量 X_{kt-1} 中包括的变量设定如下:劳动生产率变量 lprod 、就业规模变量 llabor 、产出规模变量 lny 、出口密集度变量 expshare 、财务状况变量 finance 、企业在商

品市场上的竞争能力变量即毛利率 margin、存货变量 stock、企业所在行业(二分位)竞争度变量 comp 和企业所在省市的经济发展水平变量 pgdp。匹配变量的数值均滞后一期,各变量的定义和度量方法见表 1。其中,企业所在二分位行业的产品销售收入和企业单位数数据来源于《中国工业经济统计年鉴》,企业所在省市的人均 GDP 数据来源于《中国统计年鉴》。

表 1 匹配变量的定义与度量

变量名	定义	数据形式	度量方法
lprod	劳动生产率	对数	产品销售收入/从业人员
llabor	就业规模	对数	从业人员
lny	产出规模	对数	工业销售产值
expshare	出口密集度	比重	出口交货值/工业销售产值
finance	财务状况	比重	负债合计/产品销售收入
margin	毛利率	比重	产品毛利润/产品销售收入
stock	存货	比重	存货/流动资产合计
comp	行业竞争度	比重	行业产品销售收入/企业单位数
pgdp	省市发展程度	对数	人均 GDP 现价

令 p_i 表示处理组企业 i 退出出口市场概率的 probit 模型预测值, p_j 表示对照组企业 j 退出出口市场概率的 probit 模型预测值,则企业退出出口市场行为对其经营表现的因果效应为:

$$\gamma = \frac{1}{n} \sum_{i \in (\text{exit}=1)} \left(pf_{it+s} - \sum_{j \in (\text{exit}=0)} g(p_i, p_j) pf_{jt+s} \right) \quad (2)$$

其中, n 为退出出口市场企业数。函数 $g(\cdot)$ 为当用企业 j 的 pf_{jt+s}^i 替代企业 i 的 pf_{it+s}^i 时,对企业 j 的 pf_{jt+s}^i 所给予的权重,该权重取决于 p_i 与 p_j 的差异大小。

由于我们的样本期为 2000—2006 年,因此我们并不运用形如(2)式的基于水平值的配对估计,而选择基于倍差法(DID)的配对估计。根据 Blundell 和 Dias(2000),将倍差法融入配对估计将显著减少非参数估计的偏差。此外,基于倍差法的倾向评分匹配估计还有利于消除不随时间变动的企业个体效应对配对估计的影响(Smith 和 Todd, 2005a)。

令 $\Delta pf_{kt+s} = pf_{kt+s} - pf_{kt-1}$ ($k=i, j$) 表示企业 k 退出出口市场前后其经营表现的变动情况,可以采用时间长度为 s 的期间内企业 k 的平均劳动生产率增长率或平均就业增长率或平均产出增长率。依据 Heckman 等(1997)的做法,基于倍差法的倾向评分匹配估计方程为:

$$\gamma = \frac{1}{n} \sum_{i \in (\text{exit}=1)} \left(\Delta pf_{it+s} - \sum_{j \in (\text{exit}=0)} g(p_i, p_j) \Delta pf_{jt+s} \right) \quad (3)$$

其中 γ 度量了退出出口市场行为对企业经营表现的因果效应。要实现(3)式的估计,须首先确定权重函数 $g(\cdot)$ 的表达式。本文采用 Kernel 配对对(3)式进行估计,并通过自举(bootstrap)获得因果效应估计的标准差(Heckman 等, 1997; Smith 和 Todd, 2005)。^④ Kernel 配对因果效应估计中函数

$g(\cdot)$ 的表达式为：

$$g(p_i, p_j) = \frac{K\left(\frac{p_i - p_j}{h}\right)}{\sum_{j \in (\text{exit}=0)} K\left(\frac{p_i - p_j}{h}\right)} \quad (4)$$

其中， $K(\mu) \propto \exp\left(-\frac{\mu^2}{2}\right)$ 为 Gaussian 正态分布函数^⑤， h 为带宽参数。

(二)统计描述。本文的数据来源于国家统计局的《工业企业统计年报》(2000—2006 年)。2004 年《工业企业统计年报》并未统计“出口交货值”数据，从而无法获知 2004 年各企业的出口状况，而企业出口状况为文章实证分析中的一个关键变量，因此我们将 2004 年从样本期间中剔除。每一年均存在企业的退出与进入，我们选择那些在 2000—2006 年持续经营的企业(58 941家)作为样本。这 58 941家企业在一些关键变量上存在缺失或异常值，所以我们对这 58 941家企业进行了如下筛选：首先，去掉了任一年份中“出口交货值”存在缺失值或小于零的企业样本；其次，去掉了任一年份中“工业销售产值”、“产品销售收入”、“从业人员年平均人数”或“固定资产净值年平均余额”存在缺失值、零值或小于零的企业样本。最后，我们得到 50 625家样本企业。

在 50 625家样本企业中，包括 12 346家持续出口企业即对照组企业和 2 093家出口后又退出出口市场的企业即处理组企业。其中，2001 年、2002 年、2003 年、2005 年开始退出出口市场的企业数分别为 659、395、277 和 762。表 2 列出了 2001—2005 年退出出口市场企业与出口企业匹配变量的第 $t-1$ 年均值。综合来看，退出出口市场前一年出口企业的劳动生产率、就业规模、产出规模、出口密集度、财务状况、商品市场竞争能力、存货比重、所在行业竞争度和所在省市经济发展水平等因素均要劣于持续出口企业。

表 2 持续出口企业与非出口企业基于匹配变量的对比情况

第 $t-1$ 年	$t=2001$		$t=2002$		$t=2003$		$t=2005$	
	对照组	处理组	对照组	处理组	对照组	处理组	对照组	处理组
lprod	4.935	4.902	4.961	4.936	5.017	5.008	5.120	5.077
llabor	5.686	5.279	5.723	5.358	5.770	5.589	5.815	5.476
lny	10.641	10.219	10.707	10.342	10.814	10.631	10.947	10.575
expshare	0.685	0.243	0.682	0.249	0.680	0.202	0.672	0.354
finance	0.715	1.370	0.690	1.091	0.667	1.275	0.646	1.070
margin	0.156	0.178	0.150	0.151	0.151	0.177	0.152	0.149
stock	0.384	0.368	0.373	0.372	0.351	0.356	0.333	0.333
comp	8.308	8.325	8.347	8.432	3.053	3.316	8.585	8.572
pgdp	9.460	9.363	9.539	9.424	9.641	9.562	9.778	9.736

不同年份退出出口市场的企业，退出出口前的劳动生产率水平、就业规模等因素也存在着差异。具体表现为，较晚退出出口市场的企业，其劳动生产率水平、就业规模、产出规模、出口密集度、财务状况、存货比重、所在行业竞争度

和所在省市经济发展水平都要高于或优于之前年份退出出口市场的企业。但较早退出出口市场的企业,在商品市场上的竞争能力却要高于之后年份退出出口市场的企业。

我们分别计算了样本期间内 31 个省市退出出口市场企业数与持续出口企业数的比重(由于受篇幅限制,计算结果未列出),并以 2001 年各省市退出出口市场的企业数与持续出口企业数的比重对各省市出口企业出口市场退出率进行分析。2001 年出口企业出口市场退出率最高者为青海,其次为海南、湖北、甘肃、贵州、湖南、新疆等 6 个省市;出口企业出口市场退出率最低者为广东,其次为浙江、重庆、广西、河南、福建和上海等 6 个省市。其他年份的排序结果与此类似。由此可知,经济发展水平较高的省市,其出口企业出口市场退出率相对较低;经济发展水平较低的省市,其出口企业出口市场退出率相对较高。经济发展水平较高的省市中企业的出口行为具有更好的持续性。

三、模型估计与实证分析

(一)匹配平衡检验。倾向评分匹配估计的可靠性取决于“独立性条件”是否被满足,即要求匹配后退出出口市场的企业与持续出口企业在匹配变量(退出出口市场前一年)上不存在显著差异。如果二者存在显著差异,则表明匹配变量的选取或匹配方法的选择并不恰当,Kernel 倾向评分匹配估计为无效。因此,在报告 Kernel 倾向评分匹配估计结果之前,需进行匹配平衡性检验。

依据 Smith 和 Todd(2005b)的做法,我们通过计算配对后退出出口市场企业与出口企业基于各匹配变量的标准偏差进行匹配平衡性检验。以匹配变量劳动生产率水平 $lprod$ 为例对此进行说明。退出出口市场的企业与出口企业基于劳动生产率水平变量的标准偏差为:

$$bias(lprod) = \frac{100 \frac{1}{n} \sum_{i \in (exit=1)} [lprod_i - \sum_{j \in (exit=0)} g(p_i, p_j) lprod_j]}{\sqrt{\frac{var_{i \in (exit=1)}(lprod_i) + var_{j \in (exit=0)}(lprod_j)}{2}}} \quad (5)$$

标准偏差值越小,匹配效果越好。但对于标准偏差值大到何种程度可认为匹配效果不好从而导致倾向评分匹配估计无效,目前尚无统一标准。因此,我们沿用 Rosenbaum 和 Rubin(1985)的观点,认为当匹配变量的标准偏差绝对值大于 20 时可认为匹配效果不好,Kernel 倾向评分匹配估计并非可靠估计。

采用(5)式计算匹配变量的标准偏差,同时对退出出口市场的企业与持续出口企业基于各匹配变量的均值进行 T 检验,以判断二者是否存在显著差异,从而检验匹配的效果优劣。检验结果如表 3 所示。

由于就业规模与产出规模高度相关,二者同时作为匹配变量会使退出出口市场概率估计方程中多数变量的估计系数不能通过显著性检验。因此,在

表 3 匹配平衡检验

	均值		% bias	% bias reduction	T-test p > t
	处理组企业	对照组企业			
lprod	4.897	4.927	-2.8	21.3	0.604
llabor	5.284	5.178	8.6	73.8	0.114
expshare	0.242	0.270	-8.0	93.7	0.117
finance	1.372	1.229	4.7	78.2	0.450
margin	0.177	0.168	7.2	56.0	0.313
stock	0.368	0.361	2.8	59.1	0.580
comp	8.326	8.343	-3.1	2.4	0.590
pgdp	9.363	9.362	0.2	99.3	0.979

劳动生产率增长与就业增长方程中,我们仅将变量 llabor 作为匹配变量之一;而在产出增长方程中,仅将变量 lny 作为匹配变量之一。由于三者的匹配平衡检验结果类似,所以这里只列出就业增长方程下的匹配平衡结果。由于对不同年份退出出口市场的企业,配对后基于各匹配变量的匹配平衡检验结果大致相同,因此这里只列出 2001 年退出出口市场的企业与对应持续出口企业基于各匹配变量的匹配平衡检验结果。由表 3 最后一列可知,在配对后,企业退出出口市场前,退出出口市场的企业与持续出口企业在劳动生产率水平、就业规模、出口密集度、财务状况、商品市场上的竞争能力、存货比重、所在行业的竞争度和所在省市的经济发展水平等方面均不存在显著差异。而由各匹配变量的标准偏差计算结果可知,配对后各匹配变量的标准偏差绝对值均显著小于 20,因此可认为本文匹配变量选取合适且匹配方法选择恰当,Kernel 配对估计可靠。

(二)Kernel 倾向评分匹配估计结果实证分析。由前分析可知,不同年份退出出口市场的企业退出出口市场前的出口密集度等因素存在显著差异,从而它们的出口转内销行为对企业经营表现的影响也可能存在显著差异。因此,我们将退出出口市场的企业按其退出出口的年份划分为 2001 年、2002 年、2003 年、2005 年退出出口四种类型,并基于退出出口市场前一年的匹配变量分别进行 Kernel 倾向评分匹配估计。同时,为检验出口企业转型行为对其经营表现影响的时间延续性,我们将(3)式中的 s 分别设置为 1、2、3、4、5。估计设置了“共同支持”条件,并通过自举(bootstrap)获得估计的标准差,结果见表 4、表 5 和表 6,其中表 4 为企业退出出口行为的 probit 估计结果,表 5 和表 6 为企业退出出口行为对其经营表现因果效应的估计结果。

不同年份退出出口市场的企业,退出出口的影响因素存在一定差异。总体来看,劳动生产率水平较低、就业或产出规模较小、出口密集度较低、财务状况较差、商品市场竞争能力较低的出口企业退出出口市场的概率较大,即经营表现愈差的出口企业退出出口市场的概率愈大。企业所在行业竞争度仅显著影响 2002 年和 2003 年退出出口市场行为,表现为企业所在行业竞争度越高,

表 4 企业退出出口行为的 probit 估计结果

年份	lprod	llabor	expshare	finance	margin	stock	comp	pgdp	Obs	Pseudo R ²
2001	-0.190 *** (0.025)	-0.305 *** (0.020)	-1.774 *** (0.065)	0.022 ** (0.008)	-0.363 ** (0.153)	-0.335 *** (0.102)	0.018 (0.040)	-0.218 *** (0.058)	13 003	0.221
2002	-0.284 *** (0.024)	-0.194 *** (0.030)	-1.783 *** (0.082)	-0.001 (0.018)	-1.241 ** (0.203)	-0.160 (0.120)	0.111 ** (0.045)	-0.265 *** (0.058)	12 740	0.209
2003	-0.204 *** (0.026)	-0.196 *** (0.034)	-1.854 *** (0.102)	0.012 (0.015)	-0.638 *** (0.204)	-0.066 (0.139)	0.104 *** (0.035)	-0.062 (0.061)	12 623	0.207
2005	-0.221 *** (0.018)	-0.179 *** (0.022)	-1.390 *** (0.058)	0.025 ** (0.012)	-0.920 *** (0.160)	-0.135 (0.090)	-0.041 (0.028)	-0.032 (0.033)	13 108	0.134

注:(1)方括号内数值为标准差;(2)***、**和*分别代表在1%、5%和10%的显著性水平下通过检验;(3)匹配变量由llabor变换成lny时,企业退出出口行为的probit估计结果无显著差异,所以这里没有列出匹配变量为lny时的probit估计结果。表5、表6和表7同。

表 5 Kernel 倾向评分匹配估计结果(劳动生产率增长)

劳动生产率增长	2001	2002	2003	2005
s=1	-0.052 * (0.028)	-0.037 (0.032)		0.028 (0.032)
s=2	-0.047 (0.030)		-0.146 *** (0.031)	
s=3		-0.022 (0.044)	-0.117 (0.065)	
s=4	-0.044 (0.039)	-0.004 (0.039)		
s=5	-0.068 (0.042)			

表 6 Kernel 倾向评分匹配估计结果(就业增长和产出增长)

	就业增长				产出增长			
	2001	2002	2003	2005	2001	2002	2003	2005
s=1	-0.131 *** (0.020)	-0.110 *** (0.026)		-0.290 *** (0.026)	-0.190 *** (0.026)	-0.144 *** (0.038)		-0.352 *** (0.039)
s=2	-0.196 *** (0.025)		-0.131 *** (0.031)		-0.243 *** (0.032)		-0.271 *** (0.046)	
s=3		-0.225 *** (0.032)	-0.184 *** (0.040)			-0.239 *** (0.046)	-0.292 *** (0.062)	
s=4	-0.312 *** (0.033)	-0.241 *** (0.036)			-0.353 *** (0.038)	-0.249 *** (0.046)		
s=5	-0.323 *** (0.034)				-0.402 *** (0.042)			

其退出出口市场的概率也越大。企业所在省市的经济发展水平仅显著影响2001年和2002年退出出口市场行为,表现为企业所在省市的经济发展水平越低,则这些企业退出出口市场的概率也越大。

企业退出出口市场行为对其经营表现因果效应的估计结果见表5和表6。由于缺失2004年数据,因此对某些s值,表5和表6中没有这些估计值。首先关注企业退出出口市场行为对其劳动生产率增长的影响(表5)。对2001年和2003年退出出口市场的企业,其退出出口市场行为对企业的劳动生产率增长产生了为期一年的显著负向作用,但此后该作用不显著;对2002年和

2005 年退出出口市场的企业,其退出出口市场行为对企业的劳动生产率增长作用并不显著,无论是在短期内还是在长期内。因此,综合来看,企业退出出口市场行为对企业的劳动生产率增长未能产生显著作用。

企业退出出口市场行为对就业增长和产出增长的影响见表 6。二者的估计结果类似,Kernel 倾向评分匹配估计系数均在 1% 的显著性水平下显著为负。这说明企业退出出口市场行为对企业的就业增长和产出增长产生了显著的负向作用,且该作用从绝对值来看较大。随着时间的推移,这种显著的负向作用并未呈现出减弱的趋势,反而逐渐加强。原出口企业退出出口市场后,一年内其就业增长率和产出增长率下降了 10%—30%,随后的年份中进一步下降,至第 5 年企业的就业增长率和产出增长率下降了 30%—40%。由此可知,原出口企业退出出口市场行为会对企业的就业增长和产出增长产生持续的、显著的、较大的负向作用,且对产出增长的作用大于其对就业增长的作用。

综上所述,出口企业退出出口市场行为对企业经营表现的影响主要体现在影响就业增长和产出增长方面,而对劳动生产率的影响并不显著。这说明我国国内需求尚不足以使企业退出出口市场后继续保持退出前的就业增长率和产出增长率。十几年间,我国的国内消费占 GDP 的比重逐年降低,且明显低于其他国家。例如,进入 21 世纪以后居民消费占 GDP 的比重从 2000 年的 46.4% 下降至 2008 年的 35.5%。根据国家统计局的数据计算得到,劳动收入(工资和自营收入之和)占 GDP 的比重由 1990 年的 53% 下降到现在的 48% 左右,十余年间下降了 5 个百分点。也就是说,老百姓相对来说变得“更穷”了。劳动收入是居民消费的来源,因而居民消费占 GDP 的比重一直下降就不奇怪了。在内需不足的情况下,企业退出出口市场后,国内消费并不能弥补外需对其就业和产出的拉动作用。

(三)进一步的实证分析。我们接着分析不同出口密集度企业退出出口市场的影响差异。我们将企业按其出口密集度高低划分为三种类型:出口密集度落入区间(0.8,1]的企业为高度外销型企业,落入区间(0.3,0.8]的企业为中度外销型企业,出口密集度落入区间(0,0.3]的企业为低度外销型企业。这种选取主要基于使处理组企业数目和对照组企业数目最大化。受篇幅限制,这里没有列出匹配平衡检验和 probit 估计结果,但均通过了匹配平衡检验。这里只对 2001 年退出出口市场的企业进行分析。

我们将对照组设为“样本期内均为高度/中度/低度外销型企业”,处理组设为“2000 年为高度/中度/低度外销型企业而 2001 年退出出口市场且一直持续至 2006 年”。估计结果见表 7。从表 7 估计结果发现,不同出口密集度企业退出出口市场行为对企业经营表现的影响与表 5 和表 6 所示结果差异不大,出口企业退出出口市场对企业经营表现的影响仍主要体现在对就业增长和产出增长的负向作用。比较估计系数的绝对值可知,中度外销型企业退出

出口市场的负面影响最大,其次为低度和高度外销型企业。

表7 不同出口密集度梯度外销型企业退出出口市场行为分析

	高度外销型			中度外销型			低度外销型		
	生产率	就业	产出	生产率	就业	产出	生产率	就业	产出
s=1	-0.007 (0.076)	-0.104 * (0.059)	-0.111 * (0.069)	-0.064 (0.074)	-0.196 *** (0.046)	-0.260 *** (0.062)	-0.054 * (0.032)	-0.092 *** (0.027)	-0.146 *** (0.039)
s=2	0.051 (0.053)	-0.125 (0.079)	-0.074 (0.074)	-0.088 (0.066)	-0.270 *** (0.076)	-0.359 *** (0.078)	-0.068 ** (0.031)	-0.159 *** (0.028)	-0.227 *** (0.037)
s=4	0.123 * (0.074)	-0.210 ** (0.086)	-0.087 (0.095)	-0.072 (0.083)	-0.280 *** (0.087)	-0.352 *** (0.127)	-0.121 *** (0.045)	-0.243 *** (0.042)	-0.364 *** (0.056)
s=5	0.224 ** (0.086)	-0.236 ** (0.104)	-0.087 (0.076)	-0.191 * (0.100)	-0.277 *** (0.104)	-0.352 *** (0.120)	-0.143 *** (0.052)	-0.263 *** (0.040)	-0.364 *** (0.053)

比较特殊的是,高度外销型企业退出出口市场对其劳动生产率产生了滞后4期的显著正向作用。与之相反,低度外销型企业退出出口市场会对其劳动生产率产生显著的负向作用,且具有时间持续性。根据表3,总体而言,市场竞争能力愈低的出口企业愈倾向于退出出口市场,而对于不同出口密集度企业退出出口市场而言,这一结论存在些许差异:市场竞争能力愈低的低度外销型企业愈倾向于退出出口市场,市场竞争能力愈高的高度外销型企业愈倾向于退出出口市场,而中度外销型企业退出出口市场与企业竞争能力无关。因此,不同出口密集度企业退出出口市场对劳动生产率的影响也可能与企业基于“市场竞争能力”的自选择效应相关。

四、主要结论与政策建议

文章运用基于倍差法的倾向评分匹配估计方法从企业微观层面分析了企业退出出口市场行为对其经营表现的影响。文章采用的数据为2000—2006年50625家企业的相关经济数据。研究结果表明,经营表现越差的出口企业退出出口市场的概率越大;企业退出出口市场对企业经营表现的影响主要体现在影响就业增长和产出增长方面,而对劳动生产率的影响总体不显著。具体表现为,企业退出出口市场会对就业增长和产出增长产生持续的显著负向作用,这说明我国国内需求尚不足以使企业退出出口市场后继续保持退出前的就业增长率和产出增长率。这一结论不受企业出口密集度的影响。高度外销型企业退出出口市场对其劳动生产率产生滞后4期的显著正向作用,而低度外销型企业退出出口市场对其劳动生产率产生了显著且持续的负向作用。

这意味着,企业退出出口市场行为会对其经营表现产生显著的负向作用,且集中表现在对就业增长和产出增长产生持续的、较大的负向影响方面。这说明我国国内需求尚不足以使企业退出出口市场后继续保持退出前的就业增长率和产出增长率。因此,在目前就业形势日益严峻的情况下,在提倡出口转内销的同时需注重提高出口企业在国际市场竞争中的存活率。尤其是在金融危机爆发后,失业问题恶化,如2008年末城镇登记失业率为4.2%,比上年末提高了0.2个百分点,一反过去几年不断改善的常态。此外,新增就业压力也

逐步增大,数据显示,2008年大学生就业率约为65%,比2005年下降了近8个百分点。在这个大背景下,更应该通过一些政策安排提高出口企业在国际市场中的竞争力。此外,企业退出出口市场也会降低企业的产出增长速度,不利于企业实现规模经济。根据文章的结论,经济发展水平愈低的地区,其境内出口企业退出出口市场的概率愈大,因此上述政策建议对经济落后地区更为重要。

注释:

- ①前者的主要代表文献为钟昌标(2007)、刘志彪和张杰(2009)以及张杰等(2010),后者则主要关注出口贸易对经济增长的拉动作用。
- ②中国2001年加入WTO,从而该年份新增出口企业数较其他年份多得多。但2001年新增出口企业的出口市场退出率也较高,一年后退出出口市场的企业数占比高达96.2%,这部分退出出口市场的企业出口密集度也较低,平均仅约为29.6%。
- ③选取对照组即寻找处理组的对立面,“从某一年开始退出出口市场的企业”的对立面为“样本期间内出口交货值持续为正的企业”。
- ④Abadie和Imbens(2005)对使用bootstrap获得配对估计的标准差提出了批评,作者研究发现,通过bootstrap获得N-N配对因果效应估计的标准差可能会产生无效的估计。但Kernel配对估计方法并不会遭遇这个问题(Gilligan和Hoddinott, 2006),这也是本文选择Kernel配对的原因之一。
- ⑤Stata中提供了5种Kernel函数形式,但结果差异不大(DiNardo和Tobias, 2001)。因此这里我们只选择Gaussian函数进行分析。

参考文献:

- [1]刘志彪,张杰.我国本土制造业企业出口决定因素的实证分析[J].经济研究,2009,(8):99—112.
- [2]钟昌标.影响中国电子行业出口决定因素的经验分析[J].经济研究,2007,(9):62—70.
- [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]Abadie A, Imbens G. On the failure of the bootstrap for matching estimators[R]. Mimeo, Harvard University, 2005.
- [5]Blundell R, Costa Dias. Evaluation methods for non-experimental data[J]. Fiscal Studies, 2000, 109: 367—398.
- [6]Dinardo J, Tobias J. Nonparametric density and regression estimation[J]. Journal of Economic Perspectives, 2001, 15: 11—28.
- [7]Gilligan D O, Hoddinott J. Using community targeting to provide drought relief: Evidence from Ethiopia[R]. International Food Policy Research Institute, 2006.
- [8]Heckman J, Ichimura H, Smith J, Todd P. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme[J]. Review of Economic Studies, 1997, 64: 605—654.

- [9] Rosenbaum P, Rubin D. Constructing a control group using a multivariate matched sampling method that incorporates the propensity score[J]. American Statistician, 1985,39:33—38.
- [10] Rosenbaum P, Rubin D. The central role of the propensity score in observational studies for causal effects[J]. Biometrika, 1983,70:41—50.
- [11] Smith J, Todd P. Does matching overcome Lalonde's critique of nonexperimental estimators? [J]. Journal of Econometrics, 2005a, 125:305—353.
- [12] Smith J, Todd P. Rejoinder[J]. Journal of Econometrics, 2005b,125:365—375.

Enterprises' Exit from Export Markets and Their Operating Performance: An Empirical Analysis Based on Propensity Score Matching

SHAO Min, BAO Qun

(School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: This paper analyzes the effects of enterprises' exit from export markets on their operating performance by propensity score matching. The results show that export enterprises with poor operating performance are more inclined to exit from export markets and the effects of enterprises' exit from export markets on their operating performance are mainly reflected in their employment growth and output growth, not labor productivity growth. Export enterprises' exit from export markets has constant and significant negative effects on their employment growth and output growth, which means that domestic demand in China can not make up for the loss caused by the negative effects abovementioned. Therefore, with the promotion of a switch from exports to domestic sales, we should pay more attention to the increase in the survival rate of export enterprises in international markets.

Key words: exit from export markets; labor productivity growth; employment growth; output growth; propensity score matching

(责任编辑 周一叶)