

融资约束如何影响企业的出口决策?

徐 榕 赵 勇*

摘要: 本文就融资约束对企业出口决策的影响进行分析。在构建一个包含融资约束因素的异质性企业出口决策模型基础上,采用中国工业企业数据库的大样本微观企业数据考察了融资约束影响企业出口决策的机制。结果发现,企业融资约束的降低不但能直接提高企业出口市场进入的可能性,还会通过放大企业的“自选择效应”,间接地提高生产率对出口市场进入的促进作用。同时,企业所处的外部融资环境的改善还会对企业自身融资约束对出口的影响起到进一步的放大作用。而不同所有制类型的企业不但在出口市场的进入倾向上存在差异,企业融资约束状况变化对不同所有制企业出口市场进入决策的影响也有所不同。

关键词: 融资约束;出口决策;生产率

一、引言

国际贸易领域大量的实证研究表明,同一产业内部往往同时存在出口企业 and 非出口企业,且两者在生产规模、技术水平、劳动力素质等方面存在着明显差异(Clerides et al., 1998; Bernard and Jensen, 2004)。Melitz(2003)在综合前期实证研究的两个重要结论——企业出口面临固定成本和生产率存在异质性——的基础上,构建了异质性企业出口决策模型,并论证了企业出口决策存在“自选择效应”,即生产率最低的企业选择退出市场,生产率稍高的企业选择在国内市场销售,生产率最高的企业同时在国内国外两个市场进行销售。这样一种企业出口的“自选择效应”在随后 Yeaple(2005)、Melitz 和 Ottaviano(2008)、张杰等(2008)、赵伟等(2011)等实证研究中得到了证实。

上述文献在强调生产率异质性对企业出口决策的影响时,均忽略了企业出口可能面临的融资约束问题。事实上,由于企业出口固定成本的支付要早于出口利润的实现,即便生产率较高的企业出口预期利润为正,在初始资金不足以支付固定成本的情况下,企业的出口进入也无从实现。因此,在现实中金融市场的不完全现象普遍存在的情况下(Tybout, 2001),企业的融资约束状况会成为影响企业出口决策的重要因素。

Chaney(2005)首次在异质性企业出口决策模型中引入融资约束因素,认为企业必须依赖国内市场销售利润和自身流动性来支付出口固定成本,部分生产率较高的企业虽然出口预期利润为正,但在流动性约束的限制下仍然无法实现出口。Manova(2008)进一步引入金

*徐榕,清华大学经济管理学院,邮政编码:100084,电子信箱:beijingxurong@hotmail.com;赵勇,中国人民大学经济学院、中国人民大学国家发展与战略研究院,邮政编码:100872,电子信箱:joyong@ruc.edu.cn。

本文为对外经济贸易大学国际经济研究院王丽丽副研究员所主持的国家社科基金青年项目“微观视角下中国(上海)自由贸易实验区的贸易效应研究”(项目编号:14CJY001)的阶段性研究成果。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

融部门,认为企业可以依赖外部融资来支付出口的固定成本,外部金融市场的发展可以缓解企业面临的融资约束问题,伴随着融资条件的改善,企业出口进入的可能性上升。这一研究结论在随后 Muuls(2008)、Berman 和 Hericourt(2010)以及 Minetti 和 Zhu(2011)的研究中进一步得到了证实。此外,也有一部分学者针对“融资约束对中国企业出口的影响”进行了讨论。这其中,Manova 等(2009)基于中国海关企业数据的研究表明,外资企业、中外合资企业在出口销售额、产品种类和出口国家数量等方面相比于民营企业更具优势,且这种优势在外部融资依赖度较高的行业更为显著,他们将原因归于民营企业面临着更高的融资约束。孙灵燕和李荣林(2011)、Li 和 Yu(2009)、阳佳余(2012)分别利用世界银行投资环境调查数据和中国工业企业数据的研究发现,融资约束的降低不仅能提高企业出口进入的可能性,还能增加企业的出口规模。

与现有研究相比,本文主要在以下两个方面有所改进。一方面,现有研究关注的视角主要在于融资约束对企业出口决策的直接效应,而较少关注融资约束对企业出口决策的间接效应。我们认为,融资约束状况不但会直接影响企业的出口进入决定,还会进一步改变生产率等变量与企业出口决策之间的既有关系,从而间接地影响企业的出口决策行为。另一方面,大部分现有研究都是在同质性的框架下分析融资约束对企业进入出口的影响,而对于不同地区、不同所有制的出口企业受融资约束影响的相对差异却考察不足。也就是说,现有的大部分研究重点讨论的是融资约束是否影响出口决策,而不是如何影响出口决策的问题。在本文中,我们重点强调融资约束出口效应的异质性,不但关注融资约束是否影响企业的出口行为,还就不同地区和不同所有制企业之间融资约束的效应大小进行比较分析。

本文首先构建了一个简单的包含融资约束因素的异质性企业出口决策模型,并得出相应的理论假说。在此基础上,采用中国工业企业数据库的大样本微观企业数据,考察融资约束对企业出口决策的直接和间接效应。接下来,本文放松融资约束效应同质性的假定,进一步分析了不同地区和不同所有制的企业融资约束出口效应的相对差异。最后,总结全文并给出了相应的政策建议。

二、理论和假说

在这一部分,我们参考 Chaney(2005)和 Manova(2008)的研究,通过在异质性企业理论模型的框架下引入融资约束因素,就融资约束对企业出口决策的影响机制进行探讨。

(一)基本模型

假设存在两个国家:本国和外国(外国的相应经济变量以上标*表示),只存在一个生产部门,该部门的产品具有异质性,每个生产者都是自己所生产的产品垄断供给者,生产过程只使用劳动一种生产要素。劳动者是唯一的消费者,面临由工资收入决定的消费约束,假设每个劳动者拥有并提供1单位的劳动,本国工资水平为 w ,劳动者数量为 L (外国工资水平和劳动者数量相应表示为 w^* 和 L^*)。两个国家代表性消费者的偏好可表示为不变替代弹性(CES)效用函数形式:

$$U = \left(\int_X q(\varphi)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\varphi \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

(1)式中: $q(\varphi)$ 代表某种产品的消费量, φ 为生产该产品的生产率,生产一单位产品所需要的劳动力数量为 $1/\varphi$,较大的 φ 对应着较高的生产率。 X 代表市场上销售的产品集合(包括本国和外国所生产的所有产品), $\sigma > 1$ 代表异质性产品间的替代弹性。由于外国消费者总收入为 $w^* L^*$,根据这一收入约束条件求解效用最大化,某种商品在外国市场的需求函数为:

$$q^*(\varphi) = w^* L^* \frac{p^*(\varphi)^{-\sigma}}{(P^*)^{1-\sigma}} \quad (2)$$

(2)式中: $P^* = \left(\int_X p^*(\varphi)^{1-\sigma} d\varphi \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 代表国外市场的价格指数。

企业生产只使用劳动一种要素,进入国外市场需要支付以外国工资水平表示的固定成本 $w^* C_f$,企业出口的成本函数为:^①

$$C^*(\varphi) = q^*(\varphi) \frac{w\tau}{\varphi} + w^* C_f \quad (3)$$

(3)式中: $\tau > 1$ 是以“冰山成本”形式表示的可变贸易成本。求解出口企业的利润最大化条件,可以得到出口企业的最优价格水平为:

$$p^*(\varphi) = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \cdot \frac{w\tau}{\varphi} \quad (4)$$

代入(2)式可以得到企业出口数量为:

$$q^*(\varphi) = \frac{w^* L^*}{(P^*)^{1-\sigma}} \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \cdot \frac{w\tau}{\varphi} \right)^{-\sigma} \quad (5)$$

相应的企业出口利润为:

$$\pi^*(\varphi) = \frac{w^* L^*}{\sigma} \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \cdot \frac{w\tau}{\varphi P^*} \right)^{1-\sigma} - w^* C_f \quad (6)$$

在不存在融资约束的情况下,企业成功进入出口市场只需要满足利润约束条件: $\pi^*(\varphi) \geq 0$ 。在这一约束条件下,只有生产率水平影响企业的出口决策,定义一个临界生产率水平 $\bar{\varphi}$ 满足 $\pi^*(\bar{\varphi}) = 0$,由于出口利润是企业生产率的增函数,因此所有生产率高于 $\bar{\varphi}$ 的企业均能参与出口,而所有生产率低于 $\bar{\varphi}$ 的企业均不能参与出口。这一结论也是异质性企业理论所强调的出口“自选择效应”的核心内容。

现在考虑存在融资约束的情况。假定企业的生产率 φ 和可抵押资产 Ω 互不相关,其累计密度函数分别为 $F(\cdot)$ 和 $G(\cdot)$,且相互独立。^② 企业可抵押资产反映了企业的融资约束状况(或者称之为融资能力),企业面临融资约束的表现为企业不可能无限制的获得外部资金,其能够获得的最大外部融资水平是可抵押资产的一个固定比例 $\mu\Omega$, μ 表示金融市场的杠杆率,其大小反映了外部金融发展水平的高低。^③ 在企业完全依赖外部融资来支付沉没成本的情况下^④,企业成功参与出口需要同时满足利润约束条件和融资约束条件:

①企业出口进入的固定成本来自市场环境调查、营销渠道建立等,这些活动大部分需要出口目的国的劳动,因此可以合理地假设固定成本以外国工资水平表示。

②Freenstra等(2011)指出,银行等金融机构无法识别企业的生产率,但能够较好地识别企业的财务状况,因此金融机构在决定是否提供资金时仅仅依赖对企业财务健康状况的判断,企业获取外部融资的数量与生产率无关。Berman和Heriourt(2010)也发现企业生产率与融资约束相关性不明显,超过30%的企业生产率高但融资条件差,或者生产率低但融资条件好。因此,假设企业生产率水平和融资约束相互独立是合适的。

③Aghion等(2004)、Almeida和Campello(2007)等文献在衡量企业的融资约束时,均强调了可抵押资产对企业获取外部融资数量的决定性作用,本文的理论模型沿袭了这样一种思路。从实践层面来说,正如审稿人所指出的,由于企业所有制属性的不同,不同类型的企业在外部融资的获取过程中的确存在差异,但企业所获外部融资的数量仍然与企业自身的财务状况有关。

④由于企业出口固定成本数额大且需要在出口利润实现之前支付,来源于公司储蓄(未分配利润和折旧)的内部融资不足以支付出口沉没成本,企业需要额外依赖外部融资支付出口固定成本。孙灵燕和李荣林(2011)的实证研究表明,限制中国企业出口参与的主要因素是外部融资约束而非内部融资约束。因此,本文模型假设企业完全依赖外部融资支付出口固定成本。

$$\pi^*(\varphi) = \frac{w^* L^*}{\sigma} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \cdot \frac{w\tau}{\varphi P^*} \right)^{1-\sigma} - w^* C_f \geq 0 \quad (7)$$

$$\mu \bar{\Omega} \geq w^* C_f \quad (8)$$

定义临界可抵押资产 $\bar{\Omega}$ 满足 $\mu \bar{\Omega} = w^* C_f$, 出口的融资约束条件意味着企业可抵押资产必须不少于 $\bar{\Omega}$, 所有可抵押资产少于 $\bar{\Omega}$ 的企业将由于无法获得充足的外部融资来支付出口固定成本而不能实现出口。

(二) 理论假说

根据上述的基本模型, 企业参与出口的可能性为:

$$P(\varphi \geq \bar{\varphi}, \Omega \geq \bar{\Omega}) = P(\varphi \geq \bar{\varphi}) \times P(\Omega \geq \bar{\Omega}) = [1 - F(\bar{\varphi})] \times [1 - G(\bar{\Omega})] \quad (9)$$

可以看出, 随着企业融资约束的降低 (Ω 上升) 以及生产率水平的提高 (φ 上升), 企业参与出口的可能性增加。基于此, 我们提出如下假说:

假说 H1: 企业融资约束的降低和生产率的提升均能提高企业出口进入的可能性。

只有当企业生产率高于 $\bar{\varphi}$ 时, 出口利润约束条件得到满足, 融资约束的降低才会促进企业满足融资约束条件, 获得足够的外部融资支付出口固定成本, 进而对企业出口决策产生显著影响。同样地, 只有当企业可抵押资产多于 $\bar{\Omega}$ 时, 出口融资约束条件得到满足, 生产率提升才会促进企业满足出口的利润约束条件, 参与出口的预期利润上升, 进而对企业出口决策产生积极影响。基于此, 我们提出如下假说:

假说 H2: 企业融资约束和生产率水平对出口决策的影响互为条件, 只有当生产率高于某一水平时, 融资约束的降低才会对出口决策产生影响; 同样地, 只有当融资约束低于某一水平时, 生产率的提升才会对出口决策产生影响。

企业必须以一定数量的资产作为抵押才能获得外部融资, 在外部金融市场比较发达时, 由于存在较少的金融市场不完全, 金融契约的执行状况较好, 企业使用相同数量的抵押资产可以获得更多的外部融资。因此, 外部金融市场的发展程度和企业内部的财务状况共同决定了企业能够获取的外部融资的数量, 从而共同影响了企业的出口决策。随着金融市场杠杆率的上升 (μ 的上升), 可抵押资产一单位的差异所导致的企业外部融资数量的差异加大, 融资约束对企业出口决策的影响也相应加强。基于此, 我们提出如下假说:

假说 H3: 随着外部金融市场发展水平的提高, 企业融资约束对出口进入的影响加强。

三、融资约束对企业出口市场进入的影响——实证分析

在这一部分, 我们利用大样本的微观企业数据, 对上述理论假说进行实证检验, 考察企业融资约束对出口决策的直接和间接效应, 以及不同地区、不同所有制的企业之间融资约束出口效应的异质性。

(一) 样本数据说明

本文所使用的数据集为“中国工业企业数据库”, 涵盖了全部国有及规模以上非国有工业企业。本文主要考察中国制造业企业, 剔除了二位数行业代码为 6-11 的“采掘业”和 44-46 的“电力、燃气和水的生产和供应业”对应的企业样本。^① 本文主要考察民营、国有和外资三类典型所有制结构企业, 因此, 本文以实收资本控股将企业分为国有企业、集体企业、民营

^①此外, 本文还参照 Upward 等 (2010) 的方法, 剔除了二位数行业代码为 16 的“烟草制造业”、42 的“工艺品及其他制造业”、43 的“废弃资源和废旧材料回收加工业”。

企业、法人企业、外资企业、港澳台企业,并剔除集体企业、法人企业和港澳台企业样本。

同时,为了剔除数据集中的异常观测值,参考聂辉华等(2012)的方法,本文剔除了满足下述任一条件的观测值:(1)关键变量如总资产、净资产、总负债、流动负债、实收资本、工业总产值、出口交货值为负的观测值;(2)不满足“规模以上”标准的观测值,即职工人数小于8人,工业销售额低于500万元,或者总资产低于500万元的观测值;(3)明显不符合会计原则的观测值,即累计折旧小于当期折旧、总资产小于固定资产、总资产小于固定资产净值、总资产小于流动资产、或者工业总产值小于出口交货值的观测值;(4)关键变量属于样本前后1%的极端值。

最终,样本涉及1998–2007年31个省份28个二分位行业845 980家企业的数据信息。

(二)融资约束对企业出口决策的影响——基准分析

1.模型设定及变量说明

可抵押资产的增加意味着企业融资约束的降低,企业更容易支付出口固定成本实现出口进入。为了检验融资约束对企业出口决策的这一直接效应(假说H1),本文采用的模型形式如下:

$$P(\text{Export}_{isdt} > 0) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Credit}_{isdt} + \alpha_2 \text{TFP}_{isdt} + X\beta + \gamma_s + \eta_d + \varphi_t + \varepsilon_{isdt} \quad (10)$$

同时,企业融资约束和生产率水平对出口决策的影响互为条件,为了对融资约束的这一间接效应进行考察(假说H2),我们进一步在方程(10)的基础上,加入融资约束变量与生产率变量的交叉项,将基准回归模型拓展为如下形式。

$$P(\text{Export}_{isdt} > 0) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Credit}_{isdt} + \alpha_2 \text{TFP}_{isdt} + \alpha_3 \text{Credit}_{isdt} \times \text{TFP}_{isdt} + X\beta + \gamma_s + \eta_d + \varphi_t + \varepsilon_{isdt} \quad (11)$$

在(10)式和(11)式中, $P(\text{Export}_{isdt} > 0)$ 表示的是第 s 个省份从事 d 产业的 i 企业在 t 年进入出口市场的可能性。当观测到的企业出口交货值为正时, P 值取1,反之为0。

融资约束变量 Credit 为本文的核心解释变量,本文主要利用企业财务数据进行构建。^①实际分析时,我们参考Berman和HeriCourt(2010)、Manova和Yu(2012)的研究,采用如下两个衡量融资约束的指标:(1)固定资产净值占总资产的比率,也称为有形资产比率,这一指标衡量了企业可抵押资产在总资产中所占的比重(固定资产/总资产);(2)总债务占固定资产净值的比率,这一指标衡量了企业的偿债能力。直观起见,本文将第二个指标取倒数(固定资产/总负债)。在本文中,融资约束指标的上升均意味着企业融资约束的降低。

企业生产率变量 TFP 为本文的另一个核心解释变量。对于企业层面生产率的衡量,本文采用LP(Levinsohn and Petrin, 2003)方法加以估算。LP方法以中间品投入作为不可观测的生产率冲击的代理变量,不仅能够控制生产决策同步性偏差和样本选择偏差,还可以更为充分地利用样本信息。

X 是一组影响企业出口决策行为的控制变量,具体说明如下:

(1)企业所有制哑变量:包括国有企业和外资企业两个哑变量(以民营企业为基准),反映不同所有制结构企业在出口决策方面的差异。本文根据实收资本占比来衡量企业的所有制结构^②,

①感谢匿名审稿人的建设性意见。实证研究中,采用企业财务数据构建融资约束指标的方法较为常用,这些指标直观地反映了公司的财务健康状况,是影响企业获取外部融资的重要因素。本文采用财务指标衡量融资约束,并通过交叉项,逐步探究企业自身财务状况、外部金融市场发展水平和所有制结构对企业获取外部融资能力的共同影响。

②当国有、民营和外资资本的占比超过50%时,我们将相应企业分别定义为国有企业、民营企业 and 外资企业。

更好地反映了生产经营过程中企业真实控股情况变化带来的所有制变更,而且避免了企业虚报注册类型的偏误(聂辉华等,2012)。

(2)企业人力资本:采用应付工资总额与企业职工人数比率来衡量。职工平均工资作为衡量员工人力资本的代理变量,其逻辑是平均工资较高的企业通常能够吸引具有更强个人能力和生产技能的员工(赵伟等,2011;阳佳余,2012)。一般而言,员工人力资本越高,企业出口可能性越大,预计其系数为正。

(3)要素比率:采用固定资产净值/企业职工人数来衡量,反映企业要素投入的组合对出口行为的影响。一般认为,当前中国出口比较优势在于丰富而廉价的劳动力,预计要素比率的系数为负(刘志彪、张杰,2009;阳佳余,2012)。

(4)实际税率水平:采用应交增值税/商品销售收入来衡量,反映税收负担对于企业出口决策的影响。一般而言,税负越高,企业生产经营成本越高,参与出口的可能性越小,预期其系数为负(阳佳余,2012)。

(5)是否生产新产品虚拟变量:企业当年新产品产值大于 0 时,变量取值为 1,否则为 0。通常而言,新产品的生产和销售代表着生产技术的改进,此时企业参与出口的可能性相对较大,预期其系数为正(赵伟等,2011)。

(6)企业规模:采用企业总资产来衡量。如果存在规模经济现象,则规模越大的企业生产经营成本越低,支付出口沉没成本的能力越强,预期企业规模的系数为正;如果不存在明显的规模经济,则预期企业规模的系数不显著甚至为负(赵伟等,2011,孙灵燕、李荣林,2011)。

(7)企业成立年限:衡量了企业的运营时间,由当年年份减去企业成立年份得出。成立年限较久的企业往往更容易参与出口,因此预期其系数为正(赵伟等,2011;阳佳余,2012)。

除去上述变量外,实际估计时,模型还包含了全部的省份、行业和年份虚拟变量,以控制无法观测的省份、行业和年份固定效应($\gamma_s, \eta_d, \varphi_t$),这些效应可能包括省级的出口政策、行业的外部市场依赖程度以及特殊年份的经济波动因素等。此外,考虑到可能存在的内生性问题,本文在模型估计时,参考 Berman 和 Hericourt(2010)的研究,所有解释变量均以滞后一期的形式进入回归方程。样本变量的描述统计见表 1。

表 1 样本变量描述统计^①

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
企业人力资本	386 434	2.310	0.628	0.0984	4.225
要素比率	385 654	3.630	1.147	0	6.552
实际税率水平	351 743	-3.610	0.981	-7.523	-1.847
是否生产新产品	394 631	0.125	0.331	0	1
企业规模	386 358	9.733	1.329	6.908	13.748
企业成立年限	386 614	10.594	11.519	0	49
企业生产率	378 773	1.846	0.166	1.230	-0.126
固定资产/总资产	386 351	-1.313	0.774	-4.468	-0.126
固定资产/总负债	383 914	-0.678	1.083	-4.785	2.886

资料来源:作者由本文数据集计算得到。

^①与回归分析相对应,描述统计中,企业人力资本、要素比率、实际税率水平、企业规模、企业生产率、固定资产/总资产、固定资产/总负债取对数,所有变量均取滞后一阶值。

2. 结果及讨论

采用 Logit 方法对(10)式和(11)式进行估计,回归分析的结果见表2。第(1)列给出的是不含融资约束变量的回归结果,第(2)–(3)列给出的是采用不同融资约束指标考察融资约束的直接效应的回归结果,第(4)–(5)列给出的是进一步考察了融资约束的间接效应的回归结果。

表 2 融资约束对企业出口决策的影响:直接和间接效应

解释变量	被解释变量:企业是否参与出口				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
国有企业	-0.0417 *** (0.00302)	-0.0488 *** (0.00297)	-0.0429 *** (0.00306)	-0.0488 *** (0.00297)	-0.0430 *** (0.00306)
外资企业	0.314 *** (0.00546)	0.314 *** (0.00552)	0.300 *** (0.00545)	0.314 *** (0.00552)	0.300 *** (0.00545)
企业人力资本	0.0347 *** (0.00169)	0.0592 *** (0.00178)	0.0452 *** (0.00175)	0.0592 *** (0.00178)	0.0451 *** (0.00175)
要素比率	-0.0351 *** (0.000873)	-0.0824 *** (0.00137)	-0.0588 *** (0.00117)	-0.0823 *** (0.00137)	-0.0587 *** (0.00117)
实际税率水平	-0.0200 *** (0.000798)	-0.0234 *** (0.000809)	-0.0226 *** (0.000813)	-0.0234 *** (0.000809)	-0.0227 *** (0.000813)
是否生产新产品	0.161 *** (0.00368)	0.157 *** (0.00368)	0.157 *** (0.00369)	0.157 *** (0.00368)	0.157 *** (0.00369)
企业规模	0.0622 *** (0.000970)	0.0836 *** (0.00110)	0.0754 *** (0.00107)	0.0835 *** (0.00110)	0.0754 *** (0.00107)
企业成立年限	0.000848 *** (9.87e-05)	0.000325 *** (9.94e-05)	0.000731 *** (9.97e-05)	0.000326 *** (9.94e-05)	0.000729 *** (9.97e-05)
企业生产率	0.0651 *** (0.00642)	0.0231 *** (0.00660)	0.0269 *** (0.00659)	0.0403 *** (0.0109)	0.0392 *** (0.00733)
固定资产/总资产		0.0786 *** (0.00166)		0.0540 *** (0.0123)	
固定资产/总负债			0.0327 *** (0.000978)		0.000749 (0.00828)
生产率×固定资产/ 总资产				0.0130 ** (0.00650)	
全要素生产率× 固定资产/总负债					0.0170 *** (0.00441)
观测值	350 856	347 003	344 865	347 003	344 865
R ²	0.202	0.215	0.207	0.215	0.207
固定效应	控制年份、省份和行业				

注:(1)系数为均值处的边际效应(虚拟变量“国有企业”、“外资企业”、“是否生产新产品”除外);(2)除“国有企业”、“外资企业”、“是否生产新产品”和“企业成立年限”变量外,其余变量取自然对数后进入回归方程;(3)括号内为异方差稳健标准误;(4)显著性:**表示5%,***表示1%;(5)截距项未报告。

从表2可以看出,在所有的回归方程中,企业生产率变量的系数均为正值,并且在统计上非常显著,说明在我国企业出口市场进入的过程中,无论是否考虑企业的融资约束状况,企业生产率都是影响企业海外市场进入的重要因素。这一点,无疑是与异质性理论框架下出口企业的“自选择效应”相对应的。与此同时,在融资约束变量引入后,企业生产率变量的系数大小有所下降,说明在考虑企业的融资约束状况以后,企业生产率对企业出口市场进入的相对重要性有所降低。

重点考察融资约束变量的系数和统计显著性,我们发现,在第(2)-(3)列中,无论以何种指标来衡量企业的融资约束状况,融资约束变量的符号都在统计上显著为正,这说明随着企业融资约束的降低,企业可以更好地解决生产过程中的资金来源问题,出口进入成本的支付也更为容易,结果便是企业进入出口市场的可能性随着企业融资状况的改善显著增加。这一点,无疑是对我们之前假说 H1 的验证。

与此同时,我们还可以发现,在第(4)-(5)列中,当我们进一步引入企业生产率与融资约束变量的交叉项以后,回归分析的结论更为丰富。在所有的回归方程中,交叉项变量在统计上均显著为正,一方面,这说明当企业面临的融资约束得到缓解时,企业生产率提升对出口进入的促进作用有所提高;另一方面,也说明当企业生产率较高时,融资约束降低对企业出口进入的促进作用也会更为明显。因此,从这个角度来说,企业生产率和融资约束对企业出口市场进入决策的影响存在着交互效应。也就是说,融资约束降低对企业出口市场进入的积极影响依赖于一定的企业生产率水平,而生产率提升下“自选择效应”的发挥也离不开企业融资约束的降低。从一定意义上说,企业出口进入中有所谓“木桶效应”的存在,当企业融资约束较低时,生产率是影响企业出口决策的“短板”,出口的“自选择效应”得以发挥;而当企业面临较为严厉的融资约束时,融资约束成为影响企业出口决策的“短板”,此时融资约束的降低不但会直接促进企业的出口进入,还会间接放大生产率对出口进入的促进作用,在一定程度上消除生产率与出口进入之间的脱节现象。

最后,对于控制变量而言,所有控制变量的系数都在 1% 的统计显著性水平上显著,经济学意义也符合预期,说明了我们控制变量选取的有效性。具体来说,国有企业、实际税率水平和要素比率的系数在统计上显著为负,而其余控制变量的系数在统计上显著为正。这说明,相对于民营企业而言,国有企业的出口倾向较低,而外资企业的出口倾向则较高。同时,伴随着企业人力资本水平的提升以及企业税负的下降,企业的出口可能性也在显著提高。要素比率的系数显著为负,则与我国当前出口的产品主要是劳动密集型产品相对应。此外,当企业规模较大、成立时间较长以及有新产品生产时,企业能够相对容易的进入海外市场。需要提及的是,这三个变量在一定程度上也是反映企业融资约束的衡量指标(阳佳余, 2012),因此其回归系数显著为正也为企业融资约束降低对企业出口决策的正向影响提供了更多的支撑。

(三) 考虑外部金融市场时融资约束对企业出口决策的影响

在上文的分析中,我们重点是从企业层面的财务状况进行考察,而没有考虑企业所处的外部金融环境。如前所述,在考虑外部金融市场时,外部金融市场的发展程度和企业内部的财务状况共同决定了企业能够获取的外部融资的数量,并继而对企业出口决策产生影响。为了对这一机制进行考察(假说 H3),我们在回归方程(11)的基础上引入了金融发展的交叉项变量,以进一步考察在存在外部金融市场时,企业融资约束状况对出口决策的影响。回归方程的形式如(12)式:

$$P(\text{Export}_{isdt} > 0) = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Credit}_{isdt} + \alpha_2 \text{TFP}_{isdt} + \alpha_3 \text{Credit}_{isdt} \times \text{TFP}_{isdt} + \alpha_4 \text{FD}_{st} \times \text{Credit}_{isdt} + \alpha_5 \text{FD}_{st} \times \text{Credit}_{isdt} \times \text{TFP}_{isdt} + X\beta + \gamma_s + \eta_d + \varphi_t + \varepsilon_{isdt} \quad (12)$$

(12)式中:融资约束变量、企业生产率变量和控制变量的选取与前文保持一致。 FD_{st} 表示的是第 s 个省份第 t 年的金融市场发展水平。对于地区金融市场发育程度的衡量,我们主要采用两个指标:(1)地区贷款占地区国内生产总值的比重。我们借鉴卢锋和姚洋(2004),以各地区全部金融机构贷款总额占 GDP 的比例作为一个窄的衡量指标。(2)外商直接投资流入

量占地区国内生产总值的比重。由于中国的金融改革相对滞后,除了国内金融市场以外,外来资本也是国内企业重要的融资源泉。外来资本的流入对国内金融市场形成了一定的替代作用,可以有效缓解企业发展的融资约束问题(黄玖立、冼国明,2010;孟夏、陈磊,2012)。因此,FDI 流入量虽然并不直接衡量我国地区金融市场的发育水平,但却是企业外部融资环境的较好的衡量指标。对(12)式采用 Logit 模型估计的结果见表 3。^①

表 3 金融市场的作用

金融发展变量	解释变量	融资约束变量			
		固定资产/总资产		固定资产/总负债	
银行贷款/GDP	企业生产率	0.0230 *** (0.00659)	0.0441 *** (0.0109)	0.0274 *** (0.00659)	0.0433 *** (0.00739)
	融资约束	0.0777 *** (0.00165)	0.0475 *** (0.0123)	0.0328 *** (0.000983)	-0.00709 (0.00838)
	金融发展×融资约束	0.0382 *** (0.00316)		0.0307 *** (0.00264)	
	企业生产率×融资约束		0.0160 ** (0.00650)		0.0213 *** (0.00447)
	金融发展×企业生产率×融资约束		0.0197 *** (0.00166)		0.0167 *** (0.00141)
	观测值	347 003	347 003	344 865	344 865
	R ²	0.215	0.215	0.208	0.208
FDI 流入量/GDP	企业生产率	0.0229 *** (0.00659)	0.0391 *** (0.0109)	0.0273 *** (0.00658)	0.0396 *** (0.00735)
	融资约束	0.107 *** (0.00437)	0.0546 *** (0.0123)	0.0525 *** (0.00343)	0.000699 (0.00830)
	金融发展×融资约束	0.00839 *** (0.00121)		0.00587 *** (0.000964)	
	企业生产率×融资约束		0.0264 *** (0.00684)		0.0275 *** (0.00478)
	金融发展×企业生产率×融资约束		0.00412 *** (0.000635)		0.00308 *** (0.000514)
	观测值	347 003	347 003	344 865	344 865
	R ²	0.215	0.215	0.207	0.207
固定效应	控制年份、省份和行业				
控制变量	人力资本、要素比率、实际税率水平、是否生产新产品、企业规模、企业成立年限				

注:(1)系数为均值处的边际效应(虚拟变量“国有企业”、“外资企业”、“是否生产新产品”除外);(2)除“国有企业”、“外资企业”、“是否生产新产品”和“企业成立年限”变量外,其余变量取自然对数后进入回归方程;(3)括号内为异方差稳健标准误;(4)显著性:**表示 5%,***表示 1%;(5)截距项未报告。

重点关注含有金融发展变量的交叉项变量的系数符号和统计显著性水平,我们可以发现,在以地区信贷水平表征地区金融发展程度的所有回归方程中,无论以何种指标衡量企业的融资约束状况,金融发展与融资约束变量的交叉项,以及金融发展、企业生产率和企业融资约束变量的交叉项,其系数都在统计上显著为正。这说明伴随着金融市场发育程度的提

①表 3、4 中,限于篇幅,我们只给出了核心解释变量的回归结果,其他的分析结果读者可向作者索取。

高,无论是融资约束降低对企业出口市场进入的直接促进作用,还是交互效应下融资约束状况改善的间接效应——减弱企业生产率和出口状态之间脱节状态——都有所增强。

Berman 和 Hericourt (2010) 同样发现了这一现象,对于其中的缘由,他们认为当金融发展水平较低时,无论企业自身的融资约束状况如何,企业都难以在外部金融市场上获得外部融资,此时融资约束对出口决策的影响也就相对较小。事实上,从金融市场的“加速器效应”出发,由于较高的金融市场发育程度意味着较高的金融市场杠杆率,伴随着金融发展水平的提高,企业能够凭借相同的可抵押资产获取更多的外部融资,因此融资约束对出口决策的影响也随之增大。这样一种金融市场的“加速器效应”,无论对于融资约束对出口决策的直接效应还是间接效应都是适用的。

同时,在表3中,当以FDI流入量占地区国内生产总值的比重来衡量企业的外部融资环境时,我们发现回归分析的结果与采用信贷水平衡量地区金融发展程度的回归结果一致,FDI流入量的增加也进一步放大了融资约束对企业市场进入决策的影响。这在印证我们回归分析结果稳健性的同时,也在一定程度上说明了FDI对中国金融市场发展不足的替代效应。

(四) 实证分析的进一步拓展:企业所有制结构的影响

大量研究表明,不同所有制结构的企业在融资约束状况和出口决策行为上存在明显差异。一方面,由于外资企业可以从国外母公司获得融资支持以弥补外部金融市场发展的不足,外资企业通常被认为具有较低水平的融资约束(Desai et al., 2005),这种“出口平台”的功能也使得其出口进入成本相对较低(Lu et al., 2010)。另一方面,在“选择性压抑”的金融环境下,金融资源大多向低效的国有企业倾斜(黄玖立、冼国明, 2010),民营企业尽管收益和企业成长状况都要优于国有企业,但在外部融资上仍然存在更多的限制。因此,较之于国有企业和外资企业,民营企业往往面临更为严重的融资约束问题。因此,我们在上文研究的基础上,进一步就不同所有制类型的企业,融资约束对出口决策影响的异质性进行比较分析,回归方程的形式如(13)式:

$$P(Export_{isdt} > 0) = \alpha_0 + \alpha_1 Credit_{isdt} + \alpha_2 TFP_{isdt} + \alpha_3 Credit_{isdt} \times TFP_{isdt} + \delta_1 SOE \times Credit_{isdt} + \delta_2 SOE \times TFP_{isdt} + \delta_3 SOE \times Credit_{isdt} \times TFP_{isdt} + \theta_1 Foreign \times Credit_{isdt} + \theta_2 Foreign \times TFP_{isdt} + \theta_3 Foreign \times Credit_{isdt} \times TFP_{isdt} + X\beta + \gamma_s + \eta_d + \varphi_t + \varepsilon_{isdt} \quad (13)$$

(13)式中: SOE 和 $Foreign$ 分别为国有企业和外资企业虚拟变量,当企业分别为国有企业和外资企业时,取值为1,反之为0。其余变量的选取与上文相同,针对(13)式的回归分析结果见表4。

结合表4,我们可以得出以下结论。

首先,除去不同所有制企业在出口进入倾向上的不同以外,企业生产率水平变化对企业出口进入的效应也有所差异。在所有的回归方程中,企业生产率和国有企业虚拟变量的交叉项系数都显著为正,而企业生产率和外资企业虚拟变量的交叉项系数都显著为负,这说明,相对于民营企业而言,生产率提高对国有企业出口进入的促进作用最为明显,而外资企业生产率水平的提高对出口进入的决策影响最小。其中的原因可能在于:一方面,相对于民营企业而言,国有企业出口进入的“短板”不再是企业融资约束状况而是生产率水平,此时生产率水平的提升可以更为有效地提高国有企业出口进入的可能性。另一方面,对于外资企业而言,由于其出口进入成本相对较低,出口市场进入的生产率门槛相应降低,生产率对出口市场进入的决定作用也便有所减弱。

其次,就融资约束对企业出口市场进入的效应而言,由于国有企业及企业生产率与融资约束变量的交叉项的系数在统计上并不显著,而外资企业及企业生产率与融资约束变量的交叉项的系数在不同的回归方程中符号一致但显著性不同,说明并没有明显的证据表明不同所有制类型的企业在市场进入的交互效应上存在差异。不同所有制类型企业的差异主要体现为融资约束对出口市场进入的直接影响的差异。虽然国有企业变量与融资约束变量交叉项的系数在统计上并不显著,外资企业变量与融资约束变量交叉项的系数在统计上却显著为正,说明相对于国内企业而言,融资约束降低对外资企业出口市场进入的促进作用更为明显。直观而言,这一结论与民营企业面临相对更大的融资约束状况是不相一致的。可能的原因在于,虽然在融资约束成为市场进入“短板”的前提条件下,企业融资约束状况的改善可以有效的解决出口市场进入不足的问题。但在企业的融资约束状况过于严厉的情况下,小幅度的融资条件改善可能仍然无法保证企业获得足够的国外市场进入的资金支持,表现形式便是融资约束状况变化对民营企业出口决策影响的减弱。

表 4 企业所有制结构的影响

解释变量	融资约束变量				
	固定资产/总资产			固定资产/总负债	
国有企业	-0.195 *** (0.00918)	-0.178 *** (0.0102)	-0.182 *** (0.0183)	-0.187 *** (0.00983)	-0.190 *** (0.0121)
外资企业	0.585 *** (0.0454)	0.575 *** (0.0473)	0.738 *** (0.0556)	0.552 *** (0.0484)	0.596 *** (0.0502)
企业生产率	0.0487 *** (0.00735)	0.0120 (0.00756)	0.0192 (0.0128)	0.0147 * (0.00753)	0.0274 *** (0.00847)
国有企业×企业生产率	0.163 *** (0.0157)	0.129 *** (0.0157)	0.137 *** (0.0295)	0.150 *** (0.0157)	0.155 *** (0.0199)
外资企业×企业生产率	-0.0797 *** (0.0152)	-0.0603 *** (0.0155)	-0.126 *** (0.0293)	-0.0661 *** (0.0155)	-0.0809 *** (0.0173)
融资约束		0.0740 *** (0.00174)	0.0642 *** (0.0144)	0.0273 *** (0.00103)	-0.00249 (0.00938)
国有企业×融资约束		-0.00393 (0.00377)	-0.0171 (0.0371)	0.00452 (0.00278)	-0.00939 (0.0271)
外资企业×融资约束		0.0217 *** (0.00310)	0.116 *** (0.0350)	0.0237 *** (0.00221)	0.0622 ** (0.0250)
企业生产率×融资约束			0.00526 (0.00760)		0.0159 *** (0.00500)
国有企业×企业生产率×融资约束			0.00714 (0.0198)		0.00767 (0.0146)
外资企业×企业生产率×融资约束			-0.0492 *** (0.0182)		-0.0205 (0.0130)
观测值	350856	347 003	347 003	344 865	344 865
R ²	0.203	0.215	0.215	0.208	0.208
固定效应	控制年份、省份、行业				
控制变量	人力资本、要素比率、实际税率水平、是否生产新产品、企业规模、企业成立年限				

注:(1)系数为均值处的边际效应(虚拟变量“国有企业”、“外资企业”、“是否生产新产品”除外);(2)除“国有企业”、“外资企业”、“是否生产新产品”和“企业成立年限”变量外,其余变量取自然对数后进入回归方程;(3)括号内为异方差稳健标准误;(4)显著性:**表示 5%,***表示 1%;(5)截距项未报告。

四、结论

本文主要就融资约束状况对企业出口市场进入决策的影响进行考察,综合以上分析,本文的主要结论在于以下几个方面。

1.企业融资约束的降低不但会直接提高企业进入新的出口市场的可能性,还会通过放大企业的“自选择效应”,间接地提高生产率对出口市场进入的促进效应。同时,企业生产率与企业的融资约束互为条件,共同影响着企业的出口进入决策。

2.企业所处的外部融资环境会进一步改变企业自身融资状况对出口决策的影响。无论是外部金融市场的发育程度,还是外商直接投资的流入,都会进一步放大企业融资条件变化对出口市场进入决策的影响,这一点,无论对于融资约束对出口决策的直接效应还是交互效应下的间接影响都是适用的。

3.不同所有制类型的企业不但在出口市场的进入倾向上存在差异,同时,对于不同所有制结构的企业而言,无论是生产率提高对出口市场进入的促进效应,还是融资约束状况改善对出口市场进入的积极影响,都存在一定程度的差异。国有企业是受企业生产率变化影响最为显著的企业类型,而外资企业的出口市场进入决策则相对更多的依赖企业的融资约束条件。

基于以上结论,本文认为,在未来出口激励政策的选择中,出口企业特别是中小企业融资环境的改善应是重要的努力方向。我国应积极推进金融体系改革,提高金融系统的整体运行效率,在为企业特别是中小企业的融资提供必要支持的同时,也从根本上改善企业的外部融资环境。同时,考虑到外资企业在缓解国内企业资金约束方面的作用,我国应在推进国内金融体系改革的同时,进一步完善地区经济条件,持续吸引优质外资企业流入,发挥外资企业在我国对外出口和国民经济发展中的积极作用。

参考文献:

- 1.黄玖立、冼国明,2010:《金融发展、FDI与中国地区的制造业出口》,《管理世界》第7期。
- 2.刘志彪、张杰,2009:《我国本土制造业企业出口决定因素的实证分析》,《经济研究》第8期。
- 3.卢锋、姚洋,2004:《金融压抑下的法制、金融发展和经济增长》,《中国社会科学》第1期。
- 4.孟夏、陈磊,2012:《金融发展、FDI与中国制造业出口绩效——基于新新贸易理论的实证分析》,《经济评论》第1期。
- 5.聂辉华、江艇、杨汝岱,2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 6.孙灵燕、李荣林,2011:《融资约束限制中国企业出口参与吗?》,《经济学(季刊)》第1期。
- 7.阳佳余,2012:《融资约束与企业出口行为:基于工业企业数据的经验研究》,《经济学(季刊)》第4期。
- 8.张杰、李勇、刘志彪,2008:《出口与中国本土企业生产率——基于江苏制造业企业的实证分析》,《管理世界》第11期。
- 9.赵伟、赵金亮、韩媛媛,2011:《异质性、沉没成本与中国企业出口决定:来自中国微观企业的经验数据》,《世界经济》第4期。
- 10.Aghion, P., P. Howitt, and D. Mayer-Foulkes. 2004. "The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence." NBER Working Paper 10358.
- 11.Almeida, H., and M. Campello. 2007. "Financial Constraints, Asset Tangibility, and Corporate Investment." NBER Working Paper 12087.
- 12.Berman, N., and J. Hericourt. 2010. "Financial Factors and the Margins of Trade: Evidence from Cross-Country Firm-Level Data." *Journal of Development Economics* 93(2): 206-217.
- 13.Bernard, A. B., and J. B. Jensen. 2004. "Why Some Firms Export?" *The Review of Economics and Statistics* 86(2): 561-569.
- 14.Chaney, T. 2005. "Liquidity Constrained Exporters." Mimeo, University of Chicago.

15. Clerides, S. K., S. Lach, and J. R. Tybout. 1998. "Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico, and Morocco." *The Quarterly Journal of Economics* 113(3): 903-947.
16. Desai, M. A., C. F. Foley, and J. R. Hines. 2005. "A Multinational Perspective on Capital Structure Choice and Internal Capital Markets." *Journal of Finance* 59(6): 2451-2487.
17. Freenstra, R. C., Z. Li, and M. Yu. 2011. "Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China." NBER Working Paper 16940.
18. Levinsohn, J., and A. Petrin. 2003. "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables." *Review of Economic Studies* 70(2): 317-341.
19. Li, Z. Y., and M. J. Yu. 2009. "Exports, Productivity, and Credit Constraints: A Firm-Level Empirical Investigation of China." SSRN 1461399. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1461399.
20. Lu, J., Y. Lu, and Z. Tao. 2010. "Exporting Behavior of Foreign Affiliates: Theory and Evidence." *Journal of International Economics* 81(2): 197-205.
21. Manova, K. 2008. "Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade." NBER Working Paper 14531.
22. Manova, K., S. J. Wei, and Z. Zhang. 2009. "Firm Exports and Multinational Activity under Credit Constraints." NBER Working Paper 16905.
23. Manova, K., and Z. Yu. 2012. "Firms and Credit Constraints along the Value-Added Chain: Processing Trade in China." NBER Working Paper 16905.
24. Melitz, M. J. 2003. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica* 71(6): 1695-1725.
25. Melitz, M. J., and G. I. P. Ottaviano. 2008. "Market Size, Trade, and Productivity." *Review of Economic Studies* 75(1): 295-316.
26. Minetti, R., and S. C. Zhu. 2011. "Credit Constraints and Firm Exports: Microeconomic Evidence from Italy." *Journal of International Economics* 83(2): 109-125.
27. Muuls, M. 2008. "Exporters and Credit Constraints: A Firm-Level Approach." National Bank of Belgium Working Paper 139.
28. Tybout, J. R. 2001. "Plant- and Firm-Level Evidence on 'New' Trade Theories." NBER Working Paper 8418.
29. Upward, R., Z. Wang, and J. Zheng. 2010. "Weighing China's Export Basket: An Account of Chinese Export Boom, 2000-2007." The University of Nottingham, China and the World Economy Research Paper 14.
30. Yeaple, S. R. 2005. "A Simple Model of Firm Heterogeneity, International Trade, and Wages." *Journal of International Economics* 65(1): 1-20.

How Do Financial Constraints Affect Firm's Decisions to Export?

Xu Rong¹ and Zhao Yong²

(1: School of Economics and Management, Tsinghua University; 2: School of Economics, National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China)

Abstract: This paper investigates the effects of financial constraints on firm's decision to export. Based on a heterogeneous-firms trade model with financial constraints, we employ the firm-level data from Chinese Industrial Enterprises Database to study the mechanism through which financial constraints affect firm's decision to export. The results show that a better financial condition could not only facilitate new market entry, but also augment the positive impacts of productivity on the choice to participate in the export market by interacting positively with productivity. Furthermore, the results also suggest that the effects of the firm's financial conditions on export decision tend to be larger in more developed financial markets. Finally, there are significant differences in the probability of market entry and the impacts of financial conditions on the choice of export participation in different ownerships of firms.

Keywords: Financial Constraints, Export Decisions, Productivity

JEL Classification: F140, F120, G100

(责任编辑:赵锐、彭爽)