

生产率、信贷约束与企业出口:基于中国企业层面的分析*

李志远 余淼杰

内容提要: Melitz (2003) 提出的异质性企业贸易模型讨论了企业的生产率对其出口决策的影响。通过在 Melitz 一般均衡模型中引入信贷约束, 本文进一步研究了企业的信贷约束如何同生产率一起影响着它的出口决策。本文发现, 给定其他条件不变, 在以下情况下企业更容易进入出口市场: (1) 项目成功率高使得企业更容易获得来自金融中介的外部融资; (2) 外商投资企业享有较小信贷约束。用中国制造业的企业数据检测理论假设, 发现了有力的证据支持本文的模型预测结果。

关键词: 信贷约束 异质企业 生产率 出口

一、引言

异质性企业出口行为的一个普遍被接受的解释认为, 生产率高的企业利润高, 从而有能力承担进入出口市场的固定成本 (Melitz, 2003)。该解释没有考虑企业在流动性和外部融资渠道上可能的金融摩擦。当存在金融摩擦时, 企业将面对不同的信贷约束, 这种信贷约束又将影响它们为市场进入的固定成本融资的能力。此外, 外商直接投资有可能节省市场进入的固定成本, 从而降低信贷约束。本文将回答以下两个问题: 企业的信贷约束如何影响它们的出口行为? 不同类型的企业的信贷约束是否不同?

为解决以上问题, 本文利用 Melitz (2003) 的一般均衡模型分析企业的外部融资能力对出口的影响。我们的理论模型预测: 企业的出口项目成功率不同, 导致其从金融中介获得外部融资的能力不同。其次, 不同类型的企业面对的信贷约束程度也不同。

本文对金融与贸易关系的研究领域有一定的贡献。目前这一领域主要的研究包括 Qiu (1999)、Chaney (2005)、Feenstra et al. (2013)、Manova (2008)、Muûls (2008) 和 Buch et al. (2008)。受 Melitz 的启发, Chaney (2005) 第一次将流动性约束引入异质企业模型, 并预测流动性高的企业所受信贷约束小, 因此更容易进入出口市场。作为这一领域的早期研究, Chaney (2005) 只从理论上关注了企业内部资金对出口的影响。随后, Manova (2008) 进一步在企业异质性的框架下, 考察了金融契约和有形资产对贸易的影响。她发现金融发达国家更容易进行双边出口并进行大宗货物交易。Feenstra et al. (2013) 则发现, 出口企业所面临的信贷约束与其出口比重正相关, 而且多用海运等耗时长的出口企业所面临的信贷约束更大。

此外, Muûls (2008) 将流动性和外部金融引入理论模型, 并以 Coface 信用保险公司所给出的信贷评级来衡量一个企业的信贷约束。Muûls 的理论模型继续沿用了 Manova (2008) 关于外部融资

* 李志远, 上海财经大学经济学院、数理经济学教育部重点实验室, 邮政编码: 200433, 电子信箱: zhyli@mail.shufe.edu.cn; 余淼杰 (通讯作者), 北京大学国家发展研究院中国经济研究中心, 邮政编码: 100871, 电子信箱: mju@ccer.pku.edu.cn。作者感谢 Robert Feenstra、Joaquim Silvestre、Deborah Swenson、Katheryn Russ、David Weinstein、Rod Tyers、姚洋和吴廷瑞的有益建议, 感谢西澳大利亚大学学术讲座的参与者以及第十一届 NBER-CCER 年会的参会者的建议。余淼杰感谢国家自然科学基金青年项目 (No. 71003010) 的资助。同时感谢张钧、徐晨馨同学出色的研究助理工作。李志远感谢国家自然科学基金项目 (No. 71203128) 及上海浦江人才计划项目 (No. 12PJC050) 的支持。作者感谢匿名审稿人提出的建设性意见, 当然, 文责自负。

成本相同的假设,即假定等额本金的偿还额对于所有企业都相同。另外,Buch et al.(2008)在局部均衡的框架下,引入企业借款成本的异质性,来研究信贷约束对出口的影响。这些研究都大大丰富了信贷约束对出口行为的影响和认知。

之前的研究假定除了各企业生产率和所需本金不同外,企业均是同质的。在该假定下,如果违约率相同,一旦给定本金,企业将支付相同的偿还额。本文的贡献在于引入了另外两个导致信贷约束异质的因素:一是项目特有的风险,在该风险的存在下,不同企业的借款能力将产生差异;另一个是企业的所有制类型,例如外商投资减小了企业对外部融资的依赖。这两个因素的加入使得模型更接近真实世界。本文的另一重要贡献为使用了最细分的中国企业数据来检测理论预测。相比较而言,之前关于信贷约束的研究很大一部分是限定在国家和部门层面上的讨论。

在过去的几年中,中国出口飞速发展,但是中国企业却面临着严重的信贷制约,本文的研究对于这一现象的阐释有着重要的意义。从2000年到2007年,中国的年均出口增长率为25%,然而根据1999—2000年的世界商业环境调查以及1999年和2002年的投资环境评估调查,中国是融资环境最差的国家之一(Claessens and Tzioumis 2006)。我们的研究结果显示,更好的外部融资环境将有力地拉动中国的出口。图1能够很好地证明这一点。从图1A中可以看到,中国企业层面的外国投资和出口正相关。而从图1B中可以看到,中国企业层面的利息支出与出口正相关。

本文余下部分的结构如下:第二部分构建模型,引入了企业在外部融资渠道上的异质性,并讨论了外部融资对企业出口的影响;第三部分具体介绍实证检验所用的计量方法和数据;第四部分讨论预测结果并进行稳健性测试;第五部分小结。

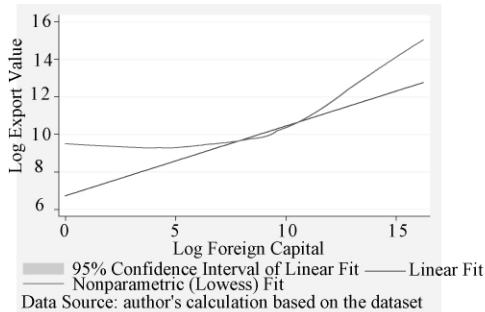


图1A:企业层面出口和外国投资(2006年)

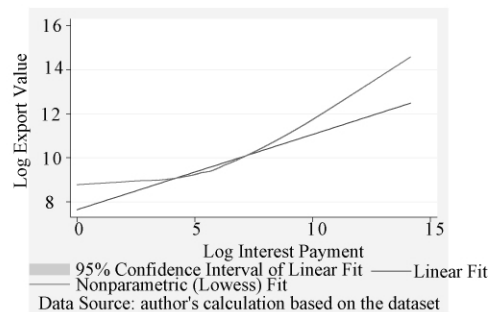


图1B:企业层面的出口和利息支出(2006年)

二、模型

(一) 国内需求和生产

假定经济体由两个国家构成:国内和国外(后文所涉及国外的变量都加星号*表示)。劳动力是唯一的生产投入要素,国内的人口数量为 L 。经济体中有两个部门。第一个部门生产自由贸易的同质商品,规模收益恒定: $q_0 = wl_0$,其中 l_0 是生产 q_0 单位产品所需的劳动力,因此该部门的劳动生产率决定了国内工资 w 。假定在这个部门,两个国家都进行生产,那么工资水平将由该部门的生产率决定。第二个部门生产Melitz(2003)所描述的连续差异性商品,每个企业提供一种商品并拥有该种商品的垄断地位。

和Melitz(2003)一样,消费者被赋予一单位的劳动力,并对不同商品的偏好替代弹性相同。代表性消费者的效用函数为典型的固定替代弹性(CES)函数:

$$U = q_0^{1-\mu} \left(\int_{w \in \Omega} q(w)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} dw \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma-1}\mu}$$

其中 ω 代表第二部门中每一种差异性产品, Ω 是可获得的消费集。

如同 Melitz(2003) 在这一典型 CES 偏好下, 差异性产品行业中的企业在国内生产的利润为:

$$\pi_d(x) = \frac{\mu}{\sigma} w L \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{w}{xP} \right)^{1-\sigma} - w C_d$$

其中 x 为企业的生产率, C_d 为国内生产的固定成本, 而 P 为国内差异性产业价格指数:

$$P = \left(\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

为了在国内市场生存, 企业必须有足够高的生产率才能盈利。我们用 \bar{x}_d 来表示利润为零时的临界生产率, 即 $\pi_d(\bar{x}_d) = 0$ 。由此可以得到临界企业生产率为:

$$\bar{x}_d = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{w}{P} \left(\frac{\sigma C_d}{\mu L} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (1)$$

(二) 出口决策

当企业想要出口时, 它可以用国内利润 π_d 中的一部分来支付预付固定成本 $w^* C_e$ 。此外, 企业还可以从金融中介机构融资。对于外商投资企业, 由于它们可以利用母公司在国外市场上建立的销售网络, 因此其进入出口市场所需支付的固定成本相对较低。为了简化模型, 我们假设母公司已经建立的国外分销网络为外商投资企业出口的固定成本节省金额为 $\delta_i w^* C_e$, 其中 $\delta_i (i = F, NF)$ 为可利用原有出口分销网络占固定成本的比例, F, NF 分别指外商投资企业和非外商投资企业。由于非外商投资企业没有原有分销网络, 我们假定 $\delta_F > \delta_{NF} = 0$ 。

当企业从金融中介借款时, 会有不同的借款成本。首先, 出口项目存在着一定的企业特有风险: $\lambda(x) \in [0, 1]$ 为项目成功率, 且是公共信息, 这里假定 $\lambda(x)$ 是生产率 x 的增函数。^① 同时, 企业需要支付给投资者一定的偿还额 $G_E(x)$ 以保证投资者盈亏平衡。项目的成功率决定了企业可以支付的最小偿还额。

为了避免项目失败给投资者带来的失败, 投资者会要求借款企业提供承兑抵押品。企业提供的抵押品与一定比例的国内固定成本价值相当, 为 twC_d , 其中 wC_d 是国内固定成本, t 是抵押品占固定成本的比例。如果项目成功, 企业将不会拖欠偿还额。如果项目失败, 投资者只能得到抵押品。

因此, 企业的出口问题为在以下四个约束条件下, 最大化期望出口利润:

$$\begin{aligned} E(\pi_E(x)) &= \lambda(x) \left(p_E(x) q_E(x) - \frac{q_E(x) \tau w}{x} - (1 - k_E) w^* C_E - G_E(x) \right) - (1 - \lambda(x)) twC_d \\ \text{s. t. } &\lambda(x) G_E(x) + (1 - \lambda(x)) twC_d = k_E w^* C_E \\ &p_E(x) q_E(x) - \frac{q_E(x) \tau w}{x} - (1 - k_E) w^* C_E \geq G_E(x) \\ &\frac{d\pi_d(x)}{w^* C_E} + \delta_i = 1 - k_E \\ &q_E(x) = \frac{\mu w^* L^* p_E(x)^{-\sigma}}{P^{*1-\sigma}} \end{aligned} \quad (2)$$

其中 τ 是“冰山”运输成本, $1 - k_E$ 是企业通过内部融资支付的固定成本部分。

第一个约束条件是投资者的盈亏平衡方程, 在投资者完全竞争的情况下, 投资者所获利润为零。第二个约束条件指项目成功, 企业必须有足够的净收入向投资者支付偿还额。值得注意的是,

^① 这里, 我们假设项目成功率是生产率的函数, 仅仅是为了简化模型。现实中, 成功率往往跟很多变量有关。

如果期望出口利润不小于零, 那么该约束不起作用。第三个约束条件规定了需要通过外部融资支付的固定成本的比例。企业可以用国内利润来支付一部分固定成本, 其余部分 $k_E w^* C_E$ 则必须通过外部融资来支付。最后一个约束条件是每种差异性产品的需求函数。

由此在期望利润最大化问题中, 我们引入了信贷约束。首先, 为了出口并获利, 企业必须获得足够的收入以保证有能力支付约定的偿还额。当偿还额足够大使得投资者可以获得盈亏平衡外的超额利润时, 那么它们将有足够的意愿去提供更多的贷款。如果一个企业生产率太低而没有足够的利润支付偿还额, 那么投资者将不愿提供足够的贷款。其次, 对于等额的偿还额, 投资者更愿意贷款给项目成功率高的企业, 因为他们更有可能偿还贷款。总之, 企业越容易获得外部融资, 它们越有可能进入出口市场。

投资者的盈亏方程决定了投资者要求的偿还额:

$$G_E(x) = twC_d + \frac{1}{\lambda(x)}(k_E w^* C_E - twC_d) \quad (3)$$

我们将方程(3)代入企业期望利润中, 得到:

$$E(\pi_E(x)) = \lambda(x) \left(p_E(x) q_E(x) - \frac{q_E(x) \tau w}{x} - w^* C_E \right) - (1 - \lambda(x)) k_E w^* C_E.$$

该等式右侧的第二项是信贷约束产生的额外费用。其大小取决于贷款额($k_E w^* C_E$)和项目成功的概率($\lambda(x)$)。这一等式说明只要企业需要向投资者贷款, 也就是说 $k_E > 0$, 那么他们必须有足够高的期望利润才能在出口市场上生存。由此, 企业将最大化如下目标函数:

$$\left(p_E(x) q_E(x) - \frac{q_E(x) \tau w}{x} - w^* C_E \right) - \left(\frac{1}{\lambda(x)} - 1 \right) ((1 - \delta_i) w^* C_E - d\pi_d(x)) \quad (4)$$

我们首先定义出口营业利润如下:

$$\pi_E(x) \equiv p_E(x) q_E(x) - \frac{q_E(x) \tau w}{x} - w^* C_E \quad (5)$$

求解期望利润最大化问题, 可以得到如下的最优解:

$$\pi_E(x) = \frac{r_E(x)}{\sigma} - w^* C_E = \frac{\mu}{\sigma} w^* L^* \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{\tau w}{x P^*} \right)^{1-\sigma} - w^* C_E$$

值得注意的是, 企业不一定会受到信贷约束。如果企业的生产率足够高使得它们有很大的国内利润, 或者来自母公司的分销网络使得企业只需分担很少部分固定成本, 企业则不受信贷约束。

当企业不受信贷约束时, 出口企业所需的最低生产率 \bar{x}_E 为方程 $\pi_E(\bar{x}_E) = 0$ 的解, 或者

$$\bar{x}_E^{\sigma-1} = \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{1}{P^*} \right)^{\sigma-1} \frac{\sigma}{\mu} \frac{1}{L^*} \frac{C_E}{(\tau w)^{1-\sigma}} \quad (6)$$

当企业受到信贷约束时, 必须为进入出口市场进行外部融资。在这些企业中, 只有拥有正的期望出口利润的企业最终可以进入出口市场。如果 $d \rightarrow 0$, 所有潜在的出口企业必须进行外部融资。企业获得外部融资的能力决定了它们是否能进行出口。条件期望利润大于等于零使得进入出口市场的临界生产率为:

$$\pi_E(\bar{x}_{CE}) - \left(\frac{1}{\lambda(\bar{x}_{CE})} - 1 \right) [(1 - \delta_i) w^* C_E - d\pi_d(\bar{x}_{CE})] = 0 \quad (7).$$

和方程(6)中不受信贷约束企业进入市场的临界生产率相比, 信贷约束实际上增加了这些“边缘”企业出口的固定成本并因此加大了它们进入出口市场的难度。对方程(7)求解可得受信贷约束企业的临界生产率为(过程可索取):

$$\bar{x}_{CE} = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \left(\frac{\sigma}{\mu} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left(\frac{(1 - \delta_i + \lambda(\bar{x}_{CE}) \delta_i) w^* C_E}{\lambda(\bar{x}_{CE})} + \left(\frac{1}{\lambda(\bar{x}_{CE})} - 1 \right) dwC_d \right)^{\frac{1}{\sigma-1}}$$

$$\left(w^* L^* \left(\frac{\tau w}{P^*} \right)^{1-\sigma} + \left(\frac{1}{\lambda(\bar{x}_{CE})} - 1 \right) dwL \left(\frac{w}{P} \right)^{1-\sigma} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (8)$$

在信贷约束下,生产率低于 \bar{x}_{CE} 的企业将无法从事出口,尽管这些企业在没有信贷约束下有足够高的生产率对外出口。

(三) 均衡

以上的临界生产率解依赖于内生的价格水平, P 和 P^* 。我们需要进一步求解以得到不依赖于内生变量 P 和 P^* 的临界生产率的解。我们通过两个步骤来进行。第一步,参照 Chaney (2005) 和 Muûls (2008),假定价格水平只依赖于国内企业的定价,即:

$$P \approx \left(\int_{x \geq \bar{x}_d} p_d(x)^{1-\sigma} L dF(x) \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

其中 L 是国内人口数量, $F(x)$ 是国内企业生产率的累积密度函数。这样价格水平即表达为临界生产率的一个函数。第二步,将此价格水平的表达式代入到临界生产率解的表达式(6)和(8)中,由此,得到方程左右两侧都包含临界生产率的表达式。这些表达式都是临界生产率的隐函数。求解隐函数,我们发现临界生产率是固定成本的函数。为表述方便,定义一个关于 \bar{x} 的隐函数表达式为 $h(\cdot)$, 即 \bar{x} 在如下隐函数中的显性求解结果为 $\bar{x} = h(C)$:

$$\bar{x}^{\sigma-1} = \left(\frac{\sigma}{\mu} \int_{x \geq \bar{x}} x^{\sigma-1} dF(x) \right) C \quad (9)$$

借助这一函数定义,可以很方便的将方程(1)、(6)和(8)的临界生产率求解出来:

$$\bar{x}_d = h(C_d) \quad \bar{x}_E = \left(\frac{C_E}{C_d^*} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \frac{\tau w}{w^*} h(C_d^*) \quad (10)$$

$$\bar{x}_{CE} = \left(\frac{(1 - \delta_i + \lambda(\bar{x}_{CE}) \delta_i) \frac{w^* C_E}{w} + (1 - \lambda(\bar{x}_{CE})) dC_d}{\tau^{1-\sigma} \left(\frac{w^*}{w} \right)^\sigma \lambda(\bar{x}_{CE}) C_d^* h^{1-\sigma}(C_d^*) + (1 - \lambda(\bar{x}_{CE})) dC_d h^{1-\sigma}(C_d)} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \quad (11)$$

从方程(11)可以看出 \bar{x}_{CE} 是 δ_i 的隐性减函数,表示为 $\bar{x}_{CE}(\delta_i)$ 。

从方程(10)和(11)可以看到,当 $\lambda = 1$ 时 $\bar{x}_{CE} = \bar{x}_E$ 。即如果企业出口项目没有任何风险,企业将不受信贷约束。当 $\lambda = 0$ 时,方程 $(1 - \delta_i) w^* C_E = d\pi_d(x)$ 的解为 $\bar{x}_{CE}(\delta_i)$, 记作 \bar{x}_{NEF} , 其中 NEF 代表无外部融资。当国内利润和企业需支付出口的固定成本相同时,企业相应的临界生产率为 \bar{x}_{NEF} , 即生产率超过 \bar{x}_{NEF} 的企业不需要任何外部融资。值得注意的是,正如在 Manova (2008) 中,当 $d \rightarrow 0$ 时, $\bar{x}_{NEF} \rightarrow \infty$ 。此时,所有企业都需要外部融资以实现出口。获得贷款的能力决定了企业出口能力。

当 $\lambda \in (0, 1)$, $\bar{x}_{CE}(\delta_i)$ 介于 \bar{x}_E 和 \bar{x}_{NEF} 之间。我们在以下命题中给出了潜在企业被迫退出出口市场的充分条件。

命题 1: 如果 x 在 $[0, \infty]$ 连续分布, 并且

$$\left((1 - \delta_i) \frac{w^* C_d^*}{dwC_d} + \frac{C_d^*}{C_E} \right)^{\frac{1}{\sigma-1}} \left(\frac{h(C_d)}{h(C_d^*)} \right) > \frac{\tau w}{w^*}$$

那么存在一个非空的企业集合, 集合中的企业受到信贷约束而被迫退出出口市场, 但是在没有信贷约束时它们却有足够的利润进行出口。

证明 将等式(11)和(10)代入不等式 $\bar{x}_E < \bar{x}_{CE}(\delta_i)$ 并令 $\lambda = 0$, 命题即得证。

命题 1 表明当企业国内利润中用于支付固定成本的比例接近零时 ($d \rightarrow 0$), 企业很难进入出口市场。这一点与现实很吻合, 因为企业也许并不会用国内利润中很大一部分为出口项目融资。图 2 说明了企业的出口行为。纵坐标是期望出口利润, 横坐标是生产率。如 Melitz (2003) 所述, 没有金融摩擦时, E_M 曲线是期望出口利润曲线。当企业不受信贷约束时, 生产率高于 \bar{x}_E 的企业将出口并盈利。但是, 如果有金融摩擦, 一部分企业会因为无法获得外部资金而放弃出口。曲线 E_F 和 E_{NF} 分别是外商投资企业和非外商投资企业的期望出口利润曲线。对于潜在的外商投资出口企业和潜在的非外商投资出口企业, 被迫退出出口市场的企业的生产率分别在区间 $[\bar{x}_E, \bar{x}_{CE}(\delta_F)]$, $[\bar{x}_E, \bar{x}_{CE}(\delta_{NF})]$ 。这些企业无法向投资者支付足够的偿还额, 因此不能获得额外的贷款, 最终将退出出口市场。相反, 生产率高于 $\bar{x}_{CE}(\delta_F)$ 的外商投资企业和生产率高于 $\bar{x}_{CE}(\delta_{NF})$ 的非外商投资企业则可以获得外部资金从而进入出口市场。生产率高于 \bar{x}_{NEF} 的企业可以用充足的国内利润支付固定成本而不用向投资者贷款。^①

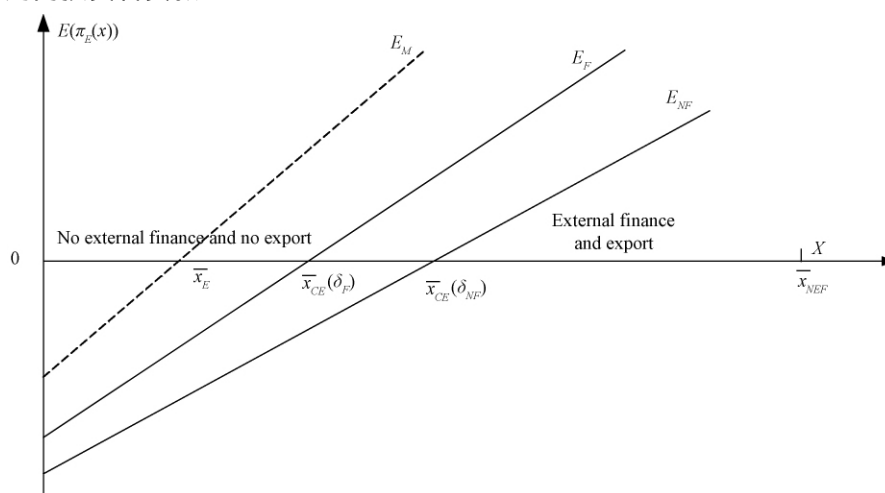


图 2 企业出口率、信贷约束和出口

因此, 我们的模型预测企业有不同的信贷约束。这些信贷约束取决于企业的国内利润。如 Chaney (2005) 所指出的, 它们影响着企业用内部流动性资产来支付出口固定成本的比例。除此以外, 仍存在着其他重要途径影响企业的信贷约束。

首先, 生产率高的企业更容易获得外部贷款。生产率高的企业期望出口收入高, 从而可以为相同的贷款本金支付更高的偿还额, 因此, 它们受到的信贷约束小。更重要的是, 高生产率可以保证高的项目成功率。因此, 给定贷款本金和偿还额, 投资者更容易实现盈亏平衡, 从而更愿意贷款给生产率高的企业。生产率低的企业则被迫退出出口市场。在此我们看到, 当金融摩擦存在时, 企业获得外部贷款的能力成为决定其是否能出口的关键因素。^②

其次, 模型表明企业类型影响着它所面临的信贷约束, 进而影响企业的出口决策。由于 $\bar{x}_{CE}(\delta_i)$ 是 δ_i 的减函数, 如果外商投资企业可以利用母公司的现有分销网络而需要进行较少的固定成本投资, 或者企业有其他的途径获得低成本贷款, 那么这些企业对金融中介提供的融资依赖小, 从而需要较低的生产率进入出口市场。归纳起来, 得到如下命题:

命题 2: 其他条件不变, 在以下两种情形下, 企业更容易进入出口市场: (1) 企业的项目成功率

① 正如上面指出的那样, 如果用于支付固定成本的国内利润足够小, 所有的出口企业将受到信贷约束。

② 当然, 现实中, 企业外部融资的能力还会受其他因素影响, 例如坏账、过期账户、商业风险及政治风险等。

高,从而更容易从金融中介获得贷款;(2)企业是外商投资企业或有除金融中介以外的其他资金来源。

三、数据及计量结果

(一) 计量模型

理论模型明确地预测了项目成功率高的企业更容易从金融中介获得贷款,从而更容易进入出口市场。换句话说,利息支出大的企业,往往表明了它们获得贷款的能力更强,从而出口得更多。此外,生产率高的企业出口得更多。考虑如下的模型:

$$\ln EX_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln IE_{it} + \beta_2 \ln TFP_{it-1} + \beta_3 FIE_i + \beta_4 FIE_i \ln IE_{it} + \beta_5 \ln Dprof_{it-1} + \theta X_{it} + \zeta_i + \vartheta_t + \varepsilon_{it}$$

其中, i 代指企业, t 为年份。 $\ln EX$ 、 $\ln IE$ 和 $\ln TFP$ 分别为企业出口、利息支出和TFP的对数值。 FIE_i 是一个虚拟变量,当企业是外商投资企业时,其值为1,否则为0。利息支出、TFP和外商投资企业状态都有助于出口。因此,系数 β_1 、 β_2 和 β_3 应为正。 FIE 和 $\ln IE$ 交叉项的系数刻画了不同利息支出对不同类型企业的影响,而外商投资企业对外部融资依赖较小,因此, β_4 应为负。

企业也可以用国内利润来为固定成本融资。为了刻画这一行为,我们在模型中加入了其国内利润的对数值($\ln Dprof$)。由于国内利润和生产率都是在企业做出出口决策前定下的,我们在模型(12)中同时引入了 $\ln TFP$ 和 $\ln Dprof$ 上一期的值。^①相反,当期利息支出影响着企业出口,因此,在模型中,使用它的当期现值。

此外, X 代指其他变量。特别地,通常认为国有企业对我国经济发挥着特殊的作用,虽然这一点没有正式地刻画在理论模型上,但在实证中为了阐明这一点,我们给国有企业设定一个虚拟变量以及它和利息支出的交叉项 $SOE_i \times \ln IE_{it}$ 。

最后,所有非特异变量都将计入误差项。误差项可以分解为以下三个部分:(1)个别企业的固定效应 ζ_i 来刻画时间不变因素;(2)特定年度的固定效应 ϑ_t 来刻画企业不变因素;(3)正态分布的特质效应 ε_{it} 来刻画其他非特异因素,其中 $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2)$ 。本文将主要关注信贷约束对出口的影响,所以 β_1 是我们的主要观察目标。

(二) 数据

本文所用的样本来自2000—2007年16万家制造企业的年度面板数据集。该数据由中国国家统计局根据每年的制造企业调查表格编撰而成。它包含了两种制造企业类型:(1)国有企业;(2)年收入500万元以上的非国有企业。数据集包括所有企业主要会计报表中所列的100个以上的金融变量。

本文依据Feenstra et al. (2013)的步骤对样本进行了处理。我们最终得到了一个包含1 294, 596个观察值的样本,占总样本比例为69.2%。^②数据中所有的名义量都以2000年的PPI作为平减指数进行了平减。

由于外商投资企业在我们的模型中有重要意义,我们引入外商投资企业虚拟变量以区分国内和国外企业。这里,先使用外商投资企业的广义分类(即包含外国和港澳台企业)^③。在后面的稳健性检验中,也使用了外商投资企业的狭义分类(即排除港澳台企业)。在之前的国企虚拟变量

① 这一设定的额外好处在于消除了出口和生产率可能的逆向因果关系。

② 当包括规模低于临界值的中小国企后,样本会增加到1 401 569,占原始数据集的73.8%。

③ 具体来讲,FIEs包括如下企业:外商合资公司(代码:310)、外商合营企业(320)、外商全资企业(330)、外商有限公司(340)、港澳台合资公司(210)、港澳台合营企业(220)、港澳台全资企业(230)、港澳台有限公司(340)。

中,为了避免小型国企的逆向选择问题,我们剔除了中小企业,即用“规模以上”国有企业作为回归样本。特别地,如企业以下指标低于500万元时,则这些企业将被剔除出样本:(1)企业销售额;(2)总资产价值;(3)固定成本价值。在稳健性测试中,则包括了所有的国有企业。这样,经过筛选的“规模以上”FIE企业为27万家,占总样本的21.1%。其中,不含港澳台企业的FIE企业有13万家,占“规模以上”企业的10.2%。余下的79%为国内企业,其中9.1%为国企,5.8%为“规模以上”国企。

在该样本中,有的企业出口,有的不出口。只有36万家企业出口盈利,占总“规模以上”企业的27.7%。但是67.3%的企业,即88万家企业利息支出为正。我们按两位数的标准行业分类SIC,在图1B中绘制了出口的对数值和利息支出的对数值的点图。可以清楚地看到,出口和利息支出正相关。

最后,企业的国内利润等于其总利润减去出口值。生产率分别由全要素生产率(TFP)和劳动生产率衡量。其中,TFP的测量沿用余淼杰(2010)的方法,使用Olley & Pakes(1996)扩增方法来估测企业的TFP。考虑到中国2001年加入WTO对于中国出口业的正需求冲击,我们在Olley-Pakes估计中加入了WTO的虚拟变量。根据2002年调整的中国新企业分类(GB/T4754),我们囊括了36家编码6到46的制造企业。^①经过筛选,我们从原始数据集中剔除了四个部门。^②

四、回归结果

(一) 基准回归结果

表1给出了方程(12)的回归结果。为了考察企业利息支出对出口的影响,首先用利息支付的对数、上一期TFP的对数和FIE虚拟变量对出口额进行简单OLS回归,并用此回归作为基准。方程(12)中系数 $\hat{\beta}_1$ 的估计值为0.29,该系数在一般统计水平上显著,表明利息支出每增加一个百分点,出口增加0.29个百分点。这一基准回归结果与图1B一致。TFP对出口的正效应也和之前Bernard & Jensen(1999)的研究结果一致,他们的研究发现生产率高的企业出口多。

在表1的第1栏,可以看到FIE比非FIE企业出口得更多。但是,FIE较大的出口量有可能受益于它们快速的学习能力、先进的技术、高质量的原材料输入,或者仅仅可能是因为它们本身是为出口而设立的企业。但是,也有可能是因为企业更容易获得低成本贷款(如从母公司获得资金支持),从而出口得更多。如果是后者的话,FIE企业则应不容易受外部融资变动影响。类似地,国企是否比非国企出口更多,是否对外部融资变动敏感,也需要分别检验。

为了探讨是否存在企业对外部融资的敏感性差异,考虑包括如下四个变量的回归:国企虚拟变量、FIE和利息支出对数值的交叉项($FIE_i \times \ln IE_{it}$)、国企和利息支出对数值的交叉项($SOE_i \times \ln IE_{it}$)、前一期的国内利润对数值($\ln Dprof_{it-1}$)。OLS回归结果显示FIE和利息支出交叉项系数为负,这表明FIE与非FIE企业相比,其出口较不易受外部融资变动影响,和预期一致。回归结果同时显示FIE自身与出口正相关。同时,国内利润也与出口呈显著正相关,这一点与之前的理论模型预测一致,即国内利润高的企业受信贷约束小,从而出口多。

此外,国企与出口呈显著负相关关系,表明国企比非国企出口少。对于这一点,至少有以下两种解释。首先,中国国企存在着无效率的激励机制(Lin,2003)。其次,中国2001年加入WTO后,国企获得的外部融资优惠待遇有所减少(Bajona and Chu,2004)。所以,国企生产率低,出口少。除了以上变量,其他变量也可能影响企业的出口量,但是为了简化,模型中并未刻画这些变量。这

^① 为了保证和其他数据的一致性,我们标准化了2002年前的数据,并按旧行业分类标准编入总的行业数据中。

^② 剔除的四个部门为:石油天然气业(7)、其他采矿业(11)、农副产品加工业(12)、废品回收处理业(43)。

些变量包括随时间变化但不受企业差异影响的因素,例如人民币升值等。类似地有随时间不变但受企业差异影响的因素,例如企业的地理位置也有可能影响出口。为了控制这些因素,我们在模型中也控制了企业的固定效应和年份的固定效应。

表1的第3、4栏给出了固定效应的回归结果。注意到由于FIE和SOE虚拟变量不随时间变化,它们在回归中被自动剔除。在所有的回归模型中,企业的TFP与出口呈显著正相关关系,关键系数 β_1 在一般统计水平上显著为正。在经济维度上,企业利息支出在第3栏的系数远小于第1栏的系数。但是,在控制了更多的影响因素后,第4栏的 β_1 近似等于其在第2栏的值。此外,第4栏里面的有些变量,虽然符号方向与理论预测一致,但在统计上并不显著。我们怀疑之所以不显著是由于没有控制利息支出的内生性,这一点将在文章随后部分加以处理。

表1 基准回归结果(以出口对数为因变量)

因变量	普通最小二乘法		固定效应		PPML + FE
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
出口对数($\ln EX_{it}$)					
利息支出对数($\ln IE_{it}$)	0.290** (137.19)	0.170** (24.33)	0.105** (29.64)	0.112** (5.87)	0.351** (14.406.35)
全要素生产率($\ln TFP_{it}^{OP}$)	0.960** (50.69)	0.470** (10.81)	0.215** (15.99)	0.204** (3.05)	0.635** (4.422.97)
FIE企业虚拟变量(FIE_i)	0.775** (100.29)	0.596** (7.81)	—	—	—
$FIE_i \times \ln IE_{it}$		-0.032** (-2.63)		-0.007 (-0.46)	0.087** (12.237.53)
国内利润对数($\ln Dprof_{it-1}$)		0.145** (22.88)		0.008 (0.70)	0.386** (16.775.06)
国企虚拟变量(SOE_i)		-1.650** (-8.59)		—	—
$SOE_i \times \ln IE_{it}$		0.174** (7.23)		-0.018 (-1.08)	-0.023** (-2.326.87)
企业固定效应	No	No	Yes	Yes	No
年度固定效应	No	No	Yes	Yes	Yes
观察量	178,136	33,492	178,136	33,492	33,493
MSE根	1.62	1.85	0.000	0.000	0.000
伪R方(Pseudo) R-squared	0.16	0.11	0.09	0.03	0.50

注: 括号中为按企业水平调整后的稳健性t值。* (**)表明显著性水平为0.10(0.05)。第5栏是PPML固定效应的回归结果,其中因变量 $EX_{it} > 0$ 。

(二) 零贸易量问题

如前面提到过的,在我们的样本中超过73%的企业都是零出口。先前的研究如Silva & Tenreyro(2006)、Helpman et al.(2007)、Yu(2010)都认为零贸易量下,用OLS估计会产生严重偏误。由于含有零贸易的数据会被全部剔除,因此用企业出口的对数值很有可能带来偏误。此外,我们文章中的零贸易问题也有可能由企业出口量四舍五入引起,由此引发内生性问题。

为解决这一问题,Silva & Tenreyro(2006)提出了修正后的泊松伪最大似然法检验(PPML)。因此,我们直接以企业出口量 EX_{it} 作为因变量,用PPML固定效应估计量对其进行回归。如表1第5栏所示,在PPML固定效应估计量中,利息支出和TFP的交叉项系数仍显著为正。与第4栏里OLS的固定效应估计量相比,预先决定的国内利润的系数符号与预期一致。利息支出与SOE的交叉项系数显著为负。但是利息支出和FIE的交叉项系数十分显著为正。这再次说明利息支出的衡

量会有内生性问题。

(三) 内生性问题

企业的利息支出并非外生给定,而是受到出口的一定程度的影响。出口多时,企业需要支付更多的固定预付成本(例如出口增加时,企业需要更大的销售网络)从而需要更多的债务融资。为了准确知道利息支出对出口的影响,需要控制利息支出的内生性。否则,相关的估计结果将是值得商榷的。工具变量估计(IV)是处理这类问题里较为有效的一种方法。

我们用企业的加权货币供给作为利息支出的工具变量。定义它为 $(l_{ijt-1}/\sum_{i \in j} l_{ijt-1}) M1_{t-1}$, 其中, l_{ijt-1} 是行业 j 里企业 i 的雇员数, $\sum_{i \in j} l_{ijt-1}$ 是行业 j 里总雇员数, $M1_{t-1}$ 是中国上一期 $t-1$ 的基础货币供给量($M1$)。

使用企业加权货币供给做工具变量,直观上是容易理解的。货币供给增加了投资资金的供给,从而降低了企业的外部融资成本。因此,企业会增加外部融资和利息支出。进一步,临界企业,即受信贷约束的企业,可以从金融中介借款,从而有能力进入出口市场。由于货币供给对于出口是外生的,但影响着利息支出,在经济意义上,是一个很好的工具变量。值得注意的是,这里使用货币供给的上一期值是因为考虑到货币政策存在滞后性。^①

但是,货币扩张对不同企业外部融资的影响不同。大公司在获得贷款上更有竞争优势,因此当外部融资更容易获得时,它们的收益更大。因此当构造工具变量时,我们考虑了企业的相对规模。但是一个可能存在的问题是,通常会用企业的销售额来衡量企业的规模,由于销售额和因变量(即企业出口)高度相关,由此可能会带来内生性问题。为了解决这一问题,用企业的雇员数量来衡量企业规模。并且,我们用企业的行业权重 $l_{ijt-1}/\sum_{i \in j} l_{ijt-1}$,而非国民经济权重来控制企业规模。^② 这样一来,出口水平则不太可能与权重高度相关。实际上,它们的相关性非常小($corr = 0.04$)。并且,权重货币供给的对数值和出口对数值相关度较低($corr = 0.39$),这一相关度小于权重货币供给的对数值和利息支出的对数值的相关度($corr = 0.49$)。

下面来测试所用的工具变量的有效性。先检查工具变量(即企业的权重货币供给)是否合理,即工具变量是否与自变量(利息支出)相关。计量模型中假定误差项是异方差的: $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2)$ 。而通常用的 Anderson (1984) 经典似然比例检验(canonical correlation likelihood-ratio test)仅适用与误差项同方差时的情形,所以这里我们用 Kleibergen & Paap (2006) 的瓦尔德统计量(Wald statistic)检验来测试已排除的工具变量是否与内生自变量(利息支出)相关。我们在显著性水平为 1% 下,拒绝关于模型被低识别(under-identified)的零假设。我们再来检验权重货币供给是否与利息支出弱相关。弱相关下,工具变量估计的回归结果没有解释力。Kleibergen & Paap (2006) 的 F 统计量在一个较高的显著性水平下,拒绝了第一阶段弱识别(weakly identified)的零假设。^③ 此外,Anderson & Rubin (1949) 的 χ^2 统计量拒绝了内生自变量系数为零的零假设。简而言之,这些统计变量充分证明了工具变量表现良好,因此模型的设定是合理的。

表 2 的第 1 和 2 栏中,工具变量固定效应回归结果显示,在控制了内生性以后,利息支出的增加会导致企业出口的上升。特别地,第一阶段相应的工具变量系数(即权重货币供给的滞后期对数值)在统计上显著,并且为正。回归发现,企业利息支出对出口的弹性接近一个单位,这表明高

^① 考虑到小型企业可能很难从正规金融中介融资,因此不会受货币扩张的影响。但是,基于以下两点原因,这种可能性并不高。首先,货币扩张会同时刺激非正规金融中介的投资,小型企业从而更容易获得外部贷款。其次,在违约样本中,我们使用的观察值都是规模以上企业,它们通常可以从正规金融中介得到融资。之后我们会用中小型企业来做稳健性检验。

^② 在中国,同行业内银行借款竞争激烈,因此我们使用行业权重而非国家权重($l_{it-1}/\sum_i l_{it-1}$)。但是,用国家权重构造的 IV,限于篇幅,不展开。有兴趣的读者可联系我们索要。

^③ 注意到 Cragg & Donald (1993) 的 F 统计量检验是基于同分布的假设,因此这里不再适用。

利息支出会带来高出口。

第2栏中,FIEs和利息支出的交叉项 $\hat{\beta}_4 = -0.256$,统计上显著,说明FIE企业受到的信贷约束小。平均来看,给定其他条件不变,非FIE企业利息支出每增加一个百分点,出口增加1.068个百分点。相比而言,FIE企业利息支出每增加一个百分点,出口增加0.812($1.068 - 0.256 = 0.812$)个百分点。类似地,SOE企业和利息支出的交叉项显著为负,和表1中PPML固定效应的结果一致。相应的解释是,和非SOE企业相比,SOE企业更容易获得补助和政府的低息贷款,因此不容易受到外部融资的影响。

在控制了内生性和固定效应后,第2栏国内利润的系数表现出异常但不显著的正负性,有可能说明了国内利润并不是企业为固定成本融资的主要来源。相反,外部融资提供了主要的融资渠道。

表2 固定效应对出口的工具变量固定效应回归

因变量	“规模以上”回归结果			“全规模” 回归结果
	广义 FIE	广义 FIE	狭义 FIE	
企业出口对数 ($\ln EX_{it}$)	(1)	(2)	(3)	(4)
利息支出对数 ($\ln IE_{it}$)	0.928** (28.72)	1.068** (4.67)	1.123** (6.37)	0.753** (3.76)
全要素生产率 ($\ln TFP_{it-1}^{OP}$)	0.193** (13.78)	0.156** (2.01)	0.165** (2.08)	0.135 (1.47)
$FIE_i \times \ln IE_{it}$		-0.256** (-4.18)	-0.157** (-5.26)	-0.178** (-3.16)
国内利润对数 ($\ln Dprof_{it-1}$)		-0.006 (-0.45)	-0.008 (-0.58)	0.012 (0.81)
$SOE_i \times \ln IE_{it}$		-0.107** (-3.93)	-0.098** (-4.36)	-0.098** (-3.32)
权重 M1 对数(第一阶段的工具变量)	0.717** (223.64)	0.445** (64.36)	0.430** (62.15)	0.475** (60.16)
Kleibergen-Paap rk LM 统计量	23 282.69 [†]	2 914.84 [†]	3014.38 [†]	2720.54 [†]
Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量	50 015.29 [†]	4 143.18 [†]	3862.19 [†]	3620.77 [†]
Anderson-Rubin χ^2 统计量	25804.69 [†]	1 067.70 [†]	657.38 [†]	602.62 [†]
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	178 130	33 488	33 493	27 291
R 方	0.11	0.05	0.07	0.06

注: 括号中为按企业水平调整后的稳健性 t 值。* (**) 表明显著性水平为 0.10(0.05)。[†] 表示 p 值小于 0.01。

(四) 更多稳健性检验

1. 狭义外资企业下的回归结果

如上所述,外资企业更容易出口,因为它可以从母公司等获得其他的融资来源。我们在前面的讨论中使用了广义的 FIE,即港澳台企业也被算作外商投资企业。因为香港对内地投资是中国外商直接投资的主要来源之一,由我们的模型得到的是 FIE 对出口的最大影响。但是,排除了港澳台投资的影响,FIE 对出口仍具有显著的积极作用。

使用狭义的 FIE,我们得到了如表 2 第 3 栏所示的回归结果。和在第 2 栏用广义 FIE 得到的结果相比,利息支出对出口影响略大: $\hat{\beta}_1 = 1.123$ 。相反,交叉项 $FIE_i \times \ln IE_{it}$ 对出口影响则偏低。这表明,FIE 企业利息支出每增加一个百分点,出口增加 0.966($1.123 - 0.157 = 0.966$)个百分点。这一点与直觉完全吻合,企业可获得的融资渠道越少,对外部融资的依赖就越大。

2. 全规模下的回归结果

前面的模型中,我们使用了规模以上的企业数据,仅包括了年销售额 500 万元以上的企业。使用规模以上数据的好处在于避免了逆向选择问题。中国的中小企业贷款违约的风险大,因此很难从银行获得外部融资,大型企业则不存在这样的问题。但使用规模以上数据会高估国企对出口的影响,因为中小型国企并没有被考虑在内。同时,关于退出企业的数据处理也存在问题。用临界值筛选时,一个前期规模达到筛选临界值而后期被排除的企业,并不一定是退出市场的企业,而有可能是后期规模小于临界值的企业。

在考虑了中小型国企后,国企数量增加到 127 598,占总样本的 9.1%。我们随后重新计算了 Olley & Pakes(1996)型 TFP 平均值,并对相关模型进行了回归分析。表 2 第 4 栏是相应的回归结果。各项系数的正负性与前面的一致,而利息支出对非 FIE 企业的出口影响 β_1 比前面用规模以上数据得到的值小。但利息支出对 FIE 企业的出口影响 $\beta_1 + \beta_4$ 对于用规模以上数据得到的回归结果与前面的回归结果相近。简言之,利息支出促进出口的结果是稳健的。

3. 不含生产率的回归结果

表 1 和表 2 的回归结果表明高生产率带来高出口量。理论模型也说明了企业的预定生产率是出口的主要驱动力。高生产率下,企业项目的成功率更高,从而帮助企业获得外部贷款,推动出口生产,即信贷约束是生产率影响出口的主要渠道。这里值得考虑的是,信贷约束渠道较其他渠道的重要意义。在控制了利息支出的固定效应和逆向因果后,表 2 的第 2 栏表明了利息支出的影响力度高于 TFP(如第 2 栏中, $\hat{\beta}_1 = 1.068$ 而 $\hat{\beta}_2 = 0.156$)

问题是,如果不考虑生产率从其他渠道影响出口,信贷约束会“捡起”因生产率缺失而对出口造成的剩余影响吗?如果这样,则上述回归结果值得质疑:因为对于不同模型的设定,结果是不稳定的。剔除生产率变量后,表 3 第 1 栏到第 3 栏的结果可以验证这一点。我们分别用了不同的计量模型:OLS 模型、固定效应模型和固定效应工具变量模型并不含生产率进行回归。这些模型得到的结果与表 1 和表 2 的结果并没有显著的差异。特别地,表 3 第 3 栏的工具变量的固定效应估计结果显示:剔除 TFP 变量前后得到的利息支出大小相似,前者 $\hat{\beta}_1 = 1.063$,后者 $\hat{\beta}_1 = 1.068$ 。这表明利息支出并没有解释生产率对出口的剩余影响。

4. 劳动生产率模型

前面我们用了 TFP 指标,因为更贴近现实。但是,我们的理论模型是 Krugman(1979)的单一要素(劳动)投入模型,有必要用劳动生产率作为生产率的指标重新进行回归。表 3 第 4 栏和第 5 栏是回归结果。

如第 4 栏所示,在控制了企业和年份固定效应后,劳动生产率的系数 0.174,小于表 1 第 4 栏全要素生产率的对应值 0.204,这一结果与经济直觉吻合。在控制了企业利息支出的内生性后,第 5 栏工具变量的固定效应估计值为正,与预期一致,但结果不显著,这样看来,TFP 也许是一个更好的衡量指标。

5. 比率模型回归

到目前为止,所有的回归结果均显示高利息支出带来高出口。不过,这些回归结果里面的关键变量都是以量为单位的,下面我们用量率模型来检验之前的回归结果。之所以这么做,是因为希望排除一种可能的情况,即出口额高的企业需要较高的投资,因此也产生较高的利息支出。我们以企业出口额占销售额比率的对数值做因变量,以利息支出对销售额比率的对数值做自变量,并用固定效应和工具变量固定效应模型对其进行回归。通过取出口额和利息支出对销售额的相对值,排除了企业规模在二者关系中所起的作用。

表3 其它稳健性检验

因变量:	不考虑生产率			劳动生产率	
	OLS	FE	FE + IV	FE	FE + IV
企业出口对数($\ln EX_{it}$)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
利息支出对数($\ln IE_{it}$)	0.166** (23.76)	0.113** (5.91)	1.063** (4.65)	0.108** (5.64)	1.206** (7.11)
劳动生产率对数($\ln LP_{it-1}^2$)				0.179** (4.75)	0.057 (1.30)
FIE 企业虚拟变量(FIE_i)	0.605** (7.94)	—	—	—	—
$FIE_i \times \ln IE_{it}$	-0.030** (-2.55)	-0.009 (-0.53)	-0.257** (-4.17)	-0.007 (-0.44)	-0.295** (-6.25)
国内利润对数($\ln Dprof_{it-1}$)	0.167** (27.90)	0.017 (1.41)	0.001 (0.08)	0.001 (0.07)	-0.006 (-0.46)
国企虚拟变量(SOE_i)	-1.703** (-8.88)	—	—	—	—
$SOE_i \times \ln IE_{it}$	0.181** (7.53)	-0.018 (-1.10)	-0.107** (-3.92)	-0.016 (-0.96)	-0.120** (-5.01)
企业固定效应	不	是	是	是	是
年度固定效应	不	是	是	是	是
观测值	33 604	33 604	33 600	33 604	33 600
大于 F 值的概率	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
R 方	0.11	0.15	0.05	0.15	0.05

注: 括号中为按企业水平调整后的稳健性 t 值。* (**) 表明显著性水平为 0.10(0.05)。

表4 比例设定模型回归结果

因变量:	FE		FE + IV	
	(1)	(2)	(3)	(4)
出口/销售对数($\ln (EX/Sales)_{it}$)				
利息支出/销售对数($\ln (IE/Sales)_{it}$)	0.019** (6.66)	0.049** (2.77)	0.535** (4.64)	0.562 (1.16)
全要素生产率($\ln TFP_{it-1}^{OP}$)	0.035** (3.73)	0.003 (0.05)	0.091** (5.54)	0.062 (0.70)
$FIE_i \times \ln (IE/Sales)_{it}$	-0.013** (-4.09)	-0.024 (-1.19)	-0.327** (-4.66)	-0.272 (-1.15)
国内利润/销售对数($\ln (Dprof_{it-1}/Sales_{it})$)		-0.051 (-4.21)		-0.036* (-1.87)
$SOE_i \times \ln (IE_{it}/Sales)_{it}$		0.019 (0.73)		-0.078 (-0.81)
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	178 136	33 492	178 130	33 488
大于 F 值的概率 Prob. > F	0.000	0.000	0.000	0.000
R 方	0.01	0.01	0.01	0.01

注: 括号中为按企业水平调整后的稳健性 t 值。* (**) 表明显著性水平为 0.10(0.05)。

表4第1栏是固定效应模型得到的三个关键变量的回归结果: 利息支出、TFP、利息支出和 FIE 企业交叉项。可以看出, 在比率单位衡量下, 所有系数符号仍与预期一致, 并且统计上显著。在第2栏中引入更多的控制变量后, 结果没有本质改变。控制内生性问题后, 第3栏和第4栏的回归结

果仍与之前的发现一致。唯一较异常的发现是,第4栏里,利息支出占销售额比率和TFP的系数不显著。但是,它们的正负性与预期一致。总之,稳定性测试说明我们的研究在不同模型设定下都是稳健的。

五、结 论

本文首先构造了理论模型来解释企业信贷约束如何影响出口。生产率高的企业出口项目成功率大,容易获得外部贷款,所受信贷约束少,从而可以出口更多产品。并且,由于FIE企业可以从国外母公司融资,外部融资的可获得性对它们的影响小。

在控制了生产率和企业外部融资能力的内生性后,实证分析结果有力地支持了我们的理论模型。容易获得外部融资的企业通常出口量大。同时,FIE企业的出口不容易受外部融资环境的变化。所有结论在不同的测量方法和计量模型中都是稳健的。

我们的研究价值体现在如下三方面:第一,理论模型表明项目特有风险给企业带来了不同的信贷约束。第二,在实证方面,证明了信贷约束是企业出口额的一个重要决定因素。容易获得外部或其他资金来源的企业,面对的信贷约束小,出口额也相对较大。第三,证明了外国资本流入通过信贷约束影响了企业的出口。

此外,以下几个方面是值得拓展和衍生的。其一,生产率高的企业不仅出口高,还可能进行更多对外国的直接投资,因此可以考虑将输出型直接投资引入模型。此外,可以考察如汇率变动的政策冲击如何影响企业的出口和外国直接投资的决策,外国直接投资的决策进一步影响着企业所受的信贷约束。

参考文献

- 余淼杰 2010 《中国的贸易自由化与制造业企业生产率: 来自企业层面的实证分析》,《经济研究》第12期。
- Bajona, Claustre, and Tianshu Chu 2004, “China’s WTO Accession and Its Effect on State-owned Enterprises”, East-West Center Working Paper, No. 70.
- Bernard, Andrew, and Bradford Jensen 1999, “Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?” *Journal of International Economics* 47, 1—25.
- Buch, Claudia, Iris Kesternich, Alexander Lipponer, and Monika Schnitzer 2008, “Real versus Financial Barriers to Multinational Activity”, mimeo, University of Tuebingen.
- Chaney, Thomas 2005, Liquidity Constrained Exporters, mimeo, University of Chicago.
- China’s National Bureau of Statistics, 2007, China Statistical Yearbook, China Statistics Press.
- Claessens, Stijn, and Konstantinos Tzioumis, 2006, “Measuring Firms’ Access to Finance”, mimeo, World Bank and Brookings conference paper.
- Feenstra, Robert, Zhiyuan Li, and Miaojie Yu, 2013, “Exports and Credit Constraints Under Private Information: Theory and Application to China”, *Review of Economics and Statistics*, forthcoming.
- Harrison, Ann E., and Margaret S. McMillan 2003, “Does Direct Foreign Investment Affect Domestic Credit constraints?” *Journal of International Economics* 61, 73—100.
- Helpman, Elhanan, Marc Melitz, and Yona Rubinstein 2007, “Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes”, *Quarterly Journal of Economics* 123, 441—87.
- Héricourt, Jerome, and Sandra Poncet 2009, “FDI and Credit Constraints: Firm-level Evidence from China”, *Economic Systems* 33, 1—21.
- Jefferson, Gary, Thomas Rawski, and Yifan Zhang 2008, “Productivity Growth and Convergence Across China’s Industrial Economy”, *Journal of Chinese Economic and Business Studies* 6(2), 121—140.
- Kleibergen, Frank, and Richard Paap 2006, “Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition” *Journal of Econometrics*, 133(1), 97—126.
- Krugman, Paul R., 1979, “Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade”, *Journal of International*

Economics 9 , 469—479.

Lin , Justin Yifu 2003, “Development Strategy , Viability , and Economic Convergence” *Economic Development and Cultural Change* 51(2) , 277—308.

Manova , Kalina 2008, “Credit Constraints , Heterogeneous Firms and International Trade” , NBER Working Paper , No. 14531.

Melitz , Marc 2003, “The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity” , *Econometrica* 71(6) , 1695—1725.

Muûls , Mirabelle 2008, “Exporters and Credit Constraints: Afirm-level Approach” , National Bank of Belgium Working Paper Number 139.

Olley , Steven , and Ariel Pakes 1996, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry” *Econometrica* 64(6) , 1263—1297.

Qiu , Larry D. 1999, “Credit Rationing and Patterns of New Product Trade” *Journal of Economic Integration* , 14(1) , 75—95.

Silva , J. M. C. Santos and Silvana Tenreiro 2006, “The Log of Gravity” *Review of Economics and Statistics* 88 (4) . 641—658.

Yu , Miaojie 2010, “Trade , Democracy , and the Gravity Equation” , *Journal of Development Economics* 91(2) , 289—300.

Exports , Productivity and Credit Constraints: A Firm-Level Empirical Investigation of China

Li Zhiyuan and Yu Miaojie

(Shanghai University of Finance and Economics; Peking University)

Abstract: Recent Melitz-type (2003) intra-industry heterogenous trade models argue that a firm’s productivity has significant effects on the firm’s exports. This paper examines how a firm’s credit constraints as well as its productivity affect its export decisions. We imbed the firm’s credit constraints into a Melitz-type general-equilibrium model by endogenizing the probability of the success of firm-specific projects. We show that , all else equal , it is easier for firms to enter the export market if (1) the probability of the success of their project is higher and consequently they have easier access to external finance from financial intermediaries; or (2) they are foreign invested firms and have lower credit constraints. We test these theoretical hypotheses using firm-level data from Chinese manufacturing industries and find strong evidence supporting the predictions of the model.

Key Words: Credit Constraints; Heterogeneous Firms; Productivity; Export

JEL Classification: F10 , F30 , D90 , G20

(责任编辑: 王利娜) (校对: 梅 子)

通 告

根据《中国社会科学院哲学社会科学创新工程实施意见》,自 2013 年第 1 期起,《经济研究》的印刷、装订、征订、发行工作 由社会科学文献出版社代理。如作者在以上几方面遇到问题(例如未按时收到当期刊物、发现刊物存在印刷或装订错误等) ,请与社会科学文献出版社期刊运营中心联系。

联系电话: 010-59366555

《经济研究》编辑部