

【编者按】从国家层面来看,出口需要金融部门的支持,而出口企业往往受到信贷约束从而影响出口表现。2008 年的金融危机也曾引发了学术界关于信贷约束是否影响了企业出口的讨论。本期《财经研究》“海外归来”栏目翻译了复旦大学经济学院李志远副教授在 *The Review of Economics and Statistics* 2014 年第 10 期合作发表的论文“*Exports and Credit Constraints Under Incomplete Information: Theory and Evidence From China*”。^①该文入选了全球“经济学与商学”领域前 1%ESI 高被引论文,同时获得了第六届“张培刚发展经济学优秀成果奖”。文章充分考虑了企业生产率等相对于银行属于内部信息的因素,从不完全信息的角度解释了出口企业信贷约束产生的原因。

不完全信息条件下的出口与信贷约束 ——来自中国的理论与证据

Robert C. Feenstra^{1,2}, 李志远³, 余森杰⁴

(1.加州大学戴维斯分校 经济系,加利福尼亚州 戴维斯 95616;

2.美国国家经济研究局,马萨诸塞州 剑桥 02138;

3.上海财经大学 经济学院,上海 200433;

4.北京大学 国家发展研究院 中国经济研究中心,北京 100871)

摘 要:文章讨论了在“银行—企业”不完全信息条件下,国内企业和出口企业面对的信贷约束为何不同。由于企业的生产率等信息对于银行而言属于内部信息,银行为了保持激励相容,会向企业提供少于企业所需最优数量的贷款。这种贷款的约束构成了企业面对的信贷约束。出口企业的运输时间越长,相比国内企业就会面临更紧的信贷约束。使用中国企业的数据库验证这一理论,我们发现,对中国企业而言,出口业务占比越大、运输时间越长、生产率差异越大,企业面临的信贷约束也就越紧。

关键词:出口;信贷约束;不完全信息;异质性生产率;中国企业

中图分类号:F740 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2017)05-0044-21

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2017.05.004

一、引 言

2008 年的金融危机引起了学术界就信贷约束是否显著降低企业出口的讨论。一方面,

收稿日期:2016-09-01

作者简介:Robert C. Feenstra(1956—),男,美国籍,加州大学戴维斯分校经济学系教授、美国国家经济研究局研究员;

李志远(1979—),男,山西孝义人,复旦大学经济学院副教授;

余森杰(1976—),男,广东饶平人,北京大学国家发展研究院中国经济研究中心教授。

^①本文获得了原文的翻译版权。*The Review of Economics and Statistics* 是经济学领域国际顶级期刊之一。本文由李志远副教授与余森杰教授翻译。其中李志远副教授于 2010 年获得美国加州大学戴维斯分校经济学博士学位,并于同年回国工作,主要致力于国际贸易理论与实证、国际贸易政策等领域的研究。余森杰教授于 2005 年获得美国加州大学戴维斯分校经济学博士学位,主要致力于国际贸易与发展经济学的研究。作者感谢 Kyle Bagwell, Kalina Monova, Larry Qiu, David Weinstein 教授的宝贵建议,感谢 NBER, Harvard, Tsinghua University, the University of Queensland, University of Victoria, University of California, Irvine and San Diego 参会人员的宝贵建议。

Amiti 和 Weinstein (2011) 认为贸易融资在日本 20 世纪 90 年代和美国近期的贸易活动中扮演了重要角色；Chor 和 Manova (2012) 发现出口国金融脆弱的部门对美国的贸易确实受到了更大的影响。另一方面，Levchenko 等 (2010) 发现信贷约束不影响美国的进出口；Belgium 等 (2010) 则认为，尽管金融变量影响出口，然而国内企业也同样受到影响。当然，早在危机之前，学术界已经承认在国家层面，金融发展水平和对外贸易之间存在潜在的因果关系。Kletzer 和 Bardhan (1987；又见 Beck, 2002；Matsuyama, 2005) 认为信贷市场的不完美会降低出口并影响贸易结构；Chaney (2005) 在 Melitz (2003) 的框架下构建了上述模型，Manova (2013) 对其进行了实证检验。结果显示，不同金融脆弱性的出口部门、不同金融发展水平的国家，受到的信贷约束具有系统性差异。^①

鉴于现有研究对信贷约束的不同观点，我们有理由相信应当重新从理论上探究信贷约束对于国内企业和出口企业的不同影响。Amiti 和 Weinstein (2011) 提出过两个有力的理由：出口企业的生产与销售存在较长周期；出口企业面临更高的跨境支付风险。他们将贸易融资（而非贸易信贷）定义为企业间签订的用来保障出口商的契约。我们选取他们提出的第一个理由，即出口商的回款周期更长，这与 Berman 等 (2012)^② 的观点相一致。本文的目的是在模型中考虑异质性的运输时间，检验由此引起的出口商和国内销售企业所面临的银行信贷差异。并利用中国的企业数据进行检验。

本文模型的特点是银行面临不完全信息，即企业有两个方面的特征不能被完整观测到。首先，银行无法观测到企业生产率。对于中国这样快速增长的经济体，企业进入速度之快使得银行无法及时有效地了解企业的实际经营状况，因此这一假设是合理的。银行与企业签订贷款数量和利率合同，会使得银行自身利益最大化。从显示原则出发并不失一般性，我们假设合同会诱导企业提供真实的生产率信息。第二，银行无法观测贷款最终用于出口还是内销。这意味着我们并没有对银行的贸易融资进行建模，因为贸易融资认为银行有能力区别企业将贷款是否用于出口生产。^③ 特别地，银行贷款被用于设备购买并覆盖当期生产成本，无论产出日后在哪里被销售。对银行无法监控贷款流向的假设在不同的文章中都有提及，比如 Bolton 和 Scharfstein (1990)。

基于上述假设，第二节我们将推导出与银行激励相容的、使银行利润最大化的贷款模型，此时企业获得的贷款小于最优的贷款量，即银行激励相容原则造成了企业的信贷约束。信贷约束的原因在于，由于企业不能按照完全信息下的最优生产量生产，获得的银行贷款量小于完全信息下的最优贷款，从而损失了二阶的 (*second-order*) 销售利润。但是企业可以通过降低还款利率来获得一阶的 (*first-order*) 利润。因此，不受信贷约束的企业绝不会报告出真实生产率，获得的贷款也小于完全信息下的最优贷款量。所以激励相容原则意味着企业一定会受到信贷约束。进一步，由于银行不能跟踪企业获得贷款后的资金流向，因此出口和内销活动都会受到上述信贷约束的影响。又因为出口需要更长的运输时间，出口企业所面临的信贷约束会比国内企业更加严重。

出口和内销业务面临的信贷约束是否相同？我们认为答案是不一而论的。当同一企业

^①其他探讨贸易与金融的文献包括：Qiu (1999)，Harrison 和 McMillan (2003)，Greenaway 等 (2007)，Muûls (2008)，Buch 等 (2008)，Héricourt 和 Poncet (2009)，Poncet 等 (2009) 以及 Egger 和 Keuschnigg (2011)。

^②在工作论文阶段 (Feenstra 等，2011)，我们还考虑了出口企业面临的国际风险。但是由于风险是外生变量 (与 Ahn (2011) 不同)，这种风险在理论上影响有限，在实证中无法得到足够的证据，因此并未在此进行讨论。Berman 等 (2012) 提出了违约风险，但是在模型中构造为依赖运输时间的变量，从而在模型和检验中得到显著效果。

^③Ahn (2011) 提供了以信息经济学为基准的贸易融资模型。

同时从事出口和内销时,银行并不会区别对待出口和内销业务;然而,对于出口企业和内销企业而言,银行信贷确实有所不同,出口企业由于生产销售周期较长,因此面临的信贷约束也会更紧,从而降低了深度边际和广度边际。实证上,我们在第三节和第四节利用 2000—2008 年中国工业企业数据检验上述理论。投资环境报告显示,中国是全球信贷约束最紧的国家之一,见(Claessens 和 Tzioumis, 2006),鉴于中国出口的高速增长和所面临的较大信贷约束,本文的实证结果具有重要意义。

我们对结构模型进行估计,设定销售额受到利率、出口份额和其他变量的影响。实证结果稳健地证明了出口企业面临的信贷约束比国内企业更紧:企业出口份额上升、运输时间增加、企业生产率异质性更强,信贷约束也就越紧。相比于 Manova(2013)关注产业层面的金融脆弱性特征,我们的结果更加深入到企业生产层面(即出口份额和运输模式)和行业层面(即不完全信息)的特征。我们同样发现,更高的抵押品可以对冲信贷约束的影响,并且扩大出口量。结论与讨论见第五节,在线附录提供了更多的理论和实证结果。^{①②}

二、激励相容的贷款

1. 模型。我们假设两国模型,本国和外国(外国变量加*表示)。劳动力是唯一的生产要素,本国人口为 L 。同时存在两个部门,第一个部门生产单一同质化商品并且可以自由贸易,假设为连续统。两国在第一个部门生产具有规模报酬不变的特征,因此工资为固定(w)。第二个部门与 Melitz (2003)相同,在垄断竞争条件下生产连续的差异化产品。

(1) 消费者

消费者拥有一单位劳动力禀赋,对于差异化产品具有常替代弹性偏好。因此代表性消费者的效用函数为:

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

其中 ω 表示不同产品, Ω 是消费者可以购买的所有产品集合, $\sigma > 1$ 是不同商品间的常替代弹性, μ 是不同部门的支出份额。因此对于每一种商品的需求为:

$$q(\omega) = \frac{Y}{P} \left(\frac{p(\omega)}{P} \right)^{-\sigma} \quad (1)$$

其中, $Y = \mu w L$ 是本国所有差异化产品需求的总和, $p(\omega)$ 是每个产品的价格, $P = \left(\int_{\omega \in \Omega} p(\omega)^{1-\sigma} d\omega \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 是不同部门价格的加总价格指数。

(2) 企业和银行

不同部门的企业需要通过借贷融资来覆盖 δ 比例的固定和可变成本。企业从单一、垄断的银行借款,银行通过控制利率从而实现利润最大化。将企业贷款过程简化如下:银行根据公开可见的生产率分布向企业提供利率和授信额度,之后随机赋予企业一个生产率,企业根据其已知的生产率向银行申请贷款。在向银行申请授信时,给定银行授信额度与贷款利率,企业选择使其利润最大化的生产率向银行报告。获得贷款后,企业选择国内或国外市场进行生产销售,企业盈利后银行回收贷款和利息。

此处,授信额度和贷款利率都是由银行在最开始制定的,随后企业根据自身利润最大化原则选择在国内、国外市场进行生产销售。因此,银行无法事先知晓企业是否从事出口业

^①附录参见 <http://www.econ.ucdavis.edu/faculty/fzfeens/papers.html>。

^②由于篇幅所限,中文版附录未列出,如有需要可与作者联系。

务。但是在激励相容的贷款合同下，银行可以完全准确地预测企业是否是一个出口企业。

银行贷款面临机会成本 i ，即贷款利率。假设对国内企业（出口企业）的还款时间为 τ_d (τ_e) 期，进一步假设 $\tau_e > \tau_d$ ，即出口企业由于运输时间需要更长的回款期限。

2. 国内企业决策。在不完全信息条件下，银行无法观测到申请授信企业的实际生产率 x 。为了最大化利润，银行制定的授信额度 $M_d(x')$ 和贷款利率 $I_d(x')$ 依赖于企业报告的生产率 x' 。

根据显示原则，银行的最优合同应该是引导企业报告其实际的生产率，即 $x' = x$ 。将这一激励相容条件加入预算约束，国内企业的利润最大化问题为：

$$\begin{aligned} \max_{x', q_d} \pi_d(x, x') &= p_d q_d - (1 - \delta) \left(\frac{q_d w}{x} + C_d \right) - (M_d(x') + I_d(x')) \\ \text{s.t. } \pi_d(x, x) &\geq \pi_d(x, x') \\ \pi_d(x, x) &\geq 0 \\ M_d(x') &\geq \delta \left(\frac{q_d w}{x} + C_d \right) \end{aligned} \quad (2)$$

同时，企业收到国内需求约束， C_d 是固定成本。^① 第一个约束是激励相容约束，第二个约束表示利润大于零，第三个约束表示给定生产率 q_d ，授信额度可以覆盖 δ 比例的固定成本和可变成本。

由于第三个约束在模型中一定为紧的约束，因此我们对企业报告的生产率 x' 求一阶导数得到：

$$[\Phi_d(x, M_d(x)) - 1] \frac{M'_d(x)}{\delta} = I'_d(x) \quad (3)$$

其中，

$$\begin{aligned} \Phi_d(x, M_d(x)) &\equiv \left[p_d \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma} \right) \right] / \frac{w}{x} \\ &= \left(\frac{\sigma - 1}{\sigma} \right) \left(\frac{M_d(x)}{\delta} - C_d \right)^{-\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{xP}{w} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} Y^{\frac{1}{\sigma-1}} \end{aligned} \quad (4)$$

第一行 Φ_d 表示边际利润与边际成本的比率。不需要借贷的企业将在 $\Phi_d = 1$ 处生产，受到借贷约束的企业则会在 $\Phi_d > 1$ 处生产。这意味着 Φ_d 实际上衡量了企业面临的信贷约束： Φ_d 越大，企业生产的产品就越少。第二行等式通过第三个约束为紧约束的条件以及需求曲线决定的价格（国内需求）得出，贷款 $M_d(x)$ 越少，信贷约束 Φ_d 越紧。

接下来我们直观地解释为何银行向企业提供少于合意水平的授信额度。假设银行向高生产率企业提供更多贷款，同时收取更高利息。^② 在激励相容条件下， $M'_d(x)$ 和 $I'_d(x)$ 都是正数，那么左边括号内一定为正，也就是说企业一定会受到信贷约束，即 $\Phi_d > 1$ 。这是因为如果银行提供的贷款对企业不构成信贷约束，所有的利润都会还给银行，此时企业只能在垄断最优处，即边际收益等于边际成本处进行生产。那么企业就有动力报告一个较低的生产率 x' 并略微降低产量，此时企业只会损失二阶 (*second-order*) 的利润。但是，此时企业由于利率降低可以获得一阶 (*first-order*) 的收益，即 $I'_d(x) > 0$ 。这说明，企业在垄断最优

^①注意此处我们假设没有风险存在。引入风险和担保并不会影响我们的主要结论，模型推广参见 Feenstra, Li 和 Yu (2011)。

^②附录中证明了单调性条件在银行最优决策下成立。

处一定会报告较低的生产率,因此激励相容原则使得银行一定会提供一个具有信贷约束的贷款条款,从而使得企业报告真实的生产率。

3. 出口商决策。我们假设垄断的银行不能对国内市场 and 出口市场提供不同的贷款合约,但企业可以自由决定将贷款用于国内市场还是出口市场。因此,企业向银行报告的是使得利润最大化的生产率 x' ,并将贷款分配于国内市场和出口市场。

$$\begin{aligned} \max_{x, q_d, q_e} \pi_e(x, x') &= p_d q_d + p_e q_e - (1-\delta) \left(\frac{q_d \omega}{x} + C_d + \frac{q_e \omega}{x} + C_e \right) \\ &\quad - (M_e(x') + I_e(x')) \\ \text{s.t. } \pi_e(x, x) &\geq \pi_e(x, x') \\ \pi_e(x, x) &\geq \pi_d(x, x) \\ M_e(x') &\geq \delta \left(\frac{q_d \omega}{x} + C_d + \frac{q_e \omega}{x} + C_e \right) \end{aligned} \quad (5)$$

同时满足出口需求方程, $q_e = \frac{Y^*}{P^*} \left(\frac{p_e}{P^*} \right)^{-\sigma}$ 。其中 Y^* 是外国在差异性商品上的总支出。^① 出口企业获得的授信额度为 M_e , 应付利息为 I_e , 出口的固定成本为 C_e 。

前两个约束条件等同于国内企业的约束条件,但是重要的是第三个条件的差异。第三个约束指的是,银行授信额度必须足够覆盖国内生产和出口生产的固定资产投资。对于出口企业而言,这笔贷款用于国内生产还是出口生产是完全替代的,因此银行业只能制定一笔授信额度和相同的利率。

求解上述方程 q_d 和 q_e , 得到企业通过选择两个市场的生产量来最大化利润:

$$p_d \left(\frac{\sigma-1}{\sigma} \right) = p_e \left(\frac{\sigma-1}{\sigma} \right) \quad (6)$$

这一条件是指银行贷款在企业内部最优分配后,使得企业国内销售和出口销售的边际收益均等。也就是说对于任何一笔贷款,银行都完全知道企业如何在国内和出口两个市场分配产能。为了标记方便,我们将银行贷款 $M_e(x')$ 分解为国内贷款部分 $M_e^d(x')$ 和出口贷款部分 $M_e^e(x')$ 。也就是说,我们将银行贷款定义如下:

$$\begin{aligned} M_e^d(x') &\equiv \delta \left(\frac{q_d \omega}{x} + C_d \right) \\ M_e^e(x') &\equiv \delta \left(\frac{q_e \omega}{x} + C_e \right) \end{aligned} \quad (7)$$

利用国内需求和出口需求,加上(6)式中 p_d 和 p_e 相等的条件,可得国内部分贷款和出口部分贷款关系如下:

$$\frac{M_e^e(x)/\delta - C_e}{M_e^d(x)/\delta - C_d} = \frac{\eta_e}{\eta_d} \quad (8)$$

其中,我们将国内和出口需求定义为:

$$\eta_d = \frac{Y P^{\sigma-1}}{Y P^{\sigma-1} + Y^* P^{*\sigma-1}} \text{ 和 } \eta_e = \frac{Y^* P^{*\sigma-1}}{Y P^{\sigma-1} + Y^* P^{*\sigma-1}} \quad (9)$$

利用(7)式中两个市场销售量和销售价格的最优条件,我们将企业的利润重新表述为生

^①我们没有专门定义出口企业的运输成本,但是冰山成本可以很容易地纳入到购买 Y^* 的有效对外业务支出的定义之中。即包含运输成本 $\tau > 1$ 的出口需求为 $q_e = (\tilde{Y}^*/P^*)(\tau p_e/P^*)^{-\sigma}$, 后者在出口需求中定义为 $Y^* = \tilde{Y}^* \tau^{-\sigma}$ 。

产率 x 和国内部分贷款 $M_e^d(x')$ 的方程。与国内企业问题相同，我们对 x' 求导得到激励相容的一阶条件：

$$[\Phi_e^d(x, M_e^d(x)) - 1] \frac{M_e^{d'}(x)}{\delta} + [\Phi_e^e(x, M_e^e(x)) - 1] \frac{M_e^{e'}(x)}{\delta} = I_e'(x) \quad (10)$$

其中，

$$\begin{aligned} \Phi_e^d(x, M_e^d(x)) &\equiv \left[p_d \left(\frac{\sigma-1}{\sigma} \right) \right] / \frac{w}{x} = \left(\frac{\sigma-1}{\sigma} \right) \left(\frac{M_e^d(x)}{\delta} - C_d \right)^{-\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{xP}{w} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} Y^{\frac{1}{\sigma}} \\ \Phi_e^e(x, M_e^e(x)) &\equiv \left[p_e \left(\frac{\sigma-1}{\sigma} \right) \right] / \frac{w}{x} = \left(\frac{\sigma-1}{\sigma} \right) \left(\frac{M_e^e(x)}{\delta} - C_e \right)^{-\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{xP^*}{w} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} Y^{*\frac{1}{\sigma}} \end{aligned} \quad (11)$$

再加上(6)式边际收益相等条件，可得：

$$\Phi_e^d(x, M_e^d(x)) = \Phi_e^e(x, M_e^e(x)) \quad (12)$$

上述条件的解释与国内企业问题的解释相同， Φ_e^d 和 Φ_e^e 分别表示出口企业在国内市场和出口市场的边际利润与边际成本比率，信贷约束意味着 $\Phi_e^e = \Phi_e^d > 1$ ，即企业选择的产量小于没有信贷约束时的最优产量。我们接下来求解银行制定的最优信贷约束。

4. 银行决策。垄断性的银行根据激励相容条件(3)式选择对国内企业的授信额度，根据出口激励相容条件(10)式和边际收益相等条件(12)式，选择对出口企业国内部分贷款的授信额度($M_e^d(x)$)和出口部分的授信额度($M_e^e(x)$)。银行的最优化问题随之简化为通过选择 $M_d(x)$, $M_e^d(x)$, $M_e^e(x)$, $I_d(x)$ 和 $I_e(x)$ 从而最大化利润：

$$\begin{aligned} \max_{M, I} \int_{\underline{x}_d}^{\underline{x}_e} (I_d(x) - i\tau_d M_d(x)) f(x) dx + \int_{\underline{x}_e}^{\infty} (I_e(x) - i\tau_d M_e^d(x) - i\tau_e M_e^e(x)) f(x) dx \\ \text{s.t. (3) if } x \in [\underline{x}_d, \underline{x}_e), \text{ and (10) and (12) if } x \in [\underline{x}_e, \infty) \end{aligned} \quad (13)$$

其中 $f(x)$ 是企业生产率的概率分布方程， \underline{x}_d 和 \underline{x}_e 分别表示国内企业和出口企业的临界点。

与 Melitz (2003) 模型一致，企业根据利润最大化原则选择进入国内市场和国际市场，这意味着生产率为 \underline{x}_d 的国内企业的临界点是零利润临界条件 $\pi_d(\underline{x}_d, \underline{x}_d) = 0$ 。生产率为 \underline{x}_e 出口企业的临界条件 $\pi_d(\underline{x}_e, \underline{x}_e) = \pi_e(\underline{x}_e, \underline{x}_e)$ 。这两个临界条件生产率当然与 Melitz (2003) 模型有所区别，因为此时临界值受到银行的信贷约束影响。

最优化问题(3)由 2 个步骤解决。首先，我们求解银行的最优授信额度，详见附录的最优控制问题分析。然而，最初的临界利率仍然没有解出：这些初始利率由企业生产率 \underline{x}_d , \underline{x}_e 决定。因此，求解银行最优问题的第二步就是求解临界企业的初始利率或者等价地求解企业的最优生产率和由此制定的贷款利率。

为简化起见，我们假设企业生产率服从帕累托分布， $F(x) = 1 - (1/x)^\theta$, $x \geq 1$ ，其中 θ 是形状参数。^① 附录证明了银行的最优贷款合约是：

$$\begin{aligned} \Phi_d(x, M_d(x)) &= \bar{\Phi}_d \equiv (1 + i\delta\tau_d) \left(1 - \frac{\sigma-1}{\sigma\theta} \right)^{-1} \\ \Phi_e^d(x, M_e^d(x)) &= \Phi_e^e(x, M_e^e(x)) = \bar{\Phi}_e \equiv [1 + i\delta(\tau_d\eta_d + \tau_e\eta_e)] \left(1 - \frac{\sigma-1}{\sigma\theta} \right)^{-1} \end{aligned} \quad (14)$$

^①我们假设 $\theta > 1$ 使得帕累托分布的均值为有限数。

这些最优解的特征是,即便(14)式中 $i=0$,国内企业和出口企业都会受到信贷约束,即 $\bar{\Phi}_d > 1, \bar{\Phi}_e > 1$ 。因此,即便银行贷款不存在机会成本,银行也会对企业施加信贷约束从而满足激励相容条件。当 $i > 0$ 时,信贷约束更紧,直观上看银行由于机会成本增加而施加更紧的信贷约束。银行的机会成本由还款期限 τ_d 和 τ_e 决定,假设 $\tau_e > \tau_d$,即在 $i > 0$ 时,出口企业面临的信贷约束 $\bar{\Phi}_e$,无论用来从事国内生产(14)式还是出口生产,都要高于国内企业面临的信贷约束 $\bar{\Phi}_d$ 。出口企业面临的额外约束是实证上的重要变量。尽管通过激励相容条件(3)式和(10)式,信贷约束的最优解解出利率的斜率,但我们仍然需要决定利率的初始值。首先考虑国内企业,对(13)式 \underline{x}_d 求导得到:

$$I_d(x_d) = (\bar{\Phi}_d - 1) \frac{M_d(x_d)}{\delta}$$

之后,根据激励相容(3)式和国内约束条件(14)式,国内企业的利率为:

$$I_d(x) = (\bar{\Phi}_d - 1) \frac{M_d(x)}{\delta} \tag{15}$$

附录证明了国内企业的最低生产率 \underline{x}_d 高于 Melitz (2003) 的临界生产率。

同样地,对(13)式 \underline{x}_e 求导得到出口企业的初始利率:

$$I_e(x_e) = (\bar{\Phi}_e - 1) \frac{M_e(x_e)}{\delta} + i\Theta, \tag{16}$$

其中,最后一个参数为:

$$\Theta \equiv \frac{\delta(\tau_e - \tau_d)}{\left(1 - \frac{\sigma - 1}{\sigma\theta}\right)} (\eta_d C_e - \eta_e C_d)$$

因此,出口企业的利率为:

$$I_e(x) = (\bar{\Phi}_e - 1) \frac{M_e(x)}{\delta} + i\Theta$$

附录证明了出口企业的最低生产率 \underline{x}_e 高于 Melitz 模型的临界生产率。

三、实证模型与数据

1. 实证策略。利用上面的推导,我们可以建立起企业营业收入和贷款利率的关系,并利用中国企业数据进行验证。接下来我们证明,营业收入与贷款利率存在线性关系,但是相关系数是国内企业和出口企业面临的信贷约束的一个非线性方程。理论上(14)式已证明,信贷约束由企业对外业务比例 η_e 决定,且 $\eta_d = 1 - \eta_e$ 。因此,我们最终估计的方程是对外业务比例的非线性方程,并视后者为内生变量:这些设定都使得估计更为复杂。

为了得到企业营业收入和贷款利率的关系,我们从国内企业入手。企业需要银行贷款 $M_d(x)/\delta$ 来支付总成本,其中可变成本部分为 $M_d(x)/\delta - C_d$ 。边际收益与边际成本的比率为 $\bar{\Phi}_d$,CES 需求下的价格与边际收益的比率为 $\sigma/(\sigma-1)$ 。因此,固定资产 $M_d(x)$ 生产的总销售收入 $p_d q_d$ 满足 $p_d q_d = [M_d(x)/\delta - C_d] \bar{\Phi}_d \sigma / (\sigma - 1)$ 。替换(15)式得到:

$$p_d q_d = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \bar{\Phi}_d \left[\frac{I_d(x)}{\bar{\Phi}_d - 1} - C_d \right]$$

对于出口企业,营业收入和贷款利率的关系也可以得到相似的关系:

$$p_d q_d + p_e q_e = \frac{\sigma}{\sigma-1} \bar{\Phi}_e \left[\frac{I_e(x) - i\Theta}{\bar{\Phi}_e - 1} - C_d - C_e \right]$$

总结以上结果，我们将利率和企业营业收入的关系表达为：

$$I(x) \equiv \begin{cases} I_d(x) & \text{if } x \in [\underline{x}_d, \underline{x}_e] \\ I_e(x) & \text{if } x \in [\underline{x}_e, \infty] \end{cases}, \quad r(x) \equiv \begin{cases} p_d q_d & \text{if } x \in [\underline{x}_d, \underline{x}_e] \\ p_d q_d + p_e q_e & \text{if } x \in [\underline{x}_e, \infty] \end{cases}$$

我们得到企业 j 在 t 年的营业收入与贷款利率的关系为：

$$r(x_{jt}) = \beta_0 C_d + \beta_1 I(x_{jt}) + g_{1jt} I(x_{jt}) + g_{2jt} C_d + g_{3jt} \quad (17)$$

其中，系数为：

$$\begin{aligned} \beta_0 &= -\frac{\sigma}{\sigma-1} \bar{\Phi}_d < 0 \\ \beta_1 &= \frac{\sigma}{\sigma-1} \left[\frac{\bar{\Phi}_d}{\bar{\Phi}_d - 1} \right] > 0 \end{aligned} \quad (18)$$

以及

$$\begin{aligned} g_{1jt} = g_1(\eta_{ejt}) &= \frac{\sigma}{\sigma-1} \left[\frac{\bar{\Phi}_e}{\bar{\Phi}_e - 1} - \frac{\bar{\Phi}_d}{\bar{\Phi}_d - 1} \right] \leq 0 \\ g_{2jt} = g_2(\eta_{ejt}) &= -\frac{\sigma}{\sigma-1} (\bar{\Phi}_e - \bar{\Phi}_d) \leq 0 \\ g_{3jt} = g_3(\eta_{ejt}) &= -\frac{\sigma}{\sigma-1} \left[\left[\frac{\bar{\Phi}_e}{\bar{\Phi}_e - 1} \right] \Theta i_t + \bar{\Phi}_e C_e \right] 1_{\{x_{jt} \geq \underline{x}_e\}} \end{aligned} \quad (19)$$

$1_{\{x \geq \underline{x}_e\}}$ 为哑变量，当 $x \geq \underline{x}_e$ 时等于 1，否则为 0。 $\bar{\Phi}_e$ 取决于(14)式中对外业务占比 η_{ejt} 。系数 β_0 为负，因为更高的固定成本降低了可变成本所需的授信额度，进而降低了营业收入。系数 β_1 乘以银行利息为正，表示银行收益与企业营业收入正相关。(17)式中其余的变量系数为 g_{ijt} ， $i=1,2,3$ ，都是海外业务占比 η_{ejt} 的函数。注意，根据信贷约束的定义， $g_{ijt}(0)=0$ ，但是当 $i=1,2, \tau_e > \tau_d$ ，且 $i > 0$ 时，这些方程对于拥有海外业务的企业就是严格为负，也就是 $\bar{\Phi}_e > \bar{\Phi}_d$ 。因此(17)式中的 g_{ijt} 只与出口企业有关，且企业所面临的信贷约束更紧。

对于其他项，首先考虑第一个方程 $g_1(\eta_{ejt})$ ，对于出口企业为负但是绝对值小于 β_1 。因此，对于出口企业而言，银行费用 $I(x_{jt})$ 与营业收入 $\beta_1 + g_1(\eta_{ejt})$ 有关，且其大于 0 小于 β_1 。因此银行费用降低出口企业营业收入，反映出出口企业面临着更紧的信贷约束。同样的逻辑可以运用在国内销售的固定成本 C_d ，后者降低出口企业 $\beta_0 + g_2(\eta_{ejt})$ 的营业收入，但是只减少国内企业 β_0 的营业收入。因此，出口商由于银行费用和固定成本 C_d 等额外的信贷约束只能获得较少的收入。

此外， $g_3(\eta_{ejt})$ 说明贷款利率同样会降低出口企业的营业收入，原因在于 Θ 决定了临界出口企业的贷款利率。随着贷款利率上升和出口企业销售周期的增加，银行的贸易融资业务会面临更高的机会成本并反映到更高的贷款利率上，因此降低了出口企业的广度边际。

(17)式总结了企业利率和营业收入的关系，在实证中我们仍然需要克服三个问题。首先，上式没有误差项，因为利润取决于生产率，而生产率可以被企业直接观测到。我们可以认为这是事前生产率，而事后生产率与事前生产率的差异可以视作误差项，包括生产冲击、贸易时间冲击和政府干预等。因此，我们定义企业的实际收入为 $R_{jt} = r(x_{jt}) + \varepsilon_{jt}$ ，其中 E

$(\epsilon_{jt} | x_{jt}) = 0$, 从而在(17)式中引入误差项。

误差项的存在直接引出了内生性的问题。我们希望观察到的实际利率 I_{jt} 与理论利率 $I(x_{jt})$ 不同, 因此满足 $I_{jt} = I(x_{jt}) + u_{jt}$, 其中 $E(u_{jt} | x_{jt}) = 0$ 。误差项 u_{jt} 与收益的误差项 ϵ_{jt} 很可能存在相关性, 因为生产冲击同样可以影响银行利率。因此, 我们将利率视作内生变量, 因此需要找到与误差项 ϵ_{jt} , u_{jt} 无关的工具变量。我们利用 Olley 和 Pakes (1996) 的方法区分企业包含所有冲击的生产率 $TFP1$ 和不包含外生冲击的生产率 $TFP2$ 。 $TFP1$ 是标准的企业层面生产率, $TFP2$ 是利用企业投资决策推断的预期生产率, $TFP2$ 与 x_{jt} 相关但是与外生冲击 ϵ_{jt} , u_{jt} 无关。

另一个问题来自于系数 $g_{ijt} = g_i(\eta_{ejt})$, $i = 1, 2, 3$, 是海外业务比例的方程, 不同企业具有不同系数。因此这些系数应当被当做随机变量处理, 估计值则是随机变量系数的均值。但是企业决策在模型中是生产率 \underline{x}_e 的内生变量, 只有生产率 $x_{jt} > \underline{x}_e$ 才是出口企业。因此海外业务比重 η_{ejt} 在模型中是一个内生变量。

因而我们计量模型中的系数与内生变量海外业务比例是相关的, 即其是一个随机相关系数(CRC)模型。这给模型估计带来了挑战, 利用 $R_{jt} = r(x_{jt}) + \epsilon_{jt}$ 和 $I_{jt} = I(x_{jt}) + u_{jt}$ 替换(17)式可得:

$$R_{jt} = \beta_0 C_d + \beta_1 I_{jt} + g_{1jt} I_{jt} + g_{2jt} C_d + g_{3jt} - (\beta_1 + g_{1jt}) u_{jt} + \epsilon_{jt} \quad (20)$$

即便 $E(u_{jt} | x_{jt}) = 0$, 我们也不能认为 $E(g_{1jt} u_{jt} | x_{jt}) = 0$, 因为 g_{1jt} 和 u_{jt} 存在相关性。这样, x_{jt} 就不再是一个可行的工具变量。

Heckman 和 Vytlacil (1998) 提出, 利用内生变量的估计值替换随机相关系数模型中的内生变量本身, 即海外业务比例。下一节我们利用包含 x_{jt} 的外生变量 Z_{jt} 对第二类 Tobit 模型或 Heckman 方法估计海外业务比例, 因此此处我们重新将 g_{ijt} 表示为 $g_{ijt} = E(g_{ijt} | Z_{jt}) + v_{ijt}$, 其中 $E(v_{ijt} | Z_{jt}) = 0$, $i = 1, 2, 3$ 。我们将这些变量替换到(20)式得到:

$$R_{jt} = \beta_0 C_d + \beta_1 I_{jt} + E(g_{1jt} | Z_{jt}) I_{jt} + E(g_{2jt} | Z_{jt}) C_d + E(g_{3jt} | Z_{jt}) + w_{jt} \quad (21)$$

其中 $w_{jt} = v_{1jt} I(x_{jt}) + v_{2jt} C_d + v_{3jt} - [\beta_1 + E(g_{1jt} | Z_{jt})] u_{jt} + \epsilon_{jt}$ 为误差项。所有包含这一误差项的变量都符合给定 Z_{jt} , 均值为零的特征。因此 w_{jt} 与工具变量条件无关。^①

最后一个挑战是处理方程中的非线性部分 $g_i(\eta_{ejt})$ 。对(17)式的估计需要借助非线性结构方程, 同时包括内生解释变量和一阶 Heckman 过程, 在计算上十分麻烦。因此, 为简化估计方法, 我们对 $g_i(\eta_{ejt})$ 进行了简化。

我们对方程 g_i , $i = 1, 2, 3$, 采用不同的简化方式, 由(14)式可得:

$$g_1(\eta_{ejt}) = -\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{i\delta\eta_{ejt}(\tau_e - \tau_d)}{[i\delta(\tau_d(1-\eta_{ejt}) + \tau_e\eta_{ejt}) + \frac{\sigma-1}{\sigma\theta}]} \left(i\delta\tau_d + \frac{\sigma-1}{\sigma\theta} \right) \quad (22)$$

考虑到 $g_1(\eta_{ejt})$ 是非线性的, 我们采用二阶泰勒展开逼近 $\eta_{ejt} = 0$ 附近,

$$\begin{aligned} g_1(\eta_{ejt}) &\approx -\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{1}{\left(i\delta\tau_d + \frac{\sigma-1}{\sigma\theta} \right)} \left[\left(\frac{i\delta(\tau_e - \tau_d)}{i\delta\tau_d + \frac{\sigma-1}{\sigma\theta}} \right) \eta_{ejt} - \left(\frac{i\delta(\tau_e - \tau_d)}{i\delta\tau_d + \frac{\sigma-1}{\sigma\theta}} \right)^2 \eta_{ejt}^2 \right] \\ &\equiv \beta_2 \eta_{ejt} + \beta_3 \eta_{ejt}^2 \end{aligned}$$

^①注意, 此处 v_{1jt} , u_{jt} 经过迭代在 w_{jt} 中出现了两次且符号相反, 因此被消除。这是因为不同于 Heckman 和 Vytlacil (1998), 我们从理论模型出发加入了误差项, 与 $v_{1jt}u_{jt}$ 相同的项并未在 Heckman 和 Vytlacil 模型中被消除, 因此他们需要条件同方差的假设从而确保估计的无偏性。而我们的文章不需要这一假设。

从系数 β_2 和 β_3 的定义出发,我们得到了(22)式中方程 g_1 的具体值:

$$g_1(\eta_{ejt}) = -\frac{\beta_2^2}{\beta_3} \left(\frac{1}{1 - [\beta_2 / (\beta_3 \eta_{ejt})]} \right) \quad (23)$$

为了与我们的模型一致,需要满足 $\beta_2 < 0$ 和 $\beta_3 > 0$ 。这个条件足以满足(23)式中的 $g_1(\eta_{ejt}) < 0, \eta_{ejt} > 0$,即出口企业面临更紧的信贷约束。进一步我们利用(23)式来检验 $|g_1(\eta_{ejt})| < \beta_1$,这一条件在我们的模型中永远成立,并且保证即便出口企业信贷约束更紧,银行费用与主营业务收入仍然存在正相关关系。为了验证这个条件在我们的实证模型中仍然成立,给定 $\beta_2 < 0$ 和 $\beta_3 > 0$, (23)式对海外业务比例严格递减。因此我们利用不等式在 $\eta_{ejt} = 1$ 条件下成立的特点,证明 $|g_1(\eta_{ejt})| < \beta_1$ 。根据(23)式 $\eta_{ejt} = 1, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0$,当且仅当 $\beta_2^2 + \beta_1\beta_2 - \beta_1\beta_3 < 0$ 时, $|g_1(1)| < \beta_1$ 成立。在等号情况下求解这个不等式,不等号成立的条件是我们得到的 β_2 满足下述条件:

$$\beta_2 \in \left(-\frac{1}{2}(\beta_1 + \sqrt{\beta_1^2 + 4\beta_1\beta_3}), 0 \right) \quad (24)$$

总结来看, $\beta_2 < 0$ 和 $\beta_3 > 0$ 条件确保了 $g_1(\eta_{ejt}) < 0, \eta_{ejt} > 0$ 和 $|g_1(\eta_{ejt})|$ 是海外业务占比 η_e 的增函数,这意味着对外业务越多的企业面临的信贷约束越强。另一方面, (24)式和 $\beta_3 > 0$ 提供了 $|g_1(\eta_e)| < \beta_1$ 在任何的 $\eta_e \in [0, 1]$ 条件下都成立的充要条件。这两个理论推断都会在实证中被检验。

回到方程 g_2 , 可以被化简为

$$\begin{aligned} g_2(\eta_{ejt}) &= -\frac{\sigma}{\sigma-1} i \delta \eta_{ejt} (\tau_e - \tau_d) \left(1 - \frac{\sigma-1}{\sigma \theta} \right)^{-1} \\ &= \beta_4 \eta_{ejt} \end{aligned}$$

其中 $\beta_4 < 0$ 。因此对参数 β_4 的估计并不依赖泰勒展开。^① 最后,我们并未把 g_3 表示为海外业务比例的方程,但是利用参数 $\beta_5 \times 1_{\{x_{jt} \geq x_e\}}$ 考虑这一因素对出口企业的影响。^②

将 g_i 代入(21)式,并将固定成本 C_d 放进系数 β_0 和 β_4 ,我们得到:

$$R_{jt} = \beta_0 + [\beta_1 + \beta_2 E(\eta_{ejt} | Z_{jt}) + \beta_3 E(\eta_{ejt}^2 | Z_{jt})] I_{jt} + \beta_4 E(\eta_{ejt} | Z_{jt}) + \beta_5 1_{\{x_{jt} \geq x_e\}} + w_{jt} \quad (25)$$

用表示第二类 Tobin 模型的回归预测值。我们用这个估计结果代替模型中的 $E(\eta_{ejt} | Z_{jt})$ 。附录中我们展示了如何估计超出 Jensen 不等式的二阶矩 $E(\eta_{ejt}^2 | Z_{jt})$,并用估计的二阶矩替代 $E(\eta_{ejt}^2 | Z_{jt})$ 。在(25)式中进行上述代换,并假设用来估计海外业务比例的 Tobin 模型是正确的模型。^③ 完成上述代换后,用来估计(25)式的工具变量为 x_{jt} 和交叉项。当然,我们利用重复抽样的方法更正了标准误。

综上所述, (25)式是模型中的均衡状态,我们利用(25)式验证(18)式和(19)式中的参数符号。如果参数符合预期,那么出口企业面临更紧的信贷约束的假说就得到了实证支持。保证假说成立的最关键参数约束是 $\beta_2 < 0$ 和 $\beta_3 > 0$,此时海外业务比例越高的企业面临的信贷约束越强,但是边际上递减。上述条件足以保证 $g_1(\eta_{ejt}) < 0, \eta_{ejt} > 0$,也就是出口企业面临更多的信贷约束。此外,我们利用(23)式检验 $|g_1(\eta_{ejt})| < \beta_1$,即利率越高导致企业营业

^①如同参数 β_2 和 β_3 ,我们假设参数 β_4 对所有企业都是常数。所有参数都依赖于 $(\tau_e - \tau_d)$,即出口企业和国内企业还款的时间长短差异。我们允许海运和非海运企业拥有不同的参数。

^②在我们的工作论文(Feenstra, Li 和 Yu, 2011)中,我们允许参数 β_5 随时间变化,然而结果并不稳健,因此此处略去。另外,原则上我们在估计(25)式时应该用 $1_{\{x_{jt} \geq x_e\}}$ 给定 Z_{jt} 的条件均值,但实际上我们发现用该变量本身会使得系数估计更加稳健。

^③正如下文解释, Tobit 模型的第一步利用变量 Z_{ij} , 包括 x_{jt} ; 在第二步中忽略 x_{jt} 。我们需要假设这一步骤是正确的。

收入越高。这个不等式成立的充分条件是参数 β_2 满足(24)式的区间。

2. 企业层面数据。本文利用中国企业数据库的企业层面面板数据,包括 2000—2008 年每年 160 000 多家制造业企业。企业数量从 2000 年的 162 885 家翻一番到 2008 年 412 212 家。^① 数据来自中国国家统计局的年度企业普查,包括两类企业:(1)所有国有企业;(2)所有年销售额在 500 万元(\$ 770 000)以上的规模企业。^② 非国有企业不一定是跨国企业。数据包括超过 100 个财务指标。

尽管原始数据有 2 235 438 观测值,仍然有一小部分数据存在噪音,主要是由于一些企业的错误报告。^③ 因此我们对测量误差和小微企业进行数据清理,标准如下:首先,核心财务指标(如总资产、固定资产净值、销售额、工业产品价值)不能为缺失;否则去掉观测值。其次,企业员工数量不能低于 10 人。^④ 此外,根据 Cai 和 Liu (2009)以及审计总则(GAAP),我们删除了不满足以下任意条件的企业:(i) 总资产必须高于流动资产;(ii) 总资产必须高于固定资产总额;(iii) 总资产必须高于固定资产净值;(iv) 企业成立时间必须有效;^⑤(v) 企业 ID 编码不能缺失且不能重复;(vi) 企业销售额不能低于 500 万元人民币;(vii) 企业的利息支出必须为正。

经过严格筛选后,我们得到 963 180 个观测值,大约占全样本的一半。最后三项标准大约占删除样本的 60%。这些观测值中有 36 637 个观测值是纯出口企业,926 543 个观测值是国内企业,包括港澳台投资的合营企业,以及 99 742 个外资企业观测值。

表 1 基本数据描述(2000—2008 年)

变量	均值	标准差
纯出口企业		
企业营业收入(\$ 1 000)	6 297	53 514
企业利息支出(\$ 1 000)	26.80	154.6
其他中国企业		
企业营业收入(\$ 1 000)	10 687	129 178
企业财务费用(\$ 1 000)	115.1	1 525
出口哑变量(1=是,0=否)	0.198	0.398
海外业务占比	0.096	0.249
出口企业海外业务占比	0.487	0.352
企业海外业务占比估计值	0.114	0.086
企业资本—劳动比对数	3.60	1.20
企业有形资产比率	0.985	0.050
无形资产哑变量	0.183	0.386
外资企业		
企业营业收入(\$ 1 000)	22 686	168 831
企业财务费用(\$ 1 000)	205.1	1 688
出口哑变量(1=是,0=否)	0.574	0.494
海外业务占比	0.325	0.383
出口企业海外业务占比	0.567	0.345

①官方尚未公布 2008 年数据,样本中的数据是试用版数据,因此并不包括企业 ID 数据。我们利用可用的字段与之前的数据合并,得到 33 648 个观测值,与 2007 年的 336 768 基本一致。

②由于小企业更有可能面临信贷约束,本文的估计结果显然是低估的。我们的估计结果是中国企业面临的信贷约束的下界,感谢审稿人提出的上述意见。

③比如一些个体户企业并没有财务报表,记账单位是元,而非官方所要求的是 1 000 元。

④Levinsohn 和 Petrin (2003) 认为应当考虑所有 10 人以上的企业,我们遵循他们的标准。Brandt 等(2012)认为应当以 8 人为分界线,这样更加符合中国的实际情况。我们也用这个标准进行分析,结果并无显著差异。

⑤特别地,成立时间为 2008 年以后、12 月以后、1 月以前的企业也被删除。

续表1 基本数据描述(2000—2008年)

变量	均值	标准差
企业海外业务占比估计值	0.326	0.161
企业资本—劳动比对数	4.01	1.47
企业有形资产比率	0.984	0.043
无形资产哑变量	0.301	0.458

说明：剔除了36 637个纯出口企业观测值后，样本中共有926 543个国内企业观测值和99 742个外资企业观测值。企业营业收入和利息支出全部转化为美元，汇率为1美元=8.05人民币(样本期间均价)。所有外资企业(即跨国公司)不包括港澳台公司。

表1所示，海外销售额等于销售额的纯出口公司，其销售额和财务费用明显小于其他企业。由于纯出口企业并不是我们理论讨论的范围，我们将这些企业从样本中剔除。对于国有企业，观测值相对较少(约39 419或总样本的4.1%)，且并不符合企业独立性原则，因此也从样本中删除。

跨国公司也不直接适用于我们的理论，因为跨国公司通常有其他融资渠道(Harrison和McMillan, 2003; Manova等, 2011)。因此我们将跨国公司单独作为一个样本，并单独进行回归后，从样本中删除。^①表1结果显示，外资企业销售额更高、财务费用更高，且更有可能从事出口业务，海外业务占比也高于中国企业。

其他变量并未在表1中单独报告，但是在回归中是用到了。如前所述，我们估计出企业的预期生产率 $TFP2$ ，而不是传统的生产率，从Olley和Pakes(1996)框架下讨论，考虑一个Cobb—Douglas生产函数：

$$\ln Y_{jt} = \gamma_k \ln K_{jt} + \gamma_l \ln L_{jt} + x_{jt} + \epsilon_{jt} \quad (26)$$

其中 Y_{jt} 是企业 j 在 t 年的增加值。^②传统的生产率用下式估计：

$$TFP1_{jt} = \ln Y_{jt} - \hat{\gamma}_k \ln K_{jt} - \hat{\gamma}_l \ln L_{jt} \quad (27)$$

这种方法下，企业生产率($TFP1$)显然与增加值相关，也与事前冲击 ϵ_{jt} 相关。

但是Olley—Pakes方法引出了第二种衡量生产率的方法。这种方法假设投资 V_{jt} 决定于预期到的生产率 $TFP2_{jt}$ ： $V_{jt} = h_1(TFP2_{jt}, \ln K_{jt})$ ，其中 K_{jt} 表示企业资本。通过这个估计，我们可以逆向计算出预期到的生产率：

$$TFP2_{jt} = h_1^{-1}(V_{jt}, \ln K_{jt}) \quad (28)$$

我们在附录中更加细致地讨论这个方法。第二种估计方法计算的生产率就是理论中所说的企业事前观测到的生产率，与Melitz模型相近并且与 ϵ_{jt} 独立。 $TFP2$ 作为我们估计(25)式时的工具变量，也在Heckman方法中用到这一变量。

除了企业层面的生产数据，我们也运用更加分散的、产品层面的海关数据，后者包括运输方式及出口价值，并与企业层面数据合并。我们利用这个数据来估计运输时间对信贷约束的影响。

四、估计结果

1. 信贷约束。首先检验(25)式中企业营业收入和财务费用的关系。注意简单的二维

^①回归中共300 372家中国企业和42 612家外资企业(即跨国公司)。

^②此处我们用平减后的企业增加值来估计生产率并且除去中间品投入，后者被视作一种要素投入。尽管如此，我们不能用增加值来衡量2008年的企业生产率，因为在试用版本数据中，这一变量缺失。我们用产出来替代企业2008年的增加值。

图(2 位行业层面的平均值)中,二者存在明显的正相关关系,与理论预测相同。^① 进一步,我们对(25)式进行 OLS 回归,见表 2 第 1 列。我们需要用 Heckman 方法控制海外业务比例这一内生变量,结果在下面报告。同时需要用 TFP2 作为工具变量来控制财务费用这一内生变量。在 OLS 回归后,我们继续用二阶段最小二乘法(2SLS)估计,表 2 剩余部分将报告这一结果。前 2 列我们只关注中国公司,外资企业结果在第 3 列报告。

表 2 国内企业和外资企业的基准回归(2000—2008 年)

数据样本	中资企业		外资企业
	OLS (1)	2SLS (2)	2SLS (3)
因变量:企业营业收入			
财务费用(β_1)	64.83*** (31.36)	79.97*** (55.92)	173.4*** (10.49)
财务费用×海外业务占比估计值(β_2)	-69.72*** (-2.51)	-143.5*** (-2.10)	-1,714*** (-6.31)
财务费用×海外业务占比估计值平方(β_3)	167.5*** (4.49)	238.7*** (2.53)	2,193*** (6.22)
海外业务占比估计值(β_4)	-12,469*** (-8.91)	-6,756*** (-6.12)	-25,103*** (-5.10)
出口哑变量(β_5)	7 206*** (7.02)	12.00 (0.04)	2 238* (1.95)
$-\frac{1}{2}(\beta_1 + \sqrt{\beta_1^2 + 4\beta_1\beta_3})$ 下界	-141.5	-183.7	-708.5
海外业务占比均值(η^m)	0.49	0.49	0.57
$g_1(\eta^m)$ 估计值	-15.69	-38.59	-564.9
海外业务占比 90 th 百分位(η^90)	0.97	0.99	0.99
$g_1(\eta^90)$ 估计值	-20.31	-53.47	-748.6
Kleibergen-Paap rk LM χ^2 统计量	—	27.95	89.09
Anderson-Rubin Wald F 统计量	—	31.82	35.61
行业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	926 543	909 173	99 814

说明:括号内是企业聚类后的 T 统计量,由 2SLS 回归反复抽样得到。*, **, *** 表示 10%, 5%, 1% 显著水平。† 是 1% 水平 p 值。第 1 列是利用实际海外业务占比而不是其估计值进行的 OLS 回归。2SLS 回归中的工具变量是 TFP2、TFP2 和海外业务占比估计值的交叉项、TFP2 和海外业务占比估计值平方的交叉项,后者由表 3 Heckman 回归分析中得到。行业固定效应是 1 位中国行业代码(CIC)层面的固定效应。 $g_1(\eta^m)$, $g_1(\eta^90)$ 的估计量由将 $g_1(\eta^m)$ 和 90 百分位值(η^90)带入(23)式得到。

中国企业的基准 OLS 回归在第 1 列报告。我们对企业海外业务收入和其平方进行回归,而不是这些变量的估计值。所有系数都显著且符号与理论预测一致。财务费用的系数为正($\hat{\beta}_1 > 0$),财务费用与海外业务占比的交叉项系数显著为负($\hat{\beta}_2 < 0$),与海外业务收入占比平方的交叉项系数为正($\hat{\beta}_3 > 0$)。估计值也落在理论的预测区间。^② 第二列报告 $\hat{\beta}_2 = -64.8$ 高于理论预测的最低值 -141.5。实证估计的信贷约束系数 $g_1(\eta^m)$ 为 -15.7,中国企业海外业务占比的系数为 0.49。因此,正如理论预测的那样 $\hat{\beta}_1 + g_1(\eta^m)$ 为正但是小于 $\hat{\beta}_1$,说明出口企业面临的信贷约束高于国内企业。进一步,海外业务占比更高的企业,比如 90 百分位的出口企业,面对的信贷约束 η^90 更紧: $g_1(\eta^90)$ 的估计值为 -20.3,比出口企业的系数

①参见附录,图-A1。

②(24)式的参数应当满足: $\hat{\beta}_2 \in \left(-\frac{1}{2} \in (\beta_1 + \sqrt{\beta_1^2 + 4\beta_1\beta_3}), 0\right)$ 。

均值高出 30%。

2. 二元选择模型。表 2 第 1 列的 OLS 估计结果是对海外业务占比进行回归，但是这一变量本身存在内生性。为了控制内生性，我们采用 Heckman 方法或第二类 Tobin 模型进行识别。二元选择模型包括：(i) 出口参与方程

$$Export_{jt} = \begin{cases} 0 & \text{if } x_{jt} - \underline{x}_{et} \leq 0 \\ 1 & \text{if } x_{jt} - \underline{x}_{et} > 0 \end{cases} \quad (29)$$

其中 \underline{x}_{et} 是临界企业的生产率， $(x_{jt} - \underline{x}_{et})$ 表示企业 j 的潜在变量 (latent variable)；(ii) 企业海外业务占比作为其他变量的线性方程的结果方程。

我们采用 Heckman 两步法估计二元选择模型。潜在变量的分布就是企业生产率向左移动临界值个单位。我们已经证明单纯的企业生产率 TFP 会导致内生性，因此我们首先用企业生产率 TFP 对 TFP2 和其他 Heckman 方程中的变量进行回归。企业层面的数据可以令 $\widehat{TFP1}_{jt}$ 在不同行业之间有所差异。我们用 $\widehat{TFP1}_{jt}$ 代替 (29) 式中的 x_{jt} 。当然，利用估计值进行回归时，标准误需要由抽样重复的方法得到。

理论模型认为企业的出口决策取决于抵押品，见工作论文 (Feenstra 等，2011)。我们根据 Manova (2013)，运用企业有形资产占总资产的比重来衡量抵押品。特别地，我们将临界生产率作为抵押品的被解释变量。^① 此外，之前文献认为美国出口企业的资本密集度更高，并且资本密集度高的行业也更多地从事出口业务 (Bernard 等，2007)。这意味着 Heckscher-Ohlin 在跨行业的贸易中也存在影响力。近年来的研究表明，中国的贸易或许与 Heckscher-Ohlin 预测的相反，劳动力密集型产业更多从事出口 (Lu，2010)。因此，有必要检验出口行为与劳动力密集度的关系，因此我们在出口决策方程中纳入劳动力密集度这个变量。

最后，我们控制年份固定效应 D_t 和四位行业固定效应 ζ_n ，我们利用下面的 Probit 模型作为 Heckman 第一步回归：

$$\begin{aligned} Pr(Export_{jt} = 1 | Z_{jt}) \\ = \Phi[\alpha_0 + \alpha_1 \widehat{TFP1}_{jt} + \alpha_2 (Tang/Asset)_{jt} \\ + \alpha_3 \ln(K/L)_{jt} + D_t + \zeta_n] \end{aligned} \quad (30)$$

其中 $\Phi(\cdot)$ 是正态分布的累积密度函数， Z_{jt} 是一系列外生变量的向量。在估计选择方程时，我们马上遇到了数据上的问题：近 80% 的样本并不报告无形资产。为了解决这一问题，我们在回归中加入无形资产的哑变量 (如果报告为 1，否则为 0)。

我们将第一步得到的逆密尔系数代入第二步中。Heckman 估计需要在第二步估计中删除第一步估计中的显著变量。出于以下两个考虑，我们将 $\widehat{TFP1}_{jt}$ 排除：首先，企业生产率被广泛证明影响企业出口决策 (Melitz，2003)。第二，我们的理论方程 (9) 显然证明企业的海外业务比例并不受企业生产率影响，而是只与国内外市场规模有关。^②

表 3 报告了中国企业和外资企业的 Heckman 回归结果。第 1 列报告了第一步 Probit 模型的回归结果，企业生产率越高，从事出口的概率也就越高。此外，企业的有形资产与总

^① 金融学中，企业抵押品通常由有形资产占总资产的比例来衡量，而不是有形资产的水平值，主要因为后者是企业规模和收益的内生变量。

^② 如果存在外国市场，那么生产率高的企业就会出口，因此拥有更高的海外业务比重。我们的解释是，当存在许多国外市场时，企业的出口选择就变得相当复杂。因此，企业出口决策显然会与企业特征相关。但是，对企业海外业务占比和 TFP2 的简单回归结果显示，2000—2008 年间，这一影响 (0.03) 可以忽略不计。

资产比例越高,从事出口业务的概率也越高。^① 资本密集型企业更有可能从事出口业务,说明中国企业出口行为符合 *Heckscher-Ohlin* 预测的贸易结构。^② *Heckman* 第二步的结果与第一步基本一致,详见第 2 列。

与中国企业相比,外国企业的 *Heckman* 估计结果明显不同,见第 3 至 4 列。企业生产率对企业出口决策没有显著影响。可能的原因是很多外资企业是生产率较低的加工贸易企业(Yu, 2011),或者这些跨国公司是垂直分工,主要依赖其内部的销售资源(Feenstra 和 Hanson, 2005)。结合 2SLS 的回归结果,我们认为外资企业并不适用于中国企业的计量模型,因此我们接下来的回归主要关注于中国企业。

表 3 *Heckman* 两步法估计的二元选择模型(2000—2008 年)

企业类型	中资企业		外资企业	
	第一步 <i>Probit</i>	第二步 <i>OLS</i>	第一步 <i>Probit</i>	第二步 <i>OLS</i>
<i>Heckman</i> 两步法	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>TFP1</i> 估计值的对数	0.035*** (17.50)	—	0.003 (0.60)	—
有形资产比例	0.939*** (24.08)	0.553*** (61.44)	1.151*** (9.59)	0.644*** (13.14)
无形资产哑变量	0.497*** (99.40)	0.282*** (72.30)	0.389*** (28.89)	0.209*** (16.08)
资本劳动比的对数 $\log(K/L)$	0.010 (1.11)	-0.003*** (-3.00)	-0.056*** (-2.55)	-0.056*** (-9.33)
<i>Inverse Mills Ratio</i>		0.573*** (57.30)		0.581*** (10.02)
年份固定效应与 $\log(K/L)$ 的交互项	是	是	是	是
行业固定效应与 $\log(K/L)$ 的交互项	是	是	是	是
观测值	909 173		99 814	

说明:括号内是企业聚类后的 *T* 统计量,由 2SLS 回归反复抽样得到。*, **, *** 表示 10%, 5%, 1% 的显著水平。采用第二类 *Tobit* 模型回归,其中第一步为(30)式的 *Probit* 回归。第一步因变量是企业出口哑变量,第二步因变量是企业海外业务占比。第 1 列和第 3 列是 *Probit* 回归结果,第二步中的逆密尔系数由第一步 *Probit* 回归得到。*TFP1* 的估计值由 *TFP1* 对企业财务变量和第一步的其他外生变量回归得到,在第一步中作为外生变量,但是不出现在第二步回归中。企业有形资产比例以百分数表示,由有形资产比总资产得到。因为 80% 的样本不报告无形资产,我们加入无形资产哑变量:如果报告无形资产,则该变量等于 1,否则为 0。行业固定效应是 4 位中国行业代码(CIC)层面的固定效应。同时加入了年份固定效应、2 位中国行业代码与资本劳动比交叉项固定效应和年份与资本劳动比交叉项固定效应。

3. 2SLS 估计结果。2SLS 回归结果中,我们必须控制海外业务占比和财务费用的内生性问题。我们用 *Heckman* 第二步的估计结果代替模型(25)式中的预期海外业务占比。此外,我们用事前生产率 TFP_{2jt} 作为企业财务成本的工具变量。相应地,在估计(25)式时,我们使用 3 个工具变量: TFP_{1jt} 水平值、 TFP_{2jt} 与海外业务占比估计值的交叉项、 TFP_{2jt} 与海外业务占比估计值平方的交叉项。标准误差由反复抽样得到。^③

①这一结果与我们工作论文的理论预测一致,即企业抵押品越高,现金流约束越小,特别是出口企业。

②这一结果与 Lu (2011) 不同,因为纯出口企业已经从样本中删除。Dai 等(2012)发现纯出口企业主要是加工贸易企业,当这些加工贸易企业被剔除后,中国的出口贸易模式符合 *Heckscher-Ohlin* 模型预测。

③我们的估计共分为 5 步:i) 将 TFP_{1jt} 对企业层面特征、企业与四位数行业交叉项、 TFP_{2jt} 和其他在(30)式中出现的变量进行回归;ii) 利用 TFP_{1jt} 估计选择方程(30)式;iii) 除去 TFP_{1jt} 的 *Heckman* 回归第二步,从而得到海外业务占比的估计量 ejt 和 ejt^2 ;iv) 2SLS 回归的第一步,用 $I_{jt}, I_{jt}ejt$ 和 $I_{jt}ejt^2$ 对 $TFP_{2jt}, TFP_{2jt}ejt$ 和 $TFP_{2jt}ejt^2$ 进行回归;v) 最后估计(25)式。通过重复抽样的方法更正企业聚类的标准误。

2SLS 估计结果在表 2 第 2 列报告。核心参数($\hat{\beta}_1/\hat{\beta}_4$)比 OLS 估计结果略大,但是方向一致。特别地,企业财务费用越高,营业收入也就越高。更为重要的是,企业海外业务占比越高,面临的信贷约束也就越紧,因为 $\hat{\beta}_2$ ($\hat{\beta}_3$) 的符号为负(正)。所有核心变量的参数估计都落在(24)式理论预测的合理区间。同时,信贷约束参数的估计值 $g_1(\eta_e^m) = -38.6$ 小于财务费用的参数估计值 $\hat{\beta}_1 = 79.9$ 。与之前的结论一致,如果我们截取 90 百分位的海外业务占比(η_e^m),我们仍然得到 $|g_1(\eta_e^m)| = 53.5 < \hat{\beta}_1$ 。进一步,我们发现海外业务占比在 90 百分位的企业,其信贷约束的参数估计值 $|g_1(\eta_e^m)|$ 比均值处企业的参数 $|g_1(\eta_e^m)|$ 高 40%,说明企业海外业务占比越高,面临的信贷约束也就越紧。

第 2 列报告了 2SLS 对外资企业的回归结果。回归结果与第 1 至第 2 列结果很不一样。尽管财务费用与营业收入正相关($\hat{\beta}_1 > 0$),财务费用与海外业务占比估计值的交叉项系数 $\hat{\beta}_2$ 绝对值太大, $\hat{\beta}_1 + g_1(\eta_e^m)$ 为负。换言之,银行利息与营业收入不再是正相关关系。这一结果与 Manova 等 (2011) 一致,即跨国公司在中国的子公司有其他的融资渠道,因此银行信贷和企业营业收入的关系就变得复杂了。由于外资企业的这一特性,我们在接下来的分析中不再考虑外资企业。^①

4. 企业抵押品。我们考虑(25)式的两个拓展形式。首先,我们用有形资产作为企业抵押品的衡量。Manova (2013) 论证了这一变量在解释部门贸易对金融变量的敏感性时十分重要。通过假设企业成功生产的概率 ρ 并且偿付银行贷款,我们在模型中引入抵押品的概念。如果企业生产失败的概率为 $(1-\rho)$,那么企业的银行贷款就出现违约,银行获得抵押品 A_{jt} 的所有权,即企业的有形资产。此时,银行的预期收益是 $[\rho I(x_{jt}) + (1-\rho)A_{jt}]$,企业的预期收益为 $\rho r(x_{jt})$ 。将其代入(17)式并将等式两边除以 ρ ,将 g_i 代入可得:

$$R_{jt} = \beta_0 + [\beta_1 + \beta_2 E(\eta_{ejt} | Z_{jt}) + \beta_3 E(\eta_{ejt}^2 | Z_{jt})] I_{jt} + \beta_4 E(\eta_{ejt} | Z_{jt}) + \beta_5 1_{\{x_{jt} \geq x_c\}} + [\beta_6 + \beta_7 E(\eta_{ejt} | Z_{jt}) + \beta_8 E(\eta_{ejt}^2 | Z_{jt})] A_{jt} + \omega_{jt} \quad (31)$$

其中 $\beta_{i+5} \equiv \beta_i (1-\rho)/\rho, i=1,2,3$ 。^② 我们在回归中加入了企业抵押品、抵押品和海外业务占比估计值的交叉项、抵押品和海外业务占比平方的交叉项,与前面财务费用的情况基本相似。

从(31)式可得,用抵押品替代利息费用后,回归方程中出现抵押品变量。由于 $\beta_1 > 0$,且项目成功的概率为正 $\rho \in (0,1]$,因此抵押品和营业收入为正相关关系 $\beta_6 > 0$ 。相似地,我们认为出口企业抵押品的系数小于国内企业,且随着海外业务占比增加而减少, $\beta_7 < 0$ 。

(31)式的估计结果中(未报告),关键变量的系数 $\hat{\beta}_2$ 不再显著,同样交差项的系数 $\hat{\beta}_7$ 和 $\hat{\beta}_8$ 也不显著。一个原因是 2008 年的数据为初步数据,因此在余下的部分我们使用 2000—2006 年数据,这一期间我们可以将工业企业数据库和海关数据库完整合并起来,结果见表 4。

^①表 2 同时报告了工具变量的有效性分析。我们报告了 Kleibergen-Paap LM χ^2 统计量,检验了模型识别不足的原假设;同时报告了 Anderson-Rubin Wald F 统计量,检验了弱识别的原假设。两个原假设都在 1% 的水平上被拒绝。但是由于我们并未考虑利用估计值进行回归需要进行的标准误调整,因此我们对这个分析的结果持谨慎态度。

^②引入项目成功概率 ρ 和违约风险 $(1-\rho)$ 导致信贷约束的定义与 $\bar{\Phi}_d$ 和 $\bar{\Phi}_e$ 略有不同。但是(18)、(19)式的系数仍然一样,详见 Feenstra, Li 和 Yu(2011)。

表 4 中国企业海运及非海运的 2SLS 估计(2000—2006 年)

企业类型	合并后的中资企业		
	全部合并企业 企业 (1)	交叉项： 海运哑变量 (2)	交叉项 非海运哑变量 (3)
因变量：企业营业收入			
财务费用(β_1)	77.78*** (52.20)		78.12*** (49.44)
财务费用	-252.1***	-335.0***	-166.0**
×海外业务占比估计值(β_2)	(-6.78)	(-2.52)	(-4.51)
财务费用	281.8***	432.9***	93.76*
×海外业务占比估计值平方(β_3)	(6.74)	(2.11)	(2.08)
海外业务占比估计值(β_4)	38 538*** (5.95)	55 279*** (7.34)	58 972*** (7.96)
出口哑变量(β_5)	859.9*** (2.77)		899.1*** (2.63)
有形资产比例(β_6)	16 551*** (9.69)		17 380*** (9.61)
有形资产比例	-44 435***		-61 889***
×海外业务占比估计值(β_7)	(-6.39)		(-7.81)
有形资产比例	2 723		1 909
×海外业务占比估计值(β_8)	(1.56)		(0.99)
无形资产哑变量	-207.9 (-0.73)		-286.2*** (-0.97)
海外业务占比均值(η_e^m)	0.446	0.481	0.441
$g_1(\eta_e^m)$ 估计值	-75.06	-99.45	-58.70
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
观测值	536 064		536 064

说明：括号内是企业聚类后的 T 统计量，由 2SLS 回归反复抽样得到。*，** 表示 10%，5% 的显著水平。我们利用 2000—2006 年工业企业数据和海关数据合并。第 2 至 3 列包括财务支出×海外业务占比估计值×海运哑变量(或非海运哑变量)；财务支出×海外业务占比估计值的平方×海运哑变量(或非海运哑变量)。当企业海运价值超过总出口价值 50% 时，海运哑变量为 1，否则为 0。非海运哑变量界定为(1-海运哑变量)。工具变量包括与海运(非海运)的交叉项。所有港澳台企业被从样本中剔除。行业固定效应是 1 位中国行业代码(CIC)层面的固定效应。用(η_e^m)的均值代入(23)式得到 $g_1(\eta_e^m)$ 的估计量。第 2 至 3 列中，加入了年份固定效应、1 位中国行业代码与海外业务占比估计值交叉项固定效应、海外业务占比估计值与年份交叉项固定效应。

因此，表 4 第 1 列报告的是 2000—2006 年抵押品系数的 2SLS 估计结果。由于与海关数据合并且删除了 2007—2008 年数据，样本量减少为 536 064。^① 我们发现第 1 列的估计结果与理论预测一致。企业抵押品(有形资产/总资产)越多，营业收入也就越高 $\hat{\beta}_6 > 0$ 。将抵押品和海外业务占比做交叉项后，企业的海外业务越多，抵押品对营业收入的影响也就越小， $\hat{\beta}_7 < 0$ 。系数 β_1/β_3 大小与理论预测也一致，尽管 $|g_1(\eta_e^m)| = 75.1$ 略小于 $\hat{\beta}_1 = 77.8$ 。

5. 出口运输模式。对模型的第二个拓展中，我们根据 Amiti 和 Weinstein (2011) 的方法将贸易运输分为几种模式。从理论上说明了出口企业由于运输时间较长因此面临更紧的信贷约束。事实上，企业运输方式多种多样：航运、海运、公路运输以及上述的组合。通常海运是最耗时的运输模式，回款周期也是最长的。因此我们认为，如果企业的运输主要依靠海运，那么它们面临的信贷约束也就更紧。

为了检验运输时间是否影响信贷约束，我们构造海运哑变量，当企业一半以上出口额

①此外，表 4 剔除了港澳台出资设立的企业，因为这些地区的运输时间很短。表 5 重新加入这些地区的观测值。

通过海运运输时，哑变量等于 1，否则等于 0。相似地，我们引入非海运哑变量（1—海运哑变量）。^① 随后我们单独回归，将海运和海外业务占比估计值、海外业务占比估计值的平方分别做交叉项，结果在第 2 至 3 列报告。结果显示，系数符号与理论预测相同。

6. 不完全信息。目前为止实证结果支持出口企业面临的信贷约束更紧这一假说。然而，信息不对称问题在某些行业可能更加严重。理论上，帕累托系数 θ 越小，企业生产率的差异就越大，意味着(14)式的信贷约束越紧。为了检验这个假说，我们利用 $TFP2$ 变量，即银行无法观测的、企业的事前生产率。我们计算了 $TFP2$ 在不同行业的方差，并按大小对行业进行排序，从而用得到行业的百分位序数来检验上述假说。^②

表 5 报告了 2SLS 的估计结果。行业生产率方差区间为 0.376—4.77，我们构造 4 个百分位（所有， $>10^{th}$ ，和 $>25^{th}$ 百分位），从而检验生产率差异较大的行业是否面临更紧的信贷约束。我们再一次发现，所有结构系数的方向和大小与理论预测相一致。取海外业务占比估计值的均值，我们发现信贷约束的均值 $|g_1(\eta_e^m)|$ 随着行业生产率差异增加而单调递增，说明信息不对称越大的行业面临的信贷约束越紧。进一步，所有信贷约束的系数绝对值都小于利息费用的系数绝对值，说明实证结果与理论预测完全一致。

表 5 行业生产率差异的 2SLS 回归结果(2000—2006 年)

因变量：企业营业收入	(1)	(2)	(3)
行业 $TFP2$ 方差百分位	全部	$>10^{th}$	$>25^{th}$
财务费用(β_1)	82.60*** (31.41)	85.55*** (32.90)	87.89*** (33.29)
财务费用	-144.8*	-200.1***	-293.8***
×海外业务占比估计值(β_2)	(-1.85)	(-2.79)	(-4.06)
财务费用	151.4	219.7***	399.9***
×海外业务占比估计值平方(β_3)	(1.37)	(2.09)	(3.66)
海外业务占比估计值(β_4)	22 309*** (2.76)	17 517* (1.83)	7 126 (0.68)
出口哑变量(β_5)	574.9** (2.00)	732.7** (2.03)	878.4** (2.22)
有形资产比例(β_6)	13 540*** (8.09)	14 166*** (7.71)	13 452*** (6.97)
有形资产比例	-22 877***	-18 396**	-11 968
×海外业务占比估计值(β_7)	(-2.94)	(-2.00)	(-1.20)
有形资产比例	-362.0	132.8	302.8
×海外业务占比估计值(β_8)	(-0.17)	(0.06)	(0.13)
无形资产哑变量	1,083*** (3.08)	-879.8*** (-2.26)	-961.8*** (-2.33)
行业 $TFP2$ 方差临界值	>0.367	>0.567	>0.670
海外业务占比均值(η_e^m)	0.487	0.399	0.466
$g_1(\eta_e^m)$ 估计值	-18.73	-61.71	-80.62
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
观测值	604 154	542 893	450 599

说明：括号内是企业聚类后的 T 统计量，由 2SLS 回归反复抽样得到。*，**，*** 表示 10%，5%，1% 显著水平。样本与表 4 一样，但是包括港澳台企业。我们用 $TFP2$ 的行业内方差来衡量行业内的不完全信息程度，之后对 $TFP2$ 方差按 $CIC2$ 位行业排序，选择适当的百分位作为回归的临界值变量。用(η_e^m)的均值代入(23)式得到 $g_1(\eta_e^m)$ 的估计量。行业固定效应是 2 位中国行业代码(CIC)层面的固定效应。

① 如果将海运标准提高为 75%，90% 或 95%，估计结果也不变。然而，如果利用航运哑变量，估计结果就不再稳健。

② 参见附录表 A1 最后一列。

五、结 论

本文试图回答为什么企业会在国内业务和出口业务中遭遇信贷约束。我们从基本的假设出发,假设企业在生产前获得资本要素,而企业生产率则存在信息不对称。显示原则要求银行的最优选择是向企业提供贷款合同,在这份贷款合同下,企业有激励向银行报告真实的生产率信息。我们论证了上述激励相容原则会导致企业的信贷约束,原因在于不受信贷约束的企业一定有动机向银行报告较低的生产率。此时,企业由于降低产量会损失二阶利润,但是通过降低利息费用从而可以增加一阶利润。因此,企业没有动机报告真实的生产率。

我们解释了为何出口企业和国内企业面临不同的信贷约束:出口企业的生产销售周期更长(Berman 等, 2012)。这使得银行对出口企业的国内业务和海外业务都施加更紧的信贷约束,降低了出口企业的广度边际和深度边际。实证上,我们发现随着企业海外业务占比上升、运输时间增加、行业生产率差异扩大(使得信息不对称更加严重),企业面临的信贷约束会越来越紧。

出口企业的国内业务和海外业务面临相同的信贷约束,这一理论结果与 Behrens 等(2010)研究比利时的实证结果相吻合,后者发现金融变量对企业内部的国内业务和海外业务影响相同。但这一结果与 Amiti 和 Weinstein (2011)利用日本数据的研究结果相悖,后者认为银行对出口业务的影响是国内业务的 5 倍。一个可能的解释是 Amiti 和 Weinstein (2011)的信贷是关注于银行的贸易融资业务,专注于出口业务,而我们的信贷是更加广义的对企业固定资产购买提供的信贷。

我们模型的一个局限是这是一个静态模型,而其他理论文献关注于信贷约束的动态特征。Clementi 和 Hopenhayn (2006)构造了动态的激励相容信贷约束,并且证明在动态条件下,信贷约束如何影响企业增长和存续。在这个设定下,企业信贷被放松为现金流的增加。Verani 和 Gross(2012)证明了如何利用 *Melitz* 模型推导 Clementi 和 Hopenhayn (2006)的企业利润方程,加上 Verani (2011)的条件后,求解了国内企业和出口企业的动态问题。尽管如此,上述文献都没有区分国内企业和出口企业在运输时间上的差异,而在我们的模型中,我们考虑了这一重要因素。我们期待我们的模型也可以在上述动态模型中得到推广,当然这并非本文的讨论内容。

参考文献:

- [1]Ahn J. A theory of domestic and international trade finance[R]. IMF Working Paper No. 11/262, 2011.
- [2]Amiti M, Weinstein D E. Exports and financial shocks[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2011, 126(4): 1841—1877.
- [3]Beck T. Financial development and international trade: Is there a link? [J]. Journal of International Economics, 2002, 57(1): 107—131.
- [4]Behrens K, Corcos G, Mion G. Trade crisis? What trade crisis? [R]. CEPR Discussion Paper No. DP7956, 2010.
- [5]Berman N, de Sousa J, Martin P, et al. Time to ship during financial crises[R]. NBER Working Paper No. 18274, 2012.
- [6]Bernard A B, Jensen J B, Redding S J, et al. Firms in international trade[J]. Journal of Economic Perspectives, 2007, 21(3): 105—130.
- [7]Bolton P, Scharfstein D S. A theory of predation based on agency problems in financial contracting[J].

- The American Economic Review, 1990, 80(1): 93–106.
- [8]Brandt L, van Biesebroeck J, Zhang Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339–351.
- [9]Buch C M, Kesternich I, Lipponer A, et al. Real versus financial barriers to multinational activity[R]. University of Nottingham, 2008.
- [10]Cai H, Liu Q. Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms[J]. *The Economic Journal*, 2009, 119(537): 764–795.
- [11]Chaney T. Liquidity constrained exporters[R]. University of Chicago, 2005.
- [12]Chor D, Manova K. Off the cliff and back? Credit conditions and international trade during the global financial crisis[J]. *Journal of International Economics*, 2012, 87(1): 117–133.
- [13]Claessens S, Tzioumis K. Measuring firms’ access to finance[R]. *Access to Finance: Building Inclusive Financial Systems*, Organized by the Brooking Institution and the World Bank, 2006.
- [14]Clementi G L, Hopenhayn H A. A theory of financing constraints and firm dynamics[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121(1): 229–265.
- [15]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.
- [16]Egger P, Keuschnigg C. Access to credit and comparative advantage[R]. Discussion Paper, 2011.
- [17]Ellison G, Glaeser E L, Kerr W R. What causes industry agglomeration? Evidence from coagglomeration patterns[J]. *American Economic Review*, 2010, 100(3): 1195–1213.
- [18]Feenstra R C, Hanson G H. Ownership and control in outsourcing to China: Estimating the property-rights theory of the firm[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(2): 729–761.
- [19]Feenstra R C, Li Z, Yu M. Exports and credit constraints under incomplete information: Theory and evidence from China[R]. NBER Working Paper No. 16940, 2011.
- [20]Greenaway D, Guariglia A, Kneller R. Financial factors and exporting decisions[J]. *Journal of International Economics*, 2007, 73(2): 377–395.
- [21]Gross T, Verani S. Financing constraints, firm dynamics, and international trade[R]. *Finance and Economics Discussion Series No. 2012–68*, 2012.
- [22]Harrison A E, McMillan M S. Does direct foreign investment affect domestic credit constraints? [J]. *Journal of International Economics*, 2003, 61(1): 73–100.
- [23]Heckman J, Vytlačil E. Instrumental variables methods for the correlated random coefficient model: Estimating the average rate of return to schooling when the return is correlated with schooling[J]. *The Journal of Human Resources*, 1998, 33(4): 974–987.
- [24]Héricourt J, Poncet S. FDI and credit constraints: Firm-level evidence from China[J]. *Economic Systems*, 2009, 33(1): 1–21.
- [25]Kletzer K, Bardhan P. Credit markets and patterns of international trade[J]. *Journal of Development Economics*, 1987, 27(1–2): 57–70.
- [26]Levchenko A A, Lewis L T, Tesar L L. The collapse of international trade during the 2008–2009 crisis: In search of the smoking gun[R]. NBER Working Papers No. 16006, 2010.
- [27]Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317–341.
- [28]Lu D. Exceptional exporter performance? Evidence from Chinese manufacturing firms[R]. Job Market Paper, 2010.
- [29]Manova K, Wei S-J, Zhang Z. Firm exports and multinational activity under credit constraints[R]. NBER Working Paper No. 16905, 2011.

- [30]Manova K. Credit constraints, heterogeneous firms, and international trade[J]. *Review of Economic Studies*, 2013, 80(2): 711—744.
- [31]Matsuyama K. Credit market imperfections and patterns of international trade and capital flows[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2005, 3(2—3): 714—723.
- [32]Melitz M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695—1725.
- [33]Muûls M. Exporters and credit constraints. A firm-level approach[R]. NBB Working Paper No. 139, 2008.
- [34]Olley G S, Pakes A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263—1297.
- [35]Poncet S, Steingress W, Vandenbussche H. Credit allocation in China: Firm-level evidence[J]. *MET/ Medium for Econometric Applications*, 2009, 17(2): 2—7.
- [36]Qiu L D. Credit rationing and patterns of new product trade[J]. *Journal of Economic Integration*, 1999, 14(1): 75—95.
- [37]Verani S. Aggregate consequences of firm-level financing constraints[R]. Job Market Paper, University of California, 2011.
- [38]Yu M J. Processing trade, firm productivity, and tariff reductions: Evidence from Chinese products[R]. CCER Working Paper No. E201006, 2011.

Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China

Robert C. Feenstra^{1,2}, Li Zhiyuan³, Yu Miaojie⁴

(1. *Department of Economics, University of California-Davis, California 95616, USA;*

2. NBER, Massachusetts 02138, USA; 3. *School of Economics,*

Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China;

4. China Center for Economic Research, Peking University, Beijing 100871, China)

Abstract: This paper examines why credit constraints for domestic and exporting firms arise in a setting where banks do not observe firms' productivities. To maintain incentive compatibility, banks lend below the amount that firms need for optimal production. The longer time needed for export shipments induces a tighter credit constraint on exporters than on purely domestic firms. In our application to Chinese firms, we find that the credit constraint is more stringent as a firm's export share grows, as the time to ship for exports is lengthened, and as there is greater dispersion of firms' productivities, reflecting more incomplete information.

Key words: export; credit constraint; incomplete information; heterogeneous productivity; Chinese firm

(责任编辑 石头)