
信贷约束对生产率与出口价格关系的影响

樊海潮 李 瑶 郭光远*

内容提要 本文将产品质量和信贷约束引入异质性企业贸易模型,研究了信贷约束对出口价格和企业生产率间关系的影响。研究结果表明,企业生产率和出口价格呈U型关系:当生产率低于生产率门槛时,企业最优产品定价随生产率提高而递减;生产率高于门槛时,企业最优产品定价随生产率提高而递增。只有当生产率高于门槛时,信贷约束才会影响企业定价,使其定价降低。此外,在企业面临更严厉的信贷约束时,整个关系中起着分界作用的生产率门槛会提高。

关键词 信贷约束 生产率 出口价格 内生质量 异质企业

一 引言

有关信贷约束对国际贸易影响的文献数量非常庞大,尤其是在2008年金融危机以后,相关研究不断增加。已有研究主要集中在两个方面:一是出口企业比内销企业需要更多信贷(Amiti和Weinstein,2009;Feenstra等,2015);另一是信贷约束会对企业出口收益、产品出口种类产生影响(Manova,2013;Manova等,2015)。但关于信贷约束

* 樊海潮:上海财经大学国际工商管理学院国际贸易系 200433 电子信箱:fan.haichao@mail.shufe.edu.cn;李瑶:香港科技大学经济系 电子信箱:yaoli@ust.hk;郭光远:上海财经大学经济学院 电子信箱:glidis@163.com。

作者感谢上海市浦江人才计划项目(15PJC041)和上海财经大学基本科研业务费项目(2013110715)的资助。感谢审稿人提出的意见建议,当然,文责自负。

对企业出口最优定价策略影响的研究仍基本处于空白。通过分析信贷约束对企业出口最优定价策略的影响,可以回答在资金有限的条件下政府是否应该放宽企业的贷款约束,若是,则应着重放宽何种企业的贷款约束。

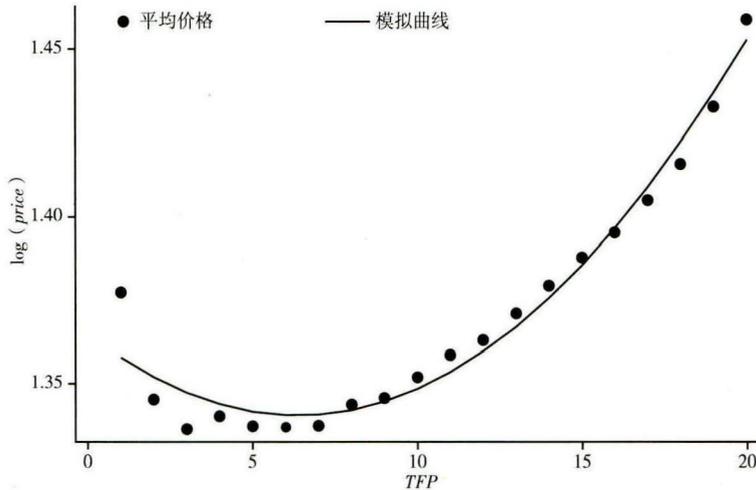


图1 企业生产率与企业产品价格之间的U型关系

说明:企业生产率由 Olley 和 Pakes(1996)的方法估算。我们采用从事一般贸易的子样本,把同一年同一行业内所有的企业依照生产率自低至高分成 20 组。每一个点对应生产率低于相应分界值的所有企业的平均出口价格和平均生产率。纵轴表示价格;横轴表示生产率分组的组号。

传统的异质性企业模型忽略了产品质量的异质性,认为企业异质性源于企业生产率的差异。在这类模型下,高生产率的企业具有低边际生产成本,并采用低产品价格。Verhoogen (2008)、Kugler 和 Verhoogen (2012)、Hallak (2010)、Hallak 和 Sivadasan (2011)及 Manova 和 Zhang(2012)在传统模型中融入产品质量的异质性,利用产品层面的数据分析了产品出口价格、运输成本及进出口国家特点之间的关系。它们认为,高生产率的企业会选择生产高质量的产品,并以高昂的价格出售到发达国家。Fan 等 (2015a)亦在异质性企业模型的基础上引入产品质量的异质性,研究了贸易自由化如何通过促进企业对进口中间投入品的使用进而对企业出口质量产生影响,但其模型隐含的关于生产率方面的性质基本与前述文献一致,即异质性产品价格与企业生产率总体呈正相关。不同于以上文献,本文基于中国企业产品层面的数据研究发现,企业产品价格与生产率之间不是简单的单调线性关系(见图1)。从图1可以看出,二者之间存在显著的非线性(U型)关系,即当生产率低于生产率门槛时,产品出口价格与企业生产率存在负相关关系;当生产率高于门槛时,产品出口价格则与企业生产率呈正相

关关系。

为解释这种新的非线性关系,本文在 Melitz(2003)研究的基础上引入产品质量异质性。由此,出口价格和生产率之间的关系取决于两个作用相反的因素:质量效应(增加投入品质量)和生产率效应(降低边际成本)。其中,质量效应的含义在于,高生产率的企业会选择生产高质量的产品,并制定高的出口价格;生产率效应的含义在于,高生产率企业具有低的边际生产成本,并制定低的出口价格。对于高生产率的企业而言,质量效应占优于生产率效应,于是,高生产率的企业制定高的出口价格。对于生产率低于某个门槛的企业而言,产品质量受到限制,企业定价只受到边际成本渠道的影响。从而低生产率企业的最优产品定价随着其生产率的提高而递减。

除了产品质量,我们进一步引入了信贷约束,试图解释信贷约束对这种非线性关系的影响。本文的信贷约束指:一方面,企业为了生产并进入国外市场,需要依靠外部融资支付一部分固定成本,我们将其称之为企业的信贷需求。显然,企业的信贷需求越高,其面临信贷约束越紧。另一方面,由于金融市场存在摩擦,企业所借贷款将小于企业预期收益。我们把企业借到的贷款额与企业预期收益之比,称为企业的信贷渠道,它和企业所在地的金融发展状况及企业类型有关。总而言之,高的信贷需求或者窄的信贷渠道会使企业面临紧的信贷约束。我们发现,信贷约束降低了企业的最优产品质量,进而降低了企业产品价格。但是,当企业生产率小于生产率门槛,信贷约束不会影响投入品质量,从而信贷约束无法影响企业定价。生产率门槛,即出口价格和生产率关系转变的分界点,会随着企业所面临信贷约束的变紧而增大。这意味着,严峻的信贷约束形势会阻碍企业改进产品质量,并使其更难进入“高品质-高价格”区域。

本文使用的制造业企业生产数据来自中国国家统计局;外贸产品海关数据出自中国海关总署。我们根据公司信息合并了这两个数据库,从而得到包含出口产品价格和各种企业特征的数据。为了控制联立性偏差和选择性偏差问题,我们使用 Oley 和 Pakes(1996)的方法估计企业的全要素生产率(TFP)。在度量企业信贷需求导致的信贷约束松紧程度时,我们采用 Rajan 和 Zingales(1998)与 Manova(2013)的方法,用制造业企业生产数据中现金流量表计算出企业对外部融资的依赖程度。^①同时,我们收集了中国省级银行信贷总额、银行短期信贷和银行长期信贷数据,用以

① 外部融资的依赖程度是指资本支出中非来自经营活动产生的现金流的比例。

反映不同区域企业的信贷渠道差别。对基于理论预测得到的回归模型进行估计,我们发现,研究结果有力地支持了以上所有理论预测:首先,企业出口价格和生产率之间确实存在一个稳健的 U 型关系;其次,紧的信贷约束(即高的信贷需求或者窄的信贷渠道)显著降低了企业的最优价格;最后,当信贷约束变紧时,生产率门槛会提高。

本文对现有文献的贡献包括以下两点:第一,构建了一个易于处理的异质企业模型,发现企业出口价格与其生产率之间存在 U 型关系,并通过经验分析验证了它的存在。我们从产品质量的角度讨论了企业出口价格与生产率关系以及融资约束对出口价格与生产率关系的影响。企业出口面临着最低产品质量要求(如技术壁垒),因而,当企业生产率高于临界点时,高生产率的企业选择高产品质量,企业出口价格与生产正相关;当企业生产率低于临界点时,所有企业生产满足最低质量要求的产品,企业出口价格与生产负相关。

第二,有关信贷约束国际贸易方面的已有文献主要将研究重点放在信贷约束对企业进出口量以及进出口种类的影响方面(Manova, 2013; Manova 等, 2015),或关注出口企业和非出口企业间信贷需求上的差异(Feenstra 等, 2015;李志远和余森杰, 2013)。国际贸易文献中关于信贷约束的最新发展目前也转向对产品质量影响的研究,例如 Fan 等(2015b)指出更严厉的信贷约束会迫使企业降低产品质量从而降低产品出口价格,但当企业不能对产品质量进行内生选择时则会导致相反的预测:即当企业面临更严厉的信贷约束时,若产品质量外生给定,则出口价格反而会上升。但是 Fan 等(2015a)并没有对信贷约束同生产率与价格之间关系及生产率门槛进行研究。本文首次对信贷约束与质价关系进行综合研究,分析了信贷约束对企业最优定价及企业定价与其自身生产率之间关系的影响。

后文安排如下:第二部分在传统异质性企业模型基础上,融入产品质量和信贷约束,分析了出口价格和企业生产率之间的关系以及信贷约束对此关系的影响;第三部分对样本数据进行说明,并介绍经验研究框架;第四部分给出经验研究结果;第五部分进行稳健性检验;最后是全文总结。

二 理论模型

我们在 Melitz(2003)垄断竞争模型的基础上,融入产品质量和信贷约束,建立了一个局部垄断竞争均衡模型,并基于此分析了企业出口定价与企业生产率之间的关

系,讨论了信贷约束对这种关系的影响。不同于现有文献,我们认为企业在生产率、产品质量和信贷约束上都是异质的,企业不仅要选择最优价格,还要选择最优产品质量。

(一)偏好和市场结构

我们用下标 i 表示来源国,用下标 j 表示目的国,其中 $i, j \in 1, \dots, N$ 。国家 j 拥有消费者 L_j ,这些消费者可购买的商品集为 Ω_j, Ω_j 对不同的国家可能不尽相同。我们假设国家 j 中的代表性消费者的效用函数是具有常数替代弹性(CES)性质的:^①

$$U_j = \left[\int_{\omega \in \Omega_j} (q_{ij}(\omega) x_{ij}(\omega))^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\omega \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

其中, $q_{ij}(\omega)$ 表示来自 i 国产品 ω 的质量; x_{ij} 是 j 国对来自 i 国产品 ω 的需求量; $\sigma < 1$ 是不同产品间的替代弹性。通过求解消费者最优化问题,可知消费者对 ω 的需求满足:

$$x_{ij}(\omega) = \frac{(q_{ij}(\omega))^{\sigma-1} (p_{ij}(\omega))^{-\sigma}}{P_j^{1-\sigma}} Y_j$$

其中, $p_{ij}(\omega)$ 是产品 ω 的价格; $P_j = \left[\int_{\omega \in \Omega_j} (p_{ij}(\omega)/q_{ij}(\omega))^{1-\sigma} d\omega \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 是加总的价格指数; Y_j 表示 j 国的总支出。根据上面公式,可知产品价格越低,质量越高,消费者对其需求越高。为了表述方便,我们在后文分析中略去自变量 ω 和下标 i, j 。

(二)企业的问题

我们假设劳动力是企业生产所需的唯一要素。为了简化,在下面分析中我们将工资设为计价物,即将工资单位化为 1。根据产品质量-贸易文献,我们假设产品质量和边际生产成本是正相关的。也就是说,给定企业生产率,当企业试图生产高质量的产品时,它需要使用高质量的投入品,从而面临高额的边际生产成本。^② 我们假设边际生产成本的形式为 q^α/ϕ , 其中 $\alpha \in (0, 1)$, ϕ 表示企业生产率。这表明边际生产成本

① 在分析产品质量异质性的文献中多采用 CES 函数,如 Kugler 和 Verhoogen(2012)、Johnson(2012)、Fan 等(2015b)、Feenstra 和 Romalis(2014)及樊海潮和郭光远(2015)。这些研究表明消费者效用是产品数量和产品质量的函数,即消费者消费的产品数量越多,消费的产品质量越高,消费者的效用就越高。

② 从理论研究角度来讲,Johnson(2012)假设,给定企业生产率,企业生产高质量产品需要支付更多的成本。Kugler 和 Verhoogen(2012)与 Baldwin 和 Harrigan(2011)的模型同样意味着高质量产品伴随着高的边际生产成本。从经验研究角度来讲,Verhoogen(2008)、Kugler 和 Verhoogen(2012)、Hallak 和 Sivadasan(2008)以及 Iacovone 和 Javorcik(2008)验证了企业规模与产出品和投入品价格正相关,且高生产率企业为了生产高质量产品所支付的工资也更高。与此同时,Crozet 等(2012)发现法国高级红酒制造商以更高的价格出口更多产品,并且出口到更多的市场;Manova 和 Zhang(2012)使用中国海关数据发现出口价格更高的中国企业出口销售值和销售量也更多,且进口投入品价格更高。

随产品质量的提高而增加, α 表示边际生产成本对产品质量的弹性。^①

除了边际生产成本, 企业为了生产和出口, 还需要支付固定成本: $f_d q^\beta$ 。其中, f_d 是未经过产品质量调整的固定成本, $\beta > 0$ 度量了固定成本支出对产品质量的弹性。固定成本是指提高产品质量所需的固定资产投资(包括 R&D 成本、广告及营销的固定成本以及各种运输的固定成本)。

为了进行生产和贸易, 企业需要融资, 从而可能面临信贷约束。基于 Manova (2013) 的研究, 我们假设企业可变成本可以通过内部解决, 但企业生产和贸易所需要的 $d \in (0, 1)$ 部分固定成本需要外部资本来支付。 d 可以用来表示企业的融资需求, 融资需求越高, d 越高, 我们称 d 为信贷需求参数。我们同时也假设, 由于受到金融市场发展水平的限制, 企业只能借到 θ 部分的期望现金流。若 θ 较高, 则企业能从外部获得更多的资金支持(银行贷款等)。于是本文用 θ 来代表企业的信贷渠道。高 d 或低 θ 都意味着较紧的信贷约束。本文假设除了在信贷渠道 θ 和信贷需求 d 上具有异质性外, 企业的生产率也是异质的。另外, 我们假设企业出口产品质量 q 存在最小值 $q_{\min} = 1$ 。^② 这也就是说, 企业出口产品质量不能低于 $q_{\min} = 1$ 。任何低于产品质量最小值的产品都将无法通过海关的质量检验环节。那么, 给定企业所对应的 ϕ 、 θ 、 d , 企业的最优化问题如下:^③

$$\max_{p, q} \left(p - \frac{\tau q^\alpha}{\phi} \right) q^{\sigma-1} \frac{p^{-\sigma}}{P^{1-\sigma}} Y - f_d q^\beta \quad (1)$$

$$\text{s. t. } \theta \left[\left(p - \frac{\tau q^\alpha}{\phi} \right) q^{\sigma-1} \frac{p^{-\sigma}}{P^{1-\sigma}} Y - (1-d) f_d q^\beta \right] \geq d f_d q^\beta \quad (2)$$

$$q \geq 1 \quad (3)$$

其中, τ 表示冰山成本。引入约束条件(2)的方法与 Fan 等(2015a)的研究一致, 也与 Manova(2013)从金融契约角度得出的企业问题完全吻合。求解上述关于 p 、 q 的最优化问题可得:

$$p = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\tau q^\alpha}{\phi} \quad (4)$$

① $\alpha > 0$ 表明边际生产成本随产品质量的提高而增加; $\alpha < 1$ 保证了产品质量越高, 企业利润越高。当 $\alpha > 1$ 时, 由于企业生产成本过高, 企业利润将随企业产品质量的提高而减少。

② 本文假设最低产品质量是 1, 但任何其他值不会改变本文结论, 本假设符合对外贸易的实际情况。产品出口包含质量检验环节, 从而淘汰瑕疵品。

③ 需要指出的是, 我们这里的模型是静态的, 只包含 1 期, 并不考虑跨期结构。为简化推导, 本文只考察了企业的出口定价行为。这与本文经验研究部分完全吻合。

$$q^{\sigma-1} \frac{p^{1-\sigma}}{P^{1-\sigma}} Y = \frac{\sigma\beta}{(1-\alpha)(\sigma-1)} \left[1 + d \frac{(1-\theta)\lambda}{1+\theta\lambda} \right] f_d q^\beta - \frac{\sigma}{(1-\alpha)(\sigma-1)} \frac{\eta q}{1+\theta\lambda} \quad (5)$$

其中, λ, η 分别为(2)和(3)式所对应的拉格朗日乘子。

我们基于 q 的不同值,分两种情形来分析企业最优化问题。在情形1中,企业产品质量是内生的(即 $q > 1$);在情形2中,企业产品质量是外生的(即 $q = 1$)。在这两种情形下,信贷约束、生产率和出口价格之间关系截然不同。

情形1(质量内生): $q > 1, \eta > 0$ 。根据预算约束(2)和一阶条件(4)和(5)式,我们可以得到:

$$\frac{\beta}{(1-\alpha)(\sigma-1)} \left[1 + d \frac{(1-\theta)\lambda}{1+\theta\lambda} \right] \geq 1 + \frac{1-\theta}{\theta} d \quad (6)$$

当预算约束(2)紧时,公式(6)取等号。根据 Kuhn-Tucker 条件,可知预算约束(2)紧暗含着拉格朗日乘子 $\lambda > 0$ 。为了保证 $\lambda > 0$,给定信贷需求 d ,信贷渠道 θ 必须大于临界值 θ_h ;给定信贷渠道 θ ,信贷需求 d 必须小于临界值 d_h 。^① 根据预算约束(2)是否紧,我们又把情形1分成两种情况:情形1A和1B。

情形1A:预算约束(2)是紧的,即 $\theta < \theta_h$ 。把最优定价公式(4)代入预算约束(2)中可得:

$$\sigma \left(1 + \frac{1-\theta}{\theta} d \right) f_d q^{\beta-(1-\alpha)(\sigma-1)} = \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\tau}{\phi} \right)^{1-\sigma} \frac{Y}{P^{1-\sigma}} \quad (7)$$

当条件(i),即 $\beta > (1-\alpha)(\sigma-1)$ 成立时,给定 θ 和 d ,企业生产率 ϕ 和产品质量 q 正相关。条件(i)保证了产品质量最优解存在,否则产品质量将等于无穷大。给定企业生产率, θ 的增加和 d 的减少(即更多的信贷渠道或更低的信贷需求)使得企业选择一个更高的最优产品质量 q 。也就是说,信贷渠道的增加或信贷需求的降低放松了企业信贷约束,从而允许企业生产更高质量的产品。我们称这种机制为质量调整效应。根据(7)式,可知在情形1A下,为了保证企业最优产品质量大于1,企业生产率至少要大于生产率门槛 ϕ_h 。此时,企业生产率的门槛为:

$$\phi_h^{\sigma-1} = \sigma \left(1 + \frac{1-\theta}{\theta} d \right) f_d \left(\frac{\sigma\tau}{\sigma-1} \right)^{\sigma-1} \frac{P^{1-\sigma}}{Y} \quad (8)$$

当企业的生产率大于门槛 ϕ_h 时,企业的最优产品质量为 $q > 1$ 。当企业生产率小

① 信贷渠道 θ 的临界值 $\theta_h = \frac{(1-\alpha)(\sigma-1)d}{\beta - (1-\alpha)(\sigma-1)(1-d)}$; 信贷需求 d 的临界值 $d_h = \frac{\beta - (1-\alpha)(\sigma-1)}{(1-\alpha)(\sigma-1)} \frac{\theta}{1-\theta}$ 。

于门槛 ϕ_h 时,企业只能选择最低的产品质量 $q = 1$, 否则将无法通过产品出口质量检查。这种情况对应于情形 2。因此,生产率门槛 ϕ_h 刻画了从情形 2 到情形 1 转化时的生产率临界值。此外,(8)式暗含着生产率门槛 ϕ_h 与信贷约束之间负相关,即 θ 增加或 d 减少时, ϕ_h 减少。这也就是说,企业生产率门槛 ϕ_h 随着 θ 的减少或 d 的增加而增加(见图 2)。

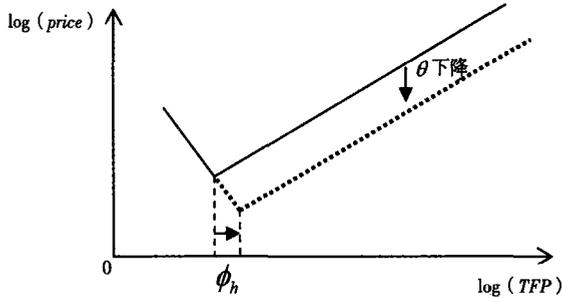


图 2 企业定价、生产率与信贷约束关系图

说明:箭头所指方向反映了信贷约束是如何影响企业出口价格与生产率之间的关系的。

根据公式(4)和(7),可知企业最优产品价格为:

$$p = \left[\sigma \left(1 + \frac{1 - \theta}{\theta} d \right) f_d \right]^{\frac{-\alpha}{\beta - (1 - \alpha)(\sigma - 1)}} \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{\tau}{\phi} \right)^{\frac{\beta - (\sigma - 1)}{\beta - (1 - \alpha)(\sigma - 1)}} \left(\frac{Y}{P^{1 - \sigma}} \right)^{\frac{\alpha}{\beta - (1 - \alpha)(\sigma - 1)}} \quad (9)$$

如果条件(ii),即 $\beta < \sigma - 1$ 也成立,企业选择的最优价格与企业生产率正相关。这意味着生产率更高的企业最优定价也高,这与质量-贸易文献的结论一致。Monova 和 Zhang(2012)使用中国海关数据验证了出口销售值越高的企业定价也越高。当条件(i)和(ii)都成立时,企业的最优价格和生产率正相关。这是因为,当企业生产率大于生产率门槛 ϕ_h 时,价格和生产率之间的关系受制于两个起相反作用的因素,即生产率效应和质量效应。前者使得生产率和价格之间呈负相关关系:给定产品质量,生产率高的企业边际成本低,从而最优定价也低。后者使得生产率和价格正相关:高生产率企业选择生产高质量的产品,制定高的价格。最终的效应取决于两效应何者占优。当条件(i)和(ii)都成立时,质量效应占优于生产率效应,高生产率企业设定高价格。此时,信贷渠道 θ 的增加或者信贷需求 d 的减少将导致企业选择生产更高质量的产品,从而使得其定价更高。如图 2 所示:在最优价格和生产率呈正相关的区域,实线对应松的信贷约束,虚线对应紧的信贷约束。当企业面临更紧的信贷约束时,企业将制定更低的价格。

情形 1B: 当 $\theta > \theta_h$, 预算约束(2)非紧。根据公式(4)和(5), 可知:^①

$$\frac{\sigma\beta}{(1-\alpha)(\sigma-1)} f_d q^{\beta-(1-\alpha)(\sigma-1)} = \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\tau}{\phi}\right)^{1-\sigma} \frac{Y}{P^{1-\sigma}} \quad (10)$$

当条件(i) $\beta > (1-\alpha)(\sigma-1)$ 时, 高生产率的企业会选择生产高质量的产品。此时生产率门槛 ϕ_h 满足:

$$\phi_h^{\sigma-1} = \frac{\sigma\beta f_d}{(1-\alpha)(\sigma-1)} \left(\frac{\sigma\tau}{\sigma-1}\right)^{\sigma-1} \frac{P^{1-\sigma}}{Y} \quad (11)$$

当企业生产率小于门槛 ϕ_h 时, 企业只能选择最低的产品质量 $q=1$, 进入情形 2。由(4)和(10)式可知最优价格满足:

$$P = \left(\frac{\sigma\beta}{(1-\alpha)(\sigma-1)} f_d\right)^{-\frac{\sigma}{\beta-(1-\alpha)(\sigma-1)}} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\tau}{\phi}\right)^{\frac{\beta-(\sigma-1)}{\beta-(1-\alpha)(\sigma-1)}} \left(\frac{Y}{P^{1-\sigma}}\right)^{\frac{\sigma}{\beta-(1-\alpha)(\sigma-1)}} \quad (12)$$

如果条件(ii) $\beta < \sigma-1$ 也成立, 质量效应仍然占优, 价格与质量仍然正相关。但是在此情形下, 生产率门槛和最优价格不受 θ 和 d 的影响, 这是因为企业已经获得了足够的信贷渠道($\theta > \theta_h$)。

情形 2(同质质量): $q=1$ 。此时, 模型退化为 Melitz(2003) 的模型, 企业最优价格满足:

$$P = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{\tau}{\phi}$$

最优价格随着企业生产率增加而减小。

根据以上讨论可知, 生产率低于门槛的企业($\phi < \phi_h$) 无法改变企业产品质量, 将生产最低质量的产品。而生产率高于门槛的企业($\phi > \phi_h$), 将选择生产高质量的产品来吸引顾客。当受到信贷约束的限制时, 生产率高于门槛的企业所生产的产品质量会被扭曲。更紧的信贷约束会使企业降低产品质量, 减小产品价格(见图 2)。

因此, 在条件(i)和(ii)下, 我们可以得到三个易验证的定理:

定理 1 企业的生产率和产出价格之间存在 U 型关系: 当企业生产率低于生产率门槛 ϕ_h 时($\phi < \phi_h$), 企业生产率越高, 产品价格越低; 当企业生产率高于生产率门槛 ϕ_h 时($\phi > \phi_h$), 企业生产率越高, 产品价格越高。

定理 2 当企业面临的信贷渠道减少或者面临的信贷需求提高时, 生产率高于门

^① 预算约束(2)非紧暗含着拉格朗日乘子 $\lambda=0$; $q>1$ 暗含着拉格朗日乘子 $\eta=0$ 。故(5)式简化为: $q^{\sigma-1}$

$\frac{P^{1-\sigma}}{Y} = \frac{\sigma\beta}{(1-\alpha)(\sigma-1)} f_d q^\beta$ 。

信贷约束对生产率与出口价格关系的影响

槛且信贷约束紧($\phi > \phi_h; \theta < \theta_h$)的企业将降低企业的最优价格。信贷渠道和信贷需求不影响低生产率企业($\phi < \phi_h$)或具有足够松弛信贷约束($\theta > \theta_h$)的企业的最优价格选择。

定理3 生产率门槛 ϕ_h 在企业面临更紧的信贷约束时会提高。

三 模型设定、数据来源与变量说明

(一) 模型设定

定理1-3 揭示了出口价格是企业生产率的函数,并且这种函数关系受到信贷约束的影响。基于理论模型,我们设定如下的研究框架来检验本文定理:

$$\log price_{fpc} = a + b \log(TFP_{ft}) + \zeta \log(TFP_{ft})^2 + \gamma X_{ft} + \chi_1 FinDev_r + \chi_2 ExtFin_s + \varphi_{pc} + \varphi_t + \varepsilon_{fpc} \quad (13)$$

其中, $price_{fpc}$ 表示在 t 年位于 r 省的企业 f 在 HS8 位编码上的产品 p 出口到 c 国的出口价格; TFP_{ft} 表示企业 f 在 t 年的生产率; TFP_{ft}^2 表示企业 f 在 t 年的生产率的平方; X_{ft} 是一列随时间变化的企业 f 在 t 年的企业属性向量; $FinDev_r$ 表示 r 省的金融环境发展状况,用来捕捉信贷渠道; $ExtFin_s$ 表示产业 s 的外部金融依赖程度,用来捕捉信贷需求; φ_{pc} 表示产品-目的国固定效应; φ_t 表示时间(年)固定效应; ε_{fpc} 是扰动项,包含所有其他未被观测到的影响出口价格的因素。企业特征 X_{ft} 包括雇员数量、资本-劳动比、员工平均工资。其中,雇员数量反映了企业的大小和经济规模;资本-劳动比反映了企业的资本密集程度;员工平均工资反映了企业投入品质量。

为分析企业生产率及其信贷约束对企业定价的影响,本文在经验检验中采用横截面分析(cross-section analysis)方法,通过加入产品-目的国固定效应和时间固定效应,控制了企业差异以外的因素。^① 我们用 Olley 和 Pakes(1996)的方法估算 TFP 反映企业生产率的差异,用省层面的金融发展情况反映该省企业的信贷渠道,用行业外部融资依赖程度反映该行业内企业的信贷需求。从而分析企业生产率的差异与企业价格之间的关系,以及企业所面临的信贷渠道和信贷需求对企业定价的影响。

(二) 数据来源

为了研究企业生产率和出口价格间的关系以及信贷约束对二者关系的影响,我们

^① Manova 和 Zhang(2012)与 Kugler 和 Verhoogen(2012)在分析企业特征对产品出口价格的影响时,都采用了本方法。

对以下两个高度细化的大型面板数据集进行合并:制造业企业生产数据和海关数据。样本时间跨度为2000-2006年。

制造业企业生产数据来源于“中国工业企业调查数据库”。该数据库由国家统计局每年对所有国有企业和销售量超过500万元的非国有企业进行统计整理而得。^①该数据库包含了中国制造业企业详尽的企业层面信息和完整的三大会计报表信息(即资产负债表、损益表和现金流量表)。其中,我们最关注的是与度量企业全要素生产率和信贷约束有关的变量数据。为了清理样本统计过程中的偏差,我们根据Cai和Liu(2009)与Feenstra等(2015)的方法,剔除了不符合下述准则的样本数据:(1)核心金融变量(例如总资产、固定资产净值、销售额和工业总产值)不能缺失;(2)企业雇佣员工数量不得低于10人;(3)总资产必须大于流动资产;(4)总资产必须大于总固定资产;(5)总资产必须大于固定资产净值;(6)企业注册号码不能缺失且唯一;(7)企业成立时间必须合理,如企业成立月份在1-12之间。海关数据来自于国家海关总署。该数据库包括了从2000-2006年之间所有HS8位码上的进出口数据,以及每一宗交易的详尽信息,如企业产品的进出口值、进出口数量、来源地、目的地以及贸易方式(包括一般性贸易、进料加工和来料加工等)。在所有信息中,我们使用产品出口值和出口数量得到企业产品的出口价格。

为了分析企业出口价格与企业生产率之间的关系,我们合并了企业数据和海关数据。由于两个数据库之间没有一致的公司身份编码系统,我们根据它们各自的公司信息合并这两个数据库。^②整合过程包括三步:首先,根据公司名称匹配;其次,根据邮编和电话号码匹配;最后,用法人名称和电话号码进一步匹配。^③在匹配结果中,这三步匹配分别占了89.3%、10.1%和0.6%。与制造业企业生产数据相比,从公司数量上说,2000-2006年每年的样本匹配率均在52%~63%之间。从出口总值上说,2000-2006年每年的样本匹配率也都在52%~63%之间。最终我们的总体匹配结果占企业数据出口值的60%以上;占海关数据出口值的40%以上。

(三)TFP度量

我们假设企业生产函数满足科布-道格拉斯形式。由于进口原料的价格和国内

① 依照中国人民银行公布的2006年官方期末汇率,大约相当于640 000美元。

② 在NBSC数据中,企业通过其法人代表代码和联系信息来区分;而海关数据中,企业通过其海关代码和联系方式区分,这两种代码是完全不同的体系且无法互相转换。

③ 由于在同一个地区,具有相同法人名称也有可能不是同一家公司,为使匹配更加精确,我们在第三步中利用法人名称和电话号码同时进行匹配。

原料的价格不同,利用本地平减物价指数测量进口原料将产生新的不必要的估计偏差。根据 Feenstra 等(2015)的研究,我们假设生产函数中不包括原料。我们利用企业生产附加值代替企业生产总值来估计企业生产率。从而企业 f 的生产函数满足:

$$\ln Y_{ft} = \beta_0 + \beta_l \ln L_{ft} + \beta_k \ln K_{ft} + \varepsilon_{ft} \quad (14)$$

其中, Y_{ft} 表示企业 f 在 t 年的生产附加值; K_{ft} 表示企业 f 在 t 年的资本存量; L_{ft} 表示企业 f 在 t 年的雇员数量; 企业生产率被吸收到残差项 ε_{ft} 中。

传统生产率估算是通过计算“索洛残差”得到,即产出真实值与通过普通最小二乘(OLS)方法预测的拟合值之间的差值。但用 OLS 估算的“索洛残差”存在两个问题:同步偏差和选择性偏差。企业生产要素投入受企业生产率水平的影响,从而产生同步偏差;企业的动态行为则会产生选择性偏差,低生产率企业退出市场使得样本选择丧失了随机性。而 Olley 和 Pakes(1996)通过半参数估计成功地解决了上述两个问题。Ackerberg 等(2006)、Amiti 和 Konings(2007)以及 De Locker(2011)进一步修正了 Olley 和 Pakes 的估算方法。

本文使用适当修正后的 Olley 和 Pakes(1996)方法来估算企业生产率。结合中国国情,我们在 Olley 和 Pakes 的基础上进行两方面扩展。(1) Amiti 和 Konings(2007)指出,企业是否进出口将影响企业在投资上的决策。因此,本文把企业进口虚拟变量和出口虚拟变量加入企业投资决策方程。(2)考虑到中国加入 WTO 后市场扩大,本文把 WTO 作为虚拟变量加入企业投资决策方程。具体估算过程见附录。^①

(四)信贷约束度量

信贷约束包括信贷需求和信贷渠道两方面。其中,信贷需求反映了企业对于外部资本的需求;信贷渠道反映了企业最大可能借贷数额。Rajan 和 Zingales(1998)与 Manova(2013)指出:如果使用企业融资数据,可能存在内生性问题,即无法透过企业现金流数据区分企业的外部资本需求和信贷渠道。原因在于,如果企业借到了所需的所有外部资本,则企业所借到的外部资本反映了企业的外部资本需求。如果企业无法借到所需的所有外部资本,则企业所借到的外部资本反映了企业的信贷渠道。从而,企业外部资本既可能代表企业信贷需求,也可能代表企业信贷渠道。为了解决内生性问题,我们使用省级层面的银行信贷与省 GDP 之比来衡量企业信贷渠道;使用行业外部融资依赖性来反映信贷需求。

1. 信贷渠道。我们收集了银行信贷总额、银行短期信贷和银行长期信贷数据,

^① 限于篇幅,我们没有报告具体估计结果,感兴趣的读者可向作者索取。

用以计算省级层面的银行信贷与省 GDP 之比,并以此作为衡量企业信贷渠道的指标。^① 由于中国的地区异质性非常明显,我们有理由相信省级银行信贷很好地刻画了区域金融环境发展情况。我们的样本包含了 31 个省级区域(包括 22 个省份、4 个直辖市和 5 个自治区),数据来源于《中国金融年鉴》。一个地区金融发展水平越高,就意味着该地区的企业拥有的信贷渠道越多,那么我们期望看到越高的企业定价。因此,由定理 2 可见,当使用银行信贷作为控制变量时,我们预期估计式(13)中的 $\chi_1 > 0$ 。

另外,Boyreau-Debray 和 Wei(2005)指出中国大部分银行是国家控股,从而对国有企业信贷会更宽松。Dollar 和 Wei(2007)与 Riedel 等(2007)指出,民营企业很少依赖银行信贷,更多是依赖留存收益和私人借贷。Song 等(2011)也指出国有企业超过 30% 的投资来自于银行信贷,而民营企业却低于 10%。对于其他融资渠道,中国民营企业相对边缘化,给定当前中国金融市场的不完善状况,国有企业比民营企业有更广阔的信贷渠道。同样的,由于跨国公司的母公司可以整体调配资源,子公司可以通过母公司以及别的子公司融资。因而,跨国公司比合资企业在信贷渠道方面更有优势。我们分别引入两个虚拟变量:SOE 和 MNC。当企业是国有企业(SOE)时,SOE 取 1;当企业是民营企业(DPE)时,SOE 取 0。当企业是跨国公司(MNC)时,MNC 取 1;当企业是合资企业(JV)时,MNC 取 0。由定理 2 可知,当使用企业类型作为控制变量时,我们预期式(13)中 $\chi_1 > 0$ 。

在稳定性检验中,我们用省银行分支数量与省人口数量之比来代替银行信贷与省 GDP 之比,并使用《中国市场化指数:各地区相对进程 2009 年报告》(樊纲等,2010)中省级层面产品市场的发育程度和对生产者合法权益的保护程度度量信贷渠道。

2. 信贷需求。为了度量信贷需求,我们参考 Rajan 和 Zingales(1998)与 Manova(2013)的方法,得到行业对外部资金的需求,即资本支出中未被现金流抵充的部分所占比例。我们用制造业企业生产数据中现金流量表信息来计算在 2 位数行业代码上的外部融资需求,即行业外部融资依赖性(external finance dependence)。^② 具体使用

① 第一个指标(All Credits to GDP Ratio)是省级层面的银行信贷总额除以该省的 GDP;第二个指标(Short-term Loans to GDP Ratio)是省级层面的银行短期信贷总额除以该省的 GDP;第三个指标(Long-term Loans to GDP Ratio)是省级层面的银行长期信贷总额除以该省的 GDP。

② 中国工业企业数据库中提供了 2004-2006 年企业经营活动中现金流入和流出的年度数据。通过这些数据,我们首先对每个行业所有年份的企业数据加总,计算出行业内现金总流入和总流出。然后用(行业现金总流出-行业现金总流入)/行业现金总流出来表示行业外部融资依赖性。其中,行业现金总流出减去总流入反映了行业内资本支出中非来自经营活动产生的现金流,即该行业使用的外部资本总和。

行业内所有年所有企业使用的外部资产总和除以该行业内所有年所有企业总资本支出,来刻画该行业的外部融资依赖程度。这种度量方法不仅给出了行业内外部融资占总资本的比重,而且捕捉了行业间差异(Manova等,2015)。如果外部金融依赖性越高,信贷约束就更可能越紧。这意味着,处于高度依赖外部融资行业的企业一般来说需要更多的流通性,即这些行业信贷需求较大。由定理2,当使用行业外部金融依赖性作为控制变量时,我们预期估计式(13)中 $\chi_2 < 0$ 。

考虑到中国市场的的不成熟,本文利用中国数据计算出的行业外部融资依赖性未必能完全反映信贷需求。鉴于此,本文进一步基于Rajan和Zingales(1998)、Kroszner等(2007)、Manova(2013)、Manova等(2015)以及Fan等(2015a)的研究,使用美国数据计算出的行业外部融资依赖性来反映信贷需求,对本文结论进行验证。Kroszner等(2007)基于美国上市公司1980-1999年度数据计算出ISIC3位码上的行业外部融资依赖性被Manova等(2015)与Fan等(2015a)广泛使用。与之类似,我们使用HS6位码与ISIC3位码之间的对应,把基于美国数据计算出的行业外部融资依赖性合并到我们的样本中。当使用基于美国数据计算出的行业外部融资依赖性作为控制变量时,我们预期 $\chi_2 < 0$ 依然成立。

四 经验研究结果

本部分我们通过经验研究验证定理1-3。由于企业间合同和企业内部产品转移等问题,从事加工贸易的企业在出口贸易行为上可能与其他企业不同。因此,我们的主要研究结论只考虑了从事一般贸易的企业在出口贸易上定价行为。^①

(一) 价格与TFP之间的关系

1. 价格与TFP:U型关系。如前所述,企业生产率影响产出价格具有两个渠道:生产率效应和质量效应。定理1指出生产率最低的企业,第二个渠道不存在,只有第一个渠道起作用决定价格和企业生产率间的关系。表1的(1)-(6)列给出了企业生产率在10%、20%、30%、40%、50%和60%分位的分位数回归结果。当企业生产率在50%分位下时,所有的回归结果中 $\log(TFP)$ 的系数都显著为负值;从60%分位开始,系数变成正数。随着更多高生产率水平的企业加入估计中, $\log(TFP)$ 的系数不断增

^① 海关数据给出了企业出口每种产品的贸易方式:一般贸易、来料加工贸易和进料加工贸易等。在主要回归结果中,我们只保留了贸易方式是一般贸易的产品,其占总样本的64%。在稳健性检验中,我们加入了其他贸易方式的产品。

加。系数从负到正意味着出口价格和 TFP 的关系是凹的。进一步来说,我们在表 1 第(8)列引入平方项 $\log(TFP)^2$,来检验凹函数关系。估计结果显示平方项的系数显著为正值,验证了定理 1 中关于价格和生产率之间关系的推断。表 1 中的结果是基于一般性贸易得到的,当我们也考虑加工贸易时,U 型关系仍然成立。

表 1 出口价格与 TFP 的关系

回归	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	10th	20th	30th	40th	50th	60th	全样本	全样本
$\log(TFP)$	-0.030*** (0.003)	-0.011*** (0.003)	-0.009*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.000 (0.002)	0.003** (0.001)	0.036*** (0.001)	0.011*** (0.001)
$\log(TFP)^2$								0.015*** (0.000)
$\log(Labor)$	0.029*** (0.003)	0.017*** (0.002)	0.016*** (0.001)	0.018*** (0.001)	0.020*** (0.001)	0.019*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.016*** (0.001)
$\log(Capital/Labor)$	0.036*** (0.002)	0.040*** (0.002)	0.040*** (0.001)	0.033*** (0.001)	0.032*** (0.001)	0.032*** (0.001)	0.031*** (0.001)	0.030*** (0.001)
$\log(Wage)$	0.141*** (0.005)	0.155*** (0.003)	0.174*** (0.003)	0.185*** (0.002)	0.192*** (0.002)	0.194*** (0.002)	0.215*** (0.001)	0.211*** (0.001)
年固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
产品-目的 国固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	267 486	534 690	801 794	1068 814	1336 066	1603 062	2670 022	2670 022
调整的 R ²	0.824	0.796	0.783	0.776	0.769	0.766	0.761	0.761

说明:***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。下表同。

另外值得注意的是,表 1 的第(7)列给出了全样本的回归结果,其中 $\log(TFP)$ 的系数显著为正。这是因为中国制造业企业生产数据,除了国有企业以外,只包括销售额超过 500 万元的非国有企业,一些低生产率的企业被排除在样本外。因此,基于全部样本估计,我们得到了出口价格与 TFP 之间显著为正的线性关系。但是,这种正线性关系只是整个关系图中的一部分,并不能反映全部关系。

2. 价格与 TFP:中间投入品的作用。生产率效应和质量效应是企业生产率影响产品价格的两个渠道。当质量效应占优于生产率效应时,高生产率的企业制定高的出口价格。如果控制了质量效应(即产品质量),高生产率的企业将制定低的出口价格。

信贷约束对生产率与出口价格关系的影响

基于理论模型可知,最终产品的质量取决于投入品的质量。员工工资、员工受教育程度以及企业的研发投入反映了投入品质量。制造业数据提供了员工的受教育程度,但此样本年份只有2004年。基于此,我们计算了员工中受教育程度为大学以上人员所占比例,并以此来反映投入品质量。同样,工业企业制造业数据还提供了研发投入的数据,其年份为2001、2005和2006年。我们使用研发投入数据可以计算出企业研发-销售值之比,以此来反映投入品质量。

在附表1的第(1)-(4)列中,我们使用2004年的样本,使用员工工资和受教育程度反映投入品质量;在第(5)-(8)列中,我们使用2001、2005及2006年的样本,使用员工工资和企业研发-销售值的比例来反映投入品质量。通过对比第(1)和(2)列以及第(5)和(6)列可知,控制员工工资、员工受教育程度、企业研发-销售值的比例降低了 $\log(TFP)$ 的系数;而通过对比第(3)和(4)列、第(7)和(8)列可知,控制员工工资、员工受教育程度、企业研发-销售值的比例降低了 $\log(TFP)^2$ 的系数。控制投入品质量降低了质量效应,使得TFP和出口价格U型关系中右半边的正相关关系被减弱,从而降低了 $\log(TFP)$ 和 $\log(TFP)^2$ 的系数。在附表1中,员工工资、员工受教育程度、企业研发-销售值比例的系数显著为正。这表明,出口价格更高的企业支付更高的工资,雇佣更多高学历的员工并投入更多的研发费用(见图3)。^①图3描绘了员工工资、员工受教育程度、企业研发-销售值比例与企业出口价格之间的正相关关系。

除了分析投入品质量对企业出口价格及产品质量的影响,我们还讨论了投入品质量与生产率之间的关系(见附表2和3)。在附表2和3中,我们分析了TFP与员工工资、员工受教育程度、企业研发-销售值比例间的关系。其中,(1)和(2)列对应员工工资;(3)和(4)列对应员工受教育程度;(5)和(6)列对应企业研发-销售值比例。^②在附表2中, $\log(TFP)$ 的系数为显著正,说明高生产率企业选择使用更高质量的投入品。这与附表1的结果吻合。附表1表明,控制员工工资、员工受教育程度、企业研发-销售值比例降低了 $\log(TFP)$ 的系数,即控制投入品质量降低了质量效应,从而使 $\log(TFP)$ 对出口价格的影响减弱。

在附表3的(1)、(3)、(5)列中,我们把企业按照生产率分成两部分:高于样本中生产率均值的企业变量 $Index_{\{50th\}}$ 记为1;否则为0。从附表3可以看出,与低于生产率均值的企业相比,高于生产率均值的企业的TFP与员工工资、员工受教育程度、

^① 根据Feenstra和Romalis(2014)的研究,出口价格很好地反映了企业出口质量,因此生产高质量产品需要更高质量的投入品。

^② 附表2中的解释变量和被解释变量都使用匹配后的企业层面样本。

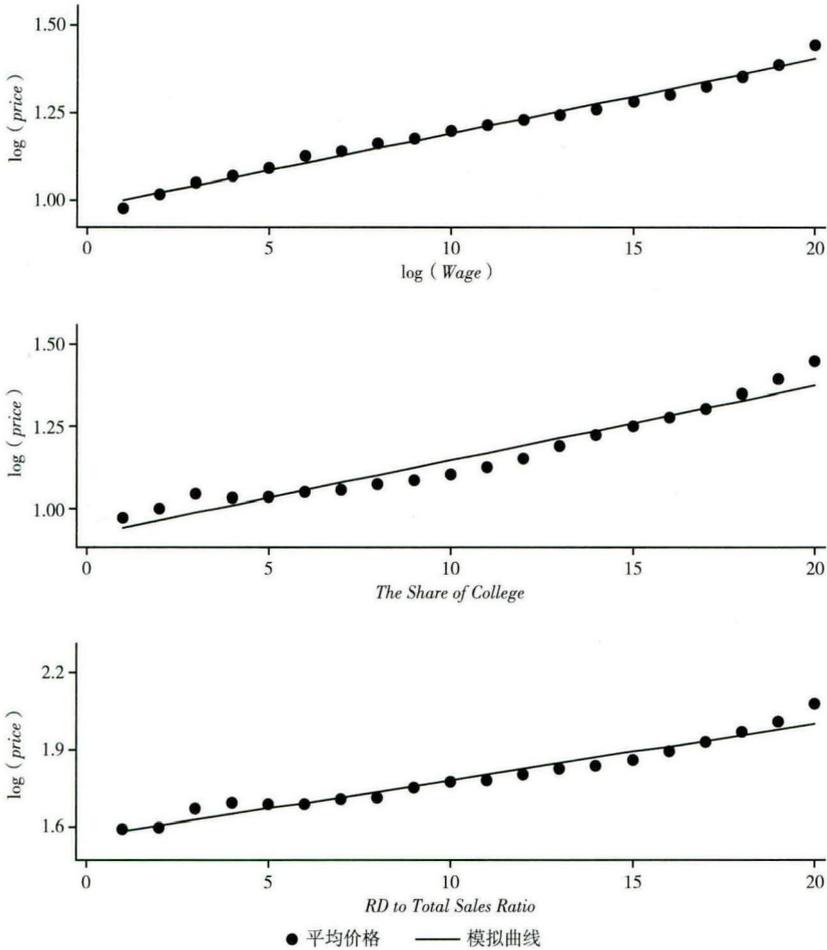


图3 中间投入质量与企业产品价格之间的正向关系

说明:我们采用从事一般贸易的子样本,把同一年同一行业内所有的企业依照员工工资、员工受教育程度,企业研发-销售值比例自低至高分成20组。最上图中每一个点对应员工工资低于相应分界值的所有企业的平均出口价格和平均员工工资;中间图中每一个点对应员工受教育程度低于相应分界值的所有企业的平均出口价格和平均员工受教育程度;最下图中每一个点对应企业研发-销售值的比例低于相应分界值的所有企业的平均出口价格和平均企业研发-销售值的比例。纵轴表示价格;横轴表示分组的组号。

企业研发-销售值比例之间的正相关关系更显著。而低于生产率均值的企业的TFP与员工受教育程度、企业研发-销售值比例间的关系不显著。这与本文的假设完全一致,即企业出口产品质量存在最小值。从而低于生产率门槛的企业选择的投入品质量是固定的;高于生产率门槛的企业选择的投入品质量随生产率的提高而增加。在附表

信贷约束对生产率与出口价格关系的影响

3 中, $\log(TFP)^2$ 的系数显著为正支持了 TFP 与员工工资、员工受教育程度、企业研发-销售值比例间应存在 U 型关系的结论(见附表 3 中的(2)、(4)、(6)列)。

表 2 信贷约束对出口价格的影响

回归	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\log(TFP)$	0.017 *** (0.001)	0.013 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)	0.002 (0.002)	0.027 *** (0.001)
$\log(TFP)^2$	0.015 *** (0.000)	0.016 *** (0.000)	0.014 *** (0.000)	0.003 *** (0.001)	0.016 *** (0.000)
$\log(Labor)$	0.023 *** (0.001)	0.020 *** (0.001)	0.022 *** (0.001)	0.003 (0.001)	0.024 *** (0.001)
$\log(Capital/Labor)$	0.028 *** (0.001)	0.029 *** (0.001)	0.030 *** (0.001)	0.008 *** (0.001)	0.044 *** (0.001)
$\log(Wage)$	0.177 *** (0.001)	0.198 *** (0.001)	0.172 *** (0.001)	0.097 *** (0.003)	0.216 *** (0.002)
<i>External Finance Dependence</i>	-0.003 *** (0.000)	-0.003 *** (0.000)	-0.003 *** (0.000)	-0.005 *** (0.000)	-0.003 *** (0.000)
<i>All Credits to GDP Ratio</i>	0.272 *** (0.002)				
<i>Short-Term Loans to GDP Ratio</i>		0.360 *** (0.006)			
<i>Long-Term Loans to GDP Ratio</i>			0.503 *** (0.004)		
<i>SOE</i>				0.173 *** (0.006)	
<i>MNC</i>					0.030 *** (0.002)
年固定效用	是	是	是	是	是
产品-目的国固定效用	是	是	是	是	是
样本量	2670 022	2670 022	2670 022	656 343	1532 337
调整后的 R ²	0.740	0.739	0.741	0.797	0.706

(二) 信贷约束

1. 信贷约束对价格的影响。由定理 2 可知,由于不能选择最优的投入品质量,面临紧的信贷约束企业会定低的出口价格。表 2 中(1)-(3)列给出了在 3 种不同信贷

渠道度量下的估计结果,即银行信贷总额、银行短期信贷和银行长期信贷对 GDP 的比值。这 3 个结果均与前文讨论一致:信贷渠道的系数显著为正,意味着信贷渠道越多的企业设定越高的价格。

为了进一步检验定理 2,在表 2 的(4)和(5)列中我们分别引入前文提到的两个虚拟变量:SOE 和 MNC。根据定理 2,我们预期 SOE 和 MNC 的系数为正,表 2 的(4)和(5)列表明,国有企业和跨国公司所定价格在 1% 水平上分别显著高于民营企业和合资企业所定价格。这再一次验证了信贷渠道广的企业产品定价高。

同样的,通过定理 2 和前文讨论,我们预期外部融资依赖程度变量的系数为负值。表 2 的结果与预期一致,给定信贷渠道的水平,高的信贷需求显著降低了最优价格。因此,政府应该适当采取措施放宽信贷约束,这将有助于提高中国企业产品质量,增强其国际竞争力。

此外,我们还使用省银行分支数量与省人口数量之比来代替银行信贷与省 GDP 之比,并使用《中国市场化指数:各地区相对进程 2009 年报告》中省级层面产品市场的发育程度和对生产者合法权益的保护程度度量信贷渠道。结果与预期一致,指标系数都显著为正。这意味着,处于人均银行数量较多、市场发育较好地方的企业,设定高的出口价格。就信贷需求而言,除使用基于中国数据计算的行业外部融资依赖性外,我们还使用了基于美国数据计算出的行业外部融资依赖性。其回归系数显著为负,与预期一致,进一步支撑了我们的结论。^①

2. 信贷约束对生产率门槛 ϕ_h 的影响。定理 3 指出,企业生产率门槛 ϕ_h 在信贷约束紧时会比较高。表 3 和 4 对此给出了相应的回归结果。表 3 中我们控制了信贷需求,以检验信贷渠道对生产率门槛的影响。在表 3 的(1)-(3)列中,我们使用了以下估计公式:

$$\begin{aligned} \log price_{fpc} = & a + b_1 \log(TFP_{f,t}) D_{FinDev_{25th}} + b_2 \log(TFP_{f,t}) D_{FinDev_{75th}} \\ & + \zeta \log(TFP_{f,t})^2 + \gamma X_{f,t} + \chi_2 ExtFin_i + \varphi_{pc} + \varphi_i + \varepsilon_{fpc} \end{aligned} \quad (15)$$

其中, $D_{FinDev_{25th}}$ 和 $D_{FinDev_{75th}}$ 是虚拟变量。当企业属于获得银行信贷最少的 25% 分位区域(即位于下 25% 分位内)时, $D_{FinDev_{25th}}$ 取 1; 否则取 0。当企业属于获得银行信贷最多的 25% 分位区域(即位于上 25% 分位内)时, $D_{FinDev_{75th}}$ 取 1; 否则取 0。表 3 的(1)-(3)列对应 3 种不同信贷渠道的度量,即银行信贷总额、银行短期信贷和银行长期信贷对 GDP 的比值。而在第(4)和(5)列中,我们再一次使用虚拟变量 SOE 和

① 限于篇幅,具体回归结果未列出,有兴趣可向作者索取。

信贷约束对生产率与出口价格关系的影响

MNC 来检验定理 3。

$$\log price_{fpc} = a + b_1 \log(TFP_{f,t}) D_{DPE} + b_2 \log(TFP_{f,t}) D_{SOE} + \zeta \log(TFP_{f,t})^2 + \gamma X_{f,t} + \chi_2 ExtFin_i + \varphi_{pc} + \varphi_t + \varepsilon_{fpc} \quad (16)$$

$$\log price_{fpc} = a + b_1 \log(TFP_{f,t}) D_{JV} + b_2 \log(TFP_{f,t}) D_{MNC} + \zeta \log(TFP_{f,t})^2 + \gamma X_{f,t} + \chi_2 ExtFin_i + \varphi_{pc} + \varphi_t + \varepsilon_{fpc} \quad (17)$$

表 3 信贷渠道对生产率门槛的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\log(TFP) \times D_{\{FinDev25th\}}$	-0.035 *** (0.001)	-0.048 *** (0.001)	0.012 *** (0.001)	-0.020 *** (0.002)	0.014 *** (0.001)
$\log(TFP) \times D_{\{FinDev75th\}}$	0.111 *** (0.001)	0.216 *** (0.003)	0.120 *** (0.001)	0.030 *** (0.004)	0.039 *** (0.002)
$\log(TFP)^2$	0.013 *** (0.000)	0.019 *** (0.000)	0.009 *** (0.000)	0.008 *** (0.001)	0.016 *** (0.000)
$\log(Labor)$	0.021 *** (0.001)	0.021 *** (0.001)	0.019 *** (0.001)	0.013 *** (0.001)	0.024 *** (0.001)
$\log(Capital/Labor)$	0.029 *** (0.001)	0.031 *** (0.001)	0.030 *** (0.001)	0.013 *** (0.001)	0.044 *** (0.001)
$\log(Wage)$	0.186 *** (0.001)	0.203 *** (0.001)	0.188 *** (0.001)	0.105 *** (0.003)	0.217 *** (0.002)
<i>External Finance Dependence</i>	-0.003 *** (0.000)	-0.004 *** (0.000)	-0.003 *** (0.000)	-0.004 *** (0.000)	-0.003 *** (0.000)
年固定效用	是	是	是	是	是
产品-目的国固定效用	是	是	是	是	是
样本量	2670 022	2670 022	2670 022	656 343	1532 337
调整后的 R ²	0.740	0.740	0.740	0.797	0.706

其中, D_{DPE} 、 D_{SOE} 、 D_{MNC} 和 D_{JV} 都是虚拟变量, 分别在企业属于民营企业、国有企业、跨国公司和合资企业时取 1, 其他情况取 0。由定理 3 可知, 公式(15)–(17)的系数应满足 $b_1 < b_2$ 。由于估计式中我们加入了 TFP 的平方项, 那么给定信贷需求, $b_1 < b_2$ 意味着信贷渠道少的企业比信贷渠道多的企业面临的生产率门槛要大。^① 也就是说, 当

① 由二次函数 $f(x) = ax^2 + bx + c$ 的对称轴为直线 $x = -b/2a$, 很容易得到结论。

控制了信贷需求后,生产率门槛随着企业信贷渠道的变少而增大。表3估计结果与理论预期一致。

在表4中我们检验了信贷渠道被控制住后,信贷需求对生产率门槛的影响。估计公式如下:

$$\log price_{fpc} = a + b_1 \log(TFP_{f,t}) D_{ExtFin_25th} + b_2 \log(TFP_{f,t}) D_{ExtFin_75th} + \zeta \log(TFP_{f,t})^2 + \gamma X_{f,t} + \chi_1 FinDev_i + \varphi_{pc} + \varphi_i + \varepsilon_{fpc} \quad (18)$$

其中 D_{ExtFin_25th} 和 D_{ExtFin_75th} 是虚拟变量。当企业分别属于信贷约束最紧或最松的25%分位内时, D_{ExtFin_25th} 和 D_{ExtFin_75th} 取1;否则取0。这里,我们期望(18)式中系数满足 $b_1 > b_2$ 。也就是说,给定信贷渠道,外部融资需求较少的企业所面临的生产率门槛也较低。表4给出了相对应的回归结果,从中我们可以看出,估计结果和我们的理论预测预期仍然一致。

3. 信贷渠道与信贷需求的交互作用。前面我们检验了信贷渠道与信贷需求对企业出口价格的影响,那么信贷渠道与信贷需求的交互项对企业出口价格有何影响?表5给出了相应的回归结果。回归式中包含了信贷渠道、信贷需求和二者交互项,其中我们使用了3种银行信贷变量和2个企业类型虚拟变量来度量信贷渠道,即金融发展情况。我们发现,大多交互项都在1%置信水平上显著为正。这意味着在信贷需求大的行业(d 大),金融发展情况对最优价格的正向作用效果就比较大。换句话说,金融发展情况对那些更依赖外部融资行业的企业最优价格影响更大。同时也说明,在金融市场相对完善的区域,信贷需求对价格的负向作用被削减了。这同 Rajan 和 Zingales (1998) 与 Manova (2013) 的结果不谋而合。Rajan 和 Zingales (1998) 指出,在更依赖外部融资的行业,金融发展情况对经济增长的影响更大。Manova (2013) 指出,在更依赖外部融资的行业,金融发展情况对该行业产品出口总量,产品出口种类,产品出口的可能性以及产品出口的目的国数量影响更大。^① 因此,为了更好地优化资源配置,政府应该着重为信贷约束紧的行业提供更多的贷款渠道。

(三) 稳健性检验

为了检验稳健性,我们还对其他一些设定的情况进行了估计。所有估计结果与前文所得结论一致。限于篇幅,此处不再汇报具体的稳健性检验结果,如有需要可向作者索取。

^① 不同于我们, Manova (2013) 与 Rajan 和 Zingales (1998) 使用的是宏观数据,而不是企业数据。

信贷约束对生产率与出口价格关系的影响

表 4

信贷需求对生产率门槛的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\log(TFP) \times D_{\{ExtFin25th\}}$	0.046 *** (0.001)	0.041 *** (0.001)	0.046 *** (0.001)	0.045 *** (0.003)	0.038 *** (0.002)
$\log(TFP) \times D_{\{ExtFin75th\}}$	0.018 *** (0.001)	0.015 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)	0.011 *** (0.003)	0.006 *** (0.002)
$\log(TFP)^2$	0.016 *** (0.000)	0.016 *** (0.000)	0.015 *** (0.000)	0.001 (0.001)	0.019 *** (0.000)
$\log(Labor)$	0.022 *** (0.001)	0.020 *** (0.001)	0.022 *** (0.001)	0.001 (0.001)	0.026 *** (0.001)
$\log(Capital/Labor)$	0.027 *** (0.001)	0.028 *** (0.001)	0.029 *** (0.001)	0.007 *** (0.001)	0.043 *** (0.001)
$\log(Wage)$	0.176 *** (0.001)	0.197 *** (0.001)	0.172 *** (0.001)	0.093 *** (0.003)	0.220 *** (0.002)
<i>All Credits to GDP Ratio</i>	0.276 *** (0.002)				
<i>Short-Term Loans to GDP Ratio</i>		0.370 *** (0.006)			
<i>Long-Term Loans to GDP Ratio</i>			0.508 *** (0.004)		
<i>SOE</i>				0.170 *** (0.006)	
<i>MNC</i>					0.030 *** (0.002)
年固定效用	是	是	是	是	是
产品-目的国固定效用	是	是	是	是	是
样本量	2670 022	2670 022	2670 022	656 343	1532 337
调整后的 R ²	0.740	0.739	0.741	0.797	0.706

首先,由于从事加工贸易的企业在出口贸易行为上可能与其他企业不同,我们只使用了一般贸易数据。在我们的样本中,一般贸易占了总交易的64%,因此基于一般贸易数据得到的回归结果也确实反映了样本总体的行为。为了检验稳健性,我们也把其他贸易方式的产品加入到估计数据中,得到的结果仍然支持本文的所有理论预期。

表 5 信贷渠道与信贷需求的交互作用

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\log(TFP)$	0.016 *** (0.001)	0.013 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)	0.002 (0.002)	0.027 *** (0.001)
$\log(TFP)^2$	0.015 *** (0.000)	0.016 *** (0.000)	0.014 *** (0.000)	0.003 *** (0.001)	0.016 *** (0.000)
$\log(Labor)$	0.023 *** (0.001)	0.020 *** (0.001)	0.022 *** (0.001)	0.003 * (0.001)	0.024 *** (0.001)
$\log(Capital/Labor)$	0.028 *** (0.001)	0.029 *** (0.001)	0.030 *** (0.001)	0.008 *** (0.001)	0.044 *** (0.001)
$\log(Wage)$	0.176 *** (0.001)	0.198 *** (0.001)	0.172 *** (0.001)	0.097 *** (0.003)	0.217 *** (0.002)
<i>External Finance Dependence</i>	-0.008 *** (0.000)	-0.008 *** (0.000)	-0.007 *** (0.000)	-0.005 *** (0.000)	-0.006 *** (0.000)
<i>All Credits to GDP Ratio</i>	0.354 *** (0.007)				
<i>Short-Term Loans to GDP Ratio</i>		0.509 *** (0.017)			
<i>Long-Term Loans to GDP Ratio</i>			0.639 *** (0.011)		
<i>SOE</i>				0.140 *** (0.014)	
<i>MNC</i>					0.152 *** (0.006)
<i>ExtFin × All Credits to GDP Ratio</i>	0.004 *** (0.000)				
<i>ExtFin × Short-Term Loans to GDP Ratio</i>		0.008 *** (0.001)			
<i>ExtFin × Long-Term Loans to GDP Ratio</i>			0.007 *** (0.001)		
<i>ExtFin × SOE</i>				-0.002 * (0.001)	
<i>ExtFin × MNC</i>					0.006 *** (0.000)
年固定效用	是	是	是	是	是
产品-目的国固定效用	是	是	是	是	是
样本量	2670 022	2670 022	2670 022	656 343	1532 337
调整后的 R ²	0.740	0.739	0.741	0.797	0.707

其次,本文所用的企业出口价格数据以美元计价。人民币汇率变化可能提高企业的生产成本并相应地改变出口价格,为克服人民币汇率变化及其他因素对研究结果的可能影响,我们仅使用单年度数据进行检验。考虑到2005年下半年人民币的升值,我们选取了2004年的数据用于检验,结果也没有发生改变。

最后,我们使用不同口径的全要素生产率度量,以印证结论的稳健性。在前面的结果中,我们忽略了中间产品投入,使用工业附加值来计算TFP。为了检验稳健性,我们考虑中间产品投入,使用工业总产值来计算TFP。另外,除了OP方法,我们还使用了LP和ACF方法来估计TFP。结果发现本文结论并不会因为所使用的TFP计算方法不同而发生变化。更进一步,考虑到生产率只是一个控制变量。我们还在不控制生产率的情况下对(13)式进行了估计,得到的结果仍然支持我们的理论预期:信贷约束越紧,出口价格越低。

五 结论和政策涵义

本文在Melitz(2003)研究的基础上,融入了产品质量和信贷约束,构建了一个产品质量异质性模型,并用其解释了出口价格与企业生产率之间的非线性关系,同时,我们研究了信贷约束对企业最优价格的影响。本文的理论模型表明:当生产率高于门槛值时,生产率高的企业生产高质量的产品并制定较高的出口价格;当生产率低于生产率门槛时,企业产品质量受到限制,生产率高的企业拥有低的边际生产成本并制定较低的出口价格。信贷约束使得生产率高于生产率门槛的企业的最优价格降低,但是不影响生产率低于生产率门槛的企业的定价策略。本文随后基于中国国家统计局的中国制造业企业生产数据和中国海关数据对上述理论进行了经验检验,检验结果与预期完全一致。本文的主要贡献在于,从信贷约束和企业特征(例如生产率、价格和产品质量)关系的角度来看,本文充实了现有的质量-贸易研究文献,分析了信贷约束在国际贸易中的作用。基于本文的研究结论,我们的政策建议是:(1)在政府资金有限的条件下,采取引导和规范民间信贷等方式放宽企业的贷款约束,提高中国企业产品质量,增强中国企业的国际竞争力;(2)由于金融发展情况对更依赖外部融资的行业的企业最优定价影响更大,为了优化资源配置,政府应着重为信贷约束紧的行业提供更多的贷款渠道。

附录:用修正的 Olley 和 Pakes (1996) 方法估计企业生产率

首先,我们对数据进行处理。根据 Brand 等(2012)提供的投入品平减物价指数和产成品平减物价指数,计算企业的实际生产附加值以及企业所用的实际性劳动力和资本。平减物价指数来源于 Brandt 等(2012),产成品平减物价指数使用了中国统计年鉴中的“参考价格”进行计算,投入品平减物价指数则基于产成品平减物价指数和中国国家投入-产出表来得到。^①按照 Brandt 等(2012)的做法,我们还利用永续盘存法计算企业实际性投入。其中,我们使用企业数据库提供的实际折旧来代替固定折旧率。从而,企业实际性投入 I_t 等于下期资本存量减去当期资本存量加上实际折旧。

接着,我们根据 Olley 和 Pakes (1996) 的方法估算企业生产率。他们认为(14)式中的残差项 $\varepsilon_{\beta} = \omega_{\beta} + \mu_{\beta}$ 包括两部分: ω_{β} 表示企业生产率; μ_{β} 为白噪声。基于企业动态最优,Olley-Pakes 假设企业生产率 ω_{β} 服从一阶马尔科夫过程以及企业通过动态投资过程积累资本。企业利润最大化暗含着企业最优投资是企业资本存量和生产率的函数,即 $I_{\beta} = f(\ln K_{\beta}, \omega_{\beta})$ 。考虑到只有高生产率的企业才会从事国际贸易,我们假设企业的最优投资还受到企业进出口状态的影响。另外,加入 WTO,减少了进出口关税,促使更多企业从事国际贸易。因此,我们还假设企业的最优投资决策在加入 WTO 前后是不同的。通过以上两个扩展,Olley 和 Pakes 的方法中的企业最优投资方程被修正为:

$$I_{\beta} = f(\ln K_{\beta}, \omega_{\beta}, FM_{\beta}, FX_{\beta}, WTO) \quad (A3)$$

其中, FM_{β} 是衡量企业 f 在 t 年是否进口的虚拟变量; FX_{β} 是衡量企业 f 在 t 年是否出口的虚拟变量。2001 年以后 WTO 虚拟变量等于 1,之前等于 0。(A3) 的反函数是 $\omega_{\beta} = f^{-1}(\ln K_{\beta}, I_{\beta}, FM_{\beta}, FX_{\beta}, WTO)$ 。^② 把公式(A3)代入公式(14)中,可得:

$$\ln Y_{\beta} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{\beta} + \phi(\ln K_{\beta}, I_{\beta}, FM_{\beta}, FX_{\beta}, WTO) + \mu_{\beta} \quad (A4)$$

其中, $\phi(\ln K_{\beta}, I_{\beta}, FM_{\beta}, FX_{\beta}, WTO) = \beta_k \ln K_{\beta} + f^{-1}(\ln K_{\beta}, I_{\beta}, FM_{\beta}, FX_{\beta}, WTO)$ 。

接着,我们分两步估计参数。第一步,我们估计参数 β_1 。通过关于投资,资本存量,进口虚拟变量,出口虚拟变量和 WTO 虚拟变量的高阶多项式来代替 $\phi(\ln K_{\beta}, I_{\beta}, FM_{\beta}, FX_{\beta}, WTO)$,从而得出估计系数 β_1 。第二步,我们估计参数 β_k 。根据(14)式,可知:

$$\ln Y_{\beta} - \beta_1 \ln L_{\beta} = \beta_k \ln K_{\beta} + \omega_{\beta} + \mu_{\beta} \quad (A5)$$

考虑到 ω_{β} 服从一阶马尔科夫过程以及只有企业生产率较高的企业才能存活,我们用 $E_t(\omega_{\beta} | \omega_{\beta-1}, \omega_{\beta-1} > \underline{\omega}_{\beta-1})$ 来估计企业 t 期的生产率水平 ω_{β} 。其中, $\underline{\omega}_{\beta-1}$ 表示在 $t-1$ 期企业存活的临界值。任何企业生产率低于 $\underline{\omega}_{\beta-1}$ 在 t 期将退出市场。引入企业存活概率,更正 OLS 估算中的选择偏差。接下来,通过使用资本 $\ln K_{\beta}$ 和投资 I_{β} 的高阶多项式估计企业存活概率指标 $P_{\beta-1}$ 。企业 t 期的期望生产率水平 ω_{β} 可写为:

$$E_t(\omega_{\beta} | \omega_{\beta-1}, \omega_{\beta-1} > \underline{\omega}_{\beta-1}) = g(\omega_{\beta-1}, P_{\beta-1}) = g(\ln Y_{\beta-1} - \beta_1 \ln L_{\beta-1} - \beta_k \ln K_{\beta-1}, P_{\beta-1})$$

① 平减物价指数来源于: <http://www.econ.kuleuven.be/public/N07057/CHINA/appendix/>。

② Olley 和 Pakes 指出通过适当生产函数假设,企业最优投资函数是生产率的增函数。

信贷约束对生产率与出口价格关系的影响

从而, (A5)式可表达为:

$$\ln Y_{\beta} - \beta_l \ln L_{\beta} = \beta_k \ln K_{\beta} + g(\ln Y_{\beta-1} - \beta_l \ln L_{\beta-1} - \beta_k \ln K_{\beta-1}, P_{\beta-1}) + \mu_{\beta}$$

通过 $\ln Y_{\beta-1} - \beta_l \ln L_{\beta-1} - \beta_k \ln K_{\beta-1}$ 和 $P_{\beta-1}$ 的高阶多项式代替函数 $g(\cdot, \cdot)$, 我们得到估计系数 $\hat{\beta}_k$ 。从而, 得到修正后的 Olley-Pakes 方法的企业生产率: $TFP_{\beta} = \ln Y_{\beta} - \beta_l \ln L_{\beta} - \hat{\beta}_k \ln K_{\beta}$ 。

附表 1 出口价格与 TFP 的关系

回归	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\log(TFP)$	0.077 *** (0.002)	0.023 *** (0.002)	0.043 *** (0.003)	0.005 ** (0.003)	0.081 *** (0.001)	0.036 *** (0.001)	0.040 *** (0.002)	0.005 *** (0.002)
$\log(TFP)^2$			0.020 *** (0.001)	0.011 *** (0.001)			0.021 *** (0.001)	0.017 *** (0.001)
$\log(Labor)$	-0.006 *** (0.002)	0.020 *** (0.002)	-0.007 *** (0.002)	0.019 *** (0.002)	0.011 *** (0.001)	0.015 *** (0.001)	0.010 *** (0.001)	0.014 *** (0.001)
$\log(Capital/Labor)$	0.047 *** (0.002)	0.005 *** (0.002)	0.044 *** (0.002)	0.005 *** (0.002)	0.059 *** (0.001)	0.030 *** (0.001)	0.056 *** (0.001)	0.028 *** (0.001)
$\log(Wage)$		0.215 *** (0.004)		0.211 *** (0.004)		0.236 *** (0.002)		0.231 *** (0.002)
The Share of College		0.066 *** (0.002)		0.064 *** (0.002)				
RD to Total Sales Ratio						3.913 *** (0.070)		3.886 *** (0.070)
年固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
产品-目的国固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	488 499	488 499	488 499	488 499	1414 243	1414 243	1414 243	1414 243
调整后的 R ²	0.799	0.801	0.799	0.801	0.774	0.777	0.774	0.777

说明: **、*、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。下表同。

附表 2 投入品质量与 TFP 的关系 - 1

回归	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	员工工资		员工受教育程度		研发-销售值的比例	
$\log(TFP)$	0.178 *** (0.001)	0.182 *** (0.001)	0.042 *** (0.003)	0.048 *** (0.003)	0.00051 *** (0.00006)	0.00038 *** (0.00007)

(续附表 2)

回归	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	员工工资		员工受教育程度		研发-销售值的比例	
$\log(Labor)$		-0.057*** (0.001)		-0.047*** (0.002)		0.00067*** (0.00006)
$\log(Capital/Labor)$		0.133*** (0.001)		0.046*** (0.002)		0.00050*** (0.00005)
年固定效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
样本量	166 340	166 340	30 879	30 879	82 861	82 861
调整后的 R ²	0.260	0.331	0.077	0.107	0.046	0.049

附表 3

投入品质量与 TFP 的关系 - 2

回归	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	员工工资		员工受教育程度		研发-销售值的比例	
$\log(TFP) \times Index_{\{50th\}}$	0.191*** (0.002)		0.062*** (0.003)		0.00046*** (0.00007)	
$\log(TFP) \times (1 - Index_{\{50th\}})$	0.147*** (0.003)		0.005 (0.005)		-0.00002 (0.00013)	
$\log(TFP)$		0.165*** (0.002)		0.034*** (0.003)		0.00027*** (0.00008)
$\log(TFP)^2$		0.014*** (0.001)		0.014*** (0.001)		0.00008*** (0.00003)
$\log(Labor)$	-0.058*** (0.001)	-0.057*** (0.001)	-0.048*** (0.002)	-0.048*** (0.002)	0.00067*** (0.00006)	0.00067*** (0.00006)
$\log(Capital/Labor)$	0.132*** (0.001)	0.132*** (0.001)	0.045*** (0.002)	0.045*** (0.002)	0.00049*** (0.00005)	0.00049*** (0.00005)
年固定效应	是	是	是	是	是	是
行业效应	是	是	是	是	是	是
样本量	166 340	166 340	30 879	30 879	82 861	82 861
调整后的 R ²	0.332	0.333	0.110	0.111	0.049	0.049

信贷约束对生产率与出口价格关系的影响

参考文献:

樊纲、王小雪、朱恒鹏(2010):《中国市场化指数:各地区市场化相对进程2009年报告》,北京:经济科学出版社。

樊海潮、郭光远(2015):《产品出口价格、出口质量与生产率间的关系:中国的证据》,《世界经济》第2期。

李志远、余森杰(2013):《生产率、信贷约束与企业出口:基于中国企业层面的分析》,《经济研究》第6期。

Ackerberg, Daniel.; Caves, Kevin. and Frazer, Garth. "Structural Identification of Production Functions." *MPRA Working Paper*, 2006.

Amiti, Mary. and Weinstein, E. David. "Exports and Financial Shocks." *NBER Working Paper*, No. 15556, 2009.

Amiti, Mary. and Konings, Jozef. "Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia." *American Economic Review*, 2007, 97, pp. 1611-1638.

Baldwin, Richard. and Harrigan, James. "Zeros, Quality, and Space: Trade Theory and Trade Evidence." *American Economic Journal: Microeconomics*, 2011, 3, pp. 60-88.

Boyreau-Debray, Genevieve. and Wei, Shang-Jin. "Pitfalls of a State-Dominated Financial System: The Case of China." *NBER Working Paper*, No. 11214, 2005.

Cai, Hongbin. and Liu, Qiao. "Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms." *Economic Journal*, 2009, 119, pp. 764-795.

Crozet M.; Head, K. and Mayer, T. "Quality Sorting and Trade: Firm-Level Evidence for French Wine." *Review of Economic Studies*, 2012, 79(2), pp. 609-644.

De Locker, Jan. "Product Differentiation, Multiproduct Firms, and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity." *Econometrica*, 2011, Vol. 79, 1407-1451.

Dollar, David. and Wei, Shang-Jin. "Das (Wasted) Kapital: Firm Ownership and Investment Efficiency in China." *NBER Working Paper*, No. 13103, 2007.

Fan, Haichao.; Li, Yao Amber. and Yeaple, Stephen. "Trade Liberalization, Quality, and Export Prices." *The Review of Economics and Statistics*, forthcoming, 2015a.

Fan, Haichao.; Lai, Edwin. and Li, Yao Amber. "Credit Constraints, Quality, and Export Prices: Theory and Evidence from China." *Journal of Comparative Economics*, 2015b, 43, pp. 390-416.

Feenstra, Robert C. and Romalis, John. "International Prices and Endogenous Quality." *Quarterly Journal of Economics*, 2014, pp. 477-527.

Feenstra, Robert C.; Li, Zhiyuan. and Yu, Miaojie. "Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China." *The Review of Economics and Statistics*, forthcoming, 2015.

Hallak, Juan Carlos. "A Product-Quality View of the Linder Hypothesis." *Review of Economics and Statistics*, 2010, 92, pp. 453-466.

Hallak, Juan Carlos. and Sivadasan, Jagadeesh. "Firms' Exporting Behavior under Quality Constraints." working paper, 2011.

Iacovone, Leonardo. and Javorcik, Beata S. "Multi-Product Exporters: Diversification and Micro-Level Dynamics."

Policy Research Working Paper, WPS 4723, World Bank, 2008.

Johnson, Robert C. "Trade and Prices with Heterogeneous Firms." *Journal of International Economics*, 2012, 86, pp. 43-56.

Kroszner, S. Randall ; Laeven, Luc. and Klingebiel, Daniela. "Banking Crises, Financial Dependence, and Growth." *Journal of Financial Economics*, 2007, 84(1), pp. 187-228.

Kugler, Maurice. and Verhoogen, Eric. "Prices, Plant Size, and Product Quality." *Review of Economic Studies*, 2012, 79, pp. 307-339.

Manova, Kalina. "Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade." *Review of Economic Studies*, 2013, 80, pp. 711-744.

Manova, Kalina. and Zhang, Zhiwei. "Export Prices across Firms and Destinations." *Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127, pp. 379-436.

Manova, Kalina. ; Wei, Shang-Jin. and Zhang, Zhiwei. "Firm Exports and Multinational Activity under Credit Constraints." *The Review of Economics and Statistics*, forthcoming, 2015.

Melitz, Marc J. "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica*, 2003, 71, pp. 1695-1725.

Olley, G. Steven. and Pakes, Ariel. "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry." *Econometrica*, 1996, 64, pp. 1263-1297.

Rajan, Raghuram G. and Zingales, Luigi. "Financial Dependence and Growth." *American Economic Review*, 1998, 88, pp. 559-586.

Riedel, James. ; Jin, Jing. and Gao, Jian. "Overview of Economic Reforms and Outcomes." in *How China Grows: Investment, Finance, and Reform*, Princeton University Press, 2007.

Song, Zheng ; Storesletten, Kjetil. and Zilibotti, Fabrizio. "Growing Like China." *American Economic Review*, 2011, Vol. 101, pp. 196-233.

Verhoogen, Eric A. "Trade, Quality Upgrading, and Wage Inequality in the Mexican Manufacturing Sector." *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123, pp. 489-530.

(截稿:2015年8月 责任编辑:王 徽)