

外部融资约束对企业出口行为的影响^{*}

——基于中国企业普查数据的实证研究

张中元

[摘要] 本文采用世界银行2012年对中国境内2700家企业的普查数据,分析企业外部融资约束对企业的出口倾向、出口强度的影响,本文的实证分析发现:企业面临外部融资约束时,不仅会显著降低企业参与出口的可能性,还会显著降低企业产品出口销售比例。不同的企业外部融资约束对企业出口行为有不同的影响。具体而言,贷款申请程序复杂、利率太高带来的外部融资约束会显著降低企业产品出口销售比例;贷款规模和期限不足带来的外部融资约束会显著降低企业参与出口的可能性;抵押要求太高带来的外部融资约束既会显著降低企业参与出口的可能性,也会显著降低企业产品出口销售比例。

[关键词] 融资约束;出口倾向;出口强度;Heckman选择模型

一、引言

现有文献中一般将企业出口的倾向性或企业是否选择出口称为出口的扩展边际(extensive margin),把企业出口量定义为出口的集约边际(intensive margin)。扩展边际表明出口增长主要是基于新的企业进入出口市场以及出口产品种类的增加,而集约边际表明出口增长主要来源于现有出口企业和出口产品在量上的扩张。一个国家的贸易增长模式是基于集约边际还是扩展边际,对于该国的贸易和经济发展有着重要的影响。如果一国出口增长主要基于集约边际的贸易增长模式,则出口贸易增长极易受外部冲击的影响。实现出口增长路径由集约边际向扩展边际的转变,不仅会使得该国出口贸易品的数量增加,而且出口贸易品的范围也有所增加,从而有利于出口国提升多元化的生产结构,

有助于减小外部不确定因素冲击对出口贸易的影响,避免因出口数量扩张而导致贸易条件恶化而出现贫困化增长现象。^[1]

许多研究从异质性角度分析企业的出口参与行为,大量实证研究表明企业的异质性决定其是否参与国外市场。米里兹(Melitz)在理论模型中讨论了企业生产率、企业规模等异质性因素对企业出口决策行为的影响,结果表明由于企业进入国外市场需要支付固定成本,企业异质性会导致生产率较高的企业进入出口市场,而生产率相对较低的企业退出或不进入出口市场。^[2]融资约束是各国企业普遍面临的困境,因而融资约束可能会成为企业异质性的一个重要表现,企业的融资是否受到约束,不仅影响企业能否出口,还影响企业出口贸易量。^[3]企业在出口市场中需要投资大量的沉淀成本,许多理论与经验文献表明,当企业在固定成本和可变贸易成本上面临融资约束时,即使企业具备了生产率优

^{*} 张中元,中国社会科学院亚太与全球战略研究院,邮政编码:100007,电子信箱:zhangzhongyuan@cass.org.cn。本文得到中国社会科学院马克思主义理论学科建设与理论研究项目的资助。感谢匿名评审人提出的修改建议,笔者已做了相应修改,本文文责自负。

势, 由于难以支付包括国外市场开拓、信息收集、产品包装改换、产品特性调整等出口固定成本投资, 企业可能仍然不能开展出口业务。^[4]

中国企业在面临融资约束时是否会限制了企业的出口参与? 不同类型的融资约束对企业出口参与的影响是否存在差异? 本文通过采用世界银行2012年对中国境内2700家企业的普查数据, 检验企业的外部融资约束对企业的出口参与倾向、出口强度的影响, 结果发现企业面临外部融资约束时不仅会显著降低企业参与出口的可能性, 还会显著降低企业产品出口强度。贷款申请程序复杂、利率太高、抵押要求太高、贷款规模和期限不足等外部融资约束对企业出口行为有不同的影响。

与现有文献研究相比, 本文主要有以下几方面的改进和补充: 第一, 采用什么指标来衡量企业融资约束状况, 往往有很大争议, 现有大部分研究中, 对企业融资约束的测量大都采用财务数据。这些指标可能仅仅反映了企业融资状况的特定方面, 可能会存在测量问题。^[5] 本文对企业融资约束的测量直接来源于问卷调查结果, 能够直接反映企业经营受到融资约束的具体程度, 降低了测量偏误带来的估计问题。第二, 企业融资约束可能来自多方面的原因, 不同的企业受融资约束的程度以及解决方法有很大的差异性。本文通过考察因贷款申请程序复杂、贷款利率太高、贷款抵押要求太高、贷款规模和期限不足等原因而没有申请贷款的企业所受到融资约束的影响, 发现不同类型的融资约束对企业的影响存在差异。本文通过对不同类型融资约束的细致研究, 能够更有针对性地发现问题并提出相应的政策建议。第三, 由于并不是所有企业都参与出口, 很多企业的产品外销比例为零, 采用OLS估计可能导致选择性偏差, 因而本文采用Heckman选择模型估计方法来消除选择性偏误。

二、理论框架与研究假设

大量的研究表明企业出口面临的主要障碍是需要预付不同形式的固定成本, 孔祥贞等人从内源融资、银行信贷和商业信贷三个维度衡量融资约束, 采用中国七十余万家制造业企业2004—2008年间

数据, 实证检验企业面临融资约束对企业出口参与的影响, 结果发现出口固定成本是企业参与出口所面临的关键难题。^[3] 对于出口企业而言, 存在某种额外的初始沉淀成本, 企业可以使用内部资金, 也可以使用外部资金进行生产, 假设信息不对称导致企业外部融资成本总是高于内部融资成本, 因此企业倾向于优先使用内部资金。但企业除了通过内部融资解决资金约束以外, 银行信贷(bank credit)、商业信贷(trade credit)等外部融资手段也是企业缓解融资约束的重要途径。

假设企业具有充足的内部资金进行生产的可能性是 q , 那么需要外部融资的可能性是 $(1-q)$ 。本文借鉴哥罗德尼琛科和史尼兹(Gorodnichenko and Schnitzer)研究模型构建融资约束对企业出口的影响效应。^[6] 设 π^i 为企业不出口时的利润, 如果 $i=I$, 表示企业生产活动仅使用内部资金, 若 $i=O$, 则表明企业生产要依赖外部资金, 所以 $\pi^I > \pi^O$ 。以 $\pi^{(i|Ex)}$ 表示企业从事贸易出口时的利润, 则 $\pi^{(I|Ex)} > \pi^I$, $\pi^{(I|Ex)} > \pi^{(O|Ex)}$ 。

企业如果不出口, 其预期利润可以表述为 $E(\pi) = q\pi^I + (1-q)\pi^O$; 企业如果选择出口, 此时内部资金充足的概率将下降 p , 且 $p \in [0, \bar{p}_L]$ 。因此, 企业在生产过程使用内部资金的概率就变为 $(q-p)$, 使用外部资金的概率就变为 $(1-q+p)$ 。这时企业的预期利润就相应变为 $E(\pi|Ex) = (q-p)\pi^{(I|Ex)} + (1-q+p)\pi^{(O|Ex)} - F_{Ex}$, 其中 F_{Ex} 为初始沉淀成本。因此对于企业出口激励在于其出口和不出出口时预期利润的差额:

$$\begin{aligned} \Delta(\pi|Ex) &\equiv E(\pi|Ex) - E(\pi) \\ &= q(\pi^{(I|Ex)} - \pi^I) + (1-q)(\pi^{(O|Ex)} \\ &\quad - \pi^O) - p(\pi^{(I|Ex)} - \pi^{(O|Ex)}) - F_{Ex} \end{aligned}$$

显然当且仅当 $\Delta(\pi|Ex) > 0$ 时, 企业才会选择出口。在完全金融市场条件下, 企业可以发现投资者并获得进入国外市场所需的资金, 从而实现出口。一旦考虑到现实中的不完全金融市场, 企业必然面临一定程度的融资约束, 首先企业可能受到融资因素的影响而难以支付出口需要的固定投资, 如果企业出口的初始沉淀成本 F_{Ex} 使得企业无法依赖自身内源融资而需要从外部融资, 此时企业的融资约束

就可能成为影响企业出口的重要外部条件，不能获取足够资金的企业将较难成为出口商，最终只有那些面临较少融资约束的企业才可能克服沉淀成本的影响并开始出口。

朱英杰基于企业异质性贸易模型，利用中国2004—2009年的企业样本数据检验出口竞争力的影响因素，结果发现融资能力与出口扩张之间存在正关联效应，生产率对促进企业出口的贡献有赖于其融资水平，当融资能力过低时，高生产率企业也可能遭受市场淘汰。^[7]刘海洋等人利用中国2004—2007年间工业行业近12万家制造业企业数据，研究融资约束对中国制造业企业出口的影响，结果发现融资约束制约了中国制造业企业的出口行为。^[5]假设企业面临融资约束，而且只有出口利润大于内销利润时企业才会出口，则企业外部融资的差异也会影响企业出口的预期利润之差，因此企业融资面临的负向外部冲击越大，企业出口与否的预期利润差额就越小，对企业出口产生的激励也就越小。以上分析直观表明出口固定成本和融资约束的存在，导致企业参与出口的可能性减小，企业支付出口固定成本和得到融资后，企业参与出口的可能性增大。陈琳等人采用企业微观面板数据研究融资约束对中国企业出口深度和广度的影响，结果发现企业内部的流动性影响企业出口量，而外源融资约束不仅影响企业出口量，还影响企业能否出口的选择。^[8]孔祥贞等人发现内源融资对企业出口参与贡献最小，而商业、银行信贷对企业出口参与贡献很大。^[3]

由于无法直接度量外源融资成本，多数研究从企业自身的外源融资能力角度来测量企业的外源融资约束，如使用企业利息支出、银行信贷规模等。另外贸易信贷（trade credit）是通过企业间的应收、应付账款提供商业信用，是弥补银行信贷不足的另一融资方式。企业的应收账款不仅可以反映企业的货款回收状况，而且可以反映企业商业信用的提供情况，因此一些研究使用企业应付账款来衡量企业面临的商业信贷约束。对企业而言向银行借款是最为廉价和便捷的外源融资方式，由于逆向选择及道德风险的存在致使银行信贷成本通常低于商业信贷。^[9]本文在考察企业所面临的外源融资约束

时主要关注企业的银行信贷约束，而将贸易信贷（trade credit）作为企业外源融资约束的一个补充度量。

假设1：企业的银行信贷约束对企业出口参与具有抑制效应。

不同类型的银行信贷对企业的贸易出口具有不同的影响，如项松林和赵曙东将企业融资划分为银行的信贷投资和抵押贷款，结果发现融资方式差异对企业出口具有非对称影响。^[10]因此要综合考察企业的外源融资约束，而不是考虑单一的外源融资能力，这样才能进一步识别出不同的融资约束对企业的贸易出口具有不同的影响效应。

假设2：不同类型的银行信贷融资约束对企业出口参与具有差异性影响。

商业银行的贷款一般要求企业有抵押或担保以规避风险，可用作担保的有形资产就越多，从银行获得的贷款也越多。而中小企业的固定资产比例低，缺乏可抵押的资产，融资更为困难。由于银行与企业就以信贷投资还是抵押贷款获得融资存在信息不对称，因此银行要求企业提供抵押获得贷款融资给企业带来的融资约束更大。在信贷投资约束条件下，企业一般能满足银行的要求来获得银行贷款，而银行向企业发放的信贷投资越大，越能提高这些企业的生产率水平，进而促进企业参与出口。但在抵押贷款约束条件下，即使企业满足银行的要求获得银行贷款，其在规模和期限上可能仍然受到限制，因此银行向企业发放抵押贷款后，其促进企业出口的作用也可能十分有限，因此抵押贷款约束对企业贸易出口参与的限制效应更大，甚至会制约企业的贸易出口强度。

假设3：企业受抵押贷款约束、贷款规模和期限不足约束对企业贸易出口参与的抑制效应会更显著。

三、模型设定与数据

（一）估计模型设定与估计

假设企业的外部融资约束会影响企业进入国外市场进行固定投资的支付能力，令 $\Delta\pi_i$ 为企业 i 在从事出口与不出口两种情况下经营利润的差额，该

差额由企业的外部融资约束和企业特征所决定,则融资约束与企业经营利润差额存在如下关系:

$$\Delta\pi_i = \alpha_1 + \beta_1 Finconstr_i + \gamma'_1 X_i + \epsilon_i \quad (1)$$

其中, $Finconstr$ 为企业 i 的外部融资约束, X_i 是控制变量, 主要包括企业特征、经营状况等变量, ϵ_i 是误差项。

如果 $\Delta\pi_i > 0$, 企业 i 则会从事出口, 企业 i 出口的概率可表示为:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(Exdumy_i = 1) &= \text{Prob}(\Delta\pi_i > 0) \\ &= \text{Prob}(\alpha_1 + \beta_1 Finconstr_i \\ &\quad + \gamma'_1 X_i + \epsilon_i > 0) \quad (2) \end{aligned}$$

通过式 (2) 可以检验企业 i 的外部融资约束对其出口扩展边际的影响。如果检验企业 i 的外部融资约束对其出口集约边际的影响, 本文设定如下方程:

$$Exratio_i = \alpha_2 + \beta_2 Finconstr_i + \gamma'_2 X_i + \eta_i \quad (3)$$

其中, $Exratio_i$ 是企业的出口比例, 由于企业进入国外市场存在自我选择效应, 只能观测到出口比例大于零的出口企业, 没有参与出口的企业, 其出口比例为零。这时采用 OLS 将导致不一致的估计。因而本文采用赫克曼 (Heckman) 提出的两步估计法 (two-step estimation) 来消除选择性偏差 (selection bias)。首先利用二值模型对企业出口决策方程进行估计, 得到反米尔斯比率 (Inverse Mill's Ratio, IMR) λ , 第二步将 λ 作为控制变量添加到出口集约边际方程, 然后再用 OLS 对方程进行估计。^[11] 由于第一步的误差被带入第二步, 两步估计法的效率不如极大似然估计 (MLE), 本文主要采用极大似然法方法进行估计。

为了检验是否存在样本选择偏差, 可以用似然比检验原假设 “ $H_0: \rho = 0$ ”, 其中 ρ 是变量 $Exdumy$ 与 $Exratio$ 的相关系数, 如果拒绝原假设 “ $H_0: \rho = 0$ ”, 则应该使用样本选择模型获得参数的一致估计量。

(二) 变量选取与数据来源

本文采用数据来自世界银行 2012 年对中国境内 2 700 家企业的普查数据 (Enterprise Surveys)。

1. 被解释变量

本文以企业的出口参与倾向和出口强度做为被解释变量, 出口参与倾向 ($Exdumy$) 是指企业是否存在出口行为, 如果企业出口比例大于 0, 赋值为 1, 否则为 0。出口强度 ($Exratio$) 采用企业直接出口与间接出口总和占销售额的比例来表示。

2. 解释变量

主要采用以下几个代理变量从不同维度测量企业的外部融资约束:

$Finconstr1$ (企业外部融资约束 1): 世界银行的调查问卷中设置了 “企业是否向金融机构申请贷款” 以及 “没有申请贷款的主要原因” 两个问题, 没有申请贷款的主要原因主要有如下几个选项: (a) 企业资金充足, 不需要申请贷款; (b) 贷款申请程序复杂; (c) 利率太高; (d) 抵押要求太高; (e) 贷款规模和期限不足; (f) 其他原因。如果企业没有向金融机构申请贷款且没有申请贷款的主要原因是除了以上 (a) 选项外的几种情况, $Finconstr1$ 赋值为 1, 否则为 0。

为了区分企业外部融资约束的主要原因, 还设定如下虚拟变量:

$Proce$ (贷款申请程序复杂): 企业没有向银行申请贷款是因为贷款申请程序复杂, 赋值为 1, 否则为 0。

$Irate$ (利率太高): 企业没有向银行申请贷款是因为利率太高, 赋值为 1, 否则为 0。

$Collateral$ (抵押要求太高): 企业没有向银行申请贷款是因为抵押要求太高, 赋值为 1, 否则为 0。

$Insufficient$ (贷款不足): 企业没有向银行申请贷款是因为贷款规模和期限不足, 赋值为 1, 否则为 0。

$Other$ (其他原因): 企业没有向银行申请贷款有其他原因, 赋值为 1, 否则为 0。

企业向银行申请贷款, 但不一定能获得批准, 如果企业向银行申请贷款被拒绝, 企业也会受到外部融资约束, 本文还考虑如下虚拟变量:

$Rejected$ (拒绝企业贷款): 企业向银行申请贷款但被拒绝, 赋值为 1, 否则为 0。

$Finconstr2$ (企业外部融资约束 2): 除了 $Fin-$

constr1 (企业外部融资约束1) 考虑的情况外, 还增加企业向银行申请贷款但被拒绝这一状况。

3. 控制变量

Productivity (企业生产率增长率): 以劳动生产率的增长率来测量, $Productivity = \frac{(Sales_0/Labor_0 - Sales_{-1}/Labor_{-1})}{(Sales_0/Labor_0 + Sales_{-1}/Labor_{-1})/2}$, 其中 $Sales_0/Labor_0$ 是当期人均实际销售额, $Sales_{-1}/Labor_{-1}$ 是过去三年期平均人均实际销售额。

Lsale (人均实际销售额): 以人均实际销售额的对数计算。

Lwage (人员平均工资): 以人均工资费用的对数计算。

Age (企业年龄): 企业从设立开始年份到2011年为止的时间期限。

Compete (竞争压力): 企业来自市场的竞争压力, 该变量是一排序变量, 对企业经营无妨碍赋值为1, 有较小妨碍赋值为2, 中等妨碍赋值为3, 较大妨碍赋值为4, 有严重妨碍赋值为5。

Foreown (外国私人股权): 企业中外私人股权比例。

Stateown (国有企业): 企业中政府股权比例超过50%, 定义该企业为国有企业, 赋值为1, 否则为0。

Industry (企业所属行业): 该变量为分类变量, 企业属于制造业, 赋值为1, 零售业赋值为2, 其他服务业赋值为3。

Size (企业规模): 按企业就业人数划分, 5人以上19人以下为小规模企业, 20人以上99人以下为中等规模企业, 100人以上为大规模企业。

Sub (是否为集团企业下属公司): 企业属于一集团企业, 赋值为1, 否则为0。

Public (上市公司): 企业属于上市公司, 赋值为1, 否则为0。

Sole (独资企业): 企业属于独资企业, 赋值为1, 否则为0。

Partnership (合伙企业): 企业属于合伙企业, 赋值为1, 否则为0。

Yearex (企业从事出口年龄): 企业从开始出口年份到2011年为止的时间期限, 如果企业没有

出口, 定义为-1。

(三) 数据初步分析

表1给出了企业出口参与倾向、融资约束的统计分布, 从行业分布来看, 制造业企业出口参与倾向最高, 达到29%以上, 零售业与其他服务业仅有6%~7%的企业从事出口。从企业规模分布来看, 大型企业出口参与倾向最高, 达到30%以上, 而小型企业出口参与倾向只有11%。本地企业与外资企业相比, 外资企业出口参与倾向更高, 达到49%, 而本地企业出口参与倾向只有19%。

企业融资约束分布也具有较大差异, 申请贷款的企业中制造业的比重最高, 达34%。大型企业申请贷款的比例最高, 达到45%以上, 而小型企业申请贷款的比例只有20%。外资企业虽然数量较本地企业少, 但其申请贷款的比例为41%, 而本地企业申请贷款的比例为31%。申请贷款获得批准的状况中, 零售业企业获得批准的比例低于制造业与其他服务业。大型企业申请贷款获得批准的比例高于小型企业, 本地企业申请贷款获得批准的家数以及申请贷款获得批准的比例均远高于外资企业。

从没有申请贷款的企业来看, 自有资金充足是其没有申请贷款的主要原因, 均在50%的比例以上, 从行业分布来看差异不大, 但从企业规模上看还是有差异, 大型企业因自有资金充足而没有申请贷款的比例为63%, 高于小型企业的50%; 外资企业因自有资金充足而没有申请贷款的比例为68%, 高于本地企业的54%。因贷款申请程序复杂而没有申请贷款的企业从行业分布来看, 主要是零售业与其他服务业, 所占比例在14%以上, 而制造业仅有7%。从企业规模分布来看, 主要是小型企业, 所占比例为13%。本地企业与外资企业相比, 本地企业所占比例为11%, 而外资企业所占比例仅有2%。因贷款利率太高而没有申请贷款的企业从行业分布来看, 主要是制造业, 所占比例在9%。从企业规模分布来看, 主要是中型企业, 所占比例为10%。本地企业与外资企业相比, 本地企业所占比例为8%。因贷款抵押要求太高而没有申请贷款的企业从行业分布来看, 主要是零售业, 所占比例在12%以上, 而其他服务业仅有

6%。从企业规模分布来看,主要是中、小型企业,所占比例在9%左右。本地企业与外资企业相比差异不大。因贷款规模和期限不足而没有申请贷款的企业从行业分布来看,主要是零售业,所占比例在

10%;从企业规模分布来看,依次是小、中、大型企业,所占比例分别为9%,6%,3%。本地企业与外资企业相比,本地企业所占比例为7%,而外资企业所占比例为5%。

表1 企业出口参与倾向、融资约束统计分布

项目		行业			规模			产权	
		制造业	零售业	其他服务业	小	中	大	本地	外资
出口倾向	频次	494	10	60	112	222	230	484	80
	总数	1 692	158	850	991	950	759	2 536	164
	比例 (%)	29.20	6.33	7.06	11.30	23.37	30.30	19.09	48.78
申请贷款	频次	560	24	226	186	302	322	745	65
	总数	1 636	152	800	951	915	722	2 431	157
	比例 (%)	34.23	15.79	28.25	19.56	33.01	44.60	30.65	41.40
批准申请	频次	394	14	156	117	215	232	529	35
	总数	560	24	226	186	302	322	745	65
	比例 (%)	70.36	58.33	69.03	62.90	71.19	72.05	71.01	53.85
自有资金充足	频次	589	64	312	384	328	253	902	63
	总数	1 076	128	574	765	613	400	1 686	92
	比例 (%)	54.74	50.00	54.36	50.20	53.51	63.25	53.50	68.48
程序复杂	频次	80	19	82	97	53	31	179	2
	总数	1 076	128	574	765	613	400	1 686	92
	比例 (%)	7.43	14.84	14.29	12.68	8.65	7.75	10.62	2.17
利率太高	频次	97	6	42	50	62	33	139	6
	总数	1 076	128	574	765	613	400	1 686	92
	比例 (%)	9.01	4.69	7.32	6.54	10.11	8.25	8.24	6.52
抵押要求太高	频次	100	15	35	68	59	23	142	8
	总数	1 076	128	574	765	613	400	1 686	92
	比例 (%)	9.29	11.72	6.10	8.89	9.62	5.75	8.42	8.70
贷款规模和期限不足	频次	72	13	36	72	37	12	116	5
	总数	1 076	128	574	765	613	400	1 686	92
	比例 (%)	6.69	10.16	6.27	9.41	6.04	3.00	6.88	5.43

资料来源:笔者计算。

以上初步分析表明,制造业企业、大型企业、外资企业在各自的组别中出口参与倾向更高,而且申请贷款的比例也最高。申请贷款获得批准的状况

中,零售业、大型企业、本地企业在各自的组别中最高。从没有申请贷款的企业来看,自有资金充足是其没有申请贷款的主要原因,均在50%的比例

以上,大型企业、外资企业所占比例在各自的组别中最高,从行业分布来看则差异不大。因贷款申请程序复杂而没有申请贷款的企业中,零售业与其他服务业、小型企业、本地企业所占比例在各自的组别中最高。因贷款利率太高而没有申请贷款的企业中,制造业、中型企业、本地企业所占比例在各自的组别中最高。因贷款抵押要求太高、贷款规模和期限不足而没有申请贷款的企业中,零售业、中型企业、小型企业所占比例在各自的组别中最高,本地企业与外资企业相比差异不大。

表2给出了企业出口强度、运营资本外部融资统计分布。企业产品外销比例从行业分布来看,制造业最高,其均值达到11.2%以上。零售业与其他服务业仅有2%~3%。*t*统计检验值表明,制造

业与零售业、其他服务业企业产品外销比例存在显著差异,但零售业与其他服务业企业产品外销比例则差异不明显。从企业规模分布来看,大、中、小型企业产品外销比例均存在显著差异,而且产品外销比例也依次递减。本地企业与外资企业相比,产品外销比例也存在显著差异,外资企业均值高达23%,而本地企业只有7%。企业运营资本外部融资比例从行业分布来看差异不明显,均在11%左右。从企业规模分布来看,大、中、小型企业运营资本外部融资比例均存在显著差异,而且运营资本外部融资比例依次递减。本地企业与外资企业相比,运营资本外部融资比例在10%显著性水平上存在差异,外资企业稍高于本地企业。

表2 企业出口强度、运营资本外部融资统计分布

项目		产品外销比例			运营资本外部融资比例		
		均值	<i>t</i> 统计值		均值	<i>t</i> 统计值	
行业	制造业	11.217	t_{12}	5.214***	0.114	t_{12}	0.488
	零售业	2.019	t_{13}	10.180***	0.105	t_{13}	0.100
	其他服务业	2.897	t_{23}	-0.866	0.113	t_{23}	-0.399
规模	小	4.588	t_{12}	-5.583***	0.089	t_{12}	-2.724***
	中	9.169	t_{13}	-7.417***	0.114	t_{13}	-5.368***
	大	11.203	t_{23}	-1.967**	0.143	t_{23}	-2.779***
产权	本地	7.144	t_{12}	-9.969***	0.111	t_{12}	-1.743*
	外资	22.933	—		0.140	—	

注:***, **和*分别表示1%, 5%和10%显著水平。在行业分类中 t_{12} 表示制造业与零售业均值比较的*t*统计检验, t_{13} 表示制造业与其他服务业均值比较的*t*统计检验, 其他各分类项目类似。

四、实证结果与分析

表3给出了融资约束对企业出口参与倾向影响的Logit估计结果。表中显示准 R^2 在0.13左右, LR统计量对应的*p*值为0.000, 故整个方程所有系数(除常数项外)的联合显著性很高, 模型的正确预测比率达到80%, 模型的拟合程度较好。表3的第(1)列是 *Finconstr1* 作为企业外部融资约束变量时的回归系数, 表3的第(2)列和第(3)列分别是对应的该变量在样本均值处的边际效应与几

率比。*Finconstr1*的回归系数在1%的显著性水平上为负, 表明企业外部融资约束明显降低了企业出口参与倾向(扩展边际)。该变量的几率比为0.64, 表明受外部融资约束的企业与不受外部融资约束的企业相比, 从事出口的几率比会降低36%。

表3的第(4)列是区分了企业外部融资约束主要原因的虚拟变量的回归系数, 其中 *Proce*(贷款申请程序复杂)、*Irate*(利率太高)两变量的回归系数不显著, 表明企业因为贷款申请程序复杂、或利率太高而没有向银行申请贷款没有影响企业出口参与倾向。*Collateral*(抵押要求太高)、

Insufficient (贷款规模和期限不足) 两变量的回归系数显著为负, 表明企业因为抵押要求太高、或贷款规模和期限不足而没有向银行申请贷款造成的外部融资约束会明显降低企业出口参与倾向。*Other* (其他原因) 变量的回归系数也显著为负, 表明企业因为其他原因而没有向银行申请贷款造成的外部融资约束也会明显降低企业出口参与倾向。*Rejected* (拒绝企业贷款) 变量的回归系数为正但不显著, 表明向银行申请贷款但被拒绝而造成外部融资约束的企业对其出口参与倾向影响不明显。表

3 的第 (5) 列是 *Finconstr2* 作为企业外部融资约束变量时的回归系数, *Finconstr2* 的回归系数也在 1% 的显著性水平上为负, 表明企业外部融资约束明显降低企业出口参与倾向。

总之, 以上结果表明, 企业面临外部融资约束时会显著降低企业参与出口的可能性, 特别是企业因为抵押要求太高、或贷款规模和期限不足而没有向银行申请贷款造成的外部融资约束会明显降低企业出口参与倾向。

表 3 融资约束对企业出口参与倾向 (扩展边际) 的影响: Logit 估计结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Finconstr1</i>	-0.441*** (-3.30)	-0.0587	0.6431	—	—
<i>Proce</i>	—	—	—	0.00717 (0.03)	—
<i>Irate</i>	—	—	—	0.119 (0.56)	—
<i>Collateral</i>	—	—	—	-0.823*** (-3.02)	—
<i>Insufficient</i>	—	—	—	-1.373*** (-3.49)	—
<i>Other</i>	—	—	—	-0.563*** (-2.98)	—
<i>Rejected</i>	—	—	—	0.498 (1.08)	—
<i>Finconstr2</i>	—	—	—	—	-0.374*** (-2.97)
<i>Productivity</i>	0.168 (1.10)	0.0224	1.1833	0.177 (1.15)	0.169 (1.10)
<i>Lsale</i>	0.174*** (2.96)	0.0231	1.1895	0.172*** (2.93)	0.174*** (2.98)
<i>Lwage</i>	0.0737 (0.78)	0.0098	1.0765	0.0917 (0.97)	0.0687 (0.72)
<i>Age</i>	0.00819 (1.09)	0.0011	1.0082	0.00918 (1.22)	0.00825 (1.10)
<i>Compete</i>	0.140** (2.20)	0.0186	1.1502	0.132** (2.05)	0.139** (2.19)
<i>Foreown</i>	1.267*** (4.54)	0.1686	3.5519	1.298*** (4.63)	1.272*** (4.56)
<i>Stateown</i>	-1.847*** (-3.80)	-0.2457	0.1577	-1.869*** (-3.84)	-1.845*** (-3.80)
<i>Industry</i>	-0.859*** (-10.33)	-0.1143	0.4235	-0.882*** (-10.52)	-0.860*** (-10.34)

续前表

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>Size</i>	0.354*** (4.64)	0.0471	1.4251	0.329*** (4.28)	0.357*** (4.67)
<i>Sub</i>	-0.134 (-0.77)	-0.0178	0.8750	-0.173 (-1.00)	-0.144 (-0.83)
<i>Public</i>	0.829* (2.10)	0.1102	2.2901	0.854** (2.17)	0.829** (2.10)
<i>Sole</i>	-0.391*** (-3.23)	-0.0520	0.6764	-0.402*** (-3.28)	-0.399*** (-3.29)
<i>Partnership</i>	-0.370* (-1.69)	-0.0493	0.6905	-0.358* (-1.62)	-0.376* (-1.71)
常数项	-3.445*** (-3.35)	—	0.0319	-3.491*** (-3.38)	-3.397*** (-3.30)
因变量	<i>Exdummy</i>	—	—	<i>Exdummy</i>	<i>Exdummy</i>
样本数	2274	—	—	2274	2274
准R ²	0.1363	—	—	0.1469	0.1354
LR统计量	313.3	—	—	337.61	311.14
准确预测比率%	80.34	—	—	80.61	80.26

注：括号中的数值是z统计量。***，**，*分别表示1%，5%，10%显著水平，下表同。

虽然本文对企业融资约束的测量直接来自于问卷调查结果，能够直接反映企业经营受到融资约束的具体程度，降低了采用财务数据度量方法可能存在的测量问题以及指标仅反映企业特定融资状况的缺陷，但企业融资约束变量可能存在内生性问题。产生内生性的原因可能源于以下两个方面：一是估计模型可能存在遗漏变量问题。本文虽然控制了企业在行业、经营、组织结构等方面的异质性，但模型仍有可能遗漏其他影响企业融资约束与出口参与关系的变量。二是出口参与对融资约束的反向作用，即企业的出口行为也会影响融资约束。二者之间可能存在的“需求尾随”(demand-following)互动效应，会给参数估计带来不一致性。

针对外源融资约束与出口参与之间可能存在的内生性问题，本文通过寻找与企业融资约束相关，但不受出口贸易影响的变量作为企业融资约束的工具变量，采用工具变量法对模型进行估计。在使用工具变量法进行估计时，不仅要考虑工具变量是否存在识别不足及过度识别的问题，同时也要考虑工具变量的选择是否合理。结合数据的可获得性，本

文采用企业所感知的政府腐败程度(*Corrup*)作为企业融资约束的工具变量，其依据是政府腐败程度会影响企业债务、合约执行效率的差异。该变量数据也来自世界银行2012年对中国境内2700家企业的普查数据，其中一项“腐败是否对企业经营产生不利约束”，对该调查的回答是一排序变量，对企业经营无妨碍赋值为1，有较小妨碍赋值为2，中等妨碍赋值为3，有严重妨碍赋值为4。

表4的第(1)列给出了IVProbit方法估计的融资约束对企业出口参与倾向影响的工具变量估计结果。首先判断该模型是否存在内生性问题，对变量的内生性进行检验以考察工具变量回归的有效性。*Wald*统计量检验Probit模型中企业融资约束的内生性，零假设是企业融资约束变量是外生的，*Wald*统计量为0.57，伴随概率值为0.45，内生性检验拒绝了IVProbit的估计结果。这表明在理论上有可能存在的企业融资约束的内生性和测量误差不会在统计上使本文模型估计的结果产生显著偏误。但需要注意的是，*Finconstr1*的回归系数在1%的显著性水平上为负，仍然表明企业外部融资约束明显降低了企业出口参与倾向。

表4 融资约束对企业出口参与倾向(扩展边际)的影响:稳健性检验

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Finconstr1</i>	-2.237*** (-54.37)	-0.426*** (-2.87)	—	—
<i>Proce</i>	—	—	-0.230 (-0.88)	—
<i>Irate</i>	—	—	0.119 (0.52)	—
<i>Collateral</i>	—	—	-0.803*** (-2.68)	—
<i>Insufficient</i>	—	—	-0.981*** (-2.38)	—
<i>Other</i>	—	—	-0.561*** (-2.72)	—
<i>Rejected</i>	—	—	0.497 (0.98)	—
<i>Finconstr2</i>	—	—	—	-0.357*** (-2.55)
<i>Inputcredit</i>	—	0.00106 (0.38)	0.00108 (0.38)	0.00112 (0.40)
<i>Salecredit</i>	—	0.000279 (0.10)	-0.000251 (-0.09)	0.000173 (0.06)
<i>Productivity</i>	-0.113* (-1.64)	-0.0268 (-0.16)	-0.00874 (-0.05)	-0.0281 (-0.17)
<i>Lsale</i>	-0.0637 (-1.32)	0.195*** (3.04)	0.191*** (2.97)	0.195*** (3.03)
<i>Lwage</i>	0.155*** (4.40)	0.114 (1.11)	0.132 (1.28)	0.113 (1.10)
<i>Age</i>	-0.00386 (-1.14)	0.0117 (1.51)	0.0124 (1.60)	0.0117 (1.51)
<i>Compete</i>	0.151*** (3.64)	0.0762 (0.97)	0.0718 (0.91)	0.0755 (0.96)
<i>Foreown</i>	-0.208 (-0.68)	1.094*** (3.54)	1.109*** (3.59)	1.095*** (3.55)
<i>Stateown</i>	-0.172 (-0.46)	-1.663*** (-3.24)	-1.672*** (-3.26)	-1.664*** (-3.25)
<i>Industry</i>	-0.0329 (-0.20)	-0.955*** (-10.19)	-0.969*** (-10.31)	-0.956*** (-10.21)
<i>Size</i>	-0.131 (-1.58)	0.465*** (5.58)	0.448*** (5.32)	0.469*** (5.62)
<i>Sub</i>	0.0543 (0.75)	-0.265 (-1.39)	-0.299 (-1.57)	-0.270 (-1.42)

续前表

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Public</i>	-0.165 (-0.64)	0.887** (2.09)	0.908** (2.14)	0.887** (2.09)
<i>Sole</i>	0.249** (2.46)	-0.471*** (-3.10)	-0.464*** (-3.03)	-0.475*** (-3.13)
<i>Partnership</i>	0.0251 (0.22)	-0.643** (-2.57)	-0.623** (-2.48)	-0.648** (-2.59)
常数项	-0.153 (-0.17)	-4.315*** (-3.68)	-4.304*** (-3.65)	-4.289*** (-3.65)
因变量	<i>Exdummy</i>	<i>Exdummy</i>	<i>Exdummy</i>	<i>Exdummy</i>
样本数	2 233	2 223	2 223	2 223
准 R ²	—	0.2161	0.2222	0.2154
LR 统计量	—	487.6	501.33	485.85
准确预测比率 %	44.20	81.60	82.23	81.56

说明：表中没有列出各城市虚拟变量的回归系数。

对于中国的大部分企业而言，贸易信贷是一种重要的融资模式，在中国普遍存在非意愿商业信用的现实环境中，应收账款占用了企业大量资金，削弱了企业为出口固定成本和可变成本融资的能力，进而影响到企业的出口行为。实际上一些研究就以企业的应收账款相对比例当度量企业面临融资约束的代理变量。^[4] 本文以企业购买中间品发货后付款的比例 (*Inputcredit*) 以及销售产品发货后付款的比例 (*Salecredit*) 来衡量企业间以赊销形式提供的贸易信贷规模，用比例的方法修正了应收、应付账款在不同规模企业间和不同行业间的差异。

此外由于各地区改革开放次序、经济发展水平和地理位置的差异也有可能影响到企业的出口选择。各个省市地区之间存在的较大差异使得各个地区对企业支持的力度也存在差异，一些研究融资约束对不同地区的企业出口制约效应存在差异性。陈琳等人发现东部地区的中小企业比西部地区的中小企业更依赖于外源融资约束，一旦企业的资金链出现问题，东部地区企业在出口量的下滑和停止出口的概率上都表现得更为明显。^[8] 刘海洋等人发现东部地区企业出口的制约作用比中西部地区更大，可能与东部地区企业集中、企业的信贷竞争激烈、信贷成本较高有关。^[5] 因此需要控制企业所在地的一系

列因素，本普查数据来自中国 25 个城市，本文考虑地域因素影响时纳入企业所在城市的虚拟变量。表 4 的第 (2) 列~第 (4) 列给出了将企业购买中间品发货后付款的比例 (*Inputcredit*) 以及销售产品发货后付款的比例 (*Salecredit*) 两贸易信贷变量纳入方程后估计的融资约束对企业出口参与倾向影响的估计结果。其中 *Inputcredit*, *Salecredit* 两贸易信贷变量的回归系数在统计上均不显著，表明以应收、应付账款度量的企业面临融资约束对企业出口参与倾向没有显著影响。

而企业融资约束变量的系数估计结果与表 3 中的估计结果基本保持一致，具体来说，*Finconstr1* 的回归系数在 1% 的显著性水平上为负，表明企业融资约束明显降低了企业出口参与倾向（扩展边际）。*Proce*（贷款申请程序复杂）、*Irate*（利率太高）两变量的回归系数不显著，表明企业因为贷款申请程序复杂、或利率太高而没有向银行申请贷款没有影响企业出口参与倾向。*Collateral*（抵押要求太高）、*Insufficient*（贷款规模和期限不足）两变量的回归系数显著为负，表明企业因为抵押要求太高、或贷款规模和期限不足而没有向银行申请贷款造成的外部融资约束会明显降低企业出口参与倾向。*Other*（其他原因）变量的回归系数也显著为

负,表明企业因为其他原因而没有向银行申请贷款造成的外部融资约束也会明显降低企业出口参与倾向。*Rejected* (拒绝企业贷款) 变量的回归系数为正但不显著,表明向银行申请贷款但被拒绝而造成的外部融资约束的企业对其出口参与倾向影响不明显。*Finconstr2* 的回归系数也在 1% 的显著性水平上为负,表明企业外部融资约束明显降低了企业出口参与倾向。总之在考虑了以应收、应付账款度量的企业面临融资约束和企业所在城市等地域因素影响时,企业面临融资约束时会显著降低企业参与出口的可能性结论依然成立。

表 5 给出了融资约束对企业出口强度(集约边际)影响的 Heckman 估计结果,企业从事出口的时间越长,得益于学习曲线的实现,企业出口的强度可能越大,因此在企业出口强度方程中加入了 *Yearex* (企业从事出口年龄) 变量。表 5 的第(1)列、第(3)列、第(5)列是企业出口强度方程估计结果,表 5 的第(2)列、第(4)列、第(6)列是选择方程的估计结果,似然比检验(即 LR 统计量)显示拒绝原假设“ $H_0: \rho = 0$ ”,应该使用样本选择模型。

表 5 的第(1)列是 *Finconstr1* 作为企业外部融资约束变量时的回归系数,*Finconstr1* 的回归系数在 1% 的显著性水平上为负,表明企业外部融资约束明显降低了企业产品出口销售比例。表 5 的第(3)列是区分了企业外部融资约束的主要原因的虚拟变量的回归系数,其中 *Proce* (贷款申请程序复杂)、*Irate* (利率太高)、*Collateral* (抵押要求太高) 三变量的回归系数显著为负,表明企业因为贷款申请程序复杂、或利率太高、抵押要求太高而没有向银行申请贷款造成的外部融资约束会明显降低企业产品出口销售比例。*Insufficient* (贷款规模和期限不足)、*Rejected* (拒绝企业贷款) 两变量的回归系数在统计上不显著,表明企业因贷款规模和期限不足而没有向银行申请贷款、或因为向银行申请贷款但被拒绝而造成的外部融资约束没有影响企业产品出口销售比例。*Other* (其他原因) 变量的回归系数也显著为负,表明企业因为其他原因而没有向银行申请贷款造成的外部融资约束也会明显降低产品出口销售比例。表 5 的第(5)列是 *Finconstr2* 作为企业外部融资约束变量时的回归系数,

Finconstr2 的回归系数也在 1% 的显著性水平上为负,表明企业外部融资约束明显降低了企业产品出口销售比例。

此外,选择方程中企业外部融资约束变量的回归结果与表 3 中的结果相一致,即企业面临外部融资约束时会显著降低企业参与出口的可能性。总之,以上结果表明,企业面临外部融资约束时不仅会显著降低企业参与出口的可能性,还会显著降低企业产品出口销售比例。不同的企业外部融资约束对企业出口行为有不同的影响,具体而言,贷款申请程序复杂、利率太高带来的外部融资约束会显著降低企业产品出口销售比例,贷款规模和期限不足带来的外部融资约束会显著降低企业参与出口的可能性,抵押要求太高带来的外部融资约束既会显著降低企业参与出口的可能性,也会显著降低企业产品出口销售比例。

表 3 和表 5 的控制变量中,企业生产率增长率(*Productivity*) 变量的系数在统计上不显著,表明企业生产率的提高对企业出口行为的影响不大。但人均实际销售额(*Lsale*) 变量的系数在企业出口参与倾向方程、选择方程中均显著为正,在企业出口强度方程中也为正,只是统计显著性水平有所降低(但 t 统计量也在 1.5 以上)。很多研究发现企业生产率是决定企业是否进入出口市场的关键,也是决定出口企业国际竞争成败的关键。^[12] 韩剑和陈艳发现全要素生产率对中国企业出口的扩展边际有着显著正向影响。^[13] 易靖韬和傅佳莎利用浙江省 2001—2003 年的企业面板数据研究发现只有生产率较高的企业才能克服出口市场的沉淀成本,通过自我选择进入出口市场,而生产率较低的企业会退出。^[14] 如果将人均实际销售额当作劳动生产率水平的一个近似代理变量,本文结果与米里兹(Melitz)模型的判断结果一致,即生产率高的企业会自我选择进入出口市场,而生产率低的企业更有可能自我选择供应国内市场。^[2]

人员平均工资(*Lwage*) 变量的系数为正但在统计上不显著,工资水平一般与劳动者的素质和技能成正比,该变量可以视为对企业人力资本的测量,企业所雇用的劳动者素质和技能水平越高,企业越容易从事贸易出口,但本研究中企业人力资本

表 5 融资约束对企业出口强度 (集约边际) 的影响: Heckman 估计结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Finconstr1</i>	-9.583*** (-2.64)	-0.225*** (-3.15)	—	-0.237*** (-3.32)	—	—
<i>Proce</i>	—	—	-10.19*** (-2.59)	—	—	—
<i>Irate</i>	—	—	-8.813** (-2.17)	—	—	—
<i>Collateral</i>	—	—	-9.721** (-2.31)	—	—	—
<i>Insufficient</i>	—	—	1.600 (0.31)	—	—	—
<i>Other</i>	—	—	-7.992* (-1.93)	—	—	—
<i>Rejected</i>	—	—	-6.653 (-1.30)	—	—	—
<i>Finconstr2</i>	—	—	—	—	-8.951*** (-2.67)	-0.190*** (-2.85)
<i>Yearex</i>	0.381*** (2.61)	—	0.423*** (2.71)	—	0.363** (2.54)	—
<i>Productivity</i>	3.217 (0.78)	0.0896 (1.08)	2.582 (0.63)	0.0924 (1.12)	3.318 (0.80)	0.0899 (1.09)
<i>Lsale</i>	2.491 (1.58)	0.0914*** (2.92)	2.491 (1.58)	0.0889*** (2.83)	2.452 (1.55)	0.0923*** (2.95)
<i>Lwage</i>	3.068 (1.19)	0.0354 (0.71)	2.810 (1.09)	0.0397 (0.79)	2.992 (1.16)	0.0329 (0.65)
<i>Age</i>	—	0.00109 (0.49)	—	0.00144 (0.64)	—	0.00111 (0.49)
<i>Compete</i>	4.262** (2.44)	0.0800** (2.33)	4.219** (2.43)	0.0831** (2.41)	4.366** (2.51)	0.0791** (2.30)
<i>Foreown</i>	40.50*** (5.45)	0.821*** (5.39)	40.01*** (5.45)	0.817*** (5.35)	40.80*** (5.50)	0.820*** (5.40)
<i>Industry</i>	-19.63*** (-7.87)	-0.432*** (-10.49)	-19.31*** (-7.10)	-0.432*** (-10.40)	-19.81*** (-7.97)	-0.432*** (-10.51)
<i>Size</i>	6.213*** (2.90)	0.173*** (4.23)	5.976*** (2.76)	0.174*** (4.23)	6.134*** (2.86)	0.176*** (4.28)
<i>Sub</i>	-4.389 (-0.95)	-0.0855 (-0.92)	-4.068 (-0.89)	-0.0877 (-0.95)	-4.507 (-0.97)	-0.0905 (-0.98)

续前表

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Public</i>	13.64 (1.38)	0.274 (1.34)	13.18 (1.35)	0.264 (1.29)	13.51 (1.37)	0.276 (1.35)
<i>Sole</i>	-9.421*** (-2.85)	-0.206*** (-3.15)	-9.705*** (-2.96)	-0.203*** (-3.09)	-9.558*** (-2.90)	-0.210*** (-3.20)
<i>Partnership</i>	-10.66* (-1.80)	-0.240** (-2.05)	-10.63* (-1.81)	-0.241** (-2.06)	-10.86* (-1.84)	-0.241** (-2.06)
常数项	-72.51*** (-2.62)	-1.829*** (-3.41)	-69.61** (-2.50)	-1.844*** (-3.42)	-70.61** (-2.55)	-1.814*** (-3.38)
因变量	<i>Exratio</i>	<i>Exdummy</i>	<i>Exratio</i>	<i>Exdummy</i>	<i>Exratio</i>	<i>Exdummy</i>
样本数	2 274	—	2 274	—	2 274	—
Wald 统计量	141.36***	—	147.91***	—	141.02***	—
LR 统计量	94.4***	—	90.98***	—	94.07***	—

注：括号中的数值是 t 统计量。***，** 和 * 分别表示 1%，5% 和 10% 显著水平。

对企业出口行为的影响不显著。企业年龄 (*Age*) 变量的系数在企业出口参与倾向方程、选择方程中均为正但在统计上不显著，企业从事出口年龄 (*Yearex*) 变量的系数在企业出口强度方程中显著为正，这表明企业得益于学习曲线的实现，企业出口学习效应是指企业参与出口以后，将从扩大的竞争市场中获得先进的生产技术、管理经验，从而促进企业技术学习能力的增强和生产率水平的提高，进而进一步提高企业的出口。^[10] 随着企业从事出口年龄的增长，管理、生产技术和营销手段的成熟以及企业声誉的建立，使得资深的企业相比于年轻的企业更有能力开拓国际市场，提高企业产品出口销售比例。如易靖韬和傅佳莎发现企业一旦选择进入出口市场，将从出口市场中积累出口学习经验降低企业生产成本，提高企业出口供应量。^[14]

竞争压力 (*Compete*) 变量的系数均显著为正，表明企业来自市场的竞争压力越大越能促使企业参与出口市场，并且提高企业产品出口销售比例。外国私人股权 (*Foreown*) 变量的系数均显著为正，表明企业中外私人股权比例越高越有利于企业参与出口市场，并且提高企业产品出口销售比例。外资企业可能从其海外关系企业获得融资，且在开拓海外市场方面相比于内资企业具有信息、经验等多方面的优势，因此外资企业更可能出口，且

出口份额增长更快。国有企业 (*Stateown*) 变量的回归系数显著为负，表明国有企业与其他类型企业相比，其出口参与倾向较低。一个可能原因是国内市场巨大的潜力和全球金融危机引发的外需低迷，使得国有企业更倾向于国内贸易，而国内市场分割、货款拖欠和金融压制等制度环境因素迫使其他企业从事贸易出口。企业所属行业 (*Industry*) 变量的系数均显著为负，该变量为分类变量，企业属于制造业赋值为 1，零售业赋值为 2，其他服务业赋值为 3。该结果表明制造业企业从事出口的概率显著高于零售业和其他服务业，制造业企业产品出口销售比例也显著高于零售业和其他服务业。

企业规模 (*Size*) 变量的系数均显著为正，表明中、小规模企业与大规模企业相比，企业参与出口市场的概率也低，企业产品出口销售比例也显著低于大规模企业。艾克瑞姆 (*Akarim*) 的研究结果发现影响企业的出口销售的最重要的因素是企业规模和企业生产率。^[12] 韩剑和陈艳基于中国 2000—2007 年近 50 万家制造业企业层面数据，研究地区金融发展对不同特征企业出口二元边际的差异化作用，实证结果表明企业规模对出口增长的扩展边际具有正向影响，企业规模越大，出口沿扩展边际增长的可能性会提高。^[13] 易靖韬和傅佳莎发现规模越大的企业也越有可能参与出口市场，在企业进入出

口市场后,规模大的企业也将获得高水平的最优出口供应量。^[14]中国信贷资源发放具有选择性,大部分企业面临正规金融融资的“规模歧视”。在中国大企业在银行融资、政府关系等各方面都具有更多的优越性,而中小企业与大企业相比较而言,在资金实力和承担较高的固定成本投资方面不具备优势。中小企业往往由于不能获取充足的现金流而陷入资金困境。这又会引起银行对中小企业“惜贷”的连锁反应,进一步阻碍了中小企业融资。因而随着企业资产规模的扩大,其出口的可能性也会显著增加。中国金融发展更容易推动规模大、融资约束少的企业实现出口沿扩展边际和集约边际的增长。

企业是否为集团企业下属公司(*Sub*)的虚拟变量回归结果在统计上不显著,表明企业属于集团企业下属公司并没有带来出口活动的优势,对企业参与出口市场的概率与企业产品出口销售比例没有显著影响。上市公司(*Public*)、独资企业(*Sole*)、合伙企业(*Partnership*)虚拟变量回归系数均在统计上非常显著,其中*Public*变量回归系数显著为正,表明企业属于上市公司会提高企业参与出口市场的概率与企业产品出口销售比例,*Sole*变量、*Partnership*变量回归系数均显著为负,表明企业属于独资企业、合伙企业则会降低企业参与出口市场的概率与企业产品出口销售比例。

五、结论与建议

本文采用世界银行2012年对中国境内2700家企业的普查数据,首先分析了企业的出口参与倾向、出口强度的分布特征,初步统计分布分析表明,制造业企业、大型企业、外资企业在各自的组

别中无论是出口参与倾向还是企业产品外销比例均更高,而且申请贷款的比例也最高。从没有申请贷款的企业来看,自有资金充足是其没有申请贷款的主要原因,均在50%的比例以上,大型企业、外资企业所占比例在各自的组别中最高,从行业分布来看则差异不大。因贷款申请程序复杂、贷款利率太高、贷款抵押要求太高、贷款规模和期限不足等原因而没有申请贷款的企业分布也存在很大差异。

本文还检验了企业的外部融资约束对企业的出口参与倾向、出口强度的影响,结果发现:(1)企业面临外部融资约束时不仅会显著降低企业参与出口的可能性,还会显著降低企业产品出口销售比例。(2)不同的企业外部融资约束对企业出口行为有不同的影响,具体而言,贷款申请程序复杂、利率太高带来的外部融资约束会显著降低企业产品出口销售比例。贷款规模和期限不足带来的外部融资约束会显著降低企业参与出口的可能性。抵押要求太高带来的外部融资约束既会显著降低企业参与出口的可能性,也会显著降低企业产品出口销售比例。

以上结论表明缓解融资约束对企业参与、扩大出口有重要意义,本文的启示是:首先,要加快国内金融市场改革,尽可能消除由于行业、规模等原因所带来的信贷歧视而造成资金市场扭曲,确保金融资源的合理有效配置。其次,企业要重视内部资金的积累,从没有申请贷款的企业来看,自有资金充足是其没有申请贷款的主要原因,企业利润不仅是企业运营状况的表现,也是企业缓解融资约束、参与国际竞争的重要筹码。最后,企业要选择恰当的融资方式,企业的差异造成了对不同融资约束的敏感性不同,选择适合自身的融资方式也会提高企业出口参与率和出口量。

参考文献

- [1] 孙灵燕,李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗[J]. 经济学(季刊), 2011, (1).
- [2] M. J. Melitz. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometric*, 2003, 71.
- [3] 孔祥贞,刘海洋,徐大伟. 出口固定成本、融资约束与中国企业出口参与[J]. 世界经济研究, 2013, (4).
- [4] 于洪霞,龚六堂,陈玉宇. 出口固定成本融资约束与企业出口行为[J]. 经济研究, 2011, (4).
- [5] 刘海洋,孔祥贞,宋巧. 融资约束与中国制造业企业出口——基于 Heckman 样本选择模型的经验检验[J]. 世界经济研究, 2013, (1).
- [6] Y. Gorodnichenko, M. Schnitzer. Financial Constraints and Innovation: Why Poor Countries Don't Catch-up [Z]. NBER

Working Papers No 15 792, 2010.

- [7] 朱英杰. 融资约束、生产率与异质性企业的出口竞争力——微观基础的中国经验考察 [J]. 世界经济研究, 2012, (9).
- [8] 陈琳, 何欢浪, 罗长远. 融资约束与中小企业的出口行为: 广度和深度 [J]. 财经研究, 2012, (10).
- [9] M. Burkart, T. Ellingsen. In-kind Finance: A Theory of Trade Credit [J]. American Economic Review, 2004, 94.
- [10] 项松林, 赵曙东. 融资异质性对企业出口的影响——信贷投资与抵押贷款的比较研究 [J]. 国际贸易问题, 2013, (11).
- [11] J. J. Heckman. Sample Selection Bias as a Selection Error [J]. Econometrica, 1979, 47 (1).
- [12] Y. D. Akarim. The Impact of Financial Factors on Export Decisions: The Evidence from Turkey [J]. Economic Modelling, 2013, (35).
- [13] 韩剑, 陈艳. 金融发展与企业出口的二元边际 [J]. 世界经济与政治论坛, 2014, (1).
- [14] 易靖韬, 傅佳莎. 企业生产率与出口: 浙江省企业层面的证据 [J]. 世界经济, 2011, (5).

(责任编辑: 刘舫舸)

THE EFFECT OF EXTERNAL FINANCING CONSTRAINTS ON EXPORT BEHAVIOR

——Empirical Study Based on Chinese Enterprise Surveys Data

ZHANG Zhong-yuan

(National Institute of International Strategy, Chinese Academy of Social Sciences)

Abstract: Using Chinese 2 700 corporate data from the World Bank 2012 Enterprise Surveys, this paper analyzed the effects of corporate external financing constraints on enterprises' export propensity and export intensity. The empirical results suggested that enterprises suffering external financing constraints would significantly reduce their export propensity and the proportion of export sales. Enterprises exposed to different external financing constraints had different effects on its export behavior. Specifically, the loan application process complexity, high interest rates resulting in external financing constraints could significantly reduce the proportion of export sales, while insufficient loan size and duration would significantly reduce the likelihood of enterprises to participate in the export. Too high collateral requirements significantly reduced both the likelihood of enterprises' export propensity and the proportion of export sales of enterprise products.

Key words: financing constraints; export propensity; export intensity; Heckman selection model