

融资约束限制中国企业出口参与吗?

孙灵燕 李荣林*

摘 要 中国贸易增长模式的转变有赖于企业出口的扩展边际,而企业的出口参与行为取决于异质性。本文基于新新贸易理论,运用世界银行投资环境调查数据,使用 probit 模型重点考察了企业融资约束异质性对中国企业出口可能性的影响。研究结果表明,外源融资约束是限制企业出口参与的重要因素。进一步,本文发现企业出口参与对外源融资约束的依赖程度因所有制不同存在差异。国有企业和外资企业外源融资约束对出口参与的影响不显著;而民营企业外源融资约束对其出口参与起到显著的作用。另外,区分出口企业类型的检验结果显示,外源融资约束限制了企业的初始出口,而对于保持出口商地位的作用并不明显。

关键词 异质性, 融资约束, 出口参与

一、引 言

从微观经济视角,贸易的增长被看做是每个出口企业出口多少和有多少企业出口,即贸易的集约边际(the intensive margin of trade)和扩展边际(the extensive margin of trade)。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。Hummels and Klenow (2005)、Hausmann and Klinger (2006)肯定了扩展边际的重要性。他们认为如果一国出口增长主要来源于集约边际,即该国的出口大多集中于少数企业和产品上,这可能导致较高程度的收入不稳定并进一步引起增长波动,同时还可能因为出口数量扩张而导致该国贸易条件恶化从而出现贫困化增长现象;但如果一国出口增长主要源于扩展边际,那么将会增加贸易品的范围而不只是贸易量,不仅有利于出口国提升多元化的生产结构,也使逆向贸易条件效应不太可能发生。

就中国而言,自改革开放尤其是 20 世纪 90 年代以来,中国的出口贸易

* 孙灵燕,山东社会科学院财政金融研究所;李荣林,南开大学国际经济研究所。通信作者及地址:孙灵燕,山东省济南市舜耕路 56 号山东社会科学院财政金融研究所,250002;E-mail: sunlingyan83@163.com。作者感谢崔喜君和黄玖立博士的宝贵建议和悉心帮助。特别感谢匿名审稿人具有建设性的建议和评论。当然文责自负。

以惊人的速度快速发展,从1978年的97.5亿美元增长到2009年的12 016.1亿美元,年均增长率高达17.51%。钱学锋(2008)、钱学锋和熊平(2010)探究了中国出口增长的微观结构,他们认为长期以来,中国出口贸易的高速增长主要是沿着集约边际实现的,扩展边际占据的比重很小。恰恰是这种基于集约边际的贸易增长模式使得中国的出口增长极易受到外部冲击的影响。面对不断变幻的国际市场,实现中国的出口增长路径由集约边际尽快向扩展边际的转变,必然有助于减小外部不确定因素冲击对中国出口贸易的影响。

随着以Melitz(2003)为代表的新新贸易理论的发展,越来越多的学者开始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,其中大多的解释都是从企业之间生产率的不同来进行分析的,如Roberts and Tybout(1997)、Melitz(2003)、Bernard and Wagner(2003)、Baldwin(2005)、ISGEP(2008)等的研究均认为只有那些高效率的企业才能够克服出口的沉没成本,进入国外市场,是生产率的差异影响了企业的出口参与。上述研究都是基于完全金融市场的分析,现实中,金融市场是不完全的,企业的融资约束存在差异(Fazzari *et al.*, 1988)¹,因而融资约束可能会成为企业异质性的一个重要表现,那么是否融资约束也作为企业异质性的一个重要来源对企业出口行为产生了影响?

Chaney(2005)最早将流动性约束纳入Melitz(2003)的异质性企业模型,研究了融资约束对企业出口的重要性,其认为企业的融资约束与生产率一样都是异质性的来源,得到的结论是具有较高流动性的企业由于面临较少的融资约束,能够克服进入出口市场的沉没成本,从而更容易进行出口。在此基础上,极少数学者对这一问题进行了实证检验,并得出了基本一致的结论:融资约束对于企业的出口决策具有重要的影响。具体而言:Greenaway *et al.*(2007)最早使用英国制造业企业数据、Bellone *et al.*(2008、2009)使用法国制造业企业数据、Nagaraj(2010)使用印度制造业数据、Forlani(2010)使用意大利中小企业数据直接分析了融资约束对出口参与决策的影响,认为融资约束对于企业的出口参与决策具有重要的影响,融资约束程度高的企业将因不能克服沉没成本而无法进入出口市场。Muûls(2008)使用比利时制造业企业数据、Berman and Héricourt(2010)使用9个发展中国家企业数据在综合分析融资约束对企业出口扩展边际和集约边际的影响时,支持了融资约束影响出口参与决策的观点。

作为发展中国家,我国企业面临比较严重的融资约束问题。世界银行投

¹“融资约束”这一概念是由Fazzari *et al.*(1988)首次明确地定义的:在资本市场不完备的情形下,由于内外源融资成本存在较大差异,企业无法支付过高的外源融资成本而出现融资不足,最终导致投资无法达到最优水平,投资决策过度依赖企业内源资金。融资约束的出现是企业融资渠道不畅的结果,表现为企业内源资金积累不足、难以获得银行贷款、不能发行股票或债券等。因此,在本文,融资约束包括了由于内部流动性约束导致的内源融资约束,以及信贷约束等产生的外源融资约束。

资环境调查 (Investment Climate Surveys) 表明：中国是 80 个样本国家中融资约束最严重的国家，80% 的民营企业将融资约束视为企业发展的主要障碍 (Claessens and Tzioumis, 2006)。我国不仅存在一般意义上的金融抑制，还存在基于所有制性质的信贷歧视，即国有企业能够持续获得稳定的贷款，而民营企业却难以取得与之平等的金融地位，我国金融体系的信贷配给存在政治主从次序问题 (Huang, 2005)。因而，在中国，融资约束是否限制了企业的出口参与？融资约束是否对于不同所有制企业的出口参与的影响存在差异？如果融资约束限制了企业的出口，这种作用是否会因出口企业类型（持续出口商和初始出口商）的差异而不同？上述问题的研究无疑对于我国的出口发展以及贸易增长模式的转变具有重要的理论和现实意义。

本文在理论上将基于新贸易理论，从沉没成本角度分析融资约束对于我国企业出口参与的影响。Baldwin (1988)、Roberts and Tybout (1997)、Bernard and Wagner (2001)、Das *et al.* (2001)、Melitz (2003)、Bernard and Jensen (2004) 以及 Moini (2007) 等大量的研究表明企业出口面临的部分障碍是需要预付不同形式的固定成本。企业进入出口市场时面临在国外市场收集信息、发展市场渠道、修改产品以迎合国外市场、处理新的官僚程序等启动成本，这些沉没成本在出口市场形成，对于企业的出口非常重要。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，此时，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。因而，如果企业进入出口市场需要支付巨大的沉没成本，不能获取足够资金的企业将较难成为出口商，即只有那些面临较少融资约束的企业才可能克服沉没成本的影响并开始出口。

基于上述逻辑，本文在方法上将借鉴 Greenway *et al.* (2007) 的研究，在 Robert and Tybout (1997)、Bernard and Jensen (1999, 2004) 等人的出口参与决策模型基础上，进一步纳入融资约束异质性和其他企业特征，并运用世界银行投资环境调查中的中国企业层面微观数据，使用 probit 估计方法进行计量验证，以此来实证检验融资约束对于中国企业出口参与的影响。本文的主要贡献在于：第一，运用中国企业微观层面的样本数据，从融资约束视角考察企业的出口行为。与以往从生产率角度出发研究企业出口问题的文献不同，我们是基于不完全金融市场的框架分析中国企业的出口行为。第二，针对中国企业的融资约束现状，按照所有制对企业进行划分，我们发现融资约束对不同所有制企业的影响存在差异，并对此做出深入分析。第三，我们将出口企业细分为初始出口商和持续出口商，检验结果表明融资约束仅对初始出口具有重要影响，进一步论证了融资约束影响贸易扩展边际的观点。另外，关于外源融资约束指标的选择是本文的难点，我们将结合中国企业融资约束现状以及数据的可获性，选取更适合中国企业特征的外源融资约束指标。

本文的结构安排如下:接下来的第二部分将给出基本的估计模型、变量选择以及初步的样本描述。第三部分我们将详细考察在中国企业融资约束对于出口参与的作用。考虑到中国企业融资约束的特殊性,我们首先针对不同所有制的企业分别进行了探讨;其次由于融资约束对于不同类型出口企业的影响存在差异,我们又进一步就融资约束对初始出口商和持续出口商的作用进行了比较研究。第四部分为全文的总结及政策启示。

二、估计模型、变量测度与样本描述

(一) 估计模型的构建

被解释变量出口参与是标准的二元变量,适合采用 probit 模型进行估计。我们基于 Robert and Tybout (1997)、Bernard and Jensen (1999, 2004) 等人的出口决策模型,将融资约束纳入企业出口决策的分析中,并结合中国企业出口的现实情况,建立计量模型如下:

$$\text{EXPDUM}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{FIN}_i + \alpha_2 Z + \text{industry} + \varepsilon_i, \quad (1)$$

其中,下标 i 表示企业,被解释变量 EXPDUM_i 表示企业 i 的出口虚拟变量,用以说明企业的出口地位,如果企业 i 的出口额 EXP_i 大于零,则认定其为出口企业,并定义为 1,否则为非出口企业,定义为 0; FIN_i 代表企业 i 所面临的融资约束,包含内源融资约束 (ifin) 和外源融资约束 (efin); Z 表示其他控制变量; industry 表示行业虚拟变量,说明了行业特征,因为行业之间的出口差异是普遍的,因此加入此变量以控制行业的非观测效应。²

为确保估计结果的稳健性,我们加入了生产率等控制变量,之所以选择以下控制变量,是因为:

1. 生产率

以 Melitz (2003) 为代表的新新贸易理论,强调了生产率对于企业出口的作用,认为生产率是企业出口的重要影响因素。企业进入出口市场需要支付固定的进入成本,效率低的企业只能供应国内市场,因为进入国外市场将会由于固定的进入成本导致利润的损失,相反,效率高的企业则可克服出口固定成本的影响成为净出口商并可在国外获取额外的利润。因此,在模型中我们纳入生产率变量,以检验中国企业的出口行为是否符合新新贸易理论的理论假说。

² Javalgi et al. (2000) 在对美国中西部各州制造企业的一项调查中发现,出口因行业不同而存在差异,制造计量、分析和控制仪器的厂商最有可能出口;其他主要出口商还包括电气机械、电子设备、橡胶和塑料制品制造商。

2. 要素密集度

根据传统的要素禀赋理论，劳动禀赋比较丰富的国家将更多地出口劳动密集型产品，中国作为发展中国家，具有大量的剩余劳动力，劳动力的价格比较低，在劳动密集型产品出口方面具有明显的比较优势，因而理论上我们期望代表要素密集度的资本劳动比与出口可能性之间呈现一定的负向关系。但考虑到近年来中国出口产品中资本密集型产品所占比重的增加，中国企业出口的比较优势正在由劳动密集型竞争优势向资本密集型竞争优势转移，这又使得资本劳动比与出口可能性的关系具有不确定性。因此，我们有必要加入要素密集度变量，并从中国企业微观层面来寻找检验证据。

3. 规模

以 Krugman (1990) 为代表的新贸易理论关注规模经济对于企业出口的重要作用。该理论认为，企业自身规模的扩大，有利于克服贸易中的流动性约束问题以及生产经营中的各种风险，从而更可能参与国际市场。Bonaccorsi (1992) 指出相比国内贸易，企业出口会增加如交通运输、销售等的额外成本，同时，企业还面临诸如外部市场不确定性等带来的风险，规模较大的企业拥有大量的资金和人力资源，通常在品牌建设与维护、产品升级、市场定价等方面具有优势，因而在进入国外市场时面临的风险较小，从而更容易克服贸易中的不利因素进入国际市场。另外，新新贸易理论认为，企业规模与生产率类似，对于企业的出口参与具有重要的影响。Clerides *et al.* (1998) 对哥伦比亚、墨西哥和摩洛哥，Bernard and Jensen (1999, 2004) 对美国，Greenaway and Kneller (2004) 对英国企业的研究均表明企业规模越大越易出口。综上，我们预期规模越大的企业越可能参与出口。

4. 外资资本比重

外资进入东道国的目的很大程度上是为了利用其廉价资源，进行组装加工并出口到其他国家，因此合资企业的出口倾向要高于其他企业。Sjoholm (1999) 发现在印度尼西亚，合资企业的出口可能性明显高于其他企业。国内学者唐宜红和林发勤 (2009) 得到类似结论，认为在中国企业外资资本份额越高，出口可能性越高。

5. 产品内分工特征

Humphrey and Schmitz (2000) 研究发现，发展中国家企业如果能够与外国企业形成特定的产品供应链或加工贸易关系，则可以降低出口中的各种交易成本和沉没成本，从而降低进入国外市场的壁垒，更易进入出口市场。另外，从中国的现实来看，由于劳动成本优势和相对较好的制造业基础及设施，中国已成为接受发达国家（地区）制造业外包订单转移最为重要的发展中国家之一。海关总署统计数据显示，截止到 2009 年底世界 500 强企业已有 480 家落户我国，并且我国已形成 12.6 万家加工贸易企业，成为名副其实的“世界加工厂”。基于这一事实，我们在模型中加入产品内分工特征变量，以

检验是否加工贸易对于中国企业的出口参与产生了决定性的作用。

6. 集聚效应

集聚效应使得企业上下游产业联系较为便捷,知识溢出和信息共享更为可能,有利于企业间传播和扩散国外市场营销的信息,并可激发相关企业的出口意识。Becchetti and Rossi (2000) 的研究表明,位于马歇尔工业区的意大利企业,由于享有很好的专业化出口服务,并且拥有出口信息方面的商业关系网,因而更容易进入国外市场。同时,集群内的企业专业化分工更加明显,并可进一步提升技术优势、降低相对成本、形成品牌效应,最终促进企业出口参与。最后,区域内的企业,能够获得一些特殊出口和财政优惠政策,有利于企业的出口。因此,集聚效应可能成为影响中国企业出口参与的一个重要外部因素。

7. 地域特征

中国由于区域间地理区位、自然禀赋等的差异,使得不同地域的经济发展、对外开放程度和企业出口竞争能力存在较大差异,因此我们还考察了地域特征对于企业出口参与的作用,并认为位于东部沿海地区的企业,具有更好地进入国外市场的机会。

(二) 变量测度

1. 融资约束 (FIN)

企业的融资结构是内源融资与外源融资的结合。因此,本文将从内源融资约束 (ifin) 和外源融资约束 (efin) 两个方面来说明我国企业存在的融资约束问题。

企业的内源融资约束,主要是指企业自身的内部流动性限制所带来的融资约束问题,在此我们将使用现金流进行说明。在变量度量上,现金流等于销售收入减去中间品投入成本,再扣除税收额。

企业的外源融资约束则主要是指企业难以从银行获取贷款、不能发行股票或债券等带来的融资约束问题,其取决于需求和供给两方面的因素,是由企业层面的特征和国家制度环境共同来决定的。目前学术界有关外源融资约束的度量,多是从企业自身的外源融资能力角度进行说明的:如企业的利息偿付能力,其越大意味着企业耗费更多资源偿还债务,因此更接近债务能力;总债务与固定资产存量比率,以此来解释企业抵押品的缺乏程度和企业相对其借款能力对借款的当前需求,其越高则说明外源融资能力越低;总资产除以总债务,增加则说明企业负债少,即外源融资能力比较强;有形资产占总资产的比率,企业拥有大量的有形资产则可以较好的外源融资能力;还有学者使用自有资本除以总债务来说明企业的长期融资能力。

然而对于中国企业而言,只有为数不多的大规模企业通过证券市场获得直接上市融资,对于绝大多数企业尤其是缺少担保机构和抵押物的众多中小

企业而言，向银行借款是最为廉价和便捷的外源融资方式。目前，我国企业的间接融资资源主要集中于中国工商银行、中国银行、中国建设银行和中国农业银行这四大国有商业银行，地方性的中小银行尤其是私有股权为主的民营银行发展严重不足。而对于这种以国有银行为主的中国银行体系，其发放贷款是有选择的，它所依据的并不是预期的现金流或者企业的外源融资能力，而是政治上的主从次序，只有国有企业或国有控股企业能够获得连续贷款，而民营企业却无法取得与之平等的融资地位，其在获取贷款时往往受到信贷歧视或面临着更高的贷款条件限制（Huang, 2005; Hao, 2006）。也就是说，我国企业所面临的外源融资约束的差异部分原因是由“所有制信贷歧视”引起的。因此，结合目前中国企业外源融资约束的现状，我们在考察企业所面临的外源融资约束时，应主要关注企业的信贷约束，并应从外源融资成本角度出发，综合考察企业的外源融资约束，而不应单单考虑自身的外源融资能力。由于无法直接度量外源融资成本，Li and Yu (2009) 首先使用利息支付作为外源融资的代理指标，他们指出企业外源融资成本越低，将越容易从外部进行借贷，从而利息支付越多。也就是说利息支付多则表明企业面临的外源融资约束低。然而，企业的借贷能力还可能受到自身因素的制约，比如规模和法律形式等（Petersen and Rajan, 1994），为剔除规模不同带来的外源融资的差异，在此，我们将使用控制规模因素的利息支付来综合反映企业的外源融资约束，该数值越大则说明企业的外源融资约束特别是信贷约束越低，我们使用利息支付除以固定资产来度量该变量。³

2. 生产率

我们使用 Levinsohn and Petrin (2003) 的半参数回归方法得到企业全要素生产率，该方法的重要优点在于能够有效地消除 OLS 回归过程中的内生性和选择性偏差问题。具体回归方程为：

$$v_t = \beta_0 + \beta_l l_t + \beta_k k_t + \omega_t + \eta_t = \beta_l l_t + \phi_t(k_t, m_t) + \eta_t, \quad (2)$$

其中，

$$\phi_t(k_t, m_t) = \beta_0 + \beta_k k_t + \omega_t(k_t, m_t). \quad (3)$$

在这里，下标 t 代表年份； v_t 代表增加值，使用销售额减去中间投入来度量； l_t 代表劳动投入，用企业雇员人数来表示； k_t 代表资本投入，用固定资产账面价值来表示； m_t 代表中间投入。在回归过程中， v_t 、 l_t 、 k_t 和 m_t 均使用对数值。

³ 感谢匿名审稿人给出的宝贵建议，之所以使用固定资产控制企业的规模因素，主要是基于当前我国银行贷款以抵押贷款为主的事实。

3. 资本密集度 (klr)

此处使用资本劳动比来说明要素密集度,我们采用固定资产账面价值除以雇员人数对其进行度量。

4. 企业规模 (size)

对于企业规模的度量指标,不同的研究中学者们使用的方法不尽相同,具体有销售收入 (Newburry *et al.*, 2006)、总资产 (Luo, 1998; Buckley and Clegg, 2007) 与雇员人数 (Chow and Fung, 1997; Liu and Buck, 2007) 等三种规模指标。从理论上讲,采用上述不同的定义对模型估计结果不会产生质的影响,我们的数据库中可获得的企业规模指标有销售收入、固定资产和雇员人数,此处采用固定资产指标作为企业规模的度量变量。

5. 外资资本比重 (fdi)

我们使用外资资本在企业总资本中所占的比重来度量该变量。

6. 加工贸易变量 (spec)

我们使用来自国外厂商的原料供应份额来说明企业的产品内分工情况,这一份额越高,则说明企业越容易与国外企业存在加工关系。

7. 产业园区虚拟变量 (indparkdum)

本文使用该变量来说明集聚效应,如果企业位于工业园区(包括出口加工区、科技或工业园区),则为1,否则为0。

8. 区域虚拟变量 (regiondum)

我们按照区域对外开放程度的不同划分中国的省区,以此来控制地区差异对我国企业出口决策的影响。按照惯常做法,我们认为东部主要包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南11个省(市);中部包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南8个省;西部包括四川、重庆、贵州、西藏、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、内蒙古、广西12个省(市、自治区)。在此基础上,我们构建了东部虚拟变量,如果企业位于东部区域则为1,否则为0。

(三) 样本描述

本文采用的数据均来自世界银行投资环境调查(2003),该调研的样本选择和问卷设计使得最终所得的数据真实可靠并且具有代表性,数据内容包括:销售、投入、劳动、固定资产、投资和其他支出等会计信息,还包括其他较广泛的信息,比如所有制结构、劳动力特征、与竞争者、委托人和供给者的关系、创新、市场环境和投资环境等。在对中国的调研中,被调查企业共计2400家,样本分布在15个省(直辖市、自治区)的包括13个省会在内的18个城市:本溪、大连、杭州、江门、深圳、温州、长春、长沙、哈尔滨、南昌、武汉、郑州、重庆、贵阳、昆明、兰州、南宁、西安。样本企业分属14个3—4分位部门,包含10个制造业部门(1616家)和4个服务业部门(784

家), 其中制造业部门包括衣服和皮革制品、电子设备、电子零部件制造、家用电子产品、汽车和汽车零部件、食品加工、化学产品和药品、生物技术产品和中药、冶金制品、交通运输设备; 服务业部门包括信息技术、会计和非银行金融服务、广告和营销、商务服务。

在本文的具体回归过程中, 为了确保估计结果的可靠性, 我们对数据进行了筛选: 一是去除了统计为缺省值的样本, 二是保证文中所用的现金流、利息支付、销售额、固定资产等变量为正或者零。经过以上处理, 最终的有效样本包括 1444 家企业。表 1、表 2 和表 3 分别给出了主要变量的统计特征以及企业的行业和区域分布。其中, 表 2 的数据显示, 样本中的出口企业主要以劳动密集型的衣服和皮革制品为主, 该行业出口企业占全部出口企业样本的比重达到 32.11%; 高新技术产业所占的比重较低, 如生物技术产品和中药企业仅占到 0.61%; 服务业的出口企业寥寥无几, 其中会计和非银行金融服务、广告和营销两个行业没有企业参与出口。表 3 显示出口企业区域分布不均衡特征表现明显, 虽然中部 (40.93%) 和西部 (34.07%) 地区的企业占据了样本的大部分, 但从出口企业所占比例来看, 东部地区却占据绝对的地位, 比例高达 46.79%。

表 1 各变量的统计特征

Variable	出口企业 327 家		非出口企业 1117 家	
	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean
ifin	201 230.5	940 942.7	62 316.81	743 390.3
efin	0.041426	0.079023	0.038194	0.104187
tfp	6 631.107	44 236.25	1 314.839	22 606.83
klr	184.5647	496.4999	131.2499	588.4266
size	213 598.1	768 959	128 708.8	1 115 451
fdi	26.66661	37.84365	4.667404	16.74999
spec	17.70263	29.94479	2.71077	12.26852
indparkdum	0.437309	0.496815	0.265891	0.442004
regiondum	0.46789	0.499733	0.186213	0.389453

数据来源: 作者根据投资环境调查数据整理所得。

表 2 企业的行业分布

行业	企业数	所占比重 (%)	出口企业数	所占比重 (%)
会计和非银行金融服务	8	0.55	0	0
广告和营销	28	1.94	0	0
汽车和企业零部件	309	21.4	58	17.74
生物技术产品和中药	20	1.39	2	0.61
商务服务	61	4.22	4	1.22
化学产品和药品	54	3.74	9	2.75
电子设备	151	10.46	45	13.76
电子零部件制造	228	15.79	60	18.35
食品加工	50	3.46	3	0.92

(续表)

行业	企业数	所占比重(%)	出口企业数	所占比重(%)
衣服和皮革制品	278	19.25	105	32.11
家用电子产品	49	3.39	24	7.34
信息技术	65	4.5	5	1.53
冶金制品	127	8.8	11	3.36
交通运输设备	16	1.11	1	0.31
总计	1444	100	327	100

数据来源:作者根据投资环境调查数据整理所得。

表3 企业的区域分布

地区	企业数	所占比重(%)	出口企业数	所占比重(%)
东部	361	25.00	153	46.79
中部	591	40.93	105	32.11
西部	492	34.07	69	21.10
总计	1444	100	327	100

数据来源:作者根据投资环境调查数据整理所得。

三、估计结果及分析

(一) 初步的回归

为了寻求更多符合中国企业出口现实的指标,结合数据的可获得性,本文运用世界银行投资环境调查(2003)所提供的2002年横截面数据,采用限因变量probit方法进行相关估计。probit模型是假设事件发生概率服从累积正态分布函数的二分类因变量模型,其假设每一个体都面临两者择一的选择,且其选择依赖于可分辨的特征,旨在寻找描述个体的一组特征与该个体所做某一特定选择的概率之间的关系,本文的被解释变量是标准的二元变量,适合采用这类估计方法。

表4报告了probit模型即方程(1)的估计结果。第一栏给出了所有企业的初步回归结果,另外,考虑到目前我国的金融市场存在选择性金融抑制,企业面临的融资约束因所有制类型不同而存在差异,我们进一步对样本进行分组,分别检验国有企业、民营企业和外资企业的融资约束对于出口参与的重要作用。表4第二、三、四栏分别给出了国有企业、民营企业和外资企业的估计结果。此处,关于“所有权”的划分,我们借鉴Harrison and McMillan(2003)、Héricourt and Poncet(2009)运用股权比例确定主要控制权的标准,最终认定民营企业是指国内股权比例占到49%以上的非国有企业,类似地,国有企业是指国有股权占到49%以上的企业,外资企业则是指国外参与资本份额至少49%的企业。表4的回归结果表明:对于所有企业而言,外源融资约束显著地影响了企业的出口参与;区分企业所有制后,我

们发现，企业出口参与对外源融资的依赖程度因所有制不同而存在显著差异。其中，国有企业和外资企业外源融资约束的降低对出口参与的影响为正，但统计上并不显著；而民营企业外源融资约束则对其出口参与起到显著的作用。

表 4 分所有制 probit 回归结果

	(1) 所有企业	(2) 国有企业	(3) 民营企业	(4) 外资企业
lnfin	-0.008 (-0.071)	0.291 (0.683)	-0.002 (-0.012)	-0.330 (-0.917)
lnefin	0.210*** (3.543)	0.182 (1.029)	0.177** (2.515)	0.410 (1.702)
lntfp	-0.023 (-0.200)	-0.399 (-0.845)	-0.002 (-0.012)	0.063 (0.151)
lnklr	-0.106 (-1.461)	-0.084 (-0.365)	-0.134 (-1.504)	-0.058 (-0.236)
lnsize	0.297*** (3.223)	0.207 (0.614)	0.294*** (2.649)	0.416 (1.377)
fdi	0.011*** (6.250)	0.081** (2.403)	0.013*** (2.745)	-0.002 (-0.197)
spec	0.011*** (4.463)	0.003 (0.254)	0.010*** (3.543)	0.016*** (2.676)
indparkdum	0.170* (1.711)	0.228 (0.780)	0.139 (1.176)	0.326 (1.069)
regiondum	0.475*** (4.674)	0.664* (1.823)	0.465*** (3.888)	0.859** (2.085)
_cons	-1.827** (-2.188)	0.450 (0.111)	-2.058** (-2.144)	0.190 (0.054)
industry	是	是	是	是
log likelihood	-534.980	-78.755	-378.172	-59.433
R ²	0.299	0.293	0.238	0.305
N	1408	249	1001	134

注：括号内为回归系数的 z 值，***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。industry 代表行业固定效应。

(二) 内生性的处理

在回归过程中，我们需要注意融资约束的内生性问题。⁴ 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。我们控制了企业在行业、地理位置上的异质性，但我们的估计模型仍然有可能遗漏其他可能影响企业融资约束与出口参与的变量。二是出口参与对融资约束的反向作用问题。目前，学术界有关融资约束与出口反向作用问题的研究观点并不统一，有学者认为出口能够带来融资约束的缓解，然而另一些学者却得到了与

⁴ 感谢匿名审稿人指出这一问题，并给出了建设性意见。

之相反的结论,即融资约束低的企业自我选择进入出口市场,而非出口带来了融资约束的降低。出口可能会通过以下机制影响企业的融资约束:首先,Campa and Shaver (2002)认为出口通过信号机制影响融资约束。出口总是与绩效良好的企业联系在一起,企业参与国际活动被国内金融市场认为是有效性和竞争性的信号,因为只有最好的企业才有能力出口,此时债主认为投资能够无需付出代价就可得到潜在的收益,因此可以降低金融约束下的信息不对称,这将增加企业获取外源债务的可能,从而缓解面临的融资约束。⁵其次,出口可能会开放国际金融市场,贸易的外汇收益可作为从国外金融市场获取外部融资的很好担保(Tornell and Westermann, 2003)。再次,多样性保险机制(Campa and Shaver, 2002; Bridges and Guariglia, 2008)。出口商出口产品到与国内商业周期不相关的国外市场,可以减少国内需求冲击的负面影响,缓解国内经济周期的束缚,从而使得出口商较少面临由于货币政策和经济不景气导致的融资约束。但是,使用Campa and Shaver (2002)以及Bridges and Guariglia (2008)类似的研究方法,Manole and Spatareanu (2010)却得到了与之相反的结论,他们指出之前研究所认为的出口参与对于融资约束的缓解,可能是由于没有考虑内生性问题造成的,在控制了融资约束影响出口参与的内生性后,发现面临较少融资约束的企业自我选择导致出口,而不是出口参与缓解了企业的融资约束。Bellone *et al.* (2008, 2009)以及Forlani (2010)同样没有发现进入出口市场能够提升企业融资状况的事实。在此,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,结合数据的可获得性,我们采用滞后期(2000年)工具变量,并运用ivprobit回归方法进行估计,以尽可能地减轻外源融资约束与出口参与之间的内生性问题,从而使得我们的回归更加稳健和可信。

表5给出了工具变量(ivprobit)估计结果⁶,在方法上,我们使用wald检验判断外源融资约束变量的外生性,零假设为变量是外生的。从表5我们看到,国有企业和外资企业的wald值分别为0.48和1.78,外生性检验拒绝了ivprobit的结果,接受probit的结果。这说明,在理论上有可能存在的融资约束的内生性和测量误差并不会在统计上使模型估计的结果产生显著偏误。所有企业和民营企业的wald值分别为3.08和3.75,在10%的水平上拒绝原假设,此时接受ivprobit的结果。使用工具变量法后,我们发现,外源融资约束变量的估计系数在1%的水平上显著为正,并且系数较之前有较大提高。具体而言:

⁵ Ganesh-Kumar *et al.* (2001)的研究表明这一机制在转型国家更为多见,如印度由于具有较低的制度质量,出口参与更多地通过信号机制影响该国企业的融资。

⁶ 由于工具变量的部分观测值缺失,工具变量回归中的样本量与probit回归中的样本量不完全相同。

表 5 分所有制 ivprobit 回归结果

	(1) 所有企业	(2) 国有企业	(3) 民营企业	(4) 外资企业
lnifin	-0.037 (-0.333)	0.274 (0.637)	-0.032 (-0.243)	-0.081 (-0.182)
lnefin	0.333*** (2.851)	0.316 (1.214)	0.393*** (2.716)	-0.341 (-0.538)
lntfp	-0.090 (-0.710)	-0.477 (-0.988)	-0.138 (-0.873)	0.356 (0.691)
lnklr	-0.060 (-0.746)	-0.060 (-0.257)	-0.045 (-0.431)	-0.335 (-0.961)
lnsize	0.348*** (3.455)	0.247 (0.713)	0.365*** (3.049)	0.071 (0.166)
fdi	0.011*** (6.049)	0.079** (2.340)	0.012** (2.459)	-0.006 (-0.626)
spec	0.011*** (4.449)	0.003 (0.227)	0.010*** (3.471)	0.018*** (2.640)
indparkdum	0.156 (1.539)	0.243 (0.823)	0.121 (0.993)	0.340 (1.029)
regiondum	0.468*** (4.526)	0.641* (1.749)	0.469*** (3.822)	1.293** (2.293)
_cons	-8.972*** (-10.096)	1.615 (0.372)	-7.023*** (-10.582)	-9.740*** (-4.203)
industry	是	是	是	是
wald test	3.08	0.48	3.75	1.78
N	1382	247	981	134

注：括号内为回归系数的 z 值，***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。industry 代表行业固定效应。企业外源融资约束的工具变量为滞后二期(2000 年)的外源融资约束。wald 检验是对被工具的变量是否外生的检验，参见 Wooldridge(2002)。

1. 所有企业的估计结果分析

从总体上看，外源融资约束、规模、外资资本比重、加工贸易变量和区域虚拟变量都显著地影响了企业的出口参与，而内源融资约束、新新贸易理论所强调的企业生产率、传统贸易理论所强调的资本劳动比率、产业园区虚拟变量并不是企业参与出口的决定因素。具体而言：

(1) 融资约束对企业出口参与的影响。代表外源融资约束的利息支付显著地影响了企业的出口参与，外源融资约束成为限制中国企业出口参与的重要因素，估计系数为 0.333，并在 1% 的水平上显著，说明面临融资约束较少的企业更容易进入出口市场，这符合我们的理论预期，并与 Greenway *et al.* (2007) 等的结论基本一致。融资约束的降低，使得企业更容易克服出口的沉没成本，进而增加出口可能性。相反，代表内源融资约束的现金流对于企业出口可能性的影响并不显著，这说明，现金流不是限制中国企业出口的关键因素。该结果与中国企业尤其是民营企业的融资现状较为符合，企业面临融资约束更多的原因在于外源融资不畅，相比外源融资，民营企业在生产经营中相对容易获取内源融资。以中小民营企业为例，资金来源中内源融资占比

高达90%以上,远高于发达国家60%左右的比重,难以获得外源融资是民营企业融资难的重要原因之一。

(2) 生产率对企业出口参与的影响。与唐宜红和林发勤(2009)的研究结果有所不同,他们认为在中国企业的生产率越高,越容易出口,这符合Melitz(2003)模型的基本判断。然而,我们的研究结果却发现,生产率对于企业出口参与的作用不显著。出现这种结果的原因在于:一方面,长期以来,中国的出口贸易中,加工贸易占据了很高的份额,以2009年为例,该数值高达48.8%。加工贸易多是利用中国廉价的劳动力,为国外加工和“贴牌”生产,然后将产品出口到国外;并且加工贸易企业大多规模较小,而且以民营企业为主,生产率一般较低(李春顶,2010)。这说明生产率并不是中国大部分企业参与出口的决定因素。另一方面,可能是因为中国国内市场的进入成本相对国外市场的进入成本要高,生产率低的小企业难以克服进入国内市场的沉没成本,而不得不进入国外市场谋求利润⁷,这也在某种程度上使得生产率对于出口可能性的影响并不显著。根据Poncet(2003)的研究,中国各省之间贸易壁垒接近甚至要高于欧盟各国之间或美国、加拿大之间的贸易壁垒。Trecee and Webb(2004)的调查表明,上海到成都900英里公路的运输费用大体相当于上海到美国加州长滩的海运费用。

(3) 要素密集度对企业出口参与的影响。代表要素密集度的资本劳动比并没有明显地影响出口可能性,该结论与刘志彪和张杰(2009)、钟昌标(2007)的研究类似,目前,资本密集度变量并不是影响中国企业出口参与的决定因素,这与强调要素禀赋差异的传统赫克歇尔-俄林理论的预测是一致的,中国企业从整体上看仍然是借助廉价劳动力禀赋来获取出口的竞争优势。

(4) 规模对企业出口参与的影响。回归结果表明,企业的规模越大则越可能参与出口,支持了新贸易理论以及新新贸易理论中有关规模影响国际贸易的观点。它表明在中国,企业的规模是影响出口参与的一个至关重要的变量。规模变量的显著性某种程度上还反映了外资与内资企业合资进而促进企业出口的事实(钟昌标,2007)。Beamish(1993)认为在中国,很长一段时间以来,外资企业受政府政策引导等因素的影响,倾向于同规模较大的内资企业建立合资关系,合资必然带来出口倾向的增加,因而,规模的增加有利于提高出口可能性。

(5) 外资资本比重对企业出口参与的影响。外资资本比重显著地提升了企业的出口参与可能性,这基本符合中国出口企业的现实。目前外资企业在中国投资的主要动机是利用中国的廉价劳动成本,并将其作为出口基地,这种外资的出口导向性特征必然有利于企业出口可能性的增加。统计结果也表

⁷ 朱希伟等(2005)认为,国内地区间较高的进入成本迫使低效率的企业用出口替代国内市场销售。

明了这一事实，外商投资企业出口额占我国总出口额的比重在2005年为58.2%，2006年为58.3%，2007年为57.1%，2008年为55.2%，2009年为55.9%，我国的出口中超过一半来自外商投资企业。⁸

(6) 加工贸易变量对企业出口参与的影响。加工贸易是中国企业获取出口机会的重要手段之一，其在1%的水平上显著提高了企业的出口可能性。企业来自国外厂商的原料供应份额越高，则说明企业越可能与国外发包商或发包企业存在某种供应链关系或加工关系，从而更可能参与国际贸易。

(7) 产业园区虚拟变量对企业出口参与的影响。我们的实证结果发现产业园区虚拟变量与出口参与之间呈现一种稳定的正向关系，但在统计上并不显著，这说明，企业位于某个产业园区内对该企业的出口可能性有着一定的正向推动作用，但这种集聚效应并不构成决定中国企业出口参与的关键外部因素。

(8) 区域虚拟变量对企业出口参与的影响。对于企业的区域差异，很明显是东部地区的企业更容易参与出口，这与我国现实情况高度吻合。中国出口绝大部分集中在东部沿海地区，历年《中国统计年鉴》按经营单位所在地分货物出口的统计数据显示，2000—2009年中国东部地区11个省（市）的出口额占全国出口总额的比重均在90%左右，其中2008年为89.79%，2009年为91.08%。

2. 基于不同所有制企业的比较分析

企业出口参与对外源融资的依赖程度因所有制不同而存在显著差异。其中，国有企业和外资企业外源融资约束对出口参与的影响并不显著；而民营企业外源融资约束则对其出口参与起到显著的作用，企业的外源融资约束程度越低，则越可能参与出口。原因可能在于：国有企业基本上不存在外源融资约束，在基于所有制性质的信贷歧视下能够获得充裕的外部资金，因此外源融资对出口参与起不到关键作用。对于外资企业而言，相比非外资企业，外资企业可以从母公司获取资金，因而外资企业面临的外源融资约束也较低，在回归中表现为外源融资约束对企业出口参与的作用并不显著。民营企业则恰恰相反，由于遭受严重的信贷歧视，企业出口行为容易受到外源资金的限制，难以克服出口沉没成本进入国外市场。此时外源融资约束一旦得到缓解，其对出口可能性将会产生显著的促进作用。

对于其他影响企业出口参与的因素，我们的实证研究结果表明：内部现金流、生产率、要素密集度以及产业园区虚拟变量均不是决定国有企业、民营企业和外资企业出口参与的关键因素。国有企业的出口可能性受外资资本份额以及区域虚拟变量的影响显著，并呈现为正向关系；民营企业的出口参与则更多地受到规模、外资资本份额、加工贸易变量和区域虚拟变量的影响；

⁸ 笔者根据历年《中国统计年鉴》数据整理得到。

外资企业出口参与的主要影响因素为加工贸易变量和区域虚拟变量。

(三) 基于不同出口企业类型的比较分析

Das *et al.* (2007) 发现, 企业进入出口市场的沉没成本因出口企业类型的不同而存在差异, 企业第一次进入出口市场的沉没成本相对较高。因此, 从融资约束通过影响出口沉没成本进而决定企业出口参与的逻辑出发, 我们推断融资约束对于企业第一次进入出口市场将具有更加显著的作用。为了验证这一点, 接下来我们将分别检验以下两组出口企业子样本: ($t-1$) 期出口额为正 (持续出口商) 和 ($t-1$) 期出口额为零 (初始出口商) 两种情况。第一组子样本给出了融资约束对保持出口商地位的影响, 第二组子样本给出了融资约束对于进入出口市场的影响。具体回归结果见表 6 (probit) 和表 7 (ivprobit), 第一栏和第二栏分别给出了所有企业持续出口商和初始出口商的情况, 第三栏和第四栏则给出了民营企业持续出口商和初始出口商的情况。

表 6 分出口企业类型的 probit 回归结果

	(1)所有企业 EXP _{it} >0 EXP _{it-1} >0	(2)所有企业 EXP _{it} >0 EXP _{it-1} =0	(3)民营企业 EXP _{it} >0 EXP _{it-1} >0	(4)民营企业 EXP _{it} >0 EXP _{it-1} =0
lnifin	-1.069 (-1.332)	-0.053 (-0.271)	1.168 (0.657)	0.061 (0.301)
lnefin	-0.002 (-0.006)	0.255** (2.191)	-0.835 (-1.259)	0.195* (1.627)
lntfp	1.276** (2.075)	0.057 (0.285)	-0.436 (-0.237)	0.005 (0.024)
lnklr	-0.405 (-1.032)	-0.147 (-1.115)	0.239 (0.308)	-0.159 (-1.226)
lnsize	0.724* (1.658)	0.269 (1.543)	-1.344 (-0.897)	0.215 (1.276)
fdi	-0.006 (-1.343)	0.002 (0.587)	-0.017 (-0.968)	0.004 (0.549)
spec	0.247* (1.755)	0.009* (1.953)	0.180 (1.240)	0.008* (1.767)
indparkdum	-0.014 (-0.028)	0.301* (1.717)	-0.823 (-1.449)	0.407** (2.186)
regiondum	0.772 (1.405)	0.270 (1.462)	1.645** (2.123)	0.142 (0.685)
_cons	3.816*** (2.820)	-2.114** (-2.486)	0.561 (0.286)	-2.382* (-1.692)
industry	是	是	是	是
log likelihood	-21.493	-144.324	-11.502	-111.130
R ²	0.394	0.161	0.369	0.183
N	192	1020	49	766

注:括号内为回归系数的 z 值,***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。industry 代表行业固定效应。

表 7 分出口企业类型的 ivprobit 回归结果

	(1)所有企业 EXP _{it} >0 EXP _{it-1} >0	(2)所有企业 EXP _{it} >0 EXP _{it-1} =0	(3)民营企业 EXP _{it} >0 EXP _{it-1} >0	(4)民营企业 EXP _{it} >0 EXP _{it-1} =0
lnifin	-1.323 (-1.526)	-0.120 (-0.589)	-1.677 (-0.484)	-0.019 (-0.078)
lnefin	-0.758 (-1.033)	0.569** (2.515)	-2.845 (-1.318)	0.874*** (3.096)
lnthp	1.994* (1.721)	-0.130 (-0.579)	3.310 (0.891)	-0.431 (-1.573)
lnklr	-1.012 (-1.390)	-0.061 (-0.431)	-2.049 (-0.815)	0.056 (0.321)
lnsize	0.938 (1.326)	0.404** (2.046)	1.199 (0.385)	0.448** (1.962)
fdi	-0.004 (-0.525)	0.002 (0.605)	-0.023 (-0.633)	-0.001 (-0.074)
spec	0.261 (0.970)	0.008* (1.843)	0.146 (0.582)	0.006 (1.072)
indparkdum	-0.082 (-0.158)	0.244 (1.350)	-1.049 (-0.953)	0.349 (1.641)
regiondum	0.662 (0.953)	0.276 (1.464)	1.648 (1.152)	0.152 (0.669)
_cons	8.728*** (4.022)	-7.184*** (-4.742)	4.983 (1.164)	-6.436*** (-4.063)
industry	是	是	是	是
wald test	1.28	2.92	1.03	8.47
N	191	1000	49	750

注：括号内为回归系数的 z 值，***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。industry 代表行业固定效应。企业外源融资约束的工具变量为滞后二期(2000 年)的外源融资约束。wald 检验是对被工具的变量是否外生的检验，参见 Wooldridge(2002)。

我们同样使用 wald 检验判断外源融资约束变量的外生性，其中，持续出口商外生性检验接受 probit 的结果，初始出口商的 wald 值分别在 10% 和 1% 的水平上拒绝原假设，接受 ivprobit 的结果。具体回归结果表明：无论是对于所有企业还是民营企业的回归，外源融资约束都显著地限制了企业的初始出口，而对于保持出口商地位的作用并不显著。这与 Berman and Héricourt (2008) 的研究结论一致。他们认为进入出口市场必须支付沉没成本，一旦企业成为出口商，在以后每一个时期需要支付的潜在成本将会急剧变小，因此降低了融资约束对于保持出口可能性的作用。上述结论充分说明，缓解企业的融资约束可以很好地改变当前中国的集约型贸易增长模式。另外，需要引起注意的是，企业要想保持出口地位，生产率的提升是其中一个重要的因素，企业进入出口市场后，只有不断地通过自身技术创新和技术进步提高生产率

水平,才能带来出口的持续发展。

四、结论与政策建议

随着新新贸易理论的发展,越来越多的学者从异质性角度考察企业的出口行为。作为发展中国家,中国企业面临比较严重的融资约束问题,世界银行投资环境调查表明:中国是80个样本国家中融资约束最严重的国家,80%的民营企业将融资约束视为企业发展的主要障碍(Claessens and Tzioumis, 2006)。那么基于沉没成本的逻辑,融资约束是否作为异质性的一个重要来源对于中国企业的出口参与产生了重要影响呢?这对于从微观层面探讨企业参与出口的内在机理,以及在此基础上我国对外贸易增长模式的转变,无疑都具有重要的理论和现实意义。

本文运用世界银行投资环境调查数据,在 Robert and Tybout (1997)、Bernard and Jensen (1999, 2004) 等人的出口参与决策模型基础上,进一步纳入融资约束异质性和其他企业特征,使用 probit 估计方法进行相关计量验证。在数据选取方面,面板数据可能更能够使得企业出口参与问题在一个动态范围内得到全面考察,但是考虑到可获数据的局限性与变量的可选性,在回归过程中我们采用横截面数据。另外,考虑到融资约束可能存在的内生性问题,我们采用滞后期的工具变量进行 ivprobit 估计,以尽可能地弱化外源融资约束与出口参与之间的内生性问题。最终结果表明:外源融资约束是企业出口参与的重要影响因素。考虑到目前中国企业所面临的融资约束因所有制不同而存在差异的现状,我们进一步对样本进行分组,分别检验不同所有制企业融资约束对于出口参与的重要作用,并进行比较研究,发现企业出口参与对外源融资约束的依赖程度因所有制不同存在显著差异。其中,国有企业和外资企业外源融资约束的降低对出口参与的影响为正,但统计上并不显著;而民营企业外源融资约束则对其出口参与起到显著的作用,企业的外源融资约束程度越低,越可能参与出口。另外,由于不同出口类型企业进入出口市场的沉没成本不同,我们还区分了初始出口商与持续出口商,回归结果显示,外源融资约束限制了企业的初始出口,而对于保持出口商地位的作用并不显著。

此外,我们还发现:(1)新新贸易理论所强调的企业生产率并不是决定企业出口参与的主要因素;然而进入出口市场后,企业要想保持出口地位,最重要的因素却在于生产率的提升。(2)传统贸易理论所强调的资本劳动比率同样不是影响企业出口参与的决定因素,这符合中国企业借助廉价劳动力来获取出口竞争优势的事实。(3)企业的地域特征在企业出口参与过程中显示出重要的作用,东部的企业更可能进入国际市场。

上述结论具有重要的政策含义。首先,相比生产率,企业外源融资约束

对于出口扩展边际具有更为重要的影响，因而通过金融手段，缓解中国企业的外源融资约束，尤其是给予民营企业公平的信贷环境，是当前中国出口保持稳定健康增长的必要手段。现行的银行信贷管理体制，限制了民营企业出口融资，即使是企业符合信贷准入条件的贷款申请，也要经过复杂的报批程序和资产抵押担保手续。高额的抵押费用、繁杂的手续、苛刻的担保制度，提高了民营企业的融资成本，让大多数民营企业望而却步。通过加快金融市场改革，消除基于所有制性质的信贷歧视来改变这一现状，必然可以使更有效率的民营企业进入国际市场，从而在短期内改善出口增长模式。其次，生产率的作用更多地体现在保持出口商地位上，说明企业要想立足国际市场，还是应该通过技术创新等手段提升自身生产率。这对于在内需不足经济背景下，维持经济增长和就业稳定都是必要的。

参考文献

- [1] Baldwin, R., "Hysteresis in Import Prices: The Beachhead Effect", *American Economic Review*, 1988, 78(4), 773—785.
- [2] Baldwin, R., "Heterogeneous Firms and Testable and Untestable Properties of the Melitz Model", Working Paper, 2005.
- [3] Beamish, P., "The Characteristics of Joint Ventures in the Peoples Republic of China", *Journal of International Marketing*, 1993, 1(2), 29—48.
- [4] Becchetti, L., and S. Rossi, "The Positive Effect of Industrial District on the Export Performance of Italian Firms", *Review of Industrial Organization*, 2000, 16(1), 53—68.
- [5] Bellone, F., P. Musso, L. Nesta, and S. Schiavo, "Financial Constraints and Firm Export Behavior", GREDEG Documents de travail, No. 2009—01, 2009.
- [6] Bellone, F., P. Musso, L. Nesat, and S. Schiavo, "Financial Constraints as a Barrier to Export Participation", Documents de Travail de l'OFCE, No. 2008—29, Observatoire Francais des Conjonctures Economiques (OFCE), 2008.
- [7] Beman, A., J. Eaton, J. Jensen, and S. Kortum, "Plants and Productivity in International Trade", *American Economic Review*, 2003, 93(4), 1268—1292.
- [8] Berman, N., and J. Héricourt, "Financial Factors and the Margins of Trade: Evidence from Cross-Country Firm-Level Data", *Journal of Development Economics*, 2010, 93(2), 206—217.
- [9] Bernard, A., and J. Wagner, "Export, Entry, and Exit by German Firms", *Review of World Economics*, 2001, 137(1), 105—123.
- [10] Bernard, A., and J. Jensen, "Entry, Expansion, and Intensity in the US Export Boom, 1987—1992", *Review of International Economics*, 2004, 12(4), 662—675.
- [11] Bernard, A., and J. Jensen, "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?" *Journal of International Economics*, 1999, 47(1), 1—26.
- [12] Bonaccorsi, A., "On the Relationship between Firm Size and Export Intensity", *Journal of International Business Studies*, 1992, 23(4), 605—635.
- [13] Bridges, S., and A. Guariglia, "Financial Constraints, Global Engagement, and Firm Survival in the United Kingdom: Evidence from Micro Data", *Scottish Journal of Political Economy*, 2008, 55(4), 444—464.

- [14] Buckley, J., and J. Clegg, "Is the Relationship between Inward FDI and Spillover Effects Linear? An Empirical Examination of the Case of China", *Journal of International Business Studies*, 2007, 38(3), 447—459.
- [15] Campa, J., and J. Shaver, "Exporting and Capital Investment: On the Strategic Behavior of Exporters", IESE Research Papers 469, IESE Business School, 2002.
- [16] Chaney, T., "Liquidity Constrained Exporters", Mimeo, University of Chicago, 2005.
- [17] Chow, K., and K. Fung, "Firm Size and Performance of Manufacturing Enterprises in P. R. China: The Case of Shanghai's Manufacturing Industries", *Small Business Economics*, 1997, 9(3), 287—298.
- [18] Claessens, S., and K. Tzioumis, "Measuring Firms' Access to Finance", Mimeo, World Bank, 2006.
- [19] Clerides, S., S. Lach, and J. Tybout, "Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico, and Morocco", *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113(3), 903—947.
- [20] Das, S., M. Roberts, and J. Tybout, "Market Entry Costs, Producer Heterogeneity, and Export Dynamics", NBER Working Paper, No. 8629, 2001.
- [21] Fazzari, S., R. Hubbard, and B. Petersen, "Financing Constraints and Corporate Investment", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1988, 19(1), 141—195.
- [22] Felbermayr, G., and W. Kohler, "Exploring the Intensive and Extensive Margins of World Trade", *Review of World Economics*, 2006, 142(4), 642—674.
- [23] Forlani, E., "Liquidity Constraints and Firm's Export Activity", Working Paper, Universite Catholique de Louvain-CORE, 2010.
- [24] Ganesh-Kumar, A., K. Sen, and R. Vaidya, "Outward Orientation, Investment and Finance Constraints: A Study of Indian Firms", *Journal of Development Studies*, 2001, 37(4), 133—149.
- [25] Greenaway, D., and R. Kneller, "Exporting and Productivity in the United Kingdom", *Oxford Review of Economic Policy*, 2004, 20(3), 358—371.
- [26] Greenaway, D., A. Guariglia, and R. Kneller, "Financial Factors and Exporting Decisions", *Journal of International Economics*, 2007, 73(2), 377—395.
- [27] Hao, C., "Development of Financial Intermediation and Economic Growth: The Chinese Experience", *China Economic Review*, 2006, 17(4), 347—362.
- [28] Harrison, A., and M. McMillan, "Does Direct Foreign Investment Affect Domestic Firm Credit Constraints?" *Journal of International Economics*, 2003, 61(1), 73—100.
- [29] Hausmann, R., and B. Klinger, "Structural Transformation and Patterns of Comparative Advantage in the Product Space", CID Working Paper, No. 128, 2006.
- [30] Helpman, E., M. Melitz, and Y. Rubinstein, "Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes", *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(2), 441—487.
- [31] Héricourt, J., and S. Poncet, "FDI and Credit Constraints: Firm-Level Evidence from China", *Economic Systems*, 2009, 33(1), 1—22.
- [32] Huang, Y., *Selling China: Foreign Direct Investment during the Reform Era*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.
- [33] Hummels, D., and P. Klenow, "The Variety and Quality of a Nation's Exports", *American Economic Review*, 2005, 95(3), 704—723.
- [34] Humphrey, J., and H. Schmitz, "Governance and Upgrading: Linking Industrial Cluster and Global Value Chain", IDS Working Paper 120, Brighton: Institute of Development Studies, 2000.
- [35] ISGEP (International Study Group on Exports and Productivity), "Understanding Cross-Country Differences in Exporter Premia: Comparable Evidence for 14 Countries", *Review of World Economics*, 2008, 144(4), 596—635.

- [36] Javalgi, R., D. White, and O. Lee, "Firm Characteristics Influencing Export Propensity: An Empirical Investigation by Industry Type", *Journal of Business Research*, 2000, 47(3), 217—228.
- [37] Krugman, P., *Rethinking International Trade*. Cambridge, MA: The MIT Press, 1990.
- [38] Levinsohn, J., and A. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2), 317—341.
- [39] Levinsohn, J., A. Petrin, and B. Poi, "Production Function Estimation in Stata Using Inputs to Control for Unobservables", *Stata Journal*, 2003, 4(2), 113—123.
- [40] 李春顶, "中国出口企业是否存在生产率悖论: 基于中国制造业企业数据的检验", 《世界经济》, 2010 年第 7 期, 第 64—81 页。
- [41] Li, Z., and M. Yu, "Exports, Productivity, and Credit Constraints: A Firm-Level Empirical Investigation of China", Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series from Institute of Economic Research, No. gd09—08, Hitotsubashi University, 2009.
- [42] Liu, X., and T. Buck, "Innovation Performance and Channels for International Technology Spillovers: Evidence from Chinese High-tech Industries", *Research Policy*, 2007, 36(7), 355—366.
- [43] 刘志彪、张杰, "我国本土制造业企业出口决定因素的实证分析", 《经济研究》, 2009 年第 8 期, 第 99—112 页。
- [44] Luo, Y., "Industry Attractiveness, Firm Competence, and International Investment Performance in a Transitional Economy", *Bulletin of Economic Research*, 1998, 50(1), 73—82.
- [45] Manole, V., and M. Spatareanu, "Exporting, Capital Investment and Financial Constraints", *Review of World Economics*, 2010, 146(1), 23—37.
- [46] Melitz, M., "The Impact of Trade on Aggregate Industry Productivity and Intra-Industry Reallocations", *Econometrica*, 2003, 71(6), 1695—1725.
- [47] Moini, A., "Export Behavior of Small Firms: The Impact of Managerial Attitudes", *The International Executive*, 2007, 33(2), 14—20.
- [48] Muûls, M., "Exporters and Credit Constraints: A Firm-level Approach", National Bank of Belgium Working Paper, No. 139, 2008.
- [49] Nagaraj, P., "Financial Constraints and Export Participation", Working Paper, City University of New York, 2010.
- [50] Newbury, W., A. Gardberg, and Y. Belkin, "Organizational Attractiveness is in the Eye of the Beholder: The Interaction of Demographic Characteristics with Foreignness", *Journal of International Business Studies*, 2006, 37(5), 666—686.
- [51] Petersen, M., and R. Rajan, "The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data", *Journal of Finance*, 1994, 49(1), 3—37.
- [52] Poncet, S., "Measuring Chinese Domestic and International Integration", *China Economic Review*, 2003, 14(1), 1—21.
- [53] 钱学锋, "企业异质性、贸易成本与中国出口增长的二元边际", 《管理世界》, 2008 年第 9 期, 第 48—56 页。
- [54] 钱学锋、熊平, "中国出口增长的二元边际及其因素决定", 《经济研究》, 2010 年第 1 期, 第 65—79 页。
- [55] Roberts, M., and J. Tybout, "The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs", *American Economic Review*, 1997, 87(4), 545—564.
- [56] Sjöholm, F., "Do Foreign Contacts Enable Firms to Become Exporters?" Working Paper, No. 326, 1999.
- [57] 唐宜红、林发勤, "异质性企业贸易模型对中国企业出口的适用性检验", 《南开经济研究》, 2009 年第 6 期, 第 88—99 页。

- [58] Tornell, A., and F. Westermann, "Credit Market Imperfections in Middle Income Countries", NBER Working Paper, No. 9737, 2003.
- [59] Treece, J., and A. Webb, "Cheap China Parts are a Myth", *Automotive News Europe*, 2004, 9 (13), 22.
- [60] Wooldridge, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2002.
- [61] 钟昌标, "影响中国电子行业出口决定因素的经验分析", 《经济研究》, 2007 年第 9 期, 第 62—70 页。
- [62] 朱希伟、金祥荣、罗德明, "国内市场分割与中国的出口贸易扩张", 《经济研究》, 2005 年第 12 期, 第 68—76 页。

Do Financing Constraints Restrain Chinese Firms' Export Participation?

LINGYAN SUN

(*Shandong Academy of Social Sciences*)

RONGLIN LI

(*Nankai University*)

Abstract Using the firm-level data on 1444 Chinese enterprises in 2002 from a World Bank survey, this paper tests the effect of financial heterogeneity of firms on their probabilities participating in export. The model is based on the new-new trade theory. The study suggests that the financial heterogeneity is an important factor that affects firms' export probabilities. We also find that the effect of external financial heterogeneity on firms' export participation varies with the firms' ownership types. For state-owned or foreign-invested firms, the effect is not significant. But it is significant for private-owned firms. Moreover, the external financial constraints are more likely to affect new entrants rather than incumbent exporters.

JEL Classification F14, D24, D92