

# 融资约束与企业增加值贸易

## ——基于全球价值链视角的微观证据

吕越 吕云龙 包群

(对外经济贸易大学中国WTO研究院,北京 100029;  
南开大学经济学院,天津 300071)

**摘要:**全球价值链新型分工体系已经成为显著的经济特征,因此从全球价值链的视角重新解读企业贸易的二元边际具有重要的理论价值。本文构建理论模型分析了融资约束对企业增加值贸易二元边际的影响机制,发现融资约束一方面通过提高开展增加值贸易的临界生产率抑制了企业增加值贸易的扩展边际,另一方面通过国内中间投入对国外中间投入的替代效应促进了增加值贸易的集约边际。在此基础上本文采用2000-2006年《中国工业企业数据库》和《中国海关进出口数据库》整合的企业微观数据,运用Heckman两阶段模型实证研究了融资约束对企业增加值贸易二元边际的影响。研究发现,融资约束对企业增加值贸易的扩展边际存在抑制效应,对集约边际则存在促进效应。此外,在考虑不同所有制、要素密集度以及行业融资依赖度时,融资约束对企业的增加值贸易存在异质性的影响。

**关键词:**增加值贸易;融资约束;全球价值链

**JEL 分类号:** D92; F14; G32 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2017)05-0063-18

## 一、引言

改革开放以来,中国以低成本劳动力的要素禀赋优势,参与到发达国家跨国公司构建的全球生产分工体系中,成为全球价值链(Global Value Chain,简称GVC)参与程度最高的国家之一。然而从生产环节来看,中国长期位于价值链的低端,在全球价值链中居于从

收稿日期:2016-05-24

作者简介:吕越,经济学博士,助理研究员,对外经济贸易大学中国WTO研究院,Email: nklvye@126.com.

吕云龙,博士研究生,南开大学经济学院,Email: uibelyl@163.com.

包群(通讯作者),经济学博士,教授,南开大学经济学院,Email: baoqun@yeah.net.

\* 本文感谢国家自然科学基金“金融市场开放与本土制造业的出口价值链升级:来自中国的微观证据”(课题号71503048);国家自然科学基金“经济开发绩效评估”(71473136)。感谢匿名审稿人的宝贵意见。文责自负。

属地位。与此同时,中国金融市场发展不完善的问题仍然普遍存在,世界银行投资环境调查数据表明:中国是 80 个样本国家中受融资约束最大的国家(Claessens and Tzioumis, 2006)。新近通过的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议》明确了加快金融体制改革,提高金融服务实体经济效率及我国产业在全球价值链中地位的战略目标。因此,研究融资约束与企业在全球价值链中增加值贸易的二元边际具有重要的现实意义。

全球价值链的分工模式对传统的贸易总流量统计方式和出口的二元边际分析提出了挑战。不少学者指出总贸易的统计方式扭曲了人们对国际贸易格局和一国贸易发展程度的认知,造成“所见非所得”(Koopman et al. 2012; Maurer and Degain 2012)<sup>1</sup>。前世界贸易组织总干事拉米指出“增加值贸易(Trade in Value Added)是衡量世界贸易更好的一种方法,是真实反映全球贸易运行的新的测度工具”。目前,基于增加值贸易的视角对国家间贸易流量的再统计成为当前国际组织、经济学研究人员的热点关注问题<sup>2</sup>(Johnson and Noguera 2012; Koopman et al. 2012)。这一新趋势也影响了对贸易的二元边际问题的研究。传统贸易的扩展边际表现为出口产品种类和出口目标国的数量,集约边际表现为出口产品的规模与数量(Amiti and Freund 2008; 盛斌和吕越 2014)。有别于传统贸易的二元边际,如果从全球价值链的视角来看,增加值贸易的扩展边际表现为企业是否进行增加值贸易,集约边际表现为企业出口的国内增加值率。因此,从全球价值链的视角重新解读企业增加值贸易的二元边际具有重要的理论价值。

融资约束和贸易二元边际的研究一直是异质性贸易理论研究的热点话题(Fan et al. 2015; 张杰等 2013)。随着国际分工的深化,全球价值链的各个生产环节呈现“软化”特征,即服务要素尤其是生产性服务业(金融、电信等)要素投入所占比重越来越大。在中国制造业生产链条中,服务业和生产性服务业投入比重平均为 13.25% 和 11.83%(周念利 2014),金融服务业作为生产性服务业最重要的行业之一,对制造业的生产链条产生了深远的影响。当金融市场发展不完善时,企业将面临较为严峻的融资约束,这会在很大程度上影响企业在全价值链生产分工体系中的国际化经营和投资决策(Bas and Berthou 2011; Manova and Yu 2012; 吕越等 2015)。

现有研究已对融资约束与企业参与全球价值链程度以及贸易模式展开了讨论,但对融资约束与企业增加值贸易二元边际的考察仍然匮乏。本文将采用 2000-2006 年《中国工业企业数据库》和《中国海关进出口数据库》整合的微观数据,测算中国企业增加值贸易的二元边际。在此基础上,运用 Heckman 两阶段模型实证研究了融资约束对企业增加值贸易二元边际的影响。该问题的研究不仅有利于对我国全球价值链分工地位以及模式

1 由于总流量的贸易统计方式,无论是在总量还是结构上都存在很大程度的重复计算,导致依据该方法测算的贸易统计数据实际上夸大了该国出口的实际出口量及其对国内经济的贡献。

2 世界贸易组织(WTO)和经合组织(OECD)于 2012 年 3 月 15 日启动了“增加值贸易测算”的联合研究项目,从而推动增加值贸易统计工作的主流化,并使其成为国际统计系统的一个永久组成部分。

有更深入认识,也将从金融市场化改革的视角为我国贸易增长方式转型和突破“价值链低端锁定”提供有益的思路。

## 二、文献综述

Chaney(2005)最早将流动性约束引入Melitz(2003)的异质性贸易理论模型,通过对企业生产率、获取外部金融异质性与出口决定关系的研究发现,企业的融资约束与生产率一样都是企业异质性的来源,只有那些具有充足流动性资金的企业才可以克服进入出口市场的沉没成本。与Chaney(2005)强调内部融资约束不同,Manova(2010)将外部信贷约束引入模型,发现一国金融市场的发展能够提高企业融资的可获得性并降低融资成本,企业的金融状况越好,参与出口市场的可能性越大,而受信贷约束的企业出口的可能性较小。Muûls(2008)将内外部融资约束同时引入Melitz(2003)模型中,发现当企业出口面临较高沉没成本时,融资约束会从扩展边际和集约边际影响促进该国企业的出口。此后,日渐增多的实证文献支持了融资约束与贸易理论研究的发现(Muûls,2008;Greenaway et al.,2007)。

同时,来自中国的经验证据支持了融资约束对企业出口存在负面影响的理论假说。Li and Yu(2009)和阳佳余(2012)研究发现,融资约束抑制了企业出口的扩展边际和集约边际。与之不同,张杰等(2013)采用类似数据发现融资约束仅对集约边际存在影响,而对扩展边际不存在制约效应。Manova et al.(2015)利用中国海关数据发现,融资约束会限制企业的出口概率、出口额以及出口范围,特别是在金融脆弱的行业,外资企业和合资企业的出口表现要远好于民营企业。

进一步的研究还考察了融资约束与中间品贸易的关系。Bas and Berthou(2012)首次构建了融资约束和企业中间品贸易的理论模型,发现融资约束会限制企业进口资本中间品,并研究了印度制造业企业的微观数据,发现融资状况的改善会增加企业从国外进口资本中间品的可能性。随后,Fauceglia(2014)基于发展中国家的微观数据,研究了国家信贷市场和资本中间品贸易的关系,发现信贷市场越完善,资本中间品进口的可能性就越大。此外,Manova and Yu(2012)研究了中国企业层面的微观贸易数据,发现虽然参与价值链多环节会带来更多的收益和增加值,但是需要更高的事前投入成本,因而融资约束会将企业限制在低附加值的生产阶段。吕越等(2015)基于效率和融资的双重视角,考察了异质性因素对企业参与全球价值链的影响,发现融资约束会阻碍高效率企业嵌入全球价值链。虽然现有文献从融资约束视角探究了影响企业出口二元边际的成因,但从增加值贸易的视角考察企业贸易行为的研究仍然较为匮乏,这为本文的研究提供了可突破的空间。

### 三、理论分析

在不变替代弹性的消费者偏好下,我们把企业生产过程中使用的中间投入品纳入到分析框架中,将融资约束引入微观企业的生产决策过程,分析融资约束对企业增加值贸易二元边际的影响机制。理论分析发现,融资约束提高了企业增加值贸易的临界生产率,从而抑制了企业增加值贸易的扩展边际。同时,融资约束导致国内中间投入对国外中间投入的替代效应,提高了企业的国内增加值率,促进了企业增加值贸易的集约边际。具体分析如下:

假设消费者具有不变替代弹性的效用函数,满足如下表达:

$$U = \left[ \int_{i \in \Phi} q(i)^\rho di \right]^{1/\rho} \quad (1)$$

其中, $\Phi$ 表示可消费商品集合, $0 < \rho < 1$ , $\eta = 1/(1 - \rho) > 1$ 为消费品之间的替代弹性, $P$ 为消费品的价格加总, $Q$ 为消费品数量加总,因此,消费品*i*的需求函数为:

$$q(i) = Q \left[ \frac{p(i)}{P} \right]^{1-\eta} \quad (2)$$

企业的生产不仅仅需要投入资本和劳动,还需要来自上游企业的中间投入品,在 Kee and Tang(2016)的基础上,我们将企业的生产函数设定为包含中间投入的柯布道格拉斯生产函数:

$$q = \varphi K^\alpha L^\beta M^\gamma \quad (3)$$

$K$ 和 $L$ 分别表示资本和劳动, $\varphi$ 为希克斯中性全要素生产率, $M$ 为中间投入,由国内中间投入( $M_D$ )和进口中间投入( $M_F$ )组成:

$$M = (M_D^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + M_F^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (4)$$

因此,中间品的价格可以表示为:

$$p_M = (p_D^{1-\sigma} + p_F^{1-\sigma})^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (5)$$

Chaney(2005)和Muûls(2008)认为国内生产部分不会受到融资约束影响,而贸易活动面临更多的不确定性如贸易国契约环境和更高的风险如汇率风险等,因此会受到融资约束影响。所以本文假设国内投入不受融资约束影响,涉及GVC的生产环节则需要进行外部融资,融资比例为 $k$ , $0 < k < 1$ , $k$ 越小,说明企业面临的融资约束越强,融资金额为 $k(p_F M_F + f_{va})$ , $f_{va}$ 表示企业进行增加值贸易的固定成本。为了获取外部融资,企业需要将无形资产作为抵押,抵押比例为 $t$ ,抵押金额为 $tf_e$ 。此外,投资者期望企业还款的概率为 $\lambda$ ,取决于契约环境。如果违约,投资者将获得抵押物。如果执行契约,投资者将获得 $F$ 并退还抵押物。

当企业最大化其利润时,满足如下表达:

$$\min_{p, q, k, l, M_D, M_F, F} \pi = pq - wl - rk - p_D M_D - (1 - k) p_F M_F - (1 - k) f_{va} - \lambda F - (1 - \lambda) t f_e \quad (6)$$

$$s. t. (1) q = \Omega K^\alpha L^\beta M^\gamma, (2) q(i) = Q \left[ \frac{p(i)}{P} \right]^{1-\eta} (3) M = (M_D^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + M_F^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}},$$

$$(4) \lambda F + (1 - \lambda) t f_e > k(p_F M_F + f_{va}),$$

$$(5) pq - wl - rk - p_D M_D - (1 - k) p_F M_F - (1 - k) f_{va} > F$$

其中(1)、(2)和(3)式为生产和需求约束,(4)为投资者约束,(5)为净利润约束。根据式(6)可以取得企业生产的最优决策。

基于式(6)可以将企业利润表示为  $\pi = \pi(\varphi)$ 。当  $\pi(\varphi) = 0$  时就可以求得进行增加值贸易的临界生产率  $\varphi_{va}$ , 只有生产率大于  $\varphi_{va}$  的企业才能进行增加值贸易。将临界生产率对  $k$  求导,可以得到,

$$\frac{\partial \varphi_{va}}{\partial k} \propto \frac{1 - \lambda}{\lambda} < 0 \quad (7)$$

因此融资约束提高了企业增加值贸易的临界生产率,从而抑制了企业增加值贸易的扩展边际。

根据 Kee and Tang(2016) 企业出口的国内附加值率可以表示为:

$$DVAR = 1 - \frac{p_F M_F}{pq} = 1 - \gamma \left( 1 - \frac{1}{\eta} \right) \frac{p_F M_F}{p_M M} \quad (8)$$

将式(6)最优化的结果带入式(8),得到:

$$DVAR \propto \frac{(1 - k) p_F}{p_D} \quad (9)$$

因此  $\frac{\partial DVAR}{\partial k} < 0$ , 说明融资约束提高了企业的国内增加值率,促进了企业增加值贸易的集约边际。因此本文提出如下核心假设:

假设:融资约束对中国企业增加值贸易的扩展边际发展有抑制效应,对集约边际发展则存在促进效应。

## 四、计量模型和数据说明

### (一) 计量模型设定

本文的研究对象为增加值贸易企业,正如大部分文献所强调的(Helpman et al., 2007),增加值贸易企业仅仅是少部分企业,即大部分企业生产销售仅限于国内、仅出口或仅进口,如果将这部分不进行增加值贸易的企业样本直接剔除,将导致估计结果的偏误。只有当企业增加值贸易行为随机发生时,剔除不进行增加值贸易的企业样本才可能不会导致偏差。事实上,那些受融资约束较小的企业更有可能进行增加值贸易,而那些受融资约束较大的企业可能面临较高的融资成本,因而企业的增加值贸易行为现象并不是随机的,而是受到了企业融资状况的影响。因此,仅选择增加值贸易企业样本并非是一个随机样本,因而会导致有偏的估计。

针对这种样本选择偏差问题, Heckman(1979) 提出了两阶段选择模型, 能够较好地解决这一问题。因此, 本文采用 Heckman(1979) 的模型方法, 将企业的增加值贸易模型分为两个阶段: 第一个阶段为企业增加值贸易选择(扩展边际)的 probit 模型, 即企业是否选择进行增加值贸易; 第二个阶段为出口的国内增加值率(集约边际)模型, 进一步考察融资约束对企业出口国内增加值率的影响。具体模型为:

$$Pr(if\_va_{ijkt} = 1) = \Phi(L\_if\_va_{ijkt} + \alpha_1 fin_{ijkt} + \alpha_2 X_{ijkt} + \nu_j + \eta_k + \kappa_t + \xi_{ijkt}) \quad (10)$$

$$DVAR_{ijkt} = \beta_1 fin_{ijkt} + \beta_2 X_{ijkt} + \beta_3 \lambda_{ijkt} + \nu_j + \eta_k + \kappa_t + \xi_{ijkt} \quad (11)$$

其中, 下标  $i$ 、 $j$ 、 $k$  和  $t$  分别表示企业、行业、地区和年份。如果企业不进行增加值贸易, 则  $if\_va = 0$ , 如果企业进行增加值贸易, 那么  $if\_va = 1$ 。方程(10)为 Heckman 两阶段模型的第一阶段增加值贸易选择模型,  $Pr(if\_va = 1)$  表示企业选择进行增加值贸易的概率,  $\Phi(\cdot)$  为标准正态分布的分布函数。 $fin_{ijkt}$  表示企业的融资约束水平。此外  $X_{ijkt}$  为控制变量集, 包括全要素生产率、企业年龄、企业所处行业的市场集中度、研发强度、资本强度等指标。 $\nu_j$ 、 $\eta_k$  和  $\kappa_t$  分别表示行业固定效应、地区固定效应和时间固定效应,  $\xi_{ijkt}$  为随机扰动项, 以缓解潜在的由于行业特性、地区发展水平、制度变迁或宏观波动等因素对核心因果关系成立的扰动。在方程(10)中加入滞后一期是否参与 GVC 的虚拟变量 ( $L\_if\_GVC_{ijkt}$ ) 主要有以下两点考虑: 一是企业上期是否参与 GVC 往往会影响企业当期参与 GVC 的决策; 二是模型有效识别的考虑。Heckman 两阶段模型要求选择方程中至少有一个解释变量不出现在结果方程中, 因此, 我们在选择方程中加入了该虚拟变量。方程(11)是修正的 Heckman 两阶段模型的第二阶段—企业出口的国内增加值率模型。方程中加入了  $\lambda_{ijkt}$  项(inverse mills ratio, 逆米尔斯比率)用于克服样本的自选择性偏差,  $\lambda_{ijkt}$  由第一阶段 Probit 模型估计得到, 即  $\lambda_{ijkt} = \varphi(\cdot) / \Phi(\cdot)$ , 其中  $\varphi(\cdot)$  为密度函数,  $\Phi(\cdot)$  为相应的分布函数。如果剔除  $\lambda_{ijkt}$  进行简单的最小二乘回归, 那么就可能会出现估计结果的偏差, 因为被解释变量与残差项负相关, 这就意味着样本可能有一个平均值小于零的残差, 因此导致有偏估计。若在估计结果中  $\lambda_{ijkt}$  显著不为 0, 则表明存在样本偏差, 此时采用 Heckman 两阶段模型进行估计是有效的。

## (二) 主要指标度量与数据说明

### 1. 企业增加值贸易的二元边际

我们借鉴张杰等(2013)、吕越等(2015)、Upward et al.(2013)以及 Kee and Tang(2016)的测算方法, 对 Hummels et al.(2001)企业增加值贸易测算进行了如下改进: (1) 进一步将 HS 产品编码转换为 Broad Economic Categories(BEC)产品编码<sup>3</sup>, 分别出哪些进口产品将用作中间投入(M), 哪些应该被用作消费品(C)或资本品(K)。(2) 考虑了中间贸易商(intermediary firms)间接贸易的问题。由于间接贸易的存在容易低估企业进口的中间投入额, 从而高估我国出口企业的 DVAR。(3) 企业使用的国内原材料中, 也有部分

<sup>3</sup> 联合国的网站提供了 BEC 和 HS 海关编码的转换表: <http://unstats.un.org/unsd/cr/registry/regdnlid.asp?Lg=1>。

也含有国外产品的份额, Koopman et al. (2012) 认为这一份额在 5% - 10% 之间, 这种现象出现的原因可能是, 前述通过中间贸易商的间接进口, 也可能企业通过普通进出口企业的间接进口(张杰等 2013), 更可能的情况是, 国内中间投入中包含海外附加值的成分。因此, 我们采用了如下调整后的企业附加值测算方法:

$$v_F' = \frac{V_{AF}}{X} = \frac{\{M_A^p + X^o [M_{Am}^o / (D + X^o)]\} + 0.05\{M^T - M_A^p M_{Am}^o\}}{X} \quad (12)$$

$$v_D' = \frac{V_D}{X} = \frac{1 - V_F}{X} = 1 - v_F' \quad (13)$$

式中  $v_F'$  和  $v_D'$  分别表示改进后的企业出口国外增加值率 (FVAR) 和国内增加值率 (DVAR); 当 FVAR > 0 时, 企业出口中包含了来自国外的增加值, 说明企业存在增加值贸易行为,  $if\_va = 1$ , 否则为 0。 $M$ 、 $X$  和  $D$  分别表示企业的进口、出口和国内销售; 上标  $p$  和  $o$  分别用于表示加工贸易或一般贸易。在具体计算过程中, 企业的进口和出口数据来源于海关统计明细; 国内销售数据来源工业企业普查数据, 由企业销售产值减去出口交货值计算得到<sup>4</sup>, 对于企业销售额小于出口交货值的企业, 我们假定出口的国外增加值 ( $V_F$ ) 等于加工贸易进口 ( $M^p$ ) 加上一般贸易进口 ( $M^o$ )<sup>5</sup>。 $M^T$  表示企业中间投入额, 上式相当于假定企业国内中间投入中, 有 5% 为海外附加值。 $M_A^p$  和  $M_{Am}^o$  分别表示企业实际加工贸易进口额和实际一般贸易中间投入进口额, 其中对中间产品的分类方法来自于 BEC 产品分类下的中间产品界定, 而不包括消费品 (C) 和资本品 (K)。要计算企业出口的实际海外和国内增加值率, 我们需要在前述分析基础上对企业的加工贸易进口和一般贸易中间投入进口额进行调整。

本文利用上述测算数据绘制了 2000 - 2006 年增加值贸易企业数目和增加值率的变化趋势, 如图 1 所示, 增加值贸易企业数目在 2000 - 2006 年增加了一倍多, 尤其是在加入 WTO 后有了迅速的增长。此外, 从总体来看, 我国企业出口的 DVAR 从 2000 年的 59.8% 逐渐增加到了 2006 年的 72.9%, 7 年之间增长了 13.1 个百分点。

4 这种处理方式和 Upward et al. (2013) 保持一致, 会致使部分企业的国内销售和出口之和与销售总产值并不相等。另一种替代的做法是使用销售额的加工贸易出口差值代替国内销售和一般贸易出口的加总。在理论上这两算法应该得到相同结果, 但由于企业可能通过贸易公司间接出口, 固在实际数据常存在差距。即便如此, 对于本文的分析而言, 两种计算公式得到的结论一致。

5 对于计算过程中出现的国外附加值超过总出口的情况, 我们将企业出口的国内附加值率设为零, 国外增加值率设为 1。

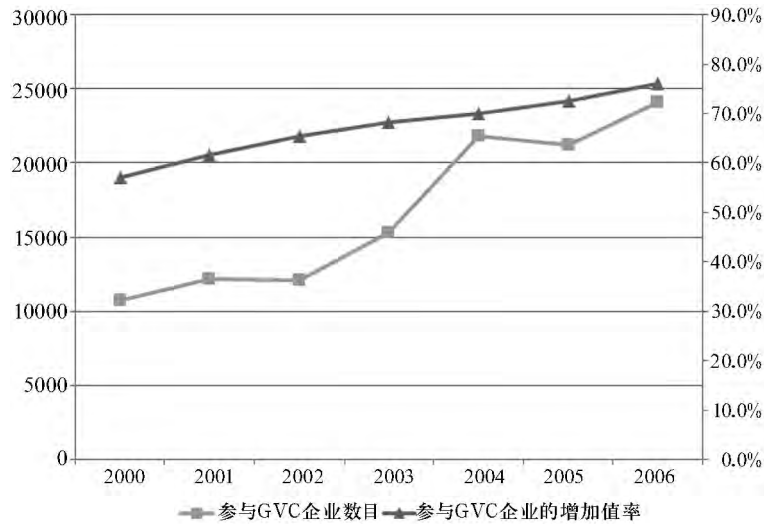


图 1 2000—2006 年增加值贸易企业数目和增加值率的变化趋势

## 2. 融资约束( $fin$ )

由于单一指标无法反映企业融资状况的全貌,我们借鉴 Cleary (1999) 和阳佳余 (2012) 等人的思路,采用融资约束综合指标作为企业融资状况的测度。具体来说,我们构建了综合指标来衡量企业面临的融资约束,包括企业规模、有形资产净值、销售净利率、利息支出占比、现金存量占比、资产收益率、商业信贷比率、偿债能力、清偿比率、流动性比率、流动性约束等 11 个指标,分别按照从大到小排序后分段(以十个观测为一组)进行打分赋值,然后将每个企业的每个指标的赋值进行加总(标准化处理)得到企业的融资约束综合指标,该指数越大,表明企业所受到的融资约束越严重。此外,为了保证结果的稳健性,本文还根据 Ding and Guariglia (2013) 和张杰等(2013) 测算了基于 WKS 方法的中国微观制造业企业的融资约束水平进行稳健性分析。

## 3. 其他控制变量

除上述核心指标外,我们对以下变量进行了控制:(1) 企业全要素生产率 ( $tfp$ ),采用 Levinsohn and Petrin (2003) 的方法测算(简称 LP 方法)。(2) 企业年龄 ( $age$ ),企业成立时间 = 当年年份 - 企业开业年份 + 1。(3) 企业研发 ( $rd$ ),新产品产值占销售产值的比重。(4) 行业集中度 ( $mc$ ),采用通常使用的赫芬达尔-赫希曼指数 (Herfindahl - Hirschman Index, 简称  $HHI$ ) 来测度。(5) 资本强度 ( $lnkl$ ),采用企业固定资产净值年平均余额与企业从业人数的比值取对数来衡量资本强度。(6) 企业所有制,在识别企业所有制类型时,具体的方法是以国有的实收资本比例是否超过 50%、外商的实收资本比例是否超过 25% 作为识别国有企业 ( $state$ ) 和外资企业 ( $fore$ ) 的方法。(7) 地区金融发展水平 ( $fd$ ) 根据刘焯辉 (2007) 中国 30 个省市的金融生态环境指数,将地区金融发展水平高于均值的地区设定为 1,低于均值设定为 0。



#### 4. 数据说明

本文所使用的样本是基于《中国工业企业数据库》和《中国海关进出口贸易数据库》的合并数据。在合并时,本文参照了 Upward et al. (2013) 的方法,采用未剔除任何企业的原始工业企业数据与海关数据分两步进行匹配。此外,考虑到《中国工业企业数据库》存在指标缺失、指标异常等问题,本文在计量估计过程中对样本数据进行了筛选,并仅保留了制造业企业数据作为研究样本。

## 五、实证结果与分析

### (一) 基准回归结果

表1报告了 Heckman 两阶段模型的估计结果。其中,第(1)列报告了 Heckman 第一阶段的估计结果,因变量为企业是否进行增加值贸易。与单纯的出口行为所不同,增加值贸易既有出口固定成本还面临进口的固定成本,因此我们采用了是否进行增加值贸易的滞后一期状态对上述机制进行控制<sup>6</sup>。估计结果显示:融资约束会限制企业进行增加值贸易,即融资约束对企业增加值贸易的扩展边际产生了制约作用。是否开展增加值贸易虚拟变量的滞后一期项的估计系数显著为正,表明对企业参与全球价值链固定成本的考察有其必要性,同时表明在控制了固定成本后,本文的核心结论显著成立。第(2)列报告了 Heckman 第二阶段的估计结果,可以看出,结果方程中逆米尔斯比率 (*invmlss*) 在 1% 的显著性水平下为正,表明存在样本选择偏差,应当采用 Heckman 模型。同时,融资约束对企业出口的国内增加值率的影响显著为正,说明融资约束会促进企业出口国内增加值率的提升,融资约束对企业增加值贸易的集约边际产生的是促进作用,与理论假说一致。本文的结论为中国企业出口 DVAR 上升提供了一个金融视角的解释。根据图1以及 Koopman et al. (2012)、Kee and Tang (2016) 的研究,中国企业出口的 DVAR 在样本期 2000-2006 年间处于持续上升,这主要是由于中国企业面临严峻的融资约束,而进口来源于发达国家的资本密集型中间投入产品往往需要提前垫付大量的前期投入 (Bas and Berthou 2012),导致了在选购中间投入时企业倾向于采用国内投入来替代国外高质量高技术的中间投入,虽然表现为企业出口 DVAR 的提高,但是从长远来说并不利于企业产品质量的升级。

为了防止变量可能存在的测量误差导致的非一致性估计,本文从以下角度进行稳健性检验:运用张杰等 (2013) 方法计算得到的出口国内增加值率作为替代指标;根据 Ding and Guariglia (2013) 和张杰 (2013) 测算了的 WKS 指标作为融资约束的代理变量;以及将

<sup>6</sup> 目前关于出口固定成本的分析主要有两种方法:一种以出口的滞后一期作为代理变量 (赵伟等 2011);另一种通过海关数据和工企数据整合后进行测算固定成本 (Castro et al. 2012)。本文研究的主题是增加值贸易,故涉及到的企业国际化固定成本,不仅包含出口固定成本,而且还涵盖了进口的固定成本。但目前的海关数据库并没有增加值贸易或者价值链贸易的成本数据,导致采用 Castro et al. (2012) 提供的固定成本测算方法时陷入困境。因此,本文采用了第一种方法,即以企业是否开展增加值贸易的滞后一期状态作为增加值贸易固定成本的代理变量。

地区金融发展水平( *fd* )作为企业融资约束的代理变量进行稳健性检验,结果分别列于表 1 第(3) - (8)列,上述研究的发现与本文主要结论一致。

表 1 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>L. if_va</i>	2.685*** (394.54)		2.642*** (396.06)		2.688*** (396.47)		2.648*** (386.87)	
<i>fin</i>	-0.013*** (-4.59)	0.003* (1.92)	-0.012*** (-4.28)	0.004*** (2.79)				
<i>fin_WKS</i>					-0.456*** (2.59)	0.170*** (-3.25)		
<i>fd</i>							1.328*** (6.49)	-0.428*** (-3.75)
<i>lnkl</i>	0.072*** (27.77)	-0.036*** (-31.18)	0.071*** (27.91)	-0.040*** (-35.00)	0.072*** (28.11)	-0.036*** (-31.40)	0.075*** (29.04)	-0.045*** (-40.44)
<i>rd</i>	0.123*** (7.39)	0.069*** (9.34)	0.143*** (8.83)	0.050*** (7.02)	0.123*** (7.40)	0.069*** (9.40)	0.144*** (8.62)	0.026*** (3.67)
<i>tfp</i>	0.125*** (38.95)	-0.002 (-1.46)	0.127*** (40.52)	-0.006*** (-4.47)	0.128*** (41.63)	-0.002* (-1.86)	0.131*** (42.16)	-0.008*** (-5.90)
<i>age</i>	-0.007*** (-18.55)	0.002*** (9.52)	-0.007*** (-19.12)	0.001*** (6.01)	-0.007*** (-19.11)	0.002*** (9.64)	-0.006*** (-17.26)	0.002*** (13.09)
<i>mc</i>	2.098 (0.94)	-7.047*** (-7.33)	1.289 (0.57)	-7.102*** (-7.36)	1.771 (0.79)	-6.948*** (-7.25)	0.982 (0.44)	-5.768*** (-6.24)
<i>invmillsss</i>		0.059*** (32.12)		0.057*** (30.99)		0.059*** (32.25)		0.044*** (24.14)
常数项	-4.737*** (-72.40)	1.201*** (41.07)	-4.719*** (-73.59)	1.325*** (45.64)	-4.841*** (-82.07)	1.219*** (46.24)	-5.814*** (-38.94)	1.695*** (20.77)
样本量	675665	74691	615581	74148	617021	72191	626232	72301
R <sup>2</sup>		0.118		0.136		0.136		0.198

注:①( )内数值为 t 统计量。②\*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。③以下回归均控制了行业、年份和地区固定效应。

## (二) 内生性问题分析

由于企业增加值贸易会通过信号机制( Campa and Shaver 2002)、多样性保险机制( Campa and Shaver 2002)以及外汇收益机制( Tornell and Westermann 2003)等影响到企业的融资约束水平,导致估计结果可能出现非一致的问题。为此,我们采用融资约束的滞后一期和滞后两期为工具变量,分别运用 IVprobit 和 2SLS 回归方法对选择方程和结果方程进行估计。表 2 第(1)列为选择方程 IVprobit 模型的估计结果,wald 检验值为 18.77,在 1%的水平上拒绝了原假设,说明工具变量选择合理。同时,可以发现,融资约束对企业开展增加值贸易的影响显著为负,系数较之前有了较大提高。表 2 第(2)列为结果方

程两阶段最小二乘法的估计结果,该估计结果通过了 Anderson LM 统计量、Cragg - Donald Wald F 统计量以及 Sargan 统计量对工具变量有效性的检验,即表明本文选取的工具变量是合理的。估计结果显示,融资约束对出口国内增加值率的影响依然显著为正,这一结果进一步验证了本文的结论。同时,我们还借鉴 Fisman and Svensson(2007)提出的构造分组平均值作为工具变量的思路,使用省份 - 年份的融资约束均值作为工具变量进行估计,估计结果见表 2 第 (3) - (4) 列,可以发现,融资约束变量对增加值贸易的影响与前文一致。此外,我们还采用了 IVREG2H 估计方法进行了再估计,该方法主要采用了 Lewbel 方法基于内生变量本身构造工具变量,从而可以解决在缺失传统的识别条件比如合适的工具变量或者准确的变量测度方法时的内生性问题。具体的估计结果见表 2 第 (5) - (6) 列,主要结论依然稳健。此外,我们还将所有控制变量取滞后一期来控制控制变量的内生性,回归结果见表 2 第 (7) - (8) 列,本文的核心结果仍然显著成立。

表 2 内生性问题分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>L. if_va</i>	2.668 *** (319.23)		2.682 *** (361.85)		0.771 *** (416.39)		2.508 *** (357.76)	
<i>fin</i>	-0.028 *** (-5.64)	0.027 *** (16.00)	-0.040 ** (-2.02)	0.165 *** (15.35)	-0.001 ** (-2.55)	0.025 *** (14.76)	-0.012 *** (-4.08)	0.003 ** (2.54)
<i>lnkl</i>	0.062 *** (18.57)	-0.045 *** (-41.42)	0.070 *** (24.49)	-0.039 *** (-35.46)	0.005 *** (16.92)	-0.046 *** (-40.29)	0.080 *** (30.56)	-0.041 *** (-34.67)
<i>rd</i>	0.130 *** (6.43)	0.080 *** (12.32)	0.124 *** (7.43)	0.047 *** (8.56)	0.010 *** (3.97)	0.079 *** (12.03)	0.148 *** (8.49)	0.047 *** (6.00)
<i>tfp</i>	0.119 *** (28.53)	-0.028 *** (-20.60)	0.116 *** (16.53)	0.024 *** (6.93)	0.010 *** (26.18)	-0.028 *** (-19.44)	0.117 *** (35.60)	-0.003 * (-1.94)
<i>age</i>	-0.007 *** (-14.70)	0.001 *** (6.43)	-0.006 *** (-14.61)	0.001 *** (5.53)	-0.000 *** (-14.41)	0.001 *** (7.22)	-0.007 *** (-20.00)	0.002 *** (10.94)
<i>mc</i>	0.152 (0.05)	-10.131 *** (-9.88)	3.200 (1.35)	-18.153 *** (-18.24)	0.155 (0.47)	-13.066 *** (-10.09)	4.765 ** (2.42)	-4.869 *** (-5.65)
<i>invmillss</i>								0.052 *** (26.54)
常数项	0.432 (0.18)	2.717 *** (3.71)	-0.579 (-0.38)	0.632 (1.50)	0.517 ** (1.96)	2.600 *** (3.64)	-4.713 *** (-70.75)	1.309 *** (42.74)
Anderson canon. corr. LM 统计量		4.1e+04 [0.0000]		1222.579 [0.0000]	1.1e+05 [0.0000]	2.3e+04 [0.0000]		
Cragg - Donald Wald F 统计量		4.3e+04 { 19.93 }		1232.395 { 16.38 }	2.3e+05 { 19.93 }	4.3e+04 { 19.93 }		

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Sargan 统计量		1.446 [0.2291]			2.981 [0.0842]	1.398 [0.2371]		
wald test	18.77		1.83					
样本量	396500	79478	615489	148138	372101	78119	525711	65092
R <sup>2</sup>		0.128		-0.013	0.623	0.152		0.137

说明: ①( ) 内数值为纠正了异方差后的  $z$  统计量; [ ] 内数值为相应统计量的  $P$  值; { } 内为 Stock - Yogo 检验 10% 水平上的临界值; ② \*、\*\*和 \*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平; ③ wald 检验是对 IVprobit 模型工具变量是否外生的检验; ④ Anderson canon. corr. LM 统计量用来检验工具变量与内生变量的相关性, 若拒绝零假设则说明选取的工具变量合理; Cragg - Donald Wald F 统计量用来检验工具变量是否为弱识别, 若拒绝零假设则说明选取的工具变量合理; Sargan 统计量用来检验工具变量是否为过度识别, 若接受零假设则说明选取的工具变量合理。

### (三) 扩展分析

#### 1. 基于企业所有制的分析

不同的所有制企业在参与市场竞争时所享受的政策支持、面临的行业壁垒和获取金融资源的能力各不相同(姚洋和章奇, 2001)。同时, 金融机构存在针对不同所有制企业信贷政策偏好的差别, 民营企业无论在债务融资还是权益融资方面, 都受到更多的体制性歧视(韩剑和王静, 2013), 这会对企业增加值贸易的行为产生影响, 因此本文分析了不同所有制下融资约束对企业增加值贸易的二元边际的影响。表 3 第(1) - (2) 列的回归结果显示, 融资约束对民营企业、国有企业 ( $fin \times soe$ )、外资企业 ( $fin \times foe$ ) 增加值贸易概率的综合影响系数分别为 -0.067、-0.051 和 0.079, 且均显著。说明融资约束会限制民营企业 and 国有企业增加值贸易的扩展边际, 且对民营企业的限制作用强于国有企业, 对外资企业反而产生了促进作用。此外, 融资约束对民营企业、国有企业、外资企业国内增加值率的影响系数分别为 0.024、0.018、-0.01, 即融资约束水平提高一个标准差, 民营企业、国有企业、外资企业出口国内增加值率将分别提高 2.7%、2.0% 和降低 1.1%。融资约束会促进民营企业和国有企业的集约边际, 对外资企业则产生了抑制作用。本文认为可能原因是中国金融体系不完善造成的金融资源扭曲配置, 国有商业银行在中国银行体系中占主导地位, 银行在贷款发放中偏向国有企业(林毅夫和李志赞, 2005), 使得民营企业面临更大的融资约束。对于外资企业而言, 一方面, 由于政府的政策偏好以及信息激励机制的存在(张杰等, 2013), 融资约束会使外资企业由国内生产销售转向增加值贸易。另一方面, 当面临融资约束时, 外资企业会借助发达国家母公司进口更多的中间品来替代国内中间投入, 因而降低了企业出口的国内增加值率。

表3 基于企业所有制和要素密集度的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>L. if_va</i>	2.421*** (335.43)		2.685*** (394.52)		2.684*** (394.47)		2.685*** (394.51)	
<i>fin</i>	-0.067*** (-21.52)	0.024*** (17.09)	-0.013*** (-3.98)	0.004*** (2.87)	-0.006* (-1.85)	0.001 (0.67)	-0.009*** (-2.61)	-0.002 (-1.43)
<i>fin xsoe</i>	0.016*** (5.15)	-0.006*** (-3.36)						
<i>fin xfoe</i>	0.146*** (99.05)	-0.034*** (-41.59)						
<i>fin xla</i>			-0.005 (-0.66)	-0.011*** (-3.07)				
<i>fin xca</i>					-0.026*** (-4.16)	0.006** (2.21)		
<i>fin xce</i>							-0.020*** (-3.06)	0.019*** (6.62)
<i>lnkl</i>	0.050*** (18.89)	-0.035*** (-31.15)	0.072*** (27.78)	-0.035*** (-30.62)	0.072*** (27.74)	-0.036*** (-31.16)	0.072*** (27.69)	-0.036*** (-31.08)
<i>tfp</i>	0.124*** (37.69)	-0.009*** (-6.88)	0.125*** (38.96)	-0.002 (-1.41)	0.125*** (38.93)	-0.002 (-1.41)	0.124*** (38.87)	-0.002 (-1.28)
<i>age</i>	-0.000 (-1.15)	-0.000 (-0.98)	-0.007*** (-18.54)	0.002*** (9.53)	-0.007*** (-18.47)	0.002*** (9.46)	-0.007*** (-18.55)	0.002*** (9.50)
<i>rd</i>	0.211*** (12.75)	0.033*** (4.56)	0.123*** (7.39)	0.069*** (9.33)	0.123*** (7.35)	0.069*** (9.36)	0.123*** (7.38)	0.068*** (9.26)
<i>mc</i>	2.272 (1.00)	-6.453*** (-6.83)	2.088 (0.93)	-7.053*** (-7.34)	2.135 (0.96)	-7.056*** (-7.34)	2.214 (0.99)	-7.190*** (-7.48)
<i>invmillsss</i>		0.040** (19.30)		0.059*** (32.15)		0.059*** (32.08)		0.059*** (32.12)
常数项	-4.422*** (-65.89)	1.356*** (46.77)	-4.717*** (-65.87)	1.246*** (37.98)	-4.769*** (-72.38)	1.207*** (41.08)	-4.753*** (-72.42)	1.218*** (41.50)
样本量	615581	71694	615581	71694	615581	71694	615581	71694
<i>R</i> <sup>2</sup>		0.164		0.136		0.136		0.136

注: 同表1。

## 2. 基于要素密集度的分析

在国际分工体系中,技术含量高的工序和附加值高的部件一般由资本、技术丰裕的企业来完成,而劳动力丰裕的企业大多承担价值链低端的初级零部件生产,或者依靠部件进口、承担最后的加工装配工序,导致不同要素密集型行业对金融资本的依赖程度不同,因而融资约束也会对其产生不同的影响(Manova and Yu, 2012)。本文根据周念利(2014)对不同要素密集度企业进行了分类,通过表3第(3)-(4)列的回归结果可以发现,融资约束与劳动密集型虚拟变量交叉项(*fin xla*)在选择方程中不显著,在结果方程中显著为负,说明融资约束不会影响劳动密集型企业增加值贸易的扩展边际,但是会抑制其集约边际。增加值贸易的劳动密集型企业大多为外资加工贸易型企业<sup>7</sup>,由于各级地方政府积

<sup>7</sup> 本文样本中外资加工贸易型企业占劳动密集型增加值贸易企业的59%。

极采取优惠政策吸引外资,如实施进口原材料不征收关税、出口成品不征收关税与增值税的“双重”税收优惠等,抵消了融资约束带来的抑制效应。但是外资加工贸易企业“两头在外”,融资约束会使企业增加对国外中间品的投入,因而对企业增加值贸易的扩展边际产生了负向作用。表 3 第(5)–(8)列结果显示融资约束与资本密集型交差项( $fin \times ca$ )、技术密集型企业虚拟变量交叉项( $fin \times ta$ )系数在选择方程中显著为负,在结果方程中显著为正,说明融资约束降低了资本密集型、技术密集型企业增加值贸易的扩展边际,但是促进了集约边际。这与本文结论相符,资本密集型、技术密集型行业属于高度资本依赖型行业,需要大量进口来自国外的高质量中间投入品,融资约束一方面会限制企业进行增加值贸易,另一方面使企业增加对国内中间品的投入,因而提高了企业出口的国内增加值率。

### 3. 基于行业融资依赖度的分析

Rajan and Zingales(1998)发现金融发展程度高的国家在高外源融资依赖度的行业更具有比较优势,因此我们预期融资约束对高外源融资依赖度行业增加值贸易的影响更为显著。考虑行业融资依赖度对增加值贸易影响的估计结果列于表 4,可以发现融资约束与高融资依赖度虚拟变量的交叉项( $fin \times highlevel$ )在选择方程为负,融资约束与低融资依赖度虚拟变量的交叉项( $fin \times lowlevel$ )符号则为正,综合影响系数分别为  $-0.033$ 、 $0.023$ ,结果方程中交叉项系数符号则相反,综合影响系数分别为  $0.017$ 、 $-0.002$  但不显著,融资约束对高融资依赖度行业的影响更显著,对低外源融资依赖度行业的影响则相反。

表 4 行业融资依赖度、融资约束与企业增加值贸易

	(1)	(2)	(3)	(4)
$L_{if\_va}$	2.685*** (394.53)		2.685*** (394.49)	
$fin$	-0.011*** (-3.65)	0.001 (0.54)	-0.018*** (-5.83)	0.003** (2.26)
$fin \times hr$	-0.022** (-2.36)	0.016*** (4.07)		
$fin \times lr$			0.041*** (4.63)	-0.005 (-1.31)
$tfp$	0.125*** (38.95)	-0.002 (-1.48)	0.125*** (38.93)	-0.002 (-1.45)
$lnkl$	0.072*** (27.75)	-0.036*** (-31.13)	0.072*** (27.74)	-0.036*** (-31.16)
$age$	-0.007*** (-18.54)	0.002*** (9.48)	-0.007*** (-18.49)	0.002*** (9.50)
$rd$	0.123*** (7.39)	0.069*** (9.31)	0.123*** (7.36)	0.069*** (9.35)

续表				
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>mc</i>	2.072 (0.93)	-6.990*** (-7.27)	2.199 (0.98)	-7.059*** (-7.34)
<i>invmillsss</i>		0.059*** (32.14)		0.059*** (32.10)
常数项	-4.746*** (-72.40)	1.208*** (41.25)	-4.713*** (-71.82)	1.197*** (40.79)
样本量	615581	71694	615581	71694
$R^2$		0.136		0.136

注: 同表1。

## 六、结 论

本文采用2000-2006年《中国工业企业数据库》和《中国海关进出口数据库》整合的微观数据,从企业微观层面考察了融资约束对中国企业增加值贸易的二元边际的影响,并分别考察融资约束对不同所有制、要素密集度和融资依赖度企业的增加值贸易二元边际的异质性影响。主要结论是:第一,融资约束对中国企业增加值贸易的扩展边际产生了制约作用,对增加值贸易的集约边际则产生促进作用。第二,融资约束会限制民营企业 and 国有企业增加值贸易的扩展边际,且对民营企业的限制作用强于国有企业,对外资企业反而产生了促进作用。此外,融资约束会促进民营企业和国有企业的集约边际,对外资企业产生了抑制作用。从要素密集度的视角发现,融资约束不会影响劳动密集型企业增加值贸易的扩展边际,会抑制其集约边际;但是融资约束对资本密集型、技术密集型企业增加值贸易的扩展边际产生了抑制作用,对集约边际则产生了促进作用。最后,融资约束对高融资依赖度行业的影响更显著,对低外源融资依赖度行业的影响则相反。

基于以上研究结论,本文认为一方面应促使银行等金融机构为企业增加值贸易构建多渠道的融资平台,为企业参与国际化分工提供融资便利,促进企业向全球价值链上游升级。另一方面,推进金融市场改革,提高金融系统运行效率,消除基于所有制的信贷歧视,缓解企业尤其是民营企业面临的融资约束,构建公平的信贷环境,促进不同所有制类型的企业在全价值链新型国际分工体系中寻求跃升的新空间。

## 参考文献

- [1] 韩剑和王静 2013,《中国本土企业为何舍近求远: 基于金融信贷约束的解释》,《世界经济》第 1 期,第 98 ~ 113 页。
- [2] 林毅夫和李志赅 2005,《中国的国有企业与金融体制改革》,《经济学(季刊)》第 3 期,第 913 ~ 936 页。
- [3] 刘煜辉 2007,《中国地区金融生态环境评价》,北京: 中国金融出版社。
- [4] 吕越、罗伟和刘斌 2015,《异质性企业与全球价值链嵌入: 基于效率和融资的视角》,《世界经济》第 8 期,第 29 ~ 55 页。
- [5] 盛斌和吕越 2014,《对中国出口二元边际的再测算: 基于 2001 - 2010 年中国微观贸易数据》,《国际贸易问题》第 11 期,第 25 ~ 36 页。
- [6] 阳佳余 2012,《融资约束与企业出口行为: 基于工业企业数据的经验研究》,《经济学(季刊)》第 4 期,第 1503 ~ 1524 页。
- [7] 姚洋和章奇 2001,《中国工业企业技术效率分析》,《经济研究》第 10 期,第 13 ~ 19 + 28 ~ 95 页。
- [8] 张杰、陈志远和刘元春 2013,《中国出口国内附加值的测算与变化机制》,《经济研究》第 10 期,第 124 ~ 137 页。
- [9] 张杰、郑文平和束兰根 2013,《融资约束如何影响中国企业出口的二元边际》,《世界经济文汇》第 4 期,第 59 ~ 80 页。
- [10] 周念利 2014,《中国服务业改革对制造业微观生产效率的影响测度及异质性考察——基于服务中间投入的视角》,《金融研究》第 9 期,第 84 ~ 98 页。
- [11] 赵伟、赵金亮和韩媛媛 2011,《异质性、沉没成本与中国企业出口决定: 来自中国微观企业的经验证据》,《世界经济》第 4 期,第 62 ~ 79 页。
- [12] Amiti, Mary, and Caroline Freund. 2008. "An Anatomy of China's Export Growth." The World Bank Working Paper No. 4628.
- [13] Bas, Maria, and Antoine Berthou. 2012. "The Decision to Import Capital Goods in India: Firms' Financial Factors Matter." *The World Bank Economic Review*, 26(3): 486 ~ 513.
- [14] Campa, José Manuel, and J. Myles Shaver. 2002. "Exporting and Capital Investment: On the Strategic Behavior of Exporters." IIESE research papers, No. 469.
- [15] Chaney, Thomas. 2005. "Liquidity Constrained Exporters." University of Chicago Mimeo.
- [16] Castro, Luis, Ben Li, Keith E. Maskus, and Yiqing Xie. 2012. "Fixed Export Costs and Firm - Level Export Behavior." University of Colorado, Boulder.
- [17] Claessens, Stijn, and Konstantinos Tzioumis. 2006. "Measuring Firms' Access to Finance." World Bank.
- [18] Cleary, Sean. 1999. "The Relationship between Firm Investment and Financial Status." *The Journal of Finance*, 54(2): 673 - 692.
- [19] Ding, Sai, Alessandra Guariglia, and John Knight. 2013. "Investment and Financing Constraints in China: Does Working Capital Management Make A Difference?" *Journal of Banking & Finance*, 37(5): 1490 ~ 1507.
- [20] Fan, Haichao, Edwin L - C. Lai, and Yao Amber Li. 2015. "Credit Constraints, Quality, and Export Prices: Theory and Evidence from China." *Journal of Comparative Economics*, 43(2): 390 ~ 416.
- [21] Fauceglia, Dario. 2014. "Credit Constraints and Firm Imports of Capital Goods: Evidence from Middle - and Low - Income Countries." *International Economics*, 140: 1 ~ 18.
- [22] Fisman, Raymond, and Jakob Svensson. 2007. "Are Corruption and Taxation Really Harmful to Growth? Firm Level Evidence." *Journal of Development Economics*, 83(1): 63 ~ 75.
- [23] Greenaway, David, and Richard Kneller. 2007. "Firm Heterogeneity, Exporting and Foreign Direct Investment." *The Economic Journal*, 117(517): F134 ~ F161.



- [24] Heckman, James J. 1979. "Sample Selection Bias As A Specification Error." *Econometrica: Journal of the econometric society*, 153 ~ 161.
- [25] Helpman, Elhanan, Marc Melitz, and Yona Rubinstein. 2007. "Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes." NBER Working Paper, No12927.
- [26] Hummels, David, Jun Ishii, and Kei - Mu Yi. 2001. "The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade." *Journal of International Economics*, 54 ( 1 ): 75 ~ 96.
- [27] Johnson, Robert C., and Guillermo Noguera. 2012. "Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added," *Journal of International Economics*, 86( 2 ): 224 ~ 236.
- [28] Kee, Hiau Looi, and Heiwai Tang. 2016. "Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence From China." *American Economic Review*, 106( 6 ): 1402 ~ 1436.
- [29] Koopman, Robert, Zhi Wang, and Shang - Jin Wei. 2012. "Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade Is Pervasive." *Journal of Development Economics*, 99( 1 ): 178 ~ 189.
- [30] Levinsohn, James, and Amil Petrin. 2003. "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservable." *Review of Economic Studies*, 70( 2 ): 317 ~ 341.
- [31] Li, Zhiyuan, and Miaojie Yu. 2009. "Exports, Productivity, and Credit Constraints: A Firm - Level Empirical Investigation of China." SSRN Working Paper, No. 1461399.
- [32] Manova, Kalina, and Zhihong Yu. 2012. "Firms and Credit Constraints Along The Global Value Chain: Processing Trade in China." NBER Working Paper, No. 18561.
- [33] Manova, Kalina. 2010. "Credit Constraints and The Adjustment to Trade Reform." *Trade Adjustment Costs in Developing Countries: Impacts, Determinants, and Policy Responses*, 315 ~ 329.
- [34] Manova, Kalina, Shang - Jin Wei, and Zhiwei Zhang. 2015. "Firm Exports and Multinational Activity Under Credit Constraints." *Review of Economics and Statistics*, 97( 3 ): 574 ~ 588.
- [35] Maurer, Andreas, and Christophe Degain. 2012. "Globalization and Trade Flows: What You See is Not What You Get!" *Journal of International Commerce, Economics and Policy*, 3( 03 ): 1250019.
- [36] Melitz, Marc J. 2003. "The Impact of Trade on Intra Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity." *Econometrica*, 71( 6 ): 1695 ~ 1725.
- [37] Muñiz, Mirabelle. 2008. "Exporters and Credit Constraints: A Firm - Level Approach." SSRN Working Paper, No. 1685214.
- [38] Rajan, Raghuram G., and Luigi Zingales. 1998. "Financial Dependence and Growth." *American Economic Review*, 88 ( 3 ): 559 ~ 586.
- [39] Tornell, Aaron, and Frank Westermann. 2003. "Credit Market Imperfections in Middle Income Countries." NBER Working Paper, No9737.
- [40] Upward, Richard, Zheng Wang, and Jinghai Zheng. 2013. "Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports." *Journal of Comparative Economics*, 41( 2 ): 527 ~ 543.

## Financial Constraints and Trade in Value Added: Micro – evidence from the Perspectives of GVC

LV Yue LV Yunlong BAO Qun

( China Institute for WTO Studies ,University of International Business and Economics;  
College of Economics ,Nankai University)

**Abstract:** Global value chains has become a significant characteristics of world economy , thus a new interpretation of binary marginal trade from the perspective of global value chains has important theoretical value. This paper builds a theoretical model to analyzize the mechanism that financial constraints' effect on firm' value added trade , which reveals that financial constraints on the one hand inhibits the expansion of firm' value added trade' extensive margin by increasing the value added trade' critical productivity , on the other hand promote the intensive margin of value added trade by substituting foreign intermediate input for domestic intermediate input. Using the database of China customs trade statistics and China' s survey of industrial firms from 2000 to 2006 , this paper use Heckman two – stage model to analysis financial constraints' effects on margins of trade in value added. The results show that: financial constraints plays significant negative impact on extensive margin of trade in value added , but positive effect on intensive margin. In addition , considering the different ownership , factor intensity , and industry financial dependence , financial constraints has heterogeneity effects on firms value added trade.

**Key words:** Trade in Value Added , Financial Constraint , Global Value Chain

( 责任编辑: 林梦瑶) ( 校对: ZL)