

融资约束如何影响了中国制造业的出口 国内增加值率：效应和机制

张盼盼 陈建国

摘要：本文估算了中国制造业出口企业的融资约束及其出口国内增加值率，系统检验了融资约束对中国制造业企业出口国内增加值率的影响效应及作用机制。研究表明：融资约束显著抑制了中国制造业企业出口国内增加值率的提升；融资约束对中国制造业企业出口国内增加值率提升的抑制作用具有异质性，加工贸易企业、民营企业、低生产率企业、东中部地区企业的融资约束对其出口国内增加值率提升的抑制作用较大；中介效应模型检验结果显示，技术创新和成本加成率是融资约束抑制中国制造业企业出口国内增加值率提升的两个重要机制。因此，增强金融服务实体经济的能力，缓解中国制造业企业面临的融资约束状况，提升中国制造业企业的融资水平，同时提高其技术创新能力和成本加成率，是提高中国制造业出口国内增加值、推动中国向“贸易强国”转变的重要途径。

关键词：融资约束；出口国内增加值率；技术创新；成本加成率

[中图分类号] F831 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2019) 12-0018-14

引言

国际分工的深化使得全球价值链（产品技术、设计、生产、装配以及营销等）在全球范围内逐步布局 and 延伸。随着全球价值链的深入演进，传统的贸易核算方法由于重复核算中间产品值已无法真实地反映一国出口贸易的规模和结构。近年来，增加值贸易核算法因减少了中间贸易额的重复核算而被世界贸易组织（WTO）、经济合作与发展组织（OECD）等国际性组织广泛推广。在增加值贸易核算体系中，出口中的国内增加值部分能真实地反映一国参与国际贸易过程中的真实贸易利得，并从本质上揭示一国参与全球价值链的广度和深度（Koopman et al., 2012^[1]；张杰等，2013^[2]；刘维林，2015^[3]），因此近年来对出口国内增加值相关问题的研究越来越受学者们的重视。罗长远和张军（2014）^[4]运用 OECD 数据测算了一些代表性国家（地区）的出口国内增加值比重，发现中国出口的国内增加值占比与其他国

[基金项目] 国家自然科学基金一般项目“有效风险管控策略对产业安全维护效应研究：基于远景理论的微观分析”（71473137）。

[作者信息] 张盼盼：南开大学经济学院博士研究生 300071 电子信箱 nku_jy@126.com；陈建国：南开大学经济学院、中国特色社会主义经济建设协同创新中心教授、博士生导师。

家(地区)相比位于中等偏下水平。世界银行(2017)^[5]的公开统计报告亦显示,中国出口的国内增加值率远低于美国、英国、日本等发达国家。也就是说,中国虽然曾依托强大的低成本劳动力要素禀赋优势实现了对外贸易的“增长奇迹”,并曾多次跃居全球最大的货物贸易国,但却面临着出口中的国内增加值部分即贸易利得与出口贸易规模严重错配的问题。不少“中国制造”仍处于加工组装等低附加值环节的全球价值链低端,甚至继续付出环境污染和资源消耗的沉痛代价。典型的案例如苹果手机的生产、通用汽车的制造等,中国仍只能从中赚取微薄的简单零部件生产、加工组装和代工贴牌生产的利润。此外,中国的一些高新技术产品出口企业的关键核心技术仍被欧美等发达国家垄断和制约,不少高新技术出口产品的生产仍需从国外购买关键核心技术,这不仅拉低了出口中的国内增加值部分,减少了贸易利得,也多次引致国际贸易争端,给我国进出口及经济增长带来冲击。

目前已有部分学者对中国出口国内增加值率的影响因素进行了研究,如张杰等(2013)研究发现FDI流入是中国企业出口国内增加值率提高的重要原因之一。而Kee和Tang(2016)^[6]的研究结果则表明除了FDI流入外,贸易自由化引致的中间投入品进口关税的降低亦是引致中国企业出口国内增加值率上升的重要因素。李胜旗和毛其淋(2017)^[7]从制造业上游垄断的视角考察了中国企业出口国内增加值率变化的原因和机制,发现中国制造业的上游垄断显著抑制了下游企业的出口国内增加值率。许和连等(2017)^[8]研究认为制造业投入服务化对中国企业出口国内增加值率具有显著的提升作用。吕越等(2018)^[9]通过构建市场分割影响企业出口国内增加值率的理论框架,指出国内不同地域间的市场分割和市场壁垒阻碍了中国企业出口国内增加值率的提升。诸竹君等(2018)^[10]研究认为静态条件下进口中间品质量的提升降低了中国企业出口国内增加值率。毛其淋和许家云(2019)^[11]研究发现贸易自由化对中国企业出口国内增加值率的提升作用随着加工贸易比例的增加而降低。

自2008年金融危机一度引致全球贸易和外商直接投资大崩溃之后,越来越多的研究开始致力于探讨金融因素对企业出口行为的影响,其中,融资约束对中国企业出口行为的影响已得到了一些学者的关注和研究。有研究认为融资约束降低了中国企业的出口扩张,Robert等(2011)^[12]基于中国工业企业调查数据,用财务信息和借贷成本等企业信息指标构建了衡量企业融资约束的综合指标,发现由银行借贷限额等带来的融资约束减少了中国企业的出口量。融资约束也会影响中国企业对出口贸易类型的选择,Manova和Yu(2016)^[13]研究发现融资能力较差的中国出口企业更倾向于采用加工贸易类型出口。还有一些学者研究了融资约束对中国企业全球价值链地位的影响,如马述忠等(2017)^[14]对来料加工和进料加工贸易方式的企业进行异质性分析,发现融资约束小的进料加工贸易企业更易向高价值链环节攀升。此外,有学者研究了融资约束对企业增加值贸易的影响,吕越等(2017)^[15]基于全球价值链视角研究发现融资约束促进了中国企业增加值贸易的集约边际却抑制了其扩展边际。

近年来,我国曾多次强调要增强金融服务于实体经济的能力,而现有研究鲜有涉及融资约束对企业出口国内增加值率的影响,吕越等(2017)的研究侧重于融

资约束对中国企业增加值贸易的集约边际和扩展边际的异质性分析。本文可能的边际贡献在于：第一，从融资约束的视角切入，以中国制造业企业为研究对象，研究发现融资约束是引致中国制造业企业出口国内增加值率较低的原因之一；第二，通过考虑产品层面贸易中间商进口比例、识别一般贸易中间投入品进口和剔除国内原材料中的国外附加值，较为准确地测量了中国制造业企业出口国内增加值率；第三，系统检验了融资约束对中国制造业企业出口国内增加值率的影响效应及作用机制，并从技术创新和成本加成率两个方面分析了融资约束对中国制造业企业出口国内增加值率的影响路径，最后在此基础上给出了相应的政策建议。

一、研究假说

企业出口国内增加值率 (*DVAR*) 与企业的技术创新水平和成本加成率正向相关。从企业的技术创新水平来看，企业的技术创新会增加国内市场上中间投入品的供给种类和总量，并通过市场竞争效应促使国内市场上中间投入品的相对价格下降，降低企业中间投入的成本，进而有利于提升企业出口 *DVAR*。从企业的成本加成率来看，企业成本加成率的提高会扩大企业总产出和总投入的比重，提升企业的利润率，最终促使企业出口 *DVAR* 的提升（李胜旗和毛其淋，2017）。而企业的技术创新和成本加成率均受企业融资约束的显著制约。因此，本文从技术创新和成本加成率两方面来分析融资约束对中国企业出口 *DVAR* 的影响作用。

首先，技术创新对于企业的发展具有核心推动作用，而融资约束则会显著抑制企业的技术创新水平（张杰等，2012^[16]；鞠晓生等，2013^[17]）。融资约束程度较高的企业的资金来源数量较少且对内源融资渠道的单一依赖度较高，使得企业用于研发 (*R&D*) 投入的资金不足，这不仅会限制企业技术创新活动开展的范围，也会制约企业技术创新活动的可持续性。尤其是在产品市场竞争较为激烈时，融资约束对企业技术创新水平的降低作用更加明显（周开国等，2017）^[18]。企业技术创新水平的降低会减少国内市场上中间投入品种类和总量的供给，从而促使国内中间投入品价格提高，国外中间投入品相对价格降低。即融资约束可能会通过技术创新机制降低企业的出口 *DVAR*。其次，成本加成率表现为产品价格对产品边际成本的偏离程度，任何影响产品最终价格和边际成本的因素都可能对成本加成率产生影响。在生产技术不变的情况下，融资约束的存在提高了企业的融资成本，融资成本的提高会提升企业的资本要素成本乃至边际成本。如果产品价格相同，融资约束程度较高的企业的成本加成率会小于融资约束程度较低企业的成本加成率。此外，融资约束的存在还会逼迫企业为了尽快取得现金流而不断降低产品价格，以采取“薄利多销”的经营策略（李思慧和徐保昌，2018）^[19]，如果边际成本相同，在非完全竞争市场情形下，融资约束程度较高企业的成本加成率会较低。即融资约束可能会通过成本加成率机制降低企业的出口 *DVAR*。

综合上述分析，本文提出以下研究假说。

假说 1：企业面临的融资约束抑制了其出口 *DVAR* 的提升。

假说 2：技术创新和成本加成率是融资约束抑制企业出口 *DVAR* 提升的两个机制。

二、模型设定、变量与数据说明

(一) 基准模型设定

为有效地检验融资约束对企业出口 $DVAR$ 的影响, 本文的基准计量模型设定如下:

$$DVAR_{fjt} = \alpha + \beta FC_{fjt} + \gamma X_{fjt} + \delta_f + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{fjt} \quad (1)$$

其中, $DVAR$ 表示企业 f 在第 t 时期的出口国内增加值率, 其数值大小代表企业出口中的真实贸易利得和所处全球价值链地位, FC 表示企业融资约束水平。 X 为控制变量集, δ_f 、 δ_i 、 δ_j 、 δ_t 分别为企业、行业、省份和年份固定效应, ε 为随机误差项。

(二) 变量说明

1. 企业出口国内增加值率

本文在 Upward 等 (2013)^[20]、张杰等 (2013) 的方法的基础上, 分别测算了加工贸易、一般贸易和混合贸易企业的出口 $DVAR$ 。Upward 等 (2013) 依据垂直专业化分工思想, 假设加工贸易进口全部为出口产品的中间投入, 一般贸易进口的中间品则按比例地生产国内产品和一般贸易出口产品, 提出了企业出口国外增加值的计算公式: $V^f = im^p + im^o [ex^o / (Y - ex^p)]$ 。其中, V^f 为企业出口国外增加值, Y 为企业总产出, 等于企业出口与国内销售之和, im^p 和 im^o 分别为企业的加工贸易进口和一般贸易进口, ex^p 和 ex^o 分别为企业的加工贸易出口和一般贸易出口。如果企业总出口为 ex , 国内销售为 ds ^①, 则可以得到: $V^f = im^p + im^o [ex^o / (ds + ex^o)]$ 。由于企业的进口可能会包含资本品等非中间投入产品, 本文将进口产品的 HS (Harmonized System) 分位编码与 BEC (Broad Economic Categories) 编码进行对接^②后识别出了企业中间投入品进口。部分企业可能会借助于贸易中间商进行间接进口, 本文考虑了企业 HS6 分位产品层面通过贸易中间商进口的中间投入品比例。此外, 企业从国内供应商处采购的部分原材料中也可能包含进口成分而引致间接进口, 本文借鉴苏丹妮等 (2017)^[21] 的方法, 利用世界投入产出数据 (WIOD) 剔除了企业所在行业的间接进口比例 θ 。最终得到如下计算企业出口 $DVAR$ 的公式:

$$\begin{aligned} DVAR_{fjt}^p &= 1 - \frac{im_{fjt}^p + \theta_i ex_{fjt}}{ex_{fjt}} \\ DVAR_{fjt}^o &= 1 - \frac{(im_{fjt}^o) [ex_{fjt} / (ds_{fjt} + ex_{fjt})] + \theta_i ex_{fjt}}{ex_{fjt}} \\ DVAR_{fjt}^M &= 1 - \frac{im_{fjt}^p + (im_{fjt}^o) [ex_{fjt}^o / (ds_{fjt} + ex_{fjt}^o)] + \theta_i ex_{fjt}}{ex_{fjt}} \end{aligned} \quad (2)$$

①用企业总产值减去出口交货值来表示。

②HS6 分位编码与 BEC 编码的转换表来源于 <http://unstats.un.org/unsd/trade/conversions/HS%20Correlation%20and%20Conversion%20tables.htm>。其中, 本文 2000—2001 年的 HS6 分位产品进口数据采用了 HS1996 与 BEC 的转换表, 2002—2006 年的 HS6 分位产品进口数据采用了 HS2002 与 BEC 的转换表, 2007—2010 年的 HS6 分位产品进口数据采用了 HS2007 与 BEC 的转换表。

2. 融资约束

现有文献对融资约束的衡量方法较多,但能全面衡量企业融资约束状况的是综合指标法。如阳佳余(2012)^[22]从内外源融资约束和商业信贷等方面对企业的融资能力进行了综合衡量,但却没有考虑固定资产净值率对企业外源融资能力的影响;王碧珺等(2015)^[23]则忽视了商业信用在中国民营企业外源融资中的重要地位(张杰等,2012)。本文从企业的内源融资能力、外源融资能力、投资机会与盈利能力和商业信用4个角度,运用因子分析法,采用以下9个分项指标构造了一个全面衡量企业融资约束状况的综合指标。

(1) 现金比率(现金存量占资产总额的比例),该指标反映了企业的内源融资能力,其值越大,企业依靠自身留存收益来满足资金需求的概率越大;(2) 企业规模(企业资产总额的对数形式);(3) 流动比率(流动资产与流动负债的比率);(4) 固定资产净值率(固定资产占资产总额的比例);(5) 清偿比率(所有者权益与负债总额的比率);(6) 外资投入比重(外商投资和港澳台投资占企业实收资本的比例)。以上5个指标反映了企业的外源融资能力,企业规模越大,固定资产占比越高,抵押担保能力就越强,获得金融机构贷款的可能性越高。流动性和清偿比率越高,企业越有能力偿还短期和长期负债,外源融资能力越强,外资投入比重越大,企业受外源融资约束越小;(7) 资产收益率(总利润与资产总额的比率);(8) 销售净利率(销售净利润与销售收入的比率)。这两项指标代表了企业所面临的投资机会和自身的盈利能力,这两个指标越高,表明企业的投资机会越多,获利能力越强,所受融资约束就越小(阳佳余,2012);(9) 商业信用(应收账款占资产总额的比例),企业的应收款项越多,越有可能对外提供商业信贷,所受融资约束越小(阳佳余,2012)。本文对以上9个分项指标标准化后提取因子变量,并获取方差最大正交旋转后的因子载荷矩阵,以各公因子的方差贡献率为权重计算了衡量企业融资约束水平的综合指标。

3. 其他变量

本文设定了以下控制变量集:(1) 企业生产率(*Produ*),用企业劳动生产率表示,即用对数化的企业人均总产值表示,并对企业总产值用以2000年为基期的工业品出厂价格指数进行了平减处理;(2) 企业资本密集度(*Kratio*),用企业固定资产与从业人员数的比值取对数值来衡量,并以2000年为基期的固定资产投资价格指数对企业固定资产进行了平减处理;(3) 四分位行业的赫芬达尔—赫希曼指数(*HHI*), $HHI_{it} = \sum_{f \in \Omega_i} S_{it}^2 = \sum_{f \in \Omega_i} (sale_{fit}/sale_{it})^2$,其中,*sale_{fit}*为*f*企业在*t*年的销售额,*sale_{it}*为四分位行业*i*在*t*年的总销售额,*HHI*越大,表明企业所在四分位行业的垄断程度越高;(4) 贸易方式虚拟变量(*Tdum*),企业的贸易方式会影响企业出口*DVAR*的大小,若企业为加工贸易企业,则*Tdum*取值为0,否则取值为1;(5) 国有企业虚拟变量(*Sdum*),若企业为国有企业,则*Sdum*取值为1,否则取值为0;(6) 外资企业虚拟变量(*Fdum*),若企业为外资企业,则*Fdum*取值为1,否则取值为0;(7) 企业规模(*Size*),用企业总资产的对数形式表示,并

用以2000年为基期的固定资产投资价格指数对企业总资产进行了平减处理；(8)企业年龄 (*Age*)，用当年年份与企业开业年份的差值衡量。此外，本文也控制了非观测的二分位行业固定效应、省份固定效应和年份固定效应。

(三) 数据来源

本文研究所使用的数据来自2000—2010年国家统计局的中国工业企业数据和中国海关总署的海关贸易数据，参考Yu (2015)^[24]的方法对两套数据分以下三步进行匹配：第一，根据企业的中文名称和年份进行匹配；第二，根据企业所在地的邮政编码和电话号码后7位来识别剩余样本中的相同企业；第三，根据企业所在地的邮政编码和联系人信息进一步识别出剩余样本中的相同企业。

此外，本文对样本数据进行了以下处理：一是为了统一行业口径，根据中国2002年颁布的《国民经济行业分类》，对2000—2010年间企业的4位数行业代码重新调整并统一至2002年的《国民经济行业分类》，且只保留了4位数行业代码在“1310”和“4320”之间的制造业。二是考虑到贸易中间商是专门从事进出口业务，其出口 *DVAR* 与专门从事生产业务企业的出口 *DVAR* 不同，将样本中的贸易中间商进行了剔除。本文还进一步借鉴Yu (2015)的做法，对异常样本进行了删除。最终匹配成功的出口样本观测值为395 679个。表1报告了各变量的描述性统计特征。

表1 各变量的描述性统计特征

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>DVAR</i>	395 679	0.729	0.221	0.001	0.85
<i>FC</i>	395 679	0.491	0.164	0	1
<i>Innova</i>	395 679	0.057	0.198	0	1
<i>Mkp</i>	395 679	1.319	0.288	0.001	5.071
<i>Produ</i>	395 679	5.467	1.005	-1.359	11.934
<i>Kratio</i>	395 679	3.776	1.371	-5.995	11.189
<i>HHI</i>	395 679	0.005	0.010	0	0.469
<i>Tdum</i>	395 679	0.679	0.466	0	1
<i>Sdum</i>	395 679	0.051	0.221	0	1
<i>Fdum</i>	395 679	0.139	0.346	0	1
<i>Size</i>	395 679	10.511	1.463	3.218	19.018
<i>Age</i>	395 679	9.247	9.002	0	169

三、基本实证结果与分析

(一) 基准估计结果

本文经过Hausman检验，拒绝原假设，选定固定效应模型进行实证分析。表2报告了融资约束对制造业企业出口 *DVAR* 的基准回归结果。其中，第(1)列仅固定了行业效应、省份效应和年份效应，结果显示，融资约束变量的估计系数在1%的水平下显著为负，这初步表明融资约束倾向于降低制造业企业的出口 *DVAR*。第(2)列在第(1)列的基础上控制了贸易方式虚拟变量和所有制特征的虚拟变量，结果表明，融资约束变量估计系数的绝对值有所增大，但符号仍未改变且在1%水

平下显著为负。第(3)列在第(1)列的基础上控制了企业生产率、企业资本密集度、*HHI*指数、企业规模、企业年龄这5个控制变量,融资约束变量估计系数的绝对值仍在1%水平下显著为负。第(4)列同时加入了所有的控制变量,估计结果显示,融资约束变量的估计系数为-0.027。因此,总体看来,融资约束显著抑制了制造业企业出口 *DVAR* 的提升,证明了研究假设1的成立。

表2 融资约束对企业出口 *DVAR* 影响的基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>FC</i>	-0.016*** (-6.20)	-0.021*** (-8.60)	-0.024*** (-9.30)	-0.027*** (-10.69)
<i>Produ</i>			0.001* (1.88)	0.003*** (4.06)
<i>Kratio</i>			-0.003*** (-7.15)	-0.004*** (-8.75)
<i>HHI</i>			-0.040 (-0.63)	-0.031 (-0.52)
<i>Tdum</i>		0.116*** (65.65)		0.115*** (64.84)
<i>Fdum</i>		0.027*** (18.36)		0.026*** (17.45)
<i>Sdum</i>		0.012*** (3.97)		0.012*** (4.01)
<i>Size</i>			-0.016*** (-21.23)	-0.011*** (-15.43)
<i>Age</i>			0.001*** (10.58)	0.001*** (8.87)
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	395 679	395 679	395 679	395 679
组内 R ²	0.045	0.100	0.050	0.101

注:括号内数值为系数的 t 或 z 统计量;标准误聚类在企业层面;*、*** 分别表示在 10%、1%水平下显著。

(二) 异质性影响分析

1. 企业贸易方式的异质性影响分析

不同贸易方式出口企业所受的融资约束程度可能不同。本文将加工贸易出口企业虚拟变量与融资约束的交互项 *Pdum*×*FC*、一般贸易出口企业虚拟变量与融资约束的交互项 *Odum*×*FC* 加入基准计量模型式(1)进行估计,以考察不同贸易方式企业的融资约束对出口 *DVAR* 的异质性影响,估计结果报告在表3第(1)列。从估计结果可以看出,加工贸易出口企业的融资约束对其出口 *DVAR* 的抑制作用最大,混合贸易出口企业次之,而一般贸易出口企业的融资约束对其出口 *DVAR* 的提升几乎不存在抑制作用。当融资能力较弱引致融资约束程度较高时,企业缺乏充足可靠的资金来源用于调节出口中的固定成本,以致于难以拓展产品的价值增值链,因此更倾向于选择以加工贸易方式进行出口以降低出口中的固定成本,从而其出口 *DVAR* 水平更低,这与 Manova 和 Yu (2016) 的研究结果一致。

2. 企业所有制类型的异质性影响分析

不同所有制类型的企业可能会因享有不同的优惠待遇而引致其所受的融资约束程度存在差异。本文将国有出口企业虚拟变量与融资约束的交互项 $Sdum \times FC$ 、外资出口企业虚拟变量与融资约束的交互项 $Fdum \times FC$ 加入基准计量模型式 (1) 进行估计, 以考察不同所有制类型企业的融资约束对出口 $DVAR$ 的异质性影响, 估计结果报告在表 3 第 (2) 列。结果显示, 国有出口企业和外资出口企业的融资约束对其出口 $DVAR$ 的提升不存在明显的抑制作用, 但民营出口企业的融资约束对其出口 $DVAR$ 的影响结果显著为负。这主要是由于中国金融资源错配使得民营企业面临的外部融资环境与国有企业相比较差。一方面, 由于政府和国有企业之间的多种利益关联较为紧密, 金融资源尤其是来源于国有金融体系的金融信贷资源更倾向于支持国有企业, 使得国有企业的可融资金量更多, 融资渠道更广 (张杰等, 2012), 挤占了民营企业发展所需的金融信贷资源; 另一方面, 中国传统的金融体系对民营企业信贷存在着“规模歧视”和“所有制歧视” (靳来群, 2015^[25]; 张庆君等, 2016^[26])。而外资出口企业由于可以从母国获得资金支持, 其融资约束对出口 $DVAR$ 的抑制作用不甚明显。因此, 总体来看, 民营出口企业的融资约束对其出口 $DVAR$ 的抑制作用显著大于国有出口企业和外资出口企业。

3. 企业生产率的异质性影响分析

企业生产率的差异会影响企业经济利润的大小, 生产率越高的企业在出口中越容易获得高额经济利润 (Melitz, 2003^[27]; 尹翔硕和陈陶然, 2015^[28]), 进而提高企业的净资产收益率和销售净利率, 缓解企业的融资约束程度。本文构造高生产率出口企业虚拟变量与融资约束的交互项 $Hprodum \times FC$, 将其加入基准计量模型 (1) 式进行估计, 以考察存在生产率高低差异出口企业的融资约束对其出口 $DVAR$ 的影响, 估计结果报告在表 4 第 (1) 列。从估计结果不难发现, 与高生产率出口企业相比, 低生产率出口企业的融资约束对其出口 $DVAR$ 的提升存在明显的抑制作用, 这主要是因为低生产率出口企业的经济利润较小, 引致其内外源融资约束程度较高, 从而难以支付高 $DVAR$ 出口产品所需的沉没成本。从现实来看, 中国的低生产率出口企业也多集中在出口 $DVAR$ 并不高的低沉没成本的加工贸易企业 (戴觅和余森杰, 2014)^[29]。

表 3 基于贸易方式异质性和所有制类型异质性的估计结果

变量	企业贸易类型 异质性	企业所有制 异质性
	(1)	(2)
FC	-0.134 *** (-36.87)	-0.033 *** (-13.12)
$Pdum \times FC$	-0.137 *** (-21.20)	
$Odum \times FC$	0.179 *** (57.26)	
$Sdum \times FC$		0.015 *** (2.94)
$Fdum \times FC$		0.036 *** (12.72)
控制变量	YES	YES
行业固定效应	YES	YES
省份固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
观测值	395 679	395 679
组内 R^2	0.100	0.100

注: *** 表示在 1% 水平下显著。

4. 企业所在区域的异质性影响分析

由于区域经济发展水平的差异,不同区域企业的融资约束程度可能不同,本文构造东中部地区出口企业虚拟变量与融资约束的交互项 $Edum \times FC$, 将其加入基准计量模型式 (1) 进行估计,以考察不同区域出口企业的融资约束对其出口 $DVAR$ 的异质性影响。估计结果报告在表 4 第 (2) 列。从中可以看出,东中部地区出口企业虚拟变量与融资约束交互项的估计系数显著为负,且绝对值大于西部地区,说明东中部地区出口企业的融资约束对其出口 $DVAR$ 提升的抑制作用更大。可能的解释是中国的融资环境存在着区域差异,东中部地区经济发达,企业较多,由此造成中国区域融资环境由东向西呈阶梯状的局面,东中部地区企业外源融资竞争压力较大,融资约束程度较高,引致对其出口 $DVAR$ 的抑制作用较大。

表 4 基于生产率异质性和所在区域异质性的估计结果

变量	企业生产率异质性	企业所在区域异质性
	(1)	(2)
FC	-0.032*** (-12.10)	-0.027*** (-10.69)
$Hprodum \times FC$	0.009*** (6.48)	
$Edum \times FC$		-0.131*** (-3.16)
控制变量	YES	YES
行业固定效应	YES	YES
省份固定效应	YES	YES
年份固定效应	YES	YES
观测值	395 679	395 679
组内 R^2	0.101	0.101

注:***表示在1%水平下显著。

(三) 稳健性分析

为确保基准回归结果的可靠性,本文从以下三个方面进行了稳健性检验。

1. 改变企业出口 $DVAR$ 的衡量方法

前文在测算企业出口 $DVAR$ 时,使用企业总产值减去出口交货值来衡量企业的国内销售额。为了检验这一估计结果是否会随企业出口 $DVAR$ 测算方法的不同而改变,本文借鉴 Eaton 和 Kortum (2008)^[30] 的方法,用企业总产值减去出口额来衡量企业的国内销售额,重新测算企业的出口 $DVAR$,用 $DVAR_2$ 表示。表 5 第 (2) 列是以企业出口 $DVAR_2$ 为因变量的估计结果,结果仍显著为负,表明融资约束对企业出口 $DVAR$ 提升的抑制作用不随 $DVAR$ 衡量方法的不同而改变。

2. 改变融资约束的衡量方法

前文基本回归中对企业融资约束的衡量采用了由企业的内外源融资约束、投资机会与盈利能力、商业信用构造的综合指标法。为了检验估计结果的稳健性,本文采用 Hadlock 和 Pierce (2010)^[31] 提出的 SA 指数法重新构造融资约束指标,用 FC_2 表示。SA 指数根据企业的财务信息将企业区分为 5 个级别的融资约束类型,其计算公式为: $FC_2 = -0.737 \times Size + 0.043 \times size^2 - 0.04 \times Age$ 。其中, $Size$ 是用企业资产总额的对数形式表示的企业规模, Age 为企业年龄。SA 指数的计算结果越大,企业的融资约束越大。表 5 第 (1) 列报告了以 SA 指数刻画企业面临融资约束程度的估计结果,可以发现,上文主要结论不变。

3. 考虑内生性问题

在上文分析中,企业出口 $DVAR$ 的提升可能会增加企业的经济利润,反过来降

低企业所面临的内源融资约束水平，引致逆向因果的内生性问题。因此为处理模型内生性问题，本文用企业所在省份的人民币贷款余额作为企业融资约束的工具变量进行两阶段最小二乘法（2SLS）估计。人民币贷款余额在一定程度上代表了企业的外源融资状况，且相对较为外生。为检验工具变量的有效性，本文对工具变量进行了 Kleibergen-Paap LM 统计量检验，结果在 1% 的显著水平下拒绝了工具变量识别不足的假设，并对工具变量进行了 Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量检验，结果在 1% 的显著水平下拒绝了弱工具变量的假设，综合表明了本文对工具变量选取的有效性。表 5 第（3）列报告了工具变量 2SLS 的估计结果，不难发现，考虑了潜在的内生性问题后，上文的主要结论仍然成立。

表 5 稳健性检验结果

变量	DVAR	DVAR ²	2SLS
	(1)	(2)	(3)
<i>FC</i>		-0.026*** (-10.53)	-3.134*** (-5.60)
<i>FC</i> ₂	-0.196*** (-6.44)		
Kleibergen-Paap LM 统计量			100.77***
Kleibergen-Paap Wald F 统计量			19.56***
控制变量	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
观测值	395 679	395 679	395 679
R ²	0.104	0.104	0.154

注：*** 表示在 1% 水平下显著。

四、融资约束如何影响了制造业出口 *DVAR*：影响机制检验

前文详细分析了融资约束对制造业企业出口 *DVAR* 的影响效应，得出的主要结论是，融资约束稳健显著地抑制了制造业企业出口 *DVAR* 的提升。为进一步深入考察融资约束对制造业企业出口 *DVAR* 的影响效应机制，根据前文的理论分析，本文借鉴现有文献的做法，构建以下中介效应模型进行影响机制检验：

$$Innova_{fjt} = \alpha_2 + \beta_2 FC_{fjt} + \gamma_2 X_{fjt} + \delta_f + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{fjt} \quad (3)$$

$$Mkp_{fjt} = \alpha_3 + \beta_3 FC_{fjt} + \gamma_3 X_{fjt} + \delta_f + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{fjt} \quad (4)$$

$$DVAR_{fjt} = \alpha_4 + \beta_4 FC_{fjt} + \lambda Inno_{fjt} + \varphi Mkp_{fjt} + \gamma_4 X_{fjt} + \delta_f + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{fjt} \quad (5)$$

其中，*f* 和 *t* 分别表示企业和年份， δ_f 、 δ_i 、 δ_j 、 δ_t 分别为企业、行业、省份和年份固定效应， ε 为随机误差项，*Innova* 为企业的技术创新能力，采用企业新产品产值占工业总产值的比重来衡量。*Mkp* 表示企业 *f* 在第 *t* 年的成本加成率，本文运用结构方程模型估计企业 *Mkp* (De Loecker et al., 2012)^[32]，其表达式为： $Mkp = \theta^x$

$(\alpha^X) - 1$ ，其中， θ^X 为某可变要素 X （中间投入品）的产出弹性， $(\alpha^X) - 1$ 为该可变要素的投入占企业总产出的比重。本文首先估计出了模型中被解释变量的估计值，然后运用 GMM 对超越对数生产函数进行参数估计，得到了可变要素 X 的产出弹性，进而得到了企业的 Mkp 。

融资约束对制造业企业出口 $DVAR$ 影响机制的检验结果见表 6。其中，第（1）列是对基准模型式（1）的估计结果，第（2）列报告了式（3）以融资约束为解释变量、技术创新为被解释变量的估计结果，可以看出，融资约束阻碍了企业的技术创新，这主要是因为融资约束减少了企业 R&D 投入等用于技术创新活动的资金，限制了企业技术创新活动范围的拓展及技术创新的可持续性。第（3）列报告了式（4）以融资约束为解释变量、企业成本加成率为被解释变量的估计结果，可以发现，融资约束显著降低了企业的成本加成率。本文认为可能的原因在于，融资约束的存在提高了企业的边际成本，并逼迫企业采取“薄利多销”的经营策略，进而降低了企业的成本加成率。第（4）—（6）列报告了式（5）以技术创新和成本加成率作为中介变量回归的结果，其中， $Innova$ 的估计系数显著为正，说明企业技术创新的增多有利于促进企业出口 $DVAR$ 的提升，技术创新会增加国内中间投入品的供给种类和供给总量，引致国内中间投入品相对价格下降，从而促使企业增加对国内中间投入品的使用，最终提高了企业出口 $DVAR$ （李胜旗和毛其淋，2017）。而 Mkp 的估计系数也显著为正，可见成本加成率的提高对企业出口 $DVAR$ 的提升也起到了显著的促进作用。如前所述，企业成本加成率的提高有利于提升企业的利润率水平，进而提高了企业出口的 $DVAR$ 。在分别加入 $Innova$ [第（4）列] 和 Mkp [第（5）列] 后，融资约束程度变量估计系数的绝对值有所下降。而在第（6）列同时加入 $Innova$ 和 Mkp 后，融资约束程度变量估计系数的绝对值出现了进一步的下降。这表明技术创新和成本加成率是融资约束抑制制造业企业出口 $DVAR$ 提升的作用机制。因此，研究假设 2 得以印证。

表 6 影响机制检验：中介效应模型

变量	$DVAR$	$Innova$	Mkp	$DVAR$	$DVAR$	$DVAR$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
FC	-0.029*** (-11.26)	-0.064** (-14.14)	-0.232** (-20.27)	-0.028*** (-9.55)	-0.025*** (-7.10)	-0.015*** (-5.84)
$Innova$				0.238** (2.25)		0.715** (2.48)
Mkp					0.005** (3.18)	0.005** (2.40)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	395 679	395 679	395 679	395 679	395 679	395 679
组内 R^2	0.215	0.100	0.100	0.196	0.175	0.189

注：**、*** 分别表示在 5%、1% 水平下显著。

五、研究结论和启示

第一，融资约束显著抑制了中国制造业企业出口 *DVAR* 的提升，这一结论在改变核心变量的衡量方法、考虑内生性问题之后依然显著稳健。因此，需增强金融服务于实体经济的能力，缓解出口企业的融资约束状况尤其是外部融资约束状况，提高出口企业的融资能力。企业的内部融资约束状况主要取决于企业自身的经营水平，而外部融资约束状况则可依靠相关政策支持进行改善。应通过逐步推进利率市场化和放松资本项目管制等金融监管手段降低外部融资成本；通过推动直接融资和间接融资联合发展以及拓宽出口企业的融资渠道等措施完善出口企业的外部融资环境。

第二，基于贸易方式、所有制、生产率和区域的异质性检验结果表明：首先，加工贸易企业的融资约束对出口 *DVAR* 提升的抑制作用较大，而提升加工贸易企业出口 *DVAR* 是推动加工贸易转型升级、转变外贸发展模式、促进产业结构优化升级的重要内在要求。因此，需加强对加工贸易企业的政策扶持，具体可通过进口关税优惠或减免、通关成本降低等措施提升加工贸易企业的内源融资能力，同时加强加工贸易企业在国内价值增值链延伸方面的金融信贷支持等措施以提升加工贸易企业的外源融资能力。其次，民营出口企业的融资约束对出口 *DVAR* 提升的抑制作用较大，一方面，应坚定不移地发展壮大民营企业，如为民营企业发展提供基金支持等；另一方面，需减少政府对金融体系信贷决策的干预，引导优化金融信贷结构，加强对民营企业的金融信贷支持，化解金融资源错配，提高金融资源配置效率。再次，低生产率出口企业的融资约束对出口 *DVAR* 提升的抑制作用明显大于高生产率企业。因此，需切实提高企业生产率，如加强对先进生产技术的研发和推广，通过补贴、规制等有方向性地引导企业通过自身内部动力提高生产率等。最后，东中部地区出口企业的融资约束对出口 *DVAR* 提升的抑制作用明显大于西部地区，因此，需注重改善东中部地区企业的融资环境，缓解东中部地区企业的外源融资竞争压力。

第三，基于中介效应模型的影响机制检验结果表明，技术创新和成本加成率是融资约束抑制中国制造业企业出口 *DVAR* 提升的重要途径。为提高出口企业的技术创新水平，需充分发挥现有知识资本和人力资本的作用，并进一步提升知识资本和人力资本，鼓励出口企业增加技术创新投入，发展科技金融信贷，强化对出口企业技术创新的支持力度，并提高科技成果的转化率，推动企业与高校、科研院所的产学研用协同合作。这在当前一些高新的关键核心技术仍受制于人、国内外形势错综复杂的背景下，更为急迫。在成本加成率方面，根据前文分析，成本加成率主要与产品价格和边际成本相关，应继续推进供给侧结构性改革，加大力度推动、降低税费等要素成本和各类交易性成本，减轻企业负担。同时，需增加对出口企业的价格补贴或出口退税，增强出口企业产品在国际市场上的价格竞争力。

[参考文献]

- [1] KOOPMAN R, WANG Z, WEI S J. Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade is Pervasive [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 99(1):178-189.
- [2] 张杰, 陈志远, 刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制[J]. *经济研究*, 2013(10):124-138.
- [3] 刘维林. 中国式出口的价值创造之谜: 基于全球价值链的解析[J]. *世界经济*, 2014(3):3-28.
- [4] 罗长远, 张军. 附加值贸易: 基于中国的实证分析[J]. *经济研究*, 2015(6):4-19.
- [5] WORLD BANK GROUP. Measuring and Analyzing the Impact of GVCs on Economic Development [R]. *Global Value Chain Development Report*, 2017.
- [6] KEE H L, H TANG. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China [J]. *American Economic Review*, 2016, 106(6):1402-1436.
- [7] 李胜旗, 毛其淋. 制造业上游垄断与企业出口国内附加值——来自中国的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2017(3):101-119.
- [8] 许和连, 成丽红, 孙天阳. 制造业投入服务化对企业出口国内附加值的提升效应[J]. *中国工业经济*, 2017(10):62-80.
- [9] 吕越, 盛斌, 吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗[J]. *中国工业经济*, 2018(5):5-23.
- [10] 诸竹君, 黄先海, 余骁. 进口中间品质量、自主创新与企业出口国内增加值率[J]. *中国工业经济*, 2018(8):116-134.
- [11] 毛其淋, 许家云. 贸易自由化与中国企业出口的国内附加值[J]. *世界经济*, 2019(1):3-25.
- [12] ROBERT C FEENSTRA, ZHIYUAN LI, MIAOJIE YU. Exports and Credit Constraints under Incomplete Information——Theory and Evidence from China [R]. NBER Working Paper, 2011, 16940.
- [13] MANOVA K, ZHIYONG YU. How Enterprises Export: Processing VS Ordinary Trade with Financial Frictions [J]. *Journal of International Economics*, 2016, 100(5):120-137.
- [14] 马述忠, 张洪胜, 王笑笑. 融资约束与全球价值链地位提升——来自中国加工贸易企业的理论与证据[J]. *中国社会科学*, 2017(1):83-107.
- [15] 吕越, 吕云龙, 包群. 融资约束与企业增加值贸易[J]. *金融研究*, 2017(5):63-79.
- [16] 张杰, 芦哲, 郑文平, 等. 融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入[J]. *世界经济*, 2012(10):66-90.
- [17] 鞠晓生, 卢荻. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. *经济研究*, 2013(1):4-16.
- [18] 周开国, 卢允之, 杨海生. 融资约束、创新能力与企业协同创新[J]. *经济研究*, 2017(10):94-108.
- [19] 李思慧, 徐保昌. 金融市场化、融资约束与企业成本加成: 来自中国制造业企业的证据[J]. *国际贸易问题*, 2016(12):52-63.
- [20] UPWARD R, Z WANG, J ZHENG. Weighing China's Export Basket——The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013, 41(5):527-543.
- [21] 苏丹妮, 盛斌, 邵朝对, 等. 全球价值链分工、产业集聚与企业生产率: “远亲”与“近邻”如何互动[J]. *经济研究工作论文*, 2017, 1191.
- [22] 阳佳余. 融资约束与企业出口行为: 基于工业企业数据的经验研究[J]. *经济学(季刊)*, 2012(4):1504-1524.
- [23] 王碧珺, 谭语嫣, 余森杰, 等. 融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资[J]. *世界经济*, 2015(12):87-98.
- [24] YU MIAOJIE. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Enterprises [J]. *Economic Journal*, 2015, 125(6):943-988.
- [25] 靳来群. 所有制歧视所致金融资源错配程度分析[J]. *经济学动态*, 2015(6):36-44.
- [26] 张庆君, 李雨霏, 毛雪. 所有制结构、金融错配与全要素生产率[J]. *财贸研究*, 2016(6):49-23.

- [27] MELITZ, MARC J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6):1695-1725.
- [28] 尹翔硕, 陈陶然. 不同贸易方式出口企业的生产率与利润——基于异质性企业理论的微观实证分析[J]. *世界经济文汇*, 2015(4):44-60.
- [29] 戴觅, 余森杰. 中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用[J]. *经济学(季刊)*, 2014(2):675-698.
- [30] EATON B, KORTUM S. Technology, Geography and Trade[J]. *Econometrica*, 2008, 70(5):1741-1779.
- [31] HADLOCK C J, PIERCE J R. Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23(5):1909-1940.
- [32] DE LOECKER J, F WARZYNSKI. Markups and Firm-level Export Status[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(6):2437-2471.

(责任编辑 王 瀛)

How Chinese Manufacturing Export Enterprises' Financial Constraints Influence the Domestic Value Added Rate: Effect and Mechanism

ZHANG Panpan CHEN Jianguo

Abstract: The paper calculated Chinese manufacturing export enterprises' financial constraints and their domestic value added rate. Then, it tested how Chinese manufacturing export enterprises' financial constraints impacted the domestic value added rate. The research shows that: Chinese manufacturing export enterprises' financial constraints significantly decrease the domestic value added rate. The decrease is heterogeneous and the financial constraints of processing trade enterprises, private enterprises, low productivity enterprises and enterprises in the east-central regions have greater impact on the domestic value added rate. The results of mesomeric effect model test show that the technological innovation and cost markups are two important mechanisms of the decreased effect above. Therefore, to improve the ability of finance services to the substantial economy and reduce the degree of Chinese export enterprises' financial constraints, while enhancing the financing level and encouraging technological innovation and improving the markups are significant routes to improve Chinese manufacturing exports' domestic value added and make China a powerful trading nation.

Keywords: Financial Constraints; Domestic Value Added Rate; Markups; Technological Innovation