

金融业开放与中国企业的出口 国内增加值率

李宏亮 谢建国 杨继军

摘要：本文通过拓展 Kee 和 Tang (2016) 模型揭示了金融业开放对企业出口国内增加值率的影响机理，并利用中国工业企业与海关贸易匹配数据进行检验。研究发现：金融业开放显著提高了中国企业出口国内增加值率，这一结果在进行一系列稳健性检验后依然成立；从企业类型来看，金融业开放对出口国内增加值率的正向效应随着加工贸易类型企业出口比重的提高而减弱，对民营和外资企业以及高技术企业的促进作用明显；从地区差异来看，金融业开放对东中部地区企业的影响显著，并且地区金融发展水平进一步强化了金融业开放的促进作用；中间机制检验结果表明，金融业开放带来的融资约束纾解通过成本加成和研发创新两个渠道影响企业出口国内增加值率。本文结论不仅有助于深入理解扩大金融业开放对中国企业转型升级的重要推动作用，同时也为政府部门持续推进金融市场改革以及促进制造业高质量发展提供有益参考。

关键词：金融业开放；出口国内增加值率；贸易利得；成本加成；研发创新
[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 07-0054-20

一、引言及文献综述

改革开放 40 多年来，中国在外向型经济发展战略的引领下，凭借人口红利、资源禀赋等相对要素优势，迅速融入全球价值链和国际分工体系，逐渐成为名副其实的“世界工厂”和贸易大国，货物贸易规模多年跃居世界首位。然而传统的贸易总量核算方法由于存在重复计算中间品价值等问题，不仅无法真实反映一国参与国际分工的贸易利得，而且容易加剧国与国之间的贸易摩擦。近年来，在附加值贸易核算方法趋于成熟的背景下，国内外研究开始聚焦一国附加值贸易中的出口国内增加值率 (Domestic Value Added Rate in Exports, EDVAR)，认为该种核算方法能

[收稿日期] 2020-03-10

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“国际贸易网络的拓扑结构及其对经济周期同步化的影响研究”(编号: 71973059); 国家社会科学基金青年项目“人工智能推动中国制造业全球价值链攀升的影响机理与路径研究”(19CGL021); 教育部人文社会科学研究项目基金“比较优势迁移、生产重构与大国贸易利益分配研究: 机制、影响与评估”(20YJA790074)。

[作者信息] 李宏亮(通讯作者): 南京财经大学国际经贸学院讲师, 电子信箱: wycf5011@163.com; 谢建国: 南京大学经济学院教授; 杨继军: 南京财经大学国际经贸学院教授

够剔除出口贸易中的国外价值增值和重复计算部分从而可以从本质上反映一国在全球价值链中的地位以及真实的贸易利益 (Koopman et al., 2012^[1]; Kee and Tang, 2016^[2]; 张杰等, 2013^[3])。

相关研究表明, 加入 WTO 后, 中国的贸易总量虽然位居世界前列, 但是制造业的出口国内增加值仍然处于较低水平, 与美国、日本、德国等发达国家仍存在一定差距^①。为改变这一现状, 促进制造业产品出口附加值提升, 党的十九大报告指出“支持传统产业优化升级, 促进我国产业迈向全球价值链中高端”; 2019年11月国务院出台的《关于推进贸易高质量发展的指导意见》中也明确提出“逐步从加工制造环节向研发设计、营销服务、品牌经营等环节攀升, 稳步提高出口附加值”; 学界提出利用技术创新推动产业分工地位及附加值提升 (张杰和郑文平, 2017^[4]; 许和连等, 2017^[5])。然而, 制造业从增加值较低的加工组装环节向增加值较高的研发设计等环节的转型过程中, 不仅需要人力资本等基础要素投入, 而且更依赖于金融等国内外高端服务要素对创新资源的有效整合。目前, 我国对研发投资和创新要素配置起关键作用的金融业发展相对滞后, 对外开放程度较低^②, 即使在加入 WTO 后, 金融业仍然面临严格的外资规制和贸易壁垒 (孙浦阳等, 2018^[6]), 严重制约企业技术创新及转型升级。近些年来, 中国相继出台了若干扩大金融业开放的政策措施旨在深化金融市场改革和促进实体经济发展, 如 2019年7月国务院出台《关于进一步扩大金融业对外开放的有关举措》等, 这些措施不仅有助于完善金融市场制度体系和提高金融业开放水平, 同时也会对下游制造业企业的经营发展产生深远影响。在上述背景下, 本文关注的问题是, 中国的金融业开放能否影响制造业企业出口国内增加值? 其可能的影响机制是什么? 为此, 本文基于 Kee 和 Tang (2016) 的理论模型分析金融业开放与企业出口国内增加值的内在联系, 然后利用中国工业企业与海关贸易匹配数据实证检验二者的关系。

与本文相关的研究主要包括: 关于金融业开放及其影响效应的研究、关于出口国内增加值率测算与影响因素的研究以及服务业开放与企业经营发展关系的研究。

有关金融业开放及其影响效应的研究, 早期文献大多对一国金融业开放滞后的成因展开讨论。与其他服务业类似, 金融服务部门跨境活动同样具有商业存在、跨境贸易等多种形式, 并且由于金融业在一国经济体系中的特殊地位, 大多数国家对金融业采取了不同程度的管制措施, 进而成为阻碍一国金融业开放的重要原因 (Arnold et al., 2011^[7]; Beverelli et al., 2017^[8])。学者们在此基础上广泛关注了金融业开放对经济发展的影响。一部分文献基于宏观视角研究发现, 金融业开放有利于一国经济增长和稳定 (Bekaert et al., 2011)^[9], 促进技术创新 (Aghion et al., 2005)^[10]。从对行业的影响效应来看, Rajan 和 Zingales (1998)^[11]的研究发现, 一国金融发展和开放水平越高, 越有利于降低制造业行业融资成本进而进行

①Koopman 等 (2012) 的测算结果表明, 中国制造业企业 EDVAR 在 60%左右; Kee 和 Tang (2016) 基于改进的测算方法, 其结果为 65%–70%之间, 但均低于美国、日本、德国等经济发达国家。

②世界银行数据显示, 2016年中国金融服务部门贸易限制指数为 65.5, 其开放程度不仅低于美国 (52) 等发达国家, 也低于俄罗斯 (58.4) 和印度 (64.5) 等新兴市场国家。

业成长；Manova 和 Yu (2012)^[12]的研究表明，一国金融业开放有利于制造业行业获得更多的外部融资来源从而有利于出口；Beverelli 等 (2017) 研究认为金融等服务业管制降低有利于提高本国制造业生产效率。

关于出口国内增加值率测度的研究文献大致可分为两类：第一类是基于投入产出表数据测算一国或行业的国内外增加值。这类测算方法源于 Hummels 等 (2011)^[13]开创性地利用 OECD 投入产出表计算一国各行业出口中包含的国外附加值；此后，Koopman 等 (2012) 在此基础上区分了加工贸易和一般贸易并测算中国各行业的出口国内外增加值；Dean 等 (2011)^[14]基于联合国商品贸易数据库的广义分类法 (BEC) 进一步考虑了进口的中间品和最终品，发现已有研究高估了中国制造业的出口国内增加值率；Wang 等 (2013)^[15]基于总贸易流框架将总出口完全分解为不同的附加值和重复计算两大组成部分，并对制造业贸易增加值进行了全面测算，从而使得行业层面出口国内增加值的测算趋于成熟。第二类是基于微观数据测算一国企业出口中的国内增加值率。在以中国企业为研究对象的文献中，Upward 等 (2013)^[16]较早地利用中国工业企业与海关贸易匹配数据，测算了不同贸易方式下的企业出口国内增加值率；之后，张杰等 (2013)、Kee 和 Tang (2016) 等对此方法进行了改进，并在考虑过度进口商、间接出口、贸易代理商等问题后对中国企业出口国内增加值率重新进行了测算。虽然上述学者采用不同的测算方法得到不尽相同的结论，但都基本认同中国企业出口国内增加值率占比较低这一事实。从影响因素来看，国内外研究从基础性因素和一般性因素两个角度展开，其中，基础性因素主要考察一国影响出口国内增加值的客观条件，主要包括行业结构特征 (Koopman et al., 2012; 李胜旗和毛其淋, 2017^[17])、伙伴国经济发展程度 (Upward et al., 2013)、对外开放程度 (Kee and Tang, 2016; 李小帆和马弘, 2019^[18]) 等；一般性因素则侧重分析影响出口国内增加值的发展环境或特定条件，主要包括技术水平、劳动生产率、研发投入、融资约束、进口中间品质量等 (李强和郑江淮, 2013^[19]; 吕越等, 2017^[20]; 诸竹君等, 2018^[21])。

近年来，服务业开放对企业经营发展的重要作用日益受到学者们的关注。Arnold 等 (2011) 利用捷克制造业数据，研究发现服务业开放显著促进制造业企业生产率；Bas (2014)^[22]、张艳等 (2013)^[23]分别利用印度和中国数据也得到类似结论；李宏亮和谢建国 (2018)^[24]的研究发现服务贸易自由化有利于提高中国制造业企业加成率；李小帆和马弘 (2019) 的研究发现服务业 FDI 管制对制造业出口国内增加值率具有明显的抑制效应；邵朝对等 (2020)^[25]研究发现，服务业开放通过促进企业贸易方式转换进而影响出口国内增加值率。直接研究金融业开放对中国企业经营发展影响的文献较为缺乏，诸竹君等 (2018)^[26]研究认为银行等金融业开放有助于提升制造业企业加成率；武力超等 (2019)^[27]发现金融业开放显著促进了中国制造业技术创新；铁璞和何欢浪 (2020)^[28]的研究表明，银行业外资开放通过示范效应影响企业出口国内增加值率。

通过上述梳理可知，现有文献对金融业开放的影响效应以及出口国内增加值率的测算与影响因素进行了诸多有益的探讨，近期文献重点基于生产效率和技术创新

等视角分析服务业开放对制造业经营绩效的影响, 这为本文研究奠定了坚实的理论和经验基础。相较于已有文献, 本文可能的边际贡献有三点: 首先, 在研究视角上, 对金融业开放与制造业企业出口国内增加值率的关系进行了探索性研究。由于金融服务投入对下游制造业企业研发创新和生产效率提升有显著促进作用, 进而影响企业高增加值产品的生产及出口, 因此, 研究二者的内在联系对于促进金融市场发展和企业转型升级具有重要意义; 其次, 在研究内容上, 本文通过拓展 Kee 和 Tang (2016) 的理论模型揭示金融业开放对企业出口国内增加值的影响机理, 并进一步考察地区经济与金融发展水平差异的影响, 使得研究结论更为丰富, 拓展和深化了该领域的相关研究; 最后, 在研究策略上, 本文综合运用工具变量回归、调整核心变量测算方法、更换估计模型等多角度稳健性检验, 同时采用中介效应模型进行中间机制检验, 较为准确地识别金融业开放与企业出口国内增加值率之间的因果关系, 使得研究结论更为可信。

二、理论分析与研究假说

已有研究表明, 企业从事增加值贸易需要大量的资金投入, 而融资约束不仅阻碍高效率企业嵌入全球价值链, 而且容易导致企业被锁定在从事低附加值的加工制造环节 (Manova and Yu, 2012; 吕越等, 2017), 不利于企业转型升级。作为上游行业, 金融业开放一方面有利于扩大本土金融市场规模, 带来种类和数量更多的金融服务投入 (Arnold et al., 2011); 另一方面, 金融业开放带来的国外金融机构进入和更优质的金融服务有助于完善国内金融市场结构, 促进国内金融部门服务效率提高和资源配置效率优化, 并且在产业间渗透效应的影响下缓解制造业融资约束, 激励企业加大研发投入和增强技术创新能力 (武力超等, 2019), 进而助力企业生产效率以及出口产品附加值的提升。

根据 Kee 和 Tang (2016)、毛其淋和许家云 (2019)^[29]等的理论推导, 企业出口国内增加值率可表示为:

$$EDVAR_{it} = 1 - \alpha_M \left(\frac{p_{it}}{c_{it}}\right)^{-1} \frac{1}{1 + (P_t^I/P_t^D)^{\sigma-1}} = 1 - \alpha_M m k p_{it}^{-1} \frac{1}{1 + (P_t^I/P_t^D)^{\sigma-1}} \quad (1)$$

其中, $\frac{p_{it}}{c_{it}}$ 表示企业产品价格与边际成本的比值, 即为企业的成本加成 $m k p_{it}$;

P_t^I/P_t^D 表示国内外中间品投入相对价格。在其他条件不变的情况下, 可得到:

$$\frac{\partial EDVAR_{it}}{\partial m k p_{it}} = \alpha_M \frac{1}{m k p_{it}^2} \frac{1}{1 + (P_t^I/P_t^D)^{\sigma-1}} > 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial EDVAR_{it}}{\partial (P_t^I/P_t^D)} = (\sigma - 1) \frac{\alpha_M}{m k p_{it}} \frac{(P_t^I/P_t^D)^{\sigma-2}}{[1 + (P_t^I/P_t^D)^{\sigma-1}]^2} > 0 \quad (3)$$

(2) 式和 (3) 式显而易见, 企业的成本加成和国内外投入相对价格均与出口国内增加值率呈现正相关关系, 其内在机理在于, 在产品价格不变的情况下, 较高的成本加成意味着企业能够以较低的成本生产产品并获得较高的利润; 而国外中间

投入价格相对于国内中间投入价格提高意味着企业在生产过程中将选择使用更多的国内中间投入替代进口中间投入，因而能够提高企业出口国内增加值。由于国内外中间品投入相对价格难以获取，李胜旗和毛其淋（2017）的研究表明，技术创新能够通过改变国内中间品的种类和数量进而影响国内外中间品投入价格，因此本文用研发创新间接刻画国内外中间品投入相对价格。据此，本文认为金融业开放可以通过成本加成和研发创新渠道影响企业出口国内增加值率。

首先，从成本加成渠道来看，理论上，任何引起产品价格或边际成本变动的因素均能引起企业成本加成的变动（孙辉煌和韩振国，2010）^[30]。出口企业不仅在生产过程中面临大量融资需求，同时在贸易活动中也面临开拓国际市场、建立国际营销网络等所需支付的贸易成本，因此便利且廉价地获得外部融资有利于出口企业降低边际生产成本，从而提高企业出口增值能力。根据《中国加入WTO议定书》关于服务贸易具体承诺减让，在加入WTO后的5年内，我国将逐步开放国内金融市场，允许外国银行、保险证券等金融机构进入国内市场，这不仅可以带来更多的融资来源、优化融资结构，而且在“涓滴效应”作用下促进国内金融机构提高服务效率和提供更优质的金融服务，从而有利于降低市场融资成本（程大中，2008^[31]；Beverelli et al.，2017），缓解企业融资约束（诸竹君等，2018；武力超等，2019），促进企业生产效率提升以及生产成本下降，进而促进企业获得较高的利润并对出口增加值产生正向影响。因而，金融业开放可以通过成本加成渠道影响企业出口国内增加值率。

其次，从研发创新渠道来看，增强技术创新能力不仅有助于企业提升产品品质，获得竞争优势，而且也有利于提高产品附加值，促进企业在国际贸易中获得更高的分工地位和贸易利得。然而，企业的研发创新通常需要大量的资金投入，外部融资不足以及融资渠道单一将抑制企业研发投入活动，不利于企业创新能力以及产品附加值的提升^①。正如上文所述，金融业开放在扩大融资来源与供给的同时，还会通过竞争效应和示范效应促进国内金融机构效率的提高和金融市场制度体系的完善，促进企业能够更加公平地获得外部融资支持，进而激励企业加大研发投入，促进国内企业提高生产高质量中间品的能力，这有助于扩大国内中间品供应种类和市场规模并由此进一步降低国内中间品价格，增强出口企业对国内中间品的使用以及提高产品质量，进而有利于企业提高出口国内增加值。

综合以上分析，本文提出以下待检验假说：

H1：金融业开放有利于提高企业出口国内增加值率。

H2：金融业开放通过成本加成和研发创新渠道影响企业出口国内增加值率。

^①较多的研究发现，我国有大量企业从事加工贸易，其主要原因在于缺乏资金、技术等要素投入，并且研究均表明加工贸易企业出口国内增加值率普遍低于一般贸易企业（Kee and Tang，2016；铁瑛和何欢浪，2020）。

三、研究设计、关键变量处理与特征性事实

(一) 计量模型设定

为检验金融业开放对企业出口国内增加值率的具体影响, 本文将计量方程设定为:

$$\ln EDVAR_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln finopen_{jt} + \gamma X + v_i + v_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中, i 、 j 、 t 分别表示企业、行业和年份, 被解释变量 $EDVAR$ 为企业出口国内增加值率, $finopen$ 为金融业开放指标, 具体测算方法见下节。 X 为影响出口国内增加值率的控制变量集合, 主要包括: 企业生产率 (tfp), 利用 LP 半参数估计方法测算得到; 企业规模 ($size$), 使用企业年均从业人数表示; 企业经营年限 (age), 使用“观测年份-企业成立时间+1”表示; 劳动力成本 ($wage$), 使用本年应付工资总额与年均从业人数之比表示; 加工贸易占比 ($proshare$), 用企业以加工贸易方式出口额占总出口额的比重表示; 国有企业虚拟变量 ($soedum$)、外资企业虚拟变量 ($wzdum$) 和实际利用外资变量 (fdi) 用以反映所有制差异以及外资流入的潜在影响;

市场集中度 (hhi), 采用四分位行业的赫芬达尔指数表示, 具体公式为: $hhi = \sum_{j=1}^n (sale_{ij} / \sum_{i=1}^n sale_{ij})^2$ 。 本文将除虚拟变量以外的其他所有变量以 $\ln(1+var)$ 形式取自然对数进行纠偏。此外, v_i 和 v_t 分别表示企业和年份固定效应, 用于控制个体异质性特征和随时间变动的其他不可观测因素的影响; ε_{ijt} 为随机扰动项。

(二) 关键指标测算

1. 出口国内增加值率指标的测算

本文使用企业微观数据来测算出口国内增加值率。现有研究已充分讨论了该指标的测算过程以及改进之处^① (Upward et al., 2013; 张杰等, 2013; Kee and Tang, 2016)。在已有研究的基础上, 本文将企业 $EDVAR$ 定义为:

$$EDVAR_{ijt}^{\Delta} = \begin{cases} 1 - \frac{M_{ijt}^{AO} |_{BEC} + \delta(M_{ijt} - M_{ijt}^{AO} |_{BEC})}{Y_{ijt}} & \Delta = O \\ 1 - \frac{M_{ijt}^{AP} |_{BEC} + \delta(M_{ijt} - M_{ijt}^{AP} |_{BEC})}{Y_{ijt}} & \Delta = P \\ \omega_O \left[1 - \frac{M_{ijt}^{AO} |_{BEC} + \delta(M_{ijt} - M_{ijt}^{AO} |_{BEC})}{Y_{ijt}} \right] + \omega_P \left[1 - \frac{M_{ijt}^{AP} |_{BEC} + \delta(M_{ijt} - M_{ijt}^{AP} |_{BEC})}{Y_{ijt}} \right] & \Delta = mix \end{cases} \quad (5)$$

^①Upward 等 (2013) 首次测算中国企业层面的 $EDVAR$, 张杰等 (2013)、Kee 和 Tang (2016) 在此基础上考虑了过度进口商、过度出口商以及贸易代理商可能带来的异常影响, 并对中国企业 $EDVAR$ 重新进行了测算。其中, 过度进口商是指进口中间品额大于总中间品投入额的企业; 过度出口商以一般贸易企业的 $EDVAR$ 的上四分位数 (前 25%) 为界, 若加工贸易企业的 $EDVAR$ 超过该上限, 则将该企业视为过度出口商。在指标具体测算过程中, 本文参考以上学者的做法对企业 $EDVAR$ 的测算做了相应调整。

其中, O 、 P 、 mix 分别表示纯一般贸易、纯加工贸易及混合贸易企业^①。 ω_o 表示混合贸易企业以一般贸易方式进行出口的比例; ω_p 表示混合贸易企业以加工贸易方式进行出口的比例; Y_{ij} 表示企业的总产出; M_{ij} 表示总中间投入; δ 表示企业使用的中间投入中包含的国外投入比例, 在基准回归中将 δ 取值设定为 5%; $M_{ij}^{AO} |_{BEC}$ 、 $M_{ij}^{AP} |_{BEC}$ 分别表示一般贸易和加工贸易企业使用的中间品进口额。其识别方法为: 首先根据海关贸易数据库中的产品 HS6 位编码和联合国商品贸易数据库中提供的广义分类法 (BEC) 识别出中间品、资本品和消费品^②; 然后计算得到各企业在不同贸易方式下的进口中间品额; 最后参考闫志俊和于津平 (2019)^[32] 的做法的方法, 根据贸易代理商相关信息对企业的实际进口中间品总值进行调整。

2. 金融业开放指标的测算

金融服务部门跨境活动具有商业存在、跨境贸易等多种模式, 并且由于金融业开放的特殊性和复杂性, 目前尚未有相对统一的测算方法。本文在 Arnold 等 (2011) 等研究基础上, 对金融业开放指标的测算处理如下: 首先, 基于世界银行提供的服务贸易限制指数 (STRI) 测算方法^③, 结合《中国加入 WTO 议定书》中关于服务贸易具体承诺减让表、中国多哈回合服务贸易谈判出价表、WTO 对华贸易政策审议报告 (2006 年、2008 年及 2010 年) 等政策文本资料对金融业限制程度进行评估, 并在 0 分 (完全开放) -100 分 (完全封闭) 范围内对每种进入模式按照 5 个档次进行打分, 然后通过赋予具体权重并经过加权求和, 从而可测算得到 2000—2009 年金融服务业限制指数 ($finSTRI$)。其次, 用 100 减去金融业限制指数 ($finSTRI$) 即可得到金融业开放指数, 该指数数值越大, 表明金融业开放程度越高, 反之, 则开放程度越低。最后, 为进一步反映金融业开放对制造业的渗透作用, 参考 Bas (2014)、张艳等 (2013) 的做法, 利用投入产出关系测算得到金融业开放渗透率 ($finopen$) 作为金融业开放的替代指标, 公式为:

$$finopen_{jt} = (100 - finSTRI_{jt}) \times w_j \quad (6)$$

其中, $finSTRI$ 为金融业限制指数, w_j 表示制造业行业 j 中使用的金融服务投入比例, 利用投入产出表测算得到^④。此外, 由于服务业 FDI 是一国服务业开放的重要内容, 本文使用 2000—2009 年中国金融业 FDI 数据并采用类似方法测算得到金融业 FDI 渗透率 ($finfdi$) 指标用于稳健性检验。

①参考毛其淋和许家云 (2019) 的做法, 纯一般贸易企业是指加工出口份额为 0 的企业; 纯加工贸易企业是指加工出口份额为 1 的企业; 混合贸易企业是指加工出口份额介于 0 和 1 之间的企业。

②BEC 的中间品代码为 111、121、21、22、31、322、42 和 53, 资本品代码为 41 和 521, 其余为消费品。

③目前, 世界银行和 OECD 都提供了服务业 STRI 数据, 但 OECD 服务业 STRI 数据库从 2014 年才开始发布, 不能满足本文的研究需要, 因此, 本文选用世界银行 STRI 数据库。该数据库由金融、通讯、分销、运输以及专业服务 5 大服务部门 19 个二级子部门构成。具体测算方法详见: <http://i-tip.wto.org/services/SearchApplied.aspx>。

④中国投入产出表每 5 年更新一次, 本文的样本期间为 2000—2009 年, 因而, 2000—2007 年使用 2002 年投入产出表数据; 2008—2009 年使用 2007 年投入产出表数据。在后文中本文也使用 WIOD 编制的国别投入产出表数据测算历年的中国金融业投入比例用于稳健性分析。

(三) 数据处理及说明

本文使用的数据主要有三套:

1. 世界银行服务贸易限制指数 (STRI) 数据库。该数据库提供了 103 个国家、涵盖金融、通讯、分销、运输及专业服务 5 个分服务业部门以及经过加权测算得到的一国整体 STRI 指数, 本文根据其提供的测算方法和指标体系计算得到 2000—2009 年中国金融服务部门 STRI 指数。

2. 中国工业企业数据库。参考 Brandt 等 (2012)^[33] 的“序贯匹配”方法对原始数据进行了匹配, 并对部分数据缺失和数值异常等问题进行了处理。根据研究需要, 本文仅保留制造业企业样本。

3. 中国海关贸易数据库。企业层面的进出口数据主要来自 2000—2009 年海关贸易数据库^①, 并对中国工业企业和海关贸易数据库进行了匹配。首先, 参考 Yu (2015)^[34] 的方法, 根据“企业名称+年份”将中国工业企业数据库与海关进出口数据进行匹配; 其次, 根据“邮政编码+电话号码后 7 位”对未匹配成功的样本再次匹配; 最后, 剔除非出口企业、过度进口商、贸易代理商等异常样本。

此外, 后文中还涉及到最终品和中间品关税率的测度, 其数据来源于 WTO 的 Tariff Download Facility 数据库。对于文中出现的主要变量本文选择以 2000 年为基期的价格指数进行平减, 同时为了剔除异常值的影响, 本文对关键变量在第 1% 和 99% 分位上进行了 Winsorize 处理。

(四) 特征性事实

1. 中国金融业开放的演变趋势。与其他服务业开放类似, 中国金融业对外开放起步较晚。根据《中国加入 WTO 议定书》关于服务贸易具体承诺减让时间表, 中国在加入 WTO 的 2 年内, 逐步取消外资银行投资地域限制和经营业务限制; 5 年内, 取消所有地域限制和限制所有权、经营以及组织机构形式等非审慎性措施, 并允许外资金融机构对企业和居民提供金融服务, 因而总体呈现渐进式开放趋势。本文根据世界银行 STRI 数据库提供的测算方法, 对中国 2000—2009 年金融业开放指数进行了测算, 图 1 显示, 2001 年加入 WTO 后, 中国金融业开放力度不断加大; 在 2007 年大幅取消外资金融机构投资地域、所有制以及经营范围等限制后, 金融业开放取得较大突破 (开放指数达到 63.33); 2008—2009 年, 我国未对金融业对外开放政策作出较大调整, 因而总体开放程度趋于稳定。

2. 不同贸易方式下的出口国内增加值率。基于不同贸易方式将企业分为一般贸易、加工贸易和混合贸易企业, 表 1 前两行的数据表明, 一般贸易企业的出口国内增加值率最高, 混合贸易次之, 加工贸易最低。这是因为, 一般贸易企业不仅贯穿整个生产经营活动, 而且较多使用国内中间投入生产最终产品, 进而出口产品中包含的国内增值成分较高; 与之相反, 加工贸易企业通常“两头在外”, 更多依赖

^① 本文样本的选取基于以下考虑: 第一, 我国金融业自 2007 年进行较大幅度开放之后, 2010—2013 年进一步的开放程度有限; 第二, 由于 2008 年之后工业企业数据库缺乏中间投入、工业增加值等关键变量, 因此, 基准回归中选择使用 2000—2007 年匹配数据, 而将 2000—2009 年的样本用于稳健性检验。

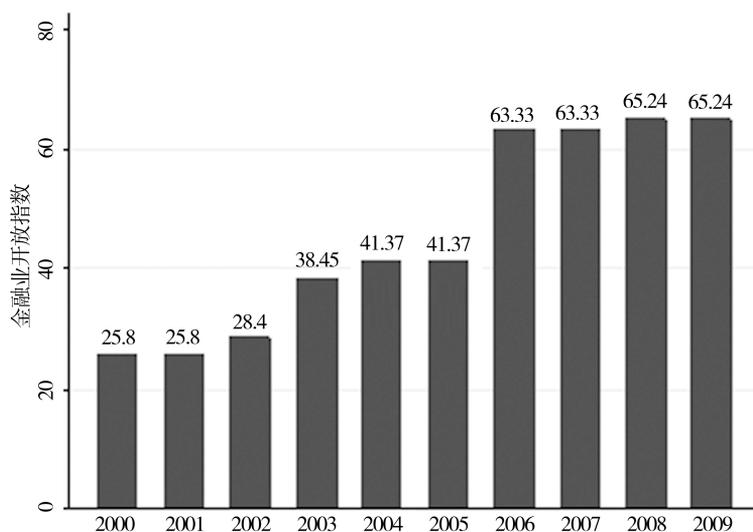


图1 中国金融业开放程度变动趋势

国外中间品投入进行加工装配活动，较少从事研发设计和营销等环节，因而具有较低的国内增加值率，这与毛其淋和许家云（2019）等的研究结论一致。

表1 不同类型企业的出口国内增加值率比较

贸易方式	一般贸易	加工贸易	混合贸易
均值	0.9485	0.7088	0.8561
所有制类型	国有企业	民营企业	外资企业
均值	0.9414	0.9501	0.8587
不同地区	东部地区	中部地区	西部地区
均值	0.8915	0.9427	0.9439

注：作者根据中国工业与海关贸易匹配数据测算。

2. 不同所有制类型以及不同地区的子样本比较。表1第4和6行的数据显示：第一，从不同所有制类型企业来看，出口国内增加值率总体呈现“民营企业>国有企业>外资企业”的特征。其背后的原因不难理解，相关研究表明，民营企业具有较高的生产效率和技术创新能力（Chen et al., 2017）^[35]，随着国内中间品市场的不断完善和中间品供给的大量增加，民营企业选择使用国内中间品替代进口中间品，其最终产品中包含较高的国内增值成分；而外资企业在生产经营过程中通常使用较多的国外中间投入且大多从事加工贸易，因而具有较低的国内增加值率。第二，从不同区域来看，东部地区从事增加值贸易企业数量最多，但总体国内增加值率相对较低；中西部地区虽然企业数量较少，但出口国内增加值率相对较高，这可能与我国实施的渐进式开放政策以及东部地区有较高比例的企业从事加工贸易有关。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

本文采用逐步加入变量的方法对模型(4)进行固定效应模型估计,具体结果列于表2。其中,第(1)列仅加入金融业开放渗透率并控制了企业固定效应,发现关键变量系数在1%水平上显著为正,说明金融业开放有利于企业出口国内增加值率提升;第(2)列加入了时间固定效应,结果显示,金融业开放指标的显著性水平和影响方向与第(1)列保持一致;第(3)一(5)列在此基础上逐步加入企业层面控制变量,发现金融业开放指标依然显著为正,但在加入了其他影响因素后,金融业开放对企业EDVAR的影响效应有所减弱(估计系数从0.0284降至0.0036);第(6)一(7)列中依次加入所有制和外资流入控制变量,从估计结果可以看出,金融服务开放指标在5%的水平上显著为正,说明金融业开放对企业出口国内增加值率依然具有明显的促进作用。这一结果初步支持了研究假说H1。

表2 基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>finopen</i>	0.0513 *** (0.0013)	0.0277 *** (0.0015)	0.0284 *** (0.0015)	0.0037 *** (0.0012)	0.0036 *** (0.0012)	0.0030 ** (0.0012)	0.0030 ** (0.0012)
<i>tfp</i>			0.0841 *** (0.0031)	0.0517 *** (0.0021)	0.0515 *** (0.0021)	0.0512 *** (0.0021)	0.0504 *** (0.0021)
<i>size</i>			0.0099 *** (0.0006)	0.0097 *** (0.0005)	0.0097 *** (0.0005)	0.0076 *** (0.0005)	0.0068 *** (0.0005)
<i>age</i>			0.0032 *** (0.0004)	0.0019 *** (0.0003)	0.0019 *** (0.0003)	0.0005 (0.0003)	0.0006 ** (0.0003)
<i>wage</i>			-0.0219 *** (0.0005)	-0.0121 *** (0.0005)	-0.0122 *** (0.0005)	-0.0107 *** (0.0005)	-0.0101 *** (0.0005)
<i>proshare</i>				-0.1814 *** (0.0014)	-0.1814 *** (0.0014)	-0.1734 *** (0.0014)	-0.1717 *** (0.0014)
<i>hhi</i>					0.2850 *** (0.0537)	0.2637 *** (0.0480)	0.2467 *** (0.0458)
<i>soedum</i>						0.0092 *** (0.0011)	0.0075 *** (0.0011)
<i>wzdum</i>						-0.0111 *** (0.0004)	-0.0102 *** (0.0004)
<i>fdi</i>							-0.1515 *** (0.0116)
常数项	0.6067 *** (0.0007)	0.6190 *** (0.0009)	0.5715 *** (0.0051)	0.6084 *** (0.0037)	0.6086 *** (0.0037)	0.6172 *** (0.0037)	0.6244 *** (0.0037)
F 统计量	494.71	333.69	494.71	3 103.12	2 663.32	2 173.01	1 960.64
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	否	是	是	是	是	是	是
N	212 465	212 465	211 920	211 920	211 920	211 920	211 920
R ²	0.023	0.022	0.056	0.380	0.380	0.384	0.385

注: *、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著,括号内数值为企业层面聚类稳健标准误。限于篇幅,下文表格均不再汇报控制变量的具体估计结果,备索。

从其他控制变量回归结果来看,大部分变量符合预期。其中,企业生产率(*tfp*)显著为正,说明生产效率越高的企业往往具有越低的边际生产成本,从而能够获得更高的EDVAR;企业规模和经营年限系数也显著为正,说明规模越大和经营年限越久的企业可以利用其规模经济、融资渠道等优势促进EDVAR提升;劳动力成本(*wage*)显著为负,说明劳动力成本上升对企业EDVAR有明显抑制作用;加工贸易占比(*proshare*)显著为负,这是由于加工贸易企业较少使用本国中间投入从而导致出口商品中包含的国内增加值率较低;企业所有制的估计结果与许和连等(2017)的结论基本一致;外资流入变量(*fdi*)的估计系数显著为负,这可能是由于外资企业使用较多的进口中间投入从而降低出口产品的国内增加值率。

(二) 异质性分析

接下来,本文从贸易方式、所有制结构以及是否为高技术企业等角度考察金融业开放对不同类型企业出口国内增加值率的异质性影响,表3报告了具体估计结果。

1. 企业出口贸易方式

我国制造业企业中有相当大的比例从事加工贸易^①出口,为此,本文根据出口贸易类型将企业分为一般贸易和加工贸易企业,并通过构建加工贸易企业虚拟变量(*produm*)与金融业开放的交互项进行回归分析,即若企业全部以加工贸易方式出口,则*produm*=1;反之,企业全部以一般贸易方式出口,则*produm*=0。表3第(1)列的估计结果显示,核心解释变量依然显著为正,而交互项(*finopen*×*produm*)估计系数显著为负,说明金融业开放对出口国内增加值率的促进作用随着加工贸易类型企业出口占比的提高而减弱。由于*produm*的设定未考虑混合贸易出口企业样本,本文参考闫志俊和于津平(2019)的做法,改用企业加工贸易出口占比与金融业开放的交互项(*finopen*×*proshare*)重新进行回归,第(2)列的检验结果发现,交互项系数同样显著为负,与第(1)列保持一致。可能的原因在于,加工贸易企业以从事来料或进料组装加工制造和出口为主,其生产特征决定了此类企业较少涉及研发创新活动,金融业开放带来更多的融资支持对该类企业技术创新和产品增加值的提升作用有限,从而削弱了金融业开放对企业出口国内增加值的促进作用。

2. 企业所有制类型

根据注册类型将出口企业分为国有、民营和外资企业^②进一步分析金融业开放对不同所有制企业的影响。回归结果如表3第(3)–(5)列所示。可以发现,金融业开放对民营企业 and 外资企业出口国内增加值率具有显著的促进作用,但对国有企业影响不明显。大量研究表明,国有企业由于具有天然的政治依附性,能够便利且优惠地获得外部融资(张杰等,2012)^[36],并且与民营和外资企业相比,其技术创新能力也相对较弱(Chen et al., 2017),因而金融业开放对国有企业的影响不显著。

^①依据《中国统计年鉴》统计数据的粗略测算,2000—2009年我国加工贸易出口占比为54.2%,说明制造业企业从事加工贸易出口比较普遍。

^②这里未包括集体企业和股份制企业样本。

3. 分技术类型

考虑到不同行业技术的差异性可能会带来异质性影响,本文参考许和连等(2017)的方法,依据国家统计局《高技术产业(制造业)分类(2013)》标准,按所属行业将企业分为高技术企业和低技术企业两大类并构建高技术企业虚拟变量与金融业开放的交互项($finopen \times techdum$)进行检验。表3第(6)列的估计结果显示,交互项系数显著为正,表明金融业开放有利于高技术企业出口国内增加值率提升。原因在于,高技术企业在生产和研发创新过程中,往往需要大量的融资以及为之配套的资本和技术含量较高的服务投入,金融业开放能够为其带来融资以及高端服务要素投入支持,从而有利于该类企业增强技术研发和提升出口国内增加值率。

表3 异质性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	加工贸易虚拟变量	加工贸易出口比例	国有企业	民营企业	外资企业	高技术企业
$finopen$	0.0293 *** (0.0015)	0.0450 *** (0.0015)	0.0001 (0.0036)	0.0032 ** (0.0013)	0.0044 ** (0.0020)	0.0030 ** (0.0012)
$finopen \times produm$	-0.2230 *** (0.0032)					
$finopen \times proshare$		-0.1996 *** (0.0020)				
$finopen \times techdum$						0.0045 *** (0.0016)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.6413 *** (0.0042)	0.6058 *** (0.0039)	0.6401 *** (0.0159)	0.6304 *** (0.0044)	0.6098 *** (0.0050)	0.6241 *** (0.0037)
F 统计量	992.82	1 721.23	14.62	373.57	1 956.56	1 784.74
N	147 619	211 920	5 271	71 999	127 216	211 920
R ²	0.362	0.334	0.136	0.362	0.349	0.385

注:*、**和***分别表示在10%、5%和1%水平下显著,括号内数值为企业层面聚类稳健标准误。所有回归控制了企业和年份固定效应。下同。

五、稳健性检验

为进一步检验基准模型是否具有良好的稳定性,本部分拟从以下方面进行稳健性分析。

(一) 内生性检验

基准回归使用的面板固定效应模型能够减少一部分由于企业个体非观测因素引起的估计偏误,并且本文测算的出口国内增加值率与金融业开放指标属于不同的维度,因而存在逆向因果关系的可能性较小;但是其他企业层面的控制变量可能会对出口国内增加值率带来逆向因果等内生性问题的干扰。为缓解上述内生性问题的可能影响,本文使用工具变量法进行检验。

首先, 借鉴 Beverelli 等 (2017)、侯欣裕等 (2018)^[37] 的做法, 通过测算同时期印度金融业开放渗透率指标作为中国金融业开放的工具变量。其合理性在于, 本文使用的金融业开放指标是基于一国制定的服务业开放政策措施测算得到的, 而经济发展水平较为接近的邻国之间在实施产业开放政策方面往往具有很强的相似性, 并且印度也是在政府主导下对高度垄断的金融业采取渐进式开放策略, 与中国金融业开放进程相关; 同时中国微观企业的生产经营活动不会影响印度对金融业开放政策的制定, 因而从理论上来说, 使用印度金融业开放指数符合工具变量选取条件。具体构造方法为: $finopen_{cn}^{IV} = finopen_{ind} \times SI_{ind-cn}$ 。其中, cn 和 ind 分别代表中国和印度, $finopen_{cn}^{IV}$ 表示中国与印度金融业开放相似度指数的加权平均值, 权重为 SI_{ind-cn}

$$= 1 - \left[\frac{PGDP_{ind}}{PGDP_{ind} + PGDP_{cn}} \right]^2 - \left[\frac{PGDP_{cn}}{PGDP_{ind} + PGDP_{cn}} \right]^2$$

, $PGDP_{cn}$ 和 $PGDP_{ind}$ 分别为中国和印度的人均 GDP。表 4 第 (1) 列报告了使用工具变量 $finopen_{cn}^{IV}$ 的估计结果。表 4 第 (1) 列的数据显示, 工具变量通过了不可识别和弱工具变量检验, 即工具变量满足外生性条件, 说明使用上述方法构造的工具变量合理有效; 从具体估计系数来看, 关键解释变量均通过显著性检验且系数大小和方向与基准估计保持一致, 这意味着在缓解了内生性问题后, 金融业开放促进企业出口国内增加值率这一结论依然成立。

表 4 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	工具变量估计	工具变量估计	Tobit 模型估计	更换 EDVAR 测算方法	使用 2000—2009 年样本	金融业 FDI 渗透率指数	使用 WIOD 投入产出表测算
<i>finopen</i>	0.0065 *** (0.0012)	0.0043 *** (0.0016)	0.0030 *** (0.0009)	0.0040 *** (0.0012)	0.0008 (0.0012)		
<i>finfdi</i>						0.0013 * (0.0008)	
<i>finopen_{cn}</i>							0.0072 *** (0.0017)
控制变量	控制						
常数项	0.6202 *** (0.0036)	0.6372 *** (0.0062)	0.6167 *** (0.0020)	0.5900 *** (0.0037)	0.7027 *** (0.0025)	0.6244 *** (0.0037)	0.6201 *** (0.0039)
F 统计量	1 983.20	619.34		1 950.38	1 860.56	1 960.34	1 944.71
Kleibergen-Paap rank LM χ^2 统计量	6 562.737	3 381.307					
Kleibergen-Paap Wald rank F 统计量	6.9e+05	6.1e+05					
N	211 920	84 883	211 920	211 920	252 076	211 920	200 761
R ²	0.384	0.376	0.239	0.385	0.365	0.385	0.390

其次, 参考许和连等 (2017) 的做法, 直接使用滞后一期和滞后二期的金融业开放指标作为工具变量进行面板 IV 估计。表 4 第 (2) 列的结果显示, 使用滞

后一期和滞后二期的工具变量同样通过不可识别和弱工具变量检验，并且核心解释变量依然显著为正，说明本文的估计结论具有良好的稳定性。

（二）更换估计方法

由于被解释变量企业 EDVAR 的取值位于 (0, 1) 区间，属于设限数据，使用传统的估计方法可能产生估计偏差问题。为此，本部分利用双限制 Tobit 模型对模型 (11) 重新进行估计，结果列于表 4 第 (3) 列。表中数据显示，金融业开放变量依然显著为正，与基准回归结论一致，说明本文的核心结论不随估计模型的变化而改变。

（三）替代变量检验

1. 更换 EDVAR 测算方法。在基准回归中，本文假定国内中间品投入中所包含的国外成分 δ 为 5%。接下来，我们将 δ 设为 10% 重新测算 EDVAR 并进行回归分析。表 4 第 (4) 列的结果表明，在更换 EDVAR 测算方法后，关键解释变量依然显著为正并且系数未发生实质性改变，说明关键变量的测算较为合理。

2. 更换数据样本。接下来，本文进一步使用 2000—2009 年样本重新检验金融业开放对企业出口国内增加值的影响^①。表 4 第 (5) 列的结果表明，金融业开放对企业出口国内增加值率仍然有正向作用，但未通过显著性检验，这可能是由于 2008 年后工企数据库缺失较多关键变量，从而引起估计结果存在偏差。

3. 更换金融业开放测算指标。服务业 FDI 是一国服务业开放的重要内容，为进一步检验基准结果是否稳健，本文使用金融业 FDI 渗透率指数作为金融业开放的替代变量进行回归分析，表 4 第 (6) 列报告了具体估计结果。表中数据显示，金融业 FDI 渗透率指标通过 10% 的显著性水平检验且系数为正，即金融业 FDI 开放对企业出口国内增加值率同样具有明显的促进作用，说明外资金融机构进入有利于企业获得更多的资本和技术含量更高的金融服务要素投入进而促进出口国内增加值率提升。这一结果再次支持了研究假说 H1。

4. 更换投入产出数据。由于我国投入产出表每 5 年才更新一次，不能反映行业投入产出比例随时间的变化关系。为此，我们使用 WIOD 提供的国别投入产出表数据测算历年中国制造业行业的金融服务投入产出比例，并以此为权重重新测算得到金融业开放渗透率 (*finopen_{cn}*)。表 4 第 (7) 列的结果显示，关键解释变量依然显著为正并且估计系数未发生实证性改变，再次表明金融业开放对企业出口国内增加值率的促进作用这一结论较为稳健。

六、机制检验与拓展分析

（一）影响机制检验

以上分析讨论了金融业开放与企业出口国内增加值率之间的关系并且验证了假

^①参考许和连等 (2017) 的方法对相关变量进行处理：首先，对出口国内增加值率的测算，不考虑国内中间投入的间接进口问题；其次，关于生产率 *tfp* 的测算，利用方程 $tfp = \ln(y/l) - s \times \ln(k/l)$ 进行估算，其中，*y* 用企业工业总产值表示，*k* 为固定资产总额，*l* 为企业就业人数，*s* 表示生产函数中资本的贡献度，将其设定为 1/3。

说 H1。接下来，本文进一步检验研究假说 H2，即金融业开放对企业出口国内增加值率的具体影响机制。依据理论分析结论，本文选用企业成本加成和研发创新作为中介变量进行影响机制检验，将计量模型构建如下：

$$\ln EDVAR_{ijt} = a_0 + a_1 \ln finopen_{ijt} + \gamma X + v_i + v_j + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

$$\ln mkp_{ijt} = b_0 + b_1 \ln finopen_{ijt} + \eta X + v_i + v_j + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

$$\ln EDVAR_{ijt} = c_0 + c_1 \ln finopen_{ijt} + c_2 \ln mkp_{ijt} + \rho X + v_i + v_j + \varepsilon_{ijt} \quad (9)$$

$$\ln rd_{ijt} = d_0 + d_1 \ln finopen_{ijt} + \theta X + v_i + v_j + \varepsilon_{ijt} \quad (10)$$

$$\ln EDVAR_{ijt} = e_0 + e_1 \ln finopen_{ijt} + e_2 \ln rd_{ijt} + \varphi X + v_i + v_j + \varepsilon_{ijt} \quad (11)$$

其中，*mkp* 为企业成本加成，本文采用 De Loecker 和 Warzynski (2012)^[38] 提出的生产函数估计法测算企业加成率^①，具体表达式为： $mkp_{it} = \rho_{it}^m (\vartheta_{it}^m)^{-1}$ 。其中，*m* 表示中间投入要素， ϑ_{it}^m 表示中间投入占企业销售收入的比重， ρ_{it}^m 表示中间投入产出弹性，利用超越对数生产函数进行参数估计求得；*rd* 为企业研发创新，使用新产品产值表示。

表 5 报告了中间机制检验具体结果。其中，第 (1) 列为金融业开放与企业 EDVAR 关系的基准估计 (同表 2 第 (6) 列)，第 (2) - (3) 列单独检验成本加成效应。第 (2) 列的结果显示，金融业开放系数显著为正，说明在控制了其他变量后，金融业开放有利于企业成本加成提升。第 (3) 列的估计结果表明，成本加成的系数显著为正，这表明金融业开放有利于企业降低生产成本进而通过成本加成渠道提升企业 EDVAR。第 (4) 和 (5) 列检验研发创新效应，估计结果同样表明，金融业开放能够通过促进研发创新进而对企业 EDVAR 产生正向作用。由此可见，引起企业成本加成和研发创新变动是金融业开放影响企业出口国内增加值率的可能路径。研究假说 H2 在此得到了验证。

表 5 中间机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	EDVAR	mkp	EDVAR	rd	EDVAR
<i>finopen</i>	0.0030 ** (0.0012)	0.0336 *** (0.0018)	0.0017 (0.0012)	0.7195 *** (0.0742)	0.0030 ** (0.0012)
<i>mkp</i>			0.0401 *** (0.0017)		
<i>rd</i>					0.0001 (0.0001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.6244 *** (0.0037)	0.1703 *** (0.0182)	0.6176 *** (0.0033)	-6.5890 *** (0.1838)	0.6191 *** (0.0036)
F 统计量	1 960.64	407.69	1 799.57	520.59	1 735.13
N	211 920	211 920	181 280	181 280	181 280
R ²	0.385	0.280	0.388	0.132	0.386

①De Loecker 和 Warzynski (2012) 等提供了加成率的详细测算过程，限于篇幅，此处不再赘述，具体备索。

(二) 加入关税的影响

在基准模型中, 本文未考虑关税对从事附加值贸易企业的产品出口和中间品进口活动的影响, 接下来, 进一步在模型中加入最终品关税 (*outputtariff*) 和中间品关税 (*inputtariff*) 指标以考察关税的潜在作用, 估计结果列于表6第(1)列。从中可以看出, 金融业开放对企业出口国内增加值率仍然具有明显的促进作用; 最终品关税系数显著为负, 说明最终品关税降低有利于企业出口进而能够提高出口国内增加值率; 而中间品关税系数也显著为负, 说明中间品关税降低有利于企业出口国内增加值率的提高。这是因为, 一方面, 中间品关税减免能够降低企业使用进口中间品的成本; 另一方面, 有利于企业使用技术含量更高的进口关键零部件, 两方面的作用促进中间品进口关税对企业出口国内增加值率产生正向促进作用。这与毛其淋和许家云(2019)等的研究结论一致。

表6 拓展分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	关税的影响	金融市场化 的影响	不同行业 的影响	东部地区	中部地区	西部地区
<i>finopen</i>	0.0035 *** (0.0014)	-0.0130 *** (0.0045)	0.0032 (0.0024)	0.0031 ** (0.0014)	0.0056 *** (0.0018)	0.0032 (0.0027)
<i>finopen</i> × <i>marketdum</i>		0.0072 *** (0.0020)				
<i>finopen</i> × <i>finance</i>			0.0105 ** (0.0041)			
<i>finance</i>			-0.0161 *** (0.0024)			
<i>outputtariff</i>	-0.0027 *** (0.0004)					
<i>inputtariff</i>	-0.0099 *** (0.0009)					
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	0.6047 *** (0.0043)	0.6242 *** (0.0037)	0.6280 *** (0.0037)	0.6220 *** (0.0041)	0.6550 *** (0.0060)	0.6698 *** (0.0081)
F 统计量	1 626.88	1 784.77	1 643.26	1 906.43	39.13	16.49
N	210 524	211 920	211 920	192 866	12 924	6 130
R ²	0.386	0.385	0.386	0.385	0.225	0.192

(三) 金融市场化的影响

由上文分析可知, 金融业开放指标主要基于国家制定的金融业开放政策文件测算得到, 但该指标未能反映一国国内金融市场发育程度的影响。樊纲等(2010)^[39]的研究表明, 中国各地区金融市场化程度差异明显^①, 这不仅会影响不同地区企业获得信贷资源的难易程度, 而且也会因为金融市场体系不完善加剧资源配置不均

①樊纲等(2010)主编的《中国市场化指数》数据显示, 2000—2009年期间, 浙江金融市场化指数最高, 平均为10.56; 西藏自治区最低, 仅为2.65, 二者相差悬殊, 由此也可反映中国各地区之间金融发展水平存在显著差距。

衡,进而影响金融业开放对企业出口国内增加值率的促进效应。为此,本文根据样本期间金融市场化指数中位数构建虚拟变量,并在基准分析中加入金融业开放与金融市场化虚拟变量的交互项($finopen \times marketdum$)以考察地区金融发展水平的影响。表6第(2)列的估计结果显示,交互项系数显著为正,这说明地区金融发展水平进一步强化了金融业开放对企业出口国内增加值率的促进作用。

(四) 对外部融资依赖度行业的影响

由于不同行业对外部融资的需求存在差异,本部分进一步考察金融业开放对不同外部融资依赖度行业的影响^①,为此,本文在基准模型中引入金融业开放与行业外部融资依赖度的交互项($finopen \times finance$)。表6第(3)列的估计结果显示,交互项系数通过显著性检验且为正,说明金融业开放对外部融资依赖度较高行业中的企业EDVAR的促进作用更为明显,这再次表明金融业开放带来的融资扩张以及融资成本降低有利于缓解企业融资约束,并对外部融资依赖度较高的企业EDVAR影响更为突出。

(五) 地区经济发展水平的影响

自改革开放以来,在实施渐进式开放战略的影响下,我国各地区之间经济发展程度不均衡现象日益明显。为此,本文将企业按照所属区域划分为东部、中部和西部地区分别考察金融业开放对不同区域企业EDVAR的异质性影响。表6第(4) - (6)列的结果显示,金融业开放对东部和中部地区企业出口国内增加值率均有显著的促进作用,但未对西部地区企业产生明显作用,可能的原因在于,西部地区总体开放程度较低,市场发育程度较缓慢,尤其是金融市场化程度与东中部存在较大差距,进而导致金融业开放对西部地区企业缓解融资约束的作用有限,进而表现为未对西部地区企业出口国内增加值率产生明显促进作用。

七、结论与启示

当前,中国经济正处于转型升级的攻坚阶段,大力提升企业出口附加值是推动制造业价值链向中高端攀升、实现贸易高质量发展的关键。企业出口附加值的提高不仅需要传统生产要素的投入,而且更依赖于大量的外部融资以及优质的金融服务对创新资源的有效支持。基于此,本文首先基于Kee和Tang(2016)的理论框架探讨了金融业开放对企业出口国内增加值率的影响机制,然后利用2000—2009年中国工业企业与海关贸易匹配数据对二者的关系进行实证检验。结果发现:(1)金融业开放有利于企业出口国内增加值率提升,这一结果在进行内生性问题处理、更换关键变量测算方法、加入关税的影响等一系列稳健性检验后依然成立;(2)金融业开放对出口国内增加值率的正向效应随着加工贸易类型企业出口比重的提高而减弱,并且对民营和外资企业以及高技术企业的促进作用明显;(3)影响机制检验表明,金融业开放带来的融资约束纾解和资源配置改善通过成本加成及研发创新渠道影响企业出口国内增加值率;(4)从地区经济和金融发展水平差异来看,

^①行业外部融资依赖度指标数据来自于Rajan和Zingales(1998)。

金融业开放对东部和中部地区企业的影响效应显著,同时地区金融发展水平进一步强化了金融业开放对企业出口国内增加值率的促进作用。

本文的研究结论具有较强的政策含义。首先,本文的研究结果表明,金融业开放对企业提高出口增加值以及国际分工地位具有积极作用,因此,在当前错综复杂的国内外经济环境下,中国应在遵循审慎开放原则的基础上持续推进金融市场开放,不断扩大融资来源、优化金融市场结构以及提高金融服务效率,增强企业对金融资源的可获得性,从而激励企业加大研发投资和增强技术创新能力,从而不断完善国内中间品市场,推动产品附加值和产业国际竞争力提升。其次,考虑到金融业开放对中部地区企业出口国内增加值的影响更为明显,且地区金融发展水平显著强化金融业开放的促进作用,对此,中国在推进金融业开放的同时,需要重视国内金融市场化改革,努力缩小各地区间金融发展差距,尤其要加强中西部地区金融市场培育,充分发挥金融部门的资源整合与配置功能,为中西部地区产业价值链攀升以及企业转型发展提供多方位支持。此外,中国政府仍需不断完善金融市场体系和相关制度建设,采取有效措施引导金融业开放带来的信贷资源和外资金融机构重点支持民营以及资本和技术密集型企业的研发创新活动,切实促进此类企业市场竞争能力及国际分工地位的提升,从而为中国经济高质量发展提供源源不断的动力支持。

[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, 90 (1): 178-189.
- [2] KEE H L, TANG H. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China [J]. *American Economic Review*, 2016, 106 (6): 1402-1436.
- [3] 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): 124-137.
- [4] 张杰, 郑文平. 全球价值链下中国本土企业的创新效应 [J]. *经济研究*, 2017 (3): 151-165.
- [5] 许和连, 成丽红, 孙天阳. 制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究 [J]. *中国工业经济*, 2017 (10): 62-80.
- [6] 孙浦阳, 侯欣裕, 盛斌. 服务业开放、管理效率与企业出口 [J]. *经济研究*, 2018 (7): 136-151.
- [7] ARNOLD J M, JAVORCIK B, MATTOO A. Does Services Liberalization Benefit Manufacturing Firms? Evidence from the Czech Republic [J]. *Journal of International Economics*, 2011, 85 (2): 136-146.
- [8] BEVERELLI C, FIORINI M, HOEKMAN B. Services Trade Policy and Manufacturing Productivity: The Role of Institutions [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 104 (1): 166-182.
- [9] BEKAERT G, HARCEY C R, LUNDLAD C T, SIEGEL S. What Segments Equity Markets? [J]. *The Review of Financial Studies*, 2011, 24 (12): 3841-3890.
- [10] AGHION P, HOWITT P, MAYER-FOULKES D. The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120 (1): 173-222.
- [11] RAJAN R G, ZINGALES L. Financial Dependence and Growth [J]. *American Economic Review*, 1988, 88 (3): 559-586.
- [12] MANOVA K, YU Z H. Firms and Credit Constraints Along The Global Value Chain: Processing Trade in China [R]. NBER Working Papers, No. 18561, 2012.
- [13] HUMMELS D, ISHII J, YI K M. The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2011, 54 (1): 75-96.
- [14] DEAN J M, FUNG K C, WANG Z. Measuring Vertical Specialization: The Case of China [J]. *Review of Inter-*

- national Economics, 2014, 19 (4): 609-625.
- [15] WANG Z, WEI S J, ZHU K F. Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels [R]. NBER Working Papers, No. 19677, 2013.
- [16] UPWARD R, WANG Z, ZHENG J. Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports [J]. Journal of Comparative Economics, 2013, 41 (2): 527-543.
- [17] 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.
- [18] 李小帆, 马弘. 服务业 FDI 管制与出口国内增加值: 来自跨国面板的证据 [J]. 世界经济, 2019 (5): 123-144.
- [19] 李强, 郑江淮. 基于产品内分工的我国制造业价值链攀升: 理论假设与实证分析 [J]. 财贸经济, 2013 (9): 95-102.
- [20] 吕越, 吕云龙, 包群. 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 [J]. 金融研究, 2017 (5): 63-80.
- [21] 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.
- [22] BAS M. Does Services Liberalization Affect Manufacturing Firms' Export Performance? Evidence from India [J]. Journal of Comparative Economics, 2014, 42 (3): 569-589.
- [23] 张艳, 唐宜红, 周默涵. 服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率 [J]. 世界经济, 2013 (11): 51-71.
- [24] 李宏亮, 谢建国. 服务贸易开放提高了制造业企业加成率吗——基于制度环境视角的微观数据研究 [J]. 国际贸易问题, 2018 (7): 28-40.
- [25] 邵朝对, 苏丹妮, 李坤望. 服务业开放与企业出口国内附加值率: 理论和中国的证据 [J]. 世界经济, 2020 (8): 123-147.
- [26] 诸竹君, 黄先海, 余骁. 金融业开放与中国制造业竞争力提升 [J]. 数量经济技术经济研究, 2018 (3): 114-131.
- [27] 武力超, 张馨月, 童欢欢. 金融服务部门开放对制造业企业技术创新的影响 [J]. 财贸经济, 2019 (4): 116-129.
- [28] 铁瑛, 何欢浪. 金融开放、示范效应与中国出口国内附加值率攀升——基于外资银行进入的实证研究 [J]. 国际贸易问题, 2020 (10): 160-174.
- [29] 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.
- [30] 孙辉煌, 韩振国. 不完全竞争、R&D 投入与成本加成变动——基于中国工业行业的实证研究 [J]. 科学学研究, 2010 (7): 1022-1027.
- [31] 程大中. 中国生产性服务业的水平、结构及影响——基于投入—产出法的国际比较研究 [J]. 经济研究, 2008 (1): 76-88.
- [32] 闫志俊, 于津平. 出口企业的空间集聚如何影响出口国内附加值 [J]. 世界经济, 2019 (5): 74-98.
- [33] BRANDT L, BIESEBROECK J V, ZHANG Y F. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97 (2): 339-351.
- [34] YU M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. The Economic Journal, 2015, 125 (6): 943-988.
- [35] CHEN Z Y, ZHANG J, ZHENG W P. Import and Innovation: Evidence from Chinese firms [J]. European Economic Review, 2017, 94 (3): 205-220.
- [36] 张杰, 芦哲, 郑文平, 陈志远. 融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入 [J]. 世界经济, 2012 (10): 66-90.
- [37] 侯欣裕, 孙浦阳, 杨光. 服务业外资管制、定价策略与下游生产率 [J]. 世界经济, 2018 (9): 146-170.
- [38] DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and Firm-Level Export Status [J]. American Economic Review, 2012, 102 (6): 2437-2471.
- [39] 樊纲, 王晓鲁, 朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2009 年报告 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2010.

(责任编辑 于友伟)

Financial Openness and Domestic Value-added Rate in Exports of Chinese Firms

LI Hongliang XIE Jianguo YANG Jijun

Abstract: This paper extended the Kee and Tang (2016) model to explore the impact mechanism of the financial openness on the firms' domestic value-added rate in exports (EDVAR), and conducted an empirical test by employing matched Chinese Industrial Enterprises data and Customs Trade data. The result shows that the financial openness has significantly improved the firms' EDVAR, which is still stable after a series of robustness tests. In view of enterprise types, the positive effect of financial openness on EDVAR diminishes by the increasing proportion of processing firms' export, and it is more prominent in private and foreign firms as well as high-tech firms. From the perspective of regional differences, the effect is more significant on firms in the eastern and central regions, and the regional financial development further strengthens such positive impact. The mediating effect indicates that the financial constraint relief brought by the financial openness affects the firms' EDVAR through two channels: mark-up promotion and innovation. These findings not only help us to understand the important role of the financial openness in promoting the transformation and upgrading of Chinese firms, but also provide useful references for the government to continuously push on the financial market reform and promote the high-quality development of manufacturing.

Keywords: Financial Openness; Domestic Value-added Rate in Exports; Trade Gains; Mark-up; Innovation