

金融开放对我国制造业出口产品质量影响的实证研究 ——基于开放序列与影响渠道

陈明^a, 曾春燕^b, 林小玲^a

(广东金融学院 a. 经济贸易学院; b. 工商管理学院, 广东 广州 510521)

摘要:从理论上探讨了金融开放影响制造业出口产品质量提升的理论机理,然后结合金融及其开放序列数据和微观中国工业企业数据,从产品质量的视角探究了金融及其开放序列对制造业出口产品质量发展的影响。结果表明:金融及其开放序列显著促进了制造业出口产品质量升级。进一步的检验表明,分工效应及资源再配置效应是金融开放促进制造业出口产品质量升级的效应渠道。

关键词:金融开放;分工效应;资源再配置效应;出口产品质量

中图分类号:F832 **文献标志码:**A **文章编号:**2095-0098(2022)02-0023-12

一、引言

推动制造业产品质量提升,是扩大出口和提高制造业竞争力的必然选择,更是新时期推动经济高质量发展的必然要求。然而,产品质量提升离不开金融资本和企业创新能力的有序组合。但在现实中,资本由金融部门控制,创造力由具有较强创新意识的企业家掌控,只有将资本有效配置给最具有创新能力的企业家,才能实现资本与创造力强强联手,不断推动技术进步和产品质量升级。第五次全国金融工作会议召开以来,推动金融脱虚向实已成为现阶段的金融发展方向,但金融资本怎样才能有效脱虚向实并配置到最需要资金的制造业企业呢? Bekaert et al. (2011)^[1]认为金融开放带来了国内外金融业融合、学习与竞争,提高了金融服务效率,促进了企业生产技术提升和经济稳定增长。由此看来,通过扩大金融开放来促进金融资本脱虚向实,推动企业产品质量提升,是一条可行途径。但金融开放对产品质量提升的作用机理是怎样的?又如何在新一轮对外开放中有效利用金融开放带来先进的金融服务产品和服务技术实现制造业高质量发展的战略目标?因此,深入研究金融及其开放序列影响制造业企业出口产品质量提升的理论机理,且以我国数据进行检验,是理论界和决策者亟待解决的难题,更是现阶段打造金融全方位开放新格局实现制造业高质量发展的迫切需要。

金融开放是一个热点话题,本文主要聚焦于金融开放及其带来的影响。从文献发展脉络来看,近年来大部分研究主要探讨贸易开放与金融发展之间的关系(Kim et al., 2010; 陈晓珊和刘洪铎, 2018; 王文波, 2019)^[2-4],也有文献通过关注贸易开放与金融开放的关系来研究金融开放对金融发展的影响(李佳等, 2019; Folarin & Asongu, 2019)^[5-6],大多认为贸易开放或者金融开放与金融发展彼此相互促进。另一类文献是研究金融开放对经济增长和波动影响。已有大量文献研究金融开放的经济增长和波动效应(逢淑梅和陈浪南, 2019; Hamdaoui & Maktouf, 2019; 陈明等, 2021)^[7-9]。还有学者从资本账户开放来考虑金融开放,分析资本账户开放对金融不稳定的影响,并在理论上强调了金融因素在宏观经济和金融波动中的重要作用(马

收稿日期:2020-05-21

基金项目:国家社会科学基金项目(17BJY197);广东省哲学社会科学“十三五”规划共建项目(GD18XYJ12);广州市哲学社会科学“十三五”规划项目(2020GZJD01);广东普通高校重点科研平台与科研项目(2019WZJD004)

作者简介:陈明(1979—),男,湖南平江人,博士,研究方向为服务经济与管理;曾春燕(通信作者)。

勇和王芳,2018)^[10]。

综上可知,学术界对金融开放的研究经历了从金融开放自身扩展到其对经济波动、金融波动、经济发展和金融发展的影响过程,是对现有金融发展理论的扩展,丰富了金融开放的研究领域。但在经济全球化受阻情况下,中国通过扩大金融开放,是否会影响到制造业产品质量提升,其背后影响机制是什么?现有研究鲜有对此问题进行回答。基于此,本文探讨金融开放影响制造业企业出口产品质量提升的理论机制,然后从整体及开放序列来考虑金融开放,并运用中国实际数据进行验证,期待能回应当前金融高水平开放是如何推动制造业出口产品高质量发展这一问题。本文边际贡献体现在:一是在理论上,分析了金融开放引致的先进金融服务产品和服务技术对产品质量提升的作用机制,有助于深化对扩大金融开放与制造业高质量发展之间内在关系的理解。二是在实证中,从金融开放序列上,分析了我国金融开放对制造业出口产品质量提升的影响;在影响渠道上,检验了金融开放引致的分工效应和资源再配置效应,有助于回应当前金融的高水平开放是如何推动制造业出口产品高质量发展等问题。

二、金融开放影响产品质量基本逻辑

金融开放使得资本等先进金融服务产品和服务技术在全球范围进行配置,一方面支持本地优势企业的生产能力不断提高,并通过国际贸易支持本地企业开拓国外市场,推动本地企业持续对外投资,出口比较优势产品,稳健地促进了企业的技术创新活动和产品质量提升;另一方面金融开放引致先进的金融服务产品和服务技术的全球配置,通过学习、竞争及融资效应带来了金融科技的发展,催生出更多符合不同投资者和经济形势的金融产品,对跨国企业的经营活动、投资决策和生产技术产生影响,可以促进整体产品质量的提升(张楠,2015)^[11]。可见,扩大金融开放不但吸引了外资投入,带来了丰裕的资本,推动了利率、汇率市场化改革和人民币国际化进程,而且通过证券市场和保险市场的进一步开放,使国内外先进金融科技和金融管理经验得到交流,资本市场互通互联得到加强。具体而言,金融开放推动产品质量提升的基本逻辑在于以下两点:一是金融开放带来先进的金融服务产品和服务技术引致的分工效应。金融开放带来了资本等先进的金融服务产品和服务技术的跨境自由流动,使得国外先进的金融服务产品和服务技术流入的同时也鼓励对外投资。这时,一方面,国外先进的金融服务产品和服务技术因追逐超额收益而流入到国内市场成立合资公司或进行股权投资等,带来了先进的金融技术和金融管理经验,促进了产业分工进一步深化,企业最终可能生产具有比较优势的高质量出口产品;另一方面,当金融开放引致的专业化分工效应带来本国优势产业形成一定规模时,先进金融服务产品和服务技术的流入带来溢出效应,将使得本地企业融入全球生产链,改进原有的生产技术、投资和管理方法,培育具有国际视野的职工,进而获取“走出去”的能力,而在与国外合作的过程中可学习先进技术和经验,并通过逆向技术溢出,带来国内产业进一步细化,影响国内企业的生产效率和产品质量。二是金融开放带来先进金融服务产品和服务技术引致的资源再配置效应。一方面,金融开放推动先进金融服务产品和服务技术自由流动,降低了东道国内金融市场壁垒,拓宽了东道国内的投融资渠道,降低企业融资成本,通畅融资渠道,提高了企业自身的资源再配置能力,推动企业生产率和产品质量的提升。另一方面,金融开放能驱动先进金融服务产品和服务技术自由流动,引导资源从低生产率的企业流向高生产率的企业,或从创新性较弱的企业流向那些具有较强创新能力且更具发展前景和实力的企业,最终实现资源再配置,提升了该企业生产率和产品质量。同时也迫使生产率较低(生产低质量产品)的企业有意愿提高本企业的生产水平和产品质量,以便本企业生产的产品能与生产率较高(生产高质量产品)的企业展开竞争,进而能在市场上占据一定份额。

综上所述,金融开放带来先进的金融服务产品和服务技术对制造业出口产品质量的影响主要借助两种路径来实现:一是通过追逐金融开放带来的先进的金融服务产品和服务技术直接引起的分工效应来实现产品质量提升;二是金融开放带来先进金融服务产品和服务技术引导资源从企业内创新力较弱的部门流向创新能力较强的部门,或从创新力较弱的企业流向那些具有较强创新能力且更具发展前景和实力的企业,从而实现资源再配置,推动企业产品质量的提升。接下来的内容将通过分析因金融开放带来的先进金融服务产品和服务技术所引致的分工效应和资源再配置效应,来检验中国金融整体开放及各序列金融开放对企业出口产品质量所起到的作用。

三、变量测度、模型构建与数据

(一) 主要变量的选择与识别

1. 制造业企业出口产品质量的估算。借鉴余森杰和张睿(2017)^[12]的研究思路,利用2000—2013年中国工业企业数据库和海关贸易数据库测算出口产品质量,并将其拓展到企业—目的国—年份—贸易方式—HS8位码产品层面,同时为在不同产品间存在可比性,本文对估计得到的产品质量进行了标准化,并以企业当年某一产品出口额占产品出口总额之比作为权重,将产品质量加总到企业层面来进行分析。最终计算公式如下:

$$QUA_{it} = T_{itmg} \times (R - QUA_{itmg}) / \sum T_{itmg} \quad (1)$$

其中, QUA_{it} 为本文最终所计算的属于同一行业的企业*i*在*t*年出口产品质量, T_{itmg} 表示企业*i*在*t*年出口到*m*国属于产品类别*g*的出口额。 QUA_{itmg} 是企业*i*在*t*年出口到*m*国属于产品类别*g*的产品质量,计算中为了避免极端值的影响,便于加总和比较,借鉴余森杰和张睿(2017)^[12]思路,先将每个HS8位码类别中高于95%分位数及低于5%分位数产品质量的观测值剔除后,减去相应产品类别*g*内总体产品质量的10%分位数,最后进行标准化处理,得到标准化的产品质量 $R - QUA_{itmg}$ 。

2. 金融开放的测度。首先借鉴 Lane & Milesi - Ferretti (2006)^[13]方法,用一国外部资本和负债之和占国内生产总值(GDP)的比重构造事实开放度(AO),计算中将以美元标价的一国外部资本和负债按当年平均汇率换算成人民币;然后参考陈明和魏作磊(2018)^[14]的思路,对《中国统计年鉴》里的制造业细分行业进行合并,但制造业细分产品所属的行业分类以《中国投入产出表》为准,将制造业细分产品归类到16个制造业行业,用事实开放度与前文所选取的企业归类的制造业各细分产品相对应的完全消耗系数相乘,得到金融开放实际渗透到制造业各细分产品的渗透率,数值越大代表开放度越高。计算公式如下:

$$FO_{it} = \sum_k service_{ijk} \times AO_{kt} \quad (2)$$

其中,*i*是金融业,*t*为年份,*k*为开放的金融服务部门, FO_{it} 表示按制造业各细分行业分类的金融开放实际情况, AO_{kt} 为用一国外部资本和负债之和占GDP的比重构造事实开放度, $srevice_{ijk}$ 表示制造部门每生产一个单位的最终产品需要完全消耗金融开放带来的产品或服务数量。 AO 原始数据取自2001—2014年《中国金融年鉴》, $srevice_{ijk}$ 的原始数据直接取自1997年、2002年、2007年和2012年《中国投入产出表》。同时,为了反映金融开放序列情况,还分析了中国直接投资市场开放、股权投资市场开放、债务投资市场开放、金融服务市场开放以及人民币国际化对企业出口产品质量的影响。使用一国的国际直接投资、国际股权投资和国际债务投资(包括国际债券投资和国际信贷投资)的资产和负债之和占GDP的比重衡量直接投资市场开放、股权投资市场开放和债务投资市场开放的事实开放情况,原始数据取自2001—2014年《中国金融年鉴》;使用金融服务进出口额占GDP比重衡量金融服务市场的事实开放情况,原始数据取自2001—2014年《中国统计年鉴》;使用跨境人民币收付数占GDP比重来衡量人民币国际化进程,原始数据取自2010—2014年《中国金融年鉴》。根据式(2),计算金融各子领域开放实际渗透到制造业各细分行业的渗透率来度量金融开放序列情况。

(二) 模型设立和估计方法

结合现有文献和前文理论机理分析,本文设定回归模型如下:

$$QUA_{ist} = \alpha + \beta_1 FO_{ist} + \sum \gamma_i X_{ist} + \varphi_i + \eta_s + \delta_t + \varepsilon_{ist} \quad (3)$$

其中, QUA_{ist} 表示制造业细分行业*s*第*t*年企业*i*的产品质量, β 、 γ 系列是变量系数, α 是常数。 FO_{ist} 表示金融开放影响制造业细分行业*s*第*t*年企业*i*产品质量的渗透率。 X_{ist} 为控制变量,其选取一方面考虑到同一行业下产品层面的变量,包括属于同一行业生产同一类型产品的企业数(Firms)、用每一年所收集企业总工资除以企业总人数来表示的企业平均工资(Wage);另一方面还考虑企业层面随着时间变化且可能影响产品质量的因素,包括反映企业市场潜力和需求的企业规模(Scale)和研发费用(RD)。其中,企业规模(Scale)用企业生产总值之和与所属行业增加值之比度量;研发费用(RD)用属于同一制造业细分产品(行

业)的研发经费支出占其行业增加值的比重进行表示。同时,还控制了年份固定效应 δ_t 、行业固定效应 η_s 和企业固定效应 φ_i ,以进一步消除由于金融开放带来的资金和技术引致企业生产技术转变等行为可能导致的影响, ε_{ist} 为随机扰动项。

本文最大挑战可能存在内生性问题。在以上设定的变量中,扩大金融开放能促进制造业出口产品质量提升,而反过来产品质量提升的提升有可能进一步推动金融开放的实现,若此种关系存在,模型就会出现内生性。合适的工具变量能解决金融开放对企业出口产品质量影响中可能遇到的内生性问题。借鉴大多研究,本文依据相关性和外生性的标准来选取影响企业出口质量内生解释变量的滞后项作为工具变量,进行识别不足检验(LM statistic)和过度识别检验(Sargan statistic),用Hausman方法进行内生性检验,用广义矩估计IV+GMM方法来解决包含以上工具变量的两步估计。另外,还考虑到现实中产品质量提升的惯性及模型的稳健性,在式(3)中引入产品质量滞后项,将模型转化为动态面板模型:

$$QUA_{ist} = \alpha_0 + \alpha_1 QUA_{is,t-1} + \beta_1 FO_{ist} + \sum \gamma_i X_{ist} + \varphi_i + \eta_s + \delta_t + \varepsilon_{ist} \quad (4)$$

其中, α_0 是常数, α_1 是滞后一阶的系数。用两步系统GMM方法对式(4)进行估计,并将模型中滞后的 FO_{ist} 视为差分方程的工具变量,同时,运用Arellano-Bond AR方法检验模型误差项序列相关性和采用Sargan方法检验可能存在的工具变量数过多可能导致过度识别问题。

(三)样本说明及数据来源

选取金融及其子领域开放和制造业16个细分行业2004—2013年数据为样本区间来进行分析。

被解释变量:实证研究中所用的制造业企业出口产品质量数据主要来源于2004—2013年中国工业企业数据库和中国海关产品层面交易数据。工业企业层面数据借鉴Yu(2015)^[15]的方法来进行处理。海关数据是产品层面的月度数据,按企业信息、类型和贸易方式等进行分类,将月度数据加总到年度数据。参考Yu(2015)^[15]的方法使用企业名称和年份初步匹配工业企业数据库和中国海关数据后,根据电话号码和邮政编码进行补充和调整,获得企业-目的国-年份-贸易方式-HS8位码产品层面的数据,并以此为基准,将海关数据中以美元计价的出口额按照当年的汇率换算成以人民币计价,并将出口额大于当年工业增加值的数据剔除,最终得到样本容量185116个。

解释变量:金融整体开放及金融开放序列中直接投资市场开放、股权投资市场开放、债务投资市场开放和金融服务市场开放渗透率的测算是结合2005—2014年《中国金融年鉴》和《中国统计年鉴》与1997年、2002年、2007年和2012年投入产出表计算得出,但人民币国际化渗透率数据的测算区间为2009—2013年。

控制变量:企业数(Firms)、企业平均工资(Wage)和企业规模(Scale),是根据中国工业企业数据库(2004—2013年)来进行计算;研发费用(RD)原始数据源于2005—2014年《中国科技统计年鉴》。在以上控制变量计算中,为了消除量纲的影响,除去以比重表示的企业规模(Scale)和研发费用(RD),其他的变量均进行了Min-max标准化处理。表1和表2分别报告了主要变量说明和变量描述性统计结果。

表1 主要变量的解释说明

	变量	变量说明	数据来源
被解释变量	出口产品质量(QUA)	基于改进FR方法的企业-目的国-年份-贸易方式-HS8位码产品层面的质量	中国工业企业数据库和海关贸易数据库
	金融整体开放度(FO)	一国外部总的资产和负债之和占GDP比重渗透到制造业各细分产品的渗透率	中国金融年鉴 中国投入产出表
解释变量	直接投资市场开放度(ZIO)	一国国际直接投资的资产和负债之和占GDP比重渗透到制造业各细分产品的渗透率	中国金融年鉴 中国投入产出表
	股权投资市场开放度(EIO)	一国国际股票证券的资产和负债之和占GDP比重渗透到制造业各细分产品的渗透率	中国金融年鉴 中国投入产出表
	债务投资市场开放度(DIO)	一国国际债券和国际信贷的资产和负债之和占GDP比重渗透到制造业各细分产品的渗透率	中国金融年鉴 中国投入产出表
	金融服务市场开放度(FSO)	一国金融服务进出口之和占GDP比重渗透到制造业各细分产品的渗透率	中国统计年鉴 中国投入产出表
	人民币国际化(RMBO)	跨境人民币收付数占GDP比重渗透到制造业各细分产品的渗透率	中国金融年鉴 中国投入产出表

表2 变量相描述性统计结果

变量	样本数	平均值	最大值	最小值	标准差
被解释变量	QUA	185116	0.7754	0.9999	0.7183
	FO	176	0.0127	0.0148	0.0089
	ZIO	176	0.4916	4.0285	0.0124
解释变量	EIO	176	0.3568	9.6913	0.0005
	DIO	176	1.7727	27.3194	0.0626
	FSO	176	2.7934	4.5705	0.8447
	RMBO	80	0.0555	0.0938	0.0091
	Firms	185116	0.6458	2.4531	-2.0776
控制变量	Scale	185116	0.4758	0.7681	-0.2465
	Wage	185116	0.1571	3.1784	-2.9045
	RD	176	0.4791	0.8836	0.0435

注:以上控制变量除企业规模(Scale)和研发费用(RD)外均为标准化后的值。

四、基本结果

(一)金融开放是否提升产品质量

1. 金融开放对制造业企业出口产品质量提升有着显著的促进作用。在表3的回归中,为了消除非观测的个体效应、行业经济社会发展变化等因素干扰,控制了年份固定效应;为了消除企业不随时间变动及服务贸易深化引致的企业进入退出行为的影响因素,还控制了企业固定效应。表3结果表明无论是固定效应FE回归、静态IV-GMM回归还是动态SYS-GMM回归,金融开放的系数符号均在1%的水平下显著为正,表明我国金融开放提升了制造业企业出口产品质量。以表3(3)为例,金融开放(FO)每增加1个单位,能使制造业企业出口产品质量平均提升约0.0835个单位。

2. 其他变量和滞后项的情况分析。产品层面的回归结果:企业数量(Firms)的系数为负,说明行业包含的企业数量越多,其产品质量越低。可能原因是企业数量越多说明企业进出自由,即行业进入的技术门槛低,提升产品质量的动机不足。企业平均工资(Wage)系数为正,且通过了1%的显著性检验,说明所属行业有着较高的平均工资,能有效吸引着较高劳动技能和专业技术水平的人才,结果必然会促进生产技术水平提高,进而推动产品质量提升。企业层面的回归结果:企业规模(Scale)对制造业企业出口产品质量提升在5%的显著性水平下为正,表明企业扩大生产引发了规模经济,企业生产成本降低,因而对产品质量升级产生了明显的促进作用。研发费用(RD)的系数符号在1%的水平下显著为正,表明研发费用(RD)的增加促进了企业出口产品质量提升。研发费用的投入不仅提高了企业生产效率,而且在创新驱动下极大增强了企业竞争力,是推动制造业企业技术进步和产品质量提升的重要力量。表3(3)回归中 $QUA_{i,t-1}$ 在1%的水平下显著且为正,显示了引入滞后项的合理性,制造业企业出口产品质量升级具有较强的惯性。

表3 金融开放对制造业企业出口产品质量的影响

变量	(1)FE	(2)IV-GMM	(3)SYS-GMM
FO	0.0864*** (0.0235)	0.0651*** (0.0207)	0.0835*** (0.0149)
Firms	-0.0220* (0.0121)	-0.0583 (0.0477)	-0.0407 (0.0618)
Scale	0.0375*** (0.0146)	0.0261*** (0.0084)	0.0165** (0.0072)
Wage	0.0257*** (0.0084)	0.0345*** (0.0109)	0.0409*** (0.0134)
RD	0.0392*** (0.0123)	0.0296*** (0.0071)	0.0384*** (0.0125)

变量	(1) FE	(2) IV - GMM	(3) SYS - GMM
Cons	0.1654 ** (0.0731)	0.2754 (0.3091)	0.1352 * (0.0736)
$QUA_{is,t-1}$			0.3647 *** (0.0858)
obs	142667	150831	153549
F/Wald 值	238.44 ***	675.18 ***	1085.56 ***
年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
模型设定 F 值	28.53 ***		
Hausman 值	92.17 ***		
内生性检验		31.6441 [0.0025]	
识别不足 LM 检验		46.1508 [0.0000]	
Sargan 检验		16.6137 [0.0944]	61.5484 [0.5133]
AR(1)			-3.0816 [0.0043]
AR(2)			-1.3749 [0.1355]

注:小括号数值为回归系数标准误,中括号内数值为相应检验统计量的伴随概率值。*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上通过显著性检验。内生性检验采用豪斯曼检验,原假设为所有解释变量均为外生。

(二) 金融开放序列对产品质量升级的检验

表 4 第(1)至第(5)给出了本文所选取的反映金融开放序列情况的中国直接投资市场开放、股权投资市场开放、债务投资市场开放、金融服务市场开放及人民币国际化对制造业企业出口产品质量提升影响的两步系统 GMM 动态回归结果,第(6)列将中国直接投资市场开放、股权投资市场开放、债务投资市场开放、金融服务市场开放纳入到同一模型进行分析。但考虑到人民币国际化变量与其他几个变量的样本时间范围不一致,所以没有放到同一个模型中去。总体上,金融各子领域开放均对制造业企业出口产品质量提升有着显著的正向作用。同时,从表 4 第(1)至第(5)列的系数发现,人民币国际化和金融服务市场开放对制造业企业出口产品质量提升的影响较大;比较表 4 第(6)列的系数发现,金融服务市场开放对制造业企业出口产品质量提升的影响相对大于直接投资市场开放、债务投资市场开放和股权投资市场开放对制造业企业出口产品质量提升的影响。

以上结论符合现实情况,一是改革开放以来,中国金融从小到大快速壮大,为了改善内地的营商环境,提升资源分配效率,更好促进金融服务实体经济发展,因而带来了金融服务市场开放实现由大到强的跨越。同时金融服务对外开放的加快,更是促进国内直接投资市场开放、股权投资市场开放和债务投资市场从数量型扩张转向质量优先的稳健增长,优化了金融资源市场配置功能,提升了经济增长的质量和效率,推动实体经济发展和出口产品质量提升。二是 2008 年全球金融危机爆发后,随着对人民币业务的政策约束放松和离岸人民币市场产生内生性的业务需求,人民币履行国际储备货币职能的范畴日渐扩大,国际化程度稳步提升,极大促进了制造业出口产品质量提升。同时,比较其他控制变量的系数符号发现,其与相对应表 3(3)中的基本一致,仅是显著性和系数大小稍有差别,这说明控制变量选择正确,更表明实证结论的稳健。

表4 金融开放序列对制造业企业出口产品质量的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ZIO	0.0629*** (0.0238)					0.0183** (0.0081)
EIO		0.0435*** (0.0159)				0.0074** (0.0032)
DIO			0.0452*** (0.0064)			0.0071* (0.0037)
FSO				0.0818*** (0.0275)		0.0265*** (0.0088)
RMBO					0.0965** (0.0426)	
Firms	-0.0375* (0.0204)	-0.0228 (0.0357)	-0.0356 (0.0519)	-0.0557** (0.0245)	-0.0084 (0.0130)	-0.0531 (0.0674)
Scale	0.0069*** (0.0025)	0.0047*** (0.0013)	0.0079** (0.0035)	0.0181* (0.0987)	0.0073*** (0.0025)	0.0088*** (0.029)
Wage	0.0076*** (0.0018)	0.0064*** (0.0015)	0.0055*** (0.0024)	0.0087*** (0.0031)	0.0014* (0.0008)	0.0069*** (0.0028)
RD	0.0434*** (0.0195)	0.0387*** (0.0164)	0.0329*** (0.0125)	0.0508*** (0.0173)	0.0512** (0.0226)	0.0724*** (0.0237)
Cons	0.1822** (0.0807)	0.2046*** (0.0853)	0.0975** (0.0431)	0.3052 (0.4619)	0.2765 (0.2548)	0.1639 (0.2935)
QUA _{i,t-1}	0.3158*** (0.1046)	0.1674** (0.0741)	0.5029*** (0.1846)	0.3661*** (0.0779)	0.2495** (0.1104)	0.2775*** (0.0824)
obs	147553	147553	147553	147553	46816	147553
Wald 值	1568***	1675***	1539***	1960***	762***	934***
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Sargan 检验	54.3157 [0.6334]	56.8451 [0.6081]	60.3917 [0.5228]	71.3886 [0.5045]	44.6819 [0.8492]	37.0584 [0.9291]
AR(1)	-2.7739 [0.0081]	-2.8056 [0.0046]	-2.6915 [0.0086]	-3.0184 [0.0014]	-2.8928 [0.0025]	-2.9664 [0.0022]
AR(2)	-0.9236 [0.3129]	-1.0745 [0.2484]	-0.8356 [0.3735]	-1.0983 [0.2336]	-0.9046 [0.3218]	-0.8275 [0.3864]

注:小括号数值为回归系数标准误,中括号内数值为相应检验统计量的伴随概率值。*、**、***分别表示10%、5%和1%水平上通过显著性检验。

(三)稳健性检验

1. 主要变量替代指标。采用 Khandelwal et al. (2013)^[16] 的 K 方法对制造业企业出口产品质量进行衡量,原始数据来源于 2004—2013 年中国工业企业数据库和中国海关交易数据库;采用金融业外商直接投资(FDI)占 GDP 的比重来测量金融开放,计算金融业 FDI 渗透到制造业 16 个细分行业的渗透率,其中金融业 FDI 的原始数据源于 2005—2014 年《中国统计年鉴》。

稳健性检验的回归结果如表 5(1)所示,金融开放和出口质量替代指标的回归结果与表 3(3)的基本一致,说明了原估计结果稳健。

2. 贸易方式差异。根据前文对一般贸易和加工贸易的区分,检验不同贸易方式下金融开放对企业出口

产品质量的影响。表 5(2)的检验结果与表 3(3)对比发现,模型相对应解释变量的差异仅在系数大小和显著性水平上,而系数符号方向一致,这充分证明了金融开放对企业出口产品质量提升作用的结果是稳健的。本文也发现,一般贸易下金融开放对企业出口产品质量的作用要大于加工贸易下金融开放对企业出口产品质量的作用,可能的原因是加工贸易由于“两头在外,中间在内”的特点,金融开放对其影响相对较弱。

3. 企业所有制差异。一般认为,国有企业由于具有较高的信誉和稳固性,与政府有天然的“血缘”关系而存在“特殊”融资渠道等,与私营企业有较大差别。那么,在金融开放下,金融服务技术和资金是否偏爱国有企业呢?国有企业与私营企业在产品质量提升方面会有着怎样的差异?基于此,按企业登记类型首先区分国有企业样本和私营企业样本,分析金融开放对企业出口产品质量提升的影响。

结果如表 5(3)所示,发现不同企业所有制的样本回归结果均与表 3(3)保持一致,相对应解释变量的差异仅在系数大小和显著性水平上。同时,也不能判断国有企业样本回归得到的结果好于私营企业的结果,或反之。这说明不管是国有企业或是私营企业,金融开放带来的资本、先进技术和管理经验均能产生溢出效应而对产品质量升级产生影响,所有制的差异不会影响金融开放对制造业企业出口产品质量的促进作用。

表 5 稳健性检验结果

变量	(1) 主要变量替代指标		(2) 贸易方式差异		(3) 企业所有制差异	
	金融开放	出口质量	一般贸易	加工贸易	国有企业	私营企业
FO	0.0718 ** (0.0317)	0.0659 *** (0.0154)	0.0694 *** (0.0235)	0.0473 ** (0.0209)	0.0464 *** (0.0131)	0.0441 * (0.0240)
Firms	-0.0679 (0.0834)	-0.0493 (0.0541)	-0.0537 (0.0779)	-0.0348 (0.0626)	-0.0278 ** (0.0123)	-0.0351 (0.0486)
Scale	0.0065 *** (0.0018)	0.0142 ** (0.0062)	0.0044 * (0.0024)	0.0037 *** (0.0012)	0.0085 *** (0.0027)	0.0069 *** (0.0015)
Wage	0.0268 ** (0.0118)	0.0319 *** (0.0115)	0.0094 *** (0.0031)	0.0135 *** (0.0027)	0.0284 *** (0.0095)	0.0303 ** (0.0134)
RD	0.0444 ** (0.0196)	0.0273 *** (0.0084)	0.0596 ** (0.0269)	0.0348 *** (0.0127)	0.0717 *** (0.0135)	0.0685 *** (0.0119)
Cons	0.1437 * (0.0789)	0.2035 (0.2516)	0.1025 (0.2473)	0.0493 ** (0.0217)	0.1964 (0.3487)	0.2178 (0.3562)
QUA _{i,t-1}	0.3368 *** (0.0415)	0.2542 *** (0.0869)	0.4627 *** (0.1395)	0.2809 *** (0.0641)	0.1553 *** (0.0242)	0.3286 *** (0.0907)
obs	153549	136647	103177	82486	50189	42619
Wald 值	685 ***	911 ***	2107 ***	1549 ***	732 ***	584 ***
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Sargan 检验	48.3221 [0.7806]	46.5366 [0.7985]	61.3028 [0.5482]	57.9372 [0.6364]	53.7495 [0.6528]	50.3927 [0.7154]
AR(1)	-2.9372 [0.0041]	-3.0844 [0.0005]	-2.7381 [0.0072]	-2.9518 [0.0034]	-2.8626 [0.0057]	-2.9209 [0.0039]
AR(2)	-1.2415 [0.1644]	-1.4074 [0.0976]	-1.0538 [0.3094]	-0.9676 [0.3805]	-1.1653 [0.1382]	-1.2438 [0.2072]

注:小括号数值为回归系数标准误,中括号内数值为相应检验统计量的伴随概率值。*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上通过显著性检验。

五、金融开放提升制造业出口产品质量的影响渠道分析

(一) 分工效应

根据前文的理论分析,金融开放带来的先进金融服务产品和技术流入和流出,有利于企业研发和创新投入增加,带来专业化程度提高,进而促进产品质量提升。

本文在此验证金融开放下专业化分工对制造业企业出口产品质量提升的影响渠道,借鉴祝树金和汤超(2020)^[17]的方法以企业加工贸易出口额占企业总出口额来测度企业层面的专业化分工水平,检验模型如下:

$$\begin{aligned} QUA_{ist} &= \alpha_0 + \alpha_1 FO_{ist} + \alpha_2 VS_{ist} + \alpha_3 VS_{ist} \times FO_{ist} + \sum \gamma_i X_{ist} + \varphi_i + \eta_s + \varepsilon_{ist} \\ VS_{ist} &= \beta_0 + \beta_1 FO_{ist} + \sum \gamma_i X_{ist} + \varphi_i + \eta_s + \varepsilon_{ist} \end{aligned} \quad (5)$$

其中, VS_{ist} 为垂直专业化效应代理变量,原始数据源于 2004—2013 年中国工业企业数据库。估计结果如表 6 所示。表 6(1) 显示金融开放对专业化分工的系数显著为正,表明金融开放程度越高,对专业化分工的作用就越大。表 6(2) 结果表明专业化分工对企业出口产品质量的促进作用,专业化分工与金融开放的二重交互项系数在 5% 的显著性水平下显著为正,说明金融开放对制造业企业出口产品质量升级的影响可以通过专业化分工来实现,即分工效应是金融开放影响制造业企业出口产品质量提升的渠道之一。

(二) 资源再配置效应

已有文献表明开放限制的逐步解除,会促使企业优化资源配置,选择生产产品质量相对较高和边际成本相对较低的产品,即企业可通过改变产品生产范围来再配置资源,达到产品质量的改变。借鉴韩超和朱鹏洲(2018)^[18]的思路,从产品转换率视角来衡量企业资源再配置效应,计算公式如下:

$$PCR_{it} = (P_add_{it} + P_drop_{it}) / P_{i,t-1} \quad (6)$$

其中, PCR_{it} 为企业 i 在时期 t 的总产品转换率, $P_{i,t-1}$ 为企业上期产品类数量, P_add_{it} 表示企业 i 在时期 t 增加的产品类数量, P_drop_{it} 为企业 i 在时期 t 减少的产品类数量,原始数据来源于 2004—2013 年中国工业企业数据库。为探讨企业产品质量提升中资源再配置效应的影响,首先估计金融开放对企业生产产品转换的作用,然后分析产品转换对企业产品质量的作用,通过金融开放和产品转换的交叉项来判断资源再配置效应是否是金融开放影响企业生产的产品质量的又一渠道。设立检验模型如下:

$$\begin{aligned} QUA_{ist} &= \alpha_0 + \alpha_1 FO_{ist} + \alpha_2 PCR_{ist} + \alpha_3 PCR_{ist} \times FO_{ist} + \sum \gamma_i X_{ist} + \varphi_i + \eta_s + \varepsilon_{ist} \\ PCR_{ist} &= \beta_0 + \beta_1 FO_{ist} + \sum \gamma_i X_{ist} + \varphi_i + \eta_s + \varepsilon_{ist} \end{aligned} \quad (7)$$

估计结果如表 6 所示。表 6(3) 显示金融开放对产品转换率的系数显著为正,表明金融开放程度越高,对产品转换率的作用就越大,即对资源再配置的作用越大。表 6(4) 结果表明产品转换对企业出口产品质量的促进作用,产品转换与金融开放的二重交互项系数在 1% 的显著性水平下显著为正,说明金融开放对制造业企业出口产品质量升级的影响可以通过资源再配置来实现,即金融开放导致企业增加产品质量相对较高和边际成本相对较低的新产品,进而促进了产品质量的显著提升。

表 6 渠道效应分析

变量	分工效应		资源再配置效应	
	(1) VS	(2) QUA	(3) PCR	(4) QUA
FO	0.0087** (0.0038)	0.0075*** (0.0023)	0.0149*** (0.0038)	0.0115*** (0.0034)
VS		0.0258** (0.0114)		

变量	分工效应		资源再配置效应	
	(1) VS	(2) QUA	(3) PCR	(4) QUA
FO × VS		0.0094 ** (0.0041)		
PCR				0.0089 *** (0.0029)
FO × PCR				0.0076 *** (0.0023)
Firms	-0.0224 ** (0.0099)	-0.0167 (0.0192)	-0.0195 (0.0202)	-0.0258 (0.0334)
Scale	0.0516 *** (0.0144)	0.0364 *** (0.0127)	0.0084 *** (0.0025)	0.0025 *** (0.0008)
Wage	0.0105 *** (0.0032)	0.0038 *** (0.0013)	0.0069 *** (0.0017)	0.0048 *** (0.0015)
RD	0.0591 *** (0.0196)	0.0427 *** (0.0143)	0.0376 *** (0.0126)	0.0185 *** (0.0062)
Cons	0.2536 (0.3747)	0.1876 (0.1634)	0.1664 * (0.0910)	0.1385 (0.1469)
QUA _{i,t-1}	0.4792 *** (0.1545)	0.3097 *** (0.0967)	0.4673 *** (0.1558)	0.2761 *** (0.0986)
obs	153306	118658	153275	123384
Wald 值	2648 ***	1057 ***	963 ***	1835 ***
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
Sargan 检验	64.5592 [0.5654]	50.2283 [0.6492]	58.6194 [0.6073]	48.7338 [0.8225]
AR(1)	-3.0485 [0.0017]	-2.8736 [0.0052]	-2.9745 [0.0026]	-2.8466 [0.0041]
AR(2)	-1.0938 [0.1571]	-1.2435 [0.1267]	-1.3643 [0.0927]	-1.1758 [0.1326]

注:小括号数值为回归系数标准误,中括号内数值为相应检验统计量的伴随概率值。*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上通过显著性检验。

六、结论与对策建议

本文在理论上揭示了金融开放影响制造业出口产品质量提升的机理和途径,并结合宏观行业数据和微观企业数据实证分析整体金融及其开放序列对中国企业出口产品质量升级的影响,得到结论如下:(1)整体金融开放显著促进了制造业出口产品质量升级。在金融开放序列中,人民币国际化对制造业企业出口产品质量提升的作用相对最大,其后分别是金融服务市场开放、直接投资市场开放、债务投资市场开放和股权投资市场开放。(2)影响机制分析表明,分工效应和资源再配置效应是金融开放对企业出口产品质量升级的作用渠道。以上结论与理论推断一致,更是证实了中国主动稳步扩大金融开放政策的正确。本研究有助于从更深层面理解金融开放影响制造业企业产品质量升级的作用机制以及推动形成全方位、多层次、宽领域金融开放新局面的必要性。主要对策建议有:

一是应有序推进金融市场开放。有序运行的金融市场是扩大金融开放的前提,而合理的开放顺序是防范系统性金融风险的前提。因此,要稳妥有序、以准入前的国民待遇推动金融开放,进一步改善国内营商环

境,同等对待内资和外资金融机构,增强金融市场的公平竞争。同时,在开放中金融机构应紧紧围绕服务实体经济这一宗旨,不断提升自身的经营管理能力和水平,切实为实体经济输血,拓宽实体经济融资渠道,提升资源分配的效率。

二是应加强资本市场全面互联互通式开放。前文的分析可知,直接投资市场、债务投资市场和股权投资市场开放促进了企业产品质量提升,是中国金融开放的重点领域。直接投资、债务投资和股权投资市场的互联互通,更好地满足国际投资者配置人民币资产的需求,有利于打造规范、透明、开放、有活力、有韧性的多层次资本市场体系,引导更多中长期资金特别是外资进入市场,更好满足企业融资需求,推动企业创新研发和产品质量升级。

三是新一轮金融开放应充分利用国际国内两个市场来提升中国银行业、保险业等金融机构的全球竞争力,为国内企业走出去提供支持。企业走出去带来了产品走出去,迫切需要中国银行业、保险业等金融机构在全球市场提供各类综合性金融服务,加快实现业务创新和转型,提升金融产品的多元化程度,根据企业走出去的需求,设计并提供多元化、多币种的产品体系,推进中国银行业、保险业等金融机构国际化发展,最终实现我国金融开放的重要目标。

四是稳步推进人民币国际化发展。应坚持汇率市场化改革,按照“成熟一项、推出一项”的思路逐步扩大开放,推动少数不可兑换项目的持续开放,稳妥有序实现人民币资本项目开放,深化与“一带一路”沿线国家经贸合作,推进人民币跨境结算^[19]。在保证经济安全的前提下,建立人民币国际化框架下国内货币金融与实体经济的良性互动,稳步推进资本市场开放,不断完善金融市场运行机制,提升人民币金融市场的深度和广度,满足全球各类投资者增持人民币资产的长远需求。

参考文献:

- [1] Bekaert G., Harvey C. R., Lundblad C. T., et al. What Segments Equity Markets? [J]. *Review of Financial Studies*, 2011(12): 3841 – 3890.
- [2] Kim D., Lin S., Suen Y. Dynamic Effects of Trade Openness on Financial Development [J]. *Economics Modeling*, 2010(1): 254 – 261.
- [3] 陈晓珊, 刘洪铎. 金融开放与贸易开放的互动性 [J]. *首都经济贸易大学学报(双月刊)*, 2018(4): 29 – 37.
- [4] 王文波. 金融发展、技术创新与产业结构升级 [J]. *金融教育研究*, 2019(1): 46 – 47.
- [5] 李佳, 竺杏月, 周荣荣. 金融发展是否可以强化双向 FDI 的产业结构优化效应: 基于江苏省的实证检验 [J]. *金融教育研究*, 2019(6): 3 – 11.
- [6] Folarin O. E., Asongu S. A. Financial Liberalization and Long – run Stability of Money Demand in Nigeria [J]. *Journal of Policy Modeling*, 2019(4): 483 – 495.
- [7] 逢淑梅, 陈浪南. 金融开放对我国区域经济增长非对称性影响的时变分析 [J]. *管理工程学报*, 2019(4): 104 – 112.
- [8] Hamdaoui M., Maktouf S. Overall effects of Financial Liberalization: Financial Crisis Versus Economic Growth [J]. *International Review of Applied Economics*, 2019(4): 568 – 595.
- [9] 陈明, 曾春燕, 姚洋洋. 金融服务开放与制造业企业出口产品质量: 影响机制与经验证据 [J]. *南方经济*, 2021(1): 1 – 22.
- [10] 马勇, 王芳. 金融开放、经济波动与金融波动 [J]. *世界经济*, 2018(2): 20 – 44.
- [11] 张楠. 金融开放与中国经济结构转型: 基于 Pugno 修正模型的实证研究 [J]. *国际金融研究*, 2015(10): 32 – 42.
- [12] 余森杰, 张睿. 中国制造业出口质量的准确衡量: 挑战与解决方法 [J]. *经济学(季刊)*, 2017(2): 463 – 484.

- [13] Lane P. R, Milesi - Ferretti G. The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities 1970 - 2004 [J]. Journal of International Economics, 2006(1): 223 - 250.
- [14] 陈明, 魏作磊. 生产性服务业开放对中国制造业生产率的影响分析: 基于生产性服务细分行业的角度[J]. 经济评论, 2018(3): 59 - 73.
- [15] Yu M. Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms [J]. The Economic Journal, 2015(6): 943 - 988.
- [16] Khandelwal A. K., Schott P. K., Wei S. J. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters [J]. American Economic Review, 2013(6): 2169 - 2195.
- [17] 祝树金, 汤超. 企业上市对出口产品质量升级的影响——基于中国制造业企业的实证研究 [J]. 中国工业经济, 2020(3): 117 - 135.
- [18] 韩超, 朱鹏洲. 改革开放以来外资准入政策演进及对制造业产品质量的影响 [J]. 管理世界, 2018(10): 43 - 62.
- [19] 张庆君, 汪新月. 人民币跨境结算的驱动因素——基于“一带一路”沿线国家数据的分析 [J]. 金融教育研究, 2020(4): 3 - 12.

An Empirical Study on the Impact of Financial Openness on the Quality of China's Manufacturing Export Products

——Based on Open Sequence and Influence Channel

CHEN Ming^a, ZENG Chunyan^b, LIN Xiaolin^a

(a. School of Economics and Trade, b. School of Business Administration,
Guangdong University of Finance, Guangzhou, Guangdong 510521, China)

Abstract: This paper discusses the theoretical mechanism of the influence of financial opening on the manufacturing firm's export product quality, and combine the data of Finance and its open sequence with the data of micro industrial enterprises in China, and explores the impact of finance and its open sequence on the high - quality development of manufacturing export products from the perspective of product quality. The results show that: finance and its opening sequence significantly promoted the quality upgrading of export products of manufacturing industry. Further tests show that division of labor effect and resource reallocation effect are the influence channels of financial opening on the quality upgrading of export products. This paper will provide valuable policy basis for further expanding financial opening to promote the high - quality development of manufacturing industry.

Key words: Financial openness; Division of labor effect; Resource reallocation effect; Export product quality

(责任编辑: 罗序斌)