

危机冲击能否倒逼 中国制造业产品质量提升

——基于行业出口国内增加值率差异的分析

贺梅 王燕梅*

摘要: 基于2000-2013年中国工业企业数据库、中国海关数据库和WIOD数据库的匹配数据,本文以2008年金融危机为准自然实验,运用双重差分模型系统评估危机冲击对异质性中国制造业出口产品质量的差异化影响。研究发现:(1)金融危机对不同制造业行业出口产品质量的影响具有差异性,危机冲击可以倒逼高出口国内增加值率的行业提升产品质量。(2)危机冲击主要通过行业全要素生产率和加成率对异质性制造业行业的出口产品质量产生影响,存在“金融危机冲击→全要素生产率变化/加成率变化→技术创新/市场份额→高出口国内增加值率行业质量提升”的传导机制。(3)创新投入存在延迟效应,最终使危机冲击对制造业产品质量的长期动态效应呈现“U”型特征。本文的研究结论对于如何更好应对全球贸易不稳定因素,推进制造业高质量发展具有重要的理论和现实意义。

关键词: 金融危机;国内增加值率;出口产品质量;双重差分模型

一、引言

党的十九大报告指出,中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,正处在转变发展方式、优化经济结构、转换增长动力的攻关期。高质量发展在基本的经济学意义上可以表述为:能够更好满足人民不断增长的真实需要的经济发展方式、结构和动力状态(金碚,2018)。高质量发展有着丰富的内涵和多层次性,其基础就是高质量产品,即能够提供质量合意的产品和服务。中国经济目前已高度融入国际分工体系。一方面,从需求侧来讲,中国商品贸易量居世界首位,其中制造业商品出口比例在90%以上,主要出口目的地为美国和欧盟。制造业产品出口在国内产出中的重要性虽有所下降^①,但其规模巨大且主要出口到发达国家和地区。因此,出口产品质量是中国制造业产品质量尤其是相对中高端产品质量的反映。另一方面,从供给侧来看,中国制造业也以FDI以及进口知识产权、资本品和中间投

*贺梅,中国社会科学院研究生院,邮政编码:102488,电子信箱:1157083845@qq.com;王燕梅(通讯作者),中国社会科学院工业经济研究所,邮政编码:100044,电子信箱:gjswym@sina.com。

感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见,当然文责自负。

①根据《中国统计年鉴(2017)》数据,2016年规模以上制造业企业出口交货值已达到11.77万亿元,规模以上制造业企业出口交货值占主营业务收入比重从2007年的19.75%下降到2016年的10.74%。

入品等方式,从参与国际分工中获得了资金和技术,对提升产品质量起到了不容忽视的作用。中国制造业产品质量的提升已经与世界经济息息相关,良好的外部环境会为中国制造业产品质量攀升提供有利条件;相反,全球经济增速下滑、贸易量萎缩和贸易摩擦加剧,则会使其发展受到来自多方面因素的干扰。正如 Alessandria 等(2011)所言,价值链分工引发的“长鞭效应”和“乘数机制”使各国经济周期的协调性增强,牵一发而动全身。

一个不可否认的事实是,2008 年席卷全球的金融危机恶化了全球经济环境,对中国的对外贸易形成巨大逆向冲击。危机爆发迄今已有 10 年,但其阴影仍然挥之不去,中国制造业产品出口也脱离了高速增长甚至在一些年份徘徊不进,那么,未来提高制造业出口产品质量的路径何在?在此背景下,探究金融危机究竟会对出口产品质量造成何种影响具有重要的理论价值和现实意义。现有研究中,学术界大多侧重于考察金融危机对企业出口行为可能产生的负面影响,较少关注到可能存在的“倒逼”作用。一部分学者从需求侧研究危机冲击,如 Eaton 等(2011)构建一般均衡框架模型从这一角度阐释一国贸易下降的原因;谢杰等(2018)直接指出高质量产品收入弹性更大,因此对危机时期的外需变化更为敏感。同时,供给侧角度也有相应的文献支撑,融资约束是其中一个切入点,Feenstra 等(2011)认为金融危机的爆发使得企业面临更为严重的融资约束问题,并比较了出口企业和内销企业的生产所受影响的大小;Manova 和 Yu(2014)指出危机会通过破坏价值链导致信贷紧缩,进而限制企业出口、降低生产利润。此外,企业创新行为也是另一个重要研究视角。Hausman 和 Johnston(2014)提出创新能力可以通过产品质量对经济增长速度施加影响,加大创新力度有助于企业尽快走出危机阴霾;Archibugi 等(2013)认为大部分出口企业的利润在金融危机期间下降,无力支撑创新投入,但是不排除有少部分企业会反其道而行之,在金融危机的影响下积极寻求升级。

外部冲击可能对部分企业产生“倒逼”作用,促进企业技术转型升级,提高企业绩效,但其作用效果对异质性企业而言存在差异。许德友和梁琦(2010)从技术性贸易壁垒层面切入,在对模型作出一定假设后分析认为,进口国市场通过提高最低质量标准等形式激励了出口国厂商提升产品质量;黄先海等(2015)依据海关数据的测算提出,金融危机通过“口红效应”^①和“倒逼效应”的双重影响导致中国出口品总体质量下滑,但不同类型行业间表现出的变化特征有差别。事实上,出口国内增加值率(Domestic Value Added Rate,简称 DVAR)不同的企业具有不同特质,并集中体现为行业层面的异质性,不同行业出口产品质量受金融危机冲击极可能表现出非一致的波动趋势。出口国内增加值率低的行业从国际市场大量买入原材料、先进机器设备,获取了较多的中间产品投入,大多为加工贸易类企业,因此对国际市场的依赖度也更大(戴觅等,2014;许明、李逸飞,2018),而通过进口先进的中间品能够显著促进企业出口绩效提升(耿晔强、史瑞祯,2018)。相比之下,出口国内增加值率高的行业一般依靠自身禀赋优势获得大部分价值增值,进口中间品所占比重小(王岚,2014),且国内相关配套设施较为完善,因而对国际市场的依赖度较小。鉴于此,有必要从出口国内增加值层面去挖掘金融危机冲击对中国制造业出口产品质量的影响,以刻画其中的因果效应和作用机理。

^①“口红效应”是指在经济充满不确定性时,人们转而偏好低价、低质产品的趋势。

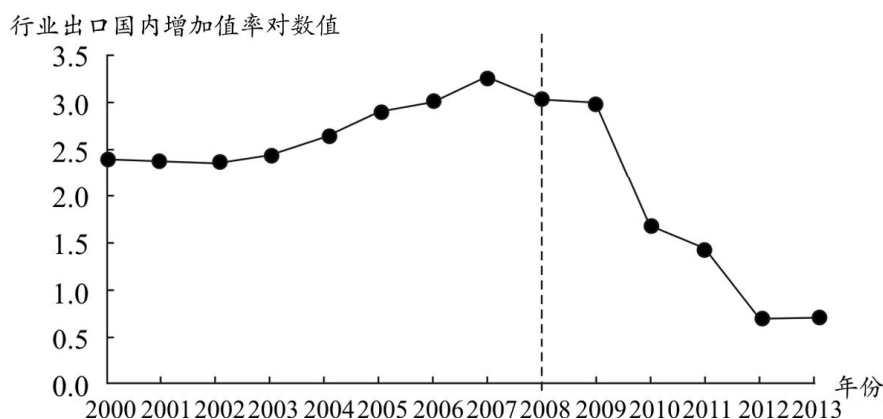
相较于以往文献,本文可能的边际贡献在于:(1)数据上,利用 WIOD 数据库(2000–2014)、中国工业企业数据库(1998–2013)和中国海关数据库(2000–2013)的匹配数据,立足行业层面进行金融危机对产品质量影响的实证研究。以往研究囿于中国工业企业数据的限制大多在 2008 年以前,无法有效评估金融危机对企业行为的影响效应,而本文将样本期拓展至 2013 年。(2)方法上,本文选取 2008 年金融危机这一准自然实验,在现有文献基础上根据行业出口国内增加值率差异进行组别划分,采用双重差分的方法(Difference-in-Differences Method,简称 DID)定量评估金融危机对制造业产品质量的差异化影响效应,为相关研究提供可供借鉴的处理方法。(3)内容和结论上,本文研究的重点并非评估金融危机的不利影响,而是从行业出口国内增加值率差异角度出发,试图检验危机冲击可能对特定行业产生的“倒逼效应”。本文发现,金融危机对制造业的影响具有异质性,危机冲击更能倒逼高出口国内增加值率的制造业行业提升出口产品质量。这不仅有助于理解在诸多类似的外部不利环境冲击下质量变动背后的机理,还能为更好地推动制造业高质量发展提供一定的经验依据。

二、特征性事实与理论假设

(一) 特征性事实

1. 行业出口国内增加值率的变动

本文依据测算的制造业各子行业出口国内增加值率绘制了其数值随时间变化的趋势图,如图 1 所示。可以发现,行业出口国内增加值率大致在金融危机发生之前呈上升态势,而在之后呈明显下降态势,这一显著变化构成本文模型识别的基本前提条件。本文还参考宋之杰和赵桐(2018)的标准对制造业子行业按要素禀赋进行划分,并在图 2 中绘制出了相应的出口国内增加值率对数值变动趋势图。图 2 不仅可以从纵向发现行业出口国内增加值率在冲击时间点前后存在差异,还能通过横向比较看出技术密集型制造业的出口国内增加值率整体上要低于传统的劳动、资本密集型制造业。结合现实情况看,中国的出口贸易格局主要取决于要素禀赋和价值链嵌入位置,中低技术行业具有更强的增值能力,而高技术行业大多从事加工装配环节,出口中蕴含的国外投入较多,利润被大量挤占(Koopman et al., 2012;王岚,2014;刘维林,2015)。



注:行业出口国内增加值率对数值 $=\ln(\text{行业出口国内增加值率} \times 100)$,下同。出口国内增加值率的测算方法见后文。

图 1 行业出口国内增加值率对数值变动趋势图

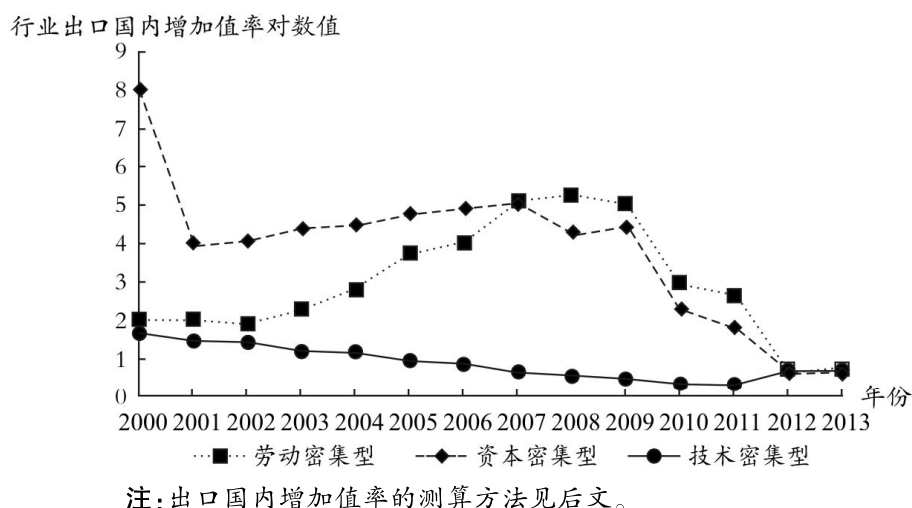


图2 按要素禀赋划分的行业出口国内增加值率对数值变动趋势图

2. 行业出口国内增加值率差异与出口产品质量

图3展示了行业出口国内增加值率与出口产品质量的关系,从中可以明显发现二者变动方向相反,存在典型的“高出口国内增加值率低产品质量陷阱”。实际上,这种现象恰恰反映出当下中国制造业在国际分工中的角色。

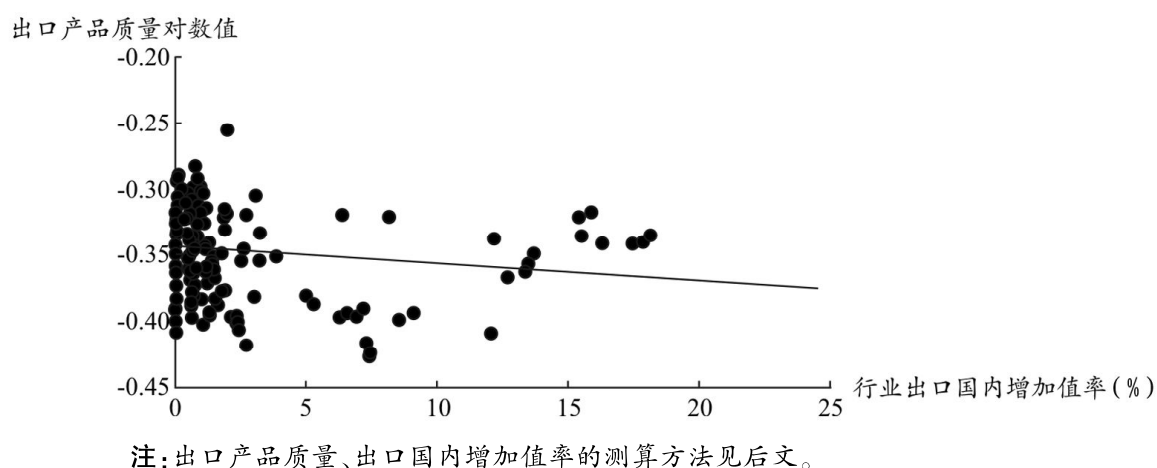


图3 行业出口国内增加值率与出口产品质量关系

根据已有研究(王玉燕等,2014;吕越等,2017),中国制造业目前正处于出口国内增加值质量效应的抑制区间。具体原因是,发达国家在全球分工生产中凭借综合实力建立、主导价值链体系,并牢牢控制着生产中的战略核心环节最大化自身利益。在此过程中,发达国家先进的技术水平、完善的管理组织方式以及高标准的产品要求会对发展中国家产生溢出效应,来自国外的高质量进口中间投入越多,越能推动出口产品转型升级。在这一阶段,由于中国主要依靠低廉的劳动力成本优势参与分工,对高技术行业的大量代工必然会在促进产品升级的同时压缩出口国内增值的空间,使出口国内增加值率与出口产品质量呈现出负相关的特征。需要额外指出的是,当中国制造业生产主体在积累一定生产能力后试图摆脱代工角色、通过掌握关键技术研发能力进而寻求价值链更高层次的升级时,发达国家会采取各种方式加大控制、阻击的力度,将其锁定在低价、低利水平,削弱行业国际市场动态竞争力,从而实现对自身利益安全的保护(Gereffi,2001)。显然,在超过某一临界点时,依赖外部进口投入实现产品升级的做法将难以为继。

3. 行业出口国内增加值率差异与出口产品质量变动

在金融危机影响下,行业出口国内增加值率与产品质量变动大小的关系为本文最为关注的核心问题。这里以危机发生前一年(2007年)的行业出口国内增加值率为横轴,以2000-2007年和2008-2013年两阶段各制造业子行业出口产品质量对数的均值差额作为纵轴作图,得到图4。如图4所示,大多数变动差值都为正,揭示出危机冲击总体上拉高了制造业的出口产品质量。也应注意到,部分为负的差值主要集中在低出口国内增加值率一侧,表明出口国内增加值率越高的行业提升效应越显著。因此,大致可以由图4初步判断,在危机冲击下,由于行业出口国内增加值率的差异存在,产品质量所受到的影响存在异质性,这为本文从行业出口国内增加值视角切入、划分处理组和控制组提供了基本思路。

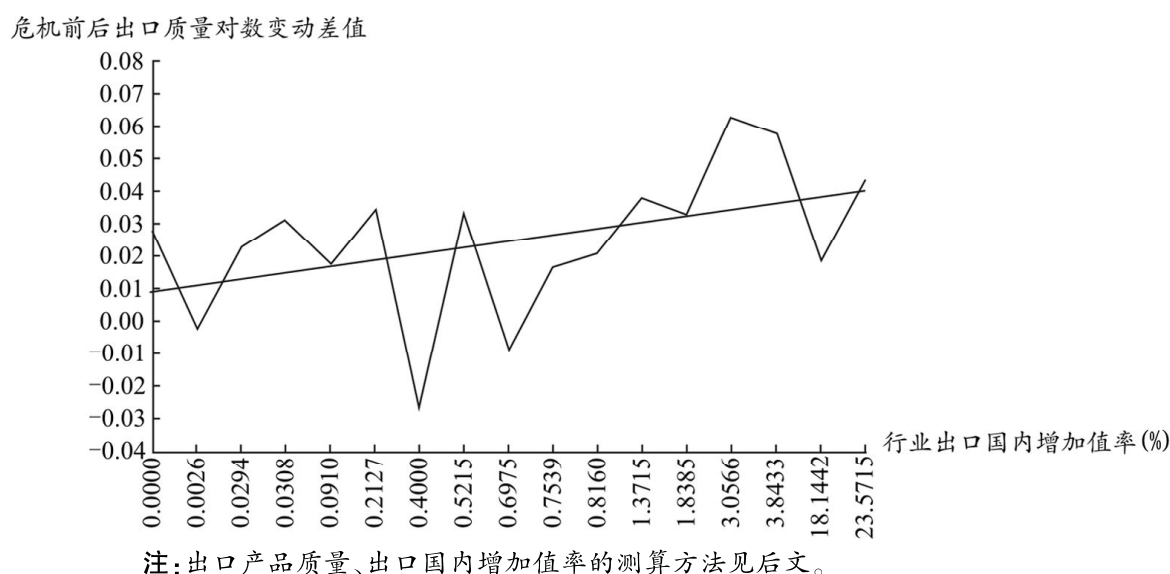


图4 行业出口国内增加值率与出口产品质量变动图

(二) 理论假设

金融危机的爆发一定程度上破坏了各国分工网络,发达国家关键中间品的生产如果不能正常进行,则会波及中国低出口国内增加值率的行业。如上文所述,这类行业主要从事加工贸易,出口产品技术含量与获利能力错配。所以一旦中间投入环节受损,产品质量所受的冲击力度将会非常之大(王雅琦,2018)。而那些高出口国内增加值率行业具有对中间品进口的替代能力,当受到需求冲击时,能够相对更为迅速地调整投入结构和投入来源,较少依赖来自国外的先进技术,进而增强出口产品的“免疫力”。

同时,危机还会引起全球贸易保护主义势力抬头。为了对国内行业加以保护、扶持,各国政府会通过多种手段提高进口门槛,而使用最低质量标准设置技术性贸易壁垒,对本国市场上出售的同类商品进行管制则不失为一种隐蔽、有效的工具。在这种情况下,核心技术缺乏、加工贸易占比高的低出口国内增加值率行业由于生产受到危机的较大冲击,抗风险能力较弱,更容易被挤出进口国市场,最终停产甚至是倒闭(许德友、梁琦,2010)。而高出口国内增加值率行业的生产主要依靠中国自身丰裕的要素,对外部供给负面冲击有一定的缓冲能力(王雅琦,2018),更可能灵活调整战略,满足进口国的严苛标准,最终实现被动性产品升级,根据以上分析,本文提出:

假设1:与低出口国内增加值率行业相比,金融危机更能倒逼高出口国内增加值率行业

提升产品质量。

从传导途径来看,伴随金融危机而来的还有消费者收入的下降。收入一旦下降将引起全球市场大幅萎缩,外需疲软低迷。受此影响,出口国企业订单大批减少,生产经营陷入亏损严重、入不敷出的困境,无法实现成功转型就可能因资金链断裂而退出贸易市场。在进口国总市场规模有限的条件下,如果生产者能够承受住危机的考验,其必将填补其他竞争对手倒闭后留下的空缺市场份额,获得一定的垄断势力。由于高出口国内增加值率行业一方面要素密集度与要素丰裕度高度匹配;另一方面,其生产的低质量产品需求收入弹性更小,出口额在外部逆向收入冲击下下滑幅度更少(谢杰等,2018)。因此可能的事实是,市场上将有更多高出口国内增加值率行业的生产者幸存下来,它们在定价能力得到增强的同时可以通过灵活的价格决策获得超额利润。因此,本文提出:

假设2:金融危机冲击发生时,高出口国内增加值率的行业可能通过提高加成率进而提升产品质量。

还应注意到,充足的利润恰恰是生产者生存发展的“血液”,它可以创造良好的生产条件,保证行业在改造传统工艺、自主研发创新、产品创意设计等技术创新活动方面的有效投入,提高承担创新失败风险的能力,进而成为产品升级的有力保障。从这个视角看,金融危机通过冲击初始的市场结构形成优胜劣汰机制后,进一步增强中国高出口国内增加值率行业在进口国市场上的垄断势力以及提高加成率,而由此带来的充足利润有助于增强企业承担创新失败风险的能力,促进全要素生产率的提高,实现内涵扩大再生产,最终倒逼这一行业出口产品质量提升。鉴于此,本文提出:

假设3:金融危机冲击发生时,高出口国内增加值率的行业可能通过提高全要素生产率进而提升产品质量。

三、模型、变量及数据

(一) 模型设定

本文参考 Lu 和 Yu(2015)、谢杰等(2018)的做法设定如下基准计量模型:

$$\ln quality_{it} = \alpha + \theta dvar_{i2007} \times crisis_t + \beta controls_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式中:下标 i 和 t 分别代表行业和年份。被解释变量 $\ln quality_{it}$ 是 i 行业在 t 年的出口产品质量,为对数化处理后的值。核心解释变量 $dvar_{i2007}$ 代表 2007 年每个制造业子行业的出口国内增加值率。 $crisis_t$ 是表示金融危机发生时间前后的虚拟变量,如果年份 t 是在 2008 年之前,则其取值为 0;若 t 在 2008 年之后(包含 2008 年),则其取值为 1。 $controls_{it}$ 代表控制变量,具体包括外资渗透率(fdi)、出口强度($intensity$)、资本密集度($capital$)、劳动生产率($labor$)、利润率($profit$)、人均工资($\ln wage$)、行业规模($\ln scale$)和固定资产占比($fixasset$)。 λ_i 是行业固定效应, λ_t 是时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

根据 Lu 和 Yu(2015)、谢杰等(2018),模型采用 $dvar_{i2007}$ 这一连续变量划分高出口国内增加值率行业和低出口国内增加值率行业具有合理性,有助于避免人为划定边界值进行分组带来较大误差、甚至得出错误结论的可能。同时这种分组标识也能在外部因素冲击下更好地探索行业出口国内增加值率对出口产品质量升级的边际效应。

本文主要关注的是系数 θ ,若其显著为负,说明金融危机后高出口国内增加值率行业比低出口国内增加值率行业产品质量下降更多,危机带来了负面影响;若其显著为正,则表明

高出口国内增加值率行业在危机后比低出口国内增加值率行业出口产品质量提升更大,危机带来了正面影响,存在倒逼效应;若其等于0,则表示金融危机不会造成产品质量的差异性波动。

(二) 变量说明和测算

1. 被解释变量:出口产品质量

本文借鉴 Hallak 和 Sivadasan(2009)的方法构建局部均衡的模型,对内生决定的出口产品质量加以测算。产品质量的测算数据来源于1998-2013年中国工业企业数据库和2000-2013年中国海关数据库的匹配数据,并依据杨汝岱和李艳(2013)的做法对样本进行合并和处理。行业数据由企业数据加权而得。

具体测算时,本文依据施炳展(2014)的做法建模估计。假设企业 i 在 t 年对目的国 m 出口产品 hs (海关八分位编码)的数量是:

$$q_{imt} = p_{imt}^{-\sigma} \lambda_{imt}^{\sigma-1} \frac{E_{mt}}{P_{mt}} \quad (2)$$

(2)式中: λ 代表产品质量, σ 为产品种类间的替代弹性, p 为产品价格, $P = \sum p^{1-\sigma} \lambda^{\sigma-1}$ 表示价格指数, E 为消费者支出。通过对(2)式两边取对数可以得到:

$$\ln q_{imt} = \chi_{mt} - \sigma \ln p_{imt} + \varepsilon_{imt} \quad (3)$$

(3)式中: $\chi_{mt} = \ln E_{mt} - \ln P_{mt}$ 为进口国-年份的二维虚拟变量,用以控制仅随进口国变化的变量、仅随时间变化的变量和随二者同时变化的变量。 $\varepsilon_{imt} = (\sigma - 1) \ln \lambda_{imt}$ 为残差项。

进一步地,将企业 i 在 t 年对每个进口国出口某一种类产品的质量定义为:

$$quality_{imt} = \ln \hat{\lambda}_{imt} = \frac{\hat{\varepsilon}_{imt}}{(\sigma - 1)} = \frac{\ln q_{imt} - \ln \hat{q}_{imt}}{(\sigma - 1)} \quad (4)$$

在将产品质量加总至整体时,需要再次将(4)式标准化,获得在年份-企业-进口国-产品四个维度上的标准化质量:

$$r - quality_{imt} = \frac{quality_{imt} - \min quality_{imt}}{\max quality_{imt} - \min quality_{imt}} \quad (5)$$

在此基础上,对整体质量进行如下衡量:

$$TQ = \frac{v_{imt}}{\sum_{imt \in \Omega} v_{imt}} \times r - quality_{imt} \quad (6)$$

(6)式中: Ω 为相应维度的集合, v_{imt} 是样本的价值量。最后,将制造业企业层面数据加权得出本文需要的行业层面数据。

2. 核心解释变量:出口国内增加值率

出口国内增加值率的测算方法较为丰富,主要包括宏观层面和微观层面两大类。本文从宏观层面,使用 WIOD 数据库提供的 2000-2014 年投入产出表,借鉴 Wang 等(2013)的方法测算得到出口国内增加值率。以国家 s 向国家 r 的出口为例,可以将其总出口额具体分解为如下十六项:

$$\begin{aligned} E^{sr} = & (V^s B^{ss})' \# Y^{sr} + (V^s L^{ss})' \# (A^{sr} B^{rr} Y^{rr}) + (V^s L^{ss})' \# (A^{sr} B^{rt} Y^{tt}) + \\ & (V^s L^{ss})' \# (A^{sr} B^{rr} Y^{rt}) + (V^s L^{ss})' \# (A^{sr} B^{rt} Y^{tr}) + \\ & (V^s L^{ss})' \# (A^{sr} B^{rr} Y^{rs}) + (V^s L^{ss})' \# (A^{sr} B^{rt} Y^{ts}) + (V^s L^{ss})' \# (A^{sr} B^{rs} Y^{ss}) + \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& (V^s L^{ss})' \# [A^{sr} B^{rs} (Y^{sr} + Y^{st})] + (V^s B^{ss} - V^s L^{ss})' \# (A^{sr} X^r) + \\
& (V^r B^{rs})' \# Y^{sr} + (V^r B^{rs})' \# (A^{sr} L^{rr} Y^{rr}) + (V^r B^{rs})' \# (A^{sr} L^{rr} E^r) + \\
& (V^l B^{ls})' \# Y^{sr} + (V^l B^{ls})' \# (A^{sr} L^{rr} Y^{rr}) + (V^l B^{ls})' \# (A^{sr} L^{rr} E^r) \quad (7)
\end{aligned}$$

(7)式中:第一部分(前五项)是最终被国外吸收的国内增加值(DVA),分别对应最终品出口(DVA_FIN)、直接对贸易伙伴国的中间品出口(DVA_INT)和间接向第三国出口的中间品(DVA_INTREX)。第二部分(第六项到第八项)为出口后再次返回到国内的国内增加值(RDV),分别是被贸易国最终出口的中间产品国内增加值(RDV_FIN)、第三国最终出口的中间产品国内增加值(RDV_INT)、贸易国中间品出口返回并被吸收的中间产品国内增加值(RDV_FIN2)。第三部分(第十一、十二、十四、十五项)是国外增加值(FVA),包括进口国增加值(MVA)和第三国增加值(OVA)两大块。第四部分(第九、十、十三、十六项)是被重复计算的中间品贸易量(PDC)。根据分解后各项的含义可以得到行业出口国内增加值率的表达式: $DVAR = (DVA_FIN + DVA_INT + RDV) / E$, E代表总出口额。

3. 控制变量

(1) 外资渗透率(*fdi*)。用制造业分行业外商投资和港澳台商投资工业企业的工业总资产占规模以上工业企业工业总资产的比重表示。外资企业相对本土企业生产实力较强,会对东道国产生技术溢出效应、学习效应,因此外资渗透率高的行业一般产品质量也会较高。(2) 出口强度(*intensity*)。本文以制造业分行业规模以上工业企业的出口交货值与工业销售产值之比表示。出口主要从竞争效应和选择效应对产品质量产生双重影响(许明、李逸飞,2018)。(3) 资本密集度(*capital*)。以制造业分行业规模以上工业企业的固定资产净值与年均从业人数之比表示。资本密集型行业可利用机器设备生产差异化产品,产品的生命周期较短,竞争更激烈,预期其系数为正。(4) 劳动生产率(*labor*)。使用制造业分行业规模以上工业企业的销售产值除以全部从业人员计算。倾向于认为劳动生产率越高,越有利于产品质量的升级。(5) 利润率(*profit*)。为了衡量行业的竞争程度,本文利用制造业分行业规模以上工业企业的利润总额与主营业务收入之比计算得出。利润率低的行业竞争程度更高,倒逼效应可能愈显著。(6) 人均工资(*lnwage*)。使用制造业分行业城镇单位就业人员平均工资的对数衡量。这里使用该项用以衡量人力资本水平的高低。(7) 行业规模(*lnscale*)。本文以制造业分行业规模以上工业企业销售产值的对数表示。虽然规模经济优势能够推动产品升级,但是应考虑到中国很多行业是利用廉价劳动力优势在扩大生产规模、增加利润,因而行业规模经济对产品质量的提升效应可能会被抵消。(8) 固定资产占比(*fixasset*)。本文采取制造业分行业规模以上工业企业的固定资产净值与总资产的比值作为融资约束的衡量指标,该比值越大,行业所受的融资约束越小。

需要说明的是,上述计算中用到的工业总资产、出口交货值、销售产值、固定资产净值、主营业务收入、利润额、从业人员人数数据均来源于历年《中国工业统计年鉴》,人均工资来源于历年《中国劳动统计年鉴》。由于原始数据以当年价格统计,这里对资产类指标使用历年固定资产投资价格指数进行平减(分行业的固定资产投资价格指数不可得),出口交货值、销售产值、主营业务收入、利润额使用制造业分行业的历年工业品出厂价格指数进行平减,人均工资使用居民消费价格指数进行平减。此外,由于中国国民经济行业分类标准(GB/

T4754-2002)①和国际行业分类标准 (ISIC Rev.4) 不一致, 本文将 WIOD 投入产出表中的 18 个部门与统计年鉴中的 28 个部门进行对接, 把 GB/T4754-2002 中的行业归入 ISIC Rev.4 中, 同时合并 ISIC Rev.4 中的机动车、拖车和半挂车制造业以及其他运输设备制造业, 最终整合得到以 ISIC Rev.4 为基准的 17 个制造业行业。

四、经验检验和结果分析

(一) 基准回归结果分析

表 1 汇报了双重差分模型的基准回归结果。

表 1 基准回归结果

变量	lnquality					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$dvar_{i2007} \times crisis_i$	0.0007 ** (2.13)	0.0008 ** (2.40)	0.0010 *** (3.50)	0.0010 *** (3.14)	0.0011 *** (3.53)	0.0010 *** (3.43)
fdi			0.1985 *** (6.29)	0.1911 *** (5.77)	0.2000 *** (6.15)	0.1587 *** (4.85)
$intensity$			-0.1057 *** (-3.38)	-0.0884 *** (-2.61)	-0.1129 *** (-3.30)	-0.0945 *** (-2.86)
$capital$				0.0007 * (1.89)	0.0007 * (1.73)	-0.0003 (-0.63)
$labor$				-0.0002 (-1.35)	-0.0002 (-1.48)	0.0001 (0.65)
$profit$					-0.3883 *** (-3.25)	-0.3281 *** (-2.71)
$lnwage$					0.0033 (0.22)	0.0177 (0.94)
$lnscale$						-0.0380 *** (-4.41)
$fixasset$						-0.0011 (-0.76)
行业固定效应	否	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
adj. R^2	0.5863	0.5865	0.6538	0.6608	0.6801	0.7086
观测数	238	238	238	238	238	238

注: 括号内为估计系数的 t 值; *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平下显著, 下表同。

第(1)列仅控制时间固定效应, 第(2)列控制了行业、时间固定效应, 两个交互项系数均在 5% 的显著性水平上为正, 意味着相比于低出口国内增加值率制造业 (控制组), 金融危机冲击显著促进了高出口国内增加值率制造业 (处理组) 出口产品质量提升。第(3)-(6)列在控制了双向固定效应的基础上逐步增加控制变量以排除其他因素的影响, 进而增强检验结果的稳定性。由于系数均在 1% 的水平下显著, 表明在剔除其他行业因素的影响后, 危机仍然有效促进了产品质量的优化升级。

① 中国国民经济行业分类在样本期内有调整, 考虑到数据的可得性和统计指标的一致性, 本文统一使用 2002 年发布的分类标准 (GB/T4754-2002), 并剔除工艺品及其他制造业、废弃资源和废旧材料回收加工业两个制造业子行业。

(二) 假设识别检验

1. 平行趋势检验

平行趋势假设是使用 DID 需要满足的一个基本识别约束条件。本文以被解释变量 *lnquality* 为纵轴、时间为横轴分别绘制出处理组和控制组变化趋势图,如图 5 所示。不难看出,在金融危机冲击之前,两组样本的时间趋势曲线基本增减走势相似。而在金融危机冲击之后,趋势线出现了明显的波动差异:高出口国内增加值率行业的产品质量得到了提升,而低出口国内增加值率的行业则不但没有表现出类似特征,甚至还呈现出一定的下降态势,两组间出口产品质量的差距显著缩小。故根据图形可以初步识别出金融危机冲击对中国制造业行业出口产品质量存在影响。



图 5 平行趋势假设检验图

但以上仅仅是根据变量的时间趋势变化图作出的判断,要想精确识别处理组和控制组是否在实验前存在一致趋势需借助计量模型进行检验,具体设定如下:

$$\ln quality_{it} = \alpha + \theta_t \times year_t \times dvar_{i2007} + \beta controls_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

(8)式中: $year_t$ 为各年份时间虚拟变量,其他变量与参数说明同基准模型,检验结果如表 2 所示。需要说明的是,第(1)列仅保留 2008 年以前的样本,第(2)列则使用 2000–2013 年的全样本,这里都将 2000 年作为基准比较组。

可以发现,尽管第(1)列各估计系数大小有差别,但均不能在 10%的显著性水平上通过检验。而第(2)列的交互项在 2008 年之前的系数同样不显著,但是,应注意到,2008 年之后的系数开始显著。因此,不能拒绝危机冲击以前处理组和控制组具有一致发展趋势的原假设,本文使用的 DID 方法满足这一约束条件。

表 2 平行趋势检验结果

变量	<i>lnquality</i>	
	(1)	(2)
$year_{2001} \times dvar_{i2007}$	0.0002 (0.28)	0.0001 (0.09)
$year_{2002} \times dvar_{i2007}$	0.0010 (1.47)	0.0008 (1.15)
$year_{2003} \times dvar_{i2007}$	0.0010 (1.42)	0.0009 (1.28)
$year_{2004} \times dvar_{i2007}$	0.0005 (0.79)	0.0006 (0.78)

续表 2 平行趋势检验结果

变量	Inquality	
	(1)	(2)
$year_{2005} \times dvar_{i2007}$	0.0004 (0.66)	0.0005 (0.64)
$year_{2006} \times dvar_{i2007}$	0.0007 (0.99)	0.0007 (0.95)
$year_{2007} \times dvar_{i2007}$	0.0008 (1.77)	0.0008 (1.10)
$year_{2008} \times dvar_{i2007}$		0.0008 (1.14)
$year_{2009} \times dvar_{i2007}$		0.0017** (2.32)
$year_{2010} \times dvar_{i2007}$		0.0016** (2.20)
$year_{2011} \times dvar_{i2007}$		0.0015* (1.96)
$year_{2012} \times dvar_{i2007}$		0.0019** (2.54)
$year_{2013} \times dvar_{i2007}$		0.0020*** (2.63)
控制变量	否	是
行业固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
adj. R^2	0.5748	0.7181
观测数	136	238

2. 安慰剂检验

本文选取 2008 年以前的样本,通过虚构事件发生的时间进一步进行安慰剂检验。这里选择危机前 1-3 年作为虚拟的危机冲击发生时点,构造交互项 $dvar_{i2006} \times crisis_{2007}$ 、 $dvar_{i2005} \times crisis_{2006}$ 和 $dvar_{i2004} \times crisis_{2005}$ 以替代原先基准模型中的 $dvar_{i2007} \times crisis_i$,再次进行参数估计,其中 $crisis_{2007}$ 在 2007 年后赋值为 1,之前赋值为 0, $crisis_{2006}$ 、 $crisis_{2005}$ 类似。表 3 给出了安慰剂检验的结果。

表 3 安慰剂检验结果

变量	Inquality		
	(1)	(2)	(3)
$dvar_{i2006} \times crisis_{2007}$	0.0004 (0.79)		
$dvar_{i2005} \times crisis_{2006}$		0.0003 (0.70)	
$dvar_{i2004} \times crisis_{2005}$			0.0002 (0.33)
控制变量	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
adj. R^2	0.6773	0.6769	0.6757
观测数	136	136	136

从中可以看出,三个交互项的估计系数均没能在 10% 的水平上显著,尽管各模型中 $dvar \times crisis$ 项的系数在虚拟危机冲击的年份都为正。依据这一检验结果可以确信金融危机冲击之外的其他因素并没有对高出口国内增加值率行业的出口产品质量施加作用。

(三) 稳健性检验

为了验证核心结论的可靠性,下文将从变量替换、内生性问题处理、样本重新分组多个角度继续展开讨论(结果见表 4)。

表 4 稳健性检验结果

变量	<i>lnwyquality</i>	<i>lnquality</i>	<i>lnquality</i>	2SLS	<i>lnquality</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$dvar_{i2007} \times crisis_i$	0.0011 * (1.75)			0.0028 *** (2.63)	
$dva_{i2007}/e \times crisis_i$		0.0010 *** (3.43)			
$rdv_{i2007}/e \times crisis_i$			0.0357 *** (3.57)		
$dvar \times crisis_i$					0.0165 *** (3.97)
Anderson canon.corr.LM statistic				23.83 ***	
Cragg-Donald Wald F statistic				25.63 ***	
控制变量	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
adj. R^2	0.4934	0.7085	0.7099	—	0.7140
观测数	238	238	238	238	238

1. 行业出口产品质量的其他测度方法

考虑到由制造业企业层面的出口产品质量加权到行业层面时,权重的不同可能会引起衡量偏差。为此,本文将进一步根据企业从业人数加权得到行业层面数据(*lnwyquality*)。更换被解释变量后的实证检验如表 4 第(1)列所示,无论从统计意义还是经济意义来看,可以认为采用新的测度方法衡量行业层面出口产品质量并不会引起本文基本结论的改变。

2. 出口国内增加值率的其他衡量方式

这里依次用($DVA_FIN+DVA_INT$)/ E 测算的直接出口国内增加值比例和 RDV/E 测算的返回到国内的出口国内增加值比例作为基准模型中 $DVAR$ 的替代指标重新衡量。替换后的模型回归结果在表 4 第(2)和第(3)列中予以汇报。显然,两个交互项系数在 1% 的水平上显著,故本文的核心结论不会受到出口国内增加值率衡量方式的显著影响。

3. 两阶段最小二乘法回归

尽管在面板数据模型设定时,通过控制时间、行业固定效应已经可以在很大程度上减小不可观测的遗漏影响因素可能带来的内生性,但由于出口国内增加值率和出口产品质量都是反映行业层面的信息,二者之间很可能存在双向因果关系。本文参考经济地理学的经典工具变量选取思路,选用 2007 年印度行业的出口国内增加值率作为中国对应行业出口国内增加值率的工具变量(IV)。之所以选择印度主要是因为从价值链视角看,中印两国地理位

置接近,比较优势各有侧重,贸易互补性和竞争性共存,经济上相互赶超。2017 年中国和印度的 GDP 增长率分别达 6.9%、6.62%,全年中印双边贸易额增长 20.3%,升至 844 亿美元,创下两国有经贸往来的最高记录。^① 本文采用的 Anderson canon. corr. LM 统计量和 Cragg-Donald Wald F 统计量均在 1% 的显著性水平下证实了 IV 的有效性。表 4 第(4)列报告了两阶段最小二乘法的结果。容易发现,在处理了潜在的内生性问题之后,本文的核心结论没有因此而改变。

4. 处理组和控制组的重新划分

本文的基准回归采用连续变量划分处理组和控制组,为了进一步增强结果的稳定性,降低模型结果的识别偏误,这里以 2000-2007 年中国制造业各子行业出口国内增加值率均值的中位数为分界点,将大于该值的行业归为处理组并赋值 $dvar$ 变量为 1,否则归为控制组,赋值为 0。这里再次进行实证检验,具体结果如表 4 第(5)列所示。可见,系数在 1% 的水平上显著为正,因此两种分组方法的差异不会对核心结论造成影响。

五、传导机制分析

前文已经细致考察了在金融危机外部冲击下,中国出口国内增加值率不同的制造业出口产品会受到差异化影响,并通过相关检验验证了核心结论的稳健性。那么,金融危机到底通过什么机制引致了倒逼效应呢? 根据理论分析,本文接下来将构建中介效应模型加以探讨:

$$\ln quality_{it} = \alpha + \theta dvar_{i2007} \times crisis_i \times path + \beta controls_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

根据前文的理论假设,这里分别选取行业全要素生产率($\ln tfp$)和加成率($\ln markups$)的对数值作为中介变量 $path$,尝试从这两个方面揭示危机冲击影响产品质量背后的传导机制。具体测算方法参考 De Loecker 和 Warzynski(2012)、许明和李逸飞(2018)。表 5 报告了内在机制检验结果,交互项系数为正且分别在 5% 和 1% 的显著性水平上通过检验,前文的猜想得以验证,说明危机确实通过全要素生产率和加成率对出口产品质量的变化施加了影响,伴随着两者的提升,处理组的出口产品质量会呈现出更明显的上升态势。

表 5 内在机制分析结果

变量	$\ln quality$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$dvar_{i2007} \times crisis_i \times \ln tfp_{it}$	0.0010 ** (2.41)	0.0012 *** (3.04)		
$dvar_{i2007} \times crisis_i \times \ln markups_{it}$			0.0028 ** (2.10)	0.0033 *** (2.74)
控制变量	否	是	否	是
行业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
adj. R^2	0.5727	0.7070	0.5695	0.7040
观测数	204	204	204	204

①数据来源于世界银行网站和中国商务部网站。

六、长期动态效应分析

本文对是否有影响、如何产生影响的问题做出了回答,然而考察的仅是平均效应。实际上,一次实验的影响可能需要数年才能显现,不一定在当期就有显著效果,因此被解释变量的变化可能存在长期的“动态效应”(Moser and Voena, 2012)。为进一步分析制造业出口产品质量变化的时间趋势从而刻画危机冲击产生的长期动态效应,本文在基准模型基础上引入年份虚拟变量再次进行回归分析(结果见表6)。

表 6 动态效应分析结果

变量	<i>lnquality</i>
$year_{2009} \times dvar_{i2007} \times crisis_t$	0.0011*** (3.85)
$year_{2010} \times dvar_{i2007} \times crisis_t$	0.0010*** (3.46)
$year_{2011} \times dvar_{i2007} \times crisis_t$	0.0009* (1.88)
$year_{2012} \times dvar_{i2007} \times crisis_t$	0.0013*** (2.92)
$year_{2013} \times dvar_{i2007} \times crisis_t$	0.0014*** (3.70)
控制变量	是
行业固定效应	是
时间固定效应	是
adj. R^2	0.7128
观测数	238

依据表6可见,在较长时期内,危机冲击仍然倒逼了处理组制造业提高出口产品质量,且作用强度随着时间的推移先逐渐减弱,而后不断增强,呈现“U”型趋势。为了更直观地刻画长期动态趋势,本文通过绘制年度效应趋势图加以呈现,如图6所示。

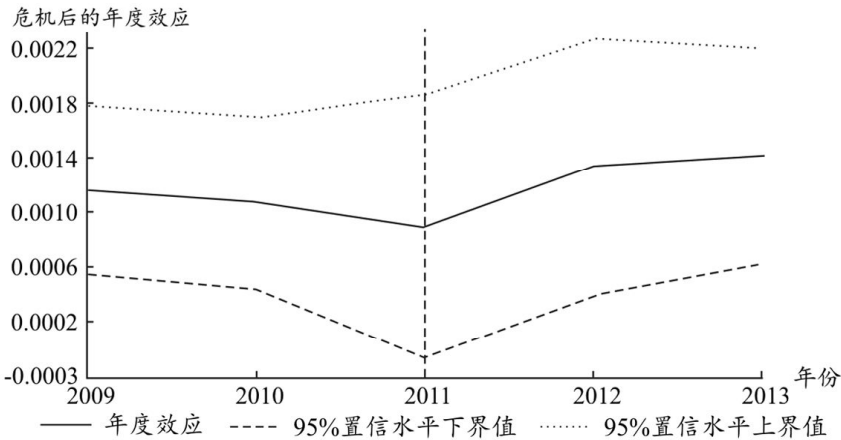


图 6 年度效应趋势图

创新行为具有“投入多、回报周期长”的典型特征,会造成创新产出的时滞和延迟,即创新行为需要经历一定周期才能成功实现市场价值。周期越长,越会增加生产者面临的风险,

阻碍一定时期内创新资源的优化配置,进而影响创新效益最大化结果。张治河等(2015)基于中国数据的实证分析表明,以科技活动经费内部支出额衡量的创新投入距离相应的创新产出间隔了三年时间,再一次量化了这一周期。因此,这类投入需要经历一定延迟才能发挥经济效应、助推产品升级,这可以用来解释出现上述年度效应变化特征的原因。

七、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

如何促进中国出口产品质量提升已经成为全社会亟需思考的问题。本文基于金融危机这一准自然实验,从行业出口国内增加值率差异角度,采取连续型双重差分法实证分析了危机冲击对制造业产品质量的影响效应。根据回归结果,本文发现:(1)面临全球金融危机的外部冲击时,高出口国内增加值率的制造业相比低出口国内增加值率的制造业更能提升出口产品质量。回归结果在一系列检验下仍然稳健。(2)外部危机冲击主要通过行业全要素生产率和加成率对产品质量产生影响。处理组受到外部中间品供给冲击作用小,出口额下滑较少,更能抵御危机侵害,并在贸易保护主义引发的技术性贸易壁垒面前不断加快创新步伐,满足进口国的高标准要求。控制组则因过多依赖中间品投入,自主研发创新水平不高,且产品需求收入弹性大,承受冲击的能力不够。危机冲击通过减少边际利润建立起优胜劣汰机制,使得幸存的制造业行业得以增强定价能力,这又可以进一步支撑创新。本文的分析将“金融危机冲击→全要素生产率变化/加成率变化→技术创新/市场份额→行业出口产品质量变化”的传导过程清晰地展示了出来。(3)进一步地,本文长期效应的探讨结果表明,在金融危机后的样本期内,冲击仍然能够倒逼制造业提高产品质量,且这种年度效应呈现出“U”型特征。对此,本文从创新投入的延迟效应视角给出了解释。

(二) 政策启示

在全球生产分工背景下,中国制造业面临的机遇与挑战并存,在凭借劳动力比较优势发展壮大时也更容易受到大环境中不稳定因素的干扰(张建华等,2018)。尤其是近年来,随着中国经济发展水平和贸易地位的提升,遭受的蓄意挑衅事件有所增多,如2018年春以来一直备受关注的中美贸易摩擦事件就是一个典型的例子。本文认为,中国应对外部不利因素和实现制造业高质量发展的关键在于提高行业出口国内增加值率,因此可以从以下角度入手:

1. 推动制造业转型升级,增强应对冲击能力

新时代下,实现经济高质量发展的重要突破点是要推动制造业向中高端升级,实现稳中求好、进中求优。因此,必须注重引导制造业由数量速度型向质量效益型发展方式转变,把调结构放到更加重要的位置,大力培育壮大高新技术产业,并在一定程度降低加工贸易占比的同时鼓励其向精细化方向转型,从而带动整个制造业的转型升级。这不仅是解决中高端产品有效供给不足与低端产品无效产能过剩并存问题的有效抓手,更是将外界不利条件转化为内在提升动力、提高出口产品质量应对冲击能力的关键举措。

2. 贯彻创新驱动战略,提高国际分工地位

大量进口关键零部件、原材料等中间投入品虽然能够在短期内帮助中国制造业提高产品质量,但依靠这种发展模式并非长久之计。为了促使制造业对外贸易完整地沿着工艺升

级、产品升级、功能升级和链条升级的路径转型,生产者在进口高质量中间投入品的同时,要注重通过消化吸收再创新和加大自身研发力度生产出优质中间品,不断增强自我供给的能力。要坚持以向高增加值生产环节迈进为目标,突破发达国家的技术操控,提高在价值链中的主导性。具体可以通过加强与高校、科研院所的合作,促进研发成果转化等途径来实现。

3.加强知识产权保护,增加基础设施和教育投资

目前,中国产权保护中存在的较多问题削弱了企业的创新动力,如执法保护力度不够强、维权过程漫长且费用高昂等。国家应着手增强执法强度,减少维权成本,对侵权行为要坚决予以打击,消除企业创新活动的后顾之忧。同时也要积极增加制造业相关配套设施的建设,并通过教育投入培养更多科技创新人才,提高中国的人力资本水平。这是提高产品出口国内增加值,进而实现从“量大”到“质优”型出口增长方式转变、从贸易大国向贸易强国转变的长期对策。

参考文献:

- 1.戴觅、余森杰、Madhura Maitra, 2014:《中国出口企业生产率之谜:加工贸易的作用》,《经济学(季刊)》第13卷第2期。
- 2.耿晔强、史瑞祯, 2018:《进口中间品质量与企业出口绩效》,《经济评论》第5期。
- 3.黄先海、蔡婉婷、宋华盛, 2015:《金融危机与出口质量变动:口红效应还是倒逼提升》,《国际贸易问题》第10期。
- 4.金碚, 2018:《关于“高质量发展”的经济学研究》,《中国工业经济》第4期。
- 5.刘维林, 2015:《中国式出口的价值创造之谜:基于全球价值链的解析》,《世界经济》第3期。
- 6.吕越、罗伟、刘斌, 2017:《全球价值链嵌入的生产率效应:影响与机制分析》,《世界经济》第7期。
- 7.施炳展, 2014:《中国企业出口产品质量异质性:测度与事实》,《经济学(季刊)》第13卷第1期。
- 8.宋之杰、赵桐, 2018:《中国制造业 R&D 投入绩效分解与演化——基于增加值视角》,《管理现代化》第4期。
- 9.王岚, 2014:《融入全球价值链对中国制造业国际分工地位的影响》,《统计研究》第5期。
- 10.王雅琦, 2018:《出口产品质量与中间品供给》,《管理世界》第8期。
- 11.王玉燕、林汉川、吕臣, 2014:《全球价值链嵌入的技术进步效应——来自中国工业面板数据的经验研究》,《中国工业经济》第9期。
- 12.谢杰、金钊、项后军、赵婷, 2018:《外部收入冲击、产品质量与出口贸易——来自金融危机时期的经验证据》,《财贸经济》第5期。
- 13.许德友、梁琦, 2010:《金融危机、技术性贸易壁垒与出口国企业技术创新》,《世界经济研究》第9期。
- 14.许明、李逸飞, 2018:《中国出口低加成率之谜:竞争效应还是选择效应》,《世界经济》第8期。
- 15.杨汝岱、李艳, 2013:《区位地理与企业出口产品价格差异研究》,《管理世界》第7期。
- 16.张建华、何宇、陈珍珍, 2018:《国际贸易冲击与产业结构变迁:基于经济稳定视角》,《经济评论》第4期。
- 17.张治河、许珂、李鹏, 2015:《创新投入的延迟效应与创新风险成因分析》,《科研管理》第5期。
18. Alessandria, G., J. P. Kaboski, and V. Midrigan. 2011. "US Trade and Inventory Dynamics." *The American Economic Review* 101(3): 303.
19. Archibugi, D., A. Filippetti, and M. Frenz. 2013. "Economic Crisis and Innovation: Is Destruction Prevailing over Accumulation?" *Research Policy* 42(2): 303-314.
20. De Loecker, J., and F. Warzynski. 2012. "Markups and Firm-Level Export Status." *The American Economic Review* 102(6): 2437-2471.
21. Eaton, J., S. Kortum, B. Neiman, J. Romalis. 2011. "Trade and the Global Recession." NBER Working Paper 16666.

22. Feenstra, R. C., Z. Y. Li, M. J. Yu. 2011. "Exports and Credit Constraints Under Incomplete Information: Theory and Evidence from China." NBER Working Paper 16940.
23. Gereffi, G. 2001. "Beyond the Producer-driven/Buyer-driven Dichotomy: The Evolution of Global Value Chains in the Internet Era." *IDS Bulletin* 32(3): 30-40.
24. Hallak, J. C., and J. Sivadasan. 2009. "Firms' Exporting Behavior under Quality Constraints." NBER Working Paper 14928.
25. Hausman, A., and W. J. Johnston. 2014. "The Role of Innovation in Driving the Economy: Lessons from the Global Financial Crisis." *Journal of Business Research* 67(1): 2720-2726.
26. Koopman, R., Z. Wang, and S. J. Wei. 2012. "Estimating Domestic Content in Exports when Processing Trade is Pervasive." *Journal of Development Economics* 99(1): 178-189.
27. Lu, Y., and L. H. Yu. 2015. "Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession." *American Economic Journal: Applied Economics* 7(4): 221-253.
28. Manova, K., and Z. Yu. 2014. "Firms and Credit Constraints along the Global Value Chain: Processing Trade in China." *CESifo Forum* 15(3): 8-11.
29. Moser, P., and A. Voena. 2012. "Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act." *The American Economic Review* 102(1): 396-427.
30. Wang, Z., S. J. Wei, and K. F. Zhu. 2013. "Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels." NBER Working Paper 19677.

Can Crisis Shock Improve the Quality of Manufacturing Products in China: An Analysis Based on the Differences in Industrial Export DVAR

He Mei¹ and Wang Yanmei²

(1: Graduate School CASS; 2: Institute of Industrial Economics CASS)

Abstract: Based on the matching data of Chinese Industrial Enterprise Database, Chinese Customs Database and WIOD Database from 2000 to 2013, this paper takes the financial crisis in 2008 as quasi-natural experiment, uses the Difference-in-Differences model system to evaluate the different impact of crisis on the quality of heterogeneous Chinese export manufacturing products. This paper finds that: (1) The financial crisis has diverse impact on the quality of export products of different manufacturing industries. Crisis shock can force industries with high export DVAR to improve their quality of products. (2) The crisis mainly affects the quality of export products of heterogeneous manufacturing industries through total factor productivity (TFP) and mark-up rate. There is a transmission mechanism: financial crisis shock → change in TFP/mark-up rate → technological innovation/market share increasement → quality improvement of industrial products with high export domestic value added rate. (3) There exists a delay effect in innovation investment, which finally makes the long-term dynamic impact of crisis shock on the quality of manufacturing products present a U-shaped feature. Conclusions of this paper have important theoretical and practical significance for how to better cope with the unstable factors in global trade and promote high-quality development of manufacturing industries.

Keywords: Financial Crisis, Domestic Value Added Rate, Quality of Export Products, Difference-in-Differences Model

JEL Classification: D24, F14, L15

(责任编辑:陈永清)