

出口需求冲击、产品组合与企业生产率

——基于中国工业企业的微观证据

袁莉琳 李荣林 季 鹏*

摘 要 本文基于马歇尔需求第二定律 (MSLD), 分别从出口目的地和企业两个视角考察了国家 (地区)、行业和产品三个层面出口需求冲击对产品组合和企业生产率的影响。研究发现, 在目的地视角上, 正向出口需求冲击会对出口产品组合产生“倾斜效应”, 使企业偏向出口具有核心优势的产品; 但在企业视角上, 正向出口需求冲击的“倾斜效应”弱化, 且对企业生产率的正向作用亦不明显, 这与基本的马歇尔需求第二定律相悖。

关键词 出口需求冲击, 产品组合, 企业生产率

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2020.03.02

一、引 言

自 2001 年加入 WTO 以来, 中国在对外贸易谈判中的主动权不断增强, 发达国家对中国的出口配额限制逐渐减少, 促使中国出口市场规模日益扩大。2000—2008 年间, 中国对外出口额从 3.93 万亿元增加至 17.99 万亿元, 贸易额翻了近 5 倍。¹但经济全球化是一把双刃剑, 在促进市场扩张的同时, 也导致竞争加剧和出口波动增大。2008 年金融危机爆发对全球经济造成猛烈冲击, 国际市场需求骤减, 2009 年中国出口额不增反减, 同比下降了 16.23%。在当前持续疲软的国际市场环境下, 出口贸易作为拉动中国经济增长的三驾马车之一, 在未来发展中面临着极大挑战。

在新贸易理论分析框架下, 以不变替代弹性 (CES) 效用函数为基础的垄断竞争模型通常假定成本加成是外生给定的 (Eaton and Kortum, 2002; Melitz, 2003), 因而无法分析贸易的“促进竞争效应” (pro-competitive effect)。为了内生成本加成的影响, 已有文献提供了几种思路: 一是从市场结构假

* 袁莉琳、季鹏, 南开大学经济学院; 李荣林, 南开大学经济学院国际经济研究所、中国特色社会主义经济建设协同创新中心。通信作者及地址: 李荣林, 天津市南开区卫津路 94 号南开大学经济学院国际经济研究所, 300071; 电话: 18622531197; E-mail: ronglinli@nankai.edu.cn。感谢国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’与南南合作背景下的中非产能合作问题研究”(19ZDA063)、中国国家留学基金的资助。特别感谢两位匿名审稿人和编辑富有建设性的修改意见, 当然文责自负。

¹ 根据《中国统计年鉴》数据计算所得。

设出发,放宽垄断竞争市场假设。如 Parenti *et al.* (2017) 研究发现,在企业数量外生给定条件下,古诺寡头均衡比贝特兰(Bertrand)寡头均衡产生更大的成本加成;当企业自由进入市场时,垄断竞争企业比寡头企业收取更低的价格,生产更多种类的产品。二是从效应函数角度出发,通过设立新的需求函数将成本加成的影响内生化的。如 Arkolakis *et al.* (2012) 和 Feenstra and Weinstein (2017) 在垄断竞争模型中引入超对数偏好(translog preference), Melitz and Ottaviano (2008) 和 Mayer *et al.* (2014) 引入拟线性需求函数, Mayer *et al.* (2016) 和 Melitz (2018) 引入马歇尔需求第二定律(MSLD),以内生化价格需求弹性的影响。与传统的 CES 效用函数相比,MSLD 条件不仅能够分析贸易的扩展边际,还能够分析贸易的集约边际,为分析竞争条件变化对企业出口产品组合的影响提供了理论支撑。该理论的基本逻辑为:在 MSLD 条件下,出口产品的价格弹性会随产品消费数量的减少而递减;当出口市场需求条件变化时,出口企业产量和价格的变化会使出口产品的竞争条件和价格需求弹性发生变化,从而诱发企业对出口产品进行重新组合,并最终影响企业生产效率。

那么出口市场竞争条件的变化,究竟会如何影响企业的出口决策呢? Baldwin and Gu (2009), Bernard *et al.* (2011), Iacovone and Javorcik (2010) 分别以加拿大、墨西哥、美国为例进行研究,发现出口市场竞争加剧,会强化贸易的“倾斜效应”,提升产品组合集中度。但针对中国出口企业的研究,目前尚未得到统一的结论。亢梅玲等(2017)研究发现出口竞争强度提升会加剧贸易的“倾斜效应”,使企业更多地出口具有核心竞争优势的产品。易靖韬和蒙双(2017)则发现竞争强度与出口产品偏度之间并不存在绝对的正向关系,而是倒 U 形关系。

除了“倾斜效应”之外,产品需求的变化还会促使企业优化资源配置,从而改善其生产效率(孙浦阳等,2013)。出口市场需求条件改变对企业生产率的影响可归纳为以下两类:一是大市场效应,即进入更大的市场能够使企业通过规模经济,学习新的技术和开发新的产品,从而变得更有效率(Baldwin and Yan, 2002);二是竞争效应,即随着贸易自由化水平的提高,企业面临的国际竞争加剧,迫使其提高生产率(Schor, 2004; Chiarvesio *et al.*, 2010)。但王恬和王苍峰(2010)、张杰等(2016)利用中国企业数据进行研究后发现,竞争效应对中国企业生产率的影响并不总是正向的。

鉴于上述现实与文献分析,本文将基于 MSLD 框架,利用中国工业企业微观数据,分别从出口目的地和企业两个视角来分析中国出口市场需求条件变化对出口企业行为的影响。其中,目的地视角侧重考察企业出口至各目的国(地区)产品组合的变化,企业视角则综合考虑企业对所有国家(地区)出口产品组合的变化。结果表明:从目的地视角来看,正向需求冲击具有明显的“倾斜效应”,随着出口市场总需求的增加,企业会偏向出口具有核心优

势的产品，提升产品组合的集中度，这与MSLD条件相符。但在企业视角上，正向需求冲击不具备明显的“倾斜效应”。进一步分析需求冲击对企业生产率的影响，发现出口市场需求增加对企业生产率的正向作用并不显著，且需求冲击对企业生产率与产品组合集中度的影响方向截然相反，这与MSLD的基本逻辑相悖。

与现有文献相比，本文首次利用中国工业企业数据对MSLD条件是否适用于中国情况进行了检验。本文的分析立足于出口需求冲击，研究市场规模本身的扩张造成竞争条件的变化，进而影响中国企业的出口行为。这种分析考虑的是需求曲线上点的变动，而不是已有文献中考虑的外生关税政策（毛淇林和许家云，2015；洪丽明和吕小锋，2017；钱学锋等，2016；陈维涛等，2017）或汇率政策（Li *et al.*，2015；向训勇等，2016）冲击造成的需求曲线的移动。

后文的结构安排如下：第二部分为理论传导机制分析，第三部分为计量模型构建和数据说明，第四部分为出口需求冲击与产品组合的经验研究，第五部分为出口需求冲击与企业生产率的经验研究，第六部分为结论。

二、理论传导机制

参照Mayer *et al.*（2016）和Melitz（2018）的理论分析框架，假定在垄断竞争条件下，代表性消费者的偏好满足MSLD条件。在该条件下，需求曲线是一个对数凹函数（Marshall, 1890），如图1所示。这意味着，价格弹性是内生的，随需求量的下降而递减。因此，市场需求条件发生变化时，产品的成本加成（markups）随之发生变化，符合产品因市定价（pricing to market）的经验事实。而且，在MSLD条件下，成本传递具有不完全性（incomplete pass-through），即边际成本的单位变化不会完全转移到产品的价格上，在图1中表现为边际收益曲线比需求曲线更为陡峭。具体而言，MSLD条件下，市场均衡问题如下：

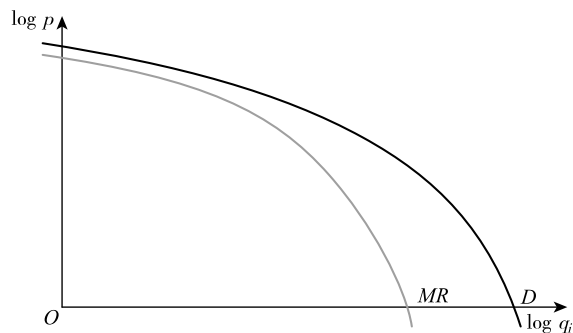


图1 马歇尔第二需求定律曲线

资料来源：Melitz（2018）。

(一) 消费者行为

假定个体支出标准化为1, 消费者的效用最大化问题为:

$$\begin{aligned} & \max_{q_i \geq 0} \int_0^M u(q_i) di, \\ & \text{s. t. } \int_0^M p_i q_i di = 1. \end{aligned} \quad (1)$$

其中, i 表示异质性产品, $i \in [0, M]$, M 为可获得的产品种类总数, q_i 表示消费量, p_i 表示价格, $(u(q_i))$ 为子效用函数。

在消费者效用最大化条件下, 可得竞争条件 λ^2 为:

$$\lambda = \int_0^M u'(q_i) q_i di. \quad (2)$$

令消费者的收入为 $R = p(q_i) q_i = \frac{u'(q_i) q_i}{\lambda}$, 则其边际收入为 $\varphi(q_i) = \frac{u'(q_i) + u''(q_i) q_i}{\lambda}$, 从而得到消费者的逆价格需求弹性和逆边际收入的需求

弹性分别为 $\epsilon_p(q_i) = -\frac{p'(q_i) q_i}{p(q_i)}$ 和 $\epsilon_\varphi(q_i) = -\frac{\varphi'(q_i) q_i}{\varphi(q_i)}$ 。当边际收益等于边际成本时, 可得成本加成为 $\mu(q_i) = 1/(1 - \epsilon_p(q_i))$, 会随需求量的变化而变化。

(二) 生产者行为

假定只有劳动一种生产要素, 劳动禀赋等于工人的数量与消费者数量之和 ($L = L^W + L^C$)。外生工资和个人消费支出标准化为1, 且企业是异质性的, 故企业利润最大化问题为:

$$\begin{aligned} & \Pi(c, \lambda) = \sum_{m=0}^{M(c)} [\pi(c(z(m)), \lambda) L^C - f], \\ & \text{s. t. } N^e \left\{ \sum_{m=0}^{\infty} \left[\int_0^{\widehat{c}/z(m)} r(cz(m), \lambda) d\Gamma(c) \right] \right\} = 1. \\ & L^W = N^e \left(f^e + \sum_{m=0}^{\infty} \left\{ \int_0^{\widehat{c}/z(m)} [cz(m) q(cz(m), \lambda) L^C + f] d\Gamma(c) \right\} \right). \end{aligned} \quad (3)$$

企业长期进入条件为:

$$\int_0^{\widehat{c}} \Pi(c, \lambda) d\Gamma(c) = \sum_{m=0}^{\infty} \int_0^{\widehat{c}/z(m)} [\pi(c(z(m)), \lambda) L^C - f] d\Gamma(c) = f^e, \quad (4)$$

² Melitz 提出, λ 是该模型中引致需求变化的内生因素 (demand shifter)。在市场需求给定时, λ 越大, 厂商面临剩余需求曲线将内移, 在给定消费者总数的条件下, 厂商销售价格下降, 意味着其面临的市场竞争加剧。当市场需求可变时, 市场规模扩张, 即当企业面临正向需求冲击时, 市场中的供给厂商数量增加, 使得在利润最大化条件下, 企业的停止生产成本 (cutoff cost) 上升, 原有产品可获得的利润减少, 这意味着 λ 提高, 即市场竞争加剧。

其中, $cz(m) \equiv v(m, c)$, 表示各产品差异化的边际成本, c 为常数, m 为产品的竞争力排序。当 $m=0$ 时, 表示该产品为企业的核心产品, 且有 $z(0)=1, z'(m) > 0$ 。 f 为各产品同质的固定成本, f^e 为企业进入所需的沉没成本, $\Gamma(c)$ 为成本分布函数, $r(v, \lambda)$ 和 $\pi(v, \lambda)$ 为单个企业的销售收入和利润。

(三) 均衡

市场出清时, 可得 MSLD 条件:

$$(\text{MSLD}) \quad \varepsilon'_p(q_i) > 0 \quad \text{for } q_i \geq 0, \quad (5)$$

$$(\text{MSLD}') \quad \varepsilon'_\varphi(q_i) > 0 \quad \text{for } q_i \geq 0. \quad (6)$$

在开放条件下, 消费者和生产者的最优选择与封闭条件下基本一致, 需求条件 (MSLD) 和 (MSLD') 仍满足。

分别对企业的产量、收入和利润求边际成本和竞争条件的弹性可得:

$$\begin{aligned} \varepsilon_{q, v} &= -\frac{1}{\varepsilon_\varphi}, & \varepsilon_{q, \lambda} &= -\frac{1}{\varepsilon_\varphi}; \\ \varepsilon_{r, v} &= -\frac{1-\varepsilon_p}{\varepsilon_\varphi}, & \varepsilon_{r, \lambda} &= -\frac{1-\varepsilon_p}{\varepsilon_\varphi} - 1; \\ \varepsilon_{\pi, v} &= -\frac{1-\varepsilon_p}{\varepsilon_p}, & \varepsilon_{\pi, \lambda} &= -\frac{1}{\varepsilon_p}. \end{aligned} \quad (7)$$

在 MSLD 条件下, 上述各弹性的值均小于 0。因此, 当面临正向需求冲击, 即出口市场规模扩大时, 企业面临的竞争程度和产品的边际成本均会上升。一方面, 企业为了抢占新增的市场份额, 会偏向出口边际成本最低的核心产品, 以巩固其竞争优势。另一方面, 为了优化资源配置, 边际成本过高的产品将退出市场, 避免造成资源浪费。在优胜劣汰的机制下, 核心优势产品份额提升, 劣势产品逐步退出市场, 企业生产率实现增长。根据上述理论推导, 本文提出两个基本假设。

假设一: 正向需求冲击会改变企业产品组合, 使企业倾向于出口具有核心优势的产品。

假设二: 正向需求冲击能够促进企业生产率的提高。

接下来, 本文将利用中国工业企业的数据, 验证 MSLD 条件下的两个基本假设。

三、计量模型与数据

(一) 计量模型

对假设一的验证可分为出口目的地和企业两个视角。在目的地视角下, 回归方程如下:

$T_{i,d,t}^I = \alpha_1 + \beta_1 \ln GDP_{d,t} + \beta_2 \ln Shock_{i,d,t}^{I-1} + \beta_3 \ln Shock_{i,d,t}^{I-S} + \gamma_1 X_{d,t} + \mu_{d,t}$, 其中, 下标 i 、 d 、 t 分别表示企业、目的国和年份, 上标中第一个 I 表示企业所属行业, 上标中第二个 I 表示冲击为行业层面, S 表示冲击为产品层面。 $T_{i,d,t}^I$ 表示行业 I 中的企业 i 在第 t 年出口至 d 国产品组合的泰尔指数, $\ln GDP_{d,t}$ 表示行业 I 中的企业 i 在第 t 年受到的 d 国国家层面的冲击, $\ln Shock_{i,d,t}^{I-1}$ 表示行业 I 中的企业 i 在第 t 年受到的 d 国行业层面的冲击, $\ln Shock_{i,d,t}^{I-S}$ 表示行业 I 中的企业 i 在第 t 年受到的 d 国产品层面的冲击, $X_{d,t}$ 为目的地视角控制变量, $\mu_{d,t}$ 表示随机误差项, α_1 、 β_i ($i=1, 2, 3$) 和 γ_1 为回归系数。

在企业视角下, 回归方程如下

$T_{i,t} = \alpha_2 + \beta_4 \ln GDP_{i,t} + \beta_5 \ln Shock_{i,t}^{I-1} + \beta_6 \ln Shock_{i,t}^{I-S} + \gamma_2 X_{i,t} + \mu_{i,t}$, 其中, $T_{i,t}$ 表示企业 i 在第 t 年的泰尔指数, $\ln GDP_{i,t}$ 、 $\ln Shock_{i,t}^{I-1}$ 、 $\ln Shock_{i,t}^{I-S}$ 分别为企业 i 在第 t 年受到的国家层面、行业层面和产品层面的冲击, $X_{i,t}$ 为企业视角控制变量, $\mu_{i,t}$ 表示随机误差项, α_2 、 β_i ($i=4, 5, 6$) 和 γ_2 为回归系数。

对假设二的验证仅从企业视角考虑, 回归方程如下:

$P_{i,t} = \alpha_3 + \beta_7 \ln GDP_{i,t} + \beta_8 \ln Shock_{i,t}^{I-1} + \beta_9 \ln Shock_{i,t}^{I-S} + \gamma_3 X_{i,t} + v_{i,t}$, 其中, $P_{i,t}$ 为企业 i 在第 t 年的企业生产效率, $v_{i,t}$ 表示随机误差项, α_3 、 β_i ($i=7, 8, 9$) 和 γ_3 为回归系数。

(二) 变量设置

1. 被解释变量

研究包含的被解释变量包括产品组合指数和企业生产率。

(1) 产品组合指数。本文借鉴 Mayer *et al.* (2016) 的方法, 用泰尔指数 (Theil Index) 表示产业组合倾斜指数, 泰尔指数越大, 说明产品组合的集中度越大。计算各目的国泰尔指数的公式如下:

$$T_{i,d,t}^I \equiv \frac{1}{N_{idt}^I} \sum_{s \in I} \frac{x_{i,d,t}^s}{\bar{x}_{idt}^I} \log \left(\frac{x_{i,d,t}^s}{\bar{x}_{idt}^I} \right), \quad \bar{x}_{idt}^I \equiv \frac{\sum_{s \in I} x_{i,d,t}^s}{N_{idt}^I},$$

其中, $x_{i,d,t}^s$ 表示企业 i 在第 t 年出口至 d 国的 s 产品总额, N_{idt}^I 表示行业 I 中的产品种类, \bar{x}_{idt}^I 表示行业 I 中的企业 i 在第 t 年出口至所有目的国的平均贸易额。

当分析企业视角三个层面冲击对产品组合的影响时, 还需要考虑各国产品的贸易份额占全球该产品贸易份额的比重, 所以模型中加入了组间泰尔指数 $T_{i,d,t}^B$, 计算公式为:

$$T_{i,d,t}^B \equiv \sum_s \frac{x_{i,d,t}^s}{x_{i,d,t}} \log \left(\frac{x_{i,d,t}^s / x_{i,d,t}}{x_{i,t}^s / x_{i,t}} \right),$$

其中, $x_{i,d,t} = \sum_s x_{i,d,t}^s$ 表示企业 i 在第 t 年出口至 d 国的贸易总额, $x_{i,t} = \sum_s x_{i,t}^s$ 表示企业 i 在第 t 年出口至所有国家的贸易总额。加权平均后, 得企业层面的泰尔指数为:

$$T_{i,t} = \sum_d \frac{x_{i,d,t}}{x_{i,t}} T_{i,d,t}^I - \sum_d \frac{x_{i,d,t}}{x_{i,t}} T_{i,d,t}^B.$$

(2) 企业生产率。企业生产率可用劳动生产率和全要素生产率 (TFP) 两个指标来衡量 (周黎安等, 2007)。在 Mayer *et al.* (2016) 一文中, 用平减后的劳均工业增加值来表示。但考虑到现实中, 劳动并不是企业唯一的投入要素, 为了更全面地测量企业生产效率, 本文同时使用 TFP 作为衡量指标。TFP 的计算借鉴鲁晓东和连玉君 (2012) 的设计方法, 将中间投入代替投资作为可观测生产率的代理变量, 采用 OP 法进行模型的估算。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为需求冲击, 分为国家、行业和产品三个层面。国家层面的冲击用各目的地国 GDP 的对数形式表示, 为 $\ln GDP_{d,t}$ 。

行业层面的冲击为:

$$\ln Shock_{d,t}^{I-I} = \ln M_{d,t}^I,$$

其中, $M_{d,t}^I$ 表示根据 SITC-3 位码统计方式得到的第 t 年 d 国 I 行业的进口总额。

产品层面的冲击为:

$$\ln Shock_{d,t}^{I-S} = \frac{1}{N} \sum_{s \in I} \ln M_{d,t}^s,$$

其中, N 表示 I 行业中产品的种类数, $M_{d,t}^s$ 表示根据 HS-6 位码统计方式得到的第 t 年 d 国产品 s 的进口额。

上述获得的冲击为目的地视角的冲击, 因此, 需要经过一定的加权平均, 得到企业视角各层面的冲击, 具体公式如下:

$$Shock_{i,t} \equiv \sum_{d,I} \frac{x_{i,d,t}^I}{x_{i,t}^I} \times Shock_{d,t}^I,$$

其中, $x_{i,d,t}^I$ 表示行业 I 中的企业 i 在第一年出口至 d 国的贸易额, $x_{i,t}^I$ 则表示企业 i 第一年出口至所有国家的贸易额。

此外, 为了避免内生性, 本文在计算行业层面和产品层面的冲击时, 扣除了中国出口至目的国各行业和各产品的贸易额。

3. 控制变量

为了避免重要解释变量缺失造成的估计偏误, 本文分别从目的地视角和企业视角加入以下控制变量。

从目的地角度来看, 国与国之间的贸易成本和贸易自由化程度也会影响到出口企业的行为 (Mayer *et al.*, 2014)。贸易成本用两国间主要城市的加权

距离来表示;贸易自由化程度用两国是否同属于WTO来表示,其中均为WTO成员国时,该虚拟变量取值为1,反之为0。

从企业角度来看,企业规模(Feenstra and Ma, 2007)、融资能力(Jarreau and Poncet, 2014)、盈利能力(易靖韬和蒙双, 2017)及出口规模(Fernandes and Tang, 2015)都会对其出口行为产生影响,进而影响其出口产品组合和企业生产率。其中,企业规模用企业总资产表示,融资能力用企业的资产负债率表示,盈利能力用企业的营业利润率表示,出口规模用出口交货值表示。

(三) 数据说明

本文的研究数据来源于中国工业企业数据库、海关贸易数据库、UN Comtrade 数据库、世界银行数据库和CEPII 数据库。³其中,工业企业数据库中包含了模型估计所需的企业销售总额、企业出口交货值、工业增加值、固定资本存量、总负债、总资产、营业收入、营业利润等变量,海关贸易数据库中主要使用了企业出口额、产品种类数等变量,UN Comtrade 数据库提供了各国(地区)对全球及中国各产品的进口数据,世界银行网站提供了各国(地区)GDP 总额数据,CEPII 数据库提供了进出口国(地区)之间的距离及各国(地区)是否为WTO 成员方的数据。

2000—2007 年间,全球经济经历了一个较为稳定的增长期,中国出口市场逐步扩大,出口经济取得了较快发展。因此,为了分析出口市场规模扩张对企业行为的影响,本文选取2000—2007 年为时间区间。在数据处理过程中,首先参照Yu (2015) 与 Upward *et al.* (2013) 的方法对中国工业企业数据和海关贸易数据进行了匹配,最终得到的企业数为276 843 个。剔除单产品企业后,剩余企业数为214 563 个。其次,在目的国(地区)选择上,鉴于部分国家(地区)数据存在缺失,本文在中国历年出口总额排名前80 的国家和地区中,以各国(地区)出口额总和占中国全部出口总额比重90% 以上为基本原则,选取了64 个国家和地区。⁴最后,本文针对三个层面冲击的数据分别进行如下处理:国家(地区)层面冲击的数据使用世界银行公布的各国(地区)的GDP;行业层面冲击使用UN Comtrade 数据库的SITC-3 位码(Rev. 3) 数据,并根据盛斌(2002)、文东伟等(2009)和Fukasaku and

³ 海关贸易数据库和UN Comtrade 数据库中仅包含中国内地出口企业行为及各国(地区)对中国内地的进口额,不包含港澳台的外贸行为。

⁴ 64 个国家和地区分别为:中国澳门、中国香港、丹麦、乌克兰、以色列、伊朗、俄罗斯、加拿大、加纳、匈牙利、南非、印度、印度尼西亚、哈萨克、哥伦比亚、土耳其、埃及、墨西哥、委内瑞拉、孟加拉国、尼日利亚、巴基斯坦、巴拿马、巴西、希腊、德国、意大利、挪威、捷克、摩洛哥、斯里兰卡、新加坡、新西兰、日本、智利、柬埔寨、比利时、沙特阿拉伯、法国、波兰、泰国、澳大利亚、爱尔兰、瑞典、瑞士、科威特、秘鲁、约旦、罗马尼亚、美国、芬兰、英国、荷兰、菲律宾、葡萄牙、西班牙、贝宁、越南、阿尔及利亚、阿根廷、阿联酋、韩国、马来西亚、奥地利。

Lecomte (1996) 的方法, 将中国工业分为 31 个行业, 由于以上作者所用的数据为 Rev. 2 版本, 因此本文先根据 UN Comtrade 数据库 Rev. 2—Rev. 3 转换码进行转换, 再与各国 (地区) 进口数据进行匹配⁵; 产品层面使用 UN Comtrade 数据库的 HS-6 位码数据, 根据 UN Comtrade 数据库提供的 HS-SITC (Rev. 3) 转换码进行转换, 将产品层面的数据归并至行业层面⁶。考虑到已根据 SITC-3 和 HS-6 位码对行业进行了划分, 而海关数据库 HS 代码的前 6 位码是国际通用码, 因此本文将直接利用海关贸易数据库 HS 产品码的前 6 位与 UN Comtrade 数据库 HS-6 位码进行匹配, 划分中国出口企业和产品所属的行业类别。

四、出口需求冲击与产品组合的经验研究

本部分的研究目的在于验证假设一是否符合中国情况, 即分析出口需求冲击对我国出口产品组合的影响。

(一) 基准回归

表 1 报告目的地视角需求冲击对产品组合集中度的影响结果。模型 (1) — (3) 逐步加入控制变量和年份效应, 经过 Hausman 检验后得到 $P\text{-value}=0.0000$, 拒绝随机效应的原假设, 因此模型估计采用固定效应 (FE) 回归。结果显示, 国家 (地区) 层面冲击 ($\ln gdp$) 和行业层面冲击 ($\ln REV$) 估计系数为正, 产品层面冲击 ($\ln HS$) 估计系数为负, 说明正向的国家 (地区) 层面需求冲击和行业需求冲击会使产品组合集中度增强, 产品层面需求冲击作用相反。具体如模型 (1) 所示, 出口目的国 (地区) GDP 增长 1 个百分点或出口目的国 (地区) 行业层面进口额增长 1 个百分点, 中国出口企业产品组合集中度会分别提高 0.3750 个百分点和 0.0483 个百分点; 相反, 出口目的国 (地区) 产品层面进口额增长 1 个百分点, 中国出口企业产品组合集中度会下降 0.0707 个百分点。从系数上看, 出口市场需求冲击的正向作用大于负向作用。为了验证模型估计的稳定性, 模型 (4) — (6) 采用了一阶差分 (FD) 方法, 发现各层面需求冲击对出口产品组合集中度的影响系数符号与 FE 回归基本一致。特别地, 国家 (地区) 层面需求冲击对产品组合集中度的影响仍显著为正。这与理论机制十分相符, 即随着目的国 (地区) 市场需求的扩张, 出口产品边际成本上升, 出口企业面临的市场竞争加剧。因此, 为了能够在国际市场保持竞争优势, 企业会选择出口更多的核心优势产品, 进而提高出口产品组合的集中度。

⁵ 行业与对应的 SITC-3 位码可向作者索取。

⁶ 不同国家 (地区) 在统计 HS-6 位码产品进口额时使用的 HScode 版本 (HS1992、HS1996、HS2002 和 HS2007) 不同, 因此, 需要分别使用 4 个版本 HScode 与 SITC-3 位码进行匹配。

表1 基本估计结果

估计方法	FE			FD		
	模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	<i>T</i>	<i>T</i>	<i>T</i>	<i>dT</i>	<i>dT</i>	<i>dT</i>
<i>lngdp</i>	0.3750*** (0.0473)	0.7840*** (0.0622)	1.0800*** (0.0786)			
<i>lnREV</i>	0.0483** (0.0242)	0.0430* (0.0241)	0.0379 (0.0240)			
<i>lnHS</i>	-0.0707*** (0.0274)	-0.0699** (0.0272)	-0.0279 (0.0277)			
<i>dlnGDP</i>				0.4350*** (0.1660)	0.4870*** (0.1740)	0.6410*** (0.1800)
<i>dlnREV</i>				0.0098 (0.0269)	0.0106 (0.0269)	0.0037 (0.0268)
<i>dlnHS</i>				-0.0047 (0.0356)	-0.0074 (0.0357)	0.0157 (0.0358)
Constant	-9.6730*** (1.1150)	857.7000*** (100.5000)	628.6000*** (105.3000)	-0.0105 (0.0087)	-0.00403 (0.0106)	-0.0289* (0.0168)
控制变量	否	是	是	否	是	是
年份效应	否	否	是	否	否	是
观测值	12 485	12 485	12 485	10 511	10 511	10 511
R^2	0.0090	0.0190	0.0340			

注：(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著；(2)括号内为模型估计的标准误。

(二) 内生性分析

由第三部分变量设置可知，行业层面冲击和产品层面冲击在计算过程中，已扣除了各国（地区）从中国的进口额，消除了其与被解释变量之间的互为因果关系问题。但根据整体层面冲击GDP的计算公式： $GDP = C + I + G + (X - M)$ 可知，各国（地区）GDP与其进口额负向相关，而且在泰尔指数的计算过程中，也包含了各目的地国（地区）从中国的进口额。因此，由于二者之间的互为因果关系可能会造成模型估计的偏误。

表2报告了经过内生性处理后的模型估计结果。结果显示，Davidson-

表 2 IV 法估计结果

模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
变量	T	T	T	T	T	T	T	T	T
$\ln gdp$	0.4560*** (0.0557)	0.8650*** (0.0745)	1.1050*** (0.0992)	0.5700*** (0.0713)	1.0570*** (0.1010)	1.2600*** (0.1460)	0.5200*** (0.0934)	0.9850*** (0.1510)	1.1050*** (0.2610)
$\ln REV$	0.0543**	0.0456*	0.0410	0.0444	0.0317	0.0237	0.1020***	0.0897**	0.0892***
	(0.0252)	(0.0252)	(0.0250)	(0.0275)	(0.0275)	(0.0275)	(0.0327)	(0.0329)	(0.0329)
$\ln HS$	-0.0893***	-0.0805***	-0.0341	-0.0841**	-0.0795**	-0.0087	-0.1190***	-0.1220***	-0.0741**
	(0.0292)	(0.0291)	(0.0295)	(0.0331)	(0.0330)	(0.0333)	(0.0381)	(0.0382)	(0.0376)
控制变量	否	是	是	否	是	是	否	是	是
年份效应	否	否	是	否	否	是	否	否	是
观测值	10 975	10 975	10 975	9 456	9 456	9 456	7 916	7 916	7 916
R^2	0.0100	0.0170	0.0330	0.0100	0.0130	0.0340	0.0100	0.0110	0.0350

注：(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著；(2)括号内为模型估计的标准误。

MacKinnon 检验后的 P -value 值均小于 0.001, 证实了模型中确实存在内生性问题。模型 (1) — (3)、(4) — (6) 和 (7) — (9) 分别是以 $\ln gdp$ 的一阶、二阶和三阶滞后项为工具变量, 依次加入控制变量和年份效应进行的回归分析, 从结果中可以看到, 随着滞后阶数的增加, 模型估计系数变化不大, 但显著性明显增加。根据模型 (9) 的结果显示, 总体市场需求增加 1 个百分点, 出口产品组合集中度会提升 1.1050 个百分点, 行业需求增加 1 个百分点, 出口产品组合集中度会提升 0.0892 个百分点, 产品需求增加 1 个百分点, 出口产品组合会下降 0.0741 个百分点。从模型系数来看, 冲击的正向作用明显大于负向作用。总的来说, 出口市场规模扩大后, 贸易竞争加剧, 出口国(地区)为了分割全球需求扩张带来的好处, 会倾向于出口具有核心优势的产品, 这与 MSLD 条件下的基本传导机制一致。

对于产品层面需求出现的负作用, 可能原因如下: 目前中国仍为发展中国家, 许多出口产品并不具备绝对的竞争优势, 当面临国家(地区)和行业层面需求冲击时, 整个国家和行业的调整, 可以使资源集中流向具有竞争能力的领域和行业, 提高该领域和行业内竞争优势产品的生产与销售。相反, 当冲击针对特定的产品时, 由于产品本身的竞争力不足, 易被其他国家(地区)的优势产品所挤出, 进而出现产品层面冲击效应为负的情况。

(三) 进一步分析

为了深入分析出口需求冲击对产品组合的影响, 本文将视角延伸至微观企业层面。表 3 报告了企业角度需求冲击对出口产品组合的影响结果。模型 (1) — (3) 逐步加入了控制变量和年份效应, 采用 FE 回归。模型 (4) — (6) 则采用 FD 回归。由估计结果可知, 企业角度需求冲击对产品组合的影响估计系数符号与目的地视角基本一致, 但从系数绝对值上看, 正向作用弱化, 且行业层面需求冲击的正向作用不再显著。

表 3 企业角度估计结果

估计方法	FE			FD		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
模型						
变量	T_i	T_i	T_i	dT_i	dT_i	dT_i
$\ln shockg$	0.0031*** (0.0007)	0.0033*** (0.0008)	0.0028*** (0.0008)			
$\ln shockREV$	0.0017 (0.0011)	0.0010 (0.0013)	0.0007 (0.0013)			

(续表)

估计方法	FE			FD		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
模型	T_i	T_i	T_i	dT_i	dT_i	dT_i
<i>lnshockHS</i>	-0.0071*** (0.0009)	-0.0063*** (0.0011)	-0.0050*** (0.0011)			
<i>dlshockg</i>				0.0021*** (0.0007)	0.0022** (0.0009)	0.0023** (0.0009)
<i>dlshockREV</i>				0.0003 (0.0011)	-0.0008 (0.0014)	4.96e-05 (0.0014)
<i>dlshockHS</i>				-0.0034*** (0.0009)	-0.0023** (0.0011)	-0.0033*** (0.0012)
Constant	-0.2590*** (0.0022)	0.3120*** (0.0474)	0.0143 (0.0514)	-0.0089*** (0.0021)	-0.0108*** (0.0028)	0.0394*** (0.0049)
控制变量	否	是	是	否	是	是
年份效应	否	否	是	否	否	是
观测值	202 537	146 183	146 183	119 329	70 076	70 076
R^2	0.0010	0.0030	0.0100			

注：(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著；(2)括号内为模型估计的标准误。

(四) 结果分析

综合考虑表 2 和表 3 报告的结果，发现 MSLD 条件与中国的实际情况不太相符，特别是进入微观企业视角后，这种不适应性更加明显。鉴于 Mayer *et al.* (2016) 使用法国的数据验证了 MSLD 条件，因此，本文以法国为参照，分析同一理论框架下两国企业出口行为迥异的原因所在。

首先，从理论机制出发。MSLD 框架下，为了实现利润最大化，企业产品的出口份额应与其边际成本负相关 ($\frac{dq}{dv} < 0$)，即出口份额最高的产品应为企业的核心优势产品，但中国的实际情况并非如此，可能造成了中国的出口行为与 MSLD 条件不相符。

图 2 为中法行业出口额与显示性比较优势 (RCA) 指数的散点图。从图中可以看出，法国 RCA 指数与出口总额之间的正相关性明显高于中国，其拟

合线也更加陡峭。具体到核心产品比较时,如图3所示,中国最具优势的产品的出口份额不足0.01%,落在拟合线的下方;而法国最具优势的产品出口份额高于0.06%,位于拟合线上方。而且,以两国RCA指数的中值为分界线时,中国RCA指数高于中值的产品基本位于拟合线下方,说明这些产品的出口额占比低于平均水平。

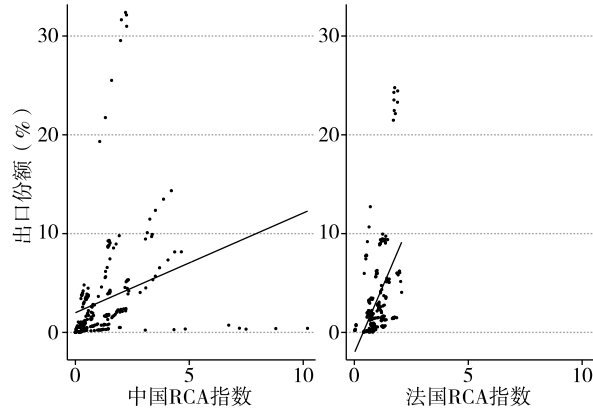


图2 中法行业出口额与竞争优势相关性比较

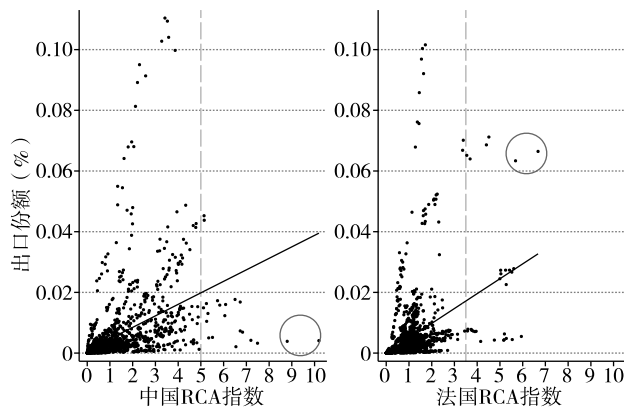


图3 中法产品出口额与竞争优势相关性比较

为了证实上述猜想,本文在已有分析的基础上加入各层面冲击与RCA指数的交互项进行分析。⁷由于MSLD条件的不适应性出现在微观视角的分析中,因此,以下仅报告企业层面的回归结果。如表4所示,模型(1)、(3)和(5)为分别对三个层次的冲击加入RCA指数交互项后的回归结果,模型(2)、(4)和(6)是进一步考虑控制变量和年份效应后的回归结果。由表可知,分别加入国家(地区)和行业层面冲击与RCA指数的交互项后,原冲击

⁷ 感谢审稿专家提出的该项建议。

的估计系数仍为正数，交互项的估计系数显著为负，说明产品的比较优势程度会弱化国家（地区）和行业层面冲击对产品组合集中度的正向作用；加入产品层面冲击与 RCA 指数交互项后，产品层面冲击和交互项的估计系数均显著为负，说明产品的比较优势程度会强化产品层面冲击对产品组合集中度的负向作用。因此，上述分析证实了中法出口产品比较优势程度的差异是造成中法出口行为有所不同的原因之一。

表4 包含 RCA 指数交互项的回归结果

估计方法	FE					
模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
变量	T_i	T_i	T_i	T_i	T_i	T_i
<i>lnshockg</i>	0.0046*** (0.0007)	0.0045*** (0.0008)	0.0039*** (0.0007)	0.0038*** (0.0008)	0.0039*** (0.0007)	0.0038*** (0.0008)
<i>lnshockREV</i>	0.0012 (0.0011)	5.24e-05 (0.0013)	0.0020* (0.0011)	0.0009 (0.0013)	0.0011 (0.0011)	-2.66e-05 (0.0013)
<i>lnshockHS</i>	-0.0078*** (0.0009)	-0.0056*** (0.0011)	-0.0077*** (0.0009)	-0.0055*** (0.0011)	-0.0065*** (0.0009)	-0.0042*** (0.0011)
<i>lnshockg</i> × <i>RCA</i>	-0.0004*** (2.31e-05)	-0.0005*** (2.70e-05)				
<i>lnshockREV</i> × <i>RCA</i>			-0.0005*** (2.94e-05)	-0.0006*** (3.45e-05)		
<i>lnshockHS</i> × <i>RCA</i>					-0.0007*** (3.81e-05)	-0.0008*** (4.46e-05)
Constant	-0.2570*** (0.0022)	0.0184 (0.0513)	-0.2570*** (0.0022)	0.0181 (0.0513)	-0.2570*** (0.0022)	0.0181 (0.0513)
控制变量	否	是	否	是	否	是
年份效应	否	是	否	是	否	是
观测值	202 537	146 183	202 537	146 183	202 537	146 183
R^2	0.0030	0.0140	0.0030	0.0130	0.0030	0.0140

注：(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著；(2)括号内为模型估计的标准误。

其次，从实证结果来看，与理论机制相悖的是行业和产品层面冲击的影响。在分析时，国家（地区）层面冲击使用的指标为各国（地区）GDP，对于

中法两国来说,出口企业面临的国家(地区)层面冲击是一致的。但计算行业和产品层面冲击时,测度指标为各国(地区)从全球的进口额分别减去对中法两国进口额后的差值,因此,对两国而言,这两个层面的冲击与本国的对外贸易结构之间存在着一定的关系。图4报告了2000—2007年中法两国工业行业的净出口与净进口的占比情况。从图中可以明显看出,中国工业行业以贸易顺差为主,法国的工业行业以贸易逆差为主。因此,对外贸易结构的差异也可能是造成中国企业出口行为与MSLD框架相违背的原因之一。

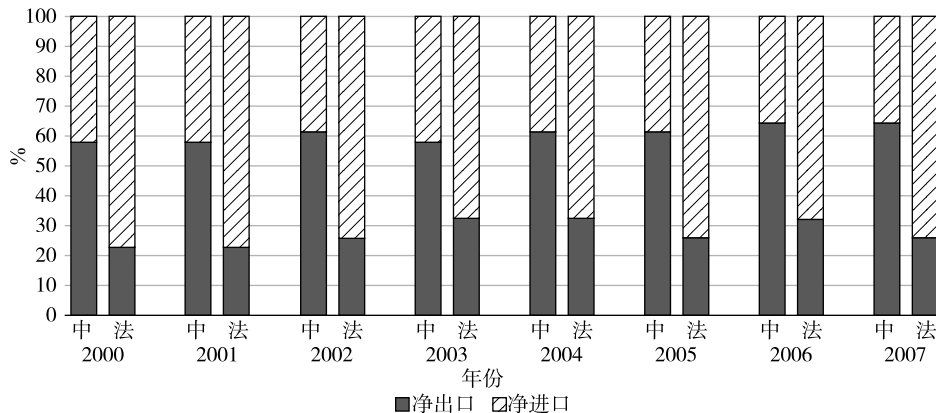


图4 中法两国对外贸易结构对比

为了验证上述猜想,我们在模型中分别加入中国的外贸结构差异(当行业为贸易顺差时取值为1,反之为0)与行业和产品层面冲击的交互项进行回归。⁸结果发现行业和产品层面冲击的交互项回归系数均显著为负,说明当企业所处的行业为贸易顺差时,会弱化行业层面冲击对出口企业产品组合集中度的正向作用,但强化产品层面冲击对出口企业产品组合集中度的负向作用。因此,可以认为中国对外贸易顺差在一定程度上使得中国企业出口行为与MSLD框架不相符。

为什么贸易顺差会强化出口市场需求冲击对出口产品组合集中度的负向作用呢?可能的原因如下:第一,大量的贸易顺差,意味着中国外贸经济高度依赖于外国市场,加大了企业参与国际贸易的不确定性。因此,在面对行业和产品层面冲击时,企业难以做出准确的预估,来及时调整其生产和销售计划。第二,在研究期间,中国实行的是出口导向型战略,为了激励企业出口扩张,政府给予了巨额的补贴,促成了中国“低价竞争、数量取胜”的出口模式(施炳展等,2013)。而且,中国政府补贴针对的是出口行为本身,使得出口补贴成为企业出口的因而而不是果(苏振东等,2012)。在此背景下,由于补贴能够有效弥补企业出口的沉没成本,当竞争加剧时,继续生产非核心

⁸ 结果备索。

产品仍有利可图（补贴收入），使得企业没有动机去改善自身的产产品组合。说明补贴的存在，改变了企业原有的生产函数，在一定程度上造成了企业资源的错配。因此，当出口需求扩大，市场竞争程度提高时，出口企业并不会集中资源生产核心优势产品。

五、出口需求冲击与企业生产率的经验研究

本部分的研究目的在于验证假设二，即分析正向出口需求冲击对企业生产率的影响。

（一）基准回归

表5报告了出口需求冲击对企业生产率的影响。模型（1）—（3）逐步加入了控制变量和国家、行业、年份效应，并采用FE回归。模型（4）—（6）则采用FD回归。在基准回归中，企业生产率用劳均工业增加值来测度，未能充分考虑到企业资本投入和原材料投入等因素。为了避免由于遗漏变量而造成的模型估计的偏误，在回归时加入了劳均资本投入和劳均中间投入两个解释变量（Mayer *et al.*，2016）。由结果可知，国家（地区）层面需求冲击估计系数为负，产品层面需求冲击系数为正，行业层面需求冲击估计系数不显著，说明总体市场规模扩大，会使得出口企业生产率下降，产品层面规模扩张，则会产生相反的结果。劳均资本投入和劳均中间投入对企业生产率的影响均显著为正，说明随着劳动以外要素投入的增加，会提高单位劳动的产出，这与基本的经济学理论相符。进一步，将表5与表3相比，发现出口市场需求冲击对产品组合与企业生产率的影响正好相反，说明发生需求冲击后，产品组合集中度的提升并不会导致企业生产率的提高，意味着中国的情况与MSLD的假设二不符。

表5 基本估计结果

估计方法	FE			FD		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
模型						
变量	VA_i	VA_i	VA_i	VA_i	VA_i	VA_i
$\ln shock_g$	-0.0021** (0.0010)	-0.0040*** (0.0011)	-0.0019** (0.0010)			
$\ln shock_{REV}$	-0.0005 (0.0016)	0.0014 (0.0018)	0.0007 (0.0015)			
$\ln shock_{HS}$	0.0044*** (0.0014)	0.0062*** (0.0016)	0.0025* (0.0013)			

(续表)

估计方法	FE			FD		
	模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
变量	VA _i	VA _i	VA _i	VA _i	VA _i	VA _i
<i>lncap</i>	0.6500*** (0.0038)	0.5040*** (0.0047)	0.3130*** (0.0041)			
<i>lnim_input</i>	1.0280*** (0.0037)	1.1960*** (0.0045)	0.6460*** (0.0046)			
<i>dlshockg</i>				-0.0023** (0.0011)	-0.0017 (0.0012)	-0.0021* (0.0011)
<i>dlshockREV</i>				0.0017 (0.0016)	0.0028 (0.0019)	0.0024 (0.0017)
<i>dlshockHS</i>				0.0018 (0.0014)	0.0001 (0.0016)	0.0008 (0.0014)
<i>dlncap</i>				0.7710*** (0.0045)	0.6180*** (0.0059)	0.4510*** (0.0054)
<i>dlnim_input</i>				0.9430*** (0.0045)	1.0950*** (0.0058)	0.6780*** (0.0059)
Constant	-3.6350*** (0.0087)	-1.1250*** (0.0687)	-2.4100*** (0.3840)	-0.0093*** (0.0032)	0.0499*** (0.0039)	0.0571 (0.0429)
控制变量	否	是	是	否	是	是
行业效应	否	否	是	否	否	是
国家效应	否	否	是	否	否	是
年份效应	否	否	是	否	否	是
观测值	198 435	144 347	144 347	115 195	68 724	68 724
R ²	0.8900	0.9310	0.9530			

注：(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著；(2)括号内为模型估计的标准误。

(二) 稳健性检验

为了检验模型估计的稳健性，本文使用OP法计算得到的TFP进行估计，由于TFP在计算过程中已经使用了企业的各要素投入，为了避免多重共线性，稳健性检验时不再考虑其他要素投入变量。结果显示，TFP作为被解释

变量的结果与基准回归结果一致，说明模型估计稳健。⁹

（三）结果分析

由上述结果可知，不同层面的出口需求冲击对企业生产率的影响作用是不一致的：总体市场规模扩大对企业生产率具有负作用，产品层面需求增加对企业生产率具有正向作用，行业层面冲击对企业生产率没有显著影响。依据文章的理论机制，企业生产率的提升源于产品组合结构的优化。在MSLD条件下，为应对日益加剧的市场竞争，企业将选择更多地生产和销售具有核心优势的产品，以提升国际竞争力。但与表3相比，我们发现，需求市场冲击对产品组合和企业生产率的作用效果恰好相反，说明违背了MSLD条件。

由以往的研究可知，企业生产新产品不仅需要一定的引入成本，而且还会产生竞食效应(cannibalization effect)¹⁰，使得企业的出口产品范围与生产率之间呈倒U形关系(易靖韬和蒙双, 2017)。企业出口产品范围越大，其出口产品集中度越低，意味着出口产品范围与出口产品集中度之间负向相关。因此，企业出口产品集中度与生产率之间应该为U形关系，即生产率增长的初期，为了提升企业的全球市场份额，企业产品组合集中度越低，就越有利于参与竞争，其盈利能力越高；当生产率不断地提高之后，为了巩固已有市场地位，企业的最优决策是实现专业化生产，集中精力出口其核心优势产品。如图5所示，无论是用劳均工业增加值，还是用TFP表示的企业生产率与出口产品组合集中度之间均呈现U形关系，说明“竞食效应”确实影响出口产品组合集中度与企业生产率之间的关系。而且，若以均值线为分界线，则可以发现，出口均值线左侧的企业数量会多于右侧的企业数量，在一定程度上可认为在回归时，低生产率企业发挥主导作用。这就解释了为什么在模型估计时，外部冲击对产品组合和企业生产率的影响方向相反。

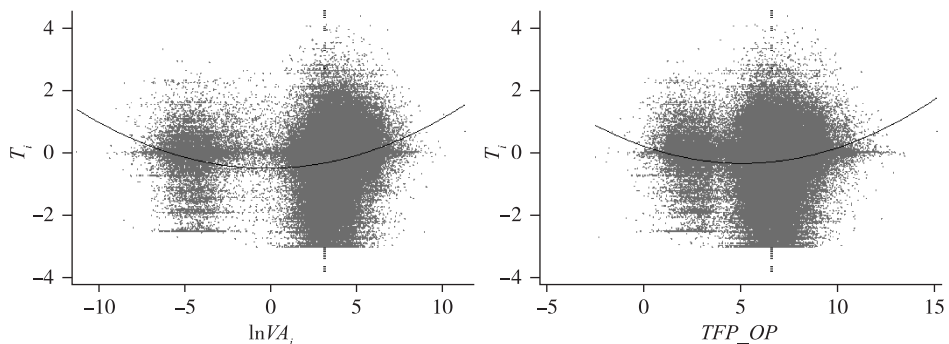


图5 企业生产率与出口产品组合集中度

⁹ 结果备索。

¹⁰ 竞食效应是指多产品企业会将其生产线之间的需求内生化的，由于产品之间存在一定的竞争性。因此，新产品的开发会侵蚀原有产品的市场和利润，在短期内造成企业整体经营绩效的下降。

进一步,为考虑中国出口产品的比较优势程度和外贸结构是否会强化需求冲击对企业生产率的作用,首先,加入RCA指数和三个层面冲击的交互项进行回归,回归系数均显著为负,说明中国出口产品的比较优势会强化国家(地区)和行业层面冲击对企业生产率的负向作用,弱化产品层面冲击对企业生产率的正向作用。其次,加入行业和产品层面冲击与外贸结构的交互项,回归系数虽不显著,但均为负值,说明外贸结构的差异也可能会使中国出口行为与MSLD框架不相符。¹¹

六、结 论

本文在MSLD条件下,分析了出口需求冲击对产品组合和企业生产率的影响。基于2000—2007年的海关贸易与工业企业匹配数据、UN Comtrade数据库、世界银行以及CEPII数据,本研究采用固定效应估计、一阶差分估计和工具变量估计方法,以中国工业企业为例,对MSLD条件进行检验。研究结果表明,从出口目的地视角来看,国家(地区)和行业层面需求冲击对出口产品组合具有“倾斜效应”,而产品层面需求冲击的作用恰好相反。综合考虑系数的大小,结果基本符合MSLD条件的假设一。但从企业视角出发时,行业层面需求冲击的正向作用不再显著,产品层面需求冲击负向作用相对扩大,出口市场需求冲击对企业出口产品组合的“倾斜效应”弱化。该视角冲击作用的弱化,可能与中国企业国际化产品策略存在显著的国别或地区差异有关。如中国企业在各个国家或区域的产品布局达成一定的共识,“有共识”的结果会导致按企业视角测算,企业对外的数据之间可能会产生相互抵消的作用,使得估计结果弱化。因此,进一步的研究可以考虑企业在不同国家和地区出口行为的差异。¹²而考虑出口需求冲击对企业生产率影响时,结果表明竞争加剧并没有显著提升企业生产率。原因在于研究期间,中国出口企业正处于初始增长阶段,企业扩大市场规模的效益高于专业化生产带来的效益。因此,产品组合与企业生产率之间并不是MSLD逻辑下的正相关关系,出口需求冲击对二者的作用方向截然相反。

本文的政策含义体现在三个方面:一是当面对国际市场需求冲击时,企业最好的反应是优化出口产品组合结构,而不是进行价格竞争。在MSLD条件下,出口数量与需求弹性同方向变化,降低价格虽然能够使企业出口更多产品,但由于产品成本也会随着竞争强度的加大而提高,因此降价并不一定

¹¹ 结果备索。

¹² 感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。

会带来利润的增加。当产品的价格无法弥补其成本时，甚至会造成企业亏损。相反，如果企业能够根据出口市场的需求情况，扩大核心优势产品的出口，减少非核心优势产品的出口，则可以有效提高企业的收益和利润。

二是我国出口企业的整体竞争力还需要进一步的提高。根据本文的分析结果，从企业的视角来看，MSLD条件与中国的实际情况是相悖的。也就是说，整体上正向的外部需求并没有很好地促使中国企业改善出口产品组合。究其根源，主要在于中国出口企业的整体竞争能力还不足。我国“十三五”规划提出要加快对外贸易优化升级，从外贸大国迈向贸易强国。出口产品竞争优势是否能够强化，关键在于其是否能够在国际市场上占据一定份额；同样的，出口能否持续发展，保持原有市场份额，也需要依托于强劲的产品竞争优势。由于我国出口额最大的产品并非竞争优势最强的产品，使得已有的竞争优势弱化，甚至出现比较优势逆转的情形。因此，对于出口份额大的产品，应培育以技术标准、品牌、质量、服务为核心的对外经济新优势，提升产品在国际市场上的竞争力；对于已具备竞争优势的产品，应不断开拓市场，巩固优势地位，使出口产品的竞争能力与市场份额相匹配，提升出口产品在外部需求冲击中的抗击能力。同时，还需不断优化外贸结构，在促进出口经济增长的时候，更加重视内需的扩大，减少对外部市场的过度依赖，从而在一定程度上缓解外部冲击带来的负面影响。

三是需关注出口产品集中度与企业生产率之间的关系，针对企业不同时期的发展特征，制定差异化的策略。在企业增长初期，可以扩大产品范围，通过满足消费者多样化的需求来促进出口经济增长。但随着我国出口企业的逐步成长和成熟，应重视产品引入成本和“竞食效应”，控制出口产品范围，集中精力生产企业的核心优势产品，充分发挥企业的比较优势。

参 考 文 献

- [1] Arkolakis, C., A. Costinot, and A. Rodriguez-Clare, “New Trade Models, Same Old Gains?”, *American Economic Review*, 2012, 102 (1), 94-130.
- [2] Baldwin, J. R., and W. Gu, “The Impact of Trade on Plant Scale, Production-Run Length and Diversification”, *NBER Chapters*, 2009, 16 (4), 433-439.
- [3] Baldwin, J. R., and B. Yan, “Global Value Chains and the Productivity of Canadian Manufacturing Firms”, *Economic Analysis Research Paper*, 2002.
- [4] Berman, N., P. Martin, and T. Mayer, “How Do Different Exporters React to Exchange Rate Changes?”, *Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127 (1), 437-492.
- [5] Bernard, A. B., S. J. Redding, and P. K. Schott, “Multi-product Firms and Trade Liberalization”, *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126 (3), 1271-1318.

- [6] 陈维涛、严伟涛、张国峰, “贸易开放、进口竞争与中国工业行业生产率”, 《经济学家》, 2017 年第 8 期, 第 40—48 页。
- [7] Chiarvesio, M., E. Di Maria, and S. Micelli, “Global Value Chains and Open Networks: The Case of Italian Industrial Districts”, *European Planning Studies*, 2010, 18 (3), 333-350.
- [8] Eaton, J., and S. Kortum, “Technology, Geography and Trade”, *Econometrica*, 2002, 70 (5), 1741-1779.
- [9] Feenstra, R., and H. Ma, “Optimal Choice of Product Scope for Multiproduct Firms Under Monopolistic Competition”, *NBER Working Papers*, 2007.
- [10] Feenstra, R., and D. E. Weinstein, “Globalization, Markups, and the U. S. Price Level”, *Journal of Political Economy*, 2017, 125 (4), 1040-1074.
- [11] Fernandes, A. P., and H. Tang, “Scale, Scope and Trade Dynamics of Export Processing Plants”, *Economics Letters*, 2015, 133, 68-72.
- [12] Fukasaku, K., and H. B. S. Lecomte, “Economic Transition and Trade-Policy Reform: Lessons from China”, OECD Development Centre Working Papers, 1996.
- [13] 洪丽明、吕小峰, “贸易自由化、南北异质性与战略性环境政策”, 《世界经济》, 2017 年第 7 期, 第 78—101 页。
- [14] Iacovone, L., and B. S. Javorcik, “Multi-Product Exporters: Product Churning, Uncertainty and Export Discoveries”, *Economic Journal the Journal of the British Economic Association*, 2010, 120 (544), 481-499.
- [15] Jarreau, J. and S. Poncet, “Credit Constraints, Firm Ownership and the Structure of Exports in China”, *International Economics*, 2014, 139, 152-173.
- [16] 亢梅玲、李涛、袁亦宁, “贸易自由化、产品组合与中国多产品出口企业”, 《国际贸易问题》, 2017 年第 7 期, 第 54—62 页。
- [17] Krishna, P., and M. Devashish, “Trade Liberalization, Market Discipline and Productivity Growth: New Evidence from India”, *Journal of Development Economics*, 1998, 56 (2), 447-462.
- [18] Li, H., H. Ma, and Y. Xu, “How Do Exchange Rate Movements Affect Chinese Exports? — A Firm-Level Investigation”, *Journal of International Economics*, 2015, 97 (1), 148-161.
- [19] 鲁晓东、连玉君, “中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007”, 《经济学》(季刊), 2012 年第 11 卷第 2 期, 第 541—558 页。
- [20] 毛洪林、许家云, “中间品贸易自由化、制度环境与生产率演化”, 《世界经济》, 2015 年第 9 期, 第 80—106 页。
- [21] Marshall, A., *Principles of Economics*. London: Macmillan, 1890.
- [22] Mayer, T., M. J. Melitz, and G. I. P. Ottaviano, “Market Size, Competition, and the Product Mix of Exporters”, *American Economic Review*, 2014, 104 (2), 495-536.
- [23] Mayer, T., M. J. Melitz, G. I. P. Ottaviano, “Product Mix and Firm Productivity Responses to Trade Competition”, *NBER Working Paper*, 2016.
- [24] Melitz, M. J., and G. I. P. Ottaviano, “Market Size, Trade, and Productivity”, *Review of Economic Studies*, 2008, 75, 295-316.
- [25] Melitz, M. J., “The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 2003, 71 (6), 1695-1725.
- [26] Melitz, M. J., “Competitive Effects of Trade: Theory and Measurement”, *Review of World Eco-*

- nomics*, 2018, 154, 1-13.
- [27] Parenti, M., A. V. Sidorov, J. Thisse, and E. V. Zhelobodko, "Cournot, Bertrand or Chamberlin: Toward a Reconciliation", *International Journal of Economic Theory*, 2017, 13, 29-45.
- [28] 钱学锋、范冬梅、黄汉民, "进口竞争与中国制造业企业的成本加成", 《世界经济》, 2016年第3期, 第71—94页。
- [29] Schor, A. "Heterogeneous Productivity Response to Tariff Reduction: Evidence from Brazilian Manufacturing Firms", *Journal of Development Economics*, 2004, 75 (2), 373-396.
- [30] 盛斌, "中国工业贸易保护水平与结构的估算与分析", 《南开学报》, 2002年第1期, 第94—102页。
- [31] 施炳展、逯建、王有鑫, "补贴对中国企业出口模式的影响: 数量还是价格?", 《经济学》(季刊), 2013年第12卷第4期, 第1413—1442页。
- [32] 孙浦阳、蒋为、张龔, "产品替代性与生产率分布——基于中国制造业企业数据的实证", 《经济研究》, 2013年第4期, 第30—41页。
- [33] 苏振东、洪玉娟、刘璐瑶, "政府生产性补贴是否促进了中国企业出口? ——基于制造业企业面板数据的微观计量分析", 《管理世界》, 2012年第5期, 第24—43页。
- [34] Upward, R., Z. Wang, and J. H. Zheng, "Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports", *Journal of Comparative Economics*, 2013, 41 (2), 527-543.
- [35] 王恬、王苍峰, "贸易政策变动对异质性企业生产率的影响——对我国制造业企业数据的实证研究", 《世界经济文汇》, 2010年第3期, 第27—41页。
- [36] 文东伟、冼国明、马静, "FDI、产业结构变迁与中国的出口竞争力", 《管理世界》, 2009年第4期, 第96—107页。
- [37] 向训勇、陈婷、陈飞翔, "进口中间投入、企业生产率与人民币汇率传递——基于我国出口企业微观数据的实证研究", 《金融研究》, 2016年第9期, 第33—49页。
- [38] 易靖韬、蒙双, "多产品出口企业、生产率与产品范围研究", 《管理世界》, 2017年第5期, 第41—50页。
- [39] Yu, M. J., "Processing Trade, Tariff Reductions and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms", *Economic Journal*, 2015, 125, 943-988.
- [40] 张杰、张帆、陈志远, "出口与企业生产率关系的新检验: 中国经验", 《世界经济》, 2016年第6期, 第54—75页。
- [41] 张杰、郑文平、陈志远, "进口与企业生产率——中国的经验证据", 《经济学》(季刊), 2015年第14卷第3期, 第1030—1050页。
- [42] 周黎安、张维迎、顾全林、汪淼军, "企业生产率的代际效应和年龄效应", 《经济学》(季刊), 2007年第6卷第4期, 第1297—1318页。

**Export Demand Shock, Product Mix and
Firm Productivity**
—**Microcosmic Evidence from China's Industrial Firms**
LILIN YUAN RONGLIN LI* PENG JI
(*Nankai University*)

Abstract We utilize a model based on Marshall's Second Law of Demand (MSLD) to examine the impact of the export demand shocks on product mix and firm productivity. From perspectives of export destination, positive demand shocks cause China's firms skew their export sales towards their best performing products. While from perspectives of each firm, this effect is no longer effective. And such shocks do not induce positive productivity changes within firms. Furthermore, effects on product mix and firm productivity are contrary, which is totally against the MSLD.

Key Words export demand shock, product mix, firm productivity

JEL Classification F12, F14, D24

* Corresponding Author: Ronglin Li, School of Economics, Nankai University, Tianjin, 300071, China; Tel: 86-18622531197; E-mail: ronglinli@nankai.edu.cn.