

进口贸易自由化是否影响了企业产出波动?

彭书舟, 李小平, 牛晓迪

(中南财经政法大学 经济学院, 湖北 武汉 430073)

摘要: 随着中国贸易自由化改革的不断深入, 大量国外优质产品涌入国内市场, 这使得国内企业的生产和销售行为不可避免地受到进口因素的冲击。文章利用1998—2013年中国工业企业数据库和产品进口关税数据库, 考察了中国加入世贸组织以来最终品以及中间品进口贸易自由化对中国制造业企业产出波动的影响效应。研究表明: 中间品的进口贸易自由化对中国制造业企业的产出波动具有显著的平抑作用, 其中“成本节约效应”和“要素市场多元化效应”是中间品进口贸易自由化影响企业产出波动的重要渠道; 而最终品进口贸易自由化并未对中国制造业企业的产出波动造成显著影响, 这可能是因为受到国内市场规模、进口结构、价格因素以及出口扩张等方面的潜在干扰, 最终品进口贸易自由化的“竞争效应”被逐步淡化, 所以未产生明显的作用强度。上述结论不仅加深了我们对进口贸易自由化影响企业生产行为内在规律的认识和理解, 也为中国政府如何将“扩大进口开放”与“稳增长”的政策目标有效联系起来提供了一定的经验依据。

关键词: 最终品贸易自由化; 中间品贸易自由化; 产出波动

中图分类号: F745 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2020)04-0125-15

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2020.04.009

一、引言

产出波动描绘了产出增长路径的变动状况, 是经济学界重要的研究对象。产出波动幅度越低, 则经济长期增长率越高, 国民消费福利越高, 收入不平等差距越小及贫困的持续性也越短 (Ramey 和 Ramey, 1994; Pallage 和 Robe, 2003; Calderón 和 Yeyati, 2009)。因此, 平抑产出波动幅度也是众多发展中国家推动与实现经济高质量发展的重要举措。从宏观层面看, 学界关于产出波动来源的分析可分为两大类: 一类文献研究视角聚焦于政府支出、劳动力冲击、产业结构关联、政治稳定等一系列经济体内部因素 (Aiyagari 等, 1992; 陈昆亭和龚六堂, 2004; Acemoglu 等, 2012; Aisen 和 Veiga, 2013); 另一类文献则重点关注由贸易开放引入的外部因素对经济体产出增长路径可能造成的影响。随着全球经济一体化的快速发展, 各国经济与贸易之间的联系变得愈加紧密, 特别是2008年金融危机爆发后, 由贸易开放引入的外部冲击如何影响国家、行业以及企业层面产出波动的问题, 在全球范围内受到越来越多研究者的重视。

收稿日期: 2019-09-17

基金项目: 国家社会科学基金重大项目(18ZDA038); 中南财经政法大学中央高校基本科研业务费项目(2722019JCG012); 中南财经政法大学研究生创新教育计划(2018-1-03-16); 中南财经政法大学研究生创新计划国际化联合培养项目(2018-3-03-02)

作者简介: 彭书舟(1993-)(通讯作者), 男, 湖北宜昌人, 中南财经政法大学经济学院博士研究生;
李小平(1974-), 男, 湖南邵阳人, 中南财经政法大学经济学院教授, 博士生导师;
牛晓迪(1992-), 女, 河南郑州人, 中南财经政法大学经济学院博士研究生。

贸易自由化是评判一国贸易开放水平高低的重要标准之一。自加入世贸组织以来,中国为履行减税承诺,积极推动进口贸易自由化改革,使得国内的贸易开放水平大幅提升,进口年平均增长率达到15%左右。^①不可否认,进口贸易自由化为中国企业带来了世界各国的优质产品、生产技术和解决方案,对促进国内产业转型升级具有深远影响(周茂等,2016);但是,同样不可忽视的是,随着贸易自由化改革的不断深入,在大量国外优质产品涌入国内市场的同时,国内企业的生产和销售行为不可避免地也会遭受进口因素冲击,导致企业产出增长路径(即产出波动)发生深刻变化,进而对企业生存状况产生巨大影响。然而,令人遗憾的是,国内尚未有研究就此问题展开详细分析。本文试图回答的问题是:进口贸易自由化是否影响了中国制造业企业的产出波动?具体而言,进口贸易自由化是平抑还是加剧了中国制造业企业的产出波动?最终品进口贸易自由化与中间品进口贸易自由化对企业产出波动的影响方向有何不同?作用渠道又是什么?回答好上述问题,不仅可以加深我们对进口贸易自由化影响企业生产行为的内在规律的认识和理解,也为中国政府如何将贸易自由化改革与“稳增长”的政策目标有效联系起来提供了可参考的经验依据。

迄今为止,关于中国进口贸易自由化的研究还是比较丰富,这些文献主要探讨了进口贸易自由化如何通过市场竞争、成本节约、优质要素获取或者资源配置等多种途径对中国企业生产率(余森杰,2010; Yu, 2015; Brandt 等, 2017)、研发创新(田巍和余森杰,2014)、产品范围(易靖韬和蒙双,2018)、出口强度(田巍和余森杰,2013)、企业产品加成率(Lu和Yu, 2015; Fan等, 2018; 祝树金等,2018)、进出口产品质量(Bas和Strauss-Kahn, 2015; Fan等, 2015; 施炳展和张雅睿,2016; 盛斌和毛其淋,2017)以及出口国内附加值(毛其淋和许家云,2019)等方面产生重要影响。然而,关于进口贸易自由化对中国企业其他生产行为与绩效的影响(如反映企业产出增长路径稳定性的产出波动)的研究却寥寥无几。

进口贸易自由化是从贸易政策壁垒的角度具体化了贸易开放这一宏观概念,所以本文关注的主题实质上仍属于贸易开放与产出波动之间关系的研究范畴。现有关于贸易开放影响产出波动的文献大多立足于宏观总体层面,并且研究结论尚不明朗。一支文献认为贸易开放使经济体暴露于全球化当中,导致经济体内部不可避免地受到外部因素的冲击,从而加剧了单一经济体的产出波动(Newbery和Stiglitz, 1984; Rodrik, 1998; Easterly等, 2000; Di Giovanni和Levchenko, 2009);而另一支文献则认为,贸易开放可以通过市场多元化的风险分散机制有效地减弱了经济体的产出波动(Calderón和Schmidt-Hebbel, 2008; Haddad等, 2013; Caselli等, 2015)。其实,微观波动是导致总体层面发生波动的主要力量(Giovanni等, 2014),随着企业数据可得性的增加,关于产出波动问题的研究也逐渐从宏观转向微观。然而,现有文献偏重于分析出口贸易开放对企业产出波动的影响(Buch等, 2009; Vannoorenberghe, 2012; 孙浦阳等, 2015; Čede等, 2018; 李小平等, 2018),而忽视了进口贸易开放的重要作用。目前,仅有少数文献探讨了进口贸易开放对企业产出(或就业)波动的影响。例如, Kurz和Senses(2016)利用美国制造业的微观数据探讨了是否进口与进口总量对企业就业波动的影响;蒋银娟(2016)从替代效应、互补效应和创新效应三个角度阐释了企业进口更多种类的中间品与产出波动之间的关系; Sundaram(2019)的研究视角与本文最为接近,其以印度企业为研究样本,分析了印度的贸易自由化改革对企业产出波动的影响。中国是发展中大国,但尚未有文献针对中国的进口贸易自由化改革与企业产出波动之间的关系进行系统的经验检验。鉴于此,本文以中国入世以来不断推进贸易自由化进程这一政策事实为研

^① 作者根据2000—2013年《中国统计年鉴》中的相关数据计算得到。

究背景,利用1998—2013年中国工业企业数据,考察了进口贸易自由化与中国制造业企业的产出波动之间的关系。研究发现,基于成本节约效应和要素市场多元化效应,中间品进口贸易自由化能够有效改善企业的中间投入成本和中间投入来源,从而对企业的产出波动形成平抑作用;但由于受到市场规模、进口结构、价格因素以及出口扩张等方面的影响,最终品进口贸易自由化对中国制造业企业产出波动的影响效果并不显著。

与以往文献相比,本文在以下几个方面可能有所贡献:第一,丰富了现有关于进口贸易开放影响企业产出波动的研究。以往文献更多的是关注出口贸易开放对企业产出波动的影响,而少有文献将进口贸易开放与企业产出波动联系起来,且从进口贸易自由化这一政策角度进行分析的文献更是稀缺。本文的研究内容是对现有文献的有益补充,有助于我们从微观层面理解和把握进口贸易开放与产出波动之间的关系。第二,丰富了关于贸易自由化如何影响企业行为绩效的研究。以往文献更多的是探讨进口贸易自由化对企业生产率等各种技术绩效的影响,鲜有文献将研究视角聚焦于企业的产出波动。本文扩展了此类研究的视野,使我们能够更加全面地认识进口贸易自由化对企业生产行为绩效方面的影响。第三,将进口贸易自由化进一步区分为最终品与中间品进口贸易自由化两个层面,分别探讨了两者对企业产出波动的影响效应,以求更好地识别进口贸易自由化如何通过相关的渠道或机制作用于企业产出波动。

二、机制分析与研究假说

(一)中间品进口贸易自由化的成本节约效应^①

中间品进口贸易自由化带来的一个直接结果就是降低中间品关税,进而使得中间品进口价格指数下降,为企业节约所需支付的中间品进口成本(Amiti和Konings,2007;Fan等,2017)。除了这一直接途径之外,中间品进口贸易自由化还可以通过另外两种间接途径来影响企业中间投入成本:一方面,中间品贸易自由化削弱了国内要素市场的垄断程度和定价能力,加剧了国内要素市场的竞争程度,促使国内中间品价格指数下降,进而导致企业平均成本曲线下移;另一方面,中间品贸易自由化还可通过其引致的中间品进口种类效应降低中间品价格指数。例如,Goldberg等(2009)基于印度的企业数据研究发现,中间品贸易自由化使得国内企业有机会选择更多种类和更加便宜的进口中间品,由于可获取的中间品种类数增加,中间品价格指数也会发生明显下降,从而降低了企业在中间投入方面的费用支出。当产品价格未发生变化时,中间投入的成本下降会抬高企业的利润率,而利润上升则能够帮助企业降低产出波动。Sundaram(2019)针对印度制造业企业的研究指出,中间品进口贸易自由化导致国内中间投入品价格下降,而由价格下降带来的可变利润的增加使得企业有能力购买和贮备更多种类的生产要素;当某一类中间品要素受到冲击时,企业可以及时调整其他中间品的用量配比,以抵消不利冲击对产出波动造成的负面影响。

(二)中间品进口贸易自由化的要素市场多元化效应

贸易开放与产出波动之间的关系一直以来都存在争议,而争议的焦点就在于市场多元化的风险分散机制是否奏效。一些研究指出,贸易开放有助于平缓经济体的产出波动,因为贸易开放使得全球经济成为一个整体,而相对于较为封闭的单一经济体,整体经济拥有更加多元化的供给和需求市场结构,并且面临着更小的系统风险,所以通过供给与需求市场多元化的风险分散机制,可以有效地缓解单一经济体在遭受内部特定冲击时产生的不良反应,从而熨平单一经济

^①感谢匿名审稿专家提出的宝贵建议。

体的产出波动(Calderón和Schmidt-Hebbel, 2008; Haddad等, 2013; Caselli等, 2015)。例如, Haddad等(2013)根据1976—2005年77个国家的面板数据检验了贸易开放环境下市场多元化对经济体产出波动的影响, 研究发现市场多元化有助于缓解负面冲击对经济体产出波动造成的不利影响; Caselli等(2015)基于Eaton和Kortum(2002)提出的贸易可量化模型(*Quantifiable model for trade*), 从理论上证明了由贸易开放引致的供给或需求市场多元化效应可以减少一国内部特定冲击对经济体产出波动的影响; 国内学者黄漓江等(2017)基于1991—2013年中国省际面板数据研究发现, 贸易开放可通过进出口市场多元化渠道减少各省的产出波动。虽然上述文献均是针对宏观层面的分析, 但“下沉”至微观层面则说明要素供给市场以及产品需求市场的多元化有助于维持企业产出增长的平稳性, 即降低企业的产出波动。Vannoorenberghe等(2016)基于2000—2006年中国企业的出口数据研究发现, 对于大规模企业而言, 企业出口市场多元化与产出波动之间具有负向关系。由于本文的研究主题是进口贸易自由化对企业产出波动的影响, 因此我们从要素供给市场多元化的角度进行分析。中间品进口贸易自由化最显著的特征是使国内企业有机会在广阔的国际市场上采购生产所需的各种中间品; 随着中间品贸易自由化水平上升, 当国内中间品要素市场遭受潜在风险或不确定性因素的负面冲击时, 企业将不再局限于国内市场, 而会更加灵活地选择从国外市场上采购相同类型或是具有相似功能的中间品, 以防止因国内要素市场动荡而对中间品供给渠道造成的不利影响, 从而保证了企业生产环节的稳定性。综上所述, 本文拟提出如下待检验的研究假说:

假说1: 在其他条件不变情况下, 由于成本节约效应和要素市场多元化效应的存在, 中间品进口贸易自由化有助于平抑企业的产出波动。

(三)最终品进口贸易自由化的竞争效应

以进口贸易自由化为代表的贸易开放在促进中国进口总量高速增长的同时, 也使得国内企业面临更为激烈的竞争环境(简泽等, 2014), 尤其是最终品进口贸易自由化, 将更多具有替代性或相似性的国外产成品引入国内市场, 致使国内企业面临的市场竞争压力上升。进口竞争很大程度上影响了国内企业的生产行为与绩效。一方面, 进口竞争会削弱产品市场的垄断优势, 提高产品的需求弹性(Hasan等, 2007), 在此情形下, 企业在短期内大多会采取低价策略以维持市场份额(De Loecker等, 2016), 而价格下降又必然会打压企业的获利空间, 导致企业经营业绩出现下滑, 难以确保企业生产活动的有序进行, 从而加剧了产出波动。另一方面, 进口竞争还会促使企业转向更加单一化的生产模式。例如, Bernard等(2011)通过构建一般均衡的异质性企业贸易模型, 从理论上分析得到, 由进口贸易自由化引致的进口竞争会使得企业放弃一些效率低下的非核心产品, 而更加专注于生产具有核心竞争力的产品。进一步地, Liu(2010)、易靖韬和蒙双(2018)分别针对美国和中国的经验研究也得到了类似的结论。上述研究均表明, 由最终品贸易自由化引致的进口竞争效应会促使企业在其具有核心竞争力的产品上进行专一化生产; 然而, 专一化生产模式将直接引发个体面临的风险和不确定性单一化, 从而可能加剧个体产出波动。Di Giovanni和Levchenko(2009)基于行业层面的统计数据, 研究表明行业专业化生产模式是促使经济体产出波动程度升高的重要渠道。Daruch等(2019)利用1998—2010年国家层面的出口贸易数据, 发现行业水平上的出口专业化也具有极度的不稳定性。据此, 本文拟提出如下待检验的研究假说:

假说2: 在其他条件不变情况下, 最终品进口贸易自由化会通过进口竞争压低企业的获利空间, 以及形成以核心产品为主的专一化生产模式, 从而加剧企业的产出波动。

三、计量模型、指标构建及数据说明

(一) 计量模型设定

为了考察进口贸易自由化对中国制造业企业产出波动的影响效应,本文借鉴贸易自由化影响企业生产绩效的研究成果(Brandt等,2017),将实证模型设定为:

$$Vol_{it} = \beta_0 + \beta_1 OutT_{j,t-1} + \beta_2 InT_{j,t-1} + X_i \gamma + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*、*j*和*t*分别表示企业、行业和年份;被解释变量 Vol_{it} 表示制造业企业产出波动率的对数值;解释变量 $OutT_{j,t-1}$ 和 $InT_{j,t-1}$ 分别表示滞后一期的行业最终品和中间品进口贸易自由化的代理变量,将解释变量滞后项纳入模型是为了减弱内生性问题对估计结果造成的潜在干扰; X_i 为一系列控制变量; δ_i 为企业固定效应,以控制不随时间变化的个体因素; δ_j 为两位码行业固定效应,以控制不随时间变化的行业因素; δ_t 为年份固定效应,以控制随时间变化的宏观因素(如入世和金融危机等); β_0 为常数项, β_1 和 β_2 为核心解释变量系数, γ 为控制变量系数向量, ε_{it} 为个体随机扰动项。

(二) 指标构建

1. 产出波动的测度。在研究微观层面的产出波动时,以往文献大多是以4-10年的数据集作为一期观测窗口,并采用窗口期内实际产出增长率的标准差来刻画微观个体的产出波动率(Buch等,2009;李小平等,2018;Urška等,2018)。虽然窗口式度量方法简单易行并且与波动的内涵相吻合,但此方法存在一个潜在不足,即在实际操作过程中对观测窗口的划分较为随意。鉴于此,本文选择参照Blanchard和Simon(2001)以及Kalemli-Ozcan等(2014)的研究思路,通过对实际增长率进行线性回归并估计残差的方法以构造个体的逐年产出波动指标。估计方程如下:

$$G_{it} = S_{it} - S_{i,t-1} = \delta_i + \delta_{jt} + \delta_{nt} + G_{i,t-1} + G_{i,t-2} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, G_{it} 表示企业*i*在*t*年的实际产出增长率的对数; S_{it} 表示企业*i*在*t*年经过工业出厂者价格指数平减后的实际产出的对数值; δ_i 为企业固定效应,以控制不随时间变化的企业内部特征; δ_{jt} 和 δ_{nt} 分别为行业-年份固定效应和省份-年份固定效应,以控制随时间变化的行业和地域因素(如要素价格、生产技术或市场状况等)对企业产出增长的干扰;考虑到增长率之间可能存在自相关性,我们在等式右侧同时纳入增长率一阶滞后项 $G_{i,t-1}$ 和二阶滞后项 $G_{i,t-2}$ 作为解释变量; ε_{it} 为个体随机扰动项。通过对式(2)进行回归得到的残差项 $\hat{\varepsilon}_{it}$ 反映了实际产出增长率相对其平稳产出增长率的偏离程度,该指标的绝对值越大,表明实际增长率偏离得越远。对于每家企业而言,可以使用残差 $\hat{\varepsilon}_{it}$ 的绝对值来度量企业每一年的产出波动水平,残差项 $\hat{\varepsilon}_{it}$ 的绝对值越大,实际产出增长率相对其平稳产出增长率的偏离度就越远,说明企业产出波动越大。这种回归方法不仅可以完美解决观察窗口划分较为随意的问题,还可以有效解决增长率的趋势性变化对波动率的影响,目前已在一些国外文献中得到应用(Buch等,2009;Kalemli-Ozcan等,2014;Maggioni等,2016)。为确保产出指标选取的合理性,本文参考现有文献做法,将经过平减后的销售额波动与工业总产值波动一同作为企业产出波动的代理变量,并取对数,分别记为 $Vol_revenue$ 和 Vol_output 。

2. 进口贸易自由化的测度。本文借鉴Brandt等(2017)的做法,构造行业层面的最终品和中间品进口关税数值,以量化1998—2013年中国制造业各行业最终品及中间品的进口贸易自由化水平。具体计算步骤为:首先,从WITS数据库和WTO数据库中调取1998—2013年中国对各个HS六位码产品所征收的最惠国进口关税数据,并将不同版本的HS协调编码版本统一至HS1996版。^①其次,基于HS1996版协调编码与国民经济制造业行业四位码对应表,计算出制造

^① 产品关税数据所基于的HS协调编码版本不一致:1997—2001年采用HS1996版,2002—2006年采用HS2002版,2007—2011年采用HS2007版本,2012—2013年采用HS2012版本。

业四位码行业 j 在 t 年所面临的最终品进口关税。具体的计算公式为：

$$OutT_{jt} = \sum_{p \in \theta_j} N_{pt} \times ImportTariff_{pt} / \sum_{p \in \theta_j} N_{pt} \quad (3)$$

其中, $OutT_{jt}$ 即为四位码行业 j 在 t 年的最终品进口关税数值, 该数值越小, 则说明进口的关税壁垒越低, 行业最终品的进口贸易自由化水平越高; θ_j 为归属于行业 j 的产品集合; N_{pt} 为产品 p 在 t 年的进口条目数; $ImportTariff_{pt}$ 为产品 p 在 t 年的关税水平。通过上式计算得到 $OutT_{jt}$ 后, 我们依据国民经济行业四位码与中国 2002 年和 2007 年《投入产出表》部门代码对应关系, 进一步得到各个部门的简单平均关税 $OutT_{kt}$; 然后再以各部门中间投入要素份额为权重, 通过加权平均计算出各个部门的中间品进口关税。具体计算公式为：

$$InT_{ct} = \sum_k w_{ck} OutT_{kt} \quad (4)$$

其中, InT_{ct} 表示《投入产出表》中的部门 c 在第 t 年所面临的中间品进口关税数值; $w_{ck} = (input_{ck}^{2002} / input_{c,total}^{2002} + input_{ck}^{2007} / input_{c,total}^{2007}) / 2$, 表示在中国 2002 年 122 个部门的《投入产出表》和 2007 年 135 个部门的《投入产出表》中, 部门 c 消耗的中间投入总额中来自部门 k 的比重均值。^①通过式(4)得到 InT_{ct} 后, 我们继续利用国民经济行业四位码与中国《投入产出表》部门代码对应关系, 就可以得到本文所需的制造业四位码行业 j 在 t 年所面临的中间品进口关税 InT_{jt} 。^②

3. 控制变量及其说明。本文选取的控制变量包括: ①企业年龄 (Age), 选用当年年份与企业开业年份之差加 1 取对数来刻画; ②资本劳动力比 ($Klratio$), 选用实际资本存量与就业人数比值取对数来度量; ③③企业规模 ($Size$), 选用企业年均就业人数的对数来衡量; ④融资约束 ($Finance$), 选用企业利息支出与总资产之比加 1 取对数来度量(数值越大, 则表明企业的财务杠杆越高, 面临的融资门槛就越低); ⑤行业竞争程度 (HHI), 选用行业赫芬达尔指数 ($Herfindahl-Hirschman Index$) 来刻画(该指标数值越小, 则表明企业面临更加激烈的市场竞争), 公式为: $HHI_{jt} = \sum_{i \in I_j} (sale_{it} / sale_{jt})^2$, 其中 $sale_{it}$ 表示企业 i 在 t 年的产品销售额, $sale_{jt}$ 表示行业 j 在 t 年的产品总销售额, I_j 表示行业 j 内的企业集合; ⑥是否出口, 设定 $Export$ 为企业是否出口虚拟变量(若企业在该年内出口总额大于零, 则 $Export$ 赋值为 1; 否则为 0); ⑦是否为国有企业, 设定 $State$ 为国有企业虚拟变量(若企业在该年属于国有企业, 则 $State$ 赋值为 1; 否则为 0); ⑧是否为外资企业, 设定 $Foreign$ 为外资企业虚拟变量(若为外资企业, 则 $Foreign$ 赋值为 1; 否则为 0); ⑨生产率 (LP/TFP), 选用实际工业总产值与就业人数的比值取对数来度量 1998—2013 年的劳动生产率, 根据 Akerberg 等(2015)的方法来测算 1998—2007 年的企业全要素生产率。

(三)数据来源与说明

本文主要用到两套大型微观数据库: 1998—2013 年产品进口关税数据库和中国工业企业数据库。其中, 产品进口关税数据来自 $WITS$ 数据库和 WTO 数据库, 具体处理步骤参见上文指标构建部分; 制造业企业的生产数据来自国家统计局发布的国有及规模以上中国工业企业数据库。有关该套数据的详细介绍和处理细节, 可参考 Brandt 等(2012)的研究成果, 这里不再赘述。在得到有效数据集后, 为了构造企业逐年产出波动的面板数据集, 我们仅保留存续时长等于或大于 6 年的制造业企业样本作为观测对象。此外, 考虑到 2008 年之后工业企业数据库中原始数据可

① 需要说明的是, 本文在计算各行业中间投入权重时, 采用的是中国 2002 年 122 个部门《投入产出表》与 2007 年 135 个部门《投入产出表》投入权重的平均值。这样处理的优点在于避免了由中间投入权重的内生变化而导致的行业中间品进口关税发生变化的可能性, 测算的结果能够更加真实地反映中间品进口关税的演变趋势。

② 考虑到篇幅, 本文没有给出产出波动和进口关税指标的计算结果; 如有需要, 可向作者索取。

③ 实际资本存量采用 Brandt 等(2012)提供的永续盘存法进行计算。

能存在质量问题,我们还重新构建了1998—2007年工业企业数据集作为分析样本进行对比分析,以确保研究结论的可靠性。变量描述性统计如表1所示。

表1 主要变量描述性统计

variable	name	1998—2013年			1998—2007年		
		Obs	mean	sd	Obs	mean	sd
<i>Vol_revenue</i>	销售额波动(对数)	1 222 767	-1.705	1.183	486 180	-1.915	1.194
<i>Vol_output</i>	工业总产值波动(对数)	1 222 767	-1.676	1.177	486 180	-1.877	1.187
<i>L.OutT</i>	最终品关税(滞后一期)	1 222 767	0.109	0.068	486 180	0.124	0.079
<i>L.InT</i>	中间品关税(滞后一期)	1 222 767	0.070	0.026	486 180	0.079	0.032
<i>Age</i>	企业年龄(对数)	1 222 767	2.515	0.592	486 180	2.625	0.635
<i>Klratio</i>	资本劳动比(对数)	1 222 767	4.034	1.149	486 180	3.970	1.082
<i>Size</i>	企业规模(对数)	1 222 767	5.188	1.054	486 180	5.208	1.082
<i>Finance</i>	融资约束(对数)	1 222 767	0.015	0.024	486 180	0.013	0.018
<i>HHI</i>	行业竞争程度	1 222 767	0.013	0.022	486 180	0.016	0.027
<i>Export</i>	是否出口	1 222 767	0.362	0.480	486 180	0.365	0.482
<i>State</i>	是否国有	1 222 767	0.207	0.405	486 180	0.331	0.470
<i>Foreign</i>	是否外资	1 222 767	0.243	0.429	486 180	0.254	0.435
<i>LP</i>	劳动生产率(对数)	1 222 767	5.611	1.020			
<i>TFP</i>	全要素生产率				486 180	1.580	0.274

注:上述变量均进行了1%的双边缩尾处理。

四、基准估计结果与分析

表2报告了进口贸易自由化影响企业产出波动的基准估计结果。列(1)和列(3)的被解释变量为销售额波动的对数值(*Vol_revenue*);列(2)和列(4)的被解释变量为工业总产值波动的对数值(*Vol_output*)。综合表2中列(1)—列(4)的估计结果可以看出,被解释变量无论为销售额波动还是工业总产值波动,中间品进口关税(*InT*)的系数始终在5%显著性水平上为正,这表明中间品进口关税与企业产出波动之间存在显著的正向关系。以1998—2007年样本的估计结果为例,中间品进口关税每下降0.01单位的绝对变化量,企业销售额波动将平均减少0.785%,工业总产值波动将平均减少0.896%。此研究结论意味着本文的假说1得到验证,即以中间品关税减让为表征的中间品进口贸易自由化对企业产出波动具有显著的平抑作用。

从表2还可以发现,最终品进口关税(*OutT*)的系数为正但不显著,说明最终品进口关税下降对企业产出波动没有造成显著影响,即最终品进口贸易自由化并未加剧企业产出波动,从而假说2不成立。这与Sundaram(2019)的研究结论存在明显差异,其发现最终品贸易自由化显著地加剧了企业产出波动。对于这一差异结果,我们认为可以从如下几个方面进行解释:首先,中国是世界第二大经济体,拥有庞大的市场规模,而大的市场规模能为国内企业的差异化产品提供盈利空间,催化了差异化产品的研发(易先忠等,2014),当更多差异化产品投入市场时,最终品进口的竞争效应就会被淡化,所以最终品进口贸易自由化并未加剧中国制造业企业的产出波动。其次,中国是中间品进口大国,从进口产品的结构来看,2013年之前,中国每年的中间品进口总额约占进口总量的75%左右,而最终品进口仅占25%左右。^①由于最终品进口比重较小,其引致

① 作者根据CEPII-BACI数据库统计得出,此结果与张翊等(2015)和许家云等(2017)的统计结果相当。

的进口竞争效应十分有限,因此未对国内企业产出的稳定性造成显著影响。再次,中国制造业最终品进口关税(2007年均值约为10%)总体上高于中间品进口关税(2007年均值约为6%),当产品的进口商是专门从事进口活动的贸易中介时,考虑到进口成本的大小,进口商可能会刻意抬高进口产品的价格,使进口产品的售价高于国内生产的同类产品,而价格上的劣势也会导致最终品进口的市场竞争效应减弱,进而降低其对国内企业产出波动的影响。最后,进口贸易自由化还有助于提升企业出口的参与度与出口强度(毛其淋和盛斌,2013;田巍和余森杰,2013),企业进行出口活动不仅可以通过多元化模式来缓解市场需求不确定性对产出造成的冲击(Buch等,2009),还可以通过拓展海外需求市场来抵消最终品进口的竞争效应对产出增长稳定性造成的不利影响。通过上述分析可知,最终品进口贸易自由化与中国制造业企业的产出波动之间可能受到更为复杂因素的影响,从而导致本文的假说2没有得到支持。

表2 基准估计结果

	1998—2013年		1998—2007年	
	<i>Vol_revenue</i>	<i>Vol_output</i>	<i>Vol_revenue</i>	<i>Vol_output</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L.OutT</i>	0.107(0.081)	0.153*(0.092)	0.118(0.094)	0.091(0.080)
<i>L.InT</i>	1.047*** (0.308)	1.059*** (0.299)	0.785** (0.320)	0.896*** (0.284)
<i>Age</i>	-0.427*** (0.016)	-0.435*** (0.015)	-0.267*** (0.025)	-0.296*** (0.023)
<i>Klratio</i>	0.029*** (0.003)	0.039*** (0.003)	0.032*** (0.006)	0.023*** (0.006)
<i>Size</i>	-0.182*** (0.004)	-0.187*** (0.004)	-0.099*** (0.008)	-0.104*** (0.008)
<i>Finance</i>	-0.515*** (0.098)	-0.148(0.099)	-0.896*** (0.174)	-0.855*** (0.170)
<i>HHI</i>	0.056(0.104)	0.216(0.196)	-0.111(0.132)	-0.053(0.139)
<i>Export</i>	-0.009(0.006)	-0.017*** (0.006)	-0.004(0.009)	-0.004(0.009)
<i>State</i>	-0.017*** (0.006)	-0.022*** (0.005)	-0.001(0.006)	-0.011(0.007)
<i>Foreign</i>	-0.071*** (0.010)	-0.075*** (0.009)	0.025(0.018)	0.002(0.022)
<i>LP</i>	-0.150*** (0.003)	-0.178*** (0.003)		
<i>TFP</i>			-0.055*** (0.009)	-0.114*** (0.008)
企业效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
<i>Obs</i>	1 222 767	1 222 767	486 180	486 180
<i>Adjusted R²</i>	0.199	0.198	0.205	0.198

注:***、**和*分别表示1%、5%和10%的显著性水平,圆括号内为聚类至四位码行业层面的稳健标准误;若无特殊说明,下表同。

从控制变量的结果来看,企业年龄(*Age*)系数显著为负,说明积累更多经验或资源可以帮助企业营造稳定的生产经营环境;资本劳动比(*Klratio*)系数显著为正,这可能是因为资本劳动比越高的企业产品技术复杂度越高,而从事复杂产品的生产活动需要保持一定强度的研发投入,如果研发活动本身蕴含着巨大风险,那么将可能加剧企业产出波动;企业规模(*Size*)系数显著为负,说明规模越大的企业在生产活动中能够更好地发挥规模效应以抵御外部冲击;融资约束(*Finance*)系数显著为负,说明融资约束越宽松的企业资金运转得越平稳,保证了企业生产和经营行为的有序进行;生产率(*LP/TFP*)系数显著为负,说明高生产率企业在遭受外部冲击时,能够灵活调整要素投入和产出配比,从而有效地平滑企业产出波动;是否出口(*Export*)、是否为国有(*State*)、是否为外资(*Foreign*)和行业竞争程度(*HHI*)的系数符号和显著性水平在两个样本区间内的估计结果均不稳健,因而无法对其进行准确推断。

五、稳健性检验

(一) 基于准自然实验的 DID 估计^①

为了更加准确地判断进口贸易自由化与企业产出波动之间的因果关系，我们将中国 2001 年底加入世贸组织这一事件作为一个准自然实验，然后进行 DID 估计。具体而言，我们借鉴 Liu 等 (2019) 的处理方法，将关税降幅较大的行业作为处理组，而将关税降幅较小的行业作为对照组，以考察对照组和处理组之间企业产出波动变化程度的差异性。具体的模型设定如下：

$$Vol_{ijt} = \beta_1 WTO_i \times OutT01_j + \beta_2 WTO_i \times InT01_j + X_j \gamma + \delta_i + \delta_j + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， WTO_i 为中国加入 WTO 虚拟变量，2002 年之前年份取值为 0，2002 年及其之后的年份取值为 1； $OutT01_j$ 表示行业 j 在 2001 年的最终品进口关税， $InT01_j$ 表示行业 j 在 2001 年的中间品进口关税；^②其余变量的含义与式(1)相同。在式(5)中，若交叉项 $WTO_i \times OutT01_j$ 的估计系数 β_1 显著为正，则说明最终品进口贸易自由化显著地加剧了企业产出波动；另一方面，若交叉项 $WTO_i \times InT01_j$ 的估计系数 β_2 显著为负，则说明中间品进口贸易自由化有助于平抑企业产出波动。表 3 报告了基于准自然实验的 DID 估计结果，交叉项 $WTO \times OutT01$ 的估计系数不显著，而交叉项 $WTO \times InT01$ 的估计系数在 5% 水平上显著为负，说明中间品进口贸易自由化对中国制造业企业的产出波动确实起到了平抑作用。

表 3 基于准自然实验的 DID 估计结果

	1998—2013 年		1998—2007 年	
	<i>Vol_revenue</i>	<i>Vol_output</i>	<i>Vol_revenue</i>	<i>Vol_output</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>WTO X OutT01</i>	-0.067(0.099)	-0.087(0.101)	-0.071(0.081)	-0.117(0.102)
<i>WTO X InT01</i>	-1.083*** (0.257)	-1.089*** (0.256)	-0.557** (0.260)	-0.536** (0.224)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
<i>Obs</i>	660 858	660 858	447 359	447 359
<i>Adjusted R²</i>	0.176	0.172	0.199	0.190

(二) 窗口式波动度量方法

接下来，本文采用传统的窗口式波动度量方法来进一步验证进口贸易自由化对制造业企业产出波动的影响。我们依据 2001 年底中国加入世贸组织这一时间点，将 1998—2007 年时间段划分为两个子窗口，即将 1998—2001 年作为窗口 1，2002—2007 年作为窗口 2，^③并在每个子窗口内分别计算实际产出增长率的标准差来刻画企业产出波动。借鉴 Vannoorenberghe 等 (2016) 做法，本文将企业窗口波动指标的构建方法设定为：

$$G_Median_{it} = \frac{S_{it} - S_{it-1}}{(S_{it} + S_{it-1})/2} \quad (6)$$

① 感谢匿名审稿专家提出的宝贵建议。

② 中国 2001 年关税水平与加入世贸组织后关税削减的程度呈正相关 (Brandt 等, 2017; Liu 等, 2019)，因此 $OutT01_j$ 和 $InT01_j$ 可以用来反映最终品和中间品关税削减的幅度 (即处理强度)。

③ 在窗口式波动度量方式稳健性检验上，本文选择舍弃 2007 年之后的数据，是为了排除 2008 年开始的金融危机对窗口式波动造成的特殊影响。

$$Vol_{iw} = \ln \left[\frac{1}{T-1} \sum_{t \in w} (G_Median_{iwt} - \bar{G_Median}_{iw})^2 \right]^{1/2} \quad (7)$$

其中,下标 i 、 w 和 t 分别表示企业、窗口和年份; S_{it} 表示经过价格指数平减后的实际产出; G_Median_{iwt} 表示实际产出的中点增长率; T 表示窗口的时间跨度; Vol_{iw} 表示窗口内企业实际产出增长率的标准差的对数值,即企业产出波动的对数值。在得到窗口式产出波动指标后,本文参照 Sundaram(2019)的做法,将计量模型设定为:

$$Vol_{iw} = \beta_0 + \beta_1 OutT_{jw}^{initial} + \beta_2 InT_{jw}^{initial} + X_w^{initial} \gamma + \delta_i + \delta_j + \delta_w + \varepsilon_{iw} \quad (8)$$

其中,上标 *initial* 表示窗口的初期;核心解释变量 $OutT_{jw}^{initial}$ 和 $InT_{jw}^{initial}$ 分别表示企业在窗口初期所面临的行业最终品进口关税和中间品进口关税; $X_w^{initial}$ 表示一系列控制变量集合,选取的变量与基准模型中的变量保持一致。^①式(8)的估计结果报告于表4中的列(1)和列(2)。结果显示,核心解释变量估计系数的显著性水平以及符号与基准估计结果基本一致,说明本文的研究结论并不会因为采用窗口式波动度量方式而发生变化。此外,我们还采用基于准自然实验的两期 DID 估计策略(如式(5)所示)作为窗口式波动度量方式的稳健性检验,结果见表4中的列(3)和列(4)。从中可以看出,交叉项 $WTO \times OutT01$ 的估计系数仍不显著,而交叉项 $WTO \times InT01$ 的估计系数在 10% 的水平上为负,从而进一步表明了本文的核心研究结论是稳健的。

表4 窗口式波动估计结果

	<i>Vol_revenue</i>	<i>Vol_output</i>	<i>Vol_revenue</i>	<i>Vol_output</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>OutT^{initial}</i>	-0.021(0.191)	0.097(0.211)		
<i>InT^{initial}</i>	2.239*** (0.772)	1.965** (0.897)		
<i>WTO X OutT01</i>			0.014(0.156)	-0.005(0.167)
<i>WTO X InT01</i>			-0.757* (0.403)	-0.755* (0.438)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制
<i>Obs</i>	75 416	75 416	75 416	75 416
<i>Adjusted R²</i>	0.172	0.163	0.172	0.163

(三)其他稳健性检验^②

1. 面板 IV 估计。为了进一步解决内生性问题,本文采用中国加入 WTO 时承诺的约束性关税作为最惠国关税的工具变量以进行面板 IV 估计。中国关税减让承诺表中公布的约束性关税是由 WTO 制定的,并且在入世之前已制定好,因此不受中国内部因素的影响。同时,中国为履行入世承诺,必须参考关税减让承诺表中公布的约束性关税来制定未来的实际使用关税。因此,将中国关税减让承诺表中的约束性关税作为最惠国关税的工具变量具有一定合理性。回归结果显示,中间品进口关税的估计系数均在 1% 水平上显著为正,而最终品进口关税的估计系数符号虽然为负,但仍未通过显著性检验。

^① 需要说明的是:(1)窗口的初期是指窗口内的第一年,如窗口 1(1998—2001 年)里,初期即指 1998 年;(2)为减弱内生性问题的影响,核心解释变量与控制变量均采用各窗口初期的数值用于实证检验。

^② 限于篇幅,以下稳健性检验的具体结果没有列出;如有需要,可向作者索取。

2. 剔除并购重组或资产转让类企业。为了排除并购重组或者资产转让行为对企业生产活动造成的潜在影响,我们使用如下三种方案进行处理:(1)参照 Kalemli-Ozcan 等(2014)的做法,将任何年份内增长率绝对值超过 80% 的样本标识为发生并购或资产转让行为的企业,并予以剔除;(2)将样本期内所有权发生变更的企业剔除;(3)将样本期内所属行业(四位码)类别发生变更的企业剔除。经过上述处理步骤后,对剩余样本进行实证回归。结果显示,中间品进口关税的系数符号和显著性水平未发生实质性改变,而最终品进口关税的系数符号为负且依然不显著。

3. 采用完全消耗系数构造中间品进口关税。本文还尝试使用中国 2002 年 122 个部门的《投入产出表》和 2007 年 135 个部门的《投入产出表》中各个部门所使用的中间投入的完全消耗系数作为中间投入权重,并按照式(4)重新构建行业中间品进口关税指标用于实证分析,最后发现核心解释变量的系数在符号与显著性水平上均未发生变化。

4. 控制国内经济政策不确定性。国内经济政策不确定性很可能是导致企业产出发生波动的重要来源。为此,本文基于 Baker 等(2016)构建的月度中国经济政策不确定性指数,^①通过提取年度算术平均值的方式将其转化成年度经济政策不确定性指数,并将年度指标作为控制变量加入回归方程。结果表明,核心解释变量对被解释变量的影响与基准估计结果一致。

六、机制检验

实证检验的结果表明,中间品进口贸易自由化对企业产出波动具有显著的平抑作用,而最终品进口贸易自由化对企业产出波动则始终没有显著影响。进一步地,我们利用 1998—2007 年的样本数据,构造中间投入单位成本和中间投入波动变量,以检验中间品进口贸易自由化的成本节约效应和要素市场多元化效应是否成立。^②我们选用企业中间投入合计与产品销售额比值的对数作为中间投入单位成本的代理变量 *Input_cost*,并将其作为被解释变量纳入式(1)进行回归。估计结果(表 5 中列(1))显示,中间品进口关税系数在为正且在 5% 水平上显著,说明中间品进口关税下降确实有助于降低企业的中间投入单位成本,中间品进口关税每降低 0.01 个基本单位,中间投入单位成本平均下降 0.262%。此结论验证了中间品进口贸易自由化的成本节约效应是合理的。由于数据限制,我们无法获悉企业所使用的中间投入具体来源于哪个市场,因而不能直接量化企业要素市场多元化指标。为此,我们依据要素市场多元化效应具有平缓企业中间投入波动的重要性质,通过判断中间品进口贸易自由化能否平抑企业中间投入波动的思路,对要素市场多元化效应进行初步检验。按照式(2)计算得到企业逐年的中间投入波动的对数值 *Vol_input* 后,将其作为被解释变量代入式(1)进行回归。估计结果(表 5 中的列(2))显示,中间品进口关税系数在 5% 的显著性水平上为正,说明中间品进口关税与企业中间投入波动之间也具有显著的正向关系,中间品进口关税每下降 0.01 个基本单位,中间投入波动将平均下降 0.709%。此结果在一定程度上验证了要素市场多元化效应是有效的。

为更加稳健地证明中间品进口贸易自由化的要素市场多元化效应是存在的,我们采用另一种思路对其进行检验。根据 Rauch(1999)的研究,产品可区分为同质化产品(*Homogeneous goods*)与差异化产品(*Differentiated goods*)。同质化产品是指在交易所交易或者拥有指导价格的产品;

^① 该指数的构造基于新闻报道内容,由斯坦福大学和芝加哥大学联合发布,涵盖了全球主要经济体。Baker 等(2016)选取了中国香港《南华早报》作为新闻报道检索平台,基于文本检索和过滤方法构建了中国经济政策不确定性指数。关于这一指数的详细构建信息以及被引用情况请参见: policyuncertainty.com/index/html。

^② 机制检验部分并未采用 1998—2013 年的样本数据,是因为 2007 年之后的工业企业数据库缺失企业中间投入记录的数据。

差异化产品是指可细分成多个领域的产品。^①同质化产品因其具有同质化的特性,生产所需的中间品可能比较固定且单一;而差异化产品因其多样化的特性,生产所使用的中间品可能更加灵活、丰富且多样化。由此看来,相对于差异化产品而言,同质化产品的生产过程可能更容易受到中间品要素市场的负面冲击的影响,也就是说,要素市场多元化效应对同质化产品可能具有更加明显的影响。我们借鉴 Rauch(1999)在 *SITC* 标准下对贸易商品进行的保守分类(*con*),^②将产品细分为同质化产品与差异化产品,并依据 *SITC* 与中国工业行业两位码对应表,将样本区分为同质化行业和差异化行业,并分别按照式(1)进行回归,以考察中间品贸易自由化对同质化行业企业和差异化行业企业之间的产出波动影响差异。若中间品贸易自由化对同质化行业内的企业产出波动的影响强度大于差异化行业企业,则说明中间品贸易自由化能够通过要素市场多元化效应作用于企业产出波动。分样本回归结果(表5中的列(3)–列(6))显示,中间品进口贸易自由化对同质化行业内企业产出波动的影响显著为正,而对差异化行业内企业产出波动的影响系数虽为正却不显著,并且中间品进口贸易自由化对同质化行业内企业产出波动的影响系数的量级也更大。这与我们的理论预期一致,要素市场多元化效应得到了进一步的验证。

表5 机制检验结果

	1998–2007年					
	<i>Input_cost</i>	<i>Vol_input</i>	<i>Vol_revenue</i>	<i>Vol_revenue</i>	<i>Vol_output</i>	<i>Vol_output</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.OutT</i>	0.006(0.018)	0.060(0.086)	0.166(0.143)	0.067(0.116)	0.098(0.117)	0.034(0.106)
<i>L.InT</i>	0.262**(0.117)	0.709**(0.299)	1.258**(0.495)	0.585(0.421)	1.168*** (0.446)	0.912(0.718)
<i>Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Obs</i>	666 088	486 180	231 805	254 375	231 805	254 375
<i>Adjusted R²</i>	0.648	0.202	0.210	0.201	0.203	0.194
样本分类			同质化行业	差异化行业	同质化行业	差异化行业

注:列(1)观测值增多是因为回归中未包含波动变量,故无需舍弃2001年之前的数据;其余同表2。

七、结论与启示

中国正处于构建更高水平开放型经济新体制时期,新一轮贸易自由化改革也随之进入深化阶段。本文以中国入世以来进口贸易自由化改革不断推进这一政策事实作为研究背景,基于1998–2013年中国工业企业数据库和产品进口关税数据库,考察了最终品进口贸易自由化与中间品进口贸易自由化对中国制造业企业产出波动的影响效应,所得结论如下:第一,无论采用销售额还是工业总产值测算产出波动指标,中间品进口贸易自由化对企业产出波动均具有显著的平抑作用。第二,因受到市场规模、进口结构、价格因素以及出口扩张等方面的潜在干扰,最终品进口贸易自由化对企业产出波动的影响效果并不明显。上述结论在一系列稳健性检验的基础上仍然成立。第三,由于成本节约效应和要素市场多元化效应的存在,中间品进口贸易自由化通过降低中间品成本和缓解中间品市场冲击的途径对企业产出波动形成平抑效果。

① 例如,鞋类可细分为旅游鞋、凉鞋、皮鞋等。

② 本文也使用了 Rauch(1999)提供的宽松分类(*lib*)标准进行检验,所得结果并无实质性差异。

文章从经验上揭示了中国进口贸易自由化改革与“稳增长”两大经济政策目标之间隐藏的内在联系。中国自进入经济“新常态”以来,为促进对外贸易平衡发展和推动更高水平对外开放,越来越重视进口贸易对国内经济的正向促进作用。本文不仅有助于我们更好地评估中国在以贸易自由化为范式的进口贸易开放模式下的贸易利得,还可以为中国政府制定实现“稳增长”的政策措施提供重要的经验依据。在新一轮贸易自由化改革进程中,中国应当继续秉承“要素流动型开放”理念,加快完善以中间品进口贸易自由化为主的“扩大进口”贸易开放模式的发展,统筹利用“两个市场、两种资源”,使国内市场与国外市场、国内中间品要素与国外中间品要素相互渗透和融合,并通过要素市场多元化风险分散效应和生产成本节约效应来有效预防和缓解因国内要素市场存在的潜在风险和不确定性引发的负面冲击,以维持国内企业产出增长的平稳性。此外,同样值得重视的是,随着中国对外开放层次的深化和产业向高端领域的攀升,再加上国内市场需求潜力的进一步释放,进口贸易中最终品与中间品的结构比例可能不断发生变化,更多数量或种类的最终品将被引入国内市场。因此,中国企业仍有必要努力培育和提升自身的核心竞争力,以做好防范和应对进口竞争冲击的准备。

当然,本文也存在进一步完善的空间:第一,除了成本节约、要素市场多元化以及进口竞争这三个机制外,进口贸易自由化还可能通过技术溢出机制作用于企业产出波动;第二,基于企业异质性的视角,进口贸易自由化对不同类型企业又有何影响差异,如进口贸易自由化对出口企业与纯内销企业的产出波动的影响是否存在不同。

参考文献:

- [1]陈昆亭,龚六堂.中国经济增长的周期与波动的研究——引入人力资本后的RBC模型[J].*经济学(季刊)*,2004,(4):803-818.
- [2]简泽,张涛,伏玉林.进口自由化、竞争与本土企业的全要素生产率——基于中国加入WTO的一个自然实验[J].*经济研究*,2014,(8):120-132.
- [3]李小平,代智慧,彭书舟.出口复杂度影响了产出波动吗——来自中国制造业企业的证据[J].*国际贸易问题*,2018,(11):49-62.
- [4]毛其淋,盛斌.贸易自由化、企业异质性与出口动态——来自中国微观企业数据的证据[J].*管理世界*,2013,(3):48-68.
- [5]盛斌,毛其淋.进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度[J].*世界经济*,2017,(12):52-75.
- [6]孙浦阳,张龔,黄玖立.出口行为、边际成本与销售波动——基于中国工业企业数据的研究[J].*金融研究*,2015,(9):159-173.
- [7]田巍,余森杰.企业出口强度与进口中间品贸易自由化:来自中国企业的实证研究[J].*管理世界*,2013,(1):28-44.
- [8]易靖韬,蒙双.贸易自由化、企业异质性与产品范围调整[J].*世界经济*,2018,(11):74-97.
- [9]易先忠,欧阳峤,傅晓岚.国内市场规模与出口产品结构多元化:制度环境的门槛效应[J].*经济研究*,2014,(6):18-29.
- [10]周茂,陆毅,符大海.贸易自由化与中国产业升级:事实与机制[J].*世界经济*,2016,(10):78-102.
- [11]Acemoglu D, Carvalho V M, Ozdaglar A, et al. The network origins of aggregate fluctuations[J]. *Econometrica*, 2012, 80(5): 1977-2016.
- [12]Aiyagari S R, Christiano L J, Eichenbaum M. The output, employment, and interest rate effects of government consumption[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1992, 30(1): 73-86.
- [13]Bernard A B, Redding S J, Schott P K. Multiproduct firms and trade liberalization[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(3): 1271-1318.
- [14]Blanchard O, Simon J. The long and large decline in U. S. output volatility[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2001, 2001(1): 135-174.
- [15]Brandt L, van Biesebroeck J, Wang L H, et al. WTO accession and performance of Chinese manufacturing firms[J].

- [American Economic Review](#), 2017, 107(9): 2784–2820.
- [16]Brandt L, van Biesebroeck J, 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.
- [17]Buch C M, Döpke J, Strotmann H. Does export openness increase firm-level output volatility?[J]. [The World Economy](#), 2009, 32(4): 531–551.
- [18]Calderón C, Yeyati E L. Zooming in: From aggregate volatility to income distribution[M]. The World Bank, 2009.
- [19]Caselli F, Koren M, Lisicky M, et al. Diversification through trade[R]. NBER Working Paper No. 21498, 2015.
- [20]Daruich D, Easterly W, Reshef A. The surprising instability of export specializations[J]. [Journal of Development Economics](#), 2019, 137: 36–65.
- [21]De Loecker, Goldberg P K, Khandelwal A K, et al. Prices, markups, and trade reform[J]. [Econometrica](#), 2016, 84(2): 445–510.
- [22]Di Giovanni J, Levchenko A A. Trade openness and volatility[J]. [The Review of Economics and Statistics](#), 2009, 91(3): 558–585.
- [23]Easterly W, Islam R, Stiglitz J. Explaining growth volatility[A]. Pleskovic B, Stern N. Annual world bank conference on development economics 2000[M]. Washington: World Bank, 2000.
- [24]Fan H C, Gao X, Li Y A, et al. Trade liberalization and markups: Micro evidence from China[J]. [Journal of Comparative Economics](#), 2018, 46(1): 103–130.
- [25]Goldberg P, Khandelwal A, Pavcnik N, et al. Trade liberalization and new imported inputs[J]. [American Economic Review](#), 2009, 99(2): 494–500.
- [26]Haddad M, Lim J J, Pancaro C, et al. Trade openness reduces growth volatility when countries are well diversified[J]. [Canadian Journal of Economics](#), 2013, 46(2): 765–790.
- [27]Hasan R, Mitra D, Ramaswamy K V. Trade reforms, labor regulations, and labor-demand elasticities: Empirical evidence from India[J]. [The Review of Economics and Statistics](#), 2007, 89(3): 466–481.
- [28]Kalemli-Ozcan S, Sorensen B, Volosovych V. Deep financial integration and volatility[J]. [Journal of the European Economic Association](#), 2014, 12(6): 1558–1585.
- [29]Kurz C, Senses M Z. Importing, exporting, and firm-level employment volatility[J]. [Journal of International Economics](#), 2016, 98: 160–175.
- [30]Liu Q, Qiu L D, Zhan C Q. Trade liberalization and domestic vertical integration: Evidence from China[J]. [Journal of International Economics](#), 2019, 121: 103250.
- [31]Liu R J. Import competition and firm refocusing[J]. [Canadian Journal of Economics](#), 2010, 43(2): 440–466.
- [32]Maggioni D, Lo Turco A, Gallegati M. Does product complexity matter for firms' output volatility?[J]. [Journal of Development Economics](#), 2016, 121: 94–109.
- [33]Pallage S, Robe M A. On the welfare cost of economic fluctuations in developing countries[J]. [International Economic Review](#), 2003, 44(2): 677–698.
- [34]Ramey G, Ramey V A. Cross-country evidence on the link between volatility and growth[R]. NBER Working Paper No. 4959, 1994.
- [35]Rauch J E. Networks versus markets in international trade[J]. [Journal of International Economics](#), 1999, 48(1): 7–35.
- [36]Rodrik D. Why do more open economies have bigger governments?[J]. [Journal of Political Economy](#), 1998, 106(5): 997–1032.
- [37]Sundaram A. Trade liberalization and volatility: Evidence from Indian firms[J]. [Review of International Economics](#), 2019, 27(5): 1409–1426.
- [38]Vannoorenberghe G. Firm-level volatility and exports[J]. [Journal of International Economics](#), 2012, 86(1): 57–67.

Does Import Trade Liberalization Affect Firms' Output Volatility?

Peng Shuzhou, Li Xiaoping, Niu Xiaodi

(Economics School, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Summary: Since its accession to the WTO, China has actively promoted trade liberalization. It is undeniable that trade liberalization has brought excellent products, production technologies and solutions from all over the world. However, it is also important to note that with the deepening of trade liberalization reforms, a large number of high-quality foreign products flood into the domestic market, making the production and sales activities of domestic firms inevitably affected by the impact of import factors, which has a profound impact on the stability of firms' output growth path (i.e. output volatility).

This paper uses China's accession to the WTO as the research background, using Chinese micro data to test the relationship between trade liberalization and output volatility. First, we use the residual regression method to calculate the annual fluctuation index and window fluctuation index of the output growth rate of manufacturing enterprises in China from 1998 to 2013. Second, we combine the product tariff data of WITS products and the input-output table to calculate the import trade liberalization index of China's manufacturing industry. Finally, we use multiple econometric analysis methods (including: fixed effect/difference-in-differences/panel IV) to systematically evaluate the causal relationship between trade liberalization and output volatility, and then demonstrate the mechanism.

Input-trade liberalization has a significant stabilizing effect on the output volatility of Chinese manufacturing enterprises. For every 0.01 unit of absolute change in input-import tariff, the volatility of enterprise sales will decrease by 0.785%, and the volatility of total output will decrease by 0.896%. In terms of the impact mechanism, due to cost-saving effect and factor market diversification effect, input-trade liberalization can effectively improve firms' intermediate input cost and intermediate input source, and thereby smooth the output volatility. On the other hand, output-trade liberalization has not significantly affected the output volatility. This may be because of the influence of China's unique large economy, such as large market size or export expansion; the competitive effect of trade liberalization has been gradually weakened, so it does not show a significant effect.

The main contributions of this paper are: First, it helps us understand the relationship between import trade and output volatility at a micro level. Second, based on the existing research, we can have a more comprehensive understanding of the effect of trade liberalization on the performance of firm behavior. Third, trade liberalization is divided into two levels: output-trade liberalization and input-trade liberalization, so as to better identify how import trade liberalization affects firms' output volatility.

Key words: output-trade liberalization; input-trade liberalization; output volatility

(责任编辑 景 行)