

中间品贸易自由化的生产率效应*

——以中国加入WTO为背景的经验研究

毛其淋¹, 许家云²

(1.南开大学 国际经济研究所,天津 300071;2.南开大学 国际经济贸易系,天津 300071)

摘要:文章以中国加入WTO为背景,在一个自然实验的框架下研究了中间品贸易自由化的生产率效应。利用2000—2007年中国工业企业数据和海关贸易数据的合并样本进行倍差法估计后发现,中间品贸易自由化显著提高了企业生产率,并且这一结论在改变核心指标的测度方法、使用不同的模型设定和采用不同计量方法的情况下也较为稳健。进一步的影响机制分析表明,进口种类的拓展与进口质量的提升是中间品贸易自由化促进企业生产率提升的两个渠道,其中“进口质量”渠道更为重要。最后,文章还实证考察了中间品贸易自由化、资源再配置与行业生产率增长之间的关系,发现资源再配置效应是中间品贸易自由化促进行业生产率增长的重要途径。

关键词:中间品贸易自由化;企业生产率;倍差法

中图分类号:F741.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2015)04-0042-12

一、引言

长期以来,贸易自由化与生产率之间的关系备受国际经济学界的关注。早期文献主要是考察贸易自由化对行业生产率的影响(Tybout和Westbrook,1995;Head和Ries,1999;Ferreira和Rossi,2003),大多认为贸易自由化通过竞争效应促进了行业生产率的提高。随着微观数据可获得性的增强,学者们也开始从微观层面研究贸易自由化与企业生产率之间的关系。其中,Pavcnik(2002)利用智利制造业企业数据检验了最终品关税下降对企业生产率的影响,认为最终品贸易自由化显著提高了企业生产率。Fernandes(2007)对哥伦比亚企业的研究也表明,在控制行业和企业等异质性特征之后,最终品关税减让显著提高了企业生产率,并且规模越大的企业提升效果越好。此外,一些学者也特别关注了贸易自由化与中国企业生产率的关系。例如,余森杰(2010)利用1998—2002年中国制造业企业数据进行实证研究后发现贸易自由化显著提高了企业生产率;而王恬和王苍峰(2010)采用世界银行1999—2002年的中国企业调查数据进行分析后则认为最终品关税减让不利于企业生产率的提高,这主要是由于进口竞争降低了本国企业的市场份额,进而抑制了生产率进步。

以上文献都是从最终品关税减让的角度来考察贸易自由化对企业生产率的影响。近年来,越来越多的学者强调中间品贸易自由化对企业生产率的作用。这类文献基本上是同时考虑最终品关税与中间品关税,并将二者对企业生产率的影响进行对比分析。例如,Schor

收稿日期:2014-08-30

基金项目:国家自然科学基金资助项目(71403135);中央高校基本科研业务费专项资金项目(NKZZXB1413);国家社会科学基金资助项目(10CGJ014)

作者简介:毛其淋(1986—),男,浙江温州人,南开大学经济学院国际经济研究所讲师,博士;

许家云(1987—),女,山东日照人,南开大学经济学院国际经济贸易系博士研究生(通讯作者)。

(2004)对巴西制造业企业的研究发现,除了最终品贸易自由化可以促进企业生产率提高之外,中间品贸易自由化也能显著提升企业生产率。Amiti 和 Konings(2007)基于印度尼西亚制造业企业数据进行的实证研究也发现,中间品贸易自由化对企业生产率的影响程度大概是最终品贸易自由化的两倍。最近,Yu(2014)利用 2000—2006 年中国制造业企业微观数据的研究发现,中间品关税下降对企业生产率的促进作用要小于最终品贸易自由化的作用。

本文在研究方法和视角上与上述文献有所不同。在研究方法上,本文以中国 2001 年 12 月加入 WTO 作为自然实验,利用倍差法(*difference-in-difference, DID*)考察中间品贸易自由化对企业生产率的影响,进而有效地克服了内生性问题。在研究视角上,本文不仅考察中间品贸易自由化对企业生产率的影响,而且还检验了其背后的作用机制,同时还将企业微观层面与行业中观层面相结合进行了系统的研究。

本文剩余部分的结构安排为:第二部分为典型事实与影响机制分析;第三部分构建模型并对数据进行说明;第四部分报告估计结果并进行分析;第五部分进一步考察中间品贸易自由化与行业生产率进步的关系;最后部分为结论。

二、典型事实与影响机制分析

(一)核心指标的测度与典型事实

本文的一个核心指标是中间品贸易自由化,用行业中间品的关税率来表示。与 Amiti 和 Konings(2007)以及 Ahsan(2013)类似,我们采用以下公式来测算行业层面的中间品关税税率:

$$inputtar_{jt} = \sum_{w \in \Theta_j} \theta_{wt} \times outputtar_{wt} \quad (1)$$

其中, j 表示 3 位码行业, w 表示投入品, Θ_j 表示行业 j 的投入集合, $\theta_{wt} = input_{wt} / \sum_{w \in \Theta_j} input_{wt}$ 表示要素 w 的投入权重,用投入要素 w 的成本占行业 j 总投入要素成本的比重来衡量。^① 此外, $outputtar_{wt}$ 表示行业最终品关税税率,由 $\sum_{k \in \Theta_{wt}} n_{kt} \tau_{kt} / \sum_{k \in \Theta_{wt}} n_{kt}$ 计算得到, n_{kt} 为产品 k 在第 t 年的税目数。

本文的另一个核心变量是企业生产率。考虑到使用传统 OLS 方法估计企业生产率可能会存在同步偏差和选择性偏差问题,为了更为精确地估计企业生产率,本文采用 Olley 和 Pakes(1996)的方法(以下称 OP 法),并结合样本数据本身的特点和中国的实情进行了以下三个方面的扩展:第一,借鉴 Biesebroeck(2005)的做法,我们将企业的出口决策纳入到投资函数中,即把出口决策作为企业投资函数的一个关键变量;第二,考虑到中国在 2000 年施行了西部大开发政策,为了控制该政策对全要素生产率的可能冲击,我们引入了西部大开发虚拟变量。^② 第三,由于中国在 2001 年底加入了 WTO,为了捕捉这一冲击的影响,我们进一步引入 WTO 虚拟变量。^③

中间品关税下降与企业生产率演变之间存在怎样的关系? 为了回答这一问题,我们在图 1A 中绘制了行业中间品关税与行业平均生产率的二维散点图和拟合线。从中可以看出,行业中间品关税与行业平均生产率之间存在明显的负相关关系,这表明生产率会随着中

^① 鉴于数据的可获得性,这里的投入权重根据 2002 年中国投入产出表计算得到。此外,考虑到投入权重可能随时间变化,在计算 2000—2004 年和 2005—2007 年的投入权重时分别使用了 2002 年和 2007 年的中国投入产出表;计算结果非常相似。

^② 2000 年及之后的西部地区取值为 1,其余的取值为 0。

^③ 2001 年之后的年份取值为 1,其余年份取值为 0。

间品贸易自由化水平的提高而上升。此外,我们在图1B中进一步描绘了两种类型(一般进口和加工进口)企业平均生产率与行业中间品关税之间的散点图。可以直观地看到,一般进口企业的生产率与行业中间品关税之间存在较为明显的负相关关系,这说明了一般进口企业的生产率会随着行业中间品关税的下降而明显提高,但加工进口企业中两者之间的相关关系则较弱。

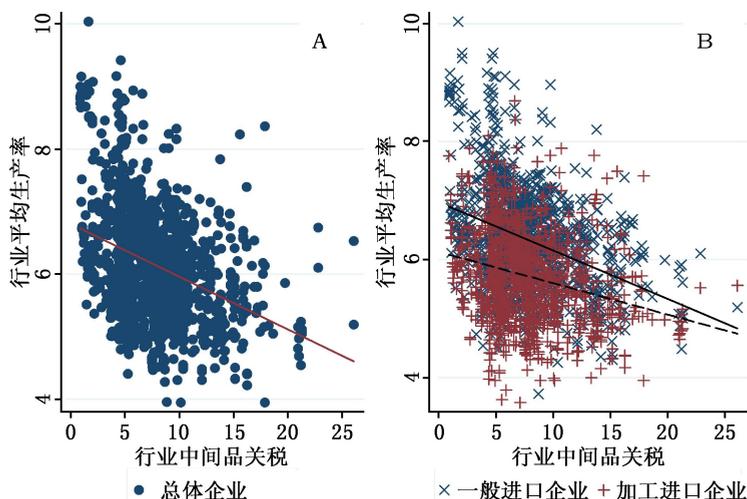


图1 中间品关税与企业生产率的散点图

(二)中间品贸易自由化影响企业生产率的作用机制

实际上,中间品贸易自由化会通过多种渠道对生产率产生影响:第一,中间品关税减让的一个直接结果是企业所进口的中间投入品成本下降,这有助于增加企业的利润,而企业盈利水平的提高可以使企业有更充足的资金去更新过时的机器设备、进行人员培训以及开展研发投入活动(Bustos,2011)。第二,中间品关税下降还能使企业从国外获得更加多样化的中间投入品(Goldberg等,2010),而进口中间品种类越多则越有利于企业生产率的提升(Kasahara和Rodrigue,2008;Parsons和Nguyen,2009;Halpern等,2011)。第三,中间品关税减让还能导致进口中间品质量的提高(Goldberg等,2009;Bas和Strauss-Kahn,2015)。第四,以Melitz(2003)为代表的异质性企业贸易理论强调了资源再配置对生产率的作用,认为贸易自由化会迫使无效率的企业退出市场并且使得市场份额由低效率的企业向高效率的企业转移,即贸易自由化可通过对资源进行有效的再配置进而提高行业总体生产率水平。Hsieh和Klenow(2009)还发现,如果中国的资本和劳动力能够得到更有效的再配置,那么制造业的生产率将获得30%—50%的额外增长。据此我们预期,资源再配置效应也可能是中间品贸易自由化提高生产率的途径。

我们把上述四种作用机制分别概括为成本渠道、进口种类渠道、进口质量渠道和资源再配置渠道;以中国2001年12月加入WTO作为自然实验,实证检验中间品贸易自由化对企业生产率的影响及其作用渠道。^①

^①由于我们的样本数据中没有企业进口成本信息,故不能对成本渠道进行检验,待今后数据更为完善的情况下,我们将对这一机制作进一步检验。

三、模型、方法与数据

(一)模型与方法

本文以中国 2001 年加入 WTO 作为政策冲击,在一个自然实验的框架下来识别中间品贸易自由化的生产率效应。根据中国的贸易政策,海关对加工进口企业所进口的原材料免除关税,而对一般进口企业则征收关税。中国加入 WTO 之后引发了大幅度的关税减免,一般进口企业面临的进口中间品关税税率因此出现迅速下降,但加工进口企业由于长期享受关税优惠政策,其面临的进口中间品关税税率也就少有变动。据此,我们把制造业中从事进口贸易的企业划分为一般进口企业和加工进口企业两种类型,将一般进口企业作为处理组,将加工进口企业作为对照组,进而构造如下倍差法回归模型:

$$tfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 treatment_i + \alpha_2 post_t + \alpha_3 treatment_i \times post_t + X'_{it}\gamma + v_j + v_k + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,下标 i 、 j 、 k 和 t 分别表示企业、行业、地区和年份; tfp 表示企业生产率;虚拟变量 $treatment$ 取值为 1 时表示一般进口企业,取值为 0 时表示加工进口企业; $post$ 为时间虚拟变量,2001 年之后的年份取值为 1,2001 年及其之前的年份取值为 0;估计系数 α_3 刻画了中间品贸易自由化对企业生产率的影响,若 $\alpha_3 > 0$,说明中间品贸易自由化提高了企业生产率,反之则表明中间品贸易自由化降低了企业生产率。

为了更准确地考察中间品贸易自由化对企业生产率的影响,我们在控制变量 X_{it} 中考虑了如下因素:企业年龄(age),用当年年份与企业开业年份的差来衡量;企业规模($size$),用企业销售额的对数值来表示,企业销售额使用以 2000 年为基期的工业品出厂价格指数进行平减得到;资本密集度(klr),用年平均固定资产净值余额与年平均从业人员人数的比值取对数来表示,其中固定资产净值年平均余额使用以 2000 年为基期的固定资产投资价格指数进行平减处理得到;国有企业哑变量($state$)和外资企业哑变量($foreign$)用于控制所有权属性对企业生产率的影响,当企业为国有企业时, $state$ 取值为 1,否则为 0,当企业为外资企业时, $foreign$ 取值为 1,否则为 0;政府补贴($subsidy$),用政府补贴与企业销售额的比值取对数来表示,用来考察政府对企业的扶持政策可能对生产率产生的影响;融资约束($finance$),借鉴孙灵燕和李荣林(2011)的做法,采用利息支出与固定资产的比值取对数来衡量,如果该值越大则表明企业面临的融资约束问题越小;企业市场集中度用赫芬达尔指数($herf$)来衡量,其计算式为 $herf_{jt} = \sum_{i \in I_j} (sale_{it}/sale_{jt})^2 = \sum_{i \in I_j} S_{it}^2$,其中 $sale_{it}$ 表示企业 i 在 t 年的销售额, $sale_{jt}$ 表示行业 j 在 t 年的总销售额, S_{it} 表示企业 i 在 t 年的市场占有率,该指数越大则表明企业市场集中程度越大,即垄断性越高,该指数越小则意味着企业的市场竞争程度越强。此外,我们还在回归中进一步控制了非观测的行业特征 v_j 和非观测的地区特征 v_k 。

(二)数据说明

本文涉及三组微观数据:第一组是产品层面的进口关税数据,来自 WTO 的 *Tariff Download Facility* 数据库;第二组是中国工业企业数据(时间跨度为 1998—2007 年),^①来自国家统计局的工业企业统计数据库;第三组是中国海关贸易数据(时间跨度为 2000—

^①需要说明的是,2008 年及其之后年份的中国工业企业数据在一些重要指标上缺失严重。例如,2008 年和 2009 年的中国工业企业数据缺失工业增加值、工业中间投入和固定资产净值等指标,而这些都是测算企业生产率的关键数据。因此,本文选取指标相对完整的 1998—2007 年作为样本时间段。

2007年),^①来自中国海关总署。其中,产品层面的进口关税数据主要用于测算中间品关税指标。

本文借鉴 Yu(2014)的方法,将中国工业企业数据与中国海关贸易数据进行合并。^②与现有文献一致,我们选取制造业进行研究,即在原始样本中剔除采矿业、电力、燃气及水的生产和供应业数据。由于中国在2002年颁布了新的《国民经济行业分类》,这里我们根据 Brandt等(2012)的做法对中国工业行业分类(CIC)4位码进行了调整。另外,我们借鉴 Ahn等(2011)的做法对贸易中间商进行了剔除,即将海关贸易数据库中企业名称包含“进出口”、“经贸”、“贸易”、“科贸”和“外经”等字样的企业从样本中剔除。最后,本文还进一步参照 Feenstra等(2014)和 Yu(2014)的做法,对异常样本进行了删除,最终得到130 074个观测值。^③

四、估计结果与分析

(一)基本估计结果

基本估计结果报告见表1,其中列(1)没有加入企业层面控制变量和其他固定效应,列(2)加入了企业层面控制变量但未控制其他固定效应,列(3)在此基础上控制了行业固定效应,列(4)则进一步控制了地区固定效应。从表1可以看出,核心解释变量($treatment \times post$)的估计系数符号和显著性水平在控制变量变化后没有发生根本性改变,这说明回归结果具有较好的稳定性。列(4)的回归结果显示:在控制了其他影响因素后,变量 $treatment$ 的系数显著为正,表明初始年份处理组企业的生产率水平明显高于对照组企业,这符合加工贸易企业具有较低的生产率的事实;变量 $post$ 的估计系数为正并通过1%水平的显著性检验,意味着不论是处理组企业还是对照组企业的生产率都随着时间的推移有显著提升。对于本文重点关注的倍差法估计量 $treatment \times post$,其系数为0.0631且在1%水平上显著,这表明在控制了其他影响因素后,一般进口企业的生产率在中国加入WTO之后显著提高了6.3%,即中间品贸易自由化显著促进了企业生产率的提高。

表1 基本估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
$treatment$	0.9866*** (55.51)	0.4524*** (32.48)	0.2298*** (20.55)	0.1567*** (13.83)
$post$	0.1434*** (12.28)	0.0638*** (6.85)	0.0444*** (6.02)	0.0387*** (5.29)
$treatment \times post$	0.0352* (1.82)	0.0483*** (3.27)	0.0495*** (4.27)	0.0631*** (5.45)
age		-0.0054*** (-14.15)	-0.0069*** (-24.84)	-0.0071*** (-25.55)
$size$		0.5874*** (249.38)	0.6057*** (315.71)	0.6085*** (317.93)

①这是我们目前所能获得的最新中国海关贸易数据。

②限于篇幅,这里没有给出两套数据合并的具体步骤。

③需要说明的是,由于中国工业企业数据缺失2004年的“工业增加值”,我们根据以下会计准则进行估算:工业增加值=工业总产值-工业中间投入+应缴增值税。

续表 1 基本估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>klr</i>		0.1139*** (50.86)	0.0363*** (18.29)	0.0320*** (16.12)
<i>state</i>		-0.2012*** (-8.34)	-0.2213*** (-11.78)	-0.2385*** (-12.59)
<i>foreign</i>		0.0171*** (2.67)	0.0691*** (14.10)	0.0646*** (12.68)
<i>subsidy</i>		-0.5687** (-2.49)	-0.2849 (-1.46)	-0.1579 (-0.79)
<i>finance</i>		0.3886*** (10.92)	0.2773*** (9.73)	0.2572*** (9.22)
<i>herf</i>		-0.5486*** (-2.89)	0.2128 (0.88)	0.0440 (0.18)
常数项	5.2642*** (509.51)	-1.0613*** (-41.84)	-0.8101*** (-10.38)	-0.7043*** (-9.03)
R^2	0.1442	0.5126	0.7100	0.7157
控制变量		控制	控制	控制
行业效应			控制	控制
地区效应				控制
观测值	130 074	130 021	130 021	130 021

注:括号内数值为纠正了异方差后的 t 统计量;***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。下表同。

(二) 稳健性检验

为了保证核心结论的可靠性,我们从四个方面进行稳健性检验:第一,使用 Levinsohn 和 Petrin(2003)的方法(简称 LP 法)测算企业生产率;第二,将行业最终品关税加入到倍差法模型中重新进行估计;第三,直接将行业中间品关税与行业最终品关税加入到企业生产率的影响因素模型进行估计;第四,构建两期倍差法模型(*two-period*)进行估计。经过上述检验后发现,本文的结论均具有较好的稳健性。^①

(三) 影响渠道

前文的基本估计结果表明,中间品贸易自由化显著提高了企业生产率,但我们对中间品贸易自由化提升企业生产率的渠道的认识还十分有限。在这一部分,我们将建立中介效应模型对影响渠道进行检验。

1. 中介效应模型的设定

根据之前的分析和数据的可获得性,我们选择进口种类(*variety*)和进口质量(*quality*)作为中介变量。中介效应模型的基本程序分 3 步进行:第一步,将因变量对基本自变量进行回归;第二步,将中介变量对基本自变量进行回归;第三步,将因变量同时对基本自变量和中介变量进行回归。本文的中介效应模型由如下 4 组回归方程构成:

$$tfp_{it} = a_0 + a_1 treatment_i + a_2 post_t + a_3 treatment_i \times post_t + X'_{it} \gamma + v_j + v_k + \epsilon_{it} \quad (3)$$

^①限于篇幅,这里没有给出稳健性检验的具体过程与结果,感兴趣的读者可向作者索取。

$$variety_{it} = b_0 + b_1 treatment_i + b_2 post_t + b_3 treatment_i \times post_t + X'_{it} \gamma + v_j + v_k + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$$quality_{it} = c_0 + c_1 treatment_i + c_2 post_t + c_3 treatment_i \times post_t + X'_{it} \gamma + v_j + v_k + \epsilon_{it} \quad (5)$$

$$tfp_{it} = a_0 + a_1 treatment_i + a_2 post_t + a_3 treatment_i \times post_t + X'_{it} \gamma + v_j + v_k + \epsilon_{it} \quad (6)$$

$$+ \varphi \cdot variety_{it} + \lambda \cdot quality_{it} + X'_{it} \gamma + v_j + v_k + \epsilon_{it}$$

其中,下标 i, j, k 和 t 分别表示企业、行业、地区和年份;与前文类似, $treatment$ 为二元虚拟变量,取 1 时表示一般进口企业,否则为加工进口企业; $post$ 为时间虚拟变量,其中在 2001 之后的年份取值为 1。 $variety_{it}$ 表示进口种类,用企业 i 在第 t 年所进口的 HS8 位码产品种类数的对数值来表示; $quality_{it}$ 表示企业 i 在第 t 年的进口质量。进口质量的测算过程分 3 步进行:第一步,计算“企业—国家—产品”层面的产品质量。借鉴 Gervais(2013)和施炳展(2013)的做法,给定某个海关 HS8 位码产品,将企业 i 在 t 年对 c 国的进口产品数量表示为: $q_{ict} = p_{ict}^{-\sigma} \lambda_{ict}^{\sigma-1} (Y_{ct} / P_{ct})$ 。对该式取对数并整理后可得到:

$$\ln q_{ict} = \varphi_h + \varphi_{ct} - \sigma \ln p_{ict} + \epsilon_{ict} \quad (7)$$

其中, q_{ict} 表示企业 i 在 t 期从 c 国进口产品 h 的数量, p_{ict} 表示企业 i 在 t 期从 c 国进口产品 h 的价格; φ_h 表示产品虚拟变量,用来控制产品层面的非观测效应; φ_{ct} 表示国家—时间维度的固定效应,用来控制仅随出口国变化的特征变量(如地理距离)、仅随时间变化的特征变量(如人民币汇率变动)以及同时随出口国和时间变化的特征变量(如出口国的 GDP 和价格指数); ϵ_{ict} 表示包含产品质量信息的残差项。对式(7)进行估计,可以得到产品质量表达式:

$ql_{ict} = \ln \hat{\lambda}_{ict} = \hat{\epsilon}_{ict} / (\sigma - 1)$ 。第二步,对以上产品质量指数进行标准化处理,即 $rql_{ict} = (ql_{ict} - ql_{ict}^{min}) / (ql_{ict}^{max} - ql_{ict}^{min})$,其中 ql_{ict}^{min} 和 ql_{ict}^{max} 分别表示对每一种 HS8 位码产品在“企业—国家—时间”维度求最小值和最大值。第三步,将“企业—国家—产品”层面的相对产品质量 (rql_{icht}) 加总至企业层面,加总方法为: $quality_{it} = \sum_{ch \in \Theta_i} (v_{icht} / \sum_{ch \in \Theta_i} v_{icht}) \times rql_{icht}$,其中, $quality_{it}$ 表示企业层面的进口质量, Θ_i 表示企业 i 在 t 年的进口产品和目的地集合, v_{icht} 表示样本的价值量。

2. 检验结果分析

表 2 报告了中间品贸易自由化对企业生产率的影响渠道的检验结果。其中列(1)是对基准倍差法模型的估计结果,^①与表 1 的基本回归结果类似,倍差法估计量 $treatment \times post$ 的估计系数显著为正,再次表明中间品贸易自由化显著提高了企业生产率。表 2 中列(2)和列(3)是分别对式(4)和式(5)进行估计的结果。此外,我们将中介变量 $variety$ 和 $quality$ 分别加入到式(3)中进行估计,结果分别列于表 2 中的列(4)和列(5)。最后,表 2 中列(6)进一步报告了同时加入中介变量 $variety$ 和 $quality$ (即模型(6))的估计结果。

表 2 中列(2)的回归结果显示, $treatment \times post$ 的估计系数为正并且通过了 5% 水平的显著性检验,这表明中间品贸易自由化显著提高了企业的产品质量。进一步来看,与加工进口企业相比,一般进口企业的进口种类在中国 WTO 之后显著提升了 17.4%。实际上, Klenow 和 Rodriguez-Clare(1997)对哥斯达黎加以及 Goldberg 等(2010)对印度的研究也都发现中间品关税减让有利于提高企业进口的产品种类。表 2 中列(3)报告了以进口质量 ($quality$) 为因变量的倍差法模型回归结果,从中可以看到, $treatment \times post$ 的估计系数为

^①实际上,表 2 中列(1)是重复表 1 中式(4)的回归,只不过是调整了回归样本至与表 2 中的其余回归相同,以便更好地进行中介效应模型检验。可以看到,表 2 中的观测值少于表 1,这主要是由于我们在测算进口质量时剔除了一些异常样本。

正且通过 1% 水平的显著性检验,表明中间品贸易自由化促进了企业进口质量的提高。Goldberg 等(2010)以及 Bas 和 Strauss-Kahn(2012)的研究也都认为,企业会利用中间品关税下降的机会来进口更高质量的中间投入品要素。表 2 中列(4)至列(6)还报告了因变量对基本自变量和中介变量回归的结果,估计结果显示:*variety* 的估计系数为正且在 10% 水平上显著,这表明进口种类对企业生产率具有明显的促进作用;*quality* 的估计系数也为正且至少在 5% 水平上显著,这说明进口质量越高,越有利于促进企业生产率的提升。此外,我们还发现,与表 2 中列(1)基准回归结果相比,在分别加入中介变量 *variety*(列(4))和 *quality*(列(5))之后,*treatment* × *post* 的估计系数值和显著性水平(*t* 值)均出现了下降,这表明存在“进口种类”和“进口质量”中介效应。进一步对比表 2 中列(4)与列(5)的回归结果发现,列(5)中 *treatment* × *post* 的估计系数值出现了更大幅度的下降,这意味着“进口质量”渠道比“进口种类”渠道更为重要。最后,在同时加入中介变量 *variety* 和 *quality*(列(6))之后发现,*treatment* × *post* 的估计系数值和显著性水平也都进一步下降了。这进一步表明,进口种类的拓展与进口质量的提升是中间品贸易自由化促进企业生产率提高的两个渠道。

表 2 影响机制的检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treatment</i>	0.1772*** (14.57)	-0.3557*** (-19.73)	0.0411*** (18.36)	0.1699*** (13.94)	0.1783*** (14.63)	0.1715*** (14.05)
<i>post</i>	0.0382*** (4.97)	-0.2764*** (-25.62)	0.0014 (1.10)	0.0325*** (4.24)	0.0382*** (4.98)	0.0324*** (4.22)
<i>treatment</i> × <i>post</i>	0.0482*** (3.92)	0.1740* (1.83)	0.0103*** (4.60)	0.0399*** (3.04)	0.0291** (2.15)	0.0251* (1.84)
<i>variety</i>				0.0205* (1.86)		0.0212* (1.87)
<i>quality</i>					0.0359** (2.33)	0.0454*** (2.93)
常数项	-0.6240*** (-5.97)	-1.8508*** (-14.78)	0.5824*** (46.75)	-0.6620*** (-6.31)	-0.6079*** (-5.80)	-0.6367*** (-6.05)
R^2	0.7170	0.2862	0.1104	0.7173	0.7171	0.7173
控制变量	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
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	111 435	111 435	111 435	111 435	111 435	111 435

五、进一步分析：中间品贸易自由化与行业生产率进步

我们将进一步研究制造业行业总体生产率的变动以及中间品贸易自由化和资源再配置在其中的作用,即着重检验资源再配置渠道。我们首先按照以下公式计算行业总体生产率:

$$TFP_{jt} = \sum_{i \in \Theta_j} \theta_{it} \times tfp_{it} \quad (8)$$

其中,下标 i 表示企业, j 表示 3 位码行业, t 表示年份; θ_j 表示行业 j 的企业集合; θ_{it} 为权重,表示资源在企业间的配置情况,这里用企业 i 的销售产值在行业 j 中的市场份额来衡量。将行业总体生产率从 $t-1$ 期到 t 期的变化表示为:

$$d_TFP_{jt} = \sum_{i \in (S,N)} \theta_{it} \times tfp_{it} - \sum_{i \in (S,X)} \theta_{it-1} \times tfp_{it-1} \quad (9)$$

其中, S 、 N 和 X 分别表示存活企业、新进入企业和退出企业的集合。接下来借鉴 Griliches 和 Regev(1995)对生产率的分解思路,^①构建如下动态分解恒等式:

$$\begin{aligned} d_TFP_{jt} = & \underbrace{\sum_{i \in S} \bar{\theta}_i \times \Delta tfp_{it}}_{d_within} + \underbrace{\sum_{i \in S} \Delta \theta_{it} \times (tfp_{it} - \overline{TFP}_j)}_{d_across} + \underbrace{\sum_{i \in N} \theta_{it} \times (tfp_{it} - \overline{TFP}_j)}_{d_entry} \\ & - \underbrace{\sum_{i \in X} \theta_{it-1} \times (tfp_{it-1} - \overline{TFP}_j)}_{d_exit} \end{aligned} \quad (10)$$

其中,下标 i 、 j 和 t 分别表示企业、行业和年份;变量的上划线表示其在相邻两期的平均值,即 $\bar{\theta}_i = (\theta_{it-1} + \theta_{it})/2$, $\overline{tfp}_{it} = (tfp_{it-1} + tfp_{it})/2$, $\overline{TFP}_j = (TFP_{jt-1} + TFP_{jt})/2$ 。在分解式(10)中,第一项为“企业内效应”(within firm effect),即假定每个存活企业的市场份额在前后两个时期保持不变,由存活企业自身生产率水平变化所引致的总体生产率变动,记为 d_within ;第二项为“企业间效应”(across firm effect),反映的是给定每个存活企业的生产率水平在前后两个时期保持不变,由存活企业的市场份额变化所引致的总体生产率变动,记为 d_across ;第三项为“进入效应”(entry effect),即由企业进入所引致的行业总体生产率的变动,当新进入企业的生产率高于行业平均生产率时该项为正,记为 d_entry ;第四项为“退出效应”(exit effect),即由企业退出所引致的总体生产率的变动,当退出企业的生产率低于行业平均生产率时该项为正,记为 d_exit 。此外,根据既有的文献(李玉红等,2008;毛其淋和盛斌,2013),我们将第三项与第四项之和称为净进入效应(net entry effect)或狭义的资源再配置效应,记为 $reallo1$;将第二项至第四项之和定义为广义的资源再配置效应,记为 $reallo2$ 。

接下来,我们在行业生产率分解结果的基础上,构建如下计量模型:

$$Y_{jt} = \beta_0 + \beta_1 inputtar_{jt} + \beta_2 outputtar_{jt} + \beta_3 herf_{jt} + v_j + v_t + \epsilon_{jt} \quad (11)$$

其中, j 表示 3 位码行业, t 表示年份; $inputtar_{jt}$ 和 $outputtar_{jt}$ 分别表示 3 位码行业层面的中间品关税与最终品关税;在不同的模型中, Y_{jt} 分别用 d_TFP 、 d_within 、 d_across 、 $reallo1$ 和 $reallo2$ 表示,并且各个模型都控制了行业固定效应 v_j 和时间固定效应 v_t 。

表 3 报告了中间品贸易自由化与行业生产率变动的估计结果。在列(1)中,我们以行业生产率变动量(d_TFP)作为被解释变量,行业中间品关税的估计系数显著为负,表明中间品贸易自由化显著促进了行业总体生产率的增长;行业最终品关税的估计系数为负但不显著,说明最终品贸易自由化对行业生产率增长只有微弱的作用。列(2)考察了中间品贸易自由化对企业内效应的影响,行业中间品关税的估计系数显著为负,意味着中间品贸易自由化明显地提高了在位存活企业的平均生产率水平,这提供了来自行业中观层面的证据。从列(3)可以看到,行业中间品关税的估计系数为负但不显著,这说明中间品贸易自由化对企业间效应的作用较为微弱;不过行业最终品关税的估计系数显著为负,表明最终品贸易自由

^①另一个常用的分解方法是 Olley 和 Pakes(1996)提出的方法,将行业总体生产率分解为企业内效应和协方差效应(又称为资源再配置效应)两项,是一种静态分解方法;而本文所用的方法则是动态分解方法,并且分解内容更为丰富。

化引致的竞争效应有利于市场份额从生产率水平相对低的企业向生产率水平相对高的企业转移。列(4)以净进入效应(*reallo1*)作为考察对象,结果显示,中间品关税和最终品关税的估计系数均显著为负,这表明贸易自由化迫使生产率较低的企业退出市场,即通过企业更替提高了行业总体生产率水平。这与以 Melitz(2003)为代表的最新贸易理论的结论是一致的。表3中列(5)考察了中间品贸易自由化对广义资源再配置效应的影响,中间品关税与最终品关税的估计系数均为负且都在5%水平上显著,这进一步表明贸易自由化的确通过资源再配置效应促进了行业总体生产率的增长,通过比较还可以发现,中间品贸易自由化的影响程度更大。由此我们得出如下结论:资源再配置效应是中间品贸易自由化促进行业生产率增长的一个重要途径。

表3 中间品贸易自由化与行业生产率变动

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>inputtar</i>	-0.0085** (-2.43)	-0.0028*** (-2.68)	-0.0019 (-1.43)	-0.0038*** (-2.62)	-0.0057** (-2.13)
<i>outputtar</i>	-0.0018 (-0.96)	-0.0005 (-1.34)	-0.0008* (-1.73)	-0.0005** (-2.29)	-0.0013** (-2.10)
<i>herf</i>	0.0465 (1.17)	0.0467** (2.12)	0.0005 (0.80)	-0.0007 (-1.56)	-0.0002 (-0.34)
常数项	0.1019*** (3.15)	0.0527*** (4.11)	0.0589*** (3.50)	-0.0097 (-0.55)	0.0492* (1.79)
R^2	0.2073	0.3315	0.3331	0.2434	0.2789
行业效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 238	1 238	1 238	1 238	1 238

六、结 论

本文以中国2001年12月加入WTO作为自然实验,研究了中间品贸易自由化对企业生产率的影响及其作用机制。利用2000—2007年中国工业企业数据和海关贸易数据的合并样本进行倍差法估计后发现,中间品贸易自由化显著地提高了企业生产率,这一结论在改变核心指标的测度方法、使用不同的模型设定和采用不同的计量方法的情况下都较为稳健。此外,我们还构建中介效应模型检验了中间品贸易自由化影响企业生产率的作用机制,结果表明,进口种类的拓展与进口质量的提升是中间品贸易自由化促进企业生产率提高的两个渠道,而且,“进口质量”渠道更为重要。最后,我们采用 Griliches 和 Regev(1995)的分析框架对行业总体生产率进行动态分解,结果表明,在位存活企业的生产率水平提升对行业总体生产率增长的贡献最大,同时资源再配置效应的作用也不容忽视。在此基础上,本文还实证考察了中间品贸易自由化、资源再配置与行业生产率增长之间的关系,发现资源再配置效应是中间品贸易自由化促进行业生产率增长的重要途径。

* 作者感谢匿名审稿人和编辑提出的富有建设性的意见。

参考文献:

- [1]李玉红,王皓,郑玉歆.企业演化:中国工业生产率增长的重要途径[J].经济研究,2008,(6):12-24.
- [2]毛其淋,盛斌.中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化[J].经济研究,2013,(4):16-29.
- [3]施炳展.中国企业出口产品质量异质性:测度与事实[J].经济学(季刊),2014,(1):263-284.
- [4]孙灵燕,李荣林.融资约束限制中国企业出口参与吗?[J].经济学(季刊),2012,(1):231-252.
- [5]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[J].世界经济文汇,2010,(3):27-41.
- [6]余淼杰.中国的贸易自由化与制造业企业生产率[J].经济研究,2010,(12):97-110.
- [7]Ahn J,Khandelwal A K,Wei S,et al.The role of intermediaries in facilitating trade[J].Journal of International Economics,2011,84(1):73-85.
- [8]Amiti M,Konings J.Trade liberalization,intermediate inputs,and productivity:Evidence from Indonesia [J].American Economic Review,2007,97(5):1611-1638.
- [9]Ahsan R N.Input tariffs,speed of contract enforcement,and the productivity of firms in India[J].Journal of International Economics,2013,90(1):181-192.
- [10]Bas M,Strauss-Kahn V.Input-trade liberalization,export prices and quality upgrading[J].Journal of International Economics,2015,95(2):250-262.
- [11]Biesebroeck J.Exporting raises productivity in Sub-Saharan African manufacturing firms[J].Journal of International Economics,2005,67(2):373-391.
- [12]Brandt L, Van Biesebroek J,Zhang Y.Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J].Journal of Development Economics,2012,97(2):339-351.
- [13]Bustos P.Trade liberalization,exports,and technology upgrading:Evidence on the impact of MERCOSUR on Argentinian firms[J].American Economic Review,2011,101(1):304-340.
- [14]Feenstra R C,Li Z,Yu M.Exports and credit constraints under incomplete information:Theory and evidence from China[J].Review of Economics and Statistics,2014,96(3):729-744.
- [15]Fernandes A M.Trade policy,trade volumes and plant-level productivity in Colombian manufacturing industries[J].Journal of International Economics,2007,71(1):52-71.
- [16]Ferreira P C,Rossi J L.New evidence from Brazil on trade liberalization and productivity growth[J].International Economic Review,2003,44(4):1383-1405.
- [17]Gervais A.Product quality and firm heterogeneity in international trade[R].CENSUS Working Paper No. 13-08,2013.
- [18]Goldberg P K,Khandelwal A K,Pavcnik N,et al.Imported intermediate inputs and domestic product growth:Evidence from India[J].Quarterly Journal of Economics,2010,125(4):1727-1767.
- [19]Goldberg P K,Khandelwal A K,Pavcnik N,et al.Trade liberalization and new imported inputs[J].American Economic Review,2009,99(2):494-500.
- [20]Griliches Z,Regev H.Productivity and firm turnover in Israeli industry:1979-1988[R].NBER Working Paper No.4059,1995.
- [21]Halpern L,Koren M,Szeidl A.Imported inputs and productivity[R].CEFIG Working Paper No.8,2011.
- [22]Head K,Ries J.Rationalization effects of tariff reductions[J].Journal of International Economics,1999,47(2):295-320.
- [23]Hsieh C T,Klenow P.Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J].Quarterly Journal of Economics,2009,124(4):1403-1448.
- [24]Kasahara H,Rodrigue J.Does the use of imported intermediates increase productivity? Plant-level evidence[J].Journal of Development Economics,2008,87(1):106-118.
- [25]Klenow P J,Rodriguez-Clare A.Quantifying variety gains from trade liberalization[R].Mimeo,1997.

- [26] Levinsohn J, Petrin A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317—341.
- [27] Melitz M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695—1725.
- [28] Olley G S, Pakes A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263—1297.
- [29] Parsons C R, Nguyen A T. Import variety and productivity in Japan[J]. *Economics Bulletin*, 2009, 29(3): 1947—1959.
- [30] Pavcnik N. Trade liberalization, exit, and productivity improvements: Evidence from Chilean plants[J]. *Review of Economic Studies*, 2002, 69(1): 245—276.
- [31] Schor A. Heterogeneous productivity response to tariff reduction: Evidence from Brazilian manufacturing firms[J]. *Journal of Development Economics*, 2004, 75(2): 373—396.
- [32] Tybout J R, Westbrook M D. Trade liberalization and the dimensions of efficiency change in Mexican manufacturing industries[J]. *Journal of International Economics*, 1995, 39(1—2): 53—78.
- [33] Yu M. Processing trade, tariff reductions and firm productivity: Evidence from Chinese firms[J]. *Economic Journal*, forthcoming, 2014.

The Productivity Effect of Trade Liberalization of Intermediate Inputs: Empirical Study under the Background of China's Entry into WTO

Mao Qilin¹, Xu Jiayun²

(1. *Institute of International Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China*;

2. *Department of International Economics and Trade, Nankai University, Tianjin 300071, China*)

Abstract: Under the background of China's entry into WTO, this paper studies the productivity effect of trade liberalization of intermediate inputs in a framework of natural experiment. Based on the merged sample of industry firms and customs trade from 2000 to 2007 and difference-in-difference estimation, it indicates that trade liberalization of intermediate inputs significantly improves firm productivity, which is robust in the conditions of changes in measurement of core indicators, different model setting and econometric methods. Further test of effect mechanisms shows that the expansion of import types and the improvement of the quality of imports are two ways to the promotion role of trade liberalization of intermediate inputs in firm productivity and the channel concerning the quality of imports is more important. Finally, it empirically tests the relationship between trade liberalization of intermediate inputs, resources reallocation and the growth of industry productivity, and shows that the resources reallocation effect is the key route to the promotion role of trade liberalization of intermediate inputs in industry productivity.

Key words: trade liberalization of intermediate inputs; firm productivity; difference-in-difference

(责任编辑 周一叶)