

贸易自由化、加工贸易与成本加成^{*}

——来自我国制造业企业的证据

□余淼杰 袁 东

摘要: 本文主要研究了贸易自由化对企业成本加成的影响,并着重探讨了加工贸易在其中所起的作用。通过将我国制造业企业与海关数据进行合并,我们构建了3种企业层面的关税指标以较全面地衡量贸易自由化,包括外国关税、本国最终品关税和投入品关税。在控制住加工贸易自选择效应以及潜在的关税内生性问题后,我们发现:外国关税和投入品关税的下降会带来企业成本加成的上升,而本国最终品关税的下降会促使企业成本加成降低,但关税带来的成本加成效应随着加工贸易份额的提升而减弱。平均来说,2000~2006年,3种关税的下降促进我国制造业贸易企业成本加成上升了约2.14%。

关键词: 贸易自由化 成本加成 加工贸易

一、引言

本文主要研究了贸易自由化对于我国制造业企业成本加成的影响,并着重考察了加工贸易在其中所起的作用。从20世纪80年代以来,我国关税总体水平不断下降。虽然已经有一些文献对贸易自由化的影响进行了探讨,但研究贸易自由化对企业成本加成影响的文献却非常稀少。

成本加成(markup)是经济学中非常重要的概念,它揭示了企业的市场力量,一般用价格—成本比表示。经济运行中的成本加成现状、影响因素从20世纪90年代以来一直是经济学研究领域的重要话题,Levinsohn(1993)、Harrison(1994)、Melitz和Ottaviano(2008)、De Loecker等(2016)、Lu和Yu(2015)、盛丹和王永进(2012)、盛丹(2013)、钱学锋等(2015)以及罗长远、智艳和王钊民(2015)等均对这个问题从理论或实证上进行过研究,但文献对这个问题的讨论仍然有待完善,尤其是着重考察在发展中国家广泛存在的加工贸易行为对贸易自由化的成本加成效应所起作用的文章更显稀少。

加工贸易在包括中国在内的众多发展中国家(例如越南、墨西哥)广泛存在,是一种十分常见的贸易方式,对于像中国这样的发展中国家发挥着尤为重要的作用。加工贸易是指贸易企业从国外进口原料、材料或零部件,利用本国廉价的土地或劳动力资源,加工成最终品后再出口的贸易模式。由于各国政府通常鼓励加工贸易的发展,作为中间投入品的进口原材料通常给予免税待遇,因此在贸易自由化过程中,存在加工贸易行为的企业感受到的关税下降幅度应该更小。故理论上来说,加工贸易占企业总贸易额比重较大的企业,贸易自由化对其企业成本加成的影响可能会与其他贸易企业有所差异。

当然以前已经有一些文献对于加工贸易进行了相关研究。Görg(2000)以及Egger和Egg-

^{*}作者感谢国家自然科学基金管理科学部面上项目(编号:71573006)和2015年度教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“产品质量、企业绩效与国际贸易研究”的资助。

er(2005)探讨了加工贸易分布的决定因素。Manova和Yu(2012)的研究表明加工贸易的存在使更多面临信贷约束的企业能够参与贸易,进而从贸易中获益。Koopman、Wang和Wei(2012)研究了当加工贸易广泛存在的情况下该如何对企业国内增加值份额进行估计。Yu(2015)的研究表明加工贸易对关税下降的生产率获益产生调节作用,从事加工贸易份额越高的企业从关税下降中获益越小。考虑到加工贸易在中国广泛存在,我们在研究贸易自由化对企业成本加成产生何种影响时,着重考察了加工贸易的作用。理论上来说,由于加工贸易本来就享受免税待遇^①,对于加工贸易参与度越高的企业,贸易自由化对其成本加成的影响应该更小,对此我们也将后文进行实证检验。

其次,正如Lileeva和Trefler(2010)、Amitiand-Konings(2007)及Topalova和Khandelwal(2011)所强调的一样,在全球价值链不断深入发展的当代,若只研究一种关税的影响,则对贸易自由化的理解可能有偏。此前还未有文献同时探讨外国关税、本国最终品关税和投入品关税下降对于企业成本加成的影响,而本文将弥补此文献缺口。Melitz和Ottaviano(2008)通过理论模型说明了关税下降导致的市场融合会使企业成本加成下降,不过这仅考虑了最终品关税下降的影响。De Loecker等(2016)使用印度的数据,构造产品层面的成本加成,说明了最终品关税的下降会导致成本加成的下降,而投入品关税的下降则会导致成本加成的上升。Lu和Yu(2015)将中国加入WTO作为自然实验,通过双重差分论证了贸易自由化导致了中国制造业行业层面成本加成分散度的减小。而正如Lileeva和Trefler(2010)所指出,外国关税对于企业尤其是出口企业来说具有重要影响——因为外国关税下降意味着贸易壁垒下降,从而会有利于本国企业出口,进而会影响企业生产行为。

为了更全面地考察贸易自由化对于企业成本加成的影响,参考Yu(2015)的做法,我们构建了企业层面的外国关税、最终品关税和投入品关税。从理论上来说,最终品关税的下降将导致在国内销售同类最终品的企业面临更加激烈的市场竞争,从而促使产品价格下降,进而导致企业成本加成下降。另一方面,更低的投入品关税将使企业有利于降低

投入成本,从而降低边际生产成本,促使企业成本加成上升。此外,外国关税的下降给出口企业提供了两种选择,其一是在出口成本下降的同时保持出口价格不变或小幅下降,从而促使企业成本加成上升;另一种选择就是相同幅度降低出口价格以扩大出口集约边际,从而不会对企业成本加成带来显著影响。所以外国关税下降给企业成本加成带来的影响需要用实证来进一步检验。

最后,我们对企业成本加成的估计不依赖于任何对市场结构和需求曲线的假设。在De Loecker和Warzynski(2012)、De Loecker等(2016)之前,估计成本加成的方法总会引入一些有关供给、需求条件或市场结构的假设。为了估计行业层面的成本加成,Hall等(1986)假设技术变动等冲击可以被视为是对潜在的常数比率的偏离,从而推导出成本加成随时间不变化,进一步可估算出各行业的成本加成。同样,在估计企业成本加成时,Levinsohn(1993)要基于不完全市场竞争的假设,而Harrison(1994)则要基于规模报酬不变的假设。而De Loecker和Warzynski(2012)放松了对于市场结构与需求曲线的假设,只需要假设企业生产面临成本最小化问题并且存在至少一种可变投入成本。参考De Loecker和Warzynski(2012)、De Loecker等(2016)的做法,我们估计了中国企业层面的成本加成,在估计时也对生产函数做了更适合中国具体情况的适当调整,比如考虑了加工贸易的作用。

综上所述,本文的创新点在于:其一,全面地考察了贸易自由化对于企业成本加成的影响,具体来说,我们首次研究了3种关税下降对于企业成本加成的影响;其二,着重探讨了加工贸易这一在中国广泛存在的贸易形式所起的作用;其三,对于企业成本加成的估计不依赖于对市场结构和需求曲线的假设,而且按中国实际情况对生产函数进行调整使成本加成的估计更精准。

通过构建企业层面的3种关税和成本加成,我们发现,外国关税和投入品关税的下降会促使企业成本加成上升,而国内最终品关税的下降由于给在国内销售类似最终品的企业带来了降价压力,会导致企业成本加成下降。其次,本文对于加工贸易的考察也有利于增强我们对加工贸易作用的理解。我们发现关税下降对成本加成的影响对于从事加

工贸易的企业效果更弱,并且在控制住加工贸易自选效应和内生性问题后,我们发现随着加工贸易参与度的增加,关税对成本加成的影响效果逐渐变弱。最后,本文的估计结果有利于加深对于贸易获益的理解,即贸易自由化不仅有利企业生产率的提高(Amiti and Konings, 2007; Topalova and Khandelwal, 2011; Yu, 2015),也可能对企业成本加成带来促进作用。

本文结构安排如下:第二部分介绍所用数据;第三部分对企业成本加成的估计、关税的度量以及实证设定进行说明;第四部分报告相应估计结果;第五部分作总结。

二、数据

本文所用数据主要涉及3个部分:工业企业数据库、产品层面的贸易数据以及关税数据。

首先,本文所用的第一个重要数据库是“中国工业企业数据库”。该数据库包含了全国所有国有企业和年销售收入在500万元及以上的非国有工业企业^②。本文所用数据年份为2000~2006年。该数据库涵盖了中国所有制造业行业,指标包括企业产品信息以及会计上的三大报表数据等100多个变量信息。在分析之前,我们按照标准的分析步骤先对异常样本进行剔除。本文先参考Feenstra等(2014)的做法,将缺失资产总额、工业总产值和固定资产净值等主要财务指标的样本剔除。再将从业人员数少于8人的样本剔除,因为这些企业处于不同的法律制度下(Brandt et al., 2012; Yu, 2015)。最后,按照一般公认的会计准则(GAAP)将存在以下情况的样本剔除:(1)流动资产大于总资产;(2)总资产大于总资产;(3)固定资产净额大于总资产;(4)企业的识别码(法人代码)缺失;(5)无效的成立时间(成立时间在1月之前或12月之后的)。

其次,本文使用的第二个数据库是中国产品层面的贸易数据库,时间跨度也是2000~2006年。该数据库记录了企业—产品层面进出口的丰富信息,包括产品数量、产品价格、贸易方式等。根据本文的研究目的,我们能够很方便地区分出每笔交易是一

般贸易还是加工贸易。

最后,本文还涉及关税数据的使用。本文所用关税数据来源于联合国贸易和发展会议的贸易分析与信息系统(TRAINS)以及WTO,覆盖HS6位层面中国2000~2006年的关税以及其他国家所征收的进口关税。由表1可知,2000~2006年,我国企业层面的最终品关税下降幅度最大,投入品关税降幅次之,外国关税的下降较少。

将这三部分数据联合使用面临的最大的难题就是如何将工业企业数据和海关数据进行合并。因为虽然这两个数据库内都有自己的企业标识编号,但两个数据编码系统却完全不同。贸易数据库中的企业代码是10位的,而企业数据库代码为9位,所以不能直接通过企业代码将两个数据库进行合并。参考Yu和Tian(2012)的做法,我们联合使用两种合并方式将两个数据库进行联接。其一,我们将企业名称和年份相同的企业进行合并;其二,为了获得更多的合并样本,我们将邮政编码相同并且电话号码后7位也相同的企业进行合并。在合并过程中,我们剔除了邮政编码和电话号码缺失或无效的企业,包括以下几类:(1)邮政编码或电话号码缺失;(2)邮政编码无效(即邮政编码数值小于100000);(3)7位电话号码无效(即号码数字小于1000000)。使用剔除无效数据的样本合并后,我们一共得到76823个样本。文中使用到的主要变量的描述性统计如表2。

三、企业成本加成、关税度量与实证设定

(一)企业成本加成的度量

本文使用扩展的De Loecker和Warzynski

表1 2000~2006年中国企业层面关税下降情况

	外国关税(%)	本国最终品关税(%)	投入品关税(%)
2000	7.72	15.62	2.69
2006	7.61	7.69	1.7
下降(%)	1.43	50.77	36.8

注:本表报告的关税以从价税度量,以百分比作为单位。外国关税、本国最终品关税和投入品关税依照第三部分介绍的企业层面的关税指标进行构建。外国关税表示企业出口到国外的商品被征收的关税税率(产品价格的百分比,下同);本国最终品关税表示外国产品进入到中国被征收的关税税率;投入品关税表示企业进口的投入品被征收的关税税率。

表2 主要变量描述性统计

变量	均值	标准差
外国关税(%)	7.69	7.49
本国最终品关税(%)	8.30	7.68
本国投入品关税(%)	1.97	3.83
加工贸易虚拟变量	0.31	0.46
国有企业虚拟变量	0.11	0.31
外商投资企业虚拟变量	0.23	0.42
企业成本加成	1.15	0.24

注:为便于观看,本表报告的关税以百分比作为单位,但实际回归中采用的关税为此处关税除以100所得值,即为0~1之间的数。当企业从事加工贸易时,加工贸易虚拟变量取1,否则取0;当企业所有者类型为国有时,国有企业虚拟变量取1,否则取0;当企业所有者类型为外商时,外商投资企业虚拟变量取1,否则取0。成本加成的度量参考下文将介绍的De Loecker等(2016)的做法。

(2012)方法来估计企业层面的成本加成。假设企业*i*在第*t*年的生产函数可表示为:

$$Q_{it} = Q_{it}(K_{it}, L_{it}, M_{it}, \Omega_{it}) \quad (1)$$

其中*K_{it}*代表资本,其投入量在前一期中就已经决定;*L_{it}*和*M_{it}*分别代表可变的劳动和中间投入;*Ω_{it}*指代企业层面的生产率;并且假设生产函数*Q_{it}(·)*连续而对于可变投入二阶可导。

假设生产者面临成本最小化问题,其生产的拉格朗日函数可以写为:

$$L(K_{it}, L_{it}, M_{it}, \omega_{it}, \lambda_{it}) = r_{it}K_{it} + \omega_{it}L_{it} + p_{it}^m M_{it} + \lambda_{it}(Q_{it} - Q_{it}(\cdot)) \quad (2)$$

其中,*r_{it}*、*ω_{it}*、*p_{it}^m*分别代表资本、劳动和中间投入品的投入价格。那么在给定产量*Q_{it}*的情况下,企业最小化生产成本,对于可变成本*M_{it}*^③的投入满足一阶条件:

$$\frac{\partial L(\cdot)}{\partial M_{it}} = \omega_{it}^m - \lambda_{it} \frac{\partial Q_{it}(\cdot)}{\partial M_{it}} = 0 \quad (3)$$

其中,*λ_{it}*表示生产的边际成本。将式(3)整理可得:

$$\frac{\partial Q_{it}(\cdot)}{\partial M_{it}} \frac{M_{it}}{Q_{it}} = \frac{p_{it}^m M_{it}}{\lambda_{it} Q_{it}} = \frac{P_{it} p_{it}^m M_{it}}{\lambda_{it} P_{it} Q_{it}} \quad (4)$$

其中,*P_{it}*代表产出品价格。显然,式(4)左边为产出的中间投入弹性,我们用*θ_{it}*表示;右边由两部分组成:企业成本加成*P_{it}/λ_{it}*(用*μ_{it}*表示)和中间投入份额*p_{it}^mM_{it}/P_{it}Q_{it}*(用*α_{it}^m*表示)。若产品价格在各期分别确定,则企业成本加成可表示为:

$$\mu_{it} = \theta_{it}^m \cdot (\alpha_{it}^m)^{-1} \quad (5)$$

由于中间投入份额*α_{it}^m*可以直接从数据中算出,故估算成本加成的关键就是要通过估算生产函数计算出产出的可变投入(此处为中间投入)弹性。对于每个行业,我们可以在各种设定下计算出产出的可变投入弹性:基于Cobb-Douglas生产函数的Olley-Pakes估计、基于超越对数生产函数(Translog Production Function)的估计。

(1)基于Cobb-Douglas生产函数的扩展的Olley-Pakes估计。假设生产函数满足如下设定:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\beta_k} L_{it}^{\beta_l} M_{it}^{\beta_m} \quad (6)$$

其中,*Y_{it}*表示企业*i*在第*t*年的产出,*K_{it}*、*L_{it}*和*M_{it}*分别表示资本存量、劳动投入和中间投入。考虑到OLS估计会产生选择性偏误和联立偏误,本文采用Olley和Pakes(1996)方法来对式进行估计。

需要注意的是,如果在估计生产函数时不对可

能影响生产函数的因素进行控制,传统的Olley-Pakes方法所估出的生产率也可能有偏(De Loecker, 2011; De Loecker et al., 2016)。考虑到国有企业的生产经营活动并不一定是以利润最大化为决策标准,从而可能会有不一样的生产函数(Hsieh and Klenow, 2009),我们在估计生产函数时加入了是否是国有企业的虚拟变量;同理,外资企业可能会有更加先进的生产技术,所以我们在估计生产函数时也加入了外资企业的虚拟变量。此外,由于出口企业和非出口企业可能会面临不同的生产环境(De Loecker, 2007),故本文在估计生产函数时也引入“是否有出口”这一虚拟变量以允许出口企业与非出口企业拥有不同的生产函数。基于此扩展的OP方法,我们可以先估计出产出的中间投入弹性,进而得到成本加成*μ^{OP_m}*。

更为重要的是,考虑到中国出口企业中许多企业从事着加工贸易(Yu, 2015),当企业从事加工贸易时,它们不需要进行利润最大化的生产投入决策(Feenstra and Hanson, 2005),这导致其生产函数可能会与非加工贸易企业存在显著差异。为此,我们采用两种方法来控制这种差异:其一是将加工贸易企业和非加工贸易企业分开,分别估计2位数行业的生产函数,进而计算出企业层面的成本加成(用*μ^{OP_m}*表示);其二是在估计生产函数时,我们可以将加工贸易虚拟变量直接引入生产函数估计方程,进而求出企业成本加成*μ^{OP_m}*。

在理想的情况下,可以用企业层面的价格指数来平减企业的产出,但遗憾的是,这样的数据在众多数据库中均不存在。参考Amiti和Konings(2007)、Topalova和Khandelwal(2011)、Brandt等(2012)及De Loecker和Warzynski(2012)的做法,我们使用行业层面的价格指数对企业产出进行平减。我们采用永续盘存法来刻画真实资本存量和投资之间的动态变化关系,其中企业层面的折旧率从数据中直接计算得出。

(2)虽然Olley-Pakes方法允许资本随不可观测的生产率变动,但事实上劳动也可能对生产率的冲击产生反应(Ackerberg et al., 2006)。为了将各种投入在面对生产率冲击时的可能动态效应予以刻画,参考Ackerberg等(2006)、De Loecker等(2016)、Lu和Yu(2015)等的做法,我们采用超越对

数生产函数(Translog production function)形式对生产函数进行刻画:

$$\begin{aligned} y_{it}^j = & (\beta_0^j + \beta_k^j k_{it}^j + \beta_l^j l_{it}^j + \beta_m^j m_{it}^j + \frac{1}{2} \beta_{kk}^j (k_{it}^j)^2 \\ & + \frac{1}{2} \beta_{ll}^j (l_{it}^j)^2 + \frac{1}{2} \beta_{mm}^j (m_{it}^j)^2 + \beta_{kl}^j k_{it}^j l_{it}^j + \beta_{km}^j k_{it}^j m_{it}^k \\ & + \beta_{lm}^j l_{it}^k m_{it}^k + \beta_{klm}^j k_{it}^k l_{it}^k m_{it}^k) (1 + \gamma_{i,t}^j PE_{it}) \\ & + B(w_{it}, x_{it}, \beta) + \psi_{it} + \sigma_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

其中, y_{it} 、 k_{it} 、 l_{it} 和 m_{it} 分别代表对数化的产出、资本存量、劳动和中间投入。 PE_{it} 为加工贸易虚拟变量, 当企业 i 在第 t 年从事加工贸易时取 1, 否则取 0。 ψ_{it} 指代企业的全要素生产率。 $B(w_{it}, x_{it}, \beta)$ 用以控制难以观测的企业层面投入价格。 σ_i 、 η_t 和 ε_{it} 分别表示企业个体固定效应、年份固定效应和扰动项。

对于式(7)的估计, 我们参考 De Loecker 等(2016)提出的控制函数方法(Control Function Approach)来解决 Olley-Pakes 方法中由于企业层面投入价格指数的缺失可能带来的生产函数估计偏误问题; 为了使本文数据利于计算, 参考 Lu 和 Yu(2015)的做法, 我们使用产品出口价格、市场份额、是否从事加工贸易以及这些变量与经过平减的中间投入的交叉项来控制企业层面中间投入价格。当然, 与以前文献类似, 我们也仅依靠单产品企业对生产函数进行估计; 在假设多产品企业与单产品企业在同一行业使用相同的生产技术的基础上, 我们可以计算出企业—产品层面的成本加成, 然后对每个企业按照出口产值将产品层面的成本加成加权平均, 从而得到每个企业各年的成本加成。将各未知参数估计出来后, 我们可以计算出中间投入的产出弹性, 进而根据式(5)得到各产品的成本加成, 进而按产品产值加权平均得到各企业的成本加成 μ^{DGKP}_m 。

在基准回归中, 我们既使用了基于 Olley-Pakes 方法计算出的成本加成 μ^{OP}_m 、 μ^{OP1}_m 和 μ^{OP2}_m , 也使用了基于超越对数生产函数估计出的成本加成 μ^{DGKP}_m 作为企业成本加成的度量指标; 考虑到 De Loecker 等(2016)的方法允许多产品企业中不同产品拥有不同生产技术, 并且用控制函数的方法较为有效地解决了企业层面投入价格不可观测的问题, 我们在随后更精细的分析中主要采用了 μ^{DGKP}_m 作为企业成本加成的估计量。

(二)企业和行业层面关税的度量

为了估计关税下降对于企业成本加成的影响,

我们构建了几种企业和行业层面的度量指标。

参考 Lileeva 和 Trefler(2010)及 Yu(2015)的做法, 我们构建了企业层面的外部关税指标 FET_{it} 。

$$FET_{it} = \sum_k \left[\left(\frac{X_{i, initial_year}^k}{\sum_k X_{i, initial_year}^k} \right) \sum_c \left(\frac{X_{i, initial_year}^{kc}}{\sum_c X_{i, initial_year}^{kc}} \right) \tau_i^{kc} \right] \quad (8)$$

其中 $X_{i, initial_year}^{kc}$ 指企业 i 在初始年份向国家 c 出口的产品 k 的金额(采用初始年份的出口份额能够较好控制企业由于外国不同产品进口关税下降幅度不同带来的企业出口选择内生性问题); $X_{i, initial_year}^k$ 代表企业 i 在初始年份所出口的产品 k 的总额; τ_i^{kc} 指国家 c 进口产品 k 时征收的从价税。

为了研究进口中间品关税的下降对于企业成本加成的影响, 我们构建了企业层面的中间投入关税 FIT_{it} :

$$FIT_{it} = \sum_{k \in O_i} \left(\frac{m_{i, initial_year}^k}{\sum_{k \in M_i} m_{i, initial_year}^k} \right) \tau_i^k \quad (9)$$

其中, 为了控制不同进口产品的关税下降幅度不同带来的企业中间投入份额的内生变化, 我们参考 Amiti 和 Konings(2007)以及 Topalova 和 Khandelwal(2011)的做法, 采用初始年份的中间投入额 $m_{i, initial_year}^k$ (表示企业 i 在初始年份所使用的进口中间投入 k 的金额)来构建中间投入份额的权重。 τ_i^k 代表产品 k 在第 t 年的从价进口关税; M 指企业 i 的总进口集合。由于加工贸易(用 P 表示)是免税的, 故关税的下降仅会影响非加工贸易(用 O 表示, 并且 $PUO=M$)的进口, 进而加工贸易的集合并没有出现在式(9)外层的求和中。

此外, 为了研究企业层面最终品关税下降对于企业成本加成的影响, 我们还构建了企业层面的最终品关税指标。最理想的做法是使用产品层面的销售额来度量进口竞争效应, 但遗憾的这类数据难以获得。参考 Yu(2015)的做法, 基于国内很有竞争力、销售量多的产品也会在国外销售相对较多的假设, 我们构建了如下的企业层面的最终品关税指标 FOT_{it} :

$$FOT_{it} = \sum_{k \in E_{it}} \left(\frac{X_{i, initial_year}^k}{\sum_{k \in E_{it}} X_{i, initial_year}^k} \right) \tau_i^k \quad (10)$$

其中, $X_{i, initial_year}^k$ 、 τ_i^k 的含义与上文相同; E_{it} 为企业 i 在第 t 年的出口集合。同样需要强调的是, 我们使用的是企业出现在样本中时的初始年份的相关数据来构建关税权重。需要说明的是, 对于 FOT_{it} 的

度量应该注意以下两点。其一,显然 FOT_{it} 这个指标对于纯内销企业和纯外销企业并不适用,为了解决这个问题,我们将这两类企业从后续所有回归中都予以剔除。其二,对一个既有内销又有外销的企业,一种出口产品在所有出口中所占份额与该产品国内销售额占国内总销售额的份额相等这个假设也比较强。但因为数据的限制,我们不能对第二个问题进行直接的验证。不过,这个问题对于 FOT_{it} 衡量所带来的偏误很可能会与行业加工贸易的比重有关;因此,我们可以按行业加工贸易密集度对样本进行划分,然后分别对不同子样本进行检验。事实上,后文的稳健性结果表明,这种企业内产品组成的差异并不影响本文主要结论。

当然,虽然企业层面的关税指标能够较好衡量企业所面临的各种关税,但为了能与以前文献相比,我们也构建了行业层面的3种关税指标。参考 Amiti 和 Konings (2007) 的做法,在每个两位数行业下,我们将 HS6 位数层面的关税进行简单平均以求出两位数行业层面的最终品关税 $IOT_{jt}^{\text{④}}$, 其中, j 表示行业、 t 表示时间。同样,在每个两位数行业下,我们将 HS6 位数层面外国(所有当年有从我国进口该 HS6 位数产品的国家)的关税也进行简单平均,计算出两位数行业 j 的外部关税 IET_{jt} 。最后,我们借助 2002 年的投入产品表(简称 IO 表)构建行业层面的中间投入关税 IIT_{jt} :

$$IIT_{jt} = \sum_n \left(\frac{input_{nj}^{2002}}{\sum_n input_{nj}^{2002}} \right) \tau_{nt} \quad (11)$$

其中, τ_{nt} 表示投入品 n 在第 t 年的进口关税; $input_{nj}^{2002}$ 表示在产业 j 的产出过程中投入品 n 的投入量^⑤。

(三) 实证设定

为了探究关税下降对于企业成本加成的影响,我们建立了如下的回归模型:

$$\begin{aligned} \ln \mu_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln FET_{it} + \beta_2 \ln FET_{it} \times PE_{it} \\ & + \beta_3 \ln FOT_{it} + \beta_4 \ln FOT_{it} \times PE_{it} + \beta_5 \ln FIT_{it} \\ & + \beta_6 \ln FIT \times PE_{it} + \beta_7 \times PE_{it} \\ & + \Theta X_{it} + \sigma_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

其中, μ_{it} 是企业 i 在第 t 年的成本加成。 FET_{it} 、 FOT_{it} 和 FIT_{it} 分别指企业 i 在第 t 年的外国关税、本国最终品关税和中间投入关税。考虑到关税下降给企业带来的成本加成的变化可能会因为企业是

否是从事加工贸易而有所差异,我们在回归中控制了企业是否从事加工贸易虚拟变量 PE_{it} 以及其与 3 种关税变量的交叉项。

此外, X_{it} 控制了企业层面的其他影响因素,包括企业所有权属性、企业规模以及企业资本劳动比、企业生产率等因素。因为国有企业并不总是以利润最大化为导向(Hsieh and Klenow, 2009), 所以其成本加成可能会与其他企业不一样,故需要在回归中予以控制;另一方面,外商投资企业可能有更高的管理绩效和更好的生产技术(Helpman et al., 2004; Keller and Yeaple, 2009), 从而在其他状况相同的条件下会有更高的成本加成。参考以前的研究(Kugler and Verhoogen, 2012), 我们用从业人数来控制企业规模对于企业定价策略和产品质量的影响。此外,我们也在回归中控制了资本劳动比,以控制资本密集度的影响(Bernard et al., 2006)。最后,为了控制企业潜在的技术冲击对于成本加成的影响,我们还在回归中控制了企业生产率。 σ_i 、 η_t 和 ε_{it} 分别指代企业固定效应、时间固定效应以及扰动项。

在使用式(12)估计贸易自由化对于企业成本加成影响时,有一点需要特别注意:在式(12)中,只要一个企业有从事加工贸易,不论其加工贸易占总贸易的份额有多少, PE_{it} 均为 1。显然不论企业加工贸易占比很低还是很高,这种做法将这两种情形都不加区分,从而影响了我们精确度量贸易自由化对于企业成本加成的估计。为了解决这个问题,我们把加工贸易从虚拟变量改为以加工贸易占该企业当年总贸易额比重的连续型变量 $Pext_{it}$, 从而将式(12)变为:

$$\begin{aligned} \ln \mu_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln FET_{it} + \beta_2 \ln FET_{it} \times Pext_{it} \\ & + \beta_3 \ln FOT_{it} + \beta_4 \ln FOT_{it} \times Pext_{it} + \beta_5 \ln FIT_{it} \\ & + \beta_6 \ln FIT \times Pext_{it} + \beta_7 \times Pext_{it} \\ & + \Theta X_{it} + \sigma_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

需要注意的是,因为企业会内生选择是否从事加工贸易,第(13)式也会面临模型识别的挑战。由于从事加工贸易的门槛比从事一般贸易的低(Dai et al., 2016), 从而可能带来低成本加成的企业选择进行加工贸易的内生性问题;另外,考虑到加工贸易的异质性效果, β_2 、 β_4 、 β_6 和 β_7 可能会随企业的不同也有所差异,那么模型(13)就是存在系数包含与加工贸易份额内生相关的随机系数模型

(Wooldridge, 2008)。本文采用 Heckman 两步法来估计模型(13),具体来说,我们使用基于外生变量 Z_{it} 所估计出的加工贸易份额的预测值来代替其原始值(Z_{it} 的选择将在下一部分详细阐述),即设定:

$$Pext_{it} = E(Pext_{it}|Z_{it}) + \varphi_{it}, \text{ with } E(\varphi_{it}|Z_{it}) = 0 \quad (14)$$

将式(14)代入式(13)中可得:

$$\begin{aligned} \ln \mu_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln FET_{it} + \beta_2 \ln FET_{it} \times E(Pext_{it}|Z_{it}) \\ & + \beta_3 \ln FOT_{it} + \beta_4 \ln FOT_{it} \times E(Pext_{it}|Z_{it}) + \beta_5 \ln FIT_{it} \\ & + \beta_6 \ln FIT_{it} \times E(Pext_{it}|Z_{it}) + \beta_7 \times E(Pext_{it}|Z_{it}) \\ & + \Theta X_{it} + \sigma_i + \eta_t + \psi_{it} \end{aligned} \quad (15)$$

其中, $\psi_{it} = \varepsilon_{it} + (\beta_2 FET_{it} + \beta_4 FOT_{it} + \beta_6 FIT_{it}) \varphi_{it}$ 。值得注意的是, ψ_{it} 与条件于 Z_{it} 的解释变量不相关,所以我们可以得到方程(15)系数的一致估计量;最后由于回归中采用的是估计的加工贸易份额,我们通过自举法来修正估计系数的标准误。

四、估计结果

在这一部分,我们先给出贸易自由化对于企业成本加成影响的基准回归结果,然后考虑加工贸易的自选择效应,采用 Heckman 两步法估计方程(15)所给定的相关随机系数模型,然后再对可能存在的内生性问题加以处理。

(一)基准回归结果

首先,我们在表3中报告了使用行业层面关税来度量贸易自由化程度的基准回归结果。第(1)列的回归结果显示,在控制住时间和企业固定效应以后,本国最终品关税与企业成本加成呈显著正相关,说明由于最终品关税下降带来的外国产品进口竞争效应确实存在;而行业投入品关税的下降会引起企业成本加成上升,说明投入成本的下降会促使企业边际收益的上升,这两点与 De Loecker 等(2016)的发现类似。从行业外国关税的估计系数来看,外国关税与企业成本加成呈负相关关系,这说明外国关税的下降,在一定程度上降低了企业出口成本,相对于出口价格的降幅一定的情况下,企业成本加成将上升。考虑到纯内销企业并不会直接受到外国关税下降的影响,纯出口企业不会直接受到本国最终品关税下降的影响,所以为排除这两类企业的影响,我们在第(2)列回归中将这两类企业直接剔除。第(2)列结果表明排除这两类企业后,本文结果仍然成立,本国最终品关税与企业成

本加成呈显著正相关关系,而外国关税、投入品关税与成本加成呈显著负相关关系。

考虑到加工贸易企业可能与普通贸易企业的生产函数可能存在显著差异(Yu, 2015),我们将加工贸易企业 and 非加工贸易企业分别分行业估计生产函数,用所得结果 μ^{OP1}_m 再进行回归估计,结果见第(3)、(4)列。结果显示,允许加工贸易企业存在不同生产函数时,3种关税下降对于企业成本加成的影响仍然稳健。

考虑到行业层面的关税只在行业间存在差异,不能较好地衡量进出口份额不同的企业所面临的关税。我们按照式(8)、(9)和(10)的度量方法,采用企业层面的关税再对贸易自由化对企业成本加成的影响进行估计,见表4。考虑到纯内销企业不会直接受到外国进口关税的影响,纯外销企业不会直接受到本国最终品关税的影响,我们在表4中所用样本将这两类企业均排除在外;其中,第(1)列所用因变量 μ^{OP1}_m 为加工贸易和非加工贸易企业分别估计的结果,第(2)列中 μ^{OP2}_m 为直接将加工贸易虚拟变量引入生产函数估计的结果;第(3)列 μ^{DCKP}_m 为参考 De Loecker 等(2016)的方法,考虑多产品企业并解决企业层面投入价格缺失问题所估计的成本加成。从表4第(1)~(3)列可知,在采用企业层面关税度量时,投入品关税与外国关税对成本加成仍然呈显著负向影响,而最终品关税对成本加成呈显著正向影响,这也与表3的结果类似。

考虑到 De Loecker 等(2016)的方法允许多产品企业中不同产品拥有不同生产技术,并且用控制函数的方法较为有效地解决了企业层面投入价格不

表3 关税下降与成本加成—基准回归结果

因变量:	$\ln \mu_m^{OP1}$		$\ln \mu_m^{OP1}$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
行业外国关税	-0.340*** (-23.00)	-0.328*** (-19.09)	-0.371*** (-20.23)	-0.373*** (-18.11)
行业本国最终品关税	0.180*** (6.69)	0.205*** (6.57)	0.134*** (3.61)	0.126*** (2.98)
行业投入品关税	-0.984*** (-11.41)	-0.908*** (-8.96)	-0.915*** (-6.83)	-1.023*** (-6.76)
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
纯内销企业	是	否	是	否
纯出口企业	是	否	是	否
观测值数	78922	56192	73476	52574
R平方	0.04	0.05	0.02	0.02

注:扩号中报告的是稳健的t统计量;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。 μ^{OP1}_m 为基于扩展的Olley-Pakes方法计算的成本加成; μ^{OP2}_m 为将加工贸易企业和非加工贸易企业分开,基于扩展的Olley-Pakes方法分别估计2位数行业的生产函数,进而计算出的企业层面的成本加成。

可观测的问题,我们将在后文的分析中主要采用 μ_m^{DGKP} 。为了考察关税下降对于企业成本加成可能带来的异质性影响,我们在第(4)列中引入加工贸易虚拟变量及其与3种关税的交叉项。从第(4)列可知,外国关税和投入品关税的系数仍然显著为负,最终品关税的系数仍然显著为正;此外,加工贸易企业相对于非加工贸易企业拥有更低的成本加成;从加工贸易与关税的交叉项来看,外国关税和投入品关税下降对加工贸易企业成本加成的促进作用更弱,最终品关税的下降对加工贸易企业成本加成带来的下行压力也更弱,这说明3种关税下降给加工贸易企业带来的成本加成的影响均小于给非加工贸易企业的影响,这也与本文的理论分析相一致。考虑到资本劳动比、企业性质以及企业生产率均可能对企业成本加成产生影响,我们在第(5)列的回归中将这些潜在影响因素均予以控制,结果显示本文结论仍然成立。

表4 企业层面关税下降与成本加成变化

因变量:	$\ln \mu_m^{OP1}$	$\ln \mu_m^{OP2}$	$\ln \mu_m^{DGKP}$	加工贸易虚拟变量		加工进口的份额	
	(1)	(2)	(3)	$\ln \mu_m^{DGKP}$	$\ln \mu_m^{DGKP}$	$\ln \mu_m^{DGKP}$	$\ln \mu_m^{DGKP}$
外国关税	-0.226*** (-6.60)	-0.275*** (-9.46)	-0.248*** (-9.05)	-0.401*** (-10.07)	-0.520*** (-10.23)	-0.265*** (-6.16)	-0.428*** (-7.60)
外国关税×加工贸易变量				0.667*** (6.61)	1.082*** (8.02)	0.197* (1.82)	0.733*** (4.98)
本国最终品关税	0.092*** (11.67)	0.084*** (12.13)	0.074*** (11.12)	0.147*** (13.67)	0.223*** (14.32)	0.146*** (13.23)	0.238*** (13.34)
本国最终品关税×加工贸易变量				-0.015 (-1.62)	-0.115*** (-7.94)	-0.003 (-0.31)	-0.116*** (-6.46)
投入品关税	-1.396*** (-9.32)	-1.114*** (-8.63)	-1.881*** (-13.90)	-2.341*** (-13.27)	-3.359*** (-13.20)	-2.528*** (-14.25)	-3.629*** (-13.87)
投入品关税×加工贸易变量				0.667** (2.55)	1.867*** (5.15)	0.967*** (3.28)	2.049*** (5.31)
加工贸易变量				-0.107*** (-7.67)	-0.064*** (-3.20)	-0.089*** (-5.47)	-0.057** (-2.49)
Log(资本劳动比)					0.076*** (6.45)		0.074*** (6.38)
国有企业					-0.067 (-0.85)		-0.061 (-0.78)
外商投资企业					0.088*** (3.33)		0.088*** (3.32)
企业生产率					0.230*** (5.02)		0.229*** (5.03)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值数	48421	40848	48471	43967	26139	43967	26139
R平方	0.02	0.03	0.03	0.05	0.10	0.05	0.10

注:本表中所有回归均剔除了纯内销和纯出口企业。扩号中报告的是稳健的t统计量;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。 μ_m^{OP1} 为将加工贸易企业而非加工贸易企业分开,基于Olley-Pakes方法分别估计2位数行业的生产函数,进而计算出的企业层面的成本加成; μ_m^{OP2} 为基于Olley-Pakes方法将加工贸易虚拟变量直接引入生产函数估计方程,进而求出的企业成本加成; μ_m^{DGKP} 为参考De Loecker等(2016)提出的基于超越对数生产函数的方法估计出的成本加成。

表5 加工贸易企业与非加工贸易企业成本加成差异

	均值	标准差		均值	标准差	差异
非加工贸易企业成本加成	1.149	0.239	加工贸易企业成本加成	1.122	0.254	0.026***

注:***、**、*分别表示加工贸易贸易与非加工贸易企业成本加成的均值在1%、5%和10%的显著性水平下是否存在显著差异。表中所用成本加成为 μ_m^{DGKP} 。

第(4)、(5)列所用加工贸易指标为“是否从事加工贸易”的虚拟变量,由于有些企业加工贸易的比重非常低,在这种指标衡量下,加工贸易的作用可能会被高估。为了更加合理地衡量加工贸易的作用,我们采用一个企业进口加工份额(进口加工贸易额/总进口额)来衡量该企业在该年从事加工贸易的程度,估计结果见第(6)、(7)列。从第(6)列结果可知,上文中3种关税下降对企业成本加成的影响仍然显著,并且对从事加工贸易的企业来说这种效应更弱,且随着从事加工贸易程度的加深,关税下降的影响越来越弱;第(7)列的结果表明,控制住其他可能的影响因素后,该结论仍然稳健。

(二)考虑加工贸易自选择效应

从表5可知,相比于非加工贸易企业,加工贸易企业具有显著更低的生成加成。这可能是生产率低、市场力量弱的企业内生选择进行加工贸易的结果,这也说明加工贸易参与度存在一定内生性(Yu,

2015)。为了控制这种内生性,我们采用二元样本选择模型,即第二类Tobit模型(Cameron and Trivedi, 2005)来对加工贸易的自选择效应进行控制。

我们假设企业是否从事加工贸易可以由一个潜变量 V_i 决定,当 $V_i \geq 0$ 时,企业从事加工贸易,反之则不从事加工贸易,那么企业加工贸易参与度 $Pext_{it}$ 可表示为:

$$Pext_{it} = \begin{cases} Pext_{it} & \text{if } V_{it} \geq 0 \\ 0 & \text{if } V_{it} < 0 \end{cases} \quad (16)$$

我们采用Heckman两步法对方程进行估计,其中,在第一步我们基于一个Probit模型来估计企业是否从事加工贸易。

$$P(\text{proce} \text{sing} \text{ trade}_{it} = 1) = P(V_{it} \geq 0) = \Phi(X_{i,t-1}) \quad (17)$$

其中, $\Phi(\cdot)$ 为一个正态分布的分布函数, $X_{i,t-1}$ 包括企业生产率、企业性质(国有企业、外商投资企业)、资本存量、从业人数和企业年龄。在第二步,引入基于第一步估计得到的逆米尔斯比率(Inverse Mills Ratio)(Heckman, 1979),我们使用线性回归模型来估计企业的进口加工份额。因为在Heckman两步法中,需要有一个变量只在第一步估计中

出现,而不出现在第二步估计中,我们将企业年龄选作此变量。因为根据 Amiti 和 Davis(2012)的研究,成立时间越久的企业出口的概率越高,并且在我们的样本中,企业年龄与加工贸易的份额相关系数非常低(不到0.1),这就表明我们将企业年龄放入第一阶段回归,而不放入第二阶段回归也是合理的。

表6给出了方程(16)的 Heckman 两步法估计结果。从第一步的估计结果可知,生产率更低的企业更有可能从事加工贸易;而国有企业从事加工贸易的概率更低,外商投资企业由于更深入地参与全球生产分工,也有更高的概率从事加工贸易。在控制住企业参与加工贸易内生选择性的情况下,我们可以在第二步对企业加工贸易的参与程度进行回归估计,并据此求出企业加工贸易参与程度的拟合值,然后将其用与后文的相关分析中。

(三)内生性问题

虽然上文已经对贸易自由化对成本加成的影响进行了较为细致的实证检验,但表3和表4的估计结果仍然可能受到内生性问题的影响。反向因果是潜在内生性问题的一个重要来源:虽然加入WTO后整体关税下降是外生的过程,但仍然可能存在某些行业由于竞争能力弱、成本加成低,以此劝说政府使这些行业的关税下降幅度更慢

表6 加工贸易份额的 Heckman 两步法估计

因变量:	第一步	第二步
	是否从事加工贸易	加工贸易的参与程度
企业生产率	-0.219*** (-11.33)	-0.174*** (-14.85)
国有企业	-0.264*** (-5.94)	-0.097*** (-4.68)
外商投资企业	0.959*** (61.89)	0.059 (1.50)
资本存量	0.218*** (42.20)	0.068*** (8.11)
从业人数	-0.036*** (-4.54)	-0.060*** (-16.66)
企业年龄	0.004*** (4.75)	
逆米尔斯比率		-0.096* (-1.77)
观测值数	53467	19162

注:为了避免同时变动带来的内生性问题,回归中所用自变量(除逆米尔斯比率外)均为滞后一期值。企业生产率采用的是扩展的 Olley 和 Pakes(1996)方法的估计值。扩号中报告的是稳健的t统计量;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。

(Grossman and Helpman, 1994),从而在一定程度上导致了内生性问题的发生。

为了缓解内生性问题的影响,我们采用工具变量的方法再对方程(15)进行重新估计。要找寻企业层面随时间变化的工具变量颇有难度,参考 Amiti 和 Konings(2007)的做法,我们采用滞后一期的外国关税^⑥、最终品关税和投入品关税作为当期值的工具变量。这样做的逻辑是:原来受到高额关税保护的行业,因为利益集团的游说,在下一年中其关税保护仍然应该更强;国外关税也是同样的道理。我们采用企业首次进入样本时的产品出口(进口)份额作为构建企业外国关税和本国最终品关税(投入品关税)的权重^⑦,以避免企业进出口产品构成受关税下降影响而变化所带来的企业层面关税内生的问题。工具变量的估计结果见表7^⑧。

从表7第(1)列可知,在控制住反向因果以后,我们仍然发现外国关税下降和投入品关税下降会导致企业成本加成上升,而最终品关税的下降会促使企业成本加成下降;且这3种关税下降效应均会随着企业进口加工份额的提升而减小。从一阶段回归来看,各潜在内生变量与其目标工具变量均显著相关,同时 Kleibergen-Paap LM 统计量也显示工具变量与内生变量显著相关。此外,以10作为参考值(Stock et al., 2002), Kleibergen-Paap Wald F 统计量也拒绝了弱工具变量的原假设,说明本文使用的工具变量可用(下同)。从第(2)列可知,在控制住资本劳动比、企业生产率和企业性质以后,3种关税下降对企业成本加成的影响仍然稳健。从关税下降的边际效应来看,投入品关税下降带来的成本加成边际变化率更大:从第(2)列的估计结果来看,投入品关税下降10个百分点,会带来企业成本加成上升45.5%,外国关税下降10个百分点会带来成本加成上升8.1%,而最终品关税的下降10个百分点会带来企业成本加成下降2.8%;而随着加工贸易份额的上升,这3种关税效应均将大幅减弱。根据表6的估计,企业加工贸易参与度的拟合值平均约为0.5,那么平均来说,外国关税下降100个百分点可以带来企业成本加成上升 $-(-0.814+0.741 \times 0.5)=0.4435$;本国最终品关税和中间投入品关税下降100个百分点对成本加成的影响分别为 $-(0.284-0.238 \times 0.5)=-0.165$ 、 $-(-4.545+2.221 \times 0.5)=3.4345$ 。考虑以从2000年到2006年,我国制造业企业面临的3种关税百分点的下降分别是0.11、7.93和0.99,我们可以粗略估算出贸易自由化对中国制造业进出口企业的影响为: $(0.11 \times 0.4435 - 0.165 \times 7.93 + 3.4345 \times 0.99)/100=2.14\%$ 。

此外,就如前文所提到的,对于产出品关税的度量略有不足,因为企业在国内销售的产品组成和出口的产品构成可能

会有较大差异。为了弥补这个不足,我们在表7的所有估计中均剔除了纯内销企业和纯外销企业;另外,考虑到内销和外销产品构成可能会因行业加工贸易参与度的不同而出现行业性差异,我们按各行业加工贸易参与度的高低将总样本划分为两个子样本^⑨再进行回归,见表7第(3)~(6)列。结果显示,前两列的结论基本不受行业加工贸易程度高低的影响。

(四)更多稳健性检验

考虑到2005年人民币升值以来,国内企业遇到

的国际经济环境发生了重大变化,出口企业在一定程度上进入了新的经济阶段。为了检验本文结果在不同经济周期中的稳健性,我们将2005年和2006年的样本去除后,仅使用2000~2004年的子样本按照上文所述方法再进行检验,结果显示本文主要结论仍然稳健:外国关税和投入品关税的下降会带来企业成本加成的上升,而本国最终品关税的下降会促使企业成本加成降低,但关税带来的成本加成效应随着加工贸易份额的提升而减弱。限于篇幅,结果未在此报出。

五、结论

一个国家关税下降究竟会对其企业市场力量带来怎样的影响呢?随着实证产业组织学术研究领域的推进,学术界对这个问题的关注热度也不断上升。本文基于中国制造业进出口企业,研究了贸易自由化对于企业成本加成带来的影响。

加入WTO后,中国进口关税不断下降,同时中国出口到外国被征收的关税也相应下降,因此全面地(而非仅从最终品关税角度)考察关税下降所带来的影响对于深入理解贸易自由化的作用非常重要。基于此,根据企业的出口份额,我们构建了企业层面的外国关税和最终品关税;并根据企业进口份额构建了企业所面临的投入品关税,进而我们研究了3种关税下降对于企业成本加成的作用。据笔者所知,本文是研究贸易自由化对企业成本加成影响的文献中第一篇考虑外国关税作用的文章。我们发现,外国关税和投入品关税的下降会促使企业成本加成上升,而国内最终品关税的下降由于给内销企业带来了直接的降价压力,会导致企业成本加成下降。

由于加工贸易广泛存在于包括中国在内的发展中国家,因此对于加工贸易在贸易自由化的成本加成效应中所起作用的探讨也非常重要。本文对于加工贸易的考察也有利于增强我们对加工贸易作用的理解。由于加工贸易在进口时予以免税,出口到国外时,外国关税也非常低,所以关税

表7 贸易自由化与成本加成—工具变量估计结果

因变量: $\ln \mu_m^{DGKP}$	(1)	(2)	加工贸易程度高		加工贸易程度低	
			(3)	(4)	(5)	(6)
外国关税	-0.740*** (-2.84)	-0.814*** (-3.45)	-0.904** (-2.18)	-1.055*** (-2.64)	-0.715* (-1.88)	-0.700** (-1.97)
外国关税×加工贸易变量	0.797* (1.70)	0.741* (1.72)	0.985* (1.66)	0.997* (1.66)	1.017 (1.06)	0.579 (0.62)
本国最终品关税	0.307*** (8.69)	0.284*** (6.58)	0.422*** (8.34)	0.366*** (6.88)	0.225*** (4.00)	0.245*** (4.36)
本国最终品关税×加工贸易变量	-0.232*** (-3.89)	-0.238*** (-3.63)	-0.391*** (-5.39)	-0.352*** (-4.45)	-0.106 (-0.80)	-0.207* (-1.79)
投入品关税	-5.389*** (-12.75)	-4.545*** (-11.41)	-4.316*** (-3.20)	-3.321** (-2.34)	-4.050*** (-6.64)	-3.451*** (-3.95)
投入品关税×加工贸易变量	2.443*** (11.28)	2.221*** (11.40)	2.274*** (4.82)	1.978*** (4.58)	0.151 (0.17)	0.636 (0.55)
加工贸易变量	-1.244*** (-16.34)	-0.973*** (-10.87)	-1.102*** (-11.26)	-0.812*** (-7.88)	-1.014*** (-5.50)	-0.576*** (-3.16)
Log(资本劳动比)		0.133*** (25.84)		0.161*** (26.56)		0.049*** (4.07)
国有企业		-0.469*** (-16.36)		-0.480*** (-10.95)		-0.437*** (-9.56)
外资投资企业		0.035** (2.34)		0.061*** (3.74)		-0.029 (-1.17)
企业生产率		0.227*** (12.39)		0.142*** (7.39)		0.611*** (11.43)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paap LM 统计量	468.41***	345.40***	248.45***	216.32***	137.88***	92.58***
Kleibergen-Paap Wald F 统计量	118.20	85.04	55.44	48.32	41.51	27.18
观测值数	15493	13501	9982	8892	5511	4609
R平方	0.51	0.55	0.49	0.54	0.54	0.61
一阶段回归情况:						
IV1: 滞后一期的外国关税	1.171*** (74.03)	1.175*** (68.20)	1.181*** (44.22)	1.171*** (41.06)	1.158*** (48.13)	1.171*** (43.89)
IV2: 滞后一期的外国关税×加工贸易变量	1.202*** (71.94)	1.210*** (67.03)	1.206*** (45.83)	1.220*** (43.79)	1.208*** (35.37)	1.210*** (31.83)
IV3: 滞后一期的本国最终品关税	0.564*** (17.56)	0.550*** (15.74)	0.581*** (13.47)	0.578*** (12.34)	0.539*** (9.76)	0.509*** (8.12)
IV4: 滞后一期的本国最终品关税×加工贸易变量	6.359*** (25.63)	6.700*** (25.80)	6.262*** (19.51)	6.540*** (19.78)	7.632*** (9.65)	7.935*** (8.89)
IV5: 滞后一期的投入品关税	0.462*** (18.67)	0.456*** (16.89)	0.618*** (11.46)	0.595*** (10.19)	0.507*** (12.02)	0.498*** (10.46)
IV6: 滞后一期的投入品关税×加工贸易变量	0.552*** (19.71)	0.540*** (17.62)	0.495*** (8.15)	0.495*** (7.51)	0.412*** (8.77)	0.382*** (7.57)

注:本表中所有回归均剔除了纯内销和纯出口企业。所用加工贸易变量是使用Heckman两步法所估计的加工贸易份额的拟合值;我们也将3种关税的滞后一期值与拟合的加工贸易份额的交叉项作为回归中的工具变量。扩号中报告的t统计量使用基于自举法修正的标准误计算;***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著。 μ_m^{DGKP} 为参考De Loecker等(2016)提出的基于超越对数生产函数的方法估计出的成本加成。在第一阶段回归中,IV1报告的是当期外国关税作为因变量,滞后一期外国关税作为自变量的一阶段回归系数;IV2报告的是当期外国关税与拟合的加工贸易份额作为因变量,滞后一期外国关税与拟合的加工贸易份额作为自变量的一阶段回归系数。IV3~IV6报告了与IV1、IV2类似的有关本国最终品关税和投入品关税的一阶段回归系数。各列中每个潜在内生变量(共6个潜在的内生变量,包括3种关税以及3种关税与加工贸易程度的乘积)的一阶段F统计量均显著大于10,考虑到篇幅限制,未在此报出。

下降对成本加成的影响对于从事加工贸易的企业效果更弱,并且在控制住加工贸易自选择效应和内生性问题后,我们发现随着加工贸易参与度的增加,关税对成本加成的影响效果逐渐变弱。

此外,本文对于成本加成的估计不依赖于对市场结构和需求体系的假设,而且在生产函数的估计中根据中国的实际特点进行了改进(如允许加工贸易企业拥有不同的生产函数),这也使得本文的估计结果更加精准。最后,本文的估计结果也有利于加深对于贸易获益的理解,即贸易自由化不仅有利企业生产率的提高(Amiti and Konings, 2007; Topalova and Khandelwal, 2011; Yu, 2015),也会对企业成本加成带来影响。

基于本文的研究,我们也能得出丰富的政策含义。首先,从平均意义上讲,贸易自由化促使了我国企业成本加成的上升,所以更应该坚定不移地实行对外开放的政策。另外,虽然最终品关税的下降会给企业定价带来较大压力,但通过使用性价比高的进口中间投入品也能促使企业成本加成上升,提高企业市场竞争力。从这个意义上讲,生产者更应该关注全球市场,实现全球最优的投入品采购。

(作者单位:北京大学国家发展研究院(中国经济研究中心);责任编辑:蒋东生)

注释

①来料加工进口时是直接免税的,进料加工复出口的料件也享受免税进口的待遇。

②事实上《中国统计年鉴》的工业部分以及《中国工业统计年鉴》的基础数据就来源于此数据库。

③虽然中国的劳动力资源丰富,但解聘劳动者通常需求较长的时间,特别是对于国有企业来说,劳动力投入通常不能够自由调节,所以本文以中间投入作为可变投入来估计企业成本加成。

④使用简单平均而不用加权平均的是为了避免关税下降与进口呈负相关的内生性问题。

⑤由于HS编码、中国的行业分类代码(简称CIC代码)以及IO表的编码并不完全一样,我们采用以下4步来把三者结合起来。首先,我们先把IO表与CIC编码对应起来;其次,我们把CIC编码与国际标准产业分类代码ISIC(第三版)对应起来;再次,根据国际标准产业分类代码与HS6位数海关代码的对应关系,我们从WTO中找出各ISIC代码对应的海关关税;最后,我们根据以上对应关系计算出CIC行业对应的关税。

⑥由于政府在与外国进行关税谈判时也会受到国内利益集团的影响(具有出口能力的那些竞争能力强、成本加成高的企业可能会游说政府促使外国在有利于其出口的行业降低关税),从而可能使外国关税也出现内生性问题,我们也将其为内生变量。当然,将外国关税视为外生变量时,本文主要结论仍然稳健。

⑦故对每个企业来说,此权重并不随时间变化。

⑧由于样本中许多企业并不具有连续数年的观测值,在采用滞后一期的关税作为工具变量后,若控制企业层面的固定效应将导致巨大的样本缺失,从而影响估计结果的可靠性。因此,作为替代选择,我们控制两位数行业层面的固定效应。

⑨我们将各行业从事加工贸易企业的比重(加工贸易企业数占总企业数的比例)的均值作为衡量行业加工贸易参与度高低的临界点,将大于等于此临界点的行业视为加工贸易参与度高,反之则视为加工贸易参与度低。当然以行业加工贸易企业数比重的中位数作为临界点也不会影响本文结论。

参考文献

(1)罗长远、智艳、王钊民:《中国出口的成本加成率效应:来自泰国的证据》,《世界经济》,2015年第8期。

(2)钱学锋、潘莹、毛海涛:《出口退税、企业成本加成与资源误置》,《世界经济》,2015年第8期。

(3)盛丹、王永进:《中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角》,《管理世界》,2012年第5期。

(4)盛丹:《国有企业改制、竞争程度与社会福利——基于企业成本加成率的考察》,《经济学(季刊)》,2013年第4期。

(5)Akerberg, D., Caves, K. and Frazer, G., 2006, "Structural Identification of Production Functions", Working Paper, University of California, Los Angeles.

(6) Amiti, M. and Davis, D. R., 2012, "Trade, Firms, and Wages: Theory and Evidence", *Review of Economic Studies*, Vol. 79, No.1, pp. 1~36.

(7) Amiti, M. and Konings, J., 2007, "Trade Liberalization, Intermediate Inputs and Productivity: Evidence from Indonesia", *American Economic Review*, Vol. 97, No. 5, pp. 1611~1638.

(8) Bernard, A. B., Jensen, J. B. and Schott, P. K., 2006, "Trade Costs, Firms and Productivity", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, No. 5, pp.917~937.

(9) Brandt, L., Van Biesebroeck, J. and Zhang, Y., 2012, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, Vol. 97, No. 2, pp. 339~351.

(10) Cameron, A. C. and Trivedi, P. K., 2005, *Microeconomics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.

(11) Dai, Mi, Madura Maitra and Miaojie Yu, "Unexceptional Exporter Performance in China? Role of Processing Trade", *Journal of Development Economics*, 2016, Vol.121, pp.177~189.

(12) De Loecker, J., 2007, "Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia", *Journal of International Economics*, Vol. 73, No. 1, pp. 69~98.

(13) De Loecker, J., 2011, "Product Differentiation, Multi-product Firms and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity", *Econometrica*, Vol. 79, No. 5, pp. 1407~1451.

(14) De Loecker, J. and Warzynski, F., 2012, "Markups and Firm-Level Export Status", *American Economic Review*, Vol. 102, No. 6, pp. 2437~2471.

(15) De Loecker, J., Goldberg, P. K., Khandelwal, A. K. and Pavcnik, N., 2016, "Prices, Markups and Trade Reform", *Econometrica*, Vol. 84, No. 2, pp. 445~510.

(16) Egger, H. and Egger, P., 2005, "The Determinants of EU Processing Trade", *World Economy*, Vol.28, No.2, pp.147~168.

(17) Feenstra, R. C. and Hanson, G. H., 2005, "Ownership and Control in Outsourcing to China: Estimating the Property-Rights Theory of the Firm", *Quarterly Journal of Economics*, Vol.120, No.2, pp.729~761.

(18) Feenstra, R. C., Li, Z. and Yu, M., 2014, "Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: (下转第54页)"

of Household Portfolio Choice Heterogeneity: Nonfinancial Income and Participation Cost Structures”, *National Bureau of Economic Research*, No. w8884.

(15) Vissing-Jørgensen, A., 2007, “Household Finance: The Liability Side”, Introduction of Session Organizer at the 2007 Gerzensee European Summer Symposium.

(16) Zinman, J., 2014, “Household Debt: Facts, Puzzles, Theories and Policies”, *National Bureau of Economic Research*, No. w20496.

(17) 陈彦斌、陈伟泽、陈军、邱哲圣:《中国通货膨胀对财产不平等的影响》,《经济研究》,2013年第8期。

(18) 陈彦斌、邱哲圣:《高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等》,《经济研究》,2011年第10期。

(19) 何丽芬、吴卫星、徐芊:《中国家庭负债状况、结构及其影响因素分析》,《华中师范大学学报(人文社会科学版)》,2012年第1期。

(20) 黄静、屠梅曾:《房地产财富与消费:来自于家庭微观调查数据的证据》,《管理世界》,2009年第7期。

(21) 金烨、李宏彬:《非正规金融与农户借贷行为》,《金融研究》,2009年第4期。

(22) 李涛、郭杰:《风险态度与股票投资》,《经济研究》,2009年第2期。

(23) 李扬:《中国国家资产负债表2013——理论、方法与风险评估》,中国社会科学出版社,2013年。

(24) 林毅夫、孙希芳:《信息、非正规金融与中小企业融资》,《经济研究》,2005年第7期。

(25) 毛金明:《民间融资市场研究——对山西省民间融资的典型调查与分析》,《金融研究》,2005年第1期。

(26) 吴卫星、付晓敏:《信心比黄金更重要?——关于投资者不确定性感受和资产价格的理论分析》,《经济研究》,2011年第12期。

(27) 吴卫星、齐天翔:《流动性、生命周期与投资组合相异性——中国投资者行为调查实证分析》,《经济研究》,2007年第2期。

(28) 吴卫星、丘艳春、张琳琬:《中国居民家庭投资组合有效性:基于夏普率的研究》,《世界经济》,2015年第1期。

(29) 吴卫星、荣苹果、徐芊:《健康与家庭资产选择》,《经济研究》,2011年S1期。

(30) 吴卫星、徐芊、白晓辉:《中国居民家庭负债决策的群体差异比较研究》,《财经研究》,2013年第3期。

(31) 尹志超、吴雨、甘犁:《金融可得性、金融市场参与和家庭资产选择》,《经济研究》,2015年第3期。

(32) 张雪春、徐忠、秦朵:《民间借贷利率与民间资本的出路:温州案例》,《金融研究》,2013年第3期。

(33) 周广肃、樊纲、申广军:《收入差距、社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析》,《管理世界》,2014年第7期。

(上接第43页) Theory and Evidence from China”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 96, No. 4, pp. 729~744.

(19) Görg, H., 2000, “Fragmentation and Trade: Us Inward Processing Trade in the EU”, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 136, No. 3, pp. 403~422.

(20) Grossman, G. M. and Helpman, E., 1994, “Protection for Sale”, *American Economic Review*, Vol.84, No.4, pp.833~850.

(21) Hall, R. E., Blanchard, O. J. and Hubbard, R. G., 1986, “Market Structure and Macroeconomic Fluctuations”, *Brookings Papers On Economic Activity*, pp. 285~338.

(22) Harrison, A. E., 1994, “Productivity, Imperfect Competition and Trade Reform: Theory and Evidence”, *Journal of International Economics*, Vol. 36, No. 1, pp. 53~73.

(23) Heckman, J. J., 1979, “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp. 153~161.

(24) Helpman, E., Melitz, M. J. and Yeaple, S. R., 2004, “Export Versus FDI with Heterogeneous Firms”, *American Economic Review*, Vol. 94, No. 1, pp. 300~316.

(25) Hsieh, C. and Klenow, P. J., 2009, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 124, No. 4, pp. 1403~1448.

(26) Keller, W. and Yeaple, S. R., 2009, “Multinational Enterprises, International Trade and Productivity Growth: Firm-Level Evidence from the United States”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 91, No. 4, pp. 821~831.

(27) Koopman, R., Wang, Z. and Wei, S., 2012, “Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade is Pervasive”, *Journal of Development Economics*, Vol.99, No.1, pp.178~189.

(28) Kugler, M. and Verhoogen, E., 2012, “Prices, Plant Size and Product Quality”, *Review of Economic Studies*, Vol.79, No.1, pp.307~339.

(29) Levinsohn, J., 1993, “Testing the Imports-as-Market-Discipline Hypothesis”, *Journal of International Economics*, Vol.

35, No. 1, pp. 1~22.

(30) Lileeva, A. and Trefler, D., 2010, “Improved Access to Foreign Markets Raises Plant-Level Productivity: For some Plants”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.125, No.3, pp.1051~1099.

(31) Lu, Y. and Yu, L., 2015, “Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China’s WTO Accession”, *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol.7, No.4, pp.221~53.

(32) Manova, K. and Yu, Z., 2012, “Firms and Credit Constraints along the Global Value Chain: Processing Trade in China”, *National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper No.18561*.

(33) Melitz, M. J. and Ottaviano, G. I., 2008, “Market Size, Trade and Productivity”, *Review of Economic Studies*, Vol.75, No.1, pp.295~316.

(34) Olley, G. and Pakes, A., 1996, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, Vol. 64, No. 6, pp. 1263~1297.

(35) Stock, J. H., Wright, J. H. and Yogo, M., 2002, “A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 20, No.4, pp. 518~529.

(36) Topalova, P. and Khandelwal, A., 2011, “Trade Liberalization and Firm Productivity: The Case of India”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 93, No. 3, pp. 995~1009.

(37) Wooldridge, J. M., 2008, “Instrumental Variables Estimation of the Average Treatment Effect in the Correlated Random Coefficient Model”, *Advances in Econometrics*, Vol.21, pp. 93~117.

(38) Yu, M., 2015, “Processing Trade, Tariff Reductions, and Firm Productivity: Evidence from Chinese Firms”, *Economic Journal*, Vol. 125, No. 585, pp.943~988.

(39) Yu, M. and Tian W., 2012, “China’s Processing Trade: A Firm-Level Analysis”, in (H. McKay and L. Song, eds), *Rebalancing and Sustaining Growth in China*, pp.111~148, Canberra, Australian National University Press.