

出口退税与出口国内附加值率：事实与机制

刘信恒

摘要：本文利用2000—2007年中国工业企业数据和中国海关数据，在测算中国企业出口国内附加值率的基础上，研究了出口退税的影响。研究表明：出口退税促进了企业出口国内附加值率的提升，且通过了异质性检验；出口退税引致出口国内附加值率上升的一般贸易占比调节效应大于其对出口国内附加值率成本加成效应带来的不利影响，这从出口退税的视角解释了企业出口国内附加值率提升的事实和路径。

关键词：出口退税；出口国内附加值率；贸易政策；中介效应

[中图分类号] F742 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2020) 01-0017-15

引言

出口退税政策是政府调节本国出口的重要政策工具，备受学术界的关注。现有文献对出口退税的研究主要从以下两个方面展开：第一，从出口量的视角研究出口退税的政策效果。Panagariya (1992)^[1]、Chao 等 (2001^[2], 2006^[3]) 以及 Chen 等 (2006)^[4] 分别基于一般均衡模型和古诺竞争局部均衡模型，从理论方面探讨出口退税对一国出口规模的影响，均得出相似的结论，即出口退税促进了出口规模扩张。在实证方面，陈平和黄健梅 (2004)^[5]、王孝松等 (2010)^[6]、白重恩等 (2011)^[7] 分别利用 ECM 模型和倍差法进行考察，发现出口退税政策显著促进了中国的出口贸易。第二，出口退税本质上是一项贸易政策。这类研究主要从两方面展开，一方面，De Loecker 和 Warzynski (2012)^[8]、盛丹和王永进 (2012)^[9] 及钱学锋等 (2015)^[10] 考察了出口退税与成本加成率的关系，发现出口退税对成本加成率具有显著的抑制作用；另一方面，也有学者研究了出口退税与资源误置的关系 (钱学锋等, 2015; 许家云等, 2017^[11])。他们的研究都得出了类似的结论，即中国的出口退税政策加剧了出口部门和非出口部门以及行业之间的资源误置程度。

与本文相关的另一类文献是关于出口国内附加值率 (DVAR) 的研究。事实上，对出口国内附加值的研究，一直是国际贸易领域研究的热点 (Johnson and Noguera, 2012^[12]; Koopman et al., 2012^[13])。理论方面，部分学者用外包理论来分析垂直专业化对国际贸易增长的贡献 (Feenstra and Hanson, 1997^[14]; Grossman

[收稿日期] 2019-04-12

[作者信息] 刘信恒：暨南大学经济学院博士研究生 150632 电子信箱 654163328@qq.com。

and Rossi-Hansberg, 2008^[15], 2012^[16])。实证研究则从两个方面展开:第一,聚焦于对 DVAR 的测算和改进。较早的文献用投入—产出表从行业层面测算了 DVAR (Hummels et al., 2001^[17]; Koopman et al., 2012),但这种测算方法存在较大的缺陷,一是无法捕捉外生冲击(如价格变化)对企业投入产出决策的影响(Koopman et al., 2012);二是不能反映企业的异质性,难以深入到对变化机制和决定因素的研究;三是数据本身的缺陷(每5年报告一次)限制了对 DVAR 变化趋势的分析。为克服宏观测算方法的上述缺陷,不少学者开始使用中国工业企业和海关匹配数据的微观方法测算企业 DVAR (Upward et al., 2012^[18]; 张杰等, 2013^[19]; Kee and Tang, 2013^[20], 2016^[21]),这一方法逐渐被学界接受和仿效。第二,关于中国 DVAR 影响因素的研究。学者从外商直接投资、贸易自由化、人民币汇率升值等方面对 DVAR 的影响因素进行探讨(张杰等, 2013; Kee and Tang, 2016; 余森杰和崔晓敏, 2018^[22]; 毛其淋和许家云, 2018^[23])。此外,还有学者从上游垄断(李胜旗和毛其淋, 2017)^[24]、最低工资标准(余森杰等, 2018)^[25]和要素市场扭曲(高翔等, 2018)^[26]等方面进行了研究。

综上可知,关于中国出口退税政策的研究大都集中于出口效应和贸易政策等方面,鲜有文献探讨出口退税政策与企业贸易利得的关系。在全球价值链(GVC)背景下,产品内分工普遍存在,用传统的贸易总量已经不能准确衡量一个国家或地区的贸易利得。已有文献指出,一国 DVAR 不仅反映了其垂直分工程度,也是衡量其在全球价值链活动中贸易利得的重要途径(Hummels et al., 2001)。

本文在对相关文献梳理的基础上,归纳出口退税政策可能影响中国企业 DVAR 的内在机理,利用中国工业企业和海关匹配数据,尝试回答上文提出的问题。本文在以下几个方面深化和丰富了已有研究:第一,本文将出口退税纳入统一的分析框架,系统研究出口退税对 DVAR 的影响效应,发现出口退税政策显著提升了企业的 DVAR;第二,在关键指标替换、内生性处理和异质性分析等稳健性检验后,本文的核心结论依然成立;第三,影响机制分析表明,出口退税不仅通过一般贸易占比上升促进了 DVAR 的提升,即所谓的一般贸易占比调节效应,还通过抑制企业成本加成率这一渠道对企业 DVAR 产生抑制作用,即所谓的成本加成效应,但是一般贸易占比调节效应的促进作用大于成本加成效应的抑制作用,这就从出口退税的视角解释了中国企业 DVAR 逐年提升的事实与机制。

一、影响机制分析和研究假说

(一) 机制分析

本文分析出口退税对企业 DVAR 的影响机制,借鉴 Kee 和 Tang (2013, 2016) 的研究思路,从理论上推导得到 DVAR 的数学表达式^①:

$$DVAR_{\mu} = 1 - x_M \frac{1}{mkp_{\mu}} \frac{1}{1 + (p_i^I / P_i^D)^{k-1}} \quad (1)$$

①由于篇幅限制, DVAR 的数学表达式的具体推导过程备索。

由式(1)可知,企业DVAR在其他条件不变的情况下,由企业的成本加成率(mkp_{jt})决定,根据式(1)求 mkp_{jt} 的一阶导数得到:

$$\frac{\partial DVAR_{jt}}{\partial mkp_{jt}} = x^M \frac{1}{mkp_{jt}^2} \frac{1}{1 + (p_i^I / P_i^D)^{k-1}} \quad (2)$$

由式(2)可知,成本加成率(mkp_{jt})的提高能促进企业DVAR的提升。其背后的经济学机理是:企业成本加成率的提升,意味着企业扩大了总产出与总投入的比值,企业获利能力增强有助于提高企业利润率,最终引致企业DVAR的提高。

1. 成本加成(mkp_{jt})渠道

成本加成率这一概念来源于产业组织理论,被定义为企业定价与边际成本之比,既反映了企业的获利能力和市场势力,也代表了市场的竞争程度(De Loecker and Warzynski, 2012; De Loecker and Biesbrock, 2015^[27]; 祝树金和张鹏辉, 2016^[28])。从理论方面来看,成本加成率与市场竞争程度负相关(Atkeson and Burstein, 2008^[29]; Bernard et al., 2003^[30]; Epifani and Gancia, 2011^[31]),市场中企业数量影响着市场的竞争程度。学者用赫芬达尔指数和市场集中度来度量市场的竞争程度,也证实了市场竞争加剧对企业成本加成率产生负向影响(Tybout, 2003^[32]; Konings et al., 2005^[33]; Gorg and Warzynski, 2006^[34])。钱学锋等(2015)在M-O模型基础上,从比较静态的视角出发,将出口退税率添加到模型中,在开放经济条件下,考察了出口退税对企业成本加成率的影响。从理论上解释了出口退税政策通过促进竞争效应降低了企业进入不同市场的临界成本,进而降低了企业的成本加成率。盛丹和王永进(2012)指出中国出口企业成本加成率长期处于低水平状态,是由于长期的出口退税政策及出口行业过度竞争所致。由此可见,出口退税政策会引致出口市场竞争效应提升,在其他条件不变的情况下,会降低企业的成本加成率。

根据前文理论分析的结论 $\frac{\partial DVAR_{jt}}{\partial mkp_{jt}} > 0$,结合本节分析 $\frac{\partial mkp_{jt}}{\partial tax_{jt}} < 0$,可以进一步推导出 $\frac{\partial DVAR_{jt}}{\partial tax_{jt}} = \frac{\partial DVAR_{jt}}{\partial mkp_{jt}} \frac{\partial mkp_{jt}}{\partial tax_{jt}} < 0$,这表明出口退税通过成本加成渠道降低了企业的DVAR。

2. 一般贸易占比的调节效应

中国的出口退税政策在不同的贸易方式间存在差异化,针对一般贸易和加工贸易制定了不同的出口退税政策。具体来说,一般贸易实行“先征后退”的退税政策,而加工贸易实行“不征不退”的退税政策。加工贸易类的出口(无论是来料还是进料加工)因为在进口环节没有缴纳增值税,所以,一般而言,出口无须退税,或者仅仅针对国内小部分的中间投入要素退增值税,而一般贸易产品的生产多采用国内要素,因而增值税的退税也比较多,所以一般贸易享受的退税税率要高于加工贸易(范子英和田彬彬, 2014)^[35]。一方面,优惠的退税政策会促使一般贸易企业进一步扩大出口,出口占比上升;另一方面,可能引致一些企业为享受更优惠的退税政策而由加工贸易方式转向一般贸易方式出口,使一般贸易出口额占总出口

额的比重上升,加工贸易出口比重下降,而一般贸易占比上升会引致企业 DVAR 上升。究其原因,本文给出的解释是:第一,一般贸易主要是利用国内中间投入要素进行生产再出口,国内附加值含量高;第二,一般贸易的 DVAR 要远远高于加工贸易的 DVAR (张杰等,2013;高翔等,2018),一般贸易比重上升,加工贸易比重下降,总体来看一般贸易的增加必将提升整体的 DVAR。

(二) 研究假说

根据前文的机制分析可知,出口退税会抑制成本加成率 (mkp_{it}),降低企业的 DVAR,即成本加成效应。与此同时,出口退税会提高一般贸易在出口中的比重,促进 DVAR 的提升,即一般贸易占比的调节效应。结合中国企业出口国内附加值率不断攀升的客观事实 (张杰等,2013;Upward et al.,2013;Kee and Tang,2016),本文认为一般贸易占比的调节效应大于成本加成效应。据此本文提出如下研究假说。

假说 1:在其他条件不变的情况下,出口退税促进了企业 DVAR 的提升。

假说 2:出口退税主要通过成本加成效应和一般贸易占比的调节效应两个渠道影响企业的 DVAR,且一般贸易占比的调节效应大于成本加成效应。

二、计量模型、指标测度与数据处理

(一) 计量模型的设定

本文研究的核心在于考察出口退税对 DVAR 的影响。在借鉴现有文献的基础上,本文设定计量模型如下:

$$Dvar_{fit} = \alpha_0 + \alpha_1 tax_{fit} + \gamma X_{fit} + \beta_r + \beta_i + \beta_t + \varepsilon_{fit} \quad (3)$$

其中,下标 f 为企业, r 为地区, i 为 3 分位行业, t 为年份。 $Dvar_{fit}$ 为企业在不同年份的 DVAR,反映企业获得的真实贸易利得和出口竞争优势。 tax_{fit} 是本文的核心解释变量,表示企业层面出口退税率指标。 X_{fit} 为企业层面的控制变量,具体包括:企业规模 ($scale$),采用企业的销售额+1 取自然对数表示;企业年龄 (age) 用当年年份—开业年份+1 取自然对数表示; $state$ 为是否国有企业虚拟变量 (1 为国有企业,0 为非国有企业); fdi 为是否外资企业虚拟变量 (1 为外资企业,0 为非外资企业);全要素生产率 ($tflp$),采用 LP 法测算+1 取自然对数表示;融资约束 ($finance$),用应收账款与固定资产的比值+1 取自然对数。此外,考虑到回归模型中可能会因为遗漏解释变量而引致估计结果有偏,为降低有偏影响,本文在计量模型中控制了如下效应: β_r 为地区固定效应, β_i 为行业固定效应, β_t 为年份固定效应, ε_{fit} 为随机扰动项。

(二) 关键指标测算

1. DVAR 的测算

本文参照 Upward 等 (2013)、张杰等 (2013) 以及 Kee 和 Tang (2016) 的方法,利用中国工业企业和海关匹配数据,从微观层面来测算企业的 DVAR,具体测

算公式如下^①：

$$DVAR_{f_{it}}^C = \begin{cases} 1 - \frac{im_{f_{it}}^{adj-o- bec} + zbp_{f_{it}}^{adj} + im_{f_{it}}^f}{y_{f_{it}}}, & C = 1 \\ 1 - \frac{im_{f_{it}}^{adj-p} + zbp_{f_{it}}^{adj} + im_{f_{it}}^f}{y_{f_{it}}}, & C = 2 \\ \phi_1 \left(1 - \frac{im_{f_{it}}^{adj-o- bec} + zbp_{f_{it}}^{adj} + im_{f_{it}}^f}{y_{f_{it}}} \right) + \phi_2 \left(1 - \frac{im_{f_{it}}^{adj-p} + zbp_{f_{it}}^{adj} + im_{f_{it}}^f}{y_{f_{it}}} \right), & C = 3 \end{cases} \quad (4)$$

其中，1、2和3分别表示纯一般贸易企业、纯加工贸易企业和混合贸易企业， ϕ_1 和 ϕ_2 分别表示混合贸易企业中以一般贸易方式和加工贸易方式出口占总出口额的比重。 $im_{f_{it}}^{adj-o- bec}$ 表示一般贸易企业实际中间投入要素进口额， $im_{f_{it}}^{adj-p}$ 表示加工贸易企业实际中间品进口额， $zbp_{f_{it}}^{adj}$ 表示资本品以折旧方式转移到出口产品中的部分， $im_{f_{it}}^f$ 表示国内原材料中含有国外要素的部分， $y_{f_{it}}$ 表示企业的总产值，数据来自中国工业企业数据库。

2. 出口退税率 ($tax_{f_{it}}$)

国家税务总局发布的出口退税文库，出于对出口退税及时调整的需要，往往在同一年份相继发布不同版本的出口退税文库或对某些产品的出口退税率进行临时性调整，这就使部分产品的出口退税率在同一年份前后不一致。本文需要进行相应的调整，具体做法是根据出口退税率的实际执行天数进行加权，计算出各产品各年的出口退税率。与钱学锋等（2015）使用每年最后一版的出口退税率的做法相比，本文的处理更为细致，能够更准确地反映出口退税率的变化。本文按照如下步骤计算企业层面出口退税率：首先，将出口退税文库中10位HS编码的出口退税率统一为8位HS编码出口退税率，同时确保8位HS编码产品对应的出口退税率是唯一的；然后，将8位HS编码出口退税率与海关数据库进行匹配；最后，利用8位HS产品层面的出口额占该企业出口总额中的权重计算出企业层面的退税率。具体计算公式如下：

$$tax_{f_{it}} = \sum \frac{value_{hs8}}{value_{f_{it}}} \times tax_{hs8} \quad (5)$$

其中， $value_{hs8}$ 表示企业8位HS产品的出口额， $value_{f_{it}}$ 表示企业的总出口额， tax_{hs8} 表示8位HS产品的出口退税率。

（三）数据说明

本文研究主要涉及3套数据库：第一套是2000—2007年的中国工业企业数据库^②，来自国家统计局。本文参照Brandt（2012）^[36]、Cai和Liu（2009）^[37]以及聂

^①由于篇幅限制，DVAR测算的具体处理过程备索。

^②需要说明的是，DVAR的测算需要用到中间投入，而2007年以后的中国工业企业数据库没有统计中间投入这一指标，因此，本文企业层面实证研究的最新样本截至2007年。

辉华等 (2012)^[38]的做法对工业企业数据库进行处理；第二套数据为2000—2007年产品层面的海关数据库，来自中国海关总署，由于这两个数据库编码系统不同，无法用企业代码进行直接匹配，本文借鉴田巍和余森杰 (2013)^[39]的思路将两个数据库进行匹配，根据研究的需要借鉴 Feenstra 等 (2014)^[40]、Lu 和 Yu (2015)^[41]的方法对异常样本进行剔除；第三套数据为2000—2007年出口退税文库数据，来自国家税务总局，该数据库记录了10位HS编码产品的出口退税率。

三、实证检验结果及分析

(一) 基准估计结果

本文首先对式 (3) 进行估计，在进行估计的同时控制了年份、行业和地区固定效应。本文在检验过程中采用逐步添加控制变量的思路来检验回归结果的稳健性。表1中第 (1) 列仅考虑出口退税对企业 DVAR 的影响，检验结果显示出口退税的估计系数显著为正，初步表明出口退税对企业 DVAR 具有促进作用。第 (2) — (7) 列依次将企业层面控制变量加入回归方程中，回归系数仍然显著为正，表明在控制企业层面变量后，出口退税对企业 DVAR 的正向作用依然稳健。控制变量的检验结果与大多数关于 DVAR 的研究基本一致。企业规模显著为负，意味着规模越大的企业其 DVAR 越低。企业年龄系数显著为正，这意味着成立时间越早的企业，其 DVAR 越高，可能的解释是企业的存续时间越长，企业的管理水平和生产技术愈发成熟，进而转化成企业在出口市场的竞争优势。国有企业虚拟变量系数显著为正，说明国有企业对企业 DVAR 具有促进作用。外资企业虚拟变量系数显著为负，说明外资企业对企业 DVAR 具有显著的抑制作用，可能的解释是外资企业更多地是从事加工贸易 (高翔等, 2018)，主要依赖于进口国外中间投入要素进行

表1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>tax</i>	0.0004*** (5.42)	0.0003*** (4.33)	0.0003*** (4.31)	0.0003*** (4.43)	0.0003*** (4.42)	0.0004*** (4.74)	0.0003*** (4.67)
<i>scale</i>		-0.0086*** (-40.93)	-0.0094*** (-44.13)	-0.0096*** (-44.86)	-0.0086*** (-40.35)	-0.0219*** (-68.64)	-0.0220*** (-68.75)
<i>age</i>			0.0088*** (20.02)	0.0072*** (16.09)	0.0044*** (10.04)	0.0051*** (11.56)	0.0051*** (11.55)
<i>state</i>				0.0326*** (20.55)	0.0269*** (17.11)	0.0294*** (18.92)	0.0293*** (18.80)
<i>fdi</i>					-0.0345*** (-60.69)	-0.0348*** (-61.89)	-0.0348*** (-61.87)
<i>tfplp</i>						0.1492*** (55.55)	0.1500*** (55.76)
<i>finance</i>							-0.0101*** (-5.04)
<i>cons</i>	0.6051*** (786.91)	0.6976*** (292.16)	0.6876*** (282.15)	0.6917*** (283.26)	0.6972*** (288.63)	0.5329*** (140.07)	0.5333*** (140.16)
N	158 205	158 205	158 205	158 205	158 205	158 205	158 205
<i>j. R-sq</i>	0.209	0.217	0.219	0.221	0.239	0.253	0.254

注：***表示1%的显著性；括号内为t值；所有回归都控制了年份、行业和地区效应。

组装、装配再出口，因而降低了企业的 DVAR。全要素生产率为正，且通过了 1% 的显著性检验，意味着生产率越高的企业 DVAR 也越高，原因是生产率较高的企业具有较高的成本加成率，成本加成率提升能够提高企业的 DVAR。融资约束显著为负，表明融资约束会制约企业 DVAR 的提升。

(二) 内生性检验

1. 处理潜在的样本选择性偏误

本文研究的是出口退税对 DVAR 的影响，由于工业企业数据库和海关数据库在统计企业时采用不同的规模标准，这就引致在将两个数据库匹配时，被迫剔除了规模小的出口企业样本，同时也剔除了指标缺失或者匹配不上的出口企业，这些会引致潜在的样本选择性偏误。为此，本文采用 Heckman (1979)^[42] 的两阶段法进行内生性检验，以克服样本选择性偏误问题，从而得到一致估计。具体分为两步：第一步为选择方程，采用 Probit 进行估计，从估计中获得逆米尔斯比率 (*nivmillss*)；第二步将逆米尔斯比率加入基准回归方程中分析 DVAR 的决定因素。根据已有的相关研究，匹配上的出口企业的选择模型设置如下：

$$Probit(\text{export}_{fit} = 1) = \alpha_0 + \gamma X_{fit} + \beta_r + \beta_i + \beta_t + \varepsilon_{fit} \quad (6)$$

其中， export_{fit} 表示企业是否为匹配上的出口企业的虚拟变量（1 为匹配上的出口企业、0 为未匹配上的出口企业），其他变量含义与前文基准模型一致。表 2 第 (1) 列和第 (2) 列列示了 Heckman 两步法的回归结果。发现在控制了潜在的样本偏误问题后，核心解释变量仍通过了显著性检验，本文核心结论依然成立。此外，本文发现逆米尔斯比率通过了 1% 的显著性检验，说明本文的基准回归分析存在样本选择性偏误，表明采取 Heckman 两阶段法控制样本选择性偏误是合理的。

2. 处理逆向因果和遗漏变量

在回归模型中被解释变量与核心解释变量可能存在因逆向因果引致的内生性问题。此外，本文不可避免地遗漏了一些非观测因素，这些非观测因素可能会同时影响出口退税率和企业的 DVAR，引致基准回归结果有偏。本文选择核心解释变量的工具变量来解决逆向因果和遗漏变量引致的内生性。构造合适的工具变量必须满足两个条件，既要与内生变量（出口退税率）相关，还必须与被解释变量（DVAR）不相关 (Angrist and Pischke, 2009)^[43]。本文借鉴钱学锋等 (2015) 的思路，选择核心解释变量出口退税率的滞后 1 期和滞后 2 期作为企业出口退税率的工具变量。这样选取具有其合理性，企业出口退税率的滞后项与企业出口退税率具有高度的相关性，同时又与企业层面的因素不相关，这恰好满足了工具变量的选择条件。表 2 第 (3) — (5) 列是基于工具变量的二阶段最小二乘法 (2SLS) 的检验结果，显示不管是滞后 1 期还是滞后 2 期作为工具变量，出口退税率的估计系数都显著为正。此外，本文还借鉴其他文献的做法，选择用核心解释变量的滞后 1 期和所有控制变量取滞后 1 期作为工具变量进行检验，检验结果同样显示，出口退税与 DVAR 正相关，且通过了 1% 的显著性检验。为确保工具变量的有效性，本文采用 Kleibergen 和 Paap (2006)^[44] 的方法对工具变量进行了多种检验，检验结果表明：KP-LM 统计量检验结果表明拒绝了“工具变量识别不足”的原假设，且通过了

1%的显著性检验；Wald rk F 统计量也拒绝了“工具变量是弱识别”的原假设，同时也通过了 1%的显著性检验。上述检验结果表明，本文选取的工具变量具有其合理性，以此为基础进行的二阶段最小二乘法（2SLS）估计结果是可信的。

表 2 内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Heckman 两阶段法		两阶段最小二乘法 (2SLS)		
	Probit		滞后 1 期	滞后 2 期	全滞后 1 期
<i>tax</i>	0.5230*** (202.85)	0.0001 (0.74)	0.0004*** (3.20)	0.0005*** (2.85)	0.0004*** (3.27)
<i>niumillsss</i>		-0.0032*** (-3.13)			
<i>KP-LM</i>			53 875.67 [0.0000]	23 495.20 [0.0000]	53 879.66 [0.0000]
<i>Wald rk F</i>			1.5e+05 [0.0000]	41 185.11 [0.0000]	1.5e+05 [0.0000]
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes
N	224 527	158 187	85 232	54 054	85 232
j. R-sq	0.652	0.254	0.051	0.048	0.040

注：同表 1。

(三) 异质性影响分析

本文将从所有制、贸易方式和区域三个不同的维度进一步检验出口退税对企业 DVAR 的异质性影响。

1. 企业贸易方式异质性分析

中国对外贸易的一个显著特征是对不同的贸易方式制定了不同的出口退税政策，因此，有必要考察不同贸易方式下出口退税对 DVAR 的影响。本文借鉴 Kee 和 Tang (2016) 的做法，将加工贸易出口额与总出口额的比值为 1 的企业定义为纯加工贸易企业；将加工贸易出口额与总出口额的比值为 0 的企业定义为纯一般贸易企业，将加工贸易出口额与总出口额的比值介于 0~1 之间的企业定义为混合贸易企业。检验结果汇报于表 3 第 (1) — (3) 列，结果显示纯一般贸易企业和混合贸易企业都显著为正，而纯加工贸易企业显著为负，从估计的系数值来看，出口退税对纯一般贸易企业的促进作用最强，混合贸易次之，纯加工贸易企业最弱。可能的解释是一般贸易产品的生产多采用国内要素，因而增值税的退税也比较多，而加工贸易类的出口（无论是来料还是进料加工）因为在进口环节没有缴纳增值税，所以，一般而言，出口无须退税，或者仅仅针对国内小部分的中间投入要素退增值税，所以一般贸易享受的退税税率要高于加工贸易（范子英和田彬彬，2014）。

2. 企业所有制分析

考虑中国的现实背景，不同所有制企业享受不同的出口退税待遇，必然会引致

出口退税率对不同所有制企业的影响有所差异。为此,本文借鉴 Lu 和 Yu (2015) 的做法,根据实收资本占比大小,将样本划分为外资企业和本土企业分别进行回归,具体检验结果列示于表 3 第 (4) 列和第 (5) 列,检验结果显示出口退税对本土企业 DVAR 的促进作用要大于外资企业。原因可能是,本土企业大多从事一般贸易,外资企业主要从事加工贸易,所以本土企业受出口退税的影响要大于外资企业。

3. 不同地区分析

考虑到中国的经济发展水平存在典型的地区发展不平衡的特征,出口退税政策会对不同经济发展水平地区企业的 DVAR 产生异质性影响。本文根据经济发展程度将样本划分为东部地区和中西部地区,来考察出口退税政策对 DVAR 影响的地区差异,在基准模型的基础上分样本进行回归,结果列示于表 3 第 (6) 列和第 (7) 列,回归结果显示,东部地区显著为正,中西部地区为正但不显著,表明出口退税对东部地区的促进作用大于中西部地区。

表 3 分样本回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	纯加工	纯一般	混合	本土	外资	东部	中西部
<i>tax</i>	-0.0005 ** (-2.44)	0.00034 *** (7.97)	0.00030 *** (2.78)	0.0004 *** (3.66)	0.0000 (-0.10)	0.0004 *** (4.81)	0.0000 (0.00)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>cons</i>	0.2482 *** (24.78)	0.6637 *** (300.23)	0.4958 *** (90.50)	0.4801 *** (83.40)	0.6256 *** (184.74)	0.5252 *** (128.04)	0.6010 *** (65.57)
N	43 553	70 710	43 899	93 003	65 196	142 332	15 849
j. R-sq	0.131	0.132	0.127	0.220	0.134	0.252	0.248

注:**、*** 分别表示 5%、1% 的显著性。

(四) 稳健性检验

1. 不同情形下的 DVAR 衡量

在基准回归中,本文是假定国内要素投入含有 5% 的国外份额测算出被解释变量 DVAR。根据 Koopman (2012) 的研究,中国企业使用的国内中间投入要素中外国要素份额所占的比重大约在 5%~10% 之间。出于稳健性考虑,本文将国内投入要素中含有国外要素的比重设定为 10%,重新估算企业的 DVAR (*dvar10*),列于表 4 的第 (1) 列。此外,在第 (2) 列中,本文剔除资本品转化的影响,测算得到企业 DVAR (*dvar20*)。本文在基准回归中出于平稳性的考虑对 DVAR 做了取对数处理,出于稳健性考虑,用原始测算值进行分析,结果列于第 (3) 列。综上回归结果表明核心解释变量和其他控制变量的系数符号和显著性均未发生改变,说明出口退税对企业 DVAR 具有显著促进作用的结论不因被解释变量衡量方法不同而有所差异。

2. 出口退税率的其他衡量指标

本文的核心解释变量是出口退税率，前文的基准检验分析中，本文采用加权的方式计算企业层面的出口退税率，出于稳健性考虑，这里采用算数平均值方法计算企业层面的出口退税率，结果列于表4的第(4)列。此外，本文还计算了4分位行业层面的出口退税率用来进行稳健性检验，检验结果列于表4的第(5)列。替换核心解释变量的检验结果都显示出口退税与企业DVAR存在正相关关系，且通过了1%的显著性检验。综上分析，本文的核心结论不因核心解释变量的测算方法不同而改变。

表4 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	不同情形下的DVAR衡量			替换核心解释变量	
	<i>dvar10</i>	<i>dvar20</i>	<i>dvar</i>	平均退税率	行业退税率
<i>tax</i>	0.0006*** (4.69)	0.0005*** (4.27)	0.0006*** (4.54)	0.0002* (1.82)	0.0019*** (6.12)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes
<i>cons</i>	0.6567*** (109.64)	0.7343*** (119.87)	0.7324*** (118.50)	0.5352*** (139.05)	0.5193*** (110.16)
N	158 205	158 205	158 205	158 205	158 205
j. R-sq	0.273	0.267	0.268	0.254	0.254

注：*、*** 分别表示10%、1%的显著性。

四、出口退税如何影响企业DVAR：影响渠道检验

(一) 中介效应模型的构建

由基准回归分析可知，出口退税对企业DVAR具有显著的促进作用，但是出口退税到底是通过何种内在机制来促进企业DVAR的呢，对内在机制的分析有助于深入了解企业DVAR与出口退税的内在联系。为此，本文构建中介效应模型来分析出口退税到底是通过何种途径来影响企业DVAR的。根据本文第一部分的影响机制分析，选取企业成本加成率(*mkip_{fit}*)和一般贸易占比(*share_{fit}*)作为中介变量，借鉴已有文献的做法，本文构建如下中介效应模型对影响渠道进行实证检验：

$$Dvar_{fit} = \alpha_0 + \alpha_1 tax_{fit} + \gamma X_{fit} + \beta_r + \beta_i + \beta_t + \varepsilon_{fit} \quad (7)$$

$$share_{fit} = b_0 + b_1 tax_{fit} + \gamma X_{fit} + \beta_r + \beta_i + \beta_t + \varepsilon_{fit} \quad (8)$$

$$mkp_{fit} = c_0 + c_1 tax_{fit} + \gamma X_{fit} + \beta_r + \beta_i + \beta_t + \varepsilon_{fit} \quad (9)$$

$$Dvar_{fit} = d_0 + d_1 tax_{fit} + d_2 share_{fit} + d_3 mkp_{fit} + \gamma X_{fit} + \beta_r + \beta_i + \beta_t + \varepsilon_{fit} \quad (10)$$

与基准模型一致,式(7) — (10)中, f 表示企业, r 表示地区, i 表示3分位行业, t 表示年份。 $share_{fit}$ 表示一般贸易出口额占总出口额的比重; mkp_{fit} 表示企业成本加成率。关于成本加成率的测算,目前主要有会计法和生产函数法(钱学锋和范冬梅,2015)^[45],会计法相比于生产函数法能够提供更多有用的信息(Martin,2002)^[46],且用会计法计算成本加成率不受外部冲击和经济周期变动的影响(盛丹和王永进,2012),测算所用指标可以直接从工业企业数据库获得,因此本文用会计法测算企业的成本加成率。借鉴Domowitz和Petersen(1998)^[47]的做法,企业边际成本与产品价格的关系如下:

$$\left(\frac{p-c}{p}\right)_{fit} = 1 - \frac{1}{mkp_{fit}} = \left(\frac{va-pr}{va-ncm}\right)_i \quad (11)$$

其中, p 表示企业产品单位价格, c 表示企业的边际成本, va 为企业的工业增加值, pr 表示企业支付的工资总额, ncm 表示企业的净中间投入要素。

(二) 中介效应模型检验结果

表5汇报了出口退税对DVAR的作用机制检验结果。第(1)列和第(3)列分别是以成本加成率(mkp_{fit})和一般贸易出口额占总出口额的比重($share_{fit}$)为被解释变量的回归估计,分别对应式(9)和式(8)的估计结果。从第(1)列的检验结果可知,出口退税的估计系数显著为负,表明出口退税对企业的成本加成率具有显著的抑制作用。原因是出口退税率提高促使出口市场的竞争效应增强,进而降低了企业进入不同市场的临界成本,从而降低了企业的成本加成率。表5第(2)列的检验结果显示,中介变量(mkp_{fit})的估计系数显著为正,表明企业成本加成率提高对企业的DVAR具有显著的促进作用。从第(3)列的估计结果可知,出口退税的估计系数为正,且通过了1%的显著性检验,说明出口退税率提升促进了一般贸易出口占总出口的比重。中国的出口退税政策在不同的贸易方式间存在差异化,一般贸易享受的出口退税税率要高于加工贸易(范子英和田彬彬,2014)。这就可能使部分企业为了享受更优惠的退税政策而由加工贸易转向一般贸易;优惠的退税政策还会促使一般贸易企业进一步扩大出口,双重作用使一般贸易出口额在总出口额中的比重上升。第(4)列的检验结果显示,中介变量($share_{fit}$)估计系数显著为正,表明一般贸易占比上升会提高企业的DVAR,一般贸易主要是利用国内要素生产产品进行出口,因此国内附加值含量高。

此外,值得注意的是,在分别加入中介变量 mkp_{fit} 和 $share_{fit}$ 之后与基准回归相比,出口退税的估计系数数值分别出现上升或下降,且都显著,初步说明出口退税是通过成本加成率和一般贸易占比两个可能渠道影响DVAR的。同时将两个中介变量放入回归方程进行估计,回归结果表明,核心解释变量出口退税的估计系数显著为正,数值大小也出现了下降,这表明成本加成率下降和一般贸易占比上升是出口退税促进企业DVAR提升的两个渠道。同时,也初步表明了成本加成效应和一般贸易占比调节效应的存在。出于严谨考虑,本文还借鉴Sobel(1987)^[48]的方法,分别检验两种中介变量路径上的回归系数的乘积项是否显著,即检验 $H_0: b_1 d_2 = 0$ 和 $c_1 d_3 = 0$,如果 H_0 拒绝,说明中介效应通过显著性检验。借鉴Sobel(1987)的

方法计算 $b_1 d_2$ 和 $c_1 d_3$ 两个乘积项的标准差: $S_{b_1 d_2} = \sqrt{b_1^2 s_{d_2}^2 + d_1^2 s_{d_1}^2}$, $S_{c_1 d_3} = \sqrt{c_1^2 s_{d_3}^2 + d_3^2 s_{c_1}^2}$, 其中, S 为对应估计系数的标准差。根据表 5 的回归结果, 本文很容易计算出 $b_1 d_2$ 和 $c_1 d_3$ 的标准差分别为 0.000032 和 0.0000008, 进一步, 根据公式 $Z_{b_1 d_2} = b_1 d_2 / S_{b_1 d_2}$ 和 $Z_{c_1 d_3} = c_1 d_3 / S_{c_1 d_3}$ 计算得到 $Z_{b_1 d_2} = 2.69$ 和 $Z_{c_1 d_3} = -2.40$, 均在 1% 的水平上显著。这就进一步表明一般贸易占比调节效应和成本加成效应是出口退税影响企业 DVAR 的两个渠道。

为了确定一般贸易占比调节效应和成本加成效应在影响过程中到底哪个占据主导地位, 本文借鉴温忠麟等 (2004)^[49] 的方法, 分别计算了两种中介效应在总效应中所占份额, 具体计算公式为 $Effect_{mkp} = c_1 d_3 / d_1$ 和 $Effect_{share} = b_1 d_2 / d_1$, 根据表 5 的回归结果, 分别计算得到成本加成效应为 -0.08, 一般贸易占比调节效应为 0.41, 两种中介效应不管是在相对大小和作用方向上, 都验证了本文的核心结论: 一是出口退税引致一般贸易占比上升, 促进了企业 DVAR 的提升, 即所谓的一般贸易占比调节效应; 二是出口退税抑制了企业成本加成率, 进而降低了企业 DVAR, 即所谓的成本加成效应, 但是一般贸易占比调节效应带来的促进作用远远大于成本加成效应的抑制作用, 由此本文的假说 2 得到验证。

表 5 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>mkp</i>	<i>DVAR</i>	<i>share</i>	<i>DVAR</i>	<i>DVAR</i>	<i>DVAR</i>
<i>tax</i>	-0.0018** (-2.40)	0.0004*** (4.71)	0.0034*** (2.68)	0.0002*** (3.64)	0.0003*** (4.67)	0.0002*** (3.67)
<i>mkp</i>		0.0014*** (5.55)				0.0010*** (5.87)
<i>share</i>				0.0250*** (200.92)		0.0250*** (200.91)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>cons</i>	-1.4344*** (-37.65)	0.5353*** (140.07)	1.4758*** (22.65)	0.5780*** (196.62)	0.5333*** (140.16)	0.5796*** (196.32)
N	158 205	158 205	131 710	131 710	158 205	131 710
j. R-sq	0.061	0.254	0.237	0.399	0.254	0.399

注: 同表 3。

五、结论和政策建议

本文利用 2000—2007 年中国工业企业数据库、海关数据库以及出口退税文库的匹配数据, 研究出口退税政策对企业 DVAR 的影响效应。研究结果表明: 出口退税总体上促进了企业 DVAR 的提升, 在被解释变量和核心解释变量用不同衡量方式检验以及考虑内生性问题后, 本文的核心结论依然稳健。从不同贸易方式来

看,出口退税对纯一般贸易企业的DVAR促进作用最强,混合贸易企业次之,纯加工贸易企业最弱;从不同所有制来看,出口退税对本土企业DVAR的促进作用要强于外资企业;从经济发展水平来看,出口退税对东部地区企业DVAR的促进作用要强于中西部地区企业。影响机制检验表明,出口退税不仅通过一般贸易占比上升促进了DVAR的提升,即所谓的一般贸易占比调节效应,还通过抑制企业成本加成率这一渠道对企业DVAR产生抑制作用,即所谓的成本加成效应。但是一般贸易占比调节效应的促进作用大于成本加成效应的抑制作用,这就从出口退税的视角解释了中国企业DVAR逐年提升的事实与机制,总之,出口退税显著促进了企业的DVAR提升。

本文的研究结论表明,出口退税政策不仅在促进中国出口“量”的增长上起到了至关重要的作用,而且对企业出口盈利能力也产生了积极影响,继续实施出口退税政策是提高中国企业出口盈利能力的渠道之一。在当前中国出口贸易增长速度放缓、国家间贸易保护主义抬头的背景下,适当地由追求出口规模的扩张转向出口盈利能力的提升,是未来贸易政策调整的一个重要方向。由影响渠道可知,一般贸易占比上升是DVAR提升的主导力量。鉴于此,出台鼓励发展一般贸易的政策是未来贸易政策调整的一个重要方向。

[参考文献]

- [1] PANAGARIYA A. Input Tariffs, Duty Draw Backs, and Tariff Reforms [J]. *Journal of International Economics*, 1992, 1 (2): 131-147.
- [2] CHAO C C, CHOU W L, YU E S H. Export Duty Rebates and Export Performance: Theory and China's Experience [J]. *Journal of Comparative Economic*, 2001, 29 (2): 314-326.
- [3] CHAO C C, YU E S H, YU W. China's Import Duty Drawback and VAT Rebate Policies: A General Equilibrium Analysis [J]. *China Economic Review*, 2006, 17 (4): 432-448.
- [4] CHEN C H, MAI C C, YU H C. The Effect of Export Tax Rebates on Export Performance: Theory and Evidence from China [J]. *China Economic Review*, 2006, 17 (2): 226-235.
- [5] 陈平,黄健梅.我国出口退税效应分析:理论与实证[J].*管理世界*,2003(12):25-31.
- [6] 王孝松,谢申祥.中国出口退税政策的决策和形成机制——基于产品层面的政治经济学分析[J].*经济研究*,2010,45(10):101-114.
- [7] 白重恩,王鑫,钟笑寒.出口退税政策调整对中国出口影响的实证分析[J].*经济学(季刊)*,2011,10(3):799-820.
- [8] DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and Firm-Level Export Status [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (6): 2437-2471.
- [9] 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[J].*管理世界*,2012(5):8-23.
- [10] 钱学锋,潘莹,毛海涛.出口退税、企业成本加成与资源误置[J].*世界经济*,2015,38(8):80-106.
- [11] 许家云,毛其淋,杨慧.出口退税率差异化的资源误置效应:基于中国制造业生产率动态分解的视角[J].*统计研究*,2017,34(6):27-37.
- [12] JOHNSON R C, NOGUERA G. Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added [J]. *Journal of International Economics*, 2012, 86 (1): 224-236.
- [13] KOOPMAN R, WANG Z, WEI S J. Estimating Domestic Content in Exports When Processing Trade Is Pervasive [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 99 (5): 178-189.

- [14] FEENSTRA R C, HANSON G H. Foreign Direct Investment and Relative Wage: Evidence from Mexico's Maquiladoras [J]. *Journal of International Economics*, 1997, 42 (12): 371-393.
- [15] GROSSMAN G M, ROSSI-HANSBERG E. Trading Tasks: A Simple Theory of Offshoring [J]. *The American Economic Review*, 2008, 98 (6): 1978-1997.
- [16] GROSSMAN G M, ROSSI-HANSBERG E. Task Trade between Similar Countries [J]. *Econometrica*, 2012, 80 (10): 593-629.
- [17] HUMMELS D, ISHII J, YI K M. The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2001, 54 (1): 75-96.
- [18] UPWARD R, WANG Z, ZHENG J. Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports [R]. NBER Working Paper, 2012.
- [19] 张杰, 陈志远, 刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制 [J]. *经济研究*, 2013 (10): 124-137.
- [20] Kee H L, TANG H. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China [R]. World Bank Working Paper, 2013.
- [21] KEE H L, TANG H. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China [J]. *American Economic Review*, 2016, 106 (6): 1402-1436.
- [22] 余森杰, 崔晓敏. 人民币汇率和加工出口的国内附加值: 理论及实证研究 [J]. *经济学 (季刊)*, 2018 (3): 1207-1234.
- [23] 毛其淋, 许家云. 外资进入如何影响了本土企业出口国内附加值 [J]. *经济学 (季刊)*, 2018 (4): 1453-1488.
- [24] 李胜旗, 毛其淋. 制造业上游垄断与企业出口国内附加值——来自中国的经验证据 [J]. *中国工业经济*, 2017 (3): 101-119.
- [25] 余森杰, 崔晓敏, 袁东. 最低工资和出口国内附加值——来自中国企业层面证据 [J]. *世界经济*, 2018 (12): 49-72.
- [26] 高翔, 刘啟仁, 黄建忠. 要素市场扭曲与中国企业 DVAR: 事实与机制 [J]. *世界经济*, 2018 (10): 26-50.
- [27] DE LOECKER J, BIESEBROECK J V. Effect of International Competition on Firm Productivity and Market Power [R]. NBER Working Paper, 2015.
- [28] 祝树金, 张鹏辉. 出口企业是否有更高的价格加成: 中国制造业的证据 [J]. *世界经济*, 2015 (4): 3-24.
- [29] ATKESON S, BURSTEIN A. Pricing-to-Market, Trade Costs, and International Relative Prices [J]. *American Economic Review*, 2008, 102 (2): 94-130.
- [30] BERNARD A B, EATON B, JENSON J, KORTM S. Plants and Productivity in International Trade [J]. *American Economic Review*, 2003, 93 (4): 1268-1290.
- [31] EPIFANI P, GANCIA G. Trade, Markup Heterogeneity, and Misallocation [J]. *Journal of International Economics*, 2011, 83 (1): 1-13.
- [32] TYBOUT J R. Plant and Firm-Level Evidence on New Trade Theories [J]. *Handbook of International Trade*, 2003, 88 (1): 388-415.
- [33] KONINGS J, VANDENBUSSCHE H. Antidumping Protection and Markups of Domestic Firm [J]. *Journal of International Economics*, 2005, 65 (1): 151-165.
- [34] GORG H, WARZYNSKI F. The Dynamics of Price Cost Margins: Evidence from UK Manufacturing [J]. *Revue De IOFCE*, 2006, 5 (1): 303-318.
- [35] 范子英, 田彬彬. 出口退税政策与中国加工贸易的发展 [J]. *世界经济*, 2014, 37 (4): 49-68.
- [36] BRANDT L, VAN BIESEBOECK 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.
- [37] CAI H, LIU Q. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firm [J]. *Eco-*

- conomic Journal, 2009, 199 (537): 764-795.
- [38] 聂辉华, 江艇, 杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题 [J]. 世界经济, 2012 (5): 142-158.
- [39] 田巍, 余淼杰. 企业出口强度与进口中间投入要素贸易自由化: 来自中国企业的实证研究 [J]. 管理世界, 2013 (1): 28-44.
- [40] FEENSTRA R C, LI Z Y, YU M J. Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China [J]. Review of Economics and Statistics, 2014, 96 (4): 729-744.
- [41] LU Y, YU L H. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2015, 7 (4): 221-253.
- [42] HECKMAN J J. Sample Selection Bias as a Specification Error [J]. Econometrica, 1979, 47 (1): 153-161
- [43] ANGRIST J D, PISCHKE J. Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion [M]. New Jersey: Princeton University Press, 2009.
- [44] KLEIBERGEN F R, PAAP R. Generalized Reduced Rank Tests Using the Singular Value Decomposition [J]. Journal of Econometrics, 2006, 133 (1): 97-126.
- [45] 钱学锋, 范冬梅. 国际贸易与企业成本加成: 一个文献综述 [J]. 经济研究, 2015 (2): 172-185.
- [46] MARTIN S. Advanced Industrial Economics [M]. Oxford, UK: Blackwell Publisher, 2002.
- [47] DOMOWITZ I, HUBBARD R G, PETERSEN B C. Market Structure and Cyclical Fluctuations in US Manufacturing [J]. The Review of Economics and Statistics, 1988, 7 (12): 55-66.
- [48] SOBEL M. Direct and Indirect Effect in Linear Structural Equation Models [J]. Sociological Methods Research, 1987, 16 (1): 155-176.
- [49] 温忠麟, 侯杰泰. 隐变量交互效应分析方法的比较与评价 [J]. 数理统计与管理, 2004 (3): 37-42.

(责任编辑 王 瀛)

Export VAT Rebate and Domestic Value Added Ratio of Export: Facts and Mechanisms

LIU Xinheng

Abstract: This paper used China Industry Business Performance Data and China Customs Data to calculate Chinese firms' export domestic value added ratio (DVAR) from 2000 to 2007, and investigated the impacts of the export VAT rebate. The results which have obvious heterogeneity of firms' characteristics robustly show that the export VAT rebate significantly increases Chinese firms' export DVAR. In addition, the "adjustment effect of general trade ratio" which increases Chinese firms' export DVAR caused by export VAT rebate makes a larger adverse impact than "markup effect". It explains the facts and mechanisms of Chinese firms' export DVAR upgrading from the perspective of export VAT rebate.

Keywords: Export VAT Rebate; DVAR; Trade Policy; Mediation Effect Model