

政府补贴是否影响了企业全球价值链升级? ——基于出口国内附加值的视角

许家云¹, 徐莹莹²

(1. 南开大学 APEC 研究院, 天津 300071; 2. 南开大学 经济学院, 天津 300071)

摘要: 在全球分工生产的背景下, 文章以出口国内附加值为切入点, 就政府补贴对制造业企业全球价值链升级的影响效应和作用机理进行系统考察。结果发现, 政府补贴显著提高了企业出口的国内附加值率(DVAR)。异质性分析表明, 与混合型贸易企业和纯加工贸易企业相比, 政府补贴对纯一般贸易企业出口 DVAR 的积极影响最大; 且政府补贴促进了民营企业出口 DVAR 的提升, 但是对国有企业和外资企业出口 DVAR 的影响并不显著。机制检验表明, 创新激励效应是政府补贴影响企业出口 DVAR 的重要渠道。最后, 行业出口 DVAR 的动态分解结果显示, 资源再配置效应对行业出口 DVAR 提高的贡献度高达 51%, 说明其在政府补贴促进行业出口 DVAR 提高中发挥了重要作用。文章对于准确评估政府补贴的经济绩效, 以及在全球价值链分工体系下如何提高企业出口竞争力具有一定的政策参考价值。

关键词: 政府补贴; 出口国内附加值; 中介效应; 资源配置

中图分类号: F740 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2019)09-0017-13

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2019.09.002

一、引言

改革开放以来, 在出口导向的贸易战略背景下, 我国鼓励企业采用国外核心技术设备以提升出口产品品质, 从而使产品满足国际出口市场的要求。在上述政策的引导下, 中国中间产品进口的规模不断扩大, 中间产品进口占全部进口的比重由 1995 年的 67.6% 上升到 2013 年的 78.6%, 并且中间品采购不断向全球供应链的上游延伸。在中间品进口的带动下, 中国的出口贸易规模得到迅速扩张, 货物出口贸易额年均增长超过 20%, 并在 2009 年超越德国成为世界第一大货物贸易出口国。伴随着中间品进口规模的扩大, 中国制造业企业迅速融入全球生产分工体系, 成为“世界制造工厂”。庞大的出口贸易体量反映了我国制造业的巨大生产规模和制造业企业的迅速成长, 但是在全球价值链分工中, 中国通过进口大量的原材料和中间品获得的出口增长中内含了大量的国外价值, 贸易规模的扩张已经不能反映中国出口贸易的利得和出口竞争力的强弱。当前形势下, 出口国内附加值成为我们准确理解企业在全价值链中分工地位和出口竞争力的新标准(Koopman 等, 2012; 盛斌和陈帅, 2015; 蒋庚华和陈海英, 2018)。

当前, 关于出口国内附加值的相关研究已经从测算方法的改进(Koopman 等, 2012; Dean 等,

收稿日期: 2018-09-25

基金项目: 国家自然科学基金项目(71773055); 国家社科基金重大项目(18ZDA078); 中央高校基本科研业务费专项资金(63192144, 63192705)

作者简介: 许家云(1987-), 女, 山东日照人, 南开大学 APEC 研究院助理研究员;
徐莹莹(1991-), 女, 山东潍坊人, 南开大学经济学院博士研究生。

2011; Upward 等, 2013; Kee 和 Tang, 2016), 逐步发展为对其影响因素的量化考察。已有大量学者分别从外商直接投资(张杰等, 2013; 张鹏杨和唐宜红, 2018)、要素市场扭曲(高翔等, 2018)、汇率变动(张文磊和陈琪, 2010; 余森杰和崔晓敏, 2018)、服务业开放(马弘和李小帆, 2018)以及国家内部的行业市场结构(李胜旗和毛其淋, 2017)等视角全面考察了出口国内附加值的影响因素, 但是却少有文献关注政府补贴在出口国内附加值中的作用。

据中国工业企业数据统计, 2013 年获得政府补贴的企业数是 1998 年的 5.3 倍, 而 2013 年工业企业获得补贴的额度是 1998 年的 5.5 倍, 政府补贴在引导产业发展和企业竞争力升级中发挥了举足轻重的作用。目前, 我国正处于产业转型升级和全球竞争激烈的重要历史时刻, 面对新形势, 如何发挥政府补贴在提高中国制造业企业出口竞争力中的作用成为需要我们研究的重要课题。近年来, 我国制造业在全球价值链中的地位有所攀升, 中国制造业企业出口国内附加值在 2000—2006 年期间的上升幅度超过 10%(Kee 和 Tang, 2013; 吕越等, 2018)。那么, 政府补贴对企业的出口 *DVAR* 到底产生了怎样的影响? 其背后的作用机制如何?

本文致力于考察政府补贴对中国制造业企业出口 *DVAR* 的微观影响及其作用机制。研究发现, 政府补贴有利于提高企业的出口 *DVAR*, 与没有获得补贴的企业相比, 获得补贴的企业出口 *DVAR* 增长了 20%, 并且创新激励效应在其中发挥了重要作用; 政府补贴对企业出口 *DVAR* 的影响因企业贸易方式和所有制的不同而存在显著差异; 此外, 在政府补贴作用于行业出口 *DVAR* 的过程中, 资源再配置效应发挥了重要作用。

在已有研究的基础上, 本文可能的拓展主要体现为: 其一, 本文从贸易方式和企业类型的角度进行分类研究, 有助于我们进一步了解政府补贴对企业出口 *DVAR* 的差异性影响。其二, 通过构建中介效应模型深入检验了政府补贴通过创新激励效应对企业出口 *DVAR* 的影响, 这有利于增强我们关于政府补贴政策影响企业出口 *DVAR* 作用机理的认识。其三, 通过对行业出口 *DVAR* 进行动态分解, 我们从中观行业层面考察了行业出口 *DVAR* 的贡献来源及资源再配置效应在其中的作用, 进而为我国在全球价值链背景下提高企业出口竞争力提供了有益的启示。

二、理论分析与研究假说

本文的研究是建立在一系列研究的基础之上的。第一类文献是关于出口国内附加值的相关研究, 第二类文献主要考察政府补贴对企业出口或竞争力的影响。在已有文献中, 尽管已有不少学者围绕政府补贴与企业出口之间的关系进行了系统分析, 但仍然少有文献从企业出口 *DVAR* 的角度来考察政府补贴的作用效果。蔡承彬(2018)较早将政府补贴引入企业出口国内附加值的分析框架, 发现政府补贴有利于提高企业的出口国内附加值; 但是, 该文献并没有考察政府补贴影响企业出口 *DVAR* 的具体作用机制, 同时也没有考虑样本选择偏误可能对估计结果的干扰。

通过对已有文献的梳理和总结, 我们将政府补贴对企业出口 *DVAR* 的影响机制概括为创新激励效应。企业只有在资金充裕的条件下才可能进行高风险的创新研发活动, 而政府补贴是企业利润的构成部分, 可以为企业的创新项目提供充足的资金。至于针对创新活动的专项补贴, 更是可以缓解企业进行创新的成本压力, 降低企业创新风险, 从而提高创新收益, 进一步激励企业进行研发活动。此外, 政府补贴通过增加企业利润的方式使得企业的内源融资约束得以缓解, 而内源融资约束的降低可以促进企业创新(Czarnitzki 和 Binz, 2008; Brown 等, 2012; 张杰等, 2012)。进一步地, 企业研发创新活动的增加有利于提升企业的生产效率, 这一方面有助于扩大企业的总产出(杜传忠和郭树龙, 2012; 盛斌和毛其淋, 2015), 另一方面则有利于降低企业对中间投入要素的使用(Bernard 等, 2003; Melitz 和 Ottaviano, 2008; 毛其淋和许家云, 2015), 从而进口中间品投

入随之下降。进一步结合企业出口 *DVAR* 的构造式可得,^①在其他条件不变的情况下,政府补贴有利于提高企业出口 *DVAR*。基于以上分析,我们可以提出以下研究假设:

假设 1: 政府补贴通过创新激励效应可能会提高企业的出口 *DVAR*。

当然,政府补贴对不同特征企业出口 *DVAR* 的影响可能存在显著差异。中国对外贸易的一个典型特征是加工贸易所占的比例很高(Manova 和 Zhang, 2009; 钱学锋等, 2013),而加工贸易企业大多从事简单的加工组装和贴牌生产,效率和创新密集度相对较低(戴觅等, 2014),因此在一定程度上限制了政府补贴通过创新激励效应对其出口 *DVAR* 的提升作用。由此可知,企业从事的加工贸易占比越低,其出口国内附加值率受到政府补贴创新激励效应的影响也就越大。

就不同所有制企业而言,与其他企业相比,民营企业的资本相对更具流动性,管理体系更具灵活性和创新性,但是其发展却往往面临着较大的资源、资金等方面的约束,长期受到资源匮乏和融资难问题的困扰(Chen 等, 2012),而政府补贴可以极大地缓解民营企业的融资约束,激励企业创新的积极性和动机,较好地改善企业的生产效率,使得企业可以用较少的进口中间品生产出更多的出口最终品,并最终提高企业的出口 *DVAR*。与之相比,国有企业承担了较多的政策性负担和社会职责(林毅夫等, 1997),政府补贴的创新激励效应较为有限。对于外资企业而言,由于外资企业大多在中国从事加工贸易生产活动,而加工贸易企业大多从事简单的加工组装和贴牌生产;同时,外资企业出于核心技术垄断和技术保护的考虑,往往将技术含量低和创新密集度低的生产环节设在中国,导致政府补贴对外资企业的研发激励效应较为微弱,这在一定程度上限制了政府补贴通过创新激励效应提升外资企业的出口 *DVAR*。据此,我们得到研究假设 2:

假设 2: 政府补贴对加工贸易企业出口 *DVAR* 的积极影响可能小于其他贸易方式;政府补贴对民营企业出口 *DVAR* 的积极影响可能大于其他所有制类型。

此外,值得注意的是,从微观基础来看,行业总体出口 *DVAR* 的变动是由存续企业内部出口 *DVAR* 的变动、存续企业市场份额的变动以及企业在出口市场上的进入和退出行为构成的,而存续企业市场份额的变动以及企业在出口市场上的进入和退出行为引致的出口 *DVAR* 变动体现为资源配置效应。张杰和郑文平(2015)研究了中国政府补贴对企业出口集约边际和扩展边际的影响效应,发现政府补贴对出口集约边际的作用有限,但是与出口扩展边际呈倒 U 形关系,即政府补贴对存续企业市场份额变动的影响较为显著。许家云和毛其淋(2016)围绕政府补贴与企业市场存活之间的关系进行了全面考察,结果发现,政府补贴有利于延长企业的经营持续时间,对企业的市场进入有重要影响。而存续企业市场份额的变动和企业市场上的生存状况都是企业出口 *DVAR* 变动中资源配置效应的重要组成部分。据此,我们提出研究假设 3:

假设 3: 在政府补贴作用于行业出口 *DVAR* 的过程中,资源再配置效应可能发挥了重要作用。

三、模型构建与指标说明

(一)模型构建

本文尝试就政府补贴对企业出口 *DVAR* 的影响进行实证分析。但是在现实的经济生活中,政府补贴和企业出口 *DVAR* 还可能同时受到诸如企业生产率水平、企业利润率等因素的影响,从而产生样本选择的内生性,造成估计偏误(邵敏和包群, 2011)。基于此,我们借鉴经典文献的做法,使用倾向得分匹配方法得到本文的分析样本,^②然后构建倍差法模型进行计量分析。相应的

^① 即企业出口 *DVAR* 与企业的中间品进口额呈反比,与企业总产出呈正比。感谢审稿人的建议。

^② 我们选取企业生产率(*lp*)、企业规模(*size*)、企业利润率(*profit*)、企业年龄(*age*)、外资企业虚拟变量(*foreign*)、行业赫芬达尔指数(*HHD*)、企业出口密集度(*exp*)、国有企业虚拟变量(*state*)以及企业研发创新指标(*inno*)等变量的滞后一期作为匹配变量,同时我们还将企业出口 *DVAR* 的滞后一期值纳入匹配变量集合。

实证估计方程式为:

$$dvar_{it} = \alpha + \beta Subsidy_i \times T_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

同时,为了控制遗漏变量对估计结果的干扰,本文在式(1)中引入了控制变量集合 \vec{Z}_{it} ,包括企业生产率(lp)、企业规模($size$)、企业年龄(age)、外资企业虚拟变量($foreign$)以及行业赫芬达尔指数(HHI)。此外, v_i 和 v_t 分别为企业和年份固定效应。本文将最终用于估计的倍差法模型设定为:

$$dvar_{it} = \alpha + \beta Subsidy_i \times T_i + \gamma \vec{Z}_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $dvar_{it}$ 表示企业出口国内附加值率,可以衡量企业的出口竞争力,其测算方法将在下文进行详细介绍。 $Subsidy_i = \{0, 1\}$,如果企业*i*属于首次受到补贴的企业,则 $Subsidy_i = 1$;否则, $Subsidy_i = 0$ 。时间虚拟变量 $T_i = \{0, 1\}$,如果时间为企业受到政府补贴前,则 $T_i = 0$;否则, $T_i = 1$ 。 v_i 和 v_t 分别表示企业和年份层面的固定效应, ε_{it} 为随机干扰项。估计系数 β 刻画了政府补贴对企业出口 $DVAR$ 的因果效应, $\beta > 0$ 表示与没有获得政府补贴的企业相比,处理组企业因为获得了政府补贴而使得其出口 $DVAR$ 实现了更大幅度的提升,即政府补贴有利于企业出口 $DVAR$ 的提升。

(二)指标测度

1. 企业出口 $DVAR$ 的测算。本文基于Upward等(2013)、张杰等(2013)以及Kee和Tang(2013)的方法测算企业层面的出口 $DVAR$,测算公式表示如下:

$$dvar_{it}^R = \begin{cases} 1 - \frac{M_{it}^{AO} + M_{it}^F}{Y_{it}}, \mathbb{R} = ord \\ 1 - \frac{M_{it}^{AP} + M_{it}^F}{Y_{it}}, \mathbb{R} = pro \\ \varphi_o \left(1 - \frac{M_{it}^{AO} + M_{it}^F}{Y_{it}} \right) + \varphi_p \left(1 - \frac{M_{it}^{AP} + M_{it}^F}{Y_{it}} \right), \mathbb{R} = mix \end{cases} \quad (3)$$

在上式中,纯一般贸易企业用 ord 表示,纯加工贸易企业用 pro 表示,混合型贸易企业用 mix 来表示;^① φ_o 和 φ_p 分别表示混合贸易企业以一般贸易和加工贸易方式进行出口的比例; M_{it}^{AO} 表示一般贸易企业的实际中间品进口额; M_{it}^{AP} 表示加工贸易企业的实际中间品进口额;^② M_{it}^F 表示企业使用的国内原材料中含有的国外产品元素,中国加工贸易企业使用的国内原材料中含有的国外产品份额一般在5%—10%之间(Koopman等,2012)。因此,在测算过程中,我们将国内原材料中含有的国外产品份额设定为5%,以剔除国内原材料中含有的这部分国外产品元素,从而提高企业出口 $DVAR$ 测算的准确度; Y_{it} 为企业产出,具体用企业总产值来衡量。

2. 其他控制变量。这些变量主要包括:企业生产率(lp),我们使用工业总产值与企业就业人数的比值来衡量;企业规模($size$),用 PPI 指数平减后的企业销售额的对数形式来衡量;企业年龄(age),用企业开业年份与当年年份差的绝对值来表示;外资企业虚拟变量($foreign$),如果企业是外资企业,则赋值为1,否则赋值为0;行业赫芬达尔指数(HHI),用来衡量市场竞争情况(HHI 的大小与市场竞争程度呈反比,该值越小,表明市场竞争程度越高),衡量方式为: $HHI_{jt} = \sum_{i \in j} (sale_{it} / sale_{jt})^2$ 。其中, $sale_{it}$ 和 $sale_{jt}$ 分别表示企业*i*的销售额和行业*j*的总体销售额,两者的比值表示企业*i*在行业*j*中的市场份额。

(三)数据说明

本文的实证分析主要是基于以下两个数据库进行的:其一,由中国国家统计局提供的企业

① 其中,纯一般贸易企业为加工出口份额为0的企业,纯加工贸易企业为加工出口份额等于1的企业,混合贸易企业为加工出口份额介于0与1之间的企业。

② 这里是指借鉴张杰等(2013)的修正方法对贸易中间商问题进行处理之后得到的实际中间品进口额。

生产数据,也就是通常我们所称的中国工业企业数据库;其二,来自中国海关总署的产品贸易数据。考虑到两个数据库的编码系统不同,我们借鉴 Yu(2015)的方法对中国工业企业数据库与海关贸易数据库进行合并。由于本文分析问题的需要,我们仅选取制造业行业进行考察,即对电力、燃气及水的生产和供应业数据以及采矿业数据进行了删除。我们参考 Brandt 等(2012)的方法对行业代码进行了调整,同时删除了贸易中间商样本。此外,与 Amiti 等(2012)以及 Yu(2015)的方法类似,我们还对一些异常样本进行了处理。

通过对样本数据进行分析,我们发现:中国加工贸易企业的出口 *DVAR* 显著低于一般贸易企业,但在 2000—2008 年间呈现出明显的上升趋势;相比之下,混合贸易企业的出口 *DVAR* 逐年下降,而一般贸易企业的出口 *DVAR* 则处于波动状态。受到 2008 年国际金融危机的冲击,三种贸易方式企业的出口 *DVAR* 均在 2009 年出现显著下降,2010 年达到一个低点,之后缓慢回升。若按照企业所有制进行分类,外资企业的出口 *DVAR* 最低,国有企业次之,民营企业的出口 *DVAR* 略高于国有企业。这主要是由于在本文样本中,超过 52% 的外资企业都致力于不同程度的加工贸易出口,而国有企业和私营企业则极少从事加工贸易活动,因此,外资企业具有较低的出口国内附加值率,且在 2003—2008 年间呈现逐年增长的趋势。不过,由于受到金融危机的影响,外资企业的出口 *DVAR* 在 2009 年出现显著下降,2010 年达到一个低点,之后缓慢回升;与外资企业和民营企业相比,国有企业的出口 *DVAR* 受到金融危机的影响并不明显。

四、基本估计结果

(一)倾向得分匹配

为了确保本文倾向得分匹配结果的准确性和可靠性,匹配变量需要满足匹配平衡性条件,即 $Subsidy_i \perp X_i | P(X_i)$ 。表 1 汇报了 2000 年处理组与对照组企业匹配变量的平衡性检验结果。观察表 1 后不难发现,本文选择的匹配变量在匹配后其 *t* 统计量的相伴概率均大于 10%。此外,表 1 中的结果表明,各匹配变量匹配后的标准偏差绝对值几乎都小于 5%,按照 Rosenbaum 和 Rubin(1985)20% 的标准值,我们可以认为本文的匹配效果较好。

表 1 匹配变量的平衡性检验结果

变量名称	处理	均值		标准偏差(%)	标准偏差减少幅度(%)	<i>t</i> 统计量	<i>t</i> 检验相伴概率
		处理组	对照组				
<i>lp</i>	匹配前	6.129	5.983	23.3	98.28	14.12	0
	匹配后	6.129	6.130	-0.4		-0.12	0.920
<i>size</i>	匹配前	9.983	9.822	35.2	99.15	26.7	0
	匹配后	9.983	9.984	-0.3		-0.32	0.769
<i>profit</i>	匹配前	0.059	0.062	-9.6	86.46	-5.71	0
	匹配后	0.059	0.060	-1.3		-1.27	0.251
<i>age</i>	匹配前	14.524	13.700	9.5	94.74	7.71	0
	匹配后	14.524	14.515	0.5		0.56	0.570
<i>foreign</i>	匹配前	0.382	0.361	9.8	71.43	7.30	0
	匹配后	0.382	0.382	2.8		1.86	0.057
<i>HHI</i>	匹配前	0.312	0.300	10.4	88.46	10.12	0
	匹配后	0.312	0.311	1.2		0.79	0.353
<i>exp</i>	匹配前	0.196	0.148	14.5	90.3	10.52	0
	匹配后	0.196	0.193	1.6		0.68	0.491

续表 1 匹配变量的平衡性检验结果

变量名称	处理	均值		标准偏差(%)	标准偏差减少幅度(%)	t 统计量	t 检验相伴概率
		处理组	对照组				
state	匹配前	0.206	0.203	0.9	58.5	0.63	0.532
	匹配后	0.206	0.207	-0.4		-0.18	0.86
inno	匹配前	0.073	0.057	10.53	89.6	10.05	0
	匹配后	0.073	0.072	1.1		0.73	0.478
dvar	匹配前	0.754	0.684	10.14	74.95	12.15	0
	匹配后	0.754	0.733	2.54		0.52	0.508

(二)基准回归结果

基于基准模型得到的政府补贴对企业出口 *DVAR* 影响的估计结果汇报在表 2 中。估计结果表明,交叉项 *Subsidy*×*T* 的估计系数均为正值,且都在 1% 水平上显著,说明与非补贴企业相比,获得政府补贴的企业实现了出口 *DVAR* 更大幅度的提高,即政府补贴有利于提高企业的出口 *DVAR*。对上述结果的可能解释是:政府补贴尤其是针对创新活动的专项补贴,为企业创新提供了资金支持,缓解了企业进行创新的成本压力,降低了企业创新风险,从而提高了创新收益,进一步激励企业进行研发。而企业研发创新的增加,有利于提升企业的生产效率,使得企业可以用较少的进口中间品生产出更多的出口最终品,降低了企业出口中所包含的国外增加值,从而提高了企业出口 *DVAR*。

表 2 基准估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Subsidy</i> × <i>T</i>	0.0785*** (4.623)	0.0660*** (4.314)	0.0603*** (4.265)	0.0578*** (4.161)
<i>lp</i>	0.0628*** (6.753)	0.0628*** (6.747)	0.0627*** (6.747)	0.0625*** (6.712)
<i>size</i>	0.0259*** (4.363)	0.0260*** (4.363)	0.0260*** (4.362)	0.0262*** (4.353)
<i>age</i>	0.0078*** (3.842)	0.0077 (1.510)	0.0091*** (3.953)	0.0100* (1.776)
<i>foreign</i>	0.0493*** (9.152)	0.0490*** (9.121)	0.0496*** (9.212)	0.0490*** (9.175)
<i>HHI</i>	-0.0398*** (-7.552)	-0.0391*** (-7.503)	-0.0396*** (-7.493)	-0.0376*** (-7.060)
常数项	-1.6241*** (-7.363)	-0.9158*** (-3.337)	-1.7322*** (-4.508)	-1.2637*** (-5.764)
企业效应		控制		控制
年份效应			控制	控制
(Pseudo) <i>R</i> ² / <i>R</i> ²	0.41	0.45	0.47	0.53
观测值	412 309	412 309	412 309	412 309

注:圆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。

进一步地,在估计系数的基础上,我们计算了政府补贴对获得补贴企业的出口 *DVAR* 增长的贡献度。具体而言,我们使用 *Subsidy*×*T* 对应的估计系数除以获得补贴企业的出口 *DVAR* 在 2013 年与 2000 年间的平均差额来计算,发现与没有获得补贴的企业相比,获得补贴企业的出口 *DVAR* 增长了 20%。此外,控制变量的结果表明,企业生产率水平越高、企业规模越大、市场竞争程度越大,则其出口 *DVAR* 越高。

在上述分析的基础上,我们还进行了一系列稳健性检验,包括:采用 Heckman(Heckman, 1979)两步法进行估计;使用工具变量法进行估计;同趋势假设检验;假定生产所需的国内原材料中含有的国外元素占比为 10%,之后重新计算企业出口 *DVAR* 进行估计;运用泊松虚拟极大似然法(*PPML*)和 *Tobit* 方法进行回归。稳健性检验结果均表明,本文核心解释变量的估计结果并没有发生实质性的变化,即政府补贴显著提高了企业的出口 *DVAR*,说明本文的估计结果较为稳健。限于篇幅,这里没有汇报相应的稳健性估计结果(备案)。

(三)异质性分析

1. 区分贸易方式的异质性分析。中国的出口贸易存在典型的加工贸易特征,在 2000—2013 年期间,加工贸易出口的占比为 39.5%。这里,我们更感兴趣的问题是政府补贴对企业出口 *DVAR* 的影响是否因贸易方式不同而存在差异。基于此,我们根据贸易方式,将企业划分为纯加工贸易、纯一般贸易和混合贸易三种类型,并利用式(2)进行分样本估计,具体估计结果汇报在表 3 中的列(1)—列(3)。结果显示,在这三类子样本中,政府补贴的估计系数均显著为正,表明政府补贴对这三种类型企业出口 *DVAR* 的提高均有促进作用;进一步比较后发现,政府补贴对纯一般贸易企业出口 *DVAR* 的影响大于混合型贸易企业和纯加工贸易企业,其中,对纯加工贸易企业出口 *DVAR* 的影响最小。这验证了前文的研究假设 2 的前半部分。

表 3 区分不同贸易方式和不同所有制的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	贸易方式			所有制		
	纯加工	纯一般	混合贸易	国有企业	外资企业	民营企业
<i>Subsidy</i> × <i>T</i>	0.0387*	0.0687***	0.0630***	0.0549	0.0375	0.0727***
	(1.730)	(8.153)	(5.601)	(1.535)	(1.070)	(7.263)
控制变量	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
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	131 936	169 045	111 328	80 006	133 982	198 321
<i>R</i> ²	0.51	0.59	0.61	0.60	0.66	0.73

注:括号内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。限于篇幅,这里省略了控制变量的估计结果(备案),下同。

2. 区分企业所有制的异质性分析。根据企业所有制类型的差异,我们将样本划分为国有企业、外资企业和民营企业三种类型的子样本,其中外资企业包括外商独资、中外合资和中外合作企业等企业类型。表 3 的后三列报告了相应的估计结果,从中可以看出,政府补贴显著促进了民营企业的出口国内附加值率的提升,但是并没有对国有企业和外资企业的出口 *DVAR* 产生明显作用,估计系数并不显著。这验证了前文的研究假设 2 的后半部分。

五、政府补贴如何影响了企业出口 *DVAR*: 影响渠道

本文研究发现政府补贴有利于企业出口 *DVAR* 的提升,并且对不同贸易方式和不同所有制企业存在显著差异。那么,政府补贴究竟如何影响了企业的出口 *DVAR*,其具体的作用机制是怎样的?为了回答上述问题,我们将基于中介效应模型进行详细的计量检验。结合中介效应模型的思路,我们构建以下三个回归方程:

$$dvar_{it} = \alpha + \beta Subsidy_i \times T_t + \gamma \vec{Z}_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

$$inno_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Subsidy_i \times T_t + \gamma_1 \vec{Z}_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

$$dvar_{it} = \alpha_2 + \beta_2 Subsidy_i \times T_t + \kappa inno_{it} + \gamma_2 \vec{Z}_{it} + v_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中,下标 i 和 t 分别表示企业和年份;与前文类似, $inno_{it}$ 表示企业的研发创新,用企业新产品销售额占总销售额的占比衡量(张杰和郑文平,2017)。

表 4 报告了政府补贴对企业的出口 $DVAR$ 的影响渠道检验结果。其中,式(4)与式(2)相同,表 4 中的列(1)是对式(2)也即基准模型的估计结果,因此它与表 2 中列(4)的回归结果相同;表 4 中的列(2)是对模型式(5)进行估计的结果。进一步地,表 4 中的列(3)报告了加入中介变量 $inno$ 之后的估计结果。

表 4 影响渠道检验结果

	(1) $dvar$	(2) $inno$	(3) $dvar$
$Subsidy \times T$	0.0578*** (4.161)	0.2139*** (3.661)	0.0397** (2.172)
$inno$			0.0850*** (7.928)
控制变量	控制	控制	控制
企业效应	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制
观测值	412 309	412 309	412 309
R^2	0.530	0.520	0.660

注:括号内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。

表 4 中列(1)的结果表明,政府补贴显著提高了企业的出口 $DVAR$ 。列(2)是针对企业研发创新 $inno_{it}$ 的回归,结果显示, $Subsidy \times T$ 显著为正,表明与理论相一致,政府补贴的确能够激励企业进行研发创新;表 4 中的列(3)在列(1)的基础上引入了研发创新指标,观察估计结果后不难发现, $inno$ 的估计系数显著为正,也就是说,创新激励是政府补贴提升企业出口 $DVAR$ 的重要途径。这证实了本文的研究假设 1。

进一步地,我们对列(1)和列(3)中 $Subsidy \times T$ 的估计系数进行了对比,不难发现, $Subsidy \times T$ 的估计系数绝对值在加入研发创新中介变量之后显著降低,并且估计系数的显著性水平明显下降,因此,我们可以初步断定创新激励的中介效应是存在的,即政府补贴通过创新激励效应作用于企业的出口 $DVAR$ 。

接下来,我们还使用 Sobel(1987)的方法以及 Freedman 等(1992)的方法对中介效应的存在性进行严格的计量检验,结果均表明创新激励效应是政府补贴影响企业的出口 $DVAR$ 的渠道变量,从而验证了创新激励的中介效应的存在性。

六、进一步研究:政府补贴与行业出口 $DVAR$ 变动

接下来,我们进一步将分析的视角由微观企业提升到中观行业层面,借鉴 Griliches 和 Regev(1995)的方法,在对行业出口 $DVAR$ 进行动态分解的基础上,考察政府补贴对行业出口 $DVAR$ 的影响以及资源再配置效应在其中所发挥的作用,从而可以为我们深入理解政府补贴与行业出口 $DVAR$ 之间的关系提供微观基础。

(一)行业出口 $DVAR$ 的动态分解

我们首先按照以下式子计算行业总体的出口 $DVAR$:

$$DVAR_{jt} = \sum_{i \in Ind_j} q_{S_{it}} \times dvar_{it} \quad (7)$$

其中，下标 i, j 和 t 分别代表企业、3 位码行业和年份； Ind_j 表示行业 j 所包含的企业集合； qs_{it} 表示企业 i 在行业 j 中的出口份额占比。由此可知，行业层面的出口 $DVAR$ 相邻两期的差额为：

$$\Delta DVAR_{jt} = \sum_{i \in (C, EN)} qs_{it} \times dvar_{it} - \sum_{i \in (C, EX)} qs_{it-1} \times dvar_{it-1} \quad (8)$$

其中， C 、 EN 和 EX 分别为持续出口、新进入和退出出口市场的企业。然后，参考 Griliches 和 Regev(1995) 研究所用的分解思路，构建以下恒等式：

$$\begin{aligned} \Delta DVAR_{jt} = & \underbrace{\sum_{i \in C} \overline{qs}_i \Delta dvar_{it}}_{\text{within-firm}} + \underbrace{\sum_{i \in C} \Delta qs_{it} (\overline{dvar}_i - \overline{DVAR}_j)}_{\text{across-firm}} \\ & + \underbrace{\sum_{i \in EN} qs_{it} (dvar_{it} - \overline{DVAR}_j)}_{\text{enter}} - \underbrace{\sum_{i \in EX} qs_{it-1} (dvar_{it-1} - \overline{DVAR}_j)}_{\text{exit}} \end{aligned} \quad (9)$$

其中，下标 i, j 和 t 分别代表企业、3 位码行业和年份；上划线代表变量相邻两期的均值： $\overline{qs}_i = (qs_{it-1} + qs_{it})/2$ ， $\overline{dvar}_i = (dvar_{it-1} + dvar_{it})/2$ ， $\overline{DVAR}_j = (DVAR_{jt-1} + DVAR_{jt})/2$ 。上式右侧第 1 项是“企业内效应”，是指在市场份额固定的前提下，由存活企业在相邻两期 $DVAR$ 的水平变动所引致的行业总体出口 $DVAR$ 变动，表示为 $\Delta DVAR_{jt}^1$ ；*across firm effect* 这一项表示“企业间效应”，是指由持续存在的企业市场份额变动所引致的行业出口 $DVAR$ 的变动，用 $\Delta DVAR_{jt}^2$ 来表示；*entry effect* 和 *exit effect* 分别为“进入效应”和“退出效应”，分别表示由进入企业和退出企业引致的行业总体出口 $DVAR$ 的变动，合称作“进入退出效应”，即狭义层面的资源再配置效应，为企业更替所引致的行业出口 $DVAR$ 的变动，表示为 $\Delta DVAR_{jt}^3$ 。“企业间效应”与“进入退出效应”的总和为广义层面的资源再配置效应，将其表示为 $\Delta DVAR_{jt}^4$ 。

表 5 为基于样本数据得到的行业总体出口 $DVAR$ 变动的分解结果。由列(1)可知，2000—2013 年间行业总体出口 $DVAR$ 的年均增幅是 0.0198。对各项效应的考察可知，退出效应的增幅是 0.0228，其对行业总体出口 $DVAR$ 的贡献度最高，达 115.59%，也就是说，退出出口市场的企业具有较低的出口 $DVAR$ 和市场竞争力，从而其退出行为可以提升行业总体的出口 $DVAR$ ；企业内效应的作用仅次于退出效应，其增长幅度为 0.0097，其对行业总体出口 $DVAR$ 增长的贡献度为 49.11%，即在市场份额不变的前提下，持续出口企业对行业出口竞争力的提升贡献了较大的力量；企业间效应的年平均增长幅度为 0.0026，为行业总体出口 $DVAR$ 的增长贡献了 13.16%，说明出口 $DVAR$ 或竞争力较强的企业通过获得更多的市场份额也实现了竞争力的提升；与上述三种效应相反，表 5 的结果还表明，进入效应在样本期内出现了下降，并且其对行业出口 $DVAR$ 的贡献为负值，也就是说，新进入企业的出口 $DVAR$ 水平普遍较低，进而使行业总体的出口竞争力降低。表 5 中列(6)的结果表明，进入退出效应总体上实现了 0.00745 的增长，并且在行业出口 $DVAR$ 增长中的贡献度达到 37.72%。在此基础上，通过加总进入退出效应与企业间效应，我们得到广义的资源再配置效应为 0.01，其对样本期内行业出口 $DVAR$ 的增长贡献了 50.89%，超过了企业内效应的作用。综合上述数据，我们认为资源再配置效应是行业出口 $DVAR$ 增长中的重要力量。

表 5 行业出口 $DVAR$ 变动的分解结果

总变动	企业内效应	企业间效应	进入效应	退出效应	进入退出效应	再配置效应
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)=(4)+(5)	(7)=(3)+(6)
0.01975	0.0097 (49.11)	0.0026 (13.16)	-0.01538 (-77.87)	0.0228 (115.59)	0.00745 (37.72)	0.01005 (50.89)

注：括号内值表示各个效应项对行业出口 $DVAR$ 变动的贡献率，单位为 %；括号外值表示各个效应项的大小。

(二)政府补贴对行业出口 *DVAR* 变动的影响

在上述分析的基础上,我们进一步通过计量检验为政府补贴影响行业出口 *DVAR* 变动提供来自各个分解项的经验证据。具体实证模型设定如下:

$$dvar_{jt} = \alpha + \beta_1 Subsidy_{jt} + \beta_2 HHI_{jt} + v_j + v_t + \varepsilon_{jt} \quad (10)$$

其中,下标 *j* 表示 3 位码行业, *t* 表示年份; *dvar_{jt}* 为因变量,在不同的回归模型中分别用 $\Delta DVAR_{jt}$ 、 $\Delta DVAR_{jt}^{\kappa}$ ($\kappa = 1, 2, 3, 4$) 来表示; *Subsidy_{jt}* 表示 *j* 行业获得的政府补贴总额(对数形式); *v_j* 为行业固定效应,用于控制不随时间变化的行业特征因素; *v_t* 为时间固定效应,用于控制对行业而言共同的宏观经济因素对行业出口 *DVAR* 的影响;此外,我们还控制了行业赫芬达尔指数(*HHI_{jt}*)。

对式(10)的实证估计结果汇报在表6中。列(1)–列(5)分别汇报了以行业总体出口 *DVAR*、企业内效应、企业间效应、进入退出效应以及资源再配置效应为被解释变量的估计结果。具体来看,在列(1)中,政府补贴的估计系数显著为正,这表明与前文基于微观数据的结果对应,政府补贴显著促进了行业出口 *DVAR* 的提升。与列(1)的估计结果类似,政府补贴在列(2)中的回归系数依然为正,并且通过了 5% 水平的显著性检验,也就是说,在市场份额不变的情况下,政府补贴显著促进了持续出口企业的出口 *DVAR* 的提升,这进一步为前文实证结果提供了来自中观行业层面的实证依据。在企业间效应的估计模型(表6中的列(3))中,倍差法变量的估计系数并不显著,说明企业市场份额变动并没有引致行业出口 *DVAR* 的明显变动,企业间效应的作用较为有限。根据列(4)的回归结果可知,企业进入退出效应显著为正,表明政府补贴通过加速企业在出口市场上的进入和退出显著促进了行业总体出口 *DVAR* 的提升。根据表5的分解结果可知,这种积极作用主要来源于政府补贴加速了企业在出口市场上的优胜劣汰,通过淘汰出口 *DVAR* 较低的企业,为出口 *DVAR* 较高的企业创造了更多的市场空间,从而实现了行业出口 *DVAR* 的提升。表6的最后一列的结果显示,资源再配置效应显著为正,表明政府补贴通过影响行业内的资源再配置明显提升了总体的出口 *DVAR* 水平。通过比较列(1)与列(5)中政府补贴变量的估计系数,我们认为资源再配置效应在政府补贴提高行业出口 *DVAR* 中发挥了重要的作用,这证实了研究假设3。

表6 政府补贴与行业出口 *DVAR* 变动

	OLS 估计				
	(1)总体	(2)企业内	(3)企业间	(4)进入退出	(5)再配置
<i>Subsidy</i>	0.0571*** (4.625)	0.0173** (2.123)	0.0033 (1.270)	0.0365*** (3.803)	0.0398*** (5.745)
<i>HHI</i>	0.0583 (1.323)	-0.0258 (-1.527)	0.0226 (0.663)	0.0615 (1.488)	0.0841 (0.560)
常数项	0.0122 (0.437)	0.0052 (0.612)	0.0039 (0.756)	0.0031 (0.594)	0.0070 (1.371)
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1 820	1 820	1 820	1 820	1 820
<i>R</i> ²	0.097	0.203	0.185	0.087	0.065

注:括号内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。

七、结论与启示

本文在全球分工生产的背景下,基于出口国内附加值的视角,深入研究了政府补贴对制造业企业的全球价值链升级的微观影响及其作用渠道。研究发现,政府补贴显著提高了企业的出

口 *DVAR*, 与没有获得补贴的企业相比, 获得补贴企业的出口 *DVAR* 增长了 20%, 并且上述结论在处理样本选择偏差、政府补贴的内生性等问题之后依然稳健。异质性分析表明, 政府补贴对企业出口 *DVAR* 的影响因企业贸易方式和所有制的不同而存在显著差异: 贸易方式方面, 政府补贴影响最为显著的是纯一般贸易企业; 所有制方面, 政府补贴显著促进了民营企业的出口 *DVAR* 的提升, 但是对国有企业和外资企业的出口 *DVAR* 的影响并不显著。进一步地, 我们使用中介效应模型发现, 创新激励是政府补贴影响企业出口 *DVAR* 的主要渠道。最后, 本文对行业出口 *DVAR* 的分解表明, 企业内效应和资源再配置效应的贡献度分别为 49% 和 51%。在此基础上, 我们进一步基于行业数据进行计量检验, 发现政府补贴有利于行业总体出口 *DVAR* 的提升, 且资源再配置效应在其中的作用显著。

本文从研究视角和方法上丰富和拓展了政府补贴与企业出口 *DVAR* 方面的研究文献, 一方面为深入理解中国企业融入价值链问题提供了新的思路, 另一方面也为事后客观评估中国政府补贴的经济效果提供了微观证据。更为重要的是, 本文的研究结论具有明晰的政策含义。

首先, 本文的研究表明, 政府补贴对企业出口 *DVAR* 有显著的提升作用, 即基于当下价值链分工全球化的体系, 政府补贴是企业提升出口竞争力水平的有效政策手段。企业应当充分、合理地利用政府补贴资金, 必须重视技术创新, 加大研发投入, 重视自主知识产权, 开发和培育核心技术, 以此推进企业生产环节逐步由价值链低端向价值链中高端的升级, 并实现出口附加值的提高。其次, 我们的研究还发现, 就加工贸易企业而言, 政府补贴的积极影响远远小于一般贸易企业, 因此, 鼓励国内一般贸易企业进口高质低价且多样化的中间品可以有效整合全球资本、技术等高级要素资源, 通过技术溢出效应培育并完善国内中间品市场, 进而提升加工贸易企业的出口国内附加值率, 这对于实现我国加工贸易转型升级具有重要的意义。再次, 就企业性质的研究表明, 政府补贴对民营企业的作用最为明显, 因此应该合理增加对民营企业的政府补贴力度, 为企业发展创造公平的市场环境, 充分发挥政府补贴对企业出口竞争力的积极效应。最后, 政府应充分认识到产业扶持政策对于中国企业在全球价值链中的地位攀升具有积极的促进作用, 应该致力于制定合理的企业补贴政策, 以充分发挥政府这只“看得见的手”的积极作用: 一方面, 要把企业出口国内附加值作为企业是否能够获得补贴的参考依据, 并结合上一轮获得补贴后的经济绩效进行综合考虑; 另一方面, 要定期对企业在获得补贴之后的经济绩效(包括企业的新产品创新水平、企业的中间品进口质量以及企业的出口国内附加值和价值链嵌入水平等)进行量化评估, 并根据评估结果决定下一期补贴的力度和方向。

主要参考文献:

- [1]戴觅, 余森杰, Maitra M. 中国出口企业生产率之谜: 加工贸易的作用[J]. 经济学(季刊), 2014, (2): 675-698.
- [2]高翔, 刘啟仁, 黄建忠. 要素市场扭曲与中国企业出口国内附加值率: 事实与机制[J]. 世界经济, 2018, (10): 26-50.
- [3]蒋庚华, 陈海英. 全球价值链参与率与行业内生产要素报酬差距——基于 WIOD 数据库的实证研究[J]. 世界经济与政治论坛, 2018, (2): 25-44.
- [4]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.
- [5]毛其淋, 许家云. 政府补贴对企业新产品创新的影响——基于补贴强度“适度区间”的视角[J]. 中国工业经济, 2015, (6): 94-107.
- [6]盛斌, 陈帅. 全球价值链如何改变了贸易政策: 对产业升级的影响和启示[J]. 国际经济评论, 2015, (1): 85-97.
- [7]许家云, 毛其淋. 政府补贴、治理环境与中国企业生存[J]. 世界经济, 2016, (2): 75-99.

- [8]张杰,郑文平. 政府补贴如何影响中国企业出口的二元边际[J]. 世界经济, 2015, (6): 22-48.
- [9]Amiti M, Itskhoki O, Konings J. Importers, exporters, and exchange rate disconnect[R]. NBER Working Paper, No. 18615, 2012.
- [10]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.
- [11]Brown J R, Martinsson G, Petersen B C. Do financing constraints matter for R&D?[J]. *European Economic Review*, 2012, 56(8): 1512-1529.
- [12]Dean J M, Fung K C, Wang Z. Measuring vertical specialization: The case of China[J]. *Review of International Economics*, 2011, 19(4): 609-625.
- [13]Griliches Z, Regev H. Firm productivity in Israeli industry: 1979-1988[J]. *Journal of Econometrics*, 1995, 65(1): 175-203.
- [14]Heckman J J. Sample selection bias as a specification error[J]. *Econometrica*, 1979, 47(1): 153-161.
- [15]Kee H L, Tang H W. Domestic value added in exports: Theory and firm evidence from China[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(6): 1402-1436.
- [16]Koopman R, Wang Z, Wei S J. Estimating domestic content in exports when processing trade is pervasive[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 99(1): 178-189.
- [17]Melitz M J, Ottaviano G I P. Market size, trade, and productivity[J]. *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1): 295-316.
- [18]Upward R, Wang Z, Zheng J H. Weighing China's export basket: The domestic content and technology intensity of Chinese exports[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2013, 41(2): 527-543.
- [19]Yu M J. Processing trade, tariff reductions and firm productivity: Evidence from Chinese firms[J]. *Economic Journal*, 2015, 125(585): 943-988.

Do Government Subsidies Affect Enterprises' Global Value Chain Upgrading? From the Perspective of Export Domestic Value Added Ratio

Xu Jiayun¹, Xu Yingying²

(1. APEC Study Center, Nankai University, Tianjin 300071, China;

2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Summary: At present, China is at an important historical moment of industrial transformation and upgrading and fierce global competition. Faced with the new situation, how to motivate the role of government subsidies in improving the export competitiveness of Chinese manufacturing enterprises has become an important topic for us to study. In recent years, the position of China's manufacturing industry in the global value chain has risen, and the domestic value added (DVA) of Chinese manufacturing enterprises' exports has risen by more than 10% in the period of 2000-2006. So, we cannot help asking how government subsidies affect the domestic value added ratio (DVAR) of enterprises' exports, and what the underlying mechanism is.

Based on the background of China's integration into the global value chain, this paper analyzes the impact and mechanism of government subsidies on the DVA of Chinese manufacturing enterprises' exports by

using the matching data of China's industrial enterprise database and Customs trade database from 2000 to 2013. The results show that government subsidies have a positive impact on enterprises' DVAR. Heterogeneity analysis shows that, government subsidies have the biggest effect on export DVAR of pure ordinary trade enterprises, next are mixed trade enterprises, and the last are pure processing trade enterprises. Also, government subsidies have a significant impact on export DVAR of private enterprises, but their impact on DVAR of state-owned enterprises and foreign enterprises is not obvious. The mechanism analysis shows that government subsidies have a positive impact on enterprises' DVAR through the "innovation incentive effect". Lastly, the dynamic decomposition results at the industry level show that, the contribution of the intra-firm effect and the resource reallocation effect is 49% and 51% respectively. Further empirical analysis shows that, the resource reallocation effect is an important way by which government subsidies promote the industry DVAR growth.

The above findings not only provide some micro evidence for objectively evaluating the effect of Chinese production subsidies, but also provide beneficial reference for using the government policy to enhance export competitiveness in the global value chain system. Firstly, enterprises should make full and reasonable use of government subsidy funds. Meanwhile, enterprises must attach great importance to technological innovation, increase investment in R&D, think highly of independent intellectual property rights, and develop and cultivate core technologies, so as to promote the upgrading of enterprises' production links from the low end of the value chain to the middle and high end of the value chain. Secondly, the government should encourage domestic general trade enterprises to import high-quality, low-cost and diversified intermediaries, cultivate and improve the domestic intermediary market through the technology spillover effect, and then enhance the export DVAR of processing trade enterprises. Finally, the government should fully realize that the industrial support policy plays a positive role in promoting the status of Chinese enterprises in the global value chain, and should devote itself to formulating a reasonable enterprise subsidy policy so as to give full play to the positive role of the government as a "visible hand".

In a word, the possible expansion of this paper is mainly embodied in the following three aspects: Firstly, it will help us to further understand the differential impact of government subsidies on enterprises' export DVAR. Secondly, it is conducive to enhancing our understanding of the mechanism of government subsidies affecting enterprises' export DVAR. Thirdly, we inspect the contribution source of industry export DVAR and the role of the resource redistribution effect in it from the perspective of the medium-sized industry, which provides beneficial enlightenment for China to improve its export competitiveness under the background of the global value chain.

Key words: government subsidies; export domestic value added ratio; mediating effect; resource reallocation

(责任编辑 景 行)