doi:10.3969/j.issn.1003-5559.2022.08.006

基于中国微观数据的政府补贴与出口国企业增加值研究

■ 张宝明 杨 洁 上海理工大学管理学院

摘 要:政府补贴是激励企业技术创新的重要手段,常被政府用于干预企业的出口扩张。以出口国内增加值的理论分析框架为切入点,使用Tobit和动态面板的固定效应等模型进行实证研究,结果表明,政府补贴会对中国制造业企业的出口国内增加值率(DVAR)产生影响,呈现出先促进后抑制的非线性规律。异质性分析表明,较于加工贸易企业,政府补贴对一般贸易企业和混合贸易企业出口DVAR的作用更为显著;较于国有企业,政府补贴对非国有企业出口DVAR的作用更为显著。机制分析表明,政府补贴通过技术创新渠道影响企业出口DVAR。研究结果对中国制造业企业如何实现全球价值链升级具有政策参考价值。

关键词:政府补贴;出口国内增加值率;全球价值链;企业创新;中介效应

政府补贴是干预微观经济的重要手段,常被用于激励企业出口扩张。改革开放以来,为增强企业活力,扩大企业自主经营权,中国实施了简政放权的经济体制改革,各级地方政府逐步获得了地方财政自主权。在这种情形下,为了获得竞争优势,各级地方政府普遍运用政府补贴来实现多种政策目标(张杰;郑文平,2015)。但近年来,不少发达国家和发展中国家对中国政府使用补贴产生了质疑和指责,他们以此为借口对中国实施贸易保护主义措施。因此,阐明政府补贴如何影响我国企业出口竞争力,提高我国企业在全球价值链中的地位,是一个值得研究的课题。

由于中国的出口额中包含了大量的国外增加值(邵朝对;苏丹妮,2019),传统的贸易总量指标并不能准确衡量中国企业的出口竞争力,而增加值核算扣除了来自于国外的中间品的价值,会更真实地体现一个国家在全球价值链中所处地位和贸易利得(王紫,2019)。现有文献主要有两种测算出口DVAR的方法。第一种是从宏观层面测算行业的出口DVAR。Hummels等(2001)最早使用投入产出表计算了经合组织国家的出口DVAR,简称HIY方法。Koopman 等(2014)从生产端进行分析,创立了KWW法。第二种是从微观层面测算企业的出口DVAR。Upward(2013)将《中国工业企业数据库》与《中国海关贸易数据库》的微观数据进行匹配,测算了中国企业的出口DVAR。张杰等(2013)利用类似的数据与方法测算了2000-2006年中国企业的出口DVAR。Kee & Tang(2016)提出了核算加工贸易企业出口DVAR的简易框架,目前有较多学者借鉴此方法进行测算。此外,影响出口DVAR的因素也受到了很多学者的关注,学者们普遍认同外商直接投资、贸易投资自由化和人民币汇率升值是影响出口DVAR的重要因素(张杰等,2013;Kee & Tang,2016;余淼杰和崔晓敏,2018)。还有学者从上游企业垄断(李胜旗和毛其淋,2017)以及市场要素扭曲(高翔,2018)等角度进行分析。

目前鲜有学者研究政府补贴对出口DVAR的影响,关于政府补贴如何影响企业出口的结论也并不一致。苏振东等(2012)研究发现政府补贴能促使潜在出口企业做出出口决策,也能提升在位出口企业的出口密集度。施炳展等(2013)发现政府补贴促进了企业出口数量的扩大,但降低了出口的价格。任曙明等(2014)指出政府补贴可以有效缓解企业的融资约束,提高企业的出口竞争力。毛其淋,许家云(2015)考察了政府补贴与企业新产品创新的关系,发现只有适度的补贴才能够刺激企业创新,而高额度补贴会产生负面效应。刘啟仁等(2016)认为补贴可以显著提高企业创新能力,而企业创新又可以通过降低边际成本和增加市场份额提升企业的成本加成率,从而对企业出口产生积极的影响。

因此,本文从微观层面研究政府补贴与中国制造业企业出口DVAR的关系,探明政府补贴如何影响

[作者简介]张宝明(1967—),男,上海理工大学管理学院副教授;研究方向:国际贸易。杨洁(1996—),女,上海理工大学管理学院硕士研究生;研究方向:国际贸易。

中国制造企业出口。研究发现政府补贴对中国制造业企业出口DVAR会产生先促进后抑制的非线性作用。异质性分析表明，较之于加工贸易企业，政府补贴对一般贸易企业和混合贸易企业出口DVAR的作用更为显著；较之于国有企业，政府补贴对非国有企业出口DVAR的作用更为显著。机制分析表明，政府补贴通过技术创新渠道影响企业的出口DVAR。

较之于以往的研究，本文的贡献在于：首先，本文首次较为系统地考察了政府补贴与中国制造业企业出口DVAR的关系，这对于促进中国企业全球价值链升级具有重要的政策指导意义；其次，在测度指标上，本文在借鉴Kee & Tang(2016)和吕越(2017)构造的企业出口 DVAR 指标的基础上，使用《中国工业企业数据库》和《中国海关进出口贸易数据库》2000-2014年的最新数据进行测算，对现实问题更具指导意义。

一、理论分析与研究假设

通过对现有文献的梳理和总结，本文发现政府补贴对企业出口DVAR有正反两方面的作用。一方面，在企业的生产活动中需要投入大量的资金，而政府补贴可以有效缓解企业融资的压力，降低企业的生产成本，从而增强企业研发创新的动力，促进企业技术创新水平的提高。企业创新行为会通过提升企业成本加成率和进口中间品相对价格，进而提升企业出口DVAR(Kee and Tang，2016；李胜旗和毛其淋，2017)。另一方面，长期大范围的政府补贴会降低企业改善运营和降低成本的动力。企业可能会更多地依靠政府补贴，而不是通过创新增加自身出口竞争力。此外，政府补贴水平的提高可能会促使企业通过与政府建立寻租关系以获得高额的政府补贴，这势必会弱化企业提升出口竞争力的动力，从而对企业出口DVAR产生负面影响。邵敏等(2012)发现，只有当补贴力度小于某一临界值时，企业的生产率才能得到提高，超过临界值则会产生抑制作用。综上分析，本文提出以下假设：

假设1：政府补贴会对中国制造业企业的出口DVAR产生影响，呈现出先促进后抑制的非线性规律。

假设2：政府补贴通过技术创新渠道影响中国制造业企业的出口DVAR。

二、模型构建与指标说明

（一）模型构建

由于DVAR作为被解释变量是一个位于0至1的变量，运用Tobit检验会更为合理。

Kee & Tang(2016)的分析方法提供了关于估算企业层面DVAR和其他相关变量时间序列变化的简化形式的规范：

$$DVAR_{it}=\beta_i+\beta_t+\beta x X_{it}+\xi_{it} \tag{1}$$

为了考察政府补贴对中国制造业企业出口DVAR的影响，本文借鉴张杰(2013)和Kee & Tang(2016)的做法构建计量模型，此外为了进一步检验政府补贴与中国制造业企业的出口DVAR是否存在非线性关系，在模型中加入了SUBS的平方项：

$$DVAR_{it}=\gamma_0+\gamma_1 SUBS+\gamma_2 SUBS^2+\gamma_3 X+\xi \tag{2}$$

（二）变量说明

1. 出口国内增加值率（*DVAR*）

目前国内较多学者借鉴Kee & Tang(2016)的方法，将《中国工业企业数据库》和《中国海关进出口贸易数据库》进行匹配，测算企业的出口DVAR。由于2007年后的《中国工业企业数据库》中缺少中间投入和工业增加值数据，本文参考吕越等(2017)的方法，假设企业所有的进口产品都用作中间投入，并将海外增加值中包含的国内中间投入计算在内。计算公式如下：

$$DVAR_{it}=1-\frac{V_{AF}}{X}=1-\frac{\left\{M_A^P+X^O+\left[\frac{M_{Am}^O}{(D+X^O)}\right]\right\}+(M^T-M_A^P-M_{Am}^O)}{X} \tag{3}$$

其中，V_{AF} 表示企业实际的国外增加值，M 表示企业的进口，X 表示企业的出口，D 表示企业的国内销售，M^T 表示企业中间投入额，M_A^P 表示实际加工贸易进口额，M_{Am}^O 表示实际一般贸易中间投入进口额。

2. 政府补贴（*SUBS*）

参考张杰(2015)的做法，使用企业的补贴收入与销售收入之比来代表政府补贴变量。针对2009、2010年《中国工业企业数据库》数据的缺失，采用单值移动时序平滑法对数据库进行完善。

3.其他变量

本文设定了其他控制变量：(1)企业全要素生产率（*TFP*）：生产效率高的企业可以获得更高的出口收入实现出口利润。全要素生产率的计算公式为：$TFP_{Kt} = ln(Y/L) - s * ln(K/L)$，其中Y表示企业的工业总产值，K表示企业的固定资产总额，L则为企业在职员工人数，s表示资本在生产函数中的贡献度，设定为1/3，本文将TFP取自然对数来计入模型。(2)资本要素密集度（*Capital*）：用固定资产总额与企业职工人数的比值来表示，取自然对数计入模型。(3)赫芬达尔—赫希曼指数（*HHI*）：该变量的值越小，表明市场竞争程度越高。*HHI*的计算公式为：$HHI_{ji} = \sum_{i\in\triangle_j} S_{it}^2 = \sum_{i\in\triangle_j}\left(sale_{it}/sale_{jt}\right)^2$，其中$S_{it}$表示企业$i$在$t$年的市场占有率，$sale_{it}$为企业$i$在$t$年的销售额，$sale_{jt}$为四分位行业$j$在$t$年的总销售额。(4)贸易方式虚拟变量（*Tdum*）：若企业为加工贸易企业，则取值为1，否则取值为0。(5)国有企业虚拟变量（*Sdum*）：若企业为国有企业，则取值为1，否则取值为0。(6)企业规模（*Size*）：用企业在职员工人数的对数表示。(7)企业年龄（*Age*）：企业年龄=当年年份-开业年份+1，取其对数计入模型。

（三）数据处理

本文参照Upward等(2013)以及吕越等(2015)的方法，将《中国工业企业数据库》和《中国海关进出口贸易数据库》2000-2014年的数据进行匹配。第一步，匹配企业的名称和年份。由于同一企业在不同年份可能有不同的名称，所以在匹配的过程中加入年份这一变量是有必要的。第二步，采用企业所在地的邮政编码以及电话号码后7位进行再次合并。最终，本文得以成功匹配的企业数目为174641个。

三、基本估计结果

（一）基准估计结果

根据计量模型设定，本文运用Tobit模型，并控制了年份固定效应和行业固定效应，结果汇报在表1。其中，表1中列(1)仅包括核心解释变量*SUBS*及其平方项$SUBS^2$，列(2)-列(4)逐步加入了其他控制变量。表1中列(1)的估计结果表明，在仅控制年份固定效应和行业固定效应后，*SUBS*的估计系数为正，$SUBS^2$的估计系数为负，且均在1%的水平上显著。这意味着随着政府补贴的增加，其对企业出口DVAR的影响一开始是正向的，但是增加到一定程度之后，即在政府补贴水平经过抛物线的顶点之后会对企业的出口DVAR产生负向的作用。表1中列(2)在列(1)的基础上控制了贸易方式虚拟变量和所有制虚拟变量，结果表明，*SUBS*变量及$SUBS^2$变量估计系数的绝对值有所减小，但符号并未改变，且在1%水平上显著。表1中列(3)在列(1)的基础上加入了企业全要素生产率、资本要素密集度、赫芬达尔—赫希曼指数、企业规模及企业年龄变量，估计结果显示，*SUBS*变量及$SUBS^2$变量估计系数的绝对

表1 基准估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
SUBS	0.2910***	0.0962***	0.3550***	0.1440***
	(0.036)	(0.031)	(0.040)	(0.034)
$SUBS^2$	-0.2260***	-0.0963***	-0.2700***	-0.1190***
	(0.037)	(0.026)	(0.043)	(0.032)
TFP	-	-	-0.0594***	-0.0578***
	-	-	(0.025)	(0.024)
CAPITAL	-	-	-0.0199***	-0.0176***
	-	-	(0.033)	(0.031)
HHI	-	-	0.0139***	0.0791**
	-	-	(0.042)	(0.039)
SIZE	-	-	-0.0178***	-0.0160***
	-	-	(0.041)	(0.039)
AGE	-	-	0.0107***	0.0582***
	-	-	(0.057)	(0.053)
TDUM	-	0.1700***	-	0.1710***
	-	(0.018)	-	(0.0018)
SDUM	-	0.0118***	-	0.0241***
	-	(0.019)	-	(0.002)
常数项	0.5770***	0.4240***	0.8220***	0.6580***
	(0.011)	(0.010)	(0.013)	(0.012)
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	174641	174641	174641	174641

注：括号中为企业层面聚类标准误；***、**、* 分别代表在1%、5%、10%的水平上显著，下同。

值仍在1%水平上显著。表1中列(4)同时加入了所有的控制变量，估计结果显示，*SUBS* 变量的估计系数为0.144，$SUBS^2$ 变量的估计系数为-0.119。这说明政府补贴对出口DVAR的影响并不随着其他企业特征控制变量、企业所属年份及行业特征变化，结果较为稳健。因此，可以推断企业的政府补贴与企业出口DVAR之间确实存在非线性的关系，且两者关系呈“倒U”形。本文的研究假设1得以验证。

（二）异质性影响分析

1.贸易方式异质性分析

不同贸易方式的企业所获得政府补贴的程度可能不同，本文将总样本划分为一般贸易企业、加工贸易企业和混合贸易企业三个子样本，估计结果报告在表2中。加工贸易企业样本中的政府补贴（*SUBS*）变量及其平方项（$SUBS^2$）的估计系数均不显著，未检测到政府补贴与企业出口DVAR之间存在显著关系。在一般贸易企业样本中，政府补贴（*SUBS*）的估计系数在5%统计水平上显著为正，政府补贴平方项（$SUBS^2$）的估计系数在1%统计水平上显著为负，表明一般贸易企业样本中政府补贴与企业出口DVAR之间存在显著的“倒U”形关系。进一步研究后发现，混合贸易企业中政府补贴（*SUBS*）及其平方项（$SUBS^2$）的估计系数仍然显著为正和为负，同时显著性水平有了明显增强（1%统计水平上显著），政府补贴对企业出口DVAR的影响仍然呈现为显著的“倒U”形关系。

表2 区分不同贸易方式的估计结果

	(1)一般贸易	(2)加工贸易	(3)混合贸易
SUBS	0.0671**	0.2090	0.3380***
	(0.028)	(0.232)	(0.063)
$SUBS^2$	-0.0691***	-0.4060	-0.2540***
	(0.025)	(0.371)	(0.060)
TFP	-0.0632**	-0.1050***	-0.0435***
	(0.024)	(0.009)	(0.040)
CAPITAL	-0.0161***	-0.0200***	-0.0209***
	(0.032)	(0.013)	(0.051)
HHI	0.0056*	0.0043	0.0048
	(0.034)	(0.019)	(0.069)
SIZE	-0.0537***	-0.0772***	-0.0126***
	(0.038)	(0.016)	(0.066)
Age	0.0918***	0.0979***	0.1370***
	(0.043)	(0.027)	(0.001)
常数项	0.8140***	0.6810***	0.6650***
	(0.090)	(0.068)	(0.059)
年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
观测值	96395	9741	68500

2.所有制类型异质性分析

根据所有制类型，本文将总样本分为国有企业和非国有企业两个子样本，回归结果报告在表3中。不难看出，在获得政府补贴较多的国有企业子样本中，政府补贴（*SUBS*）的估计系数为负，其平方项（$SUBS^2$）的估计系数为正，且均不显著。在非国有企业子样本组中，政府补贴与企业出口DVAR之间呈现出“倒U”形关系，且在1%水平上显著。

表3 区分不同所有制的估计结果

	(1)国有	(2)非国有
SUBS	-0.0418	0.3600***
	(0.075)	(0.048)
$SUBS^2$	0.0379	-0.2700***
	(0.064)	(0.055)
TFP	-0.0824***	-0.0508***
	(0.009)	(0.002)
CAPITAL	-0.0149***	-0.0206***
	(0.001)	(0.003)
HHI	-0.0011	0.0014***
	(0.021)	(0.043)
SIZE	-0.0058***	-0.0189***
	(0.015)	(0.043)
AGE	0.0109***	0.0082***
	(0.021)	(0.060)
常数项	0.8430***	0.7930***
	(0.037)	(0.012)
年份固定效应	控制	控制
行业固定效应	控制	控制
观测值	38401	134140

（三）稳健性分析

为增强基准回归结果的可靠性，本文从以下两个方面进行稳健性分析：

1.改变政府补贴（SUBS）的衡量方法

为保证回归结果的稳健性，本文重新采用两种衡量方法对政府补贴变量进行去规模化处理：一是采用政府补贴收入与企业固定资产的比值来衡量，回归结果报告中表4中的列(2)；二是采用政府补贴收入与企业总资产的比值，回归结果报告中表4中的列(3)。表4的回归结果表明，无论是采取补贴收入与固定资产的比值还是采取补贴收入与总资产的比值作为政府补贴变量，其系数均在1%统计水平上显著为正，其平方项的系数在1%统计水平上显著为负，上文的主要结论仍成立。

表4　更换衡量方法的估计结果

	(1) 补贴收入/销售额	(2) 补贴收入/固定资产	(3) 补贴收入/总资产
SUBS	0.1440***	0.1710***	0.2020***
	(0.034)	(0.049)	(0.033)
$SUBS^2$	-0.1190***	-0.0607***	-0.1090***
	(0.032)	(0.018)	(0.033)
年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
观测值	174641	174641	174641

2. 考虑内生性问题

考虑到逆向因果可能会引致内生性问题，企业出口DVAR可能会反过来对政府补贴产生影响。为解决这一问题，本文采用 *SUBS* 变量的滞后一期作为工具变量，对原模型进行IV-Tobit估计，估计结果在表5中的列(1)、列(2)报告，可以看出估计结果仍然显著，证明了基准回归结果的稳健性。此外，本文采用 *SUBS* 变量的滞后一期作为工具变量进行两阶段最小二乘法(2SLS)估计，估计结果在表5中列(3)报告，在考虑了内生性问题后，前文的主要结论仍然成立。为检验工具变量的有效性，本文对工具变量进行Kleibergen-Paap LM统计量检验和Kleibergen-Paap Wald F 统计量检验，结果在 1%的显著水平上拒绝了工具变量识别不足和弱工具变量的假设，证明了本文对工具变量选取的有效性。

四、影响机制分析

本文研究发现政府补贴与中国制造业企业出口DVAR之间呈现先促进后抑制的“倒U”形关系，且在不同贸易模式和不同所有制的企业中存在差异。那么，政府补贴对企业出口DVAR的具体影响机制是什么呢？本文基于中介效应模型，构建了如下回归方程：

$$DVAR_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 SUBS + \gamma_2 SUBS^2 + \gamma_3 X + \xi \qquad (4)$$

表5　内生性检验

	IV-Tobit			2SLS
	(1)DVAR	(2)SUBS		(3)DVAR
SUBS	1.6090***	-		1.5850***
	(0.315)	-		(0.310)
$SUBS^2$	-1.2040**	-		-1.1860**
	(0.504)	-		(0.497)
SUBS_LAG	-	0.1460***		-
	-	(0.019)		-
KLEIBERGEN-PAAP LM	-	-		80.786***
KLEIBERGEN-PAAP WALD F	-	-		56.097***
控制变量	控制	控制		控制
年份固定效应	控制	控制		控制
行业固定效应	控制	控制		控制
Wald(p-value)	0.002			-
观测值	174641	174641		174641

$$INNO_{it} = k_0 + k_1 SUBS + \gamma_2 X + \xi \quad (5)$$

$$DVAR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 SUBS + \lambda_2 SUBS^2 + \lambda_3 INNO_{it} + \lambda_4 X + \xi \quad (6)$$

其中，$INNO_{it}$ 表示企业的技术创新，用企业新产品销售额与总销售额的比值来衡量（张杰；郑文平，2017）。

表6为机制效应分析的估计结果。其中，表6中的列(1)是对模型(4)的估计结果，与表1中列(4)的回归结果相同。列(2)是对模型(5)的估计结果，结果显示，*SUBS* 的估计系数显著为正，表明政府补贴能够激励企业技术创新。列(3)是对模型(6)的估计结果，在模型(4)的基础上加入了中介变量 *INNO*，*INNO* 的估计系数显著为正。另外，将列(1)和列(3)进行对比，可以发现 *SUBS* 变量及 $SUBS^2$ 变量的估计系数的绝对值在加入 *INNO* 变量之后有所降低，并且显著性水平也有所下降。因此，可以断定技术创新的中介效应是存在的，政府补贴通过技术创新渠道影响中国制造业企业的出口DVAR。本文的研究假设2得以验证。

表6　机制效应分析

	(1) DVAR	(2) INNO	(3) DVAR
SUBS	0.1440***	0.290***	0.0922**
	(0.034)	(0.033)	(0.035)
$SUBS^2$	-0.1190***	-	-0.0963***
	(0.032)	-	(0.021)
INNO	-	-	0.0839**
	-	-	(0.168)
控制变量	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
观测值	174641	174641	174641
R^2	0.512	0.530	0.611

五、结论与政策建议

本文基于中国微观数据，系统地评估了政府补贴对企业出口DVAR的微观效应及其作用渠道。结果表明，随着政府补贴的增加，其一开始对企业出口DVAR的影响是积极的，但增长到一定程度之后，即在政府补贴水平经过抛物线的顶点之后，会对企业出口DVAR产生抑制的作用，也就是说只有适度的政府补贴能激励企业出口DVAR的提高，而高额度补贴会抑制企业出口DVAR的提升。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差异：政府补贴对一般贸易企业和混合贸易企业出口DVAR 的作用更为显著；较于国有企业，政府补贴对非国有企业出口DVAR的作用更为显著。进一步地，本文通过使用中介效应模型发现，政府补贴通过技术创新渠道影响中国制造业企业的出口DVAR。

本文为研究中国企业融入全球价值链问题提供了新的思路，同时为客观评价中国政府补贴的经济效果提供了微观证据。此外，本文也为改进政府补贴政策提供了新的方向，具有一定的政策意义：

1.在WTO框架内设定合理的政府补贴

本文的研究表明只有适度的政府补贴才能提升企业在全球价值链中的地位，而高额度的补贴则会产生负面的作用，因此政府对企业进行补贴时需要控制好补贴的种类和强度。SCM协议将补贴分为禁止性补贴和可诉性补贴，对研发领域的补贴在一定条件下属于传统意义上的不可诉补贴，虽然SCM协议中的不可诉补贴条款已经失效，但鉴于各国一般不对此类补贴采取反补贴措施的事实，政府可适度增加对研发领域补贴的使用，这有利于提升企业的技术创新能力。此外，目前中国在研发领域的补贴主要采用税收优惠的补贴方式，相对于直接拨款的方式，它的成效大打折扣。因此，中国在研发领域可采取直接拨款等更为直接的补贴方式，以确保企业的创新效率，提升企业的出口DVAR。

2.完善国内中间品市场

本文研究发现，就加工贸易企业而言，政府补贴的积极作用并不显著。因此，一般贸易企业可以通过进口高质量的中间品来整合全球资源，这能使企业更加专注于自身的优势领域，从而产生成本节约效应和生产率提升效应，进而提升企业的出口DVAR，这对于实现我国加工贸易转型升级具有重要的意义。此外，企业也可以通过进口中间品获取技术溢出效应，这有利于提升生产效率和产业在全球价值链中的地位。另一方面，为了避免在进口中间品的过程中形成进口依赖，从而产生“低端锁定”效

应，有必要通过技术溢出效应培育并完善国内中间品市场，整合全球资本、技术等高级要素资源以推进企业生产环节由价值链低端向价值链中高端的升级，并实现出口DVAR的提高。

3. 打造良性竞争环境

本文研究发现，相较于国有企业，政府补贴对非国有企业的作用更为有效，因此政府应该适当增加对民营企业的补贴力度，为民营企业发展营造良好的市场环境，充分发挥政府补贴对企业出口的积极作用。政府应该简政放权，放松准入壁垒，引入竞争机制，按照市场化原则进行资源配置，进一步扩大市场开放度。此外，由于信息不对称，企业在申请政府补贴的过程中可能会存在“寻补贴”的行为，这会造成产业内的恶性竞争，不利于企业竞争力的提升。为此，政府需要建立完善的甄别和监督机制，有针对性地给予补贴并确保补贴不被挪用，切实发挥政府补贴在提升企业出口竞争力上的积极作用。▲

参考文献:

[1]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.

[2]邵朝对,苏丹妮.产业集聚与企业出口国内附加值:GVC升级的本地化路径[J].管理世界,2019(8):9-29.

[3]王紫. 外商直接投资与出口国内增加值[D].中南财经政法大学,2019.

[4]David Hummels and Jun Ishii and Kei-Mu Yi. The nature and growth of vertical specialization in world trade[J]. Journal of International Economics, 2001, 54(1) : 75-96.

[5]Robert Koopman and Zhi Wang and Shang-Jin Wei. Estimating domestic content in exports when processing trade is pervasive[J]. Journal of Development Economics, 2012 (1) : 178-189.

[6]Richard Upward and Zheng Wang and Jinghai Zheng. Weighing China’s export basket: The domestic content and technology intensity of Chinese exports[J]. Journal of Comparative Economics, 2013(2) : 527-543.

[7]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.

[8]KEE H L, TANG H. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China[J]. The American Economic Review, 2016(6) : 1402-1436.

[9]余淼杰,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(03):1207-1234.

[10]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.

[11]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.

[12]苏振东,洪玉娟,刘璐瑶.政府生产性补贴是否促进了中国企业出口?——基于制造业企业面板数据的微观计量分析[J].管理世界,2012(5):24-42

[13]施炳展,逯建,王有鑫.补贴对中国企业出口模式的影响:数量还是价格?[J].经济学(季刊),2013(4):1413-1442.

[14]任曙明,吕镯.融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究[J].管理世界,2014(11):10-23+187.

[15]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.

[16]刘啟仁,黄建忠.产品创新如何影响企业加成率[J].世界经济,2016(11):28-53.

[17]吕越,黄艳希,陈勇兵.全球价值链嵌入的生产率效应:影响与机制分析[J].世界经济,2017(7):28-51.

[18]毛其淋,许家云.贸易自由化与中国企业出口的国内附加值[J].世界经济,2019(1):3-25.

[19]Boeing P. The allocation and effectiveness of China’s R&D subsidies——Evidence from listed firms［J］. Research Policy，2016（9）：1774-1789.

[20]Comanor W S，Leibenstein H. Allocative Efficiency, X-Efficiency and the Measurement of Welfare Losses［J］. Economica（New Series），1969（143）：304-309.

[21]邵敏,包群.政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析[J].中国工业经济,2012(7):70-82.

[22]吕越,罗伟,刘斌.异质性企业与全球价值链嵌入:基于效率和融资的视角[J].世界经济,2015(8):29-55.

[23]唐丹丹，唐姣美.政府补贴如何影响中国企业出口产品质量[J].现代经济探讨，2019（10）：73-81.

[24]岳文. 政府补贴与企业出口国内附加值率:事实与影响机制[J].财贸研究，2020（5）：13-27.

[25]李国柱，张婷玉.政府补贴对企业出口的影响——基于倾向得分匹配倍差法的研究[J].衡水学院学报，2021（4）：49-55.

[26]郑明贵，郑雯芳，董娟.政府补贴、研发投入与企业出口[J].江西理工大学学报，2022（1）：41-50.