

# 政府补贴对出口企业成本加成的影响研究

——基于微观企业数据的经验分析

高翔, 黄建忠

(上海对外经贸大学 国际经贸学院, 上海 201620)

**摘要:** 利用 2000—2007 年中国企业数据, 从政府补贴视角剖析了其对出口企业加成率的影响, 并检验了该影响的内在机制。结论表明: 政府补贴对出口企业加成率产生了显著的负向影响, 进一步考虑非线性因素后, 政府补贴与加成率变动呈现出显著的倒 U 型关系, 这一结论在解决内生性偏误、采取核心指标替换以及考虑异质性影响后依旧稳健。在剖析政府补贴影响出口企业加成率的内在机制后发现: 第一, 政府补贴降低了出口产品价格, 促成了出口企业“低价竞争”的出口模式, 进而降低加成率; 第二, 政府补贴并不能显著提高出口企业的创新绩效, 反而会弱化出口企业的创新激励, 进而使出口企业陷入“低加成率陷阱”; 第三, 对于政府补贴的政策依赖会使出口企业采取寻租行为, 加大企业生产成本, 不利于加成率的提升。因此, 应当反思政府补贴这一产业政策对出口的带动作用, 未来中国出口贸易转型升级的关键在于培育出口企业的内生动能。

**关键词:** 政府补贴; 出口; 企业异质性; 加成率; 中介效应

**中图分类号:** F752.62, F812.45 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2019)04-0049-12

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.04.005

## 一、引言

政府补贴作为一项代表性产业政策, 无论是在赶超型国家还是在发达国家的经济发展历程中都发挥着重要作用。从中国的经济发展历程看, 以补贴为代表的产业政策, 其作用旨在弥补市场失灵, 鼓励企业创新, 优化资源配置效率, 引导产业转型升级。进一步深入到我国外贸发展领域来看, 补贴在过去很长一段时间内成为中国出口增长的重要推手。然而补贴对于中国出口的影响应当辩证看待, 一方面, 补贴作为一种政策激励, 确实提升了企业从事出口贸易活动的积极性, 扩大了企业出口规模, 进而促进了中国出口增长<sup>[1]</sup>。另一方面, 补贴又作为一种政策扭曲, 阻碍了正常的市场竞争, 使得市场无法发挥优胜劣汰的资源配置功能, 进而造成中国出口陷入“大而不强”的窘境<sup>[2]</sup>。2018 年年初美国对中兴的“封杀”事件更是暴露了中国出口在一些领域核心技术受制于人, 缺乏市场定价能力, 出口竞争力不强这一关键问题, 同时也为我们重新审视补贴这一传统产业政策对于中国出口竞争力的影响提供了一个契机。

收稿日期: 2018-12-06; 修回日期: 2019-05-22

**作者简介:** 高翔(1990—), 男, 安徽合肥人, 经济学博士, 上海对外经贸大学国际经贸学院讲师, 研究方向为异质性企业贸易理论和全球价值链分工; 黄建忠(1962—), 男, 福建闽清人, 上海对外经贸大学教授、博士生导师, 研究方向为国际贸易理论与政策、服务贸易、世界经济。

**基金项目:** 国家社会科学基金一般项目(16BJY135); 上海市“晨光计划”项目(18CG65); 上海市教委高校青年教师培养资助计划项目“习近平新时代中国特色社会主义思想下中国制造业质量升级研究”

本文旨在研究政府补贴这一产业政策是否提升了企业的出口竞争力, 识别在何种状态下补贴的政策效果更为有效, 并重点分析补贴对出口企业加成率的影响及其机制。事实上, 作为衡量企业产品定价能力和市场竞争力的重要指标, 加成率往往反映着一个国家在全球价值链中的真实地位。异质性企业贸易理论框架中, Melitz<sup>[3]</sup>认为在国际贸易中只有生产率较高的企业才会从事出口活动, 而企业的生产率水平往往和加成率水平正向挂钩<sup>[4]</sup>。然而学者针对中国数据的研究却发现中国出口企业普遍存在“生产率悖论”<sup>[5]</sup>和“低加成率陷阱”<sup>[6-7]</sup>这一反常现象。从现实背景看, 过去中国出口增长离不开补贴这一出口促进政策的支持。数据显示, 中国企业平均接受的补贴金额由2000年的23.02万元上升到2013年的81.23万元<sup>①</sup>。一个问题随之而来, 政府补贴是否影响了出口企业加成率, 是否可以解释中国出口企业陷入“低加成率陷阱”这一现象? 如果有影响, 又是通过何种渠道完成的?

本文旨在回答上面提出的问题。文章结构安排如下: 首先, 通过文献梳理, 归纳出补贴影响出口企业加成率的内在机理, 接着利用中国企业数据, 实证检验补贴与出口企业加成率的关系, 最后提出相关建议。文章可能的贡献体现在: 第一, 研究视角不同。与现有文献从对外直接投资<sup>[8]</sup>、劳动力成本上升<sup>[9]</sup>等研究视角分析对企业加成率的影响不同的是, 本文从补贴这一视角拓展了已有研究, 是对文献的一个有益补充。第二, 研究方法前沿。本文利用较为新颖的ACF方法<sup>[10]</sup>估算出可变要素的产出弹性参数, 根据De Loecker and Warzynski<sup>[11]</sup>的生产函数估算法(下文简称DLW法), 测算了出口企业加成率, 进而构建模型评估了补贴对于出口企业加成率的影响。第三, 研究意义重大。当前我国传统的出口产业政策正面临着新问题新挑战, 将其放在中美贸易摩擦以及“中兴事件”等背景下进行研究, 重新评估补贴这一传统产业政策对中国出口竞争力的影响, 具有重要现实意义。

## 二、文献回顾与机制分析

通过梳理前人研究文献, 本文分析了政府补贴对企业出口竞争力的影响机理。

一些持积极观点的文献认为, 政府补贴可能对企业出口竞争力产生正向影响。一方面, 补贴特别是研发补贴可以增加企业研发投入<sup>[12]</sup>, 显著提高企业创新绩效, 而产品创新又可以通过价格效应和成本效应对企业出口竞争力产生积极影响<sup>[13-14]</sup>。另一方面, 补贴还可以有效缓解企业融资约束, 增加资金流动性, 因而补贴可以有效降低企业创新过程中产生的研发成本<sup>[15]</sup>。并且补贴还可以为社会投资传递一种外部信号, 使得企业获得更多投资, 缓解融资约束对生产率的负面作用<sup>[16]</sup>, 进而提高企业出口竞争力。尽管补贴的方法和效率亟待改善<sup>[17-19]</sup>, 但是从创新和融资约束的视角来看, 补贴是弥补市场缺陷, 激励研发创新, 进而推动企业出口竞争力提升的一个重要手段。但是, 应当注意补贴对于企业出口竞争力的正向作用会受到其他因素的干扰, 例如企业自身结构、所有制属性、产权类型以及所在地区的市场化发育水平等。肖利平<sup>[20]</sup>发现补贴促进公司创新绩效需要有与之相匹配的公司治理结构。杨洋等<sup>[21]</sup>的研究也发现, 企业所有制和所在地区的要素市场扭曲程度会对补贴的效果产生联合调节作用。

另一些持消极观点的文献认为, 政府补贴在一定程度上会对企业出口竞争力造成不利影响。首先, 补贴促成出口企业降低产品价格, 通过“薄利多销”的形式从事贸易活动, 促成了中国特色的“低价竞争, 高量取胜”的出口模式<sup>[22]</sup>, 进而会抑制企业出口竞争力的提升。其次, 从长远看, 补贴一定程度上会抑制企业创新绩效的提高, 企业在受到补贴时可能会做出创新和模仿两种选择<sup>[23]</sup>, 由于创新行为的高风险性与不确定性, 出口企业更多选择的是通过模仿扩大生产规模而非创新提升技术水平, 进而造成我国出口呈现“重规模, 轻技术”的结构特征<sup>[24]</sup>。再次, 政府和企业之间的信息不对称造成了事前逆向选择问题, 企业为套取补贴提升利润率, 释放出创新信号欺骗政府, 这就造成了补贴的资源错配问题<sup>[2]</sup>, 并且补贴的动机也存在扭曲, 地方政府为了自身利益考量<sup>[25]</sup>, 可能以“创新”的名义将补贴给予那些与政府有密切联系的企业<sup>[21]</sup>或本地弱势企业<sup>[26]</sup>。最后, 由于权力边界的界定不清, 政府行为缺乏法律和制度层面的约束<sup>[27]</sup>, 而企业为了自身利益, 会积极同当地政府建立起政

治联系<sup>[28]</sup>通过“寻补贴”等方式获取同等的超额利润<sup>[29]</sup>。因而,对于补贴的“路径依赖”使得企业的非生产性支出成本大大提高<sup>[30]</sup>,不利于企业出口竞争力的进步。

通过梳理已有文献发现,政府补贴对于企业出口竞争力的影响是不确定的,主要取决于其对企业出口竞争力促进效应和抑制效应的相对大小。尽管目前有关政府补贴的研究已经较为丰富,但是仍然存在以下问题需要进一步研究:第一,现有文献在关注政府补贴、出口贸易与企业加成率之间关系时,主要是从出口贸易和企业加成率<sup>[31]</sup>以及政府补贴和企业加成率<sup>[32]</sup>的视角进行考量,作为一项重要的产业政策,政府补贴对于我国企业出口竞争力特别是对于出口企业加成率的政策效果如何,少有文献进行考量。第二,现有文献在讨论企业加成率的影响因素时,大都从市场竞争<sup>[6]</sup>、寻租成本<sup>[30]</sup>、创新与资源配置改善<sup>[33]</sup>等单一渠道进行讨论,未能对政府补贴影响出口企业加成率的微观机制进行全面系统识别。第三,政府补贴这一产业政策的效果可能存在异质性,特别是由于企业异质性、行业差别性、政策针对性,可能会使补贴效果大相径庭。此外,补贴对于出口企业加成率的影响渠道可能会由于企业所处行业的市场竞争度而有所不同。然而遗憾的是,目前鲜有文献进行探讨。本文将从经验研究层面考察补贴对于出口企业加成率的影响效果和机制。

### 三、模型、变量与数据

#### (一) 模型设定

本文旨在考察政府补贴会对出口企业加成率产生何种影响,因此将回归模型设定如下:

$$markup_{it} = \alpha + \beta subsidy_{it} + \delta X'_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,下标*i*和*t*分别表示企业和年份。*markup*表示企业加成率,*subsidy*表示企业接受的补贴力度。 $\beta$ 是*subsidy*的估计系数, $X'$ 是控制变量集, $\delta$ 是控制变量的估计系数。此外在模型中还加入了企业固定效应( $\mu_i$ )和年份固定效应( $\tau_t$ ), $\alpha$ 是常数项, $\varepsilon_{it}$ 是随机残差项。

#### (二) 变量定义

1. 企业加成率(*markup*)。本文借鉴DLW<sup>[11]</sup>的生产函数法,根据Akerberg *et al.*<sup>[10]</sup>对生产函数的两步估计得到生产要素的产出弹性系数,得出加成率指标1。本文还考虑企业进入退出对生产率的影响,通过Probit模型估算出企业退出概率,进而对生产函数估计中的“自我选择效应”进行纠偏,进一步得到采用企业退出概率调整后的加成率指标2。

具体测算中,放松了对需求结构的假设条件,采用了更具灵活性和实用性的超越对数生产函数(Translog)形式:

$$y_{it} = \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{kl} k_{it} l_{it} + \beta_{km} k_{it} m_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{klm} k_{it} l_{it} m_{it} + \psi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中,*y*表示工业总产值,*k*、*l*和*m*分别表示资本、劳动和中间要素投入, $\psi$ 表示可被观测到的企业生产率部分, $\varepsilon$ 表示随机干扰项。加成率估算的关键是估计生产投入要素的产出弹性系数,对式(2)中的*m<sub>it</sub>*一阶求导可得中间要素投入的产出弹性系数:

$$\theta_{it}^m = \frac{\partial y_{it}}{\partial m_{it}} = \beta_m + 2\beta_{mm} m_{it} + \beta_{km} k_{it} + \beta_{lm} l_{it} + \beta_{klm} k_{it} l_{it} \quad (3)$$

根据式(3)可以看出,中间要素投入的产出弹性 $\theta_{it}^m$ 不仅与自身有关,同时也取决于资本和劳动投入,因而采用Translog生产函数计算出的中间要素产出弹性考虑了其他生产要素的变化情况。进一步采用类似生产率LP估计方法中的控制方程方法,将企业生产率表示为:

$$\psi_{it} = h_t(k_{it}, l_{it}, m_{it}) \quad (4)$$

将式(4)代入式(2),得到生产函数的简化形式:

$$y_{it} = \kappa_t(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + h_t(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + \varepsilon_{it} = \varphi_t(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

为得到生产要素的产出弹性系数,依照Akerberg *et al.*<sup>[10]</sup>的方法进行两步估计:第一步,采用非参

数方法对生产函数(5)进行估计,通过三阶多项式逼近拟合,得到产出和随机冲击的拟合值 $\hat{\varphi}_{it}$ 和 $\hat{\varepsilon}_{it}$ ;第二步,假定企业生产率服从马尔可夫过程,根据企业生产率动态过程中的假设估计生产函数中的任意参数向量 $\beta$ 并得到相应的生产率 $\psi_{it}(\beta)$ ,同时利用Probit模型估计的企业退出概率 $P_{it}$ (用以代替企业退出生产率下限 $\psi_{it-1}$ )估计随机的生产率冲击,再利用随机生产率冲击以及与当期固定要素投入、可变要素投入的滞后期不相关的矩条件得到式(2)所有参数( $\beta_k, \beta_l, \beta_m, \beta_{kl}, \beta_{lm}, \beta_{klm}$ )的估计值,根据式(3)得到行业层面(2位码)的中间要素投入的产出弹性 $\theta_{it}^m$ ,最后参照DLW<sup>[11]</sup>对企业加成率定义为:

$$markup_{it} = \theta_{it}^m / \alpha_{it}^m \quad (6)$$

根据公式(6)测算出企业加成率(*markup*)。其中 $\alpha_{it}^m$ 表示中间要素投入支出份额,即中间要素投入成本在企业工业总产值中的比重。图1和图2分别展示了加成率指标1、加成率指标2和非补贴出口、补贴出口企业加成率的核密度估计。我们发现补贴出口企业加成率的核密度图相对于非补贴出口企业加成率要明显“左移”,表明非补贴出口企业加成率要高于补贴出口企业加成率。

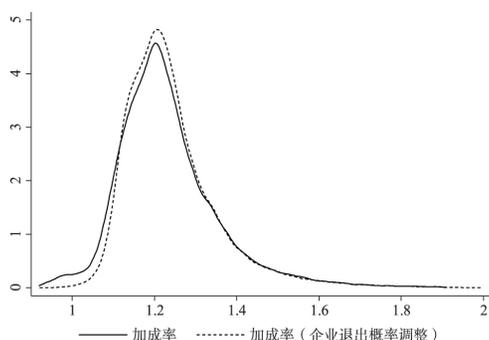


图1 企业加成率的核密度

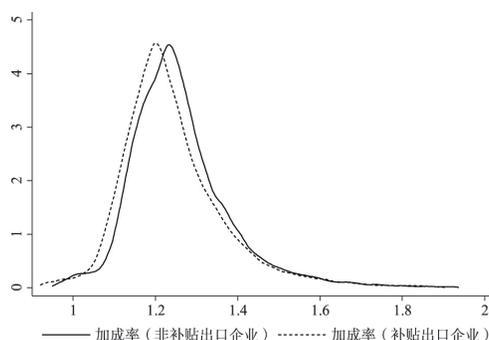


图2 (非)补贴出口企业加成率的核密度

2. 政府补贴(*subsidy*)。本文的核心解释变量政府补贴数据来源于中国工业企业数据库中的“补贴收入”这一项<sup>②</sup>。实际研究中,借鉴孔东民等<sup>[34]</sup>以及张杰和郑文平<sup>[35]</sup>的做法,对企业接受的补贴力度进行去规模化处理,即以补贴收入与产品销售收入、企业工业总产值、企业生产经营费用的比值衡量补贴指标,分别得到补贴指标1、补贴指标2和补贴指标3。

3. 控制变量集( $X$ )。企业生产率(*tfp*):为了较好避免生产率估算中的内生性问题,采用LP方法<sup>[36]</sup>估算企业生产率;企业规模(*size*):采用企业就业人数(取对数)来衡量;企业年龄(*age*):采用当年年份与开工年份的差值衡量;企业负债(*debt*):采用企业总负债与总资产的比值衡量;出口强度(*expint*):采用企业出口交货值与企业销售总收入的比值衡量;国企哑变量(*state*):采用国有企业哑变量衡量;赫芬达尔—赫希曼指数(*HHI*指数):为控制企业所在行业的市场结构特征,利用企业销售收入指标计算出行业层面(4位码)的赫芬达尔—赫希曼指数,HHI指数越小,表明企业所处行业的竞争程度较高。

### (三) 数据说明

本文研究样本主要源自两套数据:(1)中国工业企业数据库;(2)海关贸易数据库。样本观察期为2000—2007年。为研究方便,首先将海关库的月度数据加总为年度数据。具体数据处理时,本文做了如下工作:首先,依照Yu<sup>[37]</sup>的方法通过企业名称以及企业所在地邮政编码和电话号码等信息对两套数据进行合并;其次,考虑到中国在2002年对《国民经济行业分类》进行了调整,依照Brandt *et al.*<sup>[38]</sup>提供的代码对本文研究样本中的工业行业分类(CIC)进行四位码调整;再次,估算企业生产率是本文研究中测算企业加成率的关键步骤,为严谨考虑,参照杨汝岱<sup>[39]</sup>的做法,采用工业品出厂价格指数对企业的工业总产值、工业增加值和中间要素投入进行了价格平减处理;最后,参照聂辉华等<sup>[40]</sup>的论述,对合并数据中那些存在异常值或者不满足“会计准则”的企业进行了剔除处理,同时采用双边截尾方式剔除了样本中关键指标企业加成率前后1%的异常样本。

## 四、实证结果报告及分析

## (一) 基本模型回归结果

首先对回归模型(1)进行计量估计,并分别控制了企业和年份固定效应,同时采用聚类稳健标准误控制异方差问题,表1报告了基本模型的回归结果。其中表1第(1)、(3)、(5)列均不加入控制变量且政府补贴分别以补贴指标1、补贴指标2、补贴指标3衡量。结果显示,各模型中补贴的回归系数均显著为负,说明无论对企业补贴收入进行何种去规模化处理,补贴都会对出口企业加成率产生负向影响。这个结果表明政府补贴不利于出口企业加成率的提升。进一步地,表1第(2)、(4)、(6)列是在第(1)、(3)、(5)列基础上加入了控制变量并对回归模型(1)进行再估计的结果。结果显示:各个补贴指标的估计系数仍显著为负,表明纳入控制变量后,本文核心结论没有发生根本改变。综上所述,补贴对出口企业加成率产生了负向影响,补贴政策对于出口企业产品定价能力和核心竞争力的培育并没有起到显著的促进效果。

控制变量方面,企业生产率(*tfp*)的系数显著为正,表明生产率和加成率之间呈现高度正向关联,企业生产率越高,技术水平越高,可以获得更高的价格加成能力。企业规模(*size*)和加成率显著负相关,可能的原因在于规模越大的出口企业产生更多的冗余成本,导致规模不经济。企业年龄(*age*)的系数不显著,表明企业年龄对出口企业加成率的影响尚未凸显。企业负债(*debt*)对出口企业加成率产生负向影响,说明负债率越高,企业面临更高的融资约束,进而限制了企业发展,加成率降低。出口强度(*expint*)的估计系数显著为负,说明企业出口越多,加成率越低,原因在于我国企业“低价竞争,数量取胜”的出口模式。国企哑变量(*state*)的系数不显著,表明出口企业是否是国有企业和加成率之间没有必然联系。最后,赫芬达尔—赫希曼指数(*HHI*)的系数显著为正,表明出口企业所处行业垄断程度越高,企业可以获得更多的价格加成。

除了对出口企业加成率产生单方向的抑制作用之外,政府补贴与出口企业加成率之间可能存在着非线性关系。在模型(1)的基础上进一步加入补贴的平方项,用以考察补贴与出口企业加成率之间是否存在U型或者倒U型关系。考虑非线性因素的基本模型的回归结果如表2所示。观察表2的结果

表1 基本模型估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	补贴指标1	补贴指标1	补贴指标2	补贴指标2	补贴指标3	补贴指标3
补贴	-0.161** (-2.40)	-0.186*** (-2.71)	-0.190*** (-2.78)	-0.215*** (-3.07)	-0.000*** (-3.01)	-0.000*** (-3.23)
企业生产率		0.005*** (9.64)		0.005*** (9.68)		0.004*** (9.16)
企业规模		-0.001** (-2.21)		-0.001** (-2.21)		-0.001** (-2.34)
企业年龄		-0.000 (-1.11)		-0.000 (-1.11)		-0.000 (-1.09)
企业负债		-0.000*** (-5.21)		-0.000*** (-5.21)		-0.000*** (-5.74)
出口强度		-0.000** (-2.22)		-0.000** (-2.21)		-0.000** (-2.40)
国企哑变量		0.006 (1.45)		0.006 (1.45)		0.005 (1.29)
HHI指数		1.103*** (6.31)		1.104*** (6.31)		1.150*** (5.95)
常数项	1.149*** (1091.98)	1.151*** (446.93)	1.149*** (1091.89)	1.151*** (446.92)	1.149*** (1064.53)	1.151*** (437.94)
固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R平方	0.8561	0.8588	0.8560	0.8588	0.8588	0.8614
观测值	228915	228915	228915	228915	228915	228915

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示变量估计系数在1%、5%和10%的显著性水平上显著;()内数值为t统计值;同时上述模型中我们均控制年份和企业固定效应。

表2 基本模型估计结果:考虑非线性因素

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	补贴指标1	补贴指标1	补贴指标2	补贴指标2	补贴指标3	补贴指标3
补贴	0.234*** (3.24)	0.236*** (3.26)	0.118*** (2.77)	0.117*** (2.76)	0.002*** (2.60)	0.002*** (2.60)
补贴的平方	-1.456*** (-3.06)	-1.468*** (-3.05)	-2.057*** (-3.54)	-2.174*** (-3.57)	-0.000*** (-2.75)	-0.000*** (-2.76)
控制变量	no	yes	no	yes	no	yes
固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R平方	0.8561	0.8589	0.8560	0.8589	0.8588	0.8615
观测值	228915	228915	228915	228915	228915	228915

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示变量估计系数在1%、5%和10%水平上显著;括号内数值为t值。

可以发现: 主要解释变量补贴及其平方项的估计系数, 分别在 1% 的统计水平上显著为正和显著为负, 意味着补贴和出口企业加成率之间存在显著的倒 U 型关系, 补贴对出口企业加成率的影响存在一个临界值。在临界值之前, 补贴通过增加企业研发投入以及缓解企业融资约束等方式, 能够最大限度地促进出口企业加成率的提升, 一旦超过该临界值, 补贴对于出口企业加成率的抑制作用开始凸显, 这可能由于补贴降低出口产品价格、弱化创新激励以及增加寻租成本等所致。此外, 在分别加入各个控制变量后, 补贴及其平方项的估计系数的符号和显著性未发生明显变化, 结论依旧稳健。

## (二) 内生性问题处理

### 1. 倾向得分匹配—双重差分方法(PSM—DID)

考虑到政府补贴与出口企业加成率之间存在的双向因果关系, 需要对回归模型中可能存在的“内生性偏误(Endogeneity Bias)”予以纠正。首先借鉴许家云和毛其淋<sup>[29]</sup>以及余娟娟和余东升<sup>[41]</sup>的做法, 采用 PSM—DID 方法对模型进行再估计。将受过补贴的企业视为处理组, 将未受过补贴的企业作为对照组。据此设定  $DS$  和  $DT$  两个虚拟变量,  $DS = 1$  表示企业受过补贴,  $DS = 0$  表示企业未受过补贴。  $DT = 0$  表示企业受过补贴前的时期,  $DT = 1$  表示企业受过补贴后的时期。那么补贴对于出口企业加成率的影响可以用 (7) 式表示:

$$\delta = E(\delta_{it} | DS_{it} = 1) = E(\Delta markup_{it}^1 | DS_{it} = 1) - E(\Delta markup_{it}^0 | DS_{it} = 1) \quad (7)$$

然而在现实中, 由于受过补贴的企业在未受过补贴时的情况是不可观测的, 因而我们利用“反事实”的思想, 采用倾向得分匹配(PSM)方法对研究样本存在的“自我选择偏差(Self Selection Bias)”进行纠正, 形成新的随机样本, 即通过 Probit 模型计算出企业接受政府补贴的概率, 并赋予一个概率分值  $P_i$ :

$$P_{it} = \text{Probability}(DS_{it} = 1 | X'_{it}) = \varphi(X'_{it}) \quad (8)$$

在计算完概率分值后, 我们采用最近邻居匹配(Nearest Neighbor Matching)为处理组企业寻找对照组企业, 使得补贴和非补贴企业的可观测情况  $X'_{it}$  基本相同。利用“反事实”思想, 将 (7) 式转为:

$$\delta = E(\delta_{it} | DS_{it} = 1) = E(\Delta markup_{it}^1 | DS_{it} = 1) - E(\Delta markup_{it}^0 | DS_{it} = 0) \quad (9)$$

其中,  $X'_{it}$  为企业受过补贴的匹配变量, 匹配变量与上文定义的控制变量类似, 不再赘述。为确保结果的可靠性, 我们进行了匹配平衡性检验, 平衡性检验要求满足在给定企业获得政府补贴概率分值  $P_{it}$  的条件下, 企业获取实际补贴与其特征变量是相互独立的。表 3 报告了匹配变量的平衡性检验结果, 结果显示匹配后的各匹配变量的标准偏差绝对值均小于 5%, 小于 Rosenbaum and Rubin<sup>[42]</sup> 认为的匹配平衡性检验的有效性阈值 20%, 说明匹配结果较好。此外, 大多数 T 检验结果不拒绝处理组和对照组没有系统

表 3 平衡性检验结果

变量	处理	均值		标准偏差	标准偏差减少幅度	T 统计量	T 统计量伴随概率
		处理组	对照组				
企业生产率	匹配前	0.580 7	0.581 1	-0.2	39.7	-0.33	0.745
	匹配后	0.580 7	0.584 5	0.1		0.18	0.854
企业规模	匹配前	6.394 7	6.393 8	0.1	92.4	8.95	0.000
	匹配后	6.394 7	6.323 8	4.8		0.12	0.903
企业年龄	匹配前	11.918	10.068	10.7	91.0	21.77	0.000
	匹配后	11.918	11.722	1.0		1.82	0.069
企业负债	匹配前	0.574 4	0.693 5	-0.8	99.2	-1.44	0.151
	匹配后	0.574 4	0.584 7	-0.0		-0.13	0.895
出口强度	匹配前	0.574 1	0.598 6	-0.8	87.4	-1.84	0.065
	匹配后	0.574 1	0.577 2	-0.1		-0.20	0.844
国企哑变量	匹配前	0.209 6	0.104 3	27.1	99.8	55.96	0.000
	匹配后	0.209 6	0.201 1	-0.0		-0.08	0.936
HHI 指数	匹配前	0.002 7	0.002 5	2.8	95.6	5.55	0.000
	匹配后	0.002 7	0.002 7	-0.1		-0.19	0.841

差异的原假设(企业年龄除外), 因而可以认为匹配结果较好地平衡了数据。

在匹配样本基础上, 利用双重差分法(DID)考察补贴对于出口企业加成率的影响效应, 模型设定如下:

$$markup_{it} = \alpha + \beta_1 DS_{it} + \beta_2 DT_{it} + \beta_3 DS_{it} \times DT_{it} + \delta X'_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

表4前两列展示了采用PSM-DID方法得到的回归结果,其中第(1)列中的被解释变量是采用生产函数估计的加成率指标1,第(2)列中的被解释变量是采用企业退出概率调整后的加成率指标2。结果显示,交互项 $DS \times DT$ 的估计系数均在5%的水平显著为负,说明在控制其他相关因素后,处理组企业的加成率提升速度要明显低于对照组企业,即表明补贴对于出口企业加成率具有显著的抑制效应。此外控制变量的系数符号和显著性水平也和基本模型回归结果较为一致,说明模型在考虑纠正“内生性偏误”之后,结果具有较好的稳健性。

## 2. 工具变量(Instrumental Variable)回归

为纠正“内生性偏误”,参照学界普遍做法,采用政府补贴的滞后一期项作为工具变量进行二阶段最小二乘估计(2SLS)。表4第(3)列和第(4)列报告的是采用研究样本的2SLS回归结果,可以看出补贴估计系数的绝对值有明显上升,表4第(4)列将被解释变量换为加成率指标2后回归结果仍然类似,显示在进行工具变量回归后核心解释变量的符号和显著性未发生明显变化,结论仍与上文一致。工具变量检验结果表明,采用政府补贴的滞后一期项作为工具变量是合适的。总之,选择工具变量进行2SLS回归后,结论仍然显示补贴对于出口企业加成率存在显著的负向影响。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 采用“会计法”重新测算企业加成率

基本模型中的核心被解释变量为企业加成率(*markup*),对此前文采用 $DLW^{[11]}$ 提出的生产函数法进行了测算估计。在稳健性检验部分,我们还借鉴盛丹和王永进<sup>[31]</sup>的做法,根据“会计准则”对企业加成率进行重新测算,“会计法”测算企业加成率的公式用文字可以表示为:

$$\text{“会计法”加成率} = \frac{\text{工业增加值} + \text{中间要素投入}}{\text{应付工资和福利费用总额} + \text{中间要素投入}} \quad (11)$$

式(11)中,计算“会计法”加成率的指标数据均可从中国工业企业数据库中获得,我们将“会计法”测算出的企业加成率指标代入模型(1)进行再估计,控制相关变量后,模型的核心解释变量分别为补贴指标1、2和3,回归结果报告在表5第(1)、(2)和(3)列。结果显示尽管补贴估计系数的显著性水平较表1第(2)、(4)和(6)列的回归结果有所下降,但是系数的符号方向没有发生变化,再次表明补贴仍然显著抑制了出口企业加成率的提升。

#### 2. 采用泊松伪极大似然估计方法(PPML)

实证回归中,一个棘手的问题是,企业能否获取补贴可能并非是随机筛选的。一方面,企业能否

表4 内生性问题处理

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	加成率指标1	加成率指标2	加成率指标1	加成率指标2
<i>DS</i>	0.025 *** (4.65)	0.019 *** (5.03)		
<i>DT</i>	0.001 (0.65)	0.001 (0.41)		
<i>DS × DT</i>	-0.005 ** (-2.49)	-0.004 ** (-2.40)		
补贴			-0.385 *** (-2.93)	-0.331 *** (-3.18)
控制变量	yes	yes	yes	yes
固定效应	yes	yes	yes	yes
R平方	0.8588	0.8466	0.1094	0.1119
观测值	44833	44833	130305	130305

注:其中补贴以“补贴收入/产品销售收入”来衡量,即“补贴指标1”。我们还进行了工具变量检验,结果验证了工具变量的合理有效性。限于篇幅,未汇报结果,备索。

表5 稳健性检验

变量	“会计法”核算的加成率指标			泊松伪极大似然估计方法(PPML)		
	补贴指标1	补贴指标2	补贴指标3	补贴指标1	补贴指标2	补贴指标3
补贴	-0.329 *** (-2.70)	-0.352 *** (-2.89)	-0.000* (-1.69)	-0.064 ** (-2.56)	-0.007 *** (-3.05)	-0.000* (-1.70)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes
固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R平方	0.7075	0.7074	0.7083	0.2504	0.2507	0.2392
观测值	228915	228915	228915	228915	228915	228915

注:第(4)、(5)和(6)列中,企业加成率采用 $DLW(2012)$ 法测算得到的加成率指标1衡量。

获取补贴受到其自身经营绩效的影响;另一方面,补贴和企业加成率还可能同时受到某一共同因素的影响。为克服可能存在的“自我选择偏差(Self Selection Bias)”问题,采用泊松伪极大似然估计方法(PPML)进行处理。表5第(4)、(5)和(6)列报告了分别采用补贴指标1、补贴指标2和补贴指标3作为核心解释变量后采用PPML估计法得到的回归结果,在控制相关因素后,核心解释变量的系数符号没有发生实质性变化,补贴对出口企业加成率具有显著的负向影响。表明核心结论不受估计方法变更的影响。

#### (四) 异质性分析

##### 1. 区分企业贸易方式

首先,根据企业贸易方式,将全部样本企业划分为一般贸易、加工贸易和混合贸易企业三类样本。这三类子样本企业的回归结果报告在表6第(1)~(3)列,我们发现,一般贸易企业样本中补贴的估计系数无论是在数值和显著性上都大于加工贸易企业和混合贸易企业,说明补贴对于一般贸易企业加成率的负向影响效应明显大于加工贸易企业和混合贸易企业。可能的解释是,一方面,加工贸易企业“两头在外”的出口特征使得补贴对该类型企业的加成率影响十分有限;另一方面,一般贸易企业生产需要的产品大都由国内供应,该类型企业受到补贴等国内政策的影响较大,而混合贸易企业作为一般贸易企业和加工贸易企业的“结合体”,补贴对于该类型企业加成率的影响介于一般贸易企业和加工贸易企业之间。

##### 2. 区分企业所有制

此外,我们还将全部样本划分为本土企业和外资企业两个子样本,结果报告在表6第(4)~(5)列,结果发现:两个子样本中补贴的估计系数至少在10%水平显著为负,表明补贴均降低了这两种类型出口企业的加成率水平。进一步研究发现,本土企业样本中补贴估计系数的绝对值大于外资企业,说明相对于外资企业而言,补贴对于本土出口企业加成率的负向影响效应更大。可能的解释是,如上文所述,外资企业多为加工贸易企业,主要从事进口、加工国外中间原料等活动,因而该类型企业对于补贴这一政策的依赖程度相对较低,而本土企业相对于外资企业更多使用国内中间原料,因而该类型企业受到补贴的影响就相对较大。

#### 五、影响机制的检验

##### (一) 影响渠道检验

前文已验证了补贴会降低出口企业的加成率水平。一个随之而来的问题是,补贴究竟通过何种渠道降低了出口企业加成率。在本部分,结合前文的分析,我们将通过中介效应模型验证补贴影响出口企业加成率的传导机制。据此,我们引入三个中介变量:产品价格(*price*)、创新密集度(*innovation*)和寻租成本(*cost*),并将检验“产品价格效应”“创新绩效效应”和“寻租成本效应”的中介效应模型设定如下:

$$markup_{it} = \alpha + \beta subsidy_{it} + \delta X'_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$price_{it} = \alpha + \beta subsidy_{it} + \delta X'_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

$$innovation_{it} = \alpha + \beta subsidy_{it} + \delta X'_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

$$cost_{it} = \alpha + \beta subsidy_{it} + \delta X'_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

$$markup_{it} = \alpha + \beta_1 subsidy_{it} + \beta_2 price_{it} + \beta_3 innovation_{it} + \beta_4 cost_{it} + \delta X'_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

表6 异质性分析

变量	企业贸易方式异质性			企业所有制异质性	
	加工贸易	一般贸易	混合贸易	本土	外资
补贴	-0.159** (-2.10)	-0.365*** (-2.83)	-0.237** (-2.11)	-0.339** (-1.97)	-0.152* (-1.92)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes
固定效应	yes	yes	yes	yes	yes
R平方	0.8703	0.8642	0.8696	0.8748	0.8678
观测值	78165	49556	101194	55674	173241

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示变量估计系数在1%、5%、10%水平上显著,括号内为t值。

其中,产品价格(*price*)采用企业出口产品的加总平均价格(取对数)来衡量,创新密集度(*innovation*)采用企业新产品产值与企业销售收入的比值来衡量,寻租成本(*cost*)采用企业管理费用与企业总资产的比值来衡量。模型(16)则将被解释变量对三个中介变量和核心解释变量进行回归。

表7报告了中介效应检验结果。其中表7第(1)列和表1第(2)列结果相同,不再赘述。表7第(2)列展示了补贴对于产品价格的影响,补贴的估计系数在1%水平上显著为负,表明补贴降低了出口企业的产品价格,这一结果与施炳展等<sup>[22]</sup>得到的研究结论一致,说明补贴促成了我国出口企业“低价竞争,数量取胜”的出口模式。表7第(3)列展示了补贴对于创新绩效的影响,发现补贴的估计系数显著为负,这意味着补贴确实降低了出口企业的创新绩效,可能的解释在于出口企业在受到补贴时可能更多选择模仿而非创新,使得资金并没有进入研发部门而是实现了生产部门的扩展,进而促成我国出口企业“轻技术,重规模”的出口特征。表7第(4)列展示了补贴对于寻租成本的影响,补贴的估计系数在1%水平上显著为正,表明补贴确实增加了企业的寻租费用,寻租费用的增加会“挤占”企业生产经营的财务支出,同时提升了出口企业的生产边际成本,进而降低加成率水平。最后,表7第(5)列展示了模型(16)的回归结果,我们发现产品价格、创新绩效和寻租成本的估计系数分别为负、负和正,这和经济学理论预期相一致,即出口企业的产品价格提高和创新绩效提升将会促进加成率进步,而寻租成本的增加将会抑制加成率提升。

## (二) 进一步讨论:基于市场集中度的分析

政府进行补贴的一个重要目标就是提升企业的创新绩效,从而实现企业竞争力的提升和出口结构的优化升级。那么政府补贴这一产业政策的效果究竟是由何种因素决定的呢?考虑到企业所在的行业集中度有所不同,借鉴闫志俊和于津平<sup>[24]</sup>的做法,我们将样本中的企业分为市场集中度较高( $HHI > 0.75$ )和市场集中度较低( $HHI \leq 0.75$ )两个样本,以创新密集度为中介变量,实证检验“创新绩效渠道”在两个子样本中发挥的中介作用。

表8报告了两个子样本对应的中介效应检验结果。我们发现在市场集中度较高的子样本中,政府补贴通过抑制出口企业创新绩效对加成率产生了显著的负面效应。而在市场集中度较低的子样本中,创新绩效对应的估计系数不显著,表明政府补贴并未显著对出口企业创新产生不利影响,补贴负面地影响出口企业加成率的“创新绩效渠道”并不存在。此外,对比表8第(1)列和第(4)列以及第

表7 影响机制检验

	(1) 加成率	(2) 产品价格	(3) 创新绩效	(4) 寻租成本	(5) 加成率
补贴	-0.186 *** (-2.71)	-3.161 *** (-2.58)	-0.564 *** (-2.68)	1.845 *** (2.90)	-0.154 ** (-2.29)
产品价格					0.002 *** (2.58)
创新绩效					0.056 *** (16.94)
寻租成本					-0.001 ** (-2.36)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes
固定效应	yes	yes	yes	yes	yes
R平方	0.858 8	0.872 6	0.878 2	0.933 3	0.863 0
观测值	228 915	228 915	228 915	228 915	228 915

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示变量估计系数在1%、5%、10%水平上显著,括号内为t值。

表8 影响机制检验:进一步讨论

	市场集中度较高			市场集中度较低		
	加成率	创新绩效	加成率	加成率	创新绩效	加成率
补贴	-0.205 ** (-2.34)	-0.065 *** (-3.61)	-0.160 * (-1.84)	-0.098 * (-1.93)	-0.000 (-0.29)	-0.059 * (-1.69)
创新绩效			0.029 *** (9.49)			0.027 *** (8.09)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes
固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R平方	0.877 1	0.848 8	0.879 4	0.863 0	0.862 7	0.866 1
观测值	71 053	71 053	71 053	157 862	157 862	157 862

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示变量估计系数在1%、5%、10%水平上显著,括号内为t值。

(3)列和第(6)列中补贴的估计系数大小后发现,相对于市场集中度较低的企业样本,市场集中度较高企业样本中政府补贴对出口企业加成率的抑制效应更为明显。上述结果表明企业所在行业集中度的差别是导致政府补贴产生不同影响的重要原因,当企业所在行业市场集中度较高或者存在垄断时,政府补贴会明显弱化出口企业的创新激励,不利于出口企业加成率的提升,当企业所在行业市场集中度较低或者处于竞争状态时,政府补贴对于企业创新的抑制效应则不明显。可以认为,当补贴面对处于市场垄断状态下的企业时,补贴带来的政策性扭曲较严重,政策效果较差,而补贴面对处于市场竞争状态下的企业时,补贴带来的政策性扭曲相对较轻,政策效果相对较好。

## 六、结论与建议

本文采用2000—2007年中国工业企业数据库和海关贸易数据库合并数据考察了政府补贴对于出口企业加成率的影响,得到以下几点发现:第一,总体来看,政府补贴的效果不佳,补贴在总体上降低了出口企业加成率。考虑非线性因素影响后,政府补贴与出口企业加成率之间呈现出显著的倒U型关系,这表明补贴并没有显著提升出口企业的价格加成能力。这一核心结论在替换核心被解释变量和核心解释变量、采用倾向得分匹配—双重差分法、工具变量法和泊松伪极大似然估计方法后依然十分稳健。第二,通过机制检验我们发现,补贴主要通过“产品价格”“创新绩效”和“寻租成本”三个影响渠道抑制出口企业加成率的提升。检验结果表明补贴政策在过去更多的是促成了中国出口企业“低价格、轻技术、重规模”的出口模式,同时创新激励不足、“寻补贴”等因素使得出口企业产生对于补贴政策的“路径依赖”,进而使得出口企业逐步陷入“低加成率陷阱”。此外,我们还发现市场集中度的高低是政府补贴通过“创新绩效渠道”对出口企业加成率产生分化影响的重要原因。

本文研究结论有着十分清晰的政策含义。不可否认,补贴这一产业政策在中国出口“做大”过程中起过十分重要的作用,但是也造成了低价竞争这一不可持续的发展模式。因此,未来中国出口“做强”的关键,一方面在于缩减补贴规模,改善补贴方式,完善补贴效率,例如取消对于落后产能的出口补贴,采取“普惠性”和“竞争中性”的补贴政策,加大出口企业创新补贴投入、结合出口企业所处的行业特点进行差别化补贴等;另一方面,适当转变出口补贴等贸易导向政策,设立进口补贴等措施鼓励企业进口国外先进产品或者中间产品,通过“引入、吸收、再创新”等方式,结合鼓励企业加强技术创新能力和品牌建设能力等政策措施,培育中国出口企业可持续发展的内生动能,推动我国出口贸易转型升级。

## 注释:

①作者根据研究样本整理统计得到。

②补贴收入中可能包含出口退税收入<sup>[2]</sup>,如果出口退税的金额超过产品实际所含间接税金额,超过的“超额退税”部分计入企业补贴收入部分。鉴于数据可得性,实证研究中我们对补贴收入进行去规模化处理用来衡量企业受到政府补贴的力度。

## 参考文献:

- [1]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+187.
- [2]周世民,盛月,陈勇兵.生产补贴、出口激励与资源错置:微观证据[J].世界经济,2014(12):47-66.
- [3]MELITZ M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6):1695-1725.
- [4]MELITZ M J, OTTAVIANO G I. Market size, trade, and productivity[J]. *The review of economic studies*, 2008, 75(1):

295-316.

- [5]李春顶. 中国出口企业是否存在“生产率悖论”: 基于中国制造业企业数据的检验[J]. 世界经济 2010(7): 64-81.
- [6]刘啟仁, 黄建忠. 异质出口倾向、学习效应与“低加成率陷阱”[J]. 经济研究 2015(12): 143-157.
- [7]黄先海, 诸竹君, 宋学印. 中国中间品进口企业“低加成率之谜”[J]. 管理世界 2016(7): 23-35.
- [8]毛其淋, 许家云. 中国对外直接投资如何影响了企业加成率: 事实与机制[J]. 世界经济 2016(6): 77-99.
- [9]诸竹君, 黄先海, 宋学印, 等. 劳动力成本上升、倒逼式创新与中国企业加成率动态[J]. 世界经济 2017(8): 53-77.
- [10]ACKERBERG D A, CAVES K, FRAZER G. Identification properties of recent production function estimators[J]. *Econometrica* 2015 83(6): 2411-2451.
- [11]DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markup and firm-level export status[J]. *American economic review* 2012 102(6): 2437-2471.
- [12]GORG H, STROBL E. The effect of R&D subsidies on private R&D[J]. *Economica* 2007 74(294): 215-234.
- [13]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.
- [14]蔡旺春, 吴福象, 刘琦. 研发补贴与中国高技术细分行业出口竞争力比较分析[J]. 产业经济研究 2018(6): 1-9.
- [15]BROWN J R, MARTINSSON G, PETERSEN B C. Do financing constraints matter for R&D? [J]. *European economic review* 2012 56(8): 1512-1529.
- [16]任曙明, 吕镞. 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.
- [17]徐保昌, 谢建国. 政府质量、政府补贴与企业全要素生产率[J]. 经济评论 2015(4): 45-56 + 69.
- [18]高翔, 独旭. 政府补贴、政府治理能力与出口企业风险承担[J]. 财贸研究 2017(12): 47-60.
- [19]程仲鸣, 张鹏. 财税激励政策、政府质量与企业技术创新[J]. 南京财经大学学报 2017(3): 53-64.
- [20]肖利平. 公司治理如何影响企业研发投入? ——来自中国战略性新兴产业的经验考察[J]. 产业经济研究 2016(1): 60-70.
- [21]杨洋, 魏江, 罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新? ——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. 管理世界, 2015(1): 75-86 + 98 + 188.
- [22]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.
- [23]HAUSMANN R, HWANG J, RODRIK D. What you export matters[J]. *Journal of economic growth* 2007 12(1): 1-25.
- [24]闫志俊, 于津平. 政府补贴与企业全要素生产率——基于新兴产业和传统制造业的对比分析[J]. 产业经济研究 2017(1): 1-13.
- [25]周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究 2007(7): 36-50.
- [26]邵敏, 包群. 地方政府补贴企业行为分析: 扶持强者还是保护弱者? [J]. 世界经济文汇 2011(1): 56-72.
- [27]余明桂, 回雅甫, 潘红波. 政治联系、寻租与地方政府财政补贴有效性[J]. 经济研究 2010(3): 65-77.
- [28]ZHENG Y, ZHU Y. Bank lending incentives and firm investment decisions in China [J]. *Journal of multinational financial management* 2013 23(3): 146-165.
- [29]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.
- [30]任曙明, 张静. 补贴、寻租成本与加成率——基于中国装备制造企业的实证研究[J]. 管理世界 2013(10): 118-129.
- [31]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.
- [32]孙小军, 张亮, 徐小聪, 等. 政府生产性补贴会促进企业成本加成率增加吗[J]. 宏观经济研究 2017(3): 56-67 + 145.
- [33]戴小勇, 成力为. 产业政策如何更有效: 中国制造业生产率与加成率的证据[J]. 世界经济 2019(3): 69-93.
- [34]孔东民, 刘莎莎, 王亚男. 市场竞争、产权与政府补贴[J]. 经济研究 2013(2): 55-67.
- [35]张杰, 郝文平. 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.
- [36]LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables[J]. *The review of*

- economic studies 2003 ,70( 2) :317-341.
- [37] YU M. Processing trade ,tariff reductions ,and firm productivity: evidence from Chinese products [J]. Economic journal , 2015 ,125( 585) : 943-988.
- [38] BRANDT L ,VAN BIESEBROECK 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.
- [39] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究 [J]. 经济研究 2015( 2) : 61-74.
- [40] 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.
- [41] 余娟娟 ,余东升. 政府补贴、行业竞争与企业出口技术复杂度 [J]. 财经研究 2018( 3) : 112-124.
- [42] ROSENBAUM P R ,RUBIN D B. Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score [J]. American statistician ,1985 39( 1) : 33-38.

(责任编辑: 雨 珊)

## The impact of government subsidies on the price-cost markup of export firms: empirical analysis based on micro firm data

GAO Xiang , HUANG Jianzhong

( International Business School , Shanghai University of International Business and Economics , Shanghai 201620 , China)

**Abstract:** Based on the data of China micro-enterprises from 2000 to 2007 , this paper analyses the impact of government subsidies on bonus rate of export enterprises , and examines the internal mechanism of the impact. The conclusion shows that government subsidy has a significant negative impact on the export enterprises' bonus rate. Further considering the non-linear factors , the subsidies and bonus rate change shows a significant inverted U-shaped relationship. This conclusion remains stable after solving endogenous errors , replacing core indicators and considering heterogeneity. After analyzing the intrinsic mechanism of government subsidy affecting the added rate of export enterprises , the paper finds that: firstly , government subsidy reduces the price of export products , promotes the export mode of "low price competition" of export enterprises , and then reduces the bonus rate; secondly , government subsidy can not significantly improve the innovation performance of export enterprises , but will weaken the innovation incentives of export enterprises , and then cause export enterprises to fall into the "low-income rate trap". Third , the policy dependence on government subsidies will lead to rent-seeking behavior of export enterprises , increase production costs of enterprises , which is not conducive to the promotion of bonus rate. Therefore , we should reflect on the role of government subsidies as an industrial policy in promoting exports. The key to the transformation and upgrading of China export trade in the future is to cultivate the endogenous energy of export enterprises.

**Key words:** government subsidy; export; firm heterogeneity; markup; mediating effect