

# 贸易联系与生产性补贴的出口促进效应

## ——基于 HS-6 位码产品的中国微观数据实证分析

田素华 王 璇

**摘要：**基于贸易联系研究生产性补贴的出口促进作用，对理解政府补贴的出口促进机制，完善政府补贴政策有重要意义。本文使用海关 HS-6 位码细分产品出口数据，测算了微观企业贸易联系强度，基于 2001 年至 2013 年工业企业数据库和海关数据库，分析了贸易联系对政府生产性补贴出口贸易效应的影响。本文研究发现：政府补贴的出口促进效应随着企业之间贸易联系的增强而增强；贸易联系通过增强出口企业与目标市场之间的信息沟通、克服进口国政府治理低效率和弥补出口经验不足等渠道发挥作用，对增强政府补贴的内资企业出口促进作用尤其显著。

**关键词：**贸易联系；政府补贴；企业出口；渠道效应

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 06-0063-17

### 引 言

中国各地的出口贸易具有明显的地区集聚特征，比如集成电路在深圳、东莞集群，纺织品出口在杭州、绍兴、宁波等地集聚。同一地区的企业因出口类似产品往往会结成相当广泛的贸易联系。贸易联系作为市场和政府调节的补充，是特定地区发展出口贸易的重要名片，易于使国外客户对特定地区的出口产品质量和出口规模等形成预期，有助于企业快速打通出口渠道。特定企业所在地区的出口规模，所在地区的同类产品出口口碑，均会对其出口产生影响。企业之间通过贸易联系相互学习，相互借鉴，同时也相互竞争，观察企业出口行为时我们无法忽略企业之间的贸易联系。企业之间通过贸易联系与其他企业产生互动，构成了特定地区复杂的贸易网络。

1994 年财政分权改革后，中国地方政府在政策实施上获得了更大的自主权，可以利用当地的财政收入和其他倾向性政策拉动 GDP 增长，政府补贴被广泛用于激励微观企业的生产经营活动。利用政府补贴降低企业生产成本、扶持企业创

[收稿日期] 2020-09-15

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“中国 IFDI 与 OFDI 互动发展的内在机制与经济学解释” (16ZDA043)

[作者信息] 田素华：复旦大学经济学院教授，电子信箱 tiansuhua@fudan.edu.cn；王璇：复旦大学经济学院博士

新、推动企业出口扩张等，是众多地方政府的重要政策选择。

政府补贴种类繁多。根据补贴目的，可分为高新技术企业税收返还等税收类补贴、稳就业或者高端人才引进补贴、环境保护或者节能减排补贴、股票首次公开发行（IPO）补贴、特定产业化项目补贴等。世界贸易组织（WTO）的《补贴与反补贴措施协议》中将补贴明确分为禁止性补贴、可诉性补贴和不可诉补贴三类。禁止性补贴又分为出口补贴和进口替代补贴，中国在加入WTO时已经全面禁止出口补贴。本文聚焦工业企业数据库中的生产性补贴，探究政府补贴对企业出口的影响。

对工业企业数据库的统计分析显示，1998年到2013年，规模以上工业企业收到的政府补贴总额从286亿元增长到1478亿元，年均增长率约为11.5%，接受政府补贴的企业数目占工企数据库中全部企业的比重为11.2%。中国国内的补贴政策 and 国际贸易领域针对中国的反补贴调查并存。中国贸易救济网的信息显示，2019年立案的其他国家或地区对中国出口的反补贴调查有96起，涉及食品、金属制品、化学原料和制品、钢铁产品等产品，涉及国家和地区包括印度、墨西哥、埃及等发展中国家以及欧盟、美国等发达经济体。我们需要回答政府补贴的企业出口效应，进而探究政府补贴政策在企业国际化经营中的角色担当。研究贸易联系对生产性补贴的出口促进作用的影响，有助于我们更好地理解政府补贴的出口促进机制，对中国当前稳定外贸发展有重要的现实意义。

同本文相关的文献有以下两个方面。

第一，讨论政府补贴的进出口贸易影响。现有文献认为，政府补贴特别是生产性政府补贴，对进出口贸易有显著影响。比如，苏振东等（2012）<sup>[1]</sup>探究了生产性补贴与出口贸易之间的因果关系，发现生产性补贴既能促进潜在出口企业做出出口决策，也能促使已有出口企业提升出口密集度。施炳展等（2013）<sup>[2]</sup>关注了生产性补贴对企业出口模式的影响，研究发现政府补贴提高了企业的出口总量。张杰和郑文平（2015）<sup>[3]</sup>研究认为，政府补贴对企业出口的集约边际无显著影响；在广延边际上，政府补贴的作用效果呈倒U型特征，政府补贴规模较小时对企业高端产品的出口能力有正向作用，而政府补贴规模较大时作用效果为负，且政府补贴的效果与企业类型和贸易方式有关。张杰等（2015）<sup>[4]</sup>讨论了市场和政府两者对出口产品质量作用的差异性，研究发现市场竞争能显著促进企业出口产品质量提升，但政府补贴不利于企业出口质量提升。周世民等（2014）<sup>[5]</sup>指出，政府补贴在影响出口的同时也会引起资源错配。

有文献从企业参与全球价值链角度探讨了政府补贴的作用效果。高翔和黄建忠（2019）<sup>[6]</sup>利用2000年至2007年中国企业数据，分析了政府补贴对出口企业加成率的影响，发现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”。蔡承彬（2018）<sup>[7]</sup>将政府补贴引入企业出口国内附加值分析框架，研究发现政府补贴有利于提高企业的出口国内附加值。许家云和毛其淋（2019）<sup>[8]</sup>分析了政府补贴对企业进口的影响，研究发现政府补贴既促进了进口数量增加，也显著促进了进口产品质量提升。

第二,关注邻近企业和贸易网络对企业出口的影响。现有文献认为,贸易联系有助于企业出口增加。比如,Chaney (2014)<sup>[9]</sup>构建了动态出口模型,假设企业既可以直接寻找贸易伙伴,也可以通过已有的关系网络寻找贸易伙伴,利用1982年至1992年法国企业数据模拟发现,在已有网络联系下寻找新合作伙伴的贸易方式占据主导地位,出口到更多国家的企业受到地理距离的影响相对较少。吴群锋和杨汝岱(2019)<sup>[10]</sup>在原有引力模型的基础上引入企业出口网络及“虚拟距离”,发现网络搜寻强度提高会使企业出口额、出口概率均有所增加。Fernandes和Tang(2014)<sup>[11]</sup>构建了静态决策模型,认为邻居企业的出口经验会释放出关于出口目的地需求的正向信号,企业进入出口市场的概率增加且在目的地市场销售量增加。叶迪和朱林可(2017)<sup>[12]</sup>研究发现,在信息不对称时,企业所在地区的出口产品的质量声誉能显著帮助企业增加出口。

可以看出,现有文献倾向于单独分析政府补贴对企业出口的影响,或单独分析贸易联系的出口效应。本文的贡献在于使用2001年至2013年的中国海关数据库测算了HS-6位码微观产品层面的企业贸易联系强度,将贸易联系引入到政府补贴对企业出口影响的分析中,特别是研究了政府生产性补贴通过贸易联系机制对企业出口的促进作用。

## 一、政府补贴和贸易联系对企业出口影响的理论分析

我们在Melitz(2003)<sup>[13]</sup>的框架下引入政府补贴和贸易联系因素,借鉴Moretti(2011)<sup>[14]</sup>和Fernandes和Tang(2014)的分析方法,研究贸易联系对政府生产性补贴的企业出口促进作用的影响。

### (一) 消费者决策

假设有 $N$ 个国家,出口目标市场 $m$ 国的代表性个人的效用函数由式(1)给出。其中, $\phi$ 表示商品种类, $\Omega_m$ 表示 $m$ 国消费的所有商品集合, $q$ 表示对商品 $\phi$ 的消费数量, $\sigma$ 表示不同商品之间的替代弹性且 $\sigma > 1$ 。

$$U_m = \left( \int_{\Omega_m} q_m(\phi)^{(\sigma-1)/\sigma} d\phi \right)^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (1)$$

根据效用最大化目标,出口目标市场 $m$ 国居民的消费由式(2)给出。其中, $p_m(\phi)$ 表示 $m$ 国市场上商品 $\phi$ 的销售价格, $Y_m$ 表示 $m$ 国的消费总支出; $P_m$ 表示 $m$ 国的物价总水平,参见式(3)。

$$q_m(\phi) = \frac{p_m(\phi)^{-\sigma}}{P_m^{1-\sigma}} Y_m \quad (2)$$

$$P_m = \left[ \int_{\Omega_m} p_m(\phi)^{1-\sigma} d\phi \right]^{1/(1-\sigma)} \quad (3)$$

### (二) 企业决策

假设在垄断竞争市场中特定企业只生产一种产品且只使用劳动一种投入品即 $l$ ,

劳动工资为  $w$ 。<sup>①</sup> 企业  $f$  的生产率由两个部分构成，一部分为核心生产率  $\varphi$ ，另一部分为面向特定市场的生产率  $\gamma$ 。企业面对出口目的国  $m$  市场的生产率与企业对目的国的了解程度、中间品损耗等因素有关 (Tintelnot, 2017)<sup>[15]</sup>，企业的生产函数为  $q = \varphi \gamma_{fm} l$ 。

假设政府补贴不改变企业的核心生产率  $\varphi$ ，但会使得企业在组织出口产品到目的国  $m$  时更有效率。<sup>②</sup> 获得政府补贴  $s$  后，企业生产 1 单位产品需要的劳动力为  $\varphi^{-1}(\gamma_{fm}) - s$ 。企业的生产函数由式 (4) 给出。

$$q = \varphi (\gamma_{fm})^s l \tag{4}$$

企业利润为销售收入减去经营成本。定价为  $p$  的产品销售数量为  $q$ ，企业获得的收入为  $pq$ ；成本为劳动工资，不考虑固定成本。企业出口需支付贸易成本，即在  $m$  国销售 1 单位商品时需要运送商品  $\tau_m$  单位。 $\tau_m > 1$ ，表示两国之间贸易的冰山成本。企业  $f$  出口到  $m$  国的利润函数由式 (5) 给出。

$$\pi = pq - \tau_m w l \tag{5}$$

企业选择最优销售价格以实现最大利润。将式 (4) 代入式 (5)，求解一阶条件得到企业出口价格式 (6)。将式 (2) 和式 (6) 代回式 (5)，得到企业利润函数式 (7)。

$$p = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{\tau_m w}{\varphi (\gamma_{fm})^s} \tag{6}$$

$$\pi = \frac{1}{\sigma} \left( \frac{\sigma}{\sigma - 1} w \right)^{1-\sigma} (\tau_m)^{1-\sigma} (P_m)^{\sigma-1} Y_m (\gamma_{fm})^{s(\sigma-1)} \varphi^{\sigma-1} = D_{fm} \varphi^{\sigma-1} \tag{7}$$

企业进入目标出口市场  $m$  国以前，对当地的市场需求并不清楚。我们将  $m$  国的市场需求写成 3 个部分；参见式 (8)。

$$\ln(D_{fm}) = \kappa + d_m + z_{fm} \tag{8}$$

其中， $\kappa = \ln [w^{1-\sigma} \sigma^{-\sigma} (\sigma-1)^{\sigma-1}]$  为常数。 $d_m = \ln((\tau_m)^{1-\sigma} (P_m)^{\sigma-1} Y_m)$ ，为  $m$  国特定需求，所有企业进入  $m$  国市场时面对的此部分需求均相同；此需求与  $m$  国的人均收入水平、习俗文化、 $m$  国与出口企业所在地区之间的贸易距离，以及  $m$  国与出口企业所在国是否签订贸易合约等因素有关。 $z_{fm} = s \ln((\gamma_{fm})^{\sigma-1})$  表示  $m$  国对  $f$  企业的产品需求， $s$  为企业  $f$  收到的政府补贴。

企业进入  $m$  国市场前面临很多不确定性。企业  $f$  不了解  $m$  国市场的真实需求  $d_m$ 。假设企业的先验信念认为  $d_m$  服从均值为  $\bar{d}_m$ ，方差为  $v_{dm}$  的正态分布；参见式 (9)。

$$d_m \sim N(\bar{d}_m, v_{dm}) \tag{9}$$

不同企业进入  $m$  国市场时，不能预测自身在  $m$  国市场上的销售收入。在此条

①因企业只生产一种产品，为了简便起见，在后文中我们讨论单个企业生产时不再标示产品类型  $\phi$  角标。

②企业对不同出口市场进行渠道拓展时花费的生产性补贴数额可能会不同。

件下,企业  $f$  认为  $m$  国对  $f$  企业的需求满足均值为 0 和方差为  $sv_{zm}$  的正态分布;政府补贴虽然能提高企业生产率,但企业增加在  $m$  国市场销售产品时也会面临更多的不确定性。在未观察到其所在地区其他企业的出口信息时,企业对先验利润的期望值满足式 (11)。

$$z_m \sim N(0, sv_{zm}) \quad (10)$$

$$E(\pi^{pre}(D_{fm}, \varphi)) = \varphi^{\sigma-1} \exp(\kappa) \exp(\bar{d}_m + \frac{v_{dm} + sv_{zm}}{2}) \quad (11)$$

### (三) 贸易联系的影响

企业在无法观察到  $m$  国市场信息时,其预期利润如式 (11) 所示。企业可以根据在  $t$  期观察到的其他企业(同地区企业,用  $nb$  表示)  $t-1$  期对  $m$  国的平均出口额  $\bar{R}_{m,t-1}^{nb}$ ,来推断  $m$  国的市场需求,此时  $\bar{d}_{m,t-1}^{nb} = \bar{\varphi}^{\sigma-1} \bar{R}_{m,t-1}^{nb}$ ,其中  $\bar{\varphi}$  为  $t-1$  期企业  $f$  所在地区的所有企业的平均生产率。根据在  $t$  期从本地区其它企业那里观察到的对  $m$  国的平均出口额,企业  $f$  会更新其对  $m$  国市场的先验信息,据此得到其对  $m$  国需求的后验信念(DeGroot, 2004)<sup>[16]</sup>;参见式 (12)。

$$\bar{d}_{m,t}^{post}(s, \bar{d}_{m,t-1}^{nb}) = \delta_t \bar{d}_{m,t-1}^{nb} + (1 - \delta_t) \bar{d}_{m,t} \quad (12)$$

后验信息由两部分组成。第一部分为企业从本地区  $t-1$  期贸易联系中学习到的关于  $m$  国的市场需求信息,第二部分为企业根据自身认知对  $m$  国的市场需求推断。在式 (12) 中,  $\delta$  表示企业对贸易联系的依赖程度。依赖程度  $\delta$  满足式 (13)。

$$\delta_t(s, v_{zm}, v_{dm}) = \frac{sv_{zm}}{sv_{zm} + v_{dm}} \quad (13)$$

依赖程度  $\delta$  随着政府补贴  $s$  的增加而增大。当企业获得政府补贴后,因生产率提高,更希望进入到  $m$  国市场,会更关注其他企业的出口经验,更加依赖贸易联系。企业  $f$  认为,  $m$  国  $t$  期对企业  $f$  的产品市场需求的方差满足式 (14)。

$$v_{m,t}(s, v_{zm}, v_{dm}) = \frac{v_{zm}v_{dm}}{sv_{zm} + v_{dm}} \quad (14)$$

### (四) 企业出口

根据式 (12),可得企业  $f$  的后验销售收入式 (15)。我们基于式 (15) 分别对政府补贴  $s$  和从贸易联系中推断出的  $m$  国的市场需求  $\bar{d}_{m,t}^{nb}$  求导;得到式 (16)。

$$\begin{aligned} E(R^{post}(D_{fm} | (s, \bar{d}_{m,t}^{nb}), \varphi)) &= \sigma \varphi^{\sigma-1} E[D_{fm} | (s, \bar{d}_{m,t}^{nb})] \\ &= \sigma \varphi^{\sigma-1} \exp(\kappa) \exp(\bar{d}_{m,t}^{post} + \frac{v_{mt}}{2}) \end{aligned} \quad (15)$$

$$\frac{\partial \ln R^{post}}{\partial s \partial \bar{d}_{m,t}^{nb}} = \frac{v_{dm}v_{zm}}{(v_{zm} + sv_{dm})^2} > 0 \quad (16)$$

上述式 (16) 大于 0,表明政府补贴增加后,贸易联系增强有助于企业出口增加。本文选择从地区层面来观察贸易联系,并使用两种方法来刻画贸易联系:第一种为出口市场-特定地区-特定产品的贸易联系,旨在刻画由  $m$  国对特定地区出口

的特定产品需求形成的市场预期；第二种为企业  $f$  所在地区的贸易联系，用特定地区  $t-1$  期的出口规模来刻画。

## 二、计量方程与贸易联系指标构建

### (一) 计量方程及数据说明

根据理论分析，我们构建计量方程式 (17)。其中，被解释变量  $Export$  为企业出口金额（或出口数量、出口价格）的对数， $Net_{f\phi mc,t-1}$ ，表示  $t-1$  年  $c$  地区  $\phi$  产品出口到  $m$  国的平均金额， $Subsidy_{f,t}$  表示  $f$  企业  $t$  年收到的政府补贴金额的自然对数，我们重点关注  $Net$  和  $Subsidy$  交乘项的系数。

$$Export_{f\phi mc,t} = \beta_1 Subsidy_{f,t} \times Net_{f\phi mc,t-1} + \beta_2 Subsidy_{f,t} + \beta_3 Net_{f\phi mc,t-1} + \beta_4 X_{f,t} + \eta_{f\phi m} + \eta_t + \varepsilon_{f\phi mc,t} \quad (17)$$

在式 (17) 中， $X_{f,t}$  表示控制变量。企业层面的控制变量包括：(1) 企业资产总额的自然对数 ( $Log\ firm\ capital$ )；(2) 企业全部职工人数的自然对数 ( $Log\ firm\ employment$ )；(3) 企业年龄 ( $Log\ firm\ age$ )；(4) 企业销售额的自然对数 ( $Log\ firm\ sale$ )。企业所在地区的控制变量包括：(1) 城市 GDP 规模的对数 ( $Log\ city\ GDP$ )；(2) 城市人口的自然对数 ( $Log\ city\ population$ )。 $\eta_{f\phi m}$  和  $\eta_t$  分别表示企业-产品-商品出口目的地国别固定效应和年份固定效应， $\varepsilon_{f\phi mc,t}$  表示随机误差项。<sup>①</sup>

本文使用两个微观数据库。一是中国海关出口数据。该数据库报告了 2000 年至 2015 年微观企业在 HS-8 位码产品层面上的出口金额、出口数量、出口目的地等信息；出口价格为货价加货物抵运中国境内输出地点前的运输费和保险费用之和即 FOB 价格，以美元表示。海关产品代码分别在 2002 年、2007 年、2012 年进行了调整，为对样本期内的相同产品进行归类，本文调整了不同年份的 HS 代码。因缺少 HS-8 位码转换资料，我们根据联合国提供的 HS-6 位码转换表将所有产品的 HS 码调整到 2002 年版本<sup>②</sup>。考虑到加工贸易中的出口方和进口方之间往往签订有长期合同，产品之间具有较强的关联性，买卖双方合作较为稳定，对出口渠道要求相对较低，在样本处理时我们只考虑一般贸易，并借鉴 Fan et al (2015)<sup>[17]</sup> 的做法，不考虑贸易公司的样本<sup>③</sup>。经过处理之后，我们得到 2000 年至 2015 年的企业—产品—目的国—年份层面的微观数据。二是中国工业企业数据。此数据库报告了 1998 年至 2013 年规模以上中国工业企业以下两类基本信息。第一类数据为企业基本信息，包括企业名称、法人代码，企业注册地址、省地县代码，所属行业、企业性质代码等；第二类数据为企业财务信息，包括销售额，工业产值，资产、负债、利润，以及是否出口等。借鉴 Brandt 等 (2012)<sup>[18]</sup> 的做法，我们删除了工业企业数据库中成立月份大于 12 或者小于 1 的样本，删除了企业所有制类型代码错

①我们删除了工业企业数据库中企业经营地点发生改变的样本。统计性描述表格结果备索。

②HS 转换表网址为 <https://unstats.un.org/unsd/trade/classifications/correspondence-tables.asp>。

③我们将名称中包含“进出口”“贸易”“外贸”“外经”“经贸”“工贸”“科贸”等关键词的企业，识别为贸易公司。

误的样本,删除了企业年龄小于0或者大于50的样本,删除了职工人数小于8人的企业,删除了销售额、资产总额和雇佣人数等指标缺失的样本。2009年多数企业的法人代码信息缺失且政府补贴信息显示为0,我们认为该年度的政府补贴信息不够完整,结合现有文献中提及的关于2010年工业企业数据库的数据可信度问题(比如Fan et al, 2018)<sup>[19]</sup>,本文实证分析使用的样本不包括2009年和2010年数据,实证检验的样本年度为2001年至2008年,以及2011年至2013年。

因工业企业数据库的企业法人代码和海关数据库的企业编码不一致,我们无法直接将这两部分数据进行合并。借鉴樊海潮和郭光远(2015)<sup>[20]</sup>的做法,我们通过以下步骤识别这两个数据库中的相同企业。第一步,删除企业名称中括号、书名号等特殊符号,若工业企业数据库和海关数据库中的企业名称完全相同,则认为是同一家企业。第二步,使用邮编和电话号码的后7位进行匹配。第三步,使用法人名称和电话号码匹配,并手动核查,最终得到2001年至2013年(不包括2009年和2010年)海关数据库和工企数据库匹配得到的企业-产品-目的国-企业所在地-年份层面的微观企业样本。

本文使用的地级市层面的控制变量来自CEIC数据库。我们使用CEIC数据库中地级市层面的GDP和人口数量作为控制变量。我们使用工业企业数据库中省地县代码的前四位与民政部公布的行政区划代码进行匹配,得到企业所在地级市的中文名称;再将CEIC数据库中城市层面控制变量和企业所在地匹配。

## (二) 贸易联系指标

本文首先使用海关数据计算企业贸易联系指标。<sup>①</sup>海关数据库中的企业注册编码共有10位数字,前4位表示省、自治区或直辖市及其下属的地级市。我们根据海关提供的境内货源地代码表识别企业所在的直辖市或者地级市,进而得到各个地级市的出口数据。<sup>②</sup>我们用特定地区出口 $\phi$ 产品到 $m$ 国的平均金额衡量企业 $f$ 的贸易联系<sup>③</sup>;参见式(18)。

$$Net_{j\phi mc, t-1} = \ln\left(\sum_{j \in N_{\phi mc, t-1}, j \neq f} \frac{Export\ value_{j\phi mc, t-1}}{N_{\phi mc, t-1}}\right) \quad (18)$$

在式(18)中, $N_{\phi mc, t-1}$ 表示 $t-1$ 年 $c$ 地区(地级市)出口 $\phi$ 产品到 $m$ 国的企业数, $Export\ value_{j\phi mc, t-1}$ 表示在 $c$ 地区的 $j$ 企业 $t-1$ 年出口 $\phi$ 产品到 $m$ 国的金额。在 $c$ 地区的 $f$ 企业, $t$ 年出口产品 $\phi$ 到 $m$ 国的贸易联系为 $c$ 地区 $t-1$ 年度除该企业外,其余企业生产的产品 $\phi$ 对 $m$ 国的平均出口额。

若 $t-1$ 年度特定地区 $c$ 没有企业出口产品 $\phi$ 到 $m$ 国,则该企业在 $t$ 年度的贸易

①直接使用海关数据库和工企数据库匹配后的数据计算时,不能反映企业所在地级市的年度平均出口水平,会遗漏工业企业数据库中未包括的规模以下企业的出口信息。

②海关数据库中的地级市代码与工业企业数据库中的城市代码略有不同。海关数据库中的前4位代码所代表的地级市可以从海关总署网站上获取 <http://www.customs.gov.cn/customs/302249/302274/tjfwzn/2363253/index.html>。

③如果能够从上下游企业之间的关联程度(比如投入产出关系)来刻画企业的贸易联系,则可从另外一个角度分析贸易联系对政府补贴的出口贸易效应的影响。

联系为0。我们在计算时剔除了*f*企业本身对*m*国的出口。

我们同时使用企业所在地区（地级市）的年度出口规模来刻画贸易联系。我们使用企业—企业所在地区—年份层面的微观数据，对出口目的地和出口产品不加区分，我们计算了*t*-1年度企业*f*所在地区的所有企业出口金额的自然对数作为贸易联系。计算方法参见式（19）。

$$Net_{c,t-1} = \ln\left(\sum_{j \in N_{c,t-1}} \frac{Exportvalue_{jc,t-1}}{N_{c,t-1}}\right) \quad (19)$$

上述式（19）中， $Net_{c,t-1}$ 表示*t*-1年*c*地区的贸易联系； $Export\ value_{jc,t-1}$ 为*t*-1年度*c*地区的*j*企业出口金额， $N_{c,t-1}$ 表示*t*-1年度*c*地区从事出口贸易企业的数量总和。我们使用海关数据库中的全部样本进行计算，以排除使用工业企业数据库只考虑规模以上企业可能带来的偏误。

### 三、贸易联系和政府补贴对企业出口影响的实证分析

为分析政府生产性补贴能否显著促进企业出口，当贸易联系增强时政府生产性补贴对企业的出口促进效应是否会显著增强等问题，我们使用2001年至2013年（不包括2009年和2010年）工企数据库和海关数据库的匹配数据进行实证检验。<sup>①</sup>

#### （一）基础回归

##### 1. 政府补贴对企业出口的影响

表1报告了政府补贴对企业出口的影响，其中第（1）列至第（3）列的被解释变量为出口金额的自然对数，第（4）列至第（5）列的被解释变量为出口数量的自然对数，第（6）列和第（7）列为利用全样本进行的稳健性检验。计量结果表明，在控制了年份和企业—HS6位码产品—目的国固定效应后，企业收到的政府补贴能显著增加其出口金额，政府补贴增加1%，企业出口金额会增加0.0114%，在第（2）列增加地区层面控制变量以及第（3）列进一步增加企业层面控制变量后，该结果依然显著为正。

海关数据库中的出口价格以美元表示，工业企业数据库中的数据以人民币为单位，我们难以获取每笔出口的结算汇率。在表1前三列中，我们未对企业的出口金额进行汇率调整。在稳健性检验时，我们使用企业出口数量代替出口金额作为被解释变量，以排除汇率波动和价格波动干扰。表1的第（4）列和第（5）列显示，换用企业出口数量作为被解释变量时，基础回归结果依然成立，政府补贴能显著促进企业出口数量增加。

<sup>①</sup>工企数据库的时间跨度为1998年至2013年，海关数据库的时间跨度为2000年至2015年，两者共同的时间跨度为2000年至2013年，本文选取2001年至2013年（不包括2009年和2010年）中国加入世界贸易组织后的企业样本进行实证检验。



表1 政府补贴对企业出口的影响

解释变量	出口金额			出口数量		全样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Subsidy</i>	0.0114 *** (5.14)	0.0115 *** (5.23)	0.0069 *** (2.61)	0.0100 *** (5.62)	0.0052 ** (2.48)	0.0089 *** (6.37)	0.0051 *** (3.43)
<i>Log city GDP</i>		0.5007 (1.50)	0.3772 (1.04)	0.3504 (1.19)	0.2300 (0.71)	0.3918 ** (2.56)	0.2534 (1.43)
<i>Log city population</i>		-0.0664 (-0.20)	0.1144 (0.28)	0.4188 ** (2.47)	0.6070 *** (2.79)	0.2294 (0.82)	0.3529 (1.05)
<i>Log firm sales</i>			0.3242 *** (11.30)		0.3071 *** (12.89)		0.2942 *** (14.46)
<i>Log firm capital</i>			-0.0205 *** (-2.93)		-0.0117 * (-1.67)		-0.0157 *** (-3.40)
<i>Log firm labor</i>			0.0682 *** (4.30)		0.0839 *** (5.55)		0.0512 *** (5.13)
<i>Log firm age</i>			-0.0397 (-1.62)		-0.0164 (-0.71)		-0.0247 * (-1.81)
Firm-Product-Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	1 640 742	1 640 742	1 640 742	1 640 742	1 640 742	4 643 494	4 643 494
R <sup>2</sup>	0.788	0.788	0.790	0.831	0.832	0.790	0.791

注：(1) 括号中为t值；(2) 固定效应聚类到企业、产业和地区层面；(3) \*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

在基础回归中，为了避免特定地区仅1家或2家企业出口同类产品的极端值情形，我们删除了同类企业少于及等于3家的地区样本。在稳健性检验中，我们重新纳入此部分样本，若 $t-1$ 年度特定地区 $c$ 没有企业出口产品 $\phi$ 到 $m$ 国，则该企业 $t$ 年度的贸易联系为0。

基于以上设定重新检验计量方程式(17)，实证检验结果参见表1中的第(6)列和第(7)列。第(6)列和第(7)列相较于前五列的回归样本数量大幅度增加，说明有很多地区出口同样产品到同一国家的企业数量不超过3家。在全样本检验中，企业出口金额与政府补贴之间仍旧呈显著的正向相关关系。

## 2. 贸易联系对政府补贴出口促进效应的影响

表2在表1的基础上增加了企业贸易联系和政府补贴的交乘项，*Net*和*Subsidy*的交乘项系数显著为正，也即贸易联系越紧密，政府补贴对企业出口的正向促进作用越显著。<sup>①</sup>政府补贴降低了企业生产成本，但企业的出口贸易面临不确定性，通过贸易联系使得目的国的需求变得更加明确，减少了企业市场调查成本。与此同时，同一地区出口同种产品到 $m$ 国的企业越多，竞争会越强，对企业出口有负向作用。我们观察到的是贸易联系的渠道效应和竞争效应的综合结果。贸易联系和政府补贴的交乘项系数显著为正，说明较为丰富的贸易联系有助于加强企业对出口目标市场( $m$ 国)的需求认知，帮助企业在政府补贴的支持下更多地增加出口。

<sup>①</sup>表2至表4及表6计量分析使用的贸易联系指标均基于(18)式计算得到。

表2 贸易联系与政府补贴的出口促进效应

解释变量	出口金额			出口数量		全样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>Subsidy</i> × <i>Net</i>	0.0012 * (1.70)	0.0013 * (1.94)	0.0012 ** (2.05)	0.0019 ** (2.14)	0.0018 ** (2.26)	0.0005 *** (2.77)	0.0005 *** (2.75)
<i>Net</i>	0.1375 *** (10.40)	0.1379 *** (11.49)	0.1355 *** (11.56)	0.1270 *** (10.90)	0.1246 *** (10.94)	0.0278 *** (20.99)	0.0266 *** (20.49)
<i>Subsidy</i>	-0.0026 (-0.31)	-0.0037 (-0.46)	-0.0075 (-1.04)	-0.0120 (-1.14)	-0.0162 * (-1.66)	0.0034 * (1.77)	0.0001 (0.03)
地区层面控制变量	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业层面控制变量	No	No	Yes	No	Yes	No	Yes
Firm-Product-Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	1 640 742	1 640 742	1 640 742	1 640 742	1 640 742	4 643 494	4 643 494
R <sup>2</sup>	0.789	0.789	0.791	0.832	0.833	0.791	0.792

注：(1) 括号中为t值；(2) 固定效应聚类到企业、产业和地区层面；(3) \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

根据表2的第(3)列结果，结合样本企业的贸易联系强度，我们通过计算发现：贸易联系可以使政府补贴（增加1%）的出口促进效应至少增加0.01668（=13.9×0.0012）个百分点，最多可以增加0.23508（=195.9×0.0012）个百分点，平均可以增加0.12558（=（0.23558+0.01668）/2）个百分点。贸易联系处在10%分位的企业，政府补贴每增加1%，其出口金额会增加0.10206%；贸易联系处在90%分位的企业，政府补贴每增加1%，其出口金额增加0.1503%，约为贸易联系处在10%分位企业的1.5倍<sup>①</sup>。

表2中第(4)列和第(5)列使用企业出口数量作为被解释变量进行稳健性检验。使用企业出口数量的计量结果表明，贸易联系的出口促进效应显著为正。在贸易联系的渠道效应作用下，政府补贴对企业出口数量的促进效应得到加强。表2中第(6)和第(7)列使用全样本得到的结果表明，企业贸易联系越紧密，政府补贴对企业出口金额的促进作用越明显。

### (二) 机制分析

贸易联系增强了政府生产性补贴对企业出口的正向促进作用，但统计数据显示，同是受到补贴的企业但出口增加效应却有差异。我们试图从企业特征、出口目标市场*m*国的政府治理效率等角度，探讨贸易联系放大政府补贴的出口促进效应的作用机制。

#### 1. 内资企业与外资企业

在国际贸易中，企业开拓国际市场面临信息成本，进入新市场时需要开展调研活动，以了解目标市场的法律法规、文化习俗等。相较于国有企业和民营企业等内资企业，外资企业因为外资股份的外国属性，天然与外国市场联系更加紧密，出口

<sup>①</sup>从表1可以看出，贸易联系的10%和90%分位分别为91.3和131.5，此时政府补贴的出口总效应分别为91.3×0.0012-0.0075=0.10206和131.5×0.0012-0.0075=0.1503。

渠道可以通过股东联系直接建立。<sup>①</sup> 例如,在华美资企业对美国的法律体系和产品需求了解更多,出口产品到美国的成本显著低于内资企业。即使外企的国外母公司所在国家与出口目标市场不一致,因母公司作为跨国企业,一般规模较大且全球知名度较高,有多年的全球化经营经验,通过其他子公司已经建立了丰富的全球销售渠道,外资企业作为跨国公司的子公司,对贸易联系的依赖作用小于内资企业。基于以上分析,我们根据工业企业数据库中企业申报的登记注册类型,将样本企业分为内资企业和外资企业两种,构建 *domestic* 虚拟变量。内资企业对应的 *domestic* 取 1, 外资企业对应的 *domestic* 取 0。<sup>②</sup>

表 3 报告了内资企业和外资企业的分组回归结果。表 3 中的第 (1) 列和第 (2) 列报告了内资企业子样本回归结果,第 (3) 列和第 (4) 列聚焦外资企业样本。对内资企业而言,贸易联系的渠道作用能增强政府补贴对企业出口的促进作用,内资企业贸易联系的平均值为 112.8。根据表 3 中第 (2) 列的系数可知,政府补贴每增加 1%,内资企业出口金额平均可增加 0.44374% ( $=0.0043 \times 112.8 - 0.0413$ ),该作用在外资企业样本中统计检验不显著。我们使用 *Domestic* 虚拟变量和政府补贴及贸易联系变量进行交乘,做全样本检验。计量分析结果显示(表 3 中没有报告该结果),三交乘的系数显著为正,贸易联系对政府补贴的出口促进作用在内资企业那里明显高于外资企业。相较于外资企业,本土企业更需要贸易联系在目标市场建立出口渠道。

表 3 内资企业与外资企业的异质性

解释变量	内资企业		外资企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Subsidy</i> × <i>Net</i>	0.0041 *** (4.69)	0.0043 *** (5.07)	0.0001 (0.14)	0.0001 (0.20)
<i>Net</i>	0.1085 *** (10.03)	0.1031 *** (9.55)	0.1432 *** (10.61)	0.1402 *** (10.59)
<i>Subsidy</i>	-0.0347 *** (-3.11)	-0.0413 *** (-3.90)	0.0109 (1.30)	0.0059 (0.78)
地区层面控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业层面控制变量	No	Yes	No	Yes
Firm-Product-Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	473 593	473 593	1 109 939	1 109 939
R <sup>2</sup>	0.788	0.791	0.790	0.792

注: (1) 括号中为 t 值; (2) 固定效应聚类到企业、产业和地区层面; (3) \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

<sup>①</sup>此即相当于贸易联系对内资企业出口影响的市场认同效应。同样的政府补贴对不同地区企业的影响会有较大差异,并取决于出口目的地市场根据以往信息对特定地区出口的预期。这部分预期既可以是对特定产品的认同,也可能是对特定地区所有出口企业普遍信誉的认同。通过贸易联系形成的信念,可降低特定地区企业的出口成本,弥补目标市场与出口企业之间的信息不对称问题。

<sup>②</sup>我们将登记注册类型为“110”“120”“141”“142”“143”和“151”归为国有企业,“159”“170”“171”“172”“173”“174”归为民营企业,并将民营企业 and 国有企业归为内资企业;三位数的登记注册类型中第一位的数字为 2 和 3 的归为外商投资企业。

## 2. 出口目标市场所在地的政府治理水平

贸易联系的出口渠道效应对于不同的目标市场会有不同。出口贸易面临信息不对称问题,尤其是契约不完全问题。Nunn and Trefler (2013)<sup>[21]</sup>指出,企业可以通过各类网络获取市场信息,以克服交易中存在的契约不完全性。Ding 等 (2018)<sup>[22]</sup>指出政府联系使得契约不完全的行业中企业出口增加更多。目标市场的政府治理能力越差,契约执行水平越低,则更需要其他公司已经建立的当地网络和经验帮助企业进行出口市场拓展。贸易联系作为出口企业对进口国市场渠道拓展的补充,有助于克服进口国当地政府的低效率治理。

我们搜集了世界银行提供的 WGI (World Government Indicators) 数据库中的 6 种政府治理指标,分别为腐败控制、政府效率、政治稳定、监管质量、法制水平、话语权和问责权等,指标数值越大表示治理水平越好。本文使用 6 个指标的平均值作为进口国政府治理的代理变量 (*Government*),在式 (17) 的基础上加入进口国政府治理变量与贸易联系及政府补贴的三交乘项,并包括所有的两交乘项和相应解释变量本身。

表 4 中第 (1) 列的计量结果显示,出口市场所在地的政府治理水平越好,贸易联系对企业出口的促进作用越大 (*Net*×*Government* 的系数显著为正)。出口市场所在地政府治理水平变差时,贸易联系对受到政府补贴企业的出口促进作用存在正向影响(尽管统计检验不够显著;参见 *Subsidy*×*Net*×*Government* 的系数),贸易联系和出口目标市场的政府治理水平之间存在一定的互补关系,在政府治理水平较差的出口目标市场,信息不对称和契约不完全问题较为严重,贸易联系通过已有出口经验给企业提供当地市场信息,通过现有企业建立的出口渠道等帮助企业克服当地市场的契约不完全问题。

## 3. 企业出口经验

企业对目的国的出口既依赖于其所在地区(城市)其他企业的出口经验,也与企业自身的出口网络有关(吴群锋和杨汝岱,2019)。对相似国家的出口贸易经验可帮助企业弥补对目的地市场的认知。我们整理了企业  $t$  年度和  $t-1$  年度出口目的地的语言差异,并将其作为企业出口经验的代理变量。若  $t$  年度出口目的地的语言与  $t-1$  年度企业所有出口目的地使用的语言均不相同,则 *Language* 取 1,否则该变量取 0。我们在计量方程 (17) 式的基础上增加三交乘项,回归结果参见表 4。

表 4 中第 (3) 列和第 (4) 列报告了基于企业出口经验的三交乘的实证分析结果。三交乘项的系数显著为正,说明企业自身出口网络和邻居企业出口网络有明显的互补作用。在语言相同的其他国家的出口经验,可帮助企业更好地认知出口目的地的文化特征 (*Subsidy* × *Language* 的系数显著为负),并与邻居企业出口网络形成互补;若企业自身对出口目标市场的认知不足,则更加依赖其他企业的出口网络帮助。

表4 贸易联系对政府补贴出口促进效应影响的异质性

解释变量	目标出口市场的政府治理水平		解释变量	企业出口经验	
	(1)	(2)		(3)	(4)
<i>Subsidy</i> × <i>Net</i> × <i>Government</i>	-0.0014 (-1.48)	-0.0014 (-1.50)	<i>Subsidy</i> × <i>Net</i> × <i>Language</i>	0.0042* (1.87)	0.0042* (1.88)
<i>Subsidy</i> × <i>Government</i>	0.0161 (1.48)	0.0155 (1.40)	<i>Subsidy</i> × <i>Language</i>	-0.0532** (-2.21)	-0.0535** (-2.19)
<i>Net</i> × <i>Government</i>	0.0180*** (2.85)	0.0226*** (3.79)	<i>Net</i> × <i>Language</i>	-0.0364*** (-4.75)	-0.0386*** (-5.09)
<i>Government</i>	0.0476 (0.50)	0.0413 (0.45)	<i>Language</i>	0.0899 (1.06)	0.1269 (1.52)
<i>Subsidy</i> × <i>Net</i>	0.0028*** (2.76)	0.0028*** (2.85)	<i>Subsidy</i> × <i>Net</i>	0.0002 (0.32)	0.0001 (0.18)
<i>Net</i>	0.1173*** (13.80)	0.1103*** (13.11)	<i>Net</i>	0.1479*** (12.92)	0.1455*** (12.78)
<i>Subsidy</i>	-0.0208* (-1.80)	-0.0243** (-2.17)	<i>Subsidy</i>	0.0048 (0.58)	0.0030 (0.38)
地区层面控制变量	Yes	Yes	地区层面控制变量	Yes	Yes
企业层面控制变量	No	Yes	企业层面控制变量	No	Yes
Firm-Product-Country FE	Yes	Yes	Firm-Product-Country FE	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Year FE	Yes	Yes
Observation	1 560 361	1 560 361	Observation	1 395 677	1 395 677
R <sup>2</sup>	0.790	0.792	R <sup>2</sup>	0.799	0.800

注：(1) 括号中为t值；(2) 固定效应聚类到企业、产业和地区层面；(3) \*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

#### 四、政府补贴与贸易联系对企业出口影响的拓展分析

##### (一) 政府补贴对企业出口概率的影响

Fernandes 和 Tang (2014) 发现, 企业会根据同期销售数据推断出口市场的需求信息, 进入出口市场的概率增加, 进入市场后的销售也会增加。为了验证政府补贴对企业出口概率的影响与贸易联系之间的关系, 我们使用工业企业数据进行回归。

我们分别使用企业出口交货值加1取自然对数和企业是否出口为虚拟变量, 不区分产品类型和出口目标市场, 首先检验了政府补贴对企业出口的影响。分析显示<sup>①</sup>, 政府补贴增加以后, 企业的出口会显著增加, 同时政府补贴能显著增加企业出口概率, 使用工业企业数据库的全样本回归结果依然稳健。

表5报告了基于工业企业数据库得到的贸易联系对政府补贴的出口促进效应影响的实证分析结果。<sup>②</sup> 企业所在地区的出口联系越紧密, 政府补贴对企业出口金额和出口概率的提升作用越明显。贸易联系增强了政府补贴对企业出口金额的影响, 同时也会提高企业的出口概率。贸易联系越强, 政府补贴对企业出口概率提升越明

<sup>①</sup>限于篇幅, 表格结果备索。

<sup>②</sup>表8中的贸易联系指标用的是(19)式的算法, 原因是工企数据库没有给出产品层面的企业出口数据。

显，可能的原因有以下三个方面。第一，企业所在地区的贸易联系越强，越有利于出口目的地对企业的出口产品增加认同感，越容易为企业进入出口市场打开渠道。第二，贸易联系既有利于企业获取市场需求信息，也有助于企业学习在出口市场的风险规避经验等。<sup>①</sup> 第三，出口较多的地区会发展出更多专业化的贸易中间商和贸易服务机构，进出口信贷更加发达，配套的金融服务、贸易服务可降低出口成本，企业出口概率进一步增加。<sup>②</sup>

表5 基于工企数据得到的政府补贴和贸易联系对企业出口影响的分析结果

解释变量	出口金额		出口概率	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Net × Subsidy</i>	0.0106 *** (5.18)	0.0133 *** (5.40)	0.0009 *** (5.34)	0.0011 *** (5.52)
<i>Net</i>	0.0013 (0.08)	0.0070 (0.34)	0.0004 (0.26)	0.0008 (0.44)
<i>Subsidy</i>	-0.0996 *** (-3.65)	-0.1479 *** (-4.36)	-0.0084 *** (-3.63)	-0.0118 *** (-4.26)
企业层面控制变量	No	Yes	No	Yes
Firm FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	2 780 439	2 780 439	2 780 439	2 780 439
R <sup>2</sup>	0.816	0.818	0.785	0.786

注：(1) 括号中为 t 值；(2) 固定效应聚类到企业、产业和地区层面；(3) \*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。

### (二) 政府补贴基于贸易联系的外溢效应

上述分析中我们检验了收到政府补贴的企业在贸易联系下的出口变化。接下来我们分析未收到政府补贴的企业通过贸易联系与收到政府补贴的企业联结时，其出口受到的影响，检验政府补贴对未收到补贴企业的溢出效应。为分析政府补贴的外溢效应，我们沿用前述对贸易联系的定义方法，将在同一地区  $c$  出口同一种 HS-6 位码产品  $\phi$  到同一目的地  $m$  的企业认定为处在同一贸易网络中，并使用两种方式衡量特定企业所在贸易网络的政府补贴事实。

在表 6 中，当企业  $f$  所在地区  $c$  在  $t-1$  年度出口产品  $\phi$  到国家  $m$  的其他企业收到政府补贴时对应的  $City\ Subsidy_1$  取 1，否则取 0。 $City\ Subsidy_2$  表示企业  $f$  所在地区在  $t-1$  年度出口产品  $\phi$  到国家  $m$  的所有其他企业收到的政府补贴金额之和的自然对数。

<sup>①</sup>Chaney (2014)<sup>[9]</sup> 认为，国际贸易中普遍存在信息不对称，为了克服信息劣势，企业倾向于通过已有的出口网络寻找较近的目标市场，借助现有的出口网络联系，克服信息不完全问题。外国的政治制度、法律条文和生活习惯等，均与本国可能存在较大的差异，政府补贴的生产成本降低效应无法让企业直接学习到外国市场的基本信息，但这种信息可以通过企业所在地区的贸易网络进行传递，为企业通过贸易联系学习出口知识提供帮助。

<sup>②</sup>此即贸易联系的中介机构综合服务提升效应。政府补贴可降低企业生产成本，但多数企业并不直接出口产品，而是选择贸易中间商等间接出口。贸易联系较发达的地区贸易中介机构往往较为发达，贸易中间商为企业出口报关、运输等环节提供专业化服务，有助于降低企业出口成本，帮助企业快速寻找到贸易伙伴。

表6 贸易联系和政府补贴对出口影响的外溢效应

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>City Subsidy</i> 1	0.0513 *** (8.18)	0.0471 *** (8.73)	0.0458 *** (7.94)			
<i>City Subsidy</i> 2				0.0112 *** (7.11)	0.0105 *** (7.73)	0.0101 *** (6.85)
<i>Net</i>		0.0258 *** (10.08)	0.0253 *** (9.95)		0.0256 *** (10.13)	0.0252 *** (9.98)
地区层面控制变量	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
企业层面控制变量	No	No	Yes	No	No	Yes
Firm-Product-Country FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observation	1 639 674	1 639 674	1 639 674	1 639 674	1 639 674	1 639 674
R <sup>2</sup>	0.802	0.802	0.804	0.802	0.802	0.804

注：(1) 括号中为t值；(2) 固定效应聚类到企业、产业和地区层面；(3) \*\*\*、\*\*和\* 分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

本部分着重关注  $t$  年度收到的政府补贴为 0 的企业，且  $t-1$  年度至少处在某个贸易网络中，即  $t-1$  年度所在地区至少有另外一家与他出口同样产品到同一国家的企业。若检验结果不显著，则说明其他企业收到的政府补贴难以通过贸易联系影响到该企业的出口贸易。

表6中的第(1)列至第(3)列报告了同在贸易网络中的企业是否收到政府补贴的虚拟变量回归结果。结果表明当同地区贸易网络中收到政府补贴后，未收到政府补贴的企业出口同样增加。

表6中的第(4)列至第(6)列为以同一贸易联系网络中其他所有企业获得的政府补贴总额为解释变量的回归分析结果。在回归时除企业层面的控制变量外，我们还加入了贸易联系变量，以控制当地出口金额对企业出口的直接作用。分析结果表明，其他企业获得政府补贴促进了本地区未受政府补贴企业的出口增加。

## 五、结论和政策建议

本文基于2001年至2013年(不包括2009年和2010年)海关数据库和工业企业数据库的匹配数据，分析了政府生产性补贴对企业出口的促进作用，并聚焦贸易联系对政府生产性补贴出口促进效应的影响。本文研究发现：第一，贸易联系越强，政府补贴对企业的出口促进作用越显著。这种出口促进作用在使用企业出口数量等其他出口指标作为被解释变量时均稳健；贸易联系可以使政府补贴(增加1%)的出口促进效应至少增加0.01668个百分点，最多可以增加0.23508个百分点，平均可以增加0.12558个百分点。第二，贸易联系有助于增强企业对出口市场认知和弥补出口目标市场的政府治理低效率；贸易联系对增强政府补贴的内资企业出口促进作用尤其显著；贸易联系增加1个百分点，可以使政府补贴(增加1%)对内资企业的出口促进效应增加0.44374个百分点。第三，政府补贴不仅使得企业

出口金额增加,也使企业出口概率增加,地区层面的贸易联系对提升企业出口概率有正向促进作用。

根据上述研究结论,我们提出以下政策建议。第一,政府的生产性补贴要考虑被补贴企业的贸易联系,充分关注贸易联系对补贴政策影响的放大效应。第二,应该基于企业之间的贸易联系,准确评估政府补贴的出口促进效应。第三,支持构建贸易网络,鼓励企业之间建立广泛的贸易联系,鼓励特定地区根据本地出口产品特点,完善企业出口支持服务,树立特定产品的出口声誉。第四,在实施政府补贴以稳定外贸发展时,要以有贸易联系的企业为重点对象,并着重聚焦出口贸易发展较好的地区,以及特色产品出口较为集中地区的大类产品而非相同产品生产企业。

### [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] 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, 12 (4): 1413-1442.
- [3] 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, 38 (6): 22-48.
- [4] 张杰,翟福昕,周晓艳. 政府补贴、市场竞争与出口产品质量 [J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32 (4): 71-87.
- [5] 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, 37 (12): 47-66.
- [6] 高翔,黄建忠. 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 [J]. 产业经济研究, 2019, (4): 49-60.
- [7] 蔡承彬. 政府补贴对企业出口国内附加值的影响研究 [J]. 宏观经济研究, 2018, (7): 103-113.
- [8] 许家云,毛其淋. 生产性补贴与企业进口行为:来自中国制造业企业的证据 [J]. 世界经济, 2019, 42 (7): 46-70.
- [9] CHANEY T. The Network Structure of International Trade [J]. American Economic Review, 2014, 104 (11): 3600-3634.
- [10] 吴群锋,杨汝岱. 网络与贸易:一个扩展引力模型研究框架 [J]. 经济研究, 2019, 54 (2): 84-101.
- [11] FERNANDES A P, TANG H. Learning to Export from Neighbors [J]. Journal of International Economics, 2014, 94 (1): 67-84.
- [12] 叶迪,朱林可. 地区质量声誉与企业出口表现 [J]. 经济研究, 2017, 52 (6): 105-119.
- [13] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra - Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. Econometrica, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [14] MORETTI E. Social Learning and Peer Effects in Consumption: Evidence from Movie Sales [J]. The Review of Economic Studies, 2011, 78 (1): 356-393.
- [15] TINTELNOT F. Global Production with Export Platforms [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2017, 132 (1): 157-209.
- [16] DEGROOT M H. Optimal Statistical Decisions [M]. Hoboken, N. J.: Wiley-Interscience, 2004.
- [17] FAN H, LI Y A, YEAPLE S R. Trade Liberalization, Quality and Export Prices [J]. The Review of Economics and Statistics, 2015, 97 (5): 1033-1051.
- [18] BRANDT L, VAN BIESEBROECK J, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Pro-



- ductivity Growth in Chinese manufacturing [J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2): 339-351.
- [19] FAN H, LIN F, TANG L. Minimum Wage and Outward FDI from China [J]. *Journal of Development Economics*, 2018, 135: 1-19.
- [20] 樊海潮, 郭光远. 出口价格、出口质量与生产率间的关系: 中国的证据 [J]. *世界经济*, 2015, 38 (2): 58-85.
- [21] NUNN N, TREFLER D. Domestic Institutions as a Source of Comparative Advantage [R]. National Bureau of Economic Research Working Paper Series, 2013, 18851.
- [22] DING H, FAN H, LIN S. Connect to Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2018, 110: 50-62.

(责任编辑 蒋荣兵)

## Trade Connections and Exports Effects of Productive Subsidies —Empirical Test Based on Export Products Micro-data at the HS-6 Digit Level

TIAN Suhua WANG Xuan

**Abstract:** This paper used the HS-6 digit product export data of customs to calculate trade connection of micro enterprises. Based on the database of industrial enterprises and the database of customs from 2001 to 2013, this paper analyzed the influence of trade connection on the effect of government productive subsidy on export trade. This paper finds that: (1) the export trade promotion effect of government subsidies increases with enhancement of trade connections between enterprises. (2) This effect plays a role through channels such as making up for the target market knowledge of private enterprises, overcoming the low efficiency of government governance in importing countries and making up for the lack of export experience of enterprises. It has a particularly significant role in enhancing the export trade promotion effect of government subsidies in domestic-funded enterprises.

**Keywords:** Trade Connection; Government Subsidies; Firm Export; Channel Effects