

企业税、生产率与全球价值链参与度

文娟 张叶娟

摘要：本文构建一个理论模型判断企业国内税、生产率与全球价值链参与度的关系，基本结论表明：较高的国内税会抑制企业全球价值链参与度；生产率对税收负效应有调节作用，即生产率较高企业受国内税的负面影响会较小，生产率对税收扭曲的调节作用在理论上源于高生产率企业对间接税的转嫁较少，税负对贸易活动的影响较小；企业税的负效应至少部分通过提高加成率来实现；企业层面的实证检验结果显著地验证了上述理论判断，结论是稳健的；异质性分析发现，国内税对企业全球价值链参与度的负效应因税收政策和企业性质而异，企业税负效应及生产率的调节效应在高税赋企业中更大，民营属性有助于削弱税收负效应并提高生产率调节效应。可见，“减税降费”能够有效促进我国企业参与全球价值链，结构性减税的效果会更加显著，改善生产率是深化企业全球价值链分工的根本之道。

关键词：企业税；全球价值链参与度；生产率；加成率；有调节的中介效应
[中图分类号] H25 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2019) 12-0061-15

引言

目前我国企业继续巩固和提升全球价值链（GVCs）参与度的意义重大。一方面，2011年以来，全球价值链联系趋于弱化（Timmer, 2016）^[1]，甚至出现趋于“脱钩”的态势（张会清和翟孝强, 2018）^[2]；另一方面，2016年之后，美国加快改变全球贸易投资规则的力度和速度，放弃已达成的TPP、TTIP并转向实施更加直接、有效的贸易战和新税制，试图构造一个将中国排除在外的世界贸易体系（Anyone But China, ABC）。余振等（2018）^[3]发现，中国某行业相对全球价值链参与度越高，该行业的相关贸易摩擦越容易得到解决，贸易摩擦持续时间越短。我国参与国际分工已不能继续依赖劳动力比较优势（刘志彪, 2016）^[4]。面对内部结构性调整要求和外部环境不确定性，我国政府已及时采取措施加快落实进一步扩大开放，加快建立开放型经济新体制，以减轻企业税收和社保缴费作为重要的供给侧改

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“中国企业主导构造价值链推进国际产能合作的动力、路径与对策研究”（17BGJ025）；上海市哲学社会科学规划智库专项后期资助课题“国际企业入驻视角下自贸试验区营商环境建设研究”（2019TFB008）。

[作者信息] 文娟：上海对外经贸大学国际经贸学院副教授 201620 电子信箱 wenjuan_sh@163.com；张叶娟：中国建设银行杭州分行。

革措施之一^①，来加快结构升级和激发市场活力。本文对国内税的全球价值链参与效应进行理论和实证分析，验证了“减税降费”措施的必要性与合理性。

Gereffi 等 (1999)^[5]指出全球价值链分工是企业在全球范围追求规模经济和范围经济的结果。关于中国企业的研究结论主要有：社会信用体系缺失和知识产权保护制度缺位等制度因素是制约我国地方产业集群嵌入全球价值链和在全球价值链中升级的关键 (张杰和刘志彪, 2008)^[6]；高生产率企业更倾向于嵌入全球价值链，融资约束对此会形成阻碍 (吕越等, 2015)^[7]；融资约束对不同所有制、要素密集度和融资依赖度企业的增加值贸易存在异质性影响 (吕越等, 2017)^[8]；反倾销措施不利于中国参与 GVCs 分工 (王孝松等, 2017)^[9]；空间集聚能促进企业参与全球价值链分工 (武皖和尤立杰, 2018)^[10]。黄鹏等 (2018)^[11]借助 GTAP 模拟发现美国 2017 年以减税为核心的税改法案对促进其国内经济繁荣和稳固 GVCs 地位起到了重要作用。

在世界银行与普华永道共同发布的《缴税 2020》中，我国企业综合税负率 59.2%，处于世界较高水平。税负过高可能抑制企业的国际发展空间，原因如下：一是税负与上市企业财务绩效具有显著负相关性，且在产权性质影响企业财务绩效的逻辑关系中起着“桥梁作用” (蔡昌和田依灵, 2017)^[12]，降低地方国有企业税负能显著提升其市场价值 (刘行和李小荣, 2012)^[13]；二是税负可能抑制企业未来的创新投入 (Howell, 2016^[14]；Mukherjee et al., 2017^[15])，而税收优惠能够有效激励高新技术企业增加研发投入 (李林木和郭存芝, 2014)^[16]，税费增加则降低中小企业创新能力 (李林木和汪冲, 2017)^[17]；三是税负造成资源错配进而使企业效率损失，增值税有效税率差别引致企业全要素生产率损失 (陈晓光, 2013)^[18]。刘啟仁 and 黄建忠 (2018)^[19]将税负对资源错配的影响区分为“要素楔子”和“效率楔子”。前者指税率增加引致企业抬升加成率水平进行税负转嫁，加成率的上升引致生产要素边际产出偏离其社会最优的产出水平；后者指税收优惠、政企关系寻租和避税等行为造成在相同产业中高加成率企业利用的资源水平低于社会最优水平，而低加成率企业产量却高于最优水平，这就造成了社会总生产率的损失。

本文构建理论模型的灵感主要来自于刘啟仁 and 黄建忠 (2018) 关于“要素楔子”的阐述和 Kee 和 Tang (2016)^[20]关于不完全竞争市场中企业国外增加值率的理论表达式的推导过程。本文的边际贡献是构建了一个微观数理模型以直接反映国内税对企业参与全球价值链程度的影响，进而发现了生产率和加成率在其中起到的重要作用，这些发现在企业层面得到了验证，具体来说：第一，国内税显著抑制企业参与全球价值链分工，生产率则能有效反向调节该负效应；第二，企业税的负效应及生产率的调节作用因税收政策差异和企业性质差异而不同；第三，加成率是企业税负效应的中介变量，并且生产率对该中介效应同样具有一定的调节作用。

^①我国此轮大规模“减税降费”始于 2017 年。根据财政部估算和 2019 年 3 月份的政府工作报告，2017 年我国减税降费规模超过 1 万亿元人民币，2018 年约 1.3 万亿元，2019 年近 2 万亿。

一、企业税影响企业参与全球价值链的理论分析

Kee 和 Tang (2016) 在一个不完全竞争市场环境中推导出了代表性加工贸易企业的国外增加值率 (FVAR), 发现如果假设出口品生产和国内市场销售品生产的国内增加值率相同, 那么一般贸易企业与加工贸易企业的国外增加值率基础表达式相同, 并据此检验了汇率、关税和 FDI 对我国企业国内增加值率的影响。该模型的优点是在一个不完全竞争市场上, 考虑到行业内不同企业异质性从而将加成率纳入国外增加值率表达式中。刘啟仁和黄建忠 (2018) 在同样的企业异质性框架下求解出均衡的企业可变加成率水平, 得以分析企业税负对加成率的影响, 以及企业生产率对税负转嫁的减轻作用, 引出税负率增加—加成率提升—税负转嫁—生产率扭曲调整效应—资源配置扭曲的企业税负对资源配置扭曲机制。本文将国外增加值率和企业加成率的关系表达转变为国外增加值率和企业税的关系表达。

(一) 代表性企业的全球价值链参与度

企业出口的国外增加值率 (FVAR) 反映其全球价值链参与度。假设有两类代表性企业, 分别从事加工贸易 (P) 和一般贸易 (O), 他们生产投入都包括劳动 (L)、资本 (K)、进口中间投入品和国产中间投入品, 国内要素自由流动, 两类投入品有一定替代性 (替代弹性 $\sigma > 1$)。代表性企业总收入 PY:

$$PY = \pi + wL + rK + P^D M^D + P^I M^I \quad (1)$$

其中, 利润为 π , 工资为 w , 利率为 r , 进口中间品价格为 P^I , 国产中间品价格为 P^D , 以及进口中间品数量为 M^I , 国产中间品数量为 M^D 。

企业总出口可分解为国内增加值 DVA 和国外增加值 FVA 两个部分:

$$EXP = DVA + FVA = PY = \pi + wL + rK + P^D M^D + P^I M^I \quad (2)$$

加工贸易企业产品全部出口, 进口全部用作生产出口的投入品^①。因此, 加工贸易企业总收入等于总出口 EXP, 企业国外增加值率为:

$$FVAR_i^P = \frac{FVA}{EXP} = \frac{EXP - DVA}{EXP} = \frac{IMP}{EXP} = \frac{P^I M^I}{PY} \quad (3)$$

一般贸易企业产出分别用于出口和国内销售。假定进口被全部用作投入品并且等比例地投入到出口和国内市场销售产品的生产, 一般贸易企业的国外增加值率为:

$$FVAR_i^O = \frac{FVA}{EXP} = \frac{EXP - DVA}{EXP} = \frac{IMP \times \frac{EXP}{PY}}{EXP} = \frac{IMP}{PY} = \frac{P^I M^I}{PY} \quad (4)$$

式 (3) 和式 (4) 表明, 企业国外增加值率等于进口投入占总收入的比重 $P^I M^I / PY$, 与企业的贸易方式无关。

企业生产函数 Y_u 采用柯布—道格拉斯生产技术, 中间投入组合函数 M_u 为 CES 形式, 则:

$$Y_u = \varphi_i K_u^{\alpha_K} L_u^{\alpha_L} M_u^{\alpha_M}, \quad \alpha_K + \alpha_L + \alpha_M = 1 \quad (5)$$

$$M_u = (M_u^D)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (M_u^I)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (6)$$

①任何类型企业的进口未必全部用作投入品, 后文用方法二测算国外增加值率时考虑到了这一可能。

其中, t 是时间, 中间品综合价格指数也是 CES 形式, 即:

$$P_t^M = [(P_t^D)^{1-\sigma} + (P_t^I)^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (7)$$

利润最大化条件给出企业 i 的总成本函数 C_{it} :

$$C_{it}(r_t, w_t, P_t^M, Y_{it}) = \frac{Y_{it}}{\varphi_i} \left(\frac{r_t}{\alpha_K}\right)^{\alpha_K} \left(\frac{w_t}{\alpha_L}\right)^{\alpha_L} \left(\frac{P_t^M}{\alpha_M}\right)^{\alpha_M} \quad (8)$$

边际成本函数 c_{it} :

$$c_{it} = \frac{\partial C_{it}}{\partial Y_{it}} = \frac{1}{\varphi_i} \left(\frac{r_t}{\alpha_K}\right)^{\alpha_K} \left(\frac{w_t}{\alpha_L}\right)^{\alpha_L} \left(\frac{P_t^M}{\alpha_M}\right)^{\alpha_M} \quad (9)$$

其中, $\alpha_K = \frac{r_t K_{it}}{C_{it}}$; $\alpha_L = \frac{w_t L_{it}}{C_{it}}$; $\alpha_M = \frac{P_t^M M_{it}}{C_{it}}$

令 $c(r_t, w_t, P_t^M) = \left(\frac{r_t}{\alpha_K}\right)^{\alpha_K} \left(\frac{w_t}{\alpha_L}\right)^{\alpha_L} \left(\frac{P_t^M}{\alpha_M}\right)^{\alpha_M}$, 则:

$$c_{it} = \frac{c(r_t, w_t, P_t^M)}{\varphi_i} \quad (10)$$

于是, 代表性企业国外增加值率也可写为:

$$FVAR = \frac{P_t^I M_{it}^I}{P_t^I Y_{it}} = \frac{P_t^I M_{it}^I}{P_t^M M_{it}} \frac{P_t^M M_{it}}{C_{it}} \frac{C_{it}}{P_t^I Y_{it}} = \frac{P_t^I M_{it}^I}{P_t^M M_{it}} \alpha_M \frac{c_{it}}{P_t^I} \quad (11)$$

根据成本最小化要求, 进口中间品占全部中间品的份额满足:

$$\min(P_t^I M_{it}^I + P_t^D M_{it}^D) \quad (12)$$

$$s. t. M_{it} = (M_{it}^D)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (M_{it}^I)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (13)$$

进口中间品占总中间投入的份额为:

$$\frac{P_t^I M_{it}^I}{P_t^M M_{it}} = \frac{1}{1 + (P_t^I / P_t^D)^{\sigma-1}} \quad (14)$$

由式 (11) 和式 (14) 得到国外增加值率新的表达式:

$$FVAR = \alpha_M \frac{c_{it}}{P_t^I} \frac{1}{1 + (P_t^I / P_t^D)^{\sigma-1}} = \alpha_M (1 - \chi) \frac{1}{1 + (P_t^I / P_t^D)^{\sigma-1}} \quad (15)$$

其中, α_M 是中间品在总成本中的份额, 加成率 = $\left(\frac{P_{it} - c_{it}}{P_{it}}\right)$, 表明企业全球价值链参与度与加成率负相关。

(二) 税负与国外增加值率

根据式 (5), 将代表性企业 i 的产出写成 $q(\varphi) = Y_{it} = \varphi_i K_{it}^{\alpha_K} L_{it}^{\alpha_L} M_{it}^{1-\alpha_K-\alpha_L}$ 。考虑到国内税, 企业留在市场并进行生产活动的生存条件是必须达到门槛生产率水平, 确保企业能在支付沉没成本后获得正利润并留在该市场内, 否则退出市场或者停止生产活动。因此, 企业税后利润是:

$$\pi(\varphi, \tau) = (1 - \tau) P(\varphi) q(\varphi) - \frac{c(r_t, w_t, P_t^M)}{\varphi} q(\varphi) \quad (16)$$

其中, τ 为企业实际税负率, 即每单位销售收入所征收的总税收。考虑到企业

实际税负受政企关系的影响，假设政企关系等决定其实际税负的因素均为外生给定并采用企业实际税负率而非名义税率。企业留在市场的生产率下限为 φ^* 。此时，企业面临的市场需求为零，即 $q(\varphi^*) = 0$ ，相应保留价格为 $p(\varphi^*) = p^{max}$ 。

结合式 (16) 以及生产率下限条件得出企业定价原则：

$$p(\varphi, \tau) = \frac{c(\tau, w_t, P_t^M)}{2} \frac{1}{1 - \tau} \left(\frac{1}{\varphi^*} + \frac{1}{\varphi} \right) \quad (17)$$

结合式 (10) 得到：

$$\frac{c_{ii}}{P_{ii}} = \frac{c_{ii}(\varphi)}{p(\varphi, \tau)} = \frac{2(1 - \tau)}{\varphi \left(\frac{1}{\varphi} + \frac{1}{\varphi^*} \right)} \quad (18)$$

将式 (18) 带入式 (15)：

$$FVAR = \alpha_M \frac{c_{ii}}{P_{ii}} \frac{1}{1 + \left(\frac{P_t^I}{P_t^D} \right)^{\sigma-1}} = \alpha_M \frac{2(1 - \tau)}{\varphi \left(\frac{1}{\varphi} + \frac{1}{\varphi^*} \right)} \frac{1}{1 + \left(\frac{P_t^I}{P_t^D} \right)^{\sigma-1}} \quad (19)$$

式 (19) 第三项有两层含义：一是企业全球价值链参与度取决于全部中间投入品在总成本所占比例 α_M 、企业税负率 τ 、企业生产率 φ 、进口投入品和国产投入品的相对价格 $\frac{P_t^I}{P_t^D}$ 以及它们之间的替代弹性 σ 、市场所要求的企业生产率下限 φ^* ，在给定技术条件和市场环境下，可以将 α_M 、 φ^* 及 σ 视为常数，那么全球价值链参与度主要取决于另外 3 个变量；二是生产率对企业国内税率起调节作用，企业生产率越高，税收负效应越低。由此，本文得到如下两个命题。

命题 1：国内税对企业全球价值链参与度具有负效应。给定中间品在总成本中的份额、企业生产率和生产率下限，国内税对企业国外增加值率即全球价值链参与度具有负效应：

$$\frac{\partial FVAR}{\partial \tau} = \beta_0 \frac{-2}{\varphi \left(\frac{1}{\varphi} + \frac{1}{\varphi^*} \right)} < 0 \quad (20)$$

命题 2：生产率是调节变量，对税收负效应具有调节作用。生产率能够一定程度地抵消企业税对全球价值链参与度的负面影响，企业生产率越高，国内税的负面影响越小。究其原因，企业对国内税的转嫁程度受到自身生产率和生产率门槛的影响（刘啟仁和黄建忠，2018）。

结合式 (15) 和式 (19) 可知，当国内税负率较高时，企业总是会试图通过提高加成率将税收负担转嫁给消费者，从而弱化全球价值链参与度。于是，得到命题 3。

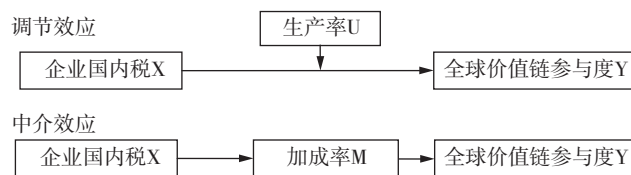


图 1 调节效应和中介效应

命题3：加成率是国内税影响企业全球价值链参与度的中介变量。

本文首先检验命题1和命题2。如果这两个命题被证明稳健可靠，则继续检验命题3。

二、变量说明和数据处理

(一) 变量说明和测算

1. 被解释变量

根据大量代表性文献，本文用企业国外增加值率反映全球价值链参与度，在企业层面的测算有四种算法（吕越等，2015；吕越，2017）。

算法一（Upward et al., 2013）^[21]假定进口全部被企业用作中间投入，加工贸易进口全部用于出口生产的中间投入，一般贸易进口同比例用于国内销售生产和出口生产的中间投入：

$$FVAR_1 = \frac{V_F}{X} = \frac{M^P + M^O [X^O / (D + X^O)]}{X}$$

其中， V_F 表示企业出口国外增加值， X 是出口额， M 、 D 则分别表示进口和国内销售额， P 、 O 分别表示加工贸易和一般贸易。如果某企业总销售产值小于出口交货值，就将其加工贸易进口额和一般贸易进口额之和计为国外增加值；如果大于1则取值为1。综合起来：

$$FVAR_1 = \begin{cases} 1, & FVAR > 1 \\ \frac{M^P + M^O}{X}, & FVAR \leq 1, D < 0 \\ \frac{M^P + M^O [X^O / (D + X^O)]}{X}, & FVAR \leq 1, D \geq 0 \end{cases}$$

算法二（Upward et al., 2013）考虑到一般进口未必全部用作中间投入，部分可能直接用于国内销售，因此用一般贸易中间品进口 M_M^O 替换上式的 M^O 。数据处理时需要将海关HS编码转换为BEC编码，剔除一般贸易进口中的消费品和资本品，只保留中间品进口：

$$FVAR_2 = \frac{V_F}{X} = \frac{M^P + M_M^O [X^O / (D + X^O)]}{X}$$

算法三（张杰，2013）^[22]加入贸易代理商。我国大量存在的贸易代理商及其进口会引致低估企业全球价值链参与度，用企业实际中间品进口更合适，公式转变为：

$$FVAR_3 = \frac{V_{AF}}{X} = \frac{M_A^P + M_{AM}^O [X^O / (D + X^O)]}{X}$$

其中， V_{AF} 表示企业实际国外附加值。加工贸易实际进口 $M_A^P = \sum_j \frac{M_j^P}{1 - m_j}$ 和一般贸易实际进口 $M_{AM}^O = \sum_k \frac{M_{mk}^O}{1 - m_k}$ 。 j 表示加工贸易进口产品， k 表示一般贸易进

口的中间品， m 表示代理商累计进口占总进口的份额。假定中间商累计进口份额即为其他企业通过贸易商间接进口额占该商品总进口额的份额。识别中间商的依据是，名称中含有“进出口”“经贸”“贸易”“科贸”“外经”等字样的企业被视为贸易代理商。

算法四（吕越等，2017）考虑到国内中间投入可能包含海外附加值成分。Koopman 等（2012）^[23]认为该比例在 5%~10% 之间。吕越等（2017）采用 5% 并最终确立的计算公式为：

$$FVAR_4 = \frac{V_{AF}}{X} = \frac{\{M_A^P + X^o [M_{AM}^o / (D + X^o)]\} + 0.05 \{M^T - M_A^P - M_{AM}^o\}}{X}$$

综上，方法一存在较大偏误，其他三种方法更多考虑到了我国贸易活动的种种微观实际情形。方法四看起来更加完善，但 5% 这个比例较为主观。在实证分析时，本文综合考虑上述所有方法，前三种方法用于基本回归，方法一仅供参考，方法四用于稳健性分析。

2. 关键解释变量

企业实际税负率是基准回归的关键解释变量。中国规模以上工业企业数据库提供了三种主要企业税：增值税、主营业务税金及附加、所得税。实证分析将这三种税收和视为企业实际总税负（冯延超，2012^[24]；刘啟仁和黄建忠，2018）。企业实际综合税负率为：（增值税+主营业务税金及附加+所得税）/主营业务收入。

增值税负率用于稳健性分析。其理由在于：增值税是企业总税收的主要构成，占比超过 60%（见表 1）；增值税是间接税，直接税难以转嫁，综合税负率可能高估企业税对全球价值链参与度的负效应；主营业务税金及附加在税收中的份额很低，增值税负率=企业增值税/工业增加值。

表 1 不同税种在总税负中的占比

年份 税种	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
增值税税负	71%	71%	65%	57%	58%	68%	67%	62%
所得税税负	17%	17%	17%	26%	22%	18%	23%	23%
主营业务税负	12%	12%	18%	16%	20%	14%	10%	15%

注：根据中国海关库和工业企业数据库整理得到。

3. 调节变量和中介变量

企业全要素生产率（TFP）是调节变量。OP 法（半参数）中的零投资现象易引起样本截断问题，本文采用 LP 方法测算 TFP。

企业加成率（ $mkrt$ ）是中介变量，有两种核算方法：会计法和生产函数法，就我国工业企业数据库特征来说采用前者更合适（盛丹和王永进，2012）^[25]。根据会计法，企业加成率计算方法是： $\left(\frac{p-c}{p}\right)_i = 1 - \frac{1}{p/c} = \left(\frac{va-pr}{va+ncm}\right)_i$ （赵瑞丽等，2018）^[26]。式中， p 是价格， c 是边际成本， va 是工业增加值， pr 是当年应付工资总额， ncm 是净中间投入要素成本。

4. 控制变量

实际有效汇率 (e , 间接标价法)。式 (19) 中, P_i^I/P_i^D 是进口与国产中间品的价格比。 $P_i^I = P_i^{I*}/E_i$ (P_i^{I*} 是进口投入品的美元价格, E_i 是人民币间接标价法汇率)。由于 $\frac{\partial(P_i^I/P_i^D)}{\partial E_i} < 0 \Rightarrow \frac{\partial FVAR}{\partial E_i} = \frac{\partial FVAR}{\partial(P_i^I/P_i^D)} \frac{\partial(P_i^I/P_i^D)}{\partial E_i} > 0$, 预期人民币升值 (汇率上升) 会促进企业全球价值链参与度。这与任永磊等 (2017)^[27] 的结论一致。实际有效汇率测算方法参考徐建炜和田丰 (2013)^[28] 的研究。

企业特征变量包括: 企业年龄 (age), 等于统计数据报告年份-企业设立时间+1; 企业规模 ($size$), 即企业销售收入取对数值; 融资约束 ($finconst$), 按照企业利息支出占固定资产总值的比例来衡量, 该比值越大代表融资约束水平越低; 人均工资 ($perwage$), 反映企业劳动要素成本, 等于企业年应付工资总额除以总职工人数; 资本密集度 (k), 用企业人均固定资产额表示, 我国企业主要凭借劳动力比较优势参与国际分工, 较大的 k 可能抑制 GVC 参与水平; 加工贸易比 (PTR), 即企业总出口额中的加工贸易份额, 加工贸易所需中间品主要依赖进口, 加工贸易占比较高企业的国外增加值也较高。

(二) 数据来源和处理

本文使用数据源包括 2000—2007 年中国工业企业数据库和中国海关进出口贸易数据库。工业企业库提供税收和其他企业特征变量信息。海关数据库提供企业加工贸易进口额、一般贸易进出口额以及出口总额等数据。国内销售值可以由工业企业数据库里的企业销售产值减去出口交货值来获得。综合 Brandt 等 (2012)^[29]、聂辉华等 (2012)^[30]、余森杰 (2011)^[31] 的处理方法, 对这两个大型数据库的数据收集、处理和匹配分三步进行, 最终成功获得有效样本 448 254 个。本文对数据进行平减处理和共线性检验。平减处理以 1996 为基期。共线性检验结果显示方差膨胀因子 (VIF) 均小于 10, 这些变量之间不存在显著共线性。实证数据描述性分析见表 2。

表 2 描述性统计

变量	N	$mean$	sd	min	max	
全球价值链参与度 (GVC)	$FVAR_1$	448 254	0.1835	0.2561	0.0000	0.6931
	$FVAR_2$	448 254	0.3330	0.3141	0.0000	0.6931
	$FVAR_3$	448 254	0.3743	0.3188	0.0000	0.6931
	$FVAR_4$	448 254	0.3951	0.3103	0.0000	0.6931
综合税负率 ($lnETR$)	448 254	0.0349	0.0411	0.0000	9.1908	
生产率 (TFP)	433 883	6.0857	1.5058	-5.1699	12.6603	
企业年龄 (ln_age)	448 223	1.9942	0.7770	0.0000	5.8721	
企业规模 ($size$)	448 254	9.8229	1.6217	0.4459	18.6607	
融资约束 ($ln_finconst$)	448 145	0.0320	0.1029	-5.1902	6.8363	
人均工资 ($ln_perwage$)	447 962	1.8998	0.6975	-7.5948	9.2481	
资本密集度 (ln_k)	448 254	3.0670	1.3711	-7.2718	13.7098	
加工贸易比 (PTR)	448 254	0.2942	0.4228	0.0000	1.0000	
实际有效汇率 (e)	445 771	0.0044	0.0493	-0.7488	0.9982	
企业加成率 ($lnmkrt$)	411 380	-1.8648	0.7590	-10.9884	2.6246	

注: 根据中国海关数据库和工业企业数据库整理得出。

三、实证与结果分析

(一) 模型设定

全球价值链参与度为被解释变量,企业税负率 τ 为处理变量;企业生产率 φ 与企业税的交互项反映生产率调节作用。关于命题1和命题2,本文设定如下基础回归分析模型:

$$GVC_{it} = \beta_0 + \beta_1 ETR_{it} + \gamma Z_{it} + \gamma_l + \mu_t + \delta_s + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

$$GVC_{it} = \beta_0 + \beta_1 ETR_{it} + \beta_2 ETR_{it} \times TFP_{it} + \beta_3 TFP_{it} + \gamma Z_{it} + \gamma_l + \mu_t + \delta_s + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

其中, i 表示企业, t 表示时间; GVC_{it} 表示企业全球价值链参与度,用企业出口国外增加值率 $FVAR_{it}$ 来反映; ETR_{it} 是企业税负率, Z_{it} 为控制变量集合, ε_{it} 表示随机扰动项。经Hausman检验后确定采用固定效应,引入地区固定效应 γ_l 、行业固定效应 δ_s 以及时间固定效应 μ_t 。对式(21),根据命题1,预期 β_1 显著为负; GVC_{it} 和 ETR_{it} 在回归过程中取对数,为了使表达式更简洁,方程略去了对数符号(下文相同)。对式(22),根据命题2,预期 β_1 显著为负同时系数 β_2 显著为正。

(二) 基本回归结果

基准回归结果见表3。模型(1) — (3)显示企业综合税负率的系数在1%的显著水平上显著为负,第一种测算GVCs方法除外。根据模型(3),企业税负率每下调一个单位标准差(4.1%),全球价值链参与度相应提升0.16%。据此,在样本范围内命题1成立。

表3 综合税负率、生产率与企业全球价值链参与度:基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7) IV	(8) IV	(9) IV
	$\ln FVAR_1$	$\ln FVAR_2$	$\ln FVAR_3$	$\ln FVAR_1$	$\ln FVAR_2$	$\ln FVAR_3$	$\ln FVAR_1$	$\ln FVAR_2$	$\ln FVAR_3$
$\ln ETR$	0.0470*** (0.0119)	-0.0370*** (0.0136)	-0.0388*** (0.0147)	-0.0840* (0.0442)	-0.928*** (0.131)	-1.204*** (0.162)	-0.0535 (0.0458)	-0.975*** (0.0893)	-1.235*** (0.0880)
$\ln ETR \times TFP$				0.0213** (0.0087)	0.145*** (0.0212)	0.189*** (0.0261)	0.0111 (0.00828)	0.145*** (0.0161)	0.190*** (0.0159)
TFP	7.39e-05 (0.0003)	0.0211*** (0.0007)	0.0241*** (0.0007)	-0.0004 (0.0004)	0.0178*** (0.0008)	0.0198*** (0.0009)	-6.90e-06 (0.0004)	0.0180*** (0.0007)	0.0200*** (0.0007)
control	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	433 324	433 324	433 324	433 324	433 324	433 324	433 324	433 324	433 324

注:***、**和*分别代表1%、5%和10%的显著性水平;括号内为异方差稳健标准误;所有结果保留小数点后4位,且由于篇幅限制,未报告控制变量、常数项和 R^2 结果,备案。

模型(4) — (6)显示企业税负率的系数在1%显著水平上均显著为负,而其与生产率的交互项在1%显著水平上显著为正。例如模型(6),在生产率均值(6.09)处,企业实际税负率每上调一个单位标准差(4.1%),对企业全球价值链参与度的负面影响经生产率调整后会从原来下降4.94%,缩小到0.22%。故在样本范围内命题2结论成立。

为了减轻内生性偏误,模型(7) — (9)选取上1年县一级按3位码分类的行业平均税负率为企业当期税负率的工具变量(刘启仁 and 黄建忠,2018)重新检

验命题 2。对 $\ln ETR$ 和 $\ln ETR \times TFP$ 的内生性检验 (Hausman 检验) P 值为 0.000, 显著拒绝变量外生性原假设。弱工具变量检测结果显示工具变量有效。两阶段回归结果表明, 企业综合税负率的系数在 1% 的显著水平上显著为负且与生产率交互项系数在 1% 的显著水平上显著为正。命题 2 是稳健的。

(三) 稳健性分析

本文另外采用了三种方法进行稳健性分析, 分别如下: 使用企业增值税负率替代综合税负率, 采用方法四测度 GVC 参与度, 考虑到被解释变量取值被限定在 $[0, 1]$ 内, 因而对方程 (21)、(22) 采用双限制 Tobit 估计。所有回归结果均表明命题 1 和命题 2 是稳健可靠的。限于篇幅, 此处未报告结果, 感兴趣的读者可向作者索取。

(四) 异质性分析

1. 按照企业是否处于税收优惠区域分组

注册地在经济特区、国家级经济技术开发区和高新区及民族自治地区的企业往往会获得税收优惠。将总样本分为优惠区及非优惠区的检验结果表明 (见表 4), 无论企业是否享受税收优惠, 命题 1 和命题 2 依然成立。但是, 相较于处于非优惠区, 当企业处于优惠区时, 税收对全球价值链参与度的负效应明显缩小, 同时生产率的扭曲调整效应大大下降。

表 4 综合税负率、生产率与企业 GVC 参与度: 按税收优惠分组

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	优惠区	非优惠区	优惠区	非优惠区	优惠区	非优惠区
	$\ln FVAR_2$		$\ln FVAR_3$		$\ln FVAR_4$	
$\ln ETR$	0.0680 (0.136)	-0.858 *** (0.148)	-0.315 *** (0.121)	-1.078 *** (0.181)	-0.286 ** (0.118)	-0.654 *** (0.128)
$\ln ETR \times TFP$	-0.0074 (0.0197)	0.152 *** (0.0236)	0.0457 *** (0.0171)	0.191 *** (0.0287)	0.0413 ** (0.0165)	0.124 *** (0.0206)
TFP	-2.00e-05 (0.0013)	0.0190 *** (0.0010)	-0.00122 (0.0012)	0.0211 *** (0.0010)	-0.00114 (0.0012)	0.0180 *** (0.0009)
control	YES	YES	YES	YES	YES	YES
FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Obs	101 729	331 595	101 729	331 595	101 729	331 595

注:***、** 分别代表 1%、5% 的显著性水平。

2. 按照企业产权属性分组

税收的存在以产权的存在为前提 (蔡昌, 2013)^[32], 我国不同产权属性企业的效率和实际税负率存在差异 (蔡昌和李蓓蕾, 2017)^[33]。在基准回归中引入企业所有制虚拟变量 (企业分为国有、民营、外资和其他) 与税负的交互项, 其系数代表该所有制企业税负对其 GVCs 参与度的影响程度。

回归结果 (见表 5) 显示, 国企交互项系数及外企交互项系数显著为负, 民企交互项系数显著为正, 说明国企属性和外企属性增强了税收的负效应, 民企属性削弱了税收的负效应。结果还表明命题 1 和命题 2 对各类企业都是有效的。

表5 综合税负率、生产率与企业GVC参与度：按产权属性分组

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln FVAR_1$	$\ln FVAR_2$	$\ln FVAR_3$	$\ln FVAR_4$
$\ln ETR$	-0.0692* (0.0398)	-0.528*** (0.102)	-0.729*** (0.124)	-0.367*** (0.0844)
$\ln ETR * TFP$	0.0183** (0.00810)	0.101*** (0.0199)	0.138*** (0.0243)	0.0796*** (0.0160)
TFP	3.74e-05 (0.0004)	0.0216*** (0.0010)	0.0242*** (0.0010)	0.0209*** (0.0009)
$SOFs_dm$	-0.0016* (0.0010)	-0.0155*** (0.0018)	-0.0184*** (0.0019)	-0.0178*** (0.0016)
PFs_dm	0.0009* (0.0005)	0.0181*** (0.0011)	0.0198*** (0.0012)	0.0200*** (0.0009)
FFs_dm	-0.0010*** (0.0004)	-0.0129*** (0.0009)	-0.0149*** (0.0010)	-0.0129*** (0.0007)
control	YES	YES	YES	YES
FE	YES	YES	YES	YES
Obs	394 592	394 592	394 592	394 592

注：同表3。

四、检验加成率的中介效应

式(15)一式(19)表明，企业加成率不仅会直接影响全球价值链参与度，而且是企业国内税影响全球价值链参与度的中介变量，因此有必要检验加成率的中介效应。此时问题的关键在于加成率的中介效应是否显著，以及生产率在其中是否和如何起作用。

简单中介效应模型不包括调节变量，对其检验遵循因果逐步回归方法(Judd and Kenny, 1981^[34]; Baron and Kenny, 1986^[35])即可。本文中生产率的调节作用有三种可能路径(见图2)，对税收影响加成率具有调节效应，对加成率影响全球价值链参与度具有调节效应，对税收直接影响全球价值链参与度具有调节效应。

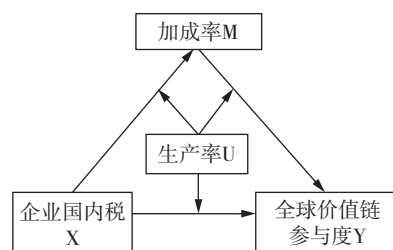


图2 生产率调节了企业加成率作为中介变量的前后

无论后面两种调节效应存在与否，对于这种复杂情形，建立有调节的中介模型(Moderated Mediation)是恰当的(Muller et al., 2005^[36]; 温兆麟和叶宝娟, 2014^[37])。本文对应的有调节的中介模型如下：

$$GVC_{it} = \beta_{40} + \beta_{41} ETR_{it} + \beta_{42} TFP_{it} + \beta_{43} ETR_{it} \times TFP_{it} + \gamma Z_{it} + \gamma_l + \mu_t + \delta_s + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

$$mkt_{it} = \beta_{50} + \beta_{51} ETR_{it} + \beta_{52} TFP_{it} + \beta_{53} ETR_{it} \times TFP_{it} + \gamma Z_{it} + \gamma_l + \mu_t + \delta_s + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

$$GVC_{it} = \beta_{60} + \beta_{61} ETR_{it} + \beta_{62} TFP_{it} + \beta_{63} ETR_{it} \times TFP_{it} + \beta_{64} mkt_{it} + \beta_{65} mkt_{it} \times TFP_{it} + \gamma Z_{it} + \gamma_l + \mu_t + \delta_s + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

在式 (22) 中 $(\beta_{41} + \beta_{43} TFP_{it})$ 度量的是处理变量 ETR_{it} 经生产率调整后对全球价值链参与度的总效应；在式 (23) 中 $(\beta_{51} + \beta_{53} TFP_{it})$ 度量的是 ETR_{it} 对中介变量企业加成率经生产率调整后的效应；式 (24) 是有中介的调节模型, $mkrt_{it}$ 及其与生产率的交互项反映的是在控制了企业税同时经过了企业生产率调整之后加成率对全球价值链参与度的效应, $(\beta_{61} + \beta_{63} \times TFP_{it})$ 度量的是考虑到处理变量影响的同时 ETR_{it} 企业税对全球价值链参与度的直接效应。式 (22) — 式 (24) 的检验结果见表 6。

表 6 国内税、生产率与企业全球价值链参与度的中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	lnFVAR3	加成率	lnGVC3
lnETR	-1.204*** (0.162)	6.9990*** (0.8100)	-1.6810*** (0.2400)
lnETR×TFP	0.189*** (0.0261)	-0.9910*** (0.12)	0.2680*** (0.0400)
TFP	0.0198*** (0.0009)	1.0720*** (0.0100)	0.0010 (0.0000)
lnmkrt			-0.0000 (0.0000)
lnmkrt×TFP			0.0020*** (0.0000)
control	YES	YES	YES
FE	YES	YES	YES
Obs.	433 324	403 657	403 657

注：*** 表示 1% 的显著性水平。

表 6 验证了加成率中介效应确实存在, 并且生产率至少部分地对该中介效应也起到了调节作用 ($lnmkrt \times TFP$ 系数显著为负)。由于中介变量的效力依赖于调节变量^①, 简单中介效应模型所依赖的 Sobel-Goodman 检验或者 Bootstrapping 检验不能用来检验这样的混合模型。但是, 从模型 (22) — (24) 出发, 很容易证明在总体水平上, 下面的等式成立:

$$\beta_{43} - \beta_{63} = \beta_{64} \beta_{53} + \beta_{65} \beta_{51} \tag{25}$$

式 (25) 表明, 中介过程的效力依赖于调节变量: 要么是因为处理变量企业税对中介变量加成率的效应依赖于调节变量 ($\beta_{53} \neq 0$), 要么是因为中介变量加成率部分地依赖于调节变量生产率 ($\beta_{65} \neq 0$), 或者两者兼而有之。与之相呼应, 如果处理变量企业税对中介变量加成率的影响依赖于调节变量生产率, 那么中介变量加成率就会至少部分地影响企业全球价值链参与度 ($\beta_{64} \neq 0$); 如果中介变量加成率对全球价值链参与度的影响部分地依赖于调节变量生产率, 那么处理变量企业国内税对中介变量加成率的影响就不会为零 ($\beta_{51} \neq 0$)。换言之, 式 (25) 等号右边的两个乘积项至少有一个不为零, 总的有调节的中介效应为: $(\beta_{51} + \beta_{53} \times TFP) (\beta_{64}$

①Muller 等 (2005) 称这种情况为有调节的中介效应模型或者混合模型。

+ $\beta_{65} \times TFP$)。在表6中,式(25)等号右边的第二项不为零($\beta_{65}\beta_{51} \neq 0$),说明中介效应显著存在。由于调节变量生产率是连续变量,因此本文计算出在均值处生产率上下变动一个标准差时各种效应的程度并得到总的有调节的中介效应。

(1) 经过生产率调整的处理变量企业税对中介变量加成率的效应为:

在均值处生产率上调一个标准差: $(\beta_{51} + \beta_{53} \times TFP) = 5.5100$ 。

在均值处生产率下调一个标准差: $(\beta_{51} + \beta_{53} \times TFP) = 8.4900$ 。

(2) 中介变量加成率通过调节变量生产率对企业全球价值链参与度的直接效应为:

在均值处生产率上调一个标准差: $(\beta_{64} + \beta_{65} \times TFP) = 0.0031$ 。

在均值处生产率下调一个标准差: $(\beta_{64} + \beta_{65} \times TFP) = -0.0031$ 。

(3) 经生产率调整的总中介效应为:

在均值处生产率上调一个标准差: $5.51 \times 0.0031 = 0.0170$ 。

在均值处生产率下调一个标准差: $8.49 \times (-0.0031) = -0.0260$ 。

五、结论与政策含义

本文推导了一个数理表达式,据此分析判断企业国内税、生产率与全球价值链参与度的关系,基本判断如下:第一,企业国内税会抑制企业全球价值链参与程度;第二,企业生产率对税收负效应有一定调整作用,即生产率较高企业受国内税的负面影响会减轻,生产率对税收扭曲的调整作用理论上是源于生产率高的企业对间接税的转嫁较少,因此对企业进出口贸易活动的影响较小;第三,加成率是企业税影响全球价值链参与度的中介变量,企业至少部分地将税负转移为加成率,进而抑制全球价值链参与度,这种加成率中介效应大小依赖于生产率,借助于中国海关数据库和工业企业数据库,在微观层面对上述理论判断进行一系列检验,结果显著且稳健地支持上述理论判断;第四,在税收优惠地区(低税地区),国内税对企业全球价值链参与度的负效应明显变小,生产率的扭曲调整效应也大大下降;第五,国企属性和外企属性增强了税负负效应而降低了生产率调节效应,民企属性削弱了税负的负效应同时增强了生产率的调节效应。应该指出,社保缴费属于广义税负,有理由认为与单纯减税相比,“减税降费”对我国企业深度参与全球价值链分工能产生更大的积极效果。

本文结论的政策意义显而易见:首先,我国政府实施大规模“减税降费”措施能有效应对全球价值链脱钩风险和贸易摩擦;其次,结构性减税降费比无差别减税降费更合适,尤其是对民营企业和高税负地区企业减税降费能够更大程度地促进企业参与全球价值链分工;最后,由于生产率能够同时缓解税收对企业参与全球价值链的负效应以及加成率对企业税负效应的传递,因此采取措施提升生产率才是深化企业全球价值链分工的根本之道。

[参考文献]

- [1] TIMMER M P, LOS B, STEHRER R, DE VRIES G J. An Anatomy of the Global Trade Slowdown Based on WIOD 2016 Release[J]. GGDC Research Memoranda, University of Groningen, 2016, 162.
- [2] 张会清, 翟孝强. 中国参与全球价值链的特征与启示——基于生产分解模型的研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018(1): 3-22.
- [3] 余振, 周冰惠, 谢旭斌, 等. 参与全球价值链重构与中美贸易摩擦[J]. 中国工业经济, 2018(8): 24-42.
- [4] 刘志彪, 低碳: 我国融入全球价值链的新约束[J]. 南京社会科学, 2016(3): 152-156.
- [5] GEREFFI G. International Trade and Industrial Upgrading in the Apparel Commodity Chain[J]. Journal of International Economics, 1999, 48(1): 37-70.
- [6] 张杰, 刘志彪. 制度约束、全球价值链嵌入与我国地方产业集群升级[J]. 当代财经, 2008(9): 84-91.
- [7] 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.
- [8] 吕越, 吕云龙, 包群. 融资约束与企业增加值贸易——基于全球价值链视角的微观证据[J]. 金融研究, 2017(5): 63-80.
- [9] 王孝松, 吕越, 赵春明. 贸易壁垒与全球价值链嵌入——以中国遭遇反倾销为例[J]. 中国社会科学, 2017(1): 108-124+206-207.
- [10] 武皖, 尤立杰. 空间集聚与全球价值链嵌入[J]. 国际经贸探索, 2018(7): 21-34.
- [11] 黄鹏, 汪建新, 孟雪. 经济全球化再平衡与中美贸易摩擦[J]. 中国工业经济, 2018(10): 156-174.
- [12] 蔡昌, 田依灵. 产权性质、税收负担与企业财务绩效关系研究[J]. 税务研究, 2017(6): 9-14.
- [13] 刘行, 李小荣. 金字塔结构、税收负担与企业价值: 基于地方国有企业的证据[J]. 管理世界, 2012(8): 91-105.
- [14] HOWELL A. Firm R&D, Innovation and Easing Financial Constraints in China: Does Corporate Tax Reform Matter? [J]. Research Policy, Elsevier, 2016, (45): 1996-2007.
- [15] ABHIROOP MUKHERJEE, MANPREET SINGH, ALMINAS ŽALDOKAS. Do Corporate Taxes Hinder Innovation? [J]. Journal of Financial Economics, 2017, 124(1): 195-221.
- [16] 李林木, 郭存芝. 巨额减免税是否有效促进中国高新技术产业发展[J]. 财贸经济, 2014(5): 14-26.
- [17] 李林木, 汪冲. 税费负担、创新能力与企业升级——来自“新三板”挂牌公司的经验证据[J]. 经济研究, 2017(11): 119-134.
- [18] 陈晓光. 增值税有效税率差异与效率损失[J]. 中国社会科学, 2013(8): 67-84+205-206.
- [19] 刘啟仁, 黄建忠. 企业税负如何影响资源配置效率[J]. 世界经济, 2018(1): 78-100.
- [20] KEE, HIAU LOOI, TANG H W. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China [J]. American Economic Review, 2016, 106(6): 1402-1436.
- [21] 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.
- [22] 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.
- [23] 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.
- [24] 冯延超. 中国民营企业政治关联与税收负担关系的研究[J]. 管理评论, 2012(6): 167-176.
- [25] 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.
- [26] 赵瑞丽, 孙楚仁, 陈勇兵. 最低工资与企业价格加成[J]. 世界经济, 2018(2): 121-144.
- [27] 任永磊, 李荣林, 高越. 人民币汇率与全球价值链嵌入度提升[J]. 国际贸易问题, 2017(4): 129-140.
- [28] 徐建炜, 田丰. 中国行业层面实际有效汇率测算: 2000-2009[J]. 世界经济, 2013(5): 21-36.
- [29] BRANDT L J, VAN BIESEBOECK, ZHANG Y. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing [J]. Journal of Development Economics, 2012, 97(2): 339-351.

- [30] 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.
- [31] 余淼杰. 加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据[J]. 经济学(季刊), 2011(4): 1251-1280.
- [32] 蔡昌. 构建产权型税收体系: 基于产权保护与税收立法权的回归的思考[J]. 税务研究, 2013(6): 70-73.
- [33] 蔡昌, 李蓓蕾. 不同所有制企业实际税负的差异及分析(一)[N]. 财会信报, 2017-07-31.
- [34] JUDDCM, KENNY D A. Process Analysis: Estimating Mediation in Treatment Evaluations. [J]. Evaluation Review, 1981b(5): 602-619.
- [35] BARON R M, KENNY D A. The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986(51): 1173-1182.
- [36] MULLER D, JUDD C M, YZERBYT V Y. When Moderation is Mediated and Mediation is Moderated [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 2005(89): 852-863.
- [37] 温忠麟, 叶宝娟. 有调节的中介模型检验方法: 竞争还是替补[J]. 心理学报, 2014(5): 714-726.

(责任编辑 蒋荣兵)

Corporate Tax, Productivity and Firm's GVC Participation

WEN Juan ZHANG Yejuan

Abstract: This paper developed a theoretical model which directly linked domestic corporate tax, productivity with firm's GVC participation. According to this model, there are three fundamental propositions: A higher domestic corporate tax tends to reduce the firm's GVC participation; A firm's higher productivity can moderate the negative effects of corporate tax on GVC participation and thus a firm with higher productivity; Firm's markup rate is the mediator of domestic tax and GVC participation. A higher corporate tax decreases the firm's GVC participation at least partly through a higher markup rate. A series of firm-level tests significantly and robustly support the above theoretical arguments. Heterogeneity tests shows that the negative effects of corporate tax on GVC participation vary with the tax policy and property rights of an enterprise. Both the negative effects of corporate tax and the moderation of productivity are larger in higher-tax firms. Furthermore, the ownership of private property can mitigate the negative effects, but promote the moderating effects. The policy implications include that "cutting taxes and fees" can help firms deepen their GVC participation and a structural reduction is expected to work more significantly. Meanwhile, it is fundamentally important to stimulate Chinese firms to improve productivity.

Keywords: Corporate Tax; GVC Participation; Productivity; Markup Rate; Moderated Mediation Effect