

全球价值链嵌入波动与出口加成率提升

司增绰¹ 佟思齐¹ 周 坤²

(1. 江苏师范大学, 江苏 徐州 221116; 2. 盐城师范学院, 江苏 盐城 224002)

摘 要: 本文探究了中国制造业企业嵌入全球价值链对成本加成率的现实影响及影响机制。研究发现: 整体上, 嵌入全球价值链程度加深对制造业企业成本加成率提升具有显著抑制作用, 经过分样本检验发现, 嵌入全球价值链程度加深对内资企业成本加成率的负向影响较外资企业更大; 对一般贸易企业有显著正向影响, 对来料加工企业具有显著负向影响; 对高技术企业有显著正向影响, 对中低技术企业有显著负向影响。本文还发现生产率、劳动要素价格、中间品要素价格是影响企业成本加成率的重要中介要素。对全球价值链嵌入影响出口加成率的现实应客观认知, 尤其在中美贸易摩擦、新冠肺炎疫情、俄乌冲突等事件影响下, 中国制造业全球价值链嵌入深度存在极大波动风险, 宜实施“稳中求进”策略。

关键词: 制造业; 全球价值链; 成本加成率; 中介效应

中图分类号: F752.6

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2023) 06-0012-16

一、引言

2020 年以来, 中美贸易摩擦、新冠肺炎疫情以及俄乌冲突等一系列事件改变了全球产业链分工的基础, 跨国企业全球化战略出现了收缩, 政府维护全球化的资源在减少, 各个国家民众内向化倾向越来越严重, 这些都意味着过去的全球价值链会发生剧烈变化(刘志彪, 2022)。在这种情况下, 企业自发地降低嵌入全球价值链的程度是否会影响企业出口成本加成率? 思考和探索此问题对提高中国制造业企业的抗风险能力具有一定的理论价值和现实意义。

本文基于 2000~2007 年中国制造业微观企业数据, 探讨了嵌入全球价值链对制造业企业成本加成率的影响及其成因, 提出契合中国制造业出口高质量发展战略的相关策略, 同时还探讨了突发事件对制造业嵌入全球价值链程度的影响及应对举措。本文创新点如下: 第一, 区别于单一贸易行为对企业成本加成率的影响研究, 本文运用全球价值链嵌入度这一综合性指标, 从总体上研究企业嵌入行为对成本加成率的影响, 可以整合企业国际贸易行为的多种方式, 从全局眼光分析问题; 第二, 实证检验了中国制造业企业嵌入全球价值链对出口加成率的影响, 并得出整体上现阶段

作者简介: 司增绰, 江苏师范大学商学院教授, 博士, 硕士生导师, 研究方向: 产业与贸易; 佟思齐, 江苏师范大学商学院硕士研究生, 研究方向: 产业与贸易; 周坤, 盐城师范学院商学院助教, 博士, 研究方向: 产业与贸易。
基金项目: 国家社会科学基金一般项目(项目编号: 21BJY178); 国家社会科学基金重点项目(项目编号: 18AZD008)。

段制造业企业嵌入全球价值链并没有起到改善自身加成率的结论,同时还通过分样本检验发现了这一现象的差异性,并通过机制分析探讨了导致这一现象的中介因素;第三,针对当前中国要提高制造业出口加成率这一现实问题,本文提出“稳中求进”策略。

二、文献综述

中国制造业通过嵌入全球价值链融入世界生产网络,并且在全球价值链下游具有比较优势(林桂军和崔鑫生,2019)。嵌入全球价值链是中国参与全球产业分工的重要途径,也是融入全球产业系统过程的自然演进,必定会对中国经济产生影响(唐宜红等,2018;祝树金等,2021)。现有文献鲜有探究中国制造业嵌入全球价值链的行为是否能提高企业的成本加成率。与本文相关的文献有3类:其一为中间品贸易自由化、进口竞争对加成率的影响;其二为出口行为对加成率的影响;其三为全球价值链嵌入度对加成率的影响。

关于中间品贸易自由化、进口竞争对加成率的影响。一部分研究者以关税水平作为中间品贸易自由化的指标,对贸易自由化、进口竞争对成本加成率进行回归分析。研究指出,关税水平大幅降低使进口成本降低,高质量、多样化的中间品涌入本土市场(余淼杰和李乐融,2016),会使企业生产成本降低,有利于规模效应产生(Amiti and Konings, 2007);通过进口高质价优的中间品、与外国先进的出口企业经济往来,本土的进口企业会获得知识、技术溢出,经过消化吸收,提高本企业的技术水平,改善生产效率和产品质量(Amiti and Konings, 2007)。还有一部分学者将加入WTO的政策冲击当作一次自然实验,用倍差法探究了成本加成率受到加入WTO这一政策冲击后在时间上的动态变化趋势。总体来说,多数研究显示中间品贸易自由化对企业加成率提升具有正向作用,且这种作用具有异质性。作用机制主要为竞争效应和学习效应,其中竞争效应主要表现为进口中间品涌入使中间品市场竞争变得激烈,中间品价格降低,本土中间品制造企业为了适应市场变化,不得不投入技术研发,降低生产成本。另外,中间品进口扩大会产生技术溢出、知识溢出,本土企业会由此提升自身生产率,降低边际生产成本,使加成率提高(陈雯和苗双有,2016)。

关于出口行为对加成率的影响,国外大多数研究发现出口企业加成率普遍高于非出口企业,即市场存在“自选择”效应(Melitz and Ottaviano, 2008);为了弥补较高成本,出口企业倾向于制定较高价格(Flora et al., 2016);市场规模扩大和较高定价,使生产高质量产品成为出口企业的普遍选择(Kugler and Verhoogen, 2011)。因此,出口企业大多为“高效率、高价格、高质量”企业,3种因素综合导致了出口企业的高加成率。但实证研究发现,中国出口企业大多呈现“低效率、低价格、低质量”特征,且出口企业成本加成率普遍低于非出口企业(Altomonte and Barattieri, 2015;许明和李逸飞,2018),这与国外经典研究成果相悖。对此,一些学者认为中国的出口激励政策普遍降低了企业出口的固定成本,因此低生产率的

中国企业也可凭借政策红利进入出口市场（刘啟仁和黄建忠，2015），随着过多产品融入出口市场，市场竞争环境恶化，迫使部分企业选择降低产品价格维持生存（盛丹和陆毅，2016；李秀芳和施炳展，2012）。当然，也有一些企业可能采取“低质高量”策略，最终导致中国出口企业普遍存在“三低”问题并进而演化出低加成率现象。

综合来看，上述文献多侧重对嵌入全球价值链的行为进行分割，如进口或出口单一贸易方式，但现实中大部分企业以多种方式参与全球价值链，因此将各种参与全球价值链的方式归为 GVC 嵌入以研究其对企业成本加成率的影响才更为科学。遗憾的是，近些年，虽然以出口成本加成率为主题的文献已经取得富有成效的研究成果，但将 GVC 嵌入度与成本加成率联系在一起直接研究 GVC 嵌入对企业成本加成率影响的文献较少，因而没有形成较为统一的认识和结论。研究这一问题的关键是全球价值链嵌入程度的测度，比如，用出口、进口和净出口上游度表示全球价值链嵌入位置（沈鸿等，2019），用出口国外附加值率衡量企业参与全球价值链程度（刘磊等，2019），选用其他代理变量表示企业全球价值链地位（胡赛，2021）。

此外，本文根据已有文献发现进口扩大影响加成率的两个重要中介因素是中间品价格和生产率，而出口竞争对加成率影响的中介要素为要素价格和生产率，其中的要素不限于中间品要素，还包括劳动力、资本要素等，GVC 嵌入会促进国际要素的流入，从而影响要素的市场价格，继而对企业成本产生影响，最终影响企业加成率。因此，本文将全球价值链嵌入对加成率影响的中介因素归集为要素价格和生产率。较高的加成率水平主要源自企业所具备的成本优势和市场势力。嵌入 GVC 会促进优质低价要素的国际流动，使企业可获取的要素价格降低，国外要素的涌入也削弱了国内要素供给的竞争力，使国内要素价格降低，提高成本加成率；而激烈的出口竞争可能会哄抬要素价格，使企业边际生产成本升高，降低成本加成率。参与全球分工嵌入 GVC 会使中国企业接触先进的技术、管理经验，通过学习效应和溢出效应提高企业的技术和管理水平，降低企业生产成本并提高产品质量，从而使生产率提高；而企业吸收能力较弱、政策错配则会抑制生产率提升，生产率低下导致边际成本高，产品附加值低，最终降低加成率。

由此，本文提出 3 个假设。假设 1：制造业企业通过多种方式嵌入全球价值链对企业的成本加成率产生影响。假设 2：嵌入 GVC 通过要素价格这一中介变量对

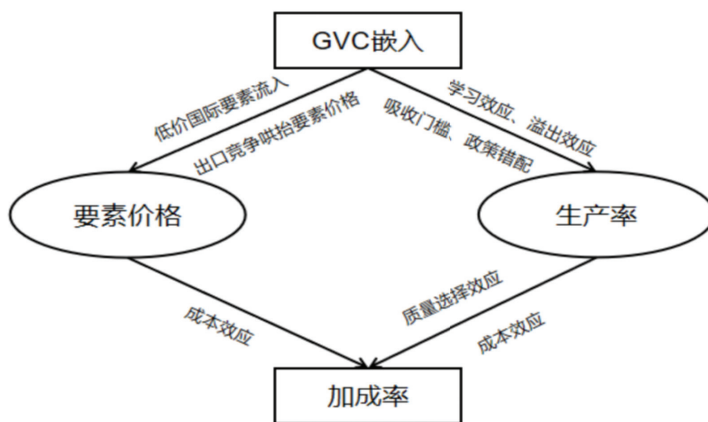


图 1 嵌入全球价值链对出口加成率的影响机制

企业成本加成率产生影响。假设 3：嵌入 GVC 通过生产率这一中介变量对企业成本加成率产生影响。中国制造业企业嵌入全球价值链对出口加成率的影响机制如图 1 所示。

三、模型构建、数据说明与指标选取

(一) 模型构建

为验证上述假设，本文首先构建基准回归模型：

$$markup_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GVC_{it} + \delta Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $markup_{it}$ 表示企业 i 在 t 时期成本加成率的自然对数； GVC_{it} 表示中国制造业企业的全球价值链嵌入度； Z_{it} 为一系列控制变量，包括：全要素生产率（ TFP ），采用 LP 法估计，并用 ACF 法对系数共线性进行修正；企业年龄（ age ），使用测算年份减去企业成立年份加 1 并取对数表示；企业规模（ $scale$ ），采用以不变价计量的工业产值对数表示；人均工资（ $wage$ ），采用应付工资和应付职工福利之和与从业人员总数的比值表示；企业外部融资约束情况（ fin ），代理变量为利息率（利息合计 / 固定资产合计）；资本劳动比（ $klratio$ ），采用企业资本总额和从业人数对数值之比衡量；企业创新投入（ rd ），以研究开发费取对数衡量；企业所有制类型（ soe ），以各企业实收资本中国有资本占比表示；行业竞争程度（ hhi ），以 4 位码行业赫芬达尔指数衡量竞争程度。 α_0 为截距项， ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 样本数据处理

本文研究样本为中国 2000~2007 年制造业企业，涉及工业企业数据库和海关企业数据库。尽管这两个数据库更新相对滞后，但却是目前所能得到的最新数据。为选取有效研究样本，首先，参考田巍和余森杰（2014）的方法，使用企业名称、数据年份、企业邮编和电话号码后 7 位作为识别信息，对两个数据库信息进行匹配，保留匹配成功的所有企业。其后，根据 Ahn 等（2011）的方法，剔除中间贸易商样本，保留制造业企业样本。最后，由于工业企业数据库信息存在遗漏和错误，剔除以下企业：雇员少于 8 人的企业；总资产、固定资产净值、中间投入为负以及应付工资总额不为正的企业；总固定资产或总流动资产超过总资本、企业出口总额超过企业工业总产值的企业。

(三) 被解释变量

企业成本加成率（ $markup$ ）。由于 De Loecker 和 Warzynaki（2012）（DLW）的加成率测算方法减少了对市场结构的约束，并利用 Olley 和 Pakes 半参数法克服了由于生产率难以观测产生的估计偏差，相较于 Edmond 等（2012）的方法能够更精确地反映企业真实的成本加成，因此本文采取 DLW 法测算企业的成本加成率。

假设企业 i 在 t 时期的生产函数为：

$$Q_{it} = F(K_{it}, L_{it}, M_{it}, \omega_{it}) \quad (2)$$

其中, Q_{it} 表示企业实际产出水平, K_{it} 、 L_{it} 、 M_{it} 分别为资本、劳动和中间品投入的相对水平; ω_{it} 表示无法直接获得的希克斯中性生产率。

假设企业产量既定, 追求成本最低, 在这种情况下构建拉格朗日函数:

$$L(K_{it}, L_{it}, M_{it}, \lambda_{it}) = r_{it}K_{it} + w_{it}L_{it} + p_{it}^m M_{it} + \lambda_{it}(Q_{it} - F(\cdot)) \quad (3)$$

其中, r_{it} 、 w_{it} 和 p_{it}^m 分别为资本、劳动力和中间品的价格。

由于资本的外生性和中国劳动力投入的不可变性 (Lu and Yu, 2015), 对式 (3) 的中间品投入数量进行一阶求导, 得到:

$$\frac{\partial L}{\partial M_{it}} = p_{it}^m - \lambda_{it} \frac{\partial F}{\partial M_{it}} = 0 \quad (4)$$

对式 (4) 的等式两边同时乘以 $\frac{M_{it}}{Q_{it}}$, 得到:

$$\frac{\partial F}{\partial M_{it}} \frac{M_{it}}{Q_{it}} = \frac{1}{\lambda_{it}} \frac{p_{it}^m M_{it}}{Q_{it}} = \frac{P_{it}}{\lambda_{it}} \frac{p_{it}^m M_{it}}{P_{it} Q_{it}} \quad (5)$$

其中, P_{it} 为最终产品的价格。根据定义, 企业的成本加成率 $\mu_{it} \equiv \frac{P_{it}}{mc_{it}}$, mc_{it} 为企业的边际成本, $mc_{it} = \frac{\partial L}{\partial Q_{it}} = \lambda_{it}$, 因此 $\mu_{it} = \frac{P_{it}}{\lambda_{it}}$, 结合式 (5) 可得:

$$\mu_{it} = \theta_{it}^m (\alpha_{it}^m)^{-1} \quad (6)$$

其中, $\theta_{it}^m \equiv \frac{\partial Q_{it}}{\partial M_{it}} \frac{M_{it}}{Q_{it}}$ 为中间品产出弹性, 而 $\alpha_{it}^m = \frac{p_{it}^m M_{it}}{P_{it} Q_{it}}$ 为中间品投入占总产出的份额, 为了测算中间品产出弹性 θ_{it}^m , 将生产函数重新定义为:

$$q_{it} = f_{it}(x_{it}; \beta) + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, q_{it} 为企业实际产出的对数值, x_{it} 为各要素投入的对数值, β 为待估系数, ε_{it} 为误差项。由于不可观测的生产率和要素价格会对系数的估计产生干扰, 造成价格缺失偏误和生产率冲击偏误。因此, 为了准确估计生产函数的形式, 首先, 本文借鉴 Lu 和 Yu (2015) 的方法, 引入要素价格的代理变量 $\hat{p}_{it}^x$, 并设定其为产品价格 (P_{it})、市场份额 (ms_{it}) 和出口状态 (e_{it}) 以及这些变量与平减后的资本、中间品的交叉项的函数, 并通过函数 $B(\hat{x}_{it}, \hat{p}_{it}^x; \beta)$ 控制价格缺失偏误, 因此:

$$f(x_{it}; \beta) = f(\hat{x}_{it}; \beta) + B(\hat{x}_{it}, \hat{p}_{it}^x; \beta) \quad (8)$$

采用 LP 法对不可观测的生产率 ω_{it} 进行控制, 将其设为中间品投入和资本品投入的代理变量:

$$\omega_{it} = h_t(m_{it}, k_{it}, Z_{it}) \quad (9)$$

这样生产函数便可写作:

$$q_{it} = \phi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\text{其中, } \phi_{it} = f_{it}(\hat{x}_{it}; \beta) + B(\hat{x}_{it}, \hat{p}_{it}^x; \beta) + h_t(m_{it}, k_{it}, Z_{it}) \quad (11)$$

对生产函数系数的估计借鉴 ACF 法, 分为两步 (Akerberg et al., 2015)。首先将 $f_{it}(x_{it}; \beta)$ 设为更具柔性的超越对数形式:

$$f(l_{it}, k_{it}, m_{it}) = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{mk} m_{it} k_{it} + \beta_{lmk} l_{it} m_{it} k_{it} \quad (12)$$

采用半参数法得到产出估计值 ($\hat{\phi}_{it}$) 和误差估计值 ($\hat{\varepsilon}_{it}$)。

第二步, 假设生产率动态方程服从一阶马尔可夫过程, 即:

$$\omega_{it} = g(\omega_{it-1}) + \xi_{it} \quad (13)$$

据第一阶段计算出的产出估计值 ($\hat{\phi}_{it}$), 可计算关于 β 的生产率表达式 $\omega_{it}(\beta)$, 即:

$$\omega_{it}(\beta) = \hat{\phi}_{it} - \left(\beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{mk} m_{it} k_{it} + \beta_{lmk} l_{it} m_{it} k_{it} \right) \quad (14)$$

接着, 用计算的生产率 $\omega_{it}(\beta)$ 对其滞后项 $\omega_{it-1}(\beta)$ 进行非参数回归, 可得到残差项 $\xi_{it}(\beta)$, 再根据该残差项与当期资本存量、滞后期劳动投入、滞后期中间投入不相关这一关系, 对式 (13) 构造矩条件并进行 GMM 估计, 可得到生产函数参数向量 $\hat{\beta} = \left(\hat{\beta}_l, \hat{\beta}_k, \hat{\beta}_m, \hat{\beta}_{ll}, \hat{\beta}_{kk}, \hat{\beta}_{mm}, \hat{\beta}_{lk}, \hat{\beta}_{lm}, \hat{\beta}_{km}, \hat{\beta}_{lmk} \right)$, 从而计算要素产出弹性并在此过程中得到生产率:

$$\hat{\theta} = \hat{\beta}_m + 2\hat{\beta}_{mm} m_{it} + \hat{\beta}_{lm} l_{it} + \hat{\beta}_{km} k_{it} + \hat{\beta}_{lmk} l_{it} k_{it} \quad (15)$$

由于工业企业数据库中的产量信息为未考虑生产率冲击的 $\hat{Q}_{it} = Q_{it} \exp(\omega_{it})$, 因此真实的中间要素投入份额为:

$$\alpha_{it}^m = \frac{p_{it}^m M_{it}}{P_{it} \hat{Q}_{it} / \exp(\hat{\omega}_{it})} \quad (16)$$

继而将式 (15)、式 (16) 代入式 (6) 得到成本加成率 μ_{it} 。

(四) 核心解释变量

核心解释变量为 GVC 嵌入度 (GVC)。首先, 本研究以标准 (BEC) 编码对进口的中间品、资本品和消费品进行识别, 并根据 Kee 和 Tang (2016) 的方法, 对 BEC 一级分类中的资本、货物进行再分配。其次, 不同贸易类型企业嵌入 GVC 方式不同, 本文参考海关数据库贸易分类标准, 将企业分为加工贸易和一般贸易两种类型, 参考 Kee 和 Tang (2016) 提出的 GVC 嵌入度测算方法对两种贸易类型分别测算。测算方法如下:

1. 加工贸易。海关数据库中的加工贸易包含 16 个类目, 其中来料加工和进料加工的进口额和出口额分别占总量的 96% 和 99% 以上, 因此为了测算方便, 本文仅保留来料加工和进料加工的贸易数据。由于海关数据库中仅有企业通过海关直接进口的中间品贸易额占企业总出口的比重, 但使用本国投入中也可能包含国外成分 (间接进口增加值), 使用进口投入也可能包含本国成分 (返回增加值) (Koopman et al.,

2014)，而返回增加值本质上不属于中间产品进口额。因此，本文以行业编码为识别信息，对世界投入产出数据库（WIOD）和上文匹配好的工业企业—海关数据库进行匹配，以计算企业的间接进口比值（ λ_{1t} ）和返回增加值比值（ λ_{2t} ），计算结果如表1所示。

表1 间接进口比值和返回增加值比值行业平均值

行业名称	NACE	GB/T	λ_1	λ_2
3: 食品、饮料制造及烟草业	15/16	13/14/15/16	0.73	0.07
4: 纺织及服装制造业	17/18	17/18	2.84	0.33
5: 皮革、毛衣、羽毛及鞋类制品	19	19	2.11	0.08
6: 木材加工及木、竹、藤、棕、草制品	20	20	8.42	0.33
7: 造纸及纸制品业、印刷业	21/22	22/23	9.26	0.68
8: 石油加工、炼焦及核燃料加工业	23	25	16.52	0.90
9: 化学原料及化学制品制造业	24	26/27/28	9.73	1.63
10: 橡胶及塑料制品业	25	29/30	8.85	0.57
11: 非金属矿制品业	26	31	7.93	0.46
12: 金属制品业	27/28	32/33/34	10.75	1.62
13: 机械制造业	29	35/36	3.83	0.29
14: 电气及电子机械器材制造业	30/33	39/40/41	7.50	0.84
15: 交通运输设备制造业	34/35	37	8.16	0.31
16: 其他制造业及废弃资源回收加工	36/37	21/24/42	1.97	0.12
平均值			7.04	0.59

具体测算公式如下：

$$GVC_{ipt} = \frac{IMP_{ipt}^{int} + (\lambda_{1t} - \lambda_{2t}) \times EXP_{ipt}^{int}}{EXP_{ipt}^{int}} \quad (17)$$

其中， p 代表加工贸易， int 表示中间品。 GVC_{ipt} 表示加工贸易企业 i 在 t 时期的 GVC 嵌入度， IMP_{ipt}^{int} 指企业的实际中间产品进口额， EXP_{ipt}^{int} 表示企业的实际出口额， λ_{1t} 和 λ_{2t} 为企业间接进口比值和返回增加值比值。

2. 一般贸易。由于一般贸易企业除了从事出口产品生产，也从事本国销售，为了区分出口产品中本国销售产品的进口中间品投入，本文参考 Kee 和 Tang（2016）的做法，将进口投入表示为出口额占总销售额的比重，具体 GVC 嵌入度计算公式如下所示：

$$GVC_{iot} = \frac{IMP_{iot}^{int} + (\lambda_{1t} - \lambda_{2t}) \times SALE_{iot}}{SALE_{iot}} \quad (18)$$

其中， O 代表一般贸易类型， $SALE_{iot}$ 指一般贸易企业 i 在 t 时期的产品销售额，其余部分参考加工贸易企业部分的测算。

3. 混合贸易。混合贸易企业的 GVC 嵌入度可以不同贸易类型的出口额占企业总出口额的比重 d^p 和 d^o 为权重，对企业参与的加工贸易和一般贸易进行加权计算，即：

$$GVC_{imt} = d^p \times GVC_{ipt} + d^o \times GVC_{iot} \quad (19)$$

以上变量描述结果如表2所示。

表 2 变量描述

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Markup</i>	279,489	1.2645	0.1531	0.0323	3.4026
<i>GVC</i>	284,737	0.2883	0.2270	0.4979	0.9999
<i>TFP</i>	284,721	9.0124	0.1135	0.3617	16.1634
<i>scale</i>	284,737	3.1530	4.8837	0	18.5879
<i>klratio</i>	284,737	0.0642	0.0963	0	9.1394
<i>age</i>	284,737	1.8727	0.7843	0	7.6009
<i>soe</i>	284,307	0.0319	0.1521	0	1.1191
<i>wage</i>	284,555	2.6813	0.6128	2.5635	10.1765
<i>rd</i>	284,737	0.8062	2.2067	0	15.7815
<i>fin</i>	284,737	0.0451	1.0387	0	28.3876
<i>hhi</i>	284,737	0.0020	0.0068	0	1

四、基准回归结果

（一）基准回归结果分析

基准模型回归结果见表 3，列（1）~列（3）是固定效应回归结果，列（4）~列（5）是系统 GMM 回归结果。列（1）初步回归结果显示，核心变量 *GVC* 显著为负，说明当中国制造业企业嵌入全球价值链程度加深（提升）时，该企业加成率水平下降。为了控制不同层面遗漏变量可能对实证结果的影响，在初步回归的基础上逐步加入年份、行业、城市固定效应，列（2）的回归结果显示控制更多固定效应后，结果仍然稳健，证实了前文假设 1。这一现实表现可能是由中国经济所处发展阶段、制造业在全球价值链上的分工地位和过去中国出口导向型战略决定的。

（二）内生性问题处理

为控制反向因果或遗漏变量导致的内生性问题，本文参考吕越等（2015）和沈鸿等（2019）的做法，引入制造业企业 *GVC* 嵌入度的滞后一期和以 4 分位码划分的制造业 *GVC* 嵌入度行业平均值作为工具变量对该模型进行 GMM 回归。列（4）~列（5）通过引入内生变量滞后阶和行业平均值作为工具变量进行系统 GMM 回归，根据列（4）~列（5）结果，控制内生性问题后，*GVC* 嵌入度系数依然为负且结果稳健，绝对值较基准回归也有较大幅度提升。

（三）稳健性检验

稳健性检验通常包含两种方式，一种是采用不同方法计算变量，另外一种方法是通过不同的回归方法检验结果的稳定性。表 4 列（1）为用会计法计算的加成率 *markup2*（Domowitz，1986）替换了用 DLW 法计算的加成率 *markup* 对模型进行回归的结果。另外，本文还通过 2SLS、LIML 回归法对模型稳健性进行检验，回归结果列（2）~列（3）显示，中国制造业嵌入全球价值链程度对企业加成率的负向影响结果依然稳健，并在 1% 的统计水平上显著。

表 3 GVC 嵌入度对企业加成率的影响（基准回归）

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	FE	FE	FE	GMM(Lag GVC)	GMM(Mean GVC)
<i>GVC</i>	-0.0194*** (-14.30)	-0.0134*** (-10.57)	-0.0134*** (-10.20)	-0.0321*** (-17.26)	-0.0271*** (-17.93)
<i>TFP</i>		0.0158** (50.04)	0.0158*** (12.91)	0.0057*** (10.95)	0.0088*** (32.71)
<i>scale</i>		-0.0044*** (-106.58)	-0.0044*** (-77.63)	-0.0047*** (-65.95)	-0.0059*** (-82.43)
<i>klratio</i>		0.3817*** (130.49)	0.3817*** (9.64)	0.6214*** (45.23)	0.5968*** (34.25)
<i>age</i>		-0.0009*** (-5.42)	-0.0009*** (-2.60)	-0.0001*** (-3.53)	-0.0001*** (-6.59)
<i>soe</i>		0.0074*** (4.03)	0.0074*** (3.02)	0.0367*** (16.08)	0.0326*** (18.23)
<i>wage</i>		-0.0435*** (-100.71)	-0.0435*** (-38.07)	-0.0441*** (-72.79)	-0.0507*** (-83.56)
<i>rd</i>		0.0017*** (16.65)	0.0017*** (14.05)	0.0036*** (25.03)	0.0031*** (24.88)
<i>fin</i>		-0.0024*** (-8.71)	-0.0024** (-2.04)	-0.0109*** (-14.52)	-0.0028 (-9.99)
<i>hhi</i>		0.0767** (2.04)	0.0764* (1.56)	0.2192*** (3.55)	0.1668*** (4.43)
<i>_cons</i>		1.5266	1.5266	1.4076	1.4672
N	279,484	279,122	279,122	162,958	279,122
Industry FE	否	否	是	是	是
City FE	否	否	是	是	是
Year FE	否	否	是	是	是
Sargan_P				0.1924	0.2053

注：***、**和*分别为通过1%、5%和10%的显著水平检验；括号中为回归系数的 t 值，且均为聚类到企业层面的稳健值；回归结果中的系数为模型的边际效应水平；该回归控制了行业、城市、年份固定项；Sargan_P表示Sargan检验的 P 值。下表同。

表 4 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	GMM (<i>markup2</i>)	2SLS (<i>markup</i>)	LIML(<i>markup</i>)
<i>GVC</i>	-0.4004*** (-39.86)	-0.02710*** (-7.93)	-0.0257*** (-7.67)
控制变量	是	是	是
N	198,758	279,179	279,179
FE	是	是	是
Sargan_P	0.1829	0.2067	0.1123

(四) 分样本异质性检验

为考察企业异质性对研究的影响，本文参照现有研究的普遍做法，将所有制类型、贸易方式、要素密集度作为分组依据，对模型进行分组回归检验，回归结果如表5所示。表5列(1)~列(2)显示，以所有制划分类型，内资企业嵌入GVC仍会显著抑制企业的成本加成率；外资企业嵌入GVC程度加深会对企业加成率的提升

有显著的抑制作用。这可能是由于内资企业的技术水平、管理水平较外资企业低，多为低附加值产品加工企业，容易在全球价值链上陷入低端困境，导致加成率低。表 5 列（3）~ 列（4）显示，以贸易方式划分类型，一般贸易企业嵌入 GVC 对加成率有正向作用，这是因为一般贸易企业多进行高附加值产品的直接进出口，嵌入全球价值链程度增大有利于其扩大国际市场，增大市场影响力；以来料加工为贸易方式的企业嵌入全球价值链会对加成率有显著的负向影响，这可能是因为来料加工贸易企业多进行低附加值产品生产，被动锁定于全球价值链低端，嵌入 GVC 程度增加会使其陷入得更深，使加成率困于低位（吕越等，2018）。表 5 列（5）~ 列（6）显示，以技术类型划分，高技术企业嵌入全球价值链会对企业加成率有显著的提升作用，这主要是因为高技术企业生产的出口产品品质和价值较高，在国际市场上价格较高；而低技术企业可能由于吸收和学习能力较低并处于价值链低端，嵌入全球价值链会显著抑制加成率提升。

表 5 分样本检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	内资企业	外资企业	一般贸易	来料加工	高技术	中低技术
GVC	-0.0221*** (-3.15)	-0.0075*** (3.55)	0.0011*** (4.61)	-0.0234*** (5.46)	0.0056*** (6.25)	-0.0214*** (7.26)
控制变量	是	是	是	是	是	是
N	153,359	125,763	151,353	127,826	102,842	176,337
FE	是	是	是	是	是	是

由于不同分组回归中存在数据分布的差异，不同组间的系数通常无法直接进行比较。为了更为准确地分析组间回归的系数差异，我们使用卡方检验观察按照所有制类型、贸易方式、技术水平对企业进行分组的组间回归系数是否存在差异（表 6），检验结果均在 5% 的显著性水平拒绝原假设，认为组间系数存在显著差异，因此按照分组方式可行，组间系数比较具有合理性。

表 6 分组回归系数的卡方检验

变量	(1)	(2)	(3)
	Test[内资企业 = 外资企业]	Test[一般贸易 = 来料加工]	Test[高技术 = 低技术]
χ^2	8.56***	5.65**	8.35***
Sargan_P	0.0004	0.0467	0.0024

五、原因及机制分析

（一）中介效应检验模型设定及结果分析

1. 中介效应检验模型设定

根据文献综述部分的概括和分析，从国家内部因素角度，本文提出了两种可能的中介因素：要素价格和生产率。为了检验这两种中介因素的合理性，首先，本文借鉴黄先海等（2018）的做法构建以下中介效应检验模型：

$$M2: markup_{it} = \alpha_0 + \beta_1 u_{it}^x + \delta_1 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

$$M3: p_{it}^x = \alpha_0 + \beta_2 GVC_{it} + \delta_2 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

$$M4: \ln markup_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GVC_{it} + \beta_1 u_{it}^x + \delta_3 Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

其中, u_{it}^x 为中介变量, M2 用于检验中介因素对加成率的影响, M3 用于检验嵌入 GVC 对中介因素的影响, M4 用于检验 GVC 嵌入通过影响中介因素对加成率的影响。

接着通过以下方法构建生产率和要素价格指标。生产率在计算加成率过程中可以得出。本文将生产投入要素分为劳动力、中间品、资本品, 其中, 劳动力价格 (p_{it}^l) 采用各企业应付工资总额与从业人员平均人数的比值表示。由于中间品投入价格、资本品价格的不可直接获取性, 本文借鉴张翊等 (2015) 的做法, 引入中间品投入行业价格指数和资本租赁价格对进口中间品投入价格 (p_{it}^{im})、国内中间品投入价格 (p_{it}^{nm}) 和资本投入价格 (p_{it}^k) 进行估算。详细估算方法和数据来源文中不再详述。

2. 中介效应检验结果分析

表 7~10 分别为检验劳动力、中间品、资本品的价格和生产率中介效应的 M2~M4 模型的基准回归结果。表 7 列 (1) 显示劳动力价格上升反而会使加成率提升。这可能是因为劳动力价格提升迫使企业提高自动化水平, 多使用机器代替人力, 使生产成本降低, 从而提升加成率; 列 (2) 显示 GVC 嵌入会显著提升劳动力价格, 这主要是因为企业嵌入全球价值链加深会引起企业国际化水平提高, 受国际工资水平影响较大, 劳动力价格会上升, 也与前文分析的竞争加剧会哄抬要素价格有关; 列 (3) 显示, 当 GVC 嵌入度和劳动力价格都纳入模型, 如 GVC 嵌入仍然对加成率影响显著, 但影响系数绝对值和显著性水平都较基准回归降低, 即劳动力的价格变化具有显著的中介效应。总的来说, GVC 嵌入水平提高因受国际工资水平影响提升劳动力价格和竞争加剧抬升劳动力价格, 劳动力价格提升会因技术替代对成本加成率具有促进作用。

表 7 劳动力价格中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	M2	M3	M4
	$markup$	p_{it}^l	$markup$
GVC		1.4199*** (2.76)	-0.0045*** (-6.42)
p_{it}^l	0.0043*** (6.03)		0.0003** (3.04)
N	279,032	279,032	279,032
控制变量	是	是	是
FE	是	是	是

表 8 列 (1)~列 (2) 显示进口中间品价格和国内生产的中间品价格都会对成本加成率产生显著的负向影响, 表明中间品价格对成本加成率的成本效应显著; 列 (3)~

列(4)显示嵌入GVC会使进口中间品价格显著提升。这是因为在中国外贸结构中,中间品贸易占进口比重长期保持在60%~70%,深入嵌入全球价值链会导致中间品进口市场需求增加,在国外中间品要素供给量增加较慢或供给不足的情况下,会使进口中间品价格被动抬升,边际成本提高。但国产中间品价格却因竞争效应显著下降,GVC嵌入度增加1个单位会使国内生产的中间品价格下降-0.0023。列(5)~列(6)显示,当同时把中间品价格和GVC嵌入度引入模型,GVC仍与加成率显著负相关,但相较于表3基准回归结果,GVC嵌入度对加成率影响的显著水平和影响系数的绝对值都有所下降,即其部分作用已经被中间品价格对加成率产生的影响作用取代,这与中介效应理论相符。以上结果表明,中间品价格的中介效应显著。国外要素的涌入也削弱了国内要素供给的竞争力,使国内要素价格降低,提高成本加成率,这验证了假设2。

表8 中间品价格中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	M2		M3		M4	
	<i>markup</i>		P_{it}^{im}	P_{it}^{nm}	<i>markup</i>	
<i>GVC</i>			0.0046*** (18.35)	-0.0023*** (-14.46)	-0.0079** (-5.84)	-0.0066** (-8.98)
P_{it}^{im}	-0.0041*** (-7.48)				-0.0018*** (-6.07)	
P_{it}^{nm}		-0.0015*** (-15.26)				-0.0001*** (-8.25)
N	223,247	215,387	223,247	215,387	223,247	215,387
控制变量	是	是	是	是	是	是
FE	是	是	是	是	是	是

表9列(1)显示资本价格并不会对成本加成率产生显著性影响;列(2)显示GVC嵌入也不会对资本价格产生显著影响;列(3)显示,在同时引入资本价格和GVC嵌入时,GVC嵌入对成本加成率仍具有显著影响,弹性系数较基准回归结果也未产生很大变化,资本价格的影响仍不显著,表明资本价格的中介效应不显著。

表9 资本品价格中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	M2	M3	M4
	<i>markup</i>	P_{it}^k	<i>markup</i>
<i>GVC</i>		-0.2819 (-0.84)	-0.0165** (-3.11)
P_{it}^k	0.0006 (0.84)		0.0005 (0.85)
N	194,042	194,042	194,042
控制变量	是	是	是
FE	是	是	是

从表10列(2)可以看出,生产率对加成率有显著的正向影响;列(3)显示

GVC 嵌入显著抑制生产率提高,这可能与自由贸易的政策错配导致生产率门槛提高有关。列(4)显示,在同时加入 GVC 嵌入度和生产率后,相较于基准回归结果列(1),GVC 嵌入对加成率影响作用的显著性水平和影响系数的绝对值都有所降低,这表明 GVC 嵌入度对成本加成率的影响已经被生产率的作用所取代,即生产率的中介效应显著,这验证了假设 3。

表 10 生产率的中介效应检验结果

变量	M1	M2	M3	M4
	<i>markup</i>	<i>markup</i>	ω	<i>markup</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
GVC	-0.0179*** (-15.27)		-0.0175*** (-58.27)	-0.0134*** (-10.57)
ω		0.0270*** (57.27)		0.0158*** (26.34)
观测值	279,484	279,179	279,179	279,179
控制变量	是	是	是	是
固定项	是	是	是	是

(二) 全球价值链嵌入波动中出口加成率提升策略探讨

1. 不确定性使全球价值链嵌入产生波动风险

中美贸易摩擦、新冠肺炎疫情、俄乌冲突等一系列事件正在改变着全球产业分工格局。在这些事件冲击下,跨国公司全球化战略开始出现收缩的迹象,国际贸易区域化倾向开始显现,消费市场区域化已经发生,这些都会引起原来形成的全球价值链发生变化。首先,中美贸易摩擦对中国高技术产业影响较大:一是影响中国高技术中间产品和高技术服务进口,影响中国高技术产品的生产,进而影响国内市场上的高技术产品供给;二是影响中国高技术产品出口,削弱中国高技术产品国际市场的供给能力,减少国际市场上中国生产的高技术产品的供给。

其次,新冠肺炎疫情打乱了原有的全球供应链和价值链格局,使全球供应链和价值链开始收缩和变短。受此影响,中国进口贸易受阻,进口中间产品供应链不畅通,中间产品进口成本显著增加。与此同时,国际物流和客运锐减,出口贸易不畅,出口产品物流成本和运营成本上升。此外,主要出口国市场产品需求明显下降,中国产品出口面临着较大压力。

最后,俄乌冲突最直接的影响是使全球能源价格大幅上升,增加了全球制造业生产成本,推升了中国进口产品价格,也增加了中国制造业生产成本,削弱了制造业的生产能力和产品出口能力。与此同时,俄乌冲突还降低了居民消费需求,尤其是对欧洲居民消费需求影响较大,影响了中国向欧洲消费品市场出口产品。俄乌冲突也给“一带一路”倡议的落实产生一定障碍。

2. 全球价值链嵌入波动引起出口加成率提高策略调整

根据前文实证分析结论和相关经济理论,分析当前中国制造业全球价值链嵌入

波动背景下应当如何调整出口加成率提高策略。

一方面,中国制造业企业全球价值链嵌入影响出口加成率的机制体现在两个方面:一是进口方面,主要是中间品贸易自由化和进口竞争;二是出口方面,即出口行为对出口加成率的影响。基于市场“自选择”效应,出口企业大多为“高效率、高价格、高质量”企业,但实证研究发现,中国出口企业大多呈现“低效率、低价格、低质量”特征,且成本加成率普遍低于非出口企业。从中国制造业嵌入全球价值链位置理解这一“悖论”现象是一个有解释力的视角:嵌入全球价值链不利于加成率的主要机制是,嵌入全球价值链意味着企业要按照跨国公司的要求组织生产,无产品定价权,尤其是加工贸易产品,而且附加值率较低,没有加成率提升的话语权。

另一方面,在中国对外贸易高速增长时期,提高中国制造业企业出口加成率是政府与学术界的一致呼声,很多企业也在积极努力。研究文献提出的提高制造业企业出口加成率的建议和制造业企业提高出口加成率的实践努力方向大致围绕以下几个方面。一是降低进口中间产品成本、降低进出口贸易成本、降低国内各生产要素成本等,主要包括实行中间品贸易自由化和推进贸易便利化等措施。二是提高中国制造业生产率,主要包括提高制造业科技水平、提高劳动力素质和技能、提高进口设备和进口中间产品使用过程中的技术溢出效应和知识溢出效应等措施。三是提高制造业出口产品的技术水平、技术含量和技术复杂度,创新和改善产品性能,提高产品品质,增加出口产品的国内增加值。四是改善中国制造业出口企业的贸易方式,逐步增加一般贸易方式的产品出口,减少来料加工贸易方式的产品出口。五是改善中国制造业企业出口产品结构,逐步增加高技术企业生产的产品出口,减少中低技术企业生产的产品出口。六是提高中国制造业嵌入全球价值链的位置,使我国制造业向全球价值链中高端攀升,提升中国制造业企业对出口产品的定价权和加成率提升的话语权。七是治理中国制造业企业的出口行为,避免竞相压低出口产品价格。在中国对外贸易高速增长时期,提高制造业企业出口加成率的意愿和努力是顺理成章的事情,然而在当前一系列事件引起的不确定性增加时期,提高企业出口加成率的策略就要调整。

六、结论与建议

总体而言,中国制造业企业 GVC 嵌入度与企业出口加成率呈显著负相关关系,即企业提高嵌入全球价值链程度会抑制出口加成率提高。上述相关关系显示异质性,其中,嵌入全球价值链对内资企业加成率的负向影响较外资企业更大,对一般贸易企业有显著正向影响,对来料加工企业具有显著负向影响,对高技术企业有显著正向影响,对中低技术企业具有显著负向影响。影响机制检验显示,劳动力价格、中间品投入价格和生产率对 GVC 嵌入影响加成率有显著的中介效应。中美贸易摩擦、新冠肺炎疫情以及俄乌冲突等一系列事件正在影响着全球产业和贸易分工格局,也

对中国制造业企业出口加成率提高带来不利影响。

基于上述研究,本文提出以下建议。(1)对于一般贸易企业、高技术企业来说,若无疫情、政策等外生冲击的影响,扩大出口或进口有利于企业加成率提升;而来料加工企业、中低技术企业深化 GVC 嵌入度会降低成本加成率。(2)突发事件会导致企业的 GVC 嵌入度或自发或被迫下降,全球价值链嵌入深度存在极大波动风险,从而一般贸易企业、高技术企业的加成率通过加深 GVC 嵌入提升加成率的进程会放缓。(3)根据影响机制分析,生产率是企业加成率提升的重要途径,因此政策制定部门应降低企业的制度性交易成本、税费负担、融资成本等,并加大技术创新扶持力度,减弱企业的技术创新困难,提高其生产率。(4)对于技术复杂度和对外依赖度高的中间品制造企业,政府应给予技术和资金扶持,引导产学研协作,尽快提高产品质量,降低产品价格,弥补外部冲击导致的国外供给空缺,提升供应链抵御外来风险的能力。(5)中国制造业要积极嵌入全球价值链,努力在全球价值链中占据有利位置。(6)在当前国际政治和经济环境下,中国制造业出口加成率提高需要一个较长过程,要稳扎稳打,遵循“稳中求进”原则和策略。

参考文献:

- [1] 陈雯,苗双有.中间品贸易自由化与中国制造业企业生产技术选择[J].经济研究,2016,(8).
- [2] 胡赛.企业加成率与全球价值链地位提升[J].治理研究,2021,(5).
- [3] 黄先海,金泽成,余林徽.出口、创新与企业加成率:基于要素密集度的考量[J].世界经济,2018,41(5).
- [4] 李秀芳,施炳展.出口企业竞争强度是中国出口低价格的主要因素吗?[J].世界经济研究,2012,(2).
- [5] 林桂军,崔鑫生.以全球价值链比较优势推动再开放——对改革开放40年外经贸重大里程碑事件的回顾与展望[J].国际贸易问题,2019,(1).
- [6] 刘磊,谢申祥,步晓宁.全球价值链嵌入能提高企业的成本加成吗?:基于中国微观数据的实证检验[J].世界经济研究,2019,(11).
- [7] 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).
- [8] 刘志彪.俄乌冲突、欧美制裁重创全球价值链,中国能否主导新一轮全球化?[N].中国经营报,2022-03-04.
- [9] 吕越,陈帅,盛斌.嵌入全球价值链会导致中国制造的“低端锁定”吗?[J].管理世界,2018,34(8).
- [10] 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,2015,38(8).
- [11] 沈鸿,向训勇,顾乃华.全球价值链嵌入位置与制造企业成本加成——贸易上游度视角的实证研究[J].世界经济,2019,40(8).
- [12] 盛丹,陆毅.出口贸易是否会提高劳动者工资的集体议价能力[J].世界经济,2016,39(5).
- [13] 唐宜红,张鹏杨,梅冬州.全球价值链嵌入与国际经济周期联动:基于增加值贸易视角[J].世界经济,2018,(11).
- [14] 田巍,余森杰.中间品贸易自由化和企业研发:基于中国数据的经验分析[J].世界经济,2014,37(6).
- [15] 许明,李逸飞.中国出口低加成率之谜:竞争效应还是选择效应[J].世界经济,2018,(8).
- [16] 余森杰,李乐融.贸易自由化与进口中间品质量升级——来自中国海关产品层面的证据[J].经济学(季刊),2016,15(3).
- [17] 张翊,陈雯,骆时雨.中间品进口对中国制造业全要素生产率的影响[J].世界经济,2015,38(9).
- [18] 祝树金,王哲伦,王梓瑄.全球价值链嵌入、技术创新与制造业服务化[J].国际商务研究,2021,42(3).
- [19] Akerberg, D. A., et al. Identification Properties of Recent Production Function Estimators[J]. Econometrica, 2015, 83(6).
- [20] Ahn, J. B., et al. The Role of Intermediaries in Facilitating Trade[J]. Journal of International Economics, 2011, 84(1).

- [21] Altomonte, C., Barattieri, A. Endogenous Markups, International Trade, and the Product Mix[J]. *Journal of Industry Competition & Trade*, 2015, 15(3).
- [22] Amiti, M., Konings, J. Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia[J]. *The American Economic Review*, 2007, 97(5).
- [23] De Loecker, J., Warzynski, F. Markups and Firm-level Export Status[J]. *The American Economic Review*, 2012, 102(6).
- [24] Domowitz, I., Hubbard, R. G., Petersen, B. C. Business Cycles and the Relationship between Concentration and Price-Cost Margins[J]. *The RAND Journal of Economics*, 1986, 17(1).
- [25] Edmond, C., Midrigan, V., Xu, D. Y. Competition, Markups, and the Gains from International Trade[J]. *Economics Series*, 2012, 105.
- [26] Flora, Bellone, et al. International Trade and Firm-level Markups When Location and Quality Matter[J]. *Journal of Economic Geography*, 2016, 103(2).
- [27] Kee, H. L., Tang, H. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(6).
- [28] Koopman, Robert, Wang, Zhi, Wei, Shang-Jin. Tracing Value-added and Double Counting in Gross Exports[R]. NBER Working Papers, 2014, 104(2).
- [29] Kugler, M., Verhoogen, E. A. The Quality-complementarity Hypothesis: Theory and Evidence from Colombia[R]. National Bureau of Economic Research, 2008.
- [30] Lu, Y., Yu, L. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession[J]. *American Economic Journal Applied Economics*, 2015, 7(4).
- [31] Melitz, M. J., Ottaviano, G. I. P. Market Size, Trade, and Productivity[J]. *Review of Economic Studies*, 2008, 75(1).

The Fluctuation of Global Value Chain Embedding and the Improvement of Export Markup

SI Zengchuo TONG Siqi ZHOU Kun

Abstract: In this paper, we study the realistic influence of Chinese manufacturing enterprises' embedding in the global value chain on enterprises' markup and the influencing mechanism. The study results show that: in general, the deeper degree of global value chain embedment will significantly inhibit the increase of the cost markup of manufacturing, but it is found by subsample test that the deeper degree of global value chain embedment has more negative impact on markup of domestic enterprises than that of foreign enterprises, has significant positive effect on general trading enterprises and significant negative effect on processing enterprises, has significant positive effect on high-tech enterprises and significant negative effect on medium and low technology enterprises. In addition, the productivity, labor factor price and intermediate product factor price are the important intermediary factors that affect the markup of enterprises. The reality that global value chain embedding affects the export markup should be objectively recognized, especially under the influence of the current Sino-US trade friction, COVID-19 epidemic, the Russia-Ukraine conflict and other events, there is a great risk of fluctuation in the depth of China's manufacturing global value chain embeddedness, and the increase of the manufacturing export markup should not be taken too hastily.

Keywords: manufacturing; global value chain; markup; mediating effect

(责任编辑: 张建华)