

全球价值链嵌入对中国出口贸易 隐含碳的影响研究

赵玉焕 郑璐 刘似臣

摘要：为了从全球价值链角度为低碳减排目标的实现提供经验依据，本文利用2000—2014年中国56个部门的数据，考察全球价值链嵌入对中国出口贸易隐含碳的影响，并检验了前向嵌入和后向嵌入两种嵌入模式对出口贸易隐含碳的异质性影响及其影响路径。结果显示：全球价值链位置指数的提高有助于减少出口贸易隐含碳，稳健性检验结果强化了这一结论；以前向生产长度增加为表征的前向嵌入模式对出口贸易隐含碳具有促降作用，而以前向参与度增加为表征的前向嵌入模式以及后向嵌入模式不利于减少出口贸易隐含碳；只有当以增加前向生产长度的模式嵌入时，规模效应、结构效应和技术进步效应才是全球价值链嵌入影响出口贸易隐含碳的主要途径。因此，中国政府部门应从改善出口贸易结构与调整出口贸易规模着手，寻找出口贸易隐含碳问题的解决思路，助力于中国2030年二氧化碳减排目标的实现。

关键词：全球价值链；出口贸易隐含碳；前向嵌入模式；后向嵌入模式

[中图分类号] F742 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 03-0142-16

引言

20世纪80年代以来，全球价值链的兴起拓展了生产可能性边界，加速了产品国际生产分割进程（刘琳，2015）^[1]，促使全球价值链分工模式逐渐成为经济全球化下世界各国参与国际分工的新常态。特别是自2001年加入WTO以来，中国凭借劳动力成本、资源禀赋等优势积极嵌入全球价值链分工浪潮，成为“世界工厂”，使得高速增长的经济总量与不断增加的外贸出口相伴而行。

然而，对外贸易的迅速增长在促使中国获得贸易利益的同时引发了愈来愈严峻的环境问题，尤其是中国为满足国外需求产生的出口贸易隐含碳问题已经引起了政府部门与学者的广泛关注。相较于进口贸易隐含碳，研究出口贸易隐含碳有利于更为全面客观地分析中国碳排放持续增长的原因，对实现碳减排目标具有重要意义。2004年以来，中国出口贸易隐含碳占当年碳排放的比重均在20%以上，这意味着

[收稿日期] 2020-06-22

[作者信息] 赵玉焕：北京理工大学管理与经济学院教授、博士生导师 100081 电子邮箱 zhaoyuhuan@bit.edu.cn；郑璐：北京理工大学管理与经济学院博士研究生；刘似臣：北京交通大学经济管理学院副教授、硕士生导师

中国碳排放中有20%以上是由国外最终需求所引致 (Su et al., 2013^[2]; Sato, 2014^[3]; Su and Thomson, 2016^[4])。在全球价值链背景下, 节能减排的主要着力点已不能再仅仅局限于国内生产消费 (吕延方等, 2019)^[5], 加强对出口贸易隐含碳的有效控制成为了中国实现可持续发展的内在要求 (陈诗一, 2009)^[6]。

随着全球价值链的深度与广度不断延伸, 运输与通信成本降低、技术进步加速, 国际分工逐渐深入到产品生产的各个环节 (Melitz, 2003)^[7]。依据比较优势理论, 产品从设计研发、生产制造到营销后的各个环节被分配至不同国家或地区。虽然现阶段中国全球价值链嵌入地位的攀升有助于推动经济发展, 但迅速提升的对外贸易规模也带来了严峻的环境污染, 甚至导致中国成为发达国家的“污染避难所”。那么, 日益增长的出口贸易隐含碳是否为中国嵌入全球价值链过程中不可避免的结果? 在作为经济发展所必然选择的全球价值链嵌入过程中以及在中国碳减排压力日益增大的现实背景下, 又如何有效实现经济发展与生态文明建设的双赢目标? 以上问题俨然成为全球价值链视角下触及贸易与能源之间相互统筹、合理布局的重要问题, 有助于为中国政府实现碳减排目标提供新的研究视角与政策着力点。

在上述背景下, 探究全球价值链嵌入对中国出口贸易隐含碳的影响, 可以为研究出口贸易隐含碳在全球价值链嵌入过程中的演变规律, 确定中国碳减排关键部门并进行有的放矢的治理提供强有力的理论依据与数据支撑。鉴于此, 本文以2000—2014年中国56个部门^①面板数据为研究样本, 就全球价值链嵌入对出口贸易隐含碳的影响及其影响路径展开系统考察。

一、文献综述

伴随着国际分工格局的演变, 全球价值链相关研究迅速升温并取得丰富成果。当前全球价值链研究的热点之一在于指标的测度。众多学者基于不同角度提出了垂直分工度 (Vertical Specialiation, VS) 和 VS1 (Hummels et al., 2001)^[8]、VS1 * (Daudin et al., 2011)^[9]、出口增加值比率 (Johnson and Noguera, 2012a^[10]、2012b^[11]) 等来反映出口产品的国内外增加值构成, 以衡量一国的全球价值链参与程度; 另有学者提出使用一国出口品中投入到其他国家生产出口品的比重与该出口品中使用进口中间品的比重的对数比 (Koopman et al., 2010)^[12]、最终需求距离 (Fally, 2011)^[13]与上游度 (Antras et al., 2012)^[14]等来衡量一国的全球价值链地位。在整合与改进先前测度指标的基础上, Wang 等 (2017a^[15]; 2017b^[16]) 提出了新的全球价值链测度指标体系以展现全球价值链的全貌。

学者们关于出口贸易隐含碳的测度结果表明, 在过去几十年间, 全球大约四分之一的碳排放是由贸易品的生产活动引起的 (Porter et al., 2004)^[17]。随着中国成为世界上最大的二氧化碳排放国, 中国出口贸易隐含碳问题受到广泛关注 (Zhao et al., 2014)^[18], 研究发现中国自2005年开始成为贸易隐含碳净出口国 (张友

^①限于篇幅并考虑到 WIOT 涵盖经济体与细分部门名单是公开可获取的, 本文未逐一列出经济体与部门名称。

国, 2009)^[19], 1995—2009年期间中国生产责任碳排放和消费责任碳排放大幅增长, 其中生产责任碳排放明显高于消费责任碳排放(彭水军等, 2015^[20]; 金继红和居义羲, 2018^[21])。在测度分析的基础上, 部分学者根据 Grossman 和 Krueger (1991)^[22]贸易环境效应分析框架, 从规模效应、结构效应和技术进步效应三方面分别利用结构分解、对数平均迪式分解等分解方法与 STIRPAT 模型等对出口贸易隐含碳的影响因素进行了研究(王媛等, 2011^[23]; 蒋雪梅和刘轶芳, 2013^[24]; 钟章奇等, 2018^[25])。

目前, 学界仅有少数研究对全球价值链嵌入与出口贸易隐含碳两者之间关系开展考察。吕越和吕云龙(2017)^[26]、侯方森等(2018)^[27]分别研究了全球价值链位置指数、全球价值链参与度对贸易隐含碳的影响, 结果表明不同嵌入方式、嵌入位置对出口贸易隐含碳的影响不同。蔡礼辉等(2020)^[28]对不同嵌入方式与工业行业碳排放的研究发现, 基于前向关联的嵌入程度与二氧化碳排放呈“U”型关系, 基于后向关联的嵌入程度与二氧化碳排放呈正相关关系。

通过对现有研究的梳理, 发现全球价值链嵌入对出口贸易隐含碳影响的相关研究在以下方面亟待补充。第一, 现有研究大多只关注全球价值链嵌入或者出口贸易隐含碳, 较少在统一框架下同时对两者进行研究; 而探究全球价值链嵌入对中国出口贸易隐含碳的影响对于解析中国出口贸易发展现状和贸易隐含碳演变规律, 进而实现出口贸易的可持续发展以及中国 2030 年二氧化碳减排目标具有重要意义。第二, 尽管少数研究就全球价值链嵌入对出口贸易隐含碳的影响开展了分析, 但是对其影响路径尚未提供清晰的理论解释与规范的实证检验, 难以从全球价值链视角为低碳减排目标的实现提供有针对性的决策依据。

本文边际贡献如下: 第一, 以全球价值链位置指数为表征, 在统一框架下研究了全球价值链嵌入对出口贸易隐含碳的影响; 第二, 识别了不同嵌入模式——前向嵌入和后向嵌入对出口贸易隐含碳的异质性影响; 第三, 采用中介效应模型验证了全球价值链嵌入是否通过规模效应、结构效应和技术进步效应对出口贸易隐含碳产生间接作用, 深层次分析了全球价值链嵌入对出口贸易隐含碳的影响路径。

二、理论分析框架

借鉴 Copeland 和 Taylor (2001)^[29]的环境污染供给与需求框架, 将碳排放看作公共产品, 对一国的碳排放效应进行分解。在国际分工背景下, 构建包含全球价值链效应的碳排放供给与需求模型。基本假设: (1) 该国只生产两种最终产品 X 和 Y , 其规模报酬不变。生产过程中只使用两种生产要素劳动力 L 和资本 K , 其价格分别为 w 和 r , X 和 Y 的单位成本函数为 $C^X(w, r)$ 和 $C^Y(w, r)$ 。(2) X 为资本密集型产品, 生产过程中不可避免产生环境污染(以碳排放 C 表示), 让其作为副产品出现; Y 为劳动密集型产品, 生产过程中没有环境污染。(3) 市场处于完全竞争状态。

(一) 二氧化碳排放供给分析

假定该国有 n 个消费者, 在消费偏好相同的情况下, 消费者的间接效用函数为:

$$U(p_X, I, C) = v(I/p_X) - g(C) \quad (1)$$

其中, p_X 为产品 X 的价格水平, I 为人均国民收入, C 为碳排放量。由于碳排放会破坏消费者生活环境, 进而降低消费者间接效用 U 。为促进消费者间接效用最大化, 政府部门将采取碳税等环境规制来促使碳排放处于合理水平。

设定国民总收入为 $G(p_X, K, L, C)$, 由价格、资本、劳动力和碳排放共同决定, 则人均国民收入表示为:

$$I = G(p_X, K, L, C) / n \quad (2)$$

联立式 (1) - (2), 在使消费者间接效用最大化的条件下得到:

$$\frac{v_I(I/p_X) \times G_C(p_X, K, L, C)}{n p_X} = g'(C) \quad (3)$$

通过移项可得:

$$G_C(p_X, K, L, C) = \frac{g'(C) \times n p_X}{v_I(I/p_X)} \quad (4)$$

等式左边表示碳排放的边际收益, 等式右边表示碳排放的边际成本。在环境规制条件下实现消费者间接效用最大化, 在此基础上决定了最优碳排放供给水平。

(二) 二氧化碳排放需求分析

假定最终产品 X 的潜在产量表示为 $f(K_X, L_X)$, K_X 和 L_X 分别表示生产产品 X 所需要的资本和劳动力投入。为减少征收碳税带来的成本, 企业将采用节能技术减少产品 X 生产中的碳排放。假设整个潜在产量中有 ϑ ($0 < \vartheta < 1$) 比例的产品被投入减排工作, 则产品 X 的实际生产量 x 与产生的碳排放 C 为:

$$x = (1 - \vartheta) \times f(K_X, L_X) \quad (5)$$

$$C = \varphi(\vartheta) \times f(K_X, L_X) \quad (6)$$

其中, $\varphi(\vartheta)$ 为关于 ϑ 的碳排放函数, 具体形式见式 (7), 表示随着投入资源的增加, 碳排放水平逐渐降低。

$$\varphi(\vartheta) = \frac{1}{T} \times (1 - \vartheta)^{1/\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (7)$$

其中, T 为生产技术水平, $\varphi'(\vartheta) < 0$, $\varphi''(\vartheta) > 0$ 。将式 (7) 带入式 (5) - (6):

$$C = \frac{1}{T} \times (1 - \vartheta)^{1/\alpha} \times f(K_X, L_X) \quad (8)$$

$$x = (TC)^\alpha \times f(K_X, L_X)^{1-\alpha} \quad (9)$$

上式表明产品 X 实际产量由潜在产量、碳排放水平与技术水平决定。融入世界市场后, 全球价值链嵌入程度会影响该国碳排放, 因此加入全球价值链因素 δ , 设 $\omega(\delta)$ 是 δ 决定的影响函数。所以, 参与国际分工后的碳排放函数与实际产量函数为:

$$C' = \frac{1}{T'} \times (1 - \vartheta')^{1/\alpha} \times f'(K_X, L_X) \times \omega(\delta) \quad (10)$$

$$x' = (T'C')^\alpha \times f'(K_X, L_X)^{1-\alpha} \times \omega(\delta)^{-\alpha} \quad (11)$$

其中, C' 、 x' 、 T' 、 ϑ' 、 $f'(K_X, L_X)$ 分别为该国参与国际分工后的碳排放、产品 X 的实际生产量、生产技术水平、碳减排投入比例与潜在产量。

假设该国征收的碳税为 $\tau = \gamma T' C'$, 其中 $T' C'$ 为考虑技术水平后的有效碳排放, γ 为碳税税率。用 $C'(w, r)$ 表示参与国际分工后产品 X 潜在产量的单位成本, 此时最优决策为寻求最优潜在产出 $f'(K_X, L_X)$ 和碳排放 C' , 使得生产成本和环境成本最小:

$$\begin{aligned} & \min\{\gamma T' C' + C'(w, r) \times f'(K_X, L_X)\} \\ & s. t. (T' C')^\alpha \times f'(K_X, L_X)^{1-\alpha} \times \omega(\delta)^{-\alpha} = 1 \end{aligned} \quad (12)$$

构建拉格朗日函数, 得到该国参与国际分工后单位产品成本最小化的条件式:

$$\frac{C'(w, r)}{\gamma} = \frac{(1 - \alpha) T' C'}{\alpha f'(K_X, L_X)} \quad (13)$$

完全竞争市场中, 企业生产利润为零, 则有:

$$p_X' x' = C'(w, r) f'(K_X, L_X) + \gamma T' C' \quad (14)$$

其中, p_X' 为参与国际分工后产品 X 的价格水平。联立式 (13) - (14), 该国参与国际分工后最终产品 X 的实际生产量为:

$$x' = \frac{\gamma T' C'}{\alpha p_X'} \quad (15)$$

进而得到参与国际分工后单位产量的碳排放:

$$\varphi(\vartheta') = \frac{C'}{x'} = \frac{\alpha p_X'}{\gamma T'} \quad (16)$$

(三) 二氧化碳排放市场均衡分析

二氧化碳排放市场的均衡取决于排放需求和排放供给, 结合上述公式得到碳排放最优解 C^* , 此时满足企业生产成本与环境成本的最小化和消费者效用的最大化。假定 p_Y' 为该国参与国际分工后产品 Y 的价格水平, y' 为该国参与国际分工后产品 Y 的实际生产量, 则该国经济规模为 $S = p_X' x' + p_Y' y'$, 产品 X 产值占经济规模的比重为 $H_X = p_X' x' / (p_X' x' + p_Y' y')$ 。此时, 该国参与国际分工后的碳排放函数可改为:

$$C' = \frac{1}{T'} \times (1 - \vartheta')^{1/\alpha} \times f'(K_X, L_X) \times \omega(\delta) = \varphi(\vartheta') \times H_X \times S \times \omega(\delta) \quad (17)$$

将式 (16) 带入式 (17), 得到全球价值链分工模式下的碳排放效应分解模型:

$$C' = \frac{\alpha p_X'}{\gamma T'} \times H_X \times S \times \omega(\delta) \quad (18)$$

等式两边取对数, 可得:

$$\ln C' = \ln(\alpha p_X') + \ln H_X + \ln S + \ln \omega(\delta) - \ln \gamma - \ln T' \quad (19)$$

其中, $\ln(\alpha p_X')$ 为常数。式 (19) 表明出口贸易隐含碳由经济规模、经济结构、技术水平、碳税以及全球价值链嵌入程度共同决定。由于碳税征税标准的多样

性, 本文将出口贸易隐含碳的影响因素分解为规模效应 (S)、结构效应 (H_X)、技术进步效应 (T') 与全球价值链效应 ($\omega(\delta)$)。

三、模型设定、变量选取和数据来源

(一) 基准模型与变量选取

为识别全球价值链嵌入对出口贸易隐含碳的影响程度, 构建基准模型:

$$\ln EC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln tfp_{it} + \alpha_2 \ln ecs_{it} + \alpha_3 \ln ts_{it} + \alpha_4 \ln GVC_{it} + \alpha_5 \ln X_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中, i 为 56 个部门截面单位, t 表示年份。 EC_{it} 为 t 年 i 部门出口贸易隐含碳; 规模效应、结构效应、技术进步效应分别用贸易规模 (ts)、经济结构 (ecs) 与全要素生产率 (tfp) 表征; GVC 为全球价值链嵌入程度, 是本文关注的核心解释变量; X 为一组控制变量; ε_{it} 为误差项。本文还控制了部门固定效应 (δ) 和时间固定效应 (φ) 以缓解遗漏变量产生的偏误。

由于全球价值链位置指数更能反映部门是从事全球价值链上游的技术研发和设计等环节, 还是从事下游的加工、组装、制造等环节, 本文选择将全球价值链位置指数 ($GVCPS$) 作为全球价值链嵌入的代理变量。

关于控制变量, 首先基于式 (19) 选取三个变量: (1) 贸易规模 (ts)。考虑到出口贸易引致的碳排放仅与中国自身生产活动相关, 基于 Wang 等 (2013)^[30], 用被国外所吸收的国内增加值 (dva) 衡量出口产品中由国内创造并最终被其他国家吸收消化的真正价值, 预期符号为正。(2) 经济结构 (ecs)。一国根据比较优势嵌入全球价值链, 资源禀赋不同导致各部门出口比例不同。用各部门国内增加值的比重作为结构效应的代理变量, 预期符号为正。(3) 全要素生产率 (tfp)。参照吕越和吕云龙 (2019), 技术水平的进步能降低经济增长和能源消耗的弹性关系, 提高节能效率, 减少碳排放 (李锴和齐绍洲, 2011)^[31], 预期符号为负。

此外, 本文还考虑了其余五个因素作为控制变量: (1) 劳动者报酬 (lab)。部门劳动者报酬的变动在一定程度上会影响贸易隐含碳, 预期符号为正。(2) 从业人数 (emp)。作为部门规模的表征, 从业人数越多表明部门劳动密集程度越高, 意味着该部门可能承担生产、组装等中下游环节。相对而言, 这些环节引致的碳排放较高。预期其符号为正。(3) 人均产出 ($pero$)。采用部门总产出与部门从业人数之比来度量, 预期符号为正。(4) 贸易开放程度 ($open$)。对外贸易规模的迅速增加, 在给经济注入强有力动力的同时, 也带来了严峻的资源消耗与污染排放。采用部门出口贸易额占总产出的比重作为贸易开放程度的衡量, 预期其符号为正。(5) 能源结构 (ens)。中国能源消费的主要特征是以煤炭消费为主, 采用部门原煤消费量占该部门能源消耗的比重作为能源结构的表征 (林伯强, 2020)^[32]。原煤消费比重越大, 碳排放必然越高, 所以预期符号为正。

(二) 数据来源

本文使用2000—2014年中国56个部门的数据展开研究,样本量为705^①。其中,全球价值链嵌入程度由对外经济贸易大学全球价值链数据库(UIBE GVC数据库)获得,出口贸易隐含碳基于世界投入产出数据库(WIOD)测度。具体来源如下:(1)多区域投入产出表:本文使用的多区域投入产出表来自WIOD,该数据库的2016版(最新版本)提供了2000—2014年世界投入产出表(WIOT)。WIOT涵盖44个经济体,每个经济体包含56个部门。(2)分部门碳排放数据:本文分部门碳排放数据来源于2019年欧盟公布的WIOD(2016)环境账户,该账户涵盖了2000—2016年44个经济体56个部门的能源使用量、碳排放量等数据,其经济体和部门划分结果与WIOT一致。(3)全球价值链位置指数:本文使用的2000—2014年中国各部门全球价值链位置指数来源于UIBE GVC数据库。其余变量原始数据均来自WIOD(2016)。此外,本文估算各部门全要素生产率时,设定投入要素为部门从业人数、资本存量和能源消耗量,期望产出为部门总产出,非期望产出为部门碳排放量。

四、影响程度分析

(一) 基准模型回归分析

表1第(1)—(2)列仅考虑了全球价值链位置指数以及贸易规模、经济结构和全要素生产率对出口贸易隐含碳的影响,第(3)—(7)列为在此基础上逐步加入其它控制变量,并进行部门-时间双向固定的回归结果。

在表1第(2)列中,全球价值链位置指数与出口贸易隐含碳呈负相关关系,这与现有研究中较低的位置指数会引致较高隐含碳(潘安,2017)^[33]的结论一致。根据表1第(7)列,位置指数每提高1%,出口贸易隐含碳减少0.180%,表明在全球价值链分工体系中,一国的生产环节将伴随该国位置指数的提升而更加“清洁”,出口贸易引致的碳排放也趋于下降。本文实证研究之初考虑加入位置指数的平方项来识别两者之间是否存在非线性关系,但是平方项系数并不显著。

根据表1第(7)列,贸易规模的系数为0.792,表明贸易规模的扩张将加速能源的消耗,造成出口贸易隐含碳增长。全要素生产率的系数为-0.225,表明技术水平的提高有助于降低出口贸易隐含碳。经济结构的系数为0.226,意味着出口比例的增加将增加要素投入,进而引致更多出口贸易隐含碳。能源结构的系数为0.243,表明在当前减排压力下,更亟待优化能源消费结构,提高清洁能源在能源消费中的比重(林伯强和孙传旺,2011)^[34]。从其他变量来看:劳动者报酬、行业从业人数、人均产出以及贸易开放程度与出口贸易隐含碳均呈现显著正相关,表明中国仍承担着部分低技术生产环节,产业升级任务艰巨。本文研究起初也考虑加入人均产出的平方项以考察EKC曲线是否存在于出口贸易隐含碳的影响效应中,但结果不显著。

^①本文所有价值形态的数据,均作了可比价格处理,即调整为以2010年为基期的不变价值。若无特定说明,在实证分析中,所有变量均取对数后纳入模型。

表1 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	RE	FE	FE	FE	FE	FE	FE
lnGVCPS	-0.393 (0.448)	-0.844 [*] (0.450)	-0.624 [*] (0.352)	-0.916 ^{***} (0.336)	-0.931 ^{***} (0.335)	-1.020 ^{***} (0.315)	-0.180 ^{***} (0.041)
lnts	0.408 ^{***} (0.037)	0.417 ^{***} (0.036)	0.513 ^{***} (0.069)	0.832 ^{***} (0.076)	0.850 ^{***} (0.076)	0.933 ^{***} (0.072)	0.792 ^{***} (0.071)
lnlfp	0.082 (0.149)	0.089 (0.145)	-0.394 ^{***} (0.139)	-0.358 ^{***} (0.132)	-0.343 ^{***} (0.131)	-0.312 ^{**} (0.123)	-0.225 [*] (0.118)
lnecs	-0.420 ^{***} (0.044)	-0.451 ^{***} (0.043)	0.570 ^{***} (0.074)	0.862 ^{***} (0.079)	0.877 ^{***} (0.079)	0.379 ^{***} (0.092)	0.226 ^{**} (0.089)
lnpero			1.269 ^{***} (0.065)	1.004 ^{***} (0.069)	1.277 ^{***} (0.134)	1.603 ^{***} (0.131)	1.049 ^{***} (0.141)
lnlab				0.509 ^{***} (0.061)	0.245 [*] (0.126)	-0.032 (0.122)	0.436 ^{***} (0.129)
lnemp					0.367 ^{**} (0.155)	1.066 ^{***} (0.164)	0.657 ^{***} (0.164)
lnopen						0.606 ^{***} (0.069)	0.593 ^{***} (0.063)
lnens							0.243 ^{***} (0.029)
常数项	2.715 ^{***} (0.585)	2.438 ^{***} (0.520)	14.08 ^{***} (0.912)	13.31 ^{***} (0.871)	12.75 ^{***} (0.899)	9.369 ^{***} (0.922)	7.142 ^{***} (0.917)
N	705	705	705	705	705	705	705
R ²		0.178	0.530	0.577	0.581	0.630	0.666

注：***、**、* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，系数下方括号中数值为其标准误。下表同。

(二) 工具变量回归分析

在实际研究中，全球价值链位置指数的内生性成为不得不讨论的问题。然而现有研究几乎没有涉及对两者因果关系与遗漏变量导致内生性问题的探讨。由于全球价值链嵌入的内在机理会倒逼企业向上游迈进，促使企业转型，有助于减少出口贸易隐含碳；而且碳排放高的企业难以达到对上游企业的高标准要求，从而阻碍自身价值链升级，所以两者之间的“反向因果”关系极大可能导致结果出现偏误。

为了有效规避“反向因果”和遗漏变量等内生性问题，本文采用滞后期工具变量的策略，将全球价值链位置指数的滞后一期作为工具变量。该工具变量的设置主要基于以下考量：第一，滞后一期位置指数与当期位置指数存在直接影响，满足有效工具变量和内生变量相关的假定；第二，滞后一期位置指数与当期误差扰动项不相关，满足工具变量外生性的假定。首先进行过度识别检验，Hausman 检验结果拒绝所有解释变量均为外生变量的原假设。其次，弱工具变量检验结果显示 F 统计量远大于 10 这一经验值（陈诗一和陈登科，2018）^[35]，表明滞后一期位置指数与内生解释变量存在高度相关。

表 2 汇报了采用两阶段最小二乘法（2SLS）进行工具变量回归的结果。根据表 2 第（1）列和第（6）列，当只考虑位置指数、贸易规模、经济结构和全要素生产率

时,位置指数的系数为-0.781;当加入其它控制变量后,位置指数的系数为-0.886,表明嵌入位置向上游迈进,可以有效降低部门出口贸易隐含碳。这与基准回归结果一致,验证了工具变量回归结果的稳健性和有效性。表2中全要素生产率对出口贸易隐含碳呈现负向影响,表明技术进步对出口贸易隐含碳存在抑制作用,当技术进步主要体现在提高企业生产效率时,会大大降低出口贸易隐含碳排放。值得关注的是,表2中变量系数的绝对值明显大于基准回归的结果,说明在一定程度上潜在的内生性问题会低估全球价值链效应以及各控制变量对出口贸易隐含碳的影响程度。

表2 工具变量2SLS回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS
lnGVCPS	-0.781* (0.426)	-0.050 (0.478)	-0.069 (0.478)	-0.883* (0.467)	-0.709* (0.376)	-0.886** (0.375)
lnts	0.382*** (0.038)	0.237*** (0.063)	0.334*** (0.075)	0.443*** (0.076)	1.091*** (0.070)	0.926*** (0.069)
ln τ	-0.079 (0.140)	-0.325** (0.128)	-0.372*** (0.129)	-0.328*** (0.126)	-0.187* (0.102)	-0.245** (0.117)
lnecs	0.414*** (0.045)	0.242*** (0.069)	0.329*** (0.078)	0.435*** (0.078)	0.481*** (0.080)	0.570*** (0.077)
ln ρ		0.873*** (0.074)	0.761*** (0.088)	1.543*** (0.161)	2.292*** (0.136)	1.638*** (0.150)
lnlab			0.176** (0.075)	-0.521*** (0.142)	-0.746*** (0.115)	-0.175 (0.127)
lnemp				1.042*** (0.182)	2.524*** (0.167)	1.945*** (0.172)
lnopen					1.603*** (0.087)	1.502*** (0.083)
lnens						0.258*** (0.030)
常数项	2.937*** (0.559)	10.72*** (0.832)	10.30*** (0.848)	9.038*** (0.855)	3.769*** (0.743)	1.899*** (0.737)
N	658	658	658	658	658	658

(三) 稳健性检验与异质性分析

在实际研究中,不仅要规避核心解释变量内生性问题,还要控制其他控制变量潜在的内生性问题(孙传旺等,2019)^[36]。参照孙传旺等(2019),将所有控制变量滞后一期,从控制其他控制变量内生影响的方面进行稳健性检验。在表3稳健性检验结果中,位置指数的系数为-0.475,与表2回归结果基本一致,验证了本文模型设置的稳健性。进一步地,为验证是否存在部门异质性,根据污染密集型部门和技术密集型部门的划分依据,分别展开异质性分析。

1. 基于污染密集度的部门异质性

在全球价值链分工中,上游的发达国家会将高污染的生产环节转移到环境规制较低的发展中国家。参考Busse(2004)^[37]对污染部门的划分,将纸和纸制品制造、打印和复制记录的媒体、出版活动、焦炭和精炼石油产品制造、化工制品和化学制品

制造、其他非金属矿物产品制造、基本金属制造、金属制品制造划分为污染密集型部门。表3显示采用双向固定效应估计,污染密集型部门位置指数的系数为-4.720;采用2SLS估计,该系数为-5.065。与表1和表2进行对比,发现当污染密集型部门向上游迈进,寻求生产环节的更“清洁化”时,对环境的改善作用更为突出。

2. 基于技术密集度的部门异质性

考虑到不同技术水平部门的出口贸易隐含碳存在差异,将56个部门分为技术密集型和非技术密集型(吕越和吕云龙,2019)。其中,技术密集型部门包括化工制品和化学制品制造、基本药物和药物制剂生产、橡胶和塑料制品生产、电脑和光学产品制造、电气设备制造、电信、计算机程序设计咨询和信息服务活动。表3显示技术密集型部门位置指数的系数为-1.175,表明提升部门位置指数对出口贸易隐含碳具有抑制作用的结论是稳健的。

表3 稳健性检验与异质性分析结果

变量	控制变量滞后一期		污染密集型		技术密集型	
	FE	2SLS	FE	2SLS	FE	2SLS
lnGVCPS	-0.220 (0.343)	-0.475** (0.227)	-4.720*** (1.346)	-5.065*** (1.766)	-0.800 (0.509)	-1.175** (0.508)
常数项	6.766*** (0.970)	4.502*** (0.799)	6.832*** (0.887)	1.693** (0.724)	7.029*** (0.894)	2.060*** (0.725)
控制变量	是	是	是	是	是	是
R ²	0.591		0.672		0.666	

五、影响差异与影响路径分析

(一) 不同全球价值链嵌入模式对出口贸易隐含碳的影响差异

在不同嵌入模式下,出口贸易需要的中间投入不同,所引致的产品消耗与污染排放也不尽相同。值得思考的是,当考虑前向参与度($GVCp_{t-f}$)与前向生产长度(plv_GVC)、后向参与度($GVCp_{t-b}$)与后向生产长度(ply_GVC)等不同嵌入模式时,其对出口贸易隐含碳的影响是否存在差异?哪种嵌入模式更有利于降低出口贸易隐含碳?为解答上述问题,本文分析了前向嵌入和后向嵌入对出口贸易隐含碳的影响差异,结果见表4。

由表4可以看出,前向参与度、后向参与度与后向生产长度的增加对出口贸易隐含碳有促进作用,前向生产长度的增加对出口贸易隐含碳有抑制作用。根据第(1) — (2)列,前向参与度的系数为1.396,前向生产长度的系数为-0.635。一国前向生产长度的增加意味着该国逐渐向价值链上游迈进。当中国以前向嵌入的方式参与全球价值链分工时,可以通过向贸易伙伴出口中间产品,将加工组装、生产制造等环节转移,减少本国出口贸易隐含碳。但是中国与其他国家频繁的贸易往来会刺激能源需求上涨,引致更多出口贸易隐含碳。第(3) — (4)列中,后向参与度和后向生产长度的系数为0.860和2.020。当以后向嵌入的方式嵌入时,通过

进口国外中间产品参与低端生产环节,会产生更多出口贸易隐含碳。此外,当后向生产长度较大时,中国会对发达国家的高技术中间产品产生依赖,被迫锁定在全球价值链低端环节。

表4 不同全球价值链嵌入模式对出口贸易隐含碳的影响结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	FE	FE	RE	FE
$\ln GVC Pt_f$	1.396*** (0.062)			
$\ln plv_GVC$		-0.635* (0.349)		
$\ln GVC Pt_b$			0.860*** (0.124)	
$\ln ply_GVC$				2.020*** (0.769)
常数项	13.330*** (0.723)	6.786*** (0.902)	5.904*** (0.823)	4.963*** (1.187)
控制变量	是	是	是	是
R ²	0.814	0.667		0.669

根据前文部门划分标准,进一步分析部门异质性视角下不同嵌入模式对出口贸易隐含碳的影响差异。表5加入了前向参与度、前向生产长度、后向参与度、后向生产长度分别与污染密集型部门虚拟变量、技术密集型部门虚拟变量的交互项。结果显示,技术密集型部门前向参与度、后向参与度和后向生产长度的提高以及污染密集型部门后向参与度的提高对出口贸易隐含碳具有显著促进作用,污染密集型部门和技术密集型部门前向生产长度的提高对出口贸易隐含碳具有明显抑制作用。对比交互项系数绝对值,发现生产长度的变动对出口贸易隐含碳的影响大于参与度的变动对出口贸易隐含碳的影响。此外,发现污染密集型部门全球价值链参与度以及嵌入地位的改善,更有利于减少出口贸易隐含碳。

表5 部门异质性视角下不同全球价值链嵌入模式的影响效应

变量	污染密集型				技术密集型			
	FE	FE	RE	FE	FE	FE	RE	FE
$\ln GVC Pt_f$	-0.350 (0.337)				0.572** (0.258)			
$\ln plv_GVC$		-3.108*** (0.959)				-1.787** (0.888)		
$\ln GVC Pt_b$			0.786*** (0.262)				0.707*** (0.246)	
$\ln ply_GVC$				-1.160 (1.225)				2.689*** (0.874)
常数项	6.957*** (0.896)	7.373*** (0.893)	2.761*** (0.769)	7.203*** (0.913)	7.119*** (0.892)	6.767*** (0.901)	3.672*** (0.753)	6.648*** (0.896)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
R ²	0.666	0.671		0.666	0.668	0.668		0.671

(二) 不同全球价值链嵌入模式对出口贸易隐含碳的影响路径

前文系统考察了全球价值链嵌入对出口贸易隐含碳的影响程度,以及不同嵌入模式下的影响差异,核心结论表明,提高嵌入地位有助于减少出口贸易隐含碳,并且以增加前向生产长度为表征的前向嵌入对出口贸易隐含碳具有显著抑制作用。那么,不同全球价值链嵌入模式对出口贸易隐含碳的影响路径是否存在差异?在不同嵌入模式下,规模效应、结构效应与技术进步效应是否发挥相同作用?对此展开研究,有助于深入理解全球价值链嵌入与出口贸易隐含碳之间的内在影响机理。为此,本文遵循中介效应模型的研究思路(Baron and Kenny, 1986^[38];温忠麟等, 2004^[39]),识别不同嵌入模式下三种效应对出口贸易隐含碳的中介作用,具体模型如下:

$$\ln EC_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln GVC_{it} + \beta_2 \ln Y_{it} + \tau_{it} \quad (21)$$

$$\ln M_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln GVC_{it} + \gamma_2 \ln Y_{it} + \omega_{it} \quad (22)$$

$$\ln EC_{it} = \mu_0 + \mu_1 \ln GVC_{it} + \mu_2 \ln M_{it} + \mu_3 \ln Y_{it} + \sigma_{it} \quad (23)$$

其中, M_{it} 为可能的中介变量,包括贸易规模(ts)、经济结构(ecs)与全要素生产率(tfp); Y_{it} 代表控制变量组,具体为劳动者报酬、从业人数、人均产出、贸易开放程度与能源结构; τ_{it} 、 ω_{it} 和 σ_{it} 为误差项。根据中介效应原理(Baron and Kenny, 1986; 邵帅等, 2019^[40]),若 β_1 、 γ_1 、 μ_2 均显著, μ_1 绝对值比 β_1 绝对值小或显著性下降,则表明该模型存在中介效应。当 β_1 、 γ_1 、 μ_2 均显著, μ_1 不显著时,表明直接效应不显著,只存在中介效应,即存在完全中介效应。

表6报告了影响路径检验结果。当将贸易规模视为潜在中介变量时,式(23)中前向参与度的系数较式(21)中相应的系数更小,式(23)中前向生产长度的系数不显著。根据中介效应存在标准,认为当以前向参与度增加为全球价值链嵌入模式时,规模效应为中介效应;当以前向生产长度增加为全球价值链嵌入模式时,规模效应为完全中介效应,这表明当以前向嵌入的模式参与全球价值链分工时,规模效应为全球价值链嵌入对出口贸易隐含碳的影响路径之一。同样地,根据式(22)中后向参与度的系数不显著,且式(23)中后向生产长度的系数绝对值与显著性均小于式(21)中相应系数的绝对值与显著性,可以判定当以后向参与度增加为全球价值链嵌入模式时,规模效应并非全球价值链嵌入影响出口贸易隐含碳的路径;当以后向生产长度增加为全球价值链嵌入模式时,规模效应符合中介效应的判定标准。

类似地,当将经济结构视为潜在中介变量时,根据式(21) — (23)中各变量系数大小与显著性,发现当以前向参与度增加、后向参与度增加或者后向生产长度增加为全球价值链嵌入模式时,结构效应为中介效应;当以前向生产长度增加为表征时,结构效应为完全中介效应。随着嵌入位置的不断攀升,出口产品逐渐转变为技术密集型,贸易结构的升级带动能源结构升级,减少出口贸易隐含碳。在中国积极向上游迈进时,发达国家部分企业为了防止中国对其部门垄断地位和贸易利益产生威胁,会阻碍中国企业价值链升级。虽然中国前向嵌入时会通过结构效应减少

出口贸易隐含碳，但一旦被发达国家所俘获（吕越和吕云龙，2019），被锁定在低端环节，将会加剧污染排放。对于潜在中介变量全要素生产率而言，认为只有当以前向生产长度增加为全球价值链嵌入模式时，技术进步效应才符合中介效应判定标准；其余嵌入模式下均不符合判定标准。一国以增加前向生产长度的方式嵌入全球价值链，可以通过外商直接投资和技术授权等方式影响技术水平（Glachantet al.，2013）^[41]。同时，发展中国家积极引入外商直接投资，学习和吸收发达国家先进技术，有助于促进产业升级与降低出口贸易隐含碳。

表 6 不同全球价值链嵌入模式对出口贸易隐含碳的影响路径检验

中介变量	<i>M</i> = <i>lnts</i>			<i>M</i> = <i>lnecs</i>		<i>M</i> = <i>lnfp</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	式 (21)	式 (22)	式 (23)	式 (22)	式 (23)	式 (22)	式 (23)
<i>lnGVCpt_f</i>	1.482*** (0.065)	-0.204*** (0.053)	1.398*** (0.062)	-0.197*** (0.062)	1.476*** (0.093)	-0.013 (0.028)	1.479*** (0.065)
<i>M</i>			-0.414*** (0.046)		-0.422*** (0.051)		-0.215*** (0.093)
<i>lnplw_GVC</i>	0.808** (0.369)	-0.451** (0.224)	0.554 (0.348)	-0.498** (0.232)	0.607 (0.393)	0.324*** (0.116)	0.801** (0.370)
<i>M</i>			-0.564*** (0.061)		-0.611*** (0.061)		-0.288** (0.125)
<i>lnGVCpt_b</i>	0.810*** (0.134)	0.073 (0.072)	0.945*** (0.117)	-0.398*** (0.071)	0.538*** (0.130)	0.0413** (0.020)	0.776*** (0.136)
<i>M</i>			-0.737*** (0.049)		-0.579*** (0.063)		0.183 (0.120)
<i>lnply_GVC</i>	2.462*** (0.816)	-0.950* (0.498)	1.930** (0.770)	-0.643* (0.371)	1.880** (0.770)	0.362 (0.259)	2.561*** (0.815)
<i>M</i>			-0.560*** (0.061)		-0.479*** (0.055)		-0.276** (0.124)

注：第（2）、（4）、（6）列的被解释变量分别为潜在中介变量贸易规模、经济结构以及全要素生产率，其余列被解释变量为出口贸易隐含碳。为便于观察对比，控制变量及常数项回归系数未展示。

综上所述，只有当以增加前向生产长度的模式嵌入全球价值链时，规模效应、结构效应和技术进步效应才是全球价值链嵌入影响出口贸易隐含碳的主要途径；在其他模式下，技术进步效应的中介作用均不显著。由此可见，技术进步效应对出口贸易隐含碳的抑制作用尚不能抵消由规模效应与结构效应带来的促进作用，即全球价值链嵌入过程中外贸结构、能源结构等因素未能实现有效“绿色”升级是出口贸易隐含碳排放加剧的重要因素，而为实现经济转型与绿色发展提供基本保障的技术进步效应未发挥预期减排效用，成为了中国出口贸易隐含碳持续走高的关键原因。

六、结论与政策建议

本文基于 2000—2014 年中国 56 个部门的投入产出数据，系统考察了全球价值链嵌入对中国出口贸易隐含碳的影响，并检验了前向嵌入、后向嵌入两种嵌入模式

对出口贸易隐含碳的异质性影响及其影响路径。研究发现：整体而言，嵌入地位的提高有助于减少出口贸易隐含碳。区分为前向嵌入、后向嵌入后发现，以增加前向生产长度为表征的前向嵌入模式对出口贸易隐含碳具有抑制作用，而以增加前向参与度为表征的前向嵌入模式以及后向嵌入模式不利于抑制出口贸易隐含碳。影响路径分析表明，只有当以增加前向生产长度的模式嵌入时，规模效应、结构效应和技术进步效应才是全球价值链嵌入影响出口贸易隐含碳的主要传导途径；在其他嵌入模式下，技术进步效应的中介作用均不显著。此外，基于部门异质性的研究发现，污染密集型部门全球价值链参与度与嵌入地位的改善，更有利于减少出口贸易隐含碳。

本文的研究对从全球价值链视角有效降低出口贸易隐含碳，实现低碳减排目标提供了经验依据。在全球价值链分工趋势下，要呈现对外贸易增长与环境绿色发展的“双赢”局面，应把改善出口贸易结构与调整出口贸易规模作为主要抓手，降低污染密集型部门出口规模。其次，应将淘汰落后产能与发展可再生能源并举。粗放式的生产方式给中国带来了巨大的环境压力，因此在实现2030年碳减排目标、2060年“碳中和”目标以及经济高质量发展的背景下，积极转变原有生产方式、减少煤炭消费成为重要环节。同时，应不断加快可再生能源发展，提高水电、风电和光伏发电等可再生能源规模，在满足能源需求的同时代替煤炭消费。最后，在降低出口贸易隐含碳的过程中，需要积极引领区域价值链，共享减排成果。自2013年提出共建“一带一路”以来，中国政府一直致力于稳步推进“一带一路”框架下国家间的区域合作。由于难以在短时期提高全球价值链地位，所以将“一带一路”建设作为发展契机，建立并引领区域价值链，将有望成为中国争取国际话语权并迅速提升国际地位的重要突破点。此外，在“新冠肺炎”疫情全球蔓延的情况下，面对复杂的外部环境和严峻的国际形势，现有国际经贸合作可能面临断崖式冲击（沈国兵，2020）^[42]。因此，更要深化与东南亚、“一带一路”国家的贸易合作，引领区域价值链，同时尽可能建立国内相对完整的产业链，形成国内国际“双循环”的新发展格局。

[参考文献]

- [1] 刘琳. 中国参与全球价值链的测度与分析——基于附加值贸易的考察 [J]. 世界经济研究, 2015 (6): 71-83+128.
- [2] Su B, Ang B W, Low M. Input-Output analysis of CO₂ emissions embodied in trade and driving forces: Processing and normal exports [J]. Ecological Economics, 2013, 88: 119-125.
- [3] Sato M. Embodied carbon in trade: A survey of the empirical literature [R]. Journal of Economic Surveys, 2014, 28: 831-861.
- [4] Su B, Thomson E. China's carbon emissions embodied in (normal and processing) exports and their driving forces, 2006-2012 [J]. Energy Economics, 2016, 59: 414-422.
- [5] 吕延方, 崔兴华, 王冬. 全球价值链参与度与贸易隐含碳 [J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36 (2): 45-65.
- [6] 陈诗一. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展 [J]. 经济研究, 2009, 44 (4): 41-55.

- [7] Melitz M J. The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725
- [8] Hummels D, Ishii J, Yi K M. The nature and growth of vertical specialization in world trade [J]. *Journal of International Economics*, 2001, 54 (1): 75-96.
- [9] Daudin G, Riffart C, Schweisguth D. Who produces for whom in the world economy? [J]. *Canadian Journal of Economics*, 2011, 44 (4): 1403-1437.
- [10] Johnson R C, Noguera G. Accounting for Intermediates: Production Sharing and Trade in Value Added [J]. *Journal of International Economics*, 2012a, 86 (2): 224-236.
- [11] Johnson R C, Noguera G. Proximity and Production Fragmentation [J]. *American Economic Review: Papers and Proceedings*, 2012b, 102 (3): 407-411.
- [12] Koopman R, Powers W, Wang Z, et al. Give credit where credit is due: Tracing value added in global production chains [R]. NBER, working paper, 2010.
- [13] Fally T. On the fragmentation of production in the US [R]. University of Colorado - Boulder, Working Paper, 2011.
- [14] Antras P, Chor D, Fally T, et al. Measuring the upstreamness of production and trade flows [J]. *American Economic Review*, 2012, 102 (3): 412-416.
- [15] Wang Z, Wei S. J, Yu X, et al. Characterizing Global Value Chains: Production Length and Upstreamness [R]. NBER, working paper, 2017a.
- [16] Wang Z, Wei S. J, Yu X, et al. Measures of Participation in Global Value Chains and Global Business Cycles [R]. NBER, working paper, 2017b.
- [17] Porter M E. Competitive advantage: Creating and sustaining superior performance [M]. 2004, 94.
- [18] Zhao Y H, Zhang Z H, Wang S, et al. CO2 Emissions Embodied in China's Foreign Trade: An Investigation from the Perspective of Global Vertical Specialization [J]. *China and World Economy*, 2014, 22 (4): 102-120.
- [19] 张友国. 中国贸易增长的能源环境代价 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2009, 26 (1): 16-30.
- [20] 彭水军, 张文城, 孙传旺. 中国生产侧和消费侧碳排放量测算及影响因素研究 [J]. *经济研究*, 2015 (1): 168-82.
- [21] 金继红, 居义羲. 中日贸易隐含碳排放责任分配研究 [J]. *管理评论*, 2018 (5): 64-75.
- [22] Grossman G M, Krueger A B. Environmental impacts of the North American Free Trade Agreement [R]. NBER, working paper, 1991.
- [23] 王媛, 魏本勇, 方修琦, 等. 基于 LMDI 方法的中国国际贸易隐含碳分解 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2011, 21 (2): 141-146.
- [24] 蒋雪梅, 刘轶芳. 全球贸易隐含碳排放格局的变动及其影响因素 [J]. *统计研究*, 2013, 30 (9): 29-36.
- [25] 钟章奇, 姜磊, 何凌云, 等. 基于消费责任制的碳排放核算及全球环境压力 [J]. *地理学报*, 2018, 73 (3): 442-459.
- [26] 吕越, 吕云龙. 中国参与全球价值链的环境效应分析 [J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29 (7): 91-100.
- [27] 侯方森, 蔡婷, 杨怡心. 嵌入全球价值链对我国贸易隐含碳排放的影响机制及实证研究 [J]. *南京财经大学学报*, 2018 (6): 28-40.
- [28] 蔡礼辉, 张朕, 朱磊. 全球价值链嵌入与二氧化碳排放——来自中国工业面板数据的经验研究 [J]. *国际贸易问题*, 2020 (4): 86-104.
- [29] Copeland B R, Taylor M S. International Trade and the Environment: A Framework for Analysis [R]. NBER, Working Paper, 2001.
- [30] Wang Z, Wei S J, Zhu K. Quantifying international production sharing at the bilateral and sector levels [R]. NBER, working paper, 2013.

- [31] 李锴, 齐绍洲. 贸易开放、经济增长与中国二氧化碳排放 [J]. 经济研究, 2011, 46 (11): 60-72+102.
- [32] 林伯强. 疫情危机加速全球“脱碳”? [N]. 环球时报, 2020-10-15 (015).
- [33] 潘安. 全球价值链分工对中国对外贸易隐含碳排放的影响 [J]. 国际经贸探索, 2017, 33 (3): 14-26.
- [34] 林伯强, 孙传旺. 如何在保障中国经济增长前提下完成碳减排目标 [J]. 中国社会科学, 2011 (1): 64-76+221.
- [35] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展 [J]. 经济研究, 2018, 53 (2): 20-34.
- [36] 孙传旺, 罗源, 姚昕. 交通基础设施与城市空气污染——来自中国的经验证据 [J]. 经济研究, 2019, 54 (8): 136-151.
- [37] Busse M. Trade, environmental regulations, and the world trade organization: new empirical evidence [R]. 2004.
- [38] 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, 1986, 51 (6): 1173-1182.
- [39] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用 [J]. 心理学报, 2004 (5): 614-620.
- [40] 邵帅, 李欣, 曹建华. 中国的城市化推进与雾霾治理 [J]. 经济研究, 2019, 54 (2): 148-165.
- [41] Glachant M, Dussaux D, Meniere Y, et al. Greening Global Value Chains: Innovation and the International Diffusion of Technologies and Knowledge [R]. The World Bank Policy Research, Working Paper, No. 6467, 2013.
- [42] 沈国兵. “新冠肺炎”疫情对我国外贸和就业的冲击及纾困举措 [J]. 上海对外经贸大学学报, 2020, 27 (2): 16-25.

(责任编辑 于友伟)

Impact of Participating in Global Value Chains on Carbon Emissions Embodied in China's Exports

ZHAO Yuhuan ZHENG Lu LIU Sichen

Abstract: Using the data of 56 departments in China during 2000-2014, this paper studied the impact of participating in GVCs on carbon emissions embodied in China's exports, and identified the impact of forward and backward participation on carbon emissions and its influence path. The results show that the increase of GVCs position index has reduced the carbon emissions embodied in China's exports. The forward participation characterized by the increase of forward production length has a significant negative effect on carbon emissions, and other participation models have a significant positive effect on carbon emissions. Only when the forward production length is increased, the scale effect, structure effect and technology progress effect are the main influence paths. In order to achieve 2030 carbon emission target, China should improve the export trade structure, adjust the scale of export trade, and find solutions to reduce the carbon emissions embodied in China's exports.

Keywords: Global Value Chains; Carbon Emissions Embodied in China's Exports; Forward Participation; Backward Participation

外部冲击、信贷扩张与中国企业 对外直接投资

——基于2008年国际金融危机的研究启示

张海波

摘要：本文以2008年国际金融危机爆发为外部冲击的典型事件，通过合并《中国工业企业数据库》和《境外投资企业（机构）名录》构建2004—2013年企业数据集，研究国际金融危机爆发前后信贷扩张对中国企业对外直接投资的差异化影响效应，结果显示：（1）信贷扩张能促进中国企业对外直接投资，国际金融危机爆发强化了这种投资促进效应，在考虑了内生性问题以及稳健性检验的情况下，信贷扩张的对外投资促进效应与国际金融危机的强化效应仍然稳定；（2）进一步地，针对不同投资动机、不同所有制以及不同来源地区企业的异质性检验结果显示信贷扩张的对外直接投资促进效应以及国际金融危机的强化效应存在明显差异性；（3）信贷扩张主要通过“生产率提升效应”和“投资固定成本降低效应”影响企业对外直接投资行为。本文的研究结论对于外部冲击下信贷扩张政策的精准实施以及推进中国企业对外投资稳定有序发展具有重要启示。

关键词：外部冲击；信贷扩张；对外直接投资；国际金融危机

[中图分类号] F740 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 03-0158-17

引言

2020年以来，为纾解新冠肺炎疫情的巨大冲击，中国实施了一系列“降准”、“降息”的货币政策：LPR贷款利率从2020年2月份开始下降，4月7日起将超额存款准备金率从0.72%下调到0.35%，这是继2008年后的第一次调整，5月22日第十三届全国人民代表大会第三次会议发布的《政府工作报告》再次提出要“综合运用降准降息等手段，引导货币供应量和社会融资规模增速明显高于去年”。考

[收稿日期] 2020-06-07

[基金项目] 国家社科基金项目“跨国企业OFDI网络构建与出口技术含量提升问题研究”（19FJLB024）；浙江省自然科学基金项目“资源观视角下中国跨国企业OFDI网络构建及其对企业加成率影响研究”（LY20G030006）；宁波社会科学研究基地项目“全球生产网络构建视角下宁波本土跨国公司成长机制与对策”（JD5-FZ04）；宁波大学龙元建筑金融研究院年度课题“我国民营建筑企业走出去的融资风险与金融支持研究”（LYZDA2006）

[作者信息] 张海波：宁波大学商学院教授 315211 电子邮箱 haibo12500@163.com

虑到国内的货币政策主要依托银行信贷计划作为实施工具（龚刚和林毅夫，2007）^[1]，因此货币供给增长必然意味着信贷扩张。

根据经典的凯恩斯理论，信贷扩张能够增加企业投资需求，这一基本逻辑已经获得广泛的经验研究支持（Bernanke, 1988^[2]；Kathleen and Rene, 2013^[3]；罗知和张川川，2015^[4]；张前程和杨光，2016^[5]），但前期研究主要关注信贷扩张对企业国内投资的影响，忽略了全球化背景下信贷扩张的投资促进作用可能产生外溢效应，即信贷扩张也可能影响企业对外投资。为进一步获得直观证据，本文使用2004—2013年中国各省（自治区、直辖市）的银行信贷规模和对外直接投资规模的宏观数据对两者之间的关系进行初步拟合（见图1）^①，发现信贷扩张与对外直接投资之间表现出明显正相关关系，可见，信贷扩张可能是推动中国企业开展对外直接投资的重要因素，但相关研究并未触及，这一发现促使本文开展接下来的理论和实证研究。

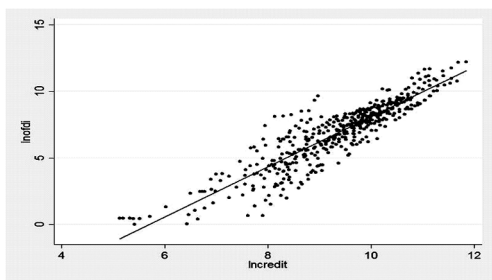


图1 各省份信贷扩张与对外直接投资拟合结果

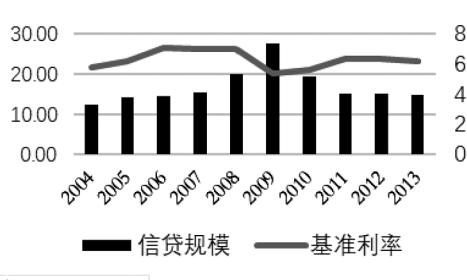


图2 2004—2013年信贷规模和基准利率变化趋势

近年来，随着“走出去”战略和“一带一路”倡议深入实施，中国企业对外直接投资出现了令人瞩目的跨越式增长，已经吸引社会各界广泛关注，是目前国内经济学相关领域研究的热点问题。那么，是什么因素推动了中国企业对外直接投资的快速增长呢？相关学者从多个领域进行了卓有成效的研究，大抵可以分为企业自身的微观因素和外部环境的宏观因素两个层面，微观层面的研究主要涵盖企业生产率（Helpman, 2004^[6]；田巍和余淼杰，2012^[7]；蒋冠宏，2015^[8]）、企业规模（赵伟和卢侃，2019）^[9]、出口经验（崔远森等，2018）^[10]、融资约束（吕越和盛斌，2015^[11]；蒋冠宏等，2020^[12]）等领域，宏观层面的研究主要涉及东道国制度环境（阎大颖，2013）^[13]、金融发展水平（王忠诚等，2018）^[14]、母国政策变动（Kiss and Danis, 2008^[15]；陈胤默等，2019^[16]）市场特征（周经，2019）^[17]、汇率变化（田巍和余淼杰，2017）^[18]以及母国与东道国之间的双边关系（孙楚仁和刘雅莹，2017^[19]；吕越等，2019^[20]）等领域。总体来说，前期研究为本文提供了广阔的理论视角和扎实的经验依据，但相关文献尚未触及“信贷扩张如何影响企业对外直接投资”这一问题。

①之所以选择2004—2013年进行数据拟合是与本文的研究期间保持一致。

正如前文所述,信贷扩张可能是推动中国企业“走出去”非常重要的因素,而迄今为止鲜有研究从理论和实证层面揭示信贷扩张对企业对外直接投资的影响机制和作用效果。本文以2008年爆发的国际金融危机为外部冲击的典型事件,研究“外部冲击、信贷扩张与企业对外直接投资之间的关系”,主要是因为2008年国际金融危机爆发前后中国信贷扩张政策发生较大程度变化,从2008年开始银行信贷规模出现上升趋势,同时贷款基准利率开始下降,直到2011年后逐渐恢复平稳(见图2),这为本文的研究提供了合适的实证检验场景。

与以往文献相比,本文的边际贡献在以下两个方面:一是尝试将信贷扩张与企业对外直接投资结合起来开展研究,前期关于信贷扩张方面的文献仅关注到其对国内投资的影响,而关于企业对外直接投资决定因素的文献也尚未触及信贷扩张方面,本文基于企业异质性理论框架,从生产率和投资固定成本两个层面分析信贷扩张对企业对外直接投资的影响机制,并运用企业层面的面板数据进行多角度实证检验,揭示信贷扩张对企业对外直接投资的影响机制与作用效果;二是尝试将2008年国际金融危机作为外部冲击的典型事件,研究国际金融危机爆发前后信贷扩张对中国企业对外直接投资的差异化影响效应,探讨国际金融危机如何影响信贷扩张对企业对外直接投资的作用效果,能够为外部冲击下中国信贷扩张政策的精准实施以及推进企业对外投资稳定有序发展提供研究启示。

一、影响机制与理论假设

(一) 理论框架: 异质性理论框架下企业对外直接投资的决定因素

Melitz (2003)^[21]改变了传统国际贸易理论的同质企业假设,提出生产率异质性是企业国际化模式的决定因素,在此基础上 Helpman 等 (2004) 构建了企业异质性理论的一般均衡模型,其基本观点是:由于企业海外生产经营所面临的固定成本较高,当该固定成本大于企业出口的贸易成本时,同一行业内不同生产率的企业参与国际市场的方式会有所不同,只有高生产率的企业才能克服这一固定成本从而致力于对外直接投资,生产率较低的企业只能选择出口或国内生产。之后,大量的理论和实证研究均证实了这一观点,即生产率水平是决定企业对外直接投资的关键因素,例如 Eaton 等 (2004)^[22]针对法国企业的研究表明:企业生产率越高,越倾向于对外出口与直接投资;Yeaple (2009)^[23]通过对美国企业的经验研究发现:生产率较高的企业对外直接投资规模较大;田巍和余淼杰 (2012)、蒋冠宏 (2015) 针对中国企业的研究同样发现生产率越高的企业对外直接投资概率越高,对外直接投资的规模也越大。

另一方面,Ronald 等 (2010)^[24]认为 Helpman 等 (2004) 构建的企业异质性理论仅关注生产率的异质性,忽略了固定成本可变的问题,他们在修正 Markusen (2000)^[25]的不完全竞争模型基础上,进一步证明当投资固定成本降低时,同样生产率的企业可以有更高概率开展对外直接投资。Gao 和 Tvede (2013)^[26]构建了一个异质性固定成本的理论模型来解释固定成本变动对企业出口和对外直接投资的影

响,得到与 Ronald 等(2010)相似的研究结论。与生产率异质性的研究不同,国际市场上投资固定成本涵盖范围广泛,难以准确估算,但相关学者仍基于不同视角进行了实证研究,例如, Castro 等(2012)^[27]认为各企业所处的行业和地区有所差异,其出口时所面临的固定成本也各不相同,他们构建了基于“行业—地区—年份”而变化的出口固定成本测算指标,邱斌和闫志俊(2015)^[28]基于 Castro 等(2012)的测算方法,证明出口固定成本负向影响中国企业的出口倾向。Buch 等(2014)^[29]认为企业在对外直接投资时不仅考虑生产率门槛的作用,融资成本导致的投资固定成本过高显著抑制企业对外直接投资倾向。

综合来看,基于企业异质性的理论框架,生产率水平和投资固定成本是企业能否开展对外直接投资的决定因素,生产率水平提升和投资固定成本降低都能有效促进企业对外直接投资。因此,本文从生产率和投资固定成本两个层面分析信贷扩张对企业对外直接投资的影响机制。

(二) 信贷扩张与企业生产率

企业生产率提升需要大量持续的研发投入,与固定资产投资不同,研发投入具有高风险、信息不对称和投资周期长等特点,容易遭受外源融资短缺的难题(Hall and Lerner, 2010)^[30],尤其是现代社会技术创新门槛普遍提升,仅靠企业内部资金投入的小规模技术创新无法持续推动生产率水平的提升,外源融资已经成为现代企业研发投入的重要来源(Czarnitzki and Hottenrott, 2011)^[31],鉴于中国金融市场的基本特征,银行信贷是中国企业获取外源资金的最主要来源(马光荣等, 2014)^[32],并且相比于其他外源资金,银行信贷对推动企业生产率提升具有更明显的优势:一是银行信贷能够产生有效的信息揭示机制,缓解研发投入由于信息不对称导致的逆向选择和道德风险问题,减少企业的外部融资成本(Benfratello et al., 2008)^[33];二是银行能够利用自身的金融网络以更低的成本识别那些更有能力引导创新的企业家;三是银行信贷有利于保护企业的商业机密,避免股权融资的强制信息披露,将企业的研发成果泄露给竞争对手(Sahaym, 2010)^[34]等。因此,当信贷政策宽松时,银行能够为研发类项目、科技类企业提供规模更大的信贷支持,例如中国政府在2008年国际金融危机之后出台了四万亿投资计划和十大产业振兴规划,督促各商业银行积极为列入《国家中长期科学技术发展规划纲要》的“重大领域及优先主题”、“重大专项”和“前沿技术”项目提供资金支持,这在一定程度上降低了研发类项目和科技类企业的债务成本,缓解了技术创新领域的融资约束,有利于企业增加研发投入和提升生产率水平。相反,当信贷政策紧缩时,商业银行出现“惜贷”和“抽贷”等现象,由于信贷资金更倾向于预期收益明确的固定资产投资项目和具备抵押资产的大企业,对研发类项目和科技类企业的信贷支持将大幅度减少,从而会抑制企业技术创新和生产率的提升。结合上述分析,本文提出如下假设:

假设1:信贷扩张有利于企业生产率水平的提升,进而促进企业开展对外直接投资。

(三) 信贷扩张与投资固定成本

与国内投资项目相比,海外投资项目前期准备时间长、资金投入多、市场不确定性风险大,因此企业在开展对外直接投资过程中需要克服较高的固定成本。如前文所述,生产率提升有助于企业克服这一固定成本,但从另一个角度来说,降低固定成本同样能提升企业对外直接投资概率(Ronald, 2010; Gao 和 Tvede, 2013)。信贷扩张可以从三个渠道降低企业对外直接投资固定成本:第一,缓解企业融资约束,降低融资成本,由于对外直接投资项目,尤其是大型跨国并购项目资金规模大,需要大量外源融资,在这种情形下融资成本就成为企业对外直接投资固定成本中最为重要的组成部分。根据 Moyen 和 Nathalie (2004)^[35]等提出并被广泛证明的企业融资“啄食次序理论”(Peking Order Theory),银行信贷的融资成本仅高于内源资金,低于股票融资、债券融资等其他外源融资模式,因此当信贷政策宽松时,一方面银行可配给的信贷资源多,此时企业更易获得大规模的银行贷款,相对来说其他外源融资比例下降,由于信贷资金融资成本更低,因此有利于降低企业对外投资项目的固定成本。第二,信贷扩张能够通过资产负债表效应影响企业投资固定成本。宽松的信贷政策借助货币市场和资本市场的价格传递效应能够带动企业股票价格和名义资产价值上升(Bernanke, 1988),改善企业资产负债表状况,使得企业对外直接投资的固定成本支出相对于名义资产规模下降。第三,信贷扩张可以促使银企合作更加紧密,进而降低海外经营风险。对外直接投资固定成本较高的另外一个原因是海外市场不确定性风险更大,信贷扩张意味着商业银行能够为企业提供更多的资金支持,为保证信贷资金安全性,商业银行需要对企业和投资项目进行更加详尽的审查和长期跟踪,有利于形成更加紧密的银企合作关系,一方面可以降低银企之间信息不对称导致的资金链断裂风险,另一方面银行系统的信息资源和网络优势有助于企业对投资项目进行准确评估,降低企业海外经营风险和投资固定成本。因此,本文提出如下假设:

假设2:信贷扩张有利于企业降低海外生产经营的固定成本,进而促进企业开展对外直接投资。

(四) 国际金融危机冲击、信贷扩张与企业对外直接投资

根据异质性企业的对外直接投资决定因素理论框架:只有高生产率的企业才能克服海外生产经营的固定成本,从而具备开展对外直接投资的能力,但企业对外投资行为除了具备投资能力之外,投资意愿同样重要。2008年爆发国际金融危机能够从两个途径强化中国企业对外直接投资的意愿:一是海外资产价值大幅下降“诱使”中国企业开展对外直接投资。国际金融危机爆发后美国、西欧、日本等发达经济体的部分企业生产经营遭遇困境,Murillo (2009)^[36]根据对来自于美国、欧洲和日本的1050家企业调研数据发现,国际金融危机期间86%的企业资金流动性出现了问题,其中78%的企业愿意出售更多的资产项目以换取现金流。在这种情形下,海外资产价值大幅“缩水”,从而刺激中国企业纷纷“抄底”海外市场。例如,“吉利收购沃尔沃汽车项目最初于2007年提出,当时沃尔沃项目报价为60亿美元,但是在2008年国际金融危机爆发后由于沃尔沃亏损严重,其母公司福特集团亟需变卖资

产增加资金流动性,2009年吉利集团仅以18亿美元就获得了沃尔沃项目的全部股权^①。第二,国际贸易保护主义盛行“倒逼”中国企业“走出去”。2008年国际金融危机爆发后很多国家为了应对贸易账户恶化,都实施了贸易保护措施,而在各国实施的歧视性贸易保护措施中,有40%把中国作为实施对象,居世界首位(GTA,2013)。面对主要出口市场设置的贸易壁垒,企业为避免国际市场份额损失,往往会通过对外直接投资在东道国设置商贸型子公司或生产型子公司进行直接生产或销售,即开展所谓的“补偿投资”(Bhagwati and Dinopoulos,1992)^[37]。从中国的实际情况看,市场寻求型投资一直是中国企业“走出去”的主要形式(阎大颖,2013),这些企业开展对外直接投资的主要动机是绕开东道国设置的贸易壁垒,因此东道国贸易保护措施的加强会加快中国企业开展对外直接投资的速度(余官胜等,2018)^[38]。综合来看,异质性理论框架下信贷扩张能够增强企业对外直接投资的能力,国际金融危机爆发又进一步强化了企业开展对外直接投资的意愿,因此本文提出如下假设:

假设3:国际金融危机冲击能够放大信贷扩张对企业对外直接投资的正向促进效应。

二、模型设定与数据说明

(一) 模型设定

为检验国际金融危机冲击下信贷扩张对中国企业对外直接投资的影响效应,本文构造了如下计量模型:

$$ofdi_{it} = \alpha_1 \ln credit_{it} \times pre2008 + \alpha_2 \ln credit_{it} \times post2008 + \alpha_3 \ln X_{it} + \varphi_i + \varphi_t + \varphi_{it} + \delta_{it} \quad (1)$$

其中, $ofdi_{it}$ 是二元虚拟变量,若企业*i*在年份*t*开展对外直接投资,则 $ofdi_{it} = 1$;若企业没有开展对外直接投资,则 $ofdi_{it} = 0$ 。变量 $credit_{it}$ 代表企业*i*在年份*t*的信贷规模,借鉴李志远和余森杰(2013)^[39]的测度方法,本文采用企业当年利息支出总额测度企业的信贷规模,利息支出越多的企业,表明了其获得的信贷规模越大,信贷扩张程度越高。虚拟变量 $pre2008$ 和 $post2008$ 用以刻画国际金融危机的冲击效应,若在2008年之前(包括2008年), $pre2008 = 1$;若在2008年之后, $pre2008 = 0$;虚拟变量 $post2008 = 1 - pre2008$,若在2008年之后, $post2008 = 1$,若在2008年之前, $post2008 = 0$ 。

X_{it} 代表控制变量,用以控制企业对外直接投资决策的其他影响因素,本文借鉴蒋冠宏(2015)和王欢欢等(2019)^[40]的研究, X_{it} 包括企业层面和企业所在城市层面的控制变量,企业层面的因素包括:企业生产率、企业规模、资本密度、是否出口和企业年龄,其中,企业生产率采用LP方法进行测算;企业规模用企业从业人数表示;资本密度用企业固定资本存量与从业人数之比表示;企业是否出口根据出口交货值确定(如果出口则取值为1,否则为0)。城市层面的控制变量包括:城市信贷规模、人均GDP、物价水平和固定资产投资,其中,信贷规模采用各地级市的年度新增贷款余额作为测度指标;物价水平用固定资产投资价格指数与居民消费

^①资料来源于2010年央视网对吉利集团董事长李书福的专访 <http://jingji.cntv.cn/20100331/102373.shtml>。

价格指数之比测度；固定资产投资用当年城市的全社会固定资产投资规模测度。

φ_i 代表企业固定效应，用以刻画信贷扩张程度变化引起同一企业不同年份对外直接投资概率的变化； φ_t 代表年份固定效应，用以捕捉相同年份不同企业对外直接投资概率的变化特征；此外，本文进一步引入了所有制—年份固定效应 (φ_{ot})，用以捕捉相同所有制类型企业共同的时变特征 (Gan et al., 2016)^[41]。

(二) 数据说明

本文基于《中国工业企业数据库》和《境外投资企业（机构）名录》合并的企业层面数据进行计量检验。《中国工业企业数据库》包括全部国有企业以及主营业务收入超过 500 万元的非国有企业，并涵盖了企业层面基本信息，如所有权结构、员工、资本存量、总产量、出口交货值以及三大会计报表的完整信息。借鉴田巍和余森杰 (2012)、李磊等 (2018)^[42]的方法，本文对企业样本进行如下处理：第一，剔除企业名称重复的样本；第二，剔除关键变量数值小于或等于 0 的样本；第三，剔除从业人数小于 8 的样本；第四，剔除总资产小于流动资产或总固定资产的样本。《境外投资企业（机构）名录》包括了投资主体名称、投资年份、投资东道国（地区）、经营范围等企业对外直接投资的基本信息，本文剔除了向“避税天堂”进行投资的信息条目。然后，本文对上述两个微观数据库按照年份和企业名称进行合并，获得企业层面的基本数据信息。

三、实证分析与结果

(一) 基准检验

为检验前述理论假设，本部分采用计量方法分析 2008 年国际金融危机爆发前后，信贷扩张对中国企业对外直接投资影响的变化。本文利用计量模型 (1)，以二元虚拟变量 $ofdi_{it}$ 为被解释变量，以企业层面的信贷扩张水平和国际金融危机冲击的交叉项 $credit_{it} \times pre2008$ 、 $credit_{it} \times post2008$ 为关键解释变量，运用面板数据 Logit 回归分析方法进行计量检验，检验结果见表 1。其中，列 (1) 仅加入关键解释变量，并控制了企业固定效应和年份固定效应，列 (2) 进一步加入了城市层面和企业层面的控制变量，列 (3) 和列 (4) 分别在 (1) 和 (2) 基础上加入了企业所有制—年份固定效应，可以发现两个关键解释变量的估计系数在列 (1) — (4) 中均通过显著性检验，并且系数为正，说明信贷扩张能够显著提升中国企业对外直接投资的概率，计量结果初步支持假设 1 和假设 2，但需要后续研究的进一步佐证。为进一步检验国际金融危机的冲击效应，本文需要对比两个关键解释变量估计系数的差异性，发现变量 $credit_{it} \times post2008$ 的估计系数在列 (1) — (4) 中都明显大于变量 $credit_{it} \times pre2008$ ，并且显著性水平更高，说明相比于国际金融危机爆发前，危机爆发后信贷扩张能更明显地促进企业对外直接投资概率提升。本文以列 (4) 的估计结果为准进行更详细地阐述，变量 $credit_{it} \times pre2008$ 的估计系数为 0.00502，表明国际金融危机爆发前，信贷扩张水平每上升 10%，企业对外直接投资概率增加 5.02%；变量 $credit_{it} \times post2008$ 的估计系数为 0.00671，表明国际金融危机爆发后，信贷扩张程度每上升 10%，企业对外直接投资概率增加 6.71%，两个变量的

估计结果相差 0.00169，进一步说明国际金融危机能放大信贷扩张对中国企业对外直接投资的促进作用，放大效果达到 33.7%，研究结果支持理论假设 3。

表 1 基准检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$credit_{it} \times pre2008$	0.00672*** (0.00232)	0.00626*** (0.00234)	0.00565** (0.00251)	0.00502** (0.00257)
$credit_{it} \times post2008$	0.00855*** (0.00271)	0.00731*** (0.00243)	0.00697*** (0.00256)	0.00671*** (0.00264)
$\ln loan_{ct}$		0.00158*** (0.00044)		0.00135*** (0.00037)
$\ln pgdp_{ct}$		0.00085*** (0.00035)		0.00078** (0.00038)
$\ln asset_{ct}$		0.00073*** (0.00022)		0.00065*** (0.00021)
$price_{ct}$		-0.00022 (0.00032)		-0.00015 (0.00061)
tfp_{it}		0.02362*** (0.00781)		0.02285*** (0.00645)
$\ln scale_{it}$		0.00236** (0.00118)		0.00217*** (0.00071)
$export_{it}$		0.01402*** (0.00486)		0.01216*** (0.00476)
$\ln age_{it}$		-0.00042 (0.00166)		-0.00065 (0.00348)
$\ln capital_{it}$		0.00047** (0.00021)		0.00035** (0.00017)
年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
所有制—年份固定效应	否	否	是	是
Pseudo R ²	0.453	0.471	0.478	0.486

注：***、**、* 分别代表相应的估计系数通过了 1%、5% 和 10% 的显著性水平检验；系数下面括号（）中数字为稳健标准误；后续表格与此相同。

（二）内生性问题

为获取更稳定的研究结论，本文需处理两个潜在的内生性问题，一是“企业的信贷规模与企业是否开展对外直接投资之间可能存在双向因果关系”，本文借助工具变量法进行内生性检验。本文采用同一城市其他企业平均信贷规模作为工具变量^①，

①正如前文所述，即使是同一省份的异地信贷也会受到国家监管政策、银行风险监控等方面的限制，中国企业的信贷融资主要来源于本地金融机构。

一方面,企业对外直接投资决策不应受到同城市其他企业信贷规模的显著影响,而另一方面,由于中国特殊的金融监管体制,信贷扩张程度在同一城市具有相似性(王国刚,2012)^[43],因此某一企业信贷规模会受到同城市其他企业的直接影响。本文运用两阶段最小二乘法(2SLS)对计量模型(1)进行估计。表2中列(1)—(2)呈现出估计结果。其中,变量 $credit_{it} \times pre2008$ 和 $credit_{it} \times post2008$ 的系数均显著为正,并且后者的系数更大,这与表2中的估计结果一致。另一个潜在的内生性问题是遗漏变量导致,我们采用差分法进行处理,本文将每个企业 $ofdi_{it}$ 的测算值减去当年同一行业内企业 $ofdi_{it}$ 的平均值,这样可以最大程度避免由遗漏变量引发的内生性问题,检验结果见表2的列(3)—(4)。其中,两个关键解释变量的估计系数均通过1%的显著性检验,且 $credit_{it} \times post2008$ 的估计系数明显大于 $credit_{it} \times pre2008$,说明基准检验不存在明显的内生性问题,估计结果可信。

表2 内生性问题检验结果

变量	工具变量检验		差分检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$credit_{it} \times pre2008$	0.00512 ** (0.00237)	0.00489 ** (0.00244)	0.00298 *** (0.00103)	0.00280 *** (0.00093)
$credit_{it} \times post2008$	0.00588 *** (0.00192)	0.00567 *** (0.00189)	0.00353 *** (0.00111)	0.00347 *** (0.00110)
企业层面控制	否	是	否	是
城市层面控制	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
所有制—年份固定效应	否	是	否	是
F值/Pseudo R ²	81.825	83.164	0.467	0.484

注:工具变量检验法中R平方没有实际意义,因此报告了F值;差分检验报告了Pseudo R平方。

(三) 稳健性检验

本文进行下述稳健性检验:第一,重新测度被解释变量 $ofdi_{it}$,基准检验采用二元虚拟变量进行测度,稳健性检验采用企业累计对外直接投资次数进行测度,考虑到被解释变量为计数数据,计量方法选择泊松回归方法,检验结果见表3中列(1)—(2)。两个关键解释变量 $credit_{it} \times pre2008$ 和 $credit_{it} \times post2008$ 的估计系数显著为正,说明信贷扩张能够促进中国企业对外直接投资次数的增加,进一步支持理论假设1和假设2,并且后者的估计系数显著大于前者,与基准检验的结果一致。第二,进行分组检验,主要检验国际金融危机冲击是否能稳健地放大信贷扩张对企业对外直接投资的作用效果,本文将研究样本分为2004—2008年和2009—2013年两个时间周期,检验结论见表3中列(3)—(6)。其中,列(5)和(6)中变量 $credit_{it}$ 的估计系数明显大于列(3)和(4),且显著性水平更高,说明国际金融危机爆发后信贷扩张对中国企业对外直接投资的促进作用更强,与基准检验结论一致,进一步支持理论假设3。

表3 稳健性检验结果

变量	重新测度 $ofdi_{it}$		2004—2008		2009—2013	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$credit_{it} \times pre2008$	0.02855 *** (0.01070)	0.02660 ** (0.01199)				
$credit_{it} \times post2008$	0.03328 *** (0.00928)	0.03135 *** (0.01047)				
$credit_{it}$			0.01904 ** (0.00898)	0.01882 ** (0.00942)	0.02617 *** (0.00873)	0.02452 *** (0.00819)
企业层面控制	否	是	否	是	否	是
城市层面控制	否	是	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
所有制— 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Pseudo R^2	0.418	0.434	0.370	0.386	0.391	0.406

四、进一步研究

(一) 异质性检验

1. 不同投资动机的检验

本文将企业对外直接投资按照不同动机分为贸易型、生产型、研发型、资源型和综合型，主要依据《境外投资企业（机构）名录》中“境外投资机构”的“经营范围”进行确定。其中，贸易型投资是指在东道国进行市场销售、产品推广和贸易服务；生产型投资是指在当地生产、加工、制造和销售；研发型投资是指在发达国家或新兴市场国家进行研发、设计和产品开发等活动；资源型投资是在油气和矿产资源丰富的国家建立境外机构以获得自然资源；综合型投资是指涵盖研发、生产和销售的全产业链投资。表4的估计结果显示国际金融危机前后信贷扩张对中国企业不同动机的对外直接投资影响效果差异明显，变量 $credit_{it} \times pre2008$ 和 $credit_{it} \times post2008$ 仅在列（4）中没有通过显著性检验，说明信贷扩张对资源型对外直接投资没有明显影响，这可能是因为资源型对外投资承担一定的国家战略行为，主要由国有大型企业进行，受信贷约束影响有限。其他各列的估计系数均显著为正，其中列（1）的估计系数最小，列（5）的估计系数最大，说明信贷扩张对贸易型对外直接投资影响程度较弱，而对综合型对外直接投资影响较强，这是因为贸易型投资一般不需要大规模固定资产设备，员工数量有限，无需克服高昂的“沉没成本”，因此企业开展贸易型投资面临信贷约束较小，而综合型投资属于全产业链投资，企业需要大量的资金投入，因此信贷扩张能在较大程度上提升企业开展综合型投资的概率。从变量 $credit_{it} \times pre2008$ 和 $credit_{it} \times post2008$ 的差值来看，除列（4）中系数不显著外，其余各列的估计系数均表现为后者大于前者，这与表1—3的检验结果一致，其中，列（1）和列（2）差值较大，而列（3）差值相对较小，说明国际金融危机对贸易型和生产性投资的放大效应相对较强，可能的原因是中国企业开展对

外直接投资的主要目标是寻求市场，在后危机时期东道国贸易保护措施不断增强的情形下，通过贸易型和生产型投资可以更有效地开拓国际市场和绕开贸易壁垒（阎大颖，2013），相比来说，国际金融危机对研发型投资的放大效应相对较弱，这是因为企业是否设立境外研发机构主要依据自身的发展需求，信贷扩张虽然能够促进企业开展研发型投资（估计系数显著为正），但国际金融危机爆发属于外部冲击，没有明显改变中国企业的长期研发战略。

表4 不同投资动机的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	贸易型	生产型	研发型	资源型	综合型
$credit_{it} \times pre2008$	0.00382 ** (0.00177)	0.00510 ** (0.00256)	0.00572 *** (0.00206)	0.00316 (0.00368)	0.00590 *** (0.00179)
$credit_{it} \times post2008$	0.00538 ** (0.00215)	0.00674 *** (0.00251)	0.00647 *** (0.00217)	0.00329 (0.00688)	0.00693 *** (0.00194)
Pseudo R ²	0.476	0.453	0.407	0.394	0.429

注：表4中各列均加入了企业、城市层面的控制变量，也加入了企业、年份和所有制年份固定效应，为节约篇幅没有列出，后续表5和表6与此相同。

2. 不同所有制企业的检验

为检验2008年国际金融危机爆发前后信贷扩张对不同所有制企业对外直接投资的影响，本文将样本企业区分为国有企业、民营企业和外资企业三种所有制类型，回归结果见表5。列（1）中两个变量 $credit_{it} \times pre2008$ 和 $credit_{it} \times post2008$ 的估计系数均显著为正，且后者的系数更大，但两者之间的差值相对较小，说明国际金融危机爆发前后信贷扩张均能有效促进国有企业对外投资，但国际金融危机对信贷扩张的对外投资促进效应影响有限，可能的原因是长期以来，中国国有企业依靠政治关联和隐性担保能够获得大量的信贷支持（Borisova and Megginson, 2015）^[44]，尤其在国际金融危机爆发后银行的信贷扩张更倾向于国有企业，这导致国有企业掌握更充裕、相对廉价的信贷资金，从而推动企业加快对外投资步伐，但因为国际金融危机的冲击主要体现为国际市场需求端的冲击，而中国国有企业整体来说仍主要立足于国内市场，因此国际金融危机对国有企业的冲击作用相对较弱。列（2）中变量 $credit_{it} \times pre2008$ 的估计系数没有通过显著性检验，变量 $credit_{it} \times post2008$ 的估计系数显著为正，并且相比于列（1）和（3）数值更大，说明国际金融危机爆发之前信贷扩张没有明显促进民营企业对外投资，但危机爆发后信贷扩张的对外投资促进作用相比于国有企业和外资企业更为强劲，可能的原因有两个：一是银行信贷在2008年之前对于民营企业的资金支持有限，而危机爆发后信贷扩张程度加大，在相关政策引导下信贷资金开始从国有企业外溢到民营企业；二是民营企业在2008年之前主要立足于国内市场或者通过出口进入国际市场，对外直接投资意愿不强，但危机爆发后国内市场产能相对过剩、国际市场贸易保护加剧，因此民营企业开展市场寻求型对外投资的意愿增强。列（3）中两个变量的估计系数均不显著，说明国际金融危机爆发前后信贷扩张均不能显著影响外资企业的对外直接投资，这是因

为国内商业银行对外资企业贷款项目审核尤其谨慎,存在“信贷歧视”问题(曾亚敏和张俊生,2016)^[45],再加上外资企业在中国市场上面临的信贷融资约束较小(李志远和余森杰,2013),因此计量结果表现为信贷扩张对外资企业的影响不明显。

表5 不同所有制企业的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	国有企业	民营企业	外资企业
$credit_{it} \times pre2008$	0.00548 ** (0.00243)	0.00473 (0.00311)	0.00408 (0.00399)
$credit_{it} \times post2008$	0.00637 *** (0.00246)	0.00686 *** (0.00211)	0.00437 (0.00377)
Pseudo R ²	0.473	0.468	0.421

3. 不同地区企业的检验

依据 Dunning (1981)^[46]的投资发展路径(IDP)理论,不同发展水平地区的企业对外直接投资处于不同的发展阶段,考虑到中国地区发展以及信贷政策的不平衡性特征,本文有必要检验不同发展水平地区国际金融危机爆发前后信贷扩张对企业对外直接投资的差异性影响,进而为中国信贷政策的精准实施提供研究启示。本部分将样本企业所处省份(直辖市、自治区)按照研究期间人均GDP平均值划分为高发展水平地区、中等发展水平地区和低发展水平地区^①,进而利用计量模型(1)进行检验,检验结果见表6。列(1)和列(2)中两个变量 $credit_{it} \times pre2008$ 和 $credit_{it} \times post2008$ 的估计系数均显著为正,其中列(1)的数值更大,列(3)的估计系数没有通过显著性检验,说明信贷扩张对中国企业对外直接投资的促进作用随地区发展水平呈现出“阶梯式分布”特征:高发展水平地区的促进作用最为明显;中等发展水平地区促进作用相对较弱,而低发展水平地区促进作用不明显。这主要是因为高发展水平地区集中于中国东部沿海区域,企业生产率水平明显高于中西部地区(吴延兵,2008)^[47],信贷扩张能够进一步降低投资固定成本从而明显地促进企业对外直接投资,而低发展水平地区企业生产率水平相对较低,信贷扩张的影响效应无法有效带动企业生产率克服投资固定成本,因此对企业对外投资的促进作用不明显。进一步观察两个变量估计系数的差值,发现列(1)的差值最大,列(2)的差值相对较小,说明无论是在高发展水平地区还是中等发展水平地区,国际金融危机都能放大信贷扩张的投资促进效应,但在高发展水平地区放大效应更为明显,可能是因为高发展水平地区的企业外向度更高,危机爆发后国际贸易保护主义更能增强企业对外直接投资的意愿。

①借鉴 IDP 理论的区域发展水平评价指标,采用人均 GDP 的标准,具体划分的结果为:高发展水平地区包括上海、北京、天津、浙江、江苏、广东、内蒙古、山东、辽宁、福建;中等发展水平地区包括河北、湖北、黑龙江、河南、湖南、四川、安徽、广西、陕西、吉林、重庆;低发展水平地区包括山西、新疆、宁夏、海南、青海、江西、西藏、云南、甘肃、贵州。

表6 不同来源地区企业的检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	高发展水平地区	中等发展水平地区	低发展水平地区
$credit_{it} \times pre2008$	0.00535 *** (0.00152)	0.00516 ** (0.00239)	0.00460 (0.00435)
$credit_{it} \times post2008$	0.00724 *** (0.00174)	0.00632 *** (0.00247)	0.00572 (0.00511)
Pseudo R ²	0.483	0.468	0.394

(二) 影响机制检验

根据前述影响机制分析, 信贷扩张可以通过“生产率提升效应”和“固定成本降低效应”影响企业对外直接投资, 为进一步检验信贷扩张对企业对外直接投资的影响机制, 本文将检验信贷扩张是否能显著影响企业生产率和投资固定成本。本部分采用的计量模型如下:

$$tfp_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln credit_{it} \times pre2008 + \beta_2 \ln credit_{it} \times post2008 + \beta_3 \ln X_{it} + \varphi_i + \varphi_t + \varphi_{ot} + \delta_{it} \quad (2)$$

$$fc_{it} = \chi_0 + \chi_1 \ln credit_{it} \times pre2008 + \chi_2 \ln credit_{it} \times post2008 + \chi_3 \ln X_{it} + \varphi_i + \varphi_t + \varphi_{ot} + \delta_{it} \quad (3)$$

企业生产率 (tfp) 测算方法与前述基准检验相同, 对外直接投资固定成本 (fc) 的测算, 我们借鉴邱斌和闫志俊 (2015) 的研究思路, 通过计算基于“产业—地区—年份”固定效应回归系数来测度企业对外直接投资需要克服的固定成本。分两步实现: 第一步, 通过回归方程得到企业成本中不随对外直接投资变化的固定因素, 并且将其区分为与产业、地区、年份相关的三组固定因素; 第二步, 在总样本企业中, 将上述三种固定效应进行加总, 并计算出企业对外直接投资固定成本。建立回归方程如下:

$$\ln cost_{it} = \gamma_1 \ln invest_{it} + \gamma_2 \ln (int \times ofdi_{it} \times invest_{it}) + \sum \delta_t year_t + \sum \lambda_r reg_r + \sum \xi_i ind_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $year$, reg 和 ind 分别代表单个样本所在的年份、地区和行业, 以虚拟变量的形式出现在回归方程 (4) 中, 由此我们可以估计出 δ_t , λ_r 和 ξ_i 这三类系数的值。另外两个变量 $\ln invest$ 和 $\ln (int \times ofdi \times invest)$ 出现在方程中的目的是分离企业成本随对外直接投资而变化的部分 (这一部分属于可变成本)。变量 $\ln cost$ 代表企业成本, 用企业主营业务成本测度; 变量 $\ln invest$ 代表企业投资, 用企业长期投资规模测度; $ofdi$ 用企业累计对外直接投资次数测度^①; 变量 int 代表企业获得信贷资金的利率水平。通过回归方程 (4) 可得到回归系数 δ_t , λ_r 和 ξ_i , 企业开展对外直接投资需要克服的固定成本的值可通过三个系数相加而得: $fc = \delta_t$, λ_r 和 ξ_i 。这一变量不仅可以衡量对外直接投资企业的固定成本, 而且具有相同特征 (即有相同的地区、行业和年份) 的非对外直接投资企业若开展对外直接投资, 也需要克服同样的固定成本。

根据表7的估计结果, 在列 (1) 和 (2) 中首先检验信贷扩张是否能够促进

^①因为依据现有数据库我们无法获取中国工业企业对外直接投资的规模数据, 所以本部分采用累计对外直接投资次数代表企业对外直接投资发展情况。

企业生产率水平提升,发现变量 $credit_{it} \times pre2008$ 和 $credit_{it} \times post2008$ 的估计系数均显著为正,其中后者的估计系数更大,说明信贷扩张能明显促进企业生产率水平提升,并且国际金融危机爆发后信贷扩张的生产率提升效应更为明显,这是因为后危机时期中国实施了更大范围的信贷扩张政策,研发类项目和高科技企业无需通过“隐性成本”较高的“信贷寻租”就能够获得更大规模的信贷支持,从而更有利于企业创新(张璇等,2017)^[48]。列(3)和(4)检验信贷扩张对投资固定成本的影响效应,结果显示变量 $credit_{it} \times pre2008$ 和 $credit_{it} \times post2008$ 的估计系数均显著为负数,说明信贷扩张能够显著降低企业对外直接投资的固定成本,并且变量 $credit_{it} \times post2008$ 估计系数的绝对值明显大于 $credit_{it} \times pre2008$,表明国际金融危机后信贷扩张对企业投资固定成本的降低效应更为显著,这主要是因为基准利率下降和信贷环境宽松,降低了企业对外直接投资的融资成本,因此企业对外直接投资需要克服的固定成本“门槛”显著下降,检验结果进一步支持了假设1和假设2。

表7 影响机制检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	生产率效应		投资固定成本效应	
$credit_{it} \times pre2008$	0.01361 *** (0.0532)	0.01320 ** (0.00594)	-0.00816 ** (0.00385)	-0.00783 *** (0.00306)
$credit_{it} \times post2008$	0.01780 *** (0.00593)	0.01737 *** (0.00574)	-0.00947 *** (0.00328)	-0.00915 *** (0.00311)
企业层面控制	否	是	否	是
城市层面控制	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
所有制-年份固定效应	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.341	0.384	0.310	0.362

五、主要结论与研究启示

本文以2008年国际金融危机爆发为外部冲击的典型事件,通过合并《境外投资企业(机构)名录》和《中国工业企业数据库》,构建了2004—2013年间包含企业详细信息和对外直接投资情况的数据集,考察国际金融危机爆发前后信贷扩张对中国企业对外直接投资的差异化影响效应,研究发现:第一,信贷扩张能够显著促进中国企业对外直接投资,国际金融危机爆发强化了信贷扩张的对外直接投资促进效应,具体而言,国际金融危机爆发前信贷扩张程度每增加10%,企业对外直接投资概率提升0.0502,危机爆发后信贷扩张程度每增加10%,企业对外直接投资概率提升0.0671,相比于危机前提升了33.7%,本文的基准检验结果在内生性问题处理和稳健性检验后仍然表现出一致性。第二,本文进一步针对不同投资动机、不同所有制以及不同来源地区的企业进行异质性检验,结果表明信贷扩张对于全产业链的综合型投资促进作用最明显,国际金融危机对贸易型和成本型对外投资的正向冲击作用最大;危机爆发后信贷扩张对于民营企业对外直接投资的作用效果强于国有企业和外资企业;分区域来

看,无论国际金融危机爆发前后,信贷扩张对于高发展水平地区企业对外直接投资的促进效果强于其他地区,而对低发展水平地区企业对外直接投资无明显促进作用。第三,影响机制的理论和实证检验结果显示信贷扩张能够通过“生产率提升效应”和“固定成本降低效应”促进中国企业对外直接投资。

本文的研究结论能够为我国信贷扩张政策的精准实施以及推进企业对外投资稳定有序发展提供研究启示:第一,信贷扩张是促进中国企业“走出去”的重要手段,“走出去”有利于企业获取国外先进技术和各类战略资源,是中国构建“双循环”新发展格局的重要方式,本文的研究显示信贷扩张能够明显促进中国企业对外直接投资,因此,各级政府部门应鼓励金融机构向符合产业发展导向的具备“走出去”意愿的企业提供信贷支持,这有助于企业提升生产率,降低对外直接投资固定成本的“门槛”,培育本土跨国公司成长。第二,通过信贷扩张促进中国企业“走出去”需要精准施策,本文研究表明信贷扩张对于研发型和综合型境外投资项目以及民营企业和高发展水平地区的企业对外直接投资促进效果更明显,这为我们精准实施信贷资金的引导政策提供研究参考,从促进企业对外投资和参与全球竞争的视角来看,加强对研发型和综合型境外投资项目以及民营企业 and 经济发达地区企业的信贷支持能够表现出更明显的政策效果。第三,外部冲击可能是中国企业“走出去”的“催化剂”,本文的研究结果显示2008年国际金融危机爆发后信贷扩张能更明显地促进中国企业对外投资,因此,我们应该树立“化危为机”的思想意识,正确看待各类外部冲击事件,通过信贷扩张政策的精准实施,促进中国企业稳定有序“走出去”。

[参考文献]

- [1] 龚刚,林毅夫.中国经济增长之解释[J].经济研究,2007(4):53-68.
- [2] BERNANKE, BLINDER. Credit, Money and Aggregate Demand [J]. American Economic Review, 1988, 78 (5): 435-449
- [3] KATHLEEN, RENE. Access to Capital, Investment, and the Financial Crisis [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 110 (2): 280-299.
- [4] 罗知,张川川.信贷扩张、房地产投资于制造业部门的资源配置效率[J].金融研究,2015(7):60-75
- [5] 张前程,杨光.产能利用、信贷扩张与投资行为[J].经济学(季刊),2016,15(4):1507-1532.
- [6] HELPMAN, MELITZ, YEAPLE. Export Versus FDI with Heterogeneous Firms [J]. American Economic Review, 2004, 94 (3): 300-316.
- [7] 田巍,余森杰.企业生产率和企业“走出去”对外直接投资[J].经济学(季刊),2012(1):383-408.
- [8] 蒋冠宏.企业异质性和对外直接投资[J].金融研究,2015(12):81-97.
- [9] 赵伟,卢侃.中国企业对外直接投资究竟依托什么样的优势[J].浙江学刊,2019(11):111-122.
- [10] 崔远森,方霞,沈璐敏.出口经验能促进中国对“一带一路”国家的直接投资吗[J].国际贸易问题,2018(7):66-79.
- [11] 吕越,盛斌.融资约束是制造业企业出口和OFDI的原因吗[J].世界经济研究,2015(9):13-36
- [12] 蒋冠宏,曾靓.融资约束与中国企业对外直接投资模式[J].财贸经济,2020(2):132-146
- [13] 阎大颖.中国企业对外直接投资的区位选择及其决定因素[J].国际贸易问题,2013(7):128-135.
- [14] 王忠诚,薛新红,张建民.东道国金融发展对中国企业对外直接投资的影响[J].南方经济,2018(1):24-41.
- [15] KISS D. Country Institutional Context, Social Networks and New Venture Internationalization Speed [J]. Euro-

- pean Management Journal, 2008, 26 (6): 388-399.
- [16] 陈胤默, 孙乾坤, 文雯, 黄雨婷. 母国经济政策不确定性、融资约束与企业对外直接投资 [J]. 国际贸易问题, 2019 (6): 133-144
- [17] 周经, 王旭. 国内市场分割影响了中国对外直接投资吗 [J], 国际贸易问题, 2019 (11): 61-76
- [18] 田巍, 余森杰. 汇率变化、贸易服务与中国企业对外直接投资 [J]. 世界经济, 2017 (11): 23-46
- [19] 孙楚仁, 刘雅莹. 外交伙伴关系战略与中国企业对外直接投资区位选择 [C]. 新兴经济体论坛论文集, 2017: 473-488
- [20] 吕越, 陆毅, 吴嵩博, 王勇. “一带一路”倡议的对外投资促进效应 [J]. 经济研究, 2019 (9): 187-202
- [21] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725
- [22] EATON J P, KORTUM S, KRAMARZ F. Dissecting Trade: Firms, Industries, and Export Destinations [J]. *American Economic Review*, 2004, 92 (2): 150-164
- [23] YEAPLE. Firm Heterogeneity and the Structure of US Multinational Activity [J]. *Journal of International Economics*, 2009, 78 (3): 206-215.
- [24] RONALD B. Fixed Costs, Foreign Direct Investment and Gravity with Zeros [J]. *Review of International Economics*, 2010, 18 (1): 47-62.
- [25] MARKUSEN, ANTHONY. The Theory of Endowment, Intra-Industry and MultiNational Trade [J]. *Journal of International Economics* 2000, 52 (2): 209-234.
- [26] GAO B, TVEDE. Heterogeneous Fixed Export Cost: Explaining the Existence of Export-only Firms [J]. Newcastle University, 2013.
- [27] CASTRO L, B LI, K MASKUS. Fixed Export Costs and Firm-level Export Behavior [J], Working Paper, No. 4697, 2012.
- [28] 邱斌, 闫志俊. 异质性出口固定成本、生产率与企业出口决策 [J], 经济研究, 2015 (9): 142-155
- [29] BUCH M, KESTERNICH. Financial Constraints and Foreign Direct Investment: Firm-level Evidence [J]. *Review of World Economics*, 2014, 150 (2): 393-420.
- [30] HALL, LERNER. The Financing of R&D and Innovation [J]. *Handbook of the Economics of Innovation*, 2010, 172 (1): 609-639.
- [31] CZARNITZKI, HOTTENROTT H. R&D Investment and Financing Constraints of Small and Medium-Sized Firms [J]. *Small Business Economics*, 2011, 36 (1): 65-83.
- [32] 马光荣, 刘明和杨恩艳. 银行授信、信贷紧缩与企业研发 [J], 金融研究, 2014, 7: 76-93
- [33] BENFRATELLO, SCHIANTARELLI F. Banks and Innovation: Microeconomic Evidence On Italian Firms [J], *Journal of Financial Economics*, 2008, 90 (2): 197-217.
- [34] SAHAYM A, STEENSMA, BARDEN. The Influence of R&D Investment On the Use of Corporate Venture Capital: An Industry-Level Analysis [J], *Journal of Business Venturing*, 2010, 25 (4): 376-388.
- [35] MOYEN, NATHALIE. Investment-Cash Flow Sensitivities: Constrained versus Unconstrained Firms”, *The Journal of Finance*, 2004, 59 (5), 2061-2092
- [36] MURILLO J, GRAHAM Campbell. The Real Effects of Financial Constraints: Evidence From A Financial Crisis [J]. NBER Working Paper, No. 15552, 2009.
- [37] BHAGWATI, JAGDISH N., ELIAS DINOPOULOS. Quid Pro Quo Foreign Investment [J]. *American Economic Review*, 1992, 5: 186-195
- [38] 余官胜, 范朋真. 东道国贸易保护会提升中国企业对外直接投资速度吗 [J], 财贸经济, 2018 (3): 109-122.
- [39] 李志远, 余森杰. 生产率、信贷约束与企业出口: 基于中国企业层面的分析 [J]. 经济研究, 2013 (6): 85-98.

- [40] 王欢欢, 樊海潮, 唐立鑫. 最低工资、法律制度变化和企业对外直接投资 [J]. 管理世界, 2019 (11): 38-51
- [41] GAN, LI, MANUEL. The Higher Costs of Doing Business in China: Minimum Wages and Firms Export Behavior [J], *Journal of International Economics*, 2016, 100: 81-94.
- [42] 李磊, 洗国明, 包群. “引进来”是否促进了“走出去” [J]. 经济研究, 2018 (3): 142-156.
- [43] 王国刚. 中国货币政策目标的实现机理分析: 2001-2010 [J], 经济研究, 2012 (12): 4-14.
- [44] BORISOVA G, MEGGINSON W. Government Ownership and the Cost of Debt: Evidence from Government Investments in Publicly Traded Firms [J]. *Journal of Financial Economics*, 2015, 118 (2): 168-191.
- [45] 曾亚敏, 张俊生. 外资企业在中国信贷市场中的境遇 [J]. 会计研究, 2016 (2): 29-35.
- [46] DUNNING J H. Explaining the International Direct Investment Position of Countries: Towards a Dynamic or Developmental Approach [J]. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1981, 117 (1): 30-64.
- [47] 吴延兵. 自主研发、技术引进与生产率——基于中国地区工业的实证研究 [J]. 经济研究, 2008 (8): 51-64
- [48] 张璇, 刘贝贝, 汪婷, 等. 信贷寻租、融资约束与企业创新 [J]. 经济研究, 2017 (5): 161-174

(责任编辑 蒋荣兵)

External Impact, Credit Expansion and Outward Direct Investment of Chinese Firms —A Research Implications Based on 2008 International Financial Crisis

ZHANG Haibo

Abstract: Based on the 2008 international financial crisis, this paper constructed a 2004-2013 firm-level data set to study the different impact of credit expansion on Chinese firms' outward direct investment before and after the international financial crisis. The results show that credit expansion can promote outward direct investment of Chinese firms, and the outbreak of the international financial crisis has strengthened the promotion roles. After considering the endogenous issues and the test of robustness, the results remain stable. Furthermore, the heterogeneity test results for different investment motives, different ownership, and different source regions show that there are significant differences in the effect of credit expansion on outward direct investment promotion and the moderating effect of the international financial crisis. Finally, this research finds that the influencing mechanism of credit expansion on Chinese firms' outward direct investment is based on the “fixed cost reduction effect” and “productivity improvement effect”.

Keywords: External Impact; Credit Expansion; Outward Direct Investment; International Financial Crisis