

# 首 页

- **中文标题：**客户企业引入外资的供应链低碳化效应研究
- **所属领域：**资源与环境经济
- **内容提要：**本文旨在研究外资进入客户企业能否通过供应链渠道产生溢出效应，助其供应商实现低碳绿色发展。利用 2009-2021 年沪深 A 股上市企业供应链数据进行实证检验，并分析了客户企业外资引入对其供应商碳排放的影响机制。研究发现：客户企业的外资引入水平提高能显著减少其供应商碳排放，而以环保投资增加为目标的“资金链”渠道、以绿色低碳知识溢出为特征“创新链”渠道是客户企业引入外资从而减少其供应商碳排放的重要途径。客户企业环保信号更明确、供应商环保参与度更高时，客户企业外资减少供应商碳排放的效应越强；客户企业绿色低碳技术更先进、供应商学习能力更强时，客户企业外资减少供应商碳排放的效应越强。此外，客户企业外资对高碳排放供应商的碳减排效应有限，但该效应可沿供应链继续向上产生多级溢出；境外机构投资者进入客户企业具有更强的环境正外部性，客户企业“走出去”也会强化客户企业引入外资对供应商的碳减排效果。本文研究为中国进一步以开放促改革、促发展并在供应链产业链层面落实“双碳”目标提供了重要的政策启示。
- **关键词：**供应链低碳化 外资进入 知识溢出 资金链 创新链

# 客户企业引入外资的供应链低碳化效应研究

宋德勇 汪涌 胡杨

**内容提要：**本文旨在研究外资进入客户企业能否通过供应链渠道产生溢出效应，助其供应商实现低碳绿色发展。利用 2009-2021 年沪深 A 股上市企业供应链数据进行实证检验，并分析了客户企业外资引入对其供应商碳排放的影响机制。研究发现：客户企业的外资引入水平提高能显著减少其供应商碳排放，而以环保投资增加为目标的“资金链”渠道、以绿色低碳知识溢出为特征“创新链”渠道是客户企业引入外资从而减少其供应商碳排放的重要途径。客户企业环保信号更明确、供应商环保参与度更高时，客户企业外资减少供应商碳排放的效应越强；客户企业绿色低碳技术更先进、供应商学习能力更强时，客户企业外资减少供应商碳排放的效应越强。此外，客户企业外资对高碳排放供应商的碳减排效应有限，但该效应可沿供应链继续向上产生多级溢出；境外机构投资者进入客户企业具有更强的环境正外部性，客户企业“走出去”也会强化客户企业引入外资对供应商的碳减排效果。本文研究为中国进一步以开放促改革、促发展并在供应链产业链层面落实“双碳”目标提供了重要的政策启示。

**关键词：**供应链低碳化 外资进入 知识溢出 资金链 创新链

## 一、引言

自 2020 年 9 月习近平总书记在联合国大会上宣布中国碳达峰、碳中和的“双碳”目标后，达成“双碳”目标已成为推动中国经济高质量发展与应对全球气候变化的关键举措，而其实现则需要进一步落实到产业链供应链层面的低碳化发展中（宋华等，2023）。2022 年 7 月，中国工业和信息化部、发展改革委与生态环境部三部委联合发布的《工业领域碳达峰实施方案》明确强调“构建绿色低碳供应链”以推进工业绿色低碳转型。但随之而来的问题是，如何在产业链供应链安全原则的基础上实现供应链的低碳化发展？这既是二十大报告中“积极稳妥推进碳达峰碳中和”的内涵要求，也是低碳转型助力中国经济高质量发展的应有之义。

中国改革开放四十多年来，外资不仅对中国经济快速增长发挥着重要作用，更是提高中国供应链产业链安全水平的重要推力（陈强远等，2021）。尤其是在

全球化背景下，外资进驻企业与中国本土企业建立供应链关系也能明显改善中国企业的社会责任表现（黄伟和陈钊，2015）。2023年7月11日召开的中央全面深化改革委员会第二次会议上，习近平总书记也进一步强调了“建设更高水平开放型经济新体制是我们主动作为以开放促改革、促发展的战略举措”。那么在保障中国产业链供应链安全的基础上，外资进入能否成为中国供应链低碳化发展的重要驱动力？现有研究并未对该问题进行深入探讨。

目前有关外资环境效应的文献已汗牛充栋，却并未得到一致结论。部分学者认为外资进入会导致东道国环境恶化，即“污染天堂假说”。此类文献认为，外资入驻东道国很大程度上是基于减少环境治理成本的考虑，遂将污染程度较高的产品生产流程或污染产业转移至环境规制较为宽松的东道国，进而导致东道国环境污染加剧（Cole,2004;Levinson and Taylor,2008）。与之相反，另一部分学者认为外资进入东道国会改善当地环境，即“污染光环”效应。此类文献认为外资入驻的企业往往比东道国本土企业具有更高的环境标准与绩效，通过取代本土污染企业生产或扩散绿色专业知识，从而有利于东道国的环境保护（Eskeland and Harrison,2003; Cole et al.,2008; Alborno et al.,2014）。针对上述基于宏观加总层面的地区或行业数据的研究，邵朝对等（2021）指出其结论可能存在混合偏误问题，并强调具有更高环境绩效的外资企业或跨国企业对本土企业会产生环境技术的溢出效应，进一步通过微观的中国工业企业污染数据与外资准入管制放松的政策冲击，验证了“污染光环”效应的存在。然而，现有文献主要基于宏观加总数据或行业冲击验证外商直接投资（FDI）对东道国环境的影响，对企业层面引入外资的环境外部性却知之甚少。但已有文献指出企业层面的外资所有权也具备正外部性，可能对利益关联方产生影响（Yi et al.,2023）。在中国不断推进高水平对外开放的背景下，从企业层面考察外资所有权的环境效应则极为重要。

本文还与当前研究外资进驻企业如何影响供应链上游企业生存发展与生产绩效的少数文献相关。现有文献主要探讨外资进驻客户企业对其供应商的社会责任表现、生存概率、专利创新以及生产率的作用（黄伟和陈钊，2015；陈强远等，2021；Yi et al.,2023；Amiti et al.,2023），并未考察对上游供应商碳减排或环境绩效的影响。值得强调的是，Christmann and Taylor（2001）基于调查数据发现，中国企业与国内的跨国客户企业贸易额越大，越可能采用自愿性环境标准。但该研究也指出环境管理标准并非环境绩效，更不能排除东道国企业为获得与跨国企业建立贸易往来资格在“表面上”采用自愿性环境标准的可能。而本文从更为直接的污染产出视角出发，研究客户企业引入外资对其供应商碳排放的影响，这对中国构建绿色低碳供应链进而积极稳妥地推动“双碳”目标实现具有重要现实意义。

上述文献为深入理解外资进入的环境效应提供了深刻洞见，也为本文研究奠

定了基础。可以发现，有关外资“污染光环”的已有文献大多基于外资进驻企业的绿色技术或管理知识在供应链上会产生溢出效应这一重要假设，得到了外资进入有利于改善东道国环境污染的结论(Cole et al.,2008; 黄永源和朱晟君, 2022)。但客户企业引入外资能否有效改善供应商环境绩效这一机制假设目前尚未得到经验证据的支持，这对外资“污染光环”效应的存在形成了挑战。此外，虽有学者通过行业冲击识别了外资进入对东道国企业环境绩效的因果关系，认为本土企业会受外资进入的环境溢出效应影响进而减少污染排放(邵朝对等, 2021)，但本土企业环境绩效改善的来源仍然无法确定。因为在供应链这一渠道外，本土企业的环境绩效改善可能与临近外资入驻企业的空间溢出效应有关，也可能源于同行业外资入驻企业的竞争效应。

为探究上述问题，本文使用中国上市企业披露的前五大客户、前五大供应商数据研究外资进入客户企业能否减少其供应商碳排放，进而考察外资“引进来”的供应链低碳化效应。研究发现，客户企业的外资进入水平更高时，其供应商碳排放量会显著减少，即存在外资减排在供应链层面的溢出效应。究其背后的影响渠道，本文发现，一方面，客户企业的外资进入水平越高，其供应商越可能实现降成本、增利润的经营模式，从而为企业环保投资提供较为稳定的内部资金来源，即以环保投资增加为目标的“资金链”渠道。另一方面，客户企业的外资进入水平越高，其供应商越可能学习到绿色低碳领域的先进专业知识，进而为自身绿色低碳创新提供基础并促进形成绿色低碳专利，即以绿色低碳知识溢出为特征的“创新链”渠道。环保信号明确的客户企业能强化外资减排的供应链溢出效应；供应商良好的环保态度也可使客户企业外资带来更大的供应链低碳化效应。客户企业的绿色技术越先进，越有利于绿色低碳知识沿着供应链传播，从而减少供应商碳排放；学习能力更强、更偏向外部学习方式的供应商在外资减排的供应链溢出效应中受益更大，从而达成更积极的碳减排效果。此外，客户外资对供应商企业的碳减排效应不包含空间溢出、行业竞争等其他非供应链途径的影响，也并未因企业产权性质与规模产生差异。以上结论在经历包括内生性检验等一系列稳健性检验后依然成立。

进一步分析表明：第一，外资减排的供应链溢出效应不仅存在于“客户企业-供应商”的一级供应链中，还会沿着供应链继续向上产生多级溢出，从而带来更积极的供应链低碳化效果。第二，外资减排的供应链溢出效应存在局限，特别是面对高碳排放供应商时，这种效应会被明显削弱。第三，供应商内部数字化转型带来的信息协同效应能够进一步促进企业碳减排。第四，现有的供应链整合政策存在明显偏向性，能有效助力外资进驻客户企业的供应商达成增效促产目标，却不能改善其碳排放绩效。第五，深入考察外资性质发现，境外机构投资者进入客

户企业能沿着供应链产生更大的减排溢出效应。第六，客户走出去也能强化其引进来的供应链低碳化效应。

与以往文献相比，本文的贡献可能在于：第一，既有文献大多止步于初步认知外资改善东道国环境的供应链溢出效应，而本文进一步打开了外资减排的供应链溢出机制“黑箱”，从“资金链”、“创新链”与“供应链”的三链融合视角探索了其形成渠道，揭示了以高水平对外开放促发展的内在逻辑。第二，本文基于“客户企业-供应商”的微观供应链数据，验证了外资在供应链层面的环境溢出是其改善东道国环境的重要途径，也进一步排除了行业竞争学习或空间溢出层面的混淆因素，这为外资“污染光环”效应的机制假设提供了关键性的经验证据。而以往文献大多直接假设供应链是外资在东道国产生“污染光环”效应的机制途径，却鲜有文献检验其是否成立。第三，本文基于中国上市企业间的贸易信息与企业碳排放数据，检验了客户企业引入外资对其供应商碳排放的影响。相较于以往基于国家、行业层面的宏观汇总数据或行业冲击考察外资进入对本地区、行业或企业环境绩效的文献，本文从微观视角进一步拓展了外资进入的环境外部性文献，也从更直接的供应商污染产出视角开拓了绿色低碳供应链构建的驱动因素研究。第四，相较于以往大多只考察外商直接投资（FDI）对东道国环境影响的文献，本文进一步分析了境外机构投资者进入客户企业对其供应商碳排放的影响，从而揭示了资本市场扩大开放对东道国构建绿色低碳供应链的作用，这为中国持续扩大高水平对外开放进而助力经济高质量发展提供了有益启示。

## 二、理论模型与研究假说

为了阐明客户企业引入外资对其供应商碳排放的影响，本文以 Dixit and Stiglitz(1977)的垄断竞争模型为基准，借鉴 Hallak and Sivadasan(2009)的异质性产品偏好模型框架进行扩展，具体如下：首先，通过扩展模型推导出供应商碳排放绩效的决定因素；其次，纳入具有清洁产品偏好的外资入驻客户企业；最后，推导得到客户企业引入外资影响其供应商碳排放的机制渠道及其异质性表现。

### （一）理论模型

#### 1. 供应商供给问题

考虑供应商企业采用柯布道格拉斯形式的生产函数，则供应商生产成本最小化问题刻画如下：

$$\begin{aligned} \min_{L,R} wL + cR \\ s.t. Y \leq L^{1-\alpha} (\lambda R)^\alpha \end{aligned} \quad (1)$$

其中， $L$ 为劳动力投入， $w$ 为劳动力成本， $R$ 为能源投入， $c$ 为能源投入成本， $\lambda$ 反映了供应商生产产品的能源利用效率， $\lambda$ 越大，生产同等数量产品所需的能源更少，即企业更偏向能源节约型生产。构建拉格朗日函数可以得到：

$$H = wL + cR + \mu(Y - L^{(1-\alpha)}(\lambda R)^\alpha) \quad (2)$$

其中， $\mu$ 为拉格朗日乘子，从而得到劳动投入 $L$ 、能源投入 $R$ 的一阶条件：

$$\partial H / \partial L = w - \mu(1-\alpha)L^{(-\alpha)}(\lambda R)^\alpha = 0 \quad (3)$$

$$\partial H / \partial R = c - \mu\alpha L^{(1-\alpha)} \lambda^\alpha R^{(\alpha-1)} = 0 \quad (4)$$

联立式（3）、式（4）可得：

$$L = \frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{Rc}{w} \quad (5)$$

式（5）代入约束条件并取等号得到：

$$R = \frac{Yw^{(1-\alpha)}}{\lambda\alpha c^{(1-\alpha)}} \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{\alpha-1} \quad (6)$$

供应商的总成本函数可以表述为：

$$TC = cR + wL = \frac{1}{\alpha} \frac{Yc^\alpha w^{1-\alpha}}{\lambda^\alpha} \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{\alpha-1} \quad (7)$$

供应商生产边际成本可以表示为：

$$MC = \partial TC / \partial Y = \alpha^{-\alpha} (1-\alpha)^{\alpha-1} (c/\lambda)^\alpha w^{1-\alpha} = C/\lambda^\alpha \quad (8)$$

$C = \alpha^{-\alpha} (1-\alpha)^{\alpha-1} c^\alpha w^{1-\alpha}$ ，单位碳排放带来的产出，即碳排放绩效为：

$$\frac{Y}{R\theta} = \frac{\lambda^\alpha c^{1-\alpha}}{\theta w^{1-\alpha}} \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{1-\alpha} = \frac{\lambda^\alpha G}{\theta} \quad (9)$$

其中， $\theta$ 反映了单位能源使用后实际产生的碳排放，当源头能源投入中的清洁能源比例相对更高或生产过程中有效控制碳排放时， $\theta$ 值会更小，供应商的碳排放绩效更高，从而减少碳排放。此外， $G = \left(\frac{1-\alpha}{\alpha}\right)^{1-\alpha} c^{1-\alpha} w^{\alpha-1}$ 。

## 2. 客户企业需求问题

考虑一类异质性企业贸易模型：

$$q = p^{-\sigma} \left(\frac{\gamma_f Y}{R\theta}\right)^{\delta(\sigma-1)} \frac{E}{P} \quad (10)$$

$q$ 为产品价格， $\sigma$ 为产品替代弹性（ $\sigma > 1$ ）， $E$ 为客户企业的购买支出， $P$ 客户企业面临的价格指数。其中， $\delta$ 反映了客户企业向上游供应商传递的低碳偏好信号（ $0 < \delta < 1$ ），更大的 $\delta$ 表明客户企业更偏好清洁低碳产品。 $\gamma_f$ 反映了客户企业中随外资进入水平提高而增加的清洁产品偏好系数（ $\gamma_f > 0$ ），现有文献指出外资进驻企业相较于本土企业往往会采用更严格的环境标准，并同时要求其上游供应商生产相对绿色低碳化，以保证其在供应链上的产品竞争优势（邵朝对等，2021）。战略网络理论也表明，当发展中国家企业深度嵌入到外资进入企业的供应链时，更有可能因外部客户压力改进自身环境的环境管理体系（Christmann and

Taylor,2001)，进而迈向绿色低碳的发展之路。参照 Dixit and Sitgliz（1977）的垄断竞争模型，客户企业产品价格如下所示：

$$p = \frac{\sigma}{\sigma-1} MC = \frac{\sigma}{\sigma-1} \frac{C}{\lambda^\alpha} \quad (11)$$

客户企业的利润函数刻画如下：

$$\pi = (p-c)p^{-\sigma} \left(\frac{\gamma_F Y}{R\theta}\right)^{\delta(\sigma-1)} \frac{E}{P} - \lambda^{\beta_\lambda} - \theta^{-\beta_\theta} \quad (12)$$

将式（11）代入式（12）中得到：

$$\pi = \frac{1}{\sigma-1} \left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\right)^{-\sigma} \left(\frac{C}{\lambda^\alpha}\right)^{1-\sigma} \left(\frac{\lambda^\alpha G}{\theta}\right)^{\delta(\sigma-1)} \gamma_F^{\delta(\sigma-1)} \frac{E}{P} - \lambda^{\beta_\lambda} - \theta^{-\beta_\theta} \quad (13)$$

其中， $\lambda^{\beta_\lambda}$  和  $\theta^{-\beta_\theta}$  分别为供应商提高能效或产品清洁化技术的研发成本、供应商增加清洁能源使用或减少过程碳排放的环保投资成本。其中， $\beta_\lambda$  反映了产品清洁化的研发固定成本弹性，该系数越大，企业需要投入的成本越大，对研发能力相对较弱的供应商而言，该系数明显更大； $\beta_\theta$  反映了供应商为增加清洁能源投入或控制过程碳排放，所需付出的环保投资成本。由于绿色技术创新与环保投资均为外部性极大且收益不明确的企业行为决策，因此  $\beta_\lambda$ 、 $\beta_\theta$  一般取值较大。

求解利润最大化问题下的一阶条件可以得到：

$$\frac{\partial \pi}{\partial \lambda} = \alpha(\delta+1) \left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\right)^{-\sigma} C^{1-\sigma} G^{\delta(\sigma-1)} \theta^{-\delta(\sigma-1)} \lambda^{\alpha(\delta+1)(\sigma-1)-1} \gamma_F^{\delta(\sigma-1)} \frac{E}{P} - \beta_\lambda \lambda^{\beta_\lambda-1} = 0 \quad (14)$$

记  $J = \alpha \left(\frac{\sigma}{\sigma-1}\right)^{-\sigma} C^{1-\sigma} G^{\delta(\sigma-1)}$ ，式（14）改写为：

$$\beta_\lambda \lambda^{\beta_\lambda} = (\delta+1) J \theta^{-\delta(\sigma-1)} \lambda^{\alpha(\delta+1)(\sigma-1)} \gamma_F^{\delta(\sigma-1)} \frac{E}{P} \quad (15)$$

进一步得到：

$$\lambda^{\beta_\lambda - \alpha(\delta+1)(\sigma-1)} = (\delta+1) \theta^{-\delta(\sigma-1)} \gamma_F^{\delta(\sigma-1)} \frac{EJ}{\beta_\lambda P} \quad (16)$$

两边取对数并整理得到：

$$\ln \lambda = \frac{-\delta(\sigma-1)}{\beta_\lambda - (\delta+1)(\sigma-1)} \ln \theta + \frac{\delta(\sigma-1)}{\beta_\lambda - (\delta+1)(\sigma-1)} \ln \gamma_F + \frac{1}{\beta_\lambda - (\delta+1)(\sigma-1)} \ln \left( \frac{(\delta+1)EJ}{\beta_\lambda P} \right) \quad (17)$$

同理，由式（13）两边对  $\theta$  求偏导并取对数整理可得到：

$$\ln \theta = -\frac{\alpha(\delta+1)(\sigma-1)}{\beta_\theta - \delta(\sigma-1)} \ln \lambda - \frac{\delta(\sigma-1)}{\beta_\theta - \delta(\sigma-1)} \ln \gamma_F - \frac{1}{\beta_\theta - \delta(\sigma-1)} \ln \left( \frac{(\delta+1)EJ}{\beta_\lambda P} \right) \quad (18)$$

### 3.一般均衡分析

式（18）对  $\gamma_F$  求一阶偏导，可得：

$$\frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln \gamma_F} = -\frac{\delta(\sigma-1)}{\beta_\theta - \delta(\sigma-1)} < 0 \quad (19)$$

式（19）、式（9）联合表明，当供应商面临环保投资困境时，即环保投资成本（ $\beta_\theta$ ）较高会导致  $\beta_\theta - \delta(\sigma-1) > 0$ ，此时客户企业外资进入水平提高带来的较

高环境标准会改善供应商碳排放绩效，从而减少碳排放。

式（17）对  $\gamma_F$  求一阶偏导，可得：

$$\frac{\partial \ln \lambda}{\partial \ln \gamma_F} = \frac{\delta(\sigma-1)}{\beta_\lambda - (\delta+1)(\sigma-1)} > 0 \quad (20)$$

式（20）、式（9）联合表明，当供应商面临绿色技术瓶颈时，即产品清洁化的研发成本（ $\beta_\lambda$ ）较高会导致  $\beta_\lambda - (\delta+1)(\sigma-1) > 0$ ，客户企业外资进入水平提高带来的较高环境标准会改善供应商碳排放绩效，从而减少碳排放。

综上所述，当供应商自身遇到环保投资成本高昂或绿色技术瓶颈的困境时，其客户企业引入外资可能通过供应链渠道产生溢出效应从而助力供应商走出低碳转型的困境（见图1）。

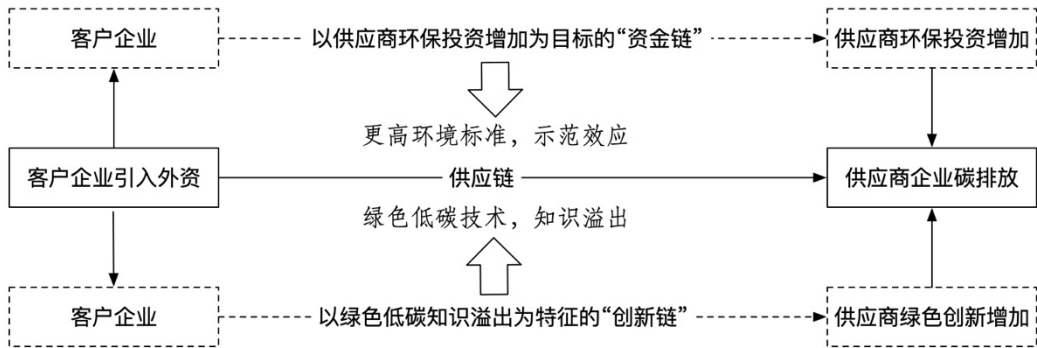


图1 客户企业引入外资对供应商碳排放的影响机制

## （二）研究假说

根据前文理论模型中的式（19）、式（20）以及式（9）可知，当供应商自身遇到环保投资成本高昂或绿色技术瓶颈的困境时，其客户企业引入外资可能通过供应链渠道产生溢出效应从而助力其供应商走出低碳转型的困境。据此，本文提出如下假说：

**假说1：**客户企业外资水平提高会通过供应链促使供应商实现碳减排，即外资减排存在供应链溢出效应。

无论是在源头投入与生产过程中控碳，还是追求能效技术的进步，都离不开供应商企业的环保投资增加与绿色低碳知识获取。因此，客户企业外资推动其供应商低碳转型的机制具体反映为两个渠道：其一，以上游供应商环保投资增加为目标的“资金链”渠道；其二，以绿色低碳知识溢出为特征的“创新链”渠道。

一方面，是以供应商环保投资增加为目标的“资金链”渠道。首先，外资进驻的客户企业往往具有较高的环境标准（Albornoz et al.,2009），当其与本地企业建立供应链关系时，更有可能产生示范效应和外部压力，促使供应商改进自身环境管理体系（Christmann and Taylor,2001），更有意愿增加环保投资以改善生产



流程。其次，外资进驻企业具备较为完善的企业制度与先进管理经验。在外资进驻企业与供应商的接触中，供应商更有可能通过学习模仿过程完善自身的生产经营，进而实现成本节约与利润率提高，避免因捉襟见肘的资金链“拖累”企业的环保投资决策（刘啟仁和陈恬，2020），同时也为企业环保投资项目提供了较为稳定的内部资金来源。最后，受外资进驻的客户企业影响，上游供应商更有意愿也具备能力进行环保投资。已有经验证据也表明，当污染型企业面临更严格的环境标准时，其第一反应通常是增加用于生产工艺清洁化的环保投资（Brown et al.,2022）。而环保投资增加能显著减少企业碳排放（Hu et al.,2023）。因此，客户企业外资水平提高可以通过增加供应商环保投资的方式促使上游企业低碳转型。结合式（19）、式（9）提出如下假说：

**假说 2a：**以供应商环保投资增加为目标的“资金链”渠道是客户企业外资影响其供应商碳排放的机制之一。

另一方面，是以绿色低碳知识溢出为特征的“创新链”渠道。首先，外资进驻的客户企业通常具有比本土企业更先进的绿色低碳技术或专业知识（Amiti et al.,2023），当其与本土企业建立供应链关系时，就意味着这种专业知识可能会转移到供应商企业中（Isaksson et al., 2016; Hsu et al., 2022）。尤其是供应商企业环境绩效距客户要求相差甚远时，客户企业更可能主动向上游供应商分享自身先进的绿色低碳知识（Albornoz et al.,2009），从而实现绿色低碳相关知识在供应链上的传播。然后，在供应商企业的学习模仿过程中，这些专业知识会帮助上游供应商开发新的绿色低碳技术，从而减少自身碳排放（宋德勇和易艳春，2011）。需要注意的是，本文认为绿色低碳技术溢出扮演着关键的机制角色，但非绿色技术溢出则不太可能具备类似作用。这是由于前者不仅关系企业自身发展，还密切影响着客户等利益相关方的产品竞争力。客户企业并无动机对自身绿色低碳知识的传播加以严格限制。现有研究也表明，绿色技术的溢出效应往往更大（龚红和江俊霖，2022）。而非绿色技术知识关切企业自身竞争优势与市场地位，通常被严密保护并限制传播。结合式（20）、式（9）提出如下假说：

**假说 2b：**以绿色低碳知识溢出为特征的“创新链”渠道是客户企业外资影响其供应商碳排放的机制之一。

进一步地，若客户企业外资通过增加供应商环保投资、帮助供应商绿色低碳技术升级的方式实现供应链上的碳减排效应，那么这种外资减排的供应链溢出效应可能会呈现如下异质性。式（19）、式（20）再对客户企业低碳偏好信号  $\delta$  求偏导，分别得到：

$$\frac{\partial(\frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln \gamma_F})}{\partial \delta} = -\frac{\beta_{\theta}(\sigma-1)}{(\beta_{\theta}-\delta(\sigma-1))^2} < 0 \quad (21)$$

$$\frac{\partial(\frac{\partial \ln \lambda}{\partial \ln \gamma_F})}{\partial \delta} = \frac{(\sigma-1)(\beta_\lambda - \sigma + 1)}{(\beta_\lambda - (\delta+1)(\sigma-1))^2} > 0 \quad (22)$$

式(21)、式(22)反映了与示范效应相关的异质性。示范效应是指客户企业在引入外资并提高自身环境标准后,通过贸易联结关系对供应商的环保低碳决策产生影响。这种示范效应的大小取决于客户企业的环保信号与供应商的环保响应。一方面,客户企业如果能向供应商等利益相关方释放出更明确的环保信号( $\delta$ 越大),则有助于上游供应商发现客户企业环保偏好并主动调整企业环保战略。联系式(21)与式(22),客户明确的环保信号会形成积极的示范效应,并通过供应商增加环保投资、实施绿色低碳创新等活动实现企业碳减排。另一方面,供应商如果本身具备良好的环保参与度,则更有可能为了获得竞争优势或满足合法性要求回应客户企业的环保信号( $\delta$ 越大),从而进行绿色低碳创新并积极履行环境社会责任(席龙胜和赵辉,2022)。因此,当供应商环保态度良好,则更可能受客户企业的外资影响,进而减少碳排放。由此,本文提出假说:

**假说 3a:** 从示范效应来看,当客户企业能释放明确环保信号时、供应商具备良好的环保参与度时,外资减排的供应链溢出效应可能更大。

式(20)对 $\beta_\lambda$ 求偏导得到:

$$\frac{\partial(\frac{\partial \ln \lambda}{\partial \ln \gamma_F})}{\partial \beta_\lambda} = -\frac{\delta(\sigma-1)}{(\beta_\lambda - (\delta+1)(\sigma-1))^2} < 0 \quad (23)$$

式(23)反映了与知识溢出相关的异质性。绿色低碳领域的知识溢出是客户影响供应商减排的重要途径,但知识溢出效应取决于客户企业技术水平与供应商学习能力。一方面,在其他条件相同时,客户企业的绿色低碳技术越先进,上游供应商的学习成本越小( $\beta_\lambda$ 越小),获得客户的绿色专业知识就可能越多,从而在外资减排的供应链溢出效应中受益更大。另一方面,在绿色低碳技术“创新链”与“供应链”的融合过程中,供应商的学习能力更强( $\beta_\lambda$ 越小),也越可能从下游客户处获得更多绿色知识与技术,从而产生更强的供应链溢出效应。需要注意的是,客户企业的绿色低碳技术对供应商而言是一种外部知识。因此,如果供应商更偏向外部学习模式,则更有可能强化外资减排的供应链溢出效应。据此,本文提出如下假说:

**假说 3b:** 从知识溢出来看,客户企业绿色技术水平越高时、供应商的学习能力更强时,外资减排的供应链溢出效应可能更大,供应商的外部学习偏向也能进一步强化该效应。

### 三、研究设计

为识别客户企业引入外资对其供应商碳排放的影响并理解其背后机制，本文进行了如下分析：首先，利用固定效应模型检验客户企业引入外资对其供应商碳排放的影响，即基准回归结果；其次，考察客户企业引入外资对供应商环保投资与绿色低碳创新的影响，进而验证“资金链”与“创新链”渠道的有效性；再次，通过调节效应模型考察客户企业引入外资并带来更高环境标准的示范效应，以及客户企业引入外资并拥有先进绿色低碳技术的知识溢出；然后，对基准结果进行了内生性检验、排除竞争性解释与更换样本等一系列稳健性检验；最后，本文从供应商特征、供应链协同整合与客户企业特征这三个角度展开了进一步分析。

#### （一）数据来源与变量说明

##### 1.数据来源

本文选取 2009-2021 年沪深 A 股上市企业作为研究样本，剔除金融类以及当年未公布其前五大客户与前五大供应商的企业，并删除关键数据缺失的样本，最终得到 1692 个“供应链-年份”数据结构的观测值<sup>①</sup>。上市企业数据均来源于国泰安数据库。文章涉及的主要变量说明如下：

##### 2.变量定义

（1）被解释变量：供应商碳排放（*CEE*）。如果供应商在社会责任报告、可持续发展报告、环境报告中报告了其年度直接碳排放量、间接碳排放量或碳排放总量<sup>②</sup>，则直接将其披露数据统一为单位吨后，作为该企业年度碳排放量。如果供应商并没有直接披露上述信息，但披露了各种类型的能源消耗量，则参考王浩等（2022）的做法，根据发改委发布的《企业温室气体排放核算方法与报告指南》分别计算企业直接碳排放和间接碳排放，汇总得到企业年度碳排放量<sup>③</sup>。最后将企业碳排放对数化处理，得到供应链上游的供应商碳排放（*CEE*）变量（见图 2）。

（2）核心解释变量：客户企业外资水平（*FCE\_ds*）。本文主要考察客户企业引入外资能否影响其供应商碳排放，故须先界定外资的概念。根据 2019 年 3 月通过的《中华人民共和国外商投资法》所述，外商投资包含“外国投资者单独或者与其他投资者共同在中国境内设立外商投资企业”以及“外国投资者取得中国境内企业的股份、股权、财产份额或者其他类似权益”。由此可知，客户企业的外资进入主要表现为客户企业的外资所有权份额增加，即境外投资者在客户企

<sup>①</sup>本文删除了未披露年度碳排放量或能源消耗量的企业样本；此外，本文计算下游客户企业外资水平时需企业披露前十大股东持股数据，故删除了供应商和客户企业有一方不为上市企业的样本观测值。

<sup>②</sup>直接碳排放量指的是企业拥有或控制的排放源所释放的碳排放，间接碳排放指的是企业外购电力或热力所产生的间接碳排放，二者汇总可得到企业碳排放总量。

<sup>③</sup>只保留通过计算可同时得到直接碳排放与间接碳排放数据的样本观测值。

业中的持股比例。

现有文献也指出外资在微观层面主要表现为企业股东的外资性质(王雄元和黄玉菁,2017),因此本文参考以往文献的做法(Aitken and Harrison,1999; Yudaeva et al.,2003),以境外投资者的持股比例衡客户企业的外资进入水平。具体而言,本文将客户企业前十大股东中,具有境外法人或境外自然人股东性质的股东持股比例加总进而衡量客户企业的外资水平。选用企业前十大股东的外资持股比例计算企业外资水平的原因在于,前十大股东对企业战略决策具有不可忽视的影响力,其外资持股比例之和恰能反映外资在企业决策中的地位。考虑到客户企业外资对供应链低碳化的影响可能存在一定时滞,在具体回归中对客户企业外资水平( $FCE\_ds$ )进行滞后一期处理。此外,后文还基于客户企业实际控制人是否含有境外企业、境外公民,设置表征外资经营控制的虚拟变量( $FIC\_ds$ ),并将其作为核心解释变量的替换指标进行稳健性检验。

(3) 控制变量。参考唐松等(2019)与谢东明(2020)的研究,选取与供应商有关的如下控制变量:企业总资产( $SCA$ )、资产负债率( $ALR$ )、净资产收益率( $ROA$ )、财务费用率( $FCA$ )、账面市值比( $BMV$ )与企业年龄( $AGE$ )。此外,为避免供应商外资所有权对自身碳排放产生影响进而干扰估计结果,本文还控制了当期供应商前十大股东的外资持股比例之和( $FCE\_us$ )<sup>①</sup>;为避免企业生产经营方式不同带来的能源利用与碳排放效率差异影响研究结论,本文将供应商年度碳排放总量与其营业收入比值作为碳排放强度( $CEI$ ),并纳入控制。

表 1 主要变量的描述性统计表

| 变量标识      | 变量名称      | 变量含义                   | 观测值数 | 平均值      | 标准差      | 最小值     | 最大值       |
|-----------|-----------|------------------------|------|----------|----------|---------|-----------|
| $CEE$     | 供应商碳排放    | 供应商碳排放量取对数             | 1692 | 11.7848  | 1.5042   | 5.2311  | 16.6575   |
| $FCE\_ds$ | 客户企业外资水平  | 客户企业前十大股东外资持股比例之和,滞后一期 | 1692 | 0.0355   | 0.1033   | 0       | 0.7874    |
| $FCE\_us$ | 供应商外资水平   | 供应商前十大股东外资持股比例之和       | 1692 | 0.0330   | 0.0959   | 0       | 0.9064    |
| $SCA$     | 供应商总资产    | 供应商资产总计                | 1692 | 133.2356 | 274.2899 | 2.4307  | 3803.9760 |
| $ALR$     | 供应商资产负债率  | 供应商总负债/总资产             | 1692 | 0.4526   | 0.2092   | 0.0126  | 0.9738    |
| $ROA$     | 供应商净资产收益率 | 供应商净利润/净资产             | 1692 | 0.0546   | 0.2319   | -3.8152 | 0.7089    |
| $FCA$     | 供应商财务费用率  | 供应商财务费用/营业收入           | 1692 | 0.0146   | 0.0277   | -0.2152 | 0.2831    |
| $BMV$     | 供应商账面市值比  | 供应商总市值/所有者权益           | 1692 | 0.6653   | 0.2426   | 0.0408  | 1.4303    |
| $AGE$     | 供应商年龄     | 当年年份-供应商上市年份+1 后取对数    | 1692 | 2.0887   | 0.9146   | 0       | 3.3673    |
| $CEI$     | 供应商碳排放强度  | 供应商碳排放/营业收入            | 1692 | 0.0453   | 0.0377   | 0.0048  | 1.2470    |

①供应商外资水平对自身碳排放可能存在非线性的复杂影响,但这并非本文关注重点,在此仅将其一次项纳入控制范围。

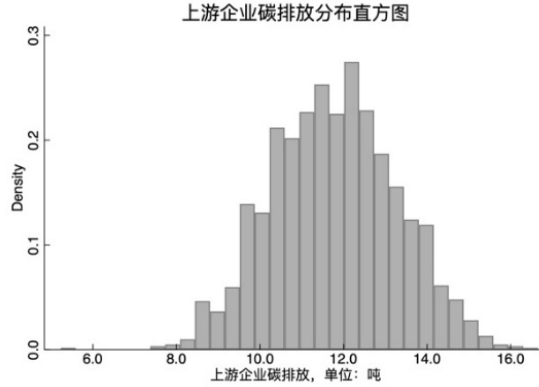


图2 上游的供应商碳排放观测值分布

上述变量的描述性统计见表1。根据表1可知,客户企业外资水平( $FCE\_ds$ )均值在3.5%左右,而标准差约为10%,这说明客户企业前十大股东外资持股比例之和在样本观测值中的分布差异较大。此外,存在外资参股现象的观测值数占总样本观测值数的29%,这表明外资进入客户企业的现象颇多。图2还展示了被解释变量供应商碳排放( $CEE$ )的观测值分布,从中可以看出,样本中的供应商碳排放呈现出明显的“两头窄、中间宽”分布特征,这说明碳排放规模处于中等层次的供应商较多,集中分布位置与表1列示的平均值(11.7848)基本一致,而碳排放规模处于顶部或底部的观测值数量相对较少。

## (二) 模型设定

### 1. 基准回归模型设定

为了检验外资减排的供应链溢出效应,本文构造式(24)对此进行考察:

$$CEE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 FCE\_ds_{i,t-1} + \beta_2 FCE\_us_{i,t} + \sum \beta_\varphi X_{i,t} + \lambda_i + T_t + \varepsilon_{i,t} \quad (24)$$

其中, $i$ 代表处于供应链上游的供应商, $t$ 代表年份,被解释变量 $CEE_{i,t}$ 代表供应商 $i$ 在 $t$ 年的碳排放总量。 $FCE\_ds_{i,t-1}$ 表示供应商 $i$ 的下游客户企业在 $t-1$ 年的外资水平, $FCE\_us_{i,t}$ 表示供应商 $i$ 自身在 $t$ 年的外资水平。 $X_{i,t}$ 代表一系列其他控制变量。 $\lambda_i$ 、 $T_t$ 分别表示个体固定效应与时间固定效应。 $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。 $\beta_1$ 是本文的待估参数,当 $\beta_1$ 显著为负时,则说明存在外资减排的供应链溢出效应。需要注意的是,上游的供应商碳排放与下游的客户企业外资水平表现出较为明显的线性关系(见图3),因此式(24)选用线性模型进行考察是较为合理的。

### 2. 异质性检验模型设定

为检验与示范效应、知识溢出相关的异质性,本文进一步通过调节效应模型,即式(25)进行考察:

$$CEE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 FCE\_ds_{i,t-1} \times M + \alpha_2 FCE\_ds_{i,t-1} + \alpha_3 M + \alpha_4 FCE\_us_{i,t} + \sum \alpha_\varphi X_{i,t} + \lambda_i + T_t + \varepsilon_{i,t} \quad (25)$$

其中， $M$  表示一系列可能影响外资减排的供应链溢出效应的供应商或客户企业特征。当参数  $\alpha_1$  显著为负时，则说明企业特征  $M$  有利于供应商低碳发展；当参数  $\alpha_1$  显著为正时，则说明企业特征  $M$  不利于供应商低碳发展；当参数  $\alpha_1$  不具备统计显著性时，就没有确切的理由表明企业特征  $M$  会影响外资减排的供应链溢出效应。式 (25) 中的其他变量符号与式 (24) 含义相同。

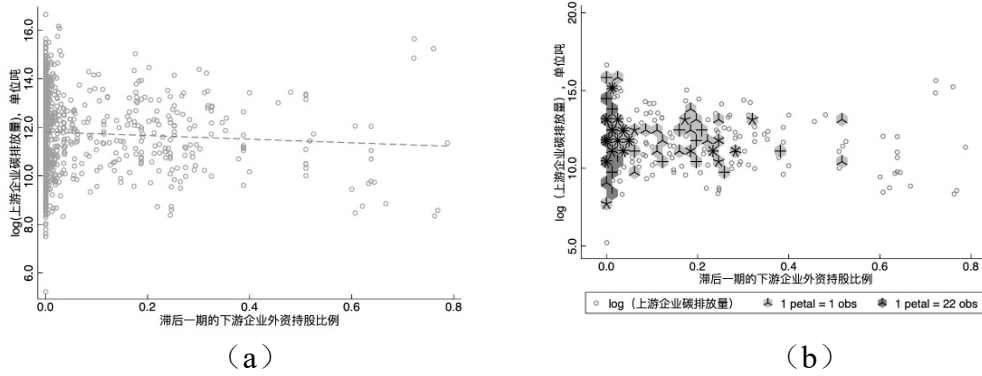


图3 上游的供应商碳排放与下游的客户企业外资水平

## 四、实证结果分析

### (一) 基准回归结果

为检验外资减排的供应链溢出效应，本文就式 (24) 进行检验，回归结果见表 2。其中，第 (1) 列仅控制个体与时间效应并未添加其他控制变量，客户企业滞后一期的外资持股比例 ( $FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数为-0.7471，在 10% 的统计水平上显著。第 (2) 列添加了其他控制变量但并未控制固定效应，客户企业滞后一期的外资持股比例 ( $FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数的经济意义虽然略微减弱，但仍显著为负。第 (3) 列添加了其他控制变量且控制个体效应，第 (4) 列则进一步控制了时间效应，此时客户企业滞后一期的外资持股比例 ( $FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数为-0.8872，在 1% 的统计水平上显著。根据第 (4) 列结果进行解释，平均而言，客户企业前十大股东外资持股比例之和每增加 10 个百分点，上游供应商碳排放量将减少约 9 个百分点。这说明当客户企业的外资进入水平越高，其供应商碳排放将会明显减少，从而表现出低碳转型的发展趋势。基于此，假说 1 得到初步验证。

表 2 基准回归结果

| 变量名称或标识           | 被解释变量：供应商碳排放 ( $CEE_{i,t}$ ) |                        |                        |                        |
|-------------------|------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                   | (1)                          | (2)                    | (3)                    | (4)                    |
| $FCE\_ds_{i,t-1}$ | -0.7471*<br>(0.4242)         | -0.6455*<br>(0.3744)   | -0.9425***<br>(0.3281) | -0.8872***<br>(0.3282) |
| $FCE\_us_{i,t}$   |                              | 0.7271***<br>(0.2772)  | -0.5254<br>(0.8857)    | -0.7406<br>(0.8580)    |
| $SCA_{i,t}$       |                              | 0.0021***<br>(0.0003)  | 0.0016***<br>(0.0005)  | 0.0011**<br>(0.0005)   |
| $ALR_{i,t}$       |                              | 2.8992***<br>(0.2149)  | 0.8284***<br>(0.2494)  | 0.9616***<br>(0.2380)  |
| $ROA_{i,t}$       |                              | 1.0647***<br>(0.2094)  | 0.2105<br>(0.1746)     | 0.1738<br>(0.1678)     |
| $FCA_{i,t}$       |                              | -9.0710***<br>(1.6519) | -0.5702<br>(1.7318)    | -0.0879<br>(1.8334)    |
| $BMV_{i,t}$       |                              | 0.9264***<br>(0.1727)  | 0.4184***<br>(0.1114)  | 0.2675*<br>(0.1553)    |
| $AGE_{i,t}$       |                              | 0.4353***<br>(0.0408)  | 0.4081***<br>(0.0754)  | 0.1974**<br>(0.1005)   |
| $CEI_{i,t}$       |                              | 4.9540***<br>(1.3914)  | 5.6401***<br>(2.1307)  | 5.5584***<br>(2.1399)  |
| Constant          | Y                            | Y                      | Y                      | Y                      |
| 个体效应              | Y                            | N                      | Y                      | Y                      |
| 时间效应              | Y                            | N                      | N                      | Y                      |
| adj. $R^2$        | 0.2158                       | 0.6268                 | 0.4509                 | 0.4735                 |
| 观测值数              | 1692                         | 1692                   | 1692                   | 1692                   |

注：所有回归聚类到供应链层面。括号内为标准误；\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%与10%的置信水平上显著；下表同。

## (二) 机制检验：“资金链”渠道与“创新链”渠道

正如前文理论分析所述，客户企业外资水平提高有利于减少其上游供应商碳排放，这种减排效应主要建立在两种渠道之上：其一，以供应商环保投资增加为目标的“资金链”渠道；其二，以绿色低碳知识溢出为特征的“创新链”渠道。

### 1. 以供应商环保投资增加为目标的“资金链”渠道

从“资金链”渠道来看，当供应商与外资进入的客户企业建立贸易往来后，通过经验分享与合作学习，供应商能完善自身企业制度并提高经营管理效率，从而节约企业成本并提高利润率，避免因资金链因素拖累企业的环保投资决策，并为其提供较为稳定的内部资金来源。为检验该渠道，首先，本文考察客户企业外资水平提高能否降低其上游供应商经营成本 ( $COST$ )；然后，本文再检验这种成本节约能否提高供应商盈利能力 ( $CPM$ 、 $NCPM$ )，从而为企业环保投资提供

内部资金；最后，参考张琦等（2019）的做法，从上市企业年报在建工程科目的明细项中汇总环保投资增加额<sup>①</sup>，并以企业总资产对其进行标准化处理后取对数，得到上游供应商环保投资（*EPI*），再进行检验。上述结果见表 3。

表 3 机制检验：以供应商环保投资增加为目标的“资金链”渠道

| 变量名称或标识                       | 供应商环保投资增加            |                     |                      |                       |
|-------------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|
|                               | <i>COST</i>          | <i>CPM</i>          | <i>NCPM</i>          | <i>EPI</i>            |
|                               | (1)                  | (2)                 | (3)                  | (4)                   |
| <i>FCE_ds<sub>i,t-1</sub></i> | -0.5254*<br>(0.3109) | 0.2482*<br>(0.1278) | 0.2219**<br>(0.1129) | 16.8799**<br>(7.0136) |
| 控制变量                          | Y                    | Y                   | Y                    | Y                     |
| <i>Constant</i>               | Y                    | Y                   | Y                    | Y                     |
| 个体效应                          | Y                    | Y                   | Y                    | Y                     |
| 时间效应                          | Y                    | Y                   | Y                    | Y                     |
| adj. <i>R</i> <sup>2</sup>    | 0.4744               | 0.0254              | 0.0220               | 0.2105                |
| 观测值数                          | 1692                 | 1692                | 1692                 | 346                   |

注：控制变量报告省略，下表同。

表 3 显示了以供应商环保投资增加为目标的“资金链”渠道检验结果。表 3 第（1）列被解释变量是供应商经营成本的对数值（*COST*），此时滞后一期的客户企业外资水平（*FCE\_ds<sub>i,t-1</sub>*）系数显著为负（-0.5254），说明客户企业的外资水平提高有利于上游供应商实现降成本经营。表 3 第（2）、第（3）列被解释变量分别为供应商的总利润与营业成本比值（*CPM*）、净利润与营业成本比值（*NCPM*），此时滞后一期客户企业外资水平（*FCE\_ds<sub>i,t-1</sub>*）系数在 5% 的统计水平上均显著为正（0.2482、0.2219）<sup>②</sup>，这说明客户企业外资水平提高，不仅能帮助其供应商降低成本，还能增强其盈利能力，从而为企业环保投资提供较为稳定的内部资金来源。表 3 第（4）列被解释变量为供应商环保投资（*EPI*），此时滞后一期的客户企业外资水平（*FCE\_ds<sub>i,t-1</sub>*）系数在 5% 的统计水平上依然显著为正（16.8799）。这说明客户企业外资水平提高能显著增加其供应商环保投资，而环保投资增加则有利于企业减少碳排放（Hu et al.,2023）。

## 2.以绿色低碳知识溢出为特征的“创新链”渠道

从“创新链”渠道来看，客户企业绿色低碳知识沿供应链的溢出会推动“创新链”与“供应链”深度融合，进而帮助上游供应商取得绿色低碳领域的技术进步。为考察该机制，首先，本文选取供应商的年度绿色发明专利申请量（*GIP*）与绿色实用新型专利申请量（*GUP*）衡量其绿色技术水平，通过分析供应商绿色专利申请数量变动判断外资进入客户企业是否产生了绿色技术知识在供应链层

①由于许多上市企业年报中并未披露相关支出或信息不全，导致观测值数量大幅减少。

②由于被解释变量为企业盈利能力，故具体回归不再控制净资产收益率，避免内生性问题。



面的溢出效应，从而推动了绿色“创新链”与“供应链”的融合。需要注意的是，技术溢出过程通常存在较长时滞，这不仅包括客户企业自身对外资技术的吸纳掌握，还体现在上游供应商向客户企业的模仿学习中。因此，本文进一步加入了滞后的核心解释变量（ $L.FCE\_ds_{i,t-1}$ ）与上游供应商外资持股比例（ $L.FCE\_us_{i,t}$ ），从而将技术溢出时滞纳入考虑。然后，本文利用 Zhu et al（2019）的低碳专利授权数据衡量供应商的低碳技术进步，以供应商年度低碳发明专利授权数量（ $LCI$ ）、年度低碳实用新型专利授权数量（ $LCU$ ）为被解释变量，进行机制检验<sup>①</sup>。最后，使用全类型专利申请总量（ $PA$ ）与绿色专利申请总数量（ $GPA$ ）差值表示非绿色专业知识（ $NGPA1$ ），再次进行回归，以排除非绿色技术知识溢出的机制作用。此外，本文还以发明专利申请数量（ $IPA$ ）与绿色发明专利申请数量（ $GIP$ ）差值作为非绿色技术知识的替代指标（ $NGPA2$ ），进行稳健性检验。上述回归结果见表 4。

表 4 机制检验：以绿色低碳知识溢出为特征的“创新链”渠道

| 变量名称或标识             | 绿色技术创新链融合               |                         | 低碳技术创新链融合              |                       | 排除非绿色技术知识溢出               |                           |
|---------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|-----------------------|---------------------------|---------------------------|
|                     | $GIP$                   | $GUP$                   | $LCI$                  | $LCU$                 | $NGPA1$                   | $NGPA2$                   |
|                     | (1)                     | (2)                     | (3)                    | (4)                   | (5)                       | (6)                       |
| $FCE\_ds_{i,t-1}$   | 8.0650<br>(6.1638)      | 2.4070<br>(3.1361)      | 0.4692<br>(0.6682)     | 2.8478<br>(2.6581)    | 19.5595<br>(30.5792)      | 21.8605<br>(14.8531)      |
| $L.FCE\_ds_{i,t-1}$ | 29.6764*<br>(17.3567)   | 21.9762*<br>(11.1985)   | 4.4006*<br>(2.6514)    | 12.7618**<br>(6.2331) | 63.2302<br>(101.9498)     | 66.4574<br>(51.3016)      |
| $FCE\_us_{i,t}$     | 62.2346<br>(55.4637)    | 35.4398<br>(42.6507)    | 9.2046**<br>(4.0157)   | 43.8993<br>(31.9552)  | 503.6943<br>(352.6934)    | 290.4332<br>(180.8313)    |
| $L.FCE\_us_{i,t}$   | 171.3543**<br>(80.1588) | 60.1156***<br>(18.5385) | 29.4570**<br>(14.0367) | 19.5983**<br>(8.0569) | 578.9178***<br>(128.5182) | 445.1370***<br>(137.5822) |
| 控制变量                | Y                       | Y                       | Y                      | Y                     | Y                         | Y                         |
| Constant            | Y                       | Y                       | Y                      | Y                     | Y                         | Y                         |
| 个体效应                | Y                       | Y                       | Y                      | Y                     | Y                         | Y                         |
| 时间效应                | Y                       | Y                       | Y                      | Y                     | Y                         | Y                         |
| adj. $R^2$          | 0.2544                  | 0.1431                  | 0.3941                 | 0.1507                | 0.2177                    | 0.3002                    |
| 观测值数                | 637                     | 637                     | 526                    | 526                   | 637                       | 637                       |

表 4 显示了以绿色低碳知识溢出为特征的“创新链”渠道检验结果。第（1）列被解释变量是供应商绿色发明专利申请量（ $GIP$ ）。此时核心解释变量（ $FCE\_ds_{i,t-1}$ ）系数虽然不显著，但滞后一期核心解释变量（ $L.FCE\_ds_{i,t-1}$ ）的系数显著为正（29.6764），这表明客户企业外资水平提高明显有利于其供应商绿色技术进步，进而反映出“供应链”与绿色技术“创新链”的融合态势，但该过程存在一定时滞。表 4 第（2）列被解释变量是供应商绿色实用新型专利申请量

<sup>①</sup>由于被解释变量转变为低碳专利授权数量，故回归不再控制碳排放强度（后者是前者的结果，而非原因）。

(*GUP*)，此时解释变量系数表现与第(1)列类似，进而验证了绿色技术知识在供应链上的溢出效应。表4第(3)、(4)列被解释变量为分类型的供应商低碳专利授权量(*LCI*、*LCU*)，此时滞后一期核心解释变量(*L.FCE\_ds\_{i,t-1}*)的系数均显著为正(4.4006、12.7618)，这表明客户企业外资水平提高明显有利于供应商低碳技术进步，反映出“供应链”与低碳技术“创新链”的融合趋势。

此外，滞后一期的供应商外资水平(*L.FCE\_us\_{i,t}*)系数在表4第(1)-(4)列中也均显著为正，且经济与统计意义明显大于滞后一期的核心解释变量(*L.FCE\_ds\_{i,t-1}*)。这表明：第一，外资进入的确有利于企业自身绿色低碳技术进步，表现为外资引入对企业自身的“污染光环”效应；第二，客户外资引入对其上游供应商的减排溢出效应明显小于外资进入对供应商自身的影响。以第(1)列结果进行解释，这种供应链溢出效应只保留下约外资对供应商自身影响的17%；第三，从第(3)列来看，客户企业外资进入对其供应商绿色低碳技术的影响周期明显长于供应商外资对其自身绿色低碳技术水平的影响周期，这进一步说明绿色低碳技术知识沿供应链传播存在一定时滞。

本文认为绿色低碳领域技术“创新链”与“供应链”融合是客户企业外资在供应链上产生溢出效应并促进其供应商减排的重要机制，但非绿色低碳知识或广义技术进步并无该作用。这主要是因为绿色低碳技术进步有利于企业碳减排，但非绿色技术进步对企业碳排放的影响方向难以确定。一方面，非绿色技术水平的提高会降低企业单位生产成本，提高资源利用效率，从而降低碳排放；另一方面，非绿色技术进步带来的效率提升也会扩大企业产量，从而增加碳排放。从中国实践来看，非绿色技术进步带来的效率提升也更多地表现为碳回弹效应(贾锐宁等，2022)。值得强调的是，由于非绿色技术进步能带来巨大竞争优势(如企业产量、生产效率等)，对企业市场份额有决定性影响，故其传播会受到更多限制，其他企业模仿也更加困难。

表4第(5)列、第(6)列分别汇报了被解释变量为非绿色技术进步(*NGPA1*、*NGPA2*)的回归结果，不难发现无论是滞后一期还是滞后两期，客户企业的外资水平系数均不显著，而滞后一期的供应商外资水平系数却显著为正。结合表3内容，这充分说明外资进入企业后能显著提高企业自身的绿色技术和非绿色技术水平，但“创新链”与“供应链”的融合态势只发生在绿色低碳技术领域。这也进一步表明，外资减排的供应链溢出效应源于绿色低碳知识在供应链上的传播，而非更广义的技术进步溢出或非绿色专业知识传播。至此，假说2得以验证。

### (三) 异质性分析：示范效应和知识溢出

#### 1. 示范效应：客户企业环保信号与供应商环保态度

(1) 客户企业环保信号。为检验客户企业释放明确环保信号能否增强外资

减排的供应链溢出效应，本文将客户企业是否通过 ISO14001 环境管理体系认证作为客户企业环保信号的第一代理指标（*EPS*），并将其与滞后一期的客户企业外资水平（*FCE\_ds<sub>i,t-1</sub>*）交互，再按照式（25）的调节效应模型回归。具体而言，根据国家认监委披露的 ISO14001 环境管理体系认证数据，若样本中的客户企业通过该认证，客户企业环保信号变量（*EPS*）设为 1，否则为 0。值得强调的是，以是否通过 ISO14001 环境管理体系认证作为客户企业释放明确环保信号的指标，主要基于如下考虑：第一，ISO14001 环境管理体系认证是目前世界上应用最为广泛的自愿性环境规制；第二，下游的客户企业参与这种自愿性环境规制能明确向供应商等利益相关方释放其积极履行环境责任的信号（吴龙等，2023）。回归结果分别见表 5 第（1）列。

表 5 示范效应检验

| 变量名称或标识                                     | 被解释变量：供应商碳排放（ <i>CEE<sub>i,t</sub></i> ） |                       |                        |                       |
|---|--|-----------------------|------------------------|-----------------------|
|   | 客户企业环保信号                                 |                       | 供应商环保态度                |                       |
|   | (1)                                      | (2)                   | (3)                    | (4)                   |
| <i>FCE_ds<sub>i,t-1</sub></i>               | -0.2180<br>(0.4923)                      | -0.8543**<br>(0.3314) | -0.8735***<br>(0.3284) | -0.8543**<br>(0.3314) |
| <i>EPS</i> × <i>FCE_ds<sub>i,t-1</sub></i>  | -1.6186**<br>(0.7450)                    |                       |                        |                       |
| <i>GPB</i> × <i>FCE_ds<sub>i,t-1</sub></i>  |  | -1.1438*<br>(0.6508)  |                        |                       |
| <i>EPW1</i> × <i>FCE_ds<sub>i,t-1</sub></i> |  |                       | -0.5223**<br>(0.2497)  |                       |
| <i>EPW2</i> × <i>FCE_ds<sub>i,t-1</sub></i> |  |                       |                        | -0.1246**<br>(0.0606) |
| 控制变量  | Y  | Y                     | Y                      | Y                     |
| <i>Constant</i>                             | Y  | Y                     | Y                      | Y                     |
| 个体效应  | Y  | Y                     | Y                      | Y                     |
| 时间效应  | Y  | Y                     | Y                      | Y                     |
| adj. <i>R</i> <sup>2</sup>                  | 0.4732                                   | 0.4717                | 0.4751                 | 0.4885                |
| 观测值数  | 1296                                     | 1668                  | 1689                   | 1392                  |

“高层梯队理论”（Upper Echelons Theory）认为企业高管过去的教育或工作经历可以形成不同的个人特征，进而影响企业的战略决策（Hambrick, 2007）。据此，本文认为客户企业 CEO 若具备绿色专业背景，则更可能关注企业可持续发展战略，并向供应商等利益相关方释放环境保护的积极信号，通过示范效应与客户外部压力，引导供应链上游企业走向低碳转型之路。为进一步检验环保信号的异质性，本文将客户企业 CEO 是否具备绿色专业背景作为其释放环保信号的第二代理指标（*GPB*），并将客户企业 CEO 绿色专业背景（*GPB*）与核心解释变量（*FCE\_ds<sub>i,t-1</sub>*）交互，根据式（25）回归。具体而言，客户企业 CEO 的绿色

专业背景 (*GPB*) 是一个虚拟变量, 当客户企业 CEO 接受过“绿色”相关教育或从事过“绿色”相关工作, 即代表客户企业 CEO 具备绿色专业背景, 此时客户企业 CEO 的绿色专业背景 (*GPB*) 为 1, 否则为 0。回归结果见表 5 第 (2) 列。

表 5 第 (1)、(2) 列均是客户企业具有明确环保信号时的检验结果。表 5 第 (1) 列报告了以客户企业是否 ISO14001 环境管理体系认证作为环保信号指标的检验结果, 此时客户企业环保信号与核心解释变量交互项 ( $EPS \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数显著为负 (-1.6186)。表 5 第 (2) 列报告了以客户企业 CEO 是否具备绿色专业背景作为环保信号指标的检验结果, 此时绿色专业背景与上一期客户企业外资水平交互项 ( $GPB \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数也显著为负 (-1.1438)。上述结果说明, 当客户企业主动参与自愿性环境规制或其 CEO 具有绿色专业背景, 均可能向供应商等利益相关方明确释放其具有环保偏好的信号, 从而得到上游供应商低碳减排行为的响应。

(2) 供应商环保态度。外资往往具备更高环境标准并具有示范效应 (Albornoz et al., 2009), 若上游供应商本身也重视环境发展战略并表现出良好的环保态度, 那么就更可能主动响应客户企业的环保信号, 学习绿色技术知识并进行低碳转型, 进而在外资减排的供应链溢出效应中受益更多。为检验供应商环保态度能否增强客户企业的外资作用, 本文仍基于 ISO14001 环境管理体系认证的自愿性特征, 将供应商是否通过 ISO14001 环境管理体系认证作为供应商环保态度的第一代理指标 (*EPW1*), 并将其与滞后一期的客户企业外资水平 ( $FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 交互, 再按照式 (25) 回归。具体而言, 根据国家认监委披露的 ISO14001 环境管理体系认证数据, 若样本中的供应商通过该认证, 供应商环保态度 (*EPW1*) 设为 1, 否则为 0。此外, 本文还参考席龙胜和赵辉 (2022) 的研究, 利用供应商年报中“环保低碳”等相关词汇的出现频次作为衡量供应商环保态度的第二指标 (*EPW2*)<sup>①</sup>, 进行稳健性检验。结果分别见表 5 第 (3)、(4) 列。

从表 5 第 (3)、(4) 列可知, 无论基于供应商是否通过 ISO14001 环境管理体系认证 (*EPW1*), 还是基于供应商企业年报中关于环保低碳等词汇出现频次的环保态度指标 (*EPW2*), 其与核心解释变量的交互项 ( $EPW1 \times FCE\_ds_{i,t-1}$ 、 $EPW2 \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数均在 5% 的统计水平上显著为负 (-0.5223、-0.1246)。这说明上游供应商环保态度越良好, 外资进入客户企业更可能形成强大示范效应, 从而促进供应商碳减排, 即外资减排的供应链溢出效应越明显。

## 2. 知识溢出: 客户企业技术水平与供应商学习能力

(1) 客户企业技术水平。前文的机制验证表明, 绿色技术知识在供应链上

<sup>①</sup>具体为“节能减排、低碳环保、环保战略、环保战略、环保理念、环保治污、节能环保与环保设施”等 19 个关键词。

传播有助于形成外资减排的供应链溢出效应。那么，当客户企业绿色技术水平更高时，供应商应该可以学习到更多有利于企业碳减排的专业知识或先进技术。为检验这种可能，本文将客户企业的绿色技术强度（ $GTI$ ）与核心解释变量（ $FCE\_ds_{i,t-1}$ ）交互，根据式（25）进行回归。具体而言，客户企业绿色技术强度（ $GTI$ ）是一个虚拟变量，当客户企业年度绿色专利申请总量居于中国所有上市企业的前 10% 时，说明该企业掌握更多的绿色专业知识，也具备更高的绿色技术水平。此时，绿色技术强度变量（ $GTI$ ）为 1，否则为 0。与之类似，本文基于客户企业年度非绿色专利申请总量（ $NGPAI$ ），设置客户企业的非绿色技术强度虚拟变量（ $NGTI$ ），并将其与核心解释变量（ $FCE\_ds_{i,t-1}$ ）交互，进而检验更强的减排溢出效应是源于客户企业的绿色技术知识，还是其拥有的非绿色技术知识。回归结果分别见表 6 第（1）列、第（2）列。

表 6 知识溢出检验

| 变量名称或标识                                  | 被解释变量：供应商碳排放（ $CEE_{i,t}$ ） |                       |                      |                      |                       |                      |
|--|-----------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
|  | 客户企业技术水平                    |                       |                      | 供应商学习能力              |                       |                      |
|  | (1)                         | (2)                   | (3)                  | (4)                  | (5)                   | (6)                  |
| $FCE\_ds_{i,t-1}$                        | -0.8132**<br>(0.3554)       | -0.8101**<br>(0.3715) | -0.7849*<br>(0.4159) | -0.5486*<br>(0.3296) | -0.8935**<br>(0.3675) | -1.0993*<br>(0.5919) |
| $GTI \times FCE\_ds_{i,t-1}$             | -0.9041*<br>(0.5340)        |                       |                      |                      |                       |                      |
| $NGTI \times FCE\_ds_{i,t-1}$            | -0.1869<br>(0.6510)         |                       |                      |                      |                       |                      |
| $R\&D \times FCE\_ds_{i,t-1}$            | -0.0408**<br>(0.0176)       |                       |                      |                      |                       |                      |
| $NEW \times FCE\_ds_{i,t-1}$             | -0.8357***<br>(0.3095)      |                       |                      |                      |                       |                      |
| $R\&D \times FCE\_ds_{i,t-1} \times$ 成长期 | 0.0882<br>(0.0609)          |                       |                      |                      |                       |                      |
| $R\&D \times FCE\_ds_{i,t-1} \times$ 成熟期 | -0.0791***<br>(0.0231)      |                       |                      |                      |                       |                      |
| 控制变量                                     | Y                           | Y                     | Y                    | Y                    | Y                     | Y                    |
| Constant                                 | Y                           | Y                     | Y                    | Y                    | Y                     | Y                    |
| 个体效应                                     | Y                           | Y                     | Y                    | Y                    | Y                     | Y                    |
| 时间效应                                     | Y                           | Y                     | Y                    | Y                    | Y                     | Y                    |
| adj. $R^2$                               | 0.4666                      | 0.4710                | 0.7259               | 0.4848               | 0.7068                | 0.6963               |
| 观测值数                                     | 1577                        | 1668                  | 1177                 | 1580                 | 1177                  | 1177                 |

从表 6 第（1）列可知，客户企业的绿色技术强度（ $GTI$ ）与上一期客户企业外资水平（ $FCE\_ds_{i,t-1}$ ）的交互项（ $GTI \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ）系数显著为负（-0.9292），这说明客户企业绿色技术水平越高，外资进入客户企业产生的供应商减排效应就

越明显。从表 6 第 (2) 列可知, 客户企业的非绿色技术强度虚拟变量 ( $NGTI$ ) 与上一期客户企业外资水平 ( $FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 交互项 ( $NGTI \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 虽然为负 (-0.1869), 但不具备统计显著性, 这表明外资减排的供应链溢出效应不太可能与客户企业掌握的非绿色技术知识有关。上述结果充分表明客户企业的绿色技术知识越先进, 外资减排的供应链溢出效应就更大, 进而有助于供应商低碳转型发展, 也进一步从侧面验证了绿色低碳等专业知识沿供应链传播的机制作用, 而不是非绿色技术的溢出效应。

(2) 供应商学习能力。绿色技术知识在供应链上的传播是本文的重要机制, 当客户企业绿色技术水平越高, 外资减排的供应链溢出效应也更强。然而供应商的学习能力也是制约绿色技术知识在供应链上溢出的重要因素。如果供应商学习能力较弱, 则难以吸纳并掌握来自客户企业的绿色专业知识, 也无法进一步提高自身的绿色技术水平, 从而减少企业碳排放。与之相反, 当供应商学习能力较强时, 就能从绿色技术溢出中收获更多, 有利于企业低碳转型。为检验供应商学习能力的异质性表现, 本文以供应商研发投入与营业收入比值作为其学习能力的代理指标 ( $R\&D$ ), 将其与核心解释变量交互 ( $R\&D \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ), 按照式 (25) 进行回归。为进一步检验供应商学习能力对客户外资促进其供应商减排的影响, 本文还利用供应商年龄的倒数衡量供应商年轻化程度 ( $NEW$ ), 将其与核心解释变量交互 ( $NEW \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ), 再进行回归。正如 Amity et al.(2023)所述, 更年轻的企业需要学习更多, 并且更愿意学习新技术, 因此年轻的供应商应当表现出更强的学习能力, 进而受益更多。回归结果分别见表 6 第 (3)、第 (4) 列。

此外, 如果上述机制成立, 那么供应商的减排知识部分来源企业外部的下游客户企业, 而这是基于企业组织外部学习方式获得的绿色技术知识, 并非单纯的企业内部研发学习 (Isaksson et al., 2016), 因此学习方式侧重不同的供应商理应表现不同。囿于目前缺乏对企业学习方式的度量, 为深入验证供应商是通过外部学习获得有利于企业绿色减排的技术知识, 本文联系企业生命周期理论中对学习方式的界定并加以检验。具体而言, 企业在成长期更注重内部学习能力, 在成熟期更侧重于外部学习模式 (孙锐等, 2018; 梁阜等, 2021)。本文据此分别设置供应商成长期虚拟变量、成熟期虚拟变量, 并将其与变量 ( $R\&D \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 交互, 再按式 (25) 回归。回归结果分别见表 6 第 (5)、(6) 列。

从表 6 第 (3) 列可知, 供应商学习能力与滞后一期客户企业外资水平的交互项 ( $R\&D \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 在 5% 的统计水平上显著为负 (-0.0408), 即供应商的研发投入占比越高, 外资减排的供应链溢出效应越大。这说明供应商的学习能力越强, 越可能获得来自客户企业的绿色专业知识溢出, 从而有利于自身低碳转型。表 6 第 (4) 列显示, 交互项 ( $NEW \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数也显著为负 (-0.8357),

这表明供应商更年轻且富有学习能力,则会从客户企业处学习到更多绿色低碳知识,从而表现出更强的碳减排效应。表6第(5)列显示,交互项( $R\&D \times FCE\_ds_{i,t-1} \times$ 成长期)不具备统计显著性;而表6第(6)列显示,交互项( $R\&D \times FCE\_ds_{i,t-1} \times$ 成熟期)在1%的统计水平上显著为负(-0.0791)。这说明当供应商处于更偏向外部学习方式的成熟期时,越可能获得更多有利于自身减排的绿色专业知识。

#### (四) 内生性讨论与因果关系检验

##### 1. 内生性讨论: 基于自贸试验区设立的外生冲击

如果外资进入的客户企业具有更为严格的环境标准,那么也更容易挑选环境绩效良好的企业作为其供应商,即外资环境标准的“筛选”效应(黄永源和朱晟君,2022)。这种“筛选”效应可能造成互为因果的内生性问题,即使本文已通过滞后一期核心解释变量加以缓解。为了进一步解决这种内生性问题,本文基于中国自由贸易试验区设立这一外生政策冲击考察外资减排的供应链溢出效应。事实上,已有众多文献将自由贸易试验区设立视为“准自然实验”,论证了中国自贸区设立对企业外资的吸引效应(曹翔等,2021;李蕊等,2021)。

表7 内生性讨论: 双重差分法

| 变量名称或标识               | 客户企业外资水平 ( $FCE\_ds$ ) | 供应商碳排放 ( $CEE$ )       |
|-----------------------|------------------------|------------------------|
|                       | (1)                    | (2)                    |
| $FTZ \times treat$    | 0.0417**<br>(0.0185)   |                        |
| $FTZ \times OFTZ\_us$ |                        | -0.8007***<br>(0.2025) |
| 控制变量                  | Y                      | Y                      |
| Constant              | Y                      | Y                      |
| 个体效应                  | Y                      | Y                      |
| 时间效应                  | Y                      | Y                      |
| adj. $R^2$            | 0.0496                 | 0.4907                 |
| 观测值数                  | 1692                   | 1692                   |

本文参考曹翔等(2021)的研究,根据客户企业所在城市与自由贸易试验区成立年份设置自由贸易试验区政策变量( $FTZ$ ),将样本初期前十大股东外资持股比例为0的客户企业作为处理组( $treat$ ),将二者交互作为解释变量( $FTZ \times treat$ ),并将客户企业外资水平( $FCE\_ds$ )作为被解释变量进行回归,以此考察自由贸易试验区是否会吸引外资进入本土客户企业。最后,将被解释变量替换为供应商碳排放( $CEE$ ),将核心解释变量替换为自贸试验区变量( $FTZ$ ),再进行基准回归,从而考察自贸试验区吸引外资进驻本土客户企业后,能否减少其供应商的碳排放。需要注意的是,为了干净地识别客户企业引入外资对其供应商碳排放的影响,本文需要剥离自贸试验区设立对供应商碳排放的直接影响。因此,

本文设置虚拟变量表示供应商是否在自贸试验区外 ( $OFTZ\_us$ )，当供应商在自贸试验区外不受其直接影响时设为 1，否则为 0，并将其与自贸试验区变量交互 ( $FTZ \times OFTZ\_us$ )，从而确保供应商碳减排效应来源于其客户企业的外资进入，而非自贸试验区设立对供应商的直接影响。回归结果见表 7。

表 7 第 (1) 列显示， $FTZ \times treat$  系数在 5% 统计水平上显著为正 (0.0417)，说明自贸试验区设立的确吸引了外资进驻本土客户企业。表 7 第 (2) 列显示， $FTZ \times OFTZ\_us$  系数在 1% 统计水平上显著为负 (-0.8007)，这表明在剥离自贸试验区对供应商碳排放的直接效应后，客户企业外资水平提高确实会减少其供应商的碳排放，即存在外资减排的供应链溢出效应。

## 2. 因果关系检验：基于客户企业-供应商外资水平落差的检验

前文分析发现，客户企业的外资水平会影响到供应商的环保策略，从而减少其碳排放。若供应商碳减排确实因外资进入客户企业带来了相对更高的环境标准导致的，那么当供应商也存在外资进入现象时，甚至其外资进入水平接近或高于客户企业的外资时，供应商在理论上应该不会受到客户企业施加的碳减排压力。因为二者此时的环境标准不存在由外资导致的显著差异。与之对应的是，当供应商的外资水平低于客户企业，甚至并无外资进入时，外资减排的供应链溢出效应理应较为明显。为进一步识别客户外资与供应商碳排放的因果关系，本文以滞后一期的客户企业外资水平与滞后一期的供应商外资水平差值衡量客户企业-供应商的外资水平落差 ( $DFCE$ )，并将其与核心解释变量交互，再按式 (25) 进行回归，从而检验供应商碳减排是否受“客户-供应商”外资相对水平的驱动。回归结果见表 8。

表 8 基于客户企业-供应商外资水平落差的检验

| 变量名称或标识                       | 被解释变量：供应商碳排放 ( $CEE_{i,t}$ ) |                       |                       |                        |
|-------------------------------|------------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
|                               | (1)                          | (2)                   | (3)                   | (4)                    |
| $DFCE \times FCE\_ds_{i,t-1}$ | -8.4103***<br>(1.7423)       | -4.6008**<br>(1.9589) | -3.5559**<br>(1.3971) | -3.5923***<br>(1.3705) |
| $FCE\_ds_{i,t-1}$             | 1.0898<br>(1.6942)           | 0.2458<br>(1.4579)    | 0.0757<br>(0.9673)    | 0.1726<br>(0.9607)     |
| $DFCE$                        | 1.7359<br>(1.6959)           | 1.0537<br>(1.1210)    | 0.6297<br>(0.7273)    | 0.5065<br>(0.7617)     |
| 控制变量                          | N                            | N                     | Y                     | Y                      |
| Constant                      | Y                            | Y                     | Y                     | Y                      |
| 个体效应                          | Y                            | Y                     | Y                     | Y                      |
| 时间效应                          | N                            | Y                     | N                     | Y                      |
| adj. $R^2$                    | 0.0191                       | 0.2306                | 0.4748                | 0.4879                 |
| 观测值数                          | 1592                         | 1592                  | 1592                  | 1592                   |

表 8 第 (1) 列展示了未添加控制变量的个体固定效应回归结果，交互项



( $DFCE \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数在 1% 的统计水平上显著为负 (-8.4103)，说明客户企业与供应商的外资水平差值越大，客户企业外资水平提高越能减少其供应商的碳排放。表 8 第 (2) 列在第 (1) 列基础上控制了个体效应与时间效应，交互项 ( $DFCE \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数依然显著为负 (-4.6008)。表 8 第 (3) 列添加了控制变量与个体固定效应，表 8 第 (4) 列进一步控制了时间固定效应，此时交互项 ( $DFCE \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数在 1% 的统计水平上显著为负 (-3.5923)。上述结果充分说明，客户企业与其上游供应商的外资水平落差越大，外资减排的供应链溢出效应则越强。这进一步并表明客户企业的外资引入的确是供应商碳减排的重要驱动因素。

## (五) 稳健性检验

### 1. 排除竞争性解释

(1) 排除非供应链的溢出途径。本文认为客户企业外资是沿供应链产生环境溢出效应，从而减少了其供应商碳排放。但外资减排的溢出效应还可能存在其他非供应链途径。如供应商与客户企业处于同一行业，那么在供应链途径外，还可能存在行业内部的模仿学习与竞争效应，从而倒逼高污染企业退出行业或实施绿色转型。同理，当供应商与客户企业在同一城市或距离更近，外资减排的溢出效应还可能混杂诸如空间溢出等其他非供应链途径解释 (Amiti et al., 2023)。为检验客户企业外资对供应商碳减排的影响中是否掺杂了其他非供应链的溢出途径解释，本文进一步将上下游企业是否在同一行业、是否在同一城市、是否空间邻近<sup>①</sup>作为调节项与核心解释变量交互，按式 (25) 进行回归。

(2) 排除其他节能减排类政策干扰。如果供应商所在城市在样本期间施行了节能减排的相关政策，那么供应商的减排很可能含杂其他政策效果，从而造成本文结论偏误。为排除这类政策干扰，本文将碳排放权交易试点政策、低碳试点政策及智慧城市试点政策相继纳入基准回归。上述结果见表 9。

表 9 前三列展示了排除非供应链途径的检验结果。表 9 第 (1) 列显示，上下游企业同行业与滞后一期客户企业外资水平交互项 (同行业  $\times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数虽然为负<sup>②</sup>，但不具备统计显著性。表 9 第 (2)、(3) 列中，上下游企业同城市与滞后一期客户企业外资水平交互项 (同行业  $\times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数、上下游企业空间距离与滞后一期客户企业外资水平交互项 (50KM  $\times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数表现与第 (1) 列类似。上述结果说明，当上、下游企业处于可能产生竞争效应、空间溢出效应的共同外部环境时，外资减排的供应链溢出效应不会发生明显变化。这进一步表明，客户企业外资主要沿着供应链产生溢出效应，不太可能包含非供

<sup>①</sup>设置虚拟变量 50KM 代表上下游企业的空间邻近，当上下游企业距离在 50 公里以内，则设为 1，否则为 0。本文还进行了 100KM 虚拟变量设置、二者距离水平值、二者距离取对数值的检验，结果一致。

<sup>②</sup>同行业指的是上下游企业同处一大类行业。

应链层面的其他溢出途径<sup>①</sup>。表 9 后三列报告了逐步控制其他减排政策影响后的结果。表 9 第 (4) 列显示, 碳排放交易试点政策系数虽然为负, 但并不显著。表 9 第 (5) 列进一步纳入低碳城市试点政策, 表 9 第 (6) 列在此基础上控制智慧城市试点政策, 此时上述政策变量系数均不显著。这进一步说明供应商的碳减排表现并非源于所在城市的节能减排类政策效果。

表 9 排除竞争性解释的检验

| 变量名称或标识                       | 被解释变量: 供应商碳排放 ( $CEE_{i,t}$ ) |                     |                        |                        |                        |                        |
|-------------------------------|-------------------------------|---------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                               | 排除非供应链途径                      |                     |                        | 排除政策减排干扰               |                        |                        |
|                               | (1)                           | (2)                 | (3)                    | (4)                    | (5)                    | (6)                    |
| $FCE\_ds_{i,t-1}$             | -0.8198**<br>(0.3309)         | -0.8362<br>(0.5664) | -0.8750***<br>(0.2785) | -0.8823***<br>(0.3265) | -0.8870***<br>(0.3299) | -0.8976***<br>(0.3337) |
| 同行业 $\times FCE\_ds_{i,t-1}$  | -0.7878<br>(1.3799)           |                     |                        |                        |                        |                        |
| 同城市 $\times FCE\_ds_{i,t-1}$  |                               | -0.1905<br>(0.5966) |                        |                        |                        |                        |
| 50KM $\times FCE\_ds_{i,t-1}$ |                               |                     | -0.0854<br>(1.0349)    |                        |                        |                        |
| 碳排放权交易试点                      |                               |                     |                        | -0.0315<br>(0.1404)    | -0.0677<br>(0.1498)    | -0.0627<br>(0.1480)    |
| 低碳城市试点                        |                               |                     |                        |                        | 0.0596<br>(0.0928)     | 0.0614<br>(0.0919)     |
| 智慧城市试点                        |                               |                     |                        |                        |                        | -0.0240<br>(0.0881)    |
| 控制变量                          | Y                             | Y                   | Y                      | Y                      | Y                      | Y                      |
| Constant                      | Y                             | Y                   | Y                      | Y                      | Y                      | Y                      |
| 个体效应                          | Y                             | Y                   | Y                      | Y                      | Y                      | Y                      |
| 时间效应                          | Y                             | Y                   | Y                      | Y                      | Y                      | Y                      |
| adj. $R^2$                    | 0.4730                        | 0.4674              | 0.4728                 | 0.4732                 | 0.4734                 | 0.4732                 |
| 观测值数                          | 1692                          | 1307                | 1692                   | 1692                   | 1692                   | 1692                   |

## 2.其他稳健性检验

(1) 更换样本检验。本文结论是基于上市企业前五大客户与前五大供应商研究样本得到的。为保证结论稳健性, 本文仅使用上市企业披露的前五大客户数据构建“供应链-年份”的观测样本, 再重新考察外资减排的供应链溢出效应, 回归结果见表 10A 第 (1) 列。从中可知, 更换样本后的结论依然不变。

(2) 观测值上下 1% 缩尾检验。为避免研究样本中存在异常观测值, 从而对结论产生影响, 本文依据主要变量的样本观测值进行上下 1% 的缩尾处理, 再按照式 (24) 进行回归, 结果见表 10A 第 (2) 列。从中可知, 缩尾检验后的结论

<sup>①</sup>除交互项不显著外, 是否在同一行业、是否在同一城市、是否空间邻近的虚拟变量也不具备统计显著性。

依然不变。

(3) 改变时间窗宽检验。为避免样本数据时间差异对研究结论造成影响，本文通过改变时间窗宽的方法进行检验。首先，本文将样本时间从 2009-2021 年缩短至 2013-2021 年，按式 (24) 进行回归。为避免新冠疫情对结论的冲击，进一步将样本时间窗宽缩短至 2013-2019 年，再按式 (24) 进行回归，结果分别见表 10A 第 (3)、(4) 列。从中可知，本文研究结论不会因样本时间差异而改变。

表 10A 其他稳健性检验 (一)

| 变量名称或标识                       | 被解释变量: 供应商碳排放 ( $CEE_{it}$ ) |                       |                       |                      |                        |                       |
|-------------------------------|------------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|------------------------|-----------------------|
|                               | 更换样本                         | 1%缩尾                  | 改变时间窗宽                | 产权性质                 | 企业规模                   |                       |
|                               | (1)                          | (2)                   | (3)                   | (4)                  | (5)                    | (6)                   |
| $FCE\_ds_{i,t-1}$             | -1.0563***<br>(0.3090)       | -0.5521**<br>(0.2384) | -0.7815**<br>(0.3449) | -0.3243*<br>(0.1736) | -0.8578***<br>(0.3150) | -0.7534**<br>(0.3093) |
| $npr \times FCE\_ds_{i,t-1}$  |                              |                       |                       |                      | -0.1083<br>(0.8654)    |                       |
| $size \times FCE\_ds_{i,t-1}$ |                              |                       |                       |                      |                        | -3.4955<br>(2.2943)   |
| 控制变量                          | Y                            | Y                     | Y                     | Y                    | Y                      | Y                     |
| Constant                      | Y                            | Y                     | Y                     | Y                    | Y                      | Y                     |
| 个体效应                          | Y                            | Y                     | Y                     | Y                    | Y                      | Y                     |
| 时间效应                          | Y                            | Y                     | Y                     | Y                    | Y                      | Y                     |
| adj. $R^2$                    | 0.5271                       | 0.6878                | 0.6241                | 0.6378               | 0.4732                 | 0.4743                |
| 观测值数                          | 1032                         | 1489                  | 1121                  | 883                  | 1692                   | 1692                  |

(4) 产权性质的稳健性检验。对于不同产权性质的供应商而言，其采取低碳转型策略的动机与成本不同。因此，外资减排的供应链溢出效应可能因供应商产权性质产生差异。本文将样本供应商性质分为民营企业与非民营企业<sup>①</sup>，并设置相应虚拟变量 ( $npr$ )，当供应商为民营企业时则为 1，否则为 0，再按式 (25) 进行回归，结果见表 10A 第 (5) 列。从中可知，交互项 ( $npr \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数并不显著，说明供应商产权性质不会影响研究结论。

(5) 企业规模的稳健性检验。供应商企业规模不同，实行碳减排战略的成本有所不同，且大企业往往具有更强的环境谈判能力。因此，外资减排的供应链溢出效应可能因供应商企业规模产生差异。本文将样本供应商性质分为中小企业与大型企业，并设置相应虚拟变量 ( $size$ )，当供应商为中小企业时则为 1，大型企业则为 0，再按式 (25) 进行回归，结果见表 10A 第 (6) 列。从中可知，交互项 ( $size \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数并不显著，说明企业规模差异不会影响本文结论。

(6) 排除供应商自身外资进入的影响。虽然本文已经通过控制了供应商外

<sup>①</sup>本文也进行了国有企业与非国有企业的产权性质检验，发现企业产权性质依然不会影响研究结论。

资引入水平，但仍可能存在其与客户企业外资的联动效应，从而对本文结论产生影响。为排除上述可能，本文将供应商外资水平与客户企业外资水平进行交互（ $FCE\_us_{i,t} \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ），再按式（25）进行回归，从而考察上、下游企业外资的联动效应是否会影响供应商碳排放。此外，本文还将样本中的外资控股供应商删除，再按式（24）进行回归检验，进一步排除供应商的外资属性干扰。上述回归结果分别见表 10B 第（1）、（2）列。从第（1）列可知，交互项（ $FCE\_us_{i,t} \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ）系数不具备统计显著性，这说明上、下游企业外资的联动效应不太可能影响本文结论；从第（2）列可知，核心解释变量（ $FCE\_ds_{i,t-1}$ ）在剔除外资控股供应商后仍然显著为负（-0.7619），这验证了结论的稳健性。

表 10B 其他稳健性检验（二）

| 变量名称或标识                                | 被解释变量：供应商碳排放（ $CEE_{i,t}$ ） |                       |                      |                        | $CEP_{i,t}$            |                      |
|--|-----------------------------|-----------------------|----------------------|------------------------|------------------------|----------------------|
|  | 排除供应商外资影响                   |                       | 更改模型                 | 替换解释变量衡量指标             |                        | 替换因变量                |
|  | (1)                         | (2)                   | (3)                  | (4)                    | (5)                    | (6)                  |
| $FCE\_ds_{i,t-1}$                      | -0.9568***<br>(0.3450)      | -0.7619**<br>(0.3292) | -0.6455*<br>(0.3734) |                        | -0.7255**<br>(0.3598)  | 12.3156*<br>(6.9948) |
| $npr \times FCE\_ds_{i,t-1}$           |                             |                       |                      |                        |                        |                      |
| $size \times FCE\_ds_{i,t-1}$          |                             |                       |                      |                        |                        |                      |
| $FCE\_us_{i,t} \times FCE\_ds_{i,t-1}$ | 8.8925<br>(8.2632)          |                       |                      |                        |                        |                      |
| $FIC\_ds_{i,t-1}$                      |                             |                       |                      | -0.2679***<br>(0.0548) | -0.2335***<br>(0.0653) |                      |
| 控制变量                                   | Y                           | Y                     | Y                    | Y                      | Y                      | Y                    |
| Constant                               | Y                           | Y                     | Y                    | Y                      | Y                      | Y                    |
| 个体效应                                   | Y                           | Y                     | N                    | Y                      | Y                      | Y                    |
| 时间效应                                   | Y                           | Y                     | N                    | Y                      | Y                      | Y                    |
| adj. $R^2$                             | 0.4741                      | 0.4726                | —                    | 0.4742                 | 0.4752                 | 0.0262               |
| 观测值数                                   | 1692                        | 1642                  | 1692                 | 1692                   | 1692                   | 1692                 |

（7）更改计量模型设定。由于碳排放指标与供应链信息缺失问题，本文研究样本并非中国所有上市企业，这可能导致回归模型出现样本截取问题。为避免样本截取带来的估计偏误，本文根据 Truncated 模型修正分布函数的估计思想，重新进行基准回归，结果见表 10B 第（3）列。从中可以看出，核心解释变量（ $FCE\_ds_{i,t-1}$ ）仍然显著为负，且其经济与统计意义与表 2 添加控制变量但未控制固定效应的第（2）列结果类似，这表明基准回归的线性模型设定无误。

（8）替换核心解释变量的衡量指标。前文基于企业前十大股东的外资性质衡量客户企业外资水平，并考察其对供应商碳排放的影响，本文在此改变客户企业外资水平的衡量方法，将客户企业实际控制人性质中含有境外企业或境外居民

的企业样本设为 1，否则为 0，得到外资经营控制企业的虚拟变量 ( $FIC\_ds_{i,t-1}$ )，以其替换核心解释变量进行回归，从而考察供应商与外资经营控制的客户企业建立供应链关系能否影响其碳排放，结果见表 10B 第 (4) 列。从中可知，此时解释变量 ( $FIC\_ds_{i,t-1}$ ) 系数在 1% 统计水平上显著为负 (-0.2679)，根据公式  $\exp(\beta)-1$  可知，与外资经营控制客户企业建立供应链关系时，供应商企业碳排放将减少约 23.5 个百分点，外资经营控制客户企业变量 ( $FIC\_ds_{i,t-1}$ ) 系数的显著经济意义也佐证了基准结论的稳健性。为了进一步检验外资经营控制客户企业 ( $FIC\_ds_{i,t-1}$ ) 与客户企业前十大股东外资持股比例之和 ( $FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 的差异，本文将二者均作为解释变量纳入回归，结果见表 10B 第 (5) 列。从中不难发现，外资经营控制客户企业 ( $FIC\_ds_{i,t-1}$ ) 系数与客户企业前十大股东外资持股比例之和 ( $FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数均显著为负 (-0.2335、-0.7255)，但二者系数相较于单独回归时均表现出减小现象。上述系数变化反映出二者对供应商碳排放的影响存在某种程度上的替代关系，这可能与两个外资变量含义存在部分重合有关。

(9) 替换被解释变量。前文基于供应商碳排放总量视角，验证了客户企业引入外资的供应链低碳化效应。前文理论分析表明供应商碳排放绩效改善是客户外资减少其供应商碳排放的关键，因此本文在此更换被解释变量的衡量指标，从供应商碳排放绩效角度出发，再考察客户企业引入外资能否助力其供应商低碳化转型。具体而言，以供应商营业收入与碳排放总量的比值表示供应商碳排放绩效 ( $CEP_{i,t}$ )，将其作为被解释变量再按照式 (24) 进行回归<sup>①</sup>，结果见表 10B 第 (6) 列。从中可知，核心解释变量 ( $FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数显著为正 (12.3156)，这说明客户企业引入外资会改善其供应商碳排放绩效，从而削减供应商碳排放总量，本文结论依然稳健。

## 五、进一步分析

供应链管理涉及供应商、供应链协同整合以及客户企业这三个关键要素，因此本文试图从上述三个构成要素视角进一步分析客户外资减排的供应链溢出效应。首先，基于供应商的所属层级与“高碳”特征分析客户企业引入外资助力供应链低碳化发展的优势与局限；其次，从供应链协同整合的视角出发，考察供应链内部的供应商数字化转型与供应链外部的整合试点政策对基本结论的影响；最后，通过客户企业的境外机构投资者进入与“走出去”现象，探索更高水平开放对中国供应链绿色低碳转型的作用。

---

<sup>①</sup>此时不再控制上游供应商的碳排放强度变量。

## （一）外资减排供应链溢出效应的优势与局限

### 1.优势：多级供应链溢出效应

前文分析发现，外资减排效应会从客户企业沿着供应链溢出到供应商。那么这种溢出效应在到达上一级供应商后，是止步于此，还是继续沿着供应链扩散？为检验外资减排是否存在多级供应链溢出效应，本文参考周文婷和冯晨（2022）的研究，本文在研究样本基础上进一步匹配上市企业五大供应商企业数据<sup>①</sup>，由此形成“上上游供应商-上游供应商-下游客户企业”的数据结构，从而考察下游客户企业外资水平能否影响到其上上游供应商碳排放。回归结果见表 11。

表 11 外资减排的多级供应链溢出效应

| 变量名称或标识           | 被解释变量：上上游供应商碳排放 ( $CEE_{i,t}$ ) |                        |                        |                        |
|-------------------|---------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
|                   | (1)                             | (2)                    | (3)                    | (4)                    |
| $FCE\_ds_{i,t-1}$ | -4.0213***<br>(0.0834)          | -4.0539***<br>(0.3995) | -3.6830***<br>(0.2443) | -8.7158***<br>(2.4079) |
| 控制变量              | N                               | N                      | Y                      | Y                      |
| Constant          | Y                               | Y                      | Y                      | Y                      |
| 个体效应              | Y                               | Y                      | Y                      | Y                      |
| 时间效应              | N                               | Y                      | N                      | Y                      |
| adj. $R^2$        | 0.4173                          | 0.6557                 | 0.9697                 | 0.9855                 |
| 观测值数              | 112                             | 112                    | 112                    | 112                    |

表 11 第（1）列展示了未添加控制变量的个体固定效应回归结果，滞后一期的下游客户企业外资水平 ( $FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数在 1% 的统计水平上显著为负 (-4.0213)。这表明在不考虑控制变量的情况下，客户企业的外资持股比例提高能显著减少其上上游供应商的碳排放，即存在外资减排的多级供应链溢出效应。表 11 第（2）列在第（1）列基础上控制了时间效应，此时滞后一期的下游客户企业外资水平 ( $FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数虽发生了微小变化，但仍显著为负 (-4.0539)。表 11 第（3）列在添加了企业层面的控制变量并控制了个体固定效应<sup>②</sup>，表 11 第（4）列在其基础上进一步控制了时间效应，结论依然成立。

### 2.局限：面对高碳排放供应商

根据基准回归系数的解读，平均而言，当客户企业外资水平每提高 10 个百分点，供应商碳排放量将显著减少约 9 个百分点。从系数的经济意义上来看，客户企业外资对其供应商碳减排具备强大影响力，但这种平均效应不能反映出供应商碳排放存在巨大差异下的实际表现。为此，本文进一步使用分位数回归方法，检验当供应商碳排放量出于不同分布位置时，客户企业外资对其供应商碳排放的

<sup>①</sup>由于多级溢出样本中的企业既要满足当年披露前五大客户信息的条件还要满足当年披露前五大供应商信息的条件，并且被披露的企业还需是拥有碳排放信息的上市企业，所以观测值数大幅缩减。

<sup>②</sup>参考式（24），添加了与上上游供应商相关的控制变量。

差异化影响，结果见图 4，置信区间为 90%。

从图 4 左侧不难看出，当供应商碳排放量的分布位置处于底部时，客户企业外资水平对供应商碳减排的影响力最大；随着供应商碳排放量分布位置不断提高，客户企业外资水平对供应商碳排放的系数 ( $FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 经济意义不断变小，说明其影响力在不断衰弱，直至供应商碳排放量分布跨过约 80% 的分位数时，客户企业外资水平系数减小至接近于 0，并且不再具有统计显著性。这表明外资进入客户企业带来的更高环境标准可能不具备强制特征，当企业碳排放量极大时，示范效应与知识溢出的影响可能相对较弱。因此，客户企业外资的供应链低碳化效果存在局限性，尤其是在供应商为高碳排放企业的情况下。

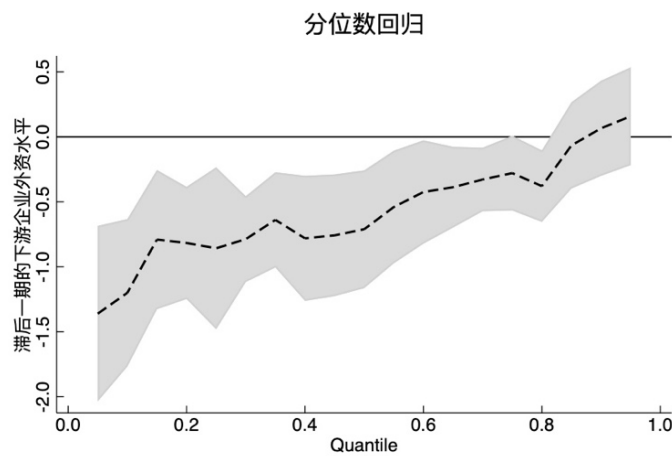


图 4 客户外资对供应商碳排放影响的分位数回归

## (二) 供应链协同整合举措：内部数字化信息协同与外部供应链整合政策

### 1. 内部供应商数字化的信息协同效应

供应商数字化转型是客户等利益相关方快速获取其生产信息的重要助力，有利于上、下游企业信息协同与供应链高效管理 (Holmström et al., 2019)。这种数字技术提升带来的信息协同效应可以有效改善供应链企业的环境绩效 (Benzidia et al., 2021)。那么，供应商数字化能否发挥供应链信息协同效应进而增强客户外资减排的供应链溢出效应？为对这一问题进行考察，本文参考吴非等 (2021) 的研究，对企业年报中“管理层讨论与分析”进行数字化相关词汇的词频分析，得到供应商企业的数字化词汇频数 ( $DIG\_freq$ ) 与数字化词汇频数占比 ( $DIG\_ratio$ )，进一步将上述变量与核心解释变量交互，并按照式 (25) 回归。结果见表 12 第 (1)、(2) 列。

表 12 第 (1) 列汇报了以数字化词汇频数 ( $DIG\_freq$ ) 衡量企业数字化转型的检验结果，此时交互项 ( $DIG\_freq \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 显著为负 (-0.0412)。表 12 第 (2) 列汇报了数字化词汇频数占比 ( $DIG\_ratio$ ) 衡量企业数字化转型的检验结果，此时交互项 ( $DIG\_ratio\_us \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 仍然显著为负 (-6.7066)。这说

明供应商企业数字化转型的确有利于其从外资减排的供应链溢出效应中获益更多,进而减少碳排放。那么,这种强化效果是否源于数字化带来的信息协同效应?为此,本文利用 KV 指数表示供应商的信息披露质量(Kim and Verrecchia, 2001),并将其作为被解释变量按照式(25)进行回归,结果见表 12 第(3)、(4)列。需要注意的是,当 KV 指数越低时,企业信息披露质量越高。表 12 第(3)列汇报了供应商 KV 指数对企业数字化词汇频数与核心解释变量交互项的回归结果,此时交互项( $DIG\_freq \times FCE\_ds_{i,t-1}$ )显著为负(-0.0247);表 12 第(4)列汇报了供应商 KV 指数对企业数字化词汇频数占比与核心解释变量交互项的回归结果,此时交互项( $DIG\_ratio \times FCE\_ds_{i,t-1}$ )依然显著为负(-2.6928)。这表明,供应商数字化转型的确有利于外资进驻企业的供应商改善其信息披露质量,从而产生信息协同效应,进而减少碳排放。

## 2.外部整合政策的偏向性后果

前文已经验证外资进入客户企业主要是通过供应链途径促使上游供应商碳减排,那么供应链外部的整合政策会进一步增强这种降碳效应吗?为进一步考察供应链外部整合政策的影响,本文借鉴李云鹤等(2022)的做法,利用 2018 年商务部等八部门《关于开展供应链创新与应用试点的通知》中公布的“全国供应链创新与应用试点企业名单”,构造虚拟变量以衡量供应链整合程度的外生变化,从而进一步考察外部供应链整合政策对本文结论的影响。值得强调的是,根据国内首次针对供应链创新的纲领性文件《国务院办公厅关于积极推进供应链创新与应用的指导意见》所述,供应链是以客户需求为导向,以提高质量和效率为目标,以整合资源为手段的组织形态。《关于开展供应链创新与应用试点的通知》也强调本轮试点旨在推动试点企业加强与供应链上下游企业的协同和整合,实现产业降本增效、供需匹配和绿色发展这三大目标。

具体而言,本文手工匹配样本中客户企业与全国供应链创新与应用试点企业,从而避免基于企业名称的模糊匹配导致的错误或遗漏问题。当样本中的客户企业被列入试点名单时,供应链整合变量( $DSC$ )在 2018 年及以后取 1,否则为 0;再将供应链整合变量( $DSC$ )与核心解释变量交互,验证供应链整合程度提高是否会增强客户企业外资对供应商的碳减排效应。具体回归结果见表 12 后四列。表 12 第(5)列是将供应链整合变量( $DSC$ )作为调节变量纳入回归的结果,此时交互项( $DSC \times FCE\_ds_{i,t-1}$ )系数显著为正,这说明供应链整合度提高反而会“增碳”,即削弱了客户企业外资对供应商的碳减排效应。

为进一步考察该现象发生的原因,本文进一步将供应商碳排放绩效( $CEP_{i,t}$ )作为被解释变量再按式(24)进行回归,结果见表 12 第(6)列,从中不难发现,交互项( $DSC \times FCE\_ds_{i,t-1}$ )系数此时并不显著,说明供应链整合度提高的增碳效



果并非是通过降低碳排放绩效达成的。那么，供应链整合度提高是否通过增加供应商产量的途径进而削弱了外资减排的供应链溢出效应？为验证这种可能性，本文将供应商营业收入取对数后作为被解释变量 ( $SALE_{i,t}$ ) 再进行回归<sup>①</sup>，结果见表 12 第 (7) 列，从中不难发现，交互项 ( $DSC \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数显著为正 (5.0295)，这说明供应链整合度提高通过“增产”途径削弱了客户外资对供应商的碳减排效应。那么，这种“增产”效果除了要素投入增加的原因外，是否还存在“增效”方面的因素？为深入考察供应商“增产”原由，本文参考鲁晓东和连玉君 (2012) 的做法，使用 LP 方法计算供应商全要素生产率 ( $TFP\_LP_{i,t}$ )，并以其衡量供应商生产效率，再作为被解释变量按照式 (25) 回归，结果见表 12 第 (8) 列。从第 (8) 列可知，此时交互项 ( $DSC \times FCE\_ds_{i,t-1}$ ) 系数显著为正 (4.8770)，这说明供应链整合度提高增强了外资在微观供应链上的生产率溢出效应，进而通过“增效”促进上游供应商“增产”，最后表现为供应链整合度提高通过增效增产削弱了客户企业外资对供应商的碳减排效应。综上，在面对“全国供应链创新与应用试点”政策带来的供应链整合冲击时，客户企业更多表现为对供应商增效促产的反应，而非改善其供应商碳排放绩效。即供应链整合政策效果更偏向经济效益，而非环境效益。

表 12 供应链协同整合举措的检验

| 变量名称<br>或标识         | 内部数字化信息协同    |           |            |            | 外部整合政策的偏向性后果 |            |          |           |
|---------------------|--------------|-----------|------------|------------|--------------|------------|----------|-----------|
|                     | 供应商碳排放 $CEE$ |           | 供应商KV指数    |            | $CEE$        | $CEP$      | $SALE$   | $TFP\_LP$ |
|                     | (1)          | (2)       | (3)        | (4)        | (5)          | (6)        | (7)      | (8)       |
| $DIG\_freq \times$  | -0.0412*     |           | -0.0247*** |            |              |            |          |           |
| $FCE\_ds_{i,t-1}$   | (0.0217)     |           | (0.0061)   |            |              |            |          |           |
| $DIG\_ratio \times$ |              | -6.7066** |            | -2.6928*** |              |            |          |           |
| $FCE\_ds_{i,t-1}$   |              | (2.6168)  |            | (0.8103)   |              |            |          |           |
| $DSC \times$        |              |           |            |            | 8.7115**     | -41.2684   | 5.0295*  | 4.8770*   |
| $FCE\_ds_{i,t-1}$   |              |           |            |            | (4.1436)     | (119.9510) | (2.7913) | (2.7032)  |
| 控制变量                | Y            | Y         | Y          | Y          | Y            | Y          | Y        | Y         |
| Constant            | Y            | Y         | Y          | Y          | Y            | Y          | Y        | Y         |
| 个体效应                | Y            | Y         | Y          | Y          | Y            | Y          | Y        | Y         |
| 时间效应                | Y            | Y         | Y          | Y          | Y            | Y          | Y        | Y         |
| adj. $R^2$          | 0.4736       | 0.4749    | 0.1513     | 0.1502     | 0.4742       | 0.1356     | 0.6069   | 0.4423    |
| 观测值数                | 1547         | 1547      | 1445       | 1445       | 1692         | 1692       | 1521     | 1521      |

### (三) 更高的开放水平：境外机构投资者进入与客户企业“走出去”

#### 1. 境外机构投资者进入客户企业的环境外部性

现有关于外资对东道国环境影响的文献主要集中于外商直接投资 (FDI) 的

<sup>①</sup> 本文进一步添加了企业固定资产净额的对数，以控制资本要素投入的影响。

环境外部性研究，但对境外机构投资者进入的环境效应知之甚少，特别是在企业层面考察境外机构投资者进入的环境外部性文献尤为匮乏。随着越来越多的发展中国家扩大开放资本市场，境外机构投资者的影响开始受到更多关注。在中国资本市场不断开放与以开放促改革、促发展的政策导向下，考察境外机构投资者进入的环境效应是兼得高水平开放与高质量发展的关键。一方面，境外机构投资者进入客户企业也会产生供应链层面的知识溢出使供应商受益（Yi et al.,2023）。另一方面，境外机构投资者不同于其他外商投资形式的是，其对供应链管理与企业治理层面的监督作用更为专业有效（刘贝贝和李春涛，2022）。为考察境外机构投资者的作用，本文根据客户企业前十大股东的股东类型，计算境外机构投资者的持股比例之和，将其滞后一期作为新的核心解释变量（*FII*）进行回归，此外，本文还控制了非境外机构投资者的外资进入（*NFII*）。上述回归结果见表 13。

表 13 基于更高开放水平的检验

| 变量名称或标识   | 被解释变量：供应商碳排放（ <i>CEE<sub>it</sub></i> ） |           |           |                |            |            |
|---|---|-----------|-----------|----------------|------------|------------|
|   | 境外机构投资者进入的环境外部性                         |           |           | 客户企业“走出去”的强化效果 |            |            |
|   | (1)                                     | (2)       | (3)       | (4)            | (5)        | (6)        |
| <i>FII</i>  | -1.2630*                                | -1.1147*  | -1.3289** |                |            |            |
|   | (0.6722)                                | (0.6595)  | (0.6722)  |                |            |            |
| <i>NFII</i>   |   | -0.8893** | -0.7524*  |                |            |            |
|   |   | (0.3535)  | (0.3880)  |                |            |            |
| <i>FCE<sub>ds<sub>i,t-1</sub></sub></i>                 |   |           |           | -0.6251*       | -0.8203*** | -0.7771*** |
|   |   |           |           | (0.3569)       | (0.2937)   | (0.2939)   |
| <i>OBI</i> ×<br><i>FCE<sub>ds<sub>i,t-1</sub></sub></i> |   |           |           | -1.0857**      | -1.3628*** | -1.0934**  |
|   |   |           |           | (0.5371)       | (0.4569)   | (0.4513)   |
| 控制变量  | Y                                       | Y         | Y         | N              | Y          | Y          |
| <i>Constant</i>   | Y                                       | Y         | Y         | Y              | Y          | Y          |
| 个体效应  | Y                                       | Y         | Y         | Y              | Y          | Y          |
| 时间效应  | Y                                       | N         | Y         | Y              | N          | Y          |
| adj. <i>R</i> <sup>2</sup>                              | 0.4725                                  | 0.4506    | 0.4733    | 0.2228         | 0.4523     | 0.4750     |
| 观测值数  | 1692                                    | 1692      | 1692      | 1692           | 1692       | 1692       |

表 13 第（1）列并未控制非境外机构投资者的外资进入（*NFII*），此时滞后一期的境外机构投资者持股比例之和（*FII*）系数显著为负（-1.2630）。表 13 第（2）列加入了非境外机构投资者的外资影响（*NFII*）但并未控制时间效应，此时滞后一期的境外机构投资者持股比例之和（*FII*）系数依然显著为负（-1.1147）；表 13 第（3）列进一步添加了时间效应，此时滞后一期的境外机构投资者持股比例之和（*FII*）系数在 5%的统计水平上显著为负（-1.3289），其经济意义明显大于基准回归结果的核心解释变量（*FCE<sub>ds<sub>i,t-1</sub></sub>*）系数。此外，从表 13 前三列不难看出，非境外机构投资者的外资影响（*NFII*）系数也显著为负，并在基准回归结果的核心解释变量（*FCE<sub>ds<sub>i,t-1</sub></sub>*）系数上下浮动。上述结果说明，境外机构投资者

进入客户企业也会产生供应链层面的环境溢出效应从而减少供应商碳排放，并且其经济意义较基准回归核心解释变量系数更为明显。这表明在供应链绿色管理层面，境外机构投资者进入客户企业可能发挥出更大的环境正外部性。

## 2. 客户走出去的强化效果

前文详细论证了外资进入客户企业对供应商碳排放的影响及其机制途径，但高水平对外开放不仅体现在“引进来”的过程中，而反映为中国企业“走出去”的进程里。那么，客户企业“走出去”会影响外资减排的供应链溢出效应吗？一般而言，国际环境标准往往比国内环境标准更严格，其在某种程度上也是中国企业能否成功“走出去”的关键因素。因此，本文认为成功“走出去”的客户企业会采用更严格的环境标准并要求其国内供应商提供更清洁低碳的产品，进而强化外资减排的供应链溢出效应。为检验上述猜想，本文将客户企业海外业务收入占总营收比值（*OBI*）作为客户企业“走出去”的衡量指标，并将其与核心解释变量交互，再按式（25）回归，结果见表 13 后三列。需要注意的是，本文并未使用企业对外直接投资金额（*OFDI*）作为走出去的衡量指标，这是因为企业对外直接投资存在风险或失败可能，甚至部分投资失败就与不符合国际环境标准有关，此时客户企业的对外直接投资金额并不能有效反映其是否成功“走出去”。

表 13 第（4）列控制了个体与时间效应但并未添加其他控制变量，此时交互项（ $OBI \times FCE_{ds_{i,t-1}}$ ）系数显著为负（-1.0857）。表 13 第（5）列是添加了个体固定效应与控制变量的回归结果。表 13 第（6）列在第（3）列基础上进一步控制了时间效应，此时交互项（ $OBI \times FCE_{ds_{i,t-1}}$ ）系数在 5% 的统计水平上仍然显著为负（-1.0934）。上述结果表明，客户企业“走出去”会进一步强化其外资减排的供应链低碳化效应。

# 六、结论与启示

## （一）研究结论

本文基于中国上市企业披露的前五大客户与前五大供应商信息，从“客户企业-供应商”的供应链微观层面验证了外资减排的供应链溢出效应。研究发现，客户企业外资水平提高会减少其供应商的碳排放。究其背后的潜在机制，以上游供应商环保投资增加为目标的“资金链”渠道、以绿色低碳知识溢出为特征的“创新链”渠道是外资减排在供应链上产生溢出效应的重要途径。从示范效应来看，当客户企业的 CEO 具有环保专业背景或客户企业参与自愿性环境规制时，这种明确环保信号形成的示范效应会导致外资减排的供应链溢出效应更明显；当上游供应商也参加自愿性环境规制或更关注环保低碳发展时，良好的环保态度也有利

于示范效应发挥，进而促进外资减排的供应链溢出效应。从知识溢出来看，当客户企业绿色技术能力更先进时，绿色低碳知识的供应链溢出效应越大，从而助力供应商减排；当供应商学习意愿与能力更强时、更偏向外部学习模式时，可能获得更多来自客户企业的绿色低碳知识，从而表现出更强的减排效果。

进一步研究发现，外资减排的供应链溢出效应不仅存在于一级企业供应链中，还会沿着供应链继续向上产生多级溢出。但外资减排的供应链溢出效应存在局限，特别是面对高碳排放供应商时，这种效应会被明显削弱。供应商内部数字化转型带来的信息协同效应能够强化外资减排的供应链溢出效应，而现有的外部供应链整合政策虽能助力外资入驻企业的供应商达成增效促产目标，却不能有效改善供应商碳排放绩效。此外，境外机构投资者进入客户企业能形成更明显的供应链低碳化效应，客户企业走出去也能强化引进来的供应链减排效果。

## （二）政策启示

本文研究结论具有重要的启示意义。

1.以资本市场扩大开放助力中国供应链碳减排。积极扩大国内资本市场开放并鼓励中国企业走出去，这不仅是中国建立高水平对外开放机制的必然之路，也是助力中国践行“双碳”目标承诺的可行途径。本文研究表明，外资进入客户企业可促使其供应商乃至上上级供应商减少碳排放，其中境外机构投资者的作用更明显。客户企业走出去还能进一步强化这种供应链低碳化效果。因此，在中国劳动、环境成本不断上升与外商直接投资撤离背景下，中国不仅需要继续实施一系列“引外资、稳外资”政策，发挥外资更高环境标准带来的示范效应进而帮助中国企业实现供应链低碳化管理，还要进一步加强对境外机构投资者作用的关注。尤其是在中国不断扩大开放的战略背景下，吸引境外机构投资者进入并发挥其专业管理知识也是帮助中国企业实现可持续发展的有效举措。低碳供应链构建重点还在于引导何种外资进入并将其合理嵌入企业供应链甚至产业链中。一方面，建议地方政府在“引进来”过程中更重视高环境标准外资并给予适当税收优惠。另一方面，适当关注并引导外资产业链布局，当外资进入供应链产业链终端行业企业时，能放大外资减排的供应链溢出效应。此外，政策设计者还要健全对境外投资的服务体系，在金融、保险、外汇、财税、人才、法律、信息服务、出入境管理等方面，为实施“走出去”战略创造条件，鼓励有条件的中国企业，尤其是外资进入企业积极走向世界，接轨国际环境标准并沿生产供应链对本国产生更强大的正向环境溢出效应。

2.鼓励企业与外资入驻客户贸易并强化学习机制。鼓励生产商与外资进入企业建立贸易往来并积极培养学习能力，进而从外资入驻客户处获得的先进管理经验与绿色专业知识。本文研究表明，以供应商环保投资增加为目标的“资金链”、

以绿色低碳知识溢出为特征的“创新链”渠道是外资减排产生供应链溢出效应的重要机制。因此，本地生产商在利润动机下与外资入驻企业建立供应链关系的同时，更要充分发挥知识溢出机制的作用。一方面，供应商应该积极利用供应链关系，学习外资入驻客户的先进管理经验，从而实现降成本、增利润的经营模式，为环保低碳投资提供稳定的内部资金来源；另一方面，供应商应该加大研发投入力度以增强技术学习能力，注重外部学习模式从而加速知识获取过程，为绿色低碳创新活动奠定坚实基础。值得强调的是，对于高碳排放供应商，外资进入客户企业带来的供应链碳减排效应有限，仍然需要严格的环境规制或碳排放交易制度对该类型企业的环境负外部性进行矫正。

3.完善供应链协同整合机制与政策目标设计。促进供应链协同整合可以有效联结客户与供应商的环保互动行为，从而更好地为构建低碳供应链服务。本文研究表明，明确的环保信号发送与回应机制能有效促进客户与供应商在低碳发展战略上的协同一致，供应商数字化转型带来的信息协同效应也有利于供应链高效管理，进而更好地改善环境绩效。但现有的外部供应链整合政策却更偏向增效促产目标，而非绿色低碳供应链构建。因此，对企业来说，客户与供应商之间应该建立更为完善的信号机制或信息交流平台，在绿色低碳发展战略上达成态度与步调上的协同一致；供应商也要及时并高效地向客户披露生产信息，以便动态调整生产计划并实现供需匹配，从而避免产能过剩进而实现资源节约型生产。对政府来说，供应链整合政策的激励机制需要适当调整，从机制设计层面改变现有政策偏向性，转变为降本增效、供需匹配和绿色发展多维度目标兼顾的平衡发展。

## 参考文献

- 步丹璐、屠长文（2017）：《外资持股、制度环境与审计质量》，《审计研究》第4期。
- 曹翔、马莉、余升国（2021）：《自由贸易试验区的外资吸引效应——来自微观企业的证据》，《国际商务(对外经济贸易大学学报)》第5期。
- 陈强远、钱则一、陈羽、施贞怀（2021）：《FDI对东道国企业的生存促进效应——兼议产业安全与外资市场准入》，《中国工业经济》第7期。
- 龚红、江俊霖（2022）：《绿色与非绿色技术对后续创新影响的比较——“厚此薄彼”还是“双赢策略”》，《科技进步与对策》第2期。
- 黄伟、陈钊（2015）：《外资进入、供应链压力与中国企业社会责任》，《管理世界》第2期。
- 黄永源、朱晟君（2022）：《外资企业的环境溢出对内资企业污染排放强度的影响》，《地理研究》第1期。
- 贾锐宁、邵帅、杜克锐、余燕团（2022）：《中国碳回弹效应的时空格局、动态演进及驱动因素——基于改进的碳排放随机前沿模型的实证考察》，《中国软科学》第12期。
- 李蕊、敖译雯、李智轩（2021）：《自由贸易区设立对外商直接投资影响的准自然实验研究》，《世界经济研究》第8期。
- 李云鹤、蓝齐芳、吴文锋（2022）：《客户公司数字化转型的供应链扩散机制研究》，《中国工业经济》第12期。

梁阜、孙颖、李树文（2021）：《研发企业学习平衡及其对不同结果的动态效应》，《科研管理》第11期。

刘贝贝、李春涛（2022）：《合格境外机构投资者与公司盈余管理》，《管理科学》第2期。

刘啟仁、陈恬（2020）：《出口行为如何影响企业环境绩效》，《中国工业经济》第1期。

鲁晓东、连玉君（2012）：《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》，《经济学(季刊)》第2期。

邵朝对、苏丹妮、杨琦（2021）：《外资进入对东道国本土企业的环境效应:来自中国的证据》，《世界经济》第3期。

宋德勇、易艳春（2011）：《外商直接投资与中国碳排放》，《中国人口·资源与环境》第1期。

宋华、韩梦玮、胡雪芹（2023）：《供应链金融如何促进供应链低碳发展？——基于国网英大的创新实践》，《管理世界》第5期。

孙锐、李树文、顾琴轩（2018）：《二元环境下战略人力资源管理影响组织创新的中介机制:企业生命周期视角》，《南开管理评论》第5期。

唐松、施文、孙安其（2019）：《环境污染曝光与公司价值——理论机制与实证检验》，《金融研究》第8期。

王浩、刘敬哲、张丽宏（2022）：《碳排放与资产定价——来自中国上市公司的证据》，《经济学报》第2期。

王雄元、黄玉菁（2017）：《外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额:趁火打劫抑或锦上添花》，《中国工业经济》第4期。

吴非、胡慧芷（2021）：《林慧妍等.企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据》。《管理世界》第7期。

吴龙、于千惠、平靓（2023）：《中国制造企业绿色转型的自愿性环境规制路径——以ISO14001环境管理体系认证的作用与局限性为例》，《财贸经济》第4期。

席龙胜、赵辉（2022）：《高管二元环保认知、绿色创新与企业可持续发展绩效》，《经济管理》第3期。

谢东明（2020）：《地方监管、垂直监管与企业环保投资——基于上市A股重污染企业的实证研究》，《会计研究》第11期。

张琦、郑瑶、孔东民（2019）：《地区环境治理压力、高管经历与企业环保投资——一项基于《环境空气质量标准(2012)》的准自然实验》，《经济研究》第6期。

周文婷、冯晨（2022）：《僵尸企业的风险传染效应：基于供应链机制》，《世界经济》第11期。

Aitken, B. J. and Harrison, A. E. "Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from Venezuela." *American Economic Review*, 1999, 89(3), pp.605-618.

Albornoz, F.; Cole, M. A.; Elliott, R. J. and Ercolani, M. G. "In search of environmental spillovers." *World Economy*, 2009, 32(1), pp.136-163.

Albornoz, F.; Cole, M. A.; Elliott, R. J. and Ercolani, M. G. "The environmental actions of firms: Examining the role of spillovers, networks and absorptive capacity." *Journal of Environmental Management*, 2014, 146, pp.150-163.

Amiti, M.; Duprez, C.; Konings, J. and Van Reenen, J. "FDI and Superstar Spillovers: Evidence from firm-to-firm transactions." *NBER Working Paper*, No.31128,2023.

Benzidia, S.; Makaoui, N. and Bentahar, O. "The impact of big data analytics and artificial intelligence on green supply chain process integration and hospital environmental performance." *Technological Forecasting and Social Change*, 2021, 165, 120557.

Brown, J. R.; Martinsson, G. and Thomann, C. "Can environmental policy encourage technical change? Emissions taxes and R&D investment in polluting firms." *The Review of Financial Studies*, 2022, 35(10), pp.4518-4560.

Christmann, P. and Taylor, G. "Globalization and the environment: Determinants of firm self-regulation in China." *Journal of International Business Studies*, 2001, 32, pp.439-458.

Cole, M. A.; Elliott, R. J. and Strobl, E. "The environmental performance of firms: The role of foreign ownership, training, and experience." *Ecological Economics*, 2008, 65(3), pp.538-546.

Cole, M. A. "Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: examining the linkages." *Ecological Economics*, 2004, 48(1), pp.71-81.

Dixit, A. K. and Stiglitz, J. E. "Monopolistic competition and optimum product diversity." *American Economic Review*, 1977, 67(3), pp.297-308.

Eskeland, G. S. and Harrison, A. E. "Moving to greener pastures? Multinationals and the pollution haven hypothesis." *Journal of Development Economics*, 2003, 70(1), pp.1-23.

Hallak, J. C. and Sivadasan, J. "Firms' Exporting Behavior under Quality Constraints." *NBER Working Paper*, No.14928, 2009.

Hambrick, D. C. "Upper echelons theory: An update." *Academy Of Management Review*, 2007, 32(2), pp.334-343.

Holmström, J.; Holweg, M.; Lawson, B.; Pil, F. K. and Wagner, S. M. "The digitalization of operations and supply chain management: Theoretical and methodological implications." *Journal of Operations Management*, 2019, 65(8), pp.728-734.

Hsu, P. H.; Hui, H. P.; Lee, H. H. and Tseng, K. "Supply chain technology spillover, customer concentration, and product invention." *Journal of Economics & Management Strategy*, 2022, 31(2), pp.393-417.

Hu, Y.; Ding, Y.; Liu, J.; Zhang, Q. and Pan, Z. "Does carbon mitigation depend on green fiscal policy or green investment?" *Environmental Research Letters*, 2023, 18(4), 045005.

Isaksson, O.; Simeth, M. and Seifert, R. W. "Knowledge spillovers in the supply chain: Evidence from the high tech sectors." *Research Policy*, 2016, 45(3), pp.699-706.

Kim, O. and Verrecchia, R. E. "The relation among disclosure, returns, and trading volume information." *The Accounting Review*, 2001, 76(4), pp.633-654.

Levinson, A. and Taylor, M. S. "Unmasking the pollution haven effect." *International Economic Review*, 2008, 49(1), pp.223-254.

Orsato, R. J. "Competitive environmental strategies: when does it pay to be green?" *California Management Review*, 2006, 48(2), pp.127-143.

Yi, Z.; Xu, X.; Wei, M. and Lin, B. "Foreign institutional ownership externalities and supplier innovation." *Journal of Corporate Finance*, 2023, 80, 102421.

Yudaeva, K.; Kozlov, K.; Melentieva, N. and Ponomareva, N. "Does foreign ownership matter? The Russian experience." *Economics of Transition*, 2003, 11(3), pp.383-409.

Zhu, J.; Fan, Y.; Deng, X. and Xue, L. "Low-carbon innovation induced by emissions trading in China." *Nature Communications*, 2019, 10(1), 4088.

## **Low Carbonization Effect of Foreign Capital Entering Customer Enterprises on Supply Chain**

SONG De-yong, WANG Yong, HU Yang

(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

**Summary:** The purpose of this paper is to study whether foreign capital entering customer enterprises can produce spillover effects through supply chain channels and help their suppliers achieve low-carbon green development. Using the supply chain data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies from 2009 to 2021, this paper makes an empirical test and analyzes the impact mechanism of foreign capital introduction of customer enterprises

on their suppliers' carbon emissions. It is found that the improvement of the foreign capital introduction level of customer enterprises can significantly reduce the carbon emissions of their suppliers, while the "capital chain" channel aims at increasing environmental protection investment, and the "innovation chain" channel is characterized by green and low-carbon knowledge spillover are important ways for customer enterprises to introduce foreign capital to reduce the carbon emissions of their suppliers. When the environmental protection signal of customer enterprises is clearer and the environmental protection participation of suppliers is higher, the stronger the effect of foreign capital of customer enterprises on reducing the carbon emissions of suppliers; When the green and low-carbon technology of customer enterprises is more advanced and the learning ability of suppliers is stronger, the effect of foreign capital of customer enterprises on reducing carbon emissions of suppliers is stronger.

In addition, the effect of foreign capital in customer enterprises on carbon emission reduction of high carbon emission suppliers is not significant, but this effect can continue to produce multi-level spillovers along the supply chain. Foreign institutional investors entering customer enterprises have stronger positive environmental externalities, and the "going out" of customer enterprises will also strengthen the carbon emission reduction effect of foreign capital introduced by customer enterprises on suppliers. This study provides important policy enlightenment for China to further promote reform and development through opening up and implementing the carbon peaking and carbon neutrality goals at the level of the supply chain and industrial chain.

**Keywords:** Low-Carbon Supply Chain; Entry of Foreign Capital; Knowledge Spillover; Capital Chain; Innovation Chain

**JEL codes:** F21, F23, O13