

# 国际贸易网络演化与中国出口韧性提升

许朝凯 刘宏曼

**【摘要】**文章构建了多国多部门贸易网络模型,并基于中国产品出口贸易数据实证检验了国际贸易网络演化对中国出口韧性的影响。研究发现,伙伴国贸易网络地位提升对中国出口贸易韧性具有正外部性。机制检验表明,伙伴国贸易网络地位提升能够平抑需求波动、扩大进口规模,间接增强中国出口韧性;但受市场竞争效应影响,伙伴国贸易网络地位与中国出口韧性总体呈现出“倒U型”关系。这意味着推动全球贸易网络复杂化、均衡化发展有利于重塑中国对外贸易格局,提升中国出口韧性。异质性分析结果显示,非核心国家、发展中国家和“一带一路”参与国贸易网络地位提升更有助于增强中国出口韧性,伙伴国贸易网络地位提升对中间品、低技术产品和比较优势产品出口韧性的积极作用更为明显。文章建议通过高水平对外开放促进全球贸易网络深度发展,重点提升“一带一路”国际贸易网络的影响力,以此为中国外贸长期稳定增长创造良好外部环境。

**【关键词】**出口韧性;贸易网络;需求波动;市场竞争

**【作者简介】**许朝凯,刘宏曼(通讯作者),中国农业大学经济管理学院。

**【原文出处】**《世界经济研究》(沪),2023.6.100~114

**【基金项目】**国家社会科学基金一般项目“垂直专业化视角下中国农业参与全球价值链的影响机制研究”(项目编号:17BJY225);国家社会科学基金重大项目“南南农业合作促进中国粮食安全的政策与机制研究”(项目编号:22&ZD086)。

## 一、引言

当今世界正处于百年未有之大变局,国际政治经济形势复杂多变,世界经济不稳定、不确定因素明显增多,中国对外贸易下行压力显著增大。在此背景下,“稳中提质”愈发成为外贸政策新的着力点。国务院相继印发《关于支持进出口稳定增长的若干意见》《关于促进外贸回稳向好的若干意见》《关于进一步做好稳外贸稳外资工作的意见》,以期保住外贸企业主体,稳住外贸基本盘,增强外贸发展韧性。因此,有必要从韧性视角理解中国出口贸易的内在特征,探索中国出口增长的动力来源,为推动出口贸易复苏繁荣和推进高水平对外开放提供理论指导。

当前,全方位、多层次、宽领域的全面开放新格局加速形成,中国对外贸易“朋友圈”越来越大。但是与此同时,日益庞杂的贸易伙伴关系也给中国管控输入性风险带来挑战。因此,如何准确识别贸易伙伴的潜在风险、构建安全可控的国际贸易伙伴网络成为中国防范不确定性冲击和提升出口韧性的关键性工作。基于此,本文从贸易网络视角出发,探讨国际贸易网络演化对中国出口韧性的影响及其作用机制,研究结论对于保障中国对外贸易行稳致远具

有重要的理论和现实意义。

2008年国际金融危机后,各国政府纷纷出台政策推动经济走出衰退、恢复增长,经济韧性研究随之兴起,并建立起以脆弱性、稳定性、抵御力和恢复力为核心的分析框架(Martin和Sunley,2015)。在理论内涵不断深化的基础上,国内外学者开始尝试测度经济韧性(Brakman等,2015;Balland等,2015;Angulo等,2018;刘晓星等,2021),并据此探讨产业结构、技术创新、劳动力结构、宏观政策等因素对经济韧性的影响机制(Doran和Fingleton,2018;Bristow和Healy,2018;何剑和张梦婷,2017;徐圆和张林玲,2019;Xu和Liu,2022)。

相对而言,国际经济学领域对韧性的关注较少,部分研究从产业关联、多元化、全球价值链、数字化转型等角度探讨了国际贸易韧性问题。例如,贺灿飞和陈韬(2019)研究发现,出口相关多样化可以直接和间接提高外部需求冲击概率,从而降低短期出口韧性;王文宇等(2021)研究表明,城市出口市场相关多样化有助于形成出口经验互补、出口风险分散的功能优势,提升城市出口韧性;刘慧和綦建红(2021)也发现出口多元化有利于企业在危机时期调

整出口组合、平抑外部需求风险,进而增强企业出口抗风险能力;姜帅帅和刘慧(2021)侧重考察全球价值链嵌入位置对中国企业出口韧性的双重影响,他们发现“长鞭效应”放大了价值链上游企业面临的外部需求波动,导致企业在危机时期出口降幅增大,在危机后期出口恢复较快;魏响妍等(2022)研究表明,数字化转型可以通过促进出口多元化和提高出口产品质量增强企业出口韧性。

提升中国出口贸易韧性不仅需要建立安全可控的国内供给侧系统,还有赖于营造稳定多元的国际需求网络格局。不同伙伴国的市场特征各异,使中国出口贸易面临的潜在风险也千差万别。因此,准确识别伙伴国贸易波动特征对于中国管控出口市场风险、提高危机防范能力和提升出口贸易韧性至关重要。社会网络分析方法的跨领域发展为剖析伙伴国特征提供了新方法,也已成为研究国际贸易空间格局和结构特征的热点工具。其中,贸易网络地位(又称贸易网络中心性,Trade Network Centrality)是衡量节点重要程度的关键变量,它不仅反映了节点国家在贸易网络中的相对位置,还映射出节点国家对国际贸易网络资源的获取与控制能力(马述忠等,2016;洪俊杰和商辉,2019)。海量文献基于贸易网络地位等关键指标对国际贸易网络演化格局进行了丰富而深入的分析,研究对象涵盖能源、矿产品、农产品、工业品、数字服务等多个领域(何则等,2019;于娱等,2022;Wang和Liu,2023;王博等,2019;吕延方等,2021)。相关研究表明,国际贸易网络同样具有“小世界”和“无标度”特征,并呈现出明显的“核心—边缘”等级层次结构(杨文龙等,2018)。近年来,国内外学者开始探索国际贸易网络演化的影响效应,相关研究证实伙伴国贸易网络地位上升具有降低企业市场进入成本、促进本国技术进步、提高出口国内附加值率、提升企业全要素生产率和全球价值链分工地位等积极作用(李行云等,2018;仇怡和黄丹,2021;陈平和郭敏平,2020;吕越和尉亚宁,2020)。

本文在科学测度中国出口韧性的基础上,重点考察伙伴国贸易网络地位变化对中国出口韧性的影响效应,同时分析了该效应在不同国家与不同产品间的异质性表现。得到的主要结论是,伙伴国贸易网络地位提升会产生扩大进口规模、稳定进口需求和加剧进口竞争的三重效应,使得伙伴国贸易网络地位与中国出口韧性之间呈现出“倒U型”关系。其深层次的含义在于:一方面,国际贸易网络发展会增加伙伴国进口需求规模,降低进口需求波动,因此国际贸易网络的复杂化演进有利于为中国出口增长

创造良好的外部环境,提升中国出口韧性;另一方面,国际贸易网络发展还会加剧进口市场竞争,尤其是核心国家贸易网络地位强化会对中国出口贸易产生更多不确定性影响,因此推动国际贸易网络的均衡化演进更有利于提升中国出口韧性。

本文可能的边际贡献主要体现在以下3个方面:

(1)在理论拓展层面,本文通过构建多国多部门贸易网络模型,论证了国际贸易网络地位提升的稳定器效应、规模效应和竞争效应,梳理出国际贸易网络复杂化和均衡化演进影响中国出口韧性的内在逻辑,有效构筑起贸易网络理论与出口韧性理论之间的桥梁,并从需求侧视角进一步拓展了出口韧性的研究框架。此外,国际贸易网络相关研究的理论分析大多缺乏数理模型支撑,本文构建的理论模型可为后续研究提供借鉴。

(2)在研究方法层面,现有研究多将出口韧性定义为出口贸易维持或恢复到原有增长状态的能力,忽视了外部冲击将出口贸易推向新均衡或新路径的现实情况(Martin和Sunley,2015)。本文放松了出口增长路径不变的假定,使用实际出口增长偏离潜在出口增长的程度衡量出口韧性。出口负向偏离潜在增长的幅度越小,表明出口贸易吸收外部冲击的能力越强,出口韧性表现越好。该方法较为贴合出口韧性内涵,同时一定程度上解决了依赖特定危机测度韧性的局限性,有助于在更长时间维度分析出口贸易的韧性特征。

(3)在政策导向层面,许多文献基于企业、城市、国家等出口贸易主体,探讨相关多样化、全球价值链嵌入、数字化转型等供给侧因素对于提升中国出口韧性的积极意义。本文认为,防范和化解外部需求风险也应成为中国未来“稳外贸”政策的重要着力点。本文的理论推演与实证检验表明,推动国际贸易网络复杂化、均衡化演进有利于为中国创造良好的出口环境,间接提升中国出口贸易韧性,这些观点可以为“稳外贸”政策制定提供参考。

## 二、理论模型与研究假说

本文借鉴Chakrabarti(2018)的研究构建多国多部门的贸易网络模型,论证国际贸易网络演化对中国出口韧性的影响。模型假定有N个互相贸易的国家,各国初始期拥有特定贸易品以及不可消费但可交易的名义流动性资产的随机禀赋。当国际贸易市场开放时,原有资产存量和贸易品换得的名义资产共同构成家庭可支配资产,这些资产可用于购买贸易品和非贸易品。假定国际贸易市场是完全竞争的,资产的流入或流出取决于贸易的顺差或逆差,即

国际收支平衡方程成立。

1. 贸易网络地位提升的稳定器效应

假定各国具有相同的家庭单元,家庭同时生产非贸易品和异质性贸易品,并从消费这些商品中获得效用。设定*i*国代表性消费者的效用函数为:

$$U_i = \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_0 [\alpha_i \log C_{it}^F + (1-\alpha_i) \log C_{it}] \quad (1)$$

其中, $\beta$ 为效用参数, $E_0$ 为支出方程, $C_{it}$ 与 $C_{it}^F$ 分别表示*i*国消费的国内产品和国外产品, $\alpha_i$ 为进口消费占总消费的比例。 $C_{it}^F$ 可表示为消费者购买外国产品的集合, $C_{it}^F = \prod_j (C_{ij}^F)^{\beta_{ij}}$ ,其中 $\sum_j \beta_{ij} = 1$ , $\beta_{ij}$ 为*i*国进口*j*国产品的比例。

家庭消费面临的流动性约束为:

$$P_{it} C_{it} + \sum_j P_{jt}^F C_{ijt}^F = a_{i,t-1} + P_{it}^F Y_{it}^F \quad (2)$$

其中, $a_{i,t-1}$ 表示流动性资产存量, $P_{it}^F Y_{it}^F$ 表示贸易品的名义资产价值,两者构成当期流动性资产总量。流动性资产用于国内消费 $C_{it}$ 和国外消费 $C_{it}^F$ 。

根据消费效用函数与流动性预算约束构造拉格朗日方程:

$$L = \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_0 [\alpha_i \log C_{it}^F + (1-\alpha_i) \log C_{it} + \lambda_i (a_{i,t-1} + P_{it}^F Y_{it}^F - P_{it} C_{it} - \sum_j P_{jt}^F C_{ijt}^F)] \quad (3)$$

消费效用最大化时的一阶条件为:

$$\partial L / \partial C_{ijt}^F = 0 \Rightarrow \alpha_i \beta_{ij} / C_{ijt}^F = \lambda_i P_{jt}^F \quad (4)$$

$$\partial L / \partial C_{it} = 0 \Rightarrow (1-\alpha_i) / C_{it} = \lambda_i P_{it} \quad (5)$$

结合式(4)、式(5)和式(2)可以得到*i*国从*j*国进口的最优规模为:

$$C_{ijt}^F = \alpha_i \beta_{ij} (P_{it}^F Y_{it}^F + a_{i,t-1}) / P_{jt}^F \quad (6)$$

从式(6)可知,*i*国从*j*国的进口规模( $C_{ijt}^F$ )与*i*国进口比例 $\alpha_i$ 、*i*国进口*j*国产品占比 $\beta_{ij}$ 、*i*国流动性资产存量 $a_{i,t-1}$ 以及*i*国贸易品的名义资产价值 $P_{it}^F Y_{it}^F$ 成正比,与价格指数 $P_{jt}^F$ 成反比。

由于贸易品 $Y_{it}^F$ 是随机赠予的,当国际贸易市场出清时:

$$Y_{jt}^F = \sum_{i=1}^N C_{ijt}^F = \sum_{i=1}^N [\alpha_i \beta_{ij} (P_{it}^F Y_{it}^F + a_{i,t-1}) / P_{jt}^F] \quad (7)$$

假定国家仅可通过非贸易品进行资产积累,根据式(2)可将流动性资产出清条件表示为:

$$P_{it} C_{it} = a_{it} = g_{it} a_{i,t-1} \quad (8)$$

其中, $g_{it}$ 为流动性资产增长率。式(8)反映了*i*国经济与国际市场的关联。具体来说,*i*国与任意国家的贸易都将引起 $g_{it}$ 波动, $g_{it}$ 通过流动性约束影响本国经济。

当无外生流动性冲击时,设贸易品的名义资产价值为 $x_{jt} = P_{jt}^F Y_{jt}^F$ ,以向量形式表示为 $X_t = \{x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{Nt}\}^T$ 。令 $A_{t-1} = \{a_{1,t-1}, a_{2,t-1}, \dots, a_{N,t-1}\}^T$ ,可将式(7)改写为矩阵形式:

$$X_t = QX_t + QA_{t-1} \quad (9)$$

其中,矩阵 $Q$ 反映了所有国家消费效用函数的参数:

$$Q = \begin{bmatrix} \alpha_1 \beta_{11} & \alpha_2 \beta_{21} & \dots & \alpha_N \beta_{N1} \\ \alpha_1 \beta_{12} & \alpha_2 \beta_{22} & \dots & \alpha_N \beta_{N2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_1 \beta_{1N} & \alpha_2 \beta_{2N} & \dots & \alpha_N \beta_{NN} \end{bmatrix} \quad (10)$$

结合式(8)和式(2)有:

$$a_{it} = P_{it} C_{it} = (1-\alpha_i) (a_{i,t-1} + P_{it}^F Y_{it}^F) \quad (11)$$

将式(11)表示为矩阵形式并带入式(9):

$$A_t = D_{1-\alpha} A_{t-1} + D_{1-\alpha} X_t = D_{1-\alpha} A_{t-1} + D_{1-\alpha} (I-Q)^{-1} Q A_{t-1} = [D_{1-\alpha} + D_{1-\alpha} (I-Q)^{-1} Q] A_{t-1} = \Phi A_{t-1} \quad (12)$$

其中, $D_{1-\alpha}$ 是对角线上元素为 $1-\alpha_i$ 的对角矩阵。 $\Phi$ 为转移矩阵, $\Phi = D_{1-\alpha} + D_{1-\alpha} (I-Q)^{-1} Q$ 。从式(12)可知,当不存在外生冲击时,整体经济流动性服从线性方程组。考虑流动性冲击时:

$$A_{t+1} = \Phi (A_t + A_t^{exo}) \quad (13)$$

$\Phi$ 类似于投入产出表中的列昂惕夫逆矩阵,关键区别在于其描述的是需求方的联系而非供给方的联系。转移矩阵 $\Phi$ 中的元素 $\varphi_{ij}$ 既是*j*国对*i*国的流动性配比,也是*j*国进口*i*国产品的占比。它既反映出各国的贸易偏好,即任意国家之间流动性配置的相对权重,也间接映射出整体的贸易网络特征。因此,转移矩阵 $\Phi$ 可被视为一种流动性网络,并由国际贸易矩阵校准得到。

由于矩阵 $Q$ 中的元素均为正且列和小于1,所以矩阵 $(I-Q)^{-1}$ 存在且元素均为正,转移矩阵 $\Phi$ 中的元素也均为正。根据佩龙—弗罗宾尼斯定理(Perron-Frobenius Theorem),如果一个矩阵中的所有元素均为正,则该矩阵有唯一的最大特征值。因此,整体经济必将指数收敛于唯一的均衡点,此时 $A^* = \Phi A^*$ , $A^*$ 为转移矩阵最大特征值对应的特征向量。由于转移矩阵与贸易矩阵存在着一一对应关系,因此贸易矩阵最大特征值对应的特征向量同样也是经济收敛的唯一均衡解。

结合式(8)、式(11)和式(13)可将流动性资产增长率表示为:

$$g_{i,t+1} = \frac{\sum_{j=1}^N \varphi_{ij} a_{jt} + \sum_{j=1}^N \varphi_{ij} a_{jt}^{exo}}{a_{it}} \quad (14)$$

假设贸易品的随机禀赋是独立同分布的,外生流动性冲击的方差为0, $\sigma_{a^{exo}} = 0$ 。此时,当期流动性存量水平下的增长率方差为:

$$\sigma_{g_{it}}^2 |_{a_{it}} = \frac{\sigma_a^2}{a_{it}^2} \sum_{j=1}^N \varphi_{ij}^2 \quad (15)$$

其中, $\sigma_a$ 是独立同分布冲击的方差。当经济均

衡时,  $a_{ii}$  收敛于  $a_i^*$ ,  $a_i^*$  为  $i$  国流动性(贸易)网络的特征向量中心性, 据此可以得到:

$$\sigma_{e_i} = \frac{\sigma_a}{a_i^*} \sqrt{\sum_{j=1}^N \varphi_{ij}^2} = \frac{\sigma_a}{a_i^*} \sqrt{HHI_i} \quad (16)$$

上式中,  $\varphi_{ij}$  表示  $i$  国对  $j$  国的出口占比, 因此  $\sum_{j=1}^N \varphi_{ij}^2$  也是  $i$  国出口的赫芬达尔-赫希曼指数(Herfindahl-Hirschman Index, 简称 HHI)。从式(16)可以得出理论模型的关键推论:  $i$  国流动性资产波动  $\sigma_{e_i}$  与其国际贸易网络特征向量中心性  $a_i^*$  负相关, 即贸易网络特征向量中心性越高的国家经济波动性越小。从现实来看, 高贸易网络中心性国家更具“不可替代性”, 利用国际贸易网络资源弥补供给或需求缺口的能力也更强, 这显著弱化了外部风险对本国经济的负面冲击, 也同时抑制了本国风险向外扩散(刘景卿等, 2021)。

进一步结合式(6)可知,  $i$  国流动性资产波动  $\sigma_{e_i}$  与其进口需求波动  $\sigma_{e_{c,i}}$  正相关, 由此推断:

$$\sigma_{e_{c,i}} \propto \sigma_{e_i} \propto 1/a_i^* \quad (17)$$

式(17)的理论逻辑是, 伙伴国贸易网络地位提升能够平抑本国经济波动, 进而形成更加稳定的进口需求, 而伙伴国进口需求稳定性的提高对中国出口贸易具有正外部性。综合上述分析, 提出假说1: 伙伴国贸易网络地位提升有利于降低进口需求波动, 间接提高中国出口韧性。

### 2. 贸易网络地位提升的规模效应和竞争效应

贸易网络地位提升有助于增强伙伴国对国际贸易网络信息与资源的获取能力, 从而降低伙伴国与中国的贸易成本, 推动双边贸易规模增长。Chaney (2014)指出, 企业可以利用贸易关系网络实现信息共享, 进而降低市场信息搜寻成本。从进口方视角看, 高贸易网络中心性国家更易通过网络搜索获取中国产品信息, 进而减少产品搜索成本, 扩大产品进口规模; 从出口方视角看, 伙伴国贸易网络地位越高, 贸易伙伴越多, 中国也更容易通过“第三国市场”获取伙伴国产品需求信息, 进而有效克服中国出口面临的信息壁垒阻碍, 减少出口需要支付的沉没成本, 推动中国出口贸易增长。而双边贸易规模增长有利于降低贸易波动, 这是因为在相同冲击程度下, 双边贸易的规模越大, 受到冲击影响的比例越低。综上所述, 本文提出假说2: 伙伴国贸易网络地位提升有利于扩大进口规模, 提高中国出口韧性。

贸易网络地位提升还会促进伙伴国拓展新市场, 导致中国产品出口面临更加激烈的市场竞争。前文指出, 伙伴国可以利用贸易网络关系通过“自我学习”的方式获取其他海外市场的产品信息, 进而建

立新的贸易关系。由此可见, 贸易网络地位提升会推动伙伴国进口市场多元化发展, 加剧本国市场竞争。进一步地, 激烈的市场竞争既会直接给中国出口贸易带来更多不确定性因素, 又会通过挤占市场份额等方式对中国出口韧性产生不利影响。据此, 本文提出假说3: 伙伴国贸易网络地位提升会加剧进口市场竞争, 降低中国出口韧性。

### 3. 贸易网络地位提升的综合效应

综合来看, 伙伴国贸易网络地位提升会产生稳定器效应、规模效应和竞争效应。那么, 不同效应间的关系是怎样的? 伙伴国贸易网络地位提升对中国出口韧性的影响又是如何被驱动的?

如图1所示, 当伙伴国贸易网络地位较低时, 其处于世界贸易网络边缘位置, 贸易规模较小, 贸易关系较少。在这一阶段, 稳定器效应的作用十分有限, 市场竞争环境也相对宽松, 伙伴国贸易网络地位提升主要通过规模效应对中国出口韧性产生积极影响。

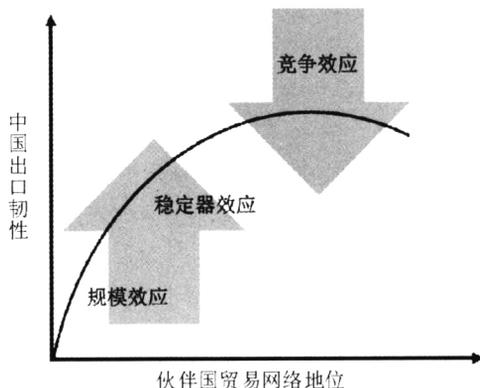


图1 伙伴国贸易网络地位提升的效应变化

随着伙伴国从贸易网络边缘向核心位置变迁, 伙伴国贸易联系和贸易规模显著增加。此时, 规模效应继续发挥支撑作用, 多元贸易结构分散波动风险、抵御外部冲击的稳定器效应开始显现(张龔和孙浦阳, 2017)。同时, 伙伴国市场竞争程度将有所加剧, 这使得伙伴国贸易网络地位提升对中国出口韧性的积极影响逐渐式微, 并呈现出边际递减特征。

当伙伴国跃升至贸易网络核心位置时, 贸易关系接近饱和, 贸易规模增长空间也不断缩小, 规模效应和稳定器效应对中国出口韧性的积极影响趋于稳定。与此同时, 伙伴国对贸易网络资源的获取和控制程度显著增强, 可以持续通过优化进口结构提高贸易利得, 导致市场竞争更加激烈, 伙伴国贸易网络地位提升对中国出口韧性的积极影响也将因此减弱。

综上所述, 伙伴国贸易网络地位提升产生的规

模效应、稳定器效应和竞争效应此消彼长、相互叠加,最终对中国出口韧性产生“倒U型”影响。据此,本文提出假说4:伙伴国贸易网络地位与中国出口韧性之间存在“倒U型”关系。

### 三、变量、模型及数据

#### 1. 出口韧性测度

本文认为韧性是出口贸易的特征之一。如果出口贸易面临冲击时能够有力抵御、快速恢复、脱离危机,则可认为出口贸易具有韧性。因此,可以通过判断出口贸易是否陷入或处于危机来反映出口韧性特征。Braun 和 Larrain (2005) 使用 HP (Hodrick-Pre-scott) 滤波法将 GDP 分解为长期趋势和短期波动两个部分,他们认为当波动项为负且小于 1 单位标准差时经济陷入危机。借鉴该思路,本文首先采用 HP 滤波法将中国 2001-2021 年对数化处理后的出口额分解为趋势项和波动项,再通过判断波动项与其标准差的关系来划分出口表现。

$$\left\{ \begin{array}{l} |Export_{volatility}| - StdDev_{volatility} \\ \leq 0 \Rightarrow -StdDev_{volatility} \leq Export_{volatility} \leq StdDev_{volatility} \\ > 0 \Rightarrow \begin{cases} Export_{volatility} > StdDev_{volatility} \\ Export_{volatility} < -StdDev_{volatility} \end{cases} \end{array} \right. \quad (18)$$

如式(18)所示,如果出口波动项  $Export_{volatility}$  的绝对值小于等于 1 单位标准差  $StdDev_{volatility}$ ,说明出口波动保持在合理区间,出口增长具有韧性;如果出口波动项为正且大于 1 单位标准差,说明出口处于繁荣时期,可被视为超韧性增长;如果出口波动项为负并且小于 1 单位标准差,说明出口贸易陷入危机状态,可理解为缺乏韧性。

根据式(18)可知,出口波动项决定了出口贸易的韧性表现,因此还可以使用出口波动项与出口趋势项的比值衡量出口贸易韧性,其经济学含义是实际出口增长偏离潜在出口增长的程度。正常情况下,实际出口增长趋近潜在出口增长水平。在外部冲击背景下,实际出口贸易将偏离潜在出口趋势:当出口波动项为正时,说明出口贸易可以有力抵御外部冲击,保持出口增长,具有出口韧性;当出口波动项为负时,绝对值越大表明出口贸易负向偏离潜在出口增长的幅度越大,出口贸易吸收外部冲击的能力越弱,出口韧性越小。基于此,本文借鉴 XU 和 LIU (2022) 的研究,使用以下公式测度出口韧性:

$$ExpRes = Export_{volatility} / Export_{trend} \quad (19)$$

另一个重要问题是 HP 滤波法平滑参数的取值。本文认为,中国加入世界贸易组织后出口贸易飞速发展,出口增长路径波动较大,因此借鉴 Braun 和 Larrain (2005) 的研究,将平滑参数设定为 100。当然,下文也给出了平滑参数取值为 6.25 的结果,以

对相关结论进行稳健性检验。

#### 2. 计量模型与数据处理

本文在理论分析的基础上引入国家和产品层面的控制变量,构建以下计量模型:

$$ExpRes_{ikt} = \beta_0 + \beta_1 Centrality_{it} + \beta_2 Centrality_{it}^2 + \gamma \tilde{C}trl_{ikt}^c + \mu \tilde{C}trl_{it}^p + \delta_i + \delta_k + \delta_t + \varepsilon_{ikt} \quad (20)$$

##### (1) 被解释变量

$ExpRes_{ikt}$  表示中国 t 年对 i 国出口 HS6 分位产品 k 的出口韧性。前文提出两种韧性测度方法:一是根据式(19)测度出口韧性;二是根据式(18)构造出口危机虚拟变量 Crisis 以反映出口韧性特征,若出口贸易陷入危机则赋值为 1,否则赋值为 0。考虑到样本观测值有数百万条,如果采用包含多重固定效应的二元离散选择模型则会降低参数估计效率,因此本文主要使用第一种方法计算的出口韧性进行回归估计。

##### (2) 核心解释变量

$Centrality_{it}$  表示 i 国 t 年的贸易网络地位(特征向量中心性)。本文使用 CEPII-BACI 数据库构建全球国际贸易网络加权矩阵,测算各国贸易网络特征向量中心性。伙伴国贸易网络地位的估计系数预期为正。此外,理论分析表明,伙伴国贸易网络地位与中国出口韧性之间存在“倒U型”关系,为此通过加入自变量的二次项进行检验。

##### (3) 控制变量

国家层面控制变量包括伙伴国的进口额占 GDP 比例  $Import\ GDP$ 、消费支出占 GDP 比例  $Consumption\ GDP$ 、经济增长率  $GDP\ Growth$  以及通货膨胀率  $Inflation$ ;产品层面控制变量包括伙伴国进口中国产品比例  $China\ Share$ 、伙伴国出口市场集中度的开方  $\sqrt{HHI}$ 、产品价格对数  $\ln Price$ 、中国产品出口规模  $\ln Supply$  以及伙伴国产品进口规模  $\ln Demand$ 。模型还引入了国家、产品和年份固定效应  $\delta_i$ 、 $\delta_k$  和  $\delta_t$ ,以控制不可观测变量的潜在影响。 $\varepsilon_{ikt}$  表示多维随机误差项。

##### (4) 数据说明

国家层面控制变量数据主要来源于世界银行数据库,中国出口韧性、伙伴国贸易网络特征向量中心性以及产品层面的控制变量主要根据 CEPII-BACI 数据库计算得到。将上述数据整理合并,最终得到 2001-2021 年中国对世界 165 个国家 4234 类 HS6 分位产品出口的面板数据,共计有 4336374 个观测值,能够较好地为实现研究提供客观的数据基础。

#### 3. 典型事实

图 2 展示了伙伴国贸易网络地位与中国出口韧性的拟合关系。从图 2(a) 可以看出,伙伴国贸易网

络地位越高,中国向其出口的韧性越好,两者呈现显著的正相关关系,这说明伙伴国贸易网络地位提升总体上有利于增强中国出口韧性。从图 2(b) 的二次函数拟合曲线可以看出,伙伴国贸易网络地位与中国出口韧性存在一定的“倒 U 型”关系,与假说 4 相一致。由此可见,伙伴国贸易网络地位提升产生的正向外部性具有边际递减特征,核心国家贸易网络地位提升可能导致激烈的竞争效应,并对中国出口韧性产生不利影响。当然,基于描述性统计的分析仅能对本文结论提供初步支持,伙伴国贸易网络地位提升的经济效应有待实证模型的进一步检验。

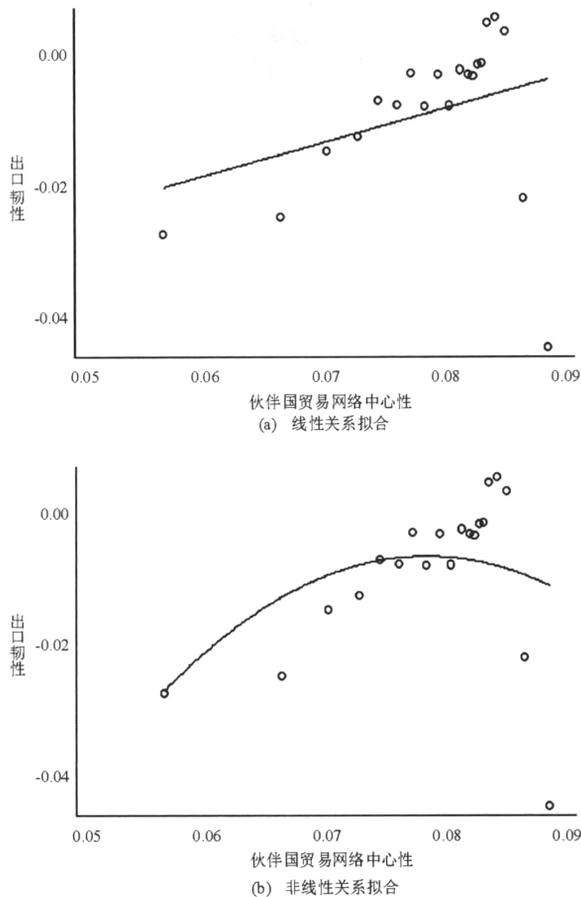


图 2 伙伴国贸易网络地位与中国出口韧性的拟合关系

#### 四、实证结果及分析

##### 1. 基准回归结果

根据基准模型,对伙伴国贸易网络地位与中国出口韧性进行回归分析,结果见表 1。表 1 列(1)使用核心解释变量直接回归,结果显示伙伴国贸易网络地位提升对中国出口韧性有显著的积极影响。表 1 列(2)、列(3)依次加入国家和产品层面的控制变量,贸易网络地位的估计系数依然为正,并且在 1% 的显著性水平上成立。这表明在考虑其他相关变量的可能影响后,伙伴国贸易网络地位提升对中国出

口韧性具有促进作用的结论具有稳健性。为了验证伙伴国贸易网络地位与中国出口韧性之间的非线性关系,引入核心解释变量的二次项进行回归估计,结果见表 1 列(4)。从中可以看出,核心解释变量二次项估计系数显著为负,一次项估计系数显著为正,这说明伙伴国贸易网络地位提升对中国出口韧性存在着“倒 U 型”影响,假说 4 得以验证。

##### 2. 稳健性检验

###### (1) 替换核心解释变量

中心性是衡量一国贸易网络影响力的重要指标,其测度方法多样并且仍在不断发展,目前主流的测算方法包括度中心性、接近中心性、中介中心性以及本文使用的特征向量中心性等指标,这些指标从贸易关系连接的数量、距离、控制力以及连接国家影响力等多个维度反映一国在贸易网络中的重要性。本文将伙伴国贸易网络度中心性、接近中心性和中介中心性分别作为核心解释变量,纳入模型回归进行稳健性检验,回归结果依次汇报在表 2(见 66 页)列(1)~(3)中。从中可以看出,考虑相关变量影响和控制非观测的固定效应后,伙伴国贸易网络度中心性、接近中心性和中介中心性的一次项估计系数显著为正,二次项估计系数显著为负,这说明伙伴国贸易网络地位提升对中国出口韧性的“倒 U 型”影响十分稳健。

###### (2) 替换被解释变量

首先,本文将 HP 滤波法平滑参数设定为 6.25,重新计算中国出口韧性  $ExpRes_{6.25}$ ,并将其作为被解释变量进行稳健性分析。从表 2 列(4)的回归结果可以看出,伙伴国贸易网络地位一次项估计系数显著为正,二次项估计系数显著为负,这说明在考虑测算偏误问题后本文的核心结论依然成立。其次,本文借鉴 Faggian 等(2018)的研究,使用中国产品出口贸易增长率与世界对应产品出口增长率的比值  $GrowthRatio$  度量出口韧性。表 2 列(5)的结果表明,伙伴国贸易网络地位与中国出口韧性之间存在显著的“倒 U 型”关系,与基准回归结论保持一致。最后,本文将被解释变量更换为出口危机虚拟变量  $Crisis$ ,并使用 Probit 模型进行回归估计。表 2 列(6)结果显示,核心解释变量一次项估计系数显著为负,二次项估计系数显著为正。这说明随着伙伴国贸易网络地位的提升,中国出口贸易陷入危机的概率先降低后提高,再次验证了核心结论的稳健性。

##### 3. 内生性讨论

最小二乘估计如果存在内生性问题,会使估计结果有偏和不一致。虽然基准回归模型在产品和国家层面控制了许多重要变量,但也有可能遗漏了某些

表 1 基准回归结果

	(1) ExpRes	(2) ExpRes	(3) ExpRes	(4) ExpRes
Centrality	2.159*** (0.044)	2.011*** (0.046)	1.833*** (0.048)	4.314*** (0.377)
Centrality <sup>2</sup>				-17.528*** (2.612)
ImportGDP		0.000*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
ConsumptionGDP		0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
GDPGrowth		0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
Inflation		-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
ChinaShare			0.283*** (0.003)	0.283*** (0.003)
$\sqrt{HHI}$			0.013*** (0.002)	0.012*** (0.002)
lnPrice			0.016*** (0.000)	0.016*** (0.000)
lnSupply			0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)
lnDemand			0.023*** (0.000)	0.023*** (0.000)
国家固定效应	是	是	是	是
产品固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	4336374	4336374	4336374	4336374
拟合优度	0.016	0.017	0.110	0.110

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著，括号内为聚类到 HS6 分位产品的稳健标准误。下表同。

影响中国出口韧性的解释变量。此外，伙伴国贸易网络地位和中国出口韧性还可能存在反向因果关系，因为伙伴国可能会通过巩固同中国这一贸易大国的关系间接提高对贸易网络的影响力，这种情况也会使估计结果产生偏误。

为解决潜在的内生性问题，本文选取伙伴国加入关贸总协定或世界贸易组织时长的对数值作为工具变量进行两阶段最小二乘法(2SLS)估计。选择依据是：一方面，融入多边贸易体系对国际贸易关系发

展至关重要，加入关贸总协定或世界贸易组织的时间越早、时期越长，越有助于促进国家建立健全对外开放体制，并在国际贸易网络中占据一席之地，满足工具变量的相关性条件；另一方面，伙伴国加入多边贸易体系后，与中国的关税和非关税壁垒保持相对稳定，此时双边贸易规模主要取决于人口、收入、比较优势等其他因素的变化，因此加入时长对双边贸易的影响呈现边际递减规律，对国际贸易的短期影响更是十分微弱，满足工具变量的外生性条件。由于

表 2

稳健性检验:替换解释变量与被解释变量

	替换解释变量			替换被解释变量		
	(1) ExpRes	(2) ExpRes	(3) ExpRes	(4) ExpRes6.25	(5) GrowthRatio	(6) Crisis
Centrality	0.096*** (0.003)	9.088*** (0.190)	0.595*** (0.052)	3.853*** (0.281)	19.188*** (2.067)	-15.596*** (0.602)
Centrality <sup>2</sup>	-0.042*** (0.003)	-472.945** (11.698)	-0.242*** (0.030)	-18.378*** (1.945)	-95.097*** (14.454)	100.531*** (4.207)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
产品固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	4332897	4336374	4336374	4336374	4317285	4336374
拟合优度	0.110	0.110	0.110	0.077	0.012	0.074

注:控制变量包括国家和产品层面的控制变量,囿于篇幅不再展开,备索。

伙伴国贸易网络地位的一次项和二次项均为内生变量,需要构造两个以上的工具变量以满足工具变量的有效性要求。因此,本文还引入核心解释变量的滞后项作为工具变量。从影响机制角度看,当期中国出口韧性无法影响往期的伙伴国贸易网络地位,具有一定的外生性。

表3列(1)的回归结果显示,伙伴国贸易网络中心性的一次项估计系数显著为正,二次项估计系数显著为负,这说明伙伴国贸易网络地位与中国出口韧性之间存在“倒U型”关系的结论不受内生性问题的干扰。考虑到世界贸易组织在内容规则与适用范围等方面具有更强的约束力,本文将核心工具变

量更换为伙伴国加入世界贸易组织的时长的对数值,重新进行2SLS估计。从表3列(2)可以看出,核心解释变量估计系数正负与显著性水平没有发生明显改变。此外,弱工具变量检验的Kleibergen-Paap F统计量远大于10%的上限值16.38,Kleibergen-Paap LM统计量也高度显著,这验证了工具变量选取的合理性。综上所述,在考虑内生性问题条件下本文结论依然成立。

## 五、拓展与讨论

### 1. 异质性分析

#### (1) 国家异质性

1) 核心国家与非核心国家。前文发现,伙伴国网

表 3

引入工具变量的两阶段最小二乘估计结果

	(1) ExpRes	(2) ExpRes
Centrality	21.444*** (3.658)	86.811*** (7.561)
Centrality <sup>2</sup>	-138.081*** (25.870)	-597.608*** (53.257)
控制变量	是	是
国家固定效应	是	是
产品固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
Kleibergen-Paap rk LM	2036.21***	943.99***
Kleibergen-Paap rk Wald F	2652.88	464.42
观测值	3470089	3463105
拟合优度	0.109	0.095

络地位提升对中国出口韧性存在“倒U型”影响。由此推断,非核心伙伴国网络地位提升带来的正外部性可能更强。为了进一步检验该结论,本文首先计算各国历年贸易网络中心性均值,然后按照由低到高的顺序将所有国家等分为4组,分别为边缘国家、次边缘国家、次核心国家和核心国家,最后据此构建核心国家虚拟变量。表4列(1)的回归结果显示,非核心国家贸易网络地位提升更有助于增强中国出口贸易韧性。不难理解,国际贸易网络核心国家之间的竞争性更强,核心国家与非核心国家之间则更具互补性。目前中国已经成为世界贸易网络中不可或缺的核心国家之一。伙伴国越接近贸易网络核心,越有能力替代进口中国产品,与中国的贸易关系也更有可能是从“优势互补”走向“竞争合作”。

2) 发达国家与发展中国家。从现实来看,发达国家市场发展更为成熟,需求规模相对稳定,发展中国家产品需求旺盛,市场前景广阔。这意味着发展

中国家贸易网络地位提升带来的需求增量和出口机会可能更多。本文根据联合国贸发会议(UNCTAD)的统计标准,将伙伴国划分为发展中国家和发达国家,据此构建虚拟变量,对发达国家赋值为1,发展中国家赋值为0。表4列(2)中交乘项估计系数显著为负,这说明发展中国家贸易网络地位提升更有利于提高中国出口韧性。目前,发达国家占据世界货物贸易一半以上的市场份额,已经形成较为稳定的需求市场,贸易网络地位继续提升带来的需求增长空间十分有限。相对而言,发展中国家深度参与国际贸易的潜力较大,可为中国出口贸易的稳定增长提供新动力。此外,由于发展中国家进口贸易更易受到不确定性因素影响(鲁晓东和刘京军,2017),因此发展中国家贸易网络地位提升带来的波动平抑效应更加显著,对中国出口韧性的积极作用也更大。

3) “一带一路”参与国与非参与国。“一带一路”倡议作为一种新型全球化方案,对参与国融入世

表 4 异质性回归结果

	国家异质性			产品异质性		
	(1) ExpRes	(2) ExpRes	(3) ExpRes	(4) ExpRes	(5) ExpRes	(6) ExpRes
Centrality	2.336*** (0.051)	2.226*** (0.049)	1.093*** (0.057)	1.528*** (0.058)	1.645*** (0.061)	1.713*** (0.073)
Centrality×Core	-2.798*** (0.101)					
Centrality×Developed		-3.361*** (0.103)				
Centrality×OBOR			1.437*** (0.062)			
Centrality×Intermediate				0.603*** (0.070)		
Centrality×LowTech					0.335*** (0.072)	
Centrality×RCA						0.158** (0.068)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
产品固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	4336374	4336374	4336374	4336374	4336374	4336374
拟合优度	0.110	0.111	0.110	0.110	0.110	0.110

界贸易体系、提升贸易网络地位具有积极作用。本文以中国“一带一路”网提供的目前已同中国签订共建“一带一路”合作文件的国家名单为依据,将样本划分为“一带一路”倡议参与国与非参与国,据此构建虚拟变量。从表4列(3)可以发现,“一带一路”参与国贸易网络地位提升更能有力促进中国出口韧性增长。其原因可能有:一方面,“一带一路”参与国多为发展中经济体,贸易网络地位上升带来的需求增量有助于增强中国出口韧性;另一方面,“一带一路”倡议具有良好的制度包容性,主张通过对接方式开展务实合作,放大了参与国贸易网络地位提升带来的积极效应。由此可见,“一带一路”倡议既让更多国家共享中国发展红利,也间接保障了中国出口稳定增长,有助于推动各方实现互利共赢。

## (2) 产品异质性

1) 最终品和中间品。世界贸易的蓬勃发展使国际分工对象的尺度不断细化,进而推动各国从产业间分工向产业内和产品内分工转变,也催生出中间品贸易。伙伴国贸易网络地位的提升是否会促进贸易方式转型,保障中国中间品出口增长? 本文根据 BEC 分类将产品划分为中间品(包含半成品和零部件)和最终品(包含资本品与消费品),据此构建中间品虚拟变量。表4列(4)的回归结果表明,伙伴国贸易网络地位提升对中国中间品出口韧性的积极作用更强。由此可见,伙伴国贸易网络地位提升有助于推动贸易方式转型,国际垂直化分工不仅使双方贸易往来更加密切,也使中国出口更具韧性。

2) 高技术产品和低技术产品。技术密集型产品出口往往需要付出更多的固定成本,出口风险也相对更高。因此,本文推测伙伴国贸易网络地位提升对中国高技术产品出口韧性的积极作用可能不及低技术产品。根据 Lall(2000)的研究将样本划分为高技术产品组和低技术产品组,前者包括中、高技术产品,后者包括初级品、资源型产品和低技术产品。表4列(5)中纳入低技术产品虚拟变量与伙伴国贸易网络地位的交乘项,实证结果符合预期。一方面,低技术产品可以凭借低成本优势更好地利用伙伴国贸易网络地位提升带来的出口机会,实现出口增长;另一方面,危机时期高技术产品的需求波动更强,出口陷入危机的概率更大(Fajgelbaum等,2011)。

3) 比较优势产品与比较劣势产品。比较优势产品的竞争力较强,更易化解伙伴国贸易网络地位提升引致的市场竞争风险,也更有能力维持出口增长的稳定。因此,比较优势产品可以更好地发挥伙伴

国贸易网络地位提升产生的积极效应。本文借鉴 Hausmann 和 Hidalgo(2011)的研究,通过测算中国 HS6 分位产品的出口显性比较优势指数,将样本划分为比较优势产品与比较劣势产品,构建表示比较优势产品的虚拟变量。从表4列(6)可以看出,比较优势产品虚拟变量与伙伴国贸易网络地位的交乘项系数显著为正。这说明伙伴国贸易网络地位提升对中国比较优势产品出口韧性的促进作用较强,对比较劣势产品出口韧性的促进作用较弱。由此可见,具备比较优势的产品更能利用好伙伴国贸易网络地位提升产生的正外部性,推动出口实现稳定增长。

## 2. 影响机制检验

理论分析部分讨论了伙伴国贸易网络地位对中国出口韧性的影响机制,核心观点是伙伴国贸易网络地位提升能够平抑进口需求波动、扩大进口需求规模和加剧进口市场竞争,进而对中国出口韧性产生“倒U型”影响。接下来借鉴江艇(2022)的研究构建计量模型进行机制检验:

$$\text{Mediator}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Centrality}_{it} + \gamma \tilde{\text{Ctrl}}_{ikt}^c + \mu \tilde{\text{Ctrl}}_{ikt}^p + \delta_i + \delta_k + \delta_l + \varepsilon_{ikt} \quad (21)$$

其中, Mediator 表示作用机制变量,包括伙伴国的进口需求波动 DemVol、产品进口规模 ImpScale 以及进口市场竞争程度 MarComp。伙伴国进口需求波动与出口韧性计算方法类似,使用 HP 滤波法将对数化处理后的产品进口额分解为趋势项和波动项,并使用两者的比值来反映伙伴国进口需求波动情况。伙伴国产品进口规模采用 HS6 分位产品进口额的对数值表示,进口市场竞争程度使用 1 减去伙伴国产品进口的赫芬达尔—赫希曼指数的差值表示。

从表5列(1)可以看出,贸易网络中心性的估计系数显著为正,这说明伙伴国贸易网络地位提升有助于平抑进口需求波动,从而对中国出口韧性产生积极的外部性影响。可见平抑需求波动是伙伴国贸易网络地位提升促进中国出口韧性增长的重要渠道,假说1得以验证。表5列(2)核心解释变量估计系数显著为正,这说明伙伴国贸易网络地位提升产生的规模效应是提高中国出口韧性的主要原因,与假说2相符。表5列(3)对加剧进口竞争的作用机制进行检验,结果表明伙伴国贸易网络地位提升显著增强了本国市场竞争,抑制了中国出口韧性提升,与假说3相一致。综上所述,伙伴国贸易网络地位提升既可以扩大进口需求规模和平抑进口需求波动,也可能加剧进口市场竞争,三重效应相互叠加使伙伴国贸易网络地位与中国出口韧性呈现“倒U型”关系。

表 5 伙伴国贸易网络地位提升的影响机制检验

	OLS			2SLS		
	(1) DemVol	(2) ImpScale	(3) MarComp	(4) DemVol	(5) ImpScale	(6) MarComp
Centrality	0.273*** (0.001)	0.949*** (0.036)	3.786*** (0.045)	0.350*** (0.006)	1.861*** (0.206)	10.398*** (0.341)
控制变量	是	是	是	是	是	是
国家固定效应	是	是	是	是	是	是
产品固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
Kleibergen-Paap rk LM				1430.85***	1428.54***	1428.54***
Kleibergen-Paap rk Wald F				9908.63	9891.84	9891.84
观测值	4336374	4335284	4335284	4017629	4016755	4016755
拟合优度	0.501	0.998	0.461	0.095	0.993	0.184

考虑到 OLS 估计可能存在内生性问题,本文还引入伙伴国加入关贸总协定或世界贸易组织时长的对数值作为工具变量,并对机制检验模型进行 2SLS 估计,结果见表 5 列(4)~(6)。回归结果表明,在排除内生性问题影响后伙伴国贸易网络地位提升产生的稳定器效应、规模效应和竞争效应依然显著存在。

### 六、结论与启示

本文在科学测算中国出口贸易韧性的基础上,通过理论推导和实证检验分析了伙伴国贸易网络地位提升对中国出口韧性的影响机制。研究结论如下:第一,伙伴国贸易网络地位提升总体上有利于增强中国出口韧性;第二,从作用机制看,伙伴国贸易网络地位提升会产生平抑进口需求波动、扩大产品进口规模和加剧进口市场竞争三重效应,使伙伴国贸易网络地位与中国出口韧性之间呈现出“倒 U 型”关系;第三,异质性分析发现,非核心国家、发展中国家和“一带一路”参与国贸易网络地位提升对中国出口韧性的积极影响更大,并且伙伴国贸易网络地位提升更有利于提高中间品、低技术产品和比较优势产品的出口韧性;第四,在更换变量测度方法和考虑内生性问题后,上述结论仍然成立。

研究结论对于中国优化出口市场结构和提升外循环稳定性具有重要的政策启示:

第一,利用好全球贸易网络深度发展大势。国际贸易网络复杂演进有利于增强国际贸易的安全性与稳定性,让世界各国形成利益相融的命运共同体,并对中国外贸发展产生正外部性。因此,中国政府应坚定不移地推动高水平对外开放,继续加强多双边经贸对话与合作,发挥中国国际进口博览

会、中国进出口商品交易会等平台优势主动扩大开放,与其他国家深化互利共赢合作。同时,要以制度创新促进贸易投资自由化和便利化,积极参与全球治理,与世界各国一道共同打造开放、包容、均衡、普惠的全球经济合作架构,不断夯实中国对外贸易增长根基。

第二,积极推动国际贸易网络均衡发展。当今世界贸易网络仍然呈现出明显的非对称特征,国际贸易紧密围绕着少数核心国家开展。虽然核心国家为中国出口提供了庞大的需求市场,但是必须看到,核心国家往往拥有多元的进口选择,激烈的市场竞争极易对中国外贸增长产生不确定性影响。因此,中国应积极营造多元的国际经济环境,以“一带一路”合作为抓手着力提升发展中国家的国际贸易网络影响力。要大力支持发展中国家发挥比较优势并参与国际分工,深度融入全球产业链和价值链,推动全球贸易网络朝着更均衡的方向发展,以此为中国出口贸易多元发展和稳定增长创造良好的外部条件。

第三,加快培育出口竞争新优势。具备比较优势的产品替代风险较低、出口韧性较高,因此,中国要努力巩固出口优势,继续提高纺织服装等劳动密集型行业的全球主导地位,强化机电、交通、仪器等领域大型成套设备的国际竞争力,推动整体出口贸易向技术、质量、服务、品牌等新型优势转换。中间品贸易也是稳外贸的重要手段之一,因此,中国要深入推动加工贸易转型升级,提升产品附加值,延长产业链条,做强产业集群,促进加工贸易向全球价值链高端攀升。

## 参考文献:

- [1] Angulo A M, Mur J, Trávez F J. Measuring Resilience to Economic Shocks: An Application to Spain[J]. *Annals of Regional Science*, 2018, 60(2): 349-373.
- [2] Balland P A, Rigby D, Boschma R. The Technological Resilience of U. S. Cities[J]. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 2015, 8(2): 167-184.
- [3] Brakman S, Garretsen H, Marrewijk C V. Regional Resilience across Europe: On Urbanization and the Initial Impact of the Great Recession[J]. *Cambridge Journal of Regions Economy & Society*, 2015, 8(2): 309-312.
- [4] Braun M, Larrain B. Finance and the Business Cycle: International, Inter-Industry Evidence[J]. *The Journal of Finance*, 2005, 60(3): 1097-1128.
- [5] Bristow G, Healy A. Innovation and Regional Economic Resilience: An Exploratory Analysis[J]. *The Annals of Regional Science*, 2018, 60(2): 265-284.
- [6] Chakrabarti A S. Dispersion in Macroeconomic Volatility between the Core and Periphery of the International Trade Network[J]. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2018, 88(3): 31-50.
- [7] Chaney T. The Network Structure of International Trade[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(11): 3600-3634.
- [8] Doran J, Fingleton B. U. S. Metropolitan Area Resilience: Insights from Dynamic Spatial Panel Estimation[J]. *Environment & Planning A: Economy and Space*, 2018, 50(1): 111-132.
- [9] Faggian A, Gemmiti R, Jaquet T, Santini I. Regional Economic Resilience the Experience of the Italian Local Labor Systems[J]. *The Annals of Regional Science*, 2018, 60(2): 393-410.
- [10] Fajgelbaum P D, Grossman G M, Helpman E. Income Distribution, Product Quality, and International Trade[J]. *Journal of Political Economy*, 2011, 119(4): 721-765.
- [11] Hausmann R, Hidalgo C A. The Network Structure of Economic Output[J]. *Journal of Economic Growth*, 2011, 16(4): 309-342.
- [12] Lall S. The Technological Structure and Performance of Developing Country Manufactured Exports, 1985-1998[J]. *Oxford Development Studies*, 2000, 28(3): 337-369.
- [13] Martin R, Sunley P. On the Notion of Regional Economic Resilience: Conceptualization and Explanation[J]. *Journal of Economic Geography*, 2015, 15(1): 1-42.
- [14] Wang Z, Liu H. Can Export Market Diversification Mitigate Agricultural Export Volatility? A Trade Network Perspective[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2023, 59(7): 2234-2252.
- [15] Xu C, Liu H. Export Tax Rebates and Enterprise Export Resilience in China[J]. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 2022, 2141827.
- [16] 陈平, 郭敏平. 中间品进口来源地与中国企业全要素生产率: 基于贸易网络地位的研究[J]. *国际贸易问题*, 2020(11): 45-61.
- [17] 仇怡, 黄丹. “一带一路”沿线国家贸易网络结构特征及其对技术进步的影响——基于社会网络分析法的研究[J]. *经济理论与经济管理*, 2021(6): 66-80.
- [18] 何剑, 张梦婷. 资本约束下的经济韧性重塑: 基于全球价值链嵌入视角[J]. *世界经济研究*, 2017(8): 109-121.
- [19] 何则, 杨宇, 刘毅, 金凤君. 世界能源贸易网络的演化特征与能源竞合关系[J]. *地理科学进展*, 2019(10): 1621-1632.
- [20] 贺灿飞, 陈韬. 外部需求冲击、相关多样化与出口韧性[J]. *中国工业经济*, 2019(7): 61-80.
- [21] 洪俊杰, 商辉. 中国开放型经济的“共轨环流论”: 理论与证据[J]. *中国社会科学*, 2019(1): 42-64+205.
- [22] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. *中国工业经济*, 2022(5): 100-120.
- [23] 姜帅帅, 刘慧. 危机冲击下全球价值链嵌入对企业出口韧性的“双刃剑”效应[J]. *国际商务*, 2021(1): 1-17.
- [24] 李行云, 霍伟东, 陈若愚. 贸易网络结构、企业异质性与出口行为决策[J]. *世界经济文汇*, 2018(5): 53-73.
- [25] 刘慧, 綦建红. 外需冲击下多元化策略如何影响企业出口韧性[J]. *国际经贸探索*, 2021(12): 4-19.
- [26] 刘景卿, 车维汉, 夏方杰. 全球价值链贸易网络分析与国际风险传导应对[J]. *管理科学学报*, 2021(3): 1-17.
- [27] 刘晓星, 张旭, 李守伟. 中国宏观经济韧性测度——基于系统性风险的视角[J]. *中国社会科学*, 2021(1): 12-32+204.
- [28] 鲁晓东, 刘京军. 不确定性与中国出口增长[J]. *经济研究*, 2017(9): 39-54.
- [29] 吕廷方, 方若楠, 王冬. 全球数字服务贸易网络的拓扑结构特征及影响机制[J]. *数量经济技术经济研究*, 2021(10): 128-147.
- [30] 吕越, 尉亚宁. 全球价值链下的企业贸易网络和出口国内附加值[J]. *世界经济*, 2020(12): 50-75.
- [31] 马述忠, 任婉婉, 吴国杰. 一国农产品贸易网络特征及其对全球价值链分工的影响——基于社会网络分析视角[J]. *管理世界*, 2016(3): 60-72.
- [32] 王博, 陈诺, 林桂军. “一带一路”沿线国家制造业增加值贸易网络及其影响因素[J]. *国际贸易问题*, 2019(3): 85-100.
- [33] 王文宇, 任卓然, 李伟, 贺灿飞. 贸易壁垒、市场相关多样化与城市出口韧性[J]. *地理研究*, 2021(12): 3287-3301.
- [34] 魏尚妍, 龚星宇, 柳春. 数字化转型能否提升企业出口韧性[J]. *国际贸易问题*, 2022(10): 56-72.
- [35] 徐圆, 张林玲. 中国城市的经济韧性及由来: 产业结构多样化视角[J]. *财贸经济*, 2019(7): 110-126.
- [36] 杨文龙, 杜德斌, 马亚华, 焦美琪. “一带一路”沿线国家贸易网络空间结构与邻近性[J]. *地理研究*, 2018(11): 2218-2235.
- [37] 于媏, 马代鹏, 王贤梅. 国际铁矿资源全产业链产品的贸易网络韧性[J]. *资源科学*, 2022(10): 2006-2021.
- [38] 张冀, 孙浦阳. 需求网络结构、销售策略与出口波动: 来自中国企业的证据[J]. *世界经济*, 2017(3): 76-98.