

“一带一路”跨国金融对出口贸易网络的影响研究 ——基于指数随机图模型的实证检验

徐建军¹, 安 辉², 杨晓伟³

- (1. 宁波大学 科学技术学院, 浙江 宁波 315300;
2. 大连理工大学 经济管理学院, 辽宁 大连 116024;
3. 宁波城市职业技术学院 商学院, 浙江 宁波 315100)

摘 要:以“一带一路”沿线 61 个发起国为样本,在网络分析框架下,描述 2001—2019 年间,样本国家出口贸易网络、资产组合投资网络、股权与基金投资份额网络和债券投资网络的(加权)平均度、网络密度、平均集聚系数和平均路径长度的大小和变化趋势,揭示 4 个网络共有的“小世界”特征;进而采用横截面指数随机图模型和时间指数随机图模型,证实资产组合投资网络、股权与投资基金网络和债券投资网络对“一带一路”沿线国家出口贸易网络发展的促进作用,并且发现债券投资网络的作用相对最大。研究还发现,“一带一路”国家自身具有的属性特征,诸如投资自由化和金融自由化发展水平越显著,越易于形成紧密的出口贸易网络;经济规模和人口数量越大的国家在出口贸易网络中表现得更为活跃。基于此,进一步指明了研究结论的政策含义。

关键词:“一带一路”;跨国金融网络;出口贸易网络;横截面 ERGM;时间 ERGM

中图分类号:F831.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2022)06-0146-12

Effect of Transnational Finance on Export Trade Network across the Belt and Road Initiatives: Empirical Test Based on the Exponential Random Graph Model

XU Jianjun¹, AN Hui², YANG Xiaowei³

- (1. College of Science & Technology, Ningbo University, Ningbo 315300, China;
2. School of Economics and Management, Dalian University of Technology, Dalian 116024, China;
3. Business School, Ningbo City College of Vocational Technology, Ningbo 315100, China)

Abstract: This study selects 61 countries along with the “Belt and Road Initiative” (BRI) as a sample. Under the framework of network analysis, we first describes the (weighted) average degree, network density, average agglomeration coefficient and average path length of export trade network, portfolio investment network, equity and fund investment share network and bond investment network of sample countries from 2001 to 2019, and reveals the common

收稿日期:2021-06-18 修回日期:2022-03-04

基金项目:国家社科基金一般项目“全球金融周期与中国经济波动研究”(20BJY236);教育部人文社会科学研究青年基金“‘一带一路’沿线国际金融关系网络对国际贸易网络的影响机理与效应研究”(17YJCZH218)、“‘一带一路’沿线国家人文关系网络对国际贸易网络的影响研究”(16YJCZH124);浙江省高校重大人文社科项目攻关计划“‘一带一路’沿线国际金融关系嬗变对国际贸易网络演化的影响机理和效应研究”(2016QN005)。

作者简介:徐建军(1977—),男,湖北赤壁人,宁波大学科学技术学院副教授,研究方向为经济系统分析。

“small world” characteristics of the four networks; and then uses the cross-sectional expornalrandom graph model (ERGM) and temporal ERGM to consistently confirmed that the portfolio investment network, equity and investment fund network, and bond investment networks are conducive to the development of the export trade network of countries across the BRI countries during the sample period and it is found that the bond investment network plays the most important role in the development of export network among them; what's more, the more significant of attribute characteristics of the countries, such as investment liberalization and financial liberalization, the more easy to establish the closer export trade relationship across the BRI; Countries with larger economies and populations are more active in export trade networks. Finally, the paper further points out the policy implications of the above conclusions.

Key words: The Belt and Road Initiative; transnational financial network; export trade network; cross-sectional ERGM; temporal ERGM

古代丝绸之路曾经在促进了欧亚大陆沿线国家的经济、文化和科技的交流方面曾经发挥着十分重要的作用,但随着近代西方政治经济新秩序的建立,特别是在美国主导的“商品—石油—美元”三角贸易模式下,古丝绸之路很长一段时间沉寂无声^[1]。进入 21 世纪,中国在全球经济地位急速上升,全球治理亟需中国参与^[2]。2013 年,习近平主席正式提出了建设“丝绸之路经济带”和“21 世纪海上丝绸之路”(简称“一带一路”),倡议从加强政策沟通、道路联通、贸易畅通、货币流通、民心相通 5 个方面来共同建设新丝路。“一带一路”发展战略的实施有助于中国的商品、资金、技术与“一带一路”沿线发展中国家的资源和市场的全面融合。“一带一路”沿线国家的发展离不开参与国之间的贸易与分工合作,而信用和货币是支撑贸易发展的重要基础。从国际经验来看,培育一个能促进国际贸易发展的现代金融系统和促进国际贸易发展的金融政策努力,必须建立在对金融发展影响国际贸易的深刻认识上,而这一认识又依赖于强有力的理论和实证分析^[3]。

随着“一带一路”战略的实施,“一带一路”沿线国家间经贸关系的会变得更加紧密、交易更加频繁,已经形成了一个十分复杂的关系网络。传统的线性分析框架很难从全局高度就“一带一路”沿线国家间结成的错综复杂的金融、贸易关系以及二者内在非线性影响机制给出合理且有效的解释。与此同时,快速发展的指数随机图模型(Expornal Random Graph Model, ERGM)引起越来越多研究者关注^[4-6]。与传统回归方法不同,基于 Markow 网络假设的 ERGM 分析技术着重处理

网络中关系与关系之间的依赖性,可以检验局部过程汇集是否可以产生全局网络特征属性,从而搭建从微观到宏观的桥梁^[7-8]。此外,ERGM 研究方法能够同时考虑内生和外生因素,尤其是不包含在传统模型的高阶网络构局(如星型构局、三角形构局等)。更重要的是,将横截面指数随机图模型(Cross-sectional ERGM)拓展为时间指数随机图模型(Temporal ERGM)能够有效解决纵向观察网络数据的时间依赖问题^[9-11]。

为此,本文同时引入横截面 ERGM 和时间 ERGM,就“一带一路”沿线跨国金融对出口贸易网络的影响效应进行实证检验,试图为人们正确认识跨国金融关系在“一带一路”出口贸易网络发展中的作用提供可靠的经验证据。本文研究的边际贡献主要体现在以下 3 个方面:①本文采用网络分析框架剖析跨国金融与出口贸易的内在关联机制,这弥补了传统的计量分析框架仅考虑“属性”变量,未能考虑“关系”变量的不足;②引入的 ERGM 方法将“一带一路”沿线国家出口贸易内生网络结构特征、个体属性特征和网络协外生变量(由各种复杂的影响出口贸易网络发展的因素转化得到)置于一个统一的框架下,兼顾了“属性”变量和“关系”变量共同对出口贸易网络生成和演化的作用;③横截面 ERGM 和时间 ERGM 的结合同时证实了“一带一路”沿线跨国金融对出口贸易网络发展的促进作用,为人们正确认识二者的内在关联提供了稳固性的证据。

一、网络关系视角下的金融与贸易关系研究述评

有关金融与国际贸易关系的研究文献日趋增

多^[12-18]。这些研究成果大多采用最小二乘法(LS)、广义最小二乘估计(GLS)、广义矩估计方法(GMM)、工具变量法(IV)、协整建模技术和空间面板回归等计量经济学方法进行分析。由于使用方法的制约,这些成果仅讨论了金融与国际贸易的线性关系,而忽视了二者之间内在的非线性影响关系。新发展的网络分析方法就是研究经济现象之间非线性关系的有效手段。梳理现有文献可知,采用网络分析方法研究金融与贸易关系的文献主要集中在两个方面:一是围绕金融危机与贸易网络的关系展开分析,如冯小兵等(2011)^[19]、赵哲等(2016)^[20]、姚星等(2016)^[21]注重分析金融危机如何影响了国际贸易网络的演化;Askari 等(2018)^[22]、王维红(2012)^[23]、魏彦杰等(2017)^[24]、曾志坚等(2018)^[25]则主要关注贸易网络渠道是如何影响到金融危机传染的。二是侧重于探讨跨国金融网络与贸易网络演化的内在关联,具体的研究方法可归为以下 3 类。

一是先计算出金融网络与贸易网络的各自的结构特征,然后比较这些特征值之间的趋同性或异质性。如 Schiavo 等(2010)^[26]结合 61 国 2001—2004 年的数据,从连接性、同配性、聚类性和中心性 4 个方面对国际贸易网络(ITN)与国际金融网络(IFN)进行了比较分析,研究发现,ITN 比 IFN 的连接更为紧密;Zhang 等(2016)^[27]结合 2001—2010 年世界 200 多个国家的数据,构建了一个包含国际贸易网络(ITN)和国际投资网络(IIN)的两层国际经济网络(IEN),结果表明,贸易和投资的平均合作伙伴数量都在逐年增加,与 ITN 相比,IIN 具有更长的平均路径长度和较低的边缘密度,但其聚类系数一直较大。

二是先计算出金融网络与贸易网络的各自的结构特征指标,然后把有关结构特征指标作为变量构建面板模型进行回归。如 Ding 等(2019)^[28]利用 2001—2016 年的双边数据构建了国际贸易和资本流动加权网络,在面板协整框架下,证实了贸易和资本流动网络之间存在正的长期均衡;使用面板因果关系检验表明,在短期内,国际资本流动网络对贸易网络具有预测力,但不存在反向关系。

三是将金融网络矩阵和贸易网络矩阵作为变

量,利用二次指派模型(QAP)进行实证检验。如屈晓翔(2015)^[29]基于全球 59 个国家组成的金融投资数据,利用 QAP 模型证实了金融一体化网络对世界石油贸易网络的正向反馈效应。

综合来看,第一类方法并没有量化金融网络与贸易网络的内在关联程度,第二类方法本质是基于网络节点的属性数据进行的回归分析,只有第三种方法最为有效地揭示了金融网络与贸易网络之间存在内在关联程度。虽然 QAP 可用于计算网络与网络之间的关联强度,但如果要进一步分析一个网络结构的演变要受到哪些内在结构和外在动力的推动作用,QAP 方法便无能为力,这时可采用 ERGM 进行模拟和推断^[30]。ERGM 不同于传统的计量模型(如 Logistic 模型等),它更强调网络中关系与关系之间的依赖性,即一条关系出现的概率决定于其他关系是否出现。但遗憾的是,目前 ERGM 用于分析经济现象之间的相互作用的研究成果并不多见,采用 ERGM 研究金融网络与贸易网络关系的文献十分鲜见,更缺少专门研究“一带一路”跨国金融与贸易网络关系的成果,本文研究的开展无疑有助于丰富这方面的成果文库。

二、研究设计

(一)整体网络结构特征的描述方法

(1)平均度。度为直接与节点相连的边的数量,而平均度则是网络中所有节点度的平均值,平均度越高说明节点之间的联系数量越多,反之则说明节点联系较少^[31]。计算公式如下:

$$\bar{K} = \frac{1}{N} \sum_i^K K_i \quad (1)$$

在式(1)中, $\bar{K}$ 为网络的平均度, N 为节点数量, K_i 为节点 i 的度值。

(2)平均加权度。加权度是在节点度的基础上考虑了边的权重,平均加权度是网络中所有节点加权度的平均值,平均加权度越高说明节点之间联系的强度越高,反之则说明节点联系强度较低。计算公式如下:

$$\bar{S} = \frac{1}{N} \sum_i^N w_{ij} \quad (2)$$

在式(2)中, $\bar{S}$ 为网络平均加权度, N 为节点数量, w_{ij} 为节点 i 和 j 之间联系的权重。

(3)网络密度。网络密度根据网络中实际存在的连线数与理论上最多可承载的线条数的比值进行测度。网络关系数越多,则网络密度越大。计算公式如下:

$$D = \frac{M}{N(N-1)} \quad (3)$$

在式(3)中, D 为网络密度, M 表示实际存在的关系数, N 为网络节点数, $N(N-1)$ 为有向网络图中最大可承载的关系数。

(4)平均聚类系数。聚类系数是网络中特定节点及其邻接节点之间相连的实际数量与这些节点之间理论可实现的最大相连边数的比值,平均聚类系数是网络全部节点聚类系数的平均值,体现了网络中节点之间的集聚程度^[32]。有向网络的平均聚类系数的计算公式如下:

$$C = \frac{1}{N} \sum_i \frac{E_i}{k_i(k_i-1)} \quad (4)$$

在式(4)中, C 为网络平均聚类系数, N 为节点数量, k_i 为节点 i 的邻接节点数, E_i 为节点 i 与相邻节点之间实际相连的边数。

(5)平均路径长度。平均路径长度则是网络中任意两个节点之间最短路径距离的平均值,刻画网络的全局效率和节点之间联系的便利程度^[33]。有向网络的平均路径长度计算公式如下:

$$L = \frac{1}{N(N-1)} \sum_j d_{ij} \quad (5)$$

在式(5)中, L 为平均路径长度, N 为节点数量, d_{ij} 为节点 i 和 j 之间的最短路径距离。

(二)ERGM 的表达形式

(1)横截面 ERGM

假设所有表示关系网络的邻接矩阵的可能集为 Y ,而其中一个随机邻接矩阵可表示为 $y = [y_{ij}]$,于是用 $\Pr(Y = y | \theta)$ 来表示在 θ 条件下 y 在可能集 Y 中出现的概率^[1]。参考 Lusher 等(2013)^[7]、何喜军等(2018)^[34]的成果,假设所观测的国际贸易网络 y 的概率取决于不同种类的网络结构统计量,横截面 ERGM 模型的一般形式可表达为:

$$\Pr(Y = y | \theta) = \frac{1}{\kappa} \exp \{ \theta^T z(y) + \theta_a^T z_a(y, x) + \theta_b^T z_b(y, g) \} \quad (6)$$

在式(6)中, κ 是一个标准化常量,该参数主

要用于确保模型具有适当的概率分布, $z(y)$ 表示一系列可能影响国际贸易网络关系形成的内生网络结构变量, $z_a(y, x)$ 则表示一系列影响网络结构的外生网络协变量, $z_b(y, g)$ 表示一系列影响网络结构的节点属性变量。与之相应, θ^T 、 θ_a^T 和 θ_b^T 分别表示纯网络结构变量、外生网络协变量以及节点属性变量的估计参数向量,这些估计参数如能够满足统计学意义的显著性检验,则表明该变量对国际贸易网络关系的形成和组织构建具有重要影响^[35]。

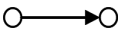
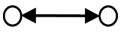
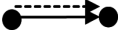
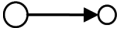
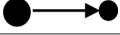
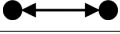
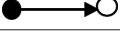
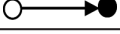
(2)时间 ERGM

横截面 ERGM 只能用于静态分析的局限饱受诟病。为了使 ERGM 用于分析网络结构的动态变化,Hanneke 等(2010)^[9]提出了基于离散时间网络数据的时间 ERGM,将多期网络作为一个整体进行研究,并考察不同时间点上网络数据的相关性。参考 Wu 等(2020)^[11]的做法,考虑时间依赖的观察网络,将式(6)中在 t 时期的观察网络 y^t 、滞后1期的网络到滞后 k 期的网络,分别记为 $y^{t-1}, \dots, y^{t-k}$ 一并引入式(7),构建如下时间 ERGM 进行分析:

$$\Pr(Y = y^t | y^{t-1}, \dots, y^{t-k}, \theta) = \frac{1}{\kappa} \exp \{ \theta^T z(y^t, y^{t-1}, \dots, y^{t-k}) + \theta_a^T z_a(y^t, y^{t-1}, \dots, y^{t-k} | X_t) + \theta_b^T z_b(y^t, y^{t-1}, \dots, y^{t-k} | G_t) \} \quad (7)$$

在式(7)中, κ 是一个标准化常量,该参数主要用于确保模型具有适当的概率分布。其中, $z(y^t, y^{t-1}, \dots, y^{t-k})$ 、 $z_a(y^t, y^{t-1}, \dots, y^{t-k} | X_t)$ 、 $z_b(y^t, y^{t-1}, \dots, y^{t-k} | G_t)$ 表示一系列影响网络结构的内生网络结构、外生网络和节点属性临时性变化的统计变量。同样, θ^T 、 θ_a^T 和 θ_b^T 分别表示纯网络结构变量、外生网络协变量以及节点属性变量的估计参数向量,这些估计参数如能够满足统计学意义的显著性检验,则表明该变量对国际贸易网络关系的形成和组织构建具有重要影响。由于 Statnet 软件包进行 ERGM 参数模拟与估计时,可供选择的网络结构统计量多达 118 种,我们根据研究的需要和反复调试,最终选择的内生纯结构变量、属性变量和网络协变量见表 1。

表 1 ERGM 包含的解释变量

类别	变量	作用	结构示意图	统计量	假设检验
内生网络结构变量	<i>Edges</i>	截距效应		$\sum_{ij} y_{ij}$	类似回归模型中常数项
	<i>Mutual</i>	互惠效应		$\sum_{ij} y_{ij} y_{ji}$	是否会增加双边互惠性贸易的概率
外生网络协变量	<i>Netc(x)</i>	协同效应		$\sum_{ij} y_{ij} g_{ij}$	具有某种关系的国家是否会增大贸易关系发生的概率
节点属性协变量	<i>Main(x)</i>	主效应		$\sum_{ij} y_{ij} (x_i + x_j)$	带有 x 属性的节点是否具有更高的贸易网络扩张性
	<i>Diff(x)</i>	差值效应		$\sum_{ij} y_{ij} x_i - x_j $	x 属性差别大的国家是否更倾向于贸易
	<i>Homp(x)</i>	同配效应		$\sum_{ij} y_{ij} x_i x_j$	具有相同 x 属性的国家是否更易发生贸易关系
	<i>Send(x)</i>	发出效应		$\sum_{ij} x_i y_{ij}$	具有 x 属性的国家是否更为活跃而拥有更多的出连接
	<i>Recv(x)</i>	接收效应		$\sum_{ij} x_j y_{ji}$	具有 x 属性的国家是否更受欢迎而拥有更多的人连接

①ERGM 内生网络结构变量

纯网络结构变量主要用于检验和控制网络内生的自组织特征。本文选择有向边数 (*Edges*), 互惠边数 (*Mutual*) 两个内生网络结构变量进入模型。如果 ERGM 中的网络结构统计量仅考虑 *Edges* 和 *Mutual*, 则这样的模型被认为是二元独立模型, 也称之为互惠 p^* 模型。若互惠边数 (*Mutual*) 的参数估计值显著为正, 则表明有向网络中的节点间存在互惠关系。

②ERGM 外生网络协变量

网络协变量 (*Covariate network*) 统计量主要检验外部网络关系对于贸易网络关系形成的解释力和推动作用。本文重点考察资产组合投资 (*Netc(TPI)*)、股权与基金投资份额 (*Netc(EIFS)*) 和债券投资 (*Netc(TDS)*) 同三种金融关系对出口贸易网络的影响。

③ERGM 外生节点属性变量

节点属性变量可用来考察节点属性的主效应、差值效应、同配效应、发送和接收效应等。其中, 主效应 (*Main effects*) 主要是用来测量节点连续型属性特征汇总对网络关系形成的影响, 本文主要关注样本国家的投资自由化 (*Main(invfree)*) 和金融自由化 (*Main(finfree)*) 水平对出口贸易网络形成的影响。

差值效应 (*Absolute difference effects*) 主要用来测度不同节点对所对应的连续型属性值的差异特征对网络关系形成产生影响。本文主要关注样本国家人口差异 *Diff(pop)*、经济发展水平差异 *Diff(gdp)* 和企业进入成本差异 *Diff(entry_cost)* 对出口贸易网络形成的影响。

同配效应 (*Homophily*) 主要用来测度不同节点的属性同质性是否会对网络关系的形成产生影响。本文中, 我们按照经济实力 (*gdp*) 和人口规模 (*pop*) 进行排序各取三分之一样本分为高 (*high*)、中 (*mid*)、低 (*low*) 三类, 考察这些属性接近的样本国家之间是否更倾向于群组间出口。

发送效应 (*Sender effects*) 测量网络中具有某种特殊属性的行为者相比其他行为者发送出更多关系的程度; 接收效应 (*Receiver effects*) 测量具有特定属性的行为者拥有接收关系倾向的程度。本文主要考虑样本国家的经济发展水平 (*gdp*) 和人口规模 (*pop*) 两种属性变量的发出效应和接收效应。

(三) ERGM 的参数估计方法

ERGM 模型的参数估计方法主要有两种: 一种是采用极大伪似然估计 (*Maximum Pseudo likelihood Estimation, MPLE*), 该方法的缺陷在于它违背了关系数据变量之间的依赖性假设, 导致估计结果可能有偏^[36]; 另一种是马尔可夫链蒙特卡罗极大似然估计法 (*Markov Chain Monte Carlo Maximum Likelihood Estimation, MCMC MLE*), 该方法的一个特点是通过不断对模型进行模拟和参数修正使得模型参数的估计值最终趋于稳定。综合权衡, 本文选择 MCMC MLE 方法进行参数估计, 辅以 MPLE 方法进行稳固性检验。

(四) 数据来源

“一带一路”发起国有 65 个国家, 但由于其中 4 个国家 (黑山、马其顿、巴勒斯坦、东帝汶) 的数据缺失严重, 本文最终选取了 61 个国家作为样本。样本国家间出口贸易数据来源于 UN Comtrade_SITC 数

据集;样本国家间资产组合投资(Total Portfolio Investment)数据集、股权与基金投资份额(Equity and Investment Fund Shares)数据集和债券投资(Total Debt Securities)数据集来源于 Coordinated Portfolio Investment Survey (CPIS)数据集;进入成本(Entry_cost)均来源于 CEPII 的 Gravdata 数据集;衡量经济实力的 GDP 和人口等基础数据均来源于世界银行数据库;投资自由化和金融自由化衡量数据来源于全球遗产基金会(Global Heritage Fund)提供的数据库。

三、实证结果与解释

(一)跨国金融网络与出口贸易网络的整体结构特征分析

图1—图5是2001—2019年“一带一路”61国的金融网络与出口贸易网络平均度、加权平均度、网络密度、平均集聚系数的变化趋势。

由图1—图4可知,2001—2019年,出口贸易(EXP)网络、资产组合投资(TPI)网络、股权与基金投资份额(EIFS)网络和债券投资(TDS)网络对应的度平均值、加权重度平均值、网络密度和平均集聚系数整体上呈现上升趋势,并且出口贸易网络对应的网络平均度、加权重度、网络密度和平均集聚系数都要大于资产组合投资网络、股权与基金投资份额网络和债券投资网络的对应网络结构值。尽管只这些指标的增长速度存在一定的差异,但二者存在协同变化的趋势。

由图5可知,2001—2019年,出口贸易(EXP)网络、资产组合投资(TPI)网络、股权与基金投资份额(EIFS)网络和债券投资(TDS)网络对应的平均路径长度整体上呈现下降趋势,尽管下降速度存在一定的差异,但二者存在协同变化的趋势。并且,出口贸易网络的平均路径长度要低于资产组合投资网络、股权与基金投资份额网络和债券投资网络对应的平均路径。

进一步,考虑到平均聚类系数和平均路径长度是衡量小世界特征的两个主要指标,如果一个网络具有相较于类似规模的随机网络更短的平均路径长度同时具有更高的平均聚类系数,则这个网络就是小世界网络,图4和图5的变动趋势表

明,出口贸易网络、资产组合投资网络、股权与基金投资份额网络和债券总投资网络均具有不断增长的集聚系数和不断减少的路径长度,因而这4个网络均显现出“小世界”特征。

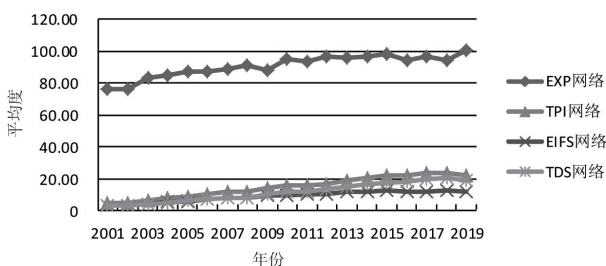


图1 平均度的变动趋势

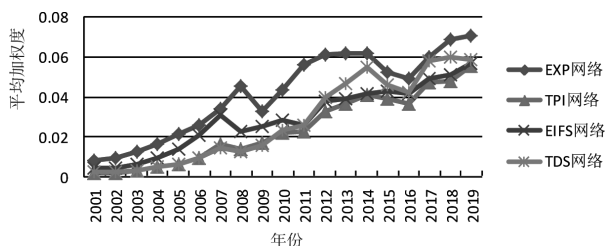


图2 平均加权重度的变动趋势

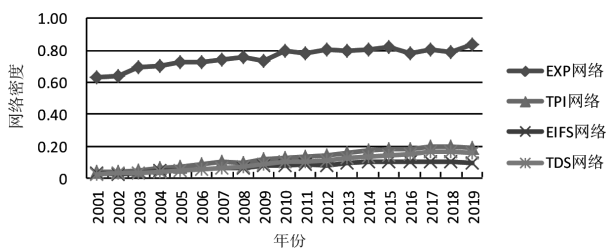


图3 网络密度的变动趋势

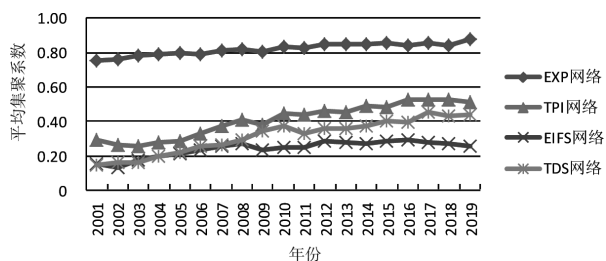


图4 平均集聚系数的变动趋势

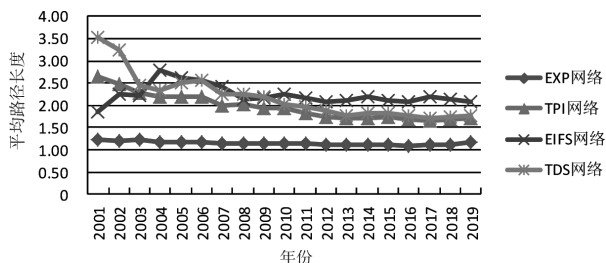


图5 平均路径长度的变动趋势

(二)基于横截面 ERGM 的估计结果

1. 出口贸易网络的静态分析

为了揭示“一带一路”金融网络协变量对出口贸易网络的影响,我们采用逐步回归的策略寻求最佳的估计模型。表 2 中 M(1)是在互惠 p^* 模型的基础上,逐步增加节点属性协变量、外生网络协变量的基础上考察不同的金融网络协变量对出口贸易网络的影响。以 2019 年的出口贸易网络为例,首先不考虑节点属性,仅考虑网络内生结构变量和网络外生变量,结果显示包含节点属性特征模型的赤池信息准则(Akaike information criterion, AIC)值(2297.4982)和贝叶斯信息准则(Bayesian information criterion, BIC)值(2384.3713)要比不包含属性特征的模型得到的对应的统计量 AIC 值(2890)和 BIC 值(2908)都要低,这意味着同时考虑网络内生结构变量、节点属性变量和外生网络协变量的出口贸易估计模型相对最优。

为了进一步判断 ERGM 模型的对观测网络的有效性和适用性,采用拟合优度(Goodness of fit, GOF)仿真,如果得到的模拟网络与真实的观测网络具有相似的结构特征,则说明模型拟合效果较好,否则说明拟合优度较低^[37]。本文选择二元共享伙伴关系系数(Dyad-wise shared partners)和最小测地距离(Minimum geodesic distance)指标进行判断,拟合 10000 次的结果如图 6 所示。图 6 中,纵轴是频率(Frequency),横轴左边和右边分别是二元共享伙伴关系和最小测地距离,图 6 中实线表示原模型的统计特征,箱体表示随机模拟模型的结构特征,实线基本位于箱体中线附近,表明模型模拟效果较好。图 6 的结果表明 2019 年的 ERGM 较好地模拟了观测网络的结构特征,能够捕捉出口贸易网络演化的形成机制特征。3 个金融网络协变量分别影响出口贸易网络的估计结果如表 2 中 M(2)—M(4)所示。

首先,从内生网络结构变量来看,Edges 的估计参数在模型 M(2)—M(4)中均为负数,证实了出口网络关系不是随机形成的,因此进一步分析各种网络关系形成的影响因素是有意义的^[38]; Mutual 的估计系数在 M(2)—M(4)中均显著为

正,表明样本国家之间出口贸易关系具有互惠特征。换言之,如果两个样本国家存在出口贸易关系,也很可能同时存在相应的进口关系,这符合“一带一路”经贸实情。

表 2 基于出口贸易网络的 ERGM 估计结果(2019 年)

变量	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)
<i>edges</i>	-3.0510 *** (0.0912)	-5.1997 *** (0.0229)	-5.3105 *** (0.0214)	-5.1160 *** (0.0229)
<i>mutual</i>	4.8089 *** (0.1852)	4.1534 *** (0.0136)	4.1608 *** (0.0115)	4.1366 *** (0.0124)
<i>Main(invfree)</i>		0.0060 ** (0.0025)	0.0054 ** (0.0024)	0.0050 ** (0.0026)
<i>Main(finfree)</i>		0.0072 ** (0.0029)	0.0088 *** (0.0028)	0.0069 ** (0.0029)
<i>Diff(popd)</i>		0.0003 ** (0.0002)	0.0003 * (0.0002)	0.0004 ** (0.0002)
<i>Diff(gdpd)</i>		0.0001 *** (0.0000)	0.0001 *** (0.0000)	0.0001 *** (0.0000)
<i>Diff(entry_cost)</i>		-0.0198 *** (0.0040)	-0.0200 *** (0.0041)	-0.0177 *** (0.0041)
<i>Home(gdphigh)</i>		0.2182 *** (0.0764)	0.2312 *** (0.0770)	0.2008 ** (0.0803)
<i>Home(pophigh)</i>		0.0755 (0.0751)	0.0617 (0.0795)	0.0538 (0.0776)
<i>Send(gdphigh)</i>		0.7024 *** (0.0300)	0.6995 *** (0.0321)	0.6785 *** (0.0262)
<i>Send(pophigh)</i>		0.5376 *** (0.0335)	0.5646 *** (0.0337)	0.5611 *** (0.0350)
<i>Recv(gdphigh)</i>		0.7718 *** (0.0284)	0.7765 *** (0.0307)	0.7038 *** (0.0273)
<i>Recv(pophigh)</i>		0.5423 *** (0.0335)	0.5680 *** (0.0354)	0.6037 *** (0.0348)
<i>Netc(TPI)</i>	0.0010 *** (0.0002)	0.0003 ** (0.0001)		
<i>Netc(EIFS)</i>			0.0000 (0.0000)	
<i>Netc(TDS)</i>				0.0055 *** (0.0009)
<i>AIC</i>	2889.7791	2297.4982	2305.4400	2223.5552
<i>BIC</i>	2908.3947	2384.3713	2392.3131	2310.4282
<i>Log Likelihood</i>	-1441.8895	-1134.7491	-1138.7200	-1097.7776

注:***、**、*表示 1%、5%、10% 的显著性水平;()为标准误。

其次,从外生网络协变量来看,M(2)中 Netc(TPI)的估计参数为 0.0003,且在 1% 的显著性水平下通过了 Z 检验,这表明资产组合投资网络有助于“一带一路”出口贸易网络的发展。进一步分析可知,M(3)中 Netc(EIFS)的估计参数接近于 0,且都在 1% 的显著性水平下通过了 Z 检验,这表明股权与基金投资网络有助于“一带一路”沿线国家出口贸易网络的发展,但作用非常微弱;M(4)中 Netc(TDS)的估计参为 0.0055,且都在 1% 的显著

性水平下通过了 Z 检验,这表明债券投资网络均有助于“一带一路”沿线国家出口贸易网络的发展。比较而言,债券投资网络对“一带一路”沿线国家出口贸易网络的影响是最大的。

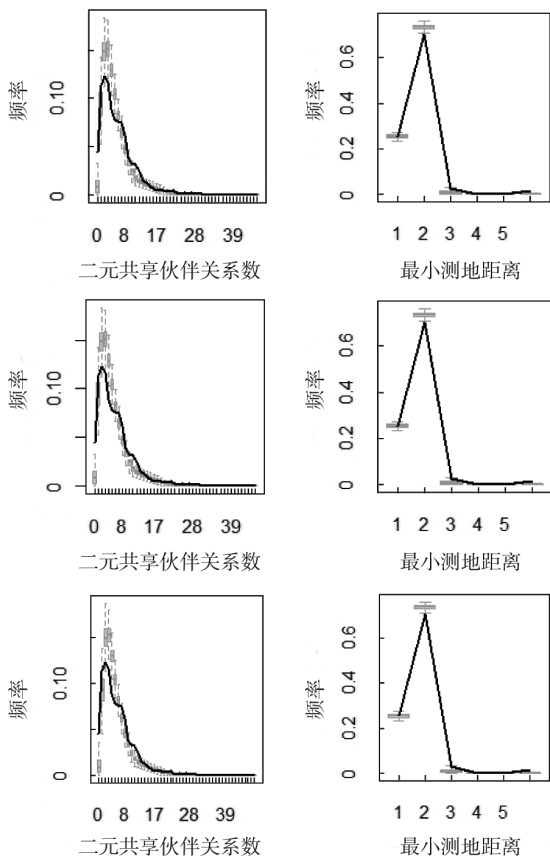


图6 M(2)、M(3)和M(4)的GOF诊断

最后,从个体属性协变量来看,在主效应方面,M(2)—M(4)中 $\text{Main}(\text{invfree})$ 和 $\text{Main}(\text{finfree})$ 的估计参数均为正数,且大部分参数在1%的显著性水平下显著不为零,这表明投资自由化和金融自由化发展水平对“一带一路”沿线国家的出口贸易网络的形成具有显著的促进作用,这里结论与许和连等(2016)^[1]关于高端制造业出口网络的研究结果具有一致性。在差值效应方面,M(2)—M(4)中 $\text{Diff}(\text{gdp})$ 和 $\text{Diff}(\text{pop})$ 的估计系数显著为正值,这表明样本国家的GDP和人口规模的差异均有利于样本国家双边出口贸易关系的建立。此外, $\text{Diff}(\text{entry_cost})$ 的估计系数显著为负值,并且M(2)—M(4)中参数通过了显著性检验,这一定程度表明进入成本的不利于2019年“一带一路”沿线出口贸易网络的发展。在同配效应方面,M(2)—M(4)中

$\text{Hom}(\text{gdphigh})$ 和 $\text{Hom}(\text{pophigh})$ 估计系数均为正,表明“一带一路”GDP大国和人口大国之间出口倾向均较大,具有“马太效应”。在发送效应方面,M(2)—M(4)中 $\text{Send}(\text{gdphigh})$ 和 $\text{Send}(\text{pophigh})$ 的估计参数均为正,在一定程度上表明GDP大国和人口大国在出口贸易中表现得较受欢迎、出链接加多;在接收效应方面,在M(2)—M(4)中 $\text{Recv}(\text{gdphigh})$, $\text{Recv}(\text{pophigh})$ 的估计参数均为正数,这表明GDP大国和人口大国在出口贸易中均表现得较为活跃、入链接较多。

2. 不同时期的出口贸易网络的比较静态分析

为了进一步考察不同时期跨国金融对出口贸易网络的影响差异,按照上文的建模思路,分别基于2001年、2005年、2010年、2013年、2015年的横截面数据估计了模型(6),图7展示了6个特定年份中3个金融网络协变量对出口贸易网络的影响系数。由图7可知,2001年、2005年、2010年、2013年、2015年和2019年,这3个金融网络变量对出口贸易网络的影响系数均为正数,这意味着资产组合投资网、股权与投资基金网络和债券网络有助于国际出口贸易网络的发展。整体来看, $\text{Netc}(\text{TDS})$ 的估计参数要大于 $\text{Netc}(\text{TPI})$ 的估计参数, $\text{Netc}(\text{TPI})$ 的估计参数要大于 $\text{Netc}(\text{EIFS})$ 的估计参数,这意味债券投资对出口贸易网络的影响最大,股权与投资基金份额网络对出口贸易网络的影响相对较小,而组合投资网络对出口贸易网络的影响位居中间位置。

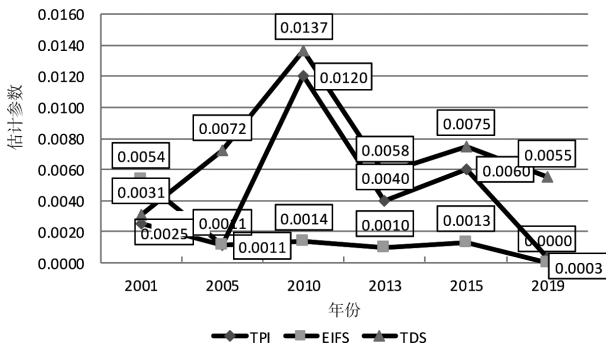


图7 不同年份金融网络对出口贸易网络的影响系数

(四)基于时间 ERGM 的动态分析

1. 时间 ERGM 的马尔科夫蒙特卡罗极大似然估计(MCMC MLE)

为了进一步揭示2001—2019年间“一带一

路”沿线国家金融网络对出口贸易网络的影响效果,我们集合 2001 年、2005 年、2013 年和 2019 年的数据构建面板数据,采用 MCMC MLE 方法对式(7)的参数进行了估计,结果如表 3 所示。由于时间 ERGM 一般采用 GOF 检验模型的拟合效果,我们进而计算了模型(7)的拟合效果。图 8 是 M(5)、M(6)和 M(7)为例的 GOF 拟合效果。在图 8 中,黑色实线代表观测网络的统计特征,箱线图代表模拟网络的统计特征,由于箱线图的中位数接近观测网络的黑实线,这表明 M(5)—M(7)的 GOF 拟合效果较好。下文进一步解释每个估计参数的含义。

首先,从内生网络结构变量来看,M(5)—M(7)中 Edges 的估计参数均为负数,同样证实了出口贸易网络关系形成的非随机性;M(5)—M(7)中 Mutual 的估计系数均显著为正,进一步证实了样本国家之间出口贸易关系具有互惠特征。

其次,从外生网络协变量来看,M(5)—M(7)中资产组合投资网络 Netc(TPI)的估计系数为正数(0.0031),这表明资产组合投资网络有助“一带一路”国家出口贸易网络的发展;Netc(EIFS)的估计系数均显著为正数(0.0011),这一定程度上证实了股权与基金投资份额发展有助于出口贸易网络的演化;Netc(TDS)的估计系数均显著为正数(0.0056),这表明债券投资网络有助于出口贸易网络的演化。比较而言,债券投资网络对出口贸易网络发展的影响是最大的。

最后,从个体属性变量来看,在主效应方面,M(5)—M(7)中 Main(invfree)和 Main(finfree)的估计参数均显著为正,表明投资自由化和金融自由化对“一带一路”沿线国家的出口贸易网络的发展均具有显著的促进作用;在差值效应方面,Diff(gdp)在 M(5)—M(7)中的估计系数显著为正值,这表明样本国家 GDP 的差异有利于样本国家建立出口贸易关系;Diff(pop)在 M(5)—M(7)中的估计系数接近于 0,这表明样本国家人口数量有利于样本国家建立双边出口贸易关系,但其影响较为

微弱;此外,Diff(entry_cost)的估计系数为负值,但没有通过显著性检验,未能证实表明进入成本阻碍了整个样本期间“一带一路”沿线国家出口贸易网络的发展。在同配效应方面,Homp(gdphigh)和 Homp(pophigh)在 M(5)—M(7)中的估计系数显著为正数,表明 GDP 大国之间、人口大国之间出口倾向均较大。在发送效应方面,Send(gdphigh)和 Send(pophigh)在 M(5)—M(7)中均为正,这表明,GDP 大国和人口大国在的出口贸易中更受欢迎,而拥有更多的出链接。在接收效应方面,Recv(gdphigh)和 Recv(pophigh)在 M(5)—M(7)中均为正数,这表明 GDP 大国、人口大国在高流量的出口贸易中表现得较为活跃。

表 3 基于出口贸易网络的时间 ERGM 估计结果 (MCMC MLE)

变量	M(5)	M(6)	M(7)
<i>edges</i>	-3.2548 *** (0.0193)	-3.4592 *** (0.0195)	-3.3263 *** (0.0110)
<i>mutual</i>	2.9441 *** (0.0133)	2.9438 *** (0.0137)	2.8865 *** (0.0070)
<i>Main(invfree)</i>	0.0005 * (0.0003)	0.0014 *** (0.0003)	0.0013 *** (0.0002)
<i>Main(finfree)</i>	0.0011 *** (0.0003)	0.0023 *** (0.0003)	0.0013 *** (0.0002)
<i>Diff(popd)</i>	-0.0000 * (0.0000)	-0.0000 *** (0.0000)	-0.0000 (0.0000)
<i>Diff(gdpd)</i>	0.0003 *** (0.0000)	0.0003 *** (0.0000)	0.0003 *** (0.0000)
<i>Diff(entry_cost)</i>	-0.0006 (0.0005)	-0.0003 (0.0008)	-0.0005 (0.0005)
<i>Home(gdphigh)</i>	0.0679 *** (0.0105)	0.0618 *** (0.0107)	0.0491 *** (0.0057)
<i>Home(pophigh)</i>	0.0437 *** (0.0103)	0.0616 *** (0.0094)	0.0656 *** (0.0055)
<i>Send(gdphigh)</i>	0.5632 *** (0.0123)	0.5605 *** (0.0125)	0.5595 *** (0.0064)
<i>Send(pophigh)</i>	0.0638 *** (0.0120)	0.0598 *** (0.0120)	0.0470 *** (0.0061)
<i>Recv(gdphigh)</i>	0.9355 *** (0.0121)	0.8959 *** (0.0114)	0.8920 *** (0.0061)
<i>Recv(pophigh)</i>	0.3919 *** (0.0120)	0.4235 *** (0.0112)	0.4082 *** (0.0062)
<i>Netc(TPI)</i>	0.0031 *** (0.0005)		
<i>Netc(EIFS)</i>		0.0011 *** (0.0003)	
<i>Netc(TDS)</i>			0.0056 *** (0.0008)
<i>Num. obs.</i>	10860	10860	10860

注:***、**、*表示 1%、5%、10% 的显著性水平;()为标准误。

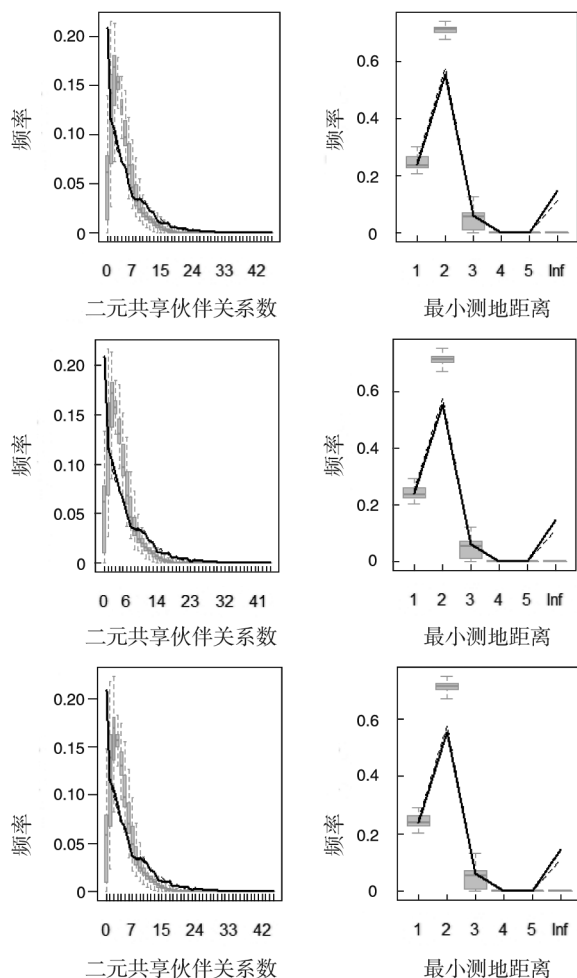


图8 M(5)、M(6)和M(7)的GOF诊断

2. 时间 ERGM 的带有自助置信区间的极大伪似然估计 (MPLE)

为了得到更加稳固的结论,我们基于同样的数据,采用带有自助置信区间的 MPLE 方法替换 MCMC MLE 方法,估计结果如表 4 所示。由表 4 可知,M(8)—M(10) 中内生网络结构变量 Edges 的估计参数为负, Mutual 的估计系数也均显著为正,这与表 3 的结果具有一致性。

M(8)—M(10) 中 Netc(TPI)、Netc(EIFS) 和 Netc(TDS) 的估计系数分别为 0.0009、0.0008 和 0.0022,并且通过了显著性 Z 检验,这表明“一带一路”沿线国家资产组合投资网络、股权与投资基金份额网络和债券投资网络均有助于出口贸易网络的演化,并且这 3 个金融网络对出口贸易网络的影响大小排序与表 4 中的结果也具有一致性,区别在于部分参数的显著性不足。

此外,有关“一带一路”沿线国家的节点属性对的估计参数性质(正负性)也与表 4 中的结果基本一致,这表明“一带一路”沿线国家的节点属性对应的主效应、差值效应、同配效应、发送效应和接收效应方面与表 4 结果基本一致,同时也与表 3 中基于 2019 年的横截面 ERGM 的估计结果是一致的。

表 4 基于出口贸易网络的时间 ERGM 估计结果 (MPLE)

变量	M(8)	M(9)	M(10)
edges	-3.3259 *	-3.3886 *	-3.3155 *
	[-4.6572; -2.8318]	[-4.8347; -2.8456]	[-4.6601; -2.8914]
mutual	2.8665 *	2.8983 *	2.8629 *
	[2.5334; 3.0683]	[2.3013; 3.0916]	[2.2836; 3.0598]
Main	0.0013	0.0014	0.0013
(infree)	[-0.0020; 0.0073]	[-0.0056; 0.0075]	[-0.0057; 0.0060]
Main	0.0013	0.0016	0.0012
(infree)	[-0.0052; 0.0080]	[-0.0054; 0.0092]	[-0.0041; 0.0086]
Diff	-0.0000	-0.0000	-0.0000
(popd)	[-0.0000; 0.0008]	[-0.0001; 0.0007]	[-0.0001; 0.0005]
Diff	0.0003 *	0.0003 *	0.0003 *
(gdphigh)	[0.0000; 0.0006]	[0.0000; 0.0008]	[0.0001; 0.0007]
Diff	-0.0005	-0.0005	-0.0005
(entry_cost)	[-0.0020; 0.0016]	[-0.0022; 0.0014]	[-0.0022; 0.0016]
Home	0.0456	0.0679	0.0453
(gdphigh)	[-0.0993; 0.1072]	[-0.0974; 0.2550]	[-0.0520; 0.2353]
Home	0.0710 *	0.0748 *	0.0723 *
(pophigh)	[0.0336; 0.1438]	[0.0370; 0.2391]	[0.0359; 0.2376]
Send	0.5919	0.6088	0.5874 *
(gdphigh)	[-0.1300; 1.1518]	[-0.1273; 1.5315]	[0.0463; 1.5168]
Send	0.0282	0.0328	0.0302
(pophigh)	[-0.1398; 0.2548]	[-0.2937; 0.2706]	[-0.2916; 0.2560]
Recv	0.9115 *	0.9140 *	0.9078 *
(gdphigh)	[0.4360; 1.3290]	[0.4390; 1.6454]	[0.5387; 1.6367]
Recv	0.4216 *	0.4226 *	0.4220 *
(pophigh)	[0.1182; 0.7393]	[0.1129; 0.7392]	[0.1842; 0.7430]
Netc	0.0009 *		
(TPI)	[0.0003; 0.0015]		
Netc		0.0008 *	
(EIFS)		[0.0007; 0.0068]	
Netc			0.0022 *
(TDS)			[0.0018; 0.0031]
Num. obs.	10860	10860	10860

注: * 表示 10% 的显著性水平; [] 为估计值的置信区间。

四、结论与启示

(一) 研究结论

第一,样本期间,出口贸易网络对应的网络平均度、加权平均度、网络密度和平均集聚系数都要大于资产组合投资网、股权与投资基金网络和债券网络对应的结构特征值,而出口贸易网络对应的平均路径长度则小于 3 个金融网络的对应值。总体来看,这四个网络因其平均集聚系数呈现上升趋势、平均路径长度呈现下降趋势呈现出“小世界”网络特征。

第二,基于特定年份的横截面 ERGM 和基于时间 ERGM 的回归结果一致表明,“一带一路”沿线国家资产组合投资网络、股权与投资基金网络

和债券投资网络均有助于对出口贸易网络的发展;并且,债券投资网络对出口贸易网络发展的影响相对最大,股权与投资基金份额网络的影响相对最小,而资产组合投资网络的影响程度居中。

第三,样本国家自身所具有的属性特征,诸如投资自由化和金融自由化发展水平越高对“一带一路”沿线国家的出口贸易网络的形成的促进作用也越显著,经济规模和人口数量越大的国家在出口贸易网络中表现得更为活跃。

(二) 启示

第一,“一带一路”沿线国家贸易网络规模的扩大和网络密度的提升是“一带一路”战略实施取得的重要成效,为进一步巩固和扩大“一带一路”战略实施的成果,有必要扩大“一带一路”的“朋友圈”,深化经贸合作领域,巩固成员国之间的经贸联系。

第二,“一带一路”沿线各国应该建立畅通的信息沟通和反馈机制,加强成员国间的对话与交流,并努力提升各自的贸易投资和金融自由化水平,通过制度优势来保障国家间能够形成紧密的经贸合作关系,实现互惠共赢。

第三,加快发展“一带一路”国家间的金融联系无疑有助于“一带一路”沿线国家间形成更紧密的双边或多边贸易关系。为了形成更加紧密的金融关系,应该鼓励“一带一路”国家间的金融市场的联动发展,通过放开国内的资本市场,进而吸引更多的跨国资本的进入,特别是借贷资本、股权资本和投资基金的进入,这样才更快地形成“你中有我,我中有你”的利益共同体。

本文研究还存在一些不足,有待进一步完善。第一,本文采用的双边贸易数据集局限在国际整体层面,而没有细分到具体产品层面;第二,本文仅考虑了三种金融网络外,而暂未考虑国际汇率、货币合作和共同金融监管等关系在对外贸易中的作用,这也是未来有待深入研究的重要方面。

参考文献:

- [1] 许和连,孙天阳,成丽红. “一带一路”高端制造业贸易格局及影响因素研究——基于复杂指数随机图分析[J]. 财贸经济, 2015(12): 74-88.
- [2] 邹嘉龄,刘卫东. 2001—2013 年中国与“一带一路”沿

线国家贸易网络分析[J]. 地理科学, 2016, 36(11): 1629-1636.

[3] 徐建军,汪浩瀚. 我国金融发展对国际贸易的影响及区域差异——基于跨省面板数据的协整分析和广义矩估计[J]. 国际贸易问题, 2008(4): 82-88.

[4] POL J V D. Introduction to network modeling using exponential random graph models (ERGM): theory and an application using R-project [J]. Computational economics, 2019(54): 845-875.

[5] INGOLD K, FISCHER M, CHRISTOPOULOS D. The roles actors play in policy networks: central positions in strongly institutionalized fields [J]. Network science, 2021, 9(2): 213-235.

[6] LIU B, LUO C, MENG F, et al. Modeling venture capital networks in hospitality and tourism entrepreneurial equity financing: an exponential random graph models approach [J]. International journal of hospitality management, 2021, 95(3): 102936.

[7] LUSHER D, KOSKINEN J, ROBINS G L. Exponential random graph models for social network: theory, methods, and applications [M]. Cambridge: Cambridge university press, 2013.

[8] FENG L, XU H, WU G, et al. Exploring the structure and influence factors of trade competitive advantage network along the belt and road [J]. Physica A: statistical mechanics and its applications, 2020(559): 125037.

[9] HANNEKE S, FU W, XING E. Discrete temporal models of social networks [J]. Electronic journal of statistics, 2010, (4): 585-605.

[10] LEIFELD P, CRANMER S J, DESMARAIS B A. Temporal exponential random graph models with btergm: estimation and bootstrap confidence intervals [J]. Journal of statistical software, 2018, 83(6): 1-36.

[11] WU G, FENG L Y, PERES M, et al. Do self-organization and relational embeddedness influence free trade agreements network formation? evidence from an exponential random graph model [J]. The journal of international trade & economic development, 2020, 29(8): 995-1017.

[12] CHEN Z, PONCET S, XIONG R. Local financial development and constraints on domestic private-firm exports: evidence from city commercial banks in China [J]. Journal of comparative economics, 2020(48): 56-75.

[13] NIEMINEN M. Multidimensional financial development, exporter behavior and export diversification [J]. Economic modelling, 2020, 93: 1-12.

- [14] NGUYEN C P, SU T D. Export quality dynamics: multi-dimensional evidence of financial development [J]. The world economy, 2021(44):1-25.
- [15] 刘钻石, 张娟华. 金融发展对国际贸易结构影响的实证分析[J]. 经济理论与经济管理, 2016(1):71-83.
- [16] 铁瑛, 何欢浪. “雪中送炭”抑或“锦上添花”: 地方金融发展、金融脆弱度与出口关系稳定度[J]. 统计研究, 2020, 37(7):42-53.
- [17] 张盼盼, 张胜利, 陈建国. 融资约束、金融市场化与制造业企业出口国内增加值率[J]. 金融研究, 2020(4):48-69.
- [18] 李玉山, 陆远权, 王拓. 金融扭曲、创新抑制及其对出口复杂度的影响[J]. 管理科学学报, 2021, 24(4):19-41.
- [19] 冯小兵, 胡海波, 汪小帆. 金融危机对贸易网拓扑结构影响的动态研究[J]. 复杂系统与复杂性科学, 2011(1):1-8.
- [20] 赵哲, 陈烨, 吴钢. 美国金融危机对全球贸易网络影响的测度研究[J]. 宏观经济研究, 2016(2):150-159.
- [21] 姚星, 吴怡, 吴钢. 金融危机冲击下中国服务贸易网络结构动态演化研究[J]. 国际贸易问题, 2016(9):84-95.
- [22] ASKARI M, SHIRAZI H, SAMANI K A. Dynamics of financial crises in the world trade network [J]. Physica A: statistical mechanics and its applications, 2018(501):164-169.
- [23] 王维红. 金融危机沿国际贸易网络跨国传播研究: 基于复杂网络理论[M]. 北京: 企业管理出版社, 2012.
- [24] 魏彦杰, 钟娟, 邢孝兵. 高阶结关系、贸易网络演化与金融危机[J]. 财经研究, 2017, 43(10):109-121.
- [25] 曾志坚, 吴汪洋. 贸易渠道视角下的金融危机传染研究: 基于复杂网络与 SIRS 模型[J]. 湖南大学学报(社会科学版), 2018, 32(3):87-93.
- [26] SCHIAVOS, REYES J, FAGIOLO G. International trade and financial integration: a weighted network analysis [J]. Quantitative finance, 2010, 10(4):389-399.
- [27] ZHANG S, WANG L, LIU Z, et al. Evolution of international trade and investment networks [J]. Physica A: statistical mechanics & its applications, 2016(462):752-763.
- [28] DING H, JIN Y, LIU Z, et al. The relationship between international trade and capital flow: a network perspective [J]. Journal of international money and finance, 2019(91):1-11.
- [29] 屈晓翔. 复杂网络下国际货币体系对世界石油贸易的影响研究[D]. 长沙: 湖南大学, 2015.
- [30] DUXBURY S W. Diagnosing multicollinearity in exponential random graph models [J]. Sociological methods & research, 2021, 50(2):491-530.
- [31] FREEMAN L C. Centrality in social networks: conceptual clarification [J]. Social network, 1978(3):215-239.
- [32] FISCHER C, SHAVIT Y. National differences in network density: Israel and the United States [J]. Social networks, 1995, 17(2):129-145.
- [33] WATTS D J, STROGATZ S H. Collective dynamics of “small-world” networks [J]. Nature, 1998, 393(6684):440.
- [34] 何喜军, 董艳波, 武玉英, 等. 基于 ERGM 的科技主体间专利技术交易机会实证研究[J]. 中国软科学, 2018(3):184-192.
- [35] 吴钢. 人文关系网络对国际贸易网络的影响机制及效应研究[D]. 长沙: 湖南大学, 2014.
- [36] CARRINGTON P J, SCOTT J, WASSERMAN S. Models and methods in social network analysis [M]. New York: Cambridge University Press, 2005.
- [37] 刘青林, 陈紫若. 中国优势产业组合的动态演化机制研究——基于 TERGM 的实证分析[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(11):70-78.
- [38] 盛科荣, 张红霞, 赵超越. 中国城市网络关联格局的影响因素分析[J]. 地理研究, 2019, 38(5):32-46.

(本文责编: 辛 城)