

国际贸易网络与经济周期的协同性 ——来自二十国集团的经验证据

张 兵 李 苹

摘要：本文基于国际贸易网络的视角，使用2000—2019年二十国集团（除欧盟）的面板数据，构建贸易网络强度指标，对贸易强度与经济周期协同性的相关性进行了系统分析。研究表明：间接贸易渠道是提高双边经济周期协同性的关键渠道；双边直接贸易强度对经济周期协同性的影响取决于专业化分工程度；金融危机时期，间接贸易渠道会促进国家之间经济周期的传导，加剧危机蔓延；地区因素对经济周期协同性的影响相对较小，经济发展水平差距大的经济体之间的贸易往来更能提高经济周期的协同性。

关键词：国际贸易网络；经济周期的协同性；G20国家

[中图分类号] F742 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 9-0053-17

一、引言与文献综述

随着经济全球化的深入推进和经济联系的增强，各国经济周期波动会表现出比较明显的协同性和同步性趋势。2008年金融危机爆发后，全球贸易一体化增速明显放缓，发达国家贸易保护主义升级，由此掀起了一股逆全球化思潮。2020年突发全球性重大公共卫生事件——新冠肺炎疫情，国际贸易局势紧张，逆全球化趋势呈现出进一步加剧的迹象，而贸易一体化如何影响经济周期协同性一直是国际宏观经济研究中的一个重要问题。近年来，国际贸易关系演化成连通性和稳健性较强的巨型网络，网络中任意一个节点（国家或地区）的经济波动、贸易政策改变都可能直接或间接地通过网络对其他国家（地区）产生影响。那么，国际贸易网络中两个节点间的直接贸易和间接贸易是如何影响经济周期协同性的？

现有文献对贸易强度与经济周期协同相关性的研究主要集中在双边直接贸易。文献认为，贸易强度对经济周期协同性的影响在理论上是不确定的，但可以肯定的

[收稿日期] 2021-09-03

[基金项目] 中央高校双一流引导专项资金项目“中国经济增长质量国际比较及新常态下的提升路径研究”（96176403）；国家社会科学基金项目“G20成员经济周期的协同性及其影响效应研究”（17BGJ016）

[作者信息] 张兵：南开大学经济学院教授；李苹（通讯作者）：南开大学经济学院博士研究生，电子邮箱 liping@mail.nankai.edu.cn

是，国际贸易是影响经济周期协同性的关键渠道。Frankel 和 Rose (1997^[1], 1998^[2]) 证明了贸易强度的总体效应会促进经济周期协同性，且贸易强度对经济周期协同性的影响可能是双向的。经济周期协同性对贸易一体化的反应可能取决于各种变量，如国家（地区）组合之间生产结构的不对称性（Krugman, 1993^[3]；Lee and Azali, 2010^[4]）和产业内贸易的程度（Gruben et al., 2002^[5]；Imbs, 2004^[6]）。Krugman (1993) 认为双边贸易强度的增强往往伴随专业化分工程度的提高，在经济产出波动主要由产业冲击引起的情况下，双边贸易强度的增强会减弱周期协同性。Gruben 等 (2002) 在模型中加入贸易产业结构，以区分产业内和产业间贸易对经济周期协同性的影响。结果表明，Frankel 和 Rose (1997, 1998) 虽高估了贸易对经济周期同步的影响，但产业结构专业化不会显著地使双边经济周期不同步。Baxter 和 Kouparitsas (2004)^[7] 通过研究 100 多个国家（地区），指出产业结构相似性与经济周期协同的相关性系数是不确定的。Rana 等 (2012)^[8] 通过比较亚洲和欧洲产业内贸易与经济周期协同的相关性，发现相较于欧洲，亚洲国家（地区）间产业内贸易对经济周期协同性的影响更大。Li (2017)^[9] 对亚洲国家（地区）数据进行随机效应回归估计，发现产业内贸易对亚洲经济周期协同性具有显著正向影响。César 等 (2007)^[10] 通过在模型中加入生产不对称指数和产业内贸易强度，以专业化分工和双边贸易模式的差异性来解释工业化国家和发展中国家之间周期同步对贸易一体化反应的差异。Cheng 等 (2020)^[11] 研究发现，双边贸易强度对中国与新兴市场国家间的周期协同性贡献较大，但对中国与发达经济体间的贡献较小，产业结构相似性对经济周期协同的影响则与之相反。

迄今为止，只有少数文献研究间接贸易渠道对经济周期协同性的影响。Amiti 等 (2019)^[12] 认为自美国 2018 年对中国发起贸易战以来，美国咄咄逼人的贸易政策不仅损害了双方利益，而且间接降低了其他国家（地区）的实际收入。Kim 等 (2020)^[13] 研究发现拉丁美洲地区的区域贸易一体化对经济周期协同性没有显著影响，但强调了间接贸易渠道的重要性，特别是与美国的间接贸易渠道，是区域经济周期同步化的主要渠道。

近年来，二十国集团（G20）已经成为世界主要经济体进行多边合作的一种新模式和全球经济治理的一个新平台，在世界经济中日益发挥举足轻重的作用。G20 国家涵盖面广、代表性强，成员人口占全球人口的近 70%，国土面积占全球的 60%，国内生产总值占全球的 90%，贸易额占全球的 80%。G20 中主要国家的经济周期演变也已经成为世界经济发展演变的风向标和主导力量。本文选取 G20 国家（除欧盟）^① 2000—2019 年的面板数据，基于国际贸易网络，拓展现有文献对贸易强度的定义，引入贸易网络强度指标，包括传统的直接贸易强度和新构建的间接贸易网络强度。

首先，分析贸易网络强度对 G20 国家双边经济周期协同性的影响；其次，研

^①本文研究对象为国与国之间的双边经济周期协同，且 G20 国家已经包括法国、德国和意大利等欧盟国家，因此本文剔除欧盟的数据。

究专业化分工程度是否会显著影响贸易网络强度与经济周期协同之间的相关性；最后，分析在金融危机时期，不同国家（地区）组合间贸易网络强度对经济周期协同影响的差异性。

与现有文献相比，本文的贡献主要体现在：第一，首次从贸易网络的视角出发，对贸易强度与G20国家经济周期协同性的关系进行较为系统、深入的分析，丰富了研究贸易一体化对经济周期协同性影响的文献；第二，在方法上，构建了间接贸易网络强度指标，研究了间接贸易渠道对经济周期同步性影响的重要性；第三，本文的研究框架不仅适用于G20国家，同时也为区域经济一体化存在的贸易网络问题提供了可行的分析框架。

二、典型事实描述：核心指标测度与初步分析

本文研究的核心指标如下：经济周期协同系数（被解释变量）、贸易网络强度（核心解释变量）和专业化分工程度（调节变量），并对G20国家贸易网络的典型事实进行初步的描述性分析。

（一）核心指标测度

为了直观地说明核心指标测度数据，本文计算G20国家组合相关指数的横截面均值数据。以2008年全球金融危机为界线将整个时期分为两个阶段，表1展示了2000—2019年的经济周期协同系数、贸易网络强度（贸易标准化的双边直接贸易强度和间接贸易网络强度）以及专业化分工程度，其中双边直接贸易强度表示双边直接的贸易往来，间接贸易网络强度表示在G20的贸易网络中双边通过与其他国家发生贸易往来，在下文的理论机制和实证模型中这四个变量是主要的指标。

总体来说，2008年全球金融危机后G20成员双边经济周期协同性显著增加，发达经济体的周期协同性高于发展中经济体，但相对而言，后者较危机之前协同系数增加幅度远超前，说明发展中经济体积极融入世界经济的发展。值得注意的是，日本、意大利、加拿大和澳大利亚等发达经济体不同程度地削弱了与其他经济体的协同性，这种相关性的变化似乎更多地与2008年金融危机爆发有关。巴西在2015、2016年经济大幅萎缩后，虽走出衰退，但增速徘徊在1%的低水平，因此协同系数从0.5265降到0.2243；中国则与之相反，与世界经济发展的联动性增强，这可能是由于中国经济增速的放缓，以及自2013年中国提出“一带一路”倡议以来，中国与世界各国（地区）贸易往来更加密切。就贸易网络强度而言，G20国家总体增加了双边直接贸易的来往，间接贸易强度略微减小。其中，发达经济体减少了与其他国家的贸易强度，发展中经济体则与其他经济体开展了更多的贸易合作，贸易直接强度和间接贸易网络强度都有所增加。美国、中国、德国和日本的贸易网络强度要显著高于其他国家（地区），国际贸易地位凸显。中国在2008年国际金融危机后与G20其他国家的双边直接贸易强度仅次于美国，间接贸易网络强度则居于首位，表明中国在国际贸易中占据日益重要的地位。专业化分工程度较高时，在受到金融危机等外生冲击后，全球价值链被割裂，冲击带来的衰退更大，这也解释了G20国家间专业化分工程度在危机后有所下降，说明G20国家间的生产

不对称性有所减小。发展中经济体与其他经济体的专业化分工程度仍然高于发达经济体，其中印度尼西亚和沙特阿拉伯的专业化分工程度超过 0.5，中国和印度虽在危机后下降但仍超过 0.4，原因可能在于相较其他国家（地区），农业和工业占 GDP 的比重较高，服务业所占比重则较低。

表 1 G20 国家经济周期协同、贸易网络强度 and 专业化分工程度

国家 (地区)	经济周期协同系数		直接贸易强度		间接贸易网络强度		专业化分工程度	
	2000- 2008 年	2009- 2019 年	2000- 2008 年	2009- 2019 年	2000- 2008 年	2009- 2019 年	2000- 2008 年	2009- 2019 年
中国	0.2965	0.5927	3.5853	4.3063	12.1060	16.8769	0.4926	0.4163
日本	0.7086	0.6514	3.5699	3.1021	11.9207	9.9483	0.2741	0.2607
韩国	0.1700	0.6604	2.5112	2.5699	7.8143	8.6673	0.2884	0.2972
印度	0.2053	0.2277	1.2256	1.7617	5.8984	5.6614	0.4397	0.4059
印度尼西亚	0.4369	0.6333	1.1735	1.3170	6.6089	5.7528	0.5336	0.5508
沙特阿拉伯	0.0112	0.6670	1.0455	1.2171	5.0560	4.8176	0.5954	0.5353
英国	0.6018	0.6377	2.6347	2.2703	9.1083	7.8263	0.3487	0.3446
法国	0.6269	0.7390	2.6705	2.4411	9.8086	8.2587	0.3447	0.3459
德国	0.5377	0.7280	3.1911	3.0671	14.4616	12.5609	0.2943	0.2761
意大利	0.6081	0.5443	2.4299	2.2370	9.1721	7.8383	0.2796	0.2710
美国	0.5809	0.7095	5.9956	5.6758	13.7708	12.8613	0.3619	0.3471
加拿大	0.6526	0.6436	2.4989	2.3243	9.0953	8.1933	0.2742	0.2810
墨西哥	0.6904	0.7099	1.7979	2.0747	6.8284	7.4664	0.3106	0.3201
澳大利亚	0.4519	0.3191	1.5229	1.5947	5.7561	6.7548	0.2941	0.2942
巴西	0.5265	0.2243	1.7477	1.8598	6.2320	6.6966	0.2965	0.2739
阿根廷	0.3721	0.7448	1.0734	0.9982	5.1587	5.2599	0.3168	0.2852
俄罗斯	0.6007	0.6649	1.4083	1.6237	8.1318	6.6646	0.3849	0.2854
土耳其	0.4399	0.7556	1.0685	1.2454	5.0732	4.9861	0.3601	0.3320
南非	0.5749	0.7428	0.9076	0.8562	4.9522	5.0385	0.2873	0.2584
G20	0.4786	0.6103	2.2136	2.2391	8.2607	8.0068	0.3567	0.3358
发达经济体	0.5487	0.6259	2.3751	2.2989	8.2274	7.4634	0.3067	0.3020
发展中经济体	0.4154	0.5963	2.0682	2.1853	8.2906	8.4959	0.4018	0.3663

(二) 双边贸易网络的形成

在国际贸易中，即使两国间没有直接贸易联系，但通过第三国联通，两国仍可能发生产品需求和供给冲击的传递，即“第三国效应”（Johnson, 2014a）^[14]。当国际贸易形成网络，“第三国效应”叠加传递形成国际贸易的网络效应。已有文献针对贸易与经济周期协同的研究主要集中于直接贸易强度，既无法衡量“第三国效应”，也不能反映国际贸易网络的连通性，因此从国际贸易网络的视角来度量可能更为合适。随着国际贸易网络的连通性和稳健性不断加强，贸易网络中任何一个国家发生经济冲击，都会通过网络传递到其他国家（地区）。网络效应极大地促进了国际贸易的发展，图 1 刻画了双边贸易网络形成的过程。如图 1（a）所示，假设中国的商品和服务要向美国出口，并有另外其他三个出口市场（A、B、C），则中国可以通过两类行为向美国出口：一是中国本地直接向美国市场出口（传统文献衡量的双边贸易强度）；二是以第三国为网络节点，向美国市场间接出口。因

此，间接贸易渠道与双边直接贸易渠道的作用差异体现在两国需要通过贸易网络中其他中间节点国家（地区）相连接，间接贸易的形成以双边直接贸易为基础，即贸易网络的搭建以两国（地区）间直接贸易做桥梁，图1（a）中A、B是中美贸易网络形成的中间节点，中国—A（B）—美国形成一条间接贸易网络联通线，而C与美国没有直接贸易，不构成中间网络节点。由于被解释变量经济周期协同不是一个有方向性的指标，图1（b）进一步简化，刻画了中美双向贸易网络的形成过程。本文以双边贸易网络形成作为理论基础，构建双边贸易网络强度指标。

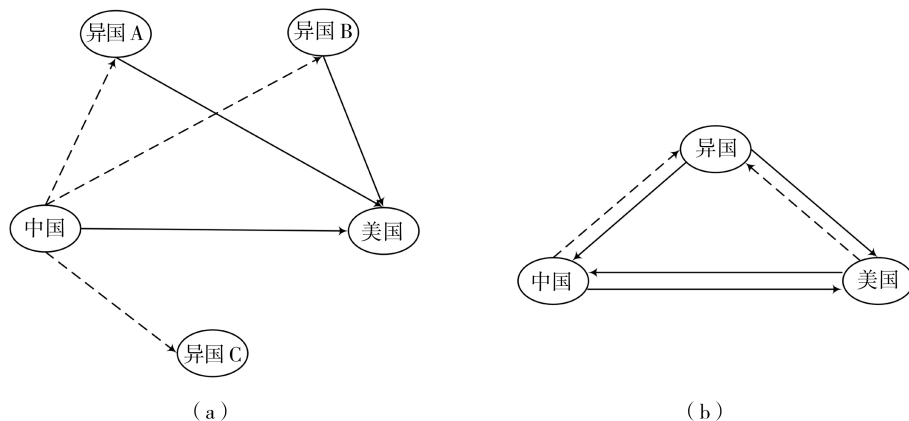


图1 双边贸易网络图

（三）G20 国家的贸易网络

任何复杂的网络系统的基本构件都是节点和连接它们的链路。以2019年G20国家贸易为例，图2刻画了一个贸易网络系统，在此系统中，网络是抽象的，节点代表国家，节点的连线表示国家之间的贸易往来，连线越粗表示贸易权重越大，箭头指向则表示贸易的流入，流入即进口，流出即出口。贸易网络密度可用于刻画贸易网络系统的密集程度。一个具有 N 个节点和 L 条连线的网络，网络密度为： $den = \frac{2L}{N(N-1)}$ 。G20国家的贸易网络密度值为1，说明G20国家之间的贸易联系非常紧密，该贸易网络具有较强的连通性与稳健性，并呈现出如下特点：首先，发达经济体在国际贸易中仍然占主导地位，与其他经济体的贸易往来密切，美国、日本、德国、加拿大等发达经济体的贸易规模都较大；其次，世界主要经济体之间的贸易强度要显著高于其他经济体，例如，2019年中国与美国、日本、德国、韩国和俄罗斯，美国与日本、德国、韩国和加拿大的贸易规模都超过1 000亿美元，中美贸易总额达到了5 000多亿美元；最后，地理位置邻近的大国贸易来往密切，例如，美国与其邻国加拿大、墨西哥的贸易规模都超过了6 000亿美元，中国与其邻国日本、韩国的贸易总额也仅次于与美国的贸易总额。从图2也可以明显看出，美国和中国是目前国际贸易聚集的核心节点。国际贸易网络的形成使得两国不止通过双边直接贸易连接，更重要的是会通过与网络中其他所有中间节点的国家进行贸易而紧密联系。

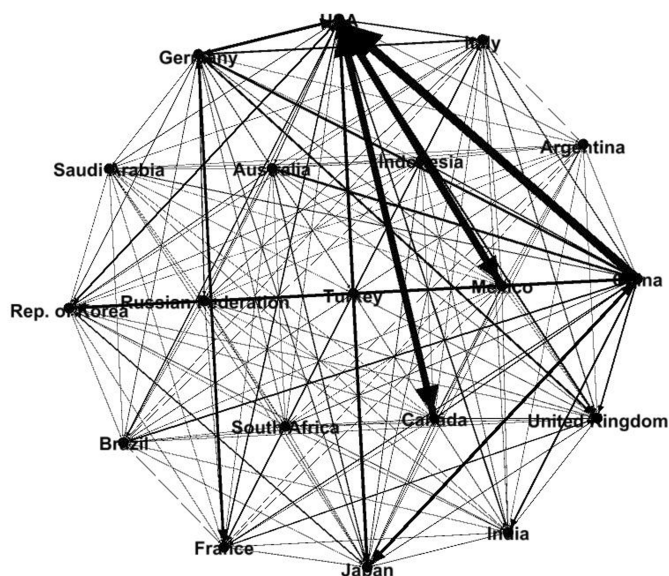


图2 2019年G20国家的贸易网络图

三、理论机制与实证模型分析

(一) 理论机制分析

已有文献针对两国直接贸易往来研究对双边经济周期协同性的影响，但若国家不发生直接贸易，一国的经济波动是否会影响另一个国家？如考虑国际网络贸易中的 $N+2$ 个经济体（国家 i 、 j 和 $k \in \{1, 2, \dots, N\}$ ），国家 $k \in \{1, 2, \dots, N\}$ 为网络中连接国家 i 和 j 的中间节点。假设国家 i 和 j 并不发生直接贸易， k 国没有技术生产最终产品。第一阶段， i 国中间产品用于国内生产消费和出口到国家 $k \in \{1, 2, \dots, N\}$ ；第二阶段， j 国从中间节点国家 $k \in \{1, 2, \dots, N\}$ 进口复合中间产品，利用本国技术生产最终产品；第三阶段， j 国生产的最终产品用于本国消费和出口到 k 国。

一方面， i 国或 j 国发生需求和供给的冲击，虽然两国之间没有直接贸易，但是通过贸易网络中的中间节点国家传递， j 国或 i 国会发生相应的冲击；另一方面， k 国发生正向最终需求冲击，会刺激 j 国对 i 国中间产品的需求。就此而言， i 国和 j 国会通过与贸易网络中 $k \in \{1, 2, \dots, N\}$ 中间节点国家发生间接贸易而影响双边经济周期协同性。

标准的国际实际经济周期（IRBC）模型忽略了跨境中间产品贸易，贸易被认为是最终产品的贸易，产品只跨越一次国际边界。在国际贸易网络下，本文为直观比较双边直接贸易和间接贸易对双边经济周期协同的作用差异，借鉴 Johnson (2014b)^[15] 的多国家多部门 IRBC 静态模型设定，比较两种完全不同的情形：第一种情形下，两国发生直接贸易，假设只有最终产品贸易，没有中间产品贸易；第二种情形下，两国可通过第三国发生间接贸易，假设只有中间产品贸易，没有最终产品贸易。

模型中市场完全竞争, 假设 j 国产出品的生产需要劳动力 L_j 和复合中间产品 X_j , 最终产品和中间产品的生产函数是 *Cobb - Douglas* 形式, 且规模报酬不变。以 Q_j 表示 j 国产出, 则:

$$Q_j = Z_j(X_j)^{\alpha_j}(L_j)^{1-\alpha_j} \quad (1)$$

$$X_j = \prod_i (X_{ij})^{\alpha_{ij}/\alpha_j} \quad (2)$$

其中, Z_j 表示 j 国国内生产技术; L_j 、 $(1 - \alpha_j)$ 表示 j 国雇佣的劳动力数量和生产所需的劳动力份额; X_j 、 α_j 表示 j 国生产所需的中间复合产品投入和份额; X_{ij} 表示 j 国从 i 国进口的复合中间产品; α_{ij} 为 j 国从 i 国购买的中间产品支出份额, 作为 j 国产出的一部分; C_j 表示 j 国消费。

假设 j 国消费者的效用函数为: $U_j = \log(C_j) - \frac{\chi\varepsilon}{1+\varepsilon}L_j^{(1+\varepsilon)/\varepsilon}$ 。其中, χ 表示劳动带来的负效用, ε 表示劳动力供给的 Frisch 弹性。 μ_j 表示 j 国消费者的福利权重。对于政策制定者而言, 需考虑的问题是最大化社会福利:

$$\max \sum_j \mu_j U_j \quad (3)$$

$$s. t. \quad Q_j = Z_j(X_j)^{\alpha_j}(L_j)^{1-\alpha_j} \quad (4)$$

$$and \quad Q_j = \sum_i C_{ji} + X_{ji} \quad (5)$$

第一种情形, 没有中间产品贸易, 令 $\alpha_j = 0$, 生产函数为 $Q_j = Z_j L_j$, 为考察这种情形下两国产出如何协同波动, 求解这种情形下的政策制定者社会福利最大化问题, 一阶条件为:

$$L_j = \left(\frac{\lambda_j Z_j}{\chi \mu_j} \right)^\varepsilon \quad (6)$$

其中, λ_j 为 j 国产出的影子价格, 将式 (6) 代入生产函数, 并进行线性处理, 产出增长为:

$$\hat{Q}_j = (1 + \varepsilon) \hat{Z}_j + \varepsilon \hat{\lambda}_j \quad (7)$$

第二种情形, 没有最终产品贸易, 式 (5) 可表示为 $Q_j = C_j + \sum_i X_{ji}$, 并假定劳动力供给外生, 进行线性化处理, 产出增长为:

$$\hat{Q} = [I - \Theta']^{-1} \hat{Z} \quad (8)$$

其中, Θ 为元素 α_{ij} 的矩阵, 表示各国产出通过中间产品贸易的联系, 矩阵 $[I - \Theta']^{-1}$ 直观反映了全球生产网络联系。为简化模型分析, 考虑一个三国模型, 这种情形中, 假设国家 1 和国家 3 没有发生直接贸易, 且没有国内中间产品投入, 则矩阵 Θ 为:

$$\Theta = \begin{pmatrix} 0 & \alpha_{12} & 0 \\ \alpha_{21} & 0 & \alpha_{23} \\ 0 & \alpha_{32} & 0 \end{pmatrix} \quad (9)$$

以国家 1 为例, 其产出增长可表示为:

$$\hat{Q}_1 = A[(1 - \alpha_{23}\alpha_{32})\hat{Z}_1 + \alpha_{21}\hat{Z}_2 + \alpha_{32}\alpha_{21}\hat{Z}_3] \quad (10)$$

其中, $A = 1/[I - \Theta']^{-1}$ 。在情形1中, 式(7)表明双边产出协同运动受到生产率的直接影响和相对价格变动的间接影响, i 国产出的相对价格下降, 相当于 j 国产出相对价格上升, 促使 j 国消费者提供更多的劳动力, 从而提高本国产出, 换言之, 两国经济周期的协同性受到双边贸易条件变化的影响。在情形2中, 由式(10)可知, 双边产出协同运动受到双边直接贸易以及通过第三国发生间接贸易的影响, 国家1和国家3即使不发生直接贸易, 生产率冲击亦可通过中间节点国家2传导, 且两国产业专业化分工程度高, 两国之间中间产品投入 α_{ij} 会减小, 降低生产率冲击的协同影响, 因此在构建模型时必须考虑专业化分工程度的负向调节作用。通过上述分析, 即使两国不直接进行贸易, 但如果与一个或多个共同的贸易伙伴进行贸易, 那么双边经济周期波动可以通过与贸易伙伴的链接变得相关。因此, 必须考虑这种间接的贸易联系, 以充分理解贸易强度与经济周期协同性之间的关系。 i 国、 j 国的经济周期协同会同时受到双边直接贸易和间接网络贸易的影响, 而在复杂的国际贸易网络中, 网络中任一节点的经济波动都可能通过贸易影响经济周期协同性。

(二) 计量模型构建

本文为研究国际贸易网络对经济周期协同性的影响, 构建不同传导路径对双边经济周期协同性影响的模型。现有文献对双边经济周期协同性传导路径机制的考察, 主要集中在双边贸易强度、专业化分工以及金融一体化三个渠道 (Imbs, 2006)^[16]。如前所述, 现有大量文献已论证关于贸易强度如何影响经济周期的理论预测取决于贸易结构特征。为了充分理解贸易网络强度与经济周期协同性的关系, 本文考虑专业化分工程度在贸易中所起的作用, 即将专业化分工程度作为贸易强度影响经济周期协同的重要变量。本文借鉴 César 等 (2007) 为研究生产不对称与贸易一体化的互补性增加交互项的方法, 增加贸易网络强度与专业化分工程度的交互项, 基准回归模型如下:

$$\begin{aligned} \text{Corr}_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{TradeNetwork}_{ijt} + \alpha_2 T_{ijt} + \alpha_3 \text{TradeNetwork}_{ijt} \times S_{ijt} \\ & + \alpha_4 T_{ijt} \times S_{ijt} + \beta \vec{X}_{ijt} + \mu_{ij} + \lambda_t + v_{ijt} \end{aligned} \quad (11)$$

其中, 被解释变量 Corr_{ijt} 表示 t 期 i 、 j 两国的经济周期协同性, $\text{TradeNetwork}_{ijt}$ 表示 t 期双边间接贸易网络强度, T_{ijt} 表示 t 期双边直接贸易强度, 其他控制变量表示影响经济周期协同性的其他传导机制, 包括专业化分工程度 S_{ijt} , 金融一体化水平 FI_{ijt} 、国际直接投资差距 FDI_{ijt} 、财政政策协调性 Gov_{ijt} 以及货币汇率波动性 $Erate_{ijt}$ 。

本文采用双向固定效应模型, μ_{ij} 表示国家组合固定效应, λ_t 表示时间固定效应。国家组合固定效应可以排除不属于本文研究重点的非时变或难以观测的因素, 控制国家组合所有特定变量, 例如两国之间的地理距离、是否相邻、语言是否相同以及制度因素等。时间固定效应则有效控制一国与时间特征相关的特征变量和共同冲击, 例如国内生产总值、人口规模、石油价格波动等。

(三) 数据说明

为了能够有代表性地研究不同国家贸易网络对经济周期协同性的影响, 并结合

数据的可获得性,本文选取2000—2019年的G20(除欧盟)19个国家的面板数据。经济周期协同是计算国家组合经济波动周期成分同步化的指数,因此,横截面国家组合个数是171,样本数是3420。下面对模型中各变量的构建以及数据来源进行说明。

一是经济周期协同性。为克服传统经济周期协同皮尔逊相关系数使用不同滚动期、缺失观测值的不足,本文借鉴Cerqueira和Martins(2009)^[17]的方法计算经济周期协同性,采用HP滤波方法,对剔除原时间序列中的趋势成分而获得的周期成分使用同步化CM指数计算。公式如下:

$$Corr_{ijt} = 1 - \frac{1}{2} \left[\frac{d_{it} - \bar{d}_i}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (d_{it} - \bar{d}_i)^2}} - \frac{d_{jt} - \bar{d}_j}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (d_{jt} - \bar{d}_j)^2}} \right]^2 \quad (12)$$

其中, d_{it} 为HP滤波法得到的2015年不变价的GDP对数值的周期成分, \bar{d}_i 为 $t=1$ 到 $t=T$ 时期的 i 国的平均值, T 代表样本时期的长度。

二是双边间接贸易网络强度。本文借鉴吴群锋和杨汝岱(2019)^[18]构建企业贸易网络指标的方法,构建国家-贸易-年份层面的双向间接贸易网络强度指标,公式如下:

$$TradeNetwork_{ijt} = 100 \times \left(\sum_{k \neq ij} \left(\frac{Export_{ikt}}{import_{kt}} \times \frac{Export_{kjt}}{import_{jt}} \right) + \sum_{k \neq ij} \left(\frac{Export_{jkt}}{import_{kt}} \times \frac{Export_{kit}}{import_{it}} \right) \right) \quad (13)$$

其中, k 国为贸易网络中连接 i 国和 j 国节点的中间节点, $Export_{ikt}$ 、 $Export_{jkt}$ 为 i 国、 j 国向 k 国的出口额, $TradeNetwork_{ijt}^1$ 、 $TradeNetwork_{ijt}^2$ 中 $import_{kt}$ 、 $import_{it}$ 、 $import_{jt}$ 为 k 国、 i 国、 j 国对G20国家和全世界不同标准化的总进口额。

三是双边直接贸易强度。本文借鉴Frankel和Rose(1998)的方法,分别利用双边进出口总额计算贸易标准化和名义总产出标准化的双边直接贸易强度,公式如下:

$$T_{ijt}^1 = 100 \times \frac{M_{ijt} + X_{ijt} + M_{jit} + X_{jit}}{T_{it} + T_{jt}} \quad (14)$$

$$T_{ijt}^2 = 100 \times \frac{M_{ijt} + X_{ijt} + M_{jit} + X_{jit}}{Y_{it} + Y_{jt}} \quad (15)$$

其中, M_{ijt} 、 X_{ijt} 为 i 国向 j 国 t 时期的进、出口额, M_{jit} 、 X_{jit} 为 j 国向 i 国 t 时期的进、出口额, T_{it} 、 T_{jt} 为 i 国、 j 国 t 时期的总贸易额, Y_{it} 、 Y_{jt} 为 i 国、 j 国 t 时期的名义总产出。

四是专业化分工程度。本文借鉴Imbs(2004)的方法,利用不同产业增加值占名义总产出比重差值的绝对值来计算,公式如下:

$$S_{ijt} = \sum \left| \frac{IVA_{it}^n}{Y_{it}} - \frac{IVA_{jt}^n}{Y_{jt}} \right| \quad (16)$$

其中, IVA_{it}^n 、 IVA_{jt}^n 为 i 国、 j 国 t 时期 n 部门的产业增加值,由于国际标准行业分类ISIC C-E包含ISIC D的制造业产业增加值,本文将后者删除,保留六个产业部门,即 $n=6$ 。

五是其他控制变量。包括：金融一体化，借鉴 Davis (2014)^[19] 的方法，利用国外净资产占名义总产出比重差值的绝对值来计算；国际直接投资差距，使用各国对外直接投资占名义总产出比重差值的绝对值计算；财政政策协调性，利用政府支出占名义总产出比重差值的绝对值来衡量；货币汇率的波动性，以两国货币兑换美元比值的对数衡量。以上数据来源于世界银行、联合国商品贸易统计数据库、国际货币基金组织及联合国数据库等。

四、实证结果及分析

(一) 基准回归结果及分析

在基准回归中，本文考察间接贸易网络强度、不同标准化的双边直接贸易强度对经济周期协同性的影响。表2第(1)、(2)列只控制核心测度指标进行有无贸易网络指标和专业化分工程度交互项的对比；在控制其他经济周期协同传导路径下，第(3)、(4)、(5)列分别按照贸易标准化的双边直接贸易强度进行对比，第(6)、(7)、(8)列则分别按照产出标准化的双边直接贸易强度进行对比，结果具体分析如下。

1. 双边间接贸易网络强度

表2第一行间接贸易网络强度的估计系数结果均显著为正，表明在国际贸易复杂的巨型网络下，通过中间节点的连接，间接贸易显著提高了双边经济周期协同性。分工专业化程度对间接贸易网络影响经济周期协同的负向调节作用并不能显著地改变同步性。本文根据表2第(4)、(7)列粗略估算当专业化分工程度超过约0.7 ($0.048/0.068 \approx 0.7059$ 或 $0.047/0.068 \approx 0.6912$) 时，间接贸易网络强度可能会降低双边经济周期协同性。在表1中，本文统计了G20国家的专业化分工程度均值仅超过0.3，远小于0.7，即间接贸易网络强度仍是提高G20成员双边经济周期协同性的关键渠道之一。

2. 双边直接贸易强度

表2第二、三行贸易和产出标准化的直接贸易强度的系数符号并不一致，且第(1)、(3)列 T^1 的回归系数并不显著，表明专业化分工程度是双边直接贸易与经济周期协同相关性的关键变量，负向调节作用非常显著，甚至使经济周期表现出一定程度的不同步。这可能是专业化分工程度的加深导致双边直接贸易更多的是产业间的贸易，更高的贸易强度也会带来更深的专业化，两者相互作用导致经济周期协同性降低。表2第(2)、(4)、(5)、(7)、(8)列 $T^1 \times S$ 和 $T^2 \times S$ 的回归结果显示，双边直接贸易强度 and 专业化分工程度之间存在显著为负的交互作用 (Krugman, 1993; César et al., 2007)。由于专业化分工对间接贸易强度与经济周期协同的相关性影响很小，因此表2第(5)、(8)列忽略 $TradeNetwork^1 \times S$ 交互项，结果在统计上更为显著，以此回归结果为标准粗略的计算将直接贸易强度与经济周期协同之间的正向关系扭转为负所需的专业化分工程度为 $0.087/0.328 \approx 0.2652$ 或 $0.212/0.731 \approx 0.2900$ ，结合表1的统计结果，G20国家的专业化分工程度均值略微超过了这一数值，因此双边直接贸易强度对经济周期协同的总效应很弱，甚至为负。而且新兴经

济体和发展中经济体的专业化分工程度更深，双边贸易一体化会导致经济周期的不对称。如果专业化分工程度取值为0，双边直接贸易强度对经济周期协同的影响程度为表2中 T^1 和 T^2 单独项的回归系数，为0.087和0.212，即双边直接贸易强度的增加会显著提高经济周期的同步性，且大于间接贸易对协同性的促进作用。

表2 国际贸易网络与经济周期协同性的基准回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$TradeNetwork^1$	0.023** (0.009)	0.052*** (0.016)	0.025** (0.011)	0.048** (0.021)	0.020* (0.010)	0.024** (0.010)	0.047** (0.020)	0.021** (0.010)
T^1	-0.008 (0.025)	0.074** (0.035)	-0.036 (0.038)	0.058 (0.054)	0.087* (0.045)			
T^2						-0.151*** (0.055)	0.146 (0.166)	0.211 (0.153)
S	0.020 (0.252)	1.021*** (0.354)	0.178 (0.277)	1.097*** (0.387)	0.762*** (0.290)	0.261 (0.267)	1.081*** (0.383)	0.754** (0.299)
$TradeNetwork^1 \times S$		-0.084** (0.033)		-0.068* (0.039)			-0.068* (0.038)	
$T^1 \times S$		-0.248*** (0.074)		-0.272*** (0.088)	-0.328*** (0.075)			
$T^2 \times S$							-0.576* (0.298)	-0.731*** (0.262)
控制变量	未控制	未控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国家组合固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	3 420	3 420	3 007	3 007	3 007	3 007	3 007	3 007
R ²	0.0946	0.1015	0.0991	0.1057	0.1047	0.1008	0.1048	0.1038

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；括号内为国家组合层面的稳健聚类标准误。

(二) 拓展性分析

1. 金融危机时期贸易网络对经济周期协同的影响

金融危机对经济周期协同性的影响受到学术界的广泛关注，本文为研究2008年金融危机时期贸易网络强度对经济周期协同性的影响，借鉴Kalemli-Ozcan等(2013)^[20]的方法，使用如下模型估算金融危机时期贸易网络对经济周期协同性的影响：

$$\begin{aligned}
 Corr_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 TradeNetwork_{ijt} + \alpha_2 T_{ijt} + \alpha_3 TradeNetwork_{ijt} \times S_{ijt} \\
 & + \alpha_4 T_{ijt} \times S_{ijt} + \varphi_1 crisis_t + \varphi_2 TradeNetwork_{ijt} \times crisis_t \\
 & + \varphi_3 T_{ijt} \times crisis_t + \beta \vec{X}_{ijt} + \mu_{ij} + \lambda_t + v_{ijt}
 \end{aligned} \quad (17)$$

其中，2008年全球金融危机时期 $crisis$ 取值为1，否则为0， α_1 、 α_2 表示非危机期间贸易网络强度对周期协同性影响的直接效应， φ_2 、 φ_3 表示危机期间贸易网络强度对周期协同性影响的偏效应。

表3的回归结果表明，贸易网络强度对经济周期协同性的影响与基准回归结果

一致。金融危机时期的估计系数并不显著，表明危机时期对各国经济周期的协同性并无显著影响。本文关注的是危机时期双边发生贸易对经济周期协同性的影响有何不同？首先，表3第(2)、(4)列 $TradeNetwork^1 \times crisis$ 估计系数显著为正，即危机时期间接贸易网络强度对经济周期协同性的偏效应为正，意味着危机时期国家间的间接贸易提高了经济周期的协同性，也就是说，危机时期连通性和稳健性较强的国际贸易网络会加速危机在国家之间的传播；其次， $T^1 \times crisis$ 、 $T^2 \times crisis$ 估计系数为正，但统计上并不显著，且通过比较可知，危机时期间接贸易强度对经济周期影响的偏效应大于直接贸易强度的偏效应，这可能是危机时期造成的直接贸易紧缩，以及为应对危机双边减少直接贸易来往，但仍无法避免复杂的国际贸易网络对经济周期协同性的影响。综上，金融危机期间，国际贸易网络系统中的间接贸易渠道会提高经济周期的协同性，加剧危机蔓延。这进一步说明了即使两国直接贸易受到贸易摩擦等不稳定因素的影响，也不能切断两国的联系，间接贸易网络渠道是影响双边经济周期协同性的重要渠道。

表3 金融危机时期国际贸易网络对经济周期协同性的影响

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
$TradeNetwork^1$	0.048 ** (0.021)	0.055 ** (0.022)	0.047 ** (0.020)	0.056 *** (0.020)
T^1	0.058 (0.054)	0.059 (0.058)		
T^2			0.146 (0.166)	0.110 (0.170)
S	1.097 *** (0.387)	1.263 *** (0.400)	1.081 *** (0.383)	1.235 *** (0.396)
$TradeNetwork^1 \times S$	-0.068 * (0.039)	-0.085 ** (0.041)	-0.068 * (0.038)	-0.086 ** (0.039)
$T^1 \times S$	-0.272 *** (0.088)	-0.278 *** (0.091)		
$T^2 \times S$			-0.576 * (0.298)	-0.551 * (0.303)
$crisis$	-0.215 (0.142)	-0.693 *** (0.242)	-0.209 (0.142)	-0.683 *** (0.241)
$TradeNetwork^1 \times crisis$		0.059 *** (0.020)		0.058 *** (0.021)
$T^1 \times crisis$		0.017 (0.017)		
$T^2 \times crisis$				0.046 (0.046)
控制变量	控制	控制	控制	控制
国家组合固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	3 007	3 007	3 007	3 007
R^2	0.1057	0.1139	0.1048	0.1131

注：*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平；括号内为国家组合层面的稳健聚类标准误。

2. 国别异质性分析

考虑到地区因素和经济发展水平的不同,贸易网络强度对双边经济周期协同性的影响程度可能会有所不同,本文构建不同国家组合贸易网络对经济周期协同性影响的模型:

$$\begin{aligned} \text{Corr}_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{TradeNetwork}_{ijt} + \alpha_2 T_{ijt} + \alpha_3 \text{TradeNetwork}_{ijt} \times S_{ijt} \\ & + \alpha_4 T_{ijt} \times S_{ijt} + \varphi_1 \text{TradeNetwork}_{ijt} \times \text{region}_{ij}(\text{country}_{ij}) \\ & + \varphi_2 T_{ijt} \times \text{region}_{ij}(\text{country}_{ij}) + \beta \bar{X}_{ijt} + \mu_{ij} + \lambda_t + v_{ijt} \end{aligned} \quad (18)$$

其中,国家组合处于同一地区(同一大洲), region_{ij} 取值为1,否则取值为0;国家组合同为发达经济体或发展中经济体, country_{ij} 取值为1,否则为0。

回归结果见表4。首先,表4第(1)、(2)列回归系数并不显著,表明地区因素对贸易网络强度和经济发展水平不同的国家经济周期协同性的影响微小,这说明在经济全球化、国际贸易网络密度更加密集的背景下,地区因素显得微不足道。其次,国家组合之间贸易和专业化模式的较大差异可能会导致贸易强度对经济发展水平不同的国家经济周期协同的影响有很大不同,表4第(3)、(4)列 $\text{TradeNetwork}^1 \times \text{country}$ 交互项的回归系数并不显著,表明双边经济发展水平通过贸易网络间接渠道对经济周期协同性的影响较小。第(3)列 $T^1 \times \text{country}$ 交互项的回归系数为负,但统计上不显著,第(4)列 $T^2 \times \text{country}$ 交互项的回归系数显著为负,即经济发展水平差距大的国家组合的直接贸易往来提高经济周期协同性的程度更大,且回归系数的绝对值0.406远大于间接贸易强度交互项的回归系数0.035,表明发展中国家与发达国家有更密切的贸易往来,从中学习先进的技术,更有利于国家经济的快速发展。除此之外,本文还检验了签订自由贸易协议的国家会通过双边直接贸易渠道显著提高经济周期的协同性。

表4 不同国家组合贸易网络对经济周期协同的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
TradeNetwork^1 $\times \text{region}$	0.019 (0.019)	0.023 (0.017)		
$T^1 \times \text{region}$	0.040 (0.071)			
$T^2 \times \text{region}$		0.118 (0.132)		
TradeNetwork^1 $\times \text{country}$			-0.040 (0.031)	-0.035 (0.028)
$T^1 \times \text{country}$			-0.052 (0.090)	
$T^2 \times \text{country}$				-0.406** (0.165)
控制变量	控制	控制	控制	控制
国家组合固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	3 007	3 007	3 007	3 007
R ²	0.1062	0.1055	0.1074	0.1092

注:表中贸易网络强度、分工专业化程度及交互项的结果省略;**表示5%的显著性水平。

(三) 内生性问题

为缓解模型可能存在的内生性问题,使用工具变量法(两阶段最小二乘法)进行内生性检验。本文使用双边直接贸易强度和间接贸易强度的滞后一期变量作为工具变量,如果 T 是内生变量,则交互项 $T \times S$ 也是内生的,因此,滞后变量的交互项是 $T \times S$ 的工具变量。首先,分别使用两个指标滞后一期的变量进行2SLS回归,具体结果见表5第(1)—(4)列,然后,将两个滞后变量同时进行回归,回归结果见表5第(5)—(6)列。Kleibergen-Paap rk LM 统计量在1%的检验水平上拒绝了工具变量“不可识别”的原假设,Kleibergen-Paap Wald rk F 统计量均显著大于临界值,拒绝了“弱工具变量”的原假设。回归结果表明间接贸易网络强度对经济周期协同性的影响显著为正,双边直接贸易强度对经济周期协同性的影响取决于专业化分工程度,与基准回归结果一致,表5的结果表明,即使在考虑了内生性问题后,本文的基本结论依旧成立。

表5 工具变量法:贸易网络强度与经济周期协同性的2SLS估计结果

变量	T		$TradeNetwork^1$		T 和 $TradeNetwork^1$	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$TradeNetwork^1$	0.059*** (0.022)	0.048** (0.022)	0.072*** (0.024)	0.068*** (0.022)	0.075*** (0.023)	0.061*** (0.022)
T^1	0.017 (0.049)		0.022 (0.060)		0.000 (0.051)	
T^2		0.203 (0.184)		0.088 (0.168)		0.167 (0.185)
$TradeNetwork^1$ $\times S$	-0.082** (0.040)	-0.062 (0.038)	-0.085** (0.042)	-0.080** (0.039)	-0.090** (0.041)	-0.066* (0.039)
$T^1 \times S$	-0.216*** (0.081)		-0.204** (0.092)		-0.195** (0.083)	
$T^2 \times S$		-0.701** (0.314)		-0.418 (0.305)		-0.641** (0.318)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
国家组合固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	2 902	2 902	2 902	2 902	2 902	2 902

注:*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平;括号内为国家组合层面的稳健聚类标准误。

(四) 稳健性检验

在全球化的背景下,充当中间节点的国家远不止G20国家,但是G20国家包含了世界上主要的经济体,因此为了检验实证结果的稳健性,以对全世界总进口额的不同标准化来构建间接贸易网络强度,且间接贸易网络强度计算公式(13)中分子项仍为G20国家充当中间节点 k 的17个国家。表6回归结果总体与表2一致,说明以G20国家来衡量国际贸易网络中的间接渠道在一定程度上能够代表国际贸易网络的所有国家(地区),且前述实证研究结果具有稳健性。为进一步验证实证

研究结果, 本文进行如下稳健性检验: 首先, 使用传统的周期滚动的方法测算经济周期协同相关系数, 选取6期滚动窗口 (Inklaar et al., 2008)^[21]; 其次, 使用三大产业 (第一、第二和第三产业) 增加值测算分工化专业程度作为其稳健性指标。回归结果^①显示, 使用不同指标的不同测算方法, 并不影响本文的基本结论。

表6 间接贸易网络强度的不同测算

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$TradeNetwork^2$	0.096*** (0.033)	0.104*** (0.033)	0.084* (0.043)	0.090** (0.041)
T^1	0.089*** (0.032)		0.075 (0.050)	
T^2		0.224* (0.127)		0.189 (0.162)
S	1.085*** (0.345)	1.114*** (0.347)	1.163*** (0.380)	1.192*** (0.381)
$TradeNetwork^2 \times S$	-0.238*** (0.081)	-0.256*** (0.080)	-0.194** (0.098)	-0.208** (0.095)
$T^1 \times S$	-0.265*** (0.072)		-0.288*** (0.084)	
$T^2 \times S$		-0.615** (0.245)		-0.642** (0.286)
控制变量	未控制	未控制	控制	控制
国家组合固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	3 420	3 420	3 007	3 007
R^2	0.1010	0.1001	0.1047	0.1040

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平; 括号内为国家组合层面的稳健聚类标准误。

五、结论与启示

本文基于国际贸易网络的视角, 使用2000—2019年G20国家 (除欧盟) 的面板数据, 对贸易网络强度与经济周期协同的相关性进行了系统分析。研究结果表明: 第一, 国际贸易网络的形成会显著提高双边经济周期的协同性, 贸易网络中任意一个节点的供给或需求的冲击, 都可能通过网络传递到其他国家 (地区); 第二, 国际贸易网络的形成使得间接贸易网络渠道成为提高经济周期协同性的关键渠道; 第三, 双边直接贸易强度对经济周期协同性的影响受到专业化分工程度的负向调节作用; 第四, 金融危机时期, 间接贸易渠道与经济周期协同性显著正相关, 表明危机期间各国之间密切的间接贸易网络联系提高了经济周期协同性, 加剧了危机

^①限于篇幅, 回归结果未列出, 可登录对外经济贸易大学学术刊物部网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

的蔓延；第五，在高密度的贸易网络中，同地区的特征因素对贸易强度与经济周期协同之间的相关性影响较小，经济发展水平差距大的国家组合间发生双边直接贸易往来更能提高经济周期协同性。

本文研究的启示如下：在全球经济一体化不断加深的进程中，以美英为代表的发达国家掀起了新一轮逆全球化思潮，2008年全球金融危机的爆发、2020年全球新冠肺炎疫情的突发都重挫了国际贸易市场。但经济全球化是客观现实和历史潮流，国际贸易网络的形成，使得各国（地区）经济联系越来越紧密，不可能被割裂，各国（地区）宏观经济的动态变化与网络中任意一个节点的经济波动都密切相关。中国作为国际贸易网络系统中贸易聚集的核心节点，面对新冠肺炎疫情、中美博弈等众多外部风险的冲击和挑战，需要继续坚定不移地扩大对外开放、加强与世界各国（地区）的贸易合作，在经济周期协同变化中实现经济高质量发展，与世界各国（地区）携手构建人类命运共同体。

[参考文献]

- [1] FRANKEL J A, ROSE A K. Is EMU More Justifiable Ex Post than Ex Ante? [J]. *European Economic Review*, 1997 (41): 753-760.
- [2] FRANKEL J A, ROSE A K. The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria [J]. *Economic Journal*, 1998 (108): 1009-1025.
- [3] KRUGMAN P. Adjustment and Growth in the European Monetary Union; Lessons of Massachusetts for EMU [M]. Cambridge University Press, 1993.
- [4] LEE G, AZALI M. The Endogeneity of the Optimum Currency Area criteria in East Asia [J]. *Economic Modelling*, 2010, 27 (1): 165-170.
- [5] GRUBEN W C, KOO J, MILLIS E. How Much Does International Trade Affect Business Cycle Synchronization? [R]. Federal Reserve Bank of Dallas Research Department Working Papers, 2002.
- [6] IMBS J. Trade, Finance, Specialization and Synchronization [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2004, 86 (3): 723-734.
- [7] BAXTER M, KOUPARITSAS M A. Determinants of Business Cycle Comovement: A Robust Analysis [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2004, 52 (1): 113-157.
- [8] RANA P B, CHENG T, CHIA W M. Trade Intensity and Business Cycle Synchronization: East Asia versus Europe [J]. *Journal of Asian Economics*, 2012, 23 (6): 701-706.
- [9] LI L. The Impact of Intra-Industry Trade on Business Cycle Synchronization in East Asia [J]. *China Economic Review*, 2017 (45): 143-154.
- [10] CÉSAR CALDERÓN, CHONG A E, STEIN E H. Trade Intensity and Business Cycle Synchronization: Are Developing Countries any Different? [J]. *Journal of International Economics*, 2007 (71): 2-21.
- [11] CHENG H, CEN L, YU W, et al. Business Cycle Co-movements and Transmission Channels: Evidence from China [J]. *Journal of the Asia Pacific Economy*. 2020, 25 (2): 289-306.
- [12] AMITI M, REDDING S, WEINSTEIN D. The Impact of the 2018 Trade War on U.S. Prices and Welfare [R]. NBER Working Paper, 2019, 25672.
- [13] KIM Y J, KIM S. Trade Integration and Business Cycle Synchronization in Latin American Countries [J]. *Journal of Economic Integration*, 2020, 35 (4): 559-575.
- [14] JOHNSON R C. Five Facts About Value-added Exports and Implications for Macroeconomics and Trade Research [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2014a, 28 (2): 119-142.

- [15] JOHNSON R C. Trade in Intermediate Inputs and Business Cyclecomovement [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2014b, 6 (4): 39-83.
- [16] IMBS J. The Real Effects of Financial Integration [J]. Journal of International Economics, 2006, 68 (2): 296-324.
- [17] CERQUEIRA P A, MARTINS R. Measuring the Determinants of Business Cycle Synchronization Using a Panel Approach [J]. Economics Letters, 2009, 102 (2): 106-108.
- [18] 吴群锋, 杨汝岱. 网络与贸易: 一个扩展引力模型研究框架 [J]. 经济研究, 2019, 54 (2): 84-101.
- [19] DAVIS J S. Financial Integration and International Business Cycle Co-movement [J]. Journal of Monetary Economics, 2014 (64): 99-111.
- [20] KALEMLI-OZCAN S, PAPAIOANNOU E, PERRI F. Global Banks and Crisis Transmission [J]. Journal of International Economics, 2013, 89 (2): 495-510.
- [21] INKLAAR R, JONG-A-PIN R, HAAN J D. Trade and Business Cycle Synchronization in OECD Countries: A Re-examination [J]. European Economic Review, 2008, 52 (4): 646-666.

International Trade Network and Business Cycle Synchronization — Evidence from G20 Countries

ZHANG Bing LI Ping

Abstract: This paper analyzes the correlation between trade intensity and business cycle synchronization systematically from the perspective of international trade network. Using panel data of G20 countries (except the EU) from 2000 to 2019, this paper constructs indicators of trade network intensity and analyzes its effect on business cycle synchronization. The results show that indirect trade channels are the key mechanism to improve bilateral business cycle synchronization; the response of business cycle synchronization to bilateral direct trade intensity depends on specialization; indirect trade integration aggravates the spread of the financial crisis through business cycle synchronization; trade between economies with larger economic development gap is more easily to improve business cycle synchronization, while regional factors take smaller impact on the synchronization.

Keywords: International Trade Network; Business Cycle Synchronization; G20 Countries

(责任编辑 王 瀛)