

全球价值链分工对国际经济周期协同性的影响研究

张支南¹, 浦正宁², 李明³

(1. 中国社会科学院 世界经济与政治研究所, 北京 100732; 2. 东南大学 经济管理学院, 南京 211189;
3. 重庆农村商业银行股份有限公司, 重庆 400023)

摘要:为考察全球价值链分工的宏观经济效应,本文基于2000—2014年全球102个经济体相关数据,探究了全球价值链贸易对国际经济周期协同性的影响。结果表明,全球价值链贸易深化了国际垂直型分工,显著提升了国际经济周期的协同性;无论是制造业还是服务业价值链贸易,对国际经济周期协同性都具有显著正向影响,侧面反映出服务业也在越来越深入地融入全球分工体系;价值链贸易对国际经济周期协同性的影响效应主要体现于发展中与发达经济体之间,发达经济体之间的经济周期协同性受其影响并不明显。

关键词:全球价值链;经济周期协同;价值链参与度;马尔科夫区制转换模型

中图分类号:F746.11 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2020)5—0116—09

自从20世纪90年代以来,新一轮全球化进程快速推进,不断扩大的国际贸易及对外投资规模,显著提升了各国之间的经济关联度。在此背景下,宏观经济的波动也不再局限于特定经济体,而是出现了经济体之间的传导与溢出效应,从而导致各国经济周期在调整方向与波幅上呈现出趋同态势,这一现象被称为国际经济周期的协同性(business cycle synchronisation)。例如,2007年由华尔街引爆的美国金融危机迅速通过资本市场传导至世界各国,更是对全球经济增长轨迹形成了深远的负向冲击。显然,宏观经济波动的上述新特征是制定宏观经济政策、实施有效宏观经济管理时所必须要加以高度重视的,其前提就是要对其背后的成因有着准确的认知与把握。那么,到底是什么因素驱动了经济体间非常明显的周期协同性特征呢?国际贸易无疑是最为直接的因素。然而从对2020年新冠疫情下各国经济动态的观察来看,宽泛的讨论国际贸易可能并不充分。导致各国经济停滞的根本原因是全球供应链体系的断裂,这也从侧面表明,这种一体化的链式分工体系,即全球价值链,是影响经济周期协同的关键因素。

事实上,此次全球化进程最为突出的特征就是全球价值链分工体系的构建,以及经济体之间分工的高度专业化。在“碎片化”生产模式下,大量商品的生产不再仅由单个国家完成,而是需要多个国家进行垂直分工协作。这种垂直型产品内分工通过供应链促进了供给和需求的冲击在链条上的传导与溢出,从而影响到相关经济体的经济周期调整动态。理解宏观经济波动特征、有效进行宏观经济管理,必须对价值链分工在其中所发挥的作用加以准确的把握。中国作为全球价值链分工体系中极为重要的一环,国内宏观经济调整是否因此也会受到影响,这些问题不仅具有重要理论价值,更是对宏观经济政策的实施具有现实意义。基于此,本文将就全球价值链分工对于国际经济周期协同的影响展开深入分析。与已有相关文献多采用相关系数等方法对周期协同性进行离散测度不同,本文采用马尔科夫区制转换模型测算了经济周期的时变协同指数,在此基础上,依托国际投入产出表就价值链贸易对于国际经济周期协同性的影响效应进行实证分析。

一、文献综述

研究国际经济周期协同,首先遇到如何对协同度进行测度的问题。已有的相关文献中,测度经济周期协同度主要采用了3种方法。一是计算产出或GDP等变量增长率的相关系数,数值越大表明协同程度越高,如Calderón等^[1]和Dai^[2]。这种方法因其简便性而被广泛采用,但其明显的不足在于只能基于特定区间计算相关系数,无法揭示协同性的演变动态。简单的解决方法就是将样本期划分为多个子区间段并分期计算相关

收稿日期:2020—05—27

基金项目:2019年度中央高校基本业务费项目“大数据方法与宏观经济运行预警体系研究”(242019S20017);2018年度江苏省社科基金重大项目“双向开放与江苏开放型经济高质量发展”(18ZD005)

作者简介:张支南(1965—),女,北京人,学士,中国社会科学院世界经济与政治研究所副编审,研究方向:国际经济;(通讯作者)浦正宁(1985—),男,江苏无锡人,博士,东南大学经济管理学院副教授,研究方向:宏观经济波动、区域创新体系建设;李明(1994—),女,重庆人,硕士,重庆农村商业银行,研究方向:国际贸易。

系数,或者设置窗口期来计算滚动时变相关系数。除此之外,Cerqueira和Martins^[3]对相关系数进行改进后得出时变特征的同步指数,但本质核心仍然是计算相关系数;二是将双边经济体的主要宏观经济变量纳入向量自回归模型,对模型进行估计得到预测误差,以不同时期预测误差为基础计算相关系数来反映经济周期协同性^[4-5];三是根据经济体所处周期阶段的同步性来测度经济周期的协同程度,该方法的基础是马尔科夫区制转换模型^[6],具体通过测算不同经济体处于同一经济状态的概率来反映协同度^[7-8]。

基于不同的实证方法,既有文献采用不同样本围绕国际经济周期协同性展开了广泛研究。这方面的文献最早源自创建欧元区时对于最优货币区问题的讨论,较高的经济周期协同性被认为是将统一货币政策成本最小化的前提要求。尽管样本覆盖范围及长度存在一定差别,但这方面的研究大都显示该区域内的经济周期协同总体上达到了较高水平^[9-13]。受此启发,一些文献以更大覆盖范围的跨国样本为基础来分析国际经济周期协同性,结果显示,全球化进程不断深化的背景下,国际经济周期协同度显著上升^[14-16]。随着亚太地区经济一体化程度的加深,亚太地区新兴经济体也成为经济周期协同研究的重要对象,已有研究同样显示区域内经济周期协同性明显提高^[17-20]。

在国际经济周期协同驱动因素的研究中,已有文献主要讨论了贸易和金融一体化、经济结构相似度、宏观经济政策协调性等多重因素的影响效应。例如,基于21个工业化国家^[21-22]及OECD国家数据分析^[23-24]的研究发现,国际贸易对于经济周期协同性具有正向影响;还有部分研究^[16]以双边国家资产加上负债占GDP比重之和来反映金融一体化程度,发现其是最为稳健的经济周期协同决定因素。一些研究^[19, 25-26]采用联合国NAMA数据库构建专业化指数,发现经济结构的相似性越高,经济周期协同性越强。此外,也有研究^[20]分别使用贴现率和政府支出的相关性来反映货币和财政政策的协调性,研究发现各国财政政策的协调对于东亚经济体的经济周期协同性并无显著影响,但各国货币政策的协调性具有正向促进作用。

综合来看,围绕国际经济周期协同性问题,既有文献做了比较深入的讨论,但其中也存在着比较明显的不足。最为突出的一点就是缺乏从全球价值链分工视角去研究国际经济周期协同的驱动因素。如前所述,新一轮全球化进程最为突出的特征,就是全球生产网络及价值链分工体系的构建。伴随着信息化、模块化、标准化等发展趋势,产品被细分成中间模块,碎片化的产品内分工在各国之间不断延展细化。这种新型贸易体系给全球经济带来了巨大影响,同时也对学术研究提出了新问题和新思路。然而从对已有文献进行检索来看,围绕价值链分工与国际经济周期协同性的研究成果非常缺乏。为此,本文将基于大样本的跨国数据以及改进马尔科夫区制转换模型,对国际经济周期协同进行时变测度,并进一步深入讨论全球价值链对于这种协同特征的影响效应。

二、理论机制和实证模型构建

(一)理论机制分析

已有针对贸易与经济周期协同性的讨论主要是从总贸易规模视角出发,然而从价值链分工视角来衡量双边贸易的关联度可能更为合适^[27]。原因在于即使两国之间没有直接贸易关联,但通过第三国链接,两国仍可能发生冲击的传递,即“第三国效应”^[27]。如考虑“碎片化”贸易中的3个经济体(国家*i*、国家*j*、国家*k*),*i*和*j*分别处于生产A产品的两个阶段,其中*i*仅生产中间产品B并出口到*j*,*j*利用本国特定技术优势和来自*i*国的进口投入生产出最终品A,主要的流向大致可分为国内消费以及出口到包括*k*、*i*等在内的所有其他国家。一方面,若*k*发生正向最终需求冲击,则会刺激对*i*国和*j*国中间产品的需求;另一方面,若*j*的供给增加,亦会提高对*i*中间品的需求。就此而言,价值链分工导致了供给和需求方面的溢出效应,使得一国对外的进出口相应增减,进而提高双边国际经济周期协同性^[28]。本研究借鉴了Johnson^[29]多国家多部门IRBC模型设定,考虑一个简单的由3个国家组成的价值链分工模型。模型中市场完全竞争,劳动供给外生给定,每个国家存在一个代表性消费者,且只讨论中间产品贸易而不考虑最终产品贸易。

假设一个国家内产出的生产需要劳动力 L_i 和复合中间产品 X_i 。各国产品的生产函数是Cobb-Douglas形式,且规模报酬不变。中间品贸易的生产函数形式为CES,即无替代弹性。以 Q_i 表示*i*国产出,则:

$$Q_i = Z_i(L_i)^{\alpha_i}(X_i)^{\beta_i}, \alpha_i + \beta_i = 1 \quad (1)$$

$$X_i = \left(\sum_{j=1}^3 \omega_{ji}^x X_{ji}^{\rho} \right)^{1/\rho} \quad (2)$$

其中: Z_i 表示*i*国内生技术产出; L_i 表示*i*国雇佣的劳动力数量; α_i 为生产该产品所需的劳动力份额; X_i 为中间

产品投入; β_i 表示生产中的中间产品投入份额; ω_{ji} 表示技术权重,用于衡量*i*国产品中来自*j*国的中间品投入。鉴于*i*国生产的产品有两种用途:一是用于本国消费;二是出口到其他国家。因此 Q_i 可表示为

$$Q_i = C_i + \sum_{j=1}^3 X_{ij} \quad (3)$$

其中: X_{ij} 表示*j*国的生产所需来自*i*国的中间产品投入,表现为*i*国对*j*国的出口。一国的消费者偏好为: $U_i = \log(C_i)$,其中 C_i 为*i*国最终品的消费。对于政策制定者而言,要考虑的问题即是如何使得社会福利最大化:

$$\begin{aligned} \max \sum_{j=1}^3 \mu_j \log(C_j) \\ \text{s.t. } Q_i = Z_i(L_i)^{\alpha_i}(X_i)^{\beta_i}, \alpha_i + \beta_i = 1, \\ Q_i = C_i + \sum_{j=1}^3 X_{ij} \end{aligned} \quad (4)$$

其中: μ_i 表示一国消费者的福利权重。一阶条件为

$$\frac{\mu_i}{C_i} = \lambda_i \quad (5)$$

$$\lambda_i Q_i \omega_{ji} = \lambda_j X_{ji} \quad (6)$$

为考察一国产出是如何通过中间产品贸易受到其他国家生产率冲击带来的影响,本文将上述过程在均衡条件下进行线性化处理,再将结果代入原式则可以得到: $\hat{Q}_i = \hat{Z}_i + \sum_{j=1}^3 \omega_{ji} \hat{Q}_j$,也即

$$\hat{Q} = (I - \Theta)^{-1} \hat{Z} \quad (7)$$

公式(7)中的里昂惕夫逆矩阵 $(I - \Theta)^{-1}$ 即体现了一国产出是如何受到其他国家生产冲击影响的过程。可以理解为一国产出中来自*j*国中间品的投入费用占总成本的比重,这一过程实际上既考虑了来自*j*国投入的直接购买,也覆盖了间接成本开支。那么可认为,*i*国发生的积极生产冲击有利于那些使用*j*国产品作为生产投入的国家,无论其是否与*i*国直接发生贸易联系。看似没有直接贸易联系的两国亦可能因为拥有共同的中间产品来源国而发生产出关联,即“第三国效应”。为具体说明,可将*i*与*j*的贸易中的出口进一步区分为总出口和增加值出口,以展示“第三国效应”是如何通过增加值出口产生影响的。

首先,对公式(3)进行变形,得到:

$$Q_i = C_i + \sum_{j=1}^3 \omega_{ji} \hat{Q}_j \quad (8)$$

其中: $\omega_{ji} = \frac{X_{ji}}{Q_j}$,即*j*国产出来自*i*国的中间产品投入占总产出的比重。公式(8)的矩阵表示为: $q = (I - \Theta)^{-1} g$,

产出 $q = (Q_1, Q_2, Q_3)'$, $g = (C_1, C_2, C_3)'$ 则表示最终产品消费。那么*i*国对*j*国的增加值出口等价于*j*国最终产品的生产中直接或间接使用的*i*国生产的产品,由此可以定义双边增加值出口为 V_{ij} ,用矩阵表示为

$$VA = (V_{ij})_{3 \times 3} = (I - \Theta)^{-1} \hat{g}_j \quad (9)$$

其中: $\hat{g}_j$ 表示将 g_j 对角化。而*i*国对*j*国的总出口则为 $gx_{ij} = X_{ij} = \omega_{ij} q_j$ 。为了区分总出口和增加值出口对总贸易的解释程度,设投入产出矩阵 Θ :

$$\Theta = \begin{pmatrix} 0 & \omega_{12} & \omega_{13} \\ \omega_{21} & 0 & \omega_{23} \\ \omega_{31} & \omega_{32} & 0 \end{pmatrix} \quad (10)$$

代入公式(7)可得到:

$$\hat{Q} = \zeta \begin{pmatrix} 1 - \omega_{32}\omega_{23} & \omega_{21} + \omega_{23}\omega_{31} & \omega_{31} + \omega_{32}\omega_{21} \\ \omega_{12} + \omega_{32}\omega_{13} & 1 - \omega_{31}\omega_{13} & \omega_{32} + \omega_{31}\omega_{12} \\ \omega_{13} + \omega_{23}\omega_{12} & \omega_{23} + \omega_{13}\omega_{21} & 1 - \omega_{21}\omega_{12} \end{pmatrix} \hat{Z} \quad (11)$$

其中: $\zeta = |I - \Theta|^{-1}$ 。将公式(11)进行拆分,以国家1为例,其产出增长可表示为

$$\hat{Q}_1 = \zeta \left[(1 - \omega_{32}\omega_{23}) \hat{Z}_1 + (\omega_{21} + \omega_{23}\omega_{31}) \hat{Z}_2 + (\omega_{31} + \omega_{32}\omega_{21}) \hat{Z}_3 \right] \quad (12)$$

也即国家1的产出由三部分组成,其一是国家1自身特定技术冲击带来的生产激励;其二是国家2对国家1的产出的正面冲击,一方面是国家1的生产中来自国家2的中间产品投入 ω_{21} ;另一方面是国家1通过国

家3间接获得的来自国家2的中间产品投入 $\omega_{23}\omega_{31}$ ；其三是体现了国家3对国家1的生产冲击，与国家2的冲击机制相似，一方面是国家1生产中直接来自国家3的中间产品投入；另一方面则是国家3通过国家2间接对国家1传导的生产冲击。可见，公式(12)中国家2和国家3带来的生产冲击都不仅仅来自双边直接贸易，且均亦通过“第三国”来间接传递。

综上所述，价值链贸易作为具有显著互补特征的垂直型产品内分工，通过“第三国效应”推动了供给和需求侧的冲击溢出效应，从而导致双边经济周期协同性的提升。

(二) 实证模型构建

本文借鉴既有文献^[21,25]的做法，实证检验了价值链分工对国际经济周期协同的影响效应，计量模型形式如下：

$$CORR_{ij,t} = \alpha_0 + \alpha_1 GVCP_{ij,t} + \gamma Z_{ij,t} + \varepsilon_{ij,t} \quad (13)$$

其中：被解释变量 $CORR_{ij,t}$ 表示 t 时刻 i 国和 j 国的双边经济周期协同性程度。具体地，本文从Penn World Table 9.0数据库选取了全球102个国家或地区1960—2014年的GDP数据（以2011年不变价为基准），采用HP滤波方法从中分离出周期性成本，进而通过马尔科夫区制转换模型来测度双边时变经济周期协同程度（ hp_corr ）。此外，本文还采用CF滤波分离周期性成分以及计算GDP增长率，分别计算时变经济周期协同度。根据本文的计算结果，基于HP滤波（ hp_corr ）、CF滤波（ cf_corr ）和增长率（ $growthrate_corr$ ）测算得出的协同度均值分别为0.6453、0.6687和0.6421。可以看出，数值上基本不存在明显差别，而对数据趋势的观察来看，也表现出很明显的一致性。基于此，本文在后文的实证分析中将主要基于变量 hp_corr 展开。本文的核心解释变量是 $GVCP_{ij,t}$ ，即时刻 t 两国的双边价值链贸易强度，具体以双边价值链贸易中实际增加值成分占贸易总额比重来表示。计算该变量首先需要核算双边增加值贸易规模，而这需要采用国际投入产出表作为分析基础，本文具体采用了EORA投入产出数据库以及Aslam等^[30]分解方法，来进行增加值贸易规模的核算以及双边价值链贸易强度的进一步计算。

为了控制其他因素对于国际经济周期协同性的影响， $Z_{ij,t}$ 引入了以下控制变量，具体包括：①金融一体化强度 $FI_{ij,t}$ 。目前学界对于金融一体化的测算方法并不统一，本文采用的是由Lane和Milesi-Ferretti^[31]构建的

双边资产净差别指数，该指标计算公式为 $FI_{ij,t} = \left| \left(\frac{NFA}{GDP} \right)_{i,t} - \left(\frac{NFA}{GDP} \right)_{j,t} \right|$ ；其中， NFA 为外部资产净值， FI 数值

愈大表明双边的外部资产状况差别越大，从而越有可能产生信贷需求，金融一体化程度也会相应越高。 NFA 的数据来自The External Wealth of Nations Mark II数据库，该数据库涵盖了1970—2015年共211个国家和经济体的资产负债等相关数据，是目前较为完备的国际资产负债数据库；②产业结构相似度 $SIS_{ij,t}$ 。已有文献普遍认为产业结构是影响经济周期协同特征的重要因素，但其影响方向表现出多样性^[31]，部分文献证实了产业结构相似对双边产出协同性具有正向效应^[25,32]。本文借鉴Imbs^[33]的方法估计产业结构相似度，计算公式为 $SIS_{ij,t} = 1 - \sum_k |S_{ik,t} - S_{jk,t}|$ ；其中， $S_{ik,t}$ 和 $S_{jk,t}$ 分别表示 i 国和 j 国 k 产业在时刻 t 的增加值占各自GDP的比重。 SIS 值愈大，则双边产业结构相似度越高。产业增加值数据来源为联合国National Accounts Main Aggregates Database数据库；③产业内贸易强度 $IIT_{ij,t}$ 。借鉴Duval等^[34]的思路，基于增加值贸易数据来测度产业内

贸易强度，计算公式为 $IIT_{ij,k} = 1 - \frac{\sum_k |DVA_{ij}^k - DVA_{ji}^k|}{\sum_k (DVA_{ij}^k + DVA_{ji}^k)}$ ；其中， DVA_{ij}^k 表示 k 产业 i 国对 j 国 k 产业的国内增加值出口额。指标值越大，表明两国的产业内贸易强度越高。

三、实证分析结果及说明

(一) 基准分析结果说明

在涉及与贸易及增长变量有关的实证研究中，可能存在的双向因果性及内生性问题是必须要加以重视的技术问题。针对于此，本文借鉴Ng^[25]、Frankel和Rose等^[21]的方法，引入多个基于引力模型的工具变量。其中，距离（ $lndist$ ）、是否接壤（ $contig$ ）、是否有共同语言（ $comlang_off$ ）3个地理变量已被大量文献证实对双边贸易产生显著的影响作用^[21,35]，但对于经济周期协同性而言具有外生性，因此本文将其作为双边价值链参与度和产业内贸易强度两个指标的工具变量。以上工具变量的数据来源为CEPII数据库。借鉴Imbs^[32]的方法，本文同时引入双边人均GDP之差的绝对值（ $pgdpdiff$ ）和双边人均GDP之和（ $pgdpsum$ ）作为产业结构相似度的工具变量，

数据来自 PWT 数据库。除此之外,本文还借鉴 Kaufmann^[36]的做法构建了双边腐败指数之和作为金融一体化强度的工具变量,因为双边腐败指数更多地受国内法制体系的影响,而非双边经济周期协同程度的影响,该指标原始数据取自 Kaufmann^[36]。

表 1 给出了基于全部一百多个国家 2000—2014 年连续数据样本的 Generalized Method of Moments- Instrumental Variable (GMM-IV) 回归结果,在分析回归结果之前,对模型都进行了内生性检验,表中结果显示 C 统计量均在 1% 的显著性水平上拒绝了零假设,即表明模型存在内生性问题,使用工具变量方法具有必要性。表 1 模型(1)并未加入其他控制变量,结果显示双边价值链贸易强度对周期协同性具有正向作用,并在 1% 水平上通过了显著性检验。模型(2)~模型(4)依次加入产业结构相似度(sis)、金融一体化(fi)以及产业内贸易强度(iit)等控制变量,实证结果依然表明,价值链贸易强度越高,双边经济周期协同度也会越强。理论上来说,价值链贸易引致的需求及供给的“溢出”效应,将会提高双边经济周期的协同性,本文研究对此给予了实证证据的支持,这里的实证结果也与一些已有文献相一致^[25,34,37]。以模型(4)为基准来观察控制变量。产业结构相似度变量对双边周期协同性的影响显著为正,表明产业结构相似度越高的经济体间,经济周期波动的协同性更高,这也验证了 Imbs^[33]及 Ng^[25]的研究结论。与 Kalemli-Ozcan 等^[38]、Gong 和 Kim^[18]的实证结果一致,金融一体化强度对国际经济周期协同性产生负向冲击,但显著性并不高。Obstfeld^[39]指出,金融一体化会促进资本要素向更符合比较优势的部门转移,从而推动各国产业越来越集中于比较优势部门,这种专业化的分工模式将会提升经济结构的差异度,进而可能起到弱化经济周期协同的作用。产业内贸易强度对经济周期协同性呈显著的正向冲击,表明相似的贸易结构使得经济体更有可能遇到共同的外生冲击。

(二)拓展性分析结果

1. 时间异质性样本分析

2008 年爆发的全球金融危机,对世界经济造成了显著负向冲击,全球价值链贸易体系也受到影响,这种变化是否会导致分析结果出现结构性改变? 针对于此,本文将样本细分为全球金融危机前后两个子样本,表 2 给出了分别基于两个子样本进行 GMM-IV 估计的结果。不难发现,尽管全球金融危机客观上对全球经济造成了结构性冲击,但两个子样本的 GMM-IV 估计结果均显示价值链贸易强度指标的估计系数均显著为正,并未因金融危机因素而发生结构性改变,实证结论具有稳定性。金融危机之后虽然各国增长过程中出现的结构性问题凸显,逆全球化思潮泛滥,各国之间的经济关联度出现下降,但全球价值链分工体系无疑成为维系全球化进程、增强国际经济融合度的积极正向因素。

表 2 时间异质性样本检验结果

变量	全球金融危机爆发前				全球金融危机爆发后			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$gvcp$	0.003*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.003*** (0.000)
sis		0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)		0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)
fi			-0.013*** (0.001)	-0.008*** (0.002)			-0.003*** (0.001)	0.002 (0.002)
iit				0.099*** (0.017)				0.029*** (0.010)
常数项	0.642*** (0.000)	0.664*** (0.003)	0.666*** (0.003)	0.619*** (0.009)	0.643*** (0.000)	0.659*** (0.003)	0.660*** (0.003)	0.639*** (0.008)
观测量	45450	45450	40400	40400	30300	30300	30300	30300
R^2	-0.002	-0.011	-0.057	-6.471	-0.007	-0.005	-0.013	-0.371
F	158.031	320.203	173.017	147.326	168.385	278.278	174.416	134.537
$rk\ LM$	611.792	2281.300	1055.869	49.007	419.056	1660.372	1400.362	25.015
C 统计量	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
$Wald\ rk\ F$	376.513	675.735	224.731	9.792	258.901	491.260	305.864	5.010
$Hansen\ J$	0.000	0.001	0.000	0.907	0.101	0.296	0.002	0.822

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

2. 国别异质性样本分析

考虑到不同国家经济发展水平的显著差异,本文将样本国家细分为发达和发展中经济体两类,进而基于组合样本进行实证分析。表3第(1)~(3)列给出了针对发展中国家国别组的回归结果,价值链贸易强度变量的估计系数均显著为正,表明价值链贸易提高了发展中国家的经济周期协同性。第(4)~(6)列给出了针对发展中与发达经济体组别的估计结果,从总体上看,价值链贸易对经济周期协同性的影响同样显著为正;金融危机前样本中,价值链贸易强度对经济周期协同性的影响显著为正,但金融危机之后样本中,两变量间则并不存在显著相关。第(7)~(9)列给出了针对发达国家样本的估计结果,综合全部样本及分时段样本的回归结果,至少表明价值链贸易并不会提升经济体之间的周期协同性。上述结果还是符合预期的。全球价值链这种垂直分工体系,主要是分布在发达与发展中经济体,以及发展中经济体之间,如前所述,这种分工协作将会通过溢出与传导效应提升相关经济体的周期协同性。相比较而言,发达经济体间主要还是水平分工,以最终消费品的分工及贸易为主,价值链这种垂直分工形式相对较少。

表3 国别异质性样本检验结果

变量	发展中-发展中			发展中-发达			发达-发达		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	全部样本	金融危机前	金融危机后	全部样本	金融危机前	金融危机后	全部样本	金融危机前	金融危机后
<i>gvcp</i>	0.016*** (0.001)	0.017*** (0.002)	0.023*** (0.002)	0.031*** (0.010)	0.015*** (0.003)	-0.001 (0.024)	-0.002 (0.001)	-0.007*** (0.002)	0.001 (0.001)
<i>iit</i>	0.034*** (0.005)	0.040*** (0.007)	0.060*** (0.010)	-0.663** (0.319)	0.125 (0.108)	0.193 (0.597)	0.985*** (0.189)	1.521*** (0.316)	0.572*** (0.147)
<i>sis</i>	-0.000*** (0.000)	-0.000*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000*** (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004** (0.002)	-0.004*** (0.001)
<i>f_i</i>	0.017*** (0.002)	0.019*** (0.002)	0.022*** (0.004)	-0.041** (0.017)	0.002 (0.005)	0.010 (0.050)	0.030*** (0.011)	-0.014 (0.021)	0.050*** (0.015)
常数项	0.606*** (0.005)	0.610*** (0.006)	0.566*** (0.012)	0.969*** (0.144)	0.588*** (0.050)	0.554* (0.305)	0.063 (0.096)	-0.156 (0.156)	0.226** (0.107)
观测量	35784	20448	15336	29232	16704	12528	5684	3248	2436
<i>R</i> ²	-1.877	-3.172	--2.919	-74.234	-0.308	-15.937	-4.599	-10.392	-2.956
<i>F</i>	76.761	40.761	37.638	27.673	57.457	6.517	26.912	10.822	8.480
<i>rk LM</i>	82.617	45.415	50.240	1.808	13.495	0.200	26.453	19.120	21.465
<i>C</i> 统计量	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Wald rk F</i>	16.667	9.202	10.133	0.361	2.733	0.040	5.334	3.849	4.428
<i>Hansen J</i>	0.000	0.000	0.002	0.127	0.000	0.708	0.005	0.021	0.597

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平下显著。

3. 行业异质性样本分析

上述分析揭示了价值链分工对国际经济周期协同性的影响效应,然而对于不同产业,这种效应是否也会存在差异? 本文进一步根据EORA数据库中的产业说明,分别构建了制造业和服务业子样本,相应检验结果在表4中给出。不难发现,对于制造业或服务业的价值链贸易强度,无论是基于全部样本还是分时段子样本回归分析,价值链贸易强度对于双边经济周期协同度都具有显著为正的影响效应。上述结果从侧面反映出一个事实,即全球价值链分工尽管最为明显地体现在制造业领域,尤其是电子通讯装备行业,但这种分工模式已经渗透到世界经济的各个领域。尽管服务业在传统上被认为是地区化特征非常明显的产业,但在新一轮全球化进程中,服务业同样不可避免地纳入全球分工体系中去。无论是通过服务贸易、外包或是对外直接投资,服务业的

表4 行业异质性样本检验结果

变量	制造业			服务业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	全部样本	金融危机前	金融危机后	全部样本	金融危机前	金融危机后
<i>gvcpm</i>	0.009*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.009*** (0.001)	—	—	—
<i>gvcps</i>	—	—	—	0.008*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.019*** (0.002)
<i>iit</i>	0.070*** (0.011)	0.101*** (0.017)	0.031*** (0.010)	0.121*** (0.016)	0.124*** (0.017)	0.046*** (0.012)
<i>sis</i>	0.000** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000*** (0.000)	0.000* (0.000)
<i>f_i</i>	-0.001 (0.002)	-0.008*** (0.002)	0.003 (0.002)	0.003 (0.003)	-0.007*** (0.002)	0.004* (0.003)
常数项	0.621*** (0.008)	0.619*** (0.009)	0.638*** (0.008)	0.591*** (0.012)	0.609*** (0.010)	0.627*** (0.010)
观测量	70700	40400	30300	70700	40400	30300
<i>R</i> ²	-2.807	-6.650	-0.424	-8.529	-10.040	-1.003
<i>F</i>	260.595	147.356	136.048	209.051	142.916	102.895
<i>rk LM</i>	69.744	49.998	25.212	73.284	68.018	26.536
<i>C</i> 统计量	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>Wald rk F</i>	13.951	9.992	5.050	14.683	13.625	5.318
<i>Hansen J</i>	0.699	0.890	0.921	0.805	0.900	0.840

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平下显著。

发展模式表现出越来越为明显的全球化、与制造业紧密融合的突初特征。不管是制造业领域的碎片化生产,还是服务业领域的深入分工,均会引发“需求-供给溢出”效应并提高经济周期协同性。

4. 中国样本分析

作为全球第二大经济体以及最大的发展中经济体,中国参与全球价值链分工的深度和广度不断深化。基于中国在全球价值链体系中的独特地位,本文进一步聚焦中国参与价值链贸易与其经济周期国际协同之间的关系展开分析。表 5 分别给出了针对中国与所有国家、与发展中国家以及与发达国家样本的分析结果,其中各样本又根据制造业和服务业做了进一步分解。从全部国家样本来看,中国与其他经济体的经济周期协同性受到价值链贸易的显著正向影响,而且该结果在分行业考察时并未发生改变。从发展中国家样本来看,中国与发展中经济体的周期协同性不仅并未因价值链分工而提升,相反,价值链贸易弱化了周期协同性。究其原因,这与中国在全球价值链中的地位与其他发展中国家较为相似有关,分工中同时存在的协同与竞争关系,很有可能降低了协同特征。中国与发达国家之间的价值链贸易也未显著提升周期协同性,客观而言,发达经济体的增长主要还是靠内部因素主导,如消费、投资等,外向型经济占国民经济的比重相对有限,因而贸易也未必能够成为经济周期协同的驱动力。

(三) 稳健性检验结果

为了进一步考察前述估计结果的可靠性,本文通过调整被解释变量以及核心解释变量进行稳健性分析。具体地,本文将前述实证检验中所使用的基于 HP 滤波方法测算的协同性指标 hp_corr , 替换为基于 GDP 增长率测算的经济周期协同性指标 ($growthrate_corr$), 具体测算方法仍然为改进的马尔科夫区制转换模型;同时,本文还采用了 2016 版的世界投入产出数据库 (WIOD), 对全球增加值贸易进行分解,进而测算出新的双边价值链贸易强度指标 ($gvcp16$), 以及相应的制造业 ($gvcpm16$) 和服务业价值链贸易强度指标 ($gvcps16$)。在进行上述数据处理之后,仍然采用 GMM-IV 方法对模型进行估计,工具变量的选择与前文相同。表 6 中依次给出针对全样本、分时段子样本及分行业

表 5 中国样本检验结果

变量	中国-所有国家			中国-发展中国家			中国-发达国家		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
$gvcp$	0.002*** (0.001)			-0.003* (0.002)			0.001 (0.001)		
$gvcpm$		0.003*** (0.001)			-0.006* (0.004)			0.002 (0.002)	
$gvcps$			0.001** (0.000)			-0.003* (0.002)			0.000 (0.000)
iit	-0.062** (0.027)	-0.048** (0.024)	-0.004 (0.017)	0.061 (0.057)	0.059 (0.055)	0.090 (0.063)	0.026 (0.124)	0.048 (0.133)	-0.121 (0.106)
sis	0.000** (0.000)	0.000** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.002*** (0.001)
f_i	0.014** (0.007)	0.016*** (0.006)	0.020*** (0.006)	-0.027* (0.015)	-0.027* (0.015)	-0.019 (0.013)	0.029*** (0.010)	0.031*** (0.009)	0.038*** (0.008)
常数项	0.682*** (0.014)	0.675*** (0.012)	0.671*** (0.012)	0.654*** (0.029)	0.654*** (0.029)	0.627*** (0.036)	0.625*** (0.126)	0.612*** (0.130)	0.783*** (0.080)
观测量	1400	1400	1400	994	994	994	406	406	406
R^2	-0.173	-0.185	-0.246	-0.409	-0.409	-0.253	-0.168	-0.204	-0.414
F	20.311	22.009	9.416	1.105	1.176	1.487	19.923	17.171	17.932
$rk\ LM$	42.330	46.724	31.944	16.999	18.378	26.207	4.277	4.268	8.867
C 统计量	0.000	0.000	0.000	0.342	0.603	0.034	0.000	0.000	0.000
$Wald\ rk\ F$	12.215	14.255	8.600	3.339	3.680	6.421	0.866	0.857	1.889
$Hansen\ J$	0.022	0.018	0.002	0.026	0.030	0.092	0.074	0.085	0.078

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

表 6 稳健性检验结果

变量	(1) 全样本	(2) 全样本	(3) 金融危机前	(4) 金融危机后	(5) 制造业	(6) 服务业
$gvcp16$	7.009*** (0.317)	8.076*** (0.777)	7.625*** (0.923)	7.794*** (0.845)		
$gvcpm16$					27.946*** (3.434)	
$gvcps16$						30.402*** (3.525)
iit		-0.266*** (0.067)	-0.229** (0.092)	-0.242*** (0.058)	-0.377*** (0.092)	-0.148** (0.064)
sis		0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
f_i		-0.017* (0.010)	-0.002 (0.013)	-0.023* (0.012)	0.035*** (0.009)	-0.073*** (0.015)
常数项	0.621*** (0.002)	0.809*** (0.038)	0.776*** (0.052)	0.808*** (0.033)	0.848*** (0.049)	0.788*** (0.039)
观测量	6975	6510	3720	2790	6510	6510
R^2	-0.163	-0.303	-0.175	-0.332	-0.642	-1.539
F	488.094	166.860	91.877	87.282	119.423	116.150
$rk\ LM$	679.477	98.668	59.691	129.861	75.245	73.813
C 统计量	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
$Wald\ rk\ F$	575.679	20.492	12.415	29.720	15.209	15.889
$Hansen\ J$	0.203	0.684	0.584	0.288	0.350	0.106

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

子样本的回归分析结果。不难发现,价值链贸易强度对经济周期协同性的影响显著为正,这也验证了此前实证结果的可靠性与稳健性。

四、结论及政策建议

本文基于2000—2014年全球超过100个国家的相关数据,就全球价值链贸易对国际经济周期协同性影响进行了理论探讨与实证分析,研究结果显示,全球价值链贸易的发展推动了经济体间垂直型分工的深化,促进了供给和需求冲击的溢出与传导,显著提升了国际经济周期协同性。进一步细分样本的实证结果显示:全球金融危机尽管对世界经济结构造成了显著负向冲击,但全球价值链分工对国际经济周期协同的正向影响并未改变;无论是制造业还是服务业的价值链贸易,对国际经济周期协同性都具有显著的正向影响,反映了服务业也在越来越多地融入全球分工体系中去;因发展水平及经济结构差异等因素的影响,价值链贸易对国际经济周期协同性的影响效应主要体现于发展中国家与发达国家之间,发达国家之间的经济周期协同性受价值链贸易的影响并不明显。

上述分析结果具有重要的政策含义。具体而言,全球价值链分工体系的深入发展已经使得世界主要经济体形成了密切的经济关联,各国宏观经济的变化动态不再完全由国内因素主导,来自相关经济体的外生冲击将成为国内经济波动的重要驱动因素。从积极的角度来看,这种分工的深化将会实现更大的贸易利得,有利于同时提升发达及发展中经济体的福利效应;但在另一个角度上,这也意味着各国实施宏观经济调控、进行宏观经济管理将面临更多的外生不确定因素,如何有效开展宏观经济政策的国际协调,将是摆在各国面前的突出问题。就中国的情况而言,作为全球价值链体系中的重要参与者,中国经济也面临着外部风险冲击的溢出与传导问题;而且考虑到中国经济的巨大体量,这种全球分工模式也使得中国经济的内部冲击成为很多国家宏观经济波动的外生来源。作为负责任的发展中大国,中国应积极参与全球治理,协调与其他国家的政策合作,为最大程度上弱化外部冲击、践行人类命运共同体提出应有的策略方案。

参考文献

- [1] CALDERÓN C, CHONG A, STEIN E. Trade intensity and business cycle synchronization: Are developing countries any different?[J]. *Journal of International Economics*, 2007, 71: 2-21.
- [2] DAI Y W. Business cycle synchronization in Asia: The role of financial and trade linkages, No. 139[R]. Manila: Asia Development Bank, 2014.
- [3] CERQUEIRA P A, MARTINS R. Measuring the determinants of business cycle synchronization using a panel approach[J]. *Economics Letters*, 2009, 52: 113-157.
- [4] SELOVER D D. International co-movements and business cycle transmission between Korea and Japan[j]. *Journal of the Japanese and International Economics*, 2004, 18: 57-83.
- [5] DEN HAAN W J. The comovement between output and prices[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2000, 46(1): 3-30.
- [6] HAMILTON J D. A New approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1989, 57(2): 357-384.
- [7] ARTIS M, KROLZIG H M, TORO J. The European business cycle[J]. *Oxford Economic Papers*, 2004, 56(1): 1-16.
- [8] LEIVA-LEON D. Measuring business cycles intra-synchronization in US: A regime-switching interdependence framework [J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2017, 23(3): 144-177.
- [9] MASSMANN M, MITCHELL J. Reconsidering the evidence: Are eurozone business cycles converging?[J]. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2004, 1(3): 275-308.
- [10] STOCK J H, WATSON M W. Understanding changes in international business cycle dynamics[J]. *Journal of the European Economic Association*, 2005, 3(5): 968-1006.
- [11] GAYER C. Look at business cycle synchronisation in the Euro area[J]. *European Economy Economic Papers*, 2007, 28(7): 1-29.
- [12] SCHIAVO S. Financial integration, GDP correlation and the endogeneity of optimum currency areas[J]. *Economica*, 2008, 75: 168-189.
- [13] WEYERSTRASS K, VAN AARLE B, KAPPLER M, et al. Business cycle synchronisation with(in)the Euro Area: In search of a 'Euro effect'[J]. *Open Economies Review*, 2011, 22(3): 427-446.
- [14] BORDO M D, HELBLING T F. International business cycle synchronization in historical perspective[J]. *The Manchester School*, 2011, 79(2): 208-238.
- [15] ARTIS M J, OKUBO T. Business cycle, currency and trade, revisited [J]. *Pacific Economic Review*, 2012, 17(1): 160-180.
- [16] DUCTOR L, LEIVA-LEON D. Dynamics of global business cycle interdependence[J]. *Journal of International Economics*, 2016, 102: 110-127.

- [17] RANA P B. Economic integration and synchronization of business cycles in East Asia[J]. *Journal of Asian Economics*, 2007, 18(5): 711-725.
- [18] GONG C, KIM S. Economic integration and business cycle synchronization in Asia[J]. *Asian Economic Papers*, 2013, 12(1): 76-99.
- [19] XIE S, CHENG T, CHIA W M. Trade, finance, specialization and synchronization in the Asia-Pacific[J]. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2013, 18(2): 253-270.
- [20] SETHAPRAMOTE Y. Synchronization of business cycles and economic policy linkages in ASEAN[J]. *Journal of Asian Economics*, 2015, 39(C): 126-136.
- [21] FRANKEL J A, ROSE A K. The endogeneity of the optimum currency area criteria[J]. *The Economic Journal*, 1998, 108(449): 1009-1025.
- [22] BLONIGEN B A, PIGER J, SLY N. Comovement in GDP trends and cycles among trading partners[J]. *Journal of International Economics*, 2014, 94(2): 239-247.
- [23] INKLAAR R, JONG-A-PIN R, DE HAAN J. Trade and business cycle synchronization in OECD countries-a re-examination[J]. *European Economic Review*, 2008, 52(4): 646-666.
- [24] FIDRMUC J, IKEDA T, IWATSUBOF K. International transmission of business cycles: Evidence from dynamic correlations[J]. *Economics Letters*, 2012, 114(3): 252-255.
- [25] NG E C Y. Production fragmentation and business-cycle co-movement[J]. *Journal of International Economics*, 2010, 82(1): 1-14.
- [26] LEE G H Y, AZALI M. The endogeneity of the optimum currency area criteria in East Asia[J]. *Economic Modelling*, 2010, 27(1): 165-170.
- [27] 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.
- [28] KOSE M A, YI K. International trade and business cycles: Is vertical specialization the missing link?[J]. *American Economic Review*, 2001, 91(2): 371-375.
- [29] Johnson R C. Trade in intermediate inputs and business cycle comovement[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2014b, 6(4): 39-83.
- [30] ASLAM A, NOVTA N, RODRIGUES-BASTOS F. Calculating Trade in Value Added[R]. Washington D. C. : IMF Working Papers, 2017.
- [31] LANE P R, MILESI-FERRETTI G M. The external wealth of nations mark ii: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970—2004[J]. *Journal of International Economics*, 2007, 73(2): 223-250.
- [32] IMBS J. Trade, finance, specialization and synchronization[J]. *CEPR Discussion Papers*, 2004, 86(86): 723-734.
- [33] IMBS J. The real effects of financial integration[J]. *Journal of International Economics*, 2006, 68(2): 296-324.
- [34] DUVAL R, LI N, SARAF R, et al. Value-added trade and business cycle synchronization[J]. *Journal of International Economics*, 2016, 99: 251-262.
- [35] CLARK T E, VAN WINCOOP E. Borders and business cycles[J]. *Journal of International Economics*, 2001, 55(1): 59-85.
- [36] KAUFMANN D. Corruption, governance and security: Challenges for the rich countries and the world[D]. Washington D. C. : World Bank Institute, 2004.
- [37] 潘文卿, 娄莹, 李宏彬. 价值链贸易与经济周期的联动: 国际规律及中国经验[J]. *经济研究*, 2015(11): 20-33.
- [38] KALEMLI-OZCAN S, PAPAIOANNOU E, PEYDRO J L. Financial regulation, financial globalization and the synchronization of economic activity[J]. *Journal of Finance*, 2013, 68(3): 1179-1228.
- [39] OBSTFELD M. Risk-taking, Global diversification and growth[J]. *American Economic Review*, 1994, 84(5): 1310-1329.

Impact of Global Value Chain Division on Business Cycle Synchronization

Zhang Zhinan¹, Pu Zhengning², Li Ming³

(1. Institute of World Economics and Politics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China;

2. School of Economics and Management Southeast University, Nanjing 210000, China;

3. Chongqing Rural Commercial Bank, Chongqing 400023, China)

Abstract: To fully understand global value chain(GVC)'s macroeconomic effect, this paper explores the impact of global value chain on international business cycle synchronization based on the data of 102 countries from 2000 to 2014. The results show that trade through GVC has greatly enhanced international vertical division and generates positive impact on the international business cycle synchronization significantly. Whether manufacturing or service industries, has shown a significant and positive impact on international business cycle synchronization, indicating service industry has more and more deeply integrated into the global labor division system. The effect of GVC trade on the international business cycle synchronization is mainly founded between developing and developed economies, while not significant between developed economies.

Keywords: global value chain; business cycle synchronization; GVC participation; Markov-switching model