

产业贸易中心性、贸易外向度与金融风险

——兼论新发展格局下的金融风险防范机制

王姝黛， 杨子暉

[摘要] 在全球经济断层加深与增长前景不确定性加剧的形势下,中国正积极构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。在此背景下,本文基于前沿的极值理论对各部门的金融风险进行分解,在国内与国际两大经济循环体系内分别考察产业贸易中心性、贸易外向度与金融风险间的关系。研究发现,贸易网络结构对部门金融风险存在显著影响;国民经济体系内的中心部门与其他部门存在广泛的高强度贸易关联,在金融市场中具有稳健但脆弱的风险特征;中心部门对整体性的股市震荡更为敏感,且能够对非中心部门的金融风险产生较大的影响;与此同时,国际经济体系中的外向型部门普遍面临更高的输入性金融风险;随着新兴经济体与中国的贸易关联日益紧密,中国与新兴市场的金融风险共振强度持续升高。进一步研究表明,产业贸易主要影响金融风险的系统性关联成分,对个体尾部风险的作用则相对较弱。最后,本文对新发展格局下的金融风险防范提出了相关建议,为现阶段统筹做好重大金融风险的防范化解工作提供了有益的政策启示。

[关键词] 金融风险; 贸易中心度; 贸易外向度; 新发展格局

[中图分类号]F120 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2022)08-0063-19

一、引言

2021年11月,党的十九届六中全会通过《中共中央关于党的百年奋斗重大成就和历史经验的决议》,要求“加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”。2020年以来,突发公共卫生事件在世界范围内加剧了经济增长前景的不确定性。全球经济复苏不同步进一步加速了国际供应链的重组,国际经济体系内多种矛盾相互交织,下行压力激增。新发展格局下,中国金融风险演化也随之呈现新的特征:一方面,在国内循环体系内,各部门通过产业链紧密关联,关键节点的异常震荡容易加剧金融市场的系统性风险;另一方面,在国际循环体系内,外需萎缩与

[收稿日期] 2021-12-18

[基金项目] 国家社会科学基金青年项目“行业间系统性风险传染的产业作用机制与宏观驱动因素研究”(批准号20CJY067)。

[作者简介] 王姝黛,中山大学岭南学院博士后,经济学博士;杨子暉,中山大学岭南学院、高级金融研究院教授,博士生导师,经济学博士。通讯作者:杨子暉,电子邮箱:yangzhui@mail.sysu.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

国际供应链中断风险上升制约着中国的经济增长与金融安全。由此可见,防范经济下行引发的金融风险,仍然是金融管理工作的重要任务。正因如此,2021年12月,中央经济工作会议在部署2022年经济工作时,进一步强调要“正确认识和把握防范化解重大风险”。在此背景下,结合国内循环与国际循环的产业链关系,测度各部门在贸易网络中的经济地位,采用前沿的极值理论方法对金融风险进行分解,考察各部门贸易中心性、贸易外向度与金融风险间的关系,不仅有助于在新发展格局下对国内、国际经济体系中不同板块的金融风险特征与风险来源展开系统研究,还有助于将贸易网络与金融风险网络进行有机结合,准确识别金融风险传导的产业贸易渠道,从而为产业供应链升级、国际价值链跃迁过程中的金融风险防范提供新的治理依据。

自2008年国际金融危机爆发以来,经济金融系统的内在关联性和风险传染效应引起了广泛关注。对于大部分实体经济部门,部门间的投入产出关联是金融风险传导的重要途径。个别部门的负面冲击可能波及上下游部门的稳定性,并导致风险在产业网络中持续传染与扩大(Pandit et al., 2011)。正如Costello(2020)所指出的,实体经济部门可能通过贸易信贷等渠道沿产业链向其合作伙伴转嫁风险。单一部门的流动性短缺与个体风险可能导致产出下滑,并引发企业收缩贸易信贷,此时上下游部门也将面临更高的流动性约束,风险将向整个经济体系蔓延。事实上,这一风险传染机制表明,实体经济网络也存在“太关联而不能倒”的效应(Acemoglu et al., 2012)。对此,Grant and Yung(2021)指出,经济金融网络具有“稳健但脆弱”的结构特征。在正常时期,全球价值链分工体系与广泛存在的投入产出关联可能带来风险分散化的优势;但在金融危机爆发的高风险时期,贸易网络将加剧风险传染,导致网络脆弱性的急剧上升。在风险传染的过程中,关键节点的稳定性将对市场的整体风险产生至关重要的影响。

目前,基于市场主体差异化的风险特征,展开风险分解,已经成为金融领域重要的研究主题。其中, Van Oordt and Zhou(2016)、Van Oordt and Zhou(2019a)、Van Oordt and Zhou(2019b)、Davydov et al.(2021)等在极值理论的分析框架内,将金融资产与市场指数的尾部联动分解为系统性关联与个体尾部风险成分。与传统的金融风险测度方法相比,极值理论的风险测度能够通过调整市场指数,分别衡量各部门与国内市场指数、国际市场指数的尾部依赖,进而反映国内市场的系统性金融风险与国际市场的输入性金融风险。此外,极值理论方法在度量收益序列尾部依赖的同时,可以将其细分为系统性关联和个体尾部风险两大成分。对于投资者和市场监管部门而言,这一分解框架具有很强的政策启示。具体而言,系统性关联成分测度了资产价格与市场整体走势的尾部依赖程度,这一风险成分与宏观审慎监管密切相关。高系统性关联的部门板块在市场发生系统性动荡时,更可能出现跟跌市场指数的风险事件。而个体尾部风险成分则主要取决于各部门的异质性特征,主要受到微观监管政策的影响。个体尾部风险较高的板块走势可能与市场指数存在显著差异,且具有较高的异质性波动。对不同市场主体的系统性关联与个体尾部风险成分展开系统分析,将有助于把握不同资产的金融风险特征,有针对性地完善风险防控体系。

现阶段,国内大量研究已从不同视角对金融风险及其传染机制等重要主题进行了分析,代表性文献包括刘晓星等(2011)、梁琪等(2015)、黄乃静和汪寿阳(2018)、李政等(2019)、李志生和金凌(2019)、杨子暉(2020)、范小云等(2021)、钟宁桦等(2021)等。然而,纵观该领域的研究,仍然存在如下不足:①鲜有文献结合新发展格局,在综合考虑国内经济与国际经济循环的分析框架内,对部门金融风险展开研究。事实上,各部门板块通过投入产出网络紧密互动,金融风险的跨部门与跨市场传染同时存在。这要求监管部门综合考虑各板块在国内贸易体系与国际价值链体系中的地位,科学评估各部门的金融风险。②金融风险由于内在来源不同,会表现出截然不同的风险特征。极

值理论的风险分解框架则能够准确衡量各部门板块与市场指数的尾部依赖与个体尾部风险,从而为风险监控机制的健全提供启示。③在新发展格局下,中国经济正面临固链、补链的转型挑战,供应链各环节的进口替代战略可能加剧国内产业网络的关联度。国际分工体系与国际经济循环的升级将改变国际贸易结构,海外市场的异常震荡也对输入性金融风险的防控提出了新的要求。由此可见,结合各部门在产业贸易网络中的经济地位,考察不同类型经济部门的金融风险来源与构成,对于维护中国的金融稳定具有极为重要的现实意义。

鉴于此,本文结合中国投入产出表对各部门的贸易中心度与外向度进行测度,刻画各部门板块在新发展格局中的地位,识别贸易网络内的中心部门与外向型部门。同时,本文将基于因子模型的拟合优度指标测度各部门的金融风险,并结合极值理论的风险分解方法,衡量各板块的系统性关联成分与个体尾部风险成分。在此基础上,本文将检验贸易中心度、贸易外向度对金融风险及其成分的影响,从而刻画金融风险传导的产业贸易渠道。最后,本文还将考察中心部门与非中心部门、外向型部门与海外市场间的风险共振效应,从而为防控系统性金融风险提供有益参考。

二、模型设定、方法说明

1. 部门贸易中心度与外向度的测度

本文参考Gao(2021)、Aobdia et al.(2014)的指标构造方法,对各部门的贸易中心度与外向度进行测度。具体而言,本文使用2018年的中国非竞争型投入产出表,分析*N*个部门间的贸易关联^①。基于投入产出表的中间使用与中间投入部分,可以计算如下贸易强度指标:

$$Trade_{ij} = \left(\frac{C_{ij}}{\sum_k C_{ik}} + \frac{C_{ji}}{\sum_k C_{jk}} + \frac{C_{ij}}{\sum_k C_{kj}} + \frac{C_{ji}}{\sum_k C_{ki}} \right) \times \frac{1}{4}, i \neq j \quad (1)$$

其中, C_{ij} 代表部门*j*的中间投入品来源于部门*i*的价值量。 $C_{ij}/\sum_k C_{ik}$ 衡量部门*j*作为下游对于部门*i*的相对重要性。 $C_{ij}/\sum_k C_{kj}$ 则测度了部门*i*作为上游对于部门*j*的相对重要性。各部门在不同的经济业务中,可能互为上下游。类似地, $C_{ij}/\sum_k C_{jk}$ 和 $C_{ji}/\sum_k C_{ki}$ 分别反映部门*i*作为下游的相对重要性与部门*j*作为上游的相对重要性。 $Trade_{ij}$ 指标为以上四项产业贸易指标的均值,反映部门*i*与*j*之间的贸易强度。 $Trade_{ij}$ 指标越高,两两交互部门间的贸易关联越紧密。在此基础上,可以计算部门*i*的贸易中心度指标 C_i :

$$C_i = \frac{\sum_k Trade_{ik}}{N-1}, i \neq k \quad (2)$$

其中, C_i 为部门*i*与其他任意部门*k*两两交互 $Trade_{ik}$ 指标的均值。 C_i 指标越大,表明部门*i*与其他部门间普遍存在高强度的贸易往来,其在国民经济网络中具备较高的系统重要性,处于中心地位。与此同时,本文综合两大经济循环的信息,根据非竞争型投入产出表计算各部门的贸易外向度。非竞争型投入产出表的“进口品”部分反映了各部门中间投入来源于海外部门的价值量,“最终使用”部分的“出口”列则反映了各部门产出流入海外市场的价值量。部门*i*外向度指标的表达式为:

$$Out_i = \left(\frac{\sum_k Imp_{ik}}{I_i} + \frac{Exp_i}{O_i} \right) \times \frac{1}{2} \quad (3)$$

① 基于2017年非竞争型投入产出表的测度结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

式(3)定义的 Out_i 指标由两部分构成。其中, $\sum_k Imp_{ik}/I_i$ 测度部门 i 总投入中来源于海外进口的占比, Exp_i/O_i 衡量部门 i 总产出中出口的占比。 Out_i 指标越大, 部门 i 对国际贸易体系的依赖程度越高。

2. 部门金融风险的测度

本文采用两种方法衡量国内体系的金融风险与国际体系的输入性风险。在第一种风险测度框架内, 本文借鉴并拓展了 Chu et al. (2020)、Aobdia et al. (2014), 基于滚动窗口计算资本资产定价 (CAPM) 模型与 Fama-French 三因子模型的拟合优度指标 (R^2):

$$r_t = \alpha_0 + \beta_1 f_t + e_t \quad (4)$$

其中, r_t 为部门资产组合在 t 期的超额收益。 f_t 为 t 期的股市共同因子, 在 CAPM 模型中为市场指数 (上证指数、沪深 300 指数) 超额收益, 在 Fama-French 三因子模型中包括市场资产组合因子、市值因子、账面市值比因子。式(4)的拟合优度指标 (R^2) 反映了部门股指能够被市场共同因子解释的部分。 R^2 越高, 意味着该部门对国内系统性震荡的暴露程度也越高, 其股市表现与大盘走势更为接近。基于相同的方法, 对于输入性金融风险的测度, 本文将 f_t 替换为 MSCI 全球指数收益, 以此反映国际市场对中国各部门板块的冲击影响。此时, 较高的 R^2 表明国际股指的动态变化能够充分解释该部门的股市收益, 因此其对国际市场的风险暴露程度也较高。

本文还采用前沿的极值理论 (Van Oordt and Zhou, 2019b), 构造了第二套风险测度指标, 将各部门的金融风险分解为系统性关联 (SL) 与个体尾部风险 (IR) 两部分。根据 Van Oordt and Zhou (2019a) 的定义, 部门资产组合 i 与市场组合 m 的尾部联动可以表示为尾部贝塔 ($\beta_{m \rightarrow i}$):

$$R_i = \beta_{m \rightarrow i} R_m + \varepsilon_i, \quad R_m < -VaR_m(\alpha) \quad (5)$$

其中, R_i 为部门资产组合 i 的收益率, R_m 为市场组合 m 的收益率。在极端的市场下行阶段, 市场组合的收益率 R_m 小于 α 分位数水平的在险价值。此时, $\beta_{m \rightarrow i}$ 的表达式为:

$$\beta_{m \rightarrow i} = \tau_i(\alpha)^{1/\zeta_m} \frac{VaR_i(\alpha)}{VaR_m(\alpha)} \quad (6)$$

$$\tau_i(\alpha) = \Pr(R_i < -VaR_i(\alpha) | R_m < -VaR_m(\alpha)) \quad (7)$$

其中, 市场组合收益序列 R_m 服从以 ζ_m 为尾部指数的厚尾分布。 $\tau_i(\alpha)$ 为部门 i 与市场组合 m 同时发生极端损失的概率, 刻画了部门组合与市场指数间的尾部依赖强度。 $VaR_i(\alpha)$ 和 $VaR_m(\alpha)$ 分别为部门资产组合 i 与市场组合 m 的在险价值。 $\alpha = k/T$, T 为总观测值数量, k 为发生极端损失的观测值数量。为了保证极值估计的稳健性, 参照 Van Oordt and Zhou (2019b) 的处理方法, 本文在日度数据构成的一年期滚动窗口中将 k/T 设定为 30%, 以此估计各部门的尾部贝塔 ($\beta_{m \rightarrow i}$)。

$$\log \beta_{m \rightarrow i} = \log \tau_i(k/T)^{1/\zeta_m} + \log \frac{VaR_i(k/T)}{VaR_m(k/T)} = \log SL_{m \rightarrow i} + \log IR_i \quad (8)$$

其中, $SL_{m \rightarrow i}$ 为金融风险的系统性关联成分, 测度了部门 i 跟跌市场指数的概率, 反映其面临系统性冲击时的脆弱程度。 IR_i 为个体尾部风险, 是部门资产组合与市场指数在险价值的比值, 其截面差异仅由部门特质导致, 侧重反映部门的个体风险水平。基于以上方法, 本文将计算中国各部门的系统性关联 (SL) 与个体尾部风险 (IR)。而在输入性金融风险的测度中, 本文将市场指数更换为 MSCI 全球指数, 并得到相应的风险分解成分。在此基础上, 本文将实证检验部门贸易中心度与外向度对金融风险的影响。

3. 行情序列协同运动的小波分析

本文基于小波理论 (Pal and Mitra, 2017) 对中心部门与非中心部门、外向型部门与国际股指在

不同时段与频域内的协同运动展开进一步讨论。序列 $x(t)$ 可进行如下连续小波变换,得到如下小波系数矩阵 $W_x(a, b)$:

$$W_x(a, b) = \frac{1}{\sqrt{|a|}} \int_{-\infty}^{+\infty} x(t) \psi\left(\frac{t-b}{a}\right) dt \quad (9)$$

其中, $a, b \in \mathbb{R}, a \neq 0$, a 和 b 分别是小波函数的尺度因子和位移因子,决定小波在频域和时域中的位置。尺度取值较小时,可以提取高频的序列信息。 $\psi(t)$ 为小波变换的基小波函数,参考 Grinsted et al.(2004)的处理方法,本文选取 Morlet 小波作为基小波。序列 $z(t)$ 与 $y(t)$ 的小波相干性(局部相关系数)可表示为:

$$R^2(a, b) = \frac{|S(a^{-1}W_{zy}(a, b))|^2}{S(a^{-1}W_z(a, b))^2 S(a^{-1}W_y(a, b))^2} \quad (10)$$

$$W_{zy}(a, b) = W_z(a, b) \overline{W_y(a, b)} \quad (11)$$

其中, S 表示时域与频域间的平滑算子。相干系数 $R^2(a, b)$ 的取值范围在 0—1 之间,两序列间的线性相关性越强,相干系数越大。本文采用 Monte Carlo 方法对小波相干系数展开显著性检验,从而识别时域—频域空间中行情序列协同运动的动态特征。

本文还进一步计算相位差(Phase),获得两两交互序列在不同时段频域内的相关性:

$$\phi_{zy}(a, b) = \tan^{-1} \left(\frac{I \{ S(a^{-1}W_{zy}(a, b)) \}}{R \{ S(a^{-1}W_{zy}(a, b)) \}} \right) \quad (12)$$

其中, I 为虚算子(Imaginary Operator), R 为实算子(Real Part Operator)。本文使用相位箭头展示相位差,相位箭头水平指向右,表示序列 $z(t)$ 与 $y(t)$ 间存在正向关系;指向左,表示存在负向关系。与此同时,序列间的领先滞后关系还可以通过相位箭头的上下指向区分(Pal and Mitra, 2017)。在实际的数据分析中,相位箭头方向是以上因素复合叠加的结果。

4. 数据说明

本文根据中国非竞争型投入产出表的部门分类标准,对证监会部门分类进行调整,构造涵盖 2015 年 1 月 1 日至 2021 年 8 月 31 日所有上市企业 39 个部门的资产组合^①。本文采用流通股本加权、总股本加权两种资产组合的构建方式,计算资产组合的日度收益率。在回归分析部分,参考 Nguyen et al.(2020)、杨子暉和王姝黛(2020)等,选取的控制变量包括 Exc_{it} (t 年部门 i 股票换手率)、 $\ln MV_{it}$ (t 年部门 i 总市值对数值)、 $\ln Com_{it}$ (t 年部门 i 上市企业数的对数值)、 $\ln GDP_t$ (t 年中国不变价 GDP 对数值)、 EPU_t (t 年“中国经济政策与贸易政策不确定性指数”月均值)、 $Interest_t$ (t 年 3 个月期中国银行间同业拆借加权利率月均值)、 $M2_t$ (t 年中国 M2 货币供应量同比增长的月均值)。本文使用的数据来源于 Wind 数据库、锐思数据库与政策不确定性指数网站(<https://www.policyuncertainty.com>)。

三、实证结果与分析

本文的实证研究主要由以下四部分组成:①对各部门在国内经济循环中的贸易中心度和金融风险进行准确测度,并基于回归分析讨论贸易关联对金融风险的影响机制。②采用小波理论、非线性

① 本文使用中国非竞争型投入产出表,构造部门贸易中心度、贸易外向度指标,共涉及 42 个部门。在此基础上,为了测度各部门在股票市场中的金融风险,本文进一步删除了样本期间内上市企业股市交易数据不全的部门,因此后续的研究样本包括 39 个部门。

性因果检验等研究方法, 分析中心部门与非中心部门间的领先一滞后与风险联动关系。③测度各部门在国际循环中的贸易外向度和输入性金融风险, 并实证检验二者间的关系。④在此基础上, 对外向型部门与国际市场间的风险共振, 现阶段输入性金融风险的主要源头进行有效识别。

1. 贸易中心度与部门金融风险

表1报告了基于2018年中国投入产出表计算的贸易中心度排序结果(前10位与后10位)。其中, 化学产品和建筑是中心度最高的两个部门, 其贸易中心度指标均高于0.0340。化学产品作为基础性工业, 是多个部门的上游供应部门, 而建筑则是重要的制造业下游部门。在第三产业中, 金融, 交通运输、仓储和邮政是贸易中心度最高的两个部门。总体看, 以上部门与其他部门间存在广泛的产业链关联, 对经济网络中的系统性冲击有较高的风险暴露。在删除股市行情数据不全的部门样本后, 本文参考Aobdia et al.(2014), 将中心度排序约前20%的部门设定为中心部门^①。

表1 国内贸易中心度的排序分析(前10位与后10位)

排序	部门	中心度	排序	部门	中心度
1	化学产品	0.0367	33	水利、环境和公共设施管理	0.0134
2	建筑	0.0349	34	仪器仪表	0.0132
3	金融	0.0338	35	文化、体育和娱乐	0.0129
4	金属冶炼和压延加工品	0.0336	36	金属制品、机械和设备修理服务	0.0127
5	交通运输、仓储和邮政	0.0335	37	纺织品	0.0126
6	批发和零售	0.0334	38	其他制造产品和废品废料	0.0125
7	租赁和商务服务	0.0317	39	水的生产和供应	0.0119
8	电力、热力生产和供应	0.0256	40	燃气生产和供应	0.0111
9	石油、炼焦产品和核燃料加工品	0.0231	41	木材加工品和家具	0.0099
10	食品和烟草	0.0230	42	研究和试验发展	0.0083

此外, 为了检验研究结论的稳健性, 本文尝试更换投入产出表数据, 采用2017年中国非竞争型投入产出表计算部门贸易中心度、外向度指标。图1显示, 部门间的贸易关系在短期内不会发生结构性变化, 大部分部门的贸易中心度与贸易外向度排序结果均位于排序相等线附近, 中心部门与外向型部门的划分结果保持稳定。由此可见, 本文的研究结论不会因调整投入产出表数据而发生明显变化。

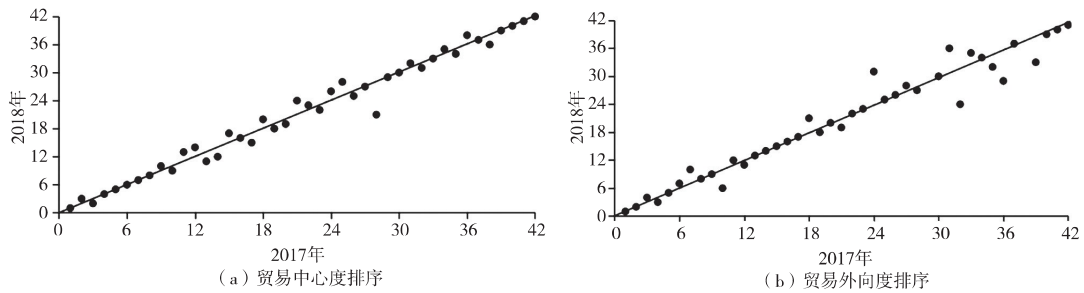


图1 贸易中心度与外向度的排序对比

① 贸易中心度的分布以0.0250为阈值表现出两种趋势, 在0.0250以下贸易中心度的分布较为平缓, 指标的可比性较高。相关结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

进一步地,本文基于全样本期间的股市日度行情序列,计算各部门的金融风险指标,考察贸易中心度对金融风险的影响。图2显示,部门贸易中心度与基于 R^2 测度的金融风险正相关,贸易网络内的中心部门更易受到市场整体性震荡的冲击。同时,贸易中心度与系统性关联(SL)成分正相关,而与个体尾部风险(IR)成分负相关。尤其是对于非中心部门,贸易中心度与 IR 成分存在更为显著的负向关联。这意味着,中心部门与市场指数同时发生极端损失的概率较高,而异质性的尾部风险则相对较低。这可能是因为,贸易中心度较高的部门高度依赖于国内经济循环,在金融市场中市场共同因子对其股市动态也有更强的解释力。因此,在市场下行阶段,中心部门将面临更高的金融风险。然而,中心部门与其他部门间广泛的贸易联系也使其在一定程度上具备风险分散化的优势,个体风险相对较低。总体看,中心部门具有“稳健但脆弱”的风险特征。

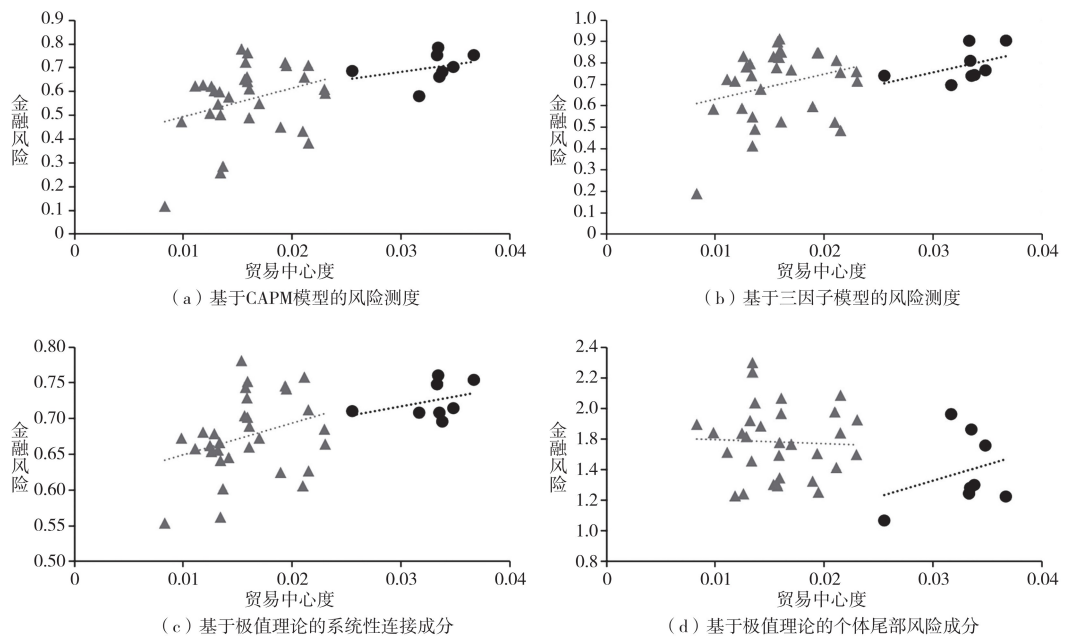


图2 贸易中心度与部门金融风险

注:图中灰色三角为非中心部门,黑色圆点为中心部门。

表2报告了中心部门与非中心部门的金融风险差异(滚动窗口估计)。表2 Panel A和Panel B显示,中心部门的金融风险均值在1%的水平上显著高于非中心部门,这意味着基础性部门对经济周期高度敏感,其金融风险与市场的整体性震荡紧密关联,更可能面临高强度的系统性冲击^①。这一发现也表明,贸易网络的结构会影响各经济部门在资本市场中的风险状况,部门间贸易关系是金

① 本文将所有上市企业划分为中心部门与非中心部门,基于滚动窗口估计两类企业的平均Beta,在2015年1月至2021年9月的大部分时期,贸易网络内的中心部门拥有更高的Beta值。尤其是在市场震荡时期(2015年A股重大股灾与2018—2019年中美贸易摩擦),中心部门对系统性波动有更高的敏感度。相关结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

融风险扩散的重要渠道^①。表2 Panel C和Panel D的结果则表明, 贸易中心度较高的部门, 系统性关联(SL)相对较高, 而个体尾部风险(IR)较低。

表2 部门金融风险的对比分析

	均值		标准偏差		中心部门—非中心部门	
	中心部门	非中心部门	中心部门	非中心部门	均值差异	t值
Panel A: 基于 R^2 的金融风险测度(总股本加权平均)						
R_{c1}^2	0.6465	0.5187	0.1952	0.2229	0.1278***	3.9200
R_{c2}^2	0.5899	0.4639	0.2225	0.2341	0.1260***	3.6267
R_{f1}^2	0.7437	0.6572	0.1606	0.2200	0.0865***	2.7583
R_{f2}^2	0.7427	0.6589	0.1613	0.2205	0.0838***	2.6654
Panel B: 基于 R^2 的金融风险测度(流通股本加权平均)						
R_{c1}^2	0.6506	0.5292	0.1903	0.2186	0.1214***	3.7987
R_{c2}^2	0.5956	0.4720	0.2172	0.2328	0.1236***	3.5889
R_{f1}^2	0.7465	0.6698	0.1532	0.2082	0.0767***	2.5825
R_{f2}^2	0.7440	0.6699	0.1543	0.2091	0.0741***	2.4821
Panel C: 基于极值理论的金融风险测度(总股本加权平均)						
SL	0.7437	0.6999	0.0600	0.0803	0.0439***	3.5392
IR	1.4103	1.6199	0.3983	0.4714	-0.2095***	-2.8291
Panel D: 基于极值理论的金融风险测度(流通股本加权平均)						
SL	0.7475	0.7043	0.0539	0.0803	0.0432***	3.5270
IR	1.3846	1.5799	0.3952	0.4721	-0.1953***	-2.6363

注: R_{c1}^2 为CAPM模型(市场指数为上证综指)的 R^2 ; R_{c2}^2 为CAPM模型(市场指数为沪深300)的 R^2 ; R_{f1}^2 为三因子模型(流通市值加权法)的 R^2 ; R_{f2}^2 为三因子模型(总市值加权法)的 R^2 ; SL 为系统性关联成分, IR 为尾部风险成分。金融风险指标以12个月窗宽(窗口滑动步长12个月)滚动估计得到。***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平。以下各表同。

在此基础上, 本文基于一年期滚动窗口估计金融风险指标, 通过面板数据回归考察部门贸易中心性对金融风险的影响。在表3的回归中, 模型因变量为基于 R^2 和极值理论的金融风险指标($\ln SL$ 和 $\ln IR$)。重要自变量 $Central_i$ 为部门*i*是否是中心部门(中心部门赋值为1, 否则为0)。同时, 本文控制了一系列可能影响金融风险的经济因素。如表3 Panel A第(1)–(4)列所示, $Central_i$ 项系数在所有回归中保持显著为正。这表明, 在控制了其他因素后, 中心部门的金融风险更高, 相关部门在股票市场中与市场指数的风险联动趋势更为明显, 这与前文的分析结果相一致。控制变量方面, Exc_{it} 项系数在5%的水平上显著为负, 相关回归结果保持了较高的稳健性。这意味着部门板块的换手率越高, 市场共同因子对于其金融风险解释力越弱较弱。这可能是由于, 换手率较高的股票相对更易受到短期市场情绪波动的影响, 其股市风险更多受到异质性风险因素影响。在第(5)、(6)列的回归中, 本文进一步基于极值理论对各部门的金融风险进行分解, 考察贸易中心性对系统性关联

^① 本文计算了两两交互部门间的股指收益相关系数与产业链强度指标, 发现两者呈正相关关系, 产业链关联可能引发各板块在金融市场中的同向运动。相关结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

(*SL*)与个体尾部风险(*IR*)两个成分的差异化影响。由表3可以发现, $Central_i$ 项系数在以系统性关联(*SL*)为因变量的所有回归中保持显著为正。这表明,中心部门更易与市场指数同期爆发尾部风险事件,其与大盘走势的尾部风险联动显著强于非中心部门。然而,在以个体尾部风险(*IR*)为因变量的回归中, $Central_i$ 项系数不显著,这意味着,贸易中心性与部门个体风险的关联性不大。这一结论也表明,各板块在产业贸易网络中的地位会影响其对宏观经济周期的易感程度,进而对系统性金融风险产生影响。以上结论在基于流通股本加权平均构建资产组合,更换因变量后仍然成立(见表3 Panel B)。

表3 贸易中心性对部门金融风险的影响

Panel A: 部门资产组合(总股本加权平均)						
	CAPM模型 R^2		三因子模型 R^2		基于极值理论的风险测度	
	(1) $R_{c1}^2_{it}$	(2) $R_{c2}^2_{it}$	(3) $R_{f1}^2_{it}$	(4) $R_{f2}^2_{it}$	(5) $\ln SL_{it}$	(6) $\ln IR_{it}$
$Central_i$	0.2566*** (0.0543)	0.2562*** (0.0543)	0.2674*** (0.0609)	0.2695*** (0.0612)	0.1329*** (0.0376)	0.0802 (0.1131)
Exc_{it}	-0.0228*** (0.0087)	-0.0197** (0.0087)	-0.0287*** (0.0098)	-0.0283*** (0.0098)	-0.0034 (0.0060)	-0.0071 (0.0182)
$\ln MV_{it}$	-0.0382 (0.0260)	-0.0003 (0.0260)	-0.0098 (0.0291)	-0.0148 (0.0293)	-0.0306* (0.0180)	0.0152 (0.0541)
$\ln Com_{it}$	0.0318 (0.0459)	-0.0040 (0.0459)	0.0226 (0.0515)	0.0286 (0.0518)	0.0453 (0.0318)	-0.2534*** (0.0956)
$\ln GDP_{it}$	1.3802* (0.7176)	1.7527** (0.7175)	0.6094 (0.8045)	0.5386 (0.8090)	0.0220 (0.4970)	0.9509 (1.4942)
EPU_{it}	-0.0032** (0.0013)	-0.0036*** (0.0013)	-0.0019 (0.0014)	-0.0018 (0.0014)	-0.0009 (0.0009)	0.0001 (0.0026)
$Interest_{it}$	-0.3812*** (0.1119)	-0.3531*** (0.1119)	-0.2125* (0.1255)	-0.2062 (0.1262)	-0.0641 (0.0775)	-0.1732 (0.2330)
$M2_{it}$	-0.0547*** (0.0181)	-0.0360** (0.0180)	-0.0334* (0.0202)	-0.0335* (0.0204)	-0.0383*** (0.0125)	-0.0101 (0.0376)
部门效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	234	234	234	234	234	234
R^2	0.7033	0.7928	0.4959	0.4886	0.5474	0.5806
Panel B: 部门资产组合(流通股本加权平均)						
	CAPM模型 R^2		三因子模型 R^2		基于极值理论的风险测度	
	(1) $R_{c1}^2_{it}$	(2) $R_{c2}^2_{it}$	(3) $R_{f1}^2_{it}$	(4) $R_{f2}^2_{it}$	(5) $\ln SL_{it}$	(6) $\ln IR_{it}$
$Central_i$	0.2369*** (0.0503)	0.2529*** (0.0516)	0.2416*** (0.0556)	0.2413*** (0.0558)	0.1503*** (0.0383)	0.0533 (0.1175)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
部门效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	234	234	234	234	234	234
R^2	0.7256	0.8058	0.5212	0.5207	0.5304	0.5824

注:省略常数项回归结果。括号内为系数标准误。

2. 中心部门与非中心部门的风险联动

本文将对中心部门与非中心部门的股市行情序列与金融风险联动效应展开进一步分析。图3采用小波理论对中心与非中心部门的收益序列进行去噪与重建,将其分解到时域—频域的二维空间(Pal and Mitra, 2017; Grinsted et al., 2004),展示两个资产组合收益序列在不同时频域内的相关性。图3中大部分相位箭头均朝右,且显著性区域覆盖了几乎所有频域。这意味着,中心部门与非中心部门的收益变化存在明显的正向协同运动趋势,部门板块间的收益联动非常明显。另外,从两个收益序列的领先—滞后关系看,在10天以内的短期频域,两序列间在不同时频域内不存在稳健的领先滞后关系,且以同期协同运动为主(大部分相位箭头水平向右)。这可能是由于高频区域内市场情绪能够主导股市风险共振,因此复杂的板块交叉联动是金融风险传染的主要形式。而在中长期内,部门股票走势更可能受到产业链关系的影响而产生稳定的领先—滞后联动。其中,中心部门在贸易体系中占据相对优势地位,更容易将其所受到的负面冲击传导给非中心部门。为了更为准确地检验以上风险联动机制,下文将采用相关分析、因果检验方法进行进一步研究。

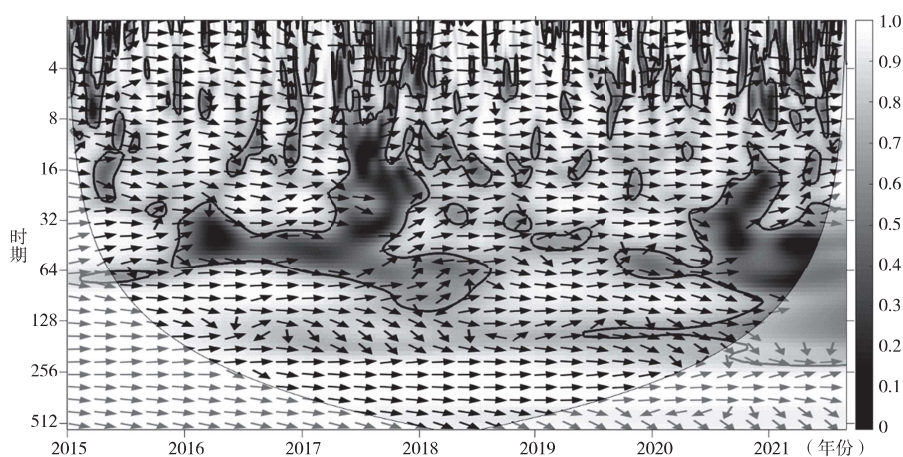


图3 中心部门与非中心部门股市收益率的相关性

注:被相位箭头覆盖的黑线内区域代表5%置信水平上小波相干系数显著的区域。

本文基于Pearson、Kendall、Spearman三种相关分析方法,对 t 期的非中心部门与 $t-1$ 期、 t 期、 $t+1$ 期中心部门的序列指标展开分析。表4第(1)列显示,两个部门资产组合的日度收益率与日涨跌幅在同期均显著正相关,各板块的协同运动趋势较为明显。在表4第(2)列中部分相关系数显著为正,而第(3)列的所有相关系数均不显著。这表明,中心部门对非中心部门的行情序列存在一定的单向预测能力,尤其是对于日涨跌幅指标,领先—滞后的联动效应更为明显。但同时,非中心部门对中心部门股市表现的预测能力是极为有限的。这可能是由于,各部门板块存在不对称的贸易关联,中心部门的议价能力较高,因此,能够主导与其他部门的业绩联动,进而从基本面渠道引发广泛的市场震荡,导致非中心部门的协同运动;而非中心部门则不具备相应的市场地位。

表4 中心部门与非中心部门股市行情序列的相关分析

		(1)中心部门 t 期	(2)中心部门 $t-1$ 期	(3)中心部门 $t+1$ 期
Panel A: 部门资产组合日度收益率(总股本加权平均)				
非中心部门 t 期	Pearson	0.8892*** (0.0000)	0.0702*** (0.0046)	0.0199 (0.4221)
	Kendall	0.6657*** (0.0000)	0.0188 (0.2555)	-0.0238 (0.1501)
	Spearman	0.8388*** (0.0000)	0.0278 (0.2636)	-0.0342 (0.1687)
Panel B: 部门资产组合日度收益率(流通股本加权平均)				
非中心部门 t 期	Pearson	0.9109*** (0.0000)	0.0707*** (0.0043)	0.0319 (0.1986)
	Kendall	0.6959*** (0.0000)	0.0145 (0.3818)	-0.0175 (0.2903)
	Spearman	0.8648*** (0.0000)	0.0215 (0.3874)	-0.0245 (0.3231)
Panel C: 部门资产组合日涨跌幅(总股本加权平均)				
非中心部门 t 期	Pearson	0.8557*** (0.0000)	0.0744*** (0.0027)	0.0088 (0.7230)
	Kendall	0.6302*** (0.0000)	0.0280* (0.0908)	-0.0230 (0.1652)
	Spearman	0.8035*** (0.0000)	0.0409* (0.0996)	-0.0322 (0.1946)
Panel D: 部门资产组合日涨跌幅(流通股本加权平均)				
非中心部门 t 期	Pearson	0.8830*** (0.0000)	0.0752*** (0.0024)	0.0208 (0.4030)
	Kendall	0.6658*** (0.0000)	0.0260 (0.1158)	-0.0142 (0.3910)
	Spearman	0.8361*** (0.0000)	0.0379 (0.1264)	-0.0195 (0.4317)

注:括号内为p值。表5、表7同。

表5报告了 R^2 、系统性连接成分(SL)、个体尾部风险成分(IR)三类风险指标的非线性与线性因果检验结果。从 R^2 测度指标的检验结果看,一方面,中心部门与非中心部门呈现出显著的金融风险共振效应,中心部门与非中心部门的金融风险存在明显的线性双向因果关系;另一方面,在所有联合滞后阶数的分析中,中心部门均是非中心部门金融风险的非线性Granger原因,而反向非线性因果关系则仅在联合滞后阶数为1和2的检验中成立,这再次证明中心部门对非中心部门股市风险存在更为稳健的单向预测能力。类似地,基于系统性关联成分(SL)的线性检验结果也显示,中心部门对非中心部门的金融风险存在一定的预测能力,但非中心部门对中心部门的预测能力相对较弱。值得注意的是,两类部门的系统性关联成分(SL)仅存在线性依赖关系。这可能是由于,各板块对大盘走势的尾部依赖相对稳定,其 SL 成分主要受部门贸易中心度等实

体关联的影响,因而更多地表现为同比例的线性变化,不易被短期冲击影响出现突变而呈现出非线性关系。

表5 中心部门与非中心部门金融风险的因果检验

Panel A 原假设:中心部门不是非中心部门金融风险的 Granger 原因						
滞后阶数	R ²		SL		IR	
	TVAL 非线性检验	Wald 线性检验	TVAL 非线性检验	Wald 线性检验	TVAL 非线性检验	Wald 线性检验
1	1.4850 [*] (0.0688)	12.2030 ^{***} (0.0000)	-0.4481 (0.6730)	1.2400 (0.2660)	-1.9464 (0.9742)	0.5240 (0.4690)
2	1.4482 [*] (0.0738)	35.8430 ^{***} (0.0000)	-0.3594 (0.6403)	3.3350 [*] (0.0680)	-0.8678 (0.8072)	1.1960 (0.2740)
3	1.4207 [*] (0.0777)	32.1270 ^{***} (0.0000)	-0.5194 (0.6983)	2.4090 (0.1210)	-1.0931 (0.8628)	0.3950 (0.5300)
4	1.3998 [*] (0.0808)	31.0950 ^{***} (0.0000)	-1.3753 (0.9155)	4.3760 ^{**} (0.0360)	-1.2478 (0.8939)	0.8010 (0.3710)
5	1.4061 [*] (0.0798)	29.5950 ^{***} (0.0000)	-0.7521 (0.7740)	4.7620 ^{**} (0.0290)	0.9944 (0.1600)	7.4900 ^{***} (0.0060)

Panel B 原假设:非中心部门不是中心部门金融风险的 Granger 原因						
滞后阶数	R ²		SL		IR	
	TVAL 非线性检验	Wald 线性检验	TVAL 非线性检验	Wald 线性检验	TVAL 非线性检验	Wald 线性检验
1	1.3996 [*] (0.0808)	16.9390 ^{***} (0.0000)	-1.8734 (0.9695)	0.4650 (0.4950)	0.6752 (0.2498)	1.8090 (0.1790)
2	1.5026 [*] (0.0665)	23.9310 ^{***} (0.0000)	-1.6973 (0.9552)	0.1310 (0.7170)	0.6507 (0.2576)	4.1700 ^{**} (0.0410)
3	1.1199 (0.1314)	21.3970 ^{***} (0.0000)	-1.4587 (0.9277)	0.0310 (0.8600)	0.0841 (0.4665)	6.1590 ^{**} (0.0130)
4	1.0187 (0.1542)	23.7690 ^{***} (0.0000)	-1.4269 (0.9232)	0.8530 (0.3560)	0.7019 (0.2414)	3.6280 [*] (0.0570)
5	0.5412 (0.2942)	28.2150 ^{***} (0.0000)	-1.8911 (0.9707)	1.6440 (0.2000)	0.7400 (0.2297)	2.0620 (0.1510)

注:本文采用VECM模型过滤风险序列的线性关联成分,基于Hiemstra and Jones(1994)提出的TVAL非参检验统计量展开非线性检验。与该领域研究相一致,非线性检验的窗宽为 $e=1.5\sigma$ ($\sigma=1$ 为经标准化时间序列的标准差)。

3. 部门外向度与输入性金融风险

在新发展格局下,金融风险是内部摩擦与外部冲击多因素、多渠道共同作用的结果。受突发公共卫生事件的影响,世界经济持续低迷,国际经济政治格局发生了深刻变革。国际经济循环领域内,中国传统制造业对全球价值链与国际分工体系有较强的依赖,但其竞争力已随人口红利减退而出现下滑。在构建新发展格局过程中,短期的外需萎缩将从基本面角度对金融市场造成负向影响。此外,中国对高附加值经济业务的国际参与程度仍相对有限,相关产业的升级转型已迫

在眉头。随着全球经济一体化进程加快,中国各部门板块参与国际经济循环的程度日益提升。单一部门的上游原材料投入可能同时来源于国内与国际市场,下游产品销售同样可能涉及两大循环体系。因此,需要在综合考虑国内与国际贸易关联的基础上,测度各部门在经济贸易网络中的地位。

鉴于此,本文采用2018年中国非竞争型投入产出表,计算了各部门的贸易外向度指标。这一指标在综合考虑两大经济循环的基础上,反映了各部门在原材料供应与产品销售方面对海外市场的依赖程度。图4显示,中国各部门的外向度差异较为明显。其中,通信设备、计算机和其他电子设备,石油、炼焦产品和核燃料加工品是外向度最高的部门。在外向度前五位的部门(深色节点)中,纺织服装鞋帽皮革羽绒及其制品、电气机械和器材两个部门的产品销售对海外市场存在较高的依存度,因而更可能受到全球经济下滑、外需锐减的冲击。同时,石油、炼焦产品和核燃料加工品的上游投入品则严重依赖于国际大宗商品市场。在全球经济复产复工不同步的背景下,相关部门因订单交货延迟、生产停摆而引发的供应链中断风险仍将居高不下。

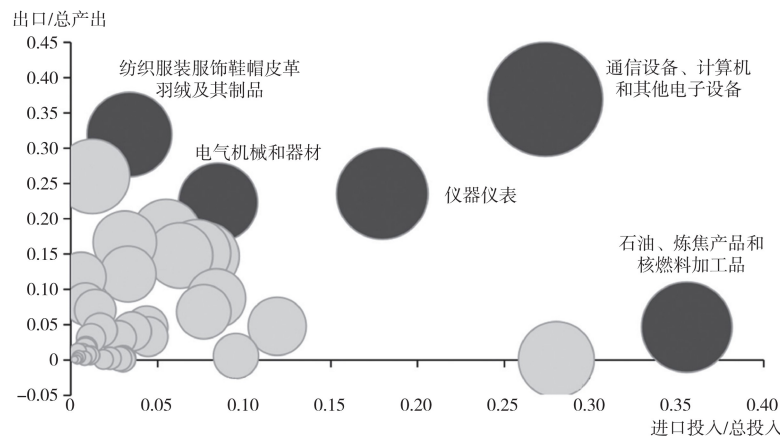


图4 部门外向度指标

注:部门外向度指标根据2018年中国非竞争型投入产出表计算。气泡大小根据贸易外向度加权,气泡越大,该部门越依赖于海外市场。

与前文的分析框架类似,本文基于 R^2 和极值理论两种方法,测度各部门的输入性金融风险,并通过回归分析考察部门外向度对其的影响机制。为了解决全球股市的同步交易问题,参考Yang and Zhou(2017)的处理方法,部门板块收益与MSCI全球指数收益均经过2天的移动平均处理。此外,考虑到中国股市的开市时间早于大部分的国际股票市场,因此,在测度输入性金融风险时,本文同时采用滞后一期与当期MSCI全球指数(移动平均处理)展开研究,相关分析结果保持稳健一致。表6的Panel A显示, IVC_t 项系数在以 R^2 为因变量的回归中均显著为正,这意味着贸易外向型部门与国际股市间的关联更为紧密,MSCI全球指数对相关板块走势存在更强的解释力,国际循环体系内的产业贸易关联可能成为输入性金融风险的重要来源。 IVC_t 项系数在以 IR 为因变量的回归中均不显著,而在以 SL 为因变量的回归中保持显著为正。这表明,个体尾部风险(IR)成分不易受到部门外向度的影响,经济板块间的投入产出关系主要影响输入性金融风险的系统性关联成分(SL)。外向度较高的部门更易与国际股票市场发生尾部风险共振,金融风险可能沿国际产业链跨市场传导。

表 6 部门外向度对输入性金融风险的影响

Panel A: 贸易外向度与输入性金融风险				
	基于 R^2 的风险测度		基于极值理论的风险测度	
	(1) R_{od1}^2	(2) R_{od2}^2	(3) $\ln SL_{w_{it}}$	(4) $\ln IR_{w_{it}}$
IVC_i	0.0436** (0.0171)	0.0351** (0.0166)	0.1385** (0.0663)	0.0593 (0.1315)
控制变量	控制	控制	控制	控制
部门效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
N	234	234	234	234
R^2	0.7188	0.7258	0.8482	0.8380
Panel B: 贸易中心性、贸易外向度与金融风险				
	基于 R^2 的风险测度		基于极值理论的风险测度	
	(1) R_{od1}^2	(2) R_{od2}^2	(3) $\ln SL_{wd_{it}}$	(4) $\ln IR_{wd_{it}}$
$Central_i$	0.2449*** (0.0688)	0.2556*** (0.0670)	0.2562*** (0.0724)	-0.1946 (0.1932)
IVC_i	-0.0802 (0.0639)	-0.1097* (0.0622)	-0.1103 (0.0672)	0.2479 (0.1794)
控制变量	控制	控制	控制	控制
部门效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
N	234	234	234	234
R^2	0.8107	0.8185	0.8425	0.8048

注: Panel A 中市场指数为 $(R_{w,t-1})$ 滞后 1 期 MSCI 全球指数收益。 R_{od1}^2 为基于总股本加权平均构建部门资产组合, 模型 $R_{it} = \beta R_{w,t-1} + \alpha + u$ 的 R^2 。 R_{od2}^2 为基于流通股本加权平均构建部门资产组合, 模型 $R_{it} = \beta R_{w,t-1} + \alpha + u$ 的 R^2 。 Panel B 中市场指数 (R_{PCAt}) 以上证综指、MSCI 全球指数 (移动平均) PCA 处理后提取第一主成分得到。 R_{od1}^2 为基于总股本加权平均构建部门资产组合, 模型 $R_{it} = \beta R_{PCAt} + \alpha + u$ 的 R^2 。 R_{od2}^2 为基于流通股本加权平均构建部门资产组合, 模型 $R_{it} = \beta R_{PCAt} + \alpha + u$ 的 R^2 。 自变量 IVC_i 为部门 i 是否是外向型部门, 外向型部门赋值为 1, 否则为 0, 外向度指标在前 50% 分位数以上的部门为外向型部门。 控制变量设置同表 3。

此外, 本文尝试将国内市场组合、MSCI 全球指数纳入同一模型中进行估计。 具体而言, 本文对上证综指、MSCI 全球指数 (移动平均) 进行 PCA 处理, 提取第一主成分构建新的市场指数, 对各部门的金融风险进行有效测度, 并检验部门贸易中心度、贸易外向度对金融风险的影响。 表 6 的 Panel B 显示, 中心部门对股市的整体性波动更为敏感, 拥有更高的 R^2 , 而外向型部门则并不具备这样的风险特征。 这可能是因为, 现阶段中国股票市场更多地表现为国内经济循环体系中的风险共振, 海外市场对各部门的影响相对较弱。 同时, 贸易中心性主要影响各部门与市场指数间的系统性关联 (SL), 而不会影响个体尾部风险成分 (IR), 这一分析结论与表 3 保持一致。

4. 外向型部门与国际股票市场间的风险联动

为了进一步考察输入性金融风险的源头, 本文对外向型部门与区域股指的行情序列进行了相关分析。 表 7 显示, 外向型部门与 MSCI 美国、MSCI 欧盟、MSCI 发达国家、MSCI 新兴市场指数的日度收益率、日涨跌幅均呈显著正相关关系。 从相关系数大小看, MSCI 新兴市场指数对中国外向型经济部门的影响系数最大。 这表明新兴市场已经成为外向型部门重要的输入性风险源头, 这也与中国近年的对外贸易结构相符。 根据海关总署的统计数据显示, 2020 年中国与东盟全年贸易总额

高达4.7万亿元,东盟已超越欧盟和美国,成为中国最大的贸易伙伴。可以预计,随着“一带一路”发展战略的持续推进,中国与沿线新兴市场的贸易关联将日益紧密,防范来自新兴市场的风险冲击,将成为现阶段监管部门面临的新挑战。

表7 外向型部门与国际股指行情序列的相关分析

		MSCI美国	MSCI欧盟	MSCI发达国家	MSCI新兴市场
Panel A: 部门资产组合日度收益率(总股本加权平均)					
外向型部门	Pearson	0.2482*** (0.0000)	0.2227*** (0.0000)	0.2805*** (0.0000)	0.4421*** (0.0000)
	Kendall	0.1382*** (0.0000)	0.1333*** (0.0000)	0.1590*** (0.0000)	0.2797*** (0.0000)
	Spearman	0.2005*** (0.0000)	0.1934*** (0.0000)	0.2307*** (0.0000)	0.3982*** (0.0000)
Panel B: 部门资产组合日涨跌幅(总股本加权平均)					
外向型部门	Pearson	0.2266*** (0.0000)	0.2185*** (0.0000)	0.2643*** (0.0000)	0.4108*** (0.0000)
	Kendall	0.1322*** (0.0000)	0.1362*** (0.0000)	0.1581*** (0.0000)	0.2632*** (0.0000)
	Spearman	0.1920*** (0.0000)	0.1975*** (0.0000)	0.2291*** (0.0000)	0.3762*** (0.0000)

注:为解决全球股市的同步交易问题,部门资产组合与国际指数行情序列均经过2天的移动平均处理。

图5为中国外向型部门与MSCI全球指数收益率的小波量。图5显示,除2015年下半年中国A股市场爆发重大股灾的时期外,国际股市的波动强度基本高于中国的外向型部门。尤其是在2018

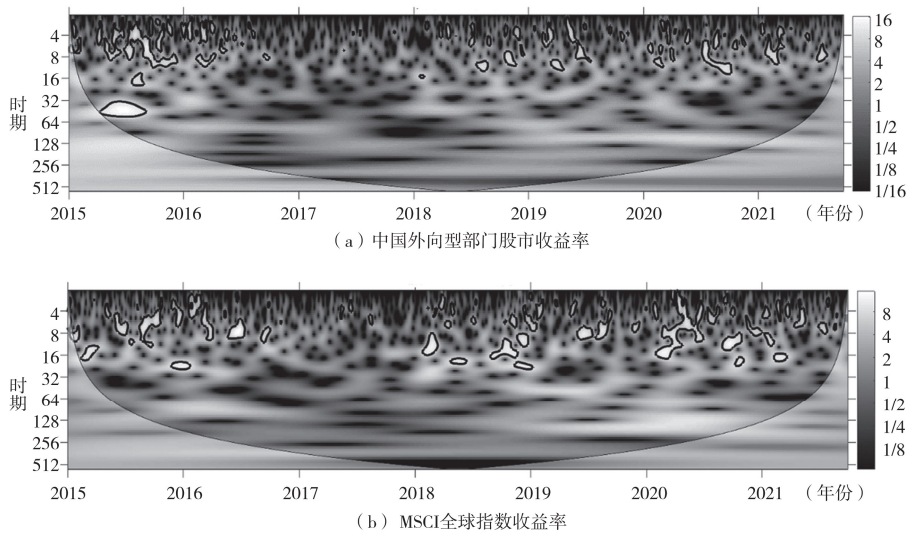


图5 外向型部门与MSCI全球指数收益率的小波量图

注:小波量图反映序列在特定时域与频域内的局部波动性。黑线内的浅色区域代表5%置信水平上方差显著的区域,即高波动区域。

年中美贸易摩擦加剧、全球经济政策不确定性显著上升的时期,全球指数出现了一系列高波动性区域,且一度波及低频区域。此外,2020年上半年新冠肺炎疫情爆发期间,国际股市的波动性也高于中国A股市场(图(b)对应时域内高波动区域较多),这可能是因为同期中国的疫情防控形势较好,因而股市表现也相对稳健。

由于中国外向型部门与新兴市场指数间高强度的风险联动,下面本文重点对两类资产的输入性金融风险进行小波分析。图6报告了中国外向型部门与MSCI新兴市场指数收益率的小波相干系数。在大部分时频域内,相位箭头均指向右,这表明新兴市场股指与中国外向型部门的股市收益存在正向关系。值得注意的是,随着中国在国际经济体系中的地位日益上升,外向型部门与新兴市场指数的收益走势也呈现出交替变化的领先—滞后关系(相位箭头的上下指向在不同时频域内呈现多样化趋势)。^①

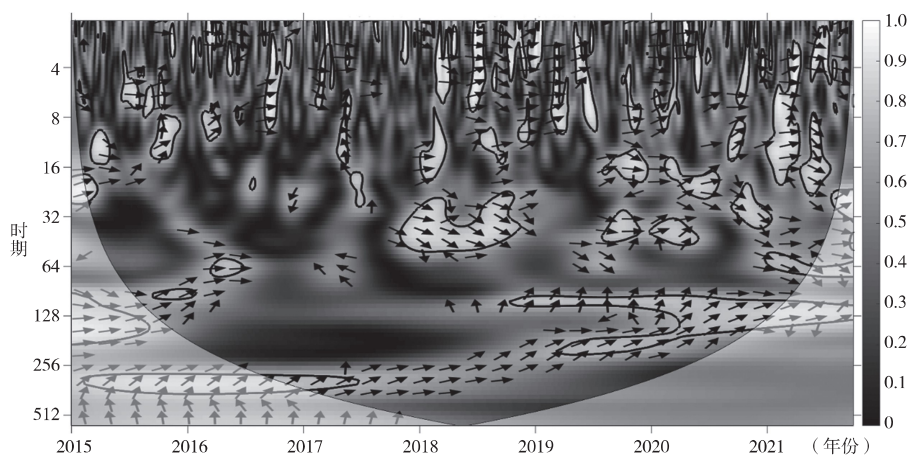


图6 外向型部门与MSCI新兴市场指数收益率的相关性

四、结论与启示

在全球经济增长前景不确定性加剧的新形势下,中国正面临内外需转换与积极构建新发展格局的重点任务。在此背景下,本文基于中国非竞争型投入产出表,对部门贸易中心度与外向度进行测度,检验了金融风险传导的产业贸易机制。在国内经济循环的分析框架内,本文发现,贸易网络内的中心部门高度依赖于国内经济体系,其基本面状况与宏观经济高度相关,在股票市场中也更易受到整体性震荡的冲击。中心部门具有“稳健但脆弱”的风险特征,更易与市场指数同时发生极端损失,但异质性震荡幅度相对较低。这也导致在尾部风险事件爆发时,中国金融网络的脆弱性较高。本文还发现,中心部门对非中心部门的收益与风险变化存在更为稳健的单向领先—滞后关系,中心部门能够在一定程度上预测非中心部门的股市行情。现阶段,国内经济板块间的风险共振,是系统性金融风险防范工作的关键所在。在国际经济循环的分析框架内,本文的研究表明,贸易外向度较高的部门与国际股市间的风险关联更为紧密,股票市场中的尾部风险可能沿产业贸易渠道跨市场传导。目前,随着东盟成为中国最为重要的国际贸易伙伴,外向型部门与新兴市场间的风险共

^① 中国外向型部门与MSCI新兴市场指数输入性风险的因果检验结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

振日益明显,全球金融市场多极化的趋势逐渐显现。基于研究发现,可得以下启示:

(1)在国内循环领域,应加快建立以中心部门(化学产品、建筑、金融等)为核心的部门金融风险预警机制,防范金融风险沿产业贸易网络传染扩散,在部分部门发生异质性波动时期,高度关注其上下游部门的稳定。本文的研究显示,贸易网络结构对金融风险传染关系存在显著影响。国民经济体系内的中心部门与其他部门存在广泛的高强度贸易关联,其对系统性波动有更高的暴露程度,且能够对非中心部门造成更为显著的风险冲击。在新发展格局下,国内市场区域协调化进程加快,产业贸易关联持续强化,中心部门势必成为金融市场与宏观经济网络中重要的风险节点。在尾部风险事件爆发、金融市场下行风险高涨的时期,金融监管部门应高度关注中心部门的市场走势,适时对市场预期形成正向引导,防范基础部门波动引发整体性市场震荡。非中心部门应密切监测其上下游的中心部门风险动态,防止发源于其他部门的尾部风险通过贸易网络传染扩散,影响自身的金融稳定。

(2)在国际循环领域,应结合各部门对国际市场的依赖程度,准确测度其贸易外向度,高度警惕外向型部门(通信设备、计算机和其他电子设备等)与海外市场的风险共振,重点关注中国与新兴市场间的金融风险共振。当前,位处“两个一百年”奋斗目标的历史交汇期,国际经济环境面临百年未有之大变局。部分国家(地区)实施的制造业回流战略与贸易保护主义措施,海外需求萎缩,国际大循环动能逐渐弱化,新冠肺炎疫情的持续蔓延更是显著加剧了全球供应链的脆弱性:供给侧方面,疫情防控引发的经济复苏非同步性,将打破各产业现有的国际分工格局。其中,通信设备、计算机和其他电子设备等制造业部门全球化程度较高,其零部件供应与日韩欧美等国普遍存在紧密的投入产出关系。相关国家的国际贸易政策与国内经济波动均可能提升相关部门的供应链中断风险;需求侧方面,纺织业等低端制造业部门则将受到直接冲击,外需萎缩可能显著降低相关部门的经济活力与金融稳定。随着以东盟为代表的新兴市场与中国的贸易关联日益紧密,中国应加快完善对新兴市场的金融风险监控机制,防范输入性风险对国内资本市场的冲击。

(3)结合国内与国际经济循环的动态变化,建立基于产业贸易网络的风险监测机制,维护宏观经济的正常运转,以高质量的经济增长,应对金融风险的跨板块、跨市场传导。现阶段,国内循环与国际循环的顺畅联通正面临挑战,价值链重构加速了贸易网络的变革,经济增长不确定性持续升高。一方面,在国内经济循环领域,中国消费市场的发展仍不充分,部分部门正面临结构性调整;另一方面,国际经济循环领域内,中国在制造业领域对全球价值链与国际分工体系有较强的依赖性,重塑全球竞争优势已迫在眉睫。此外,贸易保护主义叠加新冠肺炎疫情冲击导致了产业供应链紊乱,在此背景下,中国应高度关注国内外经济循环的稳定,重点监测贸易网络结构的动态变化,加速升级国内产业链,维护国际分工体系的正常运转,从而为有效应对新发展格局下的系统性金融风险构建坚实的宏观经济基础。

需要进一步指出的是,受限于非竞争型投入产出表的数据更新频率,本文无法对贸易中心性、贸易外向度与金融风险关系进行实时分析。未来,在数据可得的前提下可以考虑进一步构建动态的产业贸易网络,监控各部门在国内与国际循环中经济地位的演变趋势,从而对系统性金融风险的防控提供更为细化的政策建议。

〔参考文献〕

- [1]范小云,史攀,王博. 估值踩踏与系统性金融风险防控——基于前瞻性偿付能力风险传染模型的分析[J]. 中国工业经济, 2021, (10): 39-58.
- [2]黄乃静,汪寿阳. 中欧货币汇率的极端风险传播研究[J]. 管理科学学报, 2018, (12): 1-17.

- [3]李政,刘洪,梁琪. 基于经济金融关联网络的中国系统性风险防范研究[J]. 统计研究, 2019, (2): 23-37.
- [4]李志生,金凌. “国家队”救市、股价波动与异质性风险[J]. 管理科学学报, 2019, (9): 67-81.
- [5]梁琪,李政,郝项超. 中国股票市场国际化研究: 基于信息溢出的视角[J]. 经济研究, 2015, (4): 150-164.
- [6]刘晓星,段斌,谢福座. 股票市场风险溢出效应研究: 基于 EVT-Copula-CoVaR 模型的分析[J]. 世界经济, 2011, (11): 145-159.
- [7]杨子晖. 金融市场与宏观经济的风险传染关系——基于混合频率的实证研究[J]. 中国社会科学, 2020, (12): 160-180.
- [8]杨子晖,王姝黛. 行业间下行风险的不对称传染: 来自区间转换模型的新证据[J]. 世界经济, 2020, (6): 28-51.
- [9]钟宁桦,陈姗姗,马惠娟,王姝晶. 地方融资平台债务风险的演化——基于对“隐性担保”预期的测度[J]. 中国工业经济, 2021, (4): 5-23.
- [10]Acemoglu, D., V. M. Carvalho, A. Ozdaglar, and A. Tahbaz-Salehi. The Network Origins of Aggregate Fluctuations [J]. *Econometrica*, 2012, 80(5): 1977-2016.
- [11]Aobdia, D., J. Caskey, and N. B. Ozel. Inter-Industry Network Structure and the Cross-Predictability of Earnings and Stock Returns [J]. *Review of Accounting Studies*, 2014, 19: 1191-1224.
- [12]Chu, Y., S. Deng, and C. Xia. Bank Geographic Diversification and Systemic Risk [J]. *Review of Financial Studies*, 2020, 33(10): 4811-4838.
- [13]Costello, A. M. Credit Market Disruptions and Liquidity Spillover Effects in the Supply Chain [J]. *Journal of Political Economics*, 2020, 128(9): 3434-3468.
- [14]Davydov, D., S. Vähämaa, and S. Yasar. Bank Liquidity Creation and Systemic Risk [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2021, 123: 106031.
- [15]Gao, J. Managing Liquidity in Production Networks: The Role of Central Firms [J]. *Review of Finance*, 2021, 25(3): 819-861.
- [16]Grant, E., and J. Yung. The Double-Edged Sword of Global Integration: Robustness, Fragility, and Contagion in The International Firm Network [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2021, 36(6): 760-783.
- [17]Grinsted, A., J. C. Moore, and S. Jevrejeva. Application of the Cross Wavelet Transform and Wavelet Coherence to Geophysical Time Series [J]. *Nonlinear Processes in Geophysics*, 2004, 11: 561-566.
- [18]Hiemstra, C., and J. D. Jones. Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation [J]. *The Journal of Finance*, 1994, 49(5): 1639-1664.
- [19]Nguyen, D. L., S. Mateut, and T. Chevapatrakul. Business-Linkage Volatility Spillovers Between U.S. Industries [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2020, 111: 1-26.
- [20]Pal, D., and S. K. Mitra. Time-frequency Contained Co-Movement of Crude Oil and World Food Prices: A Wavelet-Based Analysis [J]. *Energy Economics*, 2017, 62: 230-239.
- [21]Pandit, S., C. E. Wasley, and T. Zach. Information Externalities along the Supply Chain: The Economic Determinants of Suppliers' Stock Price Reaction to Their Customers' Earnings Announcements [J]. *Contemporary Accounting Research*, 2011, 28(4): 1304-1343.
- [22]Van Oordt, M., and C. Zhou. Estimating Systematic Risk under Extremely Adverse Market Conditions [J]. *Journal of Financial Econometrics*, 2019a, 17(3): 432-461.
- [23]Van Oordt, M., and C. Zhou. Systemic Risk and Bank Business Models [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2019b, 34(3): 365-384.
- [24]Van Oordt, M., and C. Zhou. Systematic Tail Risk [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2016, 51(2): 685-705.
- [25]Yang, Z., and Y. Zhou. Quantitative Easing and Volatility Spillovers across Countries and Asset Classes [J]. *Management Science*, 2017, 63(2): 333-354.

Trade Centrality, Foreign Trade Dependence and Financial Risk ——Financial Risk Prevention under the New Development Paradigm

WANG Shu-dai¹, YANG Zi-hui^{1,2}

(1. Lingnan College, Sun Yat-sen University;
2. Advanced Institute of Finance, Sun Yat-sen University)

Abstract: Given the increasing uncertainties of world economy, China is pushing the new development paradigm featuring dual circulation, in which domestic and overseas markets reinforce each other, with the domestic market as the mainstay. In this context, according to China's non-competition input-output tables, this paper identifies the industrial chain under the new development paradigm, and analyzes the roles of 42 industries in the trade network. In addition, this paper uses the R^2 of factor model to measure the financial risks of various industries in China from 2015 to 2021. Based on the latest extreme value theory, it further decomposes financial risks into systemic linkage and individual tail risk. On this basis, this paper adopts nonlinear Granger causality test and wavelet coherence analysis to examine the relationships among trade centrality, foreign trade dependence and financial risk.

It is found that the structure of trade network may influence financial risks significantly. Since the cross-industry and cross-market contagion of financial risks coexist, financial risk is the result of internal friction and external shocks. This requires financial regulators to comprehensively consider the status of each sector in China's trade system and the international value chain system. Central industries in the national economy have high-intensity trade linkages with other sectors, so they may show robust-yet-fragile characteristic. These industries have a higher degree of exposure to systemic financial risks, and may have a strong impact on non-central industries. This also leads to a higher vulnerability of China's financial system especially when a tail risk event occurs. In fact, since all industries interact closely with each other through the input-output network, the effect of "being too connected to fail" can be observed in real economy. At the same time, research findings also indicate that the industries with high foreign trade dependence generally face higher imported financial risks. Tail risks in the stock market may transmit across markets through trade channels. Given the advancement of the Belt and Road Initiative, the trade relationship between China and emerging markets has become closer, and the degree of financial risk contagion has increased. Hence, preventing risk shocks from emerging markets will become an important challenge for China. Since 2021, due to the rising status of China in global economy, its risk spillover capacity in the financial network has gradually increased, and the global financial system is becoming multipolar. Furthermore, this paper shows that trade linkages mainly affect the systemic linkage components of financial risks, while the effect on individual tail risks is relatively weak. These conclusions remain robust after using different input-output tables and adjusting the measurement method of financial risks.

Finally, this paper puts forward several suggestions on the prevention of systemic financial risks and imported financial risks under the new development paradigm featuring dual circulation. At present, the key point of risk prevention policy should lay on monitoring the cross-industrial risk contagion in domestic economic cycle. Actually, the impact of overseas markets on China is relatively weak. As a consequence, financial regulators should pay close attention to the market trends of central industries, and prevent significant market shocks caused by fluctuations in basic industries. Non-central industries should also closely monitor the risk dynamics of their upstream and downstream central industries in order to prevent tail risk originating from other sectors. More importantly, regulators should establish a risk monitoring mechanism based on the dynamic trade network in domestic and international economic systems. In addition, China should also maintain the normal operation of the macroeconomic cycle, and respond to the cross-border risk contagion with high-quality economic development. Overall, this paper provides insight and guidance for identifying the risk source of industrial network.

Keywords: financial risk; trade centrality; foreign trade dependence; new development paradigm

JEL Classification: G10 G15 E44

[责任编辑:李鹏]