

全球贸易网络与股票市场收益影响力

周开国 邢子煜 杨海生*

摘 要 本文分别构建全球股票市场领先滞后关系网络和贸易网络, 据此分析股票市场收益影响力与贸易地位的匹配关系, 结果发现: (1) 一国贸易地位显著正向影响其股票市场收益影响力。(2) 金融开放程度、贸易开放程度、出口复杂度会影响贸易地位与股市收益影响力的匹配程度。我国二者错配的主因是金融开放程度不足。(3) 贸易大国出众的收益冲击转移能力造就了其股市收益引导者角色, 金融开放通过削弱市场信息摩擦的方式缓解股市收益影响力不及贸易地位的问题。

关键词 渐进信息扩散, 全球贸易网络, 金融开放

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.03.08

一、引 言

作为世界重要的经济增长极, 与他国繁密的经贸往来, 国际分工的深度参与, 使得我国在国际舞台的影响力与日俱增。习近平总书记在第五次全国金融工作会议上明确指出“金融是国家重要的核心竞争力”, 我国的金融市场应当在全球范围内发挥重要的辐射作用, 扮演好先行者和领导者的角色。“沪深港通”“沪伦通”的相继开通; 中国人民银行等八部委联合印发《上海国际金融中心建设行动计划(2018—2020 年)》; 《中共中央国务院关于支持深圳建设中国特色社会主义先行示范区的意见》中强调金融市场的跨境互联互通, 一系列举措的出台无不彰显着各部门对打造具有世界竞争力的金融市场、提升我国金融市场影响力的重视。然而, 金融市场影响力的提高并非一蹴而就。正如习近平总书记所强调的“金融是实体经济的血脉”, 二者的血脉联系要求金融市场国际影响力的提高不仅依赖于金融市场自身做大做强, 还需要实体经济的强劲支撑。真正的经济强国会在国际舞台上寻求金融市场影响力与贸

* 周开国、邢子煜、杨海生, 中山大学岭南学院。通信作者及地址: 周开国, 广东省广州市新港西路 135 号中山大学岭南学院, 510275; 电话: (020) 84113869; E-mail: zhoukg@mail.sysu.edu.cn。本文得到国家社会科学基金重大项目(20&ZD103)、国家自然科学基金重大项目(71991474)、国家自然科学基金面上项目(72173141)、广东省自然科学基金面上项目(2019A1515012018), 以及中山大学粤港澳发展研究院的资助。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见。当然, 文责自负。

易地位的协调匹配、同步向前。

一国¹金融市场影响力体现在方方面面,例如付亦重等(2017)利用股票和债务证券交易量的全球占比衡量金融的全球影响力;李宝瑜等(2019)通过双边证券投资头寸构建金融影响力评价体系。诚然这种基于规模的评估一定程度上可以反映金融市场影响力,但规模上的领先并非我们的最终追求。归根到底,金融影响力的增强是要让全球投资者更多听到中国市场发出的强劲声音,了解中国市场发生的动人故事。股票市场作为金融市场的重要组成部分,一国股市的收益信息可以成为影响他国市场投资决策的参考依据,成为全球市场行情的风向标,甚至能够成为他国股市收益率的预测因子,是金融市场影响力更为重要的体现。因此从信息流的视角检验一国股市对他国市场的收益预测能力是评判金融市场影响力的重要方面。Rapach *et al.* (2013)讨论美股在全球市场中的领导者地位时,周开国等(2018)研究中国香港在亚太地区股票市场中的收益引导角色时,都采用检验股票市场收益领先滞后关系的方法分析股票市场的影响力。

Hong and Stein (1999)将股票收益率的领先滞后关系解释为渐进信息扩散(gradual information diffusion),即反映股票基本面状况的信息并非瞬间充斥整个市场,而是以一种缓慢扩散的方式沿着某条路径传递。作为实体经济的晴雨表,股市的价格信号实质上是对生产性冲击的反映。上下游的业务往来为生产性冲击的转移提供了良好条件,供应链关系为股票收益的信息渐进扩散提供通道(Cohen and Frazzini, 2008; Menzly and Ozbas, 2010)。与之相应,国家间的双边贸易则成为国际市场上传递股价信号的渠道(Rizova, 2011)。作为世界头号贸易大国,丰富的贸易资源为我国打造具有世界影响力的金融市场奠定了坚实基础。那么,一国的贸易地位真的能够影响其股票市场的收益影响力吗?如果可以,我国的贸易地位与股票市场收益影响力是否相匹配?两者匹配的机制如何,应该从哪些方面缓解潜在的错配呢?这些问题的答案对我国提升金融市场全球影响力、打造世界级的金融中心具有重要的指导意义。

企业、行业或者市场之间的联系是由大量可观测的契约或者不可观测的渠道共同形成的(Cohen and Frazzini, 2008),投资者收集价格信息的方式是多元化的。但是,股票市场与实体经济的血脉联系使得生产层面的冲击势必会融入股票价格当中,这决定了生产性关联在信息扩散中的重要性。特质性风险作为资产价格的重要组成部分(Merton, 1987; Bali and Cakici, 2008),向其他个体传递的过程开辟了信息扩散的通道。大量文献发现,生产性关联在特质性冲击的传递过程中扮演着“搬运工”的角色(Acemoglu *et al.*,

¹ 考虑到中国香港作为国际金融中心在全球金融市场中的重要地位,本文研究的53个国家和地区将中国香港作为单独的经济体,文中出现的有关中国的数据均不包含港澳台,特此说明。

2012; Barrot and Sauvagnat, 2016; Herskovic *et al.*, 2020)。因此, 当期供应商的利好冲击能够转化为客户伙伴股价下期的上涨 (Cohen and Frazzini, 2008)。为了更好地理解资产价格可预测性, 大量研究关注到生产性领域。Hong *et al.* (2007) 认为生产的专业化分工带来行业技术复杂度的显著提高, 迫使投资者随之“专业化”。这导致投资者无法及时处理相关行业信息, 进而出现股价的可预测性。Hou (2007), Lee *et al.* (2019) 也得到了类似的生产性关联有助于信息扩散的结论。

一条渐进信息扩散路径上股价的可预测性如此, 那么将多条路径交织在一起, 形成生产性网络, 情况往往会变得更为复杂。因为企业网络连接方式和股票部分属性直接关联。通常而言, 企业在网络中的节点中心度越高, 股票期望回报越高, 价格-股息率之比越低 (Buraschi and Porchia, 2013)。与此相似, 不同情境下的实证研究也都支持“节点中心度越高, 节点得到的资源越多或者表现越好”的结论 (Ahern and Harford, 2014)。这种中心节点的独特优势可以解释为复杂的生产性链接致使其更多暴露在冲击下而获得的风险溢价 (Richmond, 2019), 或者中心节点通过更为丰富的信息渠道资源而获取的优势 (Li and Schürhoff, 2019)。

与一国内部生产性关联不同, 国际贸易面临诸如关税、贸易壁垒等诸多层面的约束, 因此资产价格可预测性的两个条件: (1) 生产性冲击可以有效传递; (2) 存在一定程度的信息摩擦 (Cohen and Frazzini, 2008; Menzly and Ozbas, 2010) 并不一定完全满足。出口产品的复杂度 (Liao and Santacreu, 2015)、不可替代性 (Barrot and Sauvagnat, 2016) 都在很大程度上影响着生产性冲击的跨国传递。除此之外, 金融自由化程度和金融开放程度深刻影响了全球市场分割, 保守的金融开放水平很有可能加剧国际市场分割, 增强信息摩擦 (Bekaert *et al.*, 2007; Bekaert *et al.*, 2011)。因此, 尽管 Rapach *et al.* (2013) 发现美股收益率可以作为多个发达工业国股票收益率的预测因子, 为跨国渐进信息扩散提供了有力证据。但是, 发达工业国的故事并不适用于新兴市场国家。新兴市场国家并没有开放完备的金融体系, 贸易结构相对单一, 出口产品的不可替代性较低, 这一系列问题都制约着全球范围内的渐进信息扩散。

针对以上问题, 本文首先参考 Chinco *et al.* (2019) 股票收益率截面稀疏信号的筛选方法, 利用 Robust-t-LASSO (Least Absolute Shrinkage and Selection Operator with Student-t Residuals) 分别筛选 53 个国家或地区股票市场收益率的预测因子, 在全球范围内检验各国股票市场间收益率的领先滞后关系, 并以此构建全球股票市场收益率领先滞后关系网络 (下文简称“领先滞后网络”)。同时借鉴 Richmond (2019) 的思路, 利用双边贸易强度构建全球贸易网络。其次, 计算两个网络的节点中心度, 分别代表各国的股票市

场收益影响力和贸易地位², 分析同一节点在不同网络上的地位匹配问题, 讨论地位错配的原因。最后, 利用 Rapach *et al.* (2013) 的信息扩散模型分析框架, 估计各国股市之间渐进信息扩散的结构化参数, 以此分析贸易地位影响股票市场收益影响力, 以及制度性因素影响地位错配的具体机制。研究结论为我国提升金融全球领导力与辐射力, 打造世界级金融中心提供了可行思路。

本文的学术贡献及创新主要体现在四个方面。首先, 相较 Rapach *et al.* (2013) 更为全面地检验了全球范围内股票市场收益的可预测性, 并发现收益率先滞后关系可以由渐进信息扩散理论解释。其次, 本文通过网络分析方法, 为一国贸易地位与股票市场收益影响力的协调匹配找到证据, 并给出了部分国家二者出现错配的合理化解释。再次, 本文结合资产价格可预测性条件更为深入地分析了贸易地位与股票市场收益影响力匹配关系的具体机制。最后, 本文横向对比了同一节点在不同网络上的中心度特征, 丰富了利用网络理论研究经济学问题的思路。

本文余下部分的结构安排如下: 第二部分介绍了股票市场领先滞后关系网络和全球贸易网络的构建方法、数据来源; 第三部分着重分析各国股票市场收益影响力的影响因素; 第四部分重点讨论贸易地位与股市收益影响力的错配问题; 第五部分探讨了贸易地位影响股市收益影响力以及制度性因素影响地位错配的具体机制; 第六部分是总结和政策建议。

二、股票市场领先滞后网络和全球贸易网络的构建

(一) 股票市场领先滞后网络

Rapach *et al.* (2013) 对股市跨国收益预测问题已做了大量工作, 但是其研究仅针对 11 个发达工业国。发达开放的金融市场与完备复杂的贸易结构为发达工业国提供了近乎完美的资产价格可预测性条件, 而新兴市场国家的情形如何我们不得而知。同时, 传统的格兰杰因果检验解释变量个数受到严重制约, 难以将全球主要发达经济体与新兴市场国家同时囊括在内。因此, 本文参考 Chinco *et al.* (2019), 使用 Robust-t-LASSO 分析各国股市收益率的领先滞后关系。

假设在领先滞后网络中共有 N 个节点, 每个节点代表一个国家或地区股市的超额收益率。第 n 个国家在 t 月的超额收益率可以用所有 N 个国家在 $t-1$ 月的超额收益率进行预测。

² 本文将通过格兰杰因果检验构建的网络称为“领先滞后关系网络”, 其反映了各个节点(各国股票市场)之间错综复杂的领先滞后关系。由于中心度是衡量节点在网络中重要性的关键指标, 节点中心度越大说明股票市场的滞后收益率在全球范围内对他国股票市场收益率的预测能力越强。因此, 各个节点在领先滞后关系网络的中心度即代表了其股票市场的收益影响力。同理贸易地位也可以由贸易网络的节点中心度表示。

$$r_{n,t} = \alpha_n + \sum_{i=1}^N \beta_{n,i} r_{i,t-1} + \epsilon_{n,t}, \quad (1)$$

$$\hat{\alpha}_n, \hat{\beta}_n \stackrel{\text{def}}{=} \arg \min_{\alpha_n, \beta_n} \left\{ \frac{1}{L} \sum_{l=0}^{L-1} (r_{n,t-l} - \alpha_n - \sum_{i=1}^N \beta_{n,i} r_{i,t-l+1})^2 \right\}, \quad (2)$$

其中, $\epsilon_{n,t}$ 为随机扰动项, 要求 $E(\epsilon_{n,t}) = 0$, $Var(\epsilon_{n,t}) = \sigma_\epsilon^2$ 。 $\hat{\beta}_n = [\hat{\beta}_{n,1}, \hat{\beta}_{n,2}, \dots, \hat{\beta}_{n,N}]'$ 是由各个预测因子系数的估计量组成的 N 维列向量。

由于回归方程 (1) 可能出现待估参数过多致使模型不可识别的问题, 并且难以通过直觉或者某一标准对解释变量进行人为剔除。因此, 本文以 LASSO 为工具, 对式 (2) 施加一个惩罚项, 将较小待估参数压缩为 0, 实现解释变量的稀疏化。

$$\hat{\alpha}_n, \hat{\beta}_n \stackrel{\text{def}}{=} \arg \min_{\alpha_n, \beta_n} \left\{ \frac{1}{L} \sum_{l=0}^{L-1} (r_{n,t-l} - \alpha_n - \sum_{i=1}^N \beta_{n,i} r_{i,t-l+1})^2 + \lambda_n \times \sum_{i=1}^N |\beta_{n,i}| \right\}. \quad (3)$$

传统的 LASSO 回归要求随机扰动项服从正态分布, 但收益率序列往往存在“尖峰厚尾”特征, 强行使用正态分布假设会使估计结果存在偏误。因此本文采用 Schmidt and Makalic (2017) 设计的 Robust-t-LASSO。³ 具体参数估计过程分为两步: (1) 通过 10 折 10 次交叉检验 (10-CV-test), 检验当前数据集的离散状况, 选取最优的 t 分布自由度参数 nu , 确定最优扰动项分布; (2) 根据前一步选定的最优扰动项分布调整模型设定进行回归。每次 LASSO 回归设置 150 个备选压缩强度参数 $\lambda_n^i (i=1, 2, \dots, 150)$, 依据 AIC、BIC 准则选择最优压缩强度 λ_n^* 下的回归结果。

本文研究的重点是资产价格可预测性的强度, 并不关心预测因子对被解释变量影响的方向。因此, 对 Robust-t-LASSO 得到的 $\hat{\beta}_n$ 取绝对值⁴, 以此得到第 t 期领先滞后网络。

$$FNET_t = \left\{ \begin{array}{ccc} |\beta_{1,1}| & \cdots & |\beta_{1,N}| \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ |\beta_{N,1}| & \cdots & |\beta_{N,N}| \end{array} \right\}_{N \times N}, \quad (4)$$

其中, $|\beta_{i,j}|$ 表示 j 国股票市场滞后收益对 i 国收益率的预测能力。节点中心度的计算使用度中心性 (degree centrality), 节点中心度越大说明 i 国股市的滞后收益率在全球范围内对他国市场收益的预测能力越强。

$$D_i^\beta = \sum_{i=1, i \neq j}^N |\beta_{ji}|. \quad (5)$$

³ LASSO 作为一种机器学习方法, 已经被广泛应用于实证资产定价, 并取得了优异表现 (Freyberger et al., 2020; Feng et al., 2020)。但是“尖峰厚尾”特征导致收益率数据存在具有较大离群值的可能, 因此传统 LASSO 回归并不合适 (Schmidt and Makalic, 2017)。Robust-t-LASSO 通过将 LASSO 估计量表示为一种贝叶斯形式, 使用 EM 算法求解得到 t 分布扰动下的估计量 (Schmidt and Makalic, 2017)。

⁴ 事实上 $\hat{\beta}$ 为负的情况极少, 绝对值处理并不会影响结果的稳健性。

(二) 全球贸易网络

基于 Richmond (2019) 使用的双边贸易强度构建全球贸易网络。国家 i 、 j 的双边贸易强度可以表示为：

$$\rho_{ij,t} = \frac{X_{ij,t} + X_{ji,t}}{G_{i,t} + G_{j,t}}, \quad (6)$$

其中, $X_{ij,t}$ 为在 t 期国家 i 向国家 j 的出口总额, $G_{i,t}$ 表示在 t 期国家 i 的 GDP 总额。以此得到的第 t 期全球贸易网络：

$$TNET_t = \begin{Bmatrix} 0 & \cdots & \rho_{1,N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{N,1} & \cdots & 0 \end{Bmatrix}_{N \times N}. \quad (7)$$

对于贸易网络而言, 度中心性无法考虑贸易伙伴国对本国的重要程度, 因此以伙伴国贸易量占本国总贸易量比重进行加权, 得到全球贸易网络节点中心度：

$$v_{it} = \sum_{j=1}^N \left(\frac{X_{ij,t} + X_{ji,t}}{G_{i,t} + G_{j,t}} \right) \times s_{ij,t}, \quad (8)$$

其中, $s_{ij,t}$ 表示第 t 期 i 国与 j 国贸易量占 i 国贸易总量的比重。

(三) 全球股票市场领先滞后网络变量选取与数据生成

本文将全球主要工业国和新兴市场国家均纳入研究框架, 共 53 个国家和地区, 包括 36 个 OECD 国家和 21 个 MSCI 新兴市场观察列表的国家和地区 (由于数据缺失剔除中国台湾, 重复的国家或地区只记一次), 样本跨度为 2000 年 1 月至 2018 年 12 月。超额收益率为月度收益率与无风险收益率之差⁵, 月度股指数据来自 CEIC 数据库的 OECD-Members-MEI 子库以及 OECD-Nonmembers-MEI 子库⁶。

本文以 120 个月为窗宽, 连续滚动回归, 共计生成 110 个领先滞后网络。每期将节点按照中心度大小进行排序, 最大的节点赋予最高得分 (53 分), 最小者反之。⁷ 每个节点在 110 期网络上的中心度排序得分变动路径刻画了近 20 年来该国股票市场收益影响力变迁。⁸

(四) 全球贸易网络数据生成及其余变量说明

全球贸易网络使用的各国直接出口月度数据来自国际货币基金组织的定

⁵ 对于领先滞后关系的估计, 日度甚至日内等高频数据可以提高领先滞后关系的估计精度, 但是它们可能引入混杂的微观结构影响 (Hou, 2007)。并且考虑到与双边贸易数据的频率匹配, 本文使用月度收益率数据。

⁶ 限于篇幅, 具体的样本国名单与无风险利率选择在文中没有列出, 有需要的读者可向作者索取。

⁷ 为了与领先滞后网络生成的数据相匹配, 文中涉及的其余变量均以同样的方式进行滚动计算以及排序赋分。

⁸ 限于篇幅, 各国股票市场收益影响力的变迁路径从略, 详细结果可向作者索取。

向贸易统计 (Direction of Trade Statistics, DOTS)。GDP 数据来自世界银行全球发展指标 (World Development Indicators, WDI)，这两项数据均以美元计价。受限于 GDP 数据频率，假定 GDP 在 12 个月内始终保持不变。

Rapach *et al.* (2013) 认为美国股市是世界上规模最大、流动性最高的市场，这些因素可能吸引了更多他国市场的关注。Rizova (2011) 认为资本控制可能会影响资产价格可预测性。此外，股市的收益影响力和贸易地位是经济基本面的体现，二者可能由经济整体水平同时驱动。因此，有必要控制市值规模、市场流动性、资本控制、GDP 总量等因素的影响。其中，市场流动性用股票市场换手率度量，资本控制采用 Chinn-Ito 金融开放指数作为代理变量 (Chinn and Ito, 2008)，数据来自 Chinn-Ito Index 网站，其余数据全部来自世界银行全球发展指标，以美元计价。

三、股票市场收益影响力的影响因素

(一) 基准模型分析

为了清楚地认识股票市场收益影响力与贸易地位的关系，本文首先检验同一节点贸易网络中心度对领先滞后网络中心度的解释力。⁹为此我们构建如下回归模型：

$$Fnet_{i,t} = \beta_0 + u_i + \beta_1 Tnet_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Liq_{i,t} + \beta_4 Open_{i,t}^F + \beta_5 GDP_{i,t} + \epsilon_{i,t},$$

其中， $Fnet_{i,t}$ 为 i 国在第 t 期的领先滞后网络中心度； $Tnet_{i,t}$ 为 i 国在第 t 期的贸易网络中心度； $Size_{i,t}$ 为 i 国在第 t 期的股票市值规模； $Liq_{i,t}$ 为 i 国在第 t 期的流动性水平； $Open_{i,t}^F$ 为 i 国在第 t 期的金融开放水平； $GDP_{i,t}$ 为 i 国在第 t 期的 GDP 规模。

考虑到 Richmond (2019) 对贸易网络节点中心度的构造方法与传统的中心度测算有所差异，为了排除结果是由特殊的中心度构造方法引起的可能，本文使用度中心性和特征向量中心性的结果作为稳健性检验。¹⁰结果如表 1 所示：贸易地位对股市收益影响力始终具有显著的正向影响。这意味着一国拥有更多的贸易伙伴，进行更大规模的双边贸易，就更容易将本国股市的信息向他国传递，形成收益预测能力。所有模型的 R^2 至少为 0.219，增加控制变量 R^2 最多提升 0.079，拟合效果并未得到显著提升，说明贸易地位能够有效解释股票市场收益影响力的差异与变化。

⁹ 本文同样在均值层面分析了股票市场收益影响力与贸易地位的关系，主要结果与面板估计结果保持一致，限于篇幅，详细结果可向作者索取。

¹⁰ 大量文献测算网络节点中心度时使用到度中心性和特征向量中心性，如：Ahern and Harford (2014)，Li and Schürhoff (2019)。特征向量中心性： $C_E(N_i) = c \sum_{j=1}^n a_{ij} x_j$ ，其中： $x = cAx$ ， A 为网络的邻接矩阵， c ， x 分别为邻接矩阵 A 的特征值和该特征值对应的特征向量。

表 1 股票市场收益影响力回归结果

	<i>Richmond</i>		<i>Degree</i>		<i>Eigenvector</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Tnet</i>	0.41** (6.70)	0.36*** (5.51)	0.22*** (4.10)	0.16*** (2.85)	0.12** (2.57)	0.19*** (3.48)
<i>Controls</i>	否	是	否	是	否	是
<i>Fixed Effect</i>	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.272	0.342	0.232	0.301	0.219	0.298

注：括号内数值为 *t* 统计量，***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。限于篇幅，此处仅汇报核心变量结果，完整估计结果可向作者索取。文中其余表格与此处相同，不再赘述。

（二）内生性分析

考虑到现实问题的复杂性，尽管将现有文献提到的因素悉数控制，但并不能完全规避遗漏变量问题。因此，本文利用 Oster (2019) 提出的方法¹¹，分析遗漏变量问题对本文核心变量估计结果的潜在影响，结果如表 2 所示。

表 2 遗漏变量检验

	<i>Richmond</i>	<i>Degree</i>	<i>Eigenvector</i>
不包含任何控制变量的回归： $Y = \beta X + \epsilon$			
β^0	0.41*** (6.70)	0.22*** (4.10)	0.12** (2.57)
R^0	0.272	0.232	0.219
只包含可观测控制变量的回归： $Y = \beta X + W_1 + \epsilon$			
$\tilde{\beta}$	0.36*** (5.51)	0.16*** (2.85)	0.19*** (3.48)
$\tilde{R}$	0.342	0.301	0.298
当 $\delta = 1$ 时的 β 值	0.25** (2.37)	0.14*** (6.42)	0.12* (1.73)
当 $\beta = 0$ 时的 δ 值	2.15** (1.96)	2.58*** (5.96)	2.27*** (4.21)

从 β 方法看，当给定 $\delta = 1$ ，即遗漏变量与可观测控制变量同样重要的情况下，核心变量依旧显著，且与仅包含可观测控制变量模型的估计结果变动不大。说明当前使用的模型已控制了绝大部分的潜在因素，遗漏变量问题对核心变量估计结果的可信性影响不大。

从 δ 方法看，当给定 $\beta = 0$ ， δ 至少为 2.15。这意味着如果遗漏变量问题导致核心变量估计结果有偏，则需要遗漏掉的控制变量比当前已观测到的控制变量重要 2.15 倍。但根据现有文献，影响一国股票市场收益影响力的主要因

¹¹ 限于篇幅，Oster (2019) 遗漏变量检验的细节以及截面数据的检验结果可向作者索取。

素已被悉数控制,找到比当前控制变量重要 2.15 倍的其他因素是相当困难的。因此,可以认为前文得到的结果是可信的。

为了排除双向因果对结论的影响,本文使用 Abrigo and Love (2016) 的 PVAR 模型分析,结果如表 3 所示。方程 1 中,贸易地位作为解释变量的系数在 1% 的水平上是显著的,反观方程 2,收益影响力难以对贸易地位做出解释。这也意味着,至少在格兰杰因果的层面,一国的贸易地位是收益影响力的格兰杰原因,而收益影响力不是贸易地位的格兰杰原因。

表 3 收益影响力、贸易地位和 GDP 的面板 VAR 估计

	方程 1 被解释变量: 收益影响力	方程 2 被解释变量: 贸易地位
解释变量: 收益影响力 (滞后一期)	0.63*** (19.45)	-0.05 (-1.34)
解释变量: 贸易地位 (滞后一期)	0.19*** (2.72)	0.97*** (6.38)
解释变量: GDP (滞后一期)	-0.43*** (-2.21)	0.11 (1.01)

更为正式的,本文使用工具变量对内生性问题进行分析。倪鹏飞等 (2014) 指出,一方面可以假定贸易满足动态完备性,即当期的贸易额与未来的随机冲击无关,贸易额的滞后项外生于当期扰动;另一方面对外贸易取决于国际分工体系中的角色,具有短期刚性和路径依赖性特征,贸易的滞后项与当前是相关的。因此可以参照 Dollar and Kraay (2003) 的做法,使用贸易地位的滞后项作为工具变量,本文选取 1 期滞后和 6 期滞后的贸易地位作为工具变量。¹²

在此工具变量选取方式的基础上,对主回归进行重新估计,结果如表 4 所示。不难发现使用工具变量与前文得到的结果基本保持一致。不同中心度测算方式下,贸易地位的工具变量估计结果至少在 10% 的水平上是显著的,因此,有较为充分的理由认为前文的结果是可信的。

表 4 工具变量回归结果

	Richmond		Degree		Eigenvector	
	(1)	IV	(2)	IV	(3)	IV
<i>Tnet</i>	0.36*** (5.51)	0.24*** (3.17)	0.16*** (2.85)	0.10* (1.74)	0.19*** (3.48)	0.15** (2.42)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是
<i>Fixed Effect</i>	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.342	0.314	0.301	0.279	0.298	0.260

¹² 该工具变量通过了弱工具变量检验和过度识别检验,限于篇幅,详细检验结果可向作者索取。

(三) 细分贸易的分析

根据 Cohen and Frazzini (2008) 的观点, 生产性冲击的有效传递是生产链上下游之间股价信息传递的基础。贸易中的生产性冲击主要来自原材料或者中间产品加工过程中的价值附加, 本地附加值越高就越容易将本国冲击向外国传递。因此, 一国在高附加值产品贸易上的地位理应更好地影响股票市场收益影响力。本文根据 Johnson and Noguera (2017) 的分类方法, 将贸易品分为四大类¹³, 结果由表 5 给出。

表 5 细分贸易回归结果

	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
<i>Agr</i>	0.44***	0.36***							-0.15	-0.19
	(8.21)	(6.03)							(-1.10)	(-1.42)
<i>Man</i>			0.44***	0.32***					0.55*	0.64
			(7.10)	(4.57)					(1.81)	(1.52)
<i>Non-Man</i>					0.51***	0.45***			0.20	0.25
					(7.12)	(6.51)			(1.15)	(1.58)
<i>Ser</i>							0.75***	0.70***	1.18***	1.28***
							(9.17)	(7.83)	(8.02)	(8.13)
<i>Controls</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Fixed Effect</i>	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.362	0.427	0.353	0.391	0.259	0.295	0.436	0.454	0.436	0.463

注: *Agr*、*Man*、*Non-Man*、*Ser* 分别表示农业、制造业、非制造业工业、服务业的贸易地位。

单独某类细分贸易品的地位对股票市场收益影响力始终具有解释力度。但是, 控制细分贸易类型后, 仅有服务品贸易对股市收益影响力具有显著影响。这可以解释为对于单变量回归, 细分贸易仍体现了一定的整体贸易地位特征。如果一国在全球贸易网络中处于重要地位, 那么其在细分产品领域的贸易规模也应居于高位。但是, 混合回归中更强调在不同类型贸易品上的比较优势, 冲销掉整体贸易特征, 服务贸易削弱了其余三类贸易品对股市收益影响力作用的显著性。根据 Johnson and Noguera (2017) 的测算, 2000 年以后全球服务部门的出口价值附加比率在 1.6 左右, 高于其余三个部门 (农业: 1.4; 制造业: 0.5; 非制造业工业: 1.1)。这点印证了贸易产品附加值越高, 在该细分领域的贸易地位能够更好地解释股市收益影响力的推测。

¹³ 本文根据 ISIC. Rev. 2 将 SITC. Rev3 的两位数编码贸易产品进行对照转化。具体分类标准为: 农业及初级农产品加工: ISIC: 1; 制造业: ISIC: 2、4、5; 非制造业工业 (矿产资源开采): ISIC: 3; 服务业 (含技术贸易及技术服务): ISIC: 6—9。

根据罗长远和张军（2014）的测算，从1995年至2009年，尽管中国的制造业附加值呈现下降趋势，但是截至2009年其高达89.1%的出口占比表明制造业仍是影响我国出口附加值水平的关键部门。与之相比，服务业的出口占比仅为9.66%。因此，对我国股票市场收益影响力起更为重要支撑作用的应该是制造业。表6的回归结果也确实支持了这一推论。

表6 细分贸易回归结果：中国的特殊性

<i>Agr</i>	<i>Man</i>	<i>Non-Man</i>	<i>Ser</i>	<i>Size</i>	<i>Liq</i>	<i>Open</i> ^F	<i>GDP</i>	<i>R</i> ²
0.42	0.21**	0.14	-0.07	-0.06	0.12	-0.28	-0.17	0.639
(1.60)	(2.42)	(1.05)	(-0.25)	(-0.72)	(1.60)	(-0.51)	(-1.21)	

四、地位错配及其影响因素

第三部分发现从全球视角看，各国贸易地位的差异可以解释各国股票市场收益影响力的不同。但是，仍有一些国家的股市收益影响力显著落后于贸易地位，这种现象往往发生在新兴经济体。¹⁴ 这些国家通常借助人口红利、政策红利把握住全球产业转移的契机，通过国际贸易迅速发展。与之相对的是金融系统发展的举步维艰，金融开放进程的稳健慎重。是否制度性因素抑制了股票市场收益影响力与贸易地位的匹配值得进一步探索。

（一）地位错配的影响因素

Cohen and Frazzini（2008）、Menzly and Ozbas（2010）认为供应链上下游股价的可预测性取决于两方面：（1）生产性冲击可以有效传递；（2）存在一定信息摩擦。相较于一国内部的生产链关系，国际贸易受到了多重因素影响，贸易伙伴间的冲击并不一定像一国内部一样高效传递，导致股价可预测条件（1）不一定成立。此外，各国金融系统开放程度也相去甚远。金融开放程度低的国家更难吸引国际投资者的参与和关注，所面临的市场分割更严重，导致条件（2）失效。因此，任何一环的薄弱都可能导致一国股票市场收益影响力与贸易地位的失衡。

本文定义错配程度 DM_i 为 i 国领先滞后网络中心度与贸易网络中心度的差值。由于出口产品复杂度（Liao and Santacreu, 2015）会影响生产性冲击的跨国传递，供应商的不可替代性越强，冲击越容易向供应链下游传递（Barrot and Sauvagnat, 2016）。较低的金融开放水平会加剧国际市场分割，增强信息摩擦（Bekaert *et al.*, 2011）。因此，本文构建如下回归模型，结果由表7给出。

¹⁴ 限于篇幅，各国的地位错配情况可向作者索取。

$$DM_{i,t} = \beta_0 + u_i + \beta_1 Open_{i,t}^F + \beta_2 Open_{i,t}^T + \beta_3 Complex_{i,t} + \beta_4 Specificity_{i,t} + \epsilon_{i,t},$$

其中, $DM_{i,t}$ 为 i 国第 t 期的地位错配程度, 由 i 国的领先滞后网络中心度与贸易网络中心度差值计算得到; $Open_{i,t}^F$ 为 i 国第 t 期的金融开放程度; $Open_{i,t}^T$ 为 i 国第 t 期的贸易开放程度, 使用加权进出口总量衡量; $Complex_{i,t}$ 和 $Specificity_{i,t}$ 分别为 i 国第 t 期的出口复杂度和出口不可替代度, 二者分别根据 Hausmann-Hwang-Rodrik Index (Hausmann *et al.*, 2007) 和技术高度指数 (樊纲等, 2006) 构造¹⁵, 每个回归模型右侧一列为对错配程度绝对值的回归结果。

表 7 地位错配回归结果

	(1)	DM	(2)	DM	(3)	DM	(4)	DM	(5)	DM
$Open^F$	0.12***	-0.38***							0.26***	-0.15***
	(2.67)	(-4.56)							(5.32)	(-3.62)
$Open^T$			-0.39***	0.23***					-0.47***	0.26
			(-7.65)	(3.32)					(-8.59)	(0.60)
$Complex$					-0.33***	0.58*			-0.47***	0.35
					(-8.98)	(1.72)			(-11.68)	(1.04)
$Specificity$							-0.04	0.19***	0.17***	-0.13***
							(-0.80)	(3.59)	(3.01)	(-2.83)
Fixed Effect	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
R^2	0.016	0.036	0.013	0.013	0.033	0.025	0.069	0.022	0.110	0.082

首先, 本文分别考察金融开放度、贸易开放度、出口复杂度以及出口不可替代度对地位错配的影响。前三者表现出经济和统计意义上的双重显著, 出口不可替代度的解释力较弱。其中, 金融开放度对地位错配的影响显著为正, 贸易因素的影响显著为负。对于股市收益影响力低于贸易地位的国

¹⁵ X_j 为 j 国出口产品总额, x_{jk} 为 j 国产品 k 出口额, Y_j 为 j 国 GDP。此外还有全球产品 k 的 PRODY 指数: $PRODY_k = \sum_j \frac{(x_{jk}/X_j)}{\sum_j (x_{jk}/X_j)} Y_j$; 进而有 j 国的出口复杂度指数: $EXPY_j =$

$\epsilon \left(\frac{x_{jt}}{X_j} \right) PRODY_j$ 。Barrot and Sauvagnat (2016) 认为投入产出的专有化特征由供应链上下游的技术水平决定, 技术水平越高, 供应商的专有性 (不可替代性) 越强, 冲击越容易传递。因此, 考虑到一国对外贸易可以用一个复合产品表示, 故可以用有贸易产品技术高度指数: $RTC_i = 1 -$

$\frac{\sum_{t=1}^m \sum_{j=1}^t (x_{ij} \setminus \sum_{j=1}^m x_{ij}) - 1}{m}$ 表示一国贸易的专有度。 x_{jk} 为 j 国产品 k 的出口额。出口复杂度和出口不可替代度两变量均依据第三版国际贸易标准分类的两位数编码进行计算, 数据均来自联合国商品贸易统计数据库。

家，地位错配指标为负，金融开放对地位错配的正向影响意味着错配程度的减轻。

反之的另一类国家不匹配的根源在于贸易水平无法对收益影响力提供强劲支撑。进一步扩大金融开放无益于缩小二者错配，甚至可能强化金融市场单边发展，加重“瘸腿走路”的现象。

此外，本文对地位错配做绝对值处理用以稳健性检验。从不同错配原因国家分布看，收益影响力低于贸易地位国家有23个，平均错配水平为-13.74；另一组共计17个国家，平均错配水平为9.1（未考虑错配程度绝对值小于3的国家）。可见，错配程度的绝对值主要体现了收益影响力不及贸易地位的国家的特征。此时，金融开放显著为负，削弱了地位错配。

（二）我国的地位错配

根据表7的结果，影响地位错配的因素如何发挥作用取决于股市收益影响力与贸易地位的相对位置。对于中国这样一个贸易地位远高于股市收益影响力的新兴经济体，我们可以得到两个假说：在控制其他条件的情况下，（1）提升金融开放水平可以缩小我国贸易地位与股市收益影响力的错配程度。（2）提升贸易开放水平以及出口复杂度无益于改善我国的地位错配局面。

表8给出了中国地位错配的回归结果。相较于金融开放，其余三个解释变量均存在统计意义不显著，经济含义不稳健的问题，无法有效解释中国的错配问题，假说（2）成立。与之相对，金融开放度的提高能够显著缩减我国的地位错配程度，假说（1）成立。

表8 中国地位错配回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$Open^F$	0.83*** (12.44)				2.47*** (3.19)
$Open^T$		0.94*** (9.75)			-0.91 (-1.46)
$Complex$			-0.54*** (-12.86)		0.75 (1.18)
$Specificity$				-13.07*** (-9.30)	-5.86 (-1.29)
R^2	0.585	0.468	0.601	0.440	0.649

（三）开放合作下的股票市场收益影响力

根据前文分析，如果能够通过深层次双边开放打通相对闭塞的信息流动通道，理论上可以缓和我国严重地位错配的尴尬局面。“一带一路”合作倡议正是我国扩大开放、增强合作的关键之举。相较于非“一带一路”国家，我国与沿线国家的政策沟通、资金融通都更上一个台阶，在这些国家中我国的股市收益影响力应更上一层楼。

本文利用合成控制法（Abadie *et al.*, 2010）以及合成控制双重差分（Arkhangelsky *et al.*, 2019），发现“一带一路”合作倡议对提升我国股市收益影响力有着显著的积极影响。对于绝大多数国家，双边合作的实质性文件落地才能真正增强我国股市向他国的信息溢出能力，外国投资者才会真正了解发生在中国的动人故事。结果如表 9 所示。¹⁶ “一带一路”合作倡议是中国在经济发展进入新常态大背景下采取的积极战略部署，是对外开放和“走出去”的积极探索。从股票市场信息流动层面考察“一带一路”合作倡议具有较强的学术价值和现实意义，值得未来更深入的研究。

表 9 平均处置效应：调整处置时点

	匈牙利	捷克	埃及	爱沙尼亚	希腊	菲律宾	印度尼西亚
	0.027*** (4.32)	0.010*** (3.27)	0.091*** (4.45)	0.052*** (4.97)	-0.223*** (2.84)	0.101*** (3.21)	0.003** (2.37)
签署时间	2015 年 6 月	2015 年 11 月	2016 年 1 月	2017 年 11 月	2018 年 6 月	2018 年 11 月	2018 年 11 月
文件类型	谅解备忘录	谅解备忘录	谅解备忘录	谅解备忘录	谅解备忘录	谅解备忘录	谅解备忘录
	俄罗斯	拉脱维亚	立陶宛	马来西亚	巴基斯坦	泰国	波兰
	0.028*** (4.47)	0.099*** (5.49)	0.136*** (5.95)	0.006*** (3.30)	-0.084** (2.24)	0.011** (2.43)	0.034*** (4.64)
签署时间	2015 年 5 月	2017 年 5 月	2017 年 11 月	2017 年 5 月	2017 年 5 月	2017 年 9 月	2015 年 11 月
文件类型	联合宣言	谅解备忘录	谅解备忘录	谅解备忘录	谅解备忘录	谅解备忘录	谅解备忘录
	土耳其	沙特	新加坡	斯洛伐克	斯洛文尼亚		
	0.038*** (4.08)	0.015*** (2.80)	0.065*** (3.39)	0.021*** (4.11)	0.017*** (5.86)		
签署时间	2015 年 11 月	2016 年 1 月	2017 年 5 月	2015 年 11 月	2017 年 11 月		
文件类型	谅解备忘录	战略合作伙伴	谅解备忘录	谅解备忘录	谅解备忘录		

¹⁶ 由于篇幅限制，此处仅展示最为核心的估计结果，“一带一路”情境下我国股票市场收益影响力的完整分析可向作者索取。

五、影响机制分析

(一) 领先滞后关系与渐进信息扩散

为了更为正式地使用渐进信息扩散理论解释领先滞后关系, 深入分析贸易地位影响股市收益影响力、制度性因素影响地位错配的具体机制, 本文采用 Rapach *et al.* (2013) 提出的信息扩散模型框架进行分析, 以两个国家间的渐进信息扩散为例:

$$r_{i,t+1} = \mu_{i,t} + u_{i,t+1} + \theta_{ij}\lambda_{ij}u_{j,t+1} + (1 - \theta_{ij})\lambda_{ij}u_{j,t}, \quad (9)$$

$$r_{j,t+1} = \mu_{j,t} + \theta_{ji}\lambda_{ji}u_{i,t+1} + (1 - \theta_{ji})\lambda_{ji}u_{i,t} + u_{j,t+1}, \quad (10)$$

$$\mu_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,b}bill_{i,t} + \beta_{i,d}dy_{i,t}, \quad (11)$$

其中, $\mu_{i,t}$ 为第 t 期 i 国股市收益与本国自身经济变量相关的部分 (基准利率、股息率), $u_{i,t+1}$ 为 i 国在 $t+1$ 期出现的收益冲击。 λ_{ij} 表示一单位 j 国股市的收益冲击传递至 i 国股市的总影响, 对应资产价格可预测性条件 I, 即收益冲击的可传递性; θ_{ij} 是扩散参数, 衡量了 j 国股票市场的收益冲击最终反映到 i 国市场价格中的比重, 对应资产价格可预测性条件 II, 即存在适当的信息摩擦。将式 (9)、式 (10) 整理得到:

$$r_{i,t+1} = \mu_{i,t} - (1 - \theta_{ij})\lambda_{ij}\mu_{j,t-1} + (1 - \theta_{ij})\lambda_{ij}r_{j,t} + e_{i,t+1}. \quad (12)$$

$$e_{i,t+1} = u_{i,t+1} + \theta_{ij}\lambda_{ij}u_{j,t+1} - (1 - \theta_{ij})\lambda_{ij}[\theta_{ji}\lambda_{ji}\mu_{i,t} + (1 - \theta_{ji})\lambda_{ji}u_{i,t-1}]. \quad (13)$$

因此, 在渐进信息扩散检验中, 关注重点在于检验

$$\lambda_{ij} \neq 0, \theta_{ij} \neq 1. \quad (14)$$

式 (14) 表明 j 国的收益冲击能传递 i 国, 并且 j 国股市收益影响 i 国股市同期收益信息反应是不完备的, 即存在信息摩擦。¹⁷ 由式 (12), j 国股市的滞后收益有 $(1 - \theta_{ij})\lambda_{ij}$ 反映到了 i 国市场, 将之定义为 $\tilde{\beta}_{ij} = (1 - \theta_{ij})\lambda_{ij}$, 表示由渐进信息扩散带来的资产价格可预测性。尽管 $\tilde{\beta}_{ij}$ 是由 θ_{ij} 和 λ_{ij} 共同构造, 但收益冲击传递和信息摩擦同时满足时并不一定就有渐进信息扩散, 因此需要对 $\tilde{\beta}_{ij}$ 单独进行检验。¹⁸ 上述方程利用两步 GMM 估计, 对于每一组国家之间的结构化参数, 两国的渐进信息扩散最终由 $\tilde{\beta}_{ij}$ 体现, 将之以矩阵形式表示得到渐进信息扩散网络并计算节点中心度, 以衡量国家 i 对其他国家的渐进信息扩散效应总和, 节点中心度越大说明 i 国股市在全球范围内对外渐进信息

¹⁷ $\theta_{ij} > 1$ 表示过度反应, $\theta_{ij} < 1$ 说明反应不足, 信息摩擦即是 $\theta_{ij} < 1$ 的情形。在本文的实证分析当中, 不存在过度反应的情况。

¹⁸ θ_{ij} 显著不为 1 仅仅意味着信息摩擦的存在, 需要对信息摩擦强度进一步判定, 因此可能由于信息摩擦过强导致 $\tilde{\beta}_{ij}$ 不显著。

扩散的能力越强。¹⁹

Rapach *et al.* (2013) 通过对比信息扩散模型与格兰杰因果检验得到的 $\hat{\beta}$ 的贴近程度确定收益的领先滞后关系是否能由渐进信息扩散解释。按照这种思路, 由于节点中心度反映了某国股市对其他市场 $\hat{\beta}$ 的整体水平, 两个网络中同一节点的中心度较为贴近, 如图 1 所示²⁰, 说明可用渐进信息扩散理论解释领先滞后关系。

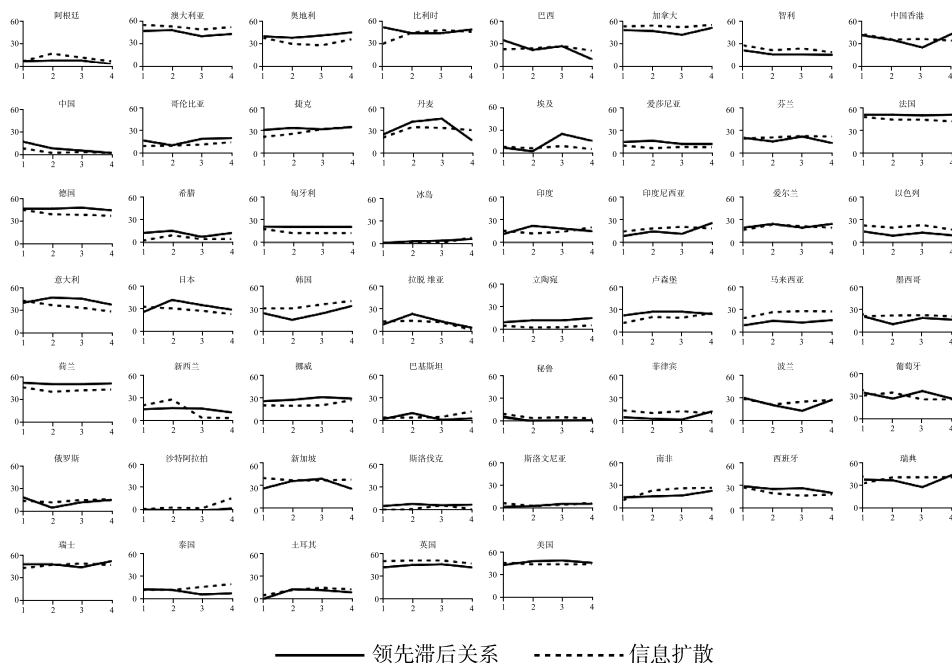


图 1 领先滞后关系 vs. 信息扩散模型

(二) 影响机制

为了深入探究贸易地位与股市收益影响力的匹配机制, 我们重点关注资产价格可预测性条件。一方面, 收益冲击的有效转移 ($\lambda_{ij} \neq 0$) 是各国股票市场间滞后收益率能够影响他国市场的先决条件。由于股票收益冲击的根源在于生产层面的波动, 双边贸易的最大作用在于为收益冲击的转移提供通道。当一国处于贸易网络的核心, 本国市场产生的收益冲击将会有更大的机会转移给贸易伙伴国。贸易大国凭借对他国股票市场强大的收益冲击传递能力, 形成自身股票市场的价格领导者角色。

¹⁹ 此后的机制分析中使用同样的处理方式得到各国的收益冲击 (λ) 网络和信息摩擦 (θ) 网络及其节点中心度, 下文不再赘述。

²⁰ 由于信息扩散模型估计过于复杂, 对全样本计算一次周期过长, 因此固定窗口的滚动计算由之前的 1 个月为步长连续滚动计算调整为以 36 个月为步长滚动计算, 共得到 4 期数据。

另一方面,如 Menzly and Ozbas (2010) 所强调的,资产价格可预测性条件中信息摩擦强度是在一定程度之内的,过于严重的信息摩擦可能导致收益冲击不能够完全反映在股票价格当中。多数文献都是在一国股票市场内部分析信息摩擦与资产价格之间的关系,信息摩擦较为合理。在 Rapach *et al.* (2013) 的国际分析中,样本均为成熟开放的股票市场,信息扩散模型估计的信息摩擦强度同样并不高。然而,股票市场收益影响力小于贸易地位的国家并非如此,如图 2 所示。

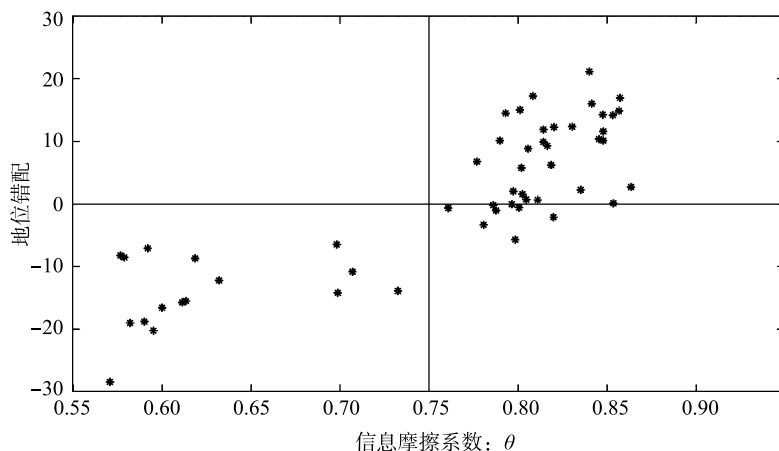


图 2 信息摩擦与地位错配

以 $\theta = 0.75^{21}$ 为分界,不难发现几乎所有的样本点落在第一、三象限,信息摩擦强度与地位错配存在一定的匹配关系,股市收益影响力过低往往发生在信息摩擦系数较小的国家。该现象说明部分国家过于严重的信息摩擦可能限制了其滞后收益对其他市场的影响。由于金融开放程度与全球金融市场整合具有极强的联系,金融开放有助于缓解市场分割与信息摩擦 (Bekaert *et al.*, 2011)。因此,一国金融开放程度低下可能导致其与他国市场存在过于严重的信息摩擦,对他国股票市场滞后收益的预测能力下降,最终形成地位错配。

(三) 影响机制的实证检验

本文参照温忠麟和叶宝娟 (2014) 的做法,使用经典的逐步回归法分析上述中介机制。中介效应模型由如下方程组成(以贸易地位—收益冲击转移—股市收益影响力为例):

²¹ 我们以 Rapach *et al.* (2013) 研究 11 个工业国之间的信息摩擦强度为参考,平均而言美国与其余工业国的信息摩擦强度为 0.86,最低的一组 $\theta_{SWE-USA} = 0.76$ (美国对瑞典)。同时,本文样本估计结果也显示工业国的信息摩擦强度普遍在 0.8 以上,因此我们以工业国间信息摩擦强度最高的 θ 为分界, θ 值越趋近于 1,信息摩擦越弱。限于篇幅,具体的估计结果可向作者索取。

$$\begin{aligned} Fnet_{i,t} &= \beta_0 + u_i + \beta_{trade \rightarrow fin} Tnet_{i,t} + \frac{\beta X_{i,t}}{MV, Liq, Open^F, GDP} + \epsilon_{i,t}, \\ D_{i,t}^\lambda &= \gamma_0 + u_i + \beta_{trade \rightarrow \lambda} Tnet_{i,t} + \frac{\beta X_{i,t}}{MV, Liq, Open^F, GDP} + \epsilon_{i,t}, \\ Fnet_{i,t} &= \beta_0 + u_i + Tnet_{i,t} + \beta_{\lambda \rightarrow fin} D_{i,t}^\lambda + \frac{\beta X_{i,t}}{MV, Liq, Open^F, GDP} + \epsilon_{i,t}, \end{aligned}$$

其中, $D_{i,t}^\lambda$ 为收益冲击网络中 i 国的节点中心度, 是中介变量, 其余变量定义与前文保持一致。为了保证结果的稳健性, 本文也使用 Sobel 检验和 Bootstrap 估计, 具体结果如表 10²² 所示。

表 10 影响机制分析

中介效应检验：逐步回归					
	贸易地位→价格领导者角色				金融开放→地位错配
	<i>Richmond</i>	<i>Degree</i>	<i>Eigenvector</i>		<i>Open^F</i>
$\beta_{trade \rightarrow fin}$	0.21*	0.32***	0.28**	$\beta_{open^F \rightarrow MD}$	0.50***
	(1.94)	(2.87)	(2.42)		(3.49)
$\beta_{trade \rightarrow \lambda}$	0.19**	0.18*	0.22**	$\beta_{open^F \rightarrow \theta}$	0.46***
	(2.11)	(1.79)	(1.99)		(2.89)
$\beta_{\lambda \rightarrow fin}$	0.42***	0.41***	0.41***	$\beta_{\theta \rightarrow MD}$	0.14**
	(6.37)	(6.25)	(6.19)		(2.20)
$\tilde{\beta}_{trade \rightarrow fin}$	0.16*	0.24***	0.21**	$\tilde{\beta}_{open^F \rightarrow MD}$	0.44**
	(1.95)	(2.82)	(2.20)		(3.13)
<i>Controls</i>	是	是	是	<i>Controls</i>	是
<i>Fixed Effect</i>	是	是	是	<i>Fixed Effect</i>	是
中介效应检验：Sobel 检验					
	贸易地位→价格领导者角色				金融开放→地位错配
	<i>Richmond</i>	<i>Degree</i>	<i>Eigenvector</i>		<i>Open^F</i>
间接效应	0.08***	0.07**	0.09**	间接效应	0.07*
	(2.76)	(2.41)	(2.56)		(1.74)
直接效应	0.16***	0.24***	0.21***	直接效应	0.44***
	(2.92)	(3.99)	(3.27)		(4.04)
中介效应检验：Bootstrap					
间接效应	0.08***	0.07**	0.09**	间接效应	0.07*
	(2.75)	(2.27)	(2.55)		(1.65)
直接效应	0.16***	0.24***	0.21***	直接效应	0.44***
	(3.11)	(3.98)	(3.27)		(3.97)

²² 由于信息扩散模型计算量过大, 这里使用 4 期的短面板数据进行估计。同时, 由于金融开放对地位错配的影响局限于收益影响力低于贸易地位的国家, 此处只包含这类国家。

由表中结果可以看出,收益冲击转移是贸易地位影响股票市场收益影响力的重要渠道。三种测算方式下 $\hat{\beta}_{trade \rightarrow fin}$ 、 $\hat{\beta}_{trade \rightarrow \lambda}$ 、 $\hat{\beta}_{\lambda \rightarrow fin}$ 均显著为正,表明一国的贸易地位越高,向其他国家传递收益冲击的能力越强,进而强化资产价格可预测性条件,提高该国股市收益对其他市场收益的预测能力。引入中介渠道后,贸易地位对股票市场收益影响力的直接效应依旧显著,说明收益冲击转移是部分中介。但是,间接效应在总效应的比重至少为23.7%,说明收益冲击转移渠道的重要性。类似的,金融开放通过影响国际股票市场间信息摩擦的方式影响股票市场收益影响力与贸易地位的错配程度。Sobel检验和Bootstrap方法的结果与逐步回归得到的结论一致,不再赘述。

六、结论与政策建议

本文参照Chinco *et al.* (2019)的思路,利用Robust-t-LASSO检验了全球53个主要经济体的股票市场之间收益率的领先滞后关系,以此构造全球股票市场收益领先滞后网络,并使用双边贸易强度构建相应的全球贸易网络,分析对比了同一节点在不同网络上的中心度演化特征,得到以下结论。

第一,全球股票市场收益领先滞后网络的节点中心度反映了一国股票市场滞后收益对他国市场收益的预测能力,本文称为“收益影响力”。领先滞后关系可由渐进信息扩散理论解释。

第二,一般而言,一国的贸易地位与股票市场收益影响力协调匹配。一国在高附加值产品领域的贸易地位对其股票市场收益影响力的作用更大,全球范围内是服务品贸易,对中国而言是制造业。

第三,以中国为代表的部分国家存在不同程度的地位错配,该现象可由金融开放度、贸易开放度以及出口复杂度解释。抹平地位错配关键在于“对症下药”,选择何种方式纠正错配取决于股票市场收益影响力与贸易地位的相对位置。中国的问题在于金融开放程度的欠缺。

第四,资产价格可预测性条件是联系贸易地位与股票市场收益影响力的纽带。贸易大国通过丰富的贸易资源提升了其股市向他国市场转移收益冲击的能力,进而增强对他国市场的收益预测能力。部分国家股市收益影响力不及贸易地位的现象可以解释为较低的金融开放水平加剧了信息摩擦,导致他国市场对本国收益无反应,进而出现地位错配。

基于以上结论,本文提出以下几点政策建议:

第一,我国在打造世界级金融中心、提高金融市场全球影响力的进程中,要在做大做强金融市场的同时利用好我国作为全球贸易网络重要中心节点的优势。保持好目前多元开放的贸易格局,建设互利互信的双边合作关系,积极应对国际贸易格局大变革的冲击,缓和贸易格局变化对金融市场信息流动的影响。

第二,我国应当稳健有序推进以资本账户开放、人民币国际化为代表的金融开放进程,积极应对全球市场一体化,打通因全球市场分割而相对闭塞的信息通道,促进我国股票市场收益影响力与贸易地位的协调匹配。

第三,在防范输入型金融风险方面,利用好双边贸易的信息通道作用,分析把握我国当前贸易伙伴国的结构分布,关注主要贸易伙伴国在重要生产性领域的重大冲击,提前应对他国经济波动对我国金融市场的冲击。

参 考 文 献

- [1] Abadie, A., A. Diamond, and J. Hainmueller, "Synthetic Control Methods for Comparative Case Studies: Estimating the Effect of California's Tobacco Control Program", *Journal of the American Statistical Association*, 2010, 105 (490), 493-505.
- [2] Abrego, M. R., and I. Love, "Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata", *Stata Journal*, 2016, 16 (3), 778-804.
- [3] Acemoglu, D., V. M. Carvalho, A. Ozdaglar, and A. Tahbaz-Salehi, "The Network Origins of Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, 2012, 80 (5), 1977-2016.
- [4] Ahern, K. R., and J. Harford, "The Importance of Industry Links in Merger Waves", *Journal of Finance*, 2014, 69 (2), 527-576.
- [5] Arkhangelsky, D., S. Athey, D. A. Hirshberg, G. W. Imbens, and S. Wager, "Synthetic Difference in Differences", *NBER Working Paper*, 2019.
- [6] Bali, T. G., and N. Cakici, "Idiosyncratic Volatility and the Cross Section of Expected Returns", *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 2008, 43 (1), 29-58.
- [7] Barrot, J., and J. Sauvagnat, "Input Specificity and the Propagation of Idiosyncratic Shocks in Production Networks", *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (3), 1543-1592.
- [8] Bekaert, G., C. R. Harvey, C. Lundblad, and S. Siegel, "Global Growth Opportunities and Market Integration", *Journal of Finance*, 2007, 62 (3), 1081-1137.
- [9] Bekaert, G., C. R. Harvey, C. Lundblad, and S. Siegel, "What Segments Equity Markets?", *Review of Financial Studies*, 2011, 24 (12), 3841-3890.
- [10] Buraschi, A., and P. Porchia, "Dynamic Networks and Asset Pricing", *the AFA 2013 San Diego Meetings Paper*, 2013.
- [11] Chincó, A., A. D. Clark-Joseph, and M. Ye, "Sparse Signals in the Cross-section of Returns", *Journal of Finance*, 2019, 74 (1), 449-492.
- [12] Chinn, M. D., and H. Ito, "A New Measure of Financial Openness", *Journal of Comparative Policy Analysis*, 2008, 10 (3), 309-322.
- [13] Cohen, L., and A. Frazzini, "Economic Links and Predictable Returns", *Journal of Finance*, 2008, 63 (4), 1977-2011.
- [14] Dollar, D., and A. Kraay, "Institutions, Trade and Growth", *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50 (1), 133-162.
- [15] 樊纲、关志雄、姚枝仲, "国际贸易结构分析: 贸易品的技术分布", 《经济研究》, 2006 年第 8 期, 第 70—80 页。
- [16] Feng, G., S. Giglio, and D. Xiu, "Taming the Factor Zoo: A Test of New Factors", *Journal of Finance*, 2020, 75 (3), 1327-1370.

- [17] Freyberger, J., A. Neuhierl, and M. Weber, "Dissecting Characteristics Nonparametrically", *Review of Financial Studies*, 2020, 33 (5), 2326-2377.
- [18] 付亦重、程斌琪、张汉林, "全球经济影响力指数构建及应用研究", 《国际贸易问题》, 2017年第12期, 第47—58页。
- [19] Hausmann, R., J. Hwang, and D. Rodrik, "What You Export Matters", *Journal of Economic Growth*, 2007, 12, 1-25.
- [20] Herskovic, B., B. Kelly, H. Lustig, and S. V. Nieuwerburgh, "Firm Volatility in Granular Networks", *Journal of Political Economy*, 2020, 128 (11), 4097-4162.
- [21] Hong, H., and J. C. Stein, "A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading, and Overreaction in Asset Markets", *Journal of Finance*, 1999, 54 (6), 2143-2184.
- [22] Hong, H., W. Torous, and R. Valkanov, "Do Industries Lead Stock Markets?", *Journal of Financial Economics*, 2007, 83 (2), 367-396.
- [23] Hou, K., "Industry Information Diffusion and the Lead-Lag Effect in Stock Returns", *Review of Financial Studies*, 2007, 20 (4), 1113-1138.
- [24] Johnson, R. C., and G. Noguera, "A Portrait of Trade in Value-added Over Four Decades", *Review of Economics and Statistics*, 2017, 99 (5), 896-911.
- [25] Lee, C. M., S. T. Sun, R. Wang, and R. Zhang, "Technological Links and Predictable Returns", *Journal of Financial Economics*, 2019, 132 (3), 76-96.
- [26] 李宝瑜、周玲、李原, "基于全球证券投资网络的中国金融影响力测评", 《统计研究》, 2019年第7期, 第39—49页。
- [27] Li, D., and N. Schürhoff, "Dealer Networks", *Journal of Finance*, 2019, 74 (1), 91-144.
- [28] Liao, W., and A. M. Santacreu, "The Trade Comovement Puzzle and the Margins of International Trade", *Journal of International Economics*, 2015, 96 (2), 266-288.
- [29] 罗长远、张军, "附加值贸易：基于中国的实证分析", 《经济研究》, 2014年第6期, 第4—17页。
- [30] Menzly, L., and O. Ozbas, "Market Segmentation and Cross-predictability of Returns", *Journal of Finance*, 2010, 65 (4), 1555-1580.
- [31] Merton, R. C., "A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information", *Journal of Finance*, 1987, 42 (3), 483-510.
- [32] 倪鹏飞、颜银根、张安全, "城市化滞后之谜：基于国际贸易的解释", 《中国社会科学》, 2014年第7期, 第107—124页。
- [33] Oster, E., "Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2019, 37 (2), 187-204.
- [34] Rapach, D. E., J. K. Strauss, and G. Zhou, "International Stock Return Predictability: What Is the Role of the United States?", *Journal of Finance*, 2013, 68 (4), 1633-1662.
- [35] Richmond, R. J., "Trade Network Centrality and Currency Risk Premia", *Journal of Finance*, 2019, 74 (3), 1315-1361.
- [36] Rizova, S., "Predictable Trade Flows and Returns of Trade-linked Countries", *The AFA Denver Meetings Paper*, 2011.
- [37] Schmidt, D. F., and E. Makalic, "Robust Lasso Regression with Student-t Residuals", *The Australasian Joint Conference on Artificial Intelligence*, 2017.
- [38] 温忠麟、叶宝娟, "中介效应分析：方法和模型发展", 《心理科学进展》, 2014年第5期, 第731—745页。
- [39] 周开国、杨海生、伍颖华, "中国香港股票市场的溢出效应和收益引导角色——基于亚太地区股票市场的分析", 《管理科学学报》, 2018年第5期, 第22—43页。

Global Trade Network and Stock Market Return's Influence

KAIGUO ZHOU* ZIYU XING HAISHENG YANG

(Lingnan College, Sun Yat-sen University)

Abstract We construct a model of the global stock market lead-lag relationship network and trade network to analyze the matching relationship between stock market return influence and trade status. The results show that: (1) A country's trade status significantly positively affects its stock market return influence. (2) The degree of financial openness, trade openness, and export complexity will affect the matching degree of trade status and the influence of stock market returns. The main reason for the mismatch between the two in China is the insufficiency of financial openness. (3) The outstanding income shock transfer ability of a major trading country has created its role as the leader of stock market returns. Financial opening has alleviated the problem that stock market returns are less influential than trade status by weakening market information friction.

Keywords gradual information diffusion, global trade network, financial openness

JEL Classification F14, G14, G15

* Corresponding Author: Kaiguo Zhou, Lingnan College, Sun Yat-sen University, No. 135 Xin Gang Xi Road, Guangzhou, Guangdong 510275, China; Tel: 86-20-84113869; E-mail: zhoukg@mail.sysu.edu.cn.