证券业对外开放对金融风险的影响效应研究

马理 何云[1]

【摘 要】:证券业的对外开放是否会导致金融风险上升,以往学者的研究结论并不统一,全面综合地考察证券业的对外开放对金融风险的影响效应,可以为中国在金融业双向开放过程中预防和控制金融风险提供经验支持和决策参考。文章使用面板计量模型和门限向量自回归模型,从机构和市场两个维度考察了证券业对外开放对金融风险的影响。研究结论显示:外资持股比例与证券机构风险呈“U”形曲线关系,超过临界点后,外资持股比例增加会导致证券机构的风险增大;证券业的资金流动对金融风险的影响存在门槛效应,当证券业的资金流入超过门槛值后,跨境证券投资可能增加金融风险。相关的政策建议是:外资参股证券机构的比例可能不宜过高;可以鼓励证券机构进行境外投资,同时提高自身的风险管控能力;监管层要健全和完善审慎管理以及制度建设,推动金融市场结构性改革等。

【关键词】:证券业 对外开放 金融风险

【中图分类号】:F832**【文献标识码】**:A**【文章编号】**:1009-2382(2021)01-0051-15

一、引言

自 2002 年中国证监会与人民银行联合颁布了《合格境外机构投资者境内证券投资管理暂行办法》,我国进行了一系列证券市场改革,不断推动证券业的双向开放。在合格投资者制度方面,推出合格境外机构投资者(QFII)制度后,我国于 2006 年又推出了合格境内机构投资者(QDII)制度,2011 年开启了人民币合格境外投资者试点(RQFII),目的是促进跨境证券投资和人民币国际化。截至目前,已取消了 QFII 和 RQFII 投资额度限制,同时 RQFII 试点国家和地区限制也一并取消。在境内外交易所互联互通方面,我国分别于 2014 年和 2016 年开通了“沪港通”和“深港通”,自此大陆和香港投资者可以分别在两地对 A 股和港股市场进行证券投资,而“沪伦通”的开通是我国内地市场向国际开放化市场转型的重大尝试,标志着我国证券市场的国际化进程进一步加快。在此背景下,中国跨境证券投资规模不断扩大,由 2004 年的 197 亿美元增加到 2018 年的 2137 亿美元,增长了近 11 倍[1]。

随着金融业对外开放的步伐不断加快,我国证券业的对外开放政策也在不断调整,外资参股证券公司的限制正在逐步取消。例如,2002 年境外股东持股证券公司的比例不得超过 1/3,到 2018 年放宽至 51%。特别是 2019 年,国务院金融稳定发展委员会办公司按照“宜快不宜慢,宜早不宜迟”的原则,宣布了一系列的金融业进一步对外开放的政策措施,将原定于 2021 年取消证券公司、基金管理公司和期货公司外资持股比例限制的时点提前到 2020 年。未来中国证券业对外开放将按下“加速键”,双向开放的广度和深度不断升级。

证券业对外开放是我国金融业双向开放的重要组成部分,主要形式包括外资参股证券公司、境内外交易所互联互通和合格境外机构投资者等。从好的方面来说,外资参股证券公司有助于引进境外机构先进的商业模式和业务经验,提升我国证券行业的专

[1]**作者简介**:马理,武汉大学经济与管理学院教授、博士生导师
何云,武汉大学经济与管理学院博士生(武汉 430072)
基金项目:教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“经济新常态下中国金融开放与金融安全研究”(编号:17JZD015);国家自然科学基金面上项目“发达国家货币政策跨国传导的复杂溢出效应:基于开放经济条件下的 DSGE 多国模型与 VAR 数据检验”(编号:72073042)

业水准和服务效率,境外优质资本进入可能产生“鲶鱼效应”,从而激发我国证券行业的业务创新能力和改革步伐;境内外交易所互联互通有利于改变国内投资者的投资理念,同时可以促使我国股票市场更加深入地对接国际市场,有助于我国股票市场成为一个更加符合国际规则、更具有先进投资理念的交易场所;而合格投资者制度的实施不但有助于降低资金成本,优化资源配置,在刺激本国投资的同时也有利于提高资本市场效率,实现经济运行机制的高效运转,而且也可能有助于我国金融体系快速融入金融全球一体化进程,加速推进人民币国际化。

但是证券业对外开放是把双刃剑,它在带来正面效应的同时,也有可能伤害开放国的金融体系并影响金融稳定。对于证券行业来说,外资证券机构积极进入中国市场,会对中资证券机构形成竞争压力,可能导致证券机构过度承担风险,影响证券行业的稳定,同时证券机构进行海外扩张,投资国的系列风险可能加大证券机构的经营风险;对于金融市场来说,证券业双向开放程度的不断加深,可能刺激套利资金大规模流入,导致潜在的资本外流风险不断积累,影响汇率的稳定,同时外汇、货币和房地产等金融市场可能通过信心和资金流动等渠道相互联系并传递风险,加剧金融体系的脆弱性,甚至可能引发系统性金融风险。此外,证券业扩大对外开放还可能增加国内流动性宏观调控的难度,影响货币政策的独立性,降低宏观调控的有效性。

一般而言,证券业的对外开放是否有益于金融稳定,通常与一国的经济制度环境以及实施的开放政策等有关。符合国情的证券业对外开放有助于提高证券业盈利水平,促进证券行业发展,但是如果证券行业开放得过快过猛,就有可能累积较大的金融风险,甚至威胁金融市场的稳定。由此可见,证券业对外开放的风险分析具有很强的异质性特征,照搬其他国家的发展经验对本国证券业的对外开放并没有太大意义,我们应当基于本国国情与证券业发展的状况来研究证券业对外开放带来的风险并进行适当的制度设计。

在此背景下,本文手工收集了证券业对外开放的相关数据,基于机构和市场两个维度测算了金融风险,从“引进来”和“走出去”两个方向,统计检验了中国证券业的对外开放对金融风险的影响效应。相关研究的理论意义在于:构建证券业对外开放与金融风险的研究框架,拓展开放经济条件下的对外开放与金融风险的理论研究,探讨证券业对外开放可能存在的“度”以及对金融风险的影响。相关研究的现实意义在于:从机构和市场两个维度,全面分析对外开放对金融风险的影响,为我国证券业在对外开放过程中守住不发生系统性金融风险的底线提供经验支持与决策参考。

二、文献综述和理论假说

1.文献综述

有些学者认为证券业的对外开放可能导致金融风险上升。例如,基于境外投资者的角度,Ahmed(2017)研究发现境外机构投资者的股票交易在政治稳定期和动荡期均对埃及股票市场波动具有正向影响,同时境外个体投资者在卖出交易中也会对股票市场产生正向冲击。Naufa 和 Lantara(2017)利用印尼证券交易所上市公司数据,发现外资参股增加了股票收益率波动的同时增加了风险,建议印尼政府限制并规范外资参股。基于金融市场一体化的角度,Vo 和 Ellis(2018)认为在国际金融一体化的背景下,越南股票市场与其他有影响力股票市场之间的收益和波动存在显著的相关性,并且在金融危机期间,股票市场之间的相关性更高。Todea(2016)采用横截面分析方法,研究了 20 个新兴市场国家股票市场一体化、波动性和波动持续性之间的关系,发现一体化程度越高,股票市场波动性和波动持续性越高,特别是在 2005 年之后。基于境内外交易所互联互通对股票市场影响的角度,Yang et al.(2019)指出沪港通和深港通开通后,伦敦和中国股市尾部依赖和下行风险均有所增加,并且由于国际投机的影响,伦敦股市对上海和深圳股市的风险溢出也有所增加。此外,Nishimura et al.(2018)研究了 8 个主要的股票市场与港股市场以及沪深 A 股市场之间的波动溢出效应,发现波动溢出效应随着股票市场开放度的增加而增大。

有些学者认为证券业的对外开放可能有助于降低金融风险。例如,基于金融自由化对股票市场影响的角度,Ben Rejeb 和 Boughrara(2014)研究了 13 个新兴市场国家样本,发现金融自由化降低了新兴市场国家的股票市场波动,同时也降低了各种金融危机发生的概率。Han et al.(2015)检验了金融自由化对中国资本市场的影响,发现境外机构投资者降低了市场的波动性,对资

本市场起到了稳定的作用。基于外资参股与股价稳定相关性的角度,Chiang 和 Chan(2017)研究了 1994-2014 年台湾上市公司的面板数据,发现外资所有权与股票收益波动呈负相关关系,对企业稳定起到了促进效果。Kim et al.(2019)研究认为境外投资者通过发挥外部监管的作用,减少了管理层对坏信息的囤积,从而降低了企业未来股价崩盘的风险。基于跨境证券组合投资的角度,Lee 和 Jeong(2016)利用 GARCH 风险分解模型研究了东盟经济体、中国和美国股票市场之间的动态模式,发现国际投资者将东盟纳入投资组合中可以降低非系统性风险。Batten 和 Vo(2015)发现境外投资者不倾向投资风险高、信息不对称严重的企业,投资时倾向采用长期投资策略以发掘潜在的增长前景,侧面说明金融市场开放和提高市场透明度有助于促进国际证券投资。

还有些学者则认为证券业的对外开放对金融风险的影响可能具有不确定性。例如,基于不同类型的境外投资者的角度,Chen et al.(2013)研究了中国的上市公司数据,发现境外机构持股导致企业股票收益率波动性增加,而境外个体持股反而降低了收益波动。Ahmed(2016)对比了境外投资者和国内投资者的股票交易活动对卡塔尔股票市场的影响,发现境外投资者(机构和个体)的卖出交易正向影响股票市场波动,但是境外机构投资者的购买交易降低了股票市场的波动。基于证券市场开放的双重效应的角度,Charteris 和 Strydom(2016)发现债券市场开放具有两面性,一方面开放程度越高,市场的波动性越高,另一方面高波动性的同时也伴随着市场效率的提升。Huo 和 Ahmed(2017)评估了沪港通开通的影响,发现由于沪港通开通后波动溢出效应加强,导致中国股票市场的开放影响了风险水平,但是也提高了市场效率。Nguyen et al.(2019)研究发现外资参股一方面导致了股票流动性、收益等的增加,另一方面也导致了股票风险水平的上升,并且认为外资持股比例在 20%及其以下时股票的表现最好。基于不同类型国家或者不同阶段金融市场一体化与股票市场波动之间关系的角度,Esqueda et al.(2012)发现金融全球化有助于降低代表性新兴市场国家的股票收益率波动,但是对工业化国家影响不显著。Lehkonen(2014)基于 23 个发达国家和 60 个新兴市场国家样本,发现股票市场的一体化在金融危机开始阶段传播了金融风险,但是在金融危机期间对金融风险没有影响。

国内学者也对相关问题进行了研究。有的学者研究了跨境证券投资对金融市场的影响:例如,庄起善和张广婷(2013)指出国际证券投资者对实际收益的变化十分敏感,他们会根据其判断迅速改变股票等证券的投资方向,导致东道国金融市场产生剧烈波动,增大了东道国的金融风险。杨海珍等(2017)分析了跨境证券投资与国内金融市场的联动关系,发现在金融市场波动性较大、资本市场化进程较快的区制阶段,跨境证券投资与金融市场的联动关系更加明显。有的学者研究了 QFII、RQFII 以及沪港通等政策的实施对证券市场的影响:例如,任光宇(2015)以 QFII 和 RQFII 审批额度的和反映证券市场开放,发现加速证券市场开放有助于同时降低连续型和跳跃型波动,显著平抑了市场总体波动。纪彰波和臧日宏(2019)将沪港通开通作为准自然实验,构建了双重差分固定效应模型,研究发现沪港通的实施能够降低标的股票整体波动性,并且在较高的开放程度下沪港通有利于缓解 A 股市场的投机氛围,但是同时也带来了市场不稳定因素。有的学者研究了证券业开放与金融体系稳定之间的关系:例如,李志辉和田伟杰(2020)运用双重差分法和方差分解研究了股票市场开放对系统性风险的影响,发现股票市场的互联互通机制总体上降低了股票市场的系统性风险,但是促进了系统性风险的跨市场传导。林曙和叶海春(2014)指出股票市场开放后十年左右,投资增长的下降不仅带来负增长效应,并且货币危机发生的概率也显著提高。

以往学者的研究不容忽视,但是可能仍然存在着一定的局限性:首先,证券业的对外开放相对其他金融行业的对外开放包含的范围更广,不仅包括跨境证券投资,也包括证券机构的海外布局以及外资参股等,而以往研究大多仅以证券业对外开放的某一角度为切入点进行分析,研究视角不够全面;其次,未关注到证券业的对外开放包含“引进来”和“走出去”两个方向,不同方向的证券业对外开放对金融风险的影响可能具有异质性特征;再次,未关注到证券业的对外开放可能存在适当度的问题,因此给出的政策建议的说服力和可实施性也不强。基于此,本文拓展了以往学者的研究,论文的创新之处在于:第一,从机构和市场两个维度,全面考察了证券业的对外开放对金融风险的影响效应;第二,将证券业对外开放“引进来”和“走出去”两个过程纳入统一框架,考察了不同方向的证券业对外开放对金融风险的影响;第三,针对数据属性的不同,选择了合适的计量模型探讨证券业对外开放适当“度”的问题,并提炼出了中国证券业对外开放的自主特征,基于此提出了证券业对外开放过程中控制金融风险的相关政策建议。

2.理论假说[2]

证券业“引进来”可能增加金融风险的传导机制如下:首先,对于证券机构而言,外资股东可能是财务投机者,追求的是短期收益而不是证券机构的长期发展获益,因此可能具有更高的风险偏好,追求风险高的投资活动,并且外资股东参与证券机构日常的经营管理,由于文化差异等问题,可能导致在经营理念和决策机制等方面产生摩擦,不利于证券机构的发展;其次,对于证券市场而言,证券业“引进来”过程中往往伴随着国际“热钱”的短期炒作和投机性资本的增加,会加剧股票市场的波动,同时证券市场不仅受到国内因素的影响,国外因素也会对本国证券市场产生较大的影响,例如国际股票市场波动会对国内股票市场产生波动溢出效应,加剧国内股票市场的波动;再次,对于金融市场而言,短期内大量跨境证券资金的流入可能造成投资狂热,刺激投机需求,造成资产价格螺旋式上升,资产价格泡沫积累,并且投机资本通过多种渠道流入房地产市场、外汇市场、货币市场等,加剧这些市场的波动,可能导致整个金融市场的不稳定,而我国金融监管存在滞后性,缺乏对金融市场及时有效的监管,金融市场泡沫不断膨胀,会加剧金融市场的脆弱性。

证券业“引进来”可能降低金融风险的传导机制如下:首先,对于证券机构而言,外资参股证券机构可以提供额外的融资方式,降低与冲减内资原有的风险,同时外资股东带来的知识溢出效应不仅有利于证券机构改善经营管理,效率和技术的提高也有利于证券机构优化资金配置,提高资金配置效率,因此有利于证券机构发展的同时也有利于降低证券机构经营风险;其次,对于证券市场而言,跨境证券资金的流入导致基础货币的投入量增加,通过乘数效应扩大了证券市场的流动性,流动性的提高助长了市场的博弈气氛,提升了证券市场信息效率,推动了股票、房地产等资产价格上涨,同时也促进了证券市场的发展;再次,对于金融市场而言,跨境证券资金的大量流入,会迫使政府和金融监管机构加强对金融市场的监管和调控,改进市场交易制度,完善金融体系,推动金融市场稳健地向前发展。

根据以上分析发现,证券业的“引进来”过程对金融风险的影响具有不确定性。基于此,我们提出如下的研究假设:

H1a:证券业的“引进来”与金融风险呈正相关关系,即证券业的“引进来”程度越高,金融风险越大;

H1b:证券业的“引进来”与金融风险呈负相关关系,即证券业的“引进来”程度越高,金融风险越小;

H1c:证券业的“引进来”存在着“度”,在“度”的临界点两侧,证券业的“引进来”对金融风险的影响具有异质性。

证券业“走出去”可能增加金融风险的传导机制如下:首先,对于证券机构而言,相比国内投资环境,海外投资环境相对来说更加复杂,证券机构海外布局可能面临着投资国系列风险,例如法律风险和市场风险等,可能导致证券机构的经营风险增大;其次,以证券投资形式流入东道国的短期资本对宏观经济环境具有高度的敏感性,而跨境证券资金的流出又为资本外逃提供了渠道,当国内市场不稳定时,跨境证券资金大规模外逃,可能导致股市出现过山车现象,不利于证券市场的稳定;再次,对于金融市场而言,跨境证券资金的流出伴随着投机者期望收益率的下滑,恐慌情绪在投资者和不同金融市场之间相互扩散,资产被大量抛售,资产价格破灭,出现流动性紧缺,可能导致银行不良贷款率上升,汇率和货币等金融市场的不稳定,从而可能引发系统性金融风险。

证券业“走出去”可能降低金融风险的传导机制如下:首先,对于证券机构而言,证券机构境外投资可以降低资产之间的相关性,改善资产组合有效边界,降低资产组合风险,同时境外投资有助于证券机构获取全球资本市场丰富的服务资源,促进证券机构发展的同时可能也有利于降低证券机构风险;再次,对于证券市场而言,一方面证券机构获取的先进的技术和经验可以反哺境内证券业,推动证券行业的发展和稳定;另一方面,国内投资者参与国外证券市场,有利于培养价值投资理念,反过来促进了国内证券市场的稳定;再次,对于金融市场而言,境外投资有助于我国金融业全球战略布局,提高我国金融业在国际上的影响力,同时跨境证券投资加快了我国金融市场与国际金融市场的接轨,推动我国金融市场发展的同时,促进了我国金融市场的稳定。

据此,我们发现证券业“走出去”过程对金融风险的影响也具有不确定性,因此我们提出如下研究假设:

H2a:证券业的“走出去”与金融风险呈正相关关系,即证券业的“走出去”程度越高,金融风险越大;

H2b:证券业的“走出去”与金融风险呈负相关关系,即证券业的“走出去”程度越高,金融风险越小;

H2c:证券业的“走出去”存在着“度”,在“度”的临界点两侧,证券业的“走出去”对金融风险的影响具有异质性。

三、研究思路与变量、数据的初步处理

1.研究思路与实证模型

本文从两个维度检验证券业的对外开放对金融风险的影响效应:首先从机构维度定义了证券业的对外开放包括外资参股(“引进来”)和境外投资(“走出去”)两个过程,并测算了证券机构风险。由于数据是非平衡的面板数据,建立面板计量模型可以控制证券机构的个体异质性,相对多元线性回归模型可以提高模型估计的有效性,故我们采用面板回归模型分析机构维度的证券业对外开放对金融风险的影响;其次从市场维度定义了证券业的对外开放包括证券业的资金流入(“引进来”)和证券业的资金流出(“走出去”)两个过程,并采用综合指数法从6个方面测算了金融市场风险。由于数据采用的是季度频率的时间序列数据,针对时间序列数据建模,一般的VAR模型无法检验证券业的对外开放与金融市场风险之间的非线性关系。为了探索市场维度的证券业对外开放是否存在门槛效应,我们采用了两区制的TVAR模型进行分析。基于此,本文的研究思路见图1。

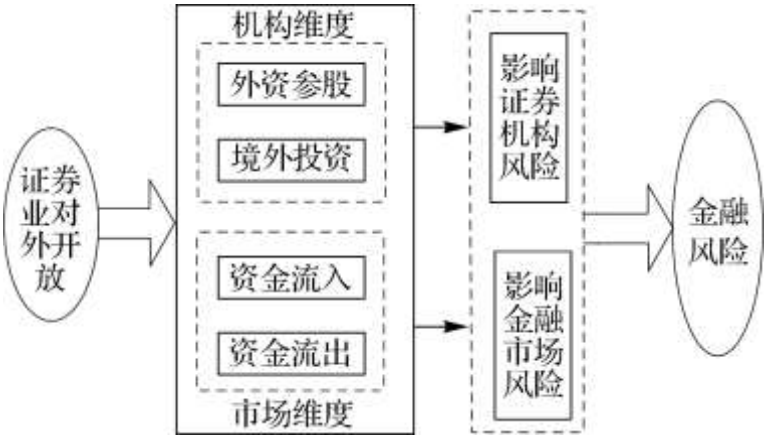

图1 研究思路

(1)证券业对外开放对证券机构风险的影响。

从机构维度分析证券业的对外开放对证券机构风险的影响时,考虑到数据采用的是频率较高的季度和半年度的面板数据,这样可能导致证券业对外开放对证券机构风险的影响存在滞后性。对此,本文对解释变量均取滞后一期,一方面可以避免模型中双向因果关系导致的内生性,另一方面有助于捕捉到证券业对外开放与证券机构风险之间的非同步关系。

首先检验证券业的对外开放与证券机构风险之间是否存在线性关系,我们借鉴Lee和Chou(2018)的研究设定面板模型(1)进行分析:

$$\Delta CoVaR_i^i(q) = \partial_0 + \beta_1 Foreign_{it-1}/Overses_{it-1} + \sum_j \gamma_j Control_{ijt-1} + \delta_i + \varepsilon_t \quad (1)$$

夏越(2019)引入金融杠杆的二次项研究了金融杠杆与系统性金融风险之间潜在的非线性关系,我们考虑到证券业对外开放也可能存在着“度”,借鉴夏越(2019)的研究,加入证券业对外开放指标的二次项,分析对外开放与证券机构风险之间是否存在“U”形曲线关系,面板模型(2)设定如下:

$$\Delta CoVaR_i^i(q) = \partial_0 + \beta_1 Foreign_{it-1}/Overses_{it-1} + \beta_2 Foreign^2{}_{it-1}/Overses^2{}_{it-1} + \sum_j \gamma_j Control_{ijt-1} + \delta_i + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中,i 表示个体,t 表示时间,Control 为控制变量向量集,即 Control=[Size,Lev,Roe,VaR,β,GDP,Finance],对应的 j 分别取值 1、2、3、…、7,∂_0为截距项,β_i为核心的待估参数,δ_i为个体效应,ε_{it}为随机扰动项。为了避免异方差问题导致参数检验失效,本文基于个体层面的聚类稳健性标准误进行估计分析。

(2)证券业对外开放对金融市场风险的影响。

在研究证券业的对外开放对金融市场风险的影响时,采用的是季度频率的时间序列数据。由于时间序列数据普遍存在样本量小、变量之间表现出高度的同步性等特征,使得回归分析技术在对时间序列变量建模时往往受到严重的多重共线性影响,导致参数检验失效,并且回归分析技术也无法捕捉到时间序列变量之间动态持续响应关系。基于此,对时间序列变量建模时,通常采用的是反映变量动态结构的 VAR 模型,例如 MSVAR、TVPVAR 和 TVAR 等。其中,MSVAR 根据变量动态关系进行了分区制研究,TVPVAR 反映的是变量之间时变的动态关系,两种方法均无法指定某一特征变量进行分区制研究,因此本文在研究证券业的对外开放对金融市场风险的影响时,采用的是 TVAR 模型进行分析,并且指定证券业的对外开放变量作为门槛变量,建立了两区制的 TVAR 模型,模型表达式如下:

$$Y_t = \begin{cases} \alpha_1 + A_1(L)Y_t + \varepsilon_{1t} & \text{if } \gamma_t \leqslant \gamma \\ \alpha_2 + A_2(L)Y_t + \varepsilon_{2t} & \text{if } \gamma_t > \gamma \end{cases} \quad (3)$$

式(3)中 α_i是 k×1 阶的常系数矩阵,$A_i(L)$是滞后算子 P 阶多项式矩阵,ε_{it}是 k×1 阶残差向量,i=1,2,Y_t=($Open_in_t$/$Open_out_t$/$Open_t$,$Sgcf_t$,$Risk_t$)。

对式(3)TVAR 模型的估计:首先,去掉首尾 1%的极端值,在 10%-90%分位数之间采用格点搜索法计算门槛值;其次,采用 LR 检验门槛值是否显著,LR 统计量为 $LR = T(\ln(\det\hat{\Sigma}_0) - \ln(\det\hat{\Sigma}_1))$,其中 $\hat{\Sigma}_0$ 为原假设模型下估计得到的协方差矩阵,$\hat{\Sigma}_1$ 为备择假设模型下估计得到的协方差矩阵,对 LR 统计量进行 1000 次 Bootstrap 可以得到检验分布对应的经验 P 值;最后,采用广义脉冲函数(GIRF)分析变量之间的动态脉冲响应,广义脉冲公式为:$GIRF_Y(n,Wst-1t-1s,\varepsilon_t)=E[Y_{t+n}|\varepsilon_t,Wst-1t-1s]-E[Y_{t+n}|Wst-1t-1s]$,n 表示的是脉冲响应的持续时间,本文选取的是 12 期,ε_t表示产生冲击的变量,W_{t-1}为冲击发生前可用的信息集,s 表示的是区制,根据区制 s 可以将 W_{t-1}分为两个部分,分别计算广义脉冲响应函数。综上,本文构建三个 TVAR 模型分析市场维度的证券业对外开放对金融市场风险的影响,模型如表 1 所示:

表 1 模型说明

序号	研究目的	模型
模型 1	证券业的资金流入→金融市场风险	($Open_in_t$,$Sgcf_t$,$Risk_t$)

模型 2	证券业的资金流出→金融市场风险	$(Open_out_t, Sgcf_t, Risk_t)$
模型 3	证券业的资金流动→金融市场风险	$(Open_t, Sgcf_t, Risk_t)$

2.证券机构风险测度与变量确定

(1)风险测度。

ΔCoVaR 侧重于反映单个金融机构陷入危机后,对金融体系造成的危害,可以较好地度量出系统性风险的溢出效应,适合从机构维度测度金融风险,故我们采用 ΔCoVaR 测度证券机构风险。证券机构 i 对金融系统 System 的风险溢出效应定义如下:

$$\Delta CoVaR^{System|i} = CoVaR^{System|X^i=VaR^i_q} - CoVaR^{System|X^i=Median^i} \quad (4)$$

CoVaR 的测度方法很多,为了更好地反映证券机构系统性风险的动态变化,本文根据 Tobias 和 Brunermeier(2016)提出的分位数回归方法进行测度。考虑到中国的具体情况,我们选择了沪深 300 指数波动率等在内的 6 个状态变量(M)[3]。$\Delta CoVaR^{System|i}$ 计算模型如下:

$$R^i_t = \alpha^i_q + \sum_j \gamma^i_{j,q} \times M_{j,t-1} + \varepsilon^i_{q,t} \quad (5)$$

$$R^{System}_t = \alpha^{System|i}_q + \beta^{System|i}_q \times R^i_t + \sum_j \gamma^{System|i}_{j,q} \times M_{j,t-1} + \varepsilon^{System}_{q,t} \quad (6)$$

$$VaR^i_t(q) = \hat{\alpha}^i_q + \sum_j \hat{\gamma}^i_{j,q} \times M_{j,t-1} \quad (7)$$

$$CoVaR^i_t(q) = \hat{\alpha}^{System|i}_q + \hat{\beta}^{System|i}_q \times VaR^i_t(q) + \sum_j \hat{\gamma}^{System|i}_{j,q} \times M_{j,t-1} \quad (8)$$

$$\Delta CoVaR^i_t(q) = CoVaR^i_t(q) - CoVaR^i_t(50\%) = \hat{\beta}^{System|i}_q \times (VaR^i_t(q) - VaR^i_t(50\%)) \quad (9)$$

式(5)-(8)中 $M_{j,t-1}$ 表示滞后一期的状态变量,Ritti 和 RSystemtt System 分别表示证券机构和证券业的对数收益率。其中,证券业收益率采用的是申万券商二级行业指数计算得到。对于 q,本文计算了三种情况下的极端风险,分别是 5%、1%和 0.5%,以反映证券机构发生极端风险或者更加极端风险时对证券行业的风险溢出情况。

测度 CoVaR 数据采用的是周频数据,样本期间涵盖了 2008 年的金融危机和 2015 年的股灾,符合测度 CoVaR 必须在研究期间发生过极端风险的要求。同时,由于 VaR、CoVaR 一般表现为负值,为简单起见,本文采用绝对值表示,并进行季度求和表示证券机构风险,数值越大,表明机构风险越高,对证券行业的风险溢出效应越大。

(2)外资参股和境外投资。

从机构维度度量证券业的对外开放包含“引进来”和“走出去”两个过程:“引进来”主要指的是对境外机构的开放,包括外资参股中资证券机构,外资证券机构在国内设立分支机构等。目前证券机构“引进来”主要体现在外资参股方面,外资在国内设立分支机构的情况很少。基于此,本文以外资参股表示证券机构的“引进来”水平,具体采用前十大股东中外资持股比例大小度量,符号采用“Foreign”表示。“走出去”则是中资证券机构的国际化发展,主要包括中资证券机构在海外设立子公司、开展境外投资活动等,通常采用海外资产规模占比、海外营业收入占比和海外员工人数等衡量中资证券机构“走出去”水平。基于数据的可得性,本文采用海外资产占比度量中资证券机构的“走出去”水平,符号采用“Overseas”表示。

(3)控制变量。

本文从证券机构和宏观经济两个方面选取控制变量,证券机构方面的控制变量选择:结合张晓明和李泽广(2017)的研究,我们加入了证券机构的资产规模(Size)和净资产收益率(Roe)作为控制变量,一方面规模大的证券机构系统重要性更高,可能加剧风险外溢,也可能对冲系统性金融风险,起到“金融稳定器”的效果;另一方面收益的提升有助于降低对外融资的依赖,可能降低风险溢出的外部性,但是高风险伴随着高收益,收益提升的同时也可能伴随着风险的上升。参照纪彰波和臧日宏(2019)的研究,我们加入了资产负债率(Lev)控制证券机构的财务杠杆水平对金融风险的影响,通常高杠杆意味着高负债,可能会导致对系统性金融风险贡献增大。参照白雪梅和石大龙(2014)做法,加入证券机构的在险价值 VaR 绝对值(VaR)表示证券机构的市场风险,数值越大,说明证券机构的在险价值越高,可能对证券行业的风险溢出越大;加入贝塔(β)反映公司股票的系统性风险,具体采用市场模型测度,主要反映个股对市场变化的敏感性。宏观经济方面的控制变量选择:借鉴苏帆等(2019)的研究,加入实际 GDP 增长率(GDP)反映宏观经济运行状况,因为宏观经济运行状况往往与金融机构经营的关系密切;加入金融业增加值占 GDP 的比值(Finance)反映金融业在国民经济中的活跃度,因为金融业活跃度较高时,证券机构风险溢出可能增大,表现出一定的顺周期性。

(4)数据的来源及描述性统计。

部分状态变量无法获取较早期间的数据,故证券机构风险分析的样本期间选择的是 2004 年 Q1 季度-2019 年 Q2 季度。对于证券机构风险以及宏观经济方面的控制变量源数据来源于 Wind 数据库,证券机构方面的控制变量源数据来源于国泰安数据库。考虑到目前官方未有公布证券机构详尽的外资参股或者境外投资数据,本文通过手工查找证券机构的季度报表以获取外资持股比例和海外资产占比数据,并发现外资持股比例在证券机构的季度报表中均有披露,但是海外资产占比仅在半年度报表中有披露,因此研究外资参股对证券机构风险的影响时采用的是季度频率的面板数据,而在分析境外投资对证券机构风险的影响时采用的是半年度频率的面板数据。

值得注意的是,部分证券机构并非在上市当年就开始从事证券业务,而是通过兼并重组才成为证券公司,本文对这部分证券机构统计的起始时间为从事证券业务的年份,同时剔除了有效样本不足三年的证券机构。经过筛选,最终收集到了 35 家证券机构的样本数据,共计 997 个有效样本。对于少量缺失的数据,本文通过 Hermite 插值法进行填补。

缩尾后变量的描述性统计结果见表 2,不同分位点的证券机构风险趋势图见图 2,可以发现,证券机构发生越加极端风险时对证券行业风险溢出效应越大。整体来看,ΔCoVaR(0.5%)高于 ΔCoVaR(1%),ΔCoVaR(1%)高于 ΔCoVaR(5%),并且在 2008 年和 2015 年证券机构的极端风险溢出较高,可能受 2008 年金融危机和 2015 年股灾的影响;证券机构的外资持股比例均值为 0.048,中位数和四分之三分位数均为 0,说明外资参股我国证券机构情况较少,通过查找源数据发现共计 248 个样本存在外资参股情况;海外资产占比均值为 0.036,中位数和四分之三分位数分别为 0.0038 和 0.0419,说明在研究期间内,我国大部分证券机构均存在境外投资情况,但是整体来看,境外投资水平较低。

表 2 描述性统计结果

变量	N	均值	标准差	最小值	P25	中位数	P75	最大值

ΔCoVaR(5%)	997	0.6608	0.3463	0.0236	0.4526	0.5949	0.7571	3.1504
ΔCoVaR(1%)	997	0.9622	0.7559	0.0808	0.4613	0.8830	1.2297	8.6514
ΔCoVaR(0.5%)	997	1.2013	0.9947	0.0549	0.5014	1.0148	1.5726	11.5458
Foreign	997	0.0476	0.0986	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.3677
Overseas	508	0.0357	0.0709	0.0000	0.0000	0.0038	0.0419	0.4388
Size	997	24.7935	1.3472	20.8771	23.9356	24.9031	25.7541	27.3814
Lev	997	0.6865	0.1184	0.3193	0.6125	0.7234	0.7699	0.8693
Roe	997	0.0448	0.1960	-0.0160	0.0064	0.0129	0.0229	1.7726
β	997	0.9971	0.3869	-0.2741	0.8115	0.9901	1.1543	2.5964
VaR(5%)	997	1.2151	0.5393	0.1097	0.9180	1.1056	1.3312	4.9616
VaR(1%)	997	2.1501	1.0722	0.2166	1.5543	1.9007	2.4393	12.2584
VaR(0.5%)	997	2.7804	1.7370	0.2349	1.7534	2.2256	3.1659	13.5737
GDP	997	0.0746	0.0116	0.0373	0.0668	0.0754	0.0820	0.0965
Finance	997	0.0761	0.0158	0.0620	0.0670	0.0680	0.0790	0.1500

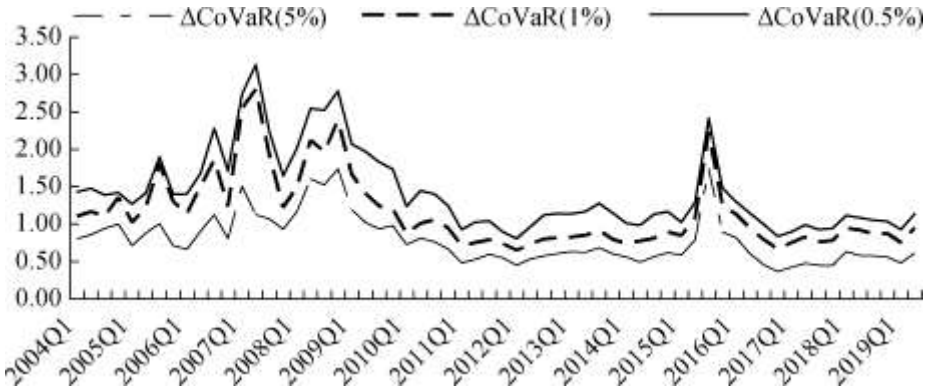

图 2 证券机构风险的时间变化趋势

3.金融市场风险测度和变量确定

(1)风险测度。

借鉴《中国金融稳定报告》、IMF 的金融稳健指标体系(FSIs)以及相关学者的研究,从银行部门、股票市场、债券市场、货币市场、外汇市场和房地产市场 6 个方面构建金融市场风险的指标池[4],并采用综合指数法测度了 2004 年 Q1 季度-2019 年 Q2 季度的金融市场风险水平。

具体来说,首先采用 CRITIC 赋权法分别测度银行部门和股票市场等 6 个市场的风险水平,然后采用 CISS 法测度整个金融市场的风险水平。CISS 法计算步骤:①[5]在纵向维度上建立金融子系统风险指数与产出的 BVAR 模型,并对累计脉冲响应加权得到金融子系统的真实冲击权重 s;②[6]在横向维度上计算金融子系统风险指数的时变相关系数 $\rho_{i,j,t}$,得到时变相关系数矩阵 C_t。通过公式(10)即可得到金融市场风险指数,公式如下:

$$Risk_t = (x_t \circ s) C_t (x_t \circ s)' \qquad (10)$$

式(10)中,x_t为金融子系统风险指数向量,s 是真实权重,° 表示的是 Hadamard 乘积,C_t为时变相关系数矩阵。

(2)证券业的资金流入和流出。

市场维度的证券业对外开放主要指的是跨境证券投资,包括 QFII、QDII、RQFII、沪港通、深港通以及最近开通的沪伦通。根据资金流动方向,可以将跨境证券投资分为证券业资金流入和证券业资金流出两个过程,分别表示市场维度的证券业对外开放的“引进来”和“走出去”。

本文基于实际测度方法[7]计算证券业资金的流入和流出。其中,证券业资金的流入采用的是国际收支平衡表中证券投资项目下的负债净额(贷方-借方)绝对值表示,证券业资金的流出采用的是国际收支平衡表中证券投资项目下的资产净额(贷方-借方)绝对值表示,资产和负债借贷方加总可以表示为市场维度的证券业对外开放的整体水平。与以往学者研究不同的是,本文测算证券业的资金流入和资金流出水平,并未计算证券投资项目下的资产和负债净额绝对值与 GDP 的比值,而是分别计算其与进口额和出口额的比值,同时采用资产和负债净额绝对值的和与进出口额的比值表示市场维度的证券业资金流动水平,这种计算方法的优点在于可以区分证券业的资金流动方向并去除规模因素,测算出的证券业对外开放程度相对来说更加准确、可靠。其中,证券业的资金流动水平采用变量符号“Open”表示,证券业的资金流入水平采用变量符号“Open_in”表示,证券业的资金流出水平采用变量符号“Open_out”表示。数据来源于外汇管理局中国国际收支平衡表(BPM6)。

(3)短期资本流动。

证券业对外开放的同时往往伴随着短期资本流动的加快,本文根据国家统计局国际统计信息中心(2006)提出的间接法测算短期资本流动,即外汇储备的变化量与贸易顺差和外商直接投资之和的差值。为了避免量纲问题,本文对短期资本流动进行了标准化处理,变量符号采用“Sgcf”表示。数据来源于 Wind 数据库。

四、实证分析结果

1.证券业对外开放对证券机构风险的影响

(1)外资参股对证券机构风险影响的检验结果。

表 3 显示了外资参股对证券机构风险影响的检验结果。当证券机构风险在 5%分位点时,在(1)-(2)中外资持股比例的一次项 $Foreign_{t-1}$和二次项 $Foreign_{t-1}^2$回归系数均不显著,说明外资参股与证券机构 5%分位点的极端风险溢出关系不显著,即外资参股证券机构不会明显导致证券机构 5%分位点的极端风险溢出明显增大或者减小;但是当证券机构风险在 1%分位点时,在(4)中外资持股比例的二次项 $Foreign_{t-1}^2$回归系数为 5.370,且在 1%水平下显著,同时在(3)和(4)中外资持股比例的一次项 $Foreign_{t-1}$回归系数也通过了显著性检验,并且在(4)中 $Foreign_{t-1}$回归系数为-1.975,可见外资持股比例与证券机构 1%分位点的极端风险溢出呈显著的正“U”形曲线关系,通过求一阶偏导,得到临界点为 18%,说明外资持股比例低于 18%时,外资参股有助于降低证券机构 1%分位

点的极端风险溢出,但是当外资持股比例超过 18%时,外资参股反而可能增加证券机构 1%分位点的极端风险溢出,也就是说外资参股过“度”时,可能会导致证券机构 1%分位点的极端风险溢出明显增大;当证券机构风险在 0.5%分位点时,在(5)中外资持股比例的一次项 $Foreign_{t-1}$ 回归系数为负并且显著,同时在(6)中外资持股比例的二次项 $Foreign_{t-1}^2$ 和一次项 $Foreign_{t-1}$ 回归系数也具有统计学意义,且至少在 5%水平下显著,大小分别为 6.524 和-2.790,可见外资持股比例与证券机构 0.5%分位点的更加极端的风险溢出也呈显著的正“U”形曲线关系,同样通过求一阶偏导,求得临界点为 21%,说明外资持股比例低于 21%时,外资参股有助于降低证券机构 0.5%分位点的极端风险溢出,当外资持股比例超过 21%时,外资参股反而可能增加证券机构 0.5%分位点的极端风险溢出,同样说明外资参股不能过“度”,否则会导致证券机构 0.5%分位点的极端风险溢出明显增大[8]。

综上,在外资参股环节发现,外资参股不会明显导致证券机构 5%分位点的极端风险溢出增大,但是外资参股过“度”时,可能会明显导致证券机构更加极端的风险溢出增大,例如证券机构发生 1%和 0.5%分位点的更加极端的风险时,这说明外资参股过“度”时会导致证券机构更加极端的风险溢出增大,可能影响到证券行业稳定。此外,外资持股比例与 1%分位点的证券机构风险的临界点低于 0.5%分位点的证券机构风险的临界点,进一步说明了外资参股过高时,很可能导致证券机构更加极端的风险溢出增大。因此,外资参股证券机构的比例可能不宜过高。

表 3 外资参股对证券机构风险影响的检验结果

变量	ΔCoVaR(5%)		ΔCoVaR(1%)		ΔCoVaR(0.5%)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Foreign_{t-1}$	-0.105 (0.165)	-0.584 (0.411)	-0.612** (0.226)	-1.975*** (0.656)	-1.136** (0.503)	-2.790** (1.058)
$Foreign_{t-1}^2$		1.890 (1.577)		5.370*** (1.620)		6.524*** (2.236)
$Size_{t-1}$	0.047*** (0.013)	0.049*** (0.014)	0.083** (0.036)	0.087** (0.036)	0.146** (0.054)	0.151*** (0.053)
Lev_{t-1}	0.011*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.009*** (0.001)	0.009*** (0.002)	0.012** (0.005)	0.012** (0.005)
Roe_{t-1}	-0.009** (0.004)	-0.010** (0.004)	-0.026*** (0.006)	-0.029*** (0.004)	-0.026*** (0.009)	-0.030** (0.011)
β_{t-1}	0.011 (0.012)	0.011 (0.012)	0.047 (0.029)	0.047 (0.030)	0.036 (0.032)	0.036 (0.0323)
VaR_{t-1}	0.301*** (0.033)	0.300*** (0.033)	0.275*** (0.073)	0.273*** (0.072)	0.213*** (0.076)	0.212*** (0.075)
$Finance_{t-1}$	2.034*** (0.322)	2.012*** (0.313)	3.013*** (0.862)	2.945*** (0.838)	2.811** (1.162)	2.731*** (1.144)
GDP_{t-1}	4.242*** (0.364)	4.129*** (0.368)	5.408*** (1.296)	5.084*** (1.175)	6.188*** (1.811)	5.788*** (1.679)
_cons	-1.366***	-1.389***	-2.346**	-2.414**	-3.682**	-3.757***

	(0.327)	(0.336)	(0.965)	(0.962)	(1.445)	(1.412)
N	962	962	962	962	962	962
R^2	0.332	0.333	0.305	0.307	0.244	0.247
F	10.07***	9.97***	34.91***	35.15***	47.29***	47.23***
LM	621.09***	573.97***	5662.91***	58881.65***	7938.01***	7735.58***
Hausman	19.94**	22.06***	14.63*	13.37*	29.54***	19.74**

(2)境外投资对证券机构风险影响的检验结果。

表 4 显示了境外投资对证券机构风险影响的检验结果。当证券机构风险在 5%分位点时,在(1)中海外资产占比的一次项 $Overseas_{t-1}$ 回归系数为-1.547,且在 10%水平下显著,而在(2)中海外资产占比的二次项 $Overseas_{t-1}^2$ 回归系数不显著,说明境外投资对证券机构 5%分位点的极端风险溢出具有负向影响,回归系数大小表明海外资产占比每增加一个单位,证券机构 5%分位点的极端风险溢出平均降低 1.547 个单位,可见境外投资有助于降低证券机构 5%分位点的极端风险溢出;当证券机构风险在 1%分位点时,尽管在(4)中海外资产占比的二次项 $Overseas_{t-1}^2$ 和一次项 $Overseas_{t-1}$ 回归系数不显著,但是在(3)中一次项 $Overseas_{t-1}$ 回归系数为-5.395,且在 5%水平下显著,说明境外投资也有助于降低证券机构 1%分位点的极端风险溢出,回归系数大小说明海外资产占比每增加一个单位,证券机构 1%分位点的极端风险溢出平均降低 5.395 个单位;当证券机构风险在 0.5%分位点时,在(5)中海外资产占比的一次项 $Overseas_{t-1}$ 回归系数为-9.583,同样在 5%水平下显著,而在(6)中海外资产占比的二次项 $Overseas_{t-1}^2$ 和一次项 $Overseas_{t-1}$ 回归系数均不显著,表明境外投资也有助于降低证券机构 0.5%分位点的极端风险溢出,回归系数大小说明海外资产占比每增加一个单位,证券机构 0.5%分位点的极端风险溢出平均降低 9.583 个单位。

表 4 境外投资对证券机构风险影响的检验结果

变量	ΔCoVaR(5%)		ΔCoVaR(1%)		ΔCoVaR(0.5%)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Overseas_{t-1}$	-1.547* (0.915)	-2.361 (1.911)	-5.395** (2.304)	-8.822 (5.967)	-9.583** (4.142)	-14.814 (9.869)
$Overseas_{t-1}^2$		2.359 (3.481)		9.981 (10.627)		15.375 (17.318)
$Size_{t-1}$	0.087* (0.044)	0.090* (0.048)	0.207* (0.108)	0.220* (0.121)	0.313 (0.187)	0.335 (0.205)
Lev_{t-1}	0.511* (0.253)	0.523** (0.245)	0.508 (0.343)	0.547 (0.363)	0.505 (0.418)	0.550 (0.430)
Roe_{t-1}	0.018 (0.040)	0.004 (0.029)	0.039 (0.160)	-0.021 (0.090)	0.109 (0.217)	0.016 (0.104)
β_{t-1}	0.165***	0.163***	0.237**	0.230**	0.302*	0.291**

	(0.054)	(0.054)	(0.107)	(0.100)	(0.151)	(0.140)
VaR_{t-1}	0.759*** (0.058)	0.754*** (0.056)	0.546*** (0.156)	0.536*** (0.145)	0.363** (0.149)	0.356** (0.140)
$Finance_{t-1}$	8.082*** (2.417)	7.994*** (2.467)	7.241 (5.592)	6.849 (5.622)	4.514 (6.477)	3.927 (6.723)
GDP_{t-1}	8.229*** (1.373)	7.992*** (1.251)	10.566** (3.973)	9.575** (3.825)	9.544* (5.644)	8.028 (5.161)
_cons	-3.367*** (1.071)	-3.397*** (1.116)	-6.019* (3.036)	-6.195* (3.203)	-7.657 (4.952)	-7.942 (5.171)
N	473	473	473	473	473	473
R^2	0.464	0.464	0.341	0.344	0.272	0.277
F	7.91***	20.41***	20.73***	20.32***	27.79***	28.47***
LM	255.04***	1337.56***	1336.64***	1315.72***	1852.95***	1853.36***
Hausman	20.64**	14.55*	17.68**	17.73**	18.16**	20.05**

此外,对(1)、(3)和(5)中的海外资产占比的一次项 $Overseas_{t-1}$ 回归系数进行差异性检验 9 发现,(1)和(3)中 $Overseas_{t-1}$ 回归系数差异性检验的统计量为 3.848,经验 P 值为 0.000,(3)和(5)中 $Overseas_{t-1}$ 回归系数差异性检验的统计量为 4.188,经验 P 值为 0.000,说明(1)、(3)和(5)中的海外资产占比的一次项 $Overseas_{t-1}$ 回归系数存在显著性差异,并且(3)中的海外资产占比一次项 $Overseas_{t-1}$ 回归系数绝对值显著大于(1)中 $Overseas_{t-1}$ 回归系数绝对值,(5)中海外资产占比一次项 $Overseas_{t-1}$ 回归系数绝对值显著大于(3)中 $Overseas_{t-1}$ 回归系数绝对值,表明境外投资对证券机构更加极端的风险溢出抑制作用更强。

综上,在境外投资环节发现,境外投资有助于降低证券机构风险,对 5%、1%和 0.5%分位点的证券机构风险具有显著的负向影响,同时也发现境外投资对证券机构愈加极端的风险溢出的抑制作用越强。因此,可以考虑鼓励证券机构“走出去”,吸取和学习国外先进的技术和经验,降低自身风险溢出的同时,也促进了证券行业的稳定。

表 3 和表 4 控制变量回归结果基本符合经济学预期:企业规模(Size)回归系数显著为正,说明企业规模对证券机构风险具有正向影响,即大规模的证券公司发生极端风险时,往往对证券行业的风险溢出更大,相对小规模的证券公司更可能导致证券行业的不稳定,因此应加强对大规模证券机构的监管;资产负债率(Lev)回归系数显著为正,说明资产负债率越高,证券机构风险倾向越大,会加大证券机构对证券行业的风险外溢;盈利能力(Roe)回归系数显著为负,说明盈利能力的提高有助于证券机构降低自身对证券行业的风险外溢,促进自身稳定的同时,也有助于证券行业的稳定;β 在表 4 中表现出对证券机构风险具有正向影响,说明公司股票的系统性风险越高,证券机构的极端风险溢出越大;在险价值(VaR)回归系数显著为正,说明证券机构在险价值高的同时,其对证券行业的风险外溢也大,故应加强对在险价值高的证券机构的监管;实际 GDP 增长率(GDP)和金融业增加值占比(Finance)回归系数均显著为正,说明证券机构的风险外溢表现出一定的顺周期性,即金融业增加值占比和经济增速越高,证券机构的极端风险溢出倾向越大。

(3)稳健性检验。

首先,设定三次曲线模型进行稳健性检验,一方面可以佐证对外开放与证券机构风险之间的线性或者“U”形曲线关系是否成立,另一方面可以检验对外开放与证券机构风险是否存在其他形式的非线性关系,三次曲线模型设定如下所示:

$$\Delta CoVaR_i^i(q) = \partial_0 + \beta_1 Foreign_{it-1} + \beta_2 Foreign^2{}_{it-1} + \beta_3 Foreign^3{}_{it-1} + \sum_j \gamma_j Control_{jit-1} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\Delta CoVaR_i^i(q) = \partial_0 + \beta_1 Overses_{it-1} + \beta_2 Overses^2{}_{it-1} + \beta_3 Overses^3{}_{it-1} + \sum_j \gamma_j Control_{jit-1} + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中,i 表示个体,t 表示时间,Control 为控制变量向量集[Size,Lev,Roe,VaR,β,GDP,Finance],对应的 j 分别取值 1、2、3、…、7,∂_0为截距项,β_i为核心待估参数,δ_i为个体效应,ε_{it}为随机扰动项。

通过将检验结果与前文的检验结果相对比,可以发现三次曲线模型的估计结果和前文结果趋同,即外资持股比例与 1%和 0.5%分位点的证券机构风险呈正“U”形曲线关系,海外资产占比与 5%、1%和 0.5%分位点的证券机构风险呈线性关系,并且回归系数显著为负,可以说明论文的检验结果是稳健的,可以基于此进行经济学解释。

其次,考虑到状态变量很大程度上影响证券机构风险的估计结果,本文结合白雪梅和石大龙(2014)的研究,将房地产行业价差替换为国房景气指数,以反映房地产市场的价格波动,并增加国债收益率利差作为状态变量,以反映中国收益率曲线的变化。重新估计不同分位点的证券机构风险,并检验与外资持股比例和海外资产占比的关系,将检验结果与前文的检验结果对比可以发现,两次检验结果趋同,进一步说明论文的检验结果是稳健的,可以基于此进行经济学解释。

最后,本文对模型的内生性问题予以考虑。由于本文对解释变量均取滞后一期,尽可能避免了模型由于双向因果关系导致的内生性,但是可能由于遗漏重要的解释变量导致模型存在内生性问题。对于证券机构方面的控制变量,可能遗漏股权结构变量,而对于宏观经济方面的控制变量,可能遗漏了通货膨胀因素,故本文进一步增加了第一大股东持股比例和 CPI 作为控制变量。将两次检验结果对比发现,两次检验结果趋同,说明论文的检验结果非常稳健,可以基于此进行经济学解释[10]。

2.证券业对外开放对金融市场风险的影响

(1)相关统计检验。

为了避免伪回归问题,在建立 TVAR 模型之前,首先对模型中的相关变量序列进行平稳性检验,检验结果如表 5 所示,结果显示,ADF 检验和 PP 检验均拒绝变量序列存在单位根的原假设,即证券业的资金流入 Open_in、证券业的资金流出 Open_out、证券业的资金流动 Open、短期资本流动 Sgcf 以及金融市场风险 Risk 序列均是平稳序列,可以进一步建模分析。

表 5 平稳性检验

变量	检验类型	ADF 检验		PP 检验	
Open_in	(C,0,0)	-5.7391***	0.0000	-5.7394***	0.0000
Open_out	(C,0,1)	-4.7880***	0.0002	-4.7902***	0.0002
Open	(C,0,0)	-4.7614***	0.0002	-4.7619***	0.0002

Sgcf	(0,0,1)	-2.6875***	0.0080	-2.8885***	0.0045
Risk	(C,T,2)	-3.5309**	0.0481	-4.4449***	0.0039

在建立 TVAR 模型之前,首先要确定模型的最优滞后阶数,本文基于最大滞后期为 4 进行最优滞后阶数检验,检验结果如表 6 所示。基于 FPE、AIC、SC 和 HQ 四种准则,模型 1、模型 2 和模型 3 均选择 1 为最优的滞后期,因此本文建立了滞后期为 1 的两区制 TVAR 模型,并对模型 1-模型 3 格点搜索出来的门槛值进行了 LR 检验,检验结果如表 7 所示,模型 1-模型 3 的门槛值均通过了 1%显著性水平的 LR 检验,说明门槛效应是显著的,即市场维度的证券业对外开放存在一个门槛值,使得证券业对外开放在门槛值两侧时,跨境证券投资对金融市场风险的冲击效应具有显著的差异性。

表 6 最优滞后期检验

模型	滞后期	FPE	AIC	SC	HQ
模型 1	0	5.27E-06	-3.6398	-3.5332	-3.5983
	1	1.05E-06*	-5.2500*	-4.8237*	-5.0840*
	2	1.14E-06	-5.1766	-4.4306	-4.8861
	3	1.49E-06	-4.9150	-3.8493	-4.4999
	4	1.86E-06	-4.7061	-3.3206	-4.1664
模型 2	0	6.53E-06	-3.4260	-3.3194	-3.3844
	1	9.74E-07*	-5.3292*	-4.9029*	-5.1631*
	2	1.15E-06	-5.1642	-4.4181	-4.8736
	3	1.38E-06	-4.9902	-3.9245	-4.5751
	4	1.78E-06	-4.7507	-3.3653	-4.2111
模型 3	0	4.18E-06	-3.8706	-3.7640	-3.8291
	1	7.20E-07*	-5.6313*	-5.2050*	-5.4652*
	2	7.95E-07	-5.5354	-4.7894	-5.2448
	3	9.73E-07	-5.3396	-4.2739	-4.9245
	4	1.28E-06	-5.0772	-3.6917	-4.5375

表 7 门槛效应检验

模型	门槛值	LR 统计量	P 值

模型 1	0.0190***	35.6690	0.0000
模型 2	0.0567***	22.9053	0.0000
模型 3	0.0123***	42.7161	0.0000

(2)脉冲响应结果。

图 3 显示了证券业的资金流入、证券业的资金流出、证券业的资金流动水平在不同区制对金融市场风险冲击的脉冲响应。证券业的资金流入冲击金融市场风险时,高区制的脉冲响应明显大于低区制的脉冲响应,说明证券业的资金流入超过门槛值后,跨境证券投资对金融市场风险的负向冲击幅度变小,即对金融市场的“稳定”作用降低,因此证券业的资金流入过“度”时,可能不利于金融市场稳定。但是证券业的资金流出冲击金融市场风险时,低区制的脉冲响应明显大于高区制的脉冲响应,并且低区制的脉冲响应表现为正,高区制的脉冲响应表现为负,说明证券业的资金流出超过门槛值后,跨境证券投资不会明显导致金融市场风险上升,即对金融市场的稳定影响较小,不会明显地威胁到金融市场的稳定。

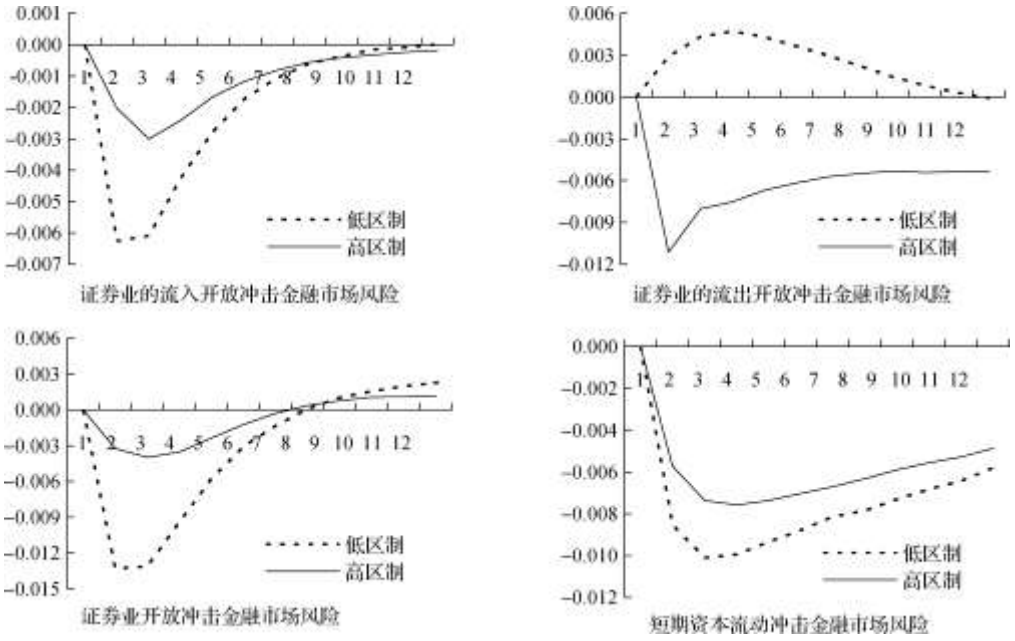

图 3 脉冲响应分析

整体来看,证券业的资金流动冲击金融市场风险和证券业的资金流入冲击金融市场风险的脉冲响应结果趋同,即高区制和低区制的脉冲响应整体表现为负,但是高区制的脉冲响应明显大于低区制的脉冲响应,说明证券业的资金流动超过门槛值,跨境证券投资对金融市场风险的抑制作用降低,可能不利于金融市场的稳定。此外,短期资本流动在高区制冲击金融市场风险的脉冲响应大于在低区制的脉冲响应,说明证券业的资金流动超过门槛值时,短期资本流动对金融市场风险的负向冲击降低,即短期资本流动对金融市场的“稳定”作用有所下降。

综上,我们发现证券业的资金流动水平过高时,可能会降低跨境证券投资对金融市场的“稳定”作用,究其原因,可能主要是因为证券业的资金流入水平过高影响了金融市场的稳定。而证券业的资金流出水平较高时,对金融市场稳定的影响较小,可能是因为对外证券投资培养了国内投资者价值投资理念,反过来促进了国内金融市场的稳定。

将市场和机构两个维度的结果对比发现,不论是证券机构风险还是金融市场风险,在“引进来”和“走出去”两个过程中,证券业对外开放对金融风险的影响都体现出一定的异质性特征,即证券业开放在“引进来”过程中可能存在着“度”,超过临界点后,证券业的对外开放可能会增加证券机构极端风险溢出,降低对金融市场的“稳定”作用;但是证券业的对外开放在“走出去”层面,开放水平越高可能越有利于降低证券机构极端风险溢出,同时对金融市场的影响也较小,不会明显威胁到金融市场的稳定。

五、结论与政策建议

本文基于 2004-2019 年的季度数据和半年度数据,在机构维度层面采用面板计量模型检验了外资参股和境外投资对证券机构风险的影响,在市场维度层面采用 TVAR 模型检验了证券业的资金流入与资金流出对金融市场风险的影响。得到的主要结论是:外资持股比例与证券机构风险呈“U”形曲线关系,超过临界点后,外资持股比例的增加会导致证券机构的风险增大;境外投资与证券机构风险呈负相关关系,即境外投资可能有助于降低证券机构风险;证券业的资金流动对金融风险的影响存在门槛效应,特别是当证券业的资金流入超过门槛值后,跨境证券投资可能增加金融风险。基于此,我们提出政策建议如下:

首先,外资参股证券机构的比例可能不宜过高。实证检验结果显示,外资持股比例与证券机构风险存在着临界点,超过临界点后,外资持股比例的增大会加大证券机构的风险溢出,特别是证券机构更加极端的风险溢出,因此证券机构可能应当保持适当的外资持股比例,不宜盲目引入过多外资。目前,我国将外资参股证券机构比例放宽到 51%,并且到 2020 年取消了证券公司外资持股比例的限制,未来随着证券行业进入壁垒的降低,外资机构进入我国证券行业的步伐会大大加快,一方面有助于我国证券行业的改革发展,另一方面外资的过快进入可能对我国的金融安全造成冲击,增大宏观金融风险防范的难度。因此,我们应当完善外资参股证券机构的政策法规以及相关制度建设,同时加快对证券行业的改革,发挥外资参股证券机构积极有利的影响。

其次,可以考虑鼓励证券机构加大境外投资,加快海外战略布局,同时提高自身的风险管控能力。实证检验结果显示,海外资产占比与证券机构风险呈负相关关系,即海外资产占比的提高有助于降低证券机构极端风险外溢,并且系数差异性检验结果说明证券机构的境外投资力度越大,可能越有助于降低证券机构更加极端的风险外溢,可见规模更大的境外投资可能有助于证券机构发展,对证券机构来说是利大于弊。但是,境外市场相对国内市场具有更多的不确定性,证券机构境外经营可能面临着一系列的不利因素,例如发达国家同行业的竞争和严格的监管,发展中国家不完善的制度环境和波动性更大的经济环境,因此建议证券机构在境外经营过程中可以通过自身的经营和学习不断提高自身的风险管控能力,充分利用多市场资源,扩大市场份额和客户群,促进自身的长足发展。

再次,防范跨境证券投资过快导致我国金融市场风险上升。实证检验结果显示,证券业的资金流入超过门槛值后,跨境证券投资对金融市场风险的负向冲击幅度大大降低,说明证券业的资金流入过度时会降低跨境证券投资对金融市场“稳定”的作用,可能不利于金融市场的稳定。背后的原因可能是证券业的资金流入的同时伴随着短期炒作和投机资本的增加,不仅会加剧股票市场的波动,同时投机资本可能流入到房地产市场、外汇市场和货币市场等,导致资产价格泡沫的积累,加剧了整个金融系统的脆弱性。但是证券业的资金流出超过门槛值后,跨境证券投资对金融稳定的影响较小,不会明显威胁到金融稳定,对金融市场风险的冲击为负,可能是因为对外证券投资培养了国内投资者价值投资理念,反过来促进了我国金融市场的稳定。因此,在证券业的资金流入和资金流出过程中,我们要特别关注证券业的资金流入对金融风险的冲击作用,防范证券业的资金流入过快时,跨境证券投资带来的投机资本流入影响金融市场的稳定。

最后,在扩大证券业双向开放的同时,监管层要健全和完善审慎管理以及制度建设,推动金融市场结构性改革。实证检验结果从机构维度说明了外资参股过高可能会加大证券机构的极端风险溢出,从市场维度说明了证券业的资金流入超过门槛值可能会降低跨境证券投资对金融市场的“稳定”作用,可见证券业“引进来”过程中存在着“度”,证券业过度地“引进来”可能不利于金融稳定,背后的原因可能是我国金融机制不健全,金融监管存在着滞后性,因此建议加快证券业对外开放的同时推动金融市场化和结构性改革,健全和完善我国审慎监管的基本制度体系,加强对金融市场的监管,同时加强与国际监管机构的合作,对跨境

证券资金流动实施动态监管和风险预警,防止非理性的跨境证券资金流动对我国宏观经济稳定造成冲击,避免引发系统性金融风险。

参考文献:

[1].Ahmed,W.M.A.Cross-border Equity Flows and Market Volatility:the Case of Qatar Exchange.International Journal of Emerging Markets,2016,11(3):395-418.

[2].Ahmed,W.M.A.The Impact of Foreign Equity Flows on Market Volatility During Politically Tranquil and Turbulent Times:The Egyptian Eexperience.Research in International Business and Finance,2017,40:61-77.

[3].Batten,J.A.,and X.V.Vo.Foreign Ownership in Emerging Stock Markets.Journal of Multinational Financial Management,2015,32:1-24.

[4].Ben Rejeb,A.,and A.Boughrara.The Relationship between Financial Liberalization and Stock Market Volatility: the Mediating Role of Financial Crise.Journal of Economic Policy Reform,2014,17(1):46-70.

[5].Charteris,A.H.,and B.Strydom.Capital Market Openness and Volatility:An Investigation of Five Sub-Saharan Treasury Bill Rates.International Journal of Emerging Markets,2016,11(3):438-459.

[6].Chen,Z.,J.Du,D.Li,et al.Does Foreign Institutional Ownership Increase Return Volatility?Evidence from China.Journal of Banking & Finance,2013,37(2):660-669.

[7].Chiang,Y.C.,and M.H.Chan.Foreign Ownership and Firm-level Stock Return Volatility in Taiwan.Investment Management & Financial Innovations,2017,14(3):261-269.

[8].Esqueda,O.A.,T.A.Assefa,and A.V.Mollic.Financial Globalization and Stock Market Risk.Journal of International Financial Markets,Institutions and Money,2012,22(1):87-102.

[9].Han,L.,Q.Zheng,L.Li,et al.Do Foreign Institutional Investors Stabilize the Capital Market?.Economics Letters,2015,136:73-75.

[10].Huo,R.,and A.D.Ahmed.Return and Volatility Spillovers Effects:Evaluating the Impact of Shanghai-Hong Kong Stock Connect.Economic Modelling,2017,61:260-272.

[11].Kim,J.B.,X.Li,Y.Luo.et al.Foreign Investors,External Monitoring,and Stock Price Crash Risk.Journal of Accounting,Auditing & Finance,2019,4:1-25.

[12].Lee,G.,and J.Jeong.An Investigation of Global and Regional Integration of ASEAN Economic Community Stock Market:Dynamic Risk Decomposition Approach.Emerging Markets Finance and Trade,2016,52(9):2069-2086.

[13].Lehkonen,H.Stock Market Integration and the Global Financial Crisis.Review of Finance,2014,19(5):2039-2094.

[14].Naufa,A.M.,and I.W.N.Lantara.Foreign Ownership,Return Volatility,Trading Volume,and Risk of Stocks in Indonesia.The International Journal of Banking and Finance,2017,13(2):119-141.

[15].Nguyen,A.P.,H.A.Nguyen,and T.H.M.Ho.Risk and Returns of Different Foreign Ownership Portfolios:Evidence from Vietnam Stock Market.Cogent Economics & Finance,2019,7(1):1-23.

[16].Nishimura,Y.,Y.Tsutsui,and K.Hirayama.Do International Investors Cause Sock Market Spillovers?Comparing Responses of Cross-listed Stocks between Accessible and Inaccessible Markets.Economic Modelling,2018,69:237-248.

[17].Tobias,A.,and M.K.Brunnermeier.CoVaR.The American Economic Review,2016,106(7):1705-1741.

[18].Todea,A.Cross-correlations between Volatility,Volatility Persistence and Stock Market Integration:the Case of Emergent Stock Markets.Chaos,Solitons & Fractals,2016,87:208-215.

[19].Vo,X.V.,and C.Ellis.International Financial Integration:Stock Return Linkages and Volatility Transmission between Vietnam and Advanced Countries.Emerging Markets Review,2018,36:19-27.

[20].Yang,K.,Y.Wei,and J.He,et al.Dependence and Risk Spillovers between Mainland China and London Stock Markets before and after the Stock Connect Programs.Physica A,2019,526:1-11.

[21].白雪梅、石大龙:《中国金融体系的系统性风险度量》,《国际金融研究》2014 年第 6 期。

[22].纪彰波、臧日宏:《资本市场开放能够提高股票价格稳定性吗?——基于沪港通的经验证据》,《世界经济研究》2019 年第 5 期。

[23]李志辉、田伟杰:《股票市场开放、系统性风险与溢出效应》,《现代经济探讨》2020 年第 8 期。

[24].林曙、叶海春:《福兮祸之所伏:发展中国家股票市场开放的增长效应再探究》,《金融研究》2014 年第 11 期。

[25].任光宇:《证券市场开放速度的影响和决定》,《统计研究》2015 年第 9 期。

[26].苏帆、于寄语、熊劼:《更高资本充足率要求能够有效防范金融风险吗?——基于双重差分法的再检验》,《国际金融研究》2019 年第 9 期。

[27].夏越:《金融杠杆如何影响系统性金融风险——U 型关系与空间溢出》,《财经科学》2019 年第 1 期。

[28].杨海珍、李苏骁、史芳芳:《中国资本账户开放进程中跨境证券投资对国内金融市场的影响》,《经济理论与经济管理》2017 年第 10 期。

[29].张晓明、李泽广:《系统风险外溢、市场约束机制与银行股票回报率——基于 CoVaR 和时变条件 β 指标的研究》,《金融研究》2017 年第 12 期。

[30].庄起善、张广婷:《国际资本流动与金融稳定性研究——基于中东欧和独联体国家的比较》,《复旦学报(社会科学版)》

2013 年第 5 期。

注释:

1 限于篇幅,金融市场风险的指标池未在正文中呈现,备索。

2 证券业的对外开放测度可以基于名义测度方法或者基于实际测度方法,名义测度方法例如基于证券市场开放日期指标、AREAER 评分指标等,实际测度方法例如 EW 指标、跨境实际资本流动指标等。考虑到证券业的实际开放水平对金融市场风险更可能产生较大冲击,本文基于跨境资本流动的实际测度方法测算证券业的对外开放水平。

3 跨境证券投资规模由国际收支平衡表中证券投资项目下的资产和负债绝对值之和计算得到。

4 由于证券业的对外开放不仅包括证券机构的对外开放,也包括了证券市场的对外开放,因此本文分别从机构和市场两个维度对理论假说进行了检验:从机构维度检验了外资参股(“引进来”)与境外投资(“走出去”)对证券机构风险的影响;从市场维度检验了证券业的资金流入(“引进来”)与证券业的资金流出(“走出去”)对金融市场风险的影响。

5 状态变量包括:股票市场的波动,采用沪深 300 指数的 GARCH(1,1)模型计算得到;股票市场周回报率,采用证券机构上市对应的上证 A 股或者深圳 A 股指数周回报率表示;流动性价差,采用 3 个月 shibor 与 3 个月固定利率国债到期收益率的差值表示;无风险收益率变动,采用 3 个月固定利率国债到期收益率变动表示;信用价差,采用十年期 AAA 级企业债券利率减去十年期国债利率表示;房地产行业价差,主要反映房地产市场对国内金融风险的影响,采用房地产指数回报率减去股票市场回报率表示。

6 我们也分别检验了在临界点两侧时,外资参股对 1%和 0.5%分位点的证券机构风险的影响,结果发现在临界点左侧时,外资参股对 1%和 0.5%分位点的证券机构风险均具有显著的负向影响,在临界点右侧时,外资参股对 1%和 0.5%分位点的证券机构风险均具有显著的正向影响,进一步说明了外资持股比例与证券机构风险之间有正“U”形曲线关系。由于篇幅限制,检验结果并未列出,备索。

7 采用的是费舍尔组合检验进行的系数差异性检验,设定抽样为次数 1000 次的可重复抽样。

8 限于篇幅,稳健性检验结果未列出,备索。