

# 中国区域金融周期的时变特征及区域溢出联动性<sup>\*</sup>

## ——基于 LASSO-VAR 模型的研究

曹廷求 张翠燕

**摘要:**本文将金融周期的研究拓展到一国区域内,从理论、制度背景以及特征事实视角论证了中国区域金融周期的存在性。研究发现:(1)中国区域金融周期波动存在非同步性,衰退期金融发达地区表现更差,土地财政是强化区域金融周期顺周期的关键性制度背景;(2)中国区域金融周期波动溢出具有阶段性特征,不同时期和不同地区在金融周期波动溢出中发挥的作用不同,特别是在受到极端风险事件影响时,溢出方向会发生改变;(3)从驱动因素看,省际间财政赤字压力差距、产业结构相似性、数字金融发展差异、人口流动是区域金融周期波动溢出的主要因素。因此,中国宏观审慎政策的实施要关注区域金融周期波动的网络关联性,因时因地“对症下药”才能阻断跨区域风险传染,达到有效防范和化解区域金融风险的效果。

**关键词:**区域金融周期 溢出效应 LASSO-VAR-DY QAP 模型 金融风险

### 一、引言

2008 年全球金融危机之后,世界各国经济整体下行压力凸显,全球金融体系的波动性显著上升,传统的单一货币政策调控框架难以有效应对金融风险,各国针对金融周期的宏观审慎政策应运而生。中国人民银行也认识到,只关注以物价为表征的经济周期并借助货币政策调节工具实现宏观调控存在不足,因此于 2017 年提出引入宏观审慎政策应对金融周期问题。宏观审慎政策的优势在于可以直接和集中作用于金融体系本身,能够“对症下药”,侧重维护金融稳定和防范系统性金融风险。<sup>①</sup>当前新冠疫情冲击下国际外部环境严峻,各国实体经济陷入困境,全球金融市场间的相互联动增大了局部风险跨市场传染的可能性。国内包商银行、锦州银行、恒丰银行等地方性银行信用风险累积,不同地区房地产泡沫增大,“永煤逃废债”等债务违约风险爆发均暴露了地方金融的潜在风险点。在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背景下,2020 年国务院金融稳定发展委员会办公室提出建立金融委办公室地方协调机制,要求坚持中央统一规则,压实地方监管责任,促进区域金融改革发展和稳定,标志着区域性金融风险作为防范金融风险的关键一环被放到更为突出的位置。

在后危机时代,全球经济不确定性的不断增强使得金融周期问题成为学术界关注的热点,中国独具特色的经济金融发展模式赋予了中国金融周期研究以独特价值和理论内涵。特别是,中国经济分权体制下区域经济金融发展的巨大差异以及各地依据自身资源禀赋制定地方政策的现实,为从区

<sup>\*</sup> 曹廷求,山东大学经济学院、山东大学产业金融(济南)研究中心,邮政编码:250100,电子邮箱:tqcao@126.com;张翠燕,山东大学经济学院,邮政编码:250100,电子邮箱:zcy1992yan@163.com。基金项目:国家自然科学基金面上项目“中国金融周期的区域非对称性研究”(71973085);山东省“泰山学者”建设工程。感谢审稿专家的建设性修改建议,文责自负。

<sup>①</sup> 见 2017 年第三季度中国货币政策执行报告, [http://www.gov.cn/xinwen/2017-11/18/content\\_5240675.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2017-11/18/content_5240675.htm)。

域层面审视金融周期提供了独特的窗口。就金融周期本身而言,其能够有效预测经济衰退风险,且比通常文献中使用期限利差预测经济衰退风险的效果更显著(Borio et al,2019)。但纵观金融周期相关研究,绝大多数学者聚焦于国别数据,讨论金融周期的国别特征差异,少有研究从一国范围内考察金融周期波动的区域性差异。国别金融周期的协同运动形成了全球金融周期,中国区域金融周期的共振传染则是形成国别金融周期的基础。但是,中国宏观金融周期并非不同区域金融周期的简单叠加,它们的震荡交汇可能形成更大的宏观金融周期波动,从而最终影响全球金融周期波动。与一国金融周期不同的是,区域金融周期除受统一宏观逆周期调节政策影响外,还受地方政府顺周期行为的影响,尤其是地方土地财政行为强化了区域金融周期的顺周期性。全球金融危机以来,中国经济增长进入减速阶段的同时伴随明显分化特征(王俏如等,2019),中国区域金融波动是否也具有分化趋势值得关注。各区域虽受相同宏观审慎政策调控,但区域内资产的价值和风险、参与者的风险承担能力和区域性融资约束条件均不相同,其金融周期特征表现也不尽相同,这将成为我国宏观审慎政策应对金融周期问题的一大难题。

自Borio(2014)证实金融周期和金融危机之间的相关关系后,金融周期成为探究金融风险积累和爆发的重要手段。但当前对金融风险的关注更多着眼于一国国内跨市场或跨境金融风险传染(李政等,2020),忽视对一国内跨区域风险传染的研究。国别金融周期溢出会导致风险在国际间共振传染(陈创练等,2021),同理,区域间金融周期溢出则会加剧风险在国内区域间的传染。对我国而言,“坚决守住不发生系统性和区域性金融风险的底线”的一个重要前提是准确把握金融周期内在规律。在中国特殊的经济金融发展模式下,以区域金融周期为切入点,从区域网络关联视角“深化对金融本质和规律的认识”,对阻断跨区域风险传染、防范金融市场异常波动和共振具有重要的现实意义<sup>①</sup>。

相较已有研究,本文的边际贡献在以下几个方面:其一,在研究视角上,区别已有国别金融周期测度研究,利用我国31个省市自治区基础数据,采用滤波方法构建区域金融周期指标,从理论、制度背景以及特征事实角度论证区域金融周期的存在性,并以区域金融周期波动刻画区域金融风险。其二,充分考虑我国区域金融异质性的现实,突破国别或跨市场金融溢出研究,采用LASSO-VAR模型和广义方差分解方法,从一国内部考察区域间金融周期的溢出效应,以此探究区域间金融波动联动关系,刻画和识别出哪些地区是金融波动溢出方以及哪些地区是金融波动溢入方,从而为宏观审慎政策应对金融周期问题提供参考依据。其三,采用QAP方法探究区域间金融周期溢出的深层次原因,为预警局部金融风险,化解区域金融风险分担机制提供指导。

## 二、文献综述

### (一)金融周期相关研究

自Borio(2014)正式提出金融周期的概念后,关于金融周期的相关研究引起了学者的广泛关注,但早期的研究更多是聚焦于金融周期的测度。国际清算银行(BIS)等机构的学者借鉴分析经济周期的方法研究金融周期特征(Drehmann et al,2012),采用单一指标法或综合指标法,为中国金融周期的测度提供了有益参考。对于我国金融周期的测度而言,不少国内学者借鉴国际货币基金组织(IMF)和BIS的方法,结合我国的实际情况做了积极有益的尝试(朱太辉、黄海晶,2018),但更多是从国家层面对金融周期进行测度,缺乏对一国区域内金融周期的测度。彭振江和杨李娟(2017)借鉴BIS的方法,利用年度数据对我国各省2016年的金融周期状况进行了探究。尽管该文献对研究区域金融周期提供了借鉴,但年度数据弱化了个体省份年度内的波动变化特征,相较季度数据反映的信息有限。曹廷求和张翠燕(2018)利用省份季度数据对我国区域金融周期进行了测度,弥补了年度数据的不足,但并未对一国内区域金融周期的溢出联动性进行考察。

<sup>①</sup>《中国金融稳定报告2019》明确提出要“阻断跨市场、跨区域、跨境风险传染,防范金融市场异常波动和共振”。

近年来,在测度国别金融周期基础上研究不同国家金融周期的趋同性成为学者们关注的焦点。陈晓莉和张方华(2017)利用一致性指标考察了东亚、东南亚国家和地区的金融周期特征,发现它们的金融周期具有区域趋同性,但其测度指标仅是静态一致性指数。该指标由于使用的是均值比较方法,因而对周期波动的国别关系估计较为粗糙。韩田(2018)在静态指标基础上,使用C-M同步化指标对金融周期的国际趋同性进行了动态测算,结果发现动态指标表现出一种特殊现象,即正常状态下趋同性较强的国家在金融危机前后趋同性急剧下降。也有学者认为,传统的金融周期测度不符合我国金融环境的实际,因而尝试提取我国金融周期的短周期和中周期,发现我国的短周期特征与新兴经济体具有相似性,而中周期特征则与发达经济体类似(王博、李昊然,2018)。但无论是金融周期的趋同性还是相似性,都仅是金融周期特征的表象,测度的是一种平均意义上的相关性,无法度量出背后的方向性问题。

Diebold & Yilmaz(2014)提出了基于广义预测误差方差分解测度经济金融关联性方法,该方法打破了原有只度量成对两两关联性的局限性,可以考察整体网络关联性,同时可测度出方向性,为研究金融周期溢出方向性问题提供了可能。但这种应用更多局限于研究单个国家金融周期关系或少数国家间金融周期波动跨国溢出关系。邓创和徐曼(2018)利用广义预测误差方差分解构建的动态溢出指数研究中国金融周期和经济周期交互影响作用,发现金融波动对经济波动具有更为显著的冲击影响,而经济波动对金融波动的影响则较小。即使在TVP-FAVAR模型框架下研究不同频带范围内的二者关系,中国金融周期波动对经济周期波动产生的影响也更为显著且主要表现为中短期影响(徐曼、邓创,2020)。陈创练等(2021)结合Diebold & Yilmaz(2014)的方法考察了全球各个国家金融周期传染路径,结果发现美国、西班牙和意大利是中国金融周期的主要风险来源。赵艳平等(2021)研究了全球16个国家的金融周期溢出情况,发现我国在2015年前是金融周期的净溢入国,2015年后则是金融周期的净溢出国。然而,现有文献中并没有针对我国区域金融周期溢出的相关研究。

## (二)金融溢出效应相关研究

从国别视角看,金融溢出通常是指跨境金融溢出,BIS将其定义为一国(或地区)的资产价格波动引发另一国(或地区)同一资产价格变动的现象。金融溢出效应产生的传统渠道包括金融价格的直接和间接变化、跨境资产负债表风险敞口、信息或信心效应、贸易联系和政策溢出(Agénor & Pereira da Silva,2018)。近年来,国际金融溢出呈现双向发展趋势,金融溢出不再像过去那样单一的由发达经济体向其他国家和地区蔓延,而是越来越多地表现为从中等收入大国向发达经济体蔓延(Agénor & Pereira da Silva,2019)。在此过程中,中国金融发展对发展中国家的溢出要远大于对发达国家的溢出,并且可能随着我国资本账户的进一步开放而扩大(Shu et al,2015)。

从已有全球金融溢出效应的文献看,大部分从跨国银行、资本流动、全球金融市场等视角进行探究,Takáts & Temesvary(2019)发现,英国严格的宏观审慎政策可以缓解美国货币紧缩对英国银行以美元计价的跨境银行贷款外流的负面影响,反之,宽松的宏观审慎政策则会放大这种影响。陈梦根和赵雨涵(2019)利用复杂网络理论测度与分析我国银行业的跨境联系,发现其对国际冲击的敏感性逐渐下降,金融稳定性有所加强。而且,随着跨境金融联系日益密切,我国银行业对其他国家和地区银行业的影响越来越大。Scheubel et al(2019)在对全球金融周期衡量的基础上,识别出全球资本流动驱动因素可以导致货币危机。杨子晖和周颖刚(2018)从网络关联视角研究了全球系统性金融风险的动态演变,发现我国内地金融市场是全球金融溢出的净输入者。徐少君等(2020)通过测度全球18个国家金融压力溢出效应探究不同国家间影响渠道,结果发现全球不同国家间金融压力溢出的主要渠道是金融渠道,全球共同冲击发挥的作用并不大。

我国金融溢出相关研究经历了由不同金融市场间互通互联导致的价格波动性和风险传染性研究→金融部门间金融风险溢出→金融机构个体间风险溢出→实体与金融部门风险溢出的过程。史永东等(2013)研究了我国股票市场和债券市场的风险溢出,发现二者间表现为“跷跷板”效应。方意

等(2020)通过考察 P2P 借贷市场与股票市场间的溢出机制,发现二者间存在替代效应和互补效应机制。李政等(2019)对中国银行、证券、保险三个金融部门系统性风险溢出进行了研究,发现我国不同金融部门间存在显著的非对称的溢出效应,且两部门间的风险溢出存在较为明显的协同性与周期性。近年来,关于金融溢出的研究开始落脚到金融与实体经济之间的关系上,注重从经济金融关联网络视角观察风险的源头及传导途径(杨子晖,2020)。

由于金融系统性风险强调时间维度和空间维度,虽然有学者关注到金融系统性风险的空间维度,但更多的是强调金融市场间、金融部门间及机构个体的空间维度,忽视了对一国国内区域金融风险溢出效应的考察。

金融周期的本质是刻画金融风险,目前关于我国区域层面金融风险的刻画更多的是分部门选取几个代表性的指标进行综合测度,且频率为年度(沈丽等,2019),并不能反映周期性的特征。根据中国人民银行对金融周期的定义,广义信贷代表的是融资条件,房价代表的是投资者对风险的认知和态度,二者通过资产负债表等渠道将金融与实体经济联系在一起。对地区而言,只要辖区内融资条件及投资者风险认知发生变化,金融周期则相应发生变化,且背后土地财政又是融资条件及风险认知变化的重要推手,因而金融周期相较其他变量而言能够更科学地反映区域金融风险波动。但从已有研究上看,一是较少从区域金融周期视角探究区域金融风险波动,二是广义方差分解方法与 VAR 结合更多聚焦于对国内单一市场的考察应用上,缺乏对区域间金融周期波动溢出的应用研究。一个可能的原因是,在时间频率不高的情况下,传统 VAR 模型存在“维度诅咒”问题,而 LASSO(least absolute shrinkage and selection operator)方法则有效克服了传统 VAR 模型的不足,为研究省份金融周期波动溢出提供了可能性。作为双支柱调控政策之一的国内货币政策对应于经济周期,其实施有效性的必要条件是地区间经济周期波动具有相似性。若不满足经济周期同质性的条件,则统一的货币政策就会产生异质性区域效应,降低政策的有效性。同理,作为旨在调控金融周期逆周期的宏观审慎政策的有效实施,自然也依赖于国内地区间金融周期的特征及相互联系,因此,探究区域金融周期溢出问题符合现实需要。

### 三、区域金融周期的存在性分析

尽管受到统一宏观审慎政策的影响,但是只要区域性资产的价值和风险、参与者的风险承担能力和区域性融资约束条件存在差异,则依旧会形成不同的融资约束和价值、风险认知的互动强化过程,进而形成不同的区域金融周期。这种区域金融周期在国家整体金融周期变化基础上又有自身的相对独立性。当金融周期由国家金融周期下沉到区域金融周期时,就需要把中国区域特征囊括其中。本文从理论基础、关键性制度背景以及特征事实角度论证区域金融周期在我国的真实存在,也为进一步探究区域金融周期外溢联动提供前提。

#### (一)理论基础

区域金融周期与国家金融周期具有同样的理论基础,均是从融资条件和资产价格角度考察,强调各主体金融风险偏好的波动。国内对统一货币政策下不同地区信贷增速、房价泡沫传染、杠杆率等均有研究(郑挺国等,2021),区域金融周期与之一脉相承,只是将统一的宏观政策体系下不同地区间的信用扩张、抵押品价格、杠杆率联动变化的差异纳入了金融周期范畴。尽管国别金融周期测度有较为统一的方法范式,但在具体指标选取上,学者们会因研究目的不同而存在差别,区域金融周期测度的方法选择仍可借鉴国别宏观金融周期的测度方法,二者更多地表现为指标选取上的差别。区域金融周期与宏观金融周期的其他不同点在于:(1)主体不同。国家金融周期是一国宏观视角,区域金融周期是一国中观层面,区域金融周期是国家金融周期形成的基础,但二者并非简单叠加。例如,假设存在 A 和 B 两地区,它们的金融周期分别呈一定特征的波动,若二者共振,则会形成更大的波动,进而加剧国家金融周期的波动。区域金融周期与国家金融周期的关系类似于“国别金融周期”与“全球金融周期”,只是我国区域金融周期范畴内不存在区域层面独立的货币政策和宏观审慎政策。

(2)政策调控方向不同。国家金融周期受到逆周期政策调控,例如宏观审慎政策是应对金融周期逆周期调控的重要工具,旨在熨平金融波动。而区域金融周期除受统一的宏观审慎政策逆周期调控外,还因地方顺周期性行为而存在差异性,其中土地财政是强化区域金融周期顺周期的关键性制度背景。(3)金融溢出渠道存在差异。Agénor & Pereira da Silva(2018)指出,国家间金融冲击溢出渠道包括资产价格和证券组合、跨国银行信贷渠道、贸易渠道、信息或信心渠道和政策渠道。除宏观冲击外,国内地区间金融冲击更多地可能来源于晋升锦标赛下的地区要素流动差异性冲击,且这种差异性冲击是多源性的。

## (二)关键性制度背景

区域金融周期存在的一个关键性制度背景是中国独特的土地财政制度。1994年,分税制改革后中央和地方政府的财政分配格局发生了重要变化,但事权并未做相应调整,由此导致地方政府财政收支不平衡问题。地方财政收支由盈余变为赤字,2002年所得税分享改革进一步加大了地方政府的财政赤字压力。随着1998年住房制度改革、《宪法》修正案和《土地管理法》出台赋予地方政府卖地的合法权利,地方政府形成了“征地—卖地—收税”的土地财政模式。获得土地出让金收入成为地方政府财政收入的重要补充来源,也是地方政府晋升锦标赛的重要内在激励。一方面,土地财政模式下土地供应由地方政府垄断,因而价格弹性低,政府将一部分土地卖给开发商可获得高收益,但因此也抬高了房价。另一方面,地方政府土地出让收入会部分用于城市基础设施建设,并将资本化到地价,进一步提高土地出让收入(郑思齐等,2014)。因此,地方政府有推动地价上涨的内在激励。

土地除发挥财政功能外,还具有金融功能,地方政府通过土地储备的抵押向银行和社会融资、构建地方融资平台弥补财政收支缺口。地方融资平台在土地抵押金额和抵押率上都显著高于非融资平台企业,地方政府经济增长压力越大,土地抵押越多(张莉等,2019)。2014年9月21日,国务院出台《关于加强地方政府性债务管理的意见》,虽要求剥离地方投融资平台的政府融资功能,但新增城投债中仍不乏以土地使用权作为政府信用担保的债券。对地方政府而言,通过土地获得高额融资的必要条件是保持作为抵押物的土地具有较高的市场价值。政府借助融资平台从金融机构得到充足的资金进行基础设施建设,这又将提升土地价值促进长期资本流入,进而提高土地出让单价和抵押价值(王贤彬,2014),形成“注入土地—土地抵押—基础设施建设—土地升值—土地出让—还债”的模式。

在这一过程中,一方面土地价值上升推动了房价上涨,我国地价房价比由2005年的20%左右上升到2020年的50%以上,最高时达到70%以上,地价是高房价背后的重要推手(刘民权、孙波,2009)。另一方面政府将土地抵押给银行后,加剧了辖区内银行的信用风险,一旦土地抵押价值下降,城投公司当期的现金流收入无法覆盖应偿还债务本息,违约风险加大。对金融机构而言,如果后期贷款转为不良,因平台公司的政府属性,土地很难真正进入拍卖程序,抵押权能否变现对金融机构来说存在较大不确定性,由此会增加金融机构信用风险,土地因此加剧了金融周期的顺周期性。对不同地区而言,地方政府面临的财政压力不同,利用“土地财政”和“土地金融”力度存在差异,进而不同地区的顺周期程度不同。

对企业主体而言,土地也是撬动杠杆的重要抵押物。相较于折旧不易变现的机器设备而言,土地具有优质抵押品的特性,由于信息不对称问题的存在,不同地区金融机构将依据企业能够提供的抵押和担保来决定对其贷款的上限(Kiyotaki & Moore,1997)。当企业将土地和资本品作为抵押品进行信贷扩张以促进投资时,土地价格的上升能够放大和扩散对不同地区经济波动的影响(Liu et al,2013)。

为观察土地财政制度对金融周期波动的影响,本文以2004—2020年间土地财政依赖度观察不同地区金融周期波动情况。本文参考周彬和周彩(2019),以土地出让金占财政收入的比重衡量土地财政,2004—2017年间土地出让金收入来源于《中国国土资源》,2018—2020年以微观土地出让数据

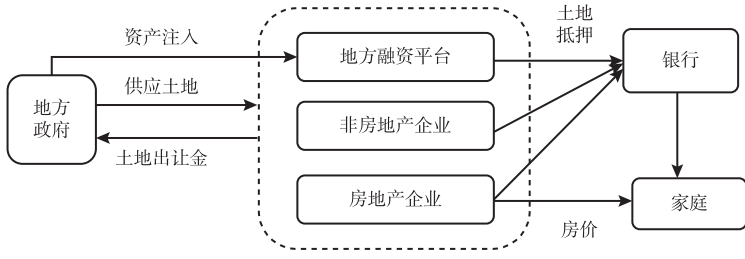


图1 某一地区金融周期运行的逻辑图

按省份进行加总获得。其中,微观数据来源于中国土地市场网(<https://www.landchina.com/>),通过计算2004—2020年间各省份土地依赖度的平均值发现,浙江、安徽、江苏三省的土地区域度位居前3位,而山西、内蒙古、新疆、西藏排名位居倒数4位。整体上看,对于土地依赖度高的省份,金融周期波动更大(内蒙古除外),而对于土地财政依赖度低的山西和新疆,金融周期波动则相对平缓。2007年,美国次贷危机时期,相较于土地财政依赖度低的省份,土地财政依赖度高的浙江、安徽和江苏率先达到周期的峰值,处于高风险点,印证了当经济处于风险累积阶段时,土地财政加剧了金融周期的顺周期性。

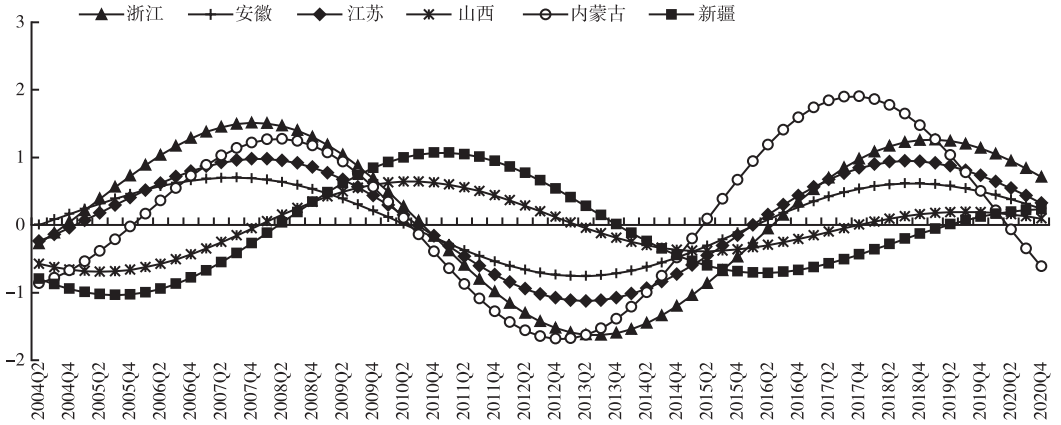


图2 不同土地财政依赖度省份的金融周期变化情况

注:金融周期的测度见下文。

### (三)特征事实

为说明我国区域金融周期间存在差异并探究区域金融周期具有何种表现,本文首先对区域金融周期进行测度,在此基础上观察各区域金融周期波动的特征事实。

BIS及中国人民银行均选取信贷、信贷/GDP、房地产价格三个基础变量刻画宏观金融周期,朱太辉和黄海晶(2018)考虑到我国金融体系发展的实际情况,选取广义信贷、广义信贷/GDP以及房地产价格作为金融周期的构建指标。从区域视角看,尽管土地财政是我国区域金融周期关键性因素,但其与房价、信贷以及杠杆率指标具有交叉性,且区域层面土地财政季度指标数据不可获得、个别省份数据不完整性。因此,为简化分析,本文参照曹廷求和张翠燕(2019)的做法,采用信贷、房价及信贷/GDP(杠杆率)3个指标<sup>①</sup>。其中,以各省(自治区、直辖市)公布的本外币贷款余额作为信贷数据的代理变量,房地产价格数据则用国家统计局公布的月度商品房累计销售额计算的季度增量与销售面积季度增量之比计算而来。GDP数据则直接采用官方公布的季度GDP增加值。所有数据

<sup>①</sup>随着未来各省市统计数据的不完善,完整精确的土地出让金收入的高频数据可得性提升,将有利于解决这一问题。

均来源于 Wind 数据库、国家统计局及《中国区域金融运行报告》。

国家统计局公布的 GDP 季度数据始于 2005 年第一季度,但中国人民银行发布的《2004 年中国区域金融运行报告》中公布了省份层面 2004 年的 GDP 季度数据。因此,本文样本时间跨度为 2004 年第一季度—2020 年第四季度,为保证数据横向可比性,所有名义变量均采用 CPI 进行平减转化为实际变量,同时采用 X-12 季节调整法剔除季度和不规则因素影响。大多数经济变量在样本期内会呈现出绝对的增长趋势,由此导致对变量绝对值进行分析时存在困难,无法识别出周期的转折点,因而对周期的考察应更关注增长率的周期性波动。鉴于此,本文借鉴朱太辉和黄海晶(2018)的做法,将所有实际变量均转换为增长率形式,其优势在于量纲一致,同时又可识别出周期性波动。<sup>①</sup>

关于金融周期的测算方法,通常有 BP 滤波法、拐点法以及 HP 滤波法,本文采用 Borio(2014)、朱太辉和黄海晶(2018)刻画金融周期的标准方法,即 BP 滤波法中的全样本长度非对称滤波法。相较 BK 固定长度对称滤波及 CF 固定长度对称滤波,该方法提取变量周期波动成分的优势在于不需指定先行或滞后项数,尾部不稳健问题相对较弱。同时,也不易出现 HP 滤波减弱周期波动的情况(高铁梅,2016)。具体处理方法如下:通过对信贷、房价及信贷/GDP 三个指标分别进行 BP 滤波,获取单个周期指标,将经济周期的上限 8 年(32 个季度)设为金融周期的下限。遵循不超过数据时间跨度原则,金融周期上限设定为 67 个季度。同时,为体现区域特质、保证波动性越大的子指标权重越大,本文参考马勇等(2016)的做法,以各省各个子周期波动方差作为权重,加权得到地区金融周期综合指标。<sup>②</sup> 由表 1 可以看出,各个子周期在衰退期和上升期表现各异,并且不同子周期的波动性方差均值也不同,说明金融周期落脚到区域层面时确实存在异质性。

表 1 各子周期描述性统计表

|      | 衰退期                  |                       |                      | 上升期                  |                    |                    | 全周期    |
|------|----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|--------------------|--------------------|--------|
|      | 持续时间                 | 振幅                    | 斜率                   | 持续时间                 | 振幅                 | 斜率                 | 波动性方差  |
| 信贷周期 | 21.8400<br>[21.0000] | -2.0440<br>[-1.8480]  | -0.0948<br>[-0.0919] | 20.7700<br>[21.0000] | 1.8010<br>[1.6710] | 0.0856<br>[0.0783] | 0.6822 |
| 房价周期 | 22.8300<br>[22.0000] | -16.6500<br>[-2.4750] | -0.4970<br>[-0.1110] | 23.0600<br>[22.0000] | 9.6030<br>[2.1820] | 0.4500<br>[0.0976] | 3.9891 |
| 杠杆周期 | 20.3100<br>[19.0000] | -2.0200<br>[-1.3130]  | -0.1010<br>[-0.0624] | 30.6600<br>[35.0000] | 3.3150<br>[2.1030] | 0.1200<br>[0.0679] | 0.8316 |

注:数据由作者计算而得;衰退期持续时间是指波峰到波谷间的季度数;上升期持续时间是指波谷到波峰间的季度数;振幅是指波峰到波谷对应数值进行相减;斜率是指振幅除以持续时间。其中[]内数字为各样本指标中位数,[]上方数字为各样本指标均值,下同。

进一步,本文计算了各个地区不同时期的持续时间、振幅及斜率,以便更翔实多维度观察区域金融周期的特征及差异。由表 2 可以看出,无论是在衰退期还是上升期,国家金融周期与区域金融周期的持续时间、振幅和斜率均存在非同步性,说明国家金融周期并非是区域金融周期的简单叠加。从持续时间看,东部地区衰退期持续时间要长于上升期,中部和西部则与之相反;南方地区衰退期持续时间长于上升期,北方地区则与之相反。在八大区划分中,东部沿海、南部沿海、长江中游、西南地区的衰退期持续时间要长于上升期。总体上,土地财政和土地金融依赖度大的经济金融发达地区(东部、南方地区)的衰退期持续时间长于上升期。这些地区一方面可享受土地财政带来的积极效应,另一方面当金融风险积累到一定程度时,土地财政带来的负面效应也会更大持续时间更长。从

① 标准化虽能去量纲,将数据缩放到(0,1)范围内,但易掩盖部分周期性波动信息,故采用增长率的形式。

② 我们也对每个省分别采用主成分分析法构建该指标,结果发现两种方法得到的金融周期趋势近似,但相较于各省各个子周期波动方差加权而言,主成分分析法标准化了原始数值,不利于直观展示振幅变化。故本文借鉴马勇等(2016)的方法,以波动方差加权为准,突出区域异质性。

振幅上看,西部地区、南方地区、东部沿海、南部沿海、长江中游、西南地区、大西北地区衰退期振幅的绝对值大于上升期的,其余地区则与之相反。值得注意的是,从斜率上看,中部地区、西部地区、南方地区、南部沿海地区、长江中游、西南地区衰退期的斜率的绝对值要大于上升期。而南方地区、南部沿海地区、长江中游和西南地区的金融衰退期持续时间更长、振幅更大,单位时间内变化也更大。这表明在衰退期更需关注金融发达地区的波动,坚持“大而不能倒”的原则对其进行政策调控。进一步,本文参照 Claessens et al(2012)的做法,与基准组比较不同地区同一指标均值和中位数差异的显著性水平,结果发现区域间金融周期确实存在差异。相较西部与东部地区,中部与东部地区间差异更为显著,而南北方在金融周期的持续时间上存在显著差异。除黄河中游外,八大地区的其他地区均与东北地区衰退期持续时间存在显著差异,也间接证实区域金融周期异质性是宏观政策调控的一大难点。

表2 国家金融周期与区域金融周期<sup>①</sup>的区别

|      | 衰退期                      |                            |                            | 上升期                      |                         |                         |
|------|--------------------------|----------------------------|----------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|
|      | 持续时间                     | 振幅                         | 斜率                         | 持续时间                     | 振幅                      | 斜率                      |
| 全样本  | 20.7742<br>[21.0000]     | -15.2010<br>[-2.0148]      | -0.4558<br>[-0.0956]       | 23.3871<br>[21.0000]     | 9.4216<br>[1.9136]      | 0.4443<br>[0.0882]      |
| 东部地带 | 21.1818<br>[21.0000]     | -3.1677<br>[-3.1382]       | -0.1532<br>[-0.1364]       | 20.9091<br>[21.0000]     | 3.5602<br>[2.8264]      | 0.1736<br>[0.1313]      |
| 中部地带 | 19.8750<br>[19.5000]     | -1.2749***<br>[-1.3677***] | -0.0633***<br>[-0.0607***] | 26.7500**<br>[22.5000**] | 1.5590**<br>[1.6854***] | 0.0631**<br>[0.0609***] |
| 西部地带 | 21.0000<br>[21.000]      | -35.5157<br>[-2.0900]      | -0.9949<br>[-0.0956]       | 23.4167<br>[21.5000]     | 20.0363<br>[2.1081]     | 0.9467<br>[0.0929]      |
| 北方地区 | 18.5333<br>[19.0000]     | -2.2957<br>[-1.7771]       | -0.1161<br>[-0.0866]       | 25.6667<br>[39.0000]     | 3.1110<br>[2.1041]      | 0.1395<br>[0.4707]      |
| 南方地区 | 22.8750**<br>[37.0000**] | -27.2998<br>[-2.0761]      | -0.7743<br>[-0.0990]       | 21.2500**<br>[21.0000]   | 15.3378<br>[1.7883]     | 0.7300<br>[0.0867]      |
| 东北地区 | 18.3333<br>[19.0000]     | -2.1837<br>[-1.6461]       | -0.1165<br>[-0.0866]       | 25.0000<br>[20.0000]     | 3.4944<br>[1.8069]      | 0.1618<br>[0.0882]      |
| 北部沿海 | 20.2500*<br>[20.5000**]  | -4.0061<br>[-3.8228]       | -0.1996<br>[-0.1914]       | 20.5000<br>[20.5000]     | 4.7551<br>[4.1081]      | 0.2351<br>[0.2017]      |
| 东部沿海 | 22.0000**<br>[22.0000**] | -2.5118<br>[-2.2947]       | -0.1138<br>[-0.1093]       | 21.0000<br>[21.0000]     | 2.4093<br>[2.2672]      | 0.1144<br>[0.1134]      |

①东部、中部和西部三地带以及八大经济区的划分参照国家统计局官网(<http://www.stats.gov.cn/>)。具体而言,东部地带包括:北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、广东省和海南省;中部地带包括:山西省、吉林省、黑龙江省、安徽省、江西省、河南省、湖北省和湖南省;西部地带包括:内蒙古自治区、广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省、云南省、西藏自治区、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区和新疆维吾尔自治区;东北地区包括:辽宁省、吉林省和黑龙江省;北部沿海包括:北京市、天津市、河北省和山东省;东部沿海包括:上海市、江苏省和浙江省;南部沿海包括:福建省、广东省和海南省;黄河中游包括:山西省、内蒙古自治区、河南省和陕西省;长江中游包括:安徽省、江西省、湖北省和湖南省;西南地区包括:广西壮族自治区、重庆市、四川省、贵州省和云南省;大西北地区包括:西藏自治区、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区和新疆维吾尔自治区。北方和南方省份划分参照许宪春等(2021)。北方地区包括:北京市、天津市、河北省、山西省、内蒙古自治区、辽宁省、吉林省、黑龙江省、山东省、河南省、陕西省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区和新疆维吾尔自治区;南方地区包括:上海市、江苏省、浙江省、安徽省、福建省、江西省、湖北省、湖南省、广东省、广西壮族自治区、海南省、重庆市、四川省、贵州省、云南省和西藏自治区。



|       | 衰退期                      |                       |                      | 上升期                  |                       |                    |
|-------|--------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|--------------------|
|       | 持续时间                     | 振幅                    | 斜率                   | 持续时间                 | 振幅                    | 斜率                 |
| 南部沿海  | 22.3333*<br>[21.0000**]  | -2.3775<br>[-1.9162]  | -0.1088<br>[-0.0912] | 21.6667<br>[21.0000] | 2.0005<br>[1.7812]    | 0.0933<br>[0.0848] |
| 黄河中游  | 18.7500<br>[18.5000]     | -1.6577<br>[-1.6433]  | -0.0882<br>[-0.0835] | 28.5000<br>[28.0000] | 2.1411<br>[2.0497]    | 0.0908<br>[0.0798] |
| 长江中游  | 21.5000**<br>[21.5000**] | -1.5964<br>[-1.5279]  | -0.0750<br>[-0.0697] | 21.2500<br>[21.0000] | 1.5274<br>[1.4915***] | 0.0726<br>[0.0715] |
| 西南地区  | 22.0000***<br>[21.0000]  | -1.9231<br>[-2.1651]  | -0.0888<br>[-0.1031] | 21.2000<br>[21.0000] | 1.7764<br>[1.7955]    | 0.0850<br>[0.0855] |
| 大西北地区 | 20.8000**<br>[21.0000]   | -82.2714<br>[-1.7771] | -2.2434<br>[-0.0846] | 27.0000<br>[22.0000] | 45.1516<br>[2.1041]   | 2.1292<br>[0.0901] |

注:数据由作者计算而得;\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上与基准组均值、中位数存在显著差异,其中东中西地区中以东部为基准组、南北地区中以北方为基准组,八大地区中以东北地区为基准组。

结合前文所述,本文区域金融周期跨时空关联性逻辑关系将如图3所示。即在统一宏观审慎监管下,不同地区因企业、银行及政府主体行为表现不同而形成地区金融周期波动,但不同地区存在差异性特征。这种波动差异因财政赤字压力下地方政府间竞争及区际要素流动而产生溢出联动效应,进而会加剧整体宏观金融周期波动。

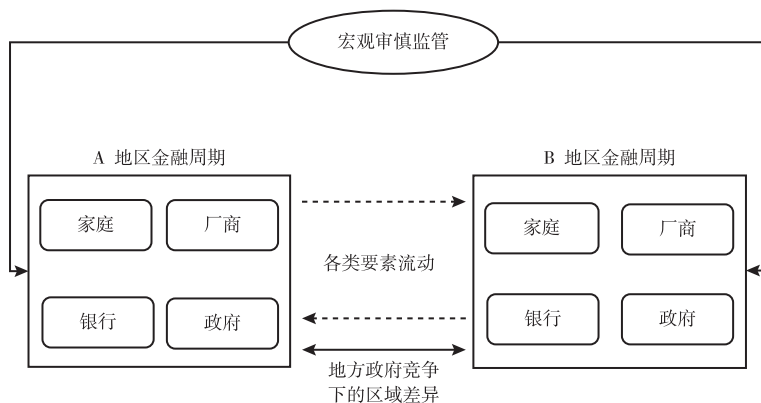


图3 区域金融周期存在性及跨时空关联示意图

#### 四、区域金融周期波动溢出指数构建及结果分析

##### (一)区域金融周期波动溢出指数构建

Diebold & Yilmaz(2014)指出,关联性是现代风险衡量的核心。表2表明,区域金融周期存在非同步性,意味着区域金融周期波动的关联性更为重要。一旦某个地区金融周期波动较大,极有可能传染给其他地区。为验证区域金融周期的关联性,本文借鉴 Demiret et al(2018)的方法,采用 LAS-SO-VAR 和 Diebold & Yilmaz(2014)的广义方差分解法刻画金融周期波动在不同地区之间的溢出水平。

首先以金融周期波动作为 VAR 模型中的内生变量,定义一个  $N$  元  $P$  阶的 VAR 模型,形式如下:

$$X_t = \mu + \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} + \epsilon_t, t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

其中,  $X_t$  是 31 个省份在  $t$  时期的金融周期波动,  $\mu$  为  $31 \times 1$  维截距列向量,  $\Phi_i$  为  $31 \times 31$  维系数矩阵,  $\epsilon_t \sim (0, \Sigma)$ ,  $\Sigma$  为协方差矩阵。待估计参数个数为  $31^2 \times p + 31$ , 当 VAR 模型中存在大量内生变量时, 参数个数会随变量个数呈平方方式增长, 此时传统的 VAR 模型会出现自由度不足即“维度诅咒”问题。为解决高维数据维度问题, 引入 LASSO 方法对模型参数进行估计。

LASSO 方法的基本思想是采用正则化方法对绝对值之和施加约束, 通过惩罚项将较小的系数压缩为 0, 从而得到自由度较小的模型 (Tibshirani, 1996)。Nicholson et al (2017) 给出了不同惩罚形式的 LASSO-VAR 模型, 本文参照其方法, 将 LASSO-VAR 模型设定为如下形式:

$$\min \sum_{t=1}^T \| X_t - \mu - \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} \|_F^2 + \lambda \| \Phi \|_1 \quad (2)$$

$$\Phi = [\Phi_1, \dots, \Phi_p] \quad (3)$$

其中,  $\| X_t - \mu - \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i} \|_F$  为矩阵  $X_t - \mu - \sum_{i=1}^p \Phi_i X_{t-i}$  的 F-范数<sup>①</sup>,  $\lambda \| \Phi \|_1$  表示惩罚项,  $\lambda$  为控制压缩程度大小的惩罚参数, 采用滚动交叉验证法确定最优  $\lambda$ ,  $\| \Phi \|_1$  表示待估参数的 1-范数, 当  $\lambda$  为最优时, 结果即为稳健的。

对于 LASSO-VAR 模型中的式 (1), 当其满足平稳性条件时, 可转换为无穷阶形式:

$$X_t = \Psi_0 \epsilon_t + \Psi_1 \epsilon_{t-1} + \Psi_2 \epsilon_{t-2} + \dots = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i \epsilon_{t-i} \quad (4)$$

$$\Psi_i = \Phi_1 \Psi_{i-1} + \Phi_2 \Psi_{i-2} + \dots + \Phi_p \Psi_{i-p}, i = 1, 2, 3, \dots \quad (5)$$

鉴于传统 Cholesky 分解的正交假定会使预测方差分解结果对模型变量顺序十分敏感, 因此, 本文采用 Diebold & Yilmaz (2014) 提出的广义方差分解法, 考察变量间的动态相互关系, 即在超前  $H$  步预测的广义方差分解中,  $j$  地区对  $i$  地区的方差贡献度为:

$$\theta_{ij}^g(H) = \frac{\sigma_{jj}^{-1} \sum_{h=0}^{H-1} ((\Psi_h \Sigma)_{i,j})^2}{\sum_{h=0}^{H-1} (\Psi_h \Sigma \Psi_h')_{i,i}}, H = 1, 2, 3, \dots \quad (6)$$

其中,  $\sigma_{jj}$  为  $\Sigma$  对角线上第  $j$  个元素, 由于  $\sum_{j=1}^N (\theta_{ij}^g(H)) \neq 1$ , 故将其标准化转换为如下形式:

$$\tilde{\theta}_{ij}^g(H) = \frac{\theta_{ij}^g(H)}{\sum_{j=1}^N \theta_{ij}^g(H)} \quad (7)$$

$\tilde{\theta}_{ij}^g(H)$  即为  $j$  省市对  $i$  省市的金融周期波动溢出效应。在此基础上, 分别定义  $i$  省市金融周期波动中来自其他全部省市的金融周期波动的溢入效应 (from others) 和  $i$  省市金融周期波动对其他所有省市的溢出效应 (to others):

$$C_{i \leftarrow \cdot}^H = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)} = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{N} \quad (8)$$

$$C_{\cdot \rightarrow i}^H = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ji}^g(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ji}^g(H)} = \frac{\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^N \tilde{\theta}_{ji}^g(H)}{N} \quad (9)$$

金融周期波动的总溢出指数 (total spillover) 及净溢出指数 (net spillover) 分别表示为式 (10) 和式 (11):

① F-范数为 Frobenius-范数的简称, 是一种矩阵范数。

$$C^H = \frac{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)} = \frac{\sum_{i,j=1}^N \tilde{\theta}_{ij}^g(H)}{N} \quad (10)$$

$$NC^H = C_{\leftarrow i}^H - C_{i\leftarrow}^H. \quad (11)$$

采用滚动窗口方法,可进一步依据上述公式得到动态总溢出指数(dynamic total spillover)、动态方向性溢出指数(dynamic from spillover、dynamic to spillover)以及动态净溢出指数(dynamic net spillover)。当基于省份间考察时,可进一步得到两省份间的净溢出指数(dynamic net pair spillover)。

## (二)不同地区金融周期波动的静态溢出分析

为直观展示不同地区两两间金融周期波动静态溢出关系,本文利用 Gephi0.9.2 软件,采用 Fruchterman 和 Reingold 算法绘制有权有向网络。本文也借鉴 Demiret et al(2018)、李政等(2020)的做法,用节点的大小表示某个地区金融周期波动溢出水平,节点的颜色深浅表示某个地区金融周期波动溢入水平。其中,节点的大小用加权出度刻画,颜色深浅用加权入度刻画,有向箭头表示两个地区金融周期波动溢出路径,箭头大小用边权重衡量,即表示两地区间金融周期波动的溢出强度。有权有向网络的优势在于,可同时体现与其他地区连接的广度(边数)和深度(边的权重)。

由图 4 两两间的金融周期波动静态溢出关系可以看出,作为金融中心的上海和北京基本位于网络中心位置,尽管北京、天津、河北、山东聚集在一起,以及上海、江苏、浙江聚集在一起,但省际金融周期波动溢出并未表现出很强的区域聚集特征。这说明地理因素不再是省际金融周期波动溢出的关键因素,省份间溢出、溢入水平源于不同省份间诸如产业结构相似性、财政赤字压力差距、人口流动等因素带来的相互冲击大小。

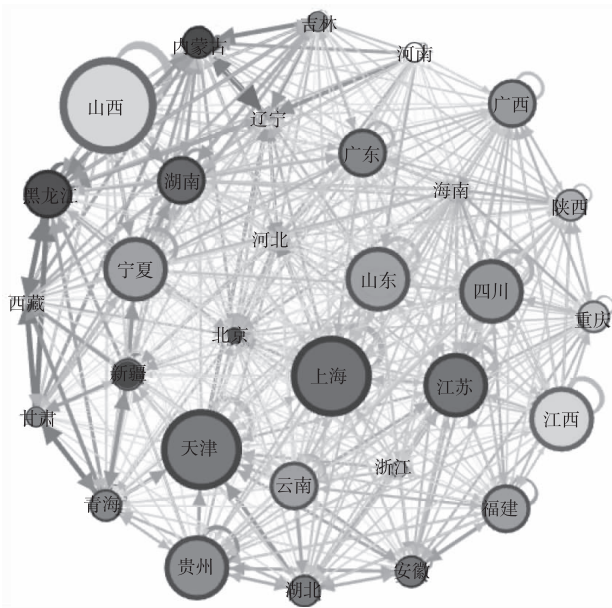


图 4 地区金融周期波动静态溢出网络

从表 3 静态整体情况看,在净溢出水平高的前 10 个地区中,第一类是对外开放、金融发展水平较高的省份,如海南、北京、上海和江苏;第二类是东北老工业基地中的黑龙江和辽宁;第三类则是金融发展相对不足的内蒙古和西藏地区。在前 10 位省份中,抵御风险冲击能力较强即金融周期波动水平溢入水平较高的分别是海南、江苏、北京和上海;而西藏、河北、内蒙古、黑龙江、辽宁则抵御外部风险冲击的能力较弱。海南省的金融周期波动对外溢出水平平均高于自身金融周期波动较大的辽宁、

黑龙江、内蒙古和河北省,这说明金融周期波动溢出水平不仅取决于自身金融周期波动水平,还取决于对外关联度。海南省作为开放较早的经济特区,其对外开放水平较高。

金融周期波动净溢入水平高的前3位均为中部地区省份,分别是河南、山西和江西,该类省份自身对其他省份的影响不足以抵消来自其他省份的金融冲击,因此更易受到其他省份的影响,成为金融波动的接受方。

表3 区域金融周期波动净溢出排序

| 排序 | 地区  | net spillover | from others | to others | 排序 | 地区 | net spillover | from others | to others |
|----|-----|---------------|-------------|-----------|----|----|---------------|-------------|-----------|
| 1  | 内蒙古 | 39.8          | 87.9        | 127.7     | 17 | 吉林 | -1.2          | 92.6        | 91.4      |
| 2  | 海南  | 37.4          | 93.9        | 131.3     | 18 | 贵州 | -3.8          | 90.8        | 87        |
| 3  | 黑龙江 | 36            | 87.7        | 123.7     | 19 | 四川 | -7.6          | 93.9        | 86.4      |
| 4  | 河北  | 34.6          | 88.2        | 122.8     | 20 | 新疆 | -7.9          | 89.7        | 81.8      |
| 5  | 北京  | 33.8          | 93.6        | 127.3     | 21 | 广西 | -9.3          | 95          | 85.7      |
| 6  | 辽宁  | 31.1          | 82.1        | 113.2     | 22 | 福建 | -13           | 92.2        | 79.2      |
| 7  | 湖南  | 20.6          | 92          | 112.6     | 23 | 云南 | -14.3         | 94.1        | 79.7      |
| 8  | 西藏  | 16.4          | 88.5        | 104.9     | 24 | 宁夏 | -14.5         | 93          | 78.5      |
| 9  | 上海  | 13.8          | 93.5        | 107.3     | 25 | 山东 | -16           | 94.8        | 78.9      |
| 10 | 江苏  | 12.1          | 93.7        | 105.8     | 26 | 陕西 | -20.9         | 95.6        | 74.7      |
| 11 | 安徽  | 10.4          | 92.5        | 102.9     | 27 | 浙江 | -24.8         | 95.2        | 70.4      |
| 12 | 天津  | 8.9           | 94.1        | 103.1     | 28 | 重庆 | -31.4         | 94.4        | 63        |
| 13 | 湖北  | 7.9           | 91.6        | 99.5      | 29 | 江西 | -42.8         | 94.8        | 52        |
| 14 | 广东  | 2.9           | 94          | 96.9      | 30 | 山西 | -44           | 94.8        | 50.7      |
| 15 | 青海  | 1.2           | 86.6        | 87.8      | 31 | 河南 | -55.9         | 88.3        | 32.4      |
| 16 | 甘肃  | 0.3           | 89.8        | 90.1      |    |    |               |             |           |

### (三)全国金融周期波动溢出动态分析

从图5全国金融周期波动总溢出动态变化情况中可以看出,全国金融周期波动从2015年第3季度开始与M2同比增速具有相同趋势,说明宏观政策调控金融周期是通过影响省份间金融周期波动的外溢达到熨平整体波动的效果。同时,由图5可看出,全国金融周期波动溢出时序具有阶段性规律:

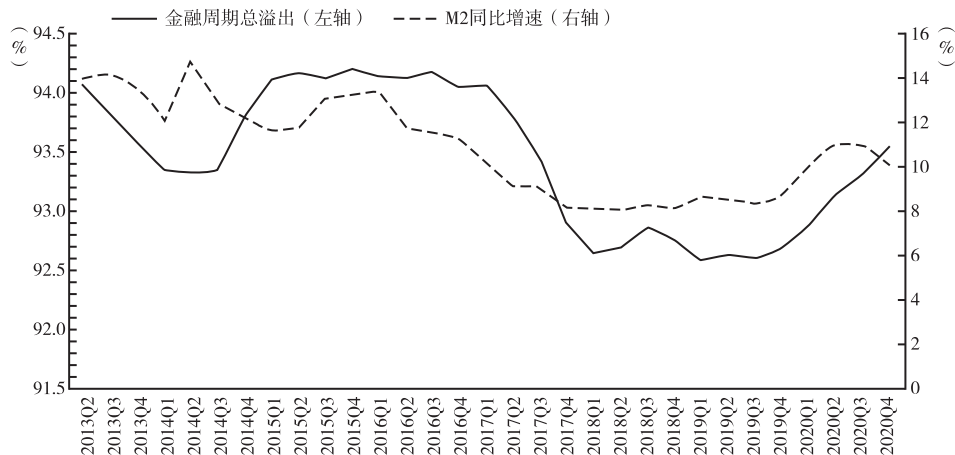


图5 全国金融周期波动总溢出趋势图

注:采用AIC准则确定最大滞后阶数为4,预测期为10个季度,滚动窗口为32个季度,下同。

从2014年第三季度到2015年第二季度,我国区域金融周期波动溢出呈扩大趋势。2014年为降低房地产库存,央行“930新政”超预期放宽限贷,之后多地限购集中退出。例如,福建出台“闽八条”,对偿清购房贷款再次申请贷款的购房者按首贷认定,同时要求金融机构在放贷时的首付比例和利率均按政策规定的低限执行。湖北出台“鄂六条”,将首套房贷款利率的下限扩大为基准利率的0.7倍,并放宽公积金使用方式。2014年《预算法》修订后,允许地方政府发行地方债,上海、浙江、广东等10个省市试点地方政府债券自发自还,由此逐步形成以政府债券市场为主体的地方政府举债融资机制,仅2014年,地方债发行规模就达1092亿元。2015年,央行对地方债进行置换,地方政府债务置换很大程度上是将银行发放的贷款和其他产品转变为银行持有的地方政府债券,增加了各地银行信用压力。2014年,国务院颁布国九条,“研究证券公司、基金管理公司、期货公司、证券投资咨询公司等交叉持牌,支持符合条件的其他金融机构在风险隔离基础上申请证券期货业务牌照”。在各地金融发展基础不同前提下,无论是差别房贷、信贷政策、地方政府债自发自还抑或混业经营,都加剧了地方金融周期波动溢出风险。

从2015年第二季度到2017年第一季度,我国区域金融周期波动溢出居高不下。2015年,我国银行表外业务迅速发展,银行通过表外业务由实体经济放贷转向股市放贷。加之证券公司、基金公司开发的杠杆性质的金融创新产品不断增加,2015年6月12日因高杠杆场外配资导致“6·12股灾”爆发,不同地区上市公司的数量、规模以及受股灾冲击不同,加剧了地方金融周期波动的溢出风险。2015年9月,中国人民银行在继山东和广东信贷资产质押再贷款试点基础上,对上海、天津等9个省(市)推广试点,试点地区的人民银行分支机构以信贷资产质押方式向31家地方法人金融机构合计发放信贷政策支持再贷款49.73亿元。该举措虽有利于解决地方法人金融机构合格抵押品相对不足的问题,但增加了地方法人金融机构获得央行流动性支持的区域差异性。2016年3月,东北特钢违约事件爆发,随后山东、山西、内蒙古、安徽等多个地区出现国企债务偿还困境,地方政府此时成为最后兜底人,利用行政手段对地方国企进行救助。例如,山东省出台文件对“单方面采取抽贷、断贷、停贷的银行业金融机构给予同业制裁”<sup>①</sup>,该举措增加了地区杠杆率上升的风险。

从2017年第一季度到2019年第三季度,我国区域金融周期波动溢出下降并趋于平缓,这得益于供给侧结构性改革稳步推进,“三去一降一补”政策取得阶段性成效,各地区经济分化有所收敛,信贷资源配置效率提升。在产能过剩行业中,长期贷款余额同比下降较多,房地产贷款增速放缓,银行资产质量下行压力有所缓解,不良贷款率下降幅度较大,同时金融体系去杠杆成效显著。<sup>②</sup>

2019年第四季度后,我国区域金融周期波动溢出逐渐增加,新冠疫情冲击下世界经济严重衰退,各地国际贸易投资受阻,就业压力增大,民营企业和中小企业经营困难凸显,部分地区企业债务违约风险增大,房地产“灰犀牛”抬头,加剧了金融风险。

#### (四)不同地区金融周期波动的动态溢出分析

1. 各地金融周期波动的动态净溢出分析。基于以上全国金融周期波动溢出分析,本文进一步考察各地金融周期波动溢出净效应情况,通过计算各省市样本期内净溢出平均值发现(见图6),净溢出组别中排名前10位的分别是上海、海南、河北、江苏、浙江、内蒙古、广东、吉林、安徽、北京;而净溢入组别中排名10位的分别是山西、河南、西藏、甘肃、宁夏、江西、黑龙江、青海、新疆、福建。

但在净溢出和净溢入组别中,各个省的金融周期波动溢出并非一成不变,根据各地区金融周期波动净溢出趋势图(见图7)可大体分为三类:第一类样本期内均为净溢出的省份,主要有河北、内蒙古、上海、江苏、浙江、广东、海南;第二类样本期内均为净溢入的省份,主要有山西、西藏、甘肃、河南、

① 详见《山东省人民政府办公厅关于金融支持实体经济发展的意见》(鲁政办发〔2016〕28号文)。

② 详见中国区域金融运行报告(2018)。

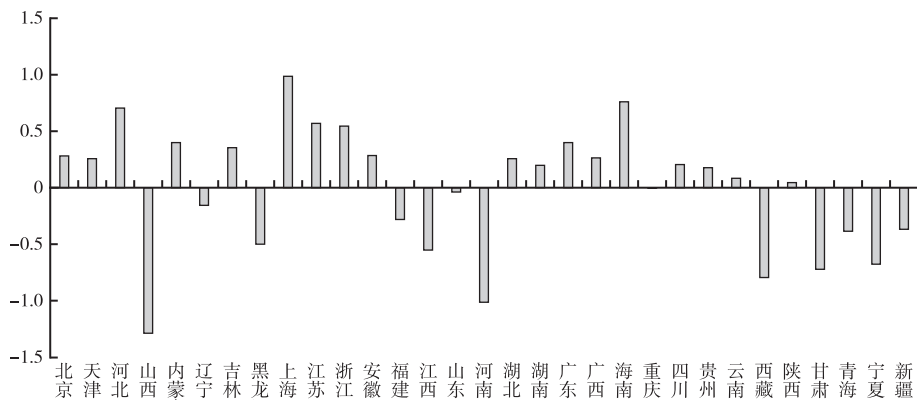


图6 各地区金融周期净溢出样本内均值

江西;第三类则为溢出溢入变化较为频繁的省份如山东、云南<sup>①</sup>。

接下来,本文研究特殊性事件冲击对省份金融周期溢出的影响:2015年“6·12股灾”时,作为金融中心的上海的对外净溢出值最大,其次是金融发达的江苏、浙江、海南和广东省,而山西、河南、甘肃、辽宁则是净溢入值最大的省份,在股灾期间成为其他省份金融周期波动的净接受方。上海2015年第二季度金融周期波动净溢出位于其中一个峰值点,之后呈下降趋势,直到2016年第三季度触底反弹,这与“股灾”后国家救市紧密相关。

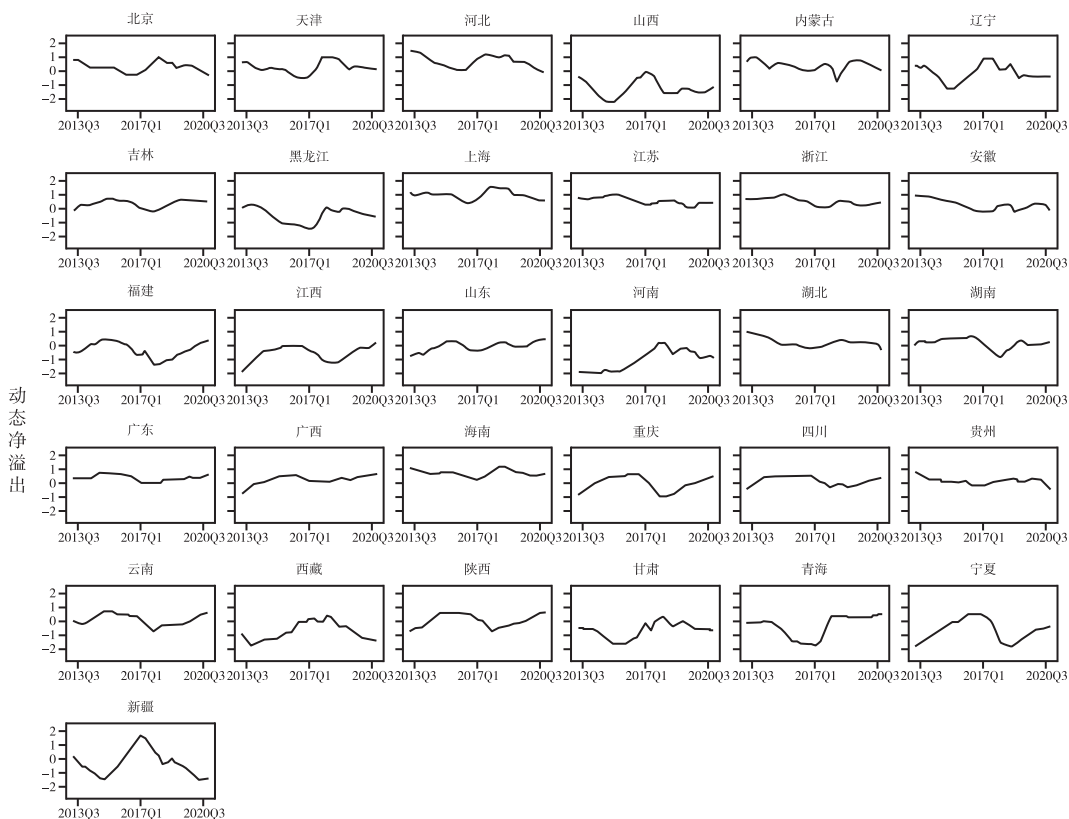


图7 各地区金融周期净溢出趋势图

①同一状态持续时间不超过3个季度则定义为未变化。

2016年3月,东北特钢违约事件爆发,多地陷入国企债务偿还困境,而此时辽宁省金融周期波动处于净溢入水平最大值的右侧。受该事件冲击,辽宁省逐渐由金融周期波动净溢入状态转为金融周期波动净溢出状态,直至2017年第二季度东北特钢进入重组阶段,达到整个样本期内净溢出值的最大值点。上述事件冲击一方面说明极端性事件对省份金融周期波动净溢出具有显著影响,另一方面也侧面证实本文中金融周期波动溢出动态趋势与现实吻合度较高。

2. 两两间金融周期波动溢出情况分析。本文进一步选取作为全国金融中心的北京和上海以及2020年GDP排名靠前的广东、江苏、山东和浙江四省,观察两省份间金融周期波动净溢出情况(见图8)。结果发现在大多数年份,北京对上海的溢出要大于北京对上海的溢入,北京对上海的净溢入集中在2014年第二季度至2015年第三季度(“6·12股灾”时期)以及2018年第三季度至2019年第三季度。在整个样本期间,北京对浙江净溢出和净溢入季度数与上海相同(净溢出为19个季度,净溢入为12个季度)。除2020年新冠疫情外,北京对山东及广东一直处于净溢出状态,说明山东和广东一直都是北京金融周期波动的接受方,直到2020年这种局面才开始出现扭转,北京逐渐成为山东和广东金融周期波动的接受方。上海对于江苏、浙江、山东及广东一直处于金融周期波动净溢出状态,说明上海对各个省份的金融周期波动溢出要大于其对各省的金融周期波动溢入。上海对各省的净溢出值均在2017年第三季度达到最大。

在整个样本期,江苏是浙江金融波动的输出方。此外,在疫情前,江苏也是山东和广东金融周期波动的净溢出方,但疫情冲击后成为山东和广东金融周期波动的接受方。浙江虽一直是广东金融周期波动的净溢出方,但2015年第四季度至2018年第二季度间却成为山东金融周期波动的净溢入方,即浙江金融周期波动会受到山东金融周期波动的外溢冲击。2016年第三季度至2018年第三季度,广东金融周期波动也受到了山东金融周期波动冲击的外溢,并且浙江、广东两省受疫情影响,在2020年第一季度后也一直是山东省金融周期波动冲击的净接受者。其主要原因可能在于,在疫情冲击下,省份间人流、物流、商品流受阻,不少企业经营困难,从而改变了资金流的方向。

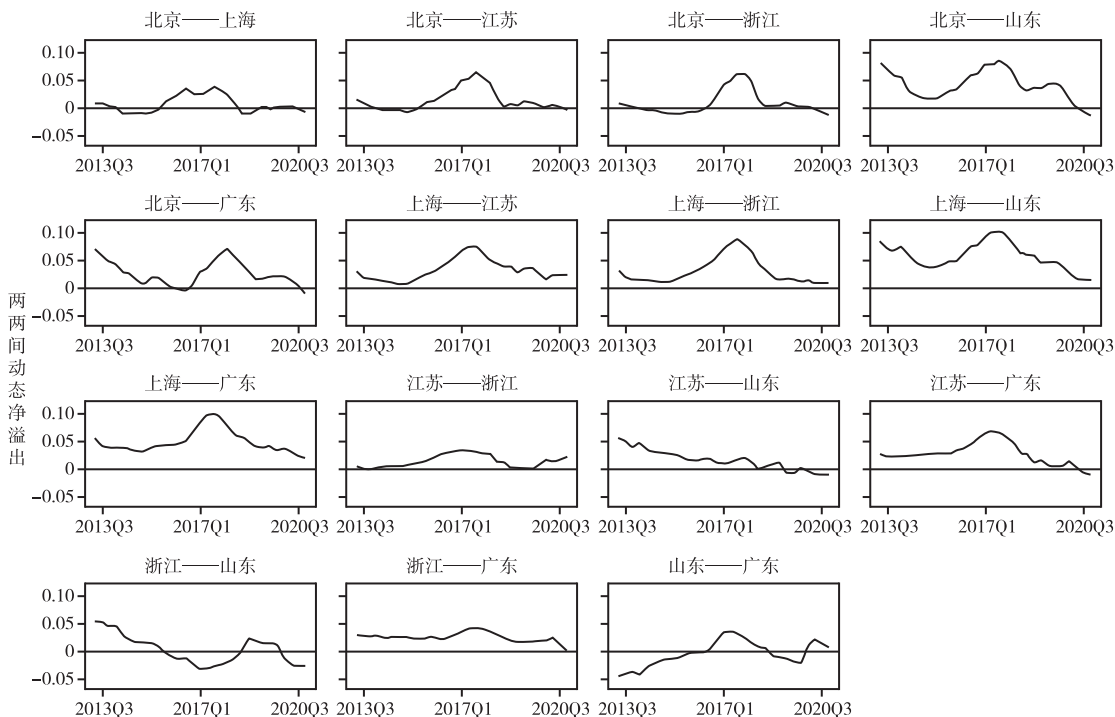


图8 经济发达典型省份间溢出趋势图



### 五、进一步研究：中国区域间金融周期溢出的影响因素

本文证实了区域金融周期溢出效应具有时变特征，且不同地区的溢出存在异质性。由此，需探讨一个深层次问题：在国内大循环背景下，是何种区域间差异因素驱动了区域间金融波动溢出联动？

首先，财政赤字是统一货币下经济繁荣与萧条的一个重要来源(Ganelli & Rankin, 2020)。根据前文分析，土地财政加剧了金融周期的顺周期性，在中国特色的官员晋升锦标赛下，土地财政根源是为缓解地方财政赤字压力。因此，某一地方财政赤字压力会对其他地区金融波动产生一定的影响。其次，政策可通过“政策反应功能”渠道影响金融周期(Filardo et al, 2019)。货币政策通过对金融周期的影响而对实际变量的路径产生长期影响，尤其是美国货币政策不确定性在塑造全球金融周期方面发挥了重要作用(Miranda-Agrippino & Rey, 2020)。从国家视角看，政策不确定性会影响资本流动(郝大鹏等, 2020)，进而对金融周期产生影响。落脚到区域层面，地方经济政策不确定性差异也会影响金融周期波动溢出，前文也证实特定时点事件会影响金融周期波动溢出。当随机性事件发生时，意味着区域不确定性发生变化，从而会影响金融周期波动溢出。产出分化可引致金融一体化，Heathcote & Perri(2004)研究表明，受冲击变化性质影响较低程度的产出同步性增加了多样化需求，从而通过更高的资产交易量增加了双边金融一体化。马草原等(2021)发现省际分界线使相邻省区间产业布局呈显著分化特征。这种产业分化对金融溢出必然会产生影响。国际金融溢出的信息渠道强调信息传递影响市场参与者的心理预期进而影响市场，房价变化会通过媒体影响人们的预期及认知，进而以羊群效应形式引发市场情绪波动，从而可能对其他地区投资者行为产生一定影响。在前文分析中，金融发达地区与金融落后地区在金融周期波动上存在差异，说明金融发展水平差异会影响金融周期波动溢出。但随着数字金融的发展改变了传统金融对物理网点的依赖，加速了金融资源跨区域配置，为落后地区实现经济赶超提供了金融保障，因此，数字金融发展差异也是影响区域间金融周期波动溢出的重要因素。贸易联系通过收入效应对金融溢出产生影响，某地区的经济繁荣会增加其对其他地区的产品需求，而省际贸易可在国内大循环背景下对各省份资源进行重新配置(张少军、李善同, 2017)。高房价虽对劳动力流动存在挤出效应，但货币政策作为影响区域经济的共同因素，通过对人口流动等渠道放大了住房需求，从而也加剧了区域房价分化(倪鹏飞, 2019)，由此引致的房价变化和跨区域资源配置均影响金融周期波动变化。因此，本文认为上述财政赤字压力、政策渠道、产业相似性、信息渠道、数字金融发展在省际的差距以及省际贸易和人口流动是影响金融周期波动溢出的关键性因素。

由于区域金融周期溢出指数是关系型数据，体现的是两省份间的溢出关系，相关影响因素体现的也是个体间关系，难以满足传统计量模型中变量间相互独立的假设，因此，本文参考李敬等(2014)，采用多元回归二次指派程序(MRQAP)。该方法因不需假设变量之间相互独立而更适用于网络关系型数据分析。为此，本文构建如下 QAP 模型：

$$Fspill = f(Deficit, Policy, Similarity, Information, Incf, Trade, Migrant) \quad (12)$$

其中， $Fspill$  表示两省份间金融周期波动溢出网络；财政赤字压力用财政支出与财政收入的差额占 GDP 的比重衡量，并计算两省份间的财政赤字压力差距( $Deficit$ )。Yu et al(2021)选取 31 个省份主流日报作为新闻媒体报道的来源，构建了省份层面的 EPU 指数，以此突出区域异质性，为本文探究金融周期波动通过政策渠道溢出提供了数据支撑。借鉴 Imbs(2004)方法，我国地区产业结构相似性指标构建为如下形式：

$$Similarity_{i,j,t} = \sum_{n=1}^N |S_{i,t}^n - S_{j,t}^n| \quad (13)$$

其中， $S_{i,t}^n$  和  $S_{j,t}^n$  分别表示  $i$  地区和  $j$  地区在  $t$  年  $n$  产业增加值占 GDP 的比重，该指数越大，说明地区  $i$  与地区  $j$  间产业结构差异越大，当趋于 0 时，两地区的产业结构越相似。信息渠道则用 Krasnikov et al(2004)提出的互信息指数作为代理变量，计算两省份房价增长率互信息，其中互信息指数序



列利用年度内季度数据计算而来。普惠金融发展程度则采用北京大学数字金融研究中心的数字普惠金融指数并转换为省份间差距矩阵。省际贸易的衡量借鉴侯传璐和覃成林(2019)的做法,采用《中国交通年鉴》公布的国家铁路行政区域间产品运输矩阵数据,该数据提供了货物流出地和流入地标识,本文将该矩阵中数值除以所在行之和,最终得到2014—2019年间的贸易数据。<sup>①</sup>人口流动数据则利用2015年全国1%人口抽样数据,构建区域人口流动矩阵,并将该矩阵中数值除以所在行之和。为保证研究结论的可靠性,本文将至少两年在10%水平上显著的因素认定为影响区域金融周期波动溢出的关键性因素。

表4 区域金融周期波动溢出影响因素的QAP结果

|                   | 2014       | 2015        | 2016       | 2017        | 2018        | 2019        |
|-------------------|------------|-------------|------------|-------------|-------------|-------------|
| <i>Intercept</i>  | -0.00669   | -0.01314*** | -0.00752   | 0.02906***  | 0.02291***  | 0.01201***  |
| <i>Deficit</i>    | 0.00043*** | 0.00052***  | 0.00025*** | -0.00011    | 0.00000     | 0.00027***  |
| <i>Policy</i>     | 0.00022**  | 0.00029**   | 0.000264   | -0.00084*** | -0.00077*** | -0.00032*** |
| <i>Similarity</i> | -0.00027** | -0.00018    | -0.00031** | -0.00022    | 0.00015     | -0.00000    |
| <i>Infor</i>      | 0.00349    | 0.00524     | 0.00583    | -0.00497    | -0.00038    | 0.00015     |
| <i>Inc f</i>      | 0.00024**  | 0.00025**   | 0.00026*   | 0.00007     | 0.00002     | 0.00002     |
| <i>Trade</i>      | -0.03501   | -0.03843    | -0.07742   | -0.11739**  | 0.01201     | 0.02508     |
| <i>Migrant</i>    | 0.04749    | 0.08656**   | 0.10416**  | 0.03883     | -0.02217    | 0.95800**   |

注:回归结果采用R语言计算得出,结果由2000次随机置换得到,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。

由表4的QAP回归结果发现,各省间财政赤字压力差异与区域金融周期波动溢出二者是正向相关关系,即省份间财政赤字压力差距越大,越容易引起金融周期波动净溢出。这与前文中土地财政加剧了金融周期的顺周期性一致。对本省而言,土地财政依赖程度越高,越加剧了金融周期的波动,而省际财政赤字压力差异则引致了省际金融周期波动外溢。地方经济政策不确定性差异会影响省份间金融周期波动溢出,但这种影响在不同年份表现不同。2014—2015年间,政策不确定性的差距对金融周期波动净溢出是促进作用,而2017—2019年则是抑制作用。这说明政策效应在不同的年份发挥不同的作用,若采用已有文献中样本期内均值进行分析,则会忽视这一现象,由此也验证了统一的宏观政策下,地方政策不确定性差异对区域金融周期波动会产生关键性影响。省份间产业差距越大,越容易导致金融周期波动的外溢,说明金融周期波动的外溢更可能发生在产业结构相似的省份。

与国家间金融外溢明显不同的是,传统的信息渠道以及贸易渠道作用于省际金融周期波动溢出的效果不显著。而代表新金融的数字金融在地区间的发展差异以及人口流动对金融周期波动溢出则发挥了显著正向作用,说明金融业态变化对地区间金融溢出已产生实质性影响。金融波动溢出过程中要关注新因素,同时随着各地落户政策的放宽以及人才政策力度的加大,人口流动引致的金融周期波动溢出也值得关注。

## 六、结论与政策建议

在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背景下,如何立足中国实际研究中国特色问题尤显关键。中国独具特色的经济金融发展模式赋予了中国金融周期研究的独特价值和理论内涵,特别是区域经济金融发展的巨大差异为从区域层面审视金融周期提供了独特的视角。鉴于此,本文首先基于我国31个省市2004—2020年季度数据构建区域金融周期指标,从理论基础、特征事实以及制度背景论证了我国区域金融周期的存在性。结果发现,就个体省份而

<sup>①</sup>可根据区域投入产出表推算省际贸易,但样本期内只有2017年数据且部分省份缺失,故采用铁路货物运输数据。

言,土地财政依赖度越高的省份,金融周期的波动幅度越大,而省际的财政赤字压力差距则是驱动金融周期波动外溢的关键性因素,印证了土地财政增加了金融周期的顺周期性。其次,本文发现无论是在衰退期还是上升期,我国区域金融周期持续时间、振幅和斜率均存在非同步性。在金融发达的南方地区、南部沿海地区、长江中游和西南地区,金融衰退期持续时间更长、振幅更大,单位时间内变化更大。区域金融周期的非同步性警示我们,更应关注区域金融周期波动的外溢联动性。通过采用LASSO-VAR模型与广义方差分解法从一国内部考察区域间金融周期的溢出效应发现,全国金融周期总溢出具有阶段性特征。在净溢出和净溢入组别中,各个省份的金融周期波动溢出也并非一成不变,且受诸如“6·12股灾”“东北特钢违约”等极端外部事件冲击影响较大。最后,本文采用QAP方法分析了驱动区域金融周期波动溢出的因素,发现省际的财政赤字压力差距、数字金融发展差距、人口流动等促进了金融周期波动的外溢,并且金融周期波动溢出更可能发生在产业相似的省份间。而政策不确定性差异在不同年份间对金融周期波动溢出影响具有异质性,但信息渠道与贸易渠道并非是区域金融周期波动溢出的核心因素。

根据上述结论,本文得到如下政策启示:第一,在金融发展理念上,中央与地方金融监管部门要密切关注区域金融发展的新趋势。省级金融监管部门除关注自身金融周期波动外,还应加强与其他地方金融监管部门协调,关注与自身对外关联度较大省份的金融周期波动情况,最大限度避免其他地区金融周期波动削弱本区域政策效果。同时,密切关注极端风险事件发生的可能性,积极履行好属地金融监管和地方金融风险防范处置责任,避免由极端风险事件引发的跨区域风险传染,促进辖区内金融改革发展和稳定。第二,在货币与宏观审慎等金融政策调控上,不仅需围绕全国层面总量特征,还更应密切关注区域层面金融周期波动,注重政策针对性、“对症下药”,避免“一刀切”政策带来的负面影响。例如,在经济衰退期,更应关注金融发达省份,遵循“大而不倒”原则。在宏观审慎监管与微观审慎监管基础上,逐步推进中观审慎监管,构建基于地区的中观审慎监管指标体系。利用金融基础大数据平台,及时有效监测不同区域不同时间上的金融周期波动及溢出特征,着力关注溢出地的金融周期波动情况,当波动较大时,及时进行动态预警。第三,由于区域财政压力强化了金融周期的顺周期性,因此缓释区域金融周期波动外溢的金融政策调控要与财政政策合力,强调宏观金融政策与宏观财政政策的结合。同时,也要强调地区财政行为与宏观财政政策的匹配,实现中央与地方上下通力维护金融稳定的效果。第四,正确处理区域发展与安全的关系,增强区域金融发展的协同性、联动性和整体性。一方面,积极推动区域间要素自由流动,减小区域在人才、数字金融发展等方面的差距,缓释区域间金融周期波动外溢的不平衡性。另一方面,创新区域政策调控机制,充分考虑区域特征,在保安全基础上因地制宜激发区域发展动能。

#### 参考文献:

- 曹廷求 张翠燕,2019:《中国金融周期的区域性特征》,《东岳论丛》第4期。
- 陈创练 王浩楠 郑挺国,2021:《国际金融周期共振传染与全球货币政策规则识别》,《中国工业经济》第11期。
- 陈梦根 赵雨涵,2019:《中国银行业跨境联系的测度与分析——兼论国际银行业网络结构的动态特征》,《经济研究》第4期。
- 陈晓莉 张方华,2017:《中国与东亚、东南亚国家和地区金融周期趋同性研究》,《国际金融研究》第11期。
- 邓创 徐曼,2018:《中国金融周期与经济周期的交互影响作用分析——基于动态溢出指数方法的实证研究》,《上海财经大学学报》第6期。
- 方意 王晏如 荆中博,2020:《P2P借贷市场与股票市场间的溢出机制:中国股市2015年异常波动期间的证据》,《国际金融研究》第4期。
- 高铁梅,2016:《计量经济分析方法与建模:Eviews应用及实例(第三版)》,清华大学出版社。
- 韩田,2018:《金融周期的国际趋同性比较研究》,《经济问题探索》第10期。
- 郝大鹏 王博 李力,2020:《美联储政策变化、国际资本流动与宏观经济波动》,《金融研究》第7期。
- 侯传璐 覃成林,2019:《中国省际贸易网络的特征及影响因素——基于铁路货运流量数据及指数随机图模型的分析》,《财贸经济》第3期。
- 李敬等,2014:《中国区域经济增长的空间关联及其解释——基于网络分析方法》,《经济研究》第11期。

- 李政 梁琪 方意,2019:《中国金融部门间系统性风险溢出的监测预警研究——基于下行和上行  $\Delta\text{CoES}$  指标的实现与优化》,《金融研究》第2期。
- 李政 刘淇 鲁晏辰,2020:《主权债务风险跨国溢出研究——来自频域的新证据》,《金融研究》第9期。
- 刘民权 孙波,2009:《商业地价形成机制、房地产泡沫及其治理》,《金融研究》第10期。
- 马草原 朱玉飞 李廷瑞,2021:《地方政府竞争下的区域产业布局》,《经济研究》第2期。
- 马勇 冯心悦 田拓,2016:《金融周期与经济周期——基于中国的实证研究》,《国际金融研究》第10期。
- 倪鹏飞,2019:《货币政策宽松、供需空间错配与房价持续分化》,《经济研究》第8期。
- 沈丽 张影 张好圆,2019:《我国金融风险的区域差异及分布动态演进》,《改革》第10期。
- 彭振江 杨李娟,2017:《金融周期视角下区域金融风险差异化防控研究》,《金融监管研究》第5期。
- 史永东 丁伟 袁绍锋,2013:《市场互联、风险溢出与金融稳定——基于股票市场与债券市场溢出效应分析的视角》,《金融研究》第3期。
- 王博 陈开璞,2019:《金融周期对自然利率的影响:金融失衡视角》,《经济学动态》第10期。
- 王俏茹 刘金全 刘达禹,2019:《中国省级经济周期的一致波动、区域协同与异质分化》,《中国工业经济》第10期。
- 王贤彬,2014:《土地出让与产业发展》,《经济管理》第1期。
- 徐曼 邓创,2020:《中国金融周期的叠加机理及其与经济周期的交互影响》,《国际金融研究》第5期。
- 徐少君 张少华 王炜婷,2020:《跨国金融压力的溢出效应及渠道识别研究》,《数量经济技术经济研究》第4期。
- 许宪春等,2021:《中国南北平衡发展差距研究——基于“中国平衡发展指数”的综合分析》,《中国工业经济》第2期。
- 杨子晖 周颖刚,2018:《全球系统性金融风险溢出与外部冲击》,《中国社会科学》第12期。
- 杨子晖,2020:《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》,《中国社会科学》第12期。
- 张莉 魏鹤翀 欧德赞,2019:《以地融资、地方债务与杠杆——地方融资平台的土地抵押分析》,《金融研究》第3期。
- 张少军 李善同,2017:《省际贸易对中国经济增长的贡献研究》,《数量经济技术经济研究》第2期。
- 赵艳平 曹君 张梦婷,2021:《全球主要经济体金融周期波动溢出效应研究》,《国际商务(对外经济贸易大学学报)》第1期。
- 郑思齐等,2014:《“以地生财,以财养地”——中国特色城市建设投融资模式研究》,《经济研究》第8期。
- 郑挺国 龚金金 宋涛,2021:《中国城市房价泡沫测度及其时变传染效应研究》,《世界经济》第4期。
- 周彬 周彩,2019:《土地财政、企业杠杆率与债务风险》,《财贸经济》第3期。
- 朱太辉 黄海晶,2018:《中国金融周期:指标、方法和实证》,《金融研究》第12期。
- Agénor, P. R. & L. A. Pereira da Silva (2018), “Financial spillovers, spillbacks, and the scope for international macroprudential policy coordination”, BIS Working Paper, No. 97.
- Agénor, P. R. & L. A. Pereira da Silva (2019), “Global banking, financial spillovers, and macroprudential policy coordination”, BIS Working Paper, No. 764.
- Borio, C. (2014), “The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt?”, *Journal of Banking & Finance* 45(2):182–198.
- Borio, C. et al(2019), “Predicting recessions: Financial cycle versus term spread”, BIS Working Paper, No. 818.
- Claessens, S. et al(2012), “How do business and financial cycles interact?”, *Journal of International Economics* 87(1):178–190.
- Demirer, M. et al(2018), “Estimating global bank network connectedness”, *Journal of Applied Econometrics* 33(1):1–15.
- Diebold, F. X. & K. Yilmaz(2014), “On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms”, *Journal of Econometrics* 182(1):119–134.
- Drehmann, M. et al(2012), “Characterising the financial cycle: Don’t lose sight of the medium term!”, BIS Working Paper, No. 380.
- Filardo, A. J. et al(2019), “The reaction function channel of monetary policy and the financial cycle”, BIS Working Paper, No. 816.
- Ganelli, G. & N. Rankin(2020), “Fiscal deficits as a source of boom and bust under a common currency”, *Journal of International Money and Finance* 104:102149.
- Heathcote, J. & F. Perri(2004), “Financial globalization and real regionalization”, *Journal of Economic Theory* 119(1):207–243.

- Imbs, J. (2004), "Trade, finance, specialization, and synchronization", *Review of Economics and Statistics* 86(3):723—734.
- Kiyotaki, N. & J. Moore (1997), "Credit cycles", *Journal of Political Economy* 105(2): 211—248.
- Kraskov, A. et al(2004), "Estimating mutual information", *Physical Review E* 69(6):066138.
- Liu, Z. et al(2013), "Land-price dynamics and macroeconomic fluctuations", *Econometrica* 81(3): 1147—1184.
- Miranda-Agrippino, S. & H. Rey(2020), "US Monetary policy and the global financial cycle", *Review of Economic Studies* 87(6):2754—2776.
- Nicholson, W. B. et al(2017), "VARX-L: Structured regularization for large vector autoregressions with exogenous variables", *International Journal of Forecasting* 33(3):627—651.
- Scheubel, B. et al(2019), "Taming the global financial cycle: What role for the global financial safety net?", *Journal of International Money and Finance* 94:160—182.
- Shu, C. et al (2015), "The influence of Chinese and US financial markets on Asia-Pacific", BIS Working Paper, No. 82.
- Takáts, E. & J. Temesvary(2019), "How does the interaction of macroprudential and monetary policies affect cross-border bank lending?", BIS Working Paper, No. 782.
- Tibshirani, R. (1996), "Regression shrinkage and selection via the LASSO", *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)* 58(1):267—288.
- Yu, J. et al(2021), "Economic policy uncertainty (EPU) and firm carbon emissions: Evidence using a China provincial EPU index", *Energy Economics* 94:105071.

## Time-varying Characteristics of Regional Financial Cycles and Regional Spillover Linkages in China

—Based on LASSO-VAR Model

CAO Tingqiu ZHANG Cuiyan  
(Shandong University, Jinan, China)

**Abstract:** This paper expands the study of the financial cycle to regions within a country, and demonstrates the existence of regional financial cycles from the perspectives of theory, institutional background and stylized facts. The research finds: (1) The fluctuations of regional financial cycles in China are asynchronous, and the performance of financially developed areas in recession is even worse. Land finance is the key institutional background to strengthen the procyclicality of regional financial cycles; (2) Spillover of the volatility of China's regional financial cycles has staging characteristics, with different regions playing different roles in financial cycle volatility spillover in different periods and spillover may change its direction in the occurrence of extreme risk events; (3) From the perspective of driving factors, gaps among provinces in fiscal deficit pressure, similarities in industrial structure, and differences in digital financial development, and population mobility are the main factors of spillover of regional financial cycle fluctuations. The implementation of macro-prudential policies should pay attention to the network correlation of regional financial cycles. Only by "prescribing the right medicine" according to time and place can cross-regional risk contagion be blocked and regional financial risks be prevented and resolved effectively.

**Keywords:** Regional Financial Cycle; Spillover Effect; LASSO-VAR-DY; QAP; Financial Risk

(责任编辑:刘洪愧)

(校对:陈建青)