

# 金融周期及金融波动对中国经济增长的影响研究

喻旭兰 李红艳

(湖南大学金融与统计学院 湖南省长沙市 410079)

**摘要：**随着中国金融自由化的深入、经济地位的提高，掌握金融周期不同阶段的金融波动特征可以帮助政府更好地制定调控宏观经济的有效财政政策和货币政策，以便防范金融风险、削弱金融危机的影响。本文在国内外研究的基础上，结合空间杜宾模型研究了金融周期及金融波动对我国经济增长的时空影响，实证结果表明：从全国的面板数据来看，（1）我国的金融周期与经济增长是同方向变化的，当金融周期处于扩张阶段时，经济增速会明显上升；当金融周期处于收缩阶段时，经济增速表现为放缓。（2）金融波动的增加会显著削弱我国的经济增长，并伴随着更低的经济增长率。（3）省份之间存在显著的正向空间溢出效应，考虑地理权重矩阵的模型更明显，邻近省份经济增长每增加一个百分点，本地区的经济也会随之增加 0.9 个百分点。

**关键词：**金融周期；金融波动；经济增长；空间杜宾模型

## 一、引言与文献综述

随着国际贸易、国际金融市场的繁荣和发展，来源于金融市场的动荡已成为诱发全球经济波动和影响各国经济发展、特别是影响发展中国家经济发展的重要原因。从国际市场看，随着 2008-2009 年次贷危机，2010-2012 年欧洲主权债务危机和 2014-2016 年的全球商品价格调整的一系列冲击之下，国际经济格局的调整和恢复始终面临着较为艰难的局面，全球主要经济体的经济增长乏力，加之金融等不确定因素增加，世界经济持续疲软。从中国内部看，受 1998 年东南亚金融危机的影响，国家高度重视金融体系的安全与稳健发展。2008 年爆发世界性的金融危机，中国经济与各国经济一样，基本上都处在放缓状态。虽然国家 4 万亿元刺激性投资起了一定作用，但负面影响也很大。2015 年 8 月 24 日，沪指创 8 年来最大跌幅，同时当日全球股票市场亦遭遇了暴跌。同年金融业对 GDP 增长的贡献明显下降，股灾对经济的负反馈效应明显。可见，来自于金融市场的因素越来越成为影响世界经济的重要因素，金融体系本身的负效应就可能制约经济的发展。通常来说，金融波动的上升或下降，通过影响资源配置和市场预期对实体经济有重要影响。考察金融周期，研究不同周期中金融波动的特征，衡量风险积累，对维护一国金融稳定、促进实体经济平稳增长具有重要的意义。

金融周期理论溯源，较早的文献可以追溯到费雪（Fisher，1933）在大萧条时期提出的债务——通缩理论。此后很长的一段时间内金融对宏观经济的影响因素被搁置，成为“非主

流”。例如凯恩斯主义在经典的 IS-LM 模型中忽略了金融部门的作用；20 世纪 70 年代“滞胀现象”的出现，以卢卡斯等人为代表的实际经济周期理论倡导货币中性理论，更是从根本上否定了金融周期的存在。直到在 20 世纪 90 年代，伯南克从主流阵营提出对金融作用的新认识，并与其合作者提出了金融加速器理论，才揭开了金融周期理论的序幕。考虑金融因素对经济影响的文献也陆续涌现。从金融周期与宏观经济方面来看，以往文献主要是围绕金融（信贷）周期和经济周期的关系展开的。Boivin et al.（2010）对“金融——实体经济”传导机制理论的起源和发展进行了分析。Claessens and Terrones（2012）通过对 1960-2007 年 44 个国家的相关金融周期和经济周期数据进行研究后发现，经济周期与金融周期的不同阶段之间存在相当强的联系。尽管金融周期并非晚近出现的现象，但是直到 2014 年，Borio 才正式提出金融周期的概念，将其定义为“通过风险认知联结传递的信贷约束与资产价值间交互增强作用的体现。”从金融周期的测度来看，包括两个方面的内容：一是金融周期指标的选取，二是关于金融周期的测度方法。关于金融周期的测度指标选取方面，指标的选择一端是专注于信贷指标或辅之以资产价格，如信贷、信贷/GDP、股价、房地产价格、总资产价格等。Claessens et al.（2011）基于信贷、房地产价格和股票价格三个金融周期序列的高峰和低谷，采用 NBER 的转折点分析方法来判定金融周期。另一端是结合各种价格和数量型金融变量来度量，包括利率、波动性、违约率等。主要是通过构建综合性的金融状况指数（FCI）来衡量，但由于构建指标的不同，结果往往会有差异，导致测度结果不一致。而金融周期的测度方法，与经济周期测度方法具有很强的相似性，比较常用的主要有两种：转折点分析、滤波分析法。转折点分析最早是由 Burns and Mitchell（1946）提出来的一种分析总体经济活动水平周期模式的算法，经过 Bry and Boschan（1971）、Harding and Pagan（2002）的完善，通常是基于月度、季度数据，用于寻找序列的波峰和波谷，并分析在波峰和波谷间的波动特征。基于频率的滤波分析包括 HP 滤波分析和 BP 滤波分析，基本原理是通过分离出时间序列数据的周期成份来研究周期移动的行为。而本文主要采用 HP 滤波法来分析我国的金融周期。

关于金融周期与宏观经济方面，国内学者也有相关研究。郜旭芳（2011）总结了储蓄率在金融周期和经济增长中的影响地位，概括了三者的关系，同时表明金融政策稳健性特征为中国经济增长创造了良好的政策环境。田依民（2015）利用 1978-2011 年的省际面板数据，通过建立两个面板门限回归模型分析了以产出缺口代表的经济周期波动对潜在产出增长率和未来三年实际产出平均增长率的影响情况。结果表明产出缺口对两者都产生了显著的负向

的影响，同时存在着显著的非线性的门限效应。陈雨露、马勇、阮卓阳（2016）通过对全球 68 个主要经济体 1981-2012 年的面板数据进行实证分析，系统考察了金融周期和金融波动对经济增长与金融稳定的影响。实证结果表明，在金融高涨期和衰退期，经济增长率较低，同时容易爆发金融危机；相比之下，金融正常期的经济增长率更高，同时金融体系的稳定性也更强。

大部分关于金融周期与宏观经济的文献主要是研究金融周期尤其是信贷周期与经济周期的关系，很少考虑金融波动的影响，仅陈雨露的文章中首次综合考虑金融周期及金融波动两方面的因素，通过分析 68 个经济体的动态面板数据，研究其对经济增长和金融稳定的关系。但是就现有文献而言，缺乏对单个经济体的特别分析，不够细致。对于中国这样一个经济大国来说，随着国际化程度、金融开放程度的提高以及国内金融市场改革的推进，在日益自由的金融环境下，金融因素对实体经济的影响愈发明显，宏观经济受金融冲击金融波动的影响势必更大，因此非常有必要研究金融周期及金融波动对中国经济增长的影响。

## 二、主要解释变量的选择与测度方法

### （一）金融周期的测度

H-P 滤波首先运用于经济周期，主要思想就是把经济周期当作为宏观经济对某一变化反应较为迟缓的波动路径，且该路径呈现单调性增长的趋势。由于 H-P 滤波改变了经济周期的频率，在一定程度上弱化了经济周期的波动特征。

在以往文献中，一般使用信贷、房价、股价、总体价格指数等金融变量来表征金融周期的性质，有鉴于此，本文参考国外金融周期的定义，结合中国的金融市场环境和数据的可得性，选取时间跨度长的私人部门信贷作为金融周期指标，使用 HP 滤波法来分离出中国的金融周期值。因此，本文主要选用 1983-2015 年中国的私人部门信贷作为计算金融周期的基础变量。同时基于省域数据的可得性，本文采用年末各项贷款余额作为私人部门信贷的表征变量，包括住户贷款、非金融企业及机关团体贷款以及非银行业金融机构贷款。通过对年末各项贷款余额取对数后，然后用 H-P 滤波法得到的周期波动项作为金融周期的代理变量，分离出周期成分测算对经济增长的影响。结果如下表：

表 1： H-P 滤波法得出的金融周期值

year	cycle	year	cycle	year	cycle
1983	-0.14778	1994	0.048714	2005	-0.07253
1984	-0.09587	1995	0.066316	2006	-0.07041
1985	-0.10907	1996	0.073786	2007	-0.06924
1986	-0.05322	1997	0.106437	2008	-0.07337
1987	-0.10995	1998	0.092179	2009	0.046957
1988	-0.19773	1999	0.023907	2010	0.07225
1989	0.146193	2000	-0.05886	2011	0.050428
1990	0.109895	2001	-0.07353	2012	0.034767
1991	0.059405	2002	-0.053	2013	0.012869
1992	0.039108	2003	0.002564	2014	-0.01306
1993	0.043259	2004	-0.02083	2015	-0.02624

## (二) 金融波动的测度

在标准的金融学文献中,金融波动(financial volatility)主要用于衡量某个金融变量时间序列在样本区间的波动程度,一般用相应金融变量5年移动标准差表示。这种测度方法的好处是,不仅可以显示金融变量在某个时段内的波动程度大小,还能显示出其在时间趋势上的变化情况,因而得到广泛应用。如前文所述,由于本文主要使用年末各项贷款余额取对数后的HP滤波值作为一国金融周期的基本指标序列,因此,我们通过计算各省在1979-2015年的5年移动标准差,得到相应的金融波动测度。由于样本起始时间点为1979年,第一个5年移动标准差将从1983年开始,因此,我们最终可以获得全部样本地区在1983-2015年的金融波动数据。

表2 : 中国1983-2015年的金融波动值

year	vol	year	vol	year	vol
1983	0.116335	1994	0.02887	2005	0.033433
1984	0.103685	1995	0.011304	2006	0.032753
1985	0.071074	1996	0.015066	2007	0.034756
1986	0.038556	1997	0.024987	2008	0.02267
1987	0.033982	1998	0.022474	2009	0.05295
1988	0.052611	1999	0.031385	2010	0.072109
1989	0.128765	2000	0.067136	2011	0.070708
1990	0.146007	2001	0.083132	2012	0.057282
1991	0.148453	2002	0.070335	2013	0.0218
1992	0.134801	2003	0.042448	2014	0.033024
1993	0.046692	2004	0.030926	2015	0.031961

### （三）中国的金融周期及金融波动情况

在进行正式的模型分析之前,我们先对中国的金融周期及金融波动情况进行一个大体的了解。我们都知道经济在不同的发展阶段有不同的特征,这些特征也许会重复出现,将其称之为周期性。金融也是如此,具有一定的周期。具体到中国,本文用 HP 滤波方法对中国 1983-2015 年年末各项贷款余额取对数后的周期波动成分和长期趋势成分进行分离,如图 1 所示,可以初步得出中国金融周期的一些特征。第一,金融周期的长度为 5-8 年,为中周期(朱格拉周期 7-8 年)。1989 至 2016 经历了三个完整的周期,分别是 1990 年-1997 年,1998 年-2003 年,2004 年-2010 年。第二,金融周期具有非对称性,表现为快升慢降型。金融扩张期的平均振幅高于收缩期的平均振幅。金融周期的深度扩张性说明我国金融业近期处于较高增长率的时期,如 1988 年-1990 年、1995-1997 年等都是典型的深度扩张期。第三,1989 年以前,我国的金融周期都是波动下降的,极其不规律,1989 年以后急剧上升,这可能与当时的金融政策有关,社会层面金融系统实施改革,银行、证券等开始兴起。

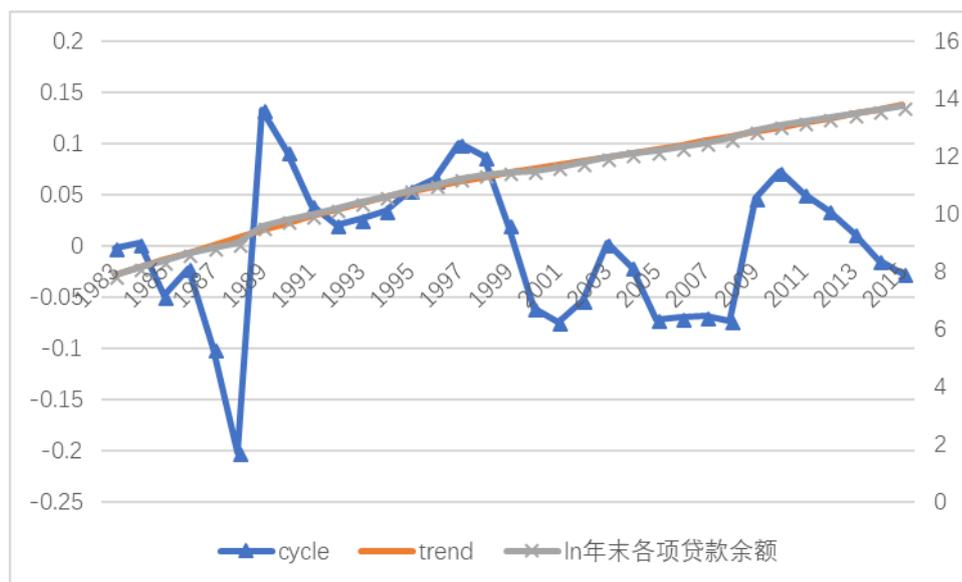


图 1：年末各项贷款余额取对数后的趋势与周期

更进一步的,我们对中国的金融波动情况进行一个大体的了解,在图 2 中给出了样本总体和一些代表性地区的金融波动情况。

结合图 2 和图 3 我们可以看出,东部、中部、西部、东北部地区的平均值序列图在 2007 年以前总体波动相对比较稳定,且处于低值阶段,2007 年以后波动程度显著上升,并于 2011 年达到峰值,之后又出现了急剧下降后又上升的态势,从波动程度来看,波幅从小到大依次是东北部、西部、东部、中部。从典型地区来看,天津地区的金融波动总体上呈现出震荡向

上的趋势，金融波动值是三个地区中最高的；上海地区的金融波动程度自 1983 年以来基本处于波动下降状态，目前为三个地区的较高者；与上海不同，北京地区在 1983-2000 年金融波动值一直趋于下降，2000 年以后呈现出先上升后下降的“驼峰状”态势，且金融波动值为三个地区的最低者。

上述描述提供了以下几个方面的有用信息：一是不同地区之间的金融波动在样本期间内存在明显差异性，这意味着用于实证分析的样本数据天然具有很好的变化性，有助于增加实证分析的可靠性；二是就典型地区而言，大部分样本地区（特别是遭受 1998 年亚洲金融危机、2008 年国际金融危机冲击后）的金融波动在金融危机前后都有明显的变化，如东、中、西、东北部在 2008 年后都出现了金融波动的小高峰，受冲击比较明显，这就暗示了金融波动和宏观经济和金融稳定可能存在密切关联。因此，基于上述样本地区的金融波动表现，同时结合相应的经济金融背景，大体可以判断，中国的金融波动应该与经济增长和金融稳定存在密切关联。对此，我们将在下文的实证分析中进行更为正式的讨论。

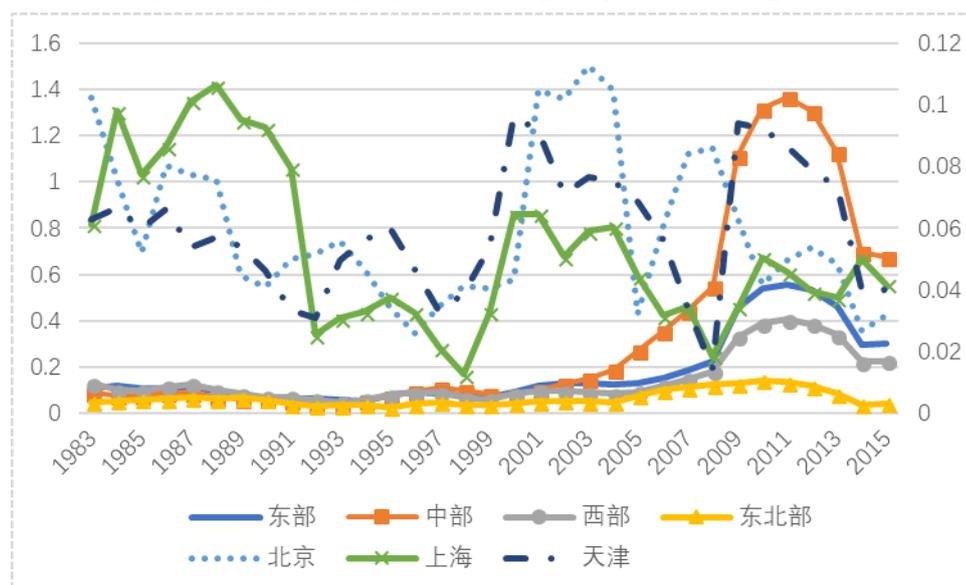


图 2 : 1983-2015 年中国的金融波动情况

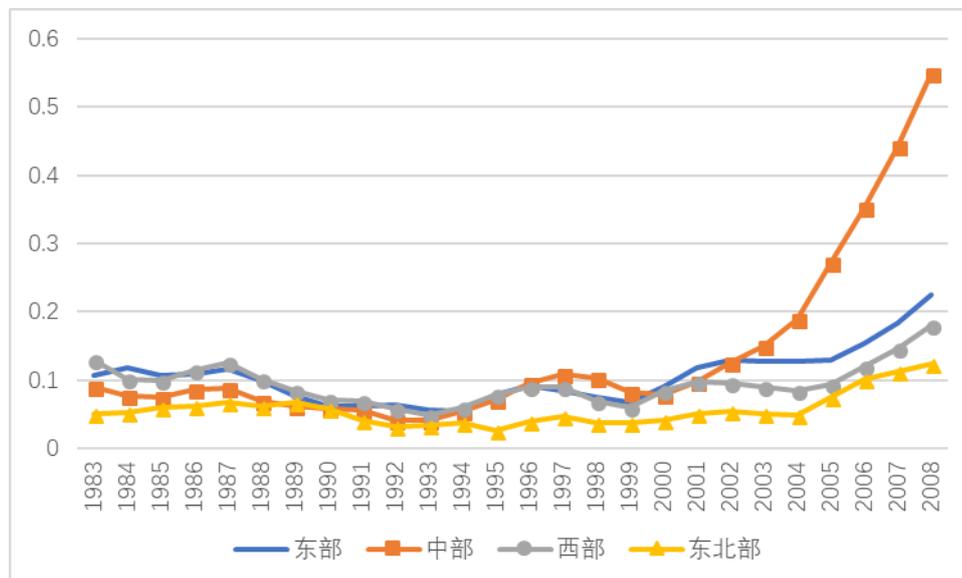


图3：2008年以前中国的金融波动情况

#### (四) 其他控制变量的选择

上一部分已经对影响经济增长的核心解释变量进行了描述,但是现实中影响经济增长的因素除了来自金融周期及金融波动的因素外,影响因素是多方面的,为了让实证结果更具针对性,需要选取一些控制变量。本文在控制变量的选择上,主要对两个层面的影响因素进行控制:一是经济层面,具体包括贸易条件、资本形成率和工业化程度;二是社会层面,具体包括人口增长率和城镇化率。本文各变量的符号和含义如表3所示。表4给出了各变量的基本统计描述。

表3：各变量的符号和经济含义

类型	符号	变量	具体说明
被解释变量	lnGDP	经济增长率	以 lnGDP 表示,用于衡量国家经济发展速度,该指标越大,表示某国的经济增长越快
核心解释变量	金融周期	Cycle	金融周期
	金融波动	Vol	金融波动
控制变量	经济层面	Trade	贸易条件

			口总额的比值表示。该值越大，表明贸易条件越好
	Capital	资本形成率	以资本形成总额占 GDP 比值表示，用于衡量宏观资本结构，反映货币资源的分配
	Ind	工业化程度	用第二产业与 GDP 之比表示，该数值越大，表示工业化程度越高
社会层面	Popul	人口增长率	从 t-1 至 t 年的人口增长率，用于衡量社会人口状况
	Urban	城镇化率	为城镇人口与总人口的百分比，用于衡量城镇化水平

考虑到各省市数据的可得性以及完整性，本文仅以 1983-2015 年全国 31 个省、自治区、直辖市的有关数据为有效样本进行实证分析，台湾、香港和澳门特别行政区未包括在内，同时为了能够进行模型计算，剔除了数据不全的重庆市（由于重庆市从 1997 年才从四川省分离出来），最终有效样本数为 990 个。所有的数据均来自于万德数据库、国泰安数据库和各省市历年统计年鉴、《新中国 60 年统计资料汇编》。

表 4：各变量样本数据的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
lnGDP	3.259641	0.7603854	1.012415	4.862206	990
Cycle	0.8497468	0.4268111	-0.0594982	2.145119	990
Vol	0.0813148	0.0914286	1.06e-06	0.745606	990
Trade	2.473801	3.883739	.0317241	64.91491	990
Capital	0.4887954	0.1523393	0.204258	1.395954	990
Ind	0.4421388	0.0945416	0.119012	0.725733	990
Popul	0.0112478	0.0197213	-0.2624672	0.3806779	990
Urban	0.3880794	0.1828087	0.076044	0.89600	990

### 三、金融周期及金融波动对经济增长的空间计量分析

#### （一）空间相关性与 Moran's I 指数

在运用空间计量模型进行分析时，我们首先需对被解释进行全局空间相关性分析，以验证经济增长的空间相关性是否存在，本文采用运用最多的全局性 Moran's I 检验，表达式如下：

$$I = \frac{n * \sum_i^n \sum_j^n w_{ij} * (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{(\sum_i^n \sum_j^n w_{ij}) * \sum_i^n (y_i - \bar{y})^2}$$

其中 I 即为 Moran's I 指数, n 为观测样本数 (本文为 30),  $y_i$  以及  $y_j$  分别为第 i 和第 j 个区域内的属性值,  $\bar{y}$  为所有区域属性值的平均值,  $w_{ij}$  为区域单元之间的空间权重矩阵, 用以衡量区域之间的相互邻近关系。

Moran's I 指数取值一般在 -1 和 1 之间, Moran's I 指数值大于 0 则表明变量存在正的空间相关关系, 当 Moran's I 指数值小于 0 则表明变量存在负的空间相关关系, 且绝对值越接近 1, 表明空间相关性越强, 当 Moran's I 指数值等于 0 则表明变量不存在空间相关关系。

表 5 是利用 MATLAB 软件计算出来的 1983-2015 年间我国各省市的 GDP 增长率的 Moran's I 指数值, 均为正数, 其对应的正态统计量 z 值均通过了 1% 显著性水平下的临界值 1.96, 这表明我国 30 个省市的经济增长状况并不是完全随机分布的, 而是显现一定的空间相关性。由表 5 可知, Moran's I 指数值在 [0.2212, 0.2986] 的区间内变化, 期间虽然出现略有下降的年份, 但是差异并不是很大, 这说明我国各省份 GDP 在这 34 年中分布的情况并未发生很明显的改变, 且存在着空间上的正向相关关系, 在空间上有一定的依赖性。因此, 我们可以确定相邻空间位置省份之间的经济发展是相互作用、相互影响的。

表 5 : 历年中国经济增长情况的 Moran's I 统计量

年份	Moran 值	P 值	年份	Moran 值	P 值
1983	0.2456	2.5712	2000	0.2709	2.8014
1984	0.2612	2.7036	2001	0.2757	2.8384
1985	0.2654	2.7346	2002	0.2804	2.8767
1986	0.2613	2.7115	2003	0.2813	2.8855
1987	0.2631	2.7362	2004	0.2843	2.9130
1988	0.2612	2.7314	2005	0.2816	2.8885
1989	0.2607	2.7329	2006	0.2748	2.8268
1990	0.2391	2.5235	2007	0.2753	2.8339
1991	0.2212	2.3603	2008	0.2749	2.8363
1992	0.2404	2.5488	2009	0.2846	2.9275
1993	0.2567	2.7056	2010	0.2830	2.9241
1994	0.2617	2.7496	2011	0.2809	2.9131
1995	0.2734	2.8506	2012	0.2749	2.8608
1996	0.2702	2.8206	2013	0.2725	2.8365
1997	0.2687	2.7967	2014	0.2723	2.8318
1998	0.2691	2.7917	2015	0.2844	2.9323
1999	0.2746	2.8358	2016	0.2986	3.0553

## （二）空间计量模型选择

经过上述分析，发现变量之间是存在一定的空间相关性的，为了进一步确定这种相关关系，需要进行量化处理，进行初步的模型识别。而在空间中，关于横截面数据的线性空间依赖模型主要有三种：SAR、SEM、SDM。Anselin at al. (1996) 提出的基于稳健拉格朗日乘子检验 (LM 检验) 的空间滞后或空间误差模型的检验程序为空间面板模型的选择提供了一个可靠的依据，这种选择方法为：通过判断 LM-LAG、LM-ERR 统计量的显著性以及数值的大小来确定孰优孰劣，如果 LM-LAG 比 LM-ERR 统计量更显著，或者 LM-LAG 比 LM-ERR 统计量数值更大，那么更适合的模型是空间滞后模型，反之采用空间误差模型为最优。LM 检验的结果如下：

表 6：空间计量模型选取的 LM 检验结果

	无效应	空间固定效应	时间固定效应	时空固定效应
LM-LAG	722.710***	883.868***	63.615***	23.930***
LM-ERR	401.302***	300.102***	13.222***	24.897***
Robust LM-LAG	340.073***	598.116***	64.965***	0.066
Robust LM-ERR	18.665***	14.350***	14.573***	1.033

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%置信水平下通过假设检验。

由表 6 可知，绝大多数的 LM-LAG 和 LM-ERR 的检验结果都是显著的，拒绝了回归模型没有空间滞后被解释变量和没有空间自相关误差的原假设，进一步验证了模型中存在空间自相关，而从 LM 统计量的大小来看，无论是何种效应下（除时空固定效应模型不显著外），LM-LAG 统计量均大于 LM-ERR 统计量，说明空间滞后模型优于空间误差模型，更切近研究现实。

更进一步的，Lesage 和 Pace (2008) 建议，在基于（稳健的）LM 检验拒绝了非空间模型而支持空间误差模型或者空间滞后模型时，我们可以考虑使用空间杜宾模型。通过估计空间杜宾模型的参数所得的结果来进行两个假设检验，其一是验证空间杜宾模型能否转化为空间滞后模型，其二是验证空间杜宾模型能否转化为空间误差模型。

从空间杜宾模型的检验结果可以看出，Wald 检验及 LR 检验都通过了 1% 的显著性检验，说明必须拒绝空间杜宾模型能转化为空间滞后模型或空间误差模型的原假设。在此，为了稳

健起见，我们可采用空间杜宾模型。

表 7：空间计量模型选取的 Wald 检验及 LR 检验

空间矩阵	邻接矩阵	地理权重矩阵
空间滞后 Wald	142.092***	57.914***
空间滞后 LR	146.058***	82.134***
空间误差 Wald	120.902***	88.399***
空间误差 LR	162.950***	180.773***

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%置信水平下通过假设检验。

本文使用的空间杜宾模型如下：

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^N \omega_{ij} y_{jt} + \beta_1 x_{it} + \theta_1 \sum_{j=1}^N \omega_{ij} x_{jt} + \beta_2 z_{it} + \theta_2 \sum_{j=1}^N \omega_{ij} z_{jt} + \varepsilon_{it}$$

其中  $y_{it}$  是经济增长水平， $x_{it}$  是主要解释变量，包括金融周期、金融波动； $z_{it}$  是控制变量，包括贸易条件、资本形成率、工业化程度、人口增长率和城镇化水平； $i$  和  $t$  分别表示省份和时间； $j$  代表邻近省份（ $j$  不等于  $i$ ）； $\rho$  是空间自相关系数； $\beta$  和  $\theta$  是待估计参数； $\varepsilon_{it}$  是随机误差项。

对于固定效应和随机效应的选择，通常而言，当样本是随机从总体抽取时选择随机效应，而当样本是总体中一些特定个体时宜采用固定效应，由于研究的样本为 30 个地区，为有限样本，并未满足随机原则，因此，固定效应模型更为合适。

### （三）模型实证结果分析

为了确保分析结果的稳健性，本文分别采用了三种不同权重矩阵来对空间计量模型进行估计，通过比较不同面板效应下的空间杜宾模型，以量化各变量的空间效应，具体实证结果如下：

表 8：基于不同空间权重矩阵的各影响因素估计表

	邻接矩阵	地理权重矩阵	经济权重矩阵
模型类型	SDM	SDM	SDM
变量	(1)	(2)	(3)
cycle	0.037***	0.034***	0.027***
vol	-0.003	-0.10**	-0.012***
trade	-0.0001	-0.0002	-0.0005
capital	0.012	0.015	0.035*
ind	0.534***	0.357***	0.622***
popul	0.073	0.334***	0.099
urban	0.030	0.140***	0.092***
W*cycle	0.028*	0.322***	-0.052***
W*vol	-0.024***	0.006	0.023**
W*trade	-0.002**	0.002	-0.003***
W*capital	0.123***	-0.304***	0.048
W*ind	-0.595***	0.745***	-0.960***
W*popul	-0.145	-1.538***	-0.191
W*urban	0.147***	0.035	0.295***
W*dep.var.	0.932***	0.880***	0.949***
R-squared	0.996	0.995	0.996
corr-squared	0.938	0.975	0.918
sigma <sup>2</sup>	0.002	0.003	0.002
log-likelihood	1388.269	1490.474	1476.387
Hausman_P	0.0000	0.00000	0.00000

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%置信水平下通过假设检验。

我们发现，在基于邻接矩阵、地理权重矩阵、经济权重矩阵的杜宾模型下，各变量的稳健性都得到了很好的解释。由模型（1）、模型（2）、模型（3）可知，大多数解释变量对经济增长都具有正向影响。

核心解释变量金融周期（cycle）的系数均为正值，且通过了 1% 的显著性水平检验，说明了我国的金融周期与经济增长是同方向变化的，当金融周期处于扩张状态时，经济增速会明显上升；当金融周期处于收缩阶段时，经济增速表现为放缓。与此同时，核心解释变量金融波动（vol）除基于邻接矩阵的 SDM 模型外，不论是基于地理权重矩阵还是经济权重矩阵，在 SDM 模型下结果都显著为负，表明金融波动程度的上升会削弱一国的经济增长，对

经济增长产生负面影响。一个外向的金融冲击对经济增长的影响是负向的，会通过金融市场传导到实体经济市场，并对其产生不利影响，扩大了实体经济的波动。

控制变量的影响方面，表 8 的结果还表明：（1）经济层面中资本形成率（capital）的系数为正但是不显著，表明资本投资的增加客观上是会促进经济增长的；工业化程度(ind)的系数为正且显著，表明工业化程度的上升对一国的经济增长具有促进作用；而贸易条件(trade)的系数结果不显著为负。随着贸易条件的改善会促进一国经济的增长，与现实相符。结果不显著的潜在可能是我国经济中劳动密集型产业居多，资金密集型集约型产业缺少，从而导致向邻近地区出口的主要是替代弹性较低的初级产品和劳动密集型产品，附加值较低，这使得贸易条件的改善对经济增长的作用有所减弱。（2）社会层面的人口增长率(popul)系数尽管都为正，但是仅在地理权重的空间杜宾模型下均通过了 1% 的显著性水平，说明地理范围内人力资本的增加会对经济增长产生促进作用。而在邻接矩阵和经济权重矩阵下没有通过显著性检验，可能的原因在于具体到经济维度，我国人口红利正在消失，“老龄化”现象显现，不利于劳动力密集型经济的增长。城镇化水平(urban)在各个模型的条件基本显著为正，与现实中工业化阶段随着城镇化水平的提高，经济增长会伴随城镇化演进而演进的过程是相符的。

再者，因变量经济增长的空间滞后变量系数值(W\*dep.var)为正，约为 0.9，且通过 1% 的显著性水平，表明我国各省份经济活动在空间上存在极强的空间依赖性，具有明显的溢出效应。同时，我国邻近省份经济增长速度的区域影响具有正向效应，即邻近省份经济增长每增加一个百分点，本地区的经济也会随着增加 0.9 个百分点，表明了各省份经济活动在空间地理位置上表现出非常强的溢出效应，这种效应是通过相互作用或是相互影响的途径在其他地区上进行相互传递的。

#### （四）空间效应的进一步解释

表 8 中各解释变量空间交互项的显著性表明变量之间可能存在空间溢出的效应。接下来运用直接效应和间接效应分析来观察各变量对经济增长的影响程度。估计结果如表 9 所示。

表 9：空间杜宾模型的直接效应和间接效应

变量	邻接矩阵		地理权重矩阵		经济权重矩阵	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
cycle	0.082***	0.871***	0.156***	2.798***	-0.0002	-0.511

vol	-0.023	-0.384	-0.011	-0.03	-0.0004	0.214
trade	-0.002	-0.032**	0.0003	0.013	-0.004***	-0.062***
capital	0.112*	1.919***	-0.084**	-2.3***	0.115**	1.491**
ind	0.461***	-1.405	0.723	8.466***	0.255***	-6.918***
popul	0.019***	-1.044	-0.097	-9.864***	0.009	-1.722
urban	0.159***	2.496***	0.194***	1.259	0.473***	7.161***

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%置信水平下通过假设检验。

1.绝大部分影响因素的直接效应显著为正。在基于邻接矩阵和地理权重矩阵的模型中，核心解释变量金融周期的系数为正，并且通过了1%的显著性水平；而基于经济权重矩阵的金融周期系数值为负，但结果不显著。在空间杜宾模型中，直接效应的数值与系数的估计值不同，其包括两个层面的内容，一是解释变量的变化对本身被解释变量的影响，二是因为其存在空间单元内的反馈效应，解释变量的变化传递至邻近地区再通过空间传递机制对本地区的反馈效果。以金融周期为例，其直接效应首先表现为金融周期的扩张促进了本地经济发展，其次表现为经由邻近地区的反馈作用机制，即当地金融周期的扩张阶段通过空间传递机制促进周边地区经济发展水平的提高，周边地区的经济发展水平再通过空间传递机制增强本地的金融周期的扩张效应，从而进一步提高本地的金融发展水平。总体来说，金融周期的扩张期对当地经济发展发挥了积极作用。

2.各影响因素的间接效应不尽相同。在空间杜宾模型中，间接效应表示变量之间是否存在空间溢出效应，反映在本文，即是本地解释变量的发展对周边地区经济发展影响的空间效应。就核心解释变量而言，金融周期的系数值基本显著说明其空间溢出效应明显，而金融波动的系数不显著，说明其空间溢出效应并不明显。就各控制变量而言，在邻接矩阵和经济权重矩阵条件下，除资本形成率、城市化水平的系数显著为正外，贸易条件、工业化程度和人口增长率表现出负向的空间溢出效应。资本形成率、城镇化水平的溢出效应表明增加资本投资、人口向城镇集聚既能促进本地区的经济发展，也能加速周边地区的发展。当地贸易条件、工业化程度和人口增长率分别上升一个单位，邻近地区的经济发展水平分别下降0.062、6.918和1.722，下降幅度远大于对当地经济发展水平的提升幅度。这表明，贸易条件的改善、工业化程度的提升、人口的增长对邻近地区的打击作用比对本地区发展的促进作用更强烈。很有可能是我国的贸易结构仍然以出口初级产品和劳动密集型产品为主、尽管有价格优势，仅是促进了当地的经济发展，但是还未达到促进周边经济发展的门槛值，此时若适时调整贸易结构，本地区和周边地区极有可能是“双赢”的局面。而本地人口的增长很有可能意味着邻近

地区人口的减少，大量的人员流入反映在经济上直接表示为消费能力的上升，从而促进了本地经济的增长，同时也是邻近地区经济水平的下降。

#### 四、结论与建议

本文基于中国大陆 31 个省份（除重庆外）1983-2015 年的面板数据，利用 MATLAB 软件和空间计量模型实证研究发现：在基于全国面板的空间杜宾模型中，大多数解释变量对经济增长都具有正向影响。因此，在应对金融风险、防范金融冲击时，必须注意把控以下几个方面：

1. 在影响经济发展的因素方面，重点关注金融因素。在金融业规模不断扩大的同时，注意对股市、债市、银行业同业拆借市场等的风险掌控，加强金融风险监管，主张金融去杠杆，通过提升金融机构的营运模式、提高金融技术效率水平，对整个金融市场加以整顿，增强省市间金融市场的规范度，通过控制金融风险来平抑金融波动对省市经济增长的影响。

2. 因地制宜对不同省份采取差异化的经济发展策略，对经济发展水平高的省份，应该注意改善贸易条件，提高贸易对经济增长的贡献度，例如东部地区，以北京、上海、深圳等地区的经济圈为例，此前不仅具备政治地缘优势，而且经济基础雄厚，这些地区应该适时把控金融因素对经济发展的影响，善于识别金融周期的不同阶段特征，采取逆周期的金融政策，以平和周期内剧烈金融波动的影响。而对于经济发展水平不高的中西部省市而言，更要防范金融风险，以免其对经济的迅速发展产生负面影响，善于抓住金融扩张期的机遇，提升金融发展水平，平缓金融波动。此外，将人口增长率转化为现实的消费能力，将资本的转移转化为现实的投资能力，共同促进经济发展。

3. 提高资本利用率促进经济发展模式转变。现阶段，我国工业化水平虽然大幅提高，但是仍以劳动密集型产业为主，经济发展模式比较粗犷，工业附加值较低，资金密集型产业缺失。过剩产能已成为制约中国经济转型的一大包袱，严重制约了新经济的发展。这就要求我国需要清理僵尸企业，淘汰落后产能，要促进过剩产能有效化解，促进产业优化重组，降低成本，帮助企业保持竞争优势，防范化解金融风险，加快形成融资功能完备、市场监管有效的股票市场，将发展方向锁定新兴领域、创新领域，创造新的经济增长点，提高资本的利用率。

4. 金融周期对经济增长影响显著，有正有负，我们要善于利用金融周期积极的一面，在

金融收缩期积蓄发展的力量、厚积薄发，在金融风险可控的范围内适时增加社会投资，扩大融资规模，将社会资本投入市场。对于产能过剩企业、僵尸企业等，严格限制信贷支持，力争将信贷资金运用到传统制造业升级、有发展潜力的产业上，为市场前景较好、管理经营较佳、创新能力较强的优质行业，提供充足的信贷资金，助力新兴产业的发展。

5.增强省域间经济与金融的联系。由前文实证可以看出，我国省域间经济发展程度不一，受金融波动的影响各异，这就导致了省域间经济增长存在相互促进或抑制的局面。所以，应充分利用各省域的资源优势，增强省域间经济、金融的联动性，减少制约地区资源流动的因素。具体来看，应在区域一体化框架下，因地制宜因时制宜创造条件发展地方经济，在政府的指导下，各方经济体加强地方贸易往来、发挥联动作用，不断谋求金融发展与经济增长的共赢。

#### 参考文献

- [1]Fisher,I. The Debt-Deflation Theory of Great Depressions [J]. *Econometrica*,October 1933:1,337-57
- [2]Boivin,J., Kiley, M. and Mishkin,F.,2010,“How Has the Monetary Transmission Mechanism Evolved Over Time?”,NBER Working Paper Series
- [3]Claessens,S. ,M. Kose and M. Terrones. How Do Business and Financial Cycles Interact?[J].*Journal of International economics*,2012,87(1):178-190
- [4]Claessens,S. ,M. Kose,and M. Terrones,2011,“Financial Cycles:What? How?When”, IMF Working Paper WP/11 /76
- [5] Burns,AF and Mitchell WC. *Measuring Business Cycles*[R]. National Bureau of Economic Research,New York,1946
- [6]Bry,G. and Boschan C. *Cyclical Analysis of Time Series:Selected Procedure and Computer Programs* [R]. National Bureau of Economic Research,Technical Paper 20,1971
- [7]Harding,D and Pagan A. *Dissecting the Cycle:A Methodological Investigation*[J]. *Journal of Monetary Economics*,2002,49(2):365-381
- [8]郜旭芳. 浅谈金融周期、储蓄率与经济增长[J]. *中国证券期货*,2011,04:41
- [9]田依民. 我国经济周期波动对长期经济增长影响的非对称效应——基于面板门限回归模型的实证分析[J]. *经济问题探索*,2015,(03):25-31
- [10]陈雨露,马勇,阮卓阳. 金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定?[J]. *金融研究*,2016,(02):1-22
- [11]Anselin L.,Bera AK. and Florax R.,Simple diagnostic tests for spatial dependence [J]. *Regional Science & Urban Economics*,1996,26(1):77-104

## The Study on the Impact of Financial Cycle and Financial Fluctuation on China 's Economic Growth

YU Xulan, LI Hongyan, GAN Lin

( College of Finance and Statistics, Hunan University, 410079)

**Abstract:** With the deepening of China's financial liberalization and the improvement of economic status, grasping the characteristics of financial fluctuations at different stages of the financial cycle can help the government better formulate effective fiscal and monetary policies to regulate and control the macro economy so as to prevent financial risks and weaken the influences of financial crisis. Based on the research at home and abroad, this paper combines the spatial lag model to study the temporal and spatial impact of financial cycles and financial fluctuations on China's economic growth. The empirical results show: From the national panel data, (1) China's financial cycle and economic growth change in the same direction. When the financial cycle is expanding, the economic growth rate will increase significantly; when the financial cycle is in the contraction phase, the economic growth rate The performance is slowing down. (2) The increase in financial volatility will significantly weaken China's economic growth, accompanied by a lower economic growth rate. (3) There is a significant positive spatial spillover effect between provinces. Considering the model of geographical weight matrix is more obvious, for each additional percentage point of economic growth in neighboring provinces, the economy of the region will increase by 0.9%.

**Key words:** Financial cycle; Financial fluctuations; Economic growth; Spatial Dubin model

### 作者简介:

喻旭兰 (1973-), 女, 湖南衡山人, 湖南大学金融与统计学院副教授, 硕士生导师。

研究方向: 世界经济、国际区域金融合作

通讯地址: (410079) 湖南省长沙市岳麓区石佳冲 109 号湖南大学北校区金融与统计学院

电话: 13637474799

电子邮箱: yuxulan@hnu.edu.cn

李红艳 (1993-), 女, 湖南邵阳人, 湖南大学金融与统计学院硕士研究生。研究方向: 金融分析与管理。

电子邮箱: 674362987@qq.com