

我国金融周期的测度、特征及其“预警”应用¹

王三川² 范从来³

摘 要 本文以次贷危机前后美国房地产市场与信贷供给间的相互作用为研究起点,分析美国 1995 年至 2022 年间的 GDP 和 CPI 波动特征,发现金融因素的过度繁荣会引发宏观经济的衰退。同理,本文剖析我国同时期的 GDP 和 CPI 波动特征,发现金融因素对守住不发生系统性金融风险的底线和维护宏观经济稳定格外重要。为了能够全面地测度一段时期内的金融状况,本文以金融因素为基础,对我国的金融周期进行测度。研究发现我国金融周期具有以下特点:(1)平均长度为 11~15 个季度,比经济周期更长,波幅更大,但绝对值小于欧美国家;(2)长度和波幅取决于政策阶段,与宏观经济运行联系紧密;(3)波动虽存在一定的不对称性,但并不明显,与欧美国家存在差异。此外,本文发现金融周期对宏观经济运行有很强的“预警”作用,作为门槛变量可“捕捉”到我国亚洲金融危机爆发至新冠疫情后绝大多数宏观经济波动,具有较强的宏观调控应用价值。

关键词 金融周期;测度;特征;宏观经济稳定;预警

0 引言

次贷危机起源于美国房地产市场,在 1995 年至 2001 年间,随着互联网泡沫的破灭,大量资金进入房地产市场,刺激了金融机构降低信贷标准和扩大信用规模,房地产市场与信贷供给间的相互作用明显。当乐观情绪蔓延时,企业与家庭在“买涨不买跌”的心理作用下,对房地产产生旺盛需求。房价在 1997 年至 2007 年间大幅上涨,导致了次贷危机前的“能量积聚”(Greenwood et al., 2022)。而当悲观情绪显现时,市场对房价的预期转为负面,在避险动机的驱动下,信贷供给全方位收缩,直接造成了次贷危机后美国经济的低迷和复苏动力

¹ 作者感谢国家社科基金重大项目“金融业制度型开放助推构建新发展格局的路径研究”(项目号:23&ZD059)的资助。

² 王三川(通信作者),上海电机学院商学院讲师,E-mail:wangsc@sdju.edu.cn。

³ 范从来,南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心主任教授,E-mail:fancl@nju.edu.cn。

不足(Adelino et al., 2017; Rünstler and Vlekke, 2018)。同时,金融工具的发展使得金融机构所持有的资产组合结构越发复杂,“优良”的金融资产也包含“不良”的成分,风险加速累积。当不利冲击显现时,金融机构所持有的资产组合价格“断崖式”下跌,“链条式”的抵押证券违约率攀升,金融机构被动“去杠杆”行为盛行,金融机构间“传染性”明显(Elliott et al., 2014; Glasserman and Young, 2016),个体风险放大为系统性风险,直接诱发了证券市场危机。在房地产市场和证券市场的共同打击下,美国经济受到重创。

如图1所示,使用HP滤波法、BP滤波法和粒子滤波法对美国的GDP和CPI时间序列数据进行滤波,去除趋势项,保留周期项,发现自1995年1季度至2022年4季度间,美国的GDP和CPI波动主要集中于2001年与2007年间和2007年与2011年间^①,而在2001年2季度前和2011年3季度后则相对平稳。具体来说,自2000年3季度以来,美国GDP和CPI出现了两个波峰和两个波谷。随着美国互联网“泡沫”的破灭,2001年至2004年间,宏观经济下行,GDP和CPI周期项下行幅度分别为0.04和0.02^②,由正转负,GDP和CPI低于其潜在值,此时经济收缩且价格紧缩。而随着房地产市场的兴起,2004年至2007年间,宏观经济上行,GDP和CPI周期项上行幅度达到了0.04和0.03,由负转正。次贷危机爆发后,宏观经济遭到重创,GDP和CPI周期项下行幅度更是达到了0.05和0.04,再度由正转负,超过了上一个周期的波动水平。从经济内涵来看,趋势项为宏观经济在一段时间的潜在水平,周期项为实际水平对潜在水平的偏离程度。若周期项大(小)于0,则实际水平大(小)于潜在水平,表明宏观经济处于“热(冷)”状态。无论是互联网“泡沫”破灭,还是次贷危机爆发,其前后都经历了从“热”到“冷”的过程,时间上关联和继起特征明显。互联网行业的过度繁荣对要素的“虹吸”效应明显,挤压了其他企业的发展和生存空间,随着要素边际报酬的递减,行业盈利能力下滑,导致了宏观经济的下行。互联网“泡沫”破灭后,房地产市场的迅速“补位”,在拉升宏观经济的同时,也为次贷危机的爆发播下了“种子”,造成了比互联网“泡沫”破灭更严重的经济衰退。

由美国宏观经济的波动可见,产业结构变革所带来的金融变迁会对宏观经济产生重大影响,在次贷危机后为货币经济学家广泛关注。正如Borio(2014)指出的那样,次贷危机对货币经济学的研究范式产生了重大影响,实体经济的短周期波动已无法准确描述金融深化背景下宏观经济的演变,不仅金融因素的

^① 本文未将新冠疫情期间纳入,是因为新冠疫情为全球公共安全的极端事件,如以全球人均计算,新冠疫情对美国宏观经济所产生的短期波动强度已大大超过了互联网“泡沫”和次贷危机(Jordà et al., 2022)。其冲击机制和作用点也有所不同,还需要进一步研究。

^② 以BP滤波所得数据为基准。

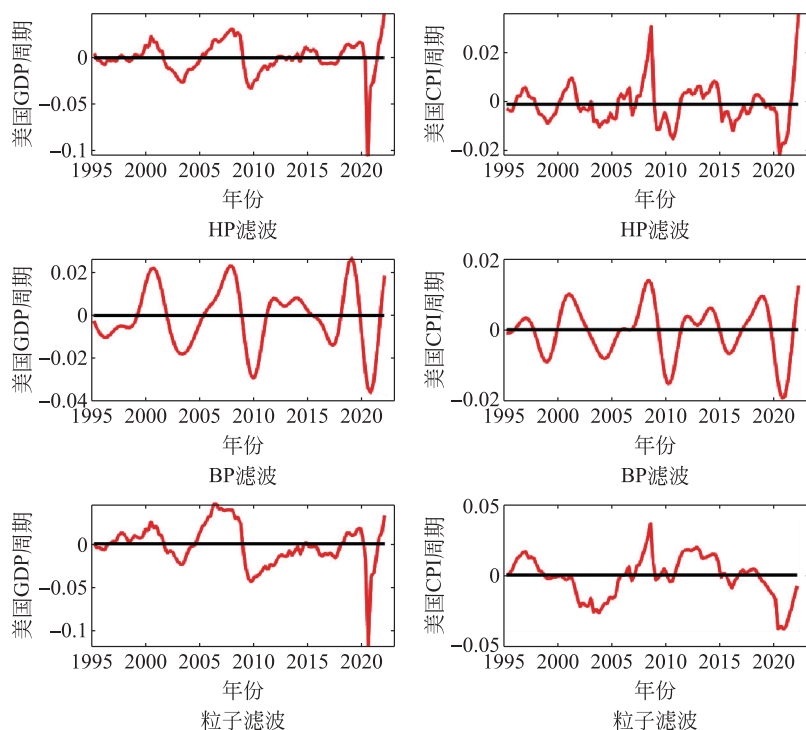


图 1 美国 GDP 与 CPI 周期

注:数据来源于 Wind 数据库,由作者使用 matlab2019a 绘制。

大幅震荡会对实体经济产生巨大的影响,甚至金融因素本身的过度繁荣就可能成为引发经济危机的根源,即所谓“崩溃前的繁荣”。此外,真实经济周期理论(RBC)对次贷危机的解释能力不足以促使学界重新审视金融因素在宏观经济中的作用,认为在经济周期外存在另一个周期,即金融周期,并证实金融因素在经济繁荣和萧条中扮演了重要角色(Hiebert et al., 2018; Gertler and Gilchrist, 2018; Kehoe et al., 2019)。金融周期作为金融活动在各种内外部冲击下形成的与宏观经济波动密切相关的持续性波动和周期性变化(Borio, 2014),不仅反映了金融市场的整体波动态势,而且可能是引致和放大宏观经济波动的重要源泉。现实表明,金融危机具有周期发生的特点,且常独立于经济周期,因此,将金融周期从经济周期中抽离出来,研究其与宏观经济间的内在联系意义重大。那么,金融周期怎样影响宏观经济,传导机制如何,就成了金融周期理论的核心。

在我国,国民收入持续增长(GDP)和物价稳定(CPI)作为宏观调控的重要“靶”目标,与经济稳定和社会福利关系紧密,在“新常态”时期被更广泛关注。如图 2 所示,同样使用 HP 滤波法、BP 滤波法和粒子滤波法对 GDP 和 CPI 时间序列数据进行滤波。可见自 1995 年 1 季度至 2022 年 4 季度间,我国的 GDP 和

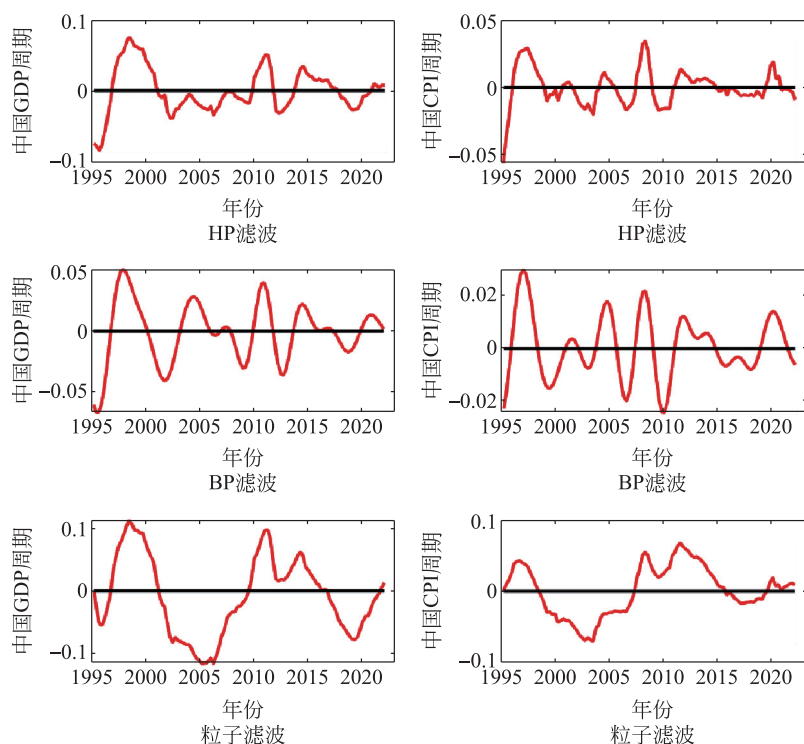


图 2 中国 GDP 与 CPI 周期

注:数据来源于国家统计局网站年度数据、中国宏观经济时间序列数据库^①,由作者使用 matlab2019a 绘制。

CPI 波动主要集中于 2007 年与 2011 年间,而在 2007 年 2 季度前和 2011 年 3 季度后则相对平稳。具体地说,自 2004 年 4 季度以来,我国 GDP 和 CPI 出现了两个波峰和一个波谷,波峰约出现在 2007 年 4 季度和 2011 年 3 季度,波峰值分别达到了 0.05 和 0.03 与 0.02 和 0.01,为样本区间的两个高点。这表明受经济发展和财政与货币政策影响,GDP 和 CPI 的实际水平高于潜在水平,在这两个时点宏观经济处于上行阶段,经济热情高涨。波谷则出现在 2009 年 2 季度,波谷值达到了 -0.03 和 -0.02。这同样表明宏观经济受次贷危机的溢出效应影响明显,GDP 和 CPI 的实际水平低于潜在水平,此时宏观经济处于下行阶段,经济热情消退。就趋势来看,GDP 和 CPI 的波动具有很高的一致性,也与次贷危机后欧美金融混乱的时间点高度一致。

此外,2011 年 3 季度以后宏观经济的相对平稳也格外值得关注。随着美国次贷危机的爆发及其影响的逐渐显现,在“四万亿投资刺激计划”和“供给侧结

^① 由美联储亚特兰大分行发布,其基准数据来源于国家统计局和中国人民银行统计数据,运用插值法经过季节调整得出季度数据。

构改革”的政策作用下,我国宏观经济的波动性正在衰减,“周期性”特征逐渐减弱,平稳性有所增强,我国经济似乎进入了一个“大缓和”时代。然而,次贷危机的爆发证实了金融危机具有“偶发性”和“急促性”,短期金融因素的作用可能会引起“雪崩”。中长期宏观经济的稳定或上行,可能会麻痹政策制定者和监管当局,导致对金融因素“突变”的疏忽和对金融波动的预警不足(Borio et al., 2018)。面对这样的现实,宏观经济学家若不理解金融周期,就不可能理解经济波动及其政策挑战(Borio, 2014)。因此,在次贷危机后,从党的十七大到十九大,党和政府将金融稳定视为宏观经济稳定的必要条件,对精准性政策的需求更加迫切(王三川和范从来,2020)。

基于这样的认识,就需要根据国别实际,从既有研究出发,实现由金融因素到金融周期的学术演进(Borio et al., 2018)。本文的创新点主要有两点:(1)金融因素的选取和金融周期测度可信度。本文与现有文献不同,从多渠道采集样本,对金融周期的测度选择了更多金融因素,较大程度地克服了单因素测度的局限性。在此基础上,使用多种方法和不同滤波参数对基准测度进行稳健性检验,相较于单一方法和固定滤波参数更有说服力。(2)金融周期的政策内涵及其“预警”应用。本文与现有文献指出金融周期与经济周期的分化(Borio, 2014)、说明金融周期的特征(Pontines, 2017)、以金融周期为切入点的货币政策研究(Rungcharoenkitkul et al., 2019)不同,从政策阶段出发,分析中国金融周期的特征及其背后的深层次原因,并探究其对宏观经济的影响。在此基础上,进行“预警”应用分析,即从“阈值”着手,为维护宏观经济稳定提供精准性政策。

本文余下的具体安排是:第1部分对金融因素、数据出处和基本方法进行阐述;第2部分对金融周期进行基准测度;第3部分对基准测度进行稳健性检验;第4部分从波动特征和政策阶段特征对金融周期进行分析;第5部分探索金融周期的“预警”作用;第6部分为总结。

1 变量选择、数据来源与测度方法

1.1 变量选择

从国外相关研究来看,在长期的信贷和房地产繁荣之后,金融周期下行会导致严重的经济混乱,表现为信贷紧缩和资产价格暴跌,但仅考虑信贷和房地产价格因素则可能会过度强调某类因素的作用而遗漏重要变量(Borio et al., 2016; Akerlof, 2019),造成一定的偏误,给宏观调控带来误导,因此需要全面考虑金融因素。现有文献对金融因素的选取主要有资产价格(Adelino et al.,

2017; Pontines, 2017)、利差(Mian and Sufi, 2018; Gertler et al., 2017)、杠杆率(Mian et al., 2017; Giroud and Mueller, 2017; Gertler et al., 2017)、信贷水平(Jorda et al., 2016; Kehoe et al., 2019)和金融机构风险暴露(Glasserman and Young, 2016; Gertler and Gilchrist, 2018)五类,上述金融因素被欧美学界和监管当局长时间观测,门类较细致,数据较完整全面。相较而言,我国市场经济和金融体系的转轨改革时间较短,数据观测和统计还有诸多不足,金融因素的受关注程度较弱,这就需要从多个数据库选取变量,通过数据处理做到数据频率统一。此外,样本区间较短的金融因素并不适合监测较长时间的金融状况,这就需要选取样本区间足够长的金融因素,以弥补样本区间差异所带来的测度偏误。

在这种情况下,就需要根据已有文献和我国实际考虑金融因素,较准确地测度我国各时点的金融状况,分析我国市场经济制度建立以来的金融周期特征。因此本文所选取的金融因素既遵循既有研究的基本路径,也包含与我国宏观经济运行联系紧密的其他金融因素。既有研究对金融周期的测度主要包括资产价格、杠杆率、信贷水平等金融因素。次贷危机后,学界注意到金融机构对金融稳定的重要作用,并认为次贷危机的爆发很大程度与金融机构的冒险行为有关。当前我国金融机构“资金空转”问题显现(崔宇清, 2017),金融业务“脱实向虚”明显,这与我国在高质量发展阶段金融支持实体经济的需求并不匹配,因此对金融机构的业务风险和运营状况进行监测就显得格外重要。基于这样的认识,由我国“新常态”时期的客观要求出发,需引入金融机构风险暴露充实我国金融周期的测度。同时,考虑到我国人民银行在宏观经济中的重要作用,还需要加入货币供应量(M2)。

此外,由于我国与欧美金融发展水平和数据统计口径存在差异,利差的变动频率较低,对金融的短期影响较弱,因此对我国金融周期的测度未加入利差变量。金融机构风险暴露指标常用违约率来表示(Christiano et al., 2014; Elliott et al., 2014; Glasserman and Young, 2016),而这一指标碎片化严重,我国尚没有官方或相关研究机构发布数据,数据获得难度较大,因此本文选取金融机构未偿还贷款总量(短期与中长期)和商业银行不良贷款总量(次级、可疑和不良)。

综上,本文测度金融周期所选取的金融因素包括资产价格指数(土地价格指数、上证指数和固定资产投资价格指数)、杠杆率(实体经济部门杠杆率、家庭部门杠杆率、非金融企业部门杠杆率、政府部门杠杆率和金融部门负债方杠杆率)、信贷水平(信贷缺口和社会融资总量)、货币供应量(M2)、金融机构风险暴露(商业银行的次级和可疑不良贷款余额与不良贷款余额损失)。同理,本文测度经济周期所选取的宏观经济基本面(Christiano et al., 2015)包含了中国宏观调控的主要目标,即国内生产总值(GDP)、消费者价格指数(CPI)、资本形成总额(GCF)、家庭消费支出(HHC)和就业水平(Employment),如表 1 所示。

表 1 金融因素与宏观经济基本面变量的名称、含义及统计特征

变量名	变量含义	样本数	均值	标准差	中位数
金融因素					
Cerci	国房景气指数	113	100.88	3.58	101.27
Security	上证指数	129	2070.51	1090.1	2048.33
FAInvPrice	固定资产投资价格指数	118	1.3524	0.2422	1.3735
Real	实体经济部门杠杆率/%	114	175.05	56.64	153.4
Household	家庭部门杠杆率/%	114	27.06	18.99	19.2
Nonfinance	非金融企业部门杠杆率/%	114	119.29	27.82	106.95
Government	政府部门杠杆率/%	114	28.69	11.06	29.75
Finance	金融部门负债方杠杆率/%	114	36.84	20.33	37.25
Credit	信贷缺口(实际趋势)/%	108	6.87	9.57	7.3
Aggregate	社会融资总量/(十亿元人民币)	81	111136.7	94021.43	78811.98
M2	货币供应量 M2/(十亿元人民币)	128	66856.01	71244.03	32334.13
Subprime	商业银行次级不良贷款余额/(十亿元人民币)	78	5504.99	4114.12	3323.2
Suspicious	商业银行可疑不良贷款余额/(十亿元人民币)	78	6104.20	3420.41	5104.8
Loss	商业银行不良贷款余额损失/(十亿元人民币)	78	2884.22	1912.07	2868.5
宏观经济 基本面					
GDP	国内生产总值/(十亿元人民币)	121	9740.88	8698.96	6276.45
CPI	消费者价格指数/(十亿元人民币)	153	0.70418	0.27843	0.71426
GCF	资本形成总额/(十亿元人民币)	121	4203.69	3827.51	2513.78
HHC	家庭消费支出/(十亿元人民币)	129	3504.98	3288.34	1962.16
Employment	就业水平	121	732.82	33.339	748.52

注：因篇幅有限，略去分位数、极差、峰度和偏度统计值，备索。

1.2 数据来源

考虑到数据可得性和数据频率合理性,本文截取 1995 年 4 季度至 2022 年 4 季度的季度数据。其中宏观经济基本面数据来源于中国宏观经济时间序列数据库,并与国家统计局官网的年度数据进行比对校准。金融因素数据来源于国家资产负债表研究中心官网、Wind 数据库、中国人民银行官网、国际清算银行(BIS)数据库和中国宏观经济时间序列数据库。所有数据均已经过季节调整,剔除缺漏值。

1.3 测度方法

次贷危机后,随着学界和监管机构对金融因素在宏观经济中所起的作用愈加重视,为了发掘金融运行状况的动态及其周期性变动规律,理论经济学家参

照经济周期的研究方法,对金融周期的测度研究也逐渐涌现。本文遵循陈晓莉和张方华(2017)的论断,“刻画金融周期有两种方式:一是以信贷周期来代表金融周期(Aikman et al., 2015);二是综合考查多种金融变量以提取其共同周期作为金融周期(Drehmann et al., 2012)”。第一种方式研究某个或某类金融因素,现已突破信贷周期,将资产价格、杠杆率等因素也纳入分析框架(Rünstler and Vlekke, 2018; Bernanke, 2018),本文将该种方式称为单因素测度法。第二种方式研究多个或多类金融因素,是在第一种方式的基础上,引入因素合成方法,得出金融周期曲线(Borio et al., 2019),本文将该种方式称为多因素测度法。

在既有研究中,无论是单因素测度法还是多因素测度法,都是以金融因素为基础的。两种方法各有利弊,多因素测度法综合多个因素,进行加权合成,相较于单因素测度法,优势在于简洁,只需要一条曲线就可以判定一段时期的金融状况,且所合成的金融周期也更具有外延性。基于这样的认识,本文采用主成分分析法(PCA)作为基准方法合成金融周期,并汇报其结论。同时,为检验所合成金融周期的一致性,分别使用可回溯到 1995 年和 2003 年的金融因素合成金融周期,若趋势一致性较高,则不同样本区间合成金融周期的偏误较低,即认为测度的有效性较好。

此外,由于合成方法的不同和参数选取的差异,为检验所合成金融周期的稳健性,分别采用均值合成法和低方差滤波合成法作为主成分分析的替代方法,将三种合成方法所得结果进行比较。同时,在参照朱太辉和黄海晶(2018)的参数设置基础上,多次实验逼近最优参数值,比较不同参数设置对金融周期测度的影响。若金融周期曲线趋同,则表明不同合成方法和参数设置对测度的影响较小,总体稳健性较好。

2 基于主成分分析法的金融周期基准测度

由图 3 可见,根据所选取的金融因素,运用主成分分析法合成金融周期,发现我国金融周期的周期性波动特征明显,其波动幅度和持续时间在不同时期也差异明显。从直观上看,我国金融周期具有三个特点:(1)金融周期的频率远低于经济周期;(2)金融周期比经济周期持续时间更长,波幅更大;(3)金融周期的长度和波幅取决于政策阶段。这与 Borio(2014)、Pagan and Robinson(2014)和 Hiebert et al.(2018)对欧美的研究所得结论类似。同时,金融危机前(后)世界范围内的金融高涨(紧缩)对我国金融周期的高涨(下行)具有引致效应,这与 Drehmann et al.(2012)对美国的研究发现具有一致性。

Alessandri and Mumtaz(2019)通过转折点分析,指出美国金融周期的下行

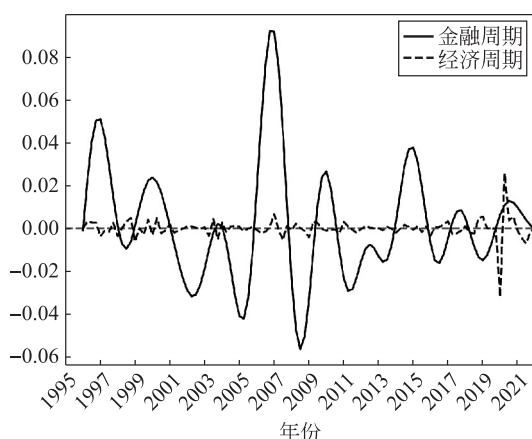


图 3 1995 年 4 季度至 2022 年 4 季度的金融周期与经济周期

注:金融周期由可回溯至 1995 年 4 季度的金融因素合成(Cerci、Security、FAInvPrice、Real、Household、Nonfinance、Government、Finance、Credit、M2),经济周期通过宏观经济基本面合成。样本区间为 1995 年 4 季度到 2022 年 4 季度,共 109 个季度的数据。

时期长于上行时期,不对称性特征明显,并认为金融周期与杠杆周期间可能存在密切联系。然而,我国金融周期的不对称性特征并不明显,这验证了 Pontines (2017)和 Hiebert et al. (2018)“东亚和新兴市场国家的金融周期有其特点,需谨慎应用测度欧美国家金融周期时所使用的滤波参数和金融因素”的观点。此外,亚洲金融危机和次贷危机前的我国也经历了金融周期上行导致风险累积的过程,当外部负面溢出效应显现时,我国政府和金融监管当局为应对不利形势出台的宏观调控政策实践效果较好,金融风险逐步“消解”,有效防范了次贷危机后类似于欧洲经济的“二次探底”现象(Ehrlich and Overman, 2020; Brand and Tripiet, 2021)。2016 年,随着“金融去杠杆”的提出,金融周期下行,“金融去杠杆”前后的金融周期呈“倒 U 型”,这可能与杠杆周期有关,在我国情境下印证了 Alessandri and Mumtaz(2019)的发现。此外,2017 年出现的波峰也值得注意,这可能源于次贷危机后,我国实施“四万亿投资刺激计划”和“供给侧结构性改革”造成的金融加杠杆(Chen et al., 2020; 钟宁桦等, 2021)。

在加入社会融资规模(Aggregate)、商业银行次级不良贷款余额(Subprime)、商业银行可疑不良贷款余额(Suspicious)和商业银行不良贷款损失(Loss)后,金融因素数量得到扩充。在去除缺漏值和统一样本区间后,由图 4 可见,除次贷危机爆发和供给侧结构性改革时期的波幅与图 3 有所差异外(这可能与新加入金融因素的特性有关),其他时点一致性较高。这说明本文金融因素选择较好,所测度的金融周期稳健性较高;也说明一些金融因素在特定时点很重要,需结合宏观经济背景加以分析。

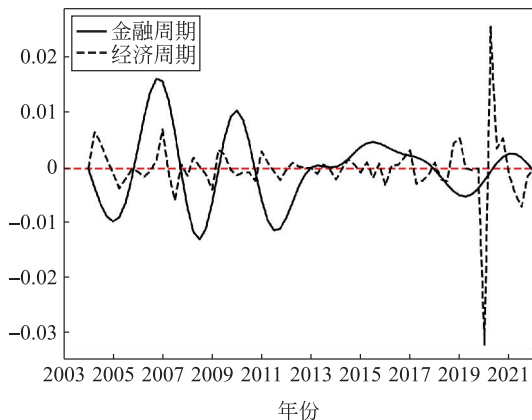


图 4 2003 年 4 季度至 2022 年 4 季度的金融周期与经济周期

注:金融周期由可回溯到 2003 年 4 季度的金融因素(Cerci、Security、FAInvPrice、Real、Household、Nonfinance、Government、Finance、Credit、Aggregate、M2、Subprime、Suspicious、Loss)合成,经济周期通过宏观经济基本面合成。样本区间为 2003 年 4 季度到 2022 年 4 季度,共 77 个季度的数据。

3 基准测度的稳健性检验

为增加基准测度的可靠性,本文使用不同合成方法和滤波参数进行稳健性检验。若所得金融周期一致性较强,则认为本文基本结论受合成方法和参数设置影响较小,稳健性较高。

3.1 不同合成方法

因不同合成方法的理论基础和数据处理方式有差异,所得金融周期的趋势特征可能存在较大的偏差,只用主成分分析法(PCA)所合成的我国金融周期在可信度上存疑。这就需要使用不同的合成方法加以验证,因此本文另外使用均值和低方差滤波合成法合成金融周期。

如图 5 所示,主成分分析法合成的金融周期波幅大于均值和低方差滤波合成法。三种方法所合成的金融周期趋势相似,波峰波谷出现的时点也较一致。这表明本文所选取金融因素的数据质量较高,也表明运用不同方法合成的金融周期稳健性较高,所得结论具有一般性。相较于主成分分析法,其他两种方法所测度的金融周期在一些时点的波动特征并不明显。这说明基准测度能更细致地监测金融波动,因此本文将主成分分析法所得的金融周期作为分析主体。

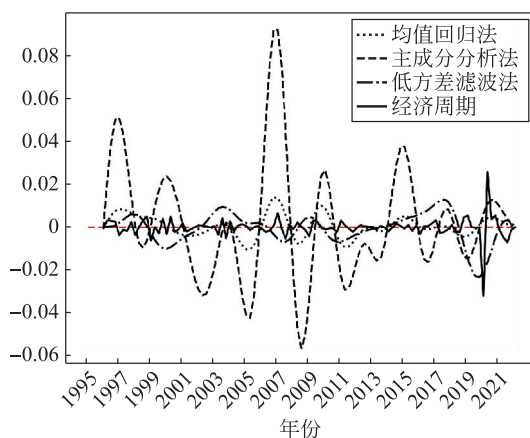


图 5 1995 年 4 季度至 2022 年 4 季度的金融周期与经济周期(不同测度方法)

注:金融周期由可回溯至 1995 年 4 季度的金融因素合成(Cerci、Security、FAInvPrice、Real、Household、Nonfinance、Government、Finance、Credit、M2),经济周期通过宏观经济基本面合成。样本区间为 1995 年 4 季度到 2022 年 4 季度,共 109 个季度的数据。

同理,在加入社会融资规模(Aggregate)、商业银行次级不良贷款余额(Subprime)、商业银行可疑不良贷款余额(Suspicious)和商业银行不良贷款损失(Loss)后,如图 6 所示,三种方法所合成的金融周期特征相似,2016 年前后的“倒 U 型”特征同样明显,所得结论与图 4 一致。

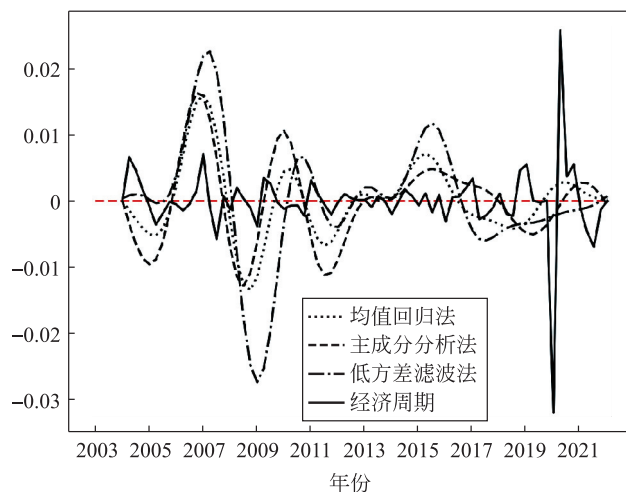


图 6 2003 年 4 季度至 2022 年 4 季度的金融周期与经济周期(不同测度方法)

注:金融周期由可回溯到 2003 年 4 季度的金融因素(Cerci、Security、FAInvPrice、Real、Household、Nonfinance、Government、Finance、Credit、Aggregate、M2、Subprime、Suspicious、Loss)合成,经济周期通过宏观经济基本面合成。样本区间为 2003 年 4 季度到 2022 年 4 季度,共 77 个季度的数据。

3.2 不同滤波参数

金融周期的测度由经济周期衍生而来,对滤波参数的设定已有较多研究。本文根据朱太辉和黄海晶(2018)的设定,将滤波参数区间设定为 5 到 24 个季度。然而,国外经济学家对滤波参数区间的设定通常为 6 到 32 个季度,本文为发掘不同滤波参数区间对结论的影响,采用试验法调整滤波参数区间,进一步验证基准测度的稳健性。如图 7 所示,参照 Borio(2014)和 Borio et al. (2018)的滤波参数区间设定,发现与图 3 和图 4 一致性较高。

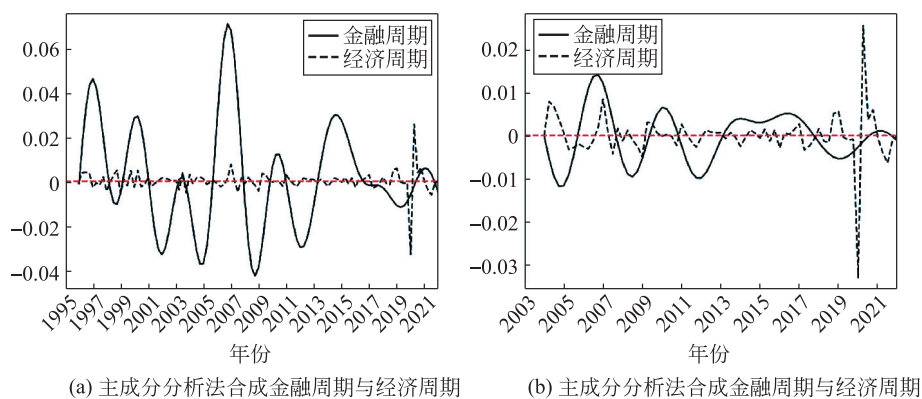


图 7 滤波参数区间为 (6,32) 的金融周期与经济周期

注:(a) 金融周期由样本区间可回溯至 1995 年 4 季度的金融因素合成,(b) 金融周期由样本区间可回溯至 2003 年 4 季度的金融因素合成;经济周期由宏观经济基本面合成。

当滤波参数区间设定为 4 到 20 个季度时,如图 8 所示,稳健性也较强,同样

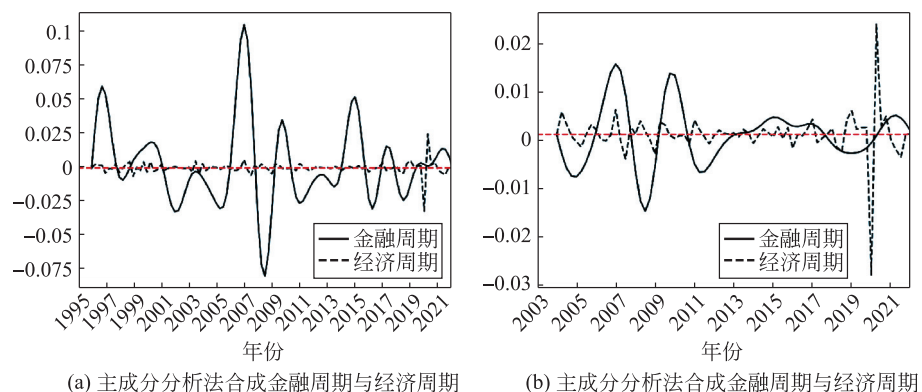


图 8 滤波参数区间为 (4,20) 的金融周期与经济周期

注:(a) 金融周期由样本区间可回溯至 1995 年 4 季度的金融因素合成,(b) 金融周期由样本区间可回溯至 2003 年 4 季度的金融因素合成;经济周期由宏观经济基本面合成。

与图 3 和图 4 一致性极高。

当滤波参数区间设定为 3 到 16 个季度时,如图 9 所示,稳健性仍较强,波动特征清晰,趋势仍与图 3 和图 4 一致性极高。值得关注的是,随着滤波参数区间的缩小,金融周期的细节更加清晰,这对监测短期金融波动可能更有益处。

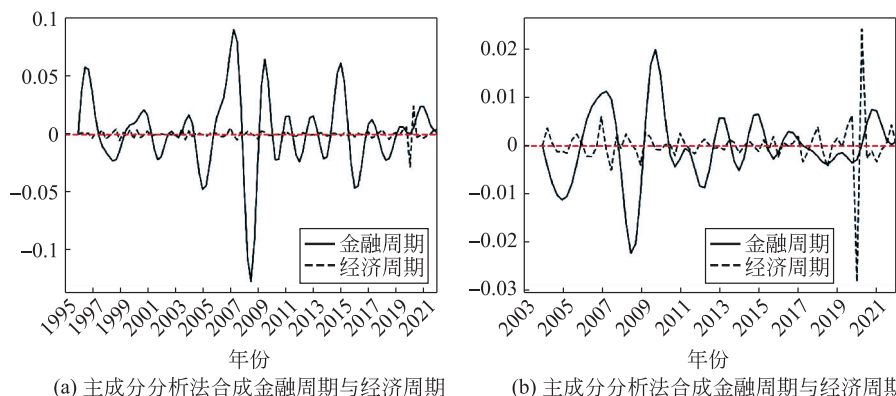


图 9 滤波参数区间为 (3,16) 的金融周期与经济周期

注:(a) 金融周期由样本区间可回溯至 1995 年 4 季度的金融因素合成,(b) 金融周期由样本区间可回溯至 2003 年 4 季度的金融因素合成;经济周期由宏观经济基本面合成。

4 金融周期的特征分析

4.1 波动特征

本文第四部分从宏观上对我国金融周期的趋势进行分析,本部分则关注我国金融周期的特征,找出波峰和波谷的所在时点,度量长度(季度)^①,并计算上行和下行幅度。由表 2 可见,中国金融周期的平均长度为 11 到 15 个季度,远高于经济周期的平均长度,这与 Alessandri and Mumtaz (2019) 的发现类似。具体来说,在亚洲金融危机爆发前的 1995 年 4 季度至 1997 年 1 季度间,金融周期上行幅度为 0.0073。在这个阶段,东亚和东南亚地区金融动力十足,中国金融热情高涨,金融周期的上行幅度已超过同期经济周期的上行幅度,金融风险累积。然而在 1996 年 4 季度金融周期达到波峰后,伴随着亚洲金融危机的爆发,至 1998 年 2 季度,金融周期的下行幅度则达到了 0.0109,实际值降为负值。这表明当风险累积后,衰退期所产生的负面效应大于高涨期的正面效应。这种现象在现有文献中主要从家庭杠杆率 (Brunnermeier and Sannikov, 2014; Gertler and

^① 本文使用由波谷到波谷的长度,遵循转折点分析法的原则 (Harding and Pagan, 2002; Canova and Schlaepfer, 2015)。

Gilchrist, 2018; Mian and Sufi, 2018) 和金融机构杠杆率 (Giroud and Mueller, 2017; Gertler et al., 2017) 加以解释, 相关研究还在深化中。在 1999 年 2 季度至 2004 年 1 季度的金融周期中, 上行幅度仍低于下行幅度。这意味着即便是亚洲金融危机爆发的七年后, 危机对金融热情和投资者预期仍有影响。这可能是由于金融市场的“过度预警”, “一招被蛇咬, 十年怕井绳” 引发的“羊群效应” 特征明显, 即当金融市场出现不利冲击时, 会出现“多米诺骨牌” 式的“避险” 行为 (Glasserman and Young, 2016; Elliott et al., 2014)。

表 2 1995 年 4 季度至 2022 年 4 季度的金融周期的波动特征

	波谷	波峰	波谷	长度	上行幅度	下行幅度	平均长度
	金融周期						
均值回归法	1995Q4	1997Q1	2001Q2	23	0.0079(6)	0.0103(17)	13.1
	2001Q2	2003Q2	2004Q4	14	0.0028(8)	0.0094(6)	
	2004Q4	2006Q3	2008Q2	14	0.0216(7)	0.0186(7)	
	2008Q2	2009Q3	2011Q2	12	0.0153(6)	0.0165(6)	
	2011Q2	2012Q3	2013Q2	8	0.0070(5)	0.0008(3)	
	2013Q2	2014Q4	2016Q1	11	0.0044(6)	0.0042(5)	
	2016Q1	2017Q1	2018Q3	10	0.0015(4)	0.0041(6)	
	2018Q3	2020Q2	2021Q4	13	0.0088(7)	0.0060(6)	
	2021Q4	2022Q4	...	...	0.0098(4)	...	
主成分分析法	1995Q4	1997Q1	1999Q2	15	0.0073(6)	0.0109(9)	15.1
	1999Q2	2001Q2	2004Q1	19	0.0048(8)	0.0083(11)	
	2004Q1	2006Q2	2008Q2	17	0.0130(9)	0.0079(8)	
	2008Q2	2010Q1	2012Q1	15	0.0050(7)	0.0110(8)	
	2012Q1	2013Q3	2015Q1	12	0.0109(6)	0.0092(6)	
	2015Q1	2016Q4	2018Q4	15	0.0161(7)	0.0156(8)	
	2018Q4	2020Q3	2022Q1	13	0.0063(7)	0.0060(6)	
	2022Q1	2022Q4	...	...	0.0038(3)	...	
低方差滤波法	1995Q4	1996Q4	1998Q2	11	0.0619(5)	0.0710(6)	11.8
	1998Q2	1999Q4	2002Q1	15	0.0426(6)	0.0685(9)	
	2002Q1	2003Q3	2005Q1	12	0.0372(6)	0.0525(6)	
	2005Q1	2006Q4	2008Q2	13	0.1600(7)	0.1753(6)	
	2008Q2	2009Q4	2011Q1	11	0.1012(6)	0.0635(5)	
	2011Q1	2012Q2	2013Q1	8	0.0253(5)	0.0101(3)	
	2013Q1	2014Q4	2016Q2	13	0.0587(7)	0.0697(6)	
	2016Q2	2017Q3	2018Q4	10	0.0302(5)	0.0253(5)	
	2018Q4	2020Q2	2022Q1	13	0.0471(6)	0.0408(7)	
	2022Q1	2022Q4	...	...	0.0207(3)	...	

续表						
波谷	波峰	波谷	长度	上行幅度	下行幅度	平均长度
经济周期						
1995Q4	1996Q1	1996Q2	3	0.0038(2)	0.0005(1)	3
1996Q2	1996Q3	1996Q4	2	0.0004(1)	0.0087(1)	
1996Q4	1997Q1	1997Q2	2	0.0041(1)	0.0006(1)	
1997Q2	1997Q3	1997Q4	2	0.0048(1)	0.0084(1)	
1997Q4	1998Q3	1998Q4	4	0.0125(3)	0.0159(1)	
1998Q4	1999Q1	1999Q2	2	0.0079(1)	0.0021(1)	
1999Q2	1999Q3	1999Q4	2	0.0084(1)	0.0097(1)	
1999Q4	2000Q1	2000Q2	2	0.0090(1)	0.0075(1)	
2000Q2	2000Q4	2001Q1	3	0.0054(2)	0.0054(1)	
2001Q1	2001Q4	2002Q3	6	0.0036(3)	0.0011(3)	
2002Q3	2002Q4	2003Q1	2	0.0018(1)	0.0076(1)	
2003Q1	2003Q2	2003Q3	2	0.0108(1)	0.0101(1)	
2003Q3	2003Q4	2004Q1	2	0.0086(1)	0.0053(1)	
2004Q1	2004Q2	2004Q3	2	0.0029(1)	0.0002(1)	
2004Q3	2004Q4	2005Q1	2	0.00005(1)	0.0028(1)	
2005Q1	2005Q3	2006Q1	4	0.0033(2)	0.0042(2)	
2006Q1	2006Q4	2007Q2	5	0.0115(3)	0.0149(2)	
2007Q2	2007Q3	2007Q4	2	0.0077(1)	0.0013(1)	
2007Q4	2008Q1	2008Q4	4	0.0030(1)	0.0091(3)	
2008Q4	2009Q1	2009Q4	4	0.0112(1)	0.0069(3)	
2009Q4	2010Q1	2010Q3	3	0.0002(1)	0.0005(1)	
2010Q3	2010Q4	2011Q3	4	0.0060(1)	0.0072(3)	
2011Q3	2012Q1	2012Q3	4	0.0049(2)	0.0016(2)	
2012Q3	2012Q4	2013Q1	2	0.0004(1)	0.0020(1)	
2013Q1	2013Q2	2013Q4	3	0.0027(1)	0.0038(2)	
2013Q4	2014Q2	2014Q4	4	0.0050(2)	0.0040(2)	
2014Q4	2015Q1	2015Q2	2	0.0032(1)	0.0036(1)	
2015Q2	2015Q3	2015Q4	2	0.0024(1)	0.0037(1)	
2015Q4	2016Q1	2016Q2	2	0.0044(1)	0.0004(1)	
2016Q2	2016Q4	2017Q1	3	0.0032(2)	0.0077(1)	
2017Q1	2017Q4	2018Q1	4	0.0052(3)	0.0042(1)	
2018Q1	2018Q4	2019Q4	7	0.0082(3)	0.0516(4)	
2019Q4	2020Q1	2020Q4	4	0.0822(1)	0.0415(3)	
2020Q4	2021Q1	2021Q2	2	0.0071(1)	0.0090(1)	
2021Q2	2021Q3	2022Q1	3	0.0128(1)	0.0134(2)	
2022Q1	2022Q2	2022Q3	2	0.0135(1)	0.0062(1)	
2022Q3	2022Q4	...	...	0.0005(1)	...	

在次贷危机爆发前的“风险累积时期”和次贷危机爆发后的“风险调整时期”，我国金融周期经历了大起大落，上、下行幅度分别达到 0.013 和 0.0079。仅仅次贷危机爆发的三个季度后，即在 2008 年 2 季度后，我国金融周期再次上行，并一直持续到 2010 年 1 季度。这可能与我国 2008 年 4 季度实施的“四万亿投资刺激计划”有关，表明在面对极端情况时，大规模的财政刺激和信贷宽松可有效地扭转金融周期下行，“托底”效果明显，缓解了次贷危机对我国产生的“疤痕效应”，有效地保证了 2012 年到 2014 年的金融稳定。

2015 年年底，“供给侧结构性改革”和“金融去杠杆”的实施及“金融支持实体经济”号召的提出，标志着国家对产业结构布局的调整和对宏观经济稳定的重视。相关政策的实施在某种程度上克制了始自 2015 年年初的“金融热情”，到 2016 年 4 季度，金融周期达到波峰（上行幅度为 0.0161），此后金融过热的现象得到转变。在 2018 年 4 季度至 2022 年 1 季度间，本期金融周期波幅较上期大幅衰减，这印证了我国进入“新常态”时期后金融发展更加井然有序，也印证了金融周期的长度和波幅取决于政策阶段（Drehmann et al., 2012）。值得注意的是，2020 年 1 季度新冠疫情暴发后，我国金融周期的下行幅度很小，为样本区间内的最低值，并没有出现欧美国家因不确定性而产生的金融“紧缩”。这表明我国“金融去杠杆”政策执行度较高，金融韧性较强，市场信心充足，形成了政府、金融机构和市场主体间的预期正向反馈。

与第三部分和第四部分的做法类似，在加入社会融资规模（Aggregate）、商业银行次级不良贷款余额（Subprime）、商业银行可疑不良贷款余额（Suspicious）和商业银行不良贷款损失（Loss）后，与表 2 类似，金融周期平均长度约 11 到 14 个季度（表 3）。2017 年 1 季度至 2018 年 4 季度的金融周期下行幅度则较表 1 有所增加。这可能是因为“供给侧结构性改革”和“金融去杠杆”对商业银行的“定点爆破”所产生的暂时性负面效果，也可能是 2016 年土地价格的上涨拉升了相关生产和生活成本。

表 3 2003 年 4 季度至 2022 年 4 季度间样本金融周期波动特征

	波谷	波峰	波谷	长度	上行幅度	下行幅度	平均长度
	金融周期						
均值回归法	...	2003Q4	2004Q4	...	...	0.0045(5)	11.3
	2004Q4	2006Q3	2008Q2	14	0.0129(7)	0.0146(7)	
	2008Q2	2009Q3	2011Q1	11	0.0121(5)	0.0122(6)	
	2011Q1	2012Q3	2013Q2	9	0.0068(6)	0.0007(3)	
	2013Q2	2014Q4	2016Q2	12	0.0037(6)	0.0034(6)	
	2016Q2	2017Q1	2018Q3	9	0.0002(3)	0.0037(6)	
	2018Q3	2020Q2	2021Q4	13	0.0072(7)	0.0076(6)	
	2021Q4	2022Q4	...	...	0.0044(4)	...	

续表							
	波谷	波峰	波谷	长度	上行幅度	下行幅度	平均长度
金融周期							
主成分分析法	...	2003Q4	2004Q4	...	...	0.0111(5)	13.8
	2004Q4	2006Q3	2008Q2	14	0.0724(7)	0.0856(7)	
	2008Q2	2009Q4	2011Q2	12	0.0271(6)	0.0186(6)	
	2011Q2	2014Q3	2015Q4	18	0.0191(13)	0.0089(5)	
	2015Q4	2017Q1	2018Q4	12	0.0065(5)	0.0178(7)	
	2018Q4	2020Q3	2022Q1	13	0.0151(7)	0.0135(6)	
	2022Q1	2022Q4	...	...	0.0084(3)	...	
低方差滤波法	...	2003Q4	2004Q4	...	...	0.0213(5)	11.5
	2004Q4	2006Q3	2008Q2	14	0.0724(7)	0.0856(7)	
	2008Q2	2009Q4	2011Q1	11	0.0534(6)	0.0385(5)	
	2011Q1	2012Q3	2013Q2	9	0.0179(6)	0.0043(3)	
	2013Q2	2014Q4	2016Q2	12	0.0294(6)	0.0304(6)	
	2016Q2	2017Q3	2018Q4	10	0.0095(5)	0.0139(4)	
	2018Q4	2020Q2	2022Q1	13	0.0253(6)	0.0229(7)	
2022Q1	2022Q4	...	...	0.0126(3)	...		
经济周期							
	2003Q4	2004Q1	2005Q1	6	0.0066(2)	0.0106(4)	3.1
	2005Q1	2005Q3	2006Q1	4	0.0046(2)	0.0026(2)	
	2006Q1	2006Q4	2007Q2	5	0.0111(3)	0.0157(2)	
	2007Q2	2007Q3	2007Q4	2	0.0075(1)	0.0012(1)	
	2007Q4	2008Q1	2008Q4	4	0.0032(1)	0.0086(3)	
	2008Q4	2009Q1	2009Q4	4	0.0112(1)	0.0073(3)	
	2009Q4	2010Q1	2010Q3	3	0.0001(1)	0.0004(2)	
	2010Q3	2010Q4	2011Q3	4	0.0060(1)	0.0071(3)	
	2011Q3	2012Q1	2012Q3	4	0.0048(2)	0.0017(2)	
	2012Q3	2012Q4	2013Q1	2	0.0004(1)	0.0020(1)	
	2013Q1	2013Q2	2013Q4	3	0.0028(1)	0.0037(2)	
	2013Q4	2014Q2	2014Q4	4	0.0050(2)	0.0040(2)	
	2014Q4	2015Q1	2015Q2	2	0.0032(1)	0.0036(1)	
	2015Q2	2015Q3	2015Q4	2	0.0024(1)	0.0037(1)	
	2015Q4	2016Q1	2016Q2	2	0.0044(1)	0.0004(1)	
	2016Q2	2016Q4	2017Q1	3	0.0032(2)	0.0077(1)	
	2017Q1	2017Q4	2018Q1	4	0.0052(3)	0.0042(1)	
	2018Q1	2018Q4	2019Q4	7	0.0082(3)	0.0516(4)	
	2019Q4	2020Q1	2020Q4	4	0.0822(1)	0.0415(3)	
	2020Q4	2021Q1	2021Q2	2	0.0071(1)	0.0090(1)	
	2021Q2	2021Q3	2022Q1	3	0.0128(1)	0.0134(2)	
	2022Q1	2022Q2	2022Q3	2	0.0136(1)	0.0062(1)	
	2022Q3	2022Q4	...	...	0.0005(1)	...	

4.2 政策阶段特征

正如 Drehmann et al. (2012)、Borio(2014)和 Hiebert et al. (2018)指出的那样,金融周期的长度和波幅取决于政策阶段。本节将样本区间分为亚洲金融危机前、亚洲金融危机至次贷危机间、次贷危机至供给侧结构性改革前、供给侧结构性改革至新冠疫情前和新冠疫情后五个阶段,结合货币政策倾向,从我国市场经济发展历程出发,发掘金融周期与宏观经济的内在联系。

亚洲金融危机前,我国经济在市场化改革和外部经济环境向好的“红利”加成下快速增长(表 4)。随着 1990 年存贷款利率的下调和信贷规模的扩大,金融周期处于快速上行阶段,国内生产总值和物价水平分别于 1991 年好转和 1992 年达到峰值,1994 年的物价水平更是达到了历史峰值。此后,为抑制由金融宽松导致的经济过热,我国在 1993 年严格控制信贷总量,强化固定资产贷款管理,规范信贷资金拆借行为,并在 1995 年两次提高贷款利率。这些努力在 1996 年之后取得了明显效果,至 1996 年年底,通货膨胀得到控制,国民经济实现了“软着陆”。

在亚洲金融危机至次贷危机爆发前的近十年间,亚洲金融危机的爆发重创了东亚和东南亚经济。我国金融市场对风险的反应较敏感,在亚洲金融危机爆发前就已感知到了潜在的风险,金融周期的上行仅持续到 1997 年 1 季度(表 2)。亚洲金融危机爆发后,为摆脱通货紧缩,我国政府于 1998 年通过了增加贷款规模等一系列措施(表 4)。大规模的信贷投放和基础设施建设,直接“点燃”了金融热情,金融周期上行。在经历五年的宏观调控后,我国经济周期上行幅度在 2003 年 2 季度达到了高位,远高于上个周期的水平。此后,为解决金融过热,抑制金融周期的上行,我国政府又于 2004 年多次上调利率和存款准备金。此举缓解了为摆脱通货紧缩而造成的产业结构失衡,并确保国民经济平稳快速健康发展。

次贷危机至供给侧结构性改革前的八年多里,为应对次贷危机爆发后外需的骤降,我国政府在 2008 年多次降息和降低住房首次贷款比例。此举拉动了内需,效果立竿见影,家庭杠杆率的上升弥补了外需不足,拉升了已大幅下滑的金融周期(表 2)。到次年二季度,宏观经济就已复苏,物价指数也得到恢复。此后,次贷危机的不利影响逐渐消解,为抑制过度投资和资产价格的大幅上涨,我国政府在 2010 年转而上调存款准备金率,并在下半年达到历史峰值。这种调节有效缓解了为摆脱次贷危机而造成的产业结构性问题,促进了国民经济的平稳健康发展。此后,为进一步消解次贷危机的深层次影响,我国政府于 2012 年至 2015 年通过降准、下调政策利率和运用流动性和结构性管理工具加大信贷支持实体经济的力度。在此期间,金融周期的上行幅度高于下行幅度,宏观经济呈现较高增速和低通胀特征,经济周期波动降低,开启了经济“新常态”和

高质量发展的新阶段,为“供给侧结构性改革”和“金融去杠杆”打下了基础。

表 4 我国金融周期与经济周期政策阶段特征

时间	金融周期	经济周期
亚洲金融危机前 (1988 年至 1997 年 3 季度间)	1990 年下调存贷款利率,扩大货币供应和信贷规模	国民经济在 1991 年开始好转,1992 年到达峰值。物价水平 1994 年达到历史峰值
	1993 年严格控制信贷总量,强化固定资产贷款管理,规范信贷资金拆借行为。1995 年,两次提高贷款利率	1996 年之后取得了明显效果,物价指数下降;GDP 增长率也有所下降。到 1996 年年底,通货膨胀得到控制
亚洲金融危机与次贷危机爆发间 (1997 年 3 季度至 2007 年 3 季度间)	1998 年增加贷款规模,下调存款利率,降低存款准备金,取消贷款限额控制,降低法定存款准备率	经过 5 年左右的宏观调控,中国经济开始进入新经济周期上行阶段
	2004 年至 2007 年,多次上调利率和存款准备金	缓解了为摆脱通货紧缩而造成的结构性失衡,确保了国民经济平稳快速健康发展
次贷危机爆发后至供给侧 结构性改革前 (2007 年 4 季度至 2015 年 4 季度)	2007 年至 2010 年降息、降低住房首次贷款比例	经济复苏,物价指数一路攀升
	2010 至 2011 年,上调存款准备金率,达到历史峰值	缓解了为摆脱次贷危机而造成的产业结构问题,通货膨胀水平大幅下降,国民经济平稳健康发展
	2012 年至 2015 年,多次降准和下调政策利率,通过流动性和结构性管理工具加大信贷支持实体经济力度	经济保持高增速,通货膨胀稳定在 2% 的低水平,为供给侧结构性改革奠定了良好的基础
供给侧结构性改革至新冠疫情 暴发前 (2016 年 1 季度至 2019 年 4 季度)	2016 年至 2019 年,又多次降准和下调政策利率,继续通过流动性管理工具和结构性工具加大信贷支持实体经济的力度	经济继续保持较高增速,物价水平稳定,供给侧结构性改革稳步推进,宏观经济平稳运行
	2020 年至 2022 年,下调政策利率,短中长期多种方式相结合的流动性投放方式,注重结构性工具对重点领域的精准导向作用	实现了新冠疫情对我国国民经济的“缓冲”,精准直达支持稳企业保就业的成果较好,经济高质量发展的势头依旧

供给侧结构性改革至新冠疫情发生前的近四年间,在“供给侧结构性改革”和“金融去杠杆”的大背景下,我国面临着增速换挡期、结构调整阵痛期、前期政策消化期三期叠加的复杂情况。在维护金融稳定和支持实体经济发展的现实要求下,我国政府在 2015 年至 2019 年间又多次降准和下调政策利率(存贷款

基准利率、市场逆回购操作利率等),并继续通过流动性(再贷款再贴现、中期借贷便利、公开市场操作等)和结构性管理工具加大信贷支持实体经济的力度。在此期间,我国金融周期的波幅增大,但宏观经济运行平稳。这与调整产业结构和对金融机构“精准拆弹”过程中的金融需求波动有关,表明此阶段的金融对经济的支持主要作用于实体经济。

新冠疫情后,虽然新冠疫情在全球范围内逐渐缓和,但其依旧是一个既定和持续的卫生问题,对宏观经济产生的“疤痕”效应明显。面对经济周期的大幅下行,我国政府在保持政策延续性的同时,通过“在线修复”的方式,在已有政策措施的基础上,更加灵活地投放流动性,也更加注重对重点领域的精准导向作用。在此期间,我国金融周期平稳,虽然经济周期波幅较大,但更多是因为新冠疫情对供给和需求的巨大冲击(见表 2)和“复工复产”对经济停滞期间产出缺口的弥补,有效防控也阻止了经济的滑落(图 1、图 2)。

虽然经济周期可能会对金融周期产生影响,但次贷危机的事实说明,金融不是经济的衍生品,似乎具有独立性,且不直接对宏观经济产生影响,而是通过传导机制而实现。从经验性事实分析来看,主要遵循以下机制:当金融周期处于快速上行(下行)阶段时,未来上行的概率大(小)于下行的概率,宏观经济过热(冷),政府采用紧缩性(刺激性)的财政与货币政策收紧(放松)信贷,引导资产价格和杠杆率的下降(上升),金融周期转向下(上)行通道,扭转宏观经济过热(冷)。我国金融周期的冷热交替特征明显,都经历了风险先积累后化解的过程,我国政府和监管当局在不断地监测和动态平衡中实现宏观经济的平稳运行,金融周期上(下)行在引致经济周期上(下)行的同时,也孕育了此后经济周期的下(上)行。这可能是因为金融周期的过度上(下)行引发了金融热情(恐慌),资金和信贷过量进入(流出)金融体系,对宏观经济产生了不利影响。

由此可见,金融周期与宏观经济间存在一定的内在联系,由表 4 可见,金融周期上行对未来宏观经济下行可能有很强的“预警”作用。Borio et al. (2022)指出一旦金融失衡的迹象变得明显,问题就不再是“逆风而行”,而是该系统考虑金融因素。这使得金融周期具有了很强的宏观调控实践意义。那么当金融周期达到何种水平时,需要加以调控?该问题就需要通过计量方法进行研究。

5 金融周期的“预警”作用

本部分由第 4 部分金融和经济周期数据,分析金融周期对宏观经济的“预警”作用。所谓“预警”,即当金融周期的绝对值或增量值达到某种水平时,金融失衡(过冷和过热)会对宏观经济稳定产生不利影响。此时,金融周期可作为未来宏观经济走势的“指示剂”,政府和监管当局可根据现实状况快速反应。

5.1 描述性统计

本部分所选取的回归变量包括金融周期,用 FC(Financial Cycle)表示;经济周期,用 BC(Business Cycle)表示;金融周期增量用金融周期的增量表示,即 ΔFC ;经济周期增量,用经济周期的增量表示,即 ΔBC 。

如表 5 所示,金融周期的均值和标准差大于经济周期,说明金融周期较经济周期增长和波动更为剧烈。然而,金融周期增量的标准差则小于经济周期,表明经济周期在短期内的增量可能更为剧烈。当样本区间为 1995 年 4 季度至 2022 年 4 季度时,在 75%分位数上金融周期达到了 0.006,增量值达到了 0.002,表明在 27 个样本期内季度平均值和增量值达到了较高的水平。99%分位数上的金融周期则更明显。若样本区间为 2003 年 4 季度至 2022 年 4 季度,也可以得到类似的结论。

表 5 我国金融周期与经济周期的统计特征

变量	样本数	均值	标准差	25%分位数	75%分位数	99%分位数
1995Q4—2022Q4						
FC	109	0.00074	0.01005	-0.00609	0.00606	0.03268
BC	109	0.000046	0.00651	-0.00185	0.00194	0.00874
ΔFC	108	0.000012	0.00419	-0.00252	0.00211	0.01077
ΔBC	108	$3.36e^{-8}$	0.01098	-0.00295	0.00281	0.01355
2003Q4—2022Q4						
FC	77	0.00012	0.00943	-0.00695	0.00506	0.02821
BC	77	0.00010	0.00743	-0.00175	0.00187	0.03615
ΔFC	76	0.00002	0.00411	-0.00278	0.00262	0.00895
ΔBC	76	$7.72e^{-9}$	0.01247	-0.00295	0.00254	0.08222

5.2 模型选择

计量回归的方法选择为门槛回归模型,意在判定金融周期对经济周期的影响,探究金融周期与经济周期间的定量联系,探索金融周期对宏观经济下行的“预警”作用。针对可能存在的非线性特征,选择可捕捉时间序列数据不对称性的模型就显得极其重要。

门槛回归作为一种线性回归,特性较好,允许不同数据区域的系数不同。即在这些数据区域中,存在阈值变量高于或低于某个阈值。常见的门槛回归模型包括门槛自回归模型和自激励门槛模型(Hansen, 2011)。因本文因变量较少,且为避免多重共线性,使用自激励门槛模型。

具体而言,存在一个阈值点 γ 的两数据区域门槛回归模型形式为:

$$y_t = \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_t \boldsymbol{\delta}_1 + \varepsilon_t, \quad -\infty < w_t \leq \gamma \quad (1)$$

$$y_t = \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_t \boldsymbol{\delta}_2 + \varepsilon_t, \quad \gamma < w_t \leq \infty \quad (2)$$

其中 y_t 为因变量, $\mathbf{x}_t$ 为 $1 \times k$ 阶可能包含因变量滞后项的协变量向量矩阵, $\boldsymbol{\beta}$ 为 $k \times 1$ 阶数据区域不变参数, $\mathbf{z}_t$ 为特定数据区域系数为向量 $\boldsymbol{\delta}_1$ 和 $\boldsymbol{\delta}_2$ 的外生变量向量, w_t 为门槛变量(可为 $\mathbf{x}_t$ 和 $\mathbf{z}_t$ 中的变量), ε_t 为均值为 0 和方差为 σ^2 的独立同分布(IID)白噪声。

为估计阈值, 可通过条件最小二乘估计以下模型(T 个样本和 2 个数据区域)的参数:

$$y_t = \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_t \boldsymbol{\delta}_1 I(-\infty < w_t \leq \gamma) + \mathbf{z}_t \boldsymbol{\delta}_2 I(\gamma < w_t \leq \infty) + \varepsilon_t \quad (3)$$

I 为指示变量, 在回归中需关注 $\boldsymbol{\beta}$, $\boldsymbol{\delta}_1$ 和 $\boldsymbol{\delta}_2$ 。区域 1 为门槛变量值 w_t 小于阈值点 γ 的观测子集, 区域 2 为门槛变量值 w_t 大于阈值点 γ 的观测子集。其中, 阈值点 γ 是通过最小化所有暂定阈值的回归平方和 (Regression Sum of Squares, SSR) 来估计的。

同理, 对于超过两个数据区域的模型, 存在 m 个阈值点的门槛回归模型有 $m+1$ 个数据区域, 使用 $j=1, \dots, m+1$ 表示数据区域, 模型可写成:

$$y_t = \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_t \boldsymbol{\delta}_1 I_1(\gamma_1, w_t) + \dots + \mathbf{z}_t \boldsymbol{\delta}_{m+1} I_{m+1}(\gamma_{m+1}, w_t) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$y_t = \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta} + \sum_{j=1}^{m+1} \mathbf{z}_t \boldsymbol{\delta}_j I_j(\gamma_j, w_t) + \varepsilon_t \quad (5)$$

$\gamma_1 < \gamma_2 < \dots < \gamma_m$ 为按从小到大排列的阈值点, 其中, $\gamma_0 = -\infty$, $\gamma_m = \infty$ 。 $I_j(\gamma_j, w_t) = I(\gamma_{j-1} < w_t \leq \gamma_j)$, 为第 j 个数据区域的指示变量, 基于所有的估计阈值点 $(\hat{\gamma}_1, \dots, \hat{\gamma}_m)$, 门槛回归是线性的, 且其余参数用最小二乘估计。此外, 当阈值点数量未知时, 可基于 AIC、BIC 和 HQIC 找到最合适的阈值数量。

5.3 实证分析

5.3.1 单位根检验

为避免出现伪回归, 在回归前, 需对时间序列进行平稳性检验。本部分采用 ADF (Augmented Dicky-Fuller test) 方法, 由表 6 可见, 两组数据都在 1% 的显著性水平下通过了检验, 平稳性较高。

5.3.2 回归分析

新冠疫情作为严重的外生冲击, 具有偶发和剧烈的特征, 因此本文剔除新冠发生后的 2020 年 1 季度至 2020 年 2 季度 (全国静默) 和 2022 年 2 季度 (上海封控) 两个阶段。本文运用门槛回归模型, 将金融周期实际值和增量值作为门槛变量, 设定五种模型进行回归分析, 通过相关统计指标判定模型设定的优劣, 并使用较好的模型对经济周期进行预测。

表 6 单位根检验

变量	样本数	检验 统计量	1% 临界点	5% 临界点	10% 临界点	P 值	结论
1995Q4—2022Q4							
FC	107	-16.799	-3.508	-2.890	-2.580	0.000	平稳
BC	107	-11.148	-3.508	-2.890	-2.580	0.000	平稳
ΔFC	106	-27.428	-3.508	-2.890	-2.580	0.000	平稳
ΔBC	106	-13.861	-3.508	-2.890	-2.580	0.000	平稳
2003Q4—2022Q4							
FC	75	-16.574	-3.545	-2.910	-2.590	0.000	平稳
BC	75	-9.199	-3.545	-2.910	-2.590	0.000	平稳
ΔFC	74	-23.507	-3.546	-2.911	-2.590	0.000	平稳
ΔBC	74	-11.655	-3.546	-2.911	-2.590	0.000	平稳

1) 实际值回归

在 1995 年 4 季度至 2022 年 4 季度间样本区间,如表 7 所示,模型一为门槛变量为常数的门槛回归模型,即以 FC 作为门槛变量,对 BC 进行回归。研究发现在样本区间内只存在一个门槛值 0.0002,门槛值两侧截距项均不显著。这说明 FC 作为门槛变量对 BC 的影响并不大。模型一的解释效果较差,不能有效地对数据进行拟合。

模型二为门槛变量为常数并包含滞后一期因变量的门槛回归模型,同样以 FC 作为门槛变量,对 BC 进行回归。研究发现在样本区间内只存在一个门槛值 0.0002,门槛值两侧截距项均不显著。这说明加入滞后一期因变量后,FC 对 BC 的影响不存在门槛效应,也说明 FC 作为门槛变量对 BC 的影响不大。这与模型一所得的结论类似,表明模型二的解释效果较差,仍需要进行优化。此外,滞后一期 BC 对当期 BC 水平有负效应,其效应达到了-0.213,且在 1%水平显著。这说明我国经济高涨后会出现自然收敛现象,与 Solow 模型所揭示的结论具有一致性。

模型三为门槛变量为滞后一期 FC 的门槛回归模型,即以滞后一期 FC 为门槛变量,滞后一期 BC 为区间变化变量,对 BC 进行回归。研究发现在样本区间内只存在一个门槛值-0.0013,当门槛变量小于门槛值时,滞后一期 BC 对当期 BC 的影响系数为-0.0246,未通过显著性检验。而当门槛变量大于门槛值时,滞后一期 BC 对当期 BC 的影响系数为-0.3297,在 1%显著性水平上通过了显著性检验。这说明 FC 对 BC 具有重要的“预警”作用,在 FC 小于门槛值时,往期 BC 对当期 BC 的惯性作用和传导效应并不明显^①,只需对金融周期进行实时监测即可;而在当大于门槛值时,往期 BC 对当期 BC 产生显著的负效应,且效

^① 当然,这只是本节运用门限回归模型做计量分析所得的结论,相关研究可继续深化和细化。

应值达到了不容忽视的水平,此时就需抑制金融周期的过度上行。从宏观经济稳定的角度出发,本着“有备无患”的原则,即使 FC 为负,也要采取措施熨平金融周期。就时机来说,当金融周期达到 -0.0013 时,就有必要进行干预,充分发挥金融周期的“预警”作用。

模型四为在模型三基础上加入 FC 的门槛回归模型,即将 FC 作为控制变量加入模型中,以滞后一期 FC 为门槛变量、滞后一期 BC 为区间变化变量,对 BC 进行回归。研究发现 FC 与 BC 正相关,表明 FC 与 BC 间的顺周期联动特征明显,且在 5% 的显著性水平下通过了检验。门槛值与模型二同为 0.0002 ,当门槛变量小于 0.0002 时,滞后一期 BC 对当期 BC 影响为正,但显著性未通过检验,因此无法判定该系数与 0 有差异。当门槛变量大于 0.0002 时,滞后一期 BC 对当期 BC 的影响为负,其效应达到了 -0.2726 ,且在 5% 的显著性水平下通过了检验。模型四与模型三所得结论具有一致性,也与模型三的政策内涵类似,同样表明 FC 对 BC 具有重要的“预警”作用。需关注前期金融周期大于 0.0002 的情况,以避免金融周期过度上行给宏观经济带来的不利影响。

模型五为门槛变量为滞后一期 FC 的三区间门槛回归模型,即将样本区间分为三段,设定两个门槛值,以滞后一期 FC 为门槛变量,滞后一期 BC 为区间变化变量,对 BC 进行回归。从回归结果可知,两个门槛值分别为 -0.0027 和 -0.0013 。当门槛变量小于 -0.0027 时,滞后一期 BC 对当期 BC 的影响效应为负;当门槛变量大于 -0.0027 小于 -0.0013 时,滞后一期 BC 对当期 BC 的影响效应为正;当门槛变量大于 -0.0013 时,滞后一期 BC 对当期 BC 的影响效应又转为负。从显著性来看,当门槛变量小于 -0.0013 时,在 10% 的显著性水平上无法通过检验,而当门槛变量大于 -0.0013 时,滞后一期 BC 对 BC 的影响在 1% 显著性水平上显著,符号及其效应大小与模型三和模型四接近。同样说明当前期金融周期达到一定水平时,会对当期经济周期产生不利影响。这既表明金融周期与经济周期内在联系紧密,又表明金融周期与经济周期分化特征明显。同时,金融周期对经济周期的影响具有滞后性,但也正因为滞后性的存在,才使政策有了反应空间,从而可探索和加以利用。

由表 7 可见,模型四的四个统计量在五个模型中最小,表明模型四的设定较好。门槛回归模型除可分析变量间的关系及其影响效应外,还可以根据设定的模型对因变量进行预测。若预测数据与实际数据的拟合度较高,则说明该模型的预测能力较好。如图 10 所示,模型四的预测效果良好,预测值与实际数据高度一致,预测出了 1995 年 4 季度至 2022 年 4 季度间绝大多数的波峰和波谷,细致且有“前瞻性”。

在 2003 年 4 季度至 2022 年 4 季度样本区间,如表 8 所示,模型六为门槛变量为常数的门槛回归模型,即以 FC 作为门槛变量,对 BC 进行回归。研究发现

表 7 1995 年 4 季度至 2022 年 4 季度间样本门槛回归结果

变量	模型一	模型二	模型三	模型四	模型五
门槛值	0.0002	0.0002	-0.0013	0.0002	-0.0027/-0.0013
Region1					
L. BC			-0.02456 (0.14993)	-0.19481 (0.13264)	-0.14399 (0.15958)
cons	0.00058 (0.00042)	0.00064 (0.00041)	0.00055 (0.00044)	-0.00107 ** (0.00047)	0.00025 (0.00047)
Region2					
L. BC			-0.32966 *** (0.12444)	-0.27264 ** (0.13701)	0.55808 (0.37638)
cons	-0.00063 (0.00048)	-0.00068 (0.00047)	-0.00045 (0.00043)	-0.00139 ** (0.00059)	0.00222 * (0.00119)
Region3					
L. BC					-0.32966 *** (0.12181)
cons					-0.00045 (0.00043)
L. BC		-0.21313 ** (0.0958)			
FC				0.08123 ** (0.04126)	
样本数	104	104	104	104	104
统计量					
SSR	0.0011	0.0010	0.0010	0.0010	0.0009/0.0010
AIC	-1190.96	-1193.93	-1192.73	-1193.99	-1188.73
BIC	-1185.67	-1186.00	-1186.15	-1187.77	-1172.86
HQIC	-1188.82	-1190.72	-1188.44	-1191.64	-1182.30

注:括号内为标准差,*、**、*** 分别为在 1%,5%,10%水平上显著。

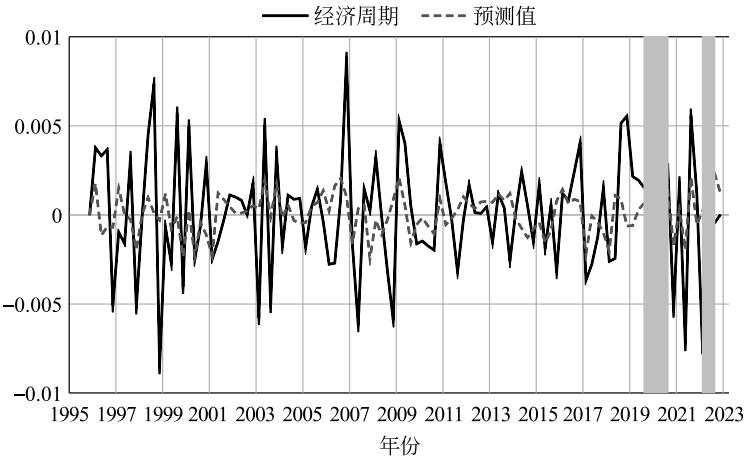


图 10 1995 年 4 季度至 2022 年 4 季度间样本实际值最优模型预测

在样本区间内只存在一个门槛值 0.0000。门槛值两侧截距值在 10% 的显著性水平下差异不明显。这说明 FC 作为门槛变量对 BC 的影响并不大。模型六的解释效果较差,不能有效地对数据进行拟合。

表 8 2003 年 4 季度至 2022 年 4 季度间样本门槛回归结果

变量	模型六	模型七	模型八	模型九	模型十
门槛值	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-0.0017/0.0000
Region1					
L. BC			0.11865 (0.14623)	0.13284 (0.14104)	0.26848 * (0.15786)
cons	0.00086 (0.00071)	0.00085 (0.00069)	0.00082 (0.00056)	0.00146 *** (0.00056)	0.00037 (0.00052)
Region2					
L. BC			-0.14836 (0.18836)	-0.22552 (0.18415)	-0.27915 (0.35838)
cons	-0.00097 (0.00075)	-0.00097 (0.00077)	-0.00099 * (0.00058)	-0.00188 *** (0.00066)	0.00219 ** (0.00102)
Region3					
L. BC					-0.14836 (0.18492)
cons					-0.00099 * (0.00056)
L. BC		0.01824 (0.11572)			
FC				0.12066 ** (0.04840)	
样本数	72	72	72	72	72
统计量					
SSR	0.0007	0.0007	0.0007	0.0006	0.0006/0.0007
AIC	-830.68	-828.71	-828.02	-832.41	-833.02
BIC	-825.13	-821.88	-818.92	-821.03	-823.36
HQIC	-828.87	-825.99	-824.40	-827.88	-828.59

注:括号内为标准差,*、**、*** 分别为在 1%,5%,10% 水平上显著。

模型七为门槛变量为常数并包含滞后一期因变量的门槛回归模型。同样以 FC 作为门槛变量,对 BC 进行回归。研究发现在样本区间内只存在一个门槛值 0.0000,门槛值两侧的截距项均不显著。这说明加入滞后一期因变量后,FC 对 BC 的影响不存在门槛效应,也说明 FC 作为门槛变量对 BC 的影响不大。这与模型六所得的结论类似,表明模型七的解释效果较差,仍需进行优化。此外,

滞后一期 BC 对当期 BC 水平存在正效应,但未通过显著性检验。这说明在加入金融机构风险暴露和社会融资规模等金融因素后,所得结论与模型二并不一致,索洛模型所揭示的经济收敛现象在我国并不明确。这似乎能说明我国经济持续四十年之久的高速增长,金融因素起到了至关重要的作用。其原因和机理则需要更加细致的剖析。同理,模型七的解释效果较差,也不能有效地对数据进行拟合。

模型八为门槛变量为滞后一期 FC 的门槛回归模型,即以滞后一期 FC 为门槛变量、滞后一期 BC 为区间变化变量,对 BC 进行回归。研究同样发现在样本区间内只存在一个门槛值 0.0000,门槛值两侧滞后一期 BC 对当期 BC 的影响效应未通过显著性检验。这说明门槛值对 BC 的影响差异性不明显,也说明模型八的解释效果较差,还不能有效地对数据进行拟合。

模型九为在模型八基础上加入 FC 的门槛回归模型,即将 FC 作为控制变量加入模型中,以滞后一期 FC 为门槛变量、滞后一期 BC 为区间变化变量,对 BC 进行回归。研究发现 FC 与 BC 正相关,表明 FC 与 BC 间的顺周期联动特征明显,且在 10% 的显著性水平下通过了检验,这与模型四的结论有一致性。门槛值为 0.0000,门槛值两侧滞后一期 BC 对当期 BC 的影响效应均未通过显著性检验。这说明模型九虽包含较多元素,但并未捕捉到门槛效应,解释效果较差,仍不能有效地对数据进行拟合。

模型十为门槛变量为滞后一期 FC 的三区间门槛回归模型,即将样本区间分为三段,设定 2 个门槛值,以滞后一期 FC 为门槛变量,滞后一期 BC 为区间变化变量,对 BC 进行回归。从回归结果可知,两个门槛值分别为 -0.0017 和 0.0000。不难发现,当门槛变量小于 -0.0017 时,滞后一期 BC 对 BC 的拉上作用明显。这说明此时 FC 与 BC 存在一定的分化,如果将 FC 控制在小于 -0.0017 的水平,能够促进经济的平稳上行。这表明我国在较长的一段时间内,经济主体金融热情自发性较高,采取措施适当降低金融周期,打好“提前量”,可能会更好地解决金融失衡问题。而当门槛变量大于 -0.0017 时,滞后一期 BC 对 BC 的影响效应不显著。与模型九相比,模型十同样包含较多元素,且捕捉到了门槛效应,对门槛变量根据门槛值进行划分后回归结果出现了明显的差异性,表明模型十与前四个模型相比可能更有效地对数据进行了拟合。

由表 7,综合比较模型的统计量和显著性特征,可以判定模型十的设定较好,结构也较为清晰,因此与 1995 年 4 季度至 2022 年 4 季度样本区间的做法一致,预测根据模型十进行。如图 11 所示,预测值与实际数据拟合度较高,预测出了 2003 年 4 季度至 2022 年 4 季度间绝大多数波峰和波谷,细致且具有“前瞻性”。

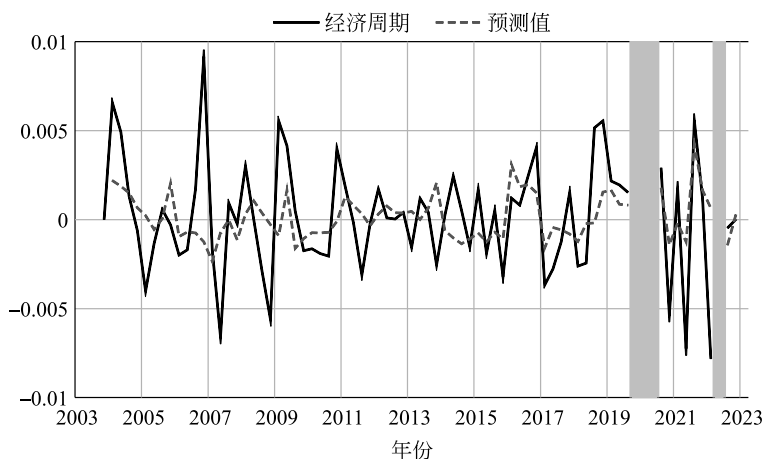


图 11 2003 年 4 季度至 2022 年 4 季度间样本最优实际值模型预测

2) 增量回归

在 1995 年 4 季度至 2022 年 4 季度样本区间,如表 9 所示,与前文类似,模型十一为门槛变量为常数的门槛回归模型,即以 ΔFC 作为门槛变量,对 ΔBC 进行回归。研究发现在样本区间内只存在一个门槛值 -0.0035 ,门槛值两侧的截距项差异不显著,即没有证据表明对门槛值两侧的样本分别进行回归所得的截距项存在差异。这说明 ΔFC 作为门槛变量对 ΔBC 的影响并不大。模型十一的解释效果较差,不能有效地对数据进行拟合。

模型十二为门槛变量为常数并包含滞后一期因变量的门槛回归模型,同样以 ΔFC 作为门槛变量,对 ΔBC 进行回归。研究发现在样本区间内只存在一个门槛值 -0.0034 ,门槛值两侧截距项均不显著。这说明加入滞后一期因变量后, ΔFC 对 ΔBC 的影响不存在门槛效应,也说明 ΔFC 作为门槛变量对 ΔBC 的影响不大。这与模型二所得的结论类似,表明模型十二的解释效果较差,仍需要对模型进行优化。此外,滞后一期 ΔBC 对当期 ΔBC 水平有负效应,其效应达到了 -0.5008 ,大于模型二中的水平,且在 1% 显著性水平上显著,与模型二中的经济含义具有一致性。

模型十三为门槛变量为滞后一期 ΔFC 的门槛回归模型,即以滞后一期 ΔFC 为门槛变量、滞后一期 ΔBC 为区间变化变量,对 ΔBC 进行回归。研究发现在样本区间内只存在一个门槛值 0.0043 ,当门槛变量小于 0.0043 时,滞后一期 ΔBC 对当期 ΔBC 的影响系数为 -0.53424 ,在 1% 显著性水平上显著。而当门槛变量大于 0.0043 时,滞后一期 ΔBC 对当期 ΔBC 的影响系数为 -0.06839 ,未通过显著性检验。值得注意的是当门槛变量小于 0.0043 时,滞后一期 ΔBC 对当期 ΔBC 的影响显著为负,这似乎与经济直觉不一致,但在我国情境下确与现实相

符。这体现在随着我国人民银行宏观调控手段的日益多样化,为实现宏观经济的平稳运行,短期非常规融资工具(如 SLF、MLF 等)因其灵活和时滞短的特性被时常采用。信贷资源的投放应与经济运行的需要相匹配,若投放量过低,金融增量难以匹配经济增量,造成金融短缺“反噬”经济,会导致经济增长动力不足;若投放量过高,经济增量难以匹配金融增量,造成金融过盛,会导致通货膨胀和要素利用效率下滑。因此,本着“协调”和“和谐”的原则,既不能放任金融的过度膨胀,也要避免过度打压金融。

表 9 1995 年 4 季度至 2022 年 4 季度间样本增量门槛回归结果

变量	模型十一	模型十二	模型十三	模型十四	模型十五
门槛值	-0.0035	-0.0034	0.0043	0.0043	-0.0004/0.0043
Region1					
L. ΔBC			-0.53424 *** (0.08876)	-0.54302 *** (0.08838)	-0.35681 *** (0.11732)
cons	0.00159 (0.00129)	0.00145 (0.00109)	-0.00049 (0.00046)	-0.00070 (0.00047)	-0.00006 (0.00060)
Region2					
L. ΔBC			-0.06839 (0.32367)	-0.06823 (0.32159)	-0.77654 *** (0.12988)
cons	-0.00049 (0.00053)	-0.00058 (0.00047)	0.00109 (0.00129)	0.00235 (0.00152)	-0.00129 (0.00099)
Region3					
L. ΔBC					-0.06839 (0.31559)
cons					0.00109 (0.00125)
L. ΔBC		-0.50079 *** (0.08555)			
ΔFC				-0.19286 (0.12763)	
样本数	103	103	103	103	103
统计量					
SSR	0.0025	0.0019	0.0019	0.0018	0.0018/0.0019
AIC	-1088.65	-1116.27	-1117.40	-1115.77	-1111.40
BIC	-1083.38	-1108.37	-1109.86	-1102.60	-1004.44
HQIC	-1086.52	-1113.07	-1114.13	-1110.43	-1013.32

注:括号内为标准差,*、**、*** 分别为在 1%,5%,10%水平上显著。

模型十四为在模型十三基础上加入 ΔFC 的门槛回归模型,即将 ΔFC 作为

控制变量加入模型中,以滞后一期 ΔFC 为门槛变量、滞后一期 ΔBC 为区间变化变量,对 ΔBC 进行回归。研究发现 ΔFC 与 ΔBC 负相关,但在 10% 的显著性水平下不显著。门槛值与模型十三同为 0.0043,当门槛变量小于 0.0043 时,滞后一期 ΔBC 对当期 ΔBC 影响为负,效应为 -0.54302,且在 1% 显著性水平上通过检验。而当门槛变量大于 0.0043 时,滞后一期 ΔBC 对当期 ΔBC 的影响未通过显著性检验。与模型十三类似,模型十四同样表明 ΔFC 对 ΔBC 具有重要的“预警”作用,需高度关注金融周期增量小于 0.0043 的情况。

模型十五为门槛变量为滞后一期 ΔFC 的三区间门槛回归模型,即将样本区间分为三段,设定两个门槛值,以滞后一期 ΔFC 为门槛变量、滞后一期 ΔBC 为区间变化变量,对 ΔBC 进行回归。两个门槛值分别为 -0.0004 和 0.0043。不难发现,其回归结果与模型十三和模型十四具有一致性。当门槛变量小于 0.0043 时,滞后一期 ΔBC 对 ΔBC 的影响效应为负,且在 1% 显著性水平上显著。而当门槛变量大于 0.0043 时,滞后一期 ΔBC 对 ΔBC 的负向效应无法通过显著性检验。同样说明当前期金融周期增量小于一定水平时,会对当期经济周期产生不利影响。与模型五一样,这表明金融周期对经济周期的影响滞后性可加以利用。

模型十一到模型十五共同点清晰。结合模型的统计量可知,模型十三的设置较好。此外,相较于模型十四和十五,模型十三的结构较简洁且解释效果较好。因此,预测根据模型十三进行。如图 12 所示,预测值与实际数据拟合度较高,预测出了 1995 年 4 季度至 2022 年 4 季度间^①绝大多数的波峰和波谷,细致且具有“前瞻性”。

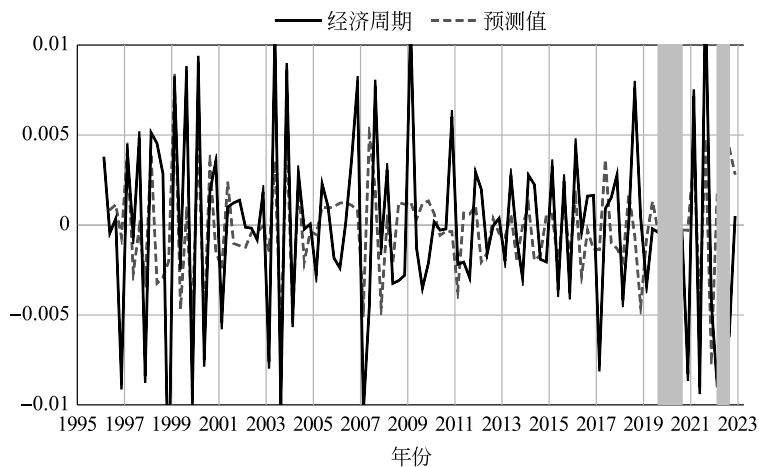


图 12 1995 年 4 季度至 2022 年 4 季度间样本最优增量模型预测

^① 1995 年 4 季度至 1997 年的数据的预测效果较差,经济周期的预测值与实际值出现完全相反的结果,这可能与数据缺失和数据质量有关。

在2003年4季度至2022年4季度样本区间,如表10所示,与表9相似,模型十六为门槛变量为常数的门槛回归模型,即以 ΔFC 作为门槛变量,对 ΔBC 进行回归。研究发现在样本区间内只存在一个门槛值 -0.0002 ,门槛值两侧截距项均不显著。这说明 ΔFC 作为门槛变量对 ΔBC 的影响并不大,模型十六不能有效对数据进行拟合。

模型十七为门槛变量为常数并包含滞后一期因变量的门槛回归模型。同样以 ΔFC 作为门槛变量,对 ΔBC 进行回归。研究发现在样本区间内只存在一个门槛值 0.0030 ,门槛值两侧截距项均不显著。这说明加入滞后一期因变量后, ΔFC 对 ΔBC 的影响并不存在门槛效应。这与模型十二所得的结论类似,表明模型十七的解释效果较差,仍需要进行优化。此外,滞后一期 ΔBC 对当期 ΔBC 水平有负效应,其效应达到了 -0.29372 ,且在1%显著性水平上显著。这与模型二所揭示的结论一致。

模型十八为门槛变量为滞后一期 ΔFC 的门槛回归模型,即以滞后一期 ΔFC 为门槛变量,滞后一期 ΔBC 为区间变化变量,对 ΔBC 进行回归。研究发现在样本区间内只存在一个门槛值 -0.0006 ,当门槛变量小于 -0.0006 时,滞后一期 ΔBC 对当期 ΔBC 的影响系数为 -0.41852 ,在1%显著性水平上显著;而当门槛变量大于 -0.0006 时,滞后一期 ΔBC 对当期 ΔBC 的影响系数为 0.04880 ,未通过显著性检验。这说明门槛变量的大小对 ΔBC 的影响具有差异性。值得注意的是当门槛变量小于 -0.0006 时,与模型十三的结论一致,此时要密切关注金融周期的增量水平,实现金融与经济运行的协调。

模型十九为在模型十八基础上加入 ΔFC 的门槛回归模型,即将 ΔFC 作为控制变量加入模型中,以滞后一期 ΔFC 为门槛变量,滞后一期 ΔBC 为区间变化变量,对 ΔBC 进行回归。从回归结果可知, ΔFC 与 ΔBC 负相关,门槛值为 0.0022 。当门槛变量小于 0.0022 时,滞后一期 ΔBC 对当期 ΔBC 影响为负,效应为 -0.35176 ,且在1%显著性水平上显著。当门槛变量大于 0.0022 时,滞后一期 ΔBC 对当期 ΔBC 的影响同样为负,但未通过显著性检验。与模型十三类似,模型十九同样表明 ΔFC 对 ΔBC 具有“预警”作用,门槛值两侧的效应符号和显著性水平皆差异明显。这需要高度关注往期金融周期增量小于 0.0022 的情况。

模型二十为门槛变量为滞后一期 ΔFC 的三区间门槛回归模型,即将样本区间分为三段,设定两个门槛值,以滞后一期 ΔFC 为门槛变量,滞后一期 ΔBC 为区间变化变量,对 ΔBC 进行回归。两个门槛值分别为 -0.0021 和 -0.0006 。不难发现,其回归结果与模型十八和模型十九具有一致性。当门槛值小于 -0.0006 时,滞后一期 ΔBC 对 ΔBC 的影响效应显著为负,而当门槛变量大于 -0.0006

时,则无法通过显著性检验。这与模型五和模型十五所得结论一致。

表 10 2003 年 4 季度至 2022 年 4 季度间样本增量门槛回归结果

变量	模型十六	模型十七	模型十八	模型十九	模型二十
门槛值	-0.0002	0.0030	-0.0006	0.0022	-0.0021/-0.0006
Region1					
L. ΔBC			-0.41852 *** (0.13814)	-0.35176 *** (0.12478)	-0.38754 *** (0.14146)
cons	-0.00110 (0.00073)	-0.00078 (0.00054)	-0.00052 (0.00073)	-0.00118 * (0.00062)	0.00012 (0.00085)
Region2					
L. ΔBC			0.04880 (0.19655)	-0.06231 (0.26678)	-0.54859 * (0.31023)
cons	0.00046 (0.00072)	0.00163 (0.00120)	0.00001 (0.00068)	0.00177 (0.00116)	-0.00242 * (0.00146)
Region3					
L. ΔBC					0.04880 (0.19572)
cons					0.00001 (0.00068)
L. ΔBC		-0.29372 *** (0.11278)			
ΔFC				-0.18273 (0.14878)	
样本数	71	71	71	71	71
统计量					
SSR	0.0013	0.0012	0.0012	0.0011	0.0011/0.0012
AIC	-771.58	-776.14	-774.78	-774.31	-778.78
BIC	-767.06	-769.35	-765.73	-762.99	-769.21
HQIC	-769.78	-773.44	-771.18	-769.81	-774.38

注:括号内为标准差,*、**、*** 分别为在 1%,5%,10%水平上显著。

由表 10 可见,模型二十的统计量在五个模型中最小,表明模型二十的设定较好。因此,预测可根据模型二十进行。如图 13 所示,模型二十预测到了 2003 年 4 季度至 2022 年 4 季度间绝大多数的波峰和波谷,对我国次贷危机和供给侧结构性改革期间的经济周期波动捕捉能力较强,同样具有“前瞻性”。

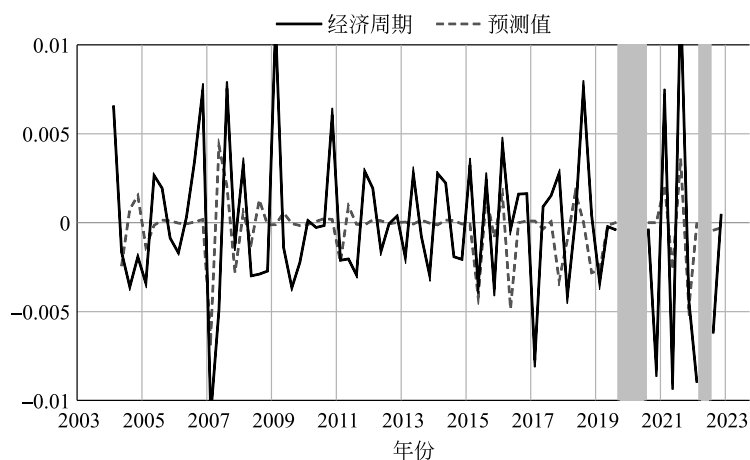


图 13 2003 年 4 季度至 2022 年 4 季度间样本最优增量模型预测

6 结论

本文的测度结果表明,我国金融周期的平均长度为 11 到 15 个季度,远高于经济周期的平均长度,这与 Alessandri and Mumtaz (2019) 的发现类似。无论是改变滤波参数,还是采用不同的合成方法,所测度的金融周期曲线虽存在差异,但总体趋势一致性较强。从波动特征看,亚洲金融危机、次贷危机和新冠疫情后我国金融周期波幅都小于之前的水平,未出现国外经济学家在所发现的“二次探底”现象。从政策阶段特征看,我国金融周期的其波幅和持续时间在不同时期差异明显,与宏观经济内在联系紧密。金融周期上行引致经济周期上行的同时也孕育了下行风险,金融的过度发展挤压了实体经济的发展空间,增加了宏观经济的不确定性。

本文运用上文所测度的金融周期和经济周期数据,使用门槛模型,以金融周期或其增量为门槛变量,发现前期金融周期或其增量达到阈值后会对当期经济周期产生不利影响,门槛值两侧的影响效应符号、大小和显著性水平差异明显,传导关系明确。这说明对金融状况的实时监测可有效“预警”因金融过热而导致的宏观经济下行,从我国的视角验证了 Borio (2014) 的发现。根据最优模型的预测图,同样发现本文设定的门槛模型预测效果较好,表现为对经济周期的预测捕捉到了我国自亚洲金融危机爆发至新冠疫情后绝大多数经济波动,与我国经济重大事件发生时点高度吻合。从应用的角度看,由当期的金融周期可推断宏观经济走向,这种对应关系可作为工具为政策实施的时点判定提供支持。当然本文只是一个初步的研究,相信随着理论、技术和方法的精进,相关研究会更加深入。

参考文献

- 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[J]. 国际金融研究, (11): 3-12.
- Chen X L, Zhang F H. 2017. Research on regional convergence of financial cycles of China and east & Southeast Asia[J]. *Studies of International Finance*, (11): 3-12. (in Chinese)
- 崔宇清. 2017. 金融高杠杆业务模式、潜在风险与去杠杆路径研究[J]. 金融监管研究, (7): 52-65.
- Cui Y Q. 2017. High leveraged financial business models, potential risks and the de-leveraging approaches[J]. *Financial Regulation Research*, (7): 52-65. (in Chinese)
- 王三川, 范从来. 2020. 金融周期对宏观经济稳定的影响异质性分析[J]. 经济理论与经济管理, (10): 4-20.
- Wang S C, Fan C L. 2020. Heterogeneity analysis of the impact of financial cycle on macroeconomic stability[J]. *Economic Theory and Business Management*, (10): 4-20. (in Chinese)
- 朱太辉, 黄海晶. 2018. 中国金融周期: 指标、方法和实证[J]. 金融研究, (12): 55-71.
- Zhu T H, Huang H J. 2018. China's financial cycle: Indicators, methods and empirical research[J]. *Journal of Financial Research*, (12): 55-71. (in Chinese)
- 钟宁桦, 解咪, 钱一蕾, 等. 2021. 全球经济危机后中国的信贷配置与稳就业成效[J]. 经济研究, 56(9): 21-38.
- Zhong N H, Xie M, Qian Y L, et al. The credit allocation and achievement of stabilizing employment after the global economic crises in China[J]. *Economic Research Journal*, 56(9): 21-38. (in Chinese)
- Adelino M, Schoar A, Severino F. 2017. Dynamics of housing debt in the recent boom and bust[R]. NBER Working Paper, No. 23502.
- Aikman D, Haldane A G, Nelson B D. 2015. Curbing the credit cycle[J]. *The Economic Journal*, 125(585): 1072-1109.
- Akerlof G A. 2019. What they were thinking then: The consequences for macroeconomics during the past 60 years[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 33(4): 171-186.
- Alessandri P, Mumtaz H. 2019. Financial regimes and uncertainty shocks[J]. *Journal of Monetary Economics*, 101: 31-46.
- Bernanke B. 2018. The real effects of disrupted credit: Evidence from the global

- financial crisis[J]. *Brookings Papers on Economic Activity*, 49(2): 251-342.
- Borio C. 2014. The financial cycle and macroeconomics: What have we learnt? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 45: 182-198.
- Borio C, Kharroubi E, Upper C, et al. 2016. Labour reallocation and productivity dynamics: Financial causes, real consequences[R]. BIS Working Papers, No. 534.
- Borio C, Drehmann M, Xia D. 2018. The financial cycle and recession risk[J]. *BIS Quarterly Review*, 34(4): 59-71.
- Borio C, Drehmann M, Xia D. 2019. Predicting recessions: Financial cycle versus term spread[R]. BIS Working Papers, No. 818.
- Borio C, Shim I, Shin H S. 2022. Macro-financial stability frameworks: Experience and challenges[R]. BIS Working Papers, No. 1057.
- Brand T, Tripier F. 2021. Risk shocks and divergence between the euro area and the US in the aftermath of the great recession[J]. *Annals of Economics and Statistics*, 143: 137-163.
- Brunnermeier M K, Sannikov Y. 2014. A macroeconomic model with a financial sector [J]. *American Economic Review*, 104(2): 379-421.
- Canova F, Schlaepfer A. 2015. Has the Euro-Mediterranean partnership affected Mediterranean business cycles? [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 30(2): 241-262.
- Chen Z, He Z G, Liu C. 2020. The financing of local government in China: Stimulus loan wanes and shadow banking waxes[J]. *Journal of Financial Economics*, 137(1): 42-71.
- Christiano L J, Motto R, Rostagno M. 2014. Risk shocks [J]. *American Economic Review*, 104(1): 27-65.
- Christiano L J, Eichenbaum M S, Trabandt M. 2015. Understanding the great recession [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1): 110-167.
- Drehmann M, Borio C, Tsatsaronis K. 2012. Characterising the financial cycle: Don't lose sight of the medium term! [R]. BIS Working Papers, No. 380.
- Elliott M, Golub B, Jackson M O. 2014. Financial networks and contagion [J]. *American Economic Review*, 104(10): 3115-3153.
- Ehrlich M V, Overman H G. 2020. Place-based policies and spatial disparities across European cities[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 34(3): 128-149.
- Gertler M, Kiyotaki N, Prestipino A. 2017. A macroeconomic model with financial panics[R]. NBER Working Papers, No. 24126.
- Gertler M, Gilchrist S. 2018. What happened: Financial factors in the great recession [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 32(3): 3-30.

- Giroud X, Mueller H M. 2017. Firm's internal networks and local economic shocks, NBER Working Papers, No. 23176[R].
- Glasserman P, Young H P. 2016. Contagion in financial networks[J]. *Journal of Economic Literature*, 54(3): 779-831.
- Greenwood R, Hanson S G, Shleifer A, et al. 2022. Predictable financial Crises[J]. *The Journal of Finance*, 77(2): 863-921.
- Hansen B E. 2011. Threshold autoregression in economics[J]. *Statistics and Its Interface*, 4: 123-127.
- Harding D, Pagan A. 2002. Dissecting the cycle: A methodological investigation[J]. *Journal of Monetary Economics*, 49(2): 365-381.
- Hiebert P, Jaccard I, Schüller Y. 2018. Contrasting financial and business cycles: Stylized facts and candidate explanations[J]. *Journal of Financial Stability*, 38: 72-80.
- Jordà Ò, Singh S R, Taylor A M. 2022. Longer-run economic consequences of pandemics[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 104(1): 166-175.
- Jordà Ò, Schularick M, Taylor A M. 2016. The great mortgaging: Housing finance, crises and business cycles[J]. *Economic Policy*, 31(85): 107-152.
- Kehoe P J, Midrigan V, Pastorino E. 2019. Debt constraints and employment[J]. *Journal of Political Economy*, 127(4): 1926-1991.
- Mian A, Sufi A, Verner E. 2017. Household debt and business cycles worldwide[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(4): 1755-1817.
- Mian A, Sufi A. 2018. Finance and business cycles: The credit-driven household demand channel[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 32(3): 31-58.
- Pagan A, Robinson T. 2014. Methods for assessing the impact of financial effects on business cycles in macroeconomic models[J]. *Journal of Macroeconomics*, 41: 94-106.
- Pontines V. 2017. The financial cycles in four East Asian economies[J]. *Economic Modelling*, 65: 51-66.
- Runghcharoenkitkul P, Borio C, Disyatat P. 2019. Monetary policy hysteresis and the financial cycle, BIS Working Paper, No. 817[R]. BIS.
- Rünstler G, Vlekke M. 2018. Business, housing, and credit cycles[J]. *Journal of Applied Economics*, 33(2): 212-226.

The Measurement and Characteristics of China's Financial Cycle and its Application of “Early Warning”

Sanchuan Wang¹ Conglai Fan²

(1. Business School, Shanghai DianJi University;

2. Yangtze River Delta Economic and Social Development Research Center, Nanjing University)

Abstract Starting from the interaction between the US real estate market and credit supply before and after the subprime crisis, this paper analyzes the fluctuation characteristics of GDP and CPI in the US from 1995 to 2022, and finds that excessive prosperity of financial factors will lead to macroeconomic recession. Similarly, this paper analyzes the fluctuation characteristics of China's GDP and CPI in the same period, and also finds that financial factors are particularly important for preventing systemic financial risks and maintaining macroeconomic stability. In order to comprehensively measure the financial situation in a period of time, this paper measures China's financial cycle based on financial factors. It is found that China's financial cycle has the following characteristics: first, the average length is 11 to 15 quarters, which is longer than the business cycle, and the amplitude is larger, but the absolute value is smaller than that of European and American countries; second, the length and amplitude depend on the policy stage and are closely related to the macroeconomic operation; third, although there is a certain asymmetry in the fluctuation, but it is not obvious, which is different from European and American countries to some extent. In addition, this paper finds that the financial cycle has a strong “early warning” effect on macroeconomic operation, and as a threshold variable, it can “capture” the vast majority of macroeconomic fluctuations after the Asian financial crisis to the COVID-19 epidemic in China, and has strong macro-control application value.

JEL Classification F124, F832