

理解中国的金融周期： 理论、测算与分析^{*}

范小云 袁梦怡 肖立晟

内容摘要：本文基于中国季度数据系统测算了1996—2015年中期低频范围内的中国金融周期，对中国金融周期与经济周期间的联系作用进行了比较与实证分析，解读了中国金融周期的现实含义。结果表明：第一，2004年第一季度至2008年第四季度，我国处于“掩盖脆弱性繁荣”的金融周期上行期；在2009年第一季度至2015年第二季度处于刺激政策后“未完成衰退”的金融周期下行期。第二，中国金融周期比经济周期持续时间更长、波动幅度更大；中国金融系统对实体经济波动具有显著的领先放大作用。因此，在当前金融周期与经济周期叠加下行期内，我国当局不仅应关注实体经济增速，更须防范过度刺激政策所引发的金融失衡风险。

关键词：经济周期 信贷约束 资产价格 金融周期

中图分类号：F831

文献标识码：A

引言

全球经济发展的历史经验表明，金融市场与宏观经济的周期性波动并不完全一致。1990年的日本和2007年的美国，在经济高速增长、通货膨胀保持平稳的情况下，都遭遇了大规模的资本市场崩盘。严重的信贷收缩和资产价格缩水引发了长期经济衰退。以真实经济周期为基础的传统周期理论，并没有对银行的风险认知和资产价格的循环周期引起足够重视，难以对金融市场的周期性波动做出合理解释。Borio (2014) 在对全球金融危机的反思中，提出了金融周期的概念，将其定义为价值和风险偏好与对待风险和金融约束的态度之间自我加强的相互作用。这种相互作用会放大经济波动，甚至可能导致严重的金融困境和经济失调。如果政策当局没有意识到风险偏好、信贷约束与资产价格联动作用对宏观经济的重要影响，忽略了金融周期比经济周期持续时间更长、波幅更大的特征，则很有可能仅遏制了短期实体衰退，却忽视了长期积累的金融失衡风险。

受全球金融危机影响，我国实际经济增长率从2007年第二季度的14.9%下滑至2009年第一季度的6.2%，而同期信贷增长率却从16.5%上升到30%。此后，扩张性的货币政策和财政政策推高了房价和股市，影子银行的兴起增加了总体信贷投放，但实体经济的增长率却仍然持续下降。现阶段

作者简介：范小云，南开大学金融学院教授，博士生导师；袁梦怡，南开大学金融学院博士研究生；肖立晟，中国社科院世界经济与政治研究所副研究员。

***基金项目：**本文获国家社科基金重点项目（批准号：13AJL008与批准号：14AZD032）、教育部人文社科重点研究基地重大项目（批准号：14JJD790030）、国家社科重大课题（批准号：16ZDA031）资助。

我国正处于前期刺激政策的消化期，之前累积的债务负担面临着“去杠杆、去库存”等结构性改革任务。短期实体增速视角下的经济周期理论（Real Business Cycle），显然已经无法化解我国积累多年的深层次结构性问题，着眼于中长期经济金融稳定发展的金融周期理论，为正确认识经济增长的可持续性提供了新的分析思路。

本文正是基于中国经济新常态背景，试图通过系统测算与实证分析，为中国金融周期与经济周期之间的交互作用提供经验证据，同时通过梳理风险偏好在各宏观经济变量间的传导机制，理解我国金融系统与实体经济之间的内在逻辑关联。

一、文献综述

20世纪70年代之前，基于IS-LM框架的凯恩斯主义经济周期理论一直是宏观经济周期研究领域的主要范式，凯恩斯学派将宏观经济分割为短期波动分量与长期增长趋势两类分别独立探讨，认为以实际GDP为代表的短期（1—8年）实体经济波动是对长期潜在GDP趋势的偏离。但随之而来的两次石油危机以及对滞涨现象解释力度的匮乏，使凯恩斯主义受到了以卢卡斯批判（Lucas, 1976）为代表的新古典宏观经济学派的质疑。20世纪80年代之后，利用外生实际因素冲击解释经济周期波动根源的真实经济周期理论（Real Business Cycle, RBC理论）成为新古典宏观经济理论的核心，并占据此后二十多年间周期研究的主导地位（Kydland & Prescott, 1982; Nelson & Plosser, 1982）。然而，无论是凯恩斯主义经济周期理论还是真实经济周期理论（下文将二者并称为“传统经济周期理论”），均忽视了金融摩擦在宏观经济中的作用。2007年全球金融危机的爆发恰恰暴露了传统经济周期理论因仅重视实体经济波动，过于简化金融市场设定（Woodford, 2003），而导致的与现实宏观经济发展脱节的缺陷。

传统经济周期理论的失效促使学术界重新审视金融因素在宏观经济中扮演的角色。危机后的研究成果则表明，短周期实体经济的波动已经无法准确描述金融深化背景下宏观经济的演变（BIS, 2014），金融因素的大幅震荡不仅会对实体经济产生巨大的影响，甚至金融因素过度繁荣本身就可能成为引发经济危机的根源，即所谓“崩溃前的繁荣”（Borio, 2014）。因此，金融经济周期理论（Financial Business Cycle, FBC理论）成为拟合现代金融体系下宏观经济周期性波动的新范式。

全球金融危机的深刻教训已经使经济学家意识到，原本成熟的经济体很可能一夜之间被看似繁荣的金融假象吞噬，而且破坏力度更大，经济体所需的恢复期也更长（Borio, 2014）。相比传统经济周期理论侧重研究短期高频范围内的实体经济波动，金融周期理论对周期的测算判定则聚焦于中期低频范围内的金融变量。Dell’Ariccia et al. (2008) 的实证研究发现，房地产贷款标准的放松与信贷规模的超常增长、房地产价格的过快上涨和按揭贷款的过高证券化比率等因素呈密切的正相关关系。Drehmann et al. (2012) 通过对七大工业样本国1960—2011年信贷总量、信贷/GDP、房地产价格三者的季度数据进行中期滤波分解，测算出各国的金融周期，结果表明，由于金融自由化程度加深，金融周期的长度和振幅普遍大于经济周期，且金融周期的波峰之后往往会跟随金融危机。Claessens et al. (2012) 则选取信贷总量、房地产价格和股票价格作为衡量金融周期的指标，发现不同时期的金融周期与经济周期均存在较强的关联程度，尤其房地产价格泡沫的破灭会加重经济衰退或延缓经济复苏。

基于上述实证研究成果，Borio (2014) 正式提出金融周期概念，认为金融周期是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。与此同时，他还归纳出金融周期的三个一般性特征：第一，信贷总量以及房地产价格是衡量金融周期的基本因素；第二，金融周期的波峰之后往往会跟随金融危机或较大程度的下行压力；第三，金融周期的长度通常属于中期范畴，一般会大于经济周期。马勇、李镏洋（2015）基于中国季度数据的实证分析表明，金融变量不仅对中国实

体经济具有普遍显著影响，且通常领先于实体经济。陈雨露等（2016）则通过对全球 68 个主要经济体 1981–2012 年进行面板数据实证研究，进一步系统地验证了金融周期和金融波动对经济增长与金融稳定的影响，结果发现，只有当金融周期处于相对平稳的正常状态才有助于经济增长和金融稳定，反之，无论金融周期过热还是过冷，经济增长和金融稳定都会受到明显的负面影响。^{*}

二、中国金融周期的系统测算

（一）数据选取与处理

1. 金融周期度量指标的选取

首先，依据 Borio (2014) 对金融周期特征的描述，信贷总量与房地产价格是度量金融周期的基准变量。其中，信贷作为联结储蓄与投资最重要的变量因素，可以用于测度金融市场的波动 (Gorton & He, 2008)，房地产价格作为最常见的抵押品价格，通常可以被当作代表资产价格与识别价值风险的指标，用于研究宏观经济失调时的经济波动 (IMF, 2003)。信贷与房地产价格二者的联动能够形象地描述出信贷约束、资产价格和风险认知彼此间的交互增加的作用。

其次，Schularick & Taylor (2009) 指出信贷/GDP 的变化趋势对危机具有预警特征。Reinhart & Rogoff (2009) 与 Cecchetti et al. (2011) 的研究表明，各经济部门信贷/GDP 应存在一个阈值，若信贷/GDP 高过该临界值，则意味着该部门的债务杠杆过高，其在增加盈利的同时也不断累积风险，借款人对经济波动的敏感度增加，风险抵御的能力降低。同时，信贷/GDP 作为宏观经济中杠杆的近似测量可以被当作金融系统损失吸收能力的间接指标，房地产价格作为资产价格的主要度量可以被看作发生损失之后价格逆转的可能性与逆转幅度的近似测量，而价格逆转情况同样是对损失吸收能力的检验 (Borio & Drehmann, 2009; Alessi & Detken, 2009)，因此二者同时同向偏离常态通常意味着繁荣（正向偏离）或萧条（负向偏离），故信贷/GDP 与房地产价格指标的结合可以减少误差与扰动，从而为金融周期的测算提供更为准确的结果。

再者，Claessens et al. (2012) 在其研究中，除了选取房地产价格作为资产价格的代表之外，同时也将股票价格作为另一重要的资产价格代表，用于金融周期的实证分析之中。

本文综合参考已有文献，选取信贷、信贷/GDP、房地产价格以及股票价格四个变量作为测算中国金融周期的备选指标，通过单变量比较与协同性分析，选取并测算出能够度量中国金融周期的综合变量，实现对中国金融周期完整系统的测算。

2. 经济周期度量指标的选取

本文参考真实经济周期理论，以中国实际 GDP 作为测算经济周期的代表性变量。这是因为在进行一国中长期经济波动的分析时，GDP 作为一国的产出是最能全面反映该国经济活动整体变化的综合指标。

3. 数据处理

中国房地产市场及证券市场自 20 世纪 90 年代开始实行市场化发展，本文根据数据可得性，将度量中国金融周期与经济周期的数据区间，设定为 1996 年第一季度至 2015 年第二季度。其中信贷总量指标采用国内私营部门的信贷总量，房地产价格指标采用全国范围内各种类型商品房销售价格，股票价格指标采用上证综指。数据来源为 BIS 统计数据和 CEIC 数据库。为保证横向可比较性，本文对各名义变量的季度数据进行了统一度量处理，将各变量 1996 年第一季度设为基期，基期值设为 100，使用 CPI 平减，将名义变量转化为实际变量，并通过 X-12 季节调整剔除季节因素和不规则因素。

对周期波动问题的研究通常可以分为对经济总量绝对水平波动的古典经济周期研究和对经济总量增长率波动的增长率周期研究两类。由于在数据选取的时间段内中国的经济总量几乎一直呈上升

趋势，因此更应关注其增长率的周期性波动，故本文测算的是各变量的增长率周期。

(二) 测算方法

依据 BIS (2014) 度量金融周期的标准方法，^①本文利用 Christiano & Fitzgerald (2003) BP 滤波，通过剔除变量时间序列中随机误差与噪声构成的高频成分以及长期趋势对应的低频成分的特性，提取变量的周期波动要素，完成对中国金融周期与经济周期的测算。

对于金融周期滤波参数的选择，基于对金融周期概念及基本特征的理解，本文将滤波频段选取在中周期范围内。主要基于以下两方面原因：

第一，金融因素的“顺周期性” (Brunnermeier et al., 2009)。理论上，在经济繁荣期，信贷扩张与资产价格上升交互影响会进一步推动繁荣，甚至产生泡沫，而经济一旦受到冲击开始衰退，资产价格下降迫使银行紧缩信贷会加重实体经济的衰退或者延缓经济的复苏。因此金融周期的周期长度相较传统经济周期会有所增加。同时 Drehmann et al. (2012) 的实证结果也表明，信贷与房地产价格在中期的联动性要高于短期。

第二，Borio (2014) 指出 8-30 年中周期金融的波动性要大于 1-8 年短周期经济的波动性，短期滤波中过多的市场信息的随机噪音往往会影响提取真正的金融周期性波动，而在滤波的技术层面，波动性恰恰是衡量滤波分量刻画时间序列变量动态好坏的重要标准。

因此，本文将测算中国金融周期滤波参数的下限 p_l 设定为 $32Q$ (短周期的上限)，基于滤波上限 p_u 不能超过数据长度的原则，将中国 BP 滤波参数的 p_u 设定为 $78Q$ 。

(三) 中国金融周期单变量因素分析

我们对 1996 年第一季度至 2015 年第二季度中国的信贷总量、信贷/GDP、房地产价格以及股票价格的增长率分别进行了 32 个季度至 78 个季度滤波频段的 BP 滤波分解处理，提取出中周期波动成分，结果如图 1 至图 4 所示，各单变量经滤波分解后的特征描述如表 1 至表 3 所示。从单变量滤波图可以看到，信贷总量、信贷/GDP 和房地产价格三者呈现出较强的一致性，而股票价格的波动频率则明显更高。由此可以初步得出结论，信贷总量、信贷/GDP 与房地产价格三者在中周期的波动中存在较好的联动协同性。表 1 中各单变量波峰波谷的结果同样显示，股票价格与其他三个变量差别较大，该结果与 Drehmann et al. (2012) 对七大工业样本国的测算结果相似。表 2 中单变量波动性分析结果表明，除股票价格之外，其他三个单变量指标繁荣期的振幅均大于衰退期的振幅。表 3 为各单变量经 BP 滤波分解后测算出的周期长度，其中最短的是由股票价格，为 35.5 个季度，不足 9 年，最长的是房地产价格，43 个季度。信贷、信贷/GDP 和房地产价格三者在周期长度上较为一致，在 10-11 年间，属于中周期范畴，而股票价格的周期长度则更接近于短周期，该结果表明股票价格相比于其他三个

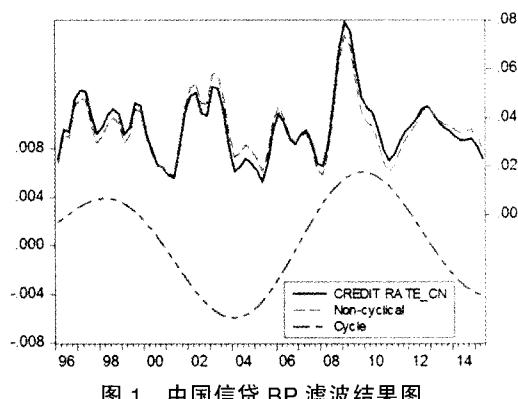


图 1 中国信贷 BP 滤波结果图

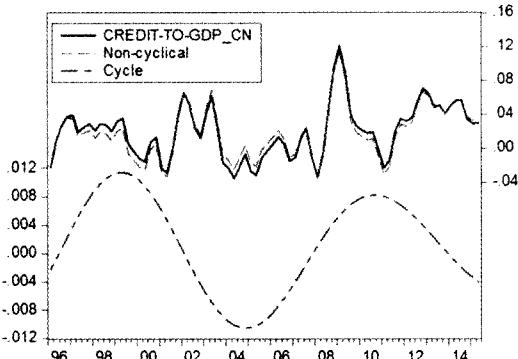


图 2 中国信贷/GDP BP 滤波结果图

^①已有文献在测算金融周期时，一般会采用转折点法 (Turning Point) 和 BP 滤波方法两类，但由于转折点法仅通过在一定范围内比较数值大小来寻找波峰波谷，并不能描述周期性波动的具体特征，因此本文选取了更能解释金融周期意义的 BP 滤波方法，进行我国的金融周期度量测算。

变量，在周期长度一致性方面较差，因此不适合被用于金融周期的度量。

(四) 单变量因素间的协同性分析

为合成刻画金融周期的综合性指标，需要对可能影响金融周期的各个单项变量进行协同性分析。本文在 Harding & Pagan (2002) 的基础上，构建了一致性指数来对协同性进行量化的判断。设在时间 $t=1, 2, 3 \dots, T$ 内，变量 X 与变量 Y 之间的一致性指数用 ρ_{XY} 表示，定义一致性指数：

$$\rho_{XY} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [\rho_t^X \cdot \rho_t^Y + (1-\rho_t^X) \cdot (1-\rho_t^Y)]$$

其中， $\rho_t^X = \begin{cases} 0, & \text{当 } X \text{ 处于下降阶段} \\ 1, & \text{当 } X \text{ 处于上升阶段} \end{cases}$ ， $\rho_t^Y = \begin{cases} 0, & \text{当 } Y \text{ 处于下降阶段} \\ 1, & \text{当 } Y \text{ 处于上升阶段} \end{cases}$ 。

一致性指数是通过计算两列序列同时处于它们各自的上升期或同时处于它们各自的下降期占总时间段的比率来测算二者的协同性。如果一致性指数趋近于 1，说明这两列序列几乎是同周期，如果一致性指数趋近于 0，则说明这两列序列几乎是逆周期，如果一致性指数趋近于 0.5，则说明这两列序列几乎是彼此独立。

根据表 2 的测算结果，令波谷-波峰为上行期，赋值 1，波峰-波谷为下行期，赋值 0。计算四个单变量两两之间的一致性指数，结果如表 4 所示。其中信贷、信贷/GDP 和房地产价格三变量中，任意两者间一致性指数均在 0.7 以上，说明三者存在较好的协同性。同时，股票价格与其他三个变量之间的一致性指数较小，其中与信贷的一致性指数仅为 0.436，接近于 0.5，说明二者几乎呈彼此独立的状态。由此可见，股票价格与其他三个变量的协同性较差，不应被纳入合成金融周期的综合变量之中。

(五) 中国金融周期测算指标的选取与合成

综合前文单变量因素的分析，本文最终选取信贷、信贷/GDP 和房地产价格三者 32Q-78Q BP 滤波分量作为合成中国金融周期综合指标的单因素成分。对于股票价格，其特征则更趋向于短周期的波动分量，从理论角度解释，这是因为信贷、信贷/GDP 与房地产价格的波动性主要由中期低频成

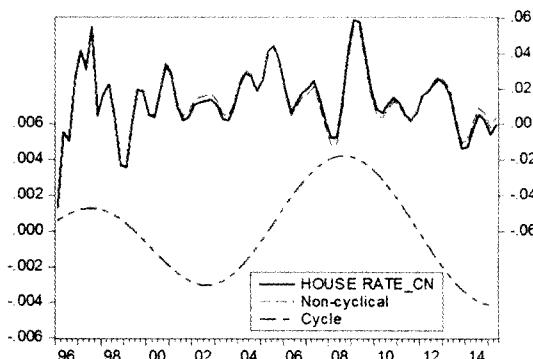


图 3 中国房地产价格 BP 滤波结果图

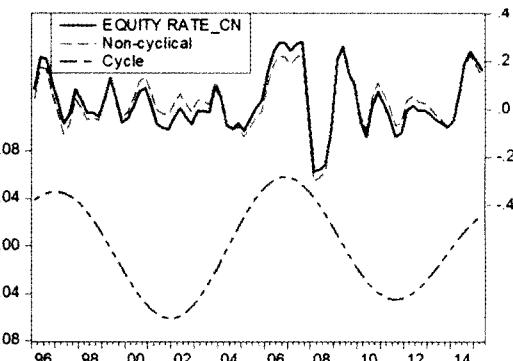


图 4 中国股票价格 BP 滤波结果图

表 1 单变量因素波动周期的波峰波谷

	波峰		波谷
信贷	1998Q2	2009Q3	2004Q1
信贷/GDP	1999Q2	2009Q4	2004Q4
房地产价格	1997Q3	2008Q3	2002Q3
股票价格	1997Q1	2007Q1	2015Q2
			2001Q4 2011Q3

表 2 单变量周期波动性特征表

	周期波动幅度 (变化幅度)		周期波动不对称性 (上行/下行)	标准差 (波动性大小)
	上行期	下行期		
信贷总量	201.87%	-253.17%	0.797	0.00377
信贷/GDP	177.65%	-192.55%	0.923	0.00661
房地产价格	239.99%	-337.74%	0.711	0.00248
股票价格	204.72%	-196.13%	1.044	0.03741

注：(1) 变量周期波动幅度的变化幅度对于上行期指从波谷至波峰的变化幅度，下行期指变量从波峰至波谷的变化幅度。若存在多个上行期或下行期，则对多期取均值。(2) 周期波动不对称性是指上行期波动幅度的绝对值/下行期的波动幅度的绝对值。

分主导，而股票因其在资产配置中存在较强的灵活性，通常能较早地捕获市场信息，因此股票价格的变动主要集中在相对高频的数据中。

对测算中国金融周期的三个指标——信贷总量、信贷/GDP 以及房地产价格，现有文献通常只简单地选取单变量的中值或平均值作为最终测算金融周期的指标（Drehmann et al., 2012; BIS, 2014），这种粗略的计算过程可能会造成指标合成的质量降低。为了能够更好地合成度量金融周期的指标，本文同时加入主成分分析法（Principal Components Analysis, PCA 方法）对多因素降维，并选取累计贡献率达到 80% 以上的第一主成分作为多个单变量合成后的综合指标，用以测算中日两国的金融周期，同时也选取三个变量的均值作为测算金融周期的稳健性检验指标。

由主成分分析法提取出的金融周期综合指标为：

$$\text{FBC} = 0.589 * \text{credit} + 0.619 * \text{credit_to_gdp} + 0.518 * \text{hprice} \quad (1)$$

两种方法测算出的金融周期的结果如图 5 所示，由表 5 可知，两种方法测算的波峰波谷完全吻合，由此可以确定出我国金融周期的极值。

三、中国金融周期与经济周期的比较分析

（一）中国金融周期与经济周期的比较

参照金融周期的测算方法，以经典经济周期理论为依据，选择 GDP 增长率的短期 12Q–32Q 的 BP 滤波结果作为经济周期的最终测算结果。^①二者对比如图 6 所示，周期特征分析如表 6 所示。实证结果显示，我国金融周期的波动幅度与周期的长度均大于经济周期。

从理论分析我国金融周期与经济周期的长度与波动幅度，自 1992 年我国市场经济体制逐渐确立，我国的金融发展也步入了新阶段，2001 年加入世界贸易组织，2005 年放开金融机构同业存款利率，我国金融市场和金融自由化的程度在不断提高，融资便利性逐渐上升，不断涌现的金融创新产品增加了各类金融交易的机会，这些因素在经济繁荣期内都会通过信贷扩张和资产价格上涨延长繁荣期的长度，并增加周期波动的幅度，一旦经济由盛转弱，繁荣时期过量债务的累积使得各部门为修复自身

^① 经济周期的滤波分量选取的范围为 12Q–32Q，这是因为传统 RBC 理论认为实际经济周期长度的上限为 8 年，下限选取 3 年是为了防止过度的噪音。

表 3 单变量周期长度特征表

	周期持续时间（季度数）		
	上行期	下行期	整周期（峰-峰）
信贷	22	23	41
信贷/GDP	20	22	42
房地产价格	30	20	40
股票价格	18	18.5	36

表 4 单变量因素一致性指数表

	信贷	信贷/GDP	房地产价格	股票价格
信贷	1.000	0.897	0.833	0.538
信贷/GDP	0.897	1.000	0.731	0.436
房地产价格	0.833	0.731	1.000	0.705
股票价格	0.538	0.436	0.705	1.000

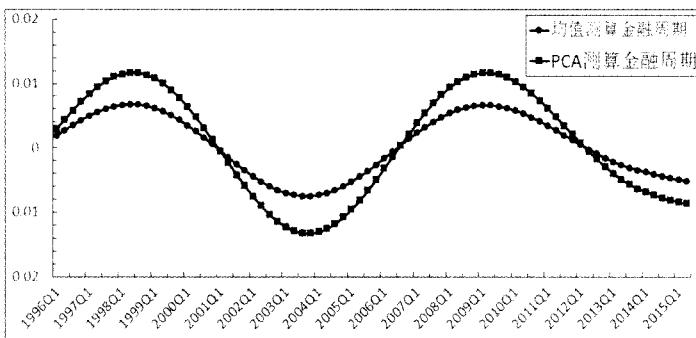


图 5 中国金融周期测算结果（PCA 分析法与均值分析法）

表 5 金融周期的波峰与波谷

	波峰	波谷
主成分分析法	1998Q3 2009Q1	2003Q4
均值提取法	1998Q3 2009Q1	2003Q4

的资产负债表而不得不削减支付，导致经济增长出现疲软期。同时，由于金融冲击发生前过量的资本集中在房地产等风险资产，冲击过后额外的调整资本会进一步阻碍经济增速的恢复，加重金融冲击对实体经济的不良影响，既加深了经济下行的深度，又延长经济疲软期的长度。

(二) 中国金融周期与经济周期的实证分析

为进一步分析我国金融周期与经济周期二者间的关联关系，本文参考 Goodhart & Hofmann (2000) 以及马勇、李镏洋 (2015) 的回归模型设定，利用广义据估计 (GMM) 回归方法，在经济周期与金融周期两个变量之间建立联系，具体回归方程如下：

$$EC_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i EC_{t-i} + \beta ir_{t-i} + \gamma_j FC_{t-j} + \varepsilon_t \quad i=1, 2, \dots, 1; j=0, 1, \dots, 12 \quad (1)$$

在回归模型 (1) 中，被解释变量 EC 为经济周期，以实际 GDP 增速表示，解释变量分别为经济周期滞后期 (EC_{t-i})、实际利率水平 (ir_{t-i}) 与前文经由主成分分析法测算所得的金融周期变量 (FC_{t-j})。其中，实际利率水平是由名义利率与通货膨胀率相减所得。具体而言，依据马勇、李镏洋 (2015) 研究，名义利率本文选取由银行间同业拆借 7 天利率表示，通货膨胀率选取 GDP 平减指数表示。在数据样本时间选择方面，本部分选取了与前文测算金融周期与经济周期相同的样本数据跨度，即 1996 年第一季度至 2015 年第二季度。在数据处理方面，本文参照标准文献方法，对原始数据均进行了季节调整与滤波分解，提取各变量的周期波动分量作模型的回归变量。由于各回归变量均为剔除趋势分量之后的周期波动分量，因此回归方程中不再包含常数项。¹⁰本文全部基础数据均来源于 Wind 数据库与 CEIC 数据库。

对于回归模型 (1) 中各变量滞后期的确定：首先，本文依据 Goodhart & Hofmann (2000)，将实际利率变量的滞后期确定为滞后 1 期。其次，由于本文所选用的是季度频率数据，基于先验规律，标准文献通常将季度数据的最大滞后期设定为 8 期，然而前文关于金融周期与经济周期的描述与测算显示，二者相邻波峰间的平均距离约为 7.33 个季度，与最大滞后期 8 的距离相距过近，最大距离为 9 个季度，超出标准文献的滞后 8 期范围。因此，为确保能够全面考察金融周期对经济周期的影响作用，本文延长了经济周期与金融周期最大滞后期的期限，将其选取为 12 期 (即 3 年)。在此基础上，对于经济周期滞后期的选择，本文遵循 AIC 信息准则，其相关检验结果表明，滞后 2 期时效果最佳。金融周期指标则是本文最为关心的变量，其与经济周期间的相关系数符号、大小及其显著性与滞后期，是本文考量金融系统对实体经济影响作用的关键，因此，我们分别对当期与滞后 12 期内的金融周期变量，逐一进行回归分析。具体回归结果如表 8 所示。

基于表 8 的回归结果可以发现，金融周期对经济周期在 5% 的置信水平下均呈现出显著的正向作用，且在滞后 6 期至滞后 10 期范围内，呈现出在 1% 的置信水平下的正相关显著性，其中金融周

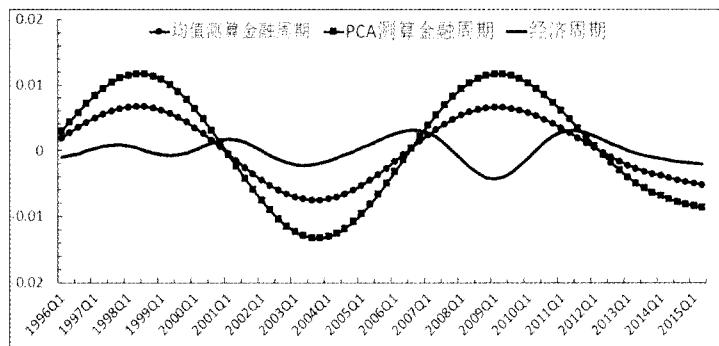


图 6 中国金融周期与经济周期对比分析图

表 6 中国金融周期与经济周期特征对比表

	标准差	波峰	波谷	周期长度
金融周期	0.00674	1998Q3 2009Q1	2003Q4	10.5 年
经济周期	0.00182	1997Q3 2001Q1 2006Q4 2011Q2	1999Q2 2003Q2 2009Q1	4.7 年

¹⁰ 其中经济周期与金融周期的数据处理，本文在测算部分已经完成。

表 8 金融周期对经济周期的 GMM 回归结果

	EC _{t-1}	EC _{t-2}	ir _{t-1}	FC _{t-j}	Adjusted R-squared	Durbin-Watson	J-statistic (Prob-J)
(0)	1.274*** (10.86)	-0.826*** (-11.84)	0.445*** (4.08)	0.158** (1.94)	0.613	2.011	0.535 (0.911)
(1)	1.427*** (19.14)	-0.994*** (-12.71)	0.389*** (3.95)	0.171** (1.98)	0.598	2.133	5.336 (0.721)
(2)	1.577*** (19.62)	-1.098*** (-10.90)	0.251*** (2.83)	0.183** (2.31)	0.586	2.106	1.429 (0.839)
(3)	1.488*** (17.95)	-0.881*** (-9.79)	0.401*** (4.13)	0.196** (2.05)	0.607	2.231	4.607 (0.798)
(4)	1/390*** (17.87)	-0.779*** (-10.29)	0.474*** (4.57)	0.203** (2.51)	0.521	2.025	5.383 (0.716)
(5)	1.331*** (19.22)	-0.777*** (-11.84)	0.489*** (4.83)	0.216** (2.57)	0.584	2.124	5.190 (0.817)
(6)	1.314*** (19.63)	-0.807*** (-12.86)	0.448*** (3.97)	0.231*** (3.47)	0.589	2.146	3.392 (0.758)
(7)	1.374*** (18.92)	-0.841*** (-12.02)	0.422*** (4.31)	0.279*** (3.74)	0.639	2.119	4.756 (0.783)
(8)	1.431*** (19.71)	-0.846*** (-10.89)	0.448*** (4.54)	0.316*** (4.08)	0.597	2.103	5.511 (0.787)
(9)	1.453*** (19.45)	-0.853*** (-10.25)	0.453*** (3.54)	0.283*** (3.88)	0.571	2.206	4.337 (0.887)
(10)	1.449*** (18.62)	-0.835*** (-10.16)	0.479*** (4.69)	0.247*** (3.49)	0.627	2.159	5.346 (0.803)
(11)	1.408*** (18.23)	-0.792*** (-10.22)	0.493*** (4.07)	0.179** (2.31)	0.574	2.087	4.423 (0.817)
(12)	1.364*** (18.3)	-0.777*** (-10.86)	0.510*** (4.72)	0.123** (1.67)	0.593	2.045	6.408 (0.602)

注: (1) (0) - (12) 分别代表 $j=0, 1, \dots, 12$ 共计 13 次回归。(2) ** 与 *** 分别代表在 5% 和 1% 的置信水平下显著, 除 J-statistic 列括号内数值为 J 统计量的 P 值之外, 其余列的括号内数值均为回归系数的 t 检验的统计量数值。

期的滞后 8 期与经济周期的相关系数最大, 显著性也最为明显, 这与我们前文的现象描述结论基本一致。对于金融周期与经济周期特征的统计描述显示, 最近一次金融周期波峰领先于经济周期波峰为 9 个季度。统计描述与实证结论共同表明, 金融周期对经济周期存在“加速器”作用, 且金融系统对实体经济的这种推动放大作用具有一定的先导性。这也进一步印证了我们关于金融周期与经济周期的理论分析, 即金融周期相较于经济周期的波动幅度更大、持续时间更长。利用模型 (1) 的回归结果, 分析我国 2009 年第一季度之后的新一轮金融周期, 有助于我们更加深刻地理解我国宏观经济的状态。由于金融周期对经济周期的影响作用存在大约 2 年左右的领先性, 尽管我国实体经济在 2011 年之后, 才步入增速降缓的下行阶段, 但事实上其根源很可能在于, 自 2009 年开始我国金融体系已经步入下行调整阶段, 而此后的“四万亿”刺激政策尽管在一定程度上短暂抑制了实体经济的衰退, 在 2009—2011 年内我国经济周期表现为短暂的上行阶段。然而在这看似繁荣的背后持续累积的金融失衡, 在刺激政策结束之后, 造成实体经济步入更加严重的“未完成衰退”困境, 甚至导致当前我国实体经济调整阵痛加剧, 宏观经济处于金融周期与经济周期的双重叠加下行阶段。

四、我国金融周期的现实含义

结合前文的系统测算与实证回归结论, 联系理论与实际, 至此本文已经可以对我国的金融周期进行较为全面的阐述总结与政策解释。

1. 金融周期的上行阶段 (2004 年第一季度至 2008 年第四季度): 掩盖脆弱的繁荣

自 2002 年结束上一轮经济低谷期, 中国宏观经济自 2003 年开始了长达五年的高速增长期, 2003—2007 年我国 GDP 一直保持两位数的高增长率, 在 2007 年更是达到其历史增长高峰, 然而在这段典型的繁荣期内, 国内的宏观经济环境也呈现出以下脆弱性特征, 为之后的危机埋下了伏笔。

第一, 在经济高速增长的繁荣背后, 我国经济的结构性矛盾日益凸显, 投资、消费之间的比例失衡加剧, 国内购买力严重不足, 本应成为经济增长主要动力的国内消费需求长期低迷, 同期的国内储蓄率却在大幅攀升, 金融资本日益过剩, 过剩的信贷主要与房地产、股票等风险资产产品相结

合，拉动了房地产、基金、证券等行业的高速发展，造成房地产与股票价格短期内飙升，出现资产价格泡沫。这是明显的经济上行期内金融繁荣的过程，从前文实证结果可以看到，在2003年第四季度至2008第四季度之间，随着我国信贷总量的不断扩张以及房地产价格的不断上涨，银行业与房地产企业的风险偏好也呈现出顺周期的上升趋势。信贷扩张、风险偏好增加与资产价格高速上涨三者之间交互增强。

第二，地方政府在2002年之后对土地开发和扩大地方建设规模的热情空前高涨，在2003年开始的这一轮宏观环境利好背景下，地方政府与银行之间“以地套现”，客观上推动了城市的扩张，带动了房地产行业的暴利，使其成为过剩资本集中涌入的领域，同时这些非生产性的投资还造成了政府不承担风险和责任的大规模负债，鉴于中央也不能承担这种不断累积的地方负债，货币的大规模增发不得已成为唯一的解决手段。在地方政府“以地套现”的整个过程中，经济的高速增长是由高投资加高负债形成的，增长的脆弱性显而易见。

第三，随着中国对外开放程度的不断加深，中国对外贸易的主要动力逐渐由国内产能过剩转变为外部需求，在金融体系上，中国进一步融入由美国等核心国家金融资本主导的全球新循环中，对海外的“金融依赖”程度加深，2003年以来中国宏观经济的高涨客观上也与国际宏观经济进入景气周期的步调一致。此时国内对外部过度依赖造成的脆弱性，使得中国的金融经济很难抵御来自外部输入型的冲击。

2. 金融周期的下行阶段（2009年第一季度至2015年第二季度）：冲击后“未完成的衰退”^①

我国宏观经济的增长在全球金融危机爆发之前对外部需求存在过度依赖，2007年下半年美国次贷危机爆发，由于出口的锐减，2008年我国GDP的增速较2007年明显下降，经济周期步入增速下降阶段，与此同时，由于全球金融危机的爆发，危机前因“热钱”流入国内而被拉升的资产价格随着“热钱”的流出也受到了较大冲击。中期滤波结果显示，2008年第一季度之后，房地产价格增速开始进入下行阶段，而房地产企业由于受整体经济不景气以及房地产价格下降的双重负面影响，从中期来讲其风险的偏好也开始由强转弱。信贷总量增长率的回落与银行业风险偏好的下降稍晚于金融周期整体，这是因为中国政府为应对2008年输入型金融冲击，在2008年年底至2010年年底实施了“四万亿”经济刺激政策，试图利用财政投资带动内需增长，“四万亿”政策最直接的效用自然是延缓了银行业资产负债表的衰退。

2009年至2012年间，银行业风险偏好以及影子银行增长率都呈现出不同程度的逆金融周期特征。“四万亿”政策出台之后，直接刺激信贷在短期内进一步扩张，从而使得银行业的风险偏好在危机期间不降反升，而地方政府通过启动基础设施建设拉动内需，设立政府融资平台筹集资金，促使影子银行急速扩张。这表明，危机期间影子银行的扩张对实体经济短期内的复苏起到了促进作用，同时也体现出政府为恢复经济而采取的逆周期宏观审慎态度。联系中国经济周期的实证结果，“四万亿”刺激政策使中国经济在2009—2010年间出现了短暂的复苏迹象。短期内看来，“四万亿”刺激政策似乎帮助中国经济度过了这次金融冲击。

然而，中国经济增速乏力的趋势是否真的就此终结并转向复苏了呢？我们发现事实并非如此。理论上，在经济正常下行期内，若政府宽松性审慎政策力度过大，在放宽信贷刺激经济复苏的同时，也会造成资产价格的上涨，严重时甚至会产生价格泡沫，这时看似经济已然向好运行，但实质上却不利于经济的正常发展。从实际情况来看，尽管“四万亿”政策实施后我国影子银行规模急剧扩张，2010年“四万亿”政策结束之后，貌似向好的宏观经济却突然调转方向，又进入了新一轮下行区间，政府大力度推进的基础设施建设也没能有效扭转整体固定资产投资放缓的势头，商品房销

^① “未完成的衰退”是Borio（2014）提出的概念。所谓“未完成的衰退”是指由于金融因素对经济波动具有放大作用，因此金融周期的下行阶段通常大于传统经济周期的衰退期。尽管事实上中国并没有出现严格意义的衰退现象，但因中国这一时期的宏观经济表现与Borio描述的其他国家金融周期衰退阶段的特征十分相似，因此我们在这里沿用了这一名词。

售价格回落导致房地产行业整体呈现出低迷状态，房地产企业风险偏好明显降低，由此也导致近年来中国信贷增速整体放缓，从而继续加重实体经济“未完成的衰退”。

从金融周期的中长期视角分析，目前中国经济仍处于“未完成的衰退”中。“四万亿”政策的效果之所以近年来不断为经济学家诟病、怀疑，本质上是由于中国政府并没有意识到金融周期对政策制定的重要影响。Borio (2014) 指出，如果仅考虑通过遏制短期的衰退来渡过危机，很可能会造成未来程度更深、更严重的衰退。短期不当的信贷扩张，本质上对实体经济的作用并不明显，但却极有可能会使资产价格泡沫愈加膨胀，未受到抑制的金融繁荣很可能会在崩溃之后对实体经济造成更大的打击，目前我国就正处于金融周期与经济周期的双重下行阶段，这就需要中央政府在制定宏观经济政策时，不仅要考虑金融周期的相应目标，更需考虑如何应对金融周期的下行阶段，比起简单地提高产出增长率，在双重下行的叠加期，我们更需要反思繁荣时期对潜在产出与潜在产出增长率的估值是否过高，繁荣时期是否存在明显的资本存量与劳动力资源的错配，只有解决清楚上述问题，才能真正实现新常态下中国经济的健康持续发展。

五、结 论

本文基于 Borio (2014) 提出的金融周期概念，系统测算了中国的金融周期，详细描述了中国金融周期的具体特征，比较分析了中国金融周期与经济周期间的联系与区别，实证探讨了中国金融周期对经济周期的影响作用，完整考察了中国各市场主体风险偏好在金融周期中的传导机制，并依据上述经验证据，以金融周期理论视角对近年来我国宏观经济状况与相应政策进行了阐释与解读。

首先，本文对中国金融周期各单变量 1996–2015 年的季度数据，进行了中期滤波分解与一致性分析，完整系统地测算了中期低频范围内的中国金融周期。结果显示，信贷总量、信贷/GDP 和房地产价格这三个指标，可以用于合成中期低频范围内的中国金融周期。1996–2015 年间中国的金融周期存在两个波峰，“峰-峰”间金融周期的长度为 10.5 年。此外，本文的测算研究发现，中国两个金融周期的波峰几乎分别与 1998 年和 2009 年两次金融冲击的发生时间相吻合，说明金融周期的波峰可以作为我国金融冲击爆发前的预警指标，表明冲击事件的背后往往蕴藏着长期累积的金融失衡，这对中国经济的发展与政策制定提供了重要的警示意义。

其次，本文在测算基础上，对中国金融周期与经济周期进行了比较分析。结果显示，相较于经济周期，中国的金融周期具有持续时间更长、波动幅度更大的特征。同时，本文也通过 GMM 回归方法，进一步实证分析了中国金融周期对经济周期的影响作用。研究结果表明，中国的金融周期对经济周期具有显著的正向影响，且该影响作用具有 2 年左右的前置性。这说明，中国金融系统的变化对实体经济的波动具有领先性的推动放大作用。

最后，结合上述测算结果与实证结论，本文得出结论，即中国在 2004 年第一季度至 2008 年第四季度处于“掩盖脆弱性繁荣”的金融周期上行阶段，在 2009 年第一季度至 2015 年第二季度处于“四万亿”刺激政策之后的“未完成衰退”的金融周期下行阶段。总体而言，本文为政府分析宏观经济形势与制定相关政策提供了一个新的切入视角，即在当前我国处于金融周期与经济周期双重叠加下行阶段的新常态下，我国政府在制定宏观调控政策时，不仅要考虑实体经济增速，更要防范过度刺激政策所引发的金融失衡风险。

(责任编辑 辛本胜)