

金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定？

陈雨露 马勇 阮卓阳¹

摘要：本文通过对全球 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。这意味着，只有当金融周期处于相对平稳的正常状态时才有助于经济增长和金融稳定，反之，不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。此外，无论金融周期处于何种阶段（高涨期、衰退期或正常期），金融波动的增加都伴随着更低的经济增长率和更高的金融危机发生概率，这意味着，金融波动的增加不仅会显著削弱一国的经济增长，同时还会导致金融体系的不稳定性明显上升。

Abstract: Based on dynamic panel data of 68 major economies over the period of 1981-2012, this paper investigates the impact of financial cycle and financial volatility on economic growth and financial stability. The empirical results show that the boom and recession phases of the financial cycle are often associated with lower economic growth and higher probability of financial crisis. By comparison, in the normal phase of the financial cycle, economic growth is higher and the financial system is more stable. This indicates that both the overheating and overcooling of the financial system is harmful to economic growth and financial stability, and the reverse is true vice versa. In addition, no matter what phases the financial cycle is in, larger financial volatility is always associated with lower economic growth and higher probability of financial crisis, suggesting that the increase in financial volatility is harmful to both economic growth and financial stability.

关键词：金融周期；金融波动；经济增长；金融稳定

声明：中国人民银行工作论文发表人民银行系统工作人员的研究成果，以利于开展学术交流与研讨。论文内容仅代表作者个人学术观点，不代表人民银行。如需引用，请注明来源为《中国人民银行工作论文》。

Disclaimer: The Working Paper Series of the People's Bank of China (PBC) publishes research reports written by staff members of the PBC, in order to facilitate scholarly exchanges. The views of these reports are those of the authors and do not represent the PBC. For any quotations from these reports, please state that the source is PBC working paper series.

¹ 陈雨露为中国人民银行副行长，马勇、阮卓阳为中国人民大学财政金融学院研究人员。马勇的电邮是 mayongmail@ruc.edu.cn。本文内容为作者个人观点，不代表中国人民银行。

一、引言与文献综述

经济学家对于金融周期的关注由来已久，最早甚至可以追溯到亚当·斯密，他在研究高利贷上限的过程中曾讨论过信贷配给问题。此后，包括李嘉图、凯恩斯、哈耶克、熊彼特、弗里德曼等在内的一大批经济学家，均在其论著中不同程度地讨论过货币和信贷周期问题。尽管在 20 世纪七八十年代，实际经济周期理论（Real Business Cycle, RBC）曾一度对金融经济周期理论造成猛烈冲击¹，但经济波动的金融理论仍然并未完全淡出经济学家的视野。比如，托宾（Tobin, 1975）、明斯基（Minsky, 1975）、金德尔伯格（Kindleberger, 1978）和伯南克（Bernanke, 1983）等的研究，都重点强调了金融周期对宏观经济的影响。特别是 2008 年国际金融危机之后，基于对传统主流宏观经济学的反思，金融周期对宏观经济和金融体系的影响再次成为宏观经济学研究的焦点问题（Borio, 2014）。

从实际文献分布来看，近年来关于金融周期与宏观经济关系的研究几乎主要是围绕金融（信贷）周期和经济周期之间的关系展开的。在理论建模方面，Bernanke and Blinder（1988）和 Bernanke and Gertler（1989）较早地构建了纳入信贷市场均衡的宏观经济模型，即 CC-LM 模型和金融加速器（financial accelerator）模型。在此基础上，后期的代表性模型主要包括以 BGG（Bernanke, Gertler and Gilchrist, 1999）为代表的“金融经济周期理论”和以 Kiyotaki and Moore（1997）为代表的“信贷周期理论”，这两个模型由于与主流宏观经济学模型具有较好的兼容性，直接成为后续很多经济金融周期模型的建模基础，如 Gilchrist et al.（2002）、Iacoviello（2005）、Gertler et al.（2007）、Christensen and Dib（2008）、Meh and Moran（2008）和 Christiano et al.（2010）等。在实证研究方面，Ferreira da Silva（2002）选取 40 个样本国家的数据，运用广义矩估计法对金融周期和宏观经济波动率之间的关系进行探究，发现经济波动随着金融系统发达程度的上升而趋于平滑。Mendoza and Terrones（2008）使用事件研究方法分别对新兴市场国家和工业化国家的宏观和微观经济数据与信贷膨胀之间的经验规律进行研究，发现信贷扩张对宏观、微观经济波动影响更大的是新兴经济体。Adrian et al.（2010）基于货币政策变化对金融中介机构盈利能力和风险承担能力的影响而造成的信贷供应转移，研究了货币、金融和经济周期之间的联系，发现货币政策的紧缩通过利率机制的传导最终导致了信贷收缩。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，采用传统的周期测年方法（转折点分析）来判定金融周期。他们对 21 个发达国家 1960-2007 年的研究发现，不仅各金融周期指标之间的国内联动性在加强，而且国家之间的金融周期同步性也在上升。Drehmann et al.（2011）使用拐点和基于

¹ 该理论认为，经济波动几乎完全源于技术冲击等“实际因素”，而包括货币、信贷和金融变量在内的“名义因素”几乎不发生作用。

频率的过滤值来表征金融周期，发现当商业周期和金融周期同时处于收缩阶段时，商业周期的衰退更明显。Claessens et al. (2012) 通过对 1960-2007 年 44 个国家的数据进行分析发现，经济周期与金融周期的不同阶段之间存在相当强的联系：经济衰退往往与金融崩溃相关，而经济复苏则往往伴随着信贷的迅速扩张。Borio et al. (2013) 的研究发现，有关金融周期的信息可以产生更为准确和实时的关于产出和产出缺口的信息。在较近的一项研究中，Aikman et al. (2015) 基于频率的滤波值来记录信贷周期，并分析了其与商业周期的关系，结果发现信贷膨胀与银行业危机密切相关。Bezemer and Zhang (2014) 基于 37 个国家 1970-2012 年的数据，分析了资本流动、生产率、管制和房价在信贷周期中的变化过程，发现抵押信贷增长和不断上升的房价是信贷繁荣的良好预测指标，同时，那些伴随着抵押贷款比率上升更多的信贷繁荣更容易导致坏的宏观经济结果。在另一项研究中，Bezemer et al. (2014) 对 46 个国家 1990-2011 年的面板数据研究发现，尽管信贷供给在短期内可能刺激经济增长，但从长期来看，过度的银行信贷对经济增长的影响总体呈现出负效应。

在金融（信贷）周期与金融稳定的国外文献中，大多数学者认为，由金融自由化和金融创新所导致的信贷扩张是金融危机的先行指标（Schularick and Taylor, 2009; Gourinchas and Obstfeld, 2012; Mendoza and Terrones, 2012; Elekdag and Wu, 2013; Borio, 2014），但并非所有的信贷扩张都会以金融萧条结束（Mendoza and Terrones, 2012; Barajas et al., 2007）。在这些研究中，影响信贷膨胀的因素包括资本流入、宽松的货币政策、放松管制和金融改革，扩大内需和不断上升的净进口。根据 Schularick and Taylor (2009)，信贷迅速增长是金融危机的明显征兆，暗示危机是信贷过度膨胀和政策当局忽视信用扩张的结果。Magud et al. (2012) 分析了新兴市场国家在资本大量流入时期的汇率灵活性对信贷市场的影响，其分析结果表明，在那些汇率机制不够灵活的经济体，如果其银行信贷的比例更大，同时信贷的组成更倾向于使用外币，那么，信贷扩张会更加显著，同时国内经济也更容易遭受资本流动的冲击。Calderon and Kubota (2012) 基于 71 个国家 1975-2010 年的样本数据对私人资本流入激增是否会导致信贷繁荣进行了研究，相关结果表明，激增的私人资本流入是信贷高涨的良好指示器，同时也是导致金融危机的“坏”的信贷繁荣的良好预测指标。在另一项跨国实证研究中，Mendoza and Terrones (2012) 对 61 个国家 1960-2010 年的数据分析表明，产出、资产价格、实际汇率、资本流动和外部赤字的变化与信贷周期存在系统性关系，同时信贷繁荣经常伴随着金融危机的爆发或经济的骤然停滞。Elekdag and Wu (2013) 集中对新兴市场国家的信贷周期进行了研究，他们发现，信贷繁荣初期的特点是宽松的货币政策和低于趋势水平的国内政策利率，同时金融危机几乎总是与信贷紧缩密切关联，不过危机之前确实常常存在着明显的信贷扩张。Bruno and Shin (2013) 通过构建国际银行系统间的总资本流动模型（Gross Capital Flows Model），发现全球银行的金融周期是金融状况跨国传导（Transmission of Financial Conditions）的首要决定因素。通过使用 46 个国家的面板数据对模型的

可预测性进行检验，他们发现，在金融周期的跨国传导过程中，全球性要素要强于本地要素，同时也是银行部门资本流动的决定因素。Borio（2014）通过对较长金融周期（约 16 年）的典型经验特征进行研究，发现金融周期的特点是信贷供给和资产价格的峰值与金融危机重合，这一特征有助于对金融危机进行早期预警。

在国内研究方面，宋玉华和徐前春（2004）指出，现代金融周期的任何微小变化都可能通过金融市场的放大对宏观经济产生巨大冲击，因此，掌握金融周期规律对宏观经济政策的制定和实施具有重要意义。何德旭和张捷（2009）通过研究资产价格泡沫与产出波动和金融不稳定性之间的关系，发现现代经济的金融周期特征越来越明显，关注金融周期对宏观经济政策的影响十分必要。曹永琴和李泽祥（2009）通过运用恒常条件相关（Constant Conditional Correlations, CCC Model）和动态条件相关估计方法（Dynamic Conditional Correlation, DCC Model）研究发现，随着中国金融开放程度的提高，金融周期和经济周期之间的动态关联程度显著上升。在信贷周期与金融危机的研究方面，马勇等（2009）基于跨国实证数据考察了信贷扩张和金融监管在金融危机中的作用与实现方式，他们发现，危机中普遍存在的信贷扩张、资产价格和金融监管的顺周期性问题是绝大部分危机背后共同存在的基本机制。李麟和索彦峰（2009）以经济波动与不良贷款的关系为切入点，采用时间序列分析方法对二者之间的因果关系进行了研究，结果表明，中国经济波动的信贷周期及银行顺周期性的双重特征极易触发银行业的系统性风险。邓创和徐曼（2014）的研究表明，中国的金融周期波动先行于宏观经济景气波动，周期长度大约为 3 年，且存在“长扩张”和“短收缩”的非对称性特征。此外，他们的研究还发现，金融冲击的“产出效应”不如“价格效应”明显，金融形势好转所产生的加速效应要比金融形势恶化所带来的负面影响更加显著。

总体来看，现有文献的研究思路主要分为两个主线：一是分析金融周期特别是信贷周期与经济周期之间的关系，二是分析金融周期和金融稳定之间的关系。但现有的文献通常存在以下两个方面的不足：一是在金融周期的衡量上，一般直接采取某个金融变量（如信贷、M2、股价、房价等）相对于其均衡值的偏离来度量金融周期，缺乏对金融周期阶段特征的具体刻画（详见后文阐释）；二是在大部分关于金融周期和宏观经济的相关文献中，都没有考虑金融波动的影响，但事实上，在不同金融周期中的金融波动特征对于理解宏观经济而言可能是非常重要的，因为金融波动的上升不仅从一个侧面反映出了金融周期的某些额外特征（如波动性聚集和频率等），同时还会通过影响资源配置和市场预期等方式对宏观经济波动和金融体系的稳定性产生影响。基于上述考虑，本文尝试基于 68 个国家 1981-2012 年的动态面板数据，对金融周期和金融波动对经济增长和金融稳定的影响进行较为系统的实证分析。这一分析一方面有助于弥补当前关于金融周期和金融波动对经济增长和金融稳定影响相关文献的不足，另一方面有助于加深我们对相关问题的认识。

本文其余部分的结构安排如下：第二部分介绍研究样本与模型设定；第三部

分对解释变量进行说明，重点介绍金融周期和金融波动的测度方法；第四部分对金融周期和金融波动对经济增长和金融稳定的影响进行实证分析，并在此基础上进行实证解读；文章最后进行简要总结。

二、研究样本与模型设定

基于交叉样本数据的可获得性，本研究选取了全球范围内一个具有代表性的样本，共包括 68 个主要国家和地区 1981-2012 年的金融和相关数据。根据 IMF 的分类标准，该样本共包括发达国家 26 个，发展中国家 42 个（详见文末附录 A）。从经济总量上看，该样本国家的 GDP 总量达到全球 GDP 总量的 90% 以上，因而可以视为全球范围内具有代表性的一个国家样本。

由于本文的研究目标是基于跨国面板数据分析金融周期和金融波动对经济增长和金融稳定的影响，因此，可设立如下形式的动态面板模型：

$$Y_{it} = c + \alpha Y_{i,t-1} + \beta F_{it} + \theta V_{it} + \gamma Z_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标 i 表示国家， t 表示时间， Y_{it} 表示 GDP 增长率， c 为常数项， F_{it} 和 V_{it} 分别表示金融周期和金融波动， Z_{it} 表示其它可能对被解释变量（经济增长）产生影响的控制变量集合， μ_i 表示个体效应， θ_t 为时间效应， ε_{it} 为残差项。

显然，由于 $Y_{i,t-1}$ 与误差项相关且误差项存在序列相关，OLS 估计量是有偏且不一致的。同时，在加入前一期因变量作为解释变量的动态面板数据模型中，固定效应估计量、随机效应的 GLS 估计量和混合最小二乘估计量也都是不合适的。在这种情况下，GMM（Generalized Method of Moments）模型近年来广泛运用于动态面板数据（Arellano and Bond, 1991; Arellano and Bover, 1995; Blundell and Bond, 1998），尤其在探究金融对宏观经济的影响方面应用颇多。相比前几种模型，GMM 估计能较好地处理时间效应和个体效应，同时，通过选择恰当的变量滞后项作为工具变量，还能解决模型估计中存在的内生性问题。为便于说明，可将核心解释变量和控制变量向量合用 X 表示，那么方程（1）可表示为：

$$Y_{it} = \alpha Y_{i,t-1} + \beta' X_{it} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

因为个体效应 μ_i 与被解释变量的滞后项 $Y_{i,t-1}$ 相关，因此，即使在扰动项不存在序列相关条件下，个体效应仍使组内估计出现偏差。为去除个体效应，采用一阶差分方程进行处理：

$$Y_{it} - Y_{i,t-1} = \alpha(Y_{i,t-1} - Y_{i,t-2}) + \beta'(X_{it} - X_{i,t-1}) + (\theta_t - \theta_{t-1}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (3)$$

尽管（3）式仍存在内生性问题以及误差项的差分项和被解释变量的差分项相关的问题，但这两个问题都可以通过选择合适的工具变量予以解决。一阶差分 GMM 估计使用解释变量的滞后项作为工具变量有两个假设：一是误差项不存在序列相关，二是变量（包括解释变量）是弱外生的。此时，一阶差分 GMM 估计的矩条件为：

$$E[Y_{i,t-s}(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1})] = 0, s \geq 2; t = 3, \dots, T \quad (4)$$

$$E[X_{i,t-s}(\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1})] = 0, s \geq 2; t = 3, \dots, T \quad (5)$$

由(4)式和(5)式可知,变量滞后两阶及以上的水平变量可作为差分方程的工具变量来获取一阶差分 GMM 估计量。然而,Alonso-Borrego and Arellano (1996)和 Blundell and Bond (1998)指出,水平滞后项是一阶差分方程的弱工具变量,而弱工具变量可能导致严重的有限样本偏差,即系数估计量的方差逐渐变大。为解决这一问题,Arellano and Bover (1995)和 Blundell and Bond (1998)进一步引入了水平方程的矩条件。此时,差分方程和水平方程相结合的矩条件便构成了系统广义矩估计(System GMM)。在系统 GMM 估计下,差分方程的矩条件与先前相同,而水平方程的工具变量则为差分变量的滞后项。为确保新工具变量的有效性,需要满足条件:解释变量的一阶差分项与个体效用 μ_i 不相关。此时,水平方程的矩条件为:

$$E[(Y_{i,t-s} - Y_{i,t-s-1})(\mu_i + \varepsilon_{i,t})] = 0, s = 1; t = 3, \dots, T \quad (6)$$

$$E[(X_{i,t-s} - X_{i,t-s-1})(\mu_i + \varepsilon_{i,t})] = 0, s = 1; t = 3, \dots, T \quad (7)$$

由此可见,差分变量一阶滞后项可以作为水平方程的工具变量。不仅如此,Bond et al. (2001)和 Hauk and Wacziarg (2009)还进一步指出,系统 GMM 估计量可应用于增长回归模型以产生一致和有效的参数估计。因此,综合上述考虑,本文亦采用系统 GMM 估计进行回归分析。

在实际回归过程中,GMM 估计需要做两项基本检验:一是过度识别的 Sargan 检验,主要用于识别工具变量的整体有效性,基于“工具变量有效”的原假设,该检验的统计量渐近服从自由度为工具变量个数与受估参数的个数之差的卡方分布;二是二阶序列相关的 AR(2) 检验,主要用于检验误差项是否存在序列相关问题,基于“不存在二阶序列相关”的原假设,该检验的统计量趋近于正态分布。关于此方面更详细的统计说明,可参考 Arellano and Bond (1991)、Arellano and Bover (1995)和 Blundell and Bond (1998)等的经典文献。

三、主要解释变量的选择与测度方法

由于本文的主要目标是考察金融周期和金融波动对经济增长和金融稳定的影响,因此,被解释变量为经济增长率和金融危机,而核心解释变量则为金融周期和金融波动。在被解释变量的代理变量选择方面,按照标准文献的做法,经济增长率直接用 GDP 增速表示,而金融危机则参考目前文献的通行做法(如 Barth et al., 2000; 陈雨露和马勇, 2010; Laeven and Valencia, 2012),采用二元变量赋值法进行定义。较之被解释变量,本文的两个核心解释变量(即金融周期和金融波动)由于均无现成的合适指标与之对应,因而需要通过一定的方法计算得

出，下面分别予以说明。

（一）金融周期的测度

在对金融周期进行测度之前，首先需要确定用以计算周期的基本指标序列。在以往文献中，一般使用私人部门信贷/GDP 或 M2/GDP 作为一国金融周期的表征变量。根据 Levine et al. (2000)，私人部门信贷/GDP 是衡量金融部门活动水平的更好指标，因此，本文主要选用私人部门信贷/GDP 作为计算金融周期的基础变量，基于 M2/GDP 的结果同样成立，为节约篇幅，此处略去，需要可向作者索取。

在确定用以计算金融周期的基础变量之后，下一步的核心工作则是采用何种方法对金融周期进行具体测度。在过往的经济周期文献中，一般直接采用某个金融指标（如信贷、M2、资产价格等）HP 滤波后得到的周期波动项作为金融周期的代理变量，然而这种做法实际上只能大致显示金融变量相对于其趋势值的偏离程度（当然，对于一种粗略的分析，这种做法是可行的），由于缺乏对周期性拐点的明确定义，该方法无法更进一步地显示出金融周期究竟是处于高涨期、衰退期或正常期的哪一个具体阶段。有鉴于此，本文参考 Braun and Larrain (2005) 和 Bezemer and Zhang (2014) 等的做法，明确将金融周期划分为高涨期（Boom）、衰退期（Bust）和正常期（Normal）三个具体类别，并在此基础上进行实证分析。从具体做法来看，我们以 c_{it} 表示国家 i 在第 t 年时私人部门信贷与 GDP 的百分比，用 HP 滤波计算出 c_{it} 的周期值 \tilde{c}_{it} ，并用 σ 表示从 \tilde{c}_{it} 得出的标准差。在此基础上，各周期的认定方法如下：

（1）高涨期（Boom）。对于每个经济体，当 $\tilde{c}_{it} > \sigma$ 时，即当私人部门信贷/GDP 的周期值大于一个标准差时，定义其为高涨期的“顶峰”。然后，向前推直至找到“低谷”，这个“低谷”被定义为 $\tilde{c}_{it} < \tilde{c}_{i,t-1}$ 和 $\tilde{c}_{it} < \tilde{c}_{i,t+1}$ 同时成立之时，亦即周期值 \tilde{c}_{it} 处于比其前 1 期值和后 1 期值都更小的低位状态时。在此基础上，高涨期可被定义为“低谷”后 1 期到“顶峰”之间的区间，并用二元变量 Boom 标记：当观察值落入该区间时，Boom 取值为 1，其余时间取值为 0。

（2）衰退期（Bust）。采用与定义高涨期类似的思路，首先定义一个低谷： $\Delta\tilde{c}_{it} < \sigma$ ，即周期值低于一个负标准差的年份。然后，往前推至顶峰的下 1 年，这个顶峰被定义为： $\Delta\tilde{c}_{it} > \tilde{c}_{i,t-1}$ 和 $\Delta\tilde{c}_{it} > \tilde{c}_{i,t+1}$ 都成立时。于是，从顶峰次年至低谷之间的区间被定义为衰退期，并用二元变量为 Bust 标记：当观察值落入该区间时，Bust 取值为 1，其余时间取值为 0。

（3）正常期（Normal）。除去上述高涨期和衰退期之外，还有一些经济体的时间观察值既未落入高涨期，也未落入是衰退期，此时，这些观察值相应地被定义为正常期，并用二元变量 Normal 标记：当观察值落入该区域时，Normal 取值为 1，其余时间取值为 0。从直观上理解，当观察值落入正常期区域时，对应的金融周期值处于一种小幅波动范围内的正常状态。

上述金融周期的识别方法可由图 1 直观显示。

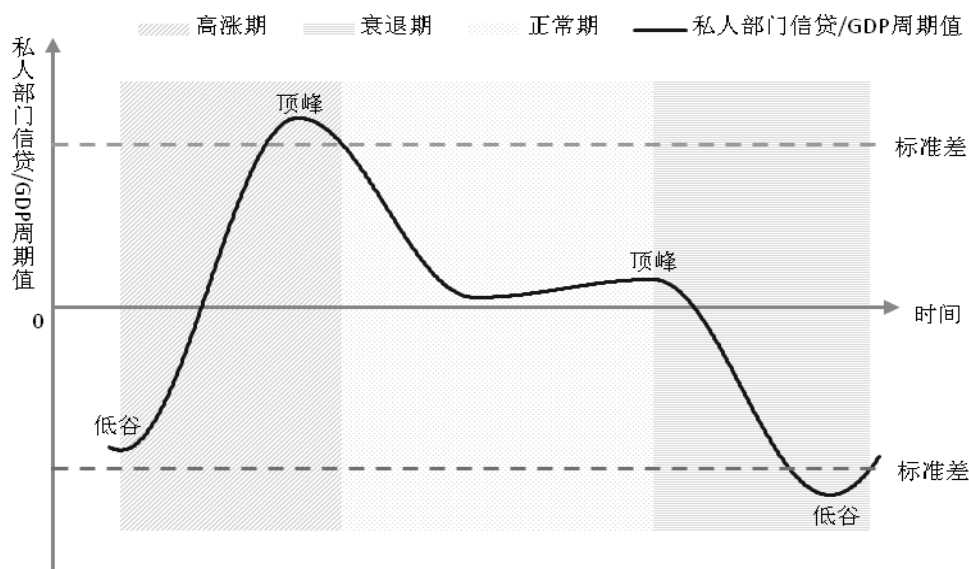


图 1 金融周期变量的识别示意图

(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的 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，由于本文主要使用私人部门信贷/GDP 作为一国金融周期的基本指标序列，因此，我们通过计算各国在 1981-2012 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 1981 年，第一个 5 年移动标准差将从 1985 年开始，因此，我们最终可以获得全部样本国家在 1985-2012 年的金融波动数据。

在进行正式的回归分析之前，对样本国家的金融波动情况进行一个大体的了解将有助于增加我们对相关现象的感性认识。为此，我们在图 2 中给出了样本总体和一些代表性国家的金融波动情况。从图 2 我们可以看出，发达国家的平均值序列图表明波动有加剧趋势，特别是在 1998 年后有明显的上升趋势；相比之下，发展中国家的平均值序列的总体波动则相对比较稳定，波动程度呈现出先上升后下降直至平稳的态势。从典型国家来看，美国、德国、中国等国的金融波动总体上呈现出震荡向上的趋势，而日本、韩国和南非等国的金融波动呈现出先上升后下降的“驼峰状”趋势。英国的情况比较特别，2007 年之前的金融波动呈现出较为温和的震荡下行的态势，但在 2007 年之后，金融波动出现了急速的显著上升。

上述描述尽管是直观的，但仍然给我提供了以下几个方面的有用信息：一是不同国家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；二是大部分样本国家（特别是直接遭受 2008 年国际金融危机冲击的发达国家）的金融波动

在 2007 年前后都有明显的变化，暗示金融波动和宏观经济和金融稳定可能存在密切关联；三是在 2000 年之前的所谓全球经济的“大稳健”（Great Moderation）时代，大部分国家的金融波动都表现比较平稳，这暗示着平稳的金融运行环境（即低的金融波动）可能对“大稳健”时代的经济平稳快速增长有所帮助。应该说，基于上述样本国家的金融波动表现，同时结合相应的经济金融背景，大体可以判断，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。

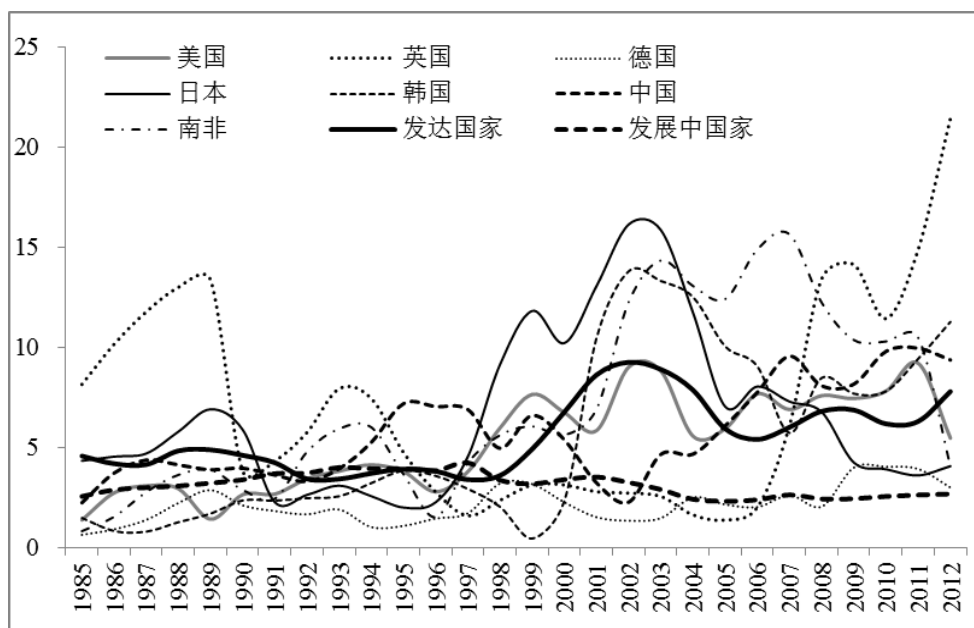


图 2 样本国家的金融波动情况

（三）其它控制变量选择

在控制变量的选择上，按照实证文献的通常做法，我们主要对三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；二是金融层面，具体包括存款利率、总储蓄率；三是社会层面，具体包括人口增长率、移动蜂窝式无线通讯系统的电话租用率和城镇化率。本文各变量的符号和含义如表 1 所示。除编制金融危机（Crisis）虚拟变量所用的信息来自 Laeven and Valencia（2012）之外，本文其余变量的所有原始基础数据均来自世界银行数据库。表 2 给出了各变量的基本统计描述。

表 1 本文各变量的符号、含义及数据来源

类型	符号	变量	具体说明
被解释变量	Ggdp	经济增长率	以 GDP 增长率表示，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
	Crisis	金融危机	用是否发生金融危机表示（虚拟变量），一个国家

				发生金融危机的概率越高，其金融体系的稳定性越低
核心解释变量	金融周期	Boom	高涨期	在金融周期处于高涨期时取值为 1，否则为 0
		Bust	衰败期	在金融周期处于衰退期时取值为 1，否则为 0
		Normal	正常期	在金融周期处于非高涨期和非衰退期时取值为 1，否则为 0
	金融波动	Vol	金融波动	用私人部门信贷与 GDP 比值的 5 年移动标准差表示，用于衡量金融波动
控制变量	经济层面	trade	贸易条件	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
	金融层面	rate	存款利率	商业银行或类似银行为存款支付的利率
		depos	总储蓄率	用总储蓄与 GDP 之比表示，用于衡量储蓄水平
	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
		phone	电话租用率	用移动蜂窝式无线通讯系统的电话租用率表示，反映了一国的公共通信服务水平，一般用于衡量社会发展程度
		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

表 2 本文各变量描述性统计

变量	含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
Ggdp	经济增长率	1904	3.5393	3.7281	-19.0129	26.2686
Crisis	金融危机	1904	0.1481	0.3553	0	1
Boom	高涨期	1904	0.2400	0.4272	0	1
Bust	衰败期	1904	0.2547	0.4358	0	1
Normal	正常期	1904	0.5305	0.4992	0	1
Vol	金融波动	1904	4.0308	4.7826	0.1173	45.2838
trade	贸易条件	1904	0.0089	0.0061	0	0.0687
capital	资本形成率	1904	0.2240	0.0766	-0.0242	1.5273
ind	工业化程度	1904	0.2987	0.1144	0	0.7741
rate	存款利率	1904	0.2603	2.9956	0	93.9429
depos	总储蓄率	1904	0.2012	0.1056	-0.1914	1.5508
popul	人口增长率	1904	0.0156	0.0104	-0.0161	0.1118

phone	电话租用率	1904	0.3150	0.4246	0	1.8736
urban	城镇化率	1904	0.5918	0.2196	0.1175	1

四、实证分析与检验

基于前文所述的研究样本和模型设定,本部分我们分别对金融周期和金融波动对经济增长和金融稳定的影响分别进行回归分析,然后在此基础上进行相应的理论分析和实证解读。

(一) 金融周期和金融波动对经济增长的影响

首先我们分析金融周期和金融波动对经济增长的影响。由于金融周期被划分为高涨期(Boom)、衰退期(Bust)和正常期(Normal)三种状态,因此,这里分别逐一考察它们对经济增长的影响。当金融周期处于高涨期状态时,基于系统GMM估计的相关回归结果如表3所示。为清晰起见,参照标准文献的做法,采用逐步增加解释变量的“从简单到复杂”的建模策略。具体而言,在表3中,模型1为只包含了被解释变量一阶滞后项和金融高涨期变量(Boom)的回归结果;模型2在模型1的基础上增加了另一个核心解释变量,即金融波动项(Vol);模型3-5则在两个核心解释变量的基础上,分别逐步增加了经济层面、金融层面和社会层面的控制变量。

表3 金融周期和金融波动对经济增长的系统GMM回归结果:高涨期

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
L.Ggdp	0.1526*** (3.5584)	0.1488*** (3.4575)	0.1239*** (2.8019)	0.1273*** (3.0158)	0.0971** (2.5206)
Boom	-1.1334*** (-3.4799)	-1.1096*** (-3.6420)	-0.8574*** (-2.7050)	-1.4784*** (-3.7371)	-1.0959*** (-2.8842)
Vol		-0.0415** (-2.4186)	-0.0519*** (-2.7529)	-0.0628** (-2.0403)	-0.0844** (-2.0720)
trade			87.6306*** (4.3637)	101.1687*** (4.2419)	35.2156* (1.6146)
capital			15.7670*** (4.2730)	17.8972*** (4.0479)	15.7388*** (3.7801)
ind			8.4346*** (3.8589)	10.6096*** (3.3569)	10.8649** (2.2947)
rate				-0.0758** (-2.3835)	-0.0755* (-1.8790)
depos				-4.9227* (-1.9135)	-0.5252 (-0.1835)

popul					54.6217* (1.7967)
phone					-0.2764 (-0.8744)
urban					-0.0723 (-0.0537)
_cons	3.3038*** (15.6151)	3.4632*** (15.8600)	-3.2850*** (-2.7977)	-3.3725*** (-2.6490)	-3.8542 (-1.5415)
Wald统计量	22.2426	27.3495	77.5604	117.4235	137.2138
AR(2)统计量	0.1563 (0.8758)	0.1529 (0.8785)	-0.1726 (0.8630)	-0.1859 (0.8525)	-0.4670 (0.6405)
Sargan统计量	66.7923 (1.0000)	66.9077 (1.0000)	65.1830 (1.0000)	62.7312 (1.0000)	61.8928 (1.0000)
样本数	1836	1836	1836	1836	1836
国家数	68	68	68	68	68

注：L.Ggdp 表示的 Ggdp 一期滞后；***，**和*分别表示在 1%，5%和 10%的水平下显著；变量系数括号中的数表示 z 值；Sargn 统计量和 AR（2）统计量括号中的数表示 p 值。

从表 3 的实证结果可以看出，高涨期变量（Boom）的系数在 1%的显著性水平上高度显著且符号为负，表明当金融周期处于高涨状态时，GDP 增速会出现显著下降，这也从另一个侧面印证了过度的金融扩张可能会对经济增长产生抑制的观点。与此同时，金融波动变量（Vol）在 5%的显著性水平上与 GDP 增长率呈现出显著的负相关关系，表明金融波动程度的上升会削弱一国的经济增长。注意到在逐步加入多个控制变量的过程中，高涨期变量（Boom）和金融波动变量（Vol）的系数符号和显著性均未发生明显改变（始终保持显著为负），表明两个核心解释变量与被解释变量（GDP 增长率）的负相关关系是稳定的。

除上述核心解释变量的结果外，在控制变量的影响方面，表 3 的结果还表明：（1）经济层面中的贸易条件（trade）、资本形成率（capital）和工业化程度（ind）的系数为正且显著，表明贸易条件的改善、资本投资的增加和工业化程度的上升对一国的经济增长具有促进作用；（2）金融层面的利率水平（rate）与经济增长呈现出显著的负相关关系，这一点不难理解，因为随着利率上升，投资成本将增加，进而导致投资减少和经济增速下降；（3）社会层面的人口增长率（popul）与经济增长显著正相关，表明人力资本的增加会对经济增长产生促进作用。总体来看，上述结果不仅与标准的宏观经济学理论一致，而且与经验事实和逻辑也高度吻合。最后，从模型检验来看，表 3 中的全部回归均通过了 Sargan 检验和 AR（2）检验，表明模型估计中的工具变量选择有效，且不存在二阶序列相关影响，相关估计结果是可靠的。

下面我们继续分析当金融周期位于衰退期时，金融周期和金融波动对经济增

长的影响，具体的回归结果由表 4 给出。与表 3 的结构类似，在表 4 中，模型 6 为只包含被解释变量一阶滞后项 (L.Ggdp) 和金融衰退期变量 (Bust) 的回归结果；模型 7 在模型 6 的基础上增加了金融波动项 (Vol)；模型 8-10 则进一步在模型 7 的基础上逐步增加了经济层面、金融层面和社会层面的控制变量。

表 4 金融周期和金融波动对经济增长的系统 GMM 回归结果：衰退期

	模型6	模型7	模型8	模型9	模型10
L. Ggdp	0.1363*** (2.6036)	0.1304*** (2.9810)	0.1169** (2.2031)	0.1020** (2.0365)	0.0927* (1.7370)
Bust	-0.6854*** (-3.7712)	-0.7383*** (-3.3605)	-0.6719** (-2.1793)	-0.5622** (-2.0780)	-0.9350*** (-3.0025)
Vol		-0.0748*** (-3.1938)	-0.0454*** (-2.6068)	-0.0345** (-1.9917)	-0.0450* (-1.8718)
trade			98.7279*** (4.7063)	88.7948*** (5.0478)	52.4893*** (2.7405)
capital			11.4436*** (3.0977)	16.3925*** (4.0202)	9.6940** (2.4906)
ind			7.7114*** (3.2018)	7.0581*** (2.9160)	6.2245** (2.4300)
rate				-0.0706** (-2.1223)	-0.0639*** (-4.0558)
depos				-5.0355* (-1.7858)	0.8950 (0.3098)
popul					77.5520** (2.4238)
phone					-0.1460 (-0.5166)
urban					-0.5982 (-0.5811)
_cons	3.2578*** (12.4510)	3.5708*** (13.8127)	-2.2493** (-2.3666)	-2.0465** (-2.3980)	-1.7992 (-1.1769)
Wald统计量	35.8580	33.9085	79.9996	144.6960	104.4695
AR(2)统计量	0.0092 (0.9927)	0.0146 (0.9884)	-0.1193 (0.9051)	-0.4149 (0.6782)	-0.3219 (0.7475)
Sargan统计量	67.3587 (1.0000)	66.6281 (1.0000)	65.8676 (1.0000)	65.7896 (1.0000)	66.1569 (1.0000)
样本数	1836	1836	1836	1836	1836
国家数	68	68	68	68	68

注：L. Ggdp 表示的 Ggdp 一期滞后；***，**和*分别表示在 1%，5%和 10%的水平下显著；变量系数括号中的数表示 z 值；Sargn 统计量和 AR（2）统计量括号中的数表示 p 值。

从表 4 的结果可以看出，至少在 5%的显著性水平上（大部分情况在 1%显著性水平上），衰退期变量（Bust）与 GDP 增长率呈现出显著的负相关关系，表明金融衰退期通常伴随着经济增速的明显下降。这一点不难理解，金融形势的下滑不仅会通过降低资源配置的效率而直接影响到经济增长，同时还会通过预期等渠道进一步放大这种负面效应。在金融波动的影响方面，表 4 给出了与表 3 一致的结果，即金融波动变量（Vol）与 GDP 增长率之间呈现出显著的负相关关系，这表明在金融衰退期，金融波动程度的上升同样会对一国的经济增长产生明显的负面影响。注意到上述相关关系并没有因为经济、金融和社会等层面控制变量的加入而发生任何改变，因而相关结论是稳健的。

在控制变量方面，表 4 的结果表明，经济层面中的贸易条件（trade）、资本形成率（capital）和工业化程度（ind）对经济增长的影响显著为正，金融层面的利率水平（rate）对经济增长的影响显著为负，而社会层面的人口增长率（popul）则对经济增长有显著的正影响。由于这些结果与表 3 得到的结果完全一致，此处不再赘述。此外，从模型检验来看，表 4 中的所有回归均通过了 Sargan 检验和 AR（2）检验，表明模型的估计结果是有效的。

最后，我们分析当金融周期处于正常期（Normal）时，金融周期和金融波动对经济增长的影响，具体结果如表 5 所示。从表 5 的结果可以看出，正常期（Normal）变量的系数符号显著为正（除模型 15 在 5%的显著性水平上显著外，其余均在 1%的显著性水平上显著），表明当金融周期处于正常期时，通常伴随着更高的经济增长率。与此同时，金融波动变量（Vol）的系数符号显著为负，表明在金融正常期，金融波动的上升同样不利于一国的经济增长，这同时也意味着，在所有的金融周期状态下（高涨期、衰退期或正常期），金融波动对经济增长的负向影响均显著成立。上述结论并没有因为控制变量的加入而发生改变（控制变量的结果同前，此处不再赘述），同时，所有回归也都通过了 Sargan 检验和 AR（2）检验，表明模型估计的工具变量选择有效，且不受二阶序列相关影响，相关实证结果是稳健和可靠的。

表 5 金融周期和金融波动对经济增长的系统 GMM 回归结果：正常期

	模型11	模型12	模型13	模型14	模型15
L. Ggdp	0.3531*** (6.0770)	0.2321*** (3.5608)	0.1339** (2.5388)	0.1477*** (2.9089)	0.1219** (2.2515)
Normal	2.0606*** (4.6838)	4.0497*** (3.4553)	2.0496*** (2.7535)	1.5990*** (2.8448)	1.1012** (2.2514)
Vol		-2.0377*** (-4.0239)	-0.5776*** (-4.6286)	-0.0895* (-1.9231)	-0.0758** (-2.2478)

trade			232.3458 ^{***} (4.6880)	244.9536 ^{***} (6.1533)	107.7382 ^{***} (3.3601)
capital			53.0825 ^{***} (6.4723)	55.4660 ^{***} (5.7270)	40.7586 ^{***} (4.2580)
ind			26.4566 ^{***} (4.5500)	18.2607 ^{***} (4.3108)	20.3682 ^{**} (2.3594)
rate				-0.1380 [*] (-1.8170)	-0.2161 ^{***} (-2.8473)
depos				3.7504 (0.7513)	18.9981 ^{***} (2.8656)
popul					148.6397 ^{**} (2.4633)
phone					-1.0503 (-1.2184)
urban					3.6466 (0.4346)
_cons	1.2133 ^{***} (3.9678)	8.8375 ^{***} (5.6604)	-17.3073 ^{***} (-5.3638)	-18.1637 ^{***} (-6.0938)	-21.1396 ^{***} (-2.5936)
Wald统计量	63.4464	36.0697	117.8797	120.4647	166.1496
AR(2)统计量	1.1560 (0.2477)	0.4703 (0.6381)	-0.3330 (0.7392)	-0.7451 (0.4562)	-0.8163 (0.4143)
Sargan统计量	67.0694 (0.9953)	67.2522 (1.0000)	59.5937 (1.0000)	63.6414 (1.0000)	58.9659 (1.0000)
样本数	1836	1836	1836	1836	1836
国家数	68	68	68	68	68

注：L. Ggdp 表示的 Ggdp 一期滞后；***，**和*分别表示在 1%，5%和 10%的水平下显著；变量系数括号中的数表示 z 值；Sargn 统计量和 AR（2）统计量括号中的数表示 p 值。

综合表 3-5 的结果，我们可以得出两个基本结论：一是金融周期的过度繁荣与萧条均不利于经济增长，只有当金融周期处于正常状态时，才会对经济增长起到促进作用；二是无论金融周期处于何种状态，金融波动性的上升均伴随着显著的经济增速下降，这说明金融波动对经济增长具有一致的负面影响。

（二）金融周期和金融波动对金融稳定的影响

上一部分分析了金融周期和金融波动对经济增长的影响，相关结果表明，金融周期的高涨期和衰退期均与经济增长显著负相关，而金融周期的正常期则与经济增长显著正相关。与此同时，不论是金融周期处于何种状态，金融波动的增加均对经济增长产生负向影响。除经济增长外，后危机时代的另一个焦点问题是金

融稳定。那么，金融周期和金融波动对金融稳定存在何种影响呢？对此，我们将在本部分进行实证分析。

在关于金融稳定的相关实证文献中，通常用是否发生金融危机作为金融体系稳定性的代理变量：一个国家发生金融危机的概率越高，其金融体系的不稳定性也就越高（如 Demirg-Kunt and Levine, 1999; Levine, 2000; 马勇等, 2009）。按照标准文献的做法（如陈雨露和马勇, 2013），在具体的实证分析中，是否发生金融危机通常用“0-1”二元变量法进行赋值，然后采用标准的二元面板离散选择模型进行回归分析。

在二元面板离散选择模型中，通常需要假定存在一个隐含变量（latent variable） Y_{it}^* ，其形式为：

$$Y_{it}^* = c + \alpha X_{it} + \beta V_{it} + \theta Z_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中，下标 i 表示国家， t 表示时间， Y_{it} 表示是否发生金融危机， X_{it} 表示金融周期， V_{it} 表示金融波动， Z_{it} 表示其他可能影响金融危机的控制变量集合， c 为常数项， μ_i 表示个体效应， ε_{it} 为误差项。虽然隐含变量 Y_{it}^* 无法直接观测，但虚拟变量 Y_{it} 可以被观测，其形式为：

$$Y_{it} = \begin{cases} 1, & \text{if } Y_{it}^* > 0 \\ 0, & \text{if } Y_{it}^* < 0 \end{cases} \quad (9)$$

为便于讨论，可将式（9）写为以下简化形式：

$$Y_{it}^* = x_{it} \gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

根据式（9）和式（10），可以进一步得到：

$$Prob(Y_{it} = 1) = Prob(x_{it} \gamma + \mu_i + \varepsilon_{it} > 0) = 1 - \Phi(-\gamma_{it} x_{it}) = \Phi(\gamma_{it} x_{it}) \quad (11)$$

其中， $Prob(Y_{it} = 1)$ 是 Y_{it} 在 $x_{it} \gamma$ 条件下为 1 的概率。在 Probit 模型设定下， $F(x_{it} \gamma)$ 由标准正态累计分布函数 $\Phi(x_{it} \gamma)$ 表示，其中 z 由 $x_{it} \gamma$ 经标准化后得到：

$$\Phi(x_{it} \gamma) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{x_{it} \gamma} \exp\left(-\frac{z^2}{2}\right) dz \quad (12)$$

在虚拟变量的赋值方面， $Y_{it}=1$ 表示 i 国在 t 年发生危机， $Y_{it}=0$ 表示 i 国在 t 年未发生危机。在核心解释变量方面，与前文一致，金融周期仍划分为高涨期（Boom）、衰退期（Bust）和正常期（Normal），金融波动的定义不变（记为 Vol），控制变量也与上文相同。当金融周期分别处于高涨期、衰退期和正常期时，相关回归结果如表 6-8 所示。

表 6 给出了当金融周期处于高涨期时，金融周期和金融波动对金融危机发生概率的影响。从表 6 的结果可以看出，高涨期（Boom）和金融危机的发生概率呈现出显著的正相关性，表明当金融周期处于高涨状态时，发生金融危机的概率

明显升高。这一结论与先前的一些研究具有一致性，比如 Mendoza and Terrones (2012) 和 Borio (2014) 等的研究均发现，繁荣期的信贷激增往往伴随着金融危机。同时，金融波动 (Vol) 对危机的发生概率具有显著的正影响，说明随着金融波动性的上升，危机的发生概率会明显增加。上述两个基本结论并没有收到控制变量加入的影响，表明相关结果是稳健的。

作为控制变量的附带结果，表 6 的结果还表明：在经济和金融层面，资本形成率 (capital) 和储蓄率 (depos) 的系数显著为负，表明在高资本形成率或高储蓄率的国家，发生危机的概率较小；在社会层面，移动蜂窝式无线通讯系统的电话租用率 (phone) 和城镇化率 (urban) 的系数亦显著为负，表明更加发达和现代化的社会发展程度有助于降低危机发生概率。

表 6 金融周期和金融波动对危机的二元面板回归结果：高涨期

	模型16	模型17	模型18	模型19	模型20
Boom	0.1730** (1.9601)	0.1345* (1.7020)	0.2107** (2.2978)	0.1961** (2.1239)	0.1785* (1.8250)
Vol		0.0301*** (2.8870)	0.0260** (2.4808)	0.0263** (2.4391)	0.0510*** (4.1591)
trade			-10.3442 (-1.4371)	-8.9992 (-1.2440)	-12.0799 (-1.5171)
capital			-5.4569*** (-6.1533)	-4.4781*** (-4.6787)	-5.2482*** (-5.0109)
ind			0.1308 (0.2202)	0.3176 (0.5218)	-0.0139 (-0.0195)
rate				0.0080 (0.4986)	0.0029 (0.1499)
depos				-1.8441** (-2.5614)	-1.7541** (-2.1075)
popul					14.4725 (1.8752)
phone					-0.9457*** (-6.3212)
urban					-1.8306** (-2.3720)
_cons	-1.3020*** (-13.0877)	-1.4331*** (-12.3929)	-0.2046 (-0.7220)	-0.1433 (-0.4911)	1.0039* (1.6980)
卡方	3.8418	12.2085	49.0782	53.9830	108.9582
似然值对数	-735.3626	-731.2700	-709.8797	-706.4850	-656.8715
rho	0.3073	0.3337	0.3383	0.3658	0.5051

样本数	1904	1904	1904	1904	1904
国家数	68	68	68	68	68

注：***，**和*分别表示在 1%，5%和 10%的水平下显著；变量系数括号中的数表示 z 值。

下面我们分析当金融周期处于衰退期时，金融周期和金融波动对金融危机发生概率的影响，具体结果如表 7 所示。从表 7 的回归结果可以看出，衰退期(Bust)的系数符号为正，且在 1%的显著性水平上高度显著，表明当金融周期处于衰退期间时，金融危机的发生概率将明显升高。从经验事实来看，在金融衰退期，伴随着信贷和金融杠杆的高位回落，金融和经济体系将出现明显的信贷紧缩现象，这很容易导致流动性枯竭，继而发生金融危机。再从金融波动对金融危机的影响来看，由于金融波动(Vol)的回归系数显著为正，这说明在金融衰退期，金融波动程度的增加将导致金融危机发生概率的明显上升，从而不利于金融稳定。在控制变量方面，表 7 的回归结果与表 6 基本一致，即资本形成率(capital)、储蓄率(depos)、移动蜂窝式无线通讯系统的电话租用率(phone)和城镇化率(urban)均与金融危机的发生概率显著负相关。唯一有所不同的是，贸易条件(trade)在表 7 中变得显著(符号为负)，这表明，与金融繁荣期相比，在金融衰退期，贸易条件的改善将有助于遏制危机。

表 7 金融周期和金融波动对金融危机的二元面板回归结果：衰退期

	模型21	模型22	模型23	模型24	模型25
Bust	0.5833*** (6.7369)	0.5528*** (6.2938)	0.5309*** (5.8415)	0.5319*** (5.8130)	0.5313*** (5.5318)
Vol		0.0216** (2.0067)	0.0196* (1.8029)	0.0195* (1.7419)	0.0435*** (3.4964)
trade			-16.8376** (-2.2546)	-15.1969** (-2.0319)	-17.1650** (-2.0951)
capital			-4.6389*** (-5.3080)	-3.6506*** (-3.8880)	-4.3812*** (-4.2827)
ind			-0.0501 (-0.0833)	0.1652 (0.2687)	-0.1936 (-0.2692)
rate				0.0057 (0.3515)	-0.0006 (-0.0334)
depos				-1.9033*** (-2.6570)	-1.8370** (-2.2288)
popul					10.4458 (1.3513)
phone					-0.9789*** (-6.4779)

urban					-1.7631** (-2.3465)
_cons	-1.4508*** (-13.6593)	-1.5386*** (-13.0032)	-0.3545 (-1.2383)	-0.2940 (-1.0008)	0.8920 (1.5197)
卡方	45.3862	49.0186	77.4639	82.5971	132.9390
似然值对数	-714.5770	-712.6219	-695.4518	-691.8631	-643.3134
rho	0.3275	0.3405	0.3433	0.3667	0.4879
样本数	1904	1904	1904	1904	1904
国家数	68	68	68	68	68

注：***，**和*分别表示在 1%，5%和 10%的水平下显著；变量系数括号中的数表示 z 值。

最后，我们分析当金融周期处于正常期时，金融周期和金融波动对金融危机发生概率的影响。如表 8 所示，在所有回归方程中，正常期变量（Normal）的回归系数均在 1% 的显著性水平上高度显著，表明当金融周期处于正常期间时，金融危机的发生概率将明显下降。与此同时，金融波动与金融危机的发生概率显著正相关（特别是在控制了相关因素的影响后，其显著性高达 1%），这意味着，即使是在金融周期相对平稳的正常期，金融波动程度的上升也会对金融体系的稳定性形成明显的负面影响。最后，在控制变量方面，由于表 8 的结果与表 7 高度一致，此处不再赘述。

表 8 金融周期和金融波动对金融危机的二元面板回归结果：正常期

	模型26	模型27	模型28	模型29	模型30
Normal	-0.5763*** (-7.0442)	-0.5483*** (-6.4953)	-0.5832*** (-6.6976)	-0.5748*** (-6.5626)	-0.5559*** (-5.9976)
Vol		0.0147* (1.7423)	0.0108* (1.9723)	0.0107* (1.9284)	0.0347*** (2.7376)
trade			-16.5489** (-2.2361)	-15.1065** (-2.0332)	-16.4144** (-2.0305)
capital			-5.3192*** (-6.0121)	-4.4206*** (-4.6099)	-5.2249*** (-4.9925)
ind			0.1250 (0.2065)	0.3232 (0.5218)	-0.0821 (-0.1131)
rate				0.0078 (0.4799)	0.0014 (0.0715)
depos				-1.6881** (-2.3169)	-1.5640* (-1.8609)
popul					10.7608 (1.4033)

phone					-0.9863*** (-6.4847)
urban					-1.5762** (-2.1523)
_cons	-1.0002*** (-9.6131)	-1.0791*** (-8.8582)	0.2099 (0.7146)	0.2520 (0.8381)	1.3310** (2.2773)
卡方	49.6201	51.2864	85.7363	89.5391	134.1014
似然值对数	-711.5909	-710.7088	-689.3149	-686.5286	-640.0942
rho	0.3191	0.3274	0.3335	0.3561	0.4773
样本数	1904	1904	1904	1904	1904
国家数	68	68	68	68	68

注：***，**和*分别表示在 1%，5%和 10%的水平下显著；变量系数括号中的数表示 z 值。

综合上述分析，我们可以得到以下三个方面的基本结论：（1）金融周期的高涨和衰退阶段容易爆发金融危机，而金融周期正常阶段的危机发生概率较低，这意味着，只有当金融周期处于相对平稳的正常状态时才有助于金融稳定，反之，不论金融周期过热（对应金融繁荣期）还是过冷（对应金融衰退期），金融体系的不稳定性都将出现明显上升；（2）尽管金融周期的繁荣和衰退均不利于金融稳定，但注意到金融衰退期的回归系数，不论是在数值上还是显著性上，均明显高于金融繁荣期的回归系数，这说明金融衰退对金融体系不稳定性的影响程度和概率要大于金融繁荣；（3）无论金融周期处于何种阶段（繁荣期、衰退期或者正常期），金融波动的上升都会导致金融危机发生概率的显著上升，这意味着，金融波动对金融体系的稳定性具有非常明确的、显著一致的负面影响。

五、结论

本文通过对全球范围内具有代表性的 68 个国家和地区 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。概括而言，通过实证分析，我们得出了以下四个方面的基本结论：

（1）金融周期的高涨期和衰退期均与经济增长显著负相关，而金融周期的正常期则与经济增长显著正相关。这一结果表明，当金融周期处于过热与过冷的状态时，均不利于经济增长，而当金融周期处于平稳的正常状态时，则会对经济增长产生明显的促进效应。

（2）金融周期的高涨和衰退阶段容易爆发金融危机，而金融周期正常阶段的危机发生概率较低，这意味着，只有当金融周期处于相对平稳的正常状态时才有助于金融稳定，反之，不论金融周期过热还是过冷，金融体系的不稳定性都将出现明显上升。

（3）尽管金融周期的高涨和衰退均不利于金融稳定，但注意到金融衰退期

的回归系数不论是在数值上还是显著性上，均明显高于金融繁荣期的回归系数，这说明，金融衰退对金融体系不稳定性的影响程度和概率要大于金融高涨。

(4) 无论金融周期处于何种阶段（高涨期、衰退期或者正常期），金融波动的上升不仅会削弱一国的经济增长，同时还会导致金融危机发生概率的上升，这意味着，金融波动对经济增长和金融稳定均具有显著的负面影响。

参考文献

- [1] 曹永琴, 李泽祥, 2009, 《中国金融经济周期与真实经济周期的动态关联研究》, 《统计研究》第 5 期 9-16 页。
- [2] 陈雨露, 马勇, 2013, 《大金融论纲》, 中国人民大学出版社。
- [3] 邓创, 徐曼, 2014, 《中国的金融周期波动及其宏观经济效应的时变特征研究》, 《数量经济技术经济研究》第 9 期 75-91 页。
- [4] 何德旭, 张捷, 2009, 《经济周期与金融危机: 金融加速器理论的现实解释》, 《财经问题研究》第 10 期 65-70 页。
- [5] 李麟, 索彦峰, 2009, 《经济波动、不良贷款与银行业系统性风险》, 《国际金融研究》第 6 期 55-63 页。
- [6] 马勇, 杨栋, 陈雨露, 2009, 《信贷扩张、监管错配与金融危机: 跨国实证》, 《经济研究》第 12 期 93-105 页。
- [7] 宋玉华, 徐前春, 2004, 《世界经济周期理论的文献述评》, 《世界经济》第 6 期 66-76 页。
- [8] Adrian, T., Estrella, A., Shin, H., 2010, "Monetary Cycles, Financial Cycles, and the Business Cycle," Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, No. 421.
- [9] Aikman, D., Andrew, G., Benjamin, D., 2015, "Curbing the Credit Cycle," The Economic Journal, 125(585), pp. 1072-1109.
- [10] Alonso-Borrego, C., Arellano, M., 1996, "Symmetrically Normalized Instrumental Variable Estimation Using Panel Data," Journal of Business and Economic Statistics, 17(1), pp. 36-49.
- [11] Arellano, M., Bover, O., 1995, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models," Journal of Econometrics, 68(1), pp. 29-51.
- [12] Arellano, M., Bond, S., 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," Review of Economic Studies, 58(2), pp. 277-297.
- [13] Barajas, A., Dell' Ariccia, G., Levchenko, A., 2007, "Credit Booms: the Good, the Bad and the Ugly," International Monetary Fund.
- [14] Barth, J., Caprio, G., Levine, R., 2000, "Banking Systems Around the Globe: Do Regulation and Ownership Affect Performance and Stability?" World Bank Policy Research Working Paper, No. 2325.
- [15] Bernanke, B., 1983, "Nonmonetary Effects of the Financial Crisis in the Propagation of the Great Depression," American Economic Review, 73(3), pp. 257-276.
- [16] Bernanke, B., Blinder, A., 1988, "Credit, Money and Aggregate Demand", American Economic Review, 78(2), pp. 435-439.
- [17] Bernanke, B., Gertler, M., 1989, "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations," American Economic Review, 79(1), pp. 14-31.

- [18] Bernanke, B., Gertler, M., Gilchrist, S., 1999, "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework," in B. John and M. Woodford, *Handbook of Macroeconomics*, pp. 1341-1393.
- [19] Bezemer, D., Zhang, L., 2014, "From Boom to Bust in the Credit Cycle: the Role of Mortgage Credit," Research Institute SOM, Faculty of Economics and Business University of Groningen.
- [20] Bezemer, D., Grydaki, M., Zhang, L., 2014, "Is Financial Development Bad for Growth?" Research Institute SOM, Faculty of Economics and Business University of Groningen.
- [21] Blundell, R., Bond, S., 1998, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, 87(1), pp. 115-143.
- [22] Bond, S., Bowsher, C., Windmeijer, F., 2001, "Criterion-based Inference for GMM in Autoregressive Panel Data Models," *Economic Letters*, 73(3), pp. 379-388.
- [23] Borio, C., 2014, "The Financial Cycle and Macroeconomics: What Have We Learnt?" *Journal of Banking and Finance*, 45(5), pp. 182-198.
- [24] Borio, C., Disyatat, P., Juselius, M., 2013, "Rethinking Potential Output: Embedding Information about the Financial Cycle," BIS Working Papers, Bank for International Settlements.
- [25] Borio, C., McCauley, R., McGuire, P., 2011, "Global Credit and Domestic Credit Booms," BIS Quarterly Review, Bank for International Settlements.
- [26] Braun, M., Larrain, B., 2005, "Finance and the business cycle: International, Inter-industry Evidence," *Journal of Finance*, 60 (3), pp. 1097–1128.
- [27] Bruno, V., Shin, H., 2013, "Capital Flows, Cross-Border Banking and Global Liquidity," NBER Working Papers 19038, National Bureau of Economic Research.
- [28] Calderon, C., Kubota, M., 2012, "Gross Inflows Gone Wild: Gross Capital Inflows, Credit Booms and Crises," Policy Research Working Paper Series 6270, The World Bank.
- [29] Christensen, I., Dib, A., 2008, "Monetary Policy in an Estimated DSGE Model with a Financial Accelerator," *Review of Economic Dynamics*, 11, pp. 155–178.
- [30] Christiano, L., Motto, R., Rostagno, M., 2010, "Financial Factors in Economic Fluctuations," European Central Bank Working Paper 1192.
- [31] Claessens, S., Kose, M., Terrones, M., 2011, "Financial Cycles: What? How? When?" IMF Working Paper WP/11/76.
- [32] Claessens, S., Kose, M., Terrones, M., 2012, "How Do Business and Financial Cycles Interact?" *Journal of International Economics*, 87(1), pp. 178-190.
- [33] Demirgüç-Kunt, A., Levine, R., 1999, "Bank-based and Market-based Financial Systems: Cross-country Comparisons," World Bank Policy Research Working Paper 2143.

- [34] Drehmann, M, Borio, C., Tsatsaronis, K., 2011, “Anchoring Countercyclical Capital Buffers: The Role of Credit Aggregates,” BIS Working Paper, Bank for International Settlements.
- [35] Elekdag, S., Wu, Y., 2013, “Rapid Credit Growth in Emerging Markets: Boon or Boom-Bust,” *Emerging Markets Finance and Trade*, 49(5), pp. 45-62.
- [36] Ferreira da Silva, G., 2002, “The Impact of Financial System Development on Business Cycles Volatility: Cross-country Evidence,” *Journal of Macroeconomics*, 24(2), pp. 233-253.
- [37] Gertler, M., Gilchrist, S., Natalucci, F., 2007, “External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(2-3), pp. 295–330.
- [38] Gilchrist, S., Hairault, J. O., Kempf, H., 2002, “Monetary Policy and the Financial Accelerator in a Monetary Union,” *European Central Bank Working Paper No.175*.
- [39] Gourinchas, P., Obstfeld, M., 2012, “Stories of the Twentieth Century for the Twenty-First,” *American Economic Journal*, 4(1), pp. 226-65.
- [40] Hauk, W., Wacziarg, R., 2009, “A Monte Carlo Study of Growth Regressions,” *Journal of Economic Growth*, 14(2), pp. 103-147.
- [41] Iacoviello, M., 2005, “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle,” *American Economic Review*, 95(3), pp. 739-764.
- [42] Kindleberger, C., 1978, “Manias, Panics, and Crashes: A History of Financial Crises,” *John Wiley and Sons, New York*.
- [43] Kiyotaki, N., Moore, J., 1997, “Credit Cycles,” *The Journal of Political Economy*, 105(2), pp. 211-248.
- [44] Laeven, L, Valencia, F., 2012, “Systemic Banking Crises Database: An Update,” *IMF Working Paper, No. 12/163*.
- [45] Levine, R., 2000, “Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which Is Better,” *World Bank Working Paper*.
- [46] Levine, R., Loayza, N., Beck, T., 2000, “Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes,” *Journal of Monetary Economics*, 46(1), pp. 31-77.
- [47] Magud, N., Vesperoni, E., Reinhart, C., 2012, “Capital Inflows, Exchange Rate Flexibility, and Credit Booms,” *IMF Working Papers 12/41, International Monetary Fund*.
- [48] Mendoza, E., Terrones, M., 2008, “An Anatomy of Credit Booms: Evidence from Macro Aggregates and Micro Data,” *NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research*.
- [49] Mendoza, E., Terrones, M., 2012, “An Anatomy of Credit Booms and Their Demise,” *NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research*.

[50] Meh, C., Moran, K., 2008, “The Role of Bank Capital in the Propagation of Shocks,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 34(3), pp. 555-576.

[51] Minsky, H., 1975, “John Maynard Keynes,” Columbia University Press.

[52] Schularick, M., Taylor, A., 2009, “Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles and Financial Crises, 1870–2008,” NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research.

[53] Tobin, J., 1975, “Keynesian Models of Recession and Depression,” *American Economic Review*, 65(2), pp. 195-202.

[54] Windmeijer, F., 2005, “A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-step GMM Estimators,” *Journal of Econometrics*, 126(1), pp. 25-51.

附录 A 实证分析样本国家（IMF 分类标准）

分类	国家
发达国家 (26)	奥地利、澳大利亚、博茨瓦纳、韩国、丹麦、德国、法国、芬兰、荷兰、加拿大、卢森堡、马耳他、美国、葡萄牙、日本、瑞典、瑞士、塞浦路斯、乌拉圭、西班牙、希腊、新加坡、新西兰、意大利、英国、智利
发展中国家 (42)	埃及、巴西、贝宁、玻利维亚、伯利兹、布基纳法索、多哥、多米尼加、厄瓜多尔、菲律宾、冈比亚、刚果（布）、哥伦比亚、哥斯达黎加、洪都拉斯、加蓬、喀麦隆、肯尼亚、莱索托、马达加斯加、马来西亚、马里、毛里求斯、孟加拉国、秘鲁、摩洛哥、墨西哥、南非、萨尔瓦多、塞拉利昂、塞内加尔、斯里兰卡、斯威士兰、泰国、土耳其、危地马拉、委内瑞拉、匈牙利、印度尼西亚、约旦、赞比亚、中国

《工作论文》目录

序号	标题	作者
2014 年第 1 号	政策利率传导机制的理论模型	马骏、王红林
2014 年第 2 号	中国的结构性通货膨胀研究——基于 CPI 与 PPI 的相对变化	伍戈、曹红钢
2014 年第 3 号	人民币均衡实际有效汇率与汇率失衡的测度	王彬
2014 年第 4 号	系统重要性金融机构监管国际改革：路径探微及启示	钟震
2014 年第 5 号	我国包容性金融统计指标体系研究	曾省晖、吴霞、李伟、廖燕平、刘茜
2014 年第 6 号	我国全要素生产率对经济增长的贡献	吴国培、王伟斌、张习宁
2014 年第 7 号	绿色金融政策及在中国的应用	马骏、施娱、姚斌
2014 年第 8 号	离岸市场发展对本国货币政策的影响：文献综述	伍戈、杨凝
2014 年第 9 号	特征价格法编制我国新建住宅价格指数中的应用研究	王毅、翟春
2014 年第 10 号	2015 年中国宏观经济预测	马骏、刘斌、贾彦东、洪浩、李建强、姚斌、张翔
2015 年第 1 号	核心通货膨胀测度与应用	王毅、石春华、叶欢
2015 年第 2 号	中国普惠金融发展进程及实证研究	焦瑾璞、黄亭亭、汪天都、张韶华、王瑛
2015 年第 3 号	移动货币：非洲案例及启示	温信祥、叶晓璐
2015 年第 4 号	我国理财产品收益率曲线构建及实证研究	吴国培、王德惠、付志祥、梁垂芳
2015 年第 5 号	对中国基础通货膨胀指标的研究	Marlene Amstad、叶欢、马国南
2015 年第 6 号	结构时间序列模型的预测原理及应用研究	朱苏荣、郇志坚
2015 年第 7 号	构建中国绿色金融体系	绿色金融工作小组
2015 年第 8 号	关于国际金融基准改革的政策讨论	雷曜
2015 年第 9 号	2015 年中国宏观经济预测(年中更新)	马骏、刘斌、贾彦东、李建强、洪浩、熊鹭
2015 年第 10 号	城投债发行定价、预算约束与利率市场化	杨娉
2015 年第 11 号	利率传导机制的动态研究	马骏、施康、王红林、王立升
2015 年第 12 号	利率走廊、利率稳定性和调控成本	牛慕鸿、张黎娜、张翔、

		宋雪涛、马骏
2015 年第 13 号	对当前工业企业产能过剩情况的调查 研究——基于江苏省 696 户工业企业的 实证分析	王海慧、孙小光
2015 年第 14 号	“营改增”对中小微企业税负影响的 实证研究——来自浙江省湖州市抽样 调查的分析	吴明
2015 年第 15 号	2016 年中国宏观经济预测	马骏、刘斌、贾彦东、李 建强、陈辉、熊鹭
2016 年第 1 号	收益率曲线在货币政策传导中的作用	马骏、洪浩、贾彦东、张 施杭胤、李宏瑾、安国俊
2016 年第 2 号	PPP 模式推广困难原因探析及对策建 议	崔晓芙、崔凯、徐红芬、 李金良、王燕、崔二涛
2016 年第 3 号	企业景气调查制度的国际比较研究	张萍、潘明霞、计茜、牛 立华、范奇
2016 年第 4 号	货币政策通过银行体系的传导	纪敏、张翔、牛慕鸿、马 骏
2016 年第 5 号	金融周期和金融波动如何影响经济增 长和金融稳定？	陈雨露、马勇、阮卓阳