

我国金融不稳定性及其对宏观经济非对称影响分析*

陈守东 王妍 唐亚晖

内容摘要：本文首先通过马尔科夫区制转移的多元动态因子模型，得到能够反映我国金融系统内在不稳定性的潜在不可观测因子，分析了我国金融系统在“金融不稳定区制”和“金融稳定区制”下的不同特征；其次，本文以“金融不稳定性假说”、“金融加速器理论”等研究为理论基础，通过一个特定的马尔科夫区制转移的自回归模型 MSIAH (M) -ARX (P) 研究了我国金融系统不稳定性对宏观经济的非对称影响。实证结果表明，我国金融系统具有内在的周期不稳定性，并且在不同的经济增长状态下这种金融不稳定性对宏观经济的影响具有非对称性，在“高速增长”阶段对经济具有显著的正向放大作用，而在“适速增长”阶段的影响不显著。

关键词：金融不稳定性 宏观经济 马尔科夫区制转移 状态空间模型

中图分类号：F831

文献标识码：A

引言

国际金融危机爆发以来，金融稳定性及其与经济的关联性受到监管部门和学术界的广泛关注。各国纷纷建立了旨在维持金融系统稳定性和防范系统性金融风险发生的金融部门。美国国会和欧盟分别建立了金融稳定监管委员会 (FSOC) 和欧洲系统性风险委员会 (ESRB)，负责监测金融系统的稳定性以及预防系统性金融风险的发生。中国政府同样建立了维护我国金融系统稳定性的金融稳定局并定期发布中国金融稳定报告。金融不稳定性早在 Fisher (1933) 的“债务—通缩”理论以及 Keynes (1936) 的《就业、利息与货币通论》中都有所

涉及，而系统性的提出这一理论的是 Minsky (1982) 的“金融不稳定性假说”，该理论认为金融系统具有内在的不稳定性或脆弱性，当经济中投机性融资和庞氏融资的比例明显高于对冲性融资时，利用外部融资的投资繁荣将出现，金融的脆弱性显著增强。当短期或长期利率上升到足够高时，这种投资繁荣就会被打破，并导致金融危机、债务通缩和大萧条的发生，而此时经济体中的对冲性融资比例往往较高，金融系统相对稳定。“金融不稳定性假说”的主要观点是金融系统具有明显的稳定和不安定的两种区制状态，随着时间的变化，金融系统会在两种不同的区制状态间转移。

Minsky 的“金融不稳定性假说”和 Bernanke (1986, 1987, 1999) 的金融系统放

作者简介：陈守东，吉林大学商学院教授，博士生导师；王妍，吉林大学商学院博士研究生；唐亚晖，吉林财经大学副教授，硕士生导师。

* **基金项目：**本文得到教育部人文社科重点研究基地重大项目 (08JJD790153)、(2009JJD790015)，国家社科基金重大项目 (10ZD&010)、(10ZD&006)、国家社科基金项目 (12BJY158) 的资助。

大经济周期波动的“金融加速器理论”指出了金融系统具有内在的周期性变化特征,当处于投资繁荣时期,金融机构对未来持续看好并且基于自身盈利的动机,往往会增加信贷量,放松信贷条件,这种宽松的信贷环境将进一步刺激投资,并且导致资本资产的价格不断攀升,金融不稳定状态积聚。当这种金融不稳定性达到一定状态,并且没有得到人为干预或自动的风险释放,就会导致金融危机的发生,而在金融危机发生后或金融风险得到释放后,金融系统将处于较稳定的状态中,与这种状态相伴的是投资的相对不繁荣。通过金融加速器以及“财富效应”、“替代效应”等相关传导机制,金融系统的不稳定性会对宏观经济产生重要影响,具有放大经济增长的作用,而这种放大作用在不同的经济增长阶段可能具有差异性。因此金融系统的内在不稳定性在不稳定期和稳定期具有不同的特征,并且金融系统中的变量受到金融不稳定性的影响,可能出现同步的变动。从而形成本文的基本研究思路:通过考虑金融不稳定性的区制转移特征,以及金融变量的同步变动性,提取金融变量中的共同潜在不可观测因子,来得到反映我国金融系统内在不稳定性的指标;通过以金融不稳定性共同因子以及各金融变量特有因子为协变量的马尔科夫区制转移自回归模型,分析我国经济增长的区制特征,并研究金融不稳定性对经济增长的影响在不同区制状态下是否具有差异性,即研究金融不稳定性对宏观经济的非对称影响。

本文余下的结构安排如下:第一部分对国内外关于金融不稳定性理论以及实证方面的文章进行归纳和评述;第二部分介绍本文所使用的模型方法以及数据的选取和处理;第三部分是实证研究;第四部分是本文的结论和建议。

一、文献综述

早期对金融不稳定性的研究主要侧重于理论层面,代表性的研究主要有:Fisher (1933)最早对金融不稳定性理论进行了深入的研究,他的“债务—通缩”理论中暗含了金融系统具有内在不稳定性 and 周期性特征。他认为,经济、

金融系统具有周期性的繁荣与萧条,而其中起着决定性作用的是过度负债和随后产生的通货紧缩。Keynes (1936)提出了金融系统不稳定的运行机制,他认为金融交易具有不确定性,投资由资产的预期收益的现值决定,而投资的变化可以使得整个经济态势发生变化。Minsky (1982)在投资理论和投资的融资理论基础上,对金融系统的内在不稳定性以及周期性进行了系统的分析。他认为在经济繁荣和高利润驱使下,金融机构放松信贷条件,企业也倾向于进行高负债,这会导致风险高的投机性融资和庞氏融资的比例高于对冲性融资,股票和不动产市场价格暴涨,投资繁荣随之出现。此时,任何影响债务清偿的事件会导致企业的破产,并对金融部门产生连锁反应,金融机构破产倒闭,并最终威胁整个经济体。Minsky (1992)给出了“金融不稳定性假说”最主要的两个定理:(1)经济具有稳定的和不稳定的两种金融区制;(2)经济体的融资关系会在稳定的金融系统和不稳定的金融系统间转移。Mishkin (1996)认为,是信息不对称所产生的逆向选择、道德风险问题,以及存款者的“囚徒困境”使得银行等金融机构具有内在的不稳定性,在金融不稳定状态下金融系统不再能够为生产性的投资机会提供融资支持。在具有摩擦的不完全市场下,金融变量和宏观经济会通过“财富效应”和“替代效应”相互影响 (Campbell, 2003; Cochrane, 2005)。信贷市场发展,资产价格升高,将增加居民的财富并提高企业净值以及资本的市值,进而会增加消费和投资。然而,金融变量与实体经济之间的影响会由于金融不完美性的存在而被放大。Bernanke (1986, 1987, 1999)给出了金融系统会放大经济周期波动的金融加速器理论,并在动态一般均衡模型框架下阐述了具体的影响机制。他从信息不对称,委托代理角度说明了金融系统、信贷市场具有内在的不稳定性,外部融资溢价与企业净财富的负向关系会对宏观经济产生重要影响。Borio (2001)则认为金融系统的顺周期性、内在不稳定性还与金融市场中的参与者对风险变化不恰当的反应有关,这种不恰当的反应或者由于对风险的错误识别,或者是出于自身利益动机所

产生的。

在金融不稳定性实证方面的研究主要有：Bernanke (1999) 采用企业微观面板数据模型，对企业投资、信贷的内在周期不稳定性及其与宏观经济波动的影响关系进行了研究。Mishkin (1999) 通过研究墨西哥和亚洲金融危机前后各种金融经济现象，得到从信息不对称角度解释金融不稳定性产生、传播扩大并最终发展成金融危机的经验证据。Drehmann et al. (2012) 通过分析信贷、房地产价格和股票价格三个变量的周期性以及它们的联合波动，研究了金融周期的内在特征，并分析了金融周期与宏观经济周期之间的关联。近二、三十年，随着金融经济危机的频繁爆发，学术界关于金融稳定性的研究主要集中在金融系统不稳定性识别和度量，以及系统性金融风险的防范上。国外针对金融不稳定性定量的研究主要有：一是使用资产负债表信息的金融指标度量方法。国际货币基金组织 (IMF) 和世界银行 (WB) 在金融部门评估计划 (FSAP) 中使用包括 12 个核心类指标和 27 个鼓励类指标的金融稳健指标 (FSI) 体系度量金融系统的健康性和稳健性。二是单一或加总的宏观经济、金融指标度量。Alessi & Detken (2009) 基于 18 个 OECD 国家 1970-2007 年间的广泛的实体和金融指标 (包括 GDP 及其成分、通货膨胀、利率和货币总量)，构建了简单的早期金融风险预警指标。Borio & Drehmann (2009) 将房地产价格、股票价格和信用利差的同时极值作为金融系统的风险信号。三是基于市场价格信息的度量方法。这方面的研究主要是度量金融不稳定状态进一步引发的金融压力。^①Illing & Liu (2006) 通过选取银行部门、证券市场以及汇率市场中的价格指标，合成了一个金融压力指数度量加拿大金融系统的稳定性。Cardarell et al. (2011) 通过构建金融压力指数识别金融压力期，在此基础上研究金融压力对实体经济的影响，指出与银行困境相关的金融高压力期更容易带来经济下滑。

目前，国内关于金融不稳定性的定性方面

的研究集中于金融不稳定性的内在传导机制及其政策启示，例如崔光灿 (2006) 分析了以资产价格波动为代表的金融不稳定性对宏观经济的影响机制，并用包含金融加速器的两部门动态宏观经济学模型对这种影响进行了具体的研究。王俊 (2012) 从银行信贷、市场流动性、信息不对称以及非理性行为方面阐述了资产价格波动对金融稳定的影响机制。定量方面的研究集中于对金融系统风险及金融压力的度量，代表性的文章有：万晓莉 (2008) 以银行稳健指标为代理变量，构建了季度的金融脆弱性指数，对我国金融系统进行风险评估和风险来源分析。陈守东和王妍 (2011) 通过选取市场价格变量合成我国金融压力指数，研究金融压力与宏观经济的动态关联。另有一些文章使用金融机构的信贷作为金融不稳定性的代理变量研究金融不稳定性对宏观经济的影响，代表性的文章有赵振全、于震等 (2007) 运用门限向量自回归模型研究以信贷市场为代表的金融系统不稳定性与宏观经济的非线性关联。

总结国内关于金融不稳定性的研究文献可以发现，系统性金融风险或金融压力指标是金融不稳定性已经积聚到一定程度后呈现的状态，所以这些指标对于金融不稳定性来说是滞后的，并不能很好地反映金融系统同步的金融状态，而仅以金融机构信贷或资产价格作为金融不稳定性代表指标并不能全面反映我国金融不稳定状态。另外，目前关于金融系统稳定性与宏观经济关联方面的研究较多，但缺乏关于金融系统不稳定性在宏观经济不同区制阶段的非对称影响研究。因此，本文以“金融不稳定性假说”为理论依据，认为金融系统具有内在的周期不稳定性，并且这种金融不稳定性在不稳定期和稳定期具有不同的特征，金融系统中的变量受到金融不稳定性的影响，可能出现同步的变动。我们通过马尔科夫区制转移的动态因子模型，得到能够真实反映我国金融系统不稳定性的潜在不可观测共同因子。进一步地，我们研究了我国金融系统不稳定性对宏观经济的影响以及这种影响的非对称性。

^①金融不稳定性是金融系统的一种内在的周期性变化特征，当金融不稳定状态积聚到一定程度后，就会对金融系统产生压力，压力持续扩大会导致金融机构破产以及一系列连锁反应，最终导致系统性的金融风险以及金融危机。

二、模型方法与数据处理

(一) 模型方法

金融系统作为经济系统的重要的子系统,其中许多金融变量的变化具有同步性,这些变量的同步变动中可能受一个共同的潜在不可观测变量影响,这个共同的变量可以代表整个金融系统内在的稳定或不稳定的状态。因此,我们将 Stock & Watson (1991) 的同步经济指标的动态因子模型应用到金融系统中,并且根据“金融不稳定性假说”,认为金融系统的不稳定性具有明显的两区制状态,即“金融不稳定区制”和“金融稳定区制”,金融系统会在两种区制状态间转移。通过对金融变量建立马尔科夫区制转移的状态空间模型,得到能够反映我国金融系统不稳定性的潜在不可观测的共同因子 $fisi_t$ 。本文使用的模型如下:

$$\Delta y_{it} = \gamma_i(L) fisi_t + e_{it}, i=1,2,3 \quad (1)$$

$$\phi(L)(\Delta fisi_t - \mu_{St}) = v_t, v_t \sim i.i.d.n(0,1) \quad (2)$$

$$\psi_i(L)e_{it} = \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim i.i.d.n(0, \sigma^2_i) \quad (3)$$

其中, Δy_{it} 代表同步金融变量的对数的一阶差分,^① $i=1,2,3$; $\gamma_i(L)$ 是滞后算子多项式; $fisi_t$ 是反映金融系统不稳定性的综合指数;^② e_{it} 是遵循 AR 形式的一个过程; $\phi(L)$ 、 $\psi_i(L)$ 是滞后算子多项式。可见每一个指标 Δy_{it} 包含独立成分 e_{it} 和共同因子或指数 $fisi_t$ 的当前和滞后值的线性组合。对于所有的 t 和 i , v_t 和 ε_{it} 是彼此相互独立的,并且为了识别模型, v_t 的方差取单位 1。 μ_{St} 取决于金融系统是处于“金融不稳定区制” ($S_t=1$) 还是“金融稳定区制” ($S_t=0$), 表示如下:

$$\mu_{St} = \mu_0 + \mu_1 S_t, \mu_1 > 0, S_t = \{0, 1\} \quad (4)$$

区制或金融变量状态的转移由下面的马尔科夫过程刻画:

$$\Pr[S_t=1|S_{t-1}=1]=p, \Pr[S_t=0|S_{t-1}=0]=q \quad (5)$$

我们所使用的模型的完整形式由公式 (1) 到公式 (5) 刻画,我们对共同成分 $fisi_t$ 和 e_{it} 采用二阶自回归滞后:^③ $\phi(L) = (1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2)$ 且

$\psi_i(L) = (1 - \psi_{i1}L - \psi_{i2}L^2)$, $i=1,2,3$ 。在分析中我们发现股票市场流通市值变量与其他两个变量相比并不是完全同步的,而是稍微滞后于不可观测的共同成分,这点在表 (1) 的同期相关关系也可看出。根据不同滞后阶数的模型显著性结果,我们最后采用下面的设定形式: $\gamma_i(L) = \gamma_i$, 对于 $i=1,2$ 且 $\gamma_3 = \gamma_{30} + \gamma_{31}L + \gamma_{32}L^2 + \gamma_{33}L^3$ 。模型的状态空间表示如下:

量测方程

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{1t} \\ \Delta y_{2t} \\ \Delta y_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \gamma_1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \gamma_{30} & \gamma_{31} & \gamma_{32} & \gamma_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} fisi_t \\ fisi_{t-1} \\ fisi_{t-2} \\ fisi_{t-3} \\ e_{1t} \\ e_{1t-1} \\ e_{2t} \\ e_{2t-1} \\ e_{3t} \\ e_{3t-1} \end{bmatrix} \quad (6)$$

状态方程

$$\begin{bmatrix} fisi_t \\ fisi_{t-1} \\ fisi_{t-2} \\ fisi_{t-3} \\ e_{1t} \\ e_{1t-1} \\ e_{2t} \\ e_{2t-1} \\ e_{3t} \\ e_{3t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{St} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \psi_{11} & \psi_{12} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & \psi_{21} & \psi_{22} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \psi_{31} & \psi_{32} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} fisi_{t-1} \\ fisi_{t-2} \\ fisi_{t-3} \\ fisi_{t-4} \\ e_{1t-1} \\ e_{1t-2} \\ e_{2t-1} \\ e_{2t-2} \\ e_{3t-1} \\ e_{3t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ \varepsilon_{1t} \\ 0 \\ \varepsilon_{2t} \\ 0 \\ \varepsilon_{3t} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (7)$$

^①我们对变量做了标准化处理,因此模型中并没有截距项。

^②这种模型设定形式意味着我们得到的 $fisi_t$ 反映的是各金融变量的变化情况。

^③共同成分 $fisi_t$ 的滞后阶数是通过采用不同阶数后的模型估计结果的显著性确定,而 e_{it} 滞后阶数的选择根据似然比检验和 AIC 准则确定,具体的分析在第三部分实证中给出。

(二) 变量选取及处理

依据“金融不稳定性假说”，在投资繁荣的“金融不稳定区制”下，金融信贷发行量快速增长，资产价格高涨，而在投资相对不繁荣期或低迷期往往相反。也就是说信贷量、资本资产价格等金融变量变动在一定程度上可以反映金融系统的不稳定性，并且具有较高的同步性。Claessens et al. (2011) 以及 Drehmann et al. (2012) 在分析金融系统的内在周期性特征时选择了金融机构信贷、房地产价格以及股票价格等变量进行分析。因此我们选择以下金融变量作为月度同步金融变量指标，包括金融机构各项贷款 (CREDIT)、房地产价格 (REALESTATE)、股票市场流通市值 (STOCK)。^①我们对各金融变量进行了对数一阶差分，使用的样本区间为 2002.1–2012.10，数据来源为中经网数据库，数据的处理和模型的估计通过 RATS8.0 软件完成。

三、金融不稳定性及其对宏观经济非对称影响实证分析

(一) 金融不稳定性共同因子

我们首先分析选取的三个同步金融变量的同期相关关系 (见表 1)，结果显示变量的同期相关关系都在 90% 以上，进一步对变量的交叉相关性分析表明，这些变量超前滞后 12 个月的相关关系仍然很强，这说明这三个金融变量的变化具有很高的同步性。在进行模型估计前，首先对一阶差分后的金融机构各项贷款、房地产价格和股票市场流通市值，即 $\Delta y_{it}, i=1,2,3$ ，的平稳性进行 ADF 检验，检验结果如表 2 所示，可见一阶差分后的序列在 5% 的显著性水平下均拒绝了存在单位根的原假设。对于特有因子 e_{it} 的滞后阶数我们分别选择二阶和一阶自回归建立模型，模型的对数似然估计值分别为 -500.41 和 -512.84，似然比检验 $LR=24.86$ ，在 1% 的显著性水平下拒绝了一阶自回归的设定形式，因此

表 1 变量同期相关关系

变量	CREDIT	REALESTATE	STOCK
CREDIT	1.0000	—	—
REALESTATE	0.9664	1.0000	—
STOCK	0.9500	0.9293	1.0000

表 2 平稳性检验

一阶差分 后变量	ADF 检验值	概率	原假设： 存在单位根
Δy_{1t}	-8.7407	0.0000	拒绝
Δy_{2t}	-15.9552	0.0000	拒绝
Δy_{3t}	-3.0880	0.0300	拒绝

我们对特有因子建立二阶自回归模型。

按照 Kim (1994) 给出的马尔科夫区制转移状态空间模型的基本滤波和平滑算法以及未知参数的最大似然估计方法，通过 RATS 编程估计我们所建立的金融变量动态因子模型 (1)–(7)，模型的参数估计结果如表 3 所示。

参数估计结果显示，除了股票流通市值变量因子系数 γ_{30} ，变量 CREDIT 的特定成分滞后系数 ψ_{11} 、 ψ_{12} 以及变量 STOCK 的特定成分一阶滞后系数 ψ_{31} 不太显著外，其余变量基本都有很高的显著性水平。各同步金融变量受金融不稳定性的当期影响系数 $\gamma_i, i=1,2,30$ 均为正，说明金融不稳定性越强，这些金融变量的变化就越剧烈。金融机构国内信贷受到金融不稳定性的影响系数 $\gamma_1=0.2506$ 显著性水平为 0.0002，可见其受金融不稳定性的影响最大并且最显著。具有两区制截距马尔科夫区制转移的共同因子 f_{it} 的截距项分别为 4.5419 和 -0.2557。“金融不稳定区制”和“金融稳定区制”持续概率 p 和 q 分别为 0.8491 和 0.9917，显著性水平分别为 0.0604 和 0.0000。由估计结果可见，金融变量的变化受金融不稳定性的影响较显著，并且国内信贷受到的影响最强烈，我国的金融不稳定性具有明显的两区制状态，即我们定义的“金融不稳定区制”的金融不稳定状态和“金融稳定区制”的金融稳定状态，金融系统在“金融

^①房地产价格序列通过月度商品房销售额除以商品房销售面积得到，并且进行了季节调整；本文采用股票市场流通市值而不是单纯使用股票市场价格指标，主要考虑到我国证券市场的特殊性，随着股权分置改革的实施，原本非流通的股票上市流通将增加可交易股票数量，改变证券市场融资环境，与信贷扩张类似同样会反映金融系统的不稳定性。

表3 马尔科夫区制转移动态因子模型参数估计结果

变量	估计系数	标准差	T-统计量	显著性
γ_1	0.2506	0.0675	3.7120	0.0002
γ_2	0.0435	0.0284	1.5306	0.1259
γ_{30}	0.0887	0.1022	0.8686	0.3851
γ_{31}	0.4183	0.1457	2.8714	0.0041
γ_{32}	-0.7095	0.1933	-3.6704	0.0002
γ_{33}	0.3768	0.1172	3.2145	0.0013
ψ_{11}	-0.1131	0.1428	-0.7918	0.4285
ψ_{12}	-0.0617	0.1142	-0.5396	0.5895
ψ_{21}	-0.3867	0.0735	-5.2625	0.0000
ψ_{22}	-0.1032	0.0749	-1.3779	0.1683
ψ_{31}	0.1704	0.1653	1.0310	0.3025
ψ_{32}	0.5654	0.1869	3.0257	0.0025
σ^2_1	0.5997	0.1016	5.9034	0.0000
σ^2_2	0.8645	0.0962	8.9905	0.0000
σ^2_3	0.2738	0.1020	2.6843	0.0073
ϕ_1	0.8225	0.3874	2.1234	0.0337
ϕ_2	-0.3709	0.1464	-2.5332	0.0113
μ_{S1}	4.5419	2.6058	1.7430	0.0813
μ_{S2}	-0.2557	0.1978	-1.2928	0.1961
p	0.8491	0.4523	1.8775	0.0604
q	0.9917	0.1598	6.2060	0.0000

稳定区制”的持续概率和持续时间明显大于“金融不稳定区制”，也就是说我国金融系统在金融不稳定状态下风险很容易爆发或消除，转移到金融稳定状态，而一旦位于金融稳定状态则持续的时间会较长。

图1给出了通过建立的马尔科夫区制转移状态空间模型所得到的潜在不可观测的状态变量，即本文的金融不稳定性共同因子 f_{isi} 。图2和图3分别是“金融不稳定期”和“金融稳定期”的共同因子的滤波概率。由图1可见，我国金融系统的稳定性具有明显的两区制特征，并且金融稳定性具有周期性循环特征，这与Minsky的“金融不稳定性假说”吻合。在2008年以前金融不稳定性共同因子 f_{isi} 的波动幅度基本一致，但是2008年第四季度我国金融系统的不稳定性快速集聚，并达到一个历史的最高点，以后逐渐下降，2010年至今持续处于金融稳定的状态。可见，近几年我国金融系统稳定性的周期波动幅度增大，这与Drehmann et al. (2012)的研究结论一致，金融系统的周期波动

幅度会受到金融自由化和货币政策等因素的影响。这也与我国实际情况十分吻合，自2008年国际金融危机爆发并持续影响我国经济后，国家开始推出一系列刺激经济的措施，包括2009年的四万亿元投资计划，以及持续宽松的货币政策，这些措施导致我国金融不稳定性的波动幅度增大，在2009年快速积聚，而2010年以来的稳健的货币政策有效地防止了这种金融不稳定状态的继续攀升，化解了潜在的风险，避免了大范围金融经济危机的产生，这种相对稳定的状态一直持续至今。从图2和图3的滤波概率图可以进一步看出，2008年之前金融系统处于比较稳定的状态，在2008年末和2009年出现了非常明显的金融不稳定状态，而2010年至今我国金融系统的金融稳定性较高，并且同样可以看出我国金融系统在稳定状态下的持续时间要明显地长于金融不稳定状态。我们认为，我国金融不稳定性的周期波动主要是由金融系统本身固有的内在周期性变化特征决定的，而异常的金融不稳定主要源于刺激经济的各项措

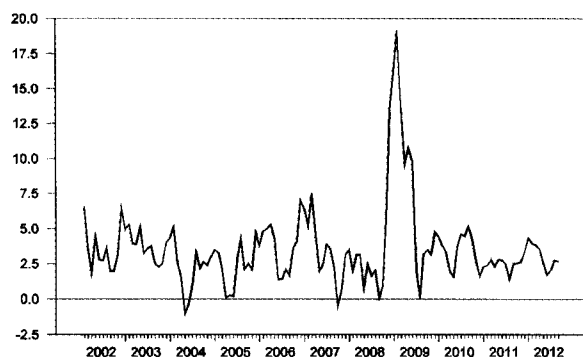


图 1 共同因子 fisi 的波动情况

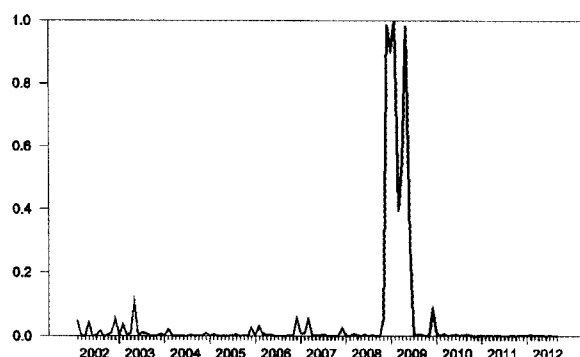


图 2 金融不稳定期 fisi 滤波概率

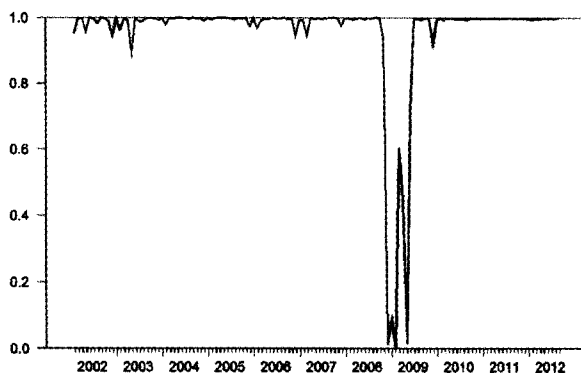
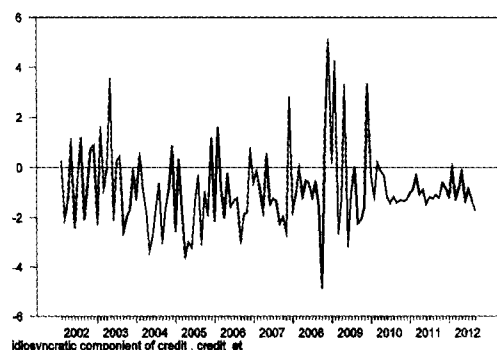


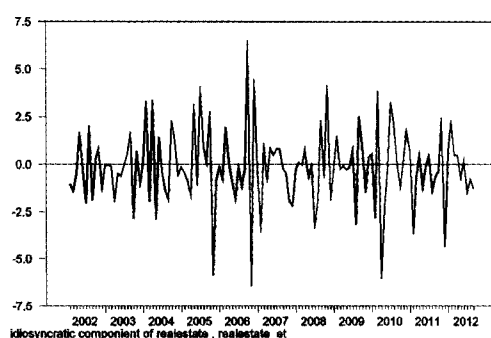
图 3 金融稳定期 fisi 滤波概率

施。也就是说，我国金融系统的不稳定性具有内在的周期性，并且这种周期波动的幅度会受到各项财政货币政策的影响，只要能在金融不

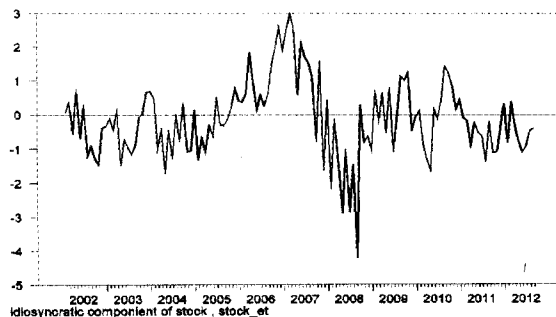
稳定状态积聚到一定的程度之前有效地释放风险，这种金融不稳定性就可以转移到金融稳定的状态。



(a)



(b)



(c)

图 4 国内信贷、房地产价格、股票流通市值特有成分

图 4 (a) - (c) 分别给出了三个同步金融变量的特有因子 e_{it} , $i=1,2,3$, 其代表的是三个金融变量去除共同潜在不可观测共同因子之后的部分。这里我们并不对特有因子的变化特征做过多的说明, 因为我们更关注的是共同潜在不可观测因子的变化。下面关于金融不稳定性对宏观经济影响的实证研究部分将这三个金融变量的特有因子作为外生变量使用。

(二) 金融不稳定性对宏观经济非对称影响

“金融不稳定假说”、“金融加速器理论”以及近期关于“金融周期”的研究都认为, 金融系统的不稳定性会对宏观经济产生重要的影响, 并且认为金融不稳定性不仅能够放大由初始冲击带来的经济波动, 其本身还可能成为经济波动的影响因素。因此本文以下部分将分析金融系统的不稳定性对宏观经济的影响, 并研究这种影响在经济“适速增长”和“高速增长”阶段^①或者说在经济的低迷和繁荣期是否具有非对称性。

本文选取工业增加值增长率月度数据代表我国经济增长的指标变量,^②为了分析我国金融系统不稳定性对宏观经济的影响我们对工业增加值增长率建立以下的马尔科夫区制转移自回

归模型, 这里我们还将国内信贷、房地产价格、股票流通市值的特有因子作为协变量加入到自回归模型中。

$$y_t = v_{st} + \delta_{1st} y_{t-1} + \cdots + \delta_{pst} y_{t-p} + \beta_{0st} f_{ist} + \beta_{1st} x_{1t} + \cdots + \beta_{3st} x_{3t} + \mu_t$$

$$\mu_t | S_t \sim N(0, \sigma_s^2) \quad S_t = 1, 2 \quad (8)$$

其中, 自变量 x_{it} , $i=1,2,3$ 为上文中得到的三个同步金融变量的特有因子 e_{it} , f_{ist} 为不可观测共同因子, 即我国金融系统的不稳定性, 另外回归中因变量 y_t 的滞后项表示技术冲击等其他影响因变量的因素。样本区间取 2002.2-2012.9, 模型的估计通过 Ox 3.4 中的 MSVAR 程序包^③实现。

对于工业增加值增长率序列进行单位根平稳性检验, ADF 检验值为 -3.0561, 概率为 0.0326, 在 5% 的显著性水平下, 拒绝了存在单位根的原假设, 即工业增加值增长率序列为平稳序列。对于滞后阶数 p 的选择, 首先根据线性自回归模型的自相关、偏自相关图分析取 $p=4$; 其次对于 p 取 4, 3, 2 阶滞后分别建立带协变量的马尔科夫区制转移自回归模型, 得到的对数似然估计值、似然比检验值以及 AIC 值如表 4 所示, 因此, 根据似然比检验值和 AIC 准则我们最终选择 $p=4$ 的模型。

表 4 模型滞后阶数选择

滞后阶数	对数似然估计值	似然比检验 LR	1%临界值	AIC 值
$p=4$	-184.7249	—	—	3.3343
$p=3$	-200.2554	31.0250	6.63	3.5241
$p=2$	-198.5222	27.5946	9.21	3.4369

图 5 给出了工业增加值增长率序列以及建立的马尔科夫区制转移回归模型的滤波和平滑概率。由滤波和平滑概率图可见, 我国经济增长的两区制特征比较明显, 2008 年之前, 除了 2006 年有短暂的经济放缓, 基本都处于一个“高速增长”的区制, 从 2008 年初开始受国际

金融危机蔓延的影响, 我国经济增长出现下滑, 并且进入到“适速增长”的阶段, 虽然 2011 年经济增长速度出现了小幅的短暂回升, 但是从国际金融危机爆发至今, 我国的经济一直处于“适速增长”的区制。

由表 5 可见, 模型的似然比线性检验统计

^①国内的研究普遍对经济增长建立两区制或三区制模型, 两区制模型的文章如刘金全、刘志刚和于冬 (2005) 等, 三区制模型文章如陈浪南和刘宏伟 (2007) 等, 这里我们采用两区制模型进行研究。

^②宋玉华和李泽祥 (2007) 研究指出 GDP 增长率与工业增加值增长率具有同步波动性, 高铁梅等 (2009) 的经济增长一致合成指数以工业增加值增长率为基准指标, 并且两者具有较高的同步性。由于国内生产总值 GDP 增长率指标不存在月度数据, 因此在刻画经济增长时, 本文选取工业增加值增长率指标。

^③Krolzig (1998) 详细介绍了 MSVAR 程序包及其应用。

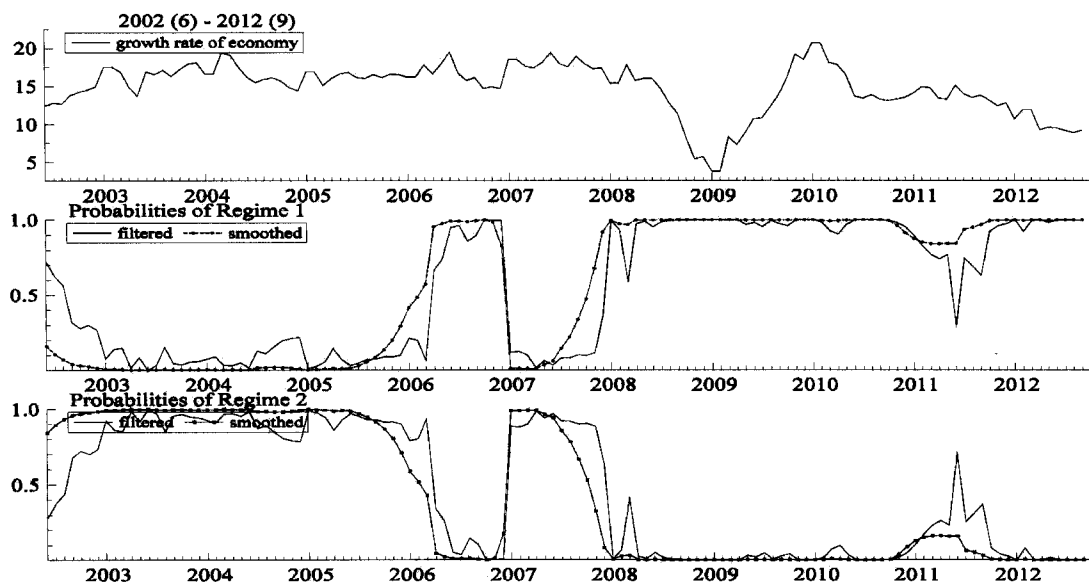


图 5 工业增加值增长率序列及其滤波平滑概率

表 5 马尔科夫区制转移回归模型估计结果

	适速增长区制 (S ₁ =1)			高速增长区制 (S ₂ =2)		
	估计系数	标准误差	T 统计量	估计系数	标准误差	T 统计量
v _{st}	1.7496	0.9089	1.9249	3.0754	1.9597	1.5693
δ _{1st}	0.9185	0.1002	9.1692	0.6695	0.1246	5.3740
δ _{2st}	0.0523	0.1467	0.3568	-0.3195	0.1445	-2.2113
δ _{3st}	0.4527	0.1368	3.3096	0.0778	0.1505	0.5174
δ _{4st}	-0.5615	0.0977	-5.7491	0.3231	0.1098	2.9425
β _{0st}	0.0278	0.0633	0.4386	0.2848	0.1265	2.2510
β _{1st}	-0.0042	0.1117	-0.0379	-0.3442	0.1223	-2.8134
β _{2st}	-0.0419	0.0654	-0.6414	-0.0707	0.0694	-1.0197
β _{3st}	0.2023	0.1357	1.4903	0.1173	0.1702	0.6889
σ _{st}	1.1168	-	-	0.8504	-	-
转移概率	0.9755			0.9538		
似然比线性检验	LR linearity test:35.0201 Chi (10) = [0.0001] Chi (12) = [0.0005]					

值为 35.0201，并且在 1% 的显著性水平下拒绝了线性模型的原假设，即马尔科夫区制转移回归模型的设定形式是合理的。模型系数估计结果显示，以工业增加值增长率为代表的我国经济增长速度具有明显的两区制，回归模型的截距项系数分别为 1.7496 和 3.0754，经济的“适速增长区制”和“高速增长区制”的持续概率分别为 0.9755 和 0.9538，标准差分别为 1.1168 和 0.8504。也就是说，我国经济在“适速增长区制”的持续概率和持续时间更长并且波动要更大。三个同步金融变量对经济增长的影响是

由金融不稳定共同因子系数 β_{0s} 和特有因子系数 β_{is} , $i=1,2,3$ 共同决定的，因此单独分析特有因子影响系数的经济意义不大，这里我们重点关注金融系统的不稳定性对经济增长的影响系数 β_{0s} 。经济“低速增长”和“高速增长”区制的 β_{0s} 分别为 0.0278 和 0.2848，并且在“适速增长”阶段不太显著而在“高速增长”阶段具有较高的显著性。由此可见，我国金融系统的不稳定性对经济增长的影响在经济的“高速增长”或者经济相对繁荣期有显著的正向影响，确实存在放大经济增长的作用，而在经济“适

速增长”阶段或经济相对低迷期正向影响不显著,我国的金融系统不稳定性对宏观经济增长具有非对称性影响。

四、结 论

在实证分析部分,本文首先通过对同步金融变量采用动态因子模型,并运用马尔科夫区制转移的状态空间模型提取同步变量中的共同不可观测因子,分析了我国金融系统的不稳定性及其在不同区制下的特征;其次本文对我国的工业增加值增长率建立带协变量的马尔科夫区制转移自回归模型,并分析了金融不稳定性对宏观经济的影响。得到的主要结论如下:

1. 我国金融不稳定性共同因子对国内信贷、房地产价格、股票流通市值等金融变量均存在正向影响,其中国内信贷受到的影响最大且最显著。我国金融不稳定性具有周期性特征,并且存在明显的两区制状态,即金融系统不稳定状态和金融系统稳定状态。

2. 金融系统在稳定状态的持续时间要明显的大于不稳定状态,也就是说我国金融系统在金融不稳定状态下风险很容易爆发或消除,转移到金融稳定状态,而一旦位于金融稳定状态

则持续的时间会较长。我国金融系统周期的不稳定性主要是由金融系统本身固有的内在周期性变化特征决定的,而异常的金融不稳定主要源于刺激经济的各项措施。

3. 我国经济增长具有明显的“高速增长”和“适速增长”的两区制特征;金融系统的不稳定性对经济增长有重要影响,并且这种影响在我国经济“高速增长”和“适速增长”阶段具有非对称性,在“高速增长”阶段即经济相对繁荣期,金融不稳定性对宏观经济有显著的正向影响,具有放大经济增长的作用,而在“适速增长”阶段,这种影响不显著。

通过以上分析我们认为,我国金融系统的不稳定性具有内在的周期性,并且这种周期性变化的波动幅度等特征会受到各项财政货币政策的影响,因此只要能及时准确地监测我国金融系统不稳定性的动态变化,在金融不稳定积累到一定的程度之前采取各项经济措施有效地释放风险,金融不稳定状态就可以转移到金融稳定的状态,并且能够削弱其对经济的影响,保持经济平稳健康运行。

(责任编辑 刘墨海)

参考文献:

- [1] 陈浪南,刘宏伟.我国经济周期波动的非对称性和持续性研究[J].金融研究,2007(4):43-52
- [2] 陈守东,王妍.金融压力指数与工业一致合成指数的动态关联研究[J].财经问题研究,2011(10):39-46
- [3] 崔光灿.资产价格、金融加速器与经济稳定[J].世界经济,2006(11):59-69
- [4] 高铁梅,李颖,梁云芳.2009年中国经济增长率周期波动呈U型走势—利用景气指数和Probit模型的分析与预测[J].数量经济技术经济研究,2009(6):3-14
- [5] 刘金全,刘志刚,于冬.我国经济周期波动性与阶段性之间关联的非对称性检验—Plucking模型对中国经济的实证研究[J].统计研究,2005(8):38-43
- [6] 宋玉华,李泽祥.麦科勒姆规则有效性在中国的实证研究[J].金融研究,2007(5):49-61
- [7] 万晓莉.中国1987-2006年金融体系脆弱性的判断与测度[J].金融研究,2008(6):80-93
- [8] 王俊.资产价格波动与金融不稳定性:传导机制与政策选择[J].南方金融,2012(2):4-8
- [9] 王少平,彭方平.我国通货膨胀与通货紧缩的非线性转换[J].经济研究,2006(8):35-44
- [10] 赵振全,于震,刘森.金融加速器效应在中国存在吗?[J].经济研究,2007(6):27-38
- [11] Alessi, L., Detken, C. Real Time Early Warning Indicators for Costly Asset Price Boom/Bust Cycles: A Role for Global Liquidity[R]. ECB Working Paper No.1039, 2009
- [12] Bernanke, B. S., Gertler, M. Agency Cost, Collateral, and Business Fluctuations [R]. NBER Working Paper, No. 2015, 1986
- [13] Bernanke, B. S., Gertler, M. Financial Fragility and Economic Performance [R]. NBER Working Paper No.2318, 1987

- [14] Bernanke, B. S., Gertler, M., Gilchrist S. The Financial Accelerator and the Flight to Quality [J]. *Review of Economics and Statistics*, 1996 (78): 1-15
- [15] Borio, C., Furfine C., Lowe, P. Procyclicality of the Financial System and Financial Stability: Issues and Policy Options[R]. BIS Working Paper No.1, 2001
- [16] Borio, C., Drehmann, M. Towards an Operational Framework for Financial Stability: 'Fuzzy' Measurement and Its Consequences[R]. BIS Working Papers No284, Bank for International Settlements, 2009
- [17] Campbell, J. Y. Consumption-based Asset Pricing [A]. In Constantinides, G. M., Harris, M., Stulz, R. (Eds), *Handbook of the Economics of Finance*[G]. 2003 (1): 803-887
- [18] Cardarelli R., Elekdag, S., Lall, S. Financial Stress and Economic Contractions [J]. *Journal of Financial Stability*, 2011 (7): 78-97
- [19] Claessens S., Kose, M. A., Terrones, M. E. Financial Cycles: What? How? When?[R]. IMF Working Paper, WP/11/76, 2011
- [20] Cochrane, J. H. Financial Markets and the Real Economy [J]. *Foundations and Trends in Finance*, 2005 (1): 1-101
- [21] Drehmann, M., Borio, C., Tsatsaronis, K. Characterising the Financial Cycle: Don't Lose Sight of the Medium Term! [R]. BIS Working Paper, No.380, 2012
- [22] Fisher, I. The Debt Deflation Theory of Great Depressions[J]. *Econometrica*, 1933 (1): 337-357
- [23] Granger, C. W. J., Terasvirta, T. *Modelling Nonlinear Economic Relationships* [M]. Oxford University Press, 1993
- [24] Illing, M., Liu, Y. Measuring Financial Stress in a Development Country: an Application to Canada [J]. *Journal of Financial Stability*, 2006 (2): 243-265
- [25] Keynes, John M., *The General Theory of Employment, Interest and Money*[M]. London: Macmillan Press, 1936.
- [26] Kim, C. J., *Dynamic Linear Model with Markov-Switching*[J]. *Journal of Econometrics*, 1994 (60): 1-12
- [27] Krolzig, H.-M., *Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions Using MSVAR for Ox*[R]. Discussion Paper: Department of Economics, University of Oxford, 1998
- [28] Minsky, H. P. *The Financial Instability Hypothesis: Capitalist Process and the Behavior of the Economy*, in *Financial Crisis: Theory, History and Policy*[M]. Cambridge University Press, 1982: 13-38
- [29] Minsky, H. P. *The Financial Instability Hypothesis*[R]. The Jerome Levy Economics Institute Working Paper, 1992
- [30] Mishkin, F. S. *Understanding Financial Crises: A Developing Country Perspective* [R]. NBER Working Paper, No. 5600, 1996
- [31] Mishkin, F. S. *Lessons From the Asian Crisis*[J]. *Journal of International Money and Finance*, 1999 (18): 709-723
- [32] Stock J. H., Watson M. W. *A Probability Model of the Coincident Economic Indicators Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*[M]. Cambridge University Press, 1991: 63-89

Abstract: Based on the multivariate dynamic factor model with regime switching, this paper uses a single underlying, unobserved variable to capture the inherent instability of China's financial system and to analyze the characteristics of the financial instability in two different regimes, i.e., "instable regime" and "stable regime". According to "Financial Instability Hypothesis", "Financial Accelerator Theory" and other related research on the relationship between financial instability and economy, we analyze the asymmetric effect of financial instability on China's economy using a specific Markov-Switching Auto-regression model MSIAH (M)-ARX (P). Empirical results show that Chinese financial system has cyclical instability and the effect of financial instability on economy is asymmetric with regard to different regimes of economic growth. Specifically, the effect is significant and positive in "high-speed growth" regime, but not significant in "low-speed growth" regime.

Keywords: Financial Instability; Macro-economy; Markov Regime Switching; State-space Model