

中国金融稳定性的度量及其与主要宏观经济变量的关系^{*}

邓 创^{1,2} 王思怡² 甘 喆²

(1. 吉林大学数量经济研究中心, 吉林, 长春, 130012;

2. 吉林大学商学院, 吉林, 长春, 130012)

摘要: 金融不稳定是引起和放大宏观经济波动的重要因素。本文通过考察中国上市公司破产距离的分布特征和变动规律, 度量并分析了 1996 ~ 2013 年之间中国金融稳定性的波动态势, 分析表明, 本文度量的金融稳定性指数不仅反映了金融市场的波动现实, 而且包含了重要的宏观经济信息。进一步, 本文通过构建 TVP-VAR 模型深入分析了中国金融稳定性与通货膨胀率、经济增长率之间的时变影响动态。结果表明宏观经济冲击对金融稳定性的影响较为稳定, 而金融稳定性变动对宏观经济目标变量的冲击具有明显的时变特征, 且金融稳定的“价格效应”明显大于“产出效应”。

关键词: 金融稳定性 通货膨胀 经济增长 TVP-VAR Model

DOI:10.16699/b.cnki.jqe.2016.01.006

The Financial Soundness and Its Relationship with Main Macroeconomic Variables in China

Abstract: This paper measures the financial soundness in China in the years of 1996 – 2013, based on analyzing the distribution characteristics listing Corporation's distance to insolvency. Analysis results show that, the financial soundness index measured in this paper contains future macroeconomic information. Furthermore, this paper analyzes the time-varying interactive effects between financial soundness and main macroeconomic variables by structuring the TVP-VAR model. The results show that the impacts of macroeconomic shocks on the financial

^{*} [基金项目]: 国家社科青年基金项目 (11CJL012、12CJY109); 吉林大学青年学术骨干支持计划 (2015FRGG09); 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目 (13JJD790011)。

[作者简介]: 邓创 (1979. 7—), 男, 汉族, 湖南益阳人, 吉林大学数量经济研究中心副教授, 博士生导师, 数量经济学博士, 理论经济学博士后, 研究方向为宏观经济计量分析与预测; 王思怡 (1992. 12—), 女, 汉族, 湖南益阳人, 吉林大学商学院; 甘喆 (1995. 2—), 女, 汉族, 江西宜春人, 吉林大学商学院。

soundness are relatively stable, while the impacts of the financial soundness changes on macro-economic target variables have obvious time-varying characteristics, and the “price effect” of financial stability is obviously larger than the “output effect”.

Key Words: Financial Soundness Inflation Economic Growth TVP-VAR Model

引 言

金融不稳定是现代金融体系的基本特征,金融体系从“稳定”到“脆弱”的转变具有内生性,一方面对宏观经济周期波动起着重要的传递和放大作用,另一方面是诱发金融风险和经济波动的重要原因 (Minsky, 1982)。目前,维护金融稳定是各国中央银行的基本职责之一,评估金融系统的稳定性及其对宏观经济的冲击影响也成为政策制定者和学术界共同关注的热点。20 世纪 90 年代中期以来,中国金融改革取得了巨大的进展,金融系统结构所发生的重要变化使得金融系统中的不稳定因素明显增加,不断积聚的金融压力最终可能导致系统性金融风险或更为严重的金融危机产生 (王研、陈守东, 2014); 另外,随着中国金融自由化程度和对外开放程度的提高,国际金融风险和经济冲击的传导途径日益复杂,金融环境的多变性和复杂性也为中国经济的发展和宏观调控带来了新的挑战。因此,正确评估金融市场的稳定性,理解金融稳定性的波动特征及其与宏观经济目标变量之间的动态关联机制,对于营造稳定的金融环境、促进中国金融市场良性发展和宏观经济平稳增长具有重要的现实意义。

1 金融稳定性的度量: 文献回顾

关于金融稳定性的研究可以追溯到 20 世纪中期,但直到 20 世纪末的亚洲金融危机和 21 世纪初美国次贷危机的爆发,金融稳定性的度量及其与其他主要宏观经济变量之间关系的研究才开始受到各国学者的广泛关注。

目前,学术界关于“金融稳定”的定义仍然缺乏统一的界定,大体上可分为两大类。第一类是从正面描述金融稳定的特征,例如, Mishkin (1999) 认为金融稳定为一个金融体系能够确保持续地存在而不出现严重混乱,有效地分配储蓄和投资机会; Padoa-Schioppa T. (2003) 将金融稳定看成一种状态,该状态下金融体系能抵御各种冲击而不会降低储蓄向投资转化的效率; Duisenberg (2001) 认为金融系统稳定时其各个关键的要素都能运行良好且平稳。第二类是通过金融体系不稳定时所表现出来的特征对“金融稳定”进行间接描述: 不存在金融不稳定。如 Crockett (1996) 将金融资产价格的波动或者金融机构无法履约这些特征描述为金融不稳定的诱导因素; Schinasi (2003) 认为金融不稳定下,实物资产或金融资产相对价格变化会剧烈波动; Mishkin (1999)、Goodhart (2006)、Ferguson (2006) 等学者也都从金融不稳定的角度给出了关于金融稳定内涵的阐述。

上述有关“金融稳定”界定方面的分歧,直接导致了关于金融稳定性定量估测方法上的显著差异,根据现有相关研究,金融稳定性的度量方法大致分为两类。

第一类是从正面描述金融稳定特征的指标体系构建法,这类方法强调金融体系中的关键要素均应处于良好的平稳状态,一般采用对一系列核心金融指标进行合成的方式对金融体系的稳定性状态进行度量。Demirgüç-Kunt 和 Detragiache (1998) 通过多元计量模型回归有效地验证了部分经济指标与金融危机之间的相关性后,学者们开始用同样的简单核心指标度量金融稳定与否,而随着金融稳定分析框架的不断完善,这些核心指标开始将外生冲击、汇率、政府行为等新的元素加入,例如, Kaminsky 和 Reinhart (1999) 的早期预警指标。然而遗憾的是,这些核心指标都是从发生危机的国家提取,并不具有普通性。为此,一些学者和机构开始寻求不同部门、不同市场的核心金融数据,例如,国际货币基金组织 (IMF) 于 2003 年发布的《金融稳健指标:编制指南》,以及 Goodhart 和 Hoffmann (2000) 提出的金融状况指数。前者由于不同国家会计标准、数据统计口径等方面存在差异,许多基础核心指标数据在可获取性方面存在一定障碍;而后者无论是在指标可获取性还是计算方法上均简单易行,因而受到了国内外许多学者的推崇。例如, Angelopoulou 等 (2013) 构建了欧元区的金融状况指数,认为金融状况指数可以为货币政策的制定提供参考。蒋海和苏立维 (2009) 基于 17 个经济、金融指标,利用主观权重赋值法和主成分分析法合成出中国的金融安全指数;何德旭和娄峰 (2011) 运用主成分分析法将 11 个指标合成出中国的金融稳定指数;徐国祥和郑雯 (2013) 建立包含通货膨胀因素、利率、汇率、社会融资和股票价格在内的结构向量自回归模型,对中国 2006 ~ 2012 年之间的金融状况指数进行了度量。邓创等 (2014) 从 26 个金融指标中提取主成分信息,合成出中国的金融形势指数,并对其周期波动特征与宏观经济效应进行了分析。这些研究尽管得到了许多有关金融体系运行特征的有益结论,但仍然存在变量自相关等方面的问题,并且在金融稳定与脆弱之间的界定问题上仍然具有明显的主观性,因而无论是从指标选择还是从得出的研究结论来看,均远未达成一致。

第二类是从“金融脆弱”的视角出发度量金融体系的不稳定特征。Tsomocos (2003) 和 Goodhart (2004) 在讨论金融稳定研究的新视野时,强调了对风险进行度量的重要性,认为将个体机构的脆弱性拓展到整个金融市场,观察金融机构间的联动效应,才能更好地对金融动荡做出合理解释。事实上,包括违约概率模型、VaR 技术等在内的风险识别方法,都为全面评价金融脆弱性提供了可实现的研究路径。例如, Black 和 Scholes (1973)、Merton (1974) 在研究期权定价理论时提出的未定权益分析方法 (CCA),就是使用违约概率模型,立足于判断资不抵债的可能性,结合违约距离 DD 的一系列指标来度量系统性风险。Illing 和 Liu (2003)、Saldías (2013) 等学者基于组合违约距离对金融系统性风险进行了度量,并进一步分析了系统性风险与宏观经济的关联。Krainer 和 Lopez (2008) 讨论了股票市场信息的作用,认为这种信息包含投资者的预期因素,并发现债券等市场信息的变化与企业困境状态的变化密切相关。值得注意的是,Andrew 等 (2013) 通过信用风险模型研究思路提出用破产距离这一指标来近似衡量美国 1926 年以来的金融稳定性,金融市场的正常平稳运行主要体现在资

产价格的平稳上,这一度量方法不仅考虑到了金融市场中的一类前瞻性信息——资产价格波动,而且更为重要的是它还反映了包括金融机构在内的各类企业财务数据,从违约概率的角度直观描述系统性风险。近年来,国内运用 CCA 方法识别金融系统风险的研究相对较少,例如,叶永刚和宋凌峰(2007)提出应综合运用 VaR 方法、CCA 方法、资产负债表方法和蒙特卡罗模拟方法来探讨宏观金融风险的识别、度量及管理问题。

通过梳理有关金融稳定度量的文献,可以发现,基于核心经济金融指标的指数构建方法较为复杂且没有统一的框架,其可靠性仍待检验;而从系统风险的角度描述金融稳定状态建立在一系列的理论模型上,这种度量方法具有统一的数据来源和计算过程,度量结果具有一致性和可比性,但遗憾的是,大多数基于违约概率模型度量的对象都集中于银行系统的脆弱性上,银行系统只是金融系统的一个部分,随着金融自由化、全球化风潮的兴起,各方面冲击的影响使得对整个金融系统的风险积聚研究已不能仅仅局限于银行系统。结合以上研究,本文接下来将沿用 Andrew 等(2013)的研究思路,基于信用风险模型的 CCA 拓展方法,使用一个简单易解、理论上可行的实证方法,对中国 1996~2013 年的金融稳定性状态进行合理的度量,并在此基础上深入分析这一金融状态变量的波动特征,以及金融状态变量与主要宏观经济变量相互冲击的时变影响。

2 基于上市公司破产距离对中国金融稳定性的测度

鉴于数据可获取性等客观条件的限制,本文欲使用一个简单易解、理论上可行的实证方法,以描述在一个时期内中国金融稳定性分布。为了解决同样的问题,Andrew 等(2013)通过总结 Merton(1974)和 Leland(1994)的信用风险模型,根据每家公司的股价波动数据,提出、验证并应用了破产距离 DI(Distance to Insolvency)这一新的状态变量来近似衡量金融稳定性,并以此来拟合美国在 20 世纪的经济周期变化,发现 DI 所预警的破产危机与 1926~2012 年间的三次大萧条时间吻合。随后,通过展示这种测量方法与其他对于主流的实证测量财务稳定性的方法高度相关,来证明这种以股价为基础的测量是稳定的。这其中主流的测量方法有信用评级、期权调整债券收益差、信贷违约互换率、综合债券违约率、结构化信用风险模型中的 DD 等,而 DI 相对上述种种方法的优势在于它仅仅需要公司股价波动这一单一的数据,便于观察在很长一段时间内大部分公司的财务状况变化。因此,本文有意借用这一新的指标来测量中国金融稳定性的分布。

破产距离 DI 描述的是公司杠杆与资产波动的比率,其值越小,表示公司资产价值离破产点越近,出现资不抵债的概率越大。因此 DI 一方面在统计意义上总结了公司在未来破产的可能性,另一方面在经济意义上描绘了可能在公司进入财务困境时而加剧的股权激励作用扭曲。它可以简单地看成一个一维指数,在时间 t 时记作:

$$DI_t \equiv \left(\frac{V_{At} - V_{Bt}}{V_{At}} \right) \frac{1}{\sigma_{At}} \quad (1)$$

其中, V_{At} 表示公司资产未来现金流的市场价值, V_{Bt} 表示公司负债未来现金流的市场价值, σ_{At} 为 V_{At} 的瞬时波动标准差, 即资产波动。由 DI 的定义可知, 公司破产的可能性依赖于 V_{At} 与 V_{Bt} 的距离及公司资产价值的波动。

实践中, 计算一家公司的 DI 是很困难的, 因为 V_{At} 和 σ_{At} 不能直接观察得到数据, 而 V_{Bt} 又受到因时间、国家、行业不同而产生的会计计量不一致的限制。为了解决 DI 计算问题, Andrew G. Atkeson 等 (2013) 根据 Merton (1974) 和 Leland (1994) 的信用风险模型总结并证明了如下两个命题:

命题一, 在 Leland (1994) 结构模型中, 任何时点, 一个公司的 DI 是有上界的, 上界为其即时股价波动的倒数, 即 $DI_t = \left(\frac{V_{At} - V_{Bt}}{V_{At}} \right) \frac{1}{\sigma_{At}} \leq \frac{1}{\sigma_{Et}}$;

命题二, 在 Leland (1994) 结构模型中, 一个公司股权波动的倒数取值于这家公司的破产距离和违约边界之间, 即 $DI_t \leq \frac{1}{\sigma_{Et}} \leq DD_t$ 。

综合上述两个命题可知, 如果破产距离 DI 和违约边界 DD 很接近, 那么公司股价波动的倒数 $1/\sigma_{Et}$ 将是对 DI 的精确测量。尽管由于数据获取等方面的困难, 我们无法实证检验股价波动的倒数是否接近破产距离或者违约边界, 但 Andrew 等 (2013) 的这一研究, 仍然可以为我们提供度量金融市场稳定性的有用切入点, 即根据股价波动倒数在横截面上的分布情况来描述某一时点的金融稳定性状态。利用这一方法对中国金融稳定性进行度量, 首先需要解决的两个问题是: 如何在一个有效样本下推断各上市公司财务稳定性的分布特征, 以及这种分布特征是否可以作为总体宏观层面上金融稳定性的度量依据。

接下来, 本文尝试利用标的股价历史波动率的倒数作为企业破产距离 DI 的近似度量, 并考察其在横截面上的分布特征。具体的, 我们根据 CSMAR 数据库 1996 ~ 2013 年沪深 A 股所有上市公司的日数据, 在 Stata12.0 中进行处理后, 最终计算出 1996 年 1 月 ~ 2013 年 12 月之间各月份所有样本企业 DI 的非平衡面板数据。为了清晰而全面地分析这些数据, 我们利用百分位数对数据的分布情况进行了大致的描述 (如图 1 所示)。从 DI 在 5%、25%、50%、75% 和 95% 分位数上的截点值可以看出, 百分比截点值越高, DI 值的发散程度越大。直觉上, 可以采用对数形式, 让百分比截点的 DI 对数值更加均匀地分布。

我们对数化后的月度 DI 值服从某种特定分布, 这样才能根据这一特定分布的核心参数, 构造出用以衡量金融市场稳定性的时间序列指标。更进一步, 关于对数正态分布的实证检验, 考虑到样本量的大小, 本文选用 Kolmogorov-Smirnov 检验, 以样本数据的累计频数分布与特定理论分布比较, 若两者间的差距很小, 则推论该样本取自某特定分布簇。具体的, 对于 Kolmogorov-Smirnov 正态性检验, 假设 DI 的横截面分布是对数正态分布, 那么根据每月的均值和标准差可得到一个标准化的量, 即转换后 $N [\log (DI_t) -$

$mean_t / sd_t]$ 应该是收敛一致的, 其中 $N(\cdot)$ 是累积函数的标准正态分布。

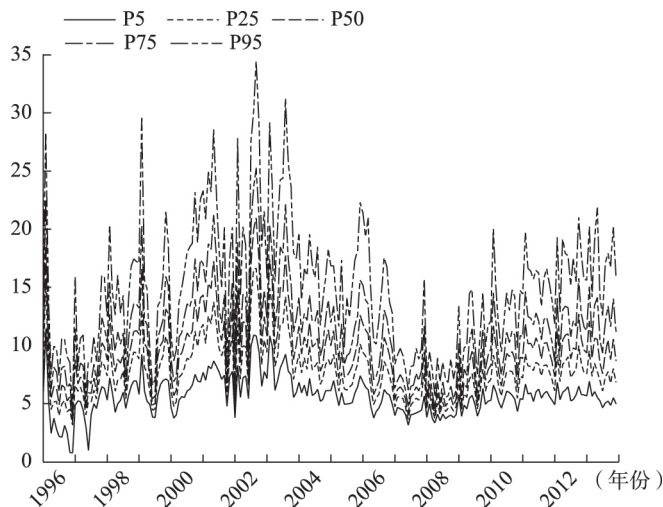


图1 DI的百分位数

图2描述了1996~2013年DI对数值在5%、25%、50%、75%和95%分位截点的分布情况, 该百分位截点值根据百分位数和标准计分对比的方法计算得到: 首先, 计算得到DI对数转换后的值, 即DI对数值; 接着将DI对数值按正态分布标准化, 再寻找以上5个超前百分位数对应的标准计分^①, 并将这一标准计分作为区间上限值, 计算各月标准化量落在这一区间的比例; 最后, 将这一比例值与各自对应的百分位对比, 观察偏离程度。如果对于DI服从对数正态分布的推断基本正确, 那么各月累积概率的近似, 不会偏离实际累积概率太远。从图2中可知, 这一方法得到了有效的应用, 在这216个样本中, 这些比例值都基本稳定在各自对应的累积概率周围。因此可以推断上市公司的DI在每个月份的横截面上均大致服从对数正态分布。

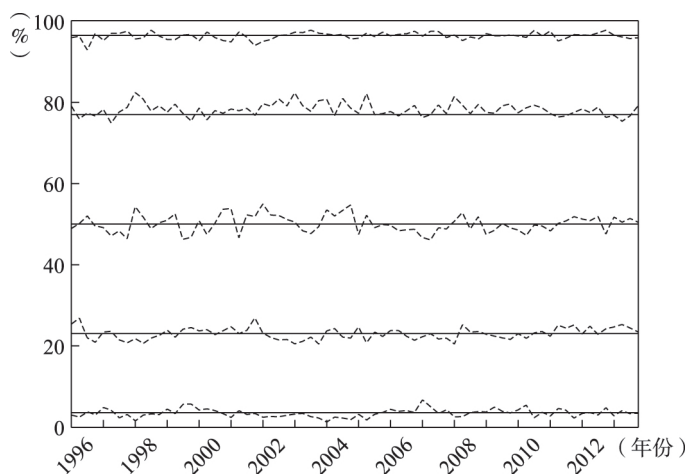


图2 DI对数值在百分位截点的累积分布概率

① 指观察值相对于平均数存在几个标准差。正态分布中每一个标准计分都与其特定的百分位数一一对应。

由于 DI 在横截面上服从对数正态分布, 因此每个时点上整个金融市场的稳定性即可根据该时点 DI 对数分布的均值和标准差两个参数进行描述。在图 3 中可以看到, 随着新的标的证券不断加入, DI 标准差 (实线) 的波动越来越小。特别值得注意的是, DI 标准差 (实线) 的变化明显小于 DI 均值 (虚线) 的变动, 这意味着, DI 的对数值在横截面分布的变化主要是由均值变化导致的。为了进一步证明均值这一主导因素的作用, 我们提取出对数 DI 每个月度 95% 分位数值, 图 4 中记作真实值 (实线); 同时, 假定所有样本中 DI 服从的对数正态分布的标准差是一个常数, 即这 216 个分布的标准差均值 (计算得到 0.4379), 根据每月标准差和均值计算出近似的 95% 分位数值, 即 $mean_t + N^{-1}(0.95) \times sd_t$ 。图 4 中, 可以看到近似值 (虚线) 和真实值 (实线) 之间是十分接近的, 这也进一步验证了 DI 对数值的大部分变化是由其均值的波动所引起的, 因此, DI 在横截面上分布的均值变化可以为整个金融市场的稳定性变迁提供一个合理有效的描述。

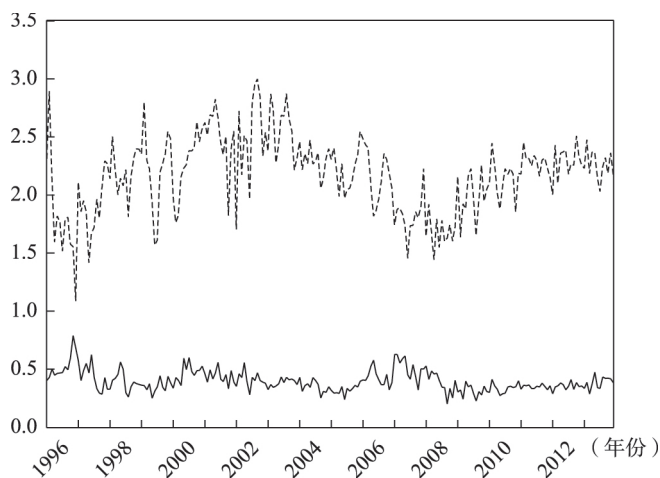


图 3 DI 对数的均值和标准差

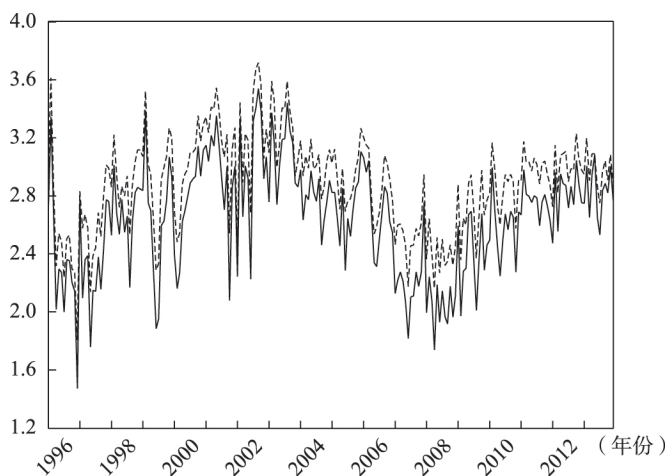


图 4 DI 对数 95% 分位的真实值与近似值

综上所述,我们以股价波动率的倒数近似计算出了中国上市公司的 DI,并检验发现所有时点下各上市公司的 DI 在横截面上均近似服从对数正态分布,这一对数分布的均值可以大致描述出 DI 的总体时变规律。可见,DI 对数均值这一时间序列指标不仅有助于揭示出全部上市公司信用评级的总体情况,而且可以帮助理解整个金融市场的系统性风险、对金融市场的稳定性做出合理的判断。

由于本文计算单个企业的 DI 时,并未对股票价格数据进行季节调整,得到的对数均值序列可能仍然存在季节性波动,为此我们在 Eviews 6.0 中运用 X_{12} 法对 DI 对数均值去除季节和不规则成分后,得到的趋势循环成分即可作为中国金融稳定指数的替代指标(图 5 中的虚线所示)。从图 5 中可以直观地看出,1996~2002 年期间,尽管在 1999 年出现了明显的波动,但是中国金融稳定指数整体上仍然表现出上升趋势,2002 年转为下降并于 2008 年底达到谷底,随后再次表现为持续上升,金融稳定性较低的两段时期为 1996~1997 年和 2007~2008 年,与近 20 年来中国股票市场的现实波动情况十分吻合。

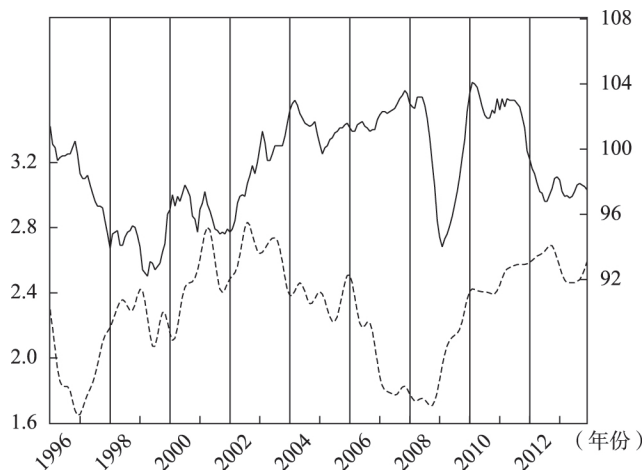


图 5 金融稳定指数和景气一致指数

图 5 中将金融稳定指数(虚线)与宏观经济景气一致指数(实线)的变动情况进行了对比,可以发现两者表现出较为相似的波动形态,例如,在 2001 年 4 月、2002 年 9 月、2006 年 1 月和 2010 年 2 月,金融稳定指数均达到极大值,而景气一致指数也分别在同一时期或者滞后几期到达峰值。当然,两者的波动特征也有一定的差异,例如,金融稳定指数在谷底的徘徊期相比于景气一致指数更长,以 2007 年金融危机时期为例,金融稳定指数于 2007 年年初开始先行下滑并与 2007 年年末跌入谷底,直到 2008 年年底才开始回升,而景气一致指数在 2008 年 6 月才开始跌落,并于同年底迅速回升。尽管如此,金融稳定指数与宏观经济景气一致指数之间仍然表现出显著的相关性,这不仅说明金融市场的波动包含了大部分宏观经济信息,两者之间具有十分密切的联动关系,而且也意味着金融稳定性可以成为进一步理解金融市场波动特征、分析宏观经济与金融稳定性之间的联动关系的重要依据和有用指标。

虽然由于样本长度的限制,我们无法从与宏观经济周期波动对应的角度去深入考察金融稳定性的周期波动特征,但金融市场作为宏观经济的晴雨表,金融稳定性的波动与通货膨胀、经济增长等主要宏观经济变量之间的影响关系,究竟存在什么样的阶段性差异和时变规律,仍然是一项值得深入研究的课题,为此,本文接下来将进一步利用时变参数向量自回归模型来探讨金融稳定指数与宏观经济目标变量之间的影响关系及其时变特征。

3 中国金融稳定性与通货膨胀率、经济增长率之间的影响动态

作为宏观经济的重要组成部分,金融市场一方面对实体经济起着必要的服务和支撑作用,另一方面也是积聚金融风险、传导和加剧经济波动的重要源泉。然而从现有相关研究来看,金融市场与通货膨胀率、经济增长率等宏观经济目标变量之间的关系尚未形成一致的结论,并且随着金融体制改革与宏观经济调控模式的变迁,金融状态变化对宏观经济目标变量的冲击也并非是一成不变的,因此时变框架下的影响关系研究更加具有实践意义。近年来一些学者研究表明,时变参数向量自回归模型(TVP-VAR)作为一种扩展的向量自回归模型,在保留传统VAR模型优点的同时,放松了模型系数矩阵和扰动项协方差矩阵非时变的约束,可以有效捕捉系统中的结构性变化及变量之间的非线性关系,为分离各变量对自身和其他变量冲击的时变反应提供了有用框架,因而对于分析经济中的各种时变特征具有明显优越性(邓创等,2013)。为此,本文在技术上也选用TVP-VAR模型,借助贝叶斯推断下的马尔科夫蒙特卡洛方法(MCMC)模拟出不同时期金融稳定性与通货膨胀率、经济增长率之间的影响动态,以揭示其时变特征。

3.1 数据处理与模型参数估计

由于中国尚未公布经济增长率的月度数据,并考虑到季度数据可以降低VAR系统的滞后阶数,减少待估参数和工作量,因此本文统一将前文得到的金融稳定指数、通货膨胀率数据利用季末取值的方法转变为季度数据^①,样本范围为1996年第1季度~2013年第4季度,各序列均经 X_{12} 方法进行了季节调整。

根据上述三个时间序列,本文构建出如下的TVP-VAR模型:

$$y_t = X_t \phi_t + \Gamma_t^{-1} \sum_i \varepsilon_i, t = s+1, \dots, n \quad (2)$$

其中 y_t 是由DI、通货膨胀率和经济增长率所组成的 3×1 维可观测向量, $X_t = I_3 \otimes (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-s})$,其中 $\otimes$ 为克罗内积算子。 Γ_t 和 $\sum_i$ 分别为 3×3 维的时变系数矩阵和协方差矩阵, ϕ_t 为经堆叠处理后的 $9s \times 1$ 维向量。式(2)中,时变系数 ϕ_t 表明变

^① 通货膨胀率根据城镇居民消费价格指数(CPI)计算所得,经济增长率和CPI数据均来源于国家统计局网站(www.stats.gov.cn)。

量之间的滞后结构和影响关系是随时间而变化的, 而时变矩阵 Γ_t 和时变协方差矩阵 Σ_t , 则表明第 j 个变量冲击对第 i 个变量的影响也是随时间而变化的, 这种变化既可以来自冲击大小的变动, 也可以来自传导途径的改变, 因而可以有效捕捉系统中出现的异方差现象和变量之间的非线性关系 (邓创等, 2013)。

对于上述时变矩阵中各元素的估计, 我们沿用 Jouchi Nakajima 等 (2011) 的处理方式, 记向量 $e_t = (\ln\sigma_{1t}^2, \ln\sigma_{2t}^2, \ln\sigma_{3t}^2)$, $r_t = (\gamma_{21,t}, \gamma_{31,t}, \gamma_{32,t})$, 即分别对对角矩阵 Σ_t 和下三角矩阵 Γ_t 中的待估参数进行堆叠处理。并假定各参数向量服从以下随机游走过程:

$$\begin{aligned} \phi_{t+1} &= \phi_t + \mu_{\phi t}, \\ r_{t+1} &= r_t + \mu_{rt}, \\ e_{t+1} &= e_t + \mu_{et} \end{aligned} \quad \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \mu_{\phi t} \\ \mu_{rt} \\ \mu_{et} \end{pmatrix} \sim N \left(0, \begin{pmatrix} I & O & O & O \\ O & \Sigma_{\phi} & O & O \\ O & O & \Sigma_r & O \\ O & O & O & \Sigma_e \end{pmatrix} \right), t = s+1, \dots, n \quad (3)$$

接下来对 TVP-VAR 模型的三个变量进行平稳性检验, ADF 单位根检验结果表明三个变量均为平稳序列, 统计上符合 VAR 系统的建模要求。根据 VAR 系统中 SIC 准则的判断结果将 TVP-VAR 模型的滞后阶数 s 确定为 2 阶后, 我们在 MATLAB 7.0 下利用 MCMC 算法对模型进行了 1000 次次预烧和 10000 次模拟抽样, 得到的部分参数后验估计结果, 如表 1 所示。

表 1 中的 Geweke 收敛诊断值 (Convergence Diagnostics) 用于测定预模拟得到的马尔科夫链是否收敛于后验分布, 而无效影响因子 (Inefficiency Factors) 则是后验样本均值的方差和不相关序列样本均值的方差的比率, 二者均为判断 MCMC 链模拟效果的重要依据。根据表 1 给出的估计结果可知, 在 5% 的显著性水平下, 模型参数基本上均没有拒绝收敛于后验分布的原假设。另外, 除了 $(\Sigma_h)_1$ 以外, 所有参数估计结果的无效影响因子都较小, 对于后验推断而言是足够的。可见, 统计诊断表明模型的估计是有效的, 这也在一定程度上说明金融稳定性与通货膨胀率、经济增长率之间存在非线性的时变影响关系。

表 1 模型的参数估计结果

参数	均值	标准差	95% 置信区间	Geweke 诊断值	无效影响因子
$(\Sigma_{\beta})_1$	0.0096	0.0035	[0.0053, 0.0177]	0.996	22.17
$(\Sigma_{\beta})_2$	0.0067	0.0018	[0.0041, 0.0109]	0.199	16.17
$(\Sigma_{\alpha})_1$	0.0059	0.0019	[0.0035, 0.0109]	0.048	21.00
$(\Sigma_{\alpha})_2$	0.0058	0.0082	[0.0032, 0.0103]	0.264	11.03
$(\Sigma_h)_1$	0.0071	0.0063	[0.0035, 0.0193]	0.147	130.67
$(\Sigma_h)_2$	0.0072	0.0047	[0.0035, 0.0223]	0.971	75.14

事实上, 从金融稳定性与通货膨胀率、经济增长率三者的变化情况来看 (图 6 所示), 三者之间的关系的确也存在明显的阶段性差异。我们在图中用垂直分割线标示出

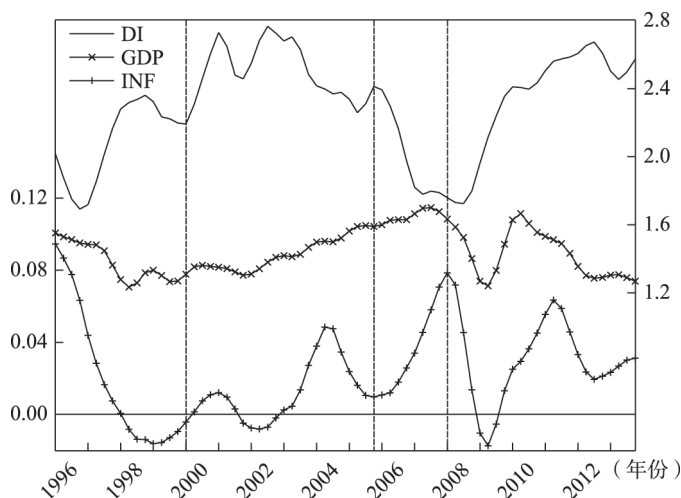


图6 金融稳定指数、通货膨胀率和经济增长率

三个代表性的时点：2000年第1季度、2005年第4季度、2008年第1季度，将样本区间分割为四个部分。从中国经济和金融发展的历史变革来看，2000年之后的中国伴随着经济全球化、需求刺激，金融改革步伐不断向前迈进；2005年股权分置改革，是金融市场发展变化的一个“分水岭”；2007~2008年的全球性金融危机对实体经济产生了严重冲击。根据这三个分界点，我们发现四个子样本区间内，三者之间的联动关系发生了显著的变化：2000年以前，经济稳定性指数基本与通货膨胀率和经济增长率呈反向的变动趋势，2000年以后金融稳定性处于高位波动，通货膨胀率与经济增长率也表现出持续上升的势头；从2005年年末开始，金融稳定性指数开始急剧下降，而经济增长率和通货膨胀率依旧处于上升趋势；2008年年初开始，金融危机对金融和实体经济的冲击影响开始显现，之后在一系列扩张性政策的刺激下，金融形势开始好转、经济步入后危机的复苏阶段，这一阶段中，金融稳定性指数与通货膨胀率、经济增长率之间的变动趋势尽管存在一定时滞，但和前三个阶段相比，相似性更为明显。由此可见，金融稳定性与通货膨胀率、经济增长率等主要宏观经济目标变量之间的影响关系并非固定的，利用时变参数向量自回归模型考察三者之间的动态影响关系是极为必要的。接下来，我们将基于上述TVP-VAR模型的估计结果，利用时变脉冲响应函数对三者之间的冲击影响动态进行模拟分析。

3.2 宏观经济目标变量变动对金融稳定性的冲击影响

为考察不同时期宏观经济目标变量对金融稳定性的冲击影响，我们从前文所描述四个样本区间内分别选择了四个不同的代表性时点：1997年第4季度、2003年第3季度、2007年第3季度和2010年第4季度，以观察亚洲金融风暴时期、局部经济过热时期、全球性金融危机时期和后危机经济复苏时期下，通货膨胀率和经济增长率提高一个标准差大小对金融稳定指数的冲击动态，如图7和图8所示。

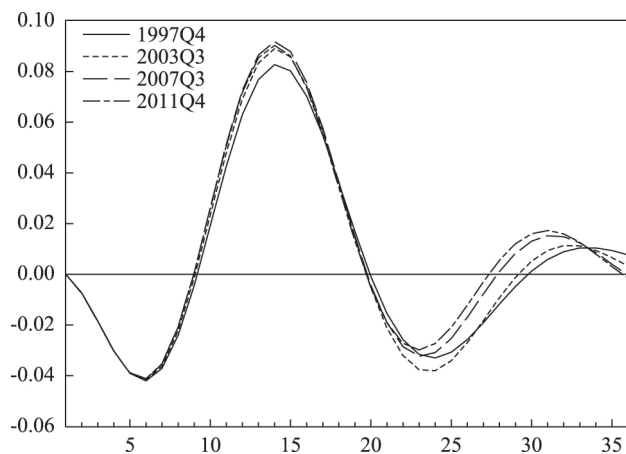


图7 不同时点下通货膨胀率对金融稳定性的影响差异

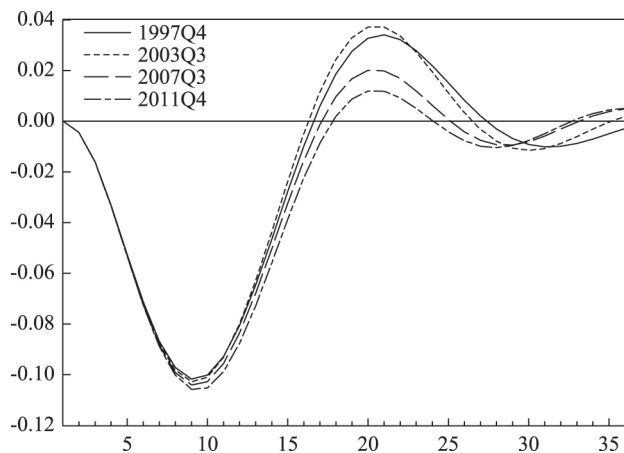


图8 不同时点下经济增长率对金融稳定性的影响差异

从图中可以看到,对于通货膨胀率 and 经济增长率的提高,金融稳定指数均在一开始便做出了负向的反应。即随着通货膨胀率 and 经济增长率的上升,金融市场的波动加剧。然而值得注意的是,不同时点下金融稳定指数对通货膨胀率 and 经济增长率冲击的响应并未表现出显著差异,且相比之下,经济增长率对金融稳定指数的冲击影响要明显大于通货膨胀率的冲击影响,而且这种负向冲击的持续期也要更长。通货膨胀率对金融稳定性的负向冲击持续2年左右,并且在第5个季度时达到最大;而经济增长率对金融稳定性的负向冲击可持续4年左右,在第9个季度达到最大。由于4个代表性时点的冲击变化并不能完整地描述整个样本期间内宏观经济目标变量对金融稳定性冲击影响的动态演化过程,为此,我们进一步将通货膨胀率与经济增长率对金融稳定性冲击影响的滞后期约束为1年(实线)和2年(虚线),并在图9和图10中分别给出了整个样本期间内通货膨胀率 and 经济增长率对金融稳定性的冲击动态。

从图9中可以看出,通货膨胀率冲击在1年后对金融稳定性的影响几乎没有时变性,而2年后这种冲击影响尽管存在一定的变化,但也都基本接近于0。这和4个代表

性时点所反映的情况基本相符,即通货膨胀率对金融稳定性的负向冲击持续2年左右。而从图10来看,尽管经济增长率冲击在1年后对金融稳定性的影响没有表现出明显的时变特征,但这种负向影响在2年后表现出不断增强的趋势,根据4个代表性时点的脉冲响应图大致可以推测,经济增长率对金融稳定性的负向影响达到极大值的滞后时间正好在2年左右。可见,相比于通货膨胀率而言,经济增长率变动对金融稳定性的冲击影响更为持久,但无论是经济增长率还是通货膨胀率,对金融市场稳定性的影响都较为稳定,金融市场的波动可能更多地源自于金融市场本身或者其他外部冲击。

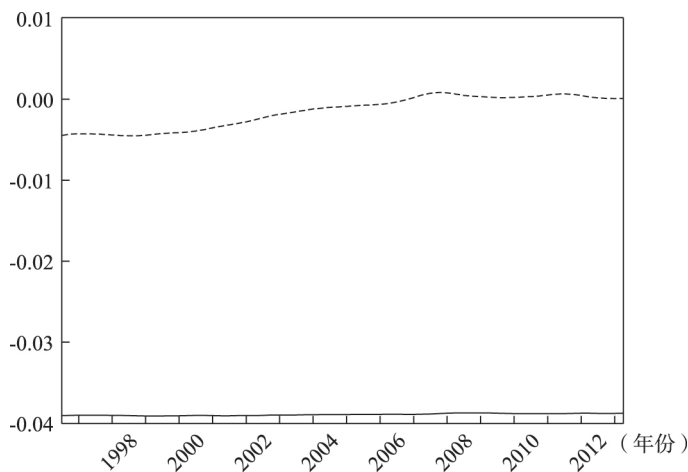


图9 不同滞后期通货膨胀率对金融稳定性的影响动态

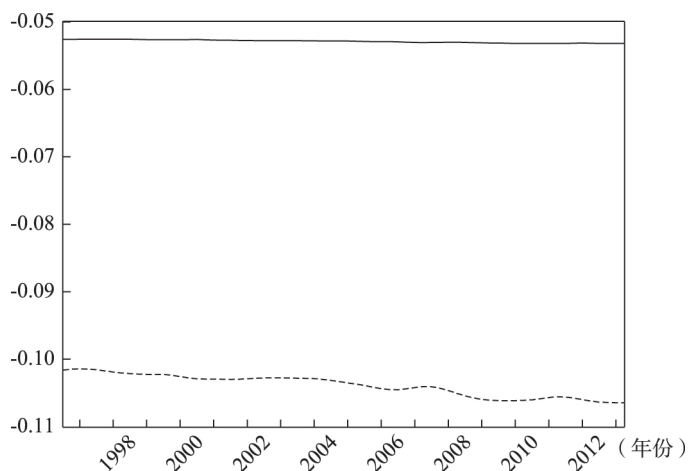


图10 不同滞后期经济增长率对金融稳定性的影响动态

3.3 金融稳定性变化对宏观经济目标变量的冲击影响

反过来,我们考察金融市场波动对通货膨胀率和经济增长率的冲击影响。为便于比较,我们选取和前文一致的四个代表性时点进行观察,图11和图12分别描述了金融稳定指数提高一个标准差大小对通货膨胀率和经济增长率的影响动态。从图中可以看

到,不同的代表性时点下,金融稳定性的变动对通货膨胀率的影响均在2年左右达到极大值,但无论是影响大小还是方向上均存在明显的时变性。1997年和2003年两个时点下,金融稳定性对通货膨胀率一开始表现为明显的负向冲击,而2007年和2010年两个时点却表现为正向冲击。而金融稳定性变动对经济增长率的冲击影响,除了1997年在一开始出现了轻微的负向冲击以外,其余时点均为正向,其差异主要体现在极大冲击滞后期的变化上。另外,对比图11和图12可知,金融稳定指数对经济增长率的冲击影响要明显小于对通货膨胀率的冲击影响。

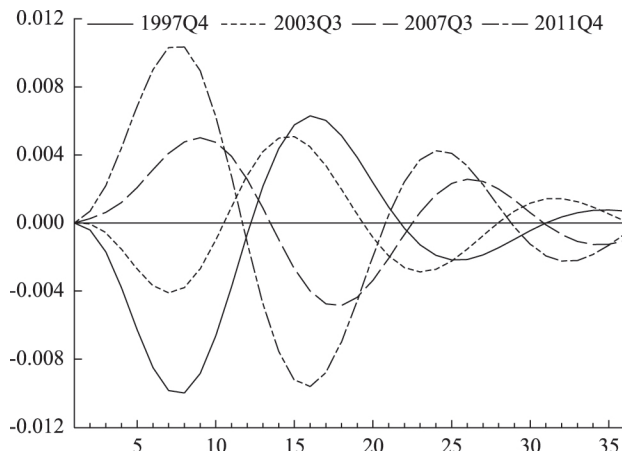


图 11 不同时点下金融稳定性对通货膨胀率的影响差异

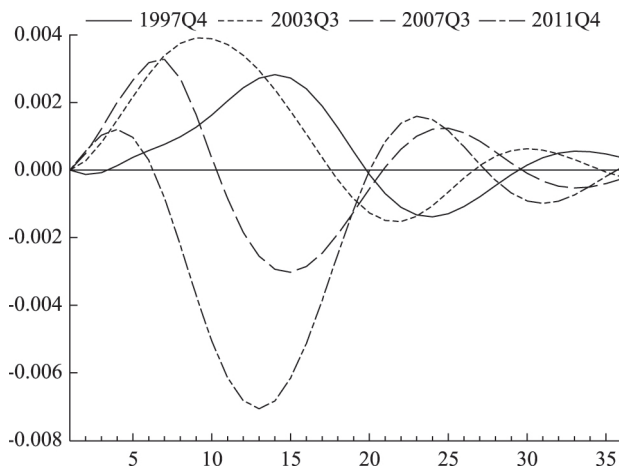


图 12 不同时点下金融稳定性对经济增长率的影响差异

鉴于金融稳定性的变化对宏观经济目标变量的影响在不同时点上表现出显著的差异,按照统一的滞后期考察金融冲击的影响动态可能会存在较大的偏差,为此,我们直接将整个样本时期内通货膨胀率和经济增长率对金融稳定性冲击的极大响应值及其对应的滞后期进行逐一挑拣并绘制在图13和图14中,以深入考察金融稳定性对宏观经济冲击的时变影响。

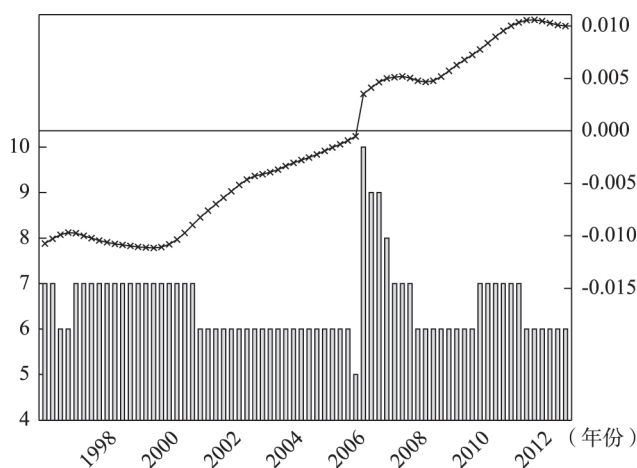


图 13 金融稳定性对通货膨胀率的极大冲击及滞后期

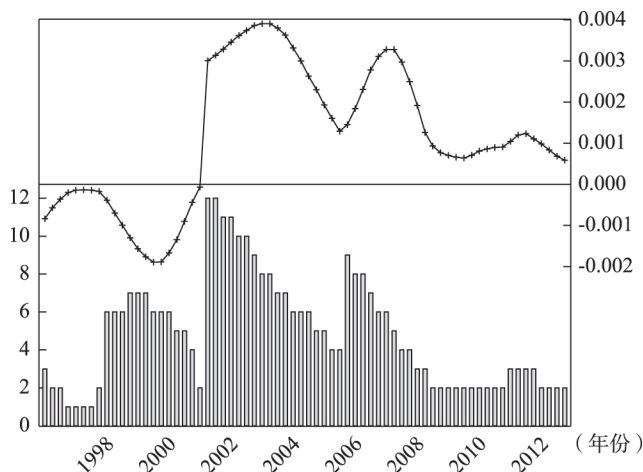


图 14 金融稳定性对经济增长率的极大冲击及滞后期

从图 13 和图 14 可以看出，金融稳定性对通货膨胀率和经济增长率的极大冲击的存在显著的时变特征。

首先，极大冲击的方向具有时变性。在样本期内，通货膨胀率和经济增长率对于金融稳定性冲击的响应方向均经历了由负向到正向的转变过程，其中金融稳定性冲击对通货膨胀率的影响以 2006 年第 3 季度为分界点，对经济增长率的影响以 2001 年第 1 季度为分界点。结合 DI 的估计结果可知，自 1996 年开始中国金融稳定性便处于持续上升的态势，从低稳定性状态演变为高稳定性状态。然而尽管如此，由于此阶段中国经济有效需求明显不足，“低通胀”与“低增长”并存，而金融市场特别是股票市场还处于改革发展的初期阶段，此时所表现出的稳定性一方面难以催发市场活力，另一方面通过财富效应等渠道对投资和消费需求所产生的影响有限，因而并未对通货膨胀率和经济增长率起到正向的刺激效应。进入 21 世纪以来，中国金融市场开始步入深度发展阶段，金融监管体系不断完善，金融市场对宏观经济的传导效应逐步显现，金融市

场的稳定性开始对经济增长率和通货膨胀率起到积极的推动作用，成为国民经济健康发展的重要条件。

其次，从极大冲击大小的时变特征来看，通货膨胀率对金融稳定性冲击的极大响应大体上呈稳定上升的趋势，而经济增长率对金融稳定性冲击的响应表现出明显的波动。实际上，我们从图 13 和图 14 中可以观察到，无论是通货膨胀率还是经济增长率，对金融稳定性冲击的极大响应均经历了 4 次“周期性”的波动（1996 年第 1 季度～2000 年第 1 季度、2000 年第 1 季度～2005 年第 4 季度、2005 年第 4 季度～2008 年第 1 季度、2008 年第 1 季度～2013 年第 4 季度）。这 4 次波动中，通货膨胀率对金融稳定性冲击的极大响应都表现为快速上升与缓慢上升的交替变换，而经济增长率对金融稳定性冲击的极大响应及其滞后期则均经历了类似于“谷－峰－谷”的转变。回顾中国金融改革的历程，冲击大小的每一轮上升背后都有重要的金融改革或政策调控背景。从 1993 年明确中国人民银行作为货币政策实施结构和金融监管机构开始，到 1994 年三大政策性银行成立，1995 年金融体系的法制化、规范化建设，再到 1996 年正式开启农村金融体制改革，在这一系列金融改革举措的作用下，1996 年中国股市步入稳定发展阶段，金融市场稳定性对宏观经济目标变量的促进作用呈明显上升趋势；1997 年印花税上调，再加上亚洲金融风暴对国内金融市场的冲击，金融稳定性对通货膨胀率 and 经济增长率的影响作用转为下降；1999 年 5 月上海期货交易所成立、《中华人民共和国证券法》正式实施，对资本市场的发展起到了巨大的推动作用，2000 年初金融稳定性对宏观经济目标变量的推动作用开始迅速提高，到 2003 年中国银监会成立并启动国有商业银行股份制改革，这一推动作用达到“顶峰”。2003 年下半年开始的局部投资过热、信贷增长过快，金融市场稳定对宏观经济特别是经济增长率的促进作用明显降低。2005 年启动股权分置改革，成为金融市场发展变化的一个重要“分水岭”，金融稳定性对宏观经济的正向影响也开始了新一轮的上升过程。2007 年美国次贷危机爆发，中国为应对此次金融危机的冲击，于 2008 年实现紧缩货币政策向适度宽松货币政策的转变，而此时金融稳定性对通货膨胀率与经济增长率的推动作用再一次由下降过程转为稳步提升。模型估计结果与历史事件的耦合，在一定程度上说明，中国近年来的金融体制改革不仅可以进一步完善金融体系，而且有助于肃清金融市场与宏观经济传导机制中的不正常因素，是提升金融稳定性宏观经济效应的重要催化器。

最后，我们对比图 13 和图 14 还可以发现，对于金融稳定性指数同样一个标准差大小的冲击，通货膨胀率的极大响应值及平均滞后期都要明显大于经济增长率。特别是在 2007～2008 年金融危机以后，金融市场的稳定性每提高一个标准差大小，对通货膨胀率的极大冲击超出对经济增长率的极大冲击近 10 倍，并且对应的滞后期也相差 3 倍（分别为 6 个季度和 2 个季度左右）。可见近年来金融稳定性对通货膨胀率产生的正向冲击影响要比对经济增长率产生的正向影响更显著、更持久，金融稳定性的“价格效应”明显大于“产出效应”。

4 结论

本文借鉴 Andrew 等 (2013) 的方法, 在计算上市公司破产距离 DI 的基础上, 利用 DI 的分布特征构建出中国金融稳定性指数, 以此考察中国金融稳定性的波动态势, 以及金融稳定性与宏观经济目标变量之间的时变影响特征。

分析结果表明, 中国上市公司破产距离在横截面上近似服从于对数正态分布, 并且对数正态分布的均值与宏观经济景气一致指数具有密切的关系, 包含了重要的宏观经济信息。以此作为金融稳定性指数的代理指标, 不仅可以合理度量中国金融市场稳定性的变化趋势, 而且可以作为金融市场监管和宏观经济调控的有用依据。

为考察金融市场波动与宏观经济目标变量之间的联动关系, 本文基于 TVP-VAR 模型模拟了金融稳定性与通货膨胀率、经济增长率之间的时变脉冲响应结果。分析得到的重要结论和启示如下, 首先, 通货膨胀率和经济增长率对金融稳定性具有稳定的负向影响, 样本期内无明显时变特征。说明通货膨胀率和经济增长率的过快上升会加剧金融市场的不稳定性, 因此在宏观经济调控过程中应加强对金融市场发展态势和波动情况的监测, 在促进国民经济持续快速增长的同时, 兼顾物价稳定和金融市场的稳定。其次, 中国金融稳定性对宏观经济主要变量的冲击在大小、方向和滞后期上均有显著的时变特征, 并且这些时变现象与中国金融改革和宏观调控实践之间存在密切的联系。这一方面表明近 20 年来中国金融改革举措和宏观经济调控政策的制定和实施对完善金融体系、金融—经济传导机制起到了积极作用, 但另一方面, 金融稳定性宏观经济效应的时变性也为正确分析金融传导机制、评估金融加速效应、科学制定金融改革和宏观调控政策等带来了困扰, 因而现阶段在进一步深化金融改革、完善金融传导机制的同时, 密切监测金融市场波动对宏观经济带来的动态效应是极为必要的。最后, 近年来中国金融稳定性对经济增长率和通货膨胀率起到积极的推动作用, 并且“价格效应”明显大于“产出效应”。因此在宏观经济调控政策、金融改革措施的制定和实施过程中, 既要防范金融市场剧烈波动对经济增长所带来的不利影响, 又要特别警惕金融市场稳定性提高对通货膨胀的刺激和加速作用。

尽管本文的研究验证了中国金融稳定性指数测量结果的合理性和有用性, 并通过分析金融稳定性与宏观经济目标变量之间的时变影响关系, 得到了有关中国金融改革和宏观经济调控的有益启示, 但作为阶段性尝试, 本文仍然存在许多不足之处, 例如, 文中关于金融稳定性的度量仅限于对股票市场波动信息的分析, 没有在加入债券市场和货币市场等其他金融市场信息后对测量结果进一步进行稳健性检验; 关于金融和经济之间的动态影响关系也未能从冲击渠道等方面进行深入分析; 等等。这些将是我们未来研究的重点。

参考文献

邓创, 席旭文. 2013. 中美货币政策外溢效应的时变特征研究. 国际金融研究, (9): 10-20.

- 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, (9): 75-91.
- 何德旭, 姜峰. 2011. 中国金融稳定指数的构建及测度分析. 中国社会科学院研究生院学报, (4): 16-25.
- 蒋海, 苏立维. 2009. 中国金融安全指数的估算与实证分析: 1998-2007. 当代财经, (10): 47-53.
- 王妍, 陈守东. 2014. 系统性金融风险研究——基于金融不稳定的视角. 数量经济研究, (9): 12-21.
- 徐国祥, 郑雯. 2013. 中国金融状况指数的构建及预测能力研究. 统计研究, (8): 17-24.
- 叶永刚, 宋凌峰. 2007. 宏观金融风险分析最新进展. 经济学动态, (5): 75-78.
- Andrew G. A., Andrea L. E., Pierre-Olivier W. . 2013. Measuring the Financial Soundness of U. S. Firms, 1926-2012. NBER Working Paper, No. 19204.
- Angelopoulou E., Balfoussia H., Gibson H. . 2013. Building a Financial Conditions Index for the Euro Area and Selected Euro Area Countries: What Does It Tell Us about the Crisis? European Central Bank Working Paper series, No. 1541.
- Bernanke B. . 2009. Financial Reform to Address Systemic Risk. Speech at the Council on Foreign Relations, Washington, D. C. , March 10.
- Black S. , Scholes M. . 1973. The Pricing of Corporate Options and Liabilities. *Journal of Political Economy*, 81 (3): 637-654.
- Čihák M. , Schaeck K. . 2007. How Well Do Aggregate Bank Ratios Identify Banking Problems. IMF Working Paper, No. 275.
- Crockett A. . 1996. The Theory and Practice of Financial Stability. *Economist*, 144 (4): 531-568.
- Demirgüç-Kunt A. , Detragiache E. . 1998. Financial Liberalization and Financial Fragility. World Bank Publications.
- Duisenberg W. F. . 2001. The Contribution of the Euro to Financial Stability. In: Globalization of Financial Markets and Financial Stability—Challenges for Europe. Baden-Baden, 37-51.
- Ferguson R. W. . 2006. Thoughts on Financial Stability and Central Banking. At the Conference on Modern Financial Institutions, Financial Markets, and Systemic Risk, Federal Reserve Bank of Atlanta, Atlanta, Georgia. April 17.
- Goodhart C. . 2004. Some New Directions for Financial Stability? in his Per Jacobsson Lecture. Bank for International Settlements.
- Goodhart C. , Boris H. . 2000. Do Asset Prices Help to Predict Consumer Price Inflation. Manchester School (Supplement), 68: 122-140.
- Goodhart C. , Sunirand P. , Tsomocos D. P. . 2006. A Time Series Analysis of Financial Fragility in the UK Banking System. *Annals of Finance*, 2 (1): 1-21.
- Houston J. , Lin C. , Lin P. , Ma Y. . 2010. Creditor Rights, Information Sharing, and Bank Risk Taking. *Journal of Financial Economics*, 96 (3): 485-512.
- Illing Ma, Liu Y. . 2003. An Index of Financial Stress for Canada. Bank of Canada Working Paper, No. 14.
- Kaminsky G. L. , Reinhart C. M. . 1999. The Twin Crises: the Causes of Banking and Balance-of-payments Problems. *American Economic Review*, 89 (3): 473-500.
- Krainer J. , Lopez J. A. . 2008. Using Securities Market Information for Bank Supervisory Monitoring. *International Journal of Central Banking*, 4 (1): 125-164.
- Laeven L. , Levine R. . 2009. Bank Governance, Regulation and Risk Taking. *Journal of Financial Economics*, 93 (2): 259-275.

- Leland H. E. . 1994. Corporate Debt Value, Bond Covenants, and Optimal Capital Structure. *Journal of Finance*, 49 (4) : 1213 – 1252.
- Merton R. . 1974. On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *Journal of Finance*, 29 (2) : 449 – 470.
- Minsky H. . 1982. The Financial Fragility Hypothesis: Capitalist Process and the Behavior of the Economy// Kindleberger C. P. , Jean-Pierre Laffargue, *Financial Crises*. Cambridge University Press: 23 – 35.
- Mishkin F. S. . 1999. Global financial instability: framework, events, issus. *The Journal of Economic Perspectives*, 13 (4) : 3 – 20.
- Nakajima J. , Kasuya M. , Watanabe T. . 2011. Bayesian Analysis of Time-varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy. *Journal of the Japanese and International Economies*, 25 (3) : 225 – 245.
- Padoa-Schioppa T. . 2003. Central Banks and Financial Stability: Exploring the Land in between. *The Transformation of the European Financial System*, 269 – 310.
- Saldías M. . 2013. Systemic Risk Analysis Using Forward-looking Distance-to-Default Series. *Journal of Financial Stability*, 9 (4) : 498 – 517.
- Tsomocos D. P. 2003. Equilibrium Analysis, Banking and Financial Instability. *Journal of Mathematical Economics*, 39 (5) : 619 – 655.