

中国金融稳健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

(1.吉林大学数量经济研究中心, 2.吉林大学商学院, 长春 130012)

摘要: 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, 度量了 1996 年-2013 年间中国金融稳健性的波动情况, 并基于马尔科夫区制转移模型对不同的金融稳健性状态进行了划分, 分析结果表明, 本文度量的金融稳健性指数包含未来的宏观经济信息, 高稳健性和低稳健性状态之间的转换需经历长达 2-3 年的过渡期。进一步, 本文通过构建 TVP-VAR 模型深入分析了中国金融稳健性与通货膨胀率、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健性的影响较为稳定, 而金融稳健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: 金融稳健性 通货膨胀 经济增长 TVP-VAR

JEL 分类号: C32, E31, E44

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

一、前言

金融不稳定是现代金融体系的基本特征, 金融体系从“稳健”转变为“脆弱”的这种不稳定动态具有内生性, 因而不仅对宏观经济周期波动起着传递和放大作用, 而且是导致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, 评估金融体系的稳健性及其对宏观经济的冲击影响也成为了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, 随着中国对外开放程度和金融自由化程度的提高, 国际金融风险和经济冲击的传导途径日益复杂, 金融环境的复杂性和多变性为中国实体经济的发展和宏观经济调控带来了新的挑战。因此, 正确评估金融体系的稳健性, 理解金融稳健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。

尽管关于金融稳健性或脆弱性的研究已经持续了近半个世纪, 但直到 20 世纪末金融危机爆发, 金融稳健性的定量评估及其变动特征才开始受到各国学者的广泛关注。由于学术界对“金融稳定”缺乏一个统一的界定, 如何准确度量金融体系的稳健性仍然是一项开放性的复杂课题。根据学者们对“金融稳定”的不同界定, 金融稳健性的定量评估方法大致可以划分了两大类: 正面描述金融稳定特征的指标体系构建法和度量金融不稳定特征的系统风险法。

指标体系构建法认为金融稳定是一种金融体系中各个关键要素都能良好且平稳运行的状态, 因此可以根据金融体系中的核心指标或者通过多个金融变量合成单一连续指数, 对金融体系的稳健性进行描述。这类方法的典型研究包括 Kaminsky 和 Reinhart (1999) 的早期预警指标 (EWI), Čihák 和 Schaeck (2007) 提出的“金融稳健指数” (FSI)、Goodhart 和 Hoffmann (2000) 以及 Angelopoulou

* 本文得到国家社科青年基金项目“我国现阶段潜在产出及产出缺口变动特征研究”(11CJL012)的资助。

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, 硕士生导师, 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, Email: dengchuang@jlu.edu.cn。王思怡 (1992.12-), 女, 汉族, 湖南益阳人, 吉林大学商学院, Email: shay.wangsy@gmail.com。

等（2013）构建的金融状况指数（FCI）等等。其中 FCI 以利率、汇率、信贷、资产价格等多个金融指标为基础，基于向量自回归模型得到各变量的权重或直接利用主成分分析方法进行构建，具有很强的操作性，且计算结果对通货膨胀等目标变量具有较好的预测能力，可以为货币政策的制定提供参考，因而近年来在国内得到了广泛的应用。例如徐国祥和郑雯（2013）通过建立包含利率、汇率、股票价格、社会融资规模和通货膨胀因素的 SVAR 模型，对中国 2006 年至 2012 年之间的 FCI 进行了度量，认为 FCI 可以作为其他宏观经济指标的先行指标。何德旭和姜峰（2011）选取 11 个基础指标，采用 PCA 法合成了金融稳定指数；蒋海和苏立维（2009）运用主观权重赋值法和主成分分析法将 17 个金融、经济指标合成为中国金融安全指数。尽管这些研究得到了许多有关金融体系改革和宏观调控政策的重要启示，但不论是核心指标还是较复杂的合成指数，都存在指标不统一、变量自相关等问题，不利于全面地度量金融稳定性。

Tsomocos（2003）、Goodhart（2004）在谈论金融稳定研究新的视野时，认为对风险的度量才是最重要的，将个体机构的脆弱性拓展到整个金融市场，观察金融机构之间的联动效应，才能更好地对金融动荡做出合理解释。系统风险法正是从金融资产价格波动或金融机构违约风险等角度对金融系统的不稳定或脆弱性进行评价的方法。目前已有许多学者和机构采用 VaR 技术（Value at Risk）测度市场风险，较有代表性的是 J.P. Morgan 公司的 RiskMetrics 系统。除此之外，违约概率模型也为全面评价金融脆弱性提供了可实现的研究路径。Black 和 Scholes（1973）、Merton（1974）在研究期权定价理论时，基于违约概率模型提出了未定权益分析方法（Contingent Claims Analysis, CCA），这一方法立足于判断资不抵债的可能性，结合违约距离（Distance-to-Default, DD）等指标度量系统性风险。Illing 和 Liu（2003）、Saldías（2013）等学者采用组合违约距离 PDD 对金融系统性风险进行度量，并以此观察其与宏观经济的联系。Krainer 和 Lopez（2008）则主要关注金融市场信息中所包含的投资者预期因素，他们发现金融市场信息的变化与企业困境状态的变化密切相关。近年来，国内也有一些学者开始运用这类方法识别金融系统风险，例如叶永刚和宋凌峰（2007）提出要综合运用资产负债表方法、CCA 方法、VaR 方法和蒙特卡罗模拟方法这四种方法来研究宏观金融风险的识别、度量和管理工作。

通过梳理有关金融稳健性度量方法的文献可以发现，基于各类金融指标的指数构建方法较为复杂，并且没有统一的框架，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模型上，数据来源和计算流程具有一致性，计算结果具有可比性。遗憾的是，现有基于违约概率模型的研究集中于对银行系统的脆弱性进行评估，对整个金融体系或金融市场风险的研究较少。银行系统只是金融系统的一个部分，仅仅从金融机构运行状态这一个侧面难以反映整个金融市场中所积聚的风险，更不足以作为金融风险与宏观经济波动之间关联性的分析依据。另外，对银行系统脆弱性的研究往往需要从资本充足率、流动性、资产质量、资产收益率、信用评级等多个方面展开，在时间序列指标的获取上存在一定的难度。Andrew 等（2013）提出用破产距离（Distance to Insolvency, DI）作为对金融稳健性的度量依据并且利用美国金融市场的样本数据进行了有效验证，他们认为金融市场的平稳运行主要体现在资产价格的平稳上，因此这一度量方法只需借助单一的资产价格波动数据，通过资产价格波动中所包含的前瞻性信息，全面反映包括金融机构在内的各类企业财务运行状况，从而可以直观地描述金融市场中所包含的系统性风险。尽管这一方法仍然属于上述第二类金融稳健性度量方法的范畴，但它同时弥补了现有研究中无法反映金融市场整体运行状态和指标选取困难两方面的不足，因而无论是从计算方法的可行性还是从度量结果的可靠性上都具有

明显的优越性。

作为一项有益的尝试，本文将借鉴 Andrew 等（2013）的研究思路，基于破产距离对中国上市公司“财务稳健性”的分布特征进行考察，并在此基础上分析中国金融稳健性的波动特征及其与宏观经济之间的关联机制。考虑到中国市场经济改革逐步深化和金融对外开放程度不断提高的背景下，金融状态与宏观经济目标变量之间的相互影响关系可能存在明显的时变特征。因此作为本文的第二项尝试与边际贡献，我们将在运用马尔科夫区制转移模型考察金融稳健性在不同状态之间转换规律的基础上，通过建立时变参数向量自回归模型，深入分析不同时期下金融稳健性波动与经济增长、通货膨胀等宏观经济目标变量之间的影响动态，以期为进一步理解中国金融-经济之间的动态影响机制、科学制定有效的金融改革措施和宏观经济调控政策提供有益的经验依据和政策启示。

二、中国金融稳健性的度量

Andrew 等（2013）根据企业间破产距离的分布特征度量了美国的金融稳健性，发现度量结果所预警的破产危机与美国 1926 年至 2012 年间的三次大萧条在时间上完全吻合。这一方法的中心思想是，任何时点上财务稳健性在企业间的分布是一个总的状态变量，这种分布特征可以作为总体宏观层面上金融稳健性的度量依据。利用这一方法检验中国的金融稳健性，首先需要解决的两个问题是选取适当的指标描述企业的财务稳健性，以及在一个有效样本下推断各企业财务稳健性的分布特征。下面我们对企业财务稳健性的度量方法进行简要介绍。

破产距离一般用来衡量企业陷入财务困境的程度，其值越大，表明企业资产价值距离破产点越远，财务稳健性越大，企业出现资不抵债的概率越小^①。因此破产距离 DI 可以描述为企业杠杆（潜在资产和负债的百分比偏差）与资产波动的比率：

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

式（1）中， V_{At} 和 V_{Bt} 分别表示企业资产和负债未来现金流的市场价值， σ_{At} 为 V_{At} 的标准差，用于描述资产波动。由 DI 的定义可以看出，企业的破产距离实际上描述的是企业潜在资产与负债相差多少个标准差。

实践中，计算一个企业的 DI 很困难，因为 V_{At} 和 σ_{At} 不能直接观察得到数据， 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。利用信用风险模型估计会解决这一问题，但更为简单的是，Andrew 等（2013）认为破产距离 DI 的估计可以不像结构化信用风险模型估计违约距离 DD 等指标那样麻烦，它近似于股价波动的倒数，可以利用股价波动这一单一指标，从而观察很长一段时间内企业财务状况的变化。下面我们利用 Leland 模型并结合股权价值函数图来说明 Andrew 等（2013）的这一观点。

首先，由伊藤（Ito）微分引理，股价波动的倒数可以表述为：

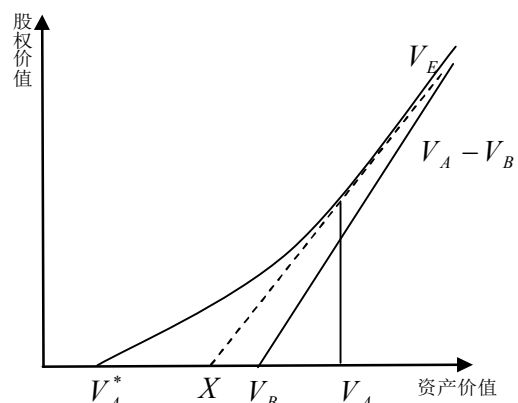


图 1 股权价值函数图

^① 本文中描述的破产（Insolvency）指的是资不抵债的状态，并非法律意义上的破产（Bankruptcy），因此，破产距离 DI 的计算公式中主要关注的偿债能力，而不是破产点。

$$\sigma_{Et} = \frac{w'(V_{At})}{w(V_{At})} \sigma_A V_{At} \Rightarrow \frac{1}{\sigma_{Et}} = \frac{w(V_{At})}{w'(V_{At})} \frac{1}{\sigma_A V_{At}} \quad (2)$$

利用 Leland 模型的结论：股权价值 $w(V_A)$ 大于 $\max\{0; V_A - V_B\}$ ，在图 1 中可知股权价值函数是递增的凸函数，满足 $w'(V_A) \leq 1$, $w(V_A^*) = 0$ 。那么则有 $w'(V_{At}) \leq 1$ 以及 $w(V_{At}) \geq V_{At} - V_{Bt}$ 。因此，任何时点，一个企业的 DI 是有上界的，即股价波动的倒数，记作

$$DI_t = \left(\frac{V_{At} - V_{Bt}}{V_{At}} \right) \frac{1}{\sigma_{At}} \leq \frac{1}{\sigma_{Et}} \quad (3)$$

图 1 中， V_A^* 是资产价值的临界值（或破产点），在该点上行使期权违约，它以放弃对企业的控制来抛弃债务。因此，违约边界 DD 可定义为：

$$DD_t = \left(\frac{V_{At} - V_{At}^*}{V_{At}} \right) \frac{1}{\sigma_A} \quad (4)$$

一般情况下 DD 会大于 DI ，因为股权可能不会立刻离开一个资不抵债的企业。如图 1 所示，在时刻 t ，股权价值是关于资产价值的一个凸函数，其斜率小于或者等于 $V_A - V_B$ ，且与横轴交于违约点 V_{At}^* 。定义 X_t 为股权价值 V_{Et} 的切线，由 $w(V_A)$ 的凸性有 $V_{At}^* \leq X_t \leq V_{Bt}$ 。则容易得出

$$\sigma_{Et} = \left(\frac{V_{At} - X_t}{V_{At}} \right) \frac{1}{\sigma_{At}} \quad (5)$$

综合式 (4)、(5) 可知，企业股价波动的倒数位于其破产距离 DI 和违约边界 DD 之间，即：

$$DI_t \leq \frac{1}{\sigma_{Et}} \leq DD_t \quad (6)$$

如果破产距离 DI 和违约边界 DD 很接近，那么企业股价波动的倒数 $1/\sigma_{Et}$ 将是对 DI 的精确测量。接下来本文尝试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分布特征。具体的，我们根据 CSMAR 数据库 1996 年至 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 2 所示）。从 DI 在 5%、25%、50%、75%、95% 分位数上的截点值可以看出，百分比截点越高， DI 值的发散程度越大。

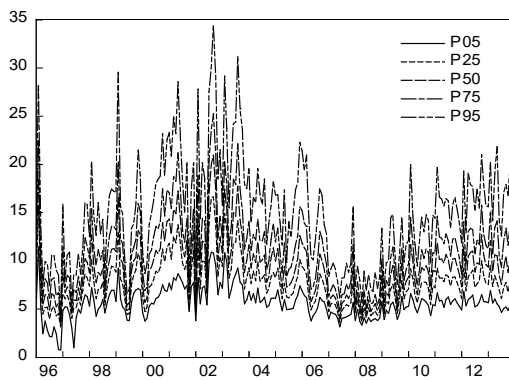


图 2 DI 的百分位数

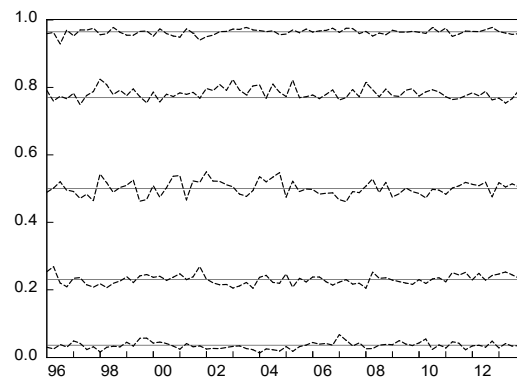


图 3 DI 对数值在百分位截点的累积分布概率

我们对数化后的月度 DI 值服从某种特定分布，这样才能根据特定分布的核心参数，构造出用以衡量金融市场稳健性的时间序列指数。考虑到 DI 的对数值在各百分比截点上的分布较为均匀，我们假定各企业 DI 在横截面上服从对数正态分布，并利用 Kolmogorov-Smirnov 检验进行验证。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，则推断该样本取自某特定分布簇。为此，我们首先将 DI 对数值进行标准化，寻找如图 2 中 5 个超

前百分位数对应的标准计分 (Standard Score)^①，然而将这一标准计分作为区间上限值计算各月标准计分落在该区间的比例 (近似累积概率)，最后将这一比例值与各自对应的百分位进行对比，观察偏离程度。如果 *DI* 服从对数正态分布的假定是合理的，那么各月份 *DI* 对数值落在不同区间的比例将与正态分布的累积概率较为接近。从图 3 中可知，这一方法得到了有效的应用，216 个月份中这些比例值都基本稳定在各自对应的累积概率周围，可以推断每个月的 *DI* 在横截面上均近似服从于对数正态分布。

由于 *DI* 在横截面上服从对数正态分布，每个时点上整个金融市场的稳健性即可根据该时点 *DI* 对数分布的均值和标准差两个参数进行描述。在图 4 中 *DI* 的标准差 (实线) 可以看到，尽管随着时间的推移，新的标的证券不断加入，但 *DI* 在横截面上的波动相对较为稳定。相比之下，标准差的变动幅度明显小于均值 (虚线) 的变动幅度，这在一定程度上表明，*DI* 对数值在横截面分布上的变化主要是由均值变化所导致的。为了进一步验证均值是 *DI* 变动的主导因素，我们提取出 *DI* 对数值在每个月份的 95% 分位数值，记作真实值 (图 5 中的实线)，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 216 个分布的平均标准差，计算结果为 0.4379)，对每个月份根据这一恒定标准差和对数正态分布的均值计算出 95% 分位数值近似值 (图 5 中的虚线)。从图 5 中可以看到，真实值和近似值是十分接近的，这足以说明 *DI* 对数值的大部分变化是由其在横截面上的分布均值变化所引起的，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健性变迁提供一个合理有效的描述。

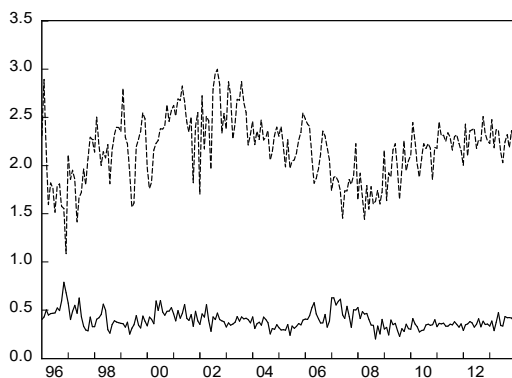


图 4 各期 *DI* 对数的均值 (虚线) 和标准差 (实线)

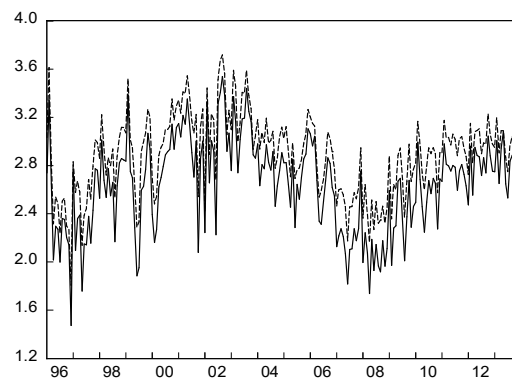


图 5 *DI* 对数 95% 分位的真实值与近似值

综上，我们计算出了中国上市公司的 *DI*，在统计学意义上总结了企业在未来破产的可能性，在经济学意义上描绘了企业陷入财务困境从而扭曲股权激励作用的可能性。另一方面，*DI* 在横截面上近似服从对数正态分布，并且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可以揭示出全部上市公司信用评级的总体情况，而且可以有效反映整个金融市场的系统性风险、对金融市场的稳健性做出合理的判断。接下来我们将以此作为中国金融稳健指数的替代指标，考察中国金融稳健性的波动特征及其与宏观经济目标变量之间的影响关系。

三、中国金融稳健性的波动态势与状态迁移

一个时间序列往往包含长期趋势趋势、循环成分、季节成分和不规则成分四个要素，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，因此最终得到的中国金融稳健指数 (即 *DI* 的对数均值序列) 可能仍然存在季节性波动，从而干扰对中国金融稳健性波动态势的分析。从图

^①标准计分也叫 Z 计分 (Z-score)，描述的是观察值偏离其平均数多少个标准差大小。在近年来一些测量银行清算距离的研究中较为常用，例如 Laeven 和 Levine (2009)、Houston 等 (2010)。

4 中我们也可以看到, 这种季节性的波动规律的确是存在的, 为此, 本节将首先分离出金融稳健指数的季节成分, 考察金融市场稳定状态的季节性和周期波动态势, 然后根据去除季节成分和不规则成分的金融稳健指数, 基于马尔科夫区制转移模型对中国金融稳健性的状态迁移过程进行分析。

(一) 金融稳健指数的波动态势

为考察 *DI* 对数均值序列的季节波动特征, 我们在 Eviews6.0 中运用 X12 法对 *DI* 对数均值进行了季节调整, 并假定各年份之间的季节因子不变, 对分离出的季节成分采用移动平均法得到图 6 所示的季节因子。从图中可以看到, 2 月份的季节因子最大, 7 月份最小, 即金融稳健指数具有“两头高中间低”的季度波动规律, 股票市场在第一、四季度的波动性要比第二、三季度更小, 这种季节性变化规律与企业经营状况的季节性变化是相符的。

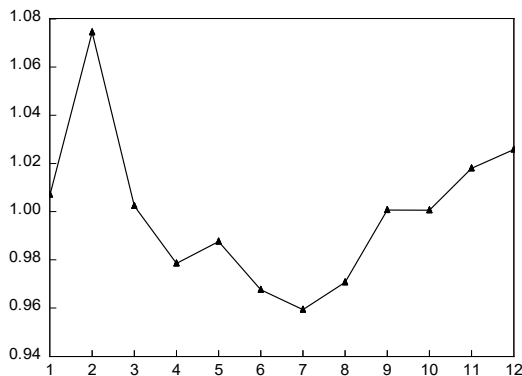


图 6 金融稳健指数的季节变动

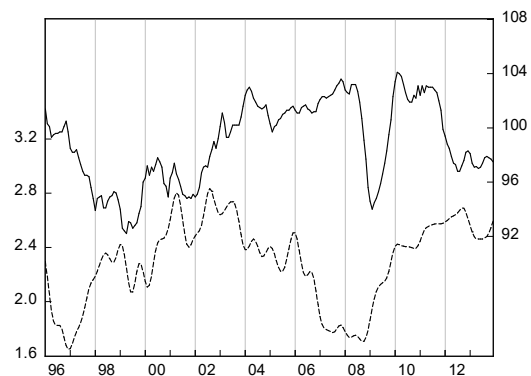


图 7 金融稳健指数 TC 成分和景气一致指数

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用于描述中国金融稳健性的波动态势 (图 7 中所示的 TC 成分, 用虚线描述)。从图中可以直观地看出, 1996 年到 2002 年, 尽管在 1999 年出现了明显的波动, 中国金融稳健指数整体上仍然表现出上升趋势, 2002 年开始于转为下降, 于 2008 年底达到谷底之后开始持续上升, 金融稳健性较低的两段时期分别是 1996-1997 年和 2007-2008 年, 这与中国股票市场的总体走势十分吻合。

图 7 中将金融稳健指数 (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, 金融稳健指数均达到极大值, 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, 例如金融稳健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, 金融稳健指数于 2007 年初开始先行下滑并与 2007 年末跌入谷底, 直到 2008 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, 金融稳健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, 这意味着金融市场的波动的确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。

(二) 金融稳健性的状态迁移过程

接下来, 我们基于金融稳健指数的趋势循环成分, 识别中国金融稳健性的不同波动状态, 并判断不同状态之间的转换究竟是一次性的结构突变还是周期性的状态转移。为准确地刻画金融稳健指数的动态变化路径以及不同状态之间的非线性转换机制, 本文选用 Hamilton (1989) 提出的马尔科夫区制转换模型, 对金融稳健指数的趋势循环成分进行分析。首先, 利用偏自相关函数的计算结果, 判断出金融稳健指数自回归过程的最优滞后阶数为 6 个月, 其次, 我们将区制 (状态) 的数目设定为 3, 以划分出金融稳健指数低、中、高三种状态, 分别对中国金融脆弱状态 (低稳健性状态)、适度稳健性状态和高稳健性状态三种情形进行描述。最后, 我们利用计量软件 OX6.0 对该 MSMA (3)

-AR(6)模型进行了估计,得到了图8所示的三区制划分平滑概率结果(图中自上而下分别表示DI对数均值的趋势循环成分及其处于低、中、高三个区制的平滑概率结果)。

一般来说,根据平滑概率是否大于0.5即可判定该时点的区制归属情况。图8中清晰地划分出了中国金融稳健性的三种不同状态,其中处于低稳健性状态的时段为:1996.01-1997.10(22个月),2006.11-2009.05(31个月);处于适度稳健性状态的时段为:1997.11-2000.09(35个月),2004.01-2006.10(34个月),2009.06-2011.01(20个月);处于高稳健性状态的时段为:2000.10-2003.12(39个月),2011.02-2013.12(35个月)。三种状态之间循环往复,呈周期性运动规律。无论是处于何种状态,中国金融稳健性均持续20个月以上,并且在高稳健性和低稳健性状态之间的转换,需经历一个同样长达2-3年左右的过渡期(适度稳健状态)。

根据表1中所示的三区制转移概率矩阵可以更加清楚地看出,中国金融市场的高稳健性和低稳健性状态之间的转移概率为0,并且低稳健性、适度稳健性和高稳健性状态的持续概率分别高达0.9603、0.9594和0.9813,进一步说明中国金融稳健性状态是较为稳定的,特别是从高稳健性到低稳健性之间几乎没有突变的可能。另外,高稳健性状态的期望持续期长达53.48个月,并且从适度稳健性状态向高稳健性状态转变的概率(0.0252)也要明显高于向低稳健性状态转变的概率(0.0154),表明中国金融市场处于高稳健性状态的概率更大,根据样本期间内的计算结果可知,中国金融市场处于高稳健性状态的概率接近0.5,可见高稳健性状态是1996年以来中国金融市场的主要状态。

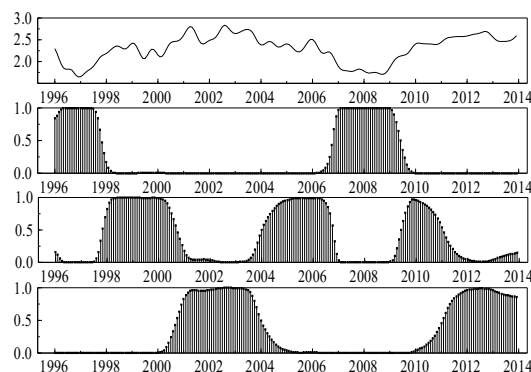


图8 DI处于三区制概率的平滑推断

表1 转移概率矩阵与三状态的出现概率

	低区制	中区制	高区制	状态描述	出现概率	期望持续期(月)
低区制	0.9603	0.0396	0.0000	低稳健性	0.1427	25.19
中区制	0.0154	0.9594	0.0252	适度稳健	0.3650	24.63
高区制	0.0001	0.0186	0.9813	高稳健性	0.4923	53.48

综上所述,中国金融稳健性在不同状态下具有很强的惰性,从一个状态迁移至另一个状态是一个缓慢的过程,从近几年状态变迁的情况来看,高稳健性和低稳健性之间的转换至少需要7个季度左右的过渡期。然而,无论是从金融稳健性波动态势与宏观经济景气一致指数之间的相似性,还是从金融稳健性的状态变迁过程来看,中国金融稳健性都显现出与宏观经济周期波动类似的周期性波动规律。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健性的周期波动特征,但金融市场作为宏观经济的晴雨表,金融稳健性的波动与宏观经济波动之间存在何种影响关系,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向量自回归模型探讨金融稳健指数与宏观经济目标变量之间的影响关系及其时变特征。

四、中国金融稳健性与通货膨胀、经济增长之间的影响动态

在引发危机的过程中,金融业起到了推波助澜的作用(Bernanke, 2009)。产生于个别实体部门的波动可能通过金融市场的传导效应快速影响到其他实体部门的活动,从而使得局部风险演变为全局动荡。然而在已有研究中,金融市场与通货膨胀、经济增长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以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，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健性与通货膨胀、经济增长率之间的影响动态，以揭示其时变特征。

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，本文统一将前文得到的金融稳健指数、以及通货膨胀率数据利用季末取值的方法转变为季度数据^①，作为构建 TVP-VAR 模型的样本数据。模型的滞后阶数根据 VAR 模型中 SIC 准则的判断结果选择为 2 阶，因篇幅限制，本文省去对模型估计过程和参数估计结果的详细描述，直接根据 10000 次 MCMC 模拟抽样后得到的时变脉冲响应结果展开分析，具体的模型构建原理和估计方法可参考邓创等（2013）。

（一）宏观经济目标变量对金融稳健性的冲击影响

为考察不同时期宏观经济目标变量对金融稳健性的冲击影响，我们选择了四个不同的代表性时点：1997 年 4 季度、2003 年 3 季度、2007 年 3 季度和 2010 年 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，通货膨胀和经济增长率提高一个标准差大小对金融稳健指数的冲击动态，如图 9 和图 10 所示。

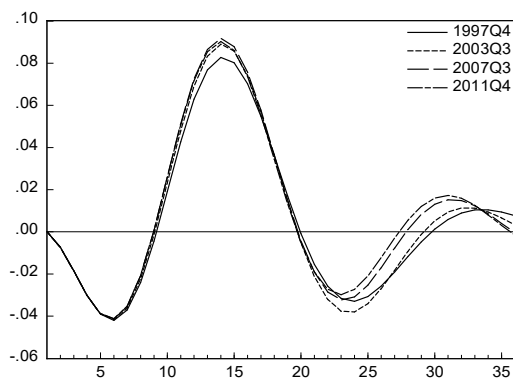


图 9 不同时下通货膨胀对金融稳健性的影响差异

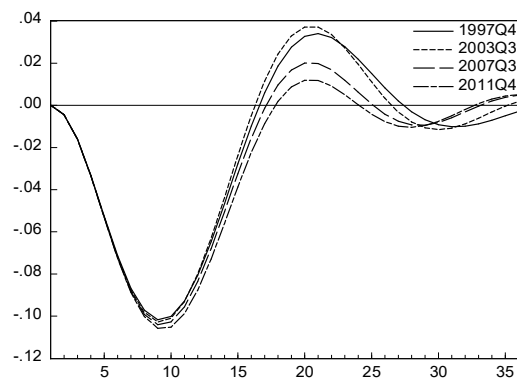


图 10 不同时下经济增长率对金融稳健性的影响差异

从图中可以看到，对于通货膨胀和经济增长率的提高，金融稳健指数均在一开始便作出了负向的反应。即随着通货膨胀和经济增长率的上升，金融市场的波动加剧。然而值得注意的是，不同时下金融稳健指数对通货膨胀和经济增长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健指数的冲击影响要明显大于通货膨胀的冲击影响，而且这种负向冲击的持续期也要更长。通货膨胀对金融稳健性的负向冲击持续 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健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健性冲击影响的动态演化过程，为此，我们进一步将通货膨胀与经济增长率对金融稳健性冲击影响的滞后期约束为 1 年（实线）和 2 年（虚线），并在图 11 和图 12 中分别给出了整个样本期间内通货膨胀和经济增长对金融稳健性的

^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）。

冲击动态。

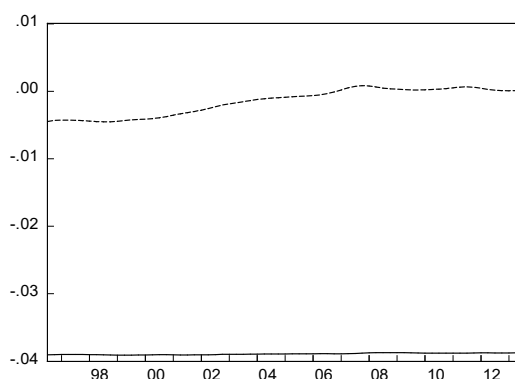


图 11 不同滞后期通货膨胀对金融稳健性的影响动态

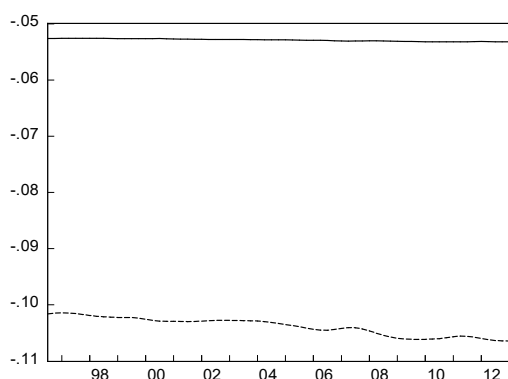


图 12 不同滞后期经济增长率对金融稳健性的影响动态

从图 11 中可以看出，通货膨胀冲击在 1 年后对金融稳健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，即通货膨胀对金融稳健性的负向冲击持续 2 年左右。而从图 12 来看，尽管经济增长率冲击在 1 年后对金融稳健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 年后却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健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健性的冲击影响更为持久，但无论是经济增长还是通货膨胀率，对金融市场稳健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。

（二）中国金融稳健性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和经济增长率的冲击影响。为便于比较，我们选取和前文中一致的四个代表性时点进行观察，图 13 和图 14 分别描述了金融稳健指数提高一个标准差大小对通货膨胀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，金融稳健性的变动对通货膨胀的影响均在 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，金融稳健性对通货膨胀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。而金融稳健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 13 和图 14 可知，金融稳健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。

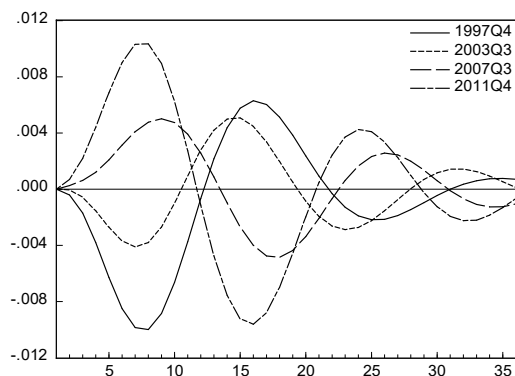


图 13 不同时点下金融稳健性对通货膨胀的影响差异

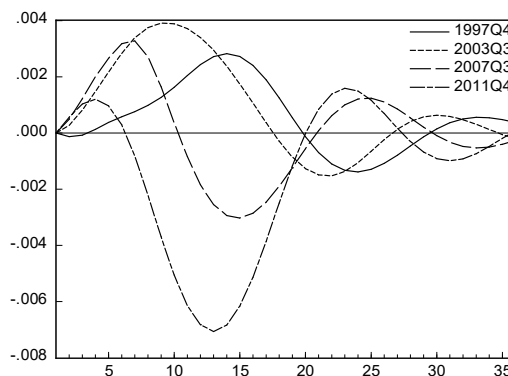


图 14 不同时点下金融稳健性对经济增长率的影响差异

鉴于金融稳健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

膨胀和经济增长率对金融稳健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 15 和图 16 中，以深入考察金融稳健性对宏观经济冲击的时变影响。

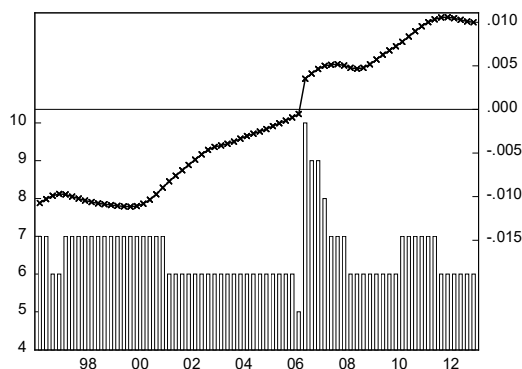


图 15 金融稳健性对通货膨胀的极大冲击及滞后期

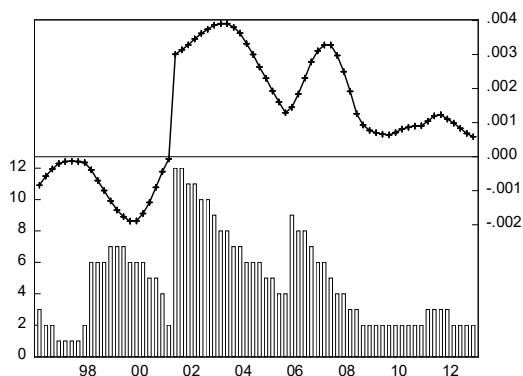


图 16 金融稳健性对经济增长率的极大冲击及滞后期

从图 15 和图 16 可以看出，金融稳健性对通货膨胀和经济增长率的极大冲击的确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，通货膨胀和经济增长率对于金融稳健性冲击的响应方向均经历了由负向到正向的转变过程，其中金融稳健性冲击对通货膨胀的影响以 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 FCI 的估计结果可知，自 1996 年开始中国金融稳健性便处于持续上升的态势，从低稳健性状态（1996.01-1997.10）历经适度稳健性状态（1997.11-2000.09）一直演变为高稳健性状态（2000.10-2003.12）。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化市场活力，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和经济增长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转而对经济增长和通货膨胀起到积极的推动作用，成为了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，通货膨胀对金融稳健性冲击的极大响应大体上呈稳定上升的趋势，而经济增长对金融稳健性冲击的响应表现出明显的波动。实际上，我们从图 15 和图 16 中可以观察到，无论是通货膨胀还是经济增长，对金融稳健性冲击的极大响应均经历了 4 次“周期性”的波动（1996 年 1 季度到 2000 年 1 季度、2000 年 1 季度到 2005 年 4 季度、2005 年 4 季度到 2008 年 1 季度、2008 年 1 季度到 2013 年 4 季度）。这 4 次波动中，通货膨胀对金融稳健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，而经济增长对金融稳健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，金融市场稳健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，金融稳健性对通货膨胀和经济增长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 年初金融稳健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的促进作用明显

降低。2005 年启动股权分置改革，成为了金融市场发展变化的一个重要“分水岭”，金融稳健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，而此时金融稳健性对通货膨胀与经济增长的推动作用也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，是提升金融稳健性宏观经济效应的重要催化剂。

最后，我们对图 15 和图 16 还可以发现，对于金融稳健性指数同样一个标准差大小的冲击，通货膨胀的极大响应值以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）。可见近年来金融稳健性对通货膨胀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，金融稳健性的“价格效应”明显大于“产出效应”。

五、结论

本文借鉴 Andrew 等（2013）的方法，通过计算上市公司破产距离 DI 这一指标，利用 DI 的分布特征构建出中国金融稳健性指数，以此考察中国金融稳健性的波动态势，以及金融稳健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 DI 在横截面上近似服从对数正态分布，其均值的迁移过程可以合理度量中国金融稳健性的变化趋势，并且与宏观经济景气一致指数之间具有极强的相关性。这意味着本文测量的金融稳健性指数含了重要的宏观经济信息，可以作为金融市场监管和宏观经济调控的有用依据。基于马尔科夫区制转移模型对中国金融稳健性的区制划分结果显示，1996 年以来中国金融稳健性经历了高稳健性、适度稳健性和低稳健性三种状态，各状态的持续期均在 20 个月以上，且高稳健性和低稳健性状态之间的转换需经历长达 2-3 年左右的过渡期。

进一步地，本文基于 TVP-VAR 模型模拟了金融稳健性与宏观经济目标变量之间的脉冲响应结果。分析得到的重要结论和启示如下，首先，通货膨胀和经济增长率对金融稳健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，中国金融稳健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，金融稳健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，近年来中国金融稳健性对经济增长和通货膨胀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和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。

本文的研究一方面验证了中国金融稳健性指数测量结果的合理性和有用性，另一方面作为中国金融稳健性和宏观经济主要变量之间影响机制的补充研究，为中国金融改革和宏观经济调控提供了

有益的参考依据和政策启示。当然，本文的研究还存在一些明显的局限。例如关于金融稳健性的度量仅仅局限于对股票市场波动信息的分析，进一步加入债券市场和货币市场等金融市场信息对测量结果进行稳健性检验是必要的；另外对于金融-经济之间的影响关系也没有从冲击渠道等方面展开深入研究。而在分析金融稳健性与宏观经济变量之间关联动态的基础上，进一步研究金融稳健性对宏观经济变量的冲击影响存在时变性的根本原因和具体的传导途径变迁是极为有益的，这些将是我们未来研究的重点。

参考文献

- [1] Andrew G.A., Andrea L. E. and W. Pierre-Olivier, 2013, Measuring the Financial Soundness of U.S. Firms, 1926-2012[J], *NBER Working Paper*, No.19204.
- [2] Angelopoulou E., Balfoussia H. and H. Gibson, 2013, Building a Financial Conditions Index for the Euro Area and Selected Euro Area Countries: What Does It Tell Us about the Crisis?[J], *European Central Bank Working Paper series*, No.1541.
- [3] Bernanke B., 2009, Financial Reform to Address Systemic Risk[R], *Speech at the Council on Foreign Relations*, Washington, D.C, March 10.
- [4] Black S. and M. Scholes, 1973, The Pricing of Corporate Options and Liabilities[J], *Journal of Political Economy*, 81(3): 637-654.
- [5] Čihák M. and K. Schaeck., 2007, How Well Do Aggregate Bank Ratios Identify Banking Problems[J], *IMF Working Paper*, No.275.
- [6] Goodhart C., 2004, Some New Directions for Financial Stability?[A], in his *Per Jacobsson Lecture*[M], Bank for International Settlements.
- [7] Goodhart C. and H. Boris, 2000, Do Asset Prices Help to Predict Consumer Price Inflation[J], *Manchester School (Supplement)*, 68:122-140.
- [8] Hamilton J. D., 1989, A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle[J], *Journal of the Econometric Society*, 2:357-384.
- [9] Houston, J., Lin, C., Lin, P. and Y. Ma, 2010, Creditor Rights, Information Sharing, and Bank Risk Taking[J], *Journal of Financial Economics*, 96(3):485-512.
- [10] Illing, M. and Y. Liu, 2003, An Index of Financial Stress for Canada, *Bank of Canada working paper*, No.14.
- [11] Kaminsky G L, and C.M. Reinhart, 1999, The Twin Crises: the Causes of Banking and Balance-of-payments Problems[J], *American Economic Review*, 89(3): 473-500.
- [12] Krainer J. and J.A. Lopez, 2008, Using Securities Market Information for Bank Supervisory Monitoring[J], *International Journal of Central Banking*, 4(1): 125-164.
- [13] Laeven, L., and R. Levine, 2009, Bank Governance, Regulation and Risk Taking[J], *Journal of Financial Economics*, 93(2):259-275.
- [14] Merton, R., 1974, On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates[J], *Journal of Finance*, 29(2): 449-470.
- [15] Minsky H., 1982, The Financial Fragility Hypothesis: Capitalist Process and the Behavior of the Economy[A], in *Financial Crises*[M]. Eds. by Kindleberger C.P. and Jean-Pierre Laffargue, Published by Cambridge University Press, 23-35.
- [16] Saldías, M., 2013, Systemic Risk Analysis Using Forward-looking Distance-to-Default Series[J], *Journal of Financial Stability*, 9(4):498-517.
- [17] Tsomocos D. P., 2003, Equilibrium Analysis, Banking and Financial Instability[J], *Journal of Mathematical Economics*, 39(5): 619-655.
- [18] 邓创、席旭文, 2013, 《中美货币政策外溢效应的时变特征研究》[J], 《国际金融研究》第9期, 第10-20页。
- [19] 何德旭、娄峰, 2011, 《中国金融稳定指数的构建及测度分析》[J], 《中国社会科学院研究生院学报》第4期, 第16-25页。
- [20] 蒋海、苏立维, 2009, 《中国金融安全指数的估算与实证分析:1998-2007》[J], 《当代财经》第10期, 第47-53页。

- [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》[J], 《统计研究》第8期, 第17-24页。
[22] 叶永刚、宋凌峰, 2007, 《宏观金融风险最新进展》[J], 《经济学动态》第5期, 第75-78页。

英文标题及摘要:

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

DENG Chuang, WANG Siyi

(Center of Quantitative Economics, Business School of Jilin University, Changchun 130012)

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, and distinguishes the different status of the financial soundness by the Markov regime switching model. Analysis results show that, the financial soundness index measured in this paper contains future macroeconomic information, and its transformation from high soundness to low soundness takes about 2-3 years. 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 soundness are relatively stable, while the impacts of the financial soundness changes on macroeconomic target variables have obvious time-varying characteristics, and the "price effect" of financial stability is obviously larger than the "output effect".

Keywords: Financial Soundness, Inflation, Economic Growth, TVP-VAR Model