

基于时变参数模型的银行信用风险 与宏观经济形势的动态关系研究

程 功 文 晴 李志勇^①

摘要：压力测试是用于评价金融机构在极端冲击下的系统风险承担能力的一种风险量化分析工具，对金融机构的资产组合和风险管理具有重要意义。本文运用带随机波动的时变参数向量自回归模型，以CQ地区为例，以银行体系整体信用风险和房地产贷款信用风险作为研究对象，观察宏观经济因素与信用风险水平的动态关系，并对其进行宏观压力测试。研究表明，CQ地区银行体系的整体不良率在宏观经济增速下降和利率上升的情况下，依然能保持稳定；房贷不良率对加权贷款平均利率的上升也不敏感；CQ地区银行体系信用风险对宏观经济冲击的抗风险能力和对宏观经济冲击的缓释能力较强，总体运行较为稳健。

关键词：信用风险；TVP-SV-VAR模型；压力测试；时变参数；宏观冲击

一、引言

2008年的金融危机，使世界各国都意识到对金融机构严格监管，在维护金融市场稳定方面所具有的重要性。而监管中的一项重要内容就是定期对金融机构进行压力测试。根据央行2016年发布的《中国金融稳定报告（2016）》，2015年底，中国人民银行组织开展了2016年度大中型商业银行压力测试，测试对象为截至2015年第三季度末资产规模在5000亿元以上的31家大中型商业银行。其中，信用风险情景压力测试选择GDP增长率、M2增长率、房价降幅和CPI涨幅4个压力指标来表征宏观经济下行的情景；信用风险敏感性压力测试以整体信贷资产和7个重点领域的不良贷款率、违约或损失作为压力指标。

压力测试是用于评价金融机构在面对极端冲击下的系统风险承担能力的技术，旨在度量小概率事件对金融机构所拥有的资产组合所可能造成的影响。压力测试能使金融机构识别管理中的薄弱环节，并可与其他风险管理手段相互配合，在风险管理中起到交叉检查的协同作用。其中针对整个金融体系的压力测试，将可以提供该体系在面临冲击时是否稳定的信息。这有利于

^①程功，西南财经大学金融学院信用管理系、中国工商银行重庆分行；文晴，西南财经大学金融学院金融工程系；李志勇，金融学博士，副教授，西南财经大学金融信用管理系。

监管者从宏观视角把握金融体系的整体风险状况,提高风险抵御能力。

本文在前人的基础上,以 CQ 地区银行业为例,率先将带有时变系数的向量自回归模型(Time varying parameter vector autoregressive model with stochastic volatility, TVP-SV-VAR)用于对信用风险的分析,并首次将该模型应用于压力测试。随着经济形势的变化,宏观变量之间的动态关系和经济结构的潜在变化,将体现在模型中系数和随机波动的时变特征上。利用贝叶斯方法对模型进行估计,可以不断地吸收后验信息对先验假设进行更新。随着样本数量的增多与时间的推移, TVP-SV-VAR 模型效果会越来越精准。

二、文献综述

早在 20 世纪末, Kupeic (1998) 就强调了压力测试的重要性。Vlieghe (2001) 通过对英国企业贷款违约率的研究,发现利率、GDP 等宏观经济变量对违约率确实存在影响。Sorge 和 Virolainen (2006) 对芬兰银行业的信用风险进行了压力测试,发现通胀率、股票指数、工业产值、名义利率等宏观指标对银行业的信用风险有显著影响。张强 (2011) 将 CPV (Credit Portfolio View) 模型和 VAR (Vector Auto Regression) 模型相结合,其研究表明,住房价格指数对房地产贷款违约率有很大影响。刘学伟 (2011)、张森源 (2011) 等国内学者对我国商业银行的信用风险进行了压力测试,发现宏观经济指标对银行的信用风险有显著影响。Segoviano 和 Padilla (2007) 提出可以用蒙特卡罗模拟对随机扰动项设定压力情境。谭晓红和樊纲治 (2011) 对我国四类银行进行了宏观压力测试,并构建了房价下跌和物价上涨的极端情景,运用蒙特卡罗模拟得到了宏观冲击下的贷款损失分布。

时变参数向量自回归模型 (Time-varying parameter vector auto regression, TVP-VAR) 最早是由 Canova 和 Ito (1991) 提出的,并用于对美国汇率的研究。在 Uhlig (2005) 用于研究货币政策与产出的关系的 VAR 模型中,假定误差协方差矩阵是时变的 (即考虑了随机波动),而假设 VAR 系数是固定不变的 (即 Time-varying parameter with Stochastic Volatility, SV-TVP)。Negro 和 Primiceri (2005) 以及 Nakajima (2011) 则都考虑了误差协方差和系数的时变特征,提出了带随机波动的时变参数向量自回归模型 (TVP-SV-VAR),并用于研究宏观经济与货币政策。杨冬 (2015) 利用 TVP-SV-VAR 模型,对人民币汇率、短期国际资本与资产价格三者之间的相互冲击和影响进行了研究。邓创和席旭文 (2013) 利用 TVP-SV-VAR 研究了利率对通胀、产出缺口和失业率变化的冲击影响。尹晓民等 (2013) 利用 TVP-SV-VAR 模型对短期资本、汇率、股价之间的相互动态影响进行了研究。

在上述研究中,大多采用 CPV, VAR, Logistic 等模型,将宏观经济变量如 GDP、利率、通胀率和不良率纳入,将模型估计出来后,代入给定的情景,求出对应风险因子的值并观察其

受情景影响的变动情况,完成宏观压力测试过程。本文将首次利用 TVP-SV-VAR 模型进行宏观信用风险的分析,并基于此对 CQ 地区银行体系进行信用风险的压力测试。文章接下来的部分包括以下内容:(1)研究 CQ 地区银行体系的不良率与宏观经济变量之间的关系;(2)研究 CQ 地区房地产贷款的不良率与宏观经济变量之间的关系;(3)利用 TVP-SV-VAR 模型进行脉冲响应分析和压力测试实证,以验证 CQ 地区银行体系和 CQ 地区银行房地产贷款在宏观冲击下的稳定性。

三、研究方法

传统的 VAR 模型潜在假设是系数和扰动项的方差均为固定不变的,并没有考虑到随着经济的发展,经济变量之间的关系也会发生变化,表现在 VAR 模型中,系数和扰动项方差会随着时间的推移而变动。这就是其中的时变特征。

令 $X_t = I_k \otimes (1, y_{t-1}^T, y_{t-2}^T, y_{t-3}^T, \dots)$, $\beta = (c_1, c_2, c_3, \beta_{11}^{(1)}, \beta_{21}^{(1)}, \dots, \beta_{k1}^{(1)}, \beta_{12}^{(1)}, \dots, \beta_{k2}^{(1)}, \dots, \beta_{kk}^{(1)}, \beta_{11}^{(2)}, \dots, \beta_{kk}^{(2)}, \dots, \beta_{11}^{(p)}, \dots, \beta_{kk}^{(p)})^T$, 由此我们可以将式 TVP-SV-VAR 写成:

$$y_t = X_t \beta + A^{-1} \sum \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, I_k), t = p+1, \dots, n \quad (1)$$

其中 n 为样本观测值个数。

将其中的 β, A, Σ 视为时变参数,则上式变为 TVP-SV-VAR 模型:

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \sum \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, I_k), t = p+1, \dots, n \quad (2)$$

$$\text{其中 } \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{1t} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sigma_{kt} \end{pmatrix}, A = \begin{pmatrix} 1 & 0 \cdots & 0 \\ a_{21t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & & \\ a_{k1t} & a_{k2t} \cdots & 1 \end{pmatrix}。$$

令 $a_t = (a_{21t}, a_{31t}, a_{32t}, a_{41t}, \dots, a_{kk-1t})^T$, $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2, j = 1, \dots, k, t = p+1, \dots, n$ 。

式(2)中参数服从以下随机游走过程:

$$\beta_{t+1} = \beta_t + u_{\beta t}, a_{t+1} = a_t + u_{at}, h_{t+1} = h_t + u_{ht}, \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ u_{\beta t} \\ u_{at} \\ u_{ht} \end{pmatrix} \sim N(0, \begin{pmatrix} I & O & O & O \\ O & \Sigma_\beta & O & O \\ O & O & \Sigma_a & O \\ O & O & O & \Sigma_h \end{pmatrix}) \quad (3)$$

因此,在 TVP-SV-VAR 模型中需要估计的参数共有 6 个,分别是 $\beta_t, a_t, h_t, \Sigma_\beta, \Sigma_a, \Sigma_h$ 。众多实证研究表明,模型的结果对是否设置 $\Sigma_\beta, \Sigma_a, \Sigma_h$ 为对角阵并不敏感。因此为了模型的简化, $\Sigma_\beta, \Sigma_a, \Sigma_h$ 均被设置为对角阵。

利用马尔科夫链蒙特卡罗 (Markov chain monte carlo, MCMC) 算法中吉布斯抽样 (Gibbs sampling), 对 TVP-SV-VAR 进行估计的步骤如下: (1) 对 $\beta_t, a_t, h_t, \Sigma_{\beta t}, \Sigma_{a t}, \Sigma_{h t}$ 赋初值; (2) 根据后验分布 $\beta_{t+1} | a_t, h_t, \Sigma_{\beta t}, y_{t+1}$ 对 β_{t+1} 抽样; (3) 根据后验分布 $\Sigma_{\beta, t+1} | \beta_{t+1}$ 对 $\Sigma_{\beta, t+1}$ 进行抽样; (4) 根据后验分布 $a_{t+1} | \beta_{t+1}, h_t, \Sigma_{a t}, y_{t+1}$ 对 a_{t+1} 进行抽样; (5) 根据后验分布 $\Sigma_{a, t+1} | a_{t+1}$ 对 $\Sigma_{a, t+1}$ 进行抽样; (6) 根据后验分布 $h_{t+1} | \beta_{t+1}, a_{t+1}, \Sigma_{h t}, y_{t+1}$ 对 h_{t+1} 抽样; (7) 根据后验分布 $\Sigma_{h, t+1} | h_{t+1}$ 对 $\Sigma_{h, t+1}$ 抽样。

以上过程为 $t+1$ 时刻对 TVP-SV-VAR 中参数的一次抽样 (迭代 1 次); 重复 (2) — (7) 步, 则为多次迭代。将得到的多个参数分别取各自的均值, 即为 $t+1$ 时刻对参数各自的后验估计, 各时点的 $(\beta_t, a_t, h_t, \Sigma_{\beta t}, \Sigma_{a t}, \Sigma_{h t})$ 则形成一条马尔科夫链。关于具体如何得到各参数的后验分布和如何根据后验分布进行抽样, 限于篇幅不再论述 (可参考 Nakajima (2011)、Negro 和 Primiceri (2005) 的有关论述)。

四、实证分析与数据

此前, 也有学者选择对地方区域的信用风险进行宏观压力测试。例如, 周源 (2010) 以及孟来亮和任桂花 (2010) 分别对江苏、山西银行业的信用风险进行过宏观压力测试。本文将选择 CQ 地区银行体系的信用风险作为实证研究的对象。

本文选择工业增加值增速代替 GDP 增速, 因为后者只有季度没有月度数据。过去有学者面临此情况时会采用插值法, 但是在数据量大的情况下, 插值法会导致数据失真。工业增加值增速和 GDP 增速的季节值对比如图 1 所示。可以看出, 两个指标呈现高度的同步性, 而且在近段时间几乎一致。

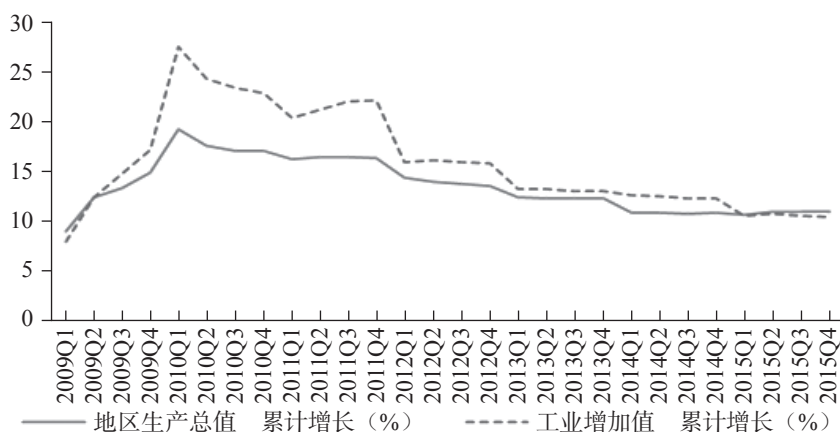


图 1: CQ 地区工业增加值增速和 GDP 增速季节值对比

本文将分别利用 TVP-SV-VAR 方法对 CQ 地区银行体系的信用风险和 CQ 地区房地产贷款的信用风险进行宏观分析，并进行压力测试（本文在模型中设定的变量及定义见表 1）。

表 1：变量说明

变量名	定义
Giva	CQ 地区工业增加值累计增速
Ir	CQ 地区人民币贷款加权平均利率
Bnpl	CQ 地区银行体系不良率
Ghp	CQ 地区房地产平均价格增速
Hnpl	CQ 地区银行体系房地产贷款不良率

本文考虑用 Giva、Ghp、Ir 作为承压指标，分别反映当地经济的增速和资金成本；Bnpl、Hnpl 作为压力因子，反映当地整体信用风险和房地产贷款信用风险状况。

本文结合实际运用并出于严谨考虑，决定采用平稳序列。ADF 检验结果如表 2 所示。

表 2：变量 ADF 的检验结果

变量	是否平稳	变量	是否平稳
Giva	不平稳	Dgiva	平稳
Ir	不平稳	Dir	平稳
Bnpl	平稳		
Ghp	不平稳	Dghp	平稳
Hnpl	95% 置信度平稳		

注：Dgiva、Dir、Dghp 为 Giva、Ir、Ghp 的一阶差分。

（一）银行体系信用风险

选择 CQ 地区工业增加值增速的一阶差分（Dgiva）、CQ 地区人民币加权贷款平均利率的一阶差分（Dir）和 CQ 地区银行体系贷款不良率（Bnpl）作为变量。此时有：

$$y_t = \begin{pmatrix} Dgiva_t \\ Dir_t \\ Bnpl_t \end{pmatrix}$$

在多个文献中，均将 GDP 增速排在利率前面。比如在 Nakajima 的研究中，产出、通胀、

短期利率在日本经济中的动态关系即采用了此顺序。即默认利率在当期无法对 GDP 增速产生影响,而当期 GDP 增速却能对利率产生影响。本文为了对不良率进行压力测试,将 Bnpl 排在最后,其隐含的前提假设是:利率变动幅度和工业增加值增速的变动会在当期对不良率产生影响,而不良率在当期则不会对前二者产生影响。这也符合实际经济运行的情况。将 Dgiva 和 Dir 方程中的残差项视为脉冲(冲击),而 Bnpl 对此的变动则作为响应,研究前二者对 Bnpl 的冲击影响和滞后情况。

在脉冲响应分析中,根据 Nakajima 的先验假定:

$$\begin{aligned}\mu_{\beta} &= \mu_a = \mu_h = 0 \\ \Sigma_{\beta_0} &= \Sigma_{a_0} = \Sigma_{h_0} = 10 \times I \\ (\Sigma_{\beta})_i^{-2} &\sim \text{Gamma}(40, 0.02) \\ (\Sigma_a)_i^{-2} &\sim \text{Gamma}(4, 0.02) \\ (\Sigma_h)_i^2 &\sim \text{Gamma}(4, 0.02)\end{aligned}\quad (4)$$

初始状态为 $\beta_0 \sim N(\mu_{\beta_0}, \Sigma_{\beta_0})$, $\alpha_0 \sim N(\mu_{a_0}, \Sigma_{a_0})$, $h_0 \sim N(\mu_{h_0}, \Sigma_{h_0})$ 。

此处利用了 Nakajima 编写的基于 Oxmetrics 6.3 的代码对该 TVP-SV-VAR 模型进行估计。估计结果如表 3 所示。

表 3: 估计结果

Parameter	Mean	Stdev	95%L	95%U	Geweke	Inef.
sb1	0.0156	0.0011	0.0136	0.0180	0.221	3.04
sb2	0.0228	0.0026	0.0184	0.0286	0.438	5.26
sa1	0.0802	0.0321	0.0408	0.1594	0.560	66.91
sa2	0.0640	0.0182	0.0385	0.1094	0.164	47.37
sh1	0.5893	0.1038	0.4154	0.8190	0.678	57.40
sh2	0.6561	0.1361	0.4398	0.9725	0.121	68.58

其中迭代次数选择了 22000 次。为防止在前期抽样时样本自相关系数过高,抛弃了其中最前面的 2000 次样本。这称为“预烧”(burn-in),即对各参数的后验分布进行了 20000 次的抽样。根据 AIC, HC 准则得到其滞后阶数的可能值,再观察各滞后阶数下常系数 VAR 模型估计结果的极大似然值,结合 MCMC 和参数估计的收敛性检验结果,选择其中最理想的滞后阶数 1 阶。表 3 中, sb, sa, sh 分别代表的是 $\Sigma_{\beta}, \Sigma_a, \Sigma_h$ 中对角元素的前两个对角元素; Mean 是各后验均值乘以 100 后的结果; Stdev 是后验均值的方差; 95%L 和 95%U 是后验均值在 95%

置信度下置信区间的上下限；Geweke 是各参数估计结果的收敛性诊断值，用于检验抽样得到的参数马尔科夫链的收敛情况，其在 5% 显著性水平下的临界值是 1.96。表 3 中所有的收敛性诊断值均未超过临界值，表明抽样结果收敛于后验分布的零假设不能被拒绝。Inef 是无效因子 (Inefficiency Factor)，表示得到不相关样本所需抽样次数，Inef 越小表明样本越有效。从表 3 的结果看，Inef 最大值为 68.58，即至少可以得到 291 (20000/68.58) 个不相关样本，也就是说提供了足够多的用于模型的后验估计的不相关样本。Inef 和 Geweke 二者均为判断 MCMC 链模拟效果的重要依据，它说明以上参数的抽样结果收敛于后验分布。抽样结果收敛性的图形检验如图 2 所示。

第一行图显示的是抽样样本的自相关系数，主要样本的自相关系数是否随着抽样间隔次数的增加趋于零。从图中可以观察到，样本的自相关系数随着抽样间隔次数的增加，相关性大幅下降并趋于零。第二行图是抽样样本的路径图。它将每次抽样得到的值画成图形，可以显示 20000 次迭代中每次抽样得到的值。从图中可以观察到，每次抽样结果均围绕一定均值波动，且并无明显的时间趋势。第三行图是各参数后验分布的概率密度图。从图中可以观察到，表 3 估计结果中的后验均值的确收敛于此图中各自均值。综合以上结果，模型的抽样和估计是稳定有效的，可以做进一步分析。

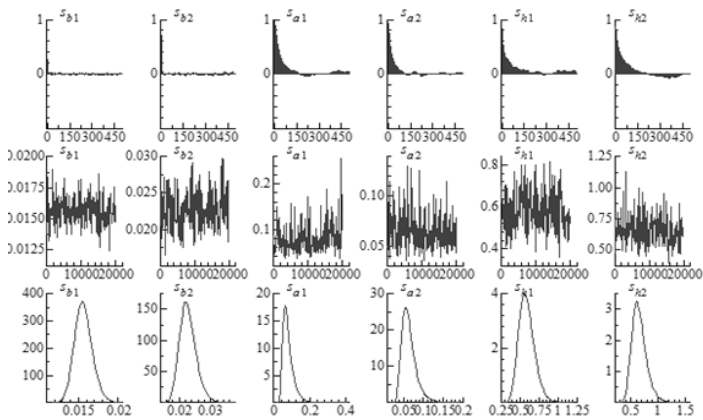


图 2：抽样结果收敛性的图形检验的所有结果

图 3 是设定一个正值标准差大小 (样本期内的 Dgiva 方程中随机扰动项的平均标准差 σ) 为 Dgiva 的随机波动在对 Bnpl 的初始冲击后，Bnpl 在各时间点和各滞后期对初始冲击的反应。

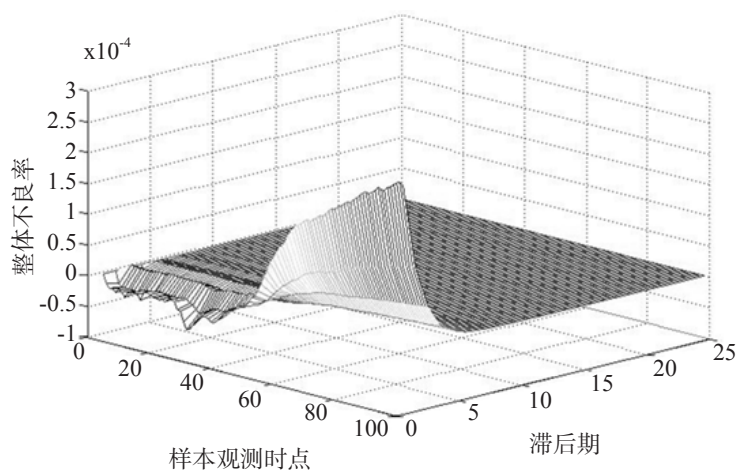


图 3: Bnpl 对 Dgiva 脉冲响应

其中 X 轴为样本观测时点, 1—98 分别代表 2008m1 至 2016m2 期间的时点; Y 轴代表滞后期。本文选择最大滞后期为 24 个月, 以观察冲击在未来两年对内生变量造成影响的持续性。Z 轴即为 Bnpl 对 Dgiva 初始冲击的反应。通过该图, 可以观察到在样本时点 50 点以前, 即 2013 年 2 月以前, 给 Dgiva 一个正的标准差冲击后, Bnpl 在当期做出的负反馈。该图显示, 当 Dgiva 突然上升时, 工业增加值增速 (Giva) 也会随之突然大幅上涨, 这将在一定程度上降低不良率。这是符合预期的。它意味着经济增速提高, 不良率会下降。

2010 年 4 月的脉冲响应图如图 4 所示。可以看出, 如果仅考虑工业增加值增速 ($Giva \approx GDP$ 增速) 的上涨幅度, 在突然施加一个标准差的影响下, 当期整体不良率即会减少 0.0057%; 随后直线上升, 经历小幅波动后, Dgiva 的随机波动对 Bnpl 的冲击影响持续五个月消失。

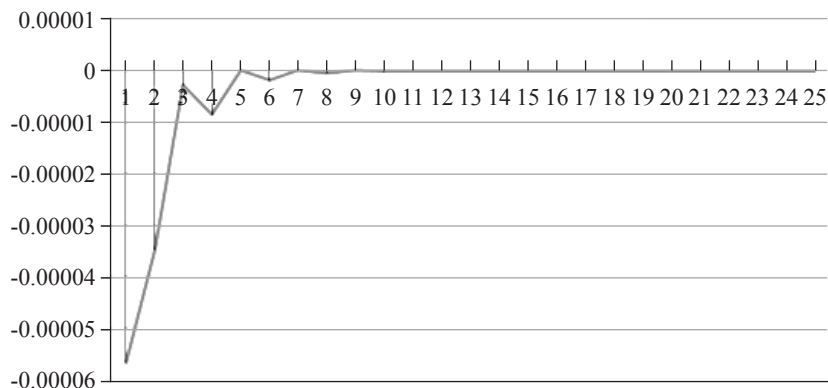


图 4: 2010 年 4 月 Bnpl 对 Dgiva 的脉冲响应

随后在2013年2月后,给Dgiva一个正的标准差冲击后,Bnpl在当期即做出正反馈,并且达到最高值。随着滞后期的增加,脉冲响应直线下降并趋于0。这意味着经济增速突然大幅提高,反而会在一定程度上提升不良率。这不符合预期。这可能是由于经济急速扩张导致信贷投放的扩张加速,使商业银行认为可以降低有贷款需求的企业资质或要求,可以牺牲不良率来换取利润的增加。

2016年2月的脉冲响应图如图5所示。可以看出,如果仅考虑工业增加值增速($Giva \approx GDP$ 增速)的上涨幅度,在突然施加一个标准差的影响下,当期整体不良率即增加0.0267%。随后直线上升,经历小幅波动后,Dgiva的随机波动对Bnpl的冲击影响持续5个月 after 基本消失。

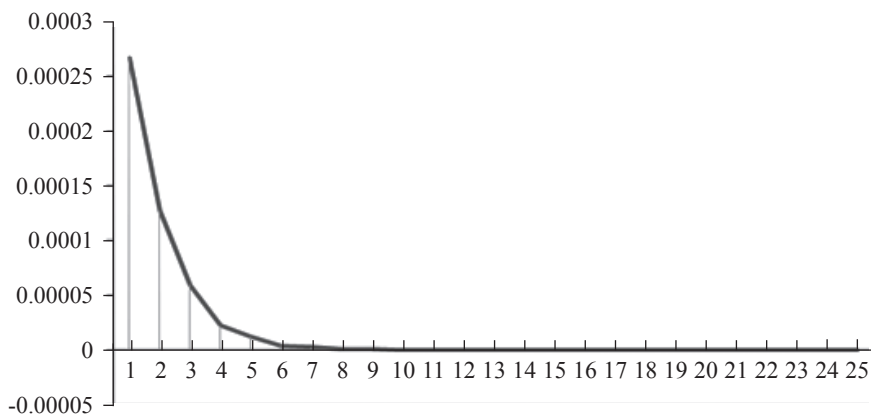


图5: 2016年2月Bnpl对Dgiva的脉冲响应

根据响应的Bnpl的大小,本文选择了0期和3期滞后的脉冲响应(如图6和图7所示),以观察0期和3期以前Dgiva的脉冲对当期Bnpl的影响呈何种趋势。从两图中可以观察到,无论是0期还是3期的滞后脉冲,对于当期Bnpl的影响都随着时间点的推移而逐渐增加。这与预期是不一致的。预期中,GDP增速如果上升,不良率应该是下降;然而在此处,越临近当前时间点,对经济增速的正向冲击导致不良率上升的情况就越显著。这可能有以下原因:(1)银行此时降低企业融资门槛,提升贷款投放量,尽管会牺牲一定的不良率,但是却可以提升银行的利润,且有利于提高银行的市场份额。(2)站在企业的角度来看,CQ地区的经济正处于繁荣或转型期,企业急需资金转型或者占领市场。这种需求导致它们对资金的需求超过对违约的顾忌。

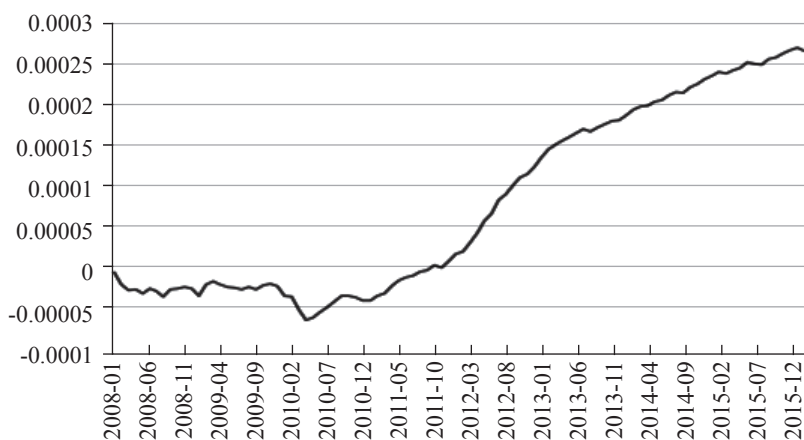


图 6: Bnpl 对 Dgiva 的滞后 0 期响应

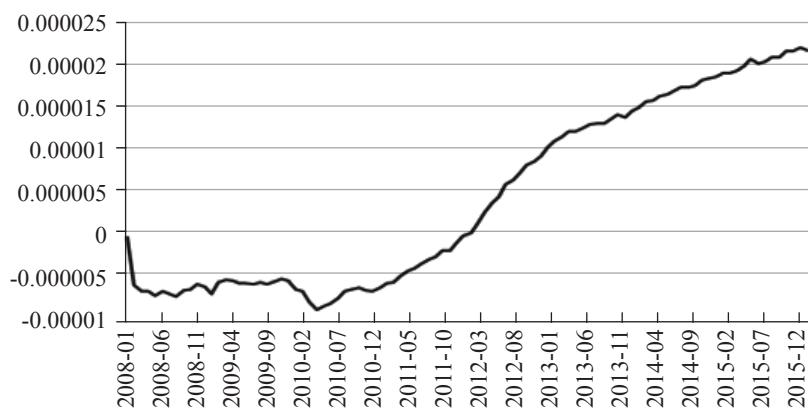


图 7: Bnpla 对 Dgiva 的滞后 3 期的响应

图 8 是 Bnpl 对 Dir 随机波动的一个标准差的脉冲响应。图中显示的是仅考虑利率变动“新息”的冲击下，整体不良率对此的反应。可以观察到，样本观测时点初期，Bnpl 对 Dir 滞后 0 期的响应虽然为正，但很微弱，只有 0.0026%；随着时点的推移，滞后 0 期的响应总体上升，到最近时点时，滞后 0 期的响应达到 0.02%。

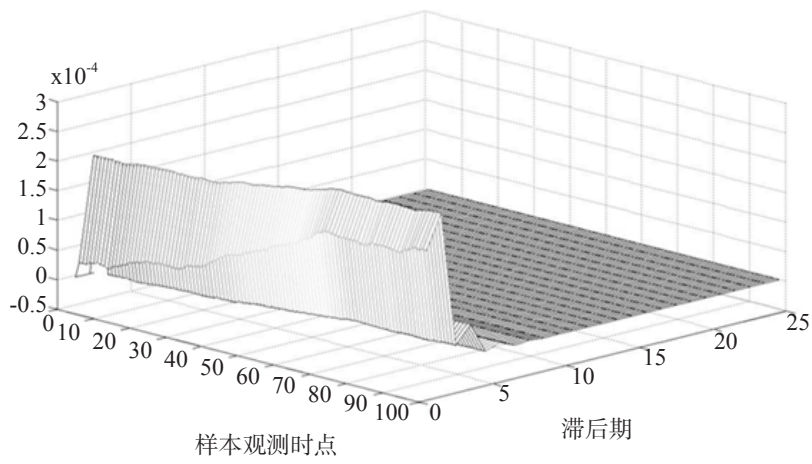


图 8: Bnpl 对 Dir 的脉冲响应

其滞后 0 期的脉冲响应随时间而变化，如图 9 所示。可以观察到，利率上升的冲击对于整体不良率的上升是起到正面影响的，并且这种影响随着时间的推移在逐步增加。在 2013 年 9 月，滞后 0 期的脉冲响应逐渐趋于平衡，达到 0.0185%

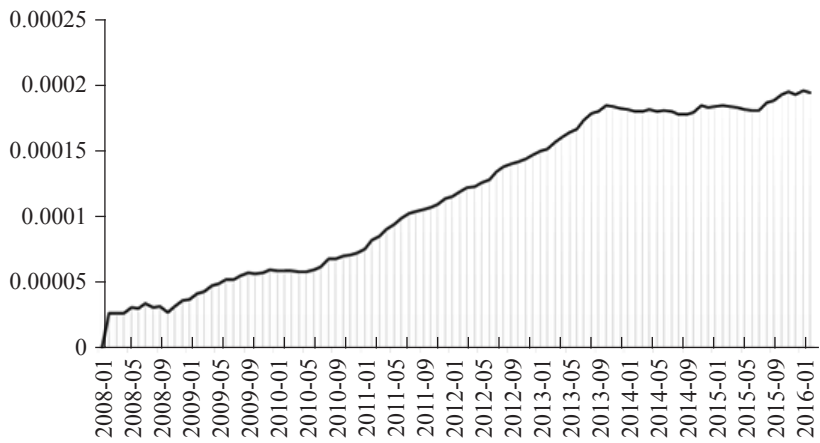


图 9: Bnpl 对 Dir 滞后 0 期脉冲响应

图 8 显示，Bnpl 于 Dgiva 脉冲响应在滞后一期后达到最大。本文选择滞后一期的脉冲响应（见图 10）进行观察，发现滞后一期的脉冲响应呈现出缓慢上升趋势，在 2013 年 10 月达到 0.0249% 后几乎不再上升。

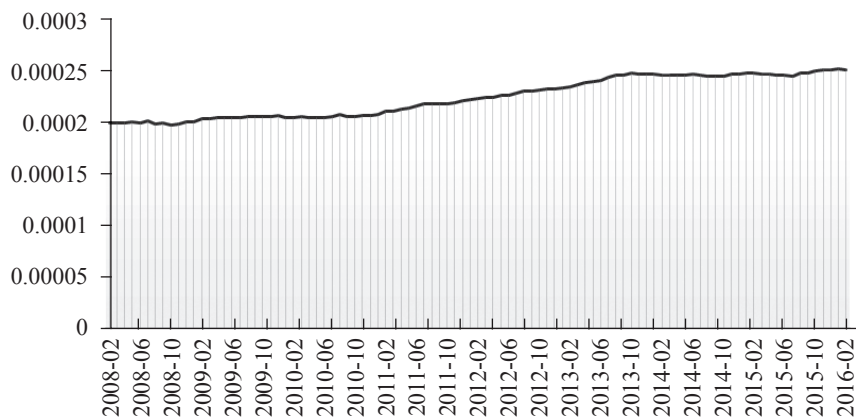


图 10: Bnpl 对 Dir 滞后 1 期脉冲响应

由于几乎所有时点的脉冲响应持续时间和强度几乎相似, 本文选择最近的时点 2016 年 2 月的时点进行观察。图 11 显示, Bnpl 对 Dir 的脉冲响应在当期即达到 0.0195%, 一期以后的响应则达到峰值 0.0253%; 随后在第二期迅速降低, 继续轻微波动至第六期逐渐趋于零。其中不良率对于利率的增加做出正反应符合预期。

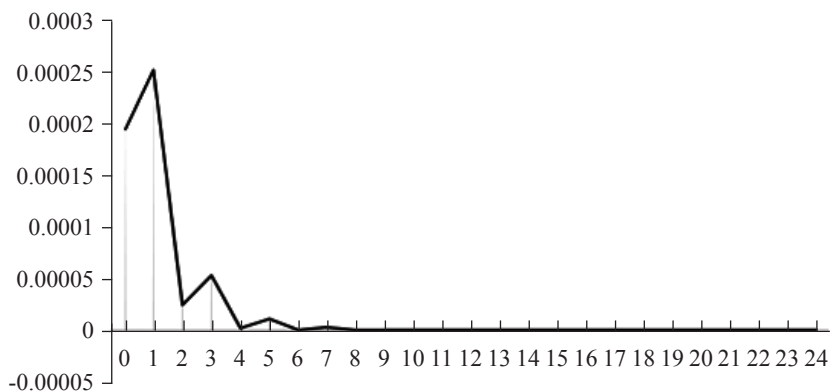


图 11: 2016 年 2 月 Bnpl 对 Dir 脉冲响应

综合以上脉冲响应图来看, CQ 地区银行体系整体信用风险受宏观经济变量的随机波动冲击的影响甚微。

(二) CQ 地区房地产贷款信用风险

加权贷款平均利率的变动, 可以在当期对房价增速的变动和房贷不良率产生影响, 房价

增速的变动在当期也会对房贷不良率产生影响。本文将 Dir 和 Dghp 方程中的残差项视为脉冲，将 Hnpl 对此的变动作为响应，研究前二者对 Hnpl 的冲击影响以及滞后情况。估计结果见表 4。

表 4：估计结果

Parameter	Mean	Stdev	95%L	95%U	Geweke	Inef.
sb1	0.0155	0.0013	0.0131	0.0183	0.000	58.83
sb2	0.0228	0.0026	0.0184	0.0283	0.044	5.72
sa1	0.0892	0.1474	0.0418	0.1962	0.177	40.35
sa2	0.0667	0.0659	0.0377	0.1212	0.007	19.39
sh1	0.7135	0.1218	0.5150	1.0016	0.025	110.33
sh2	0.7365	0.4484	0.1880	1.9240	0.961	226.58

同前一个模型一样，本文最终选择 2 阶滞后。从表 4 可以看到，所有的 CD 值均未超过 5% 显著性水平的临界值 1.96，表明抽样结果收敛于后验分布的零假设不能被拒绝。从表 4 的结果看，Inef 值最大的为 226.58，意味着至少可以得到 88（20000/226.58）个不相关样本。这对于模型的后验估计所需的不相关样本同样足够。说明以上参数的抽样结果较好地收敛于后验分布。

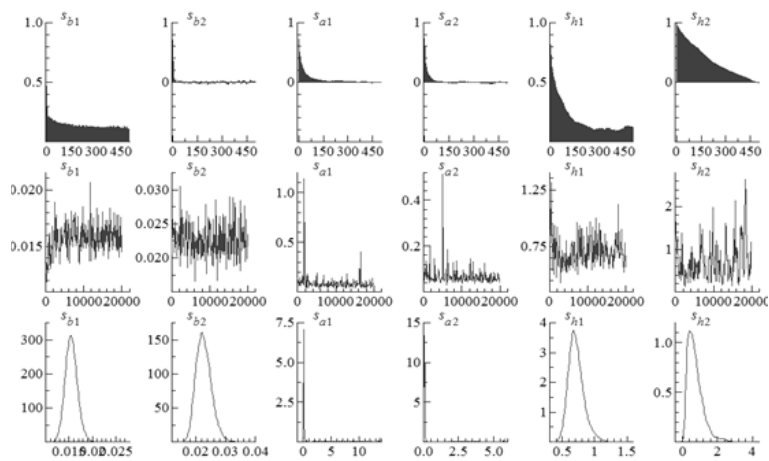


图 12：抽样结果收敛性的图形检验

从图 12 第一行同样可以观察到样本的自相关系数随着抽样间隔次数的增加，相关性大幅下降并趋于零。由表 4 的估计结果可知抽取的不相关样本数足够。第二行中可以观察到除极个

别异常值外, 每次抽样结果均围绕一定均值波动, 且并无明显的时间趋势。第三行图中, 结合表 4 的估计结果可以观察到, 图中的后验均值中除了 S_{a1}, S_{a2} 收敛效果略差外, 其余收敛效果均不错。综合 MCMC 图和模型估计结果, 可以得出该模型的估计是稳定有效的, 可以做进一步分析。

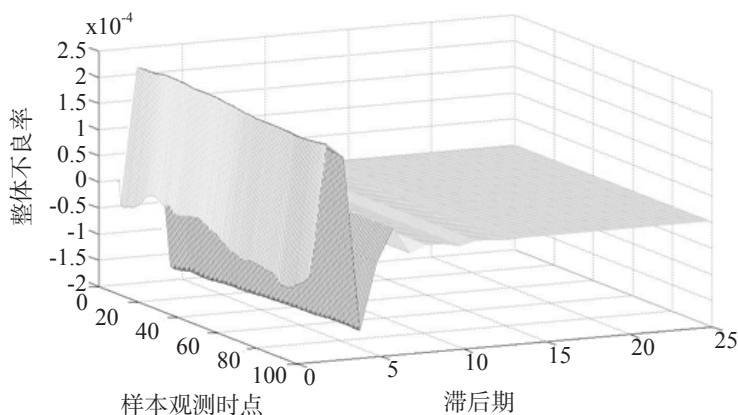


图 13: Hnpl 对 Dir 的脉冲响应图

图 13 是 Hnpl 对 Dir 的脉冲响应图。从图中可以观察到各期脉冲响应的波峰和波谷: 波动程度情况大致一致, 脉冲响应没有表现出明显的时变特征, 每一期的脉冲响应几乎相同。

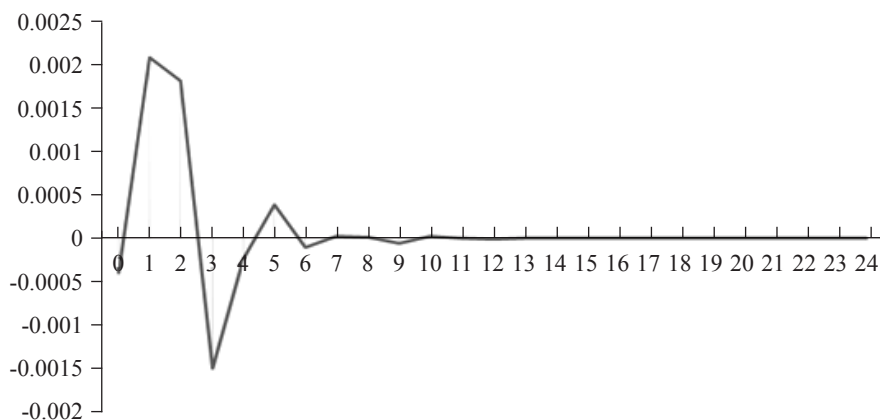


图 14: 2016 年 2 月 Hnpl 对 Dghp 的脉冲响应

图 14 为最近时点 2016 年 2 月的脉冲响应图。从图中可以观察到, 当期的响应为 -0.04%,

在1期以后则达到0.21%,第2期微降至0.18%,第3期大幅下挫至-0.15%,第4期回升至-0.023%,第6期后则逐渐平稳并趋于零。这说明,利率变动的正向冲击对房贷不良率的影响相对较大,但持续时间不长,半年后就消失了。

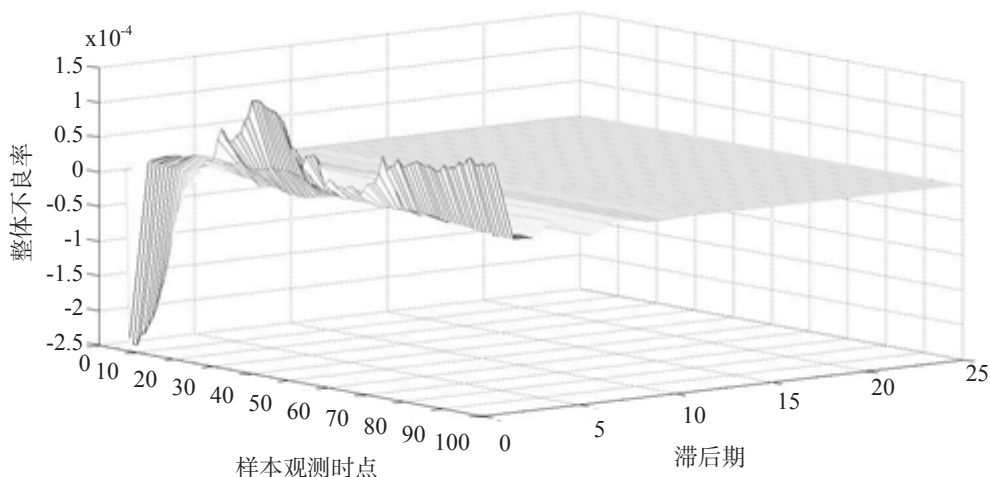


图 15: Hnpl 对 Dghp 的脉冲响应

图 15 是房贷不良率 Hnpl 对房价增速变动 Dghp 的脉冲响应。可以看到, 响应最剧烈的滞后期均在 0 期。其中在样本观测前期, Hnpl 对 Dghp 正向冲击的脉冲响应为负; 到样本后期, Hnpl 对 Dghp 的脉冲响应则为正。这说明, 在前期, 房价增速变大的冲击在一定程度上可以起到降低房贷不良率的作用。这是符合预期的。结合图 15 可知, 到了中后期, 房价增速变大的冲击无法起到降低房贷不良率的作用。选取滞后 0 期为截面得到图 16, 是各时点的 0 期滞后响应。可以看到, Hnpl 对 Dghp 在 2008 年 4 月和 5 月的 0 期脉冲响应达到负的最高值 -0.025%; 随后, 负的脉冲响应逐渐减弱, 在 2009 年 8 月脉冲响应开始为正; 到 2011 年 1 月, 0 期脉冲响应达到正值峰值, 但也仅为 0.0136%。

图 17 和图 18 分别为 2008 年 4 月和 2011 年 1 月的脉冲响应图。图 17 显示, 0 期响应均为正负峰值, 而后, 波幅大幅减弱, 8 期以后趋于 0。最近时点的 2016 年 2 月的脉冲响应图, 波动变化趋势与 2011 年 1 月相似, 也是在 0 期响应最大, 而后大幅减弱, 8 期后趋于 0。

其中, 房价增速上升反而导致房贷不良率提高不符合预期, 可能有两个原因: (1) 房价增速很快, 银行可以容忍一定程度的不良率上升, 因为虽然不良率轻微上升, 但加大房贷投

放量能够提升利润和增加市场份额。(2) CQ 地区房屋投机率较低而买来自住比率较高。房贷不良率对房价增速上升的响应虽然为正, 却十分接近于 0, 几乎可以不用考虑, 即房价增速上升对房贷的不良率影响近似于 0。投机比率高, 如房价降低, 投机者会因无法收回成本而违约, 导致房贷不良率上升; 自住比率高, 则房价增速变动对于房贷不良率无太大影响。

总而言之, Dir 对于 Bnpl 和 Hnpl 的影响都相对较大。而 Dgiva 对 Bnpl, Dghp 对 Hnpl 的影响相对要弱很多。

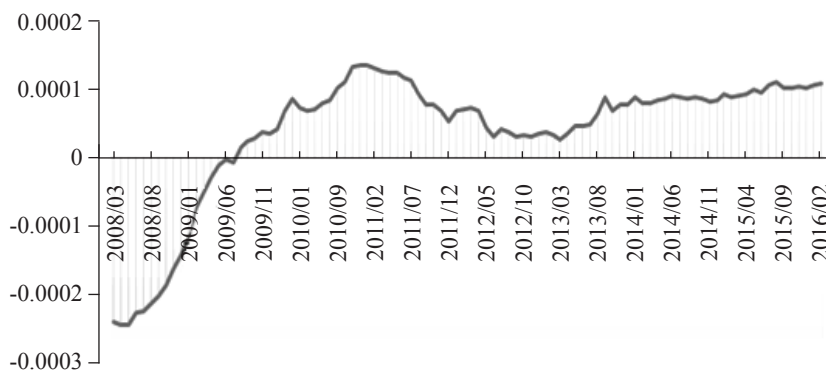


图 16: Hnpl 对 Dghp 滞后 0 期的脉冲响应

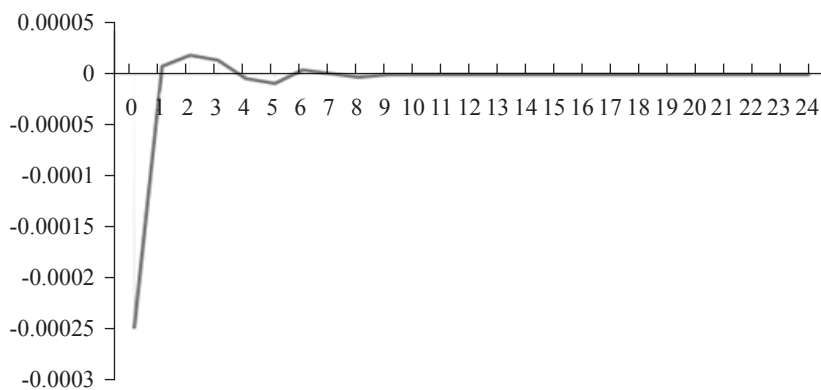


图 17: 2008 年 4 月 Hnpl 对 Dghp 的脉冲响应

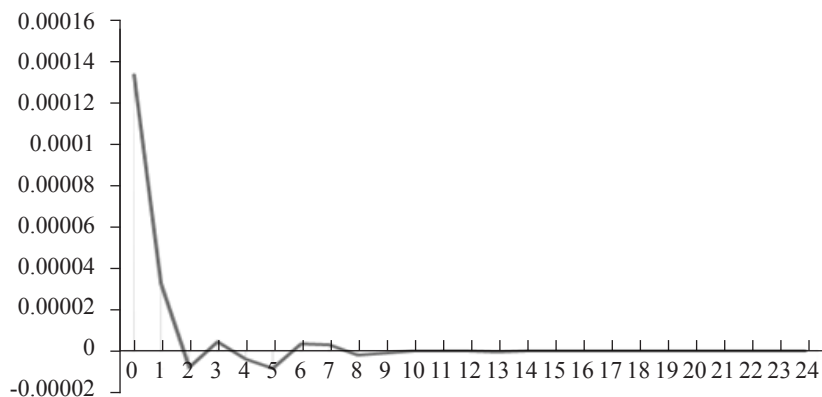


图 18: 2011 年 1 月 Dghp 对 Hnpl 的脉冲响应

(三) 对 CQ 地区银行体系和房地产贷款的宏观压力测试

前文引入的 TVP-SV-VAR 模型与普通 VAR 模型最大的不同, 就是假设了模型中各参数是时变的, 且假设了随机扰动项之间的方差协方差矩阵也是时变的。国内外多位学者证明, TVP-SV-VAR 模型相对常系数非时变的 VAR 模型, 能够更好地捕捉宏观经济变量之间的动态变化关系, 而引入随机波动 (Stochastic volatility, SV) 则能够显著提高模型的估计性能。

虽然 Nakajima (2011) 与 Negro 和 Primiceri (2005) 研究中所用的先验分布不同, 但是其模型都是 TVP-SV-VAR 模型。陈强认为, 在样本数不断增加的情况下, 先验分布对模型估计的影响将逐渐减少; 当样本足够多时, 先验分布将不再产生影响。基于此原因, 本文将忽略先验分布对模型估计的影响, 将运用 Negro 和 Primiceri (2005) 的先验假定对 TVP-SV-VAR 模型进行估计, 并利用该结果进行宏观压力测试。

对 TVP-SV-VAR 模型 $y_t = X_t\beta_t + A_t^{-1}\sum_t \varepsilon_t$ 左乘 A_t 可以得到:

$$A_t y_t = A_t X_t \beta_t + \sum_t \varepsilon_t \quad (5)$$

则模型有了以下形式:

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} dgiva_t \\ dir_t \\ bnpl_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} c_1 + b_{11}^{(1)} dgiva_{t-1} + b_{12}^{(1)} dir_{t-1} + b_{13}^{(1)} bnpl_{t-1} \\ c_2 + b_{21}^{(1)} dgiva_{t-1} + b_{22}^{(1)} dir_{t-1} + b_{23}^{(1)} bnpl_{t-1} \\ c_3 + b_{31}^{(1)} dgiva_{t-1} + b_{32}^{(1)} dir_{t-1} + b_{33}^{(1)} bnpl_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e^{h^{1/2}} \cdot \varepsilon_1 \\ e^{h^{2/2}} \cdot \varepsilon_2 \\ e^{h^{3/2}} \cdot \varepsilon_3 \end{pmatrix}$$

其中, 第三行有:

$$\begin{aligned} bnpl_t = & a_{31}(c_1 + b_{11}^{(1)} dgiva_{t-1} + b_{12}^{(1)} dir_{t-1} + b_{13}^{(1)} bnpl_{t-1}) + a_{32}(c_2 + b_{21}^{(1)} dgiva_{t-1} + b_{22}^{(1)} dir_{t-1} + b_{23}^{(1)} bnpl_{t-1}) \\ & + c_3 + b_{31}^{(1)} dgiva_{t-1} + b_{32}^{(1)} dir_{t-1} + b_{33}^{(1)} bnpl_{t-1} + e^{h^{3/2}} \cdot \varepsilon_3 - (a_{31} dgiva_t + a_{32} dir_t) \end{aligned} \quad (6)$$

同理,可以得到对于房地产贷款的压力测试公式为:

$$\begin{aligned} hnpl_t = & a_{31}(c_1 + b_{11}^{(1)}dir_{t-1} + b_{12}^{(1)}dghp_{t-1} + b_{13}^{(1)}hnpl_{t-1} + b_{11}^{(2)}dir_{t-2} + b_{12}^{(2)}dghp_{t-2} + b_{13}^{(2)}hnpl_{t-2}) \\ & + a_{32}(c_2 + b_{21}^{(1)}dir_{t-1} + b_{22}^{(1)}dghp_{t-1} + b_{23}^{(1)}hnpl_{t-1} + b_{21}^{(2)}dir_{t-2} + b_{22}^{(2)}dghp_{t-2} + b_{23}^{(2)}hnpl_{t-2}) \\ & + c_3 + b_{31}^{(1)}dir_{t-1} + b_{32}^{(1)}dghp_{t-1} + b_{33}^{(1)}hnpl_{t-1} + b_{31}^{(2)}dir_{t-2} + b_{32}^{(2)}dghp_{t-2} + b_{33}^{(2)}hnpl_{t-2} + e^{h3/2} \cdot \varepsilon_3 \\ & -(a_{31}dir_t + a_{32}dghp_t) \end{aligned} \quad (7)$$

虽然因为系数众多,较少人关注 VAR 模型的系数。但并不意味着 VAR 模型的系数毫无意义。正是因为这些系数,模型中的变量才能组成一个动态的系统。张成思(2012)指出,VAR 中单个方程的每个系数都可以反映局部的动态关系。因此,本文将式(6),式(7)作为压力测试的公式。可以看到,银行整体不良率不仅受到所有内生变量滞后值的影响,也受到经济增速变动和利率变动的当期影响;房贷不良率除受当期内生变量滞后值的影响外,还受到房价增速变动和利率变动的当期影响。

根据以上公式,本文可以对下一期(t时刻)的 Dgiva、Dir 进行假设,并根据 t-1 时刻所有之后变量的值代入,从而得到在假设情况下 Bnpl 在 t 时刻的值。由前可知,在该模型中,常数项 C 同样被视为系数 B,因此常数项 C 也具有时变特征。在代入上述两个公式计算过程中,本文将根据模型的估计结果和各参数的时变特征进行蒙特卡洛模拟。

在实际情况中,宏观压力测试的具体实施,一般会利用过去的数据对下一期进行测试,且多个国家进行宏观压力测试的频率为一个月一次。本文设 2016 年 3 月(即样本中最后一期)为 t-1 时点,根据历史数据对下一期即 2016 年 4 月进行压力测试。如果对以后多期进行压力测试,可根据上个月数据,按照此方法对下个月进行压力测试。步骤如下:(1)得到 t-1 时刻各参数的后验分布情况,即各参数的后验估计和方差估计值。需注意,此为 t-1 时刻各参数的估计结果。(2)根据历史数据,假定压力情景,并将其设置为 t 时刻所面临的情况。(3)根据 $\beta_{t+1} = \beta_t + u_{\beta_t}, a_{t+1} = a_t + u_{a_t}, h_{t+1} = h_t + u_{h_t}$, 将各 t-1 的估计结果加上各参数的随机游走项(即 u_b, u_a, u_h)即为 t 时刻各参数的模拟值(即上述压力测试公式中参数的值)。对 Q,S,W 估计均值,得到 u_b, u_a, u_h 的分布;然后根据该分布情况抽样 N 次,代入模型,计算在压力情景下,不良率的分布情况和在指定置信度下的取值情况。

在得到 t-1 时刻估计结果后,利用 Dgiva 和 Dir 的历史数据,在对 CQ 地区银行体系不良率的压力测试中,本文设定的压力情景与测试结果见表 5。

表 5: CQ 地区银行业整体不良 2016 年 4 月压力测试模拟结果

情景		测试结果	
		Mean	95% 置信度
CQ 地区工业增加值增速减少百分点			
轻度压力	-2.10%	0.9883%	1.2648%
中度压力	-5.00%	0.9865%	1.2516%
重度压力	-7.80%	0.9849%	1.2628%
CQ 地区人民币贷款加权平均利率增加百分点			
轻度压力	0.30%	0.9734%	1.2499%
中度压力	0.40%	0.9681%	1.2448%
重度压力	0.50%	0.9627%	1.2397%
工业增加值增速下降和人民币贷款加权平均利率上浮			
轻度压力	-0.21%&0.3%	0.9722%	1.2489%
中度压力	-5%&0.4%	0.9651%	1.2424%
重度压力	-7.8%&0.5%	0.9581%	1.2365%
基准 (Dgiva=Dir=0)		0.9895%	1.2227%

注: 抽样次数为 1000,000 次。

表 5 显示, CQ 地区银行体系的整体不良率在宏观经济增速下降和利率上升的情况下, 在当期能够保持平稳而不会出现较大波动, 甚至随着宏观压力的增加, 整体不良率在当期还有轻微下降趋势。以重度压力下的 Dgiva 值为例, 2009 年 1 月, CQ 地区工业增加值增速降低 7.8%, 整体不良率却由 2.66% 下降至 2.49%, 减少了 0.17%。以重度压力下的 Dir 值为例, 2011 年 4 月, CQ 地区人民币贷款加权平均利率增加了 0.5484%, 而整体不良率在当期却由 0.89% 下降至 0.87%, 减少了 0.02%。这表明, 以上压力测试结果合乎实际。根据银监会的数据, 2016 年 5 月, 全国银行业不良率达到 2.15%, 而 CQ 地区银行体系在宏观压力下, 95% 置信度下的整体不良率的在险价值 VaR 也仅为 1.2% 左右。这表明, CQ 地区银行体系的整体信用风险受宏观因素的影响较小, 能够承担较大的宏观压力, 银行体系整体安全程度较高。

在对 CQ 地区房地产贷款进行的压力测试中, 本文确定的压力测试情景与测试结果如表 6 所示。

表 6: CQ 地区银行业房地产贷款不良率 2016 年 4 月压力测试模拟结果

情景	测试结果	
	均值	95% 置信度
CQ 地区人民币贷款加权平均利率上浮幅度		

轻度压力	0.30%	0.5752%	1.1743%
中度压力	0.40%	0.5746%	1.1697%
重度压力	0.50%	0.5739%	1.1654%
房价增速下降幅度			
轻度压力	-3.60%	0.6012%	1.3695%
中度压力	-5.90%	0.6166%	1.4979%
重度压力	-8.20%	0.6319%	1.6305%
房价增速下降和人民币贷款加权平均利率上浮			
轻度压力	-3.6%&0.3%	0.5881%	1.1873%
中度压力	-5.9%&0.4%	0.5956%	1.1909%
重度压力	-8.2%&0.5%	0.6032%	1.1948%
基准 (Dir=Dghp=0)		0.5772%	1.2025%

注：抽样次数为 1000,000 次。

表 6 显示，房贷不良率对加权贷款平均利率上升不敏感，甚至在利率上升时候，房贷不良率还能以极微小的幅度下降。同样以重度压力下的 Dir 值为例，2011 年 4 月，CQ 地区人民币贷款加权平均利率增加 0.5484%，而房贷不良率在当期却由 0.55% 下降至 0.54%，降低了 0.01%。这表明压力测试结果符合实际。在面临房价增速下降的轻度、中度和重度压力下，房贷不良率保持轻微上升趋势，这与预期相符合。房价增速下降，没能达到商品房投机者的预期，他们可能会抛弃用于抵押的商品房，选择违约，导致房地产贷款不良率上升。综上，CQ 地区银行体系的房地产贷款不良率在利率上升和平均房价增速下降的各种压力下，无论是均值还是在险价值 VaR 均保持在极小幅度内变动。同时也表明，在 CQ 地区银行体系中，房地产贷款能够承担较大房价增速变动和利率变动的宏观压力。

综上，可以得出以下结论：CQ 地区银行体系对宏观信用风险的抗压能力和对宏观经济冲击的缓释能力较强，总体运行较为稳健。

五、结论与建议

本文利用实证分析得出了以下两个结论：TVP-SV-VAR 模型可以应用在信用风险的宏观压力测试领域；综合分析结果，说明经济增速的变动和利率的变动对于 CQ 地区信用风险的影响有限。CQ 地区银行体系整体运行稳健，对宏观经济波动具有极好的抗压能力。信用风险水平较低，银行体系对宏观信用风险的抗压能力极强。

本文根据实证结果,提出以下建议:

一是监管机构应继续保持对宏观经济指标和国家经济政策动向的密切关注,及时分析宏观经济冲击给商业银行带来信用风险的发生和传导机制,不断完善预警措施,督促问题银行查缺补漏,维持银行体系的稳健运行。二是完善信用体系建设,重视并继续落实对大数据的充分运用,完善信用风险压力测试方法。应继续加快建立公民、法人和其他组织统一的社会信用代码制度。在加大对中小企业信贷政策倾斜程度的同时,重点完善对中小企业的信用评价体系。这样既可以避免信贷投向过于集中在大中型企业,促进中小企业的发展,也可以避免信用风险过度集中。汇总整合和关联分析有关数据,构建大数据监管模型,提升风险预判和科学决策能力。三是严密关注房地产行情。当市场出现投机倾向时,坚决执行对应的限购政策,充分利用提高二套房首付比例、征收房产税等手段,抑制房价过快上涨。四是合理控制金融杠杆比例。对于不应当使用场外配资而使用的行为,应坚决予以制止,保持高压态势,打击过度投机行为。应根据宏观压力测试的结果,适时调整银行的放贷目标。五是继续合理配置资产结构。在行业上适度分散,不集中于某一行业;在地域上适度分散,不集中于特定地域。授信对象要适度分散,不能集中于大型企业或部分国有企业。要保持风险分散均匀,不过度集中,防止风险交叉传导。

参考文献

1. 陈强, 高级计量经济学及 Stata 应用, 高等教育出版社, 2010。
2. 邓创和席旭文, 中美货币政策外溢效应的时变特征研究, 国际金融研究, 2013 年第 9 期, 10-20。
3. 刘学伟, 商业银行信用风险压力测试的应用研究, 哈尔滨工程大学博士学位论文, 2011 年。
4. 孟来亮和任桂花, 山西省银行体系信用风险压力测试评估, 山西经济管理干部学院学报, 2010 年第 18 期, 38-40。
5. 谭晓红和樊纲治, 我国商业银行宏观压力测试研究——基于四类银行的 SUR 模型, 投资研究, 2011 年第 12 期, 5-18。
6. 杨冬, 人民币实际汇率、短期国际资本与股价互动, 西北师范大学硕士学位论文, 2015 年。
7. 尹晓民、黄欢和刘佳等, 我国短期资本流动、汇率与股价动态研究, 金融与经济, 2015 年第 7 期, 4-9。
8. 中国人民银行金融稳定分析小组, 中国金融稳定报告(2016), 中国金融出版社, 2016 年。
9. 张强, 我国商业银行信用风险压力测试实证研究, 西南财经大学硕士学位论文, 2011 年。
10. 张森源, 成都市商业银行的房地产贷款压力测试, 西南财经大学硕士学位论文, 2011 年。
11. 周源, 宏观经济数据影响下的信用风险压力测试研究, 金融纵横, 2010 年第 6 期, 11-14。
12. 张成思, 金融计量学, 中国人民大学出版社, 2012 年。
13. Canova, F., and T. Ito, The Time-series Properties of the Risk Premium in the Yen/Dollar Exchange Market, Journal of Applied Econometrics, 1991, Vol. 6, 125-142.

14. Nakajima, J., Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications, Jouchi Nakajima, 2011, Vol.29, 107-142.
15. Negro, M., and G. Primiceri, Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy, Review of Economic Studies, 2005, Vol.72, 821-852.
16. Sorge, M., and K. Virolainen, A Comparative Analysis of Macro Stress-testing Methodologies with Application to Finland, Journal of Financial Stability, 2006, Vol.2, 113-151.
17. Segoviano, B., and P. Padilla, Portfolio Credit Risk and Macroeconomic Shocks: Applications to Stress Testing Under Data-Restricted Environments, Social Science Electronic Publishing, 2007, Vol.6, 283.
18. Uhlig, H., What are the Affects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure, Journal of Monetary Economics, 2005, Vol. 52, 381-419.
19. Vlieghe, G., Indicators of Fragility in the UK Corporate Sector, Ssrn Electronic Journal, 2001, Vol.1, 87.

Abstract: Stress test is a risk management tool to evaluate the ability of financial institutions to operate in downturn or severe scenarios, which is very important for portfolio management and the stability of the financial system. This paper proposes a TVP-SV-VAR model to estimate the overall credit risk of the banking system in Chongqing and its mortgage assets. It incorporates dynamic interactions between macro-economy and credit risk, and tests how the banking system behaves in different scenarios. The results show that the non-performing loan rate in Chongqing is relatively stable in the circumstance of slow economic development and high interest rates. Bad loans are found not sensitive to the increase of asset weighted interest rates. The banking system in Chongqing has strong capacity in mitigating the influences of risks and economic downturns. This paper provides insights into the stability of banking system which is applicable to other cities in China.

Key Words: Credit Risk; TVP-SV-VAR Model; Stress Test; Time-varying Parameter; Macroeconomic Shocks

(责任编辑: 刘子平)