

信贷供给不足还是需求萎缩： 量价组合的信号作用*

伍 戈 谢洁玉

〔摘要〕区分信贷供给和需求的动态变化是宏观经济分析的重要方面，也是科学制定货币政策的前提条件。但我们直接观测到的银行信贷数据是信贷市场供需均衡的最终结果，往往不能单独反映信贷供给或需求的及时动态。对此，我们创新性地根据贷款利率、贷款数量的量价组合变化规律，采用符号约束 VAR 模型，试图具体识别信贷供给和需求冲击，并在此基础上运用历史分解方法区分我国各时期信贷供给和需求的动态变化。实证结果表明，我国信贷需求总体上具有顺周期性，而信贷供给具有逆周期性。结合其他现实宏观证据，上述方法对信贷供给与需求变化的区分是基本可靠的。我们建议，在货币政策的调控过程中，应加强对上述量价变化的组合分析，挖掘其信号显示作用及其更深层的经济内涵，从而为前瞻性的科学决策提供技术支持。

关键词：信贷供给 信贷需求 货币政策

JEL 分类号：E52 G21 O23

一、引 言

一般地，我们所观测到的银行信贷数据往往是信贷市场供需均衡的最终结果，并不能单独反映信贷供给或需求的状况。例如，贷款利率的上行既可能来源于实体经济部门的信贷需求提高，也可能来源于银行信贷供给的收紧(Bernanke and Gertler, 1995; Oliner and Rudebusch, 1996)。因此，我们似乎难以通过直接观察既有数据来判断银行信贷变化主要来源于供给方还是需求方的力量。目前已有的判断信贷需求、供给走势的方法主要是银行家问卷调查，即询问信贷员对当前信贷供需的切身体会，但这将受限于信贷员的主观判断而产生选择性偏差，并且数据收集成本较高不易获得(Kashyap and Stein, 2000)。

区分信贷供给和需求具有重要的政策含义。一是可为未来经济增长走势提供预判。例如，信贷需求增长而推高贷款利率意味着近期经济增长走势较为强劲；相反，信贷供给下降而推高贷款利率则表明中央银行或商业银行信贷政策收紧，可能引致经济增长放缓。二是可为科学制定宏观经济决策提供及时参考。精确了解到信贷供需的扩张或收缩动力来源，能为信贷市场的政策调控提供方向性指引。例如，若量价组合的信号显示信贷市场出现需求疲弱而供给偏紧的势头，那么出台稳定信贷需求和放松信贷供给的政策可能是适宜的调控方向。

本文试图创新性地区分我国各时期信贷市场上的供给和需求状况。首先，我们提出了一个识别信贷供给冲击、需求冲击的简单框架。如上文所言，在信贷市场上，信贷需求扩张往往会引起贷款利率、数量同时上升；而信贷供给扩张则会引起贷款利率下降、数量上升，根据此种量价组合的基本规律我们可以大致识别信贷供给和需求冲击。然后，我们运用符号约束 VAR 模型(Sign Re-

* 伍戈，中国人民银行货币政策二司，研究员，经济学博士；谢洁玉，上海新金融研究院，经济学博士。本文为中国金融四十人论坛课题《货币数量、利率调控与政策转型》的阶段性成果。文中观点仅代表笔者个人，不必然代表供职单位意见。

striction VAR),分析我国各时期的信贷供给与需求状况。通过对贷款利率、贷款数量的脉冲响应函数施加符号约束,我们筛选出了信贷供给、需求冲击,并运用历史分解(Historical Decomposition)方法得出我国各期信贷供给和需求状况。最后,我们结合宏观经济周期、货币政策立场的现实证据综合验证上述模型并提出政策建议。下文结构如下:第二部分是文献综述;第三部分介绍了识别信贷供需的基本思路和方法;第四部分进行模型构建以及实证分析;第五部分结合中国的宏观经济周期验证了上述模型的现实准确性;第六部分是总结与启示。

二、文献综述

正如 Bernanke and Gertler(1995)、Peek et al.(2003)指出的,直接识别信贷供给和需求冲击是件困难而极具政策意义的工作,已有文献多从以下两方面加以研究。一是采用银行微观数据,直接通过微观指标衡量信贷供需状况。Ciccarelli et al.(2010)使用了不公开的欧元区银行信贷调查以及美国高级信贷员调查数据库。该数据库中包含各季度商业银行向央行汇报的信贷标准以及银行收到的信贷申请,可以分别衡量银行信贷供给与需求。二是采用宏观经济数据,但通过改进 VAR 模型以识别信贷供需冲击(Helbling et al.,2011;Busch et al.,2010)。De Nicolo and Lucchetta(2010)识别了 G7 国家信贷供需冲击及其对信贷市场、实体经济和股市的影响。Hristov et al.(2012)分离出了欧元区各国的信贷供给冲击,发现金融危机期间的经济衰退很大程度上由负向信贷供给冲击引起,但该影响效应在欧元区各国间有较大差异。

目前关于我国信贷供需冲击的文献较少。孙焱林和闫彬彬(2013)基于符号约束 VAR 模型分析了我国信贷供给冲击、货币政策冲击、总供给冲击和总需求冲击对实体经济的影响,发现信贷供给冲击显著影响我国经济波动。同样地,马泽昊等(2013)也采用符号约束 VAR 模型区分了信贷供需冲击、货币政策冲击对我国宏观经济的影响,发现贷款供给冲击对实际 GDP 波动方差的解释力度为 15%。Tang and Wei(2015)运用符号约束 VAR 模型,较为全面地分析我国信贷市场供需冲击。他们研究了 2006~2014 年贷款利率变化、社会融资规模变化背后的信贷供给与需求因素,分析了几个重要政策时期我国信贷供给和信贷需求状况。

然而,上述关于我国信贷市场的研究存在以下不足:一是对符号约束模型的论证过程较为模糊。尽管部分文章使用了符号约束 VAR 模型,但对模型原理、构建和分析过程没有展开详细论述。二是在实证检验时往往将社会融资规模与贷款数量混为一谈使用。但事实上因为社会融资规模不仅包含信贷规模,还包括直接融资等其他融资方式,无法与贷款利率直接对应进行量价组合分析,不能准确反映信贷市场量价变化。三是没有将模型与各时期我国信贷市场供给和需求的真实状况分析相结合,致使可信度不高,难以为政策制定提供准确依据。因此,本文试图弥补上述研究的不足。

三、识别信贷供给与需求的基本思路

根据信贷供需变化对贷款量价的影响方向,我们提出了一个识别信贷供给冲击、需求冲击的简单思路。图 1 显示了信贷供给和需求冲击对贷款量价的影响。具体地,在初始状态时,信贷供需曲线共同决定了均衡的贷款利率和数量。然而,如果出现一个正向需求冲击(左图),例如加大基建投资,信贷需求扩张会使信贷需求曲线右移,在供给不变的情况下,需求曲线右移会造成贷款利率和贷款数量的上升。如果出现一个正向供给冲击(右图),例如银行放宽信贷条件,信贷供给扩张会使信贷供给曲线右移,在需求不变的情况下,贷款利率下降和贷款数量上升。由此可见,来自于信

贷需求端的冲击会造成贷款利率和数量同向变化(同升同降),而来自于信贷供给端的冲击则会造成贷款利率和数量反向变化(一升一降)。

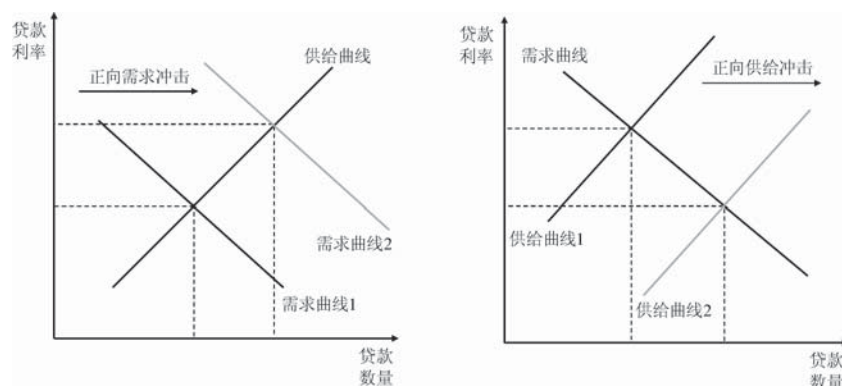


图 1 信贷供给与需求扩张对贷款量价的不同影响

信贷市场量价的均衡变动是信贷供给、需求作用的结合。换言之,通过观察信贷市场量价的组合变化规律,我们可以反推出信贷市场上的冲击来源(供给方还是需求方)。表 1 在图 1 基础上总结了贷款利率和数量对信贷供给、需求冲击的反馈方向。具体地,如果我们观察到某个冲击使得贷款利率与数量同方向变化,即同时上升或同时下降,则可以判断该冲击是以信贷需求冲击为主;如果某个冲击使得贷款利率与数量呈反方向变化,即一个上升、一个下降,则可以判断该冲击可能是以信贷供给冲击为主^①。

根据上述信贷市场量价组合的变化规律,我们可以运用更细致的计量方法识别出信贷供给与需求冲击。具体地,受信贷需求正向冲击后,贷款利率和数量会上升,这等同于对贷款利率和数量的脉冲响应函数施加了正向约束,即贷款利率和数量的脉冲响应不小于零。同理,受信贷供给正向冲击后,贷款利率会下降、数量会上升,这等同于对贷款利率的脉冲响应函数施加了负向约束,而对贷款数量的脉冲响应函数施加了正向约束,即贷款利率的脉冲响应不大于零且贷款数量的脉冲响应不小于零。因此,只要能够筛选出满足方向性约束的脉冲响应函数,就可以识别出产生该脉冲响应函数的原始冲击是信贷需求还是供给冲击。

在此情况下,符号约束 VAR 模型为筛选满足方向性约束的冲击提供了有力的工具。该模型的最初提出是为了修正传统 VAR 模型所产生的“价格之谜”^②,其主要思想是基于经济理论对冲击的脉冲响应函数施加方向性约束(Faust, 1998; Uhlig, 1998)。早期符号约束 VAR 模型较多地用于货币政策分析(Faust, 1998; Gambetti, 1999; Canova and Pina, 1999; Canova and de Nicolo, 2002)。Uhlig (2005)是运用符号约束 VAR 模型的经典文献,他检验了货币政策对产出的影响。为避免“价格之谜”、“利率之谜”等,该文就货币政策对物价、准备金以及联邦利率的影响施加了符号约束,而未就

表 1 信贷供需冲击对贷款量价组合的影响方向

	信贷需求冲击	信贷供给冲击
贷款利率	+	-
贷款数量	+	+

注:为研究简便,表 1 中假定信贷需求冲击、信贷供给冲击均为正向冲击。“+”表示受正向冲击后,贷款利率/贷款数量会上升;“-”表示受正向冲击后,贷款利率/贷款数量会下降。

① 即使多个冲击同时发生,但只要观察到贷款量价同向变化,则必然有信贷需求冲击在起主要作用;同理,若观察到贷款量价呈反向变化,则必然是信贷供给冲击起主要作用。

② “价格之谜”是指实证研究中发现扩张性货币政策会引起价格下降的现象,这与人们的常识或经济理论不符(Eichenbaum, 1992)。

货币政策对产出的影响施加约束,使得检验结论相较于 VAR 模型更具可信性。除此之外,符号约束 VAR 模型还用于研究小型经济体的总供给和总需求冲击 (Fackler and McMillin, 1998), 以及区分原油市场、信贷市场等某一市场的供需冲击 (Baumeister and Peersman, 2009; Fry and Pagan, 2011; Rapaport, 2013)。

四、实证分析

(一)模型构建

在符号约束 VAR 模型的框架下,参照 Uhlig(2005)的研究思路,我们将分步阐述运用符号约束 VAR 模型,从而来识别信贷供给、需求冲击的过程。在一个简化的 VAR 模型框架下,我们引入需要分析的问题。

$$y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, $y_t = [\Delta \log(IP)_t, \Delta \log(Loan)_t, \Delta Lending\ rate_t]'$, 由工业增加值对数的差分、新增人民币贷款对数的差分、加权平均贷款利率的差分构成; y_{t-p} 为 y_t 的 p 期滞后项; B_p 为系数矩阵; ε_t 为扰动项。

首先,鉴于(1)式中 ε_t 内部各扰动项彼此相关,我们无法识别同期不同类型的冲击,因此需要将其转换为结构化扰动项的形式,由此获得彼此不相关的冲击。遵循 Uhlig(2005)的先验和后验分布,我们计算得到(1)式中 $B = (B_1, \dots, B_p)$ 和 $\Sigma = Var(\varepsilon_t)$ 的后验分布^①, 从中抽取出一组 B^* 和 Σ^* , 并对 Σ^* 做 Cholesky 分解: $\Sigma^* = R^* R^{*'}'$ 。为了能够获得彼此不相关的冲击,需要将 ε_t 转换成独立同分布扰动项 $v_t (v_t \sim i.i.d.N(0, I))$ 的组合,即寻找满足 $\varepsilon_t = R v_t$ 条件的转换矩阵 R 。为此我们任意产生一个正态随机数矩阵 M 并生成正交矩阵 $Q = M(M'M)^{-\frac{1}{2}}$, 显然 Q 满足 $Q'Q = I$, 进而将 R^* 与 Q 相乘得到 R 。简单检验可知,如此生成的转换矩阵 R 满足 $Var(Rv_t) = Var(R^*Qv_t) = \Sigma^*$ 且具备随机数矩阵的成分,从而实现了 ε_t 的结构化转换。

其次,生成脉冲响应函数并判断其是否满足符号约束条件。为生成脉冲响应函数,我们需要将(1)式写成结构化冲击的 VMA 形式,如(2)式所示^②:

$$y_t = Rv_t + D_1 Rv_{t-1} + D_2 Rv_{t-2} + \dots \quad (2)$$

其中, D_i 是系数矩阵的一部分, v_t 是彼此不相关的结构化冲击组成的向量。若 v_t 中某个冲击能够造成贷款利率、贷款数量的脉冲响应在一定期限内不小于零,则说明该冲击为信贷需求冲击;另一个冲击在一定期限内使贷款利率的脉冲响应不大于零且贷款数量的脉冲响应不小于零,则说明该冲击为信贷供给冲击。如果抽取的 B^* 、 Σ^* 和 M 能够产生一定期限内满足符号约束的脉冲响应函数,我们则保留此次抽样,否则将重新抽取 B^* 、 Σ^* 和 M 。^③

最后,我们综合经筛选而保留下来的脉冲响应函数,采用历史分解方法区分各时期信贷供给、需求冲击对贷款利率变化的贡献。历史分解方法由 Burbidge and Harrison(1985)提出,其目的是分解出各个结构性冲击对可观测变量的贡献。将 $t+j$ 期的变量分解为:

$$y_{t+j} = \sum_{s=0}^{j-1} \varphi_s v_{t+j-s} + \sum_{s=j}^{\infty} \varphi_s v_{t+j-s} \quad (3)$$

(3)式中第一项表示冲击 $v_{t+1}, v_{t+2}, \dots, v_{t+j}$ 对 y_{t+j} 的贡献,第二项表示 v_t 及其之前的冲击对 y_{t+j} 的贡

① 由于采用传统 OLS 方法估计(1)式中的参数会损失很多自由度,在样本数有限的情况下并不适用,因此我们采用贝叶斯估计方法。后验分布的参数设置详见 Uhlig(2005)中的附录 B, p409-410。

② (1)式转换为(2)的过程详见本文附录。

③ 实际抽样过程中,我们是在给定一组 B^* 和 Σ^* 条件下,随机生成若干个 M , 筛选出符号条件的 M 将其保留;然后再抽取一组 B^* 和 Σ^* , 再随机生成若干 M ; 并不断重复该过程。

献。我们将筛选出的结构化信贷供给冲击和需求冲击代入(3)式^①，从而得到信贷供给、需求冲击对 y_t 的贡献，由此观察到贷款利率变化背后信贷供需的作用。

(二) 数据处理

我们选取了 2007 年 1 月至 2015 年 6 月的工业增加值、新增人民币贷款和贷款利率的月度数据。新增人民币贷款数据可以直接获取，而贷款利率和工业增加值数据需进一步处理。

首先，由于自 2009 年第一季度起才有官方发布的加权平均贷款利率数据，为弥补数据空缺，我们综合贷款基准利率、上下浮动倍数以及金融机构执行贷款利率的占比等数据，计算了加权平均贷款利率。图 2 比较了官方发布与笔者计算的加权平均贷款利率，两者趋势一致、差距很小。

其次，现有工业增加值数据仅有工业增加值年度数据以及工业增加值同比增速月度数据。为获得尽可能准确的工业增加值月度数据，我们以 1994 年末工业增加值为基底，结合 1995 年以来工业增加值同比月度增速，综合计算得出工业增加值月度数据^②。为消除季节性因素影响，所有月度数据均使用 X12 方法进行季节调整。

最后，我们还需要对模型进行一些参数设定。一是综合 AIC 和 BIC 信息准则结果，我们将(1)式中的滞后期选为 3 个月($p=3$)。二是符号约束期限也设定为

3 个月，即某次抽样产生的脉冲响应函数需要在 3 个月内满足符号约束条件才会保留此次抽样。三是与符号约束 VAR 模型的滞后期保持一致，根据(3)式中第一个分项式，在历史分解中我们亦选择 3 个月累计冲击(信贷供给、需求冲击)来表示各月信贷供给、需求冲击对贷款利率变化的贡献($j=3$)。

(三) 实证结果

根据上述符号约束 VAR 模型的分析，我们可以区分出各时期我国的信贷供给与需求状况。图 3 展示了 2007 年 4 月~2015 年 6 月我国信贷供需状况^③，两种颜色柱状图分别表示信贷供给、需求冲击的作用，即贷款利率变化多少是由信贷需求引起、多少是由信贷供给引起，从中也可以看出信贷需求(或供给)扩张(或收缩)的相对强度。

从上述模型的整体解释力来看，信贷供需冲击基本可以解释贷款利率的变动情况。图 4 描绘了信贷供需冲击对贷款利率变化的解释力。其中，实线表示贷款利率的实际变化，虚线表示模型中信贷供需冲击对贷款利率变化的作用之和，两者几乎保持相同走势，相关系数达到 0.83。这说明信贷供需冲击能够很大程度上解释贷款利率的实际变化。另外，越往后期两者拟合效果越好。这可能是因为，在贷款利率市场化过程中，利率越来越多地由市场力量决定，从而信贷供需冲击能够更好地解释贷款利率的变化^④。



图 2 加权平均贷款利率的变化

数据来源：CEIC 数据库以及笔者计算。

① 我们代入(6)中的 v_t 是由(1)式 VAR 模型中的 ε_t 转换得之。

② 2007 年起部分年份 1 月、2 月的工业增加值同比增速数据缺失，我们以附近月份 5 月移动平均值替代。

③ 因为此处历史分解中我们选择了 3 个月累计冲击，所以 2007 年前三个月累计冲击缺失。

④ 由于我国的贷款利率易受到上下限、存贷比、贷款规模等管制性因素影响，因此可能导致模型中由供需冲击引起的贷款利率变化与贷款利率的实际变化有所出入。

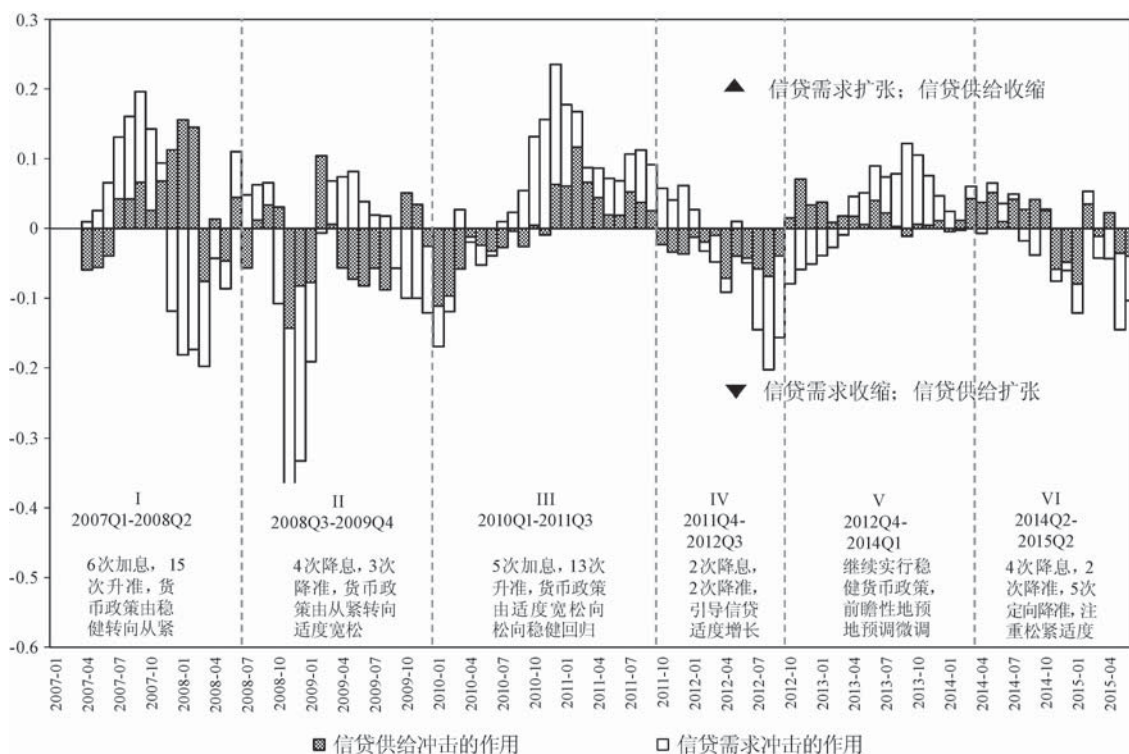


图3 信贷供需状况分析

注：信贷需求冲击的作用在零轴以上，表示信贷需求扩张，并且越往上表示信贷需求越旺盛；信贷需求冲击的作用在零轴以下，表示信贷需求收缩，并且越往下表示信贷需求越疲弱。相反地，信贷供给冲击的作用在零轴以上，则表示信贷供给收缩，越往上表示信贷供给越紧缩；信贷供给冲击的作用在零轴以下，则表示信贷供给扩张，越往下表示信贷供给越宽松。

五、对模型的现实验证

(一) 基于信贷需求、供给现实的证据

从既有数据中我们难以直接观察到信贷供需状况，但下面我们仍将尽可能地寻找与之相关的现实指标与证据，以分别验证上述模型所得到的我国信贷供需结论的可信度。

1. 信贷需求面的考察

为了验证信贷需求状况，我们选取其他与信贷需求相关的指标进行比较验证。因为我们观察到的大多数经济指标都是供需均衡的结果，所以无法直接衡量信贷需求的大小^①。现有衡量信贷需求状况的指标很少，唯一比较直观、可能的备选指标是人民银行开展的银行家季度问卷调查中的相关指标。图5展示了该银行家季度调查中的贷款需求指数以及本文模型得到的信贷需求冲击对利率变化的贡献程度。可以看出，整体上两者走势较为接近，尤其是2011年以后。

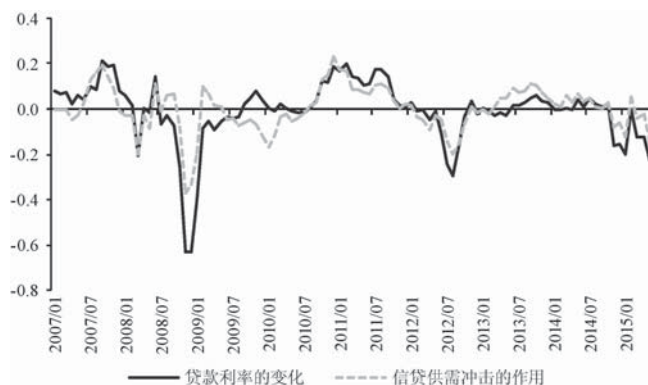


图4 信贷供需冲击对贷款利率变化的解释力

^① 例如，当固定资产投资增速较快时，信贷需求较为旺盛，但我们当然不能简单地使用固定资产投资增速来替代信贷需求，因为固定资产投资增速已由信贷供需共同决定。

进一步地,我们将尽可能选择与信贷需求接近的指标进行验证。图7显示了PMI新订单指数以及我们模型得到的信贷需求冲击对利率变化的贡献程度。其中,PMI新订单指数代表企业获得新订单的多少,可以反映企业生产经营所需的贷款。从图6中可以看出,PMI新订单指数与模型得到的信贷需求状况在走势上较为一致,尤其是2010年以后,但在变化幅度上仍有一定差异。上述需求面的证据表明,模型中分离出的信贷需求因素与现实宏观经济状况是基本相符的。

2. 信贷供给面的考察

接下来,我们将验证上述模型得到的信贷供给状况的现实可靠性。图6展示了银行家季度调查中的贷款审批指数以及我们模型得出的信贷供给冲击对利率变化的贡献程度。可以看出,尽管两者存在一定的差异,但大体走势仍基本一致。值得注意的是,自2012年以来贷款审批指数变化很小,而我们的模型得出的信贷供给状况变动较大,这可能与贷款审批指数样本的可信度有关^③。

由于信贷供给类指标比信贷需求类指标更稀缺,因此我们将尽可能寻觅能够衡量信贷供给的指标,从而来验证模型得到的信贷供给状况的可信度。图8显示了存款准备金率的变化率与模型得到的信贷供给状况。此处存款准备金率是法定存款准备金率与超额存款准备金率之和。我们认为,一方面,站在银行资产端的角度,银行缴纳的存款准备金越多,那么配置的信贷资产将越少;另一方面,站在银行负债端的角度,根据存款创造的原理,当存款准备金率上升时,货币供应量将减少,贷款也会相应减少。因此,无论是银行必须缴纳的法定存款准备金,还是出于资产配置考虑而自愿缴纳的超额存款准备金,其增加将会降低银行的信贷供给。据此,我们采用存款准备金率的变化率来近似地表示信贷供给的变化,并将其与模型分解得到的信贷供给因素对照。可以看出,存款准备金率变化率与模型分解的信贷供给因素走势较为一致,特别是在信贷供给扩张或收缩的方向上。

① 信贷需求状况是模型得到的信贷需求冲击对利率的作用,取3个月移动平均值。零轴以上表示信贷需求扩张,零轴以下表示信贷需求收缩。

② 信贷需求状况是模型得到的信贷需求冲击对利率的作用。零轴以上表示信贷需求扩张,零轴以下表示信贷需求收缩。

③ Tang and Wei(2015)指出贷款审批指数对贷款审批态度的反映准确度不高,理由如下:一是银行信贷员在回答问卷时,认为减少贷款审批是由于申请者信用风险上升,而非他们主动收紧信贷;二是银行在填写问卷时有所顾虑,不愿意在政府呼吁改善融资环境时表现出贷款审批的收紧。

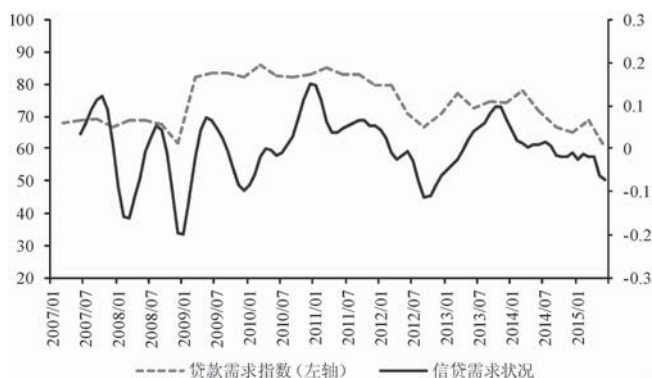


图5 贷款需求指数与信贷需求状况^①

数据来源:wind数据库。



图6 PMI新订单指数与信贷需求状况^②

数据来源:wind数据库。

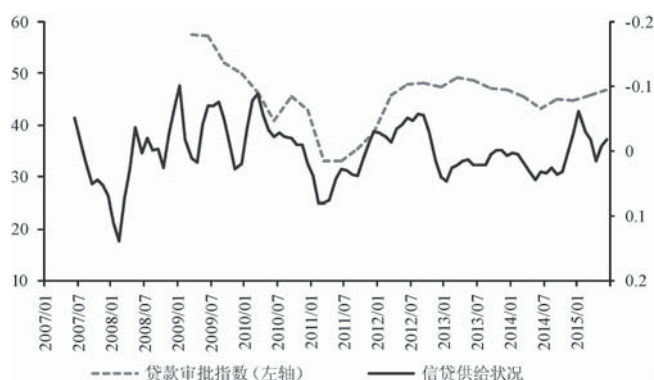
(二)基于宏观经济周期的综合证据

结合我国宏观经济周期、不同时期的货币政策立场^③,我们可以综合验证模型所得的我国信贷供需状况的可信度。根据我国宏观经济冷热、货币政策立场的转变情况,我们将2007年至2015年大致划分为六个阶段。

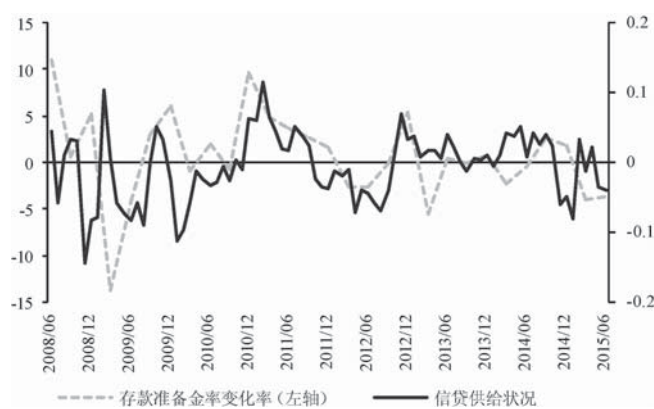
第I阶段:2007年初至2008年第二季度。从需求面来看,图3的实证结果显示,信贷需求自2007年初开始持续扩张,至年末转为收缩。同期,现实中我国宏观经济快速增长乃至出现过热苗头。因此,模型发现的信贷需求扩张与当时宏观经济过热事实保持一致。从供给面来看,我们的模型表明,2007年早期信贷供给较为宽松,但从下半年至2008年上半年信贷供给收缩^④。同期,现实中我国货币政策逐步由“稳健”转为“从紧”^⑤。因此,不难理解此期间信贷供给收缩可能就是当时货币政策收紧的结果。

第II阶段:2008年第三季度至2009年年底。从需求面来看,上述模型显示,现实信贷需求总体收缩。同期,受全球金融危机影响,我国现实经济增速下滑。模型发现的信贷需求状况与当时我国经济增速下降事实保持一致。从供给面来看,模型显示,此时信贷供给保持扩张态势。同期,现实中货币政策由“从紧”转向“适度宽松”^⑥。可见,我们模型证明的信贷供给扩张也与当时货币政策立场转向“适度宽松”的现实情况相符。

第III阶段:2010年年初~2011年第三季度。从需求面来看,上文实证结果显示,这段时期信贷需求逐渐由收缩转为扩张。现实中,在实施一揽子应对国际金融危机的经济刺激计划后,我国整

图7 贷款审批指数与信贷供给状况^①

数据来源:wind数据库。

图8 存款准备金率变化率与信贷供给状况^②

数据来源:wind数据库。

① 贷款审批指数的数值越大表示信贷供给越宽松。信贷供给状况是模型得到的信贷供给冲击对利率的作用,此处取3个月移动平均值。信贷供给状况曲线在零轴以上表示信贷供给扩张,零轴以下表示信贷供给收缩(右轴为逆序排列)。

② 存款准备金率变化率曲线、信贷供给状况曲线在零轴以上表示信贷供给收缩,零轴以下表示信贷供给扩张。

③ 本文描述的“货币政策立场”主要体现为历次《货币政策执行报告》中对货币政策的表述(例如“稳健”、“宽松”等)以及调整存款准备金率、基准利率等重大措施。当然除此之外,央行会通过公开市场操作以及常备借贷便利等多种工具调节银行体系流动性,引导市场利率运行在合理区间,改进合意贷款管理等。为简化起见,我们仅选取了调整存款准备金率、存贷款基准利率等重要举措来显示“货币政策立场”变化情况并借此划分各个重要时期。

④ 从信贷供求因素来看,2008年第二季度当信贷需求收缩时,信贷供给已经开始有所扩张。

⑤ 为遏制宏观经济过热苗头,2007年3月至12月央行6次提高存贷款基准利率,2007年1月至2008年6月共15次提高法定存款准备金率。资料来源:2007年第四季度《中国货币政策执行报告》。

⑥ 针对经济增速下降、通缩预期加强的宏观经济形势,央行于2008年9月至12月共4次下调存贷款基准利率,2008年10月至12月3次下调法定存款准备金率,资料来源:2008年第三季度《中国货币政策执行报告》。

体经济形势回升向好。模型发现的信贷需求变化符合同期现实经济形势。从供给面来看,模型表明,2010年上半年信贷供给仍然较为宽松,但宽松程度逐渐减弱,直至2010年末信贷供给明显收缩。与之相对,自2010年起现实的货币政策趋紧,并于2011年一季度起由“适度宽松”转为“稳健”^①。显然,模型证明的信贷供给收缩符合趋紧的货币政策现实。

第IV阶段:2011年第四季度~2012年第四季度。从需求面来看,我们的模型显示,信贷需求在此期间由扩张转为收缩,2012年信贷需求一直很疲弱。事实上,2011年下半年欧洲主权债务危机蔓延,国内实体经济增速放缓,价格涨幅逐步回落。因此,模型发现的信贷需求水平没有偏离同时期宏观经济形势。从供给面来看,模型表明这段时期信贷供给一直适度扩张。在稳健货币政策立场下,同期货币政策实际上偏向宽松^②。因此,我们模型证明的信贷供给扩张与现实中货币政策趋于宽松一致。

第V阶段:2012年第四季度~2014年第一季度。从需求面来看,我们的实证结果表明本期信贷需求由收缩转为扩张。事实上2012年末我国经济实际上缓中趋稳后,经济发展呈现良好态势。因此,模型结论与实际经济运行协调一致。从供给面来看,实证结果显示,本期信贷供给呈现收缩态势。同期,事实上央行继续实施稳健的货币政策^③。尽管现实中货币政策立场没有变化,但模型却证明信贷供给收缩,这种差别的原因可能是监管层抑制影子银行活动所造成的(Tang and Wei, 2015)。

第VI阶段:2014年第二季度~2015年第二季度。从需求面来看,实证结果显示,本期我国信贷需求由扩张转为收缩。这一时期,我国现实经济确实存在下行压力。因此,模型发现的信贷需求收缩符合现实宏观经济阶段性特征。从供给面来看,模型显示,这段时期信贷供给由收缩转为宽松。现实中,央行实施稳健的货币政策,在保持定力的同时主动作为,数次“定向降准”、降息、降准^④。因此,模型证明的信贷供给宽松符合“主动作为”的货币政策现实。

表2总结了上述模型及现实所证明的各时期我国信贷供需的基本特点。一是信贷需求具有顺周期性,而信贷供给具有逆周期性。当国内经济增速较快时,信贷需求较旺盛,而信贷供给倾向于收缩;反之,当信贷需求疲弱时,信贷供给通常会放松。二是信贷供给状况通常与货币政策立场保持一致。绝大部分时期信贷供给状况与货币政策保持一致,即当货币政策较为宽松时,信贷供给也较宽松,反之则反是。

表2 经实证模型和宏观经济周期综合验证的
信贷供需状况

阶段	时期	信贷需求	信贷供给
I	2007Q1~2008Q2	扩张	收缩
II	2008Q3~2009Q4	收缩	扩张
III	2010Q1~2011Q3	扩张	收缩
IV	2011Q4~2012Q3	收缩	扩张
V	2012Q4~2014Q1	扩张	收缩
VI	2014Q2~2015Q2	收缩	扩张

① 为对冲过于充裕的流动性,应对通货膨胀上升的压力,自2010年1月起央行开始提高存款准备金率,10月起启动加息日程。2010年1月至2011年11月,央行13次上调存款准备金率;2010年10月至2011年7月,央行5次上调存款基准利率。资料来源:2011年第一季度《中国货币政策执行报告》。

② 为防范经济“硬着陆”风险,央行于2012年2月和5月下调存款准备金率,2012年6月和7月下调存款基准利率,并引导货币信贷适度增长。资料来源:2012年第一季度《中国货币政策执行报告》。

③ 资料来源:2013年第一季度《中国货币政策执行报告》。

④ 为推动社会融资成本下行,2014年4月和6月央行两次实施“定向降准”,随后2014年11月央行下调了存款基准利率,并于2015年3月、5月和6月继续下调存款基准利率,2015年2月和4月下调法定存款准备金率,2015年2月、4月和6月“定向降准”。资料来源:2014年第三季度《中国货币政策执行报告》。

六、结论与启示

本文创新性地区分了我国的信贷供给和需求。信贷需求扩张会引起贷款利率、数量同时上升；而信贷供给扩张会引起贷款利率下降、数量上升。根据这种量价组合的规律变化，我们采用符号约束 VAR 模型，通过筛选符合方向性约束的脉冲响应函数，识别了信贷供给和需求冲击。在此基础上，我们运用历史分解方法分别得到我国各时期信贷供给与需求冲击对贷款利率变化的贡献程度，由此可观察到信贷供需扩张或收缩的相对强度。进一步地，为了验证模型所得的信贷供需状况，我们还分别寻找了与信贷供需相关的现实指标与之对照，并结合我国宏观经济形势、货币政策立场的变化情况综合验证。从历史信贷供需状况来看，总体上信贷需求具有顺周期性，而信贷供给具有逆周期性，并与我国宏观经济形势、货币政策立场大体保持一致。

需要指出的是，本文还存在一些局限性，即模型的适用条件。一是我们的模型是建立在贷款利率、数量由信贷市场供需自由决定的基础上，但我国的信贷市场确实存在着价格扭曲（何东和王红林，2011）。随着未来利率市场化、货币政策调控由数量型向价格型转换，我们认为，该模型今后的解释能力会更好。事实上，我们的实证结果亦显示，越往后期，模型解释力越佳。二是我们仅研究了信贷市场局部均衡且未涉及信贷市场内部结构化因素。实践中，决策者在参考信贷供给或需求趋势信号作用的同时，还应结合宏观经济冷热、货币政策松紧等信息对货币信贷形势综合判断。当然，在一般均衡理论框架下，进一步区分信贷供需状况也将是未来深化研究的方向。

附录

VAR 模型转换为结构化冲击的 VMA 形式

初始 VAR 模型如(a)式所示：

$$y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (\text{a})$$

可以将(a)式改写成：

$$\begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B_1 & B_2 & \dots & B_p \\ I_m & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & & \vdots \\ 0 & \dots & I_m & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ \vdots \\ y_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \quad (\text{b})$$

继而(b)式简写为：

$$Y_t = A Y_{t-1} + u_t \quad (\text{c})$$

此处记 $Y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix}$, $A_t = \begin{bmatrix} B_1 & B_2 & \dots & B_p \\ I_m & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \ddots & & \vdots \\ 0 & \dots & I_m & 0 \end{bmatrix}$, $u_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$ 。可见(a)式是(b)式的第一个子方程。进一步

可将(c)式写成 VMA 形式：

$$Y_t = u_t + A u_{t-1} + A^2 u_{t-2} + \dots \quad (\text{d})$$

因为 $\varepsilon_t = R v_t$ ，所以可将(d)式转换为结构化冲击的 VMA 形式：

$$y_t = R v_t + D_1 R v_{t-1} + D_2 R v_{t-2} + \dots \quad (\text{e})$$

其中， D_k 是矩阵 A^k 左上角 3×3 的子矩阵， R 由 Σ^* 和正态随机数矩阵 M 共同决定。由此实现了初始 VAR 模型向结构冲击的 VMA 模型转变，并据此可生成脉冲响应函数。

参考文献

- 何东、王红林(2011):《利率双轨制与中国货币政策实施》,《金融研究》,第12期。
- 马泽昊、廖慧、刘奕辰(2013):《全球金融危机下的银行贷款供给冲击研究——基于符号限定的SVAR的实证分析》,《金融评论》,第4期。
- 孙焱林、闫彬彬(2013):《中国信贷供给冲击与经济波动》,《学术论坛》,第7期。
- Baumeister, C. and G. Peersman (2009): “Sources of the Volatility Puzzle in the Crude Oil Market”, Mimeo, Ghent University.
- Bernanke, B. and M. Gertler (1995): “Inside the Black Box: the Credit Channel of Monetary Policy Transmission”, *Journal of Economic Perspectives*, 9, 27–48.
- Burbidge, J. and A. Harrison (1985): “A Historical Decomposition of the Great Depression to Determine the Role of Money”, *Journal of Monetary Economics*, 16, 45–54.
- Busch, U., M. Scharnagl and J. Scheithauer (2010): “Loan Supply in Germany during the Financial Crisis”, Discussion Paper Series 1, Economic Studies, Deutsche Bundesbank.
- Canova, F. and G. de Nicolò (2002): “Monetary Disturbances Matter for Business Fluctuation in the G-7”, *Journal of Monetary Economics*, 49, 1131–1159.
- Canova, F. and J. Pina (1999): “Monetary Policy Misspecification in VAR Models”, CEPR Discussion Paper, No. 2333.
- Ciccarelle, M., A. Maddaloni and J. Peydro (2010): “Trusting the Bankers: A New Look at the Credit Channel of Monetary Policy”, Working Paper Series 1228, European Central Bank.
- De Nicolò, G. and M. Lucchetta (2010): “Systemic Risks and the Macro-economy”, IMF Working Papers 10/29.
- Eichenbaum, M. (1992): “Comments on ‘Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy: by Christopher Sims’”, *European Economic Review*, 36, 1001–1011.
- Fackler, J. and W. McMillin (1998): “Historical Decomposition of Aggregate Demand and Supply Shocks in A Small Macro Model”, *Southern Economic Journal*, 64, 648–664.
- Faust, J. (1998): “The Robustness of Identified VAR Conclusions about Money”, Carnegie-Rochester Conference Series in Public Policy, 49, 207–244.
- Fry, R. and A. Pagan (2011): “Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical Review”, *Journal of Economic Literature*, 49, 938–960.
- Gambetti, L. (1999): “The Real Effect of Monetary Policy: A New VAR Identification Procedure”, *Rivista di Politica Economica*, 89, 149–169.
- Helbling, T., R. Huidrom, M. Kose and C. Otrok (2011): “Do Credit Shocks Matter? A Global Perspective”, *European Economic Review*, 55, 340–353.
- Hristov, N., O. Hulsewig and T. Wollmershauser (2012): “Loan Supply Shocks during the Financial Crisis: Evidence for the Euro Area”, *Journal of International Money and Finance*, 31, 569–92.
- Kashyap, A. and J. Stein (2000): “What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?”, *American Economic Review*, 90, 407–428.
- Oliner, S. and G. Rudebusch (1996): “Monetary Policy and Credit Conditions: Evidence from the Composition of External Finance: Comment”, *American Economic Review*, 86, 300–309.
- Peek, J., E. Rosengren and M. Tootell (2003): “Identifying the Macroeconomic Effect of Loan Supply Shocks”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 35, 931–46.
- Rapaport, A. (2013): “Supply and Demand Shocks in the Oil Market and their Predictive Power”, Dissertation, Chicago University.
- Tang, M. and M. Wei (2015): “China Credit Conditions: Supply still Looks Tight”, Goldman Sachs, 《亚洲经济分析报告》, 2015年3月20日。
- Uhlig, H. (1998): “The Robustness of Identified VAR Conclusions about Money. A Comment”, Carnegie-Rochester Series in Public Economics, 49, 245–263.
- Uhlig, H. (2005): “What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from An Agnostic Identification Procedure”, *Journal of Monetary Economics*, 52, 381–419.

(责任编辑:周莉萍)