

“新常态”下中国财政政策与 货币政策选择的新视角

刘金全,解瑶姝,龙 威

(吉林大学 数量经济研究中心,吉林 长春 130021)

摘要:以1996年1月-2015年6月的实际国民生产总值、广义货币供应量、财政支出和居民消费价格指数的同比增长率数据为基础,通过贝叶斯算法下的混频数据向量自回归(MF-VAR)模型,从动态的角度给出了无损信息形式下,财政与货币政策对经济增长促进作用的比较分析,证实了利用混频数据进行建模的计算优势,并基于“三元悖论”、蒙代尔-弗莱明模型和货币主义等理论,得出了在“新常态”历史关键时期,应该摒弃固有的思维模式,以稳健型财政政策代替积极的财政政策,并配合以适度宽松货币政策来调节经济增长,同时要警惕扩张性政策有可能导致的通货膨胀现象等结论与政策建议。

关键词:财政政策;货币政策;经济增长

中图分类号:F015

文献标识码:A

文章编号:1004-972X(2016)03-0014-08

一、引言

自改革开放以来,我国经济一直保持年均10%左右的高速增长态势,即便经历了2008年“次贷危机”的困顿,2010年中国对世界经济增长的贡献率仍达到了20%,对促进全球经济回暖起到了重要作用。但近两年,我国经济运行呈现出了经济增长引擎衰弱、“后危机时期”政策失灵和经济收缩期延长等现象特征,从2012年至今,经济增速持续低于8%,这引起了学术界与政策制定者的高度关注。目前我国经济运行进入了“新常态”阶段,也意味着经济系统中各变量间的依存关系、政府对总产出增速减缓的包容度都呈现出阶段性特点,那么货币和财政政策的调控模式也会随之发生变革。2015年作为“十二五”计划收官之年,正值经济“爬坡过坎”的关口,政府不仅要切实做到经济增速平稳换挡,政策效果有序消化,也要为“十三五”规划夯实基础。李克强总理在2015年政府工作报告中指出:未来一段时期内,经济社会发展的主要预期目标是GDP增长率要保持在7%上下,CPI指数涨幅控制在3%左右。这一量化特征为我国政府在这一期间应该选择

怎样的政策调节经济增长提出了数字化的要求,同时为理解和适应经济数据温和、惯性政策出现扭转的“新常态”阶段提出了量化的预期。在此背景下,如何运用财政和货币政策引导经济回归合理区位就具有重要的理论参考价值和实践指导意义。

二、理论回顾

(一) 凯恩斯主义与货币主义的理论思辨

凯恩斯指出资本主义经济危机爆发的根源在于过剩的产能和不足的需要,然而供给不会自发地创造需求,只有需求才能继续生成需求,这就要求政府采用一些政策工具来刺激需求进而带领经济走出低迷状态。对此,他认为财政政策工具有较强的填充需求缺口的能力,这是货币政策望尘莫及的,前者不仅能够有效地带动消费和投资,而且在“乘数效应”的作用下可以成倍地增加就业和产出,而后者则是以利率为中介向市场传递信息,其提高有效需求的方式相对间接,不如财政政策直接且有效。所以,凯恩斯主张调节经济应以财政政策为主,他的这一理论在实践中效果显著,在学术界也得到了很多支持。如Bernheim和Seater发现财政赤字可以很好地带

收稿日期:2015-12-20

基金项目:国家社会科学基金重点项目“我国经济发展新常态的形成机理、趋势性特征及经济政策取向研究”(15AZK001)

作者简介:刘金全(1964—),男,黑龙江密山人,吉林大学商学院教授,博士研究生导师,长江学者特聘教授,研究方向为经济周期与经济政策计量;

解瑶姝(1989—),女,吉林长春人,吉林大学商学院博士研究生,研究方向为经济周期与经济政策计量;

龙 威(1978—),女,吉林长春人,吉林大学商学院博士研究生,研究方向为经济周期与经济政策计量。

动消费增长,其边际效应在0.3~0.5之间,由此说明“李嘉图等价”定理在现实中不成立^[1-2]。王立勇等也肯定了1996年后的大部分时间里,我国财政政策对经济增长一直具有“凯恩斯效应”^[3]。

但是,而后20世纪70年代出现了“滞胀”问题,凯恩斯主义对此未能给出解答,因此受到了以弗里德曼为代表的货币主义的挑战。货币主义者认为正是财政政策的“挤出效应”才导致了“滞胀”难题,而货币政策不仅可以通过利率渠道引导经济,还能够直接作用于资产价格和信贷量等变量进而刺激需求,由此提出了货币政策有效性更强的论断。同时,货币主义者认为相机抉择型货币政策会造成经济波动,因而主张施行规则型的货币政策。Friedman等在研究中提出,与财政变量相比,货币供应量与消费水平的相关性更高,所以货币政策工具更有效^[4]。Samuelso等充分肯定了中央银行的地位,认为货币政策充分有效^[5]。

同时也有很多学者认为,财政政策和货币政策对经济增长促进作用效果哪个更强不能一概而论,而需要考虑时间的因素。Fischer等指出货币政策和财政政策都是政府用于走出衰退和防止过度繁荣的重要手段^[6]。张羽等运用邹氏检验和协整分析法发现,在1980年之前,我国经济增长主要靠财政政策推动,而在1980年之后,经济增长更多地是由货币政策促进^[7]。毛定祥采用VECM模型展开了实证研究,认为在短期内,货币和财政政策对经济均有显著的刺激效果,但长期内,财政政策趋于无效^[8]。

(二) 蒙代尔—弗莱明模型视角下的货币、财政政策有效性分析

Mundell和Fleming在IS-LM模型的基础上进行了拓展,引入了蒙代尔—弗莱明模型,它不仅直观地解析了“不可能的三角”的原理,还为探索经济开放情况下财政与货币政策的有效性提供了新的理论依据。根据模型,一国在施行固定汇率制度并允许资本自由流动时,货币政策无效,而财政政策比封闭条件下的有效性还要高。这是因为在上述条件下,根据“三元悖论”,货币变量不具有外生属性,而是内生于经济系统,根据外界条件的变化将被动地做出适应性调整。此时,以货币供应量增加和利率下降为手段的扩张性货币政策将导致国际账户逆差和本币贬值,政府则必须通过抛外汇购本币以维持汇价稳定,这便使外汇储备量缩水、基础货币减少,由此抵消了货币政策的作用。当政府实施扩张性财

政政策时,由于资本的自由流动,资金不再是短缺资源,也就消除了封闭条件下的“挤出效应”。

而当一国采取浮动汇率制度并允许资本完全自由流动的前提下,货币政策有效,财政政策则显现出了完全的“挤出效应”。具体来说,当央行采取积极的货币政策时,利率将下浮从而引起本币贬值,由此促进出口量的增加,进而拉动本国经济。而财政扩张引致的利率升高将使得国际资本大量流入,这会使本币升值从而导致本国商品竞争力下降,外国商品“挤占”本国市场,此时,财政政策表现为汇率机制作用下完全的“挤出效应”。

蒙代尔—弗莱明模型提出后得到了广泛认可,并被应用于学术研究中。罗云峰建立了一个拓展M-F模型进行研究,提出通过积极的财政政策引导中国经济实现内向型增长是可持续发展的必由之路^[9]。

调节和管理是政府在宏观经济领域的特定经济职能,综上所述,可以明确的是货币与财政政策是国家干预经济的主要方式。目前我国经济仍面临较大下行压力,对此,市场上对降息、降准、释放流动性的预期愈发强烈,同时希望政府加大财政扶植力度的呼声也渐高。但随着对财政和货币政策有效性研究的深化和经济开放程度的提高,围绕两者谁更有效这一问题学者们纷纷提出自己的理论和政策主张,但目前仍未达成一致。因此,本文将从这一视角出发,通过引入实证模型,从动态的角度来刻画本期间内我国经济增长对两种政策工具的反应机制,并结合相关经济理论和我国实际经济运行状况对这一问题进行剖析。旨在更加全面、科学地了解两种政策的运作机制,为财政部门 and 中央银行增强对宏观经济的调控力和政策决策的科学性提供新的决策依据和经验支持。

三、混频数据向量自回归模型的原理与应用

进行经济分析时,能够收集到的数据在频率上往往存在一定的差异。比如,在金融市场上股票、期货等数据大多为日频数据;在宏观经济中,居民消费价格指数、货币供应量以及财政收支等数据均为月度频率,国民生产总值则为季度频率。不同频率的数据均蕴藏着各自特有的信息和趋势。目前,大多数宏观计量经济模型都使用同频数据进行建模,在碰到非同频数据时,则采用把混频数据转换为同频数据的方式进行估计,统一频率的方法有两种:一种是通过计算均值等方式为高频数据降频;另一种是通过插值等方法给低频数据升频。但这两种方法各

有各的问题,降频的方法无法提取高频数据的波动性特征,必将损失一些重要信息,而后者在某种意义上存在人为构造的嫌疑。而应用混频数据能够克服上述不足,并充分利用原始数据的信息进行建模。

(一) MF - VAR 模型的研究进展

Kuzin 等构建了混频 MF - VAR 模型和 VAR 模型,分别预测了欧盟地区的 GDP 走势,发现用高频数据建模不仅能够提高模型的预测能力和实时预报精度,而且可以完全克服因低频数据发布较晚产生的时滞性问题,即高频数据所包含的信息更具有时效性从而能更为及时地对经济变量的走势做出判断^[10]。Chiu 对贝叶斯方法估计下的 MF - VAR 模型进行了数值模拟检验,发现无论在任何假设前提和参数设定下,该方法均能够加强估计的有效性^[11]。刘金全等证实了在我国宏观经济领域利用混频数据模型进行研究的科学性与有效性^[12]。

因此,本文将在实证部分采用贝叶斯混频算法(BMF)下的 MF - VAR 模型对混频数据进行计算,该方法基于马尔科夫链蒙特卡洛算法中的吉布斯抽样展开运算,能够消除卡尔曼滤波和后验概率分布中的非高斯性问题。模型可以在不规则数据的情况下使用,同时它还能够通过构建一个小型的变量系统对众多变量之间的关系进行研究,另外,本文选取了 234 个样本,数量不大,可以发挥贝叶斯方法在估计小样本方面准确率较高的计算优势^[13]。

(二) MF - VAR 模型的结构

以一阶滞后混频数据 VAR 模型为例,对 BMF 计量的方法加以介绍,具体形式如下:

$$y_t = A + By_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma) \quad (1)$$

式(1)中, $y_t = (x_t, z_t)$, 其中 x_t 表示完全可观测的 N_x 个高频数据序列,而 z_t 则表示具有缺失值变量的 N_z 个低频序列,缺失的部分可表示为: $\{\hat{z}_1, \hat{z}_2, \hat{z}_4, \hat{z}_5, \hat{z}_7, \dots\}$, \hat{z}_t 代表 t 时期的样本数据。本文中, x_t 对应着月度频率的数据,而 z_t 则对应着 GDP 季度数据,使 $N_z + N_x = N$ 。

BMF 估计中主要应用了贝叶斯方法及吉布斯抽样的方法,其中需要进行估计的成分包括缺失的观测值 \hat{z}_t , 参数矩阵 A, B 及协方差矩阵,上述数值都是从条件后验分布中抽取得到。

(三) MF - VAR 模型的参数估计

1. 要不断地更新系数矩阵 A 和 B 。设整个数据集为可以观测的,变量的具体形式如下:

$$Y \equiv \begin{bmatrix} x_2 & x_3 & \dots & x_T \\ z_2 & z_3 & \dots & z_T \end{bmatrix}$$

$$\beta \equiv [A \ B] \equiv \begin{bmatrix} A_x & B_{xx} & \dots & B_{xz} \\ A_z & B_{zx} & \dots & B_{zz} \end{bmatrix}$$

$$X \equiv \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ x_1 & x_2 & \dots & x_{T-1} \\ z_1 & z_2 & \dots & z_{T-1} \end{bmatrix}$$

似然函数表示为:

$$L(\beta | y_T, \dots, y_1, \Sigma) \propto \prod_{t=2}^T \exp \left[-\frac{1}{2} (y_t - A - By_{t-1})^T \Sigma^{-1} (y_t - A - By_{t-1}) \right]$$

$$= \exp \left[-\frac{1}{2} \text{tr} (Y - \beta X)^T \Sigma^{-1} (Y - \beta X) \right]$$

$$\propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} \text{tr} \left[(XX^T) (\beta - YX^T (XX^T)^{-1})^T \Sigma^{-1} \right] [\beta - YX^T (XX^T)^{-1}] \right\}$$

参数矩阵 A 和 B 的 β 后验概率表示为:

$$p(\beta | y_T, \dots, y_1, \Sigma) \sim N(\mu_\lambda, \Sigma_\lambda)$$

向量形式 β 的多元向量高斯密度函数表示为: $p(\text{vec}(\beta) | y_T, \dots, y_1, \Sigma) \sim N(\mu_\lambda, \Sigma_\lambda)$, 其中, $\mu_\lambda = \text{vec}(YX^T(YX^T)^{-1})$, $\Sigma_\lambda = (XX^T)^{-1} \otimes \Sigma$ 。

假定共轭先验服从如下的正态分布,即 $\pi(\text{vec}(\beta)) \sim N(\mu_\Omega, \Sigma_\Omega)$, 那么在共轭情形下, $\text{vec}(\beta)$ 的条件后验分布可表达如下:

$$p(\text{vec}(\beta) | y_T, \dots, y_1, \Sigma) \sim N \left[(\Sigma_\lambda^{-1} + \Sigma_\Omega^{-1})^{-1} (\Sigma_\Omega^{-1} \mu_\Omega + \Sigma_\lambda^{-1} \mu_\lambda) (\Sigma_\lambda^{-1} + \Sigma_\Omega^{-1})^{-1} \right] \quad (2)$$

得到这一后验密度后,再依据已有的数据集及协方差矩阵相关信息,就可以在这个正态分布的密度中对参数 β 进行抽样。

2. 要持续更新协方差 Σ 矩阵。设定 VAR 矩阵中, $A^{(i)}, B^{(i)}, Y^{(i)}$ 以及协方差矩阵 Σ 的条件后验概率均服从逆 Wishart 分布,把式(1)改写为 $\varepsilon_t^{(i)} = Y_t^{(i)} - A^{(i)} - B^{(i)} Y_{t-1}^{(i)}$ 形式,并用之代表 Gibbs 抽样第 i 次迭代生成的误差项。由此协方差矩阵 Σ 条件后验分布可表示为:

$$p(\Sigma | Y^{(i)}, A^{(i)}, B^{(i)}) \propto \Sigma^{-T/2} \exp(-\sum_t \varepsilon_t^{(i)T} \Sigma^{-1} \varepsilon_t^{(i)}) p(\Sigma)$$

3. 要抽取缺失的数据。由此将模型改写如下:

$$\begin{bmatrix} x_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_x \\ A_z \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{xx} & B_{zx} \\ B_{zx} & B_{zz} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_t \\ v_t \end{bmatrix}, \text{ 其中}$$

$$\begin{bmatrix} \mu_t \\ v_t \end{bmatrix} \sim N(0, \begin{bmatrix} \Sigma_{xx} & \Sigma_{xz} \\ \Sigma_{xz} & \Sigma_{zz} \end{bmatrix}) \quad (3)$$

另外假设除第 t 期的数据外其他所有元素均是可观测得到的,具体表示形式如下:

$$\hat{z}_t, \hat{z}_{t+1}, x, \Theta \sim N(M, w_1)$$

而对协方差矩阵的逆进行如下定义：

$$\Sigma^{-1} = \begin{pmatrix} \Sigma^{xx} & \Sigma^{xz} \\ \Sigma^{zx} & \Sigma^{zz} \end{pmatrix}$$

从这个正态分布中可以逐个进行抽取或成对地抽取 \hat{z}_i 。

4. Gibbs 抽样的马尔科夫链蒙特卡洛 (MCMC) 算法需要持续更新后验分布并抽值,具体迭代分为五个步骤。

第一步:设定参数的超参数值,以此构建初始的共轭先验分布。

第二步:用最小二乘法或极大似然法估计下的结果设定参数的初始值。

第三步:抽取 $\hat{z}_t^{(i)} | [x, \hat{z}_t^{(i-1)}, A^{(i-1)}, B^{(i-1)}, \Sigma^{(i-1)}]$,其中, $t=1, \dots, T, \hat{z}_t^{(i-1)}$ 表示离 i 最近的缺失变量值在 $i-1$ 次迭代后的抽取值,剩余变量分别为 A, B, Σ 更新出来的最新值。

第四步:计算出 $A^{(i)} | (\hat{Y}^{(i)}, \Sigma^{(i-1)})$, $B^{(i)} | (\hat{Y}^{(i)}, \Sigma^{(i-1)})$, $\Sigma^{(i)}$ 。

第五步:估计出 $\Sigma^{(i)} | (\hat{Y}^{(i)}, A^{(i)}, B^{(i)})$, $A^{(i)}$, $B^{(i)}$ 。

重复上述步骤,能得到不同的抽样值。根据大数定律原理,抽样次数越多,该分布会越近似于已知数据上的联合分布^[14]。

四、财政政策和货币政策对经济增长作用的有效性比较

(一) 数据的选取与模型的初始设定

本文选用的数据为:(1)将广义货币供应量(M_2)作为货币政策的代理变量,其测度了现实和潜在购买力;(2)财政支出($CZZC$)作为财政政策的代理变量,其代表了财政部门的政策选择及其活动的方向和范围;(3)居民消费价格指数(CPI)作为通货膨胀的代理变量,其反映了消费商品和服务价格水平变动的情况;(4)国内生产总值(GDP)作为经济增长的代理变量,其衡量了我国总体经济状况。上述时间序列均采用经季节调整后的同比增长率数据,样本区间为1996年1月至2015年6月,数据来源为中经网数据库(<http://db.cei.gov.cn/>)。

接下来,采用 ADF (Augmente Dickey—Fuller) 方法对上述时间序列数据进行平稳性检验,以确认应用 MF - VAR 模型进行估计的科学性,检验结果呈现在表 1 中。从中可以看出,除了 GDP 序列,其他各个序列均能够在 10% 的显著水平拒绝序列不平稳的原假设,即 $CZZC, M_2$ 和 CPI 序列都是平稳

的。对原始 GDP 序列做一阶差分处理后得到 D (GDP) 序列,其能够在 1% 的显著水平下表明不存在单位根,即序列平稳。

表 1 ADF 检验

变量名	t 值	P 值	结论
M_2	-2.6844	0.0782	平稳
$CZZC$	-17.5016	0.0000	平稳
CPI	-3.0996	0.0279	平稳
GDP	-2.0374	0.2706	不平稳
D (GDP)	-8.6157	0.0000	平稳

在接下来的实证部分中,本文未使用 D (GDP) 序列,而是使用通过 $M_2, CZZC, CPI$ 和 GDP 同比增长率数据进行建模。选择该处理方式基于三点依据:首先,使用各序列未经差分的数据得到 AR 图,其单位根都在单位圆之内(如图 1 所示),即 VAR 模型是平稳的,说明用 GDP 数据不会引起伪回归现象。其次,用 D (GDP) 数据与其他序列所构建的 MF - VAR 模型的拟合程度仅为 0.3064,效果较差,因为差分处理会破坏序列蕴含的原始信息。最后,差分后得到的数据不具有经济含义,也就难以对实际经济状况做出判断和解析。所以,在本文的研究中选用各序列未经差分处理的数据展开实证检验。

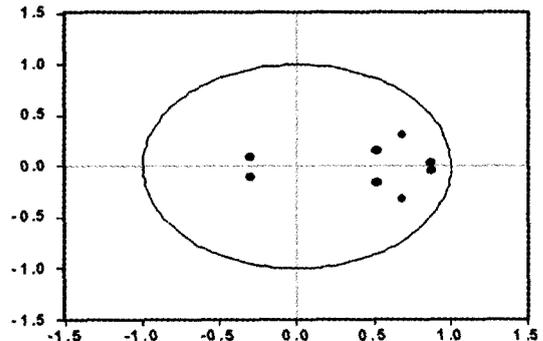


图 1 向量自回归 VAR 模型的 AR 图

根据数据收集结果, M_2 、财政支出和 CPI 同比增长率都用月度数据进行展现,而对于 GDP 序列,由于各统计网站都未给出月度数据,故采用季度数据带入,这种情况下,各序列的频率就出现了差异,所以,就采用 BMF 方法下的 MF - VAR 模型进行计算。首先,分别估计出 VAR 模型和 MF - VAR 模型的常数项 A 和系数矩阵 B ,而后再给出脉冲响应函数,并结合实际经济状况开展讨论,具体计算通过 Matlab2013 完成,模型的具体形式设定如下:

$$\begin{bmatrix} M_{2T} \\ CZZC_T \\ CPI_T \\ GDP_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1 \\ A_2 \\ A_3 \\ A_4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} B_{11} & B_{12} & B_{13} & B_{14} \\ B_{21} & B_{22} & B_{23} & B_{24} \\ B_{31} & B_{32} & B_{33} & B_{34} \\ B_{41} & B_{42} & B_{43} & B_{44} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} M_{2T-1} \\ CZZC_{T-1} \\ CPI_{T-1} \\ GDP_{T-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_T \\ \mu_T \\ \gamma_T \end{bmatrix}$$

由于本模型并非基于经济理论的构建模型,所以不需要对变量附加先验性约束。

参照 Chiu 对 Gibbs 抽样和贝叶斯分布进行的初始参数设置,此处假定 MF- VAR 模型中常数项 A 以及系数矩阵 B 的先验均值为 0,先验方差为 10 倍单位阵,矩阵 B 为 0.99 主对角阵;设吉布斯抽样中预烧次数等于 1000,样本抽取次数为 10000,滞后期为 1 期^[17]。

(二) MF- VAR 模型与 VAR 模型比较

表 2 给出了分别利用混频数据和普通季度数据估计得出的常数项 A 。观察两组数据的后验均值和后验标准差,对比两组数值相差较多,所以,难以直接用均值或标准差来评价模型优劣。为了结论准确性,引入变异系数(该值等于标准差与其平均数的比)进行测度,由此能够通过对比两组数据离散程度进行比较来考核混频数据和同频数据哪个更具有合理性,变异系数越小,表明数据的离散程度越小,该序列就具有更强的说服力,反之亦然。在 BMF 混频算法下, A_1 、 A_2 、 A_3 、 A_4 的变异系数分别等于 0.5155、0.7220、-0.3427 和 0.4653;在使用季度频率数据的普通算法下,其变异系数则分别等于 0.7408、8.5667、-0.3600 和 5.9396,可以发现使用混频数据估计出的变异系数均小于使用季度数据估计出的结果,由此证实了 BMF 算法的有效性。

表 2 常数项参数估计值

	BMF: 月度频率		季度频率	
	后验均值 [后验标准差]	后验均值 [后验标准差]	变异系数 (月度)	变异系数 (季度)
$A_1(M_2)$	0.7868 [0.4056]	0.5968 [0.4421]	0.5155	0.7408
$A_2(CZZC)$	3.8740 [2.7970]	0.2428 [2.0800]	0.7220	8.5667
$A_3(CPI)$	-0.6816 [0.2336]	-0.8006 [0.2882]	-0.3427	-0.3600
$A_4(GDP)$	0.8879 [0.4131]	0.0381 [0.2263]	0.4653	5.9396

表 3 给出了分别利用混频数据和普通季度数据分别计算出的系数矩阵 B ,其中包括了后验均值、后验标准差、月度变异系数以及季度变异系数的计算结果。无论从后验标准差还是变异系数的角度来看,系数矩阵 B 在 BMF 算法下的数值均小于用季度数据得出的结果,所以,进一步证明了用 BMF 估计方法更具有实用价值。

图 2 直观地展现了模型的后验密度估计结果,其中,黑色虚线阴影部分代表了在季度频率下 VAR 模型的密度分布图,黑色实线展现了基于 BMF 算法下 MF- VAR 模型估计出的密度分布状况。实线与虚线的主要差异在于两条实线的坡度,这里,更具体地呈现出了 MF- VAR 模型相比于 VAR 模型的计算优势。因为总的来说,相比于同频数据下的密度曲线,混频数据下的密度曲线较为陡峭,表明用混频数据建模能够减小模型密度函数的方差。

表 3 系数矩阵的估计结果

	BMF: 月度频率		季度频率	
	后验均值 [后验标准差]	后验均值 [后验标准差]	变异系数 (月度)	变异系数 (季度)
B_{11}	0.9815 [0.0176]	0.9571 [0.0206]	0.01793	0.0215
B_{12}	-0.0019 [0.0052]	0.0136 [0.0161]	-2.7368	1.1838
B_{13}	-0.0402 [0.0287]	-0.0321 [0.0356]	-0.7139	-1.1090
B_{14}	-0.0438 [0.0391]	-0.0128 [0.0508]	-0.8927	-3.9688
B_{21}	0.1078 [0.2073]	0.1829 [0.2372]	1.9230	1.2969
B_{22}	-0.1047 [0.0677]	0.4010 [0.1711]	-0.6466	0.4267
B_{23}	0.2831 [0.3610]	0.2465 [0.4245]	1.2752	1.7221
B_{24}	1.4810 [0.4044]	0.8811 [0.5037]	0.2731	0.5717
B_{31}	0.0172 [0.0099]	0.0105 [0.0131]	0.5756	1.2476
B_{32}	0.0017 [0.0030]	-0.0095 [0.0103]	1.7647	-1.0842
B_{33}	0.9413 [0.0159]	0.9139 [0.0225]	0.0169	0.0246
B_{34}	0.1002 [0.0323]	0.0486 [0.0217]	0.3224	0.4465
B_{41}	0.0541 [0.0172]	0.0185 [0.0102]	0.3179	0.5514
B_{42}	0.0155 [0.0136]	0.0056 [0.0078]	0.8774	1.3929
B_{43}	0.0167 [0.0288]	-0.0400 [0.0178]	1.7246	-0.4450
B_{44}	0.7758 [0.0440]	0.9674 [0.0255]	0.0567	0.0264

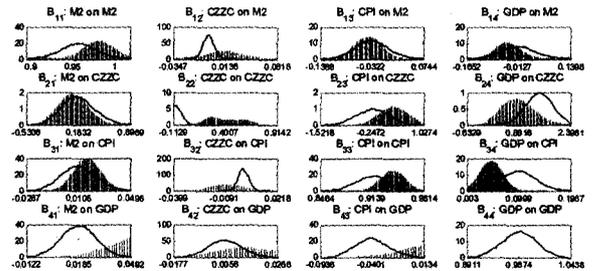


图 2 系数矩阵的参数后验概率密度分布—混频和季度应用

(三) 脉冲响应函数分析

接下来,引入脉冲响应函数来观察系统内生变量的当期和未来值受到随机误差一个标准差冲击时,其他变量的变化轨迹。图 3 - 图 12 给出了 MF- VAR 模型和 VAR 模型的脉冲响应函数图,同一图中,细实线显示了用混频数据进行估计时的脉冲响应函数,较细黑色实线显示了用季度同频数据进行计算时的脉冲响应函数,虚线给出的是正负两倍标准差偏离带,这同时也是脉冲响应函数的边界线,下方虚线为 5% 置信水平的下限,上方虚线为 95% 置信水平的上限。实线和虚线的集中程度体现了脉冲结果的准确度,实线与虚线之间的距离反映了波动程度的大小,该距离越大,表明波动越大,那么该模型的估计就略显粗糙,反之亦然,一般来说实线的波动不会超出两条虚线。从图中可以看出,虽然两种估计方法下脉冲响应函数的反应方向大致相同,但是使用 MF- VAR 模型估计得到的脉冲响应函数的边界线更加紧凑且集中,由此证实了使用混频数据得到的脉冲响应函数更为精确且细腻,所以,接下来主要对图中粗实线的部分展开观察和分析。

观察图 3 中较粗黑色实线,可知 M_2 的冲击对 GDP 具有正向的作用,在前 10 期这种冲击的效果随着时间而逐渐放大,在第 11 期后开始缓慢减小,

在第40期左右衰减为0。这表明我国中央银行实施扩张性的货币政策具有一定的长效性,货币供给量的增加能够刺激经济增长。从图4可以看出,在CZZC冲击GDP时,初期前者会对后者造成负向影响,而后快速转为正向冲击,在第4期左右这种影响恢复为零。对此一个可能的解释是,财政政策存在“挤出效应”导致了初期阶段扩张性财政政策对经济增长的消极作用,而后财政政策几乎不能够左右经济增长,只是在短期内表现出了“凯恩斯效应”,而长期内我国的经济运行更遵循“李嘉图等价”原理,人们都明白今天的赤字将带来之后的高税收。上述结论表明货币主义理论在我国更具有适用性。

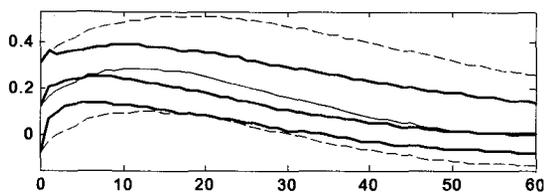


图3 GDP对M₂的冲击反应

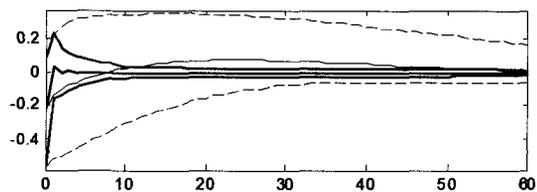


图4 GDP对CZZC的冲击反应

如图5所示,GDP的冲击在短期内对M₂具有反向作用,后期转为正向,但是程度较弱,可以忽略不计。说明我国货币政策具有轻度相机抉择倾向,同时证明了货币在我国为非中性变量,尽管货币供给外生属性非常显著,但其并不具备完全意义上的内生性。需要注意的是,大量研究证实各国货币当局大多执行规则型货币政策,因为货币供应量的过度波动会造成经济的不稳定,所以我国的货币政策也应该寻找到一个参照尺度来调节货币政策的松紧。根据脉冲响应图6,可以发现GDP对CZZC存在显著的正向影响,该作用在第1期达到峰值,在而后且持续15期左右的时间里逐渐恢复至零。对此,“瓦格纳法则”能够给出合理的解释,即随着我国经济发展水平和居民收入水平的提升,政府活动也会随之扩张,财政支出占国民生产总值的比例会升高。自改革开放后,我国经济高速发展,人均收入水平不断提高,城市化进程持续加快,与此同时,人们对公共基础设施建设、教育、医疗、环境卫生以及法律秩序等服务的需求也越来越多,所以我国的财政支出也就逐年增加。

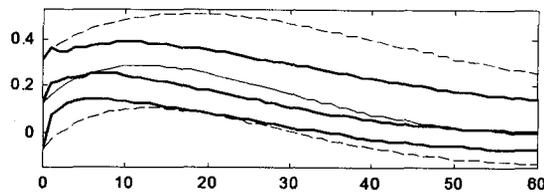


图5 M₂对GDP的冲击反应

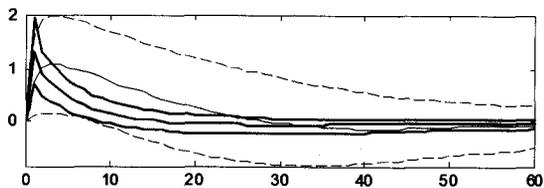


图6 CZZC对GDP的冲击反应

从图7可以看出,CPI面对M₂的冲击存在正向的反应,持续大概50期,这印证了前文阐述的货币主义论观点,弗里德曼曾经断言:不管在什么情况下,通货膨胀都是一种货币现象,其根本原因在于货币供应量的增多。所以,我国要避免货币供应量出现过剩而导致通货膨胀,也要警惕流动性不足而引发通货紧缩。观察图8中CZZC对CPI的冲击,发现冲击出现时,几乎没有对CPI形成影响。

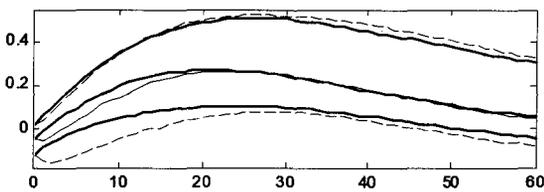


图7 CPI对M₂的冲击反应

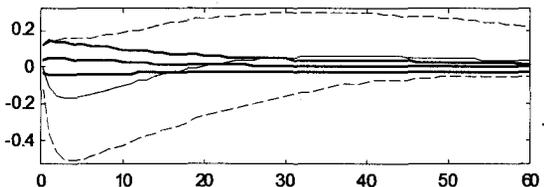


图8 CPI对CZZC的冲击反应

根据图9,发现CPI对GDP存在10期左右的正向激励,说明在我国适度的通货膨胀能够使经济的平均增速提高,因为合理水平的通货膨胀能够调动闲置资源从而缓解失业问题,并为经济增长铺垫了必要的资本积累。结合图7,可以推论,货币政策可以通过增加货币投放或降低利率等手段形成适度价格膨胀,从而能够对供给侧进行调控,将积累存量转化为消费和投资需求,进而拉动经济增长。从图10中发现,GDP的冲击对CPI影响几乎为零,整个脉冲响应函数处在一个相对狭窄的通道里,上下边界线均非常接近轴,表示经济增长不能够解释通货膨胀现象的发生,由此进一步说明通货膨胀是由货币供应量引起的。

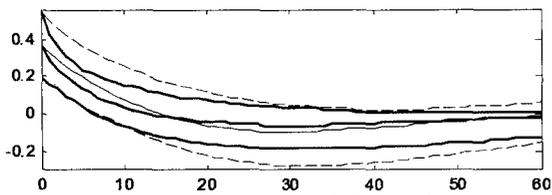


图9 GDP对CPI的冲击反应

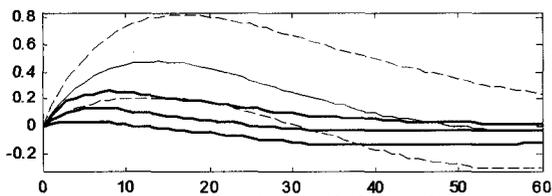


图10 CPI对GDP的冲击反应

图11和图12展现了CZZC与 M_2 的动态关系,当财政支出出现冲击时,尤其在混频数据的视角下,几乎不会对货币供给造成任何影响。而当货币供给量出现冲击时,在第1期会给财政支出带来较强的正向影响,第2期开始便迅速衰减为零。这是由于货币供给量增加促进了经济增长,而“政府活动扩张法则”在我国又得到了很好的反应,由此迅速带动了财政支出的增加。这一点与我国实际情况相吻合,近十余年来,我国财政政策和货币政策总是呈同向变动趋势。

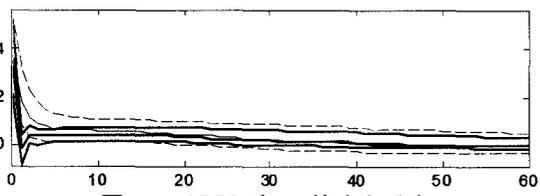


图11 CZZC对 M_2 的冲击反应

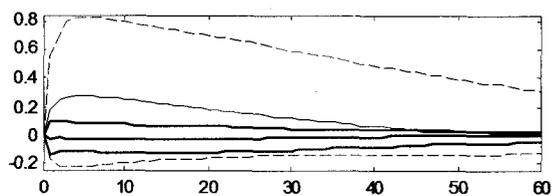


图12 M_2 对CZZC的冲击反应

五、结论与政策建议

本文在把BMF算法下MF-VAR模型与相关理论相结合的基础上,对中国经济增长中货币政策与财政政策的有效性进行了比较检验,主要得出以下几方面结论。

首先,本文通过对比VAR模型和MF-VAR模型估计所得出的常数项参数和系数矩阵的后验均值、后验标准差、月度变异系数以及季度变异系数,发现在BMF算法下的月度变异系数均小于使用季度数据的计算结果,且系数矩阵的后验标准差也大多小于前者。从系数矩阵的参数后验概率密度分布图也可以观察到,大多数情况下使用同频数据所描

绘的密度分布曲线的平滑程度要优于使用混频数据刻画出的密度分布曲线,即后者减小了模型密度函数的方差。同时,看到MF-VAR模型的脉冲响应函数的波动趋势要更加集中。上述结论印证了采取混频数据模型进行估计的显著优势,该模型避免了舍弃高频数据而导致信息丢失,由此证实了BMF算法下MF-VAR模型的科学性、准确性和实用性。

其次,扩张性货币政策具有长期的有效性;而财政政策在短期内遵循了“凯恩斯效应”,但长期内更贴合“李嘉图等价”原理。基于蒙代尔“三元悖论”,在开放经济条件下,一国不可能同时实现货币政策的独立,汇率的稳定和资本的完全流动,为实现其中的两个目标势必要以牺牲另一个目标为代价。从汇率制度来看,目前我国实行的是以市场供求为基础的、有管理的浮动汇率制度,虽然存在汇率浮动的通道不够宽松、汇价变动弹性不足和固定汇率影子仍有残留等问题,但随着我国开放程度的深化,汇率浮动的自由度也呈渐强趋势。就资本流动来说,虽然我国对资本项目存在较严的管制,但仍难以阻止境外资本通过合法的境内外投资机构甚至黑市等途径混入经常项目和资本项目进行外汇结算,所以可以认为我国的资本账户实际上处于较为开放的状态。这种情况下,结合前文阐述的M-F模型的原理,如果一国采取了浮动汇率制度且允许资本完全流动,那么该国能够保持货币政策的独立性和有效性,财政政策会显现出明显的“挤出效应”,这也同时表明长期来看货币主义有关理论更贴合我国国情,凯恩斯主义观点只具有短期的适用性。

再次,我国货币政策存在相机抉择成分,且具有微弱的内生属性。之前论证了货币主义在我国的适用性,该学派认为相机抉择型货币政策增加了货币供应的波动性进而造成了经济的不稳定性,所以我国也应该尽量避免根据市场情况滞后调节。同时,发现我国经济运行中“瓦格纳法则”的成立,财政支出表现出了一定内生属性。

最后,我国的经济形式具有通货膨胀拉动式的特点,且通货膨胀主要由货币政策所导致,由此进一步论证了货币政策的有效性。其可以通过释放流动性或下调基准利率水平等方式促成适度的价格膨胀,进而调控供给侧,实现去库存化,拉动经济增长。但要注意控制货币供应量,在实施扩张性货币政策时,要对通货膨胀保持警觉;在采取紧缩性货币政策时,要对通货紧缩做好预防。在研究财政支出与货币供应的关系时发现,我国两种政策工具总是呈现

同向变动。但要注意的是,财政政策和货币政策搭配使用时,可能会损害各自的独立性。

为应对国际金融危机,全世界的货币当局几乎都采取了印钞票“放水”的措施,同时财政部门也开始持续的财政扩张。中国在2009年推出四万亿投资刺激计划,加上各国央行间的货币互换的普遍存在,全球经济都陷入了货币泛滥的“洪灾”中^[14]。所以,转变经济发展方式和大力发展实体经济将构成我国未来10年甚至更长时间发展的真正基础,尤其是目前经济已经进入增长的速度换挡、市场化改革的阵痛加剧和前期刺激政策消化等多重背景叠加的“新常态”历史关键时期,应该摒弃固有的思维模式。我国政府已经开始告别采取非常规的刺激政策的时代,习近平主席也在多个场合强调要对经济增速的减缓持包容与克制的态度^[15]。所以,政府应逐渐退出财政推动型增长模式,主动让位于民间投资。综合考虑我国实际情况和上述实证结论,我国应该以稳健型财政政策取代积极的财政政策,并配合以适度宽松货币政策来刺激经济增长。

参考文献:

[1] BERNHEIM B D. Ricardian equivalence: An evaluation of theory and evidence[R]. National Bureau of Economic Research, 1988.
[2] SEATER J J. Ricardian equivalence[J]. Journal of economic literature, 1993(1): 142 - 190.
[3] 王立勇,刘文革. 财政政策非线性效应及其解释——兼论巴罗—格罗斯曼宏观一般非均衡模型在中国的适用性[J]. 经济研究, 2009(7): 65 - 78.
[4] FRIEDMAN M, MEISELMAN D. The relative stability of the investment multiplier and monetary velocity in the united

states, 1897 - 1958 [M]. Englewood Cliffs, NJ: Prentice - hall, 1963: 165 - 268.
[5] SAMUELSON P A, NORDHAUS W D. Ilmu makro ekonomi [M]. Edisi Tujuh Belas, Jakarta: PT Media Global Edukasi, 2004.
[6] DORNBUSCH R, FISCHER S, STARTZ R. Makro konomik [M]. Oldenbourg: Oldenbourg Verlag, 2003.
[7] 张羽, 李黎. 财政政策与货币政策相对有效性研究[J]. 价值工程, 2003(3): 73 - 76.
[8] 毛定祥. 我国货币政策财政政策与经济增长关系的协整性分析[J]. 中国软科学, 2006(6): 46 - 52.
[9] 罗云峰. 中国财政政策的有效性——蒙代尔—弗莱明模型在中国的调整和应用[J]. 上海经济研究, 2010(1): 3 - 11.
[10] KUZIN V, MARCELLINO M, SCHUMACHER C. MIDAS vs. mixed - frequency VAR: Nowcasting GDP in the euro area[J]. International Journal of Forecasting, 2011, 27(2): 529 - 542.
[11] CHIU C W J, ERAKER B, FOERSTER A T, et al. Estimating VAR's sampled at mixed or irregular spaced frequencies: a Bayesian Approach[R]. 2011.
[12] 刘金全, 刘汉, 印重. 中国宏观经济混频数据模型应用——基于MIDAS模型的实证研究[J]. 经济科学, 2010(5): 23 - 34.
[13] 陈浩东. 基于混频数据模型对通货膨胀与经济增长影响的实证研究[D]. 长春: 吉林大学, 2012.
[14] 李扬. 学会在全球经济“新常态”下生活[N]. 北京日报, 2013 - 12 - 23018.
[15] 马光远. 读懂中国经济新常态[J]. 商界: 评论, 2014(6): 26 - 26.

A New Perspective on the Choice of Chinese Fiscal Policy and Monetary Policy Under the “New Normal” Period

LIU Jin - quan, XIE Yao - shu, LONG Wei

(Jilin University Quantitative Research Center of Economics, Changchun, 130012, China)

Abstract: Based on the growth rate of real gross national product, supply of broad money, financial expenditure and consumer price index from January 1996 and June 2015 and then using MF - VAR model, showing the dynamic comparative analysis of the promotion of fiscal policy and monetary policy upon economic growth in the context of comprehensive information, verifies the computing advantages of mixed - frequency data modeling, and on the basis of “impossible trinity”, Mundell - Fleming model and monetarism, puts forward conclusions and policy suggestions that long - term expansionary fiscal policy is not suitable in China which shall be replaced by sound fiscal policies and regular and positive monetary policies to stimulate economic growth, together with guard against inflation and deflation.

Key words: fiscal policy; monetary policy; economic growth

(责任编辑:张爱英)