

我国价格型和数量型货币政策比较实证研究

李畅松 (2022141460018)

王晨盛 (2022141460051)

邓博文 (2022141460033)

[摘要] 本文利用 SVAR 模型研究了数量型和价格型货币政策对宏观经济主要变量的实施效果, 并使用 TVP-VAR 模型研究两种货币政策对产出、通胀的时变冲击效应。研究结果表明:(1) 我国的货币政策传导渠道不畅通, 汇率、股市资产价格传导渠道均不可行, 货币政策对进出口基本无影响, 利率传导渠道堵塞。(2) 影子银行的迅速发展, 造成利率和货币供应量都不能有效影响社会融资规模, 不利于货币政策的传导。(3) 利率对产出和通胀率、货币供应量对产出的冲击效应均存在明显时变特征, 主要体现在冲击影响的期限和峰值变化, 说明近年来货币政策长期效果有所变化, 同时利率政策即期效果优于货币供应量。(4) 疫情对于数量型和利率型货币政策的效果均具有显著影响。货币当局应进一步疏通货币政策传导渠道, 保持经济稳定的同时降低影子银行规模, 保持政策惯性, 通过预期引导市场发展。

[关键词] 货币政策; 政策效果; SVAR 模型; TVP-VAR 模型

1. 引言

货币政策作为宏观经济调控的关键手段, 始终是学术界和政府部门研究的焦点。其实施效果是衡量政策成功与否的核心指标。货币政策大致可分为两类: 数量型和价格型。数量型货币政策主要通过调控货币供应量来达成经济调控目的, 而价格型货币政策则侧重于通过利率调整来影响经济活动。

在中国, 传统上主要依赖数量型货币政策, 借助货币供应量和信贷渠道来实施政策传导。不过, 随着经济全球化的推进, 中国经济环境经历了重大变革。非银行金融机构, 例如影子银行的快速兴起, 外汇占款的减少, 金融创新的持续涌现, 国有商业银行的股份制

改革完成，新型理财产品的不断推出，新三板市场的建立，互联网金融的蓬勃发展，以及第三方支付工具的广泛普及等现象，使得数量型货币政策的传导机制变得更加复杂。这些变化导致政策传导的时滞增加，精确度降低，且多个政策目标之间的矛盾日益突出，其有效性和可靠性面临挑战。相比之下，以利率为中介目标的价格型货币政策工具更具灵活性，能够更迅速地响应经济变化。因此，探讨如何实现从数量型向价格型货币政策框架的转型，已成为学术界和政策制定者共同关注的重要议题。

在对不同政策工具的实施效果研究中, (6) 研究了货币政策和财政政策冲击对中国投资和消费的动态影响. (7) 定量解析了不同货币政策工具下通胀预期偏差对宏观经济稳定的影响. 结果表明短期内数量型工具能更有效遏制通胀, 长期看价格型工具的调控效应更显著. (8) 比较了数量型工具和价格型工具调节信贷规模的平均效用, 结果表明公开市场业务或许成为央行控制信贷供给最重要的工具, 利率工具依然不适用于调控信贷量. (9) 使用面板数据和 FAVAR 模型揭示多种货币政策工具对民营企业、小型企业和制造业等不同特征企业的调节效应. (10) 指出中国货币政策的有效性已出现下降, 应充分发挥预期管理功能. (11), (12), (13) 利用中国的数据比较了价格型和数量型货币政策效果, 结果表明价格型政策较数量型政策的效果更显著, 为进一步实施利率市场化改革提供了依据.

本研究旨在拓宽货币政策研究的宏观经济变量范畴，不仅涵盖传统的产出、通胀和汇率指标，还纳入了消费、投资、人民币汇率、进出口、房地产价格、失业率和社会融资规模等多个维度。通过这种多维度的分析，可以更全面地评估不同货币政策工具的效果以及传导渠道的顺畅程度。此外，本研究引入时变参数向量自回归（TVP-VAR）模型，用以分析两种货币政策对宏观经济变量的动态冲击效应。这种方法有助于放宽传统的等式约束，使模型能够更灵活地捕捉数据中的变化和时变特性。

2. 模型构建

2.1 SVAR 模型及符号约束

(1)SVAR 模型

一般 VAR 模型不能有效刻画内生变量之间的同期相关关系, 因此结构向量自回归 SVAR 模型应运而生: 不失一般性, 假如所有内生变量均剔除了趋势项, 且模型不存在其他外生变量, 则 SVAR 模型可表示为:

$$A_0 Y_t = B_0 + B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \cdots + B_p Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (t = 1, \dots, T) \quad (1)$$

其中 A_0 为 $n \times n$ 维矩阵, 代表内生变量的同期相关关系, B_0, B_1, \dots, B_p 均为 $n \times n$ 维矩阵, 代表滞后阶相关, Y_t 为 $n \times 1$ 的矩阵, ϵ_t 为彼此不相关的扰动项, 则:

$$E(\epsilon_t) = 0 \quad (2)$$

$$A = \begin{bmatrix} \sigma_{\epsilon 1}^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_{\epsilon 2}^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma_{\epsilon n}^2 \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$E\epsilon_t\epsilon_t' = 0, \quad t \neq \tau \quad (4)$$

ϵ_t 的方差-协方差矩阵反映了 SVAR 模型中不同方程间扰动项的结构关系, 矩阵 A_0 有效提取了稳定的结构信息后, 扰动项必然不相关, 因此 ϵ_t 的方差-协方差矩阵必然为对角矩阵。

(2)SVAR 模型的估计

例如 (1) 式的 n 维、 p 阶滞后形式的 SVAR 模型可以转换成 (5) 式诱导形式的 VAR 模型:

$$Y_t = F_0 + F_1 Y_{t-1} + F_2 Y_{t-2} + \cdots + F_p Y_{t-p} + u_t \quad (t = 1, \dots, T) \quad (5)$$

其中 $F_0 = A^{-1}B_0, F_1 = A^{-1}B_1, \dots, F_p = A^{-1}B_p, u_t = A^{-1}\epsilon_t$.

$$E(u_t) = 0 \quad (6)$$

$$Eu_t u_r' = \begin{cases} \Omega, & t = \tau \\ 0, & t \neq \tau \end{cases} \quad (7)$$

$$\Omega = A^{-1} \sum_{\epsilon} A^{-1'} \quad (8)$$

诱导形式的 VAR 模型的方程右边均为滞后内生变量, 不存在内生性的问题, 因此估计简便, 可以利用 OLS 求得结果, 也可以在假定干扰项为正态分布的情况下, 利用极大似然估计求得结果。诱导参数求得后, 需要进一步恢复结构参数, 需要借助经济理论, 设定额外先验约束, 构造识别条件, 从而由诱导参数形成对 SVAR 结构参数的唯一推断, 这也是 SVAR 模型识别最根本的问题。

(3) 符号约束识别方法

一般来讲,SVAR 如果能够准确识别,需要对矩阵 A 施加 $(n^2 - n)/2$ 个约束 (1)。典型的 SVAR 模型识别方法包括短期约束和长期约束,前者主要设定 A 矩阵中的部分元素为零或者存在等式关系,使用最多的是 Cholesky 分解方法,即将 A 设定为一个下三角矩阵,这种方法能够实现恰好识别;后者是对长期系数矩阵 (或称 SMA 的长期脉冲响应函数) 施加零约束的方法来识别结构冲击,使用较多的是 B-Q 分解方法:随着 SVAR 模型的广泛使用以上两种传统约束方法的弊端逐渐显现,首先部分等式约束的条件太过苛刻,容易造成模型误设而长期约束基于的经济理论对于许多经济变量的关系本身就存在争议,因此实证中常遇到一些反事实的结论,如“价格之谜”等。其次,变量的顺序会影响协方差矩阵,因此利用短期约束得到的结果不一致,因此模型得以估计的前提条件是变量顺序不能发生错位,这一点有时却难以做到。

为了规避传统约束带来的问题,(3)、(4) 发展了“符号约束”的识别方法符号限制识别方法直接对变量的脉冲响应模式施加约束,符号约束是根据经典的经济学模型或者广泛被接受的经验事实明确设定识别假设 (主要是正、反向影响假设),同时,未设置不确定内生变量的脉冲响应符号,从而最大限度的让数据自身“说话”。正是由于符号限制识别方法更多的依据广泛接受的经验事实,因此得到的结果更加稳健可信 (5)。

本文在实证分析中使用 (2) 提供的符号约束识别方法估计模型。虽然符号约束比传统约束方法更具有适用性,但仍有一些限制:符号约束是一种弱约束,在应用研究中找不到唯一的识别映射,从而不能精确估计,解释力度也不够强:本文采用国内大多数学者认可的中位数选取方法确定唯一的结构冲击。

2.2 TVP-VAR 模型及估计

如果 VAR(p) 模型中系数矩阵、常数项均为时变的,且假设时变参数符合随机游走,我们建立 TVP-VAR (time-varying parameters VAR)(14) 模型:

$$Y_t = c_t + B_{1,t}Y_{t-1} + B_{2,t}Y_{t-2} + \cdots + B_{p,t}Y_{t-p} + v_t \quad (t = 1, \dots, T) \quad (9)$$

$$VAR(v_t) = R \quad (10)$$

$$\beta_t = \{c_t, B_{1,t}, \dots, B_{p,t}\} \quad (11)$$

$$\beta_t = \mu + F\beta_{t-1} + e_t \quad (12)$$

$$VAR(e_t) = Q \quad (13)$$

其中, Y_t 是 $N \times 1$ 维的内生变量向量, c_t 为 t 时期的常数向量, p 为滞后阶数, T 为样本的时间长度, $B_{i,t}$ 为滞后 i 阶的内生向量对应的 $N \times N$ 的系数矩阵, u_t 为扰动项。

β_t 为时变参数向量, 假设其符合随机游走, 在大多数的模型经验估计中, 均假定 $\mu = 0$ 且 $F=1$, 本文在实证模型中同样采用此假设。本文采用基于贝叶斯估计的 Gibbs 抽样方法, 其中 R 及 Q 的条件后验分布设定为逆 Wishart 分布。具体的估计步骤为:

第一步: 为 R 、 Q 设置初值开始卡尔曼滤波, Q 的先验分布为逆 Wishart 分布, 即 $p(Q) \sim IW(Q_0, QT_0)$ 。先验分布的选取比较重要, 因为它决定着时变参数可变化的范围和区间, 例如 Q_0 较大时意味着 β_t 浮动的区间较大。先验分布一般由训练样本得到, 可以用样本的前 T 的数据以及最小二乘法计算估计 VAR 模型的固定系数, 求得 $\beta_0 = (X'_{0t}X_{0t})^{-1}(X'_{0t}Y_{0t})$, 系数方差矩阵 $p_{0 \setminus 0} = \sum_0 \otimes (X'_{0t}X_{0t})^{-1}$, 其中 $X_{0t} = Y_{0t-1}, \dots, Y_{0t-p}, 1$, $\sum_0 = \frac{(Y_{0t}-X_{0t}\beta_0)'(Y_{0t}-X_{0t}\beta_0)}{T_0-K}$, 下标 0 代表着是训练样本。 Q_0 的范围设定为 $p_{0 \setminus 0} \times T_0 \times \tau$, τ 作为比例因子可以根据情况由研究者选定。有些研究设定 $\tau = 3.5 \times 10^{-4}$, 这种较小的取值通常意味着训练样本较少, 因此估计的 $p_{0 \setminus 0}$ 精确度不高。先验分布的自由度设定为 T_0 。 R 同样设定为逆 Wishart 分布, 即 $p(R) \sim IW(R_0, v_{R_0})$ 。初始状态设定 $\beta_{0 \setminus 0} = \text{vet}(\beta_0)$, $P_{0 \setminus 0} = p_{0 \setminus 0}$ 。

第二步, 根据 R 和 Q 以及条件后验分布 $H(\tilde{\beta}_T R, Q, \tilde{Y}_t)$ 对 $\tilde{\beta}$ 进行抽样, 其中 $\tilde{\beta}_T = [\text{vet}(\beta_1)', \text{vet}(\beta_2)', \dots, \text{vet}(\beta_T)']$, $\tilde{Y}_t = [Y_1, \dots, Y_T]$, 这步可通过 Carter&KOHN 算法实现。

第三步, 利用条件后验分布对 Q 进行抽样, 在 $\tilde{\beta}_t$ 的条件下,

$$p(Q) \sim IW \left(Q_0 + \left(\tilde{\beta}_t^1 - \beta_{t-1}^1 \right)' \left(\tilde{\beta}_t^1 - \beta_{t-1}^1 \right), T_0 + T \right) \quad (14)$$

其中 T 代表着估计样本的个数, $\tilde{\beta}_t^1$ 代表状态变量 $\tilde{\beta}_t$ 的第一次抽样值。同样, 按照这种方式, 我们可以对 $\mu \setminus F$ 进行抽样。

第四步, 利用条件后验分布对进行抽样, 在 $\tilde{\beta}_t$ 的条件下,

$$p(Q) \sim IW \left(R_0 + \left(Y_t - \left(c_t^1 + \sum_{j=1}^P B_j^1 Y_{t-j} \right) \right)' \left(Y_t - \left(c_t^1 + \sum_{j=1}^P B_{j,t-j}^1 \right) \right), V_{R_0} + T \right) \quad (15)$$

上标 1 代表第一次抽样。

第五步, 重复第二步至第四步 M 次, 然后保存最后 L 次抽样信息。与固定系数 VAR 模型不一样的是, 变参数模型需要较大的抽样次数以实现收敛。

3. 我国货币政策实施效果的实证分析

(1) 变量选取与数据处理

本研究涉及的模型囊括了两大货币政策变量：利率与货币供应量，以及六个宏观经济变量，具体为产出、通胀率、消费、投资、进出口和房地产价格。以下是对各变量选取及数据处理方法的详细说明。

考虑到银行间同业拆借利率的市场化程度较高，本研究选用七天银行间同业利率作为货币政策价格工具的代表，同时以一年期存款利率进行平稳性检验。在货币供应量指标方面，尽管有 M0、M1、M2 等多个选项，但鉴于 M2 更能全面反映市场货币供应状况，本研究采用 M2 的同比增长率作为货币政策数量工具的指标。对于产出，选用经不变价格调整的国内生产总值（GDP）同比增长率作为衡量指标；通胀率则以与居民生活紧密相关的消费价格指数（CPI）为依据；消费情况通过社会消费品零售总额的季度同比增长率来体现；投资情况以固定资产投资完成额的季度平均值为指标；进出口状况以净出口额衡量；房地产价格则以国房景气指数为代理变量，并对实际有效汇率和国房景气指数取对数以平滑数据。

所有数据均源自中经网，对于缺乏季度数据的情况，通过平均月度或日度数据获得。由于部分数据自 1996 年起才有记录，本研究的样本区间定为 1997 年第一季度至 2024 年第三季度，共包含 111 个样本点。

从图 1 可见，七天同业拆借利率与一年期存款利率的波动趋势基本一致，而 M2 同比增长率的波动较为剧烈，自 2010 年后呈现明显下降趋势，近三年大致稳定在 8% 左右。2010 年以前，我国维持较高货币供应量增长率，旨在推动经济快速增长。1996 年 M2 增长率高达约 28%，这主要是由于我国贸易顺差导致外汇储备过剩，货币当局因此向市场投放了大量流动性。1997 年 M2 增长率急剧下滑，这与当年亚洲金融危机爆发有关，我国政府为支持亚洲其他国家应对危机，承诺人民币不贬值，从而动用了大量外汇储备，被动地回笼了市场上的流动性。2009 年 M2 增长率再次高达约 28%，这主要是 2008 年美国次贷危机引发全球金融危机后，我国经济受到冲击，货币当局实施了四万亿规模的宽松货币政策以刺激消费和投资，促进经济复苏。总体来看，利率与 M2 同比增长率大多呈反向变动，尤其自 2008 年后这一趋势更为显著，表明金融危机后我国货币当局在实现货币政策目标时，更加倾向于同时运用价格和数量两种工具进行反向操作。

图 2 显示，CPI 和 GDP 与 M2 增长率呈显著正相关，而利率与 M2 增长率则呈负相关，这与经济理论和我国实际情况相符。当货币供应量快速增长时，表明央行实施了宽松的货币政策，利率随之下降，投资增加，进而推动产出增长。同时，市场中流通的货币

量增多，导致通胀率上升。反之，当货币供应量增长率下降时，利率上升，投资减少，产出也随之减少，市场中的货币量减少，通胀率随之下降。

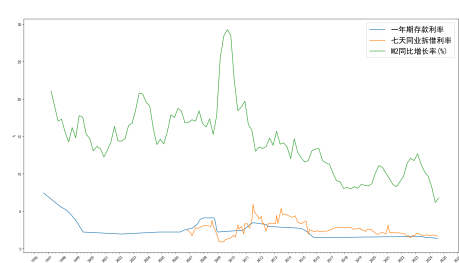


Figure 1: M2 同比增长率与两种利率

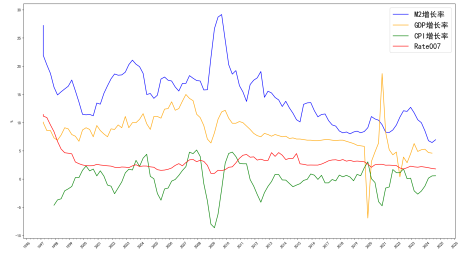


Figure 2: M2、GDP、CPI 增长率和利率

在图 3 中可以观察到，投资与利率呈现出清晰的负相关性：利率上升时，投资活动趋于减少；反之，当利率下降时，投资则有所增加。然而，消费与利率之间的关联性并不显著。从图 4 来看，尽管人民币有所升值，我国的净出口并未出现下滑，我国长期保持贸易顺差状态。按照常规理论，货币升值通常会使得出口商品价格上升，进口商品价格下降，从而导致贸易顺差减少或转变为逆差。但我国的情况并非如此，这说明除了汇率因素外，还有其他关键因素在支撑我国的贸易水平，例如较低的人工成本和规模经济效应等。

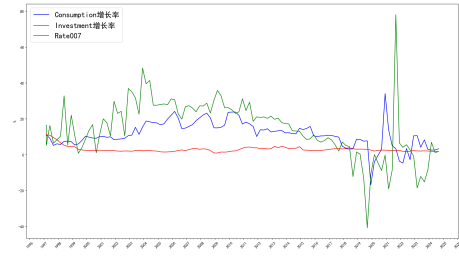


Figure 3: 消费增长率与投资增长率、利率

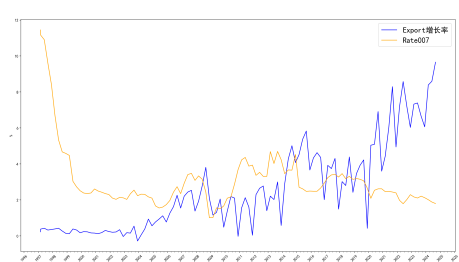


Figure 4: 净出口增长率和利率

(2) 设定符号约束

在本文的模型识别中，我们引入紧缩性货币政策冲击，研究紧缩性货币政策对宏观经济主要变量的影响。我们根据经济常识和公认的经济理论对冲击的影响效果进行约束。简单来看，货币当局实施紧缩性货币政策时，主要是通过提高市场利率，或者减少货币供应量（或降低货币供应量增长率）；由于市场整体货币量减少，将进一步降低通货膨胀率，CPI 下降；企业因需要承担更高的融资成本，因此投资（或其增长率）减少（或者降低）；对于个人而言，利率的提升将提高储蓄倾向，而降低消费水平；对于整体产出而言，伴随投资和消费水平的降低，产出水平呈现下滑趋势。详见表 1。

货币政策冲击	
Rate	+
M2	-
GDP	-
CPI	-
Consumption	-
Investment	-

Table 1: 符号约束

(3) 实证估计

参考前文中介绍的 SVAR 模型 (2) 式, 本文为了区分价格型货币政策及数量型货币政策, 分别设置基础模型一和模型二:

$$\text{模型一: } Y_1 = (Rate, CPI, CON, Invest, HP, NE, GDP)'$$

$$\text{模型二: } Y_2 = (M2, CPI, CON, Invest, HP, NE, GDP)'$$

模型一中的变量分别代表: 利率、价格、消费、投资、房价、股价、净出口和产出, 模型二中的 M2 代表货币供应量, 其他与模型一相同。本文利用 MATLAB 2022a 软件进行该部分的实证检验。首先, 设置滞后阶数为 1。且包含常数项, 拟定抽样次数设置为 1000, 据上文中约定的识别条件对紧缩性货币政策的冲击进行识别, 最终保留 1000 个符合约束的结构矩阵 A. Scholl and Ulig (2008) 认为符号约束识别冲击时, 过长或过短的脉冲响应期限都不合适, 以往文献均将脉冲响应期限设定在 20 35 之间, 本文拟将脉冲响应期限设定为 $nstep=25$ 。模型变量 $nvar=8$, 对于符合约束的期限, 因为是季度变量, 我们参考前人研究将约束期数设置为 4, 即 $KMIN=1, KMAZ=4$ 。

起初, 我们审视了模型一得出的宏观经济变量对利率冲击的脉冲响应图 (图 5), 从中可得出以下结论: 利率的提升在短期内对产出、通胀、消费以及投资均产生了负面效应, 这与经济学的基本原理相符。具体来说, 采取紧缩性货币政策会抑制投资和消费, 进而导致产出和通胀率的下降。随着时间推移, 利率对这些宏观经济变量的影响力逐渐减弱并趋于零。此外, 利率变动对进出口的影响微乎其微, 这表明汇率传导机制在影响进出口以及产出方面效果不佳。对于房价而言, 提高利率虽能在短期内产生影响, 但这种影响并不持久, 房价很快就会回升, 反映出利率在调控房价方面的效力有限。

进一步地, 我们分析了模型二中宏观经济变量对货币供应量冲击的脉冲响应图 (图 6)。结果显示, 货币供应量的减少在短期内同样对产出、通胀、消费和投资产生了不利影响, 这与我们的预期一致。与利率模型相比, 数量型货币政策对通胀的冲击效果更为

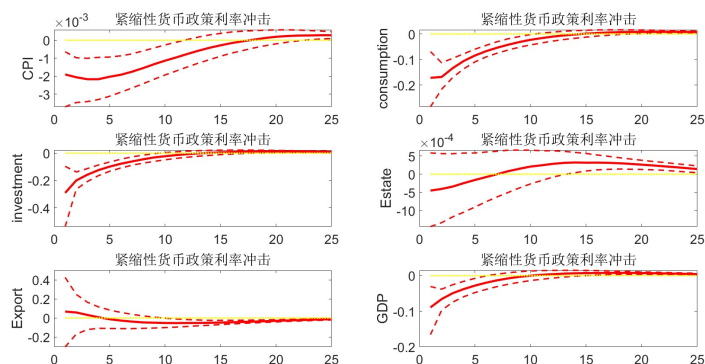


Figure 5: 变量对利率冲击脉冲相应图（1997Q1-2024Q3）

显著，更契合我们的预期。从长期视角来看，货币供应量的增长率下降对消费、投资和产出的负面影响持续时间较长。与利率类似，货币供应量的调整对净出口和股价的影响不大，对房价的影响也呈现出短期负面后迅速反弹的模式。

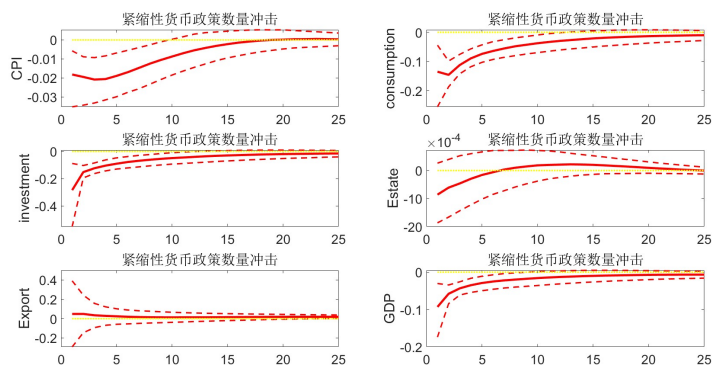


Figure 6: 变量对货币供应量冲击脉冲相应图（1997Q1-2024Q3）

(4) 比较模型

方面增加社会融资规模季度增长率作为银行信贷的代理变量, 城镇登记失业率作为失业率代理变量, 考察货币政策冲击对银行信贷以及失业率的影响, 而这两种指标公布时间较晚, 因此比较模型的期限只能选用 2003Q1-2019Q4 的数据; 另外一方面, 删除股票市场价格变量和净出口变量; 最后, 我们通过期限调整比较上述变量对货币政策冲击的反应, 观察近年来货币政策效果是否发生变化, 发生了哪些变化。

建立比较模型三和模型四:

$$\text{模型三: } Y_3 = (Rate, CPI, CON, Invest, HP, Credit, Unemployment, GDP)'$$

$$\text{模型四: } Y_4 = (M2, CPI, CON, Invest, HP, Credit, Unemployment, GDP)'$$

模型三脉冲响应期限依然选定为 $nstep=25$, 模型四脉冲响应期限依然选定为 $nstep=40$ (为了能够更好观察收敛性), 模型变量 $nvar=8, KMIN=1, KMAZ=4$ 。

经对比图 7 与图 5 可察觉到数项差异: 其一, 利率对投资的即时冲击力度有所衰减, 在 1996 年第一季度至 2019 年第四季度这一区间 (以下简称“时段 1”) 内, 该冲击大约为 0.3 个单位, 而在 2003 年第一季度至 2019 年第四季度这一区间 (以下简称“时段 2”) 内, 则减至约 0.15 个单位; 其二, 利率冲击对社会融资规模仅产生短期效应, 且在首两个时期内迅速消退。通常而言, 利率的上升会增加社会融资成本, 进而导致融资规模缩减, 但由于我国存在大量影子银行, 其融资成本受市场基准利率影响较小, 而我们所采用的社会融资总规模数据又涵盖了影子银行融资, 这可能是导致冲击影响迅速归零的原因; 其三, 利率冲击对失业率产生负面影响, 每单位的利率冲击会使失业率下降约 0.005 个单位, 且这种影响具有持续性; 其四, 在时段 2 中, 利率冲击对房价的影响有所增强。

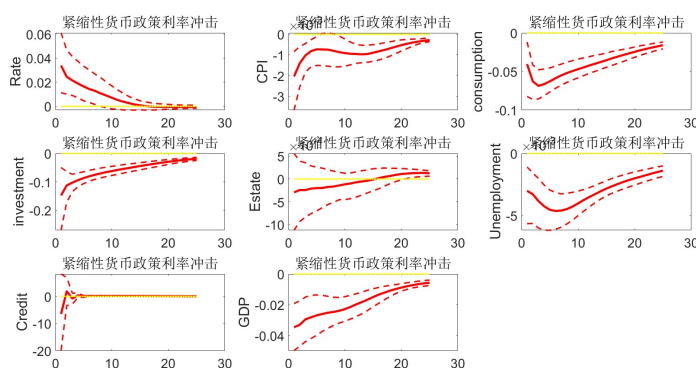


Figure 7: 变量对利率冲击脉冲相应图 (2003Q1-2024Q3)

再看图 8 与图 6 的对比分析结果: 首先, 货币供应量对产出、投资和消费的即时冲击力度减弱, 反映出近年来货币供应量政策的效果有所降低; 其次, 货币供应量冲击对社会融资规模同样只带来短期的负向影响, 并且这种影响很快就会消失。一般情况下, 货币供应量的减少会降低市场流动性, 推高融资利率, 从而使社会融资规模下降, 但目前的冲击结果表明, 存在其他因素干扰了这一传导机制, 笔者推测这与近年来影子银行业务的发展有关; 再次, 货币供应量冲击对失业率的长期影响为负, 每单位的货币供应量冲击会使失业率下降约 0.003 个单位; 最后, 房价对货币供应量冲击的即时反应并不明显。

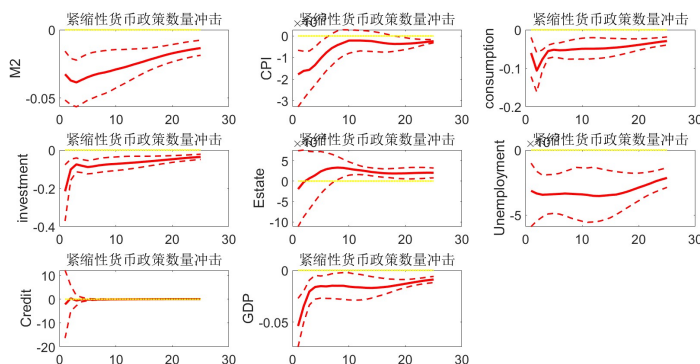


Figure 8: 变量对货币供应量冲击脉冲相应图 (2003Q1-2024Q3)

4. 不同货币政策的时变冲击效应

(1) 变量选取与数据处理

本文模型中共涉及到两个货币政策变量, 包括利率、货币供应量; 涉及两个货币政策最终目标变量, 即产出和通胀率, 利率采用七天银行间同业拆借加权平均利率记为 $Rate$, 货币供应量采用 $M2$ 同比增长率记为 $M2$, 产出采用 GDP 季度同比增长率, 通胀率采用 CPI 季度平均值。因部分数据 1996 年才开始公布, 因此本次实证分析的样本区间为 1996Q1-2024Q3, 样本点共计 111 个: 以上数据均来自中经网。

(2) 实证估计

首先选取 VAR 模型的滞后阶数, 货币供应量的 VAR 模型中滞后阶数 $Lag=2$, 利率的 VAR 模型中滞后阶数为 $ag=3$, 继而按照式建立 TVP-VAR 模型。

模型五: $Y_5 = (GDP, CPI, M2), Lag = 2, T = 25$, 估计区间: 1997 年第 1 季度-2024 年 3 季度, $N=111$

模型六: $Y_6 = (GDP, CPI, Rate), Lag = 3, T = 30$, 估计区间: 1997 年第 1 季度-2024 年 3 季度, $N=111$

本文程序软件利用 Matlab R2022a 进行抽样次数共计 10000 次, 基础代码来源于于 (<https://sites.google.com/site/jnakajimaweb/>) 以及企研数据的修改。

(3) 实证结果—价格型货币政策的脉冲分析

观察图 9 至 11, 可得出以下综合观察结果: 实施提升利率的紧缩性货币政策, 通常会导致产出缩减及通胀率下降, 且随着时间推移, 这种冲击效应会逐渐减弱并最终归于零。若分阶段考量, 近年来疫情的爆发对产出和通胀的脉冲响应产生了显著干扰。特别是疫情爆发后, 产出大幅下滑, 致使 2019 年之后的冲击效应偏离了原有轨迹。若聚焦于

2019 年之前的数据，会发现随着时间序列的延伸，产出和通胀的长期响应效应显著衰减，其负面冲击的持续时长也明显缩短。例如，2005 年第一季度时，GDP 的冲击响应在第 10 期达到最大值 0.06 个单位，而到了 2012 年第一季度，这一峰值在第 6 期便已出现，且仅为 0.03 个单位。此外，利率政策对产出的影响时长较对通胀的影响更短。这表明利率政策对产出和通胀的冲击效应具有明显的时变特性。尽管近年来利率市场化程度不断提高，但利率传导机制仍存在阻塞，导致利率难以有效引导宏观经济目标的长期走势。

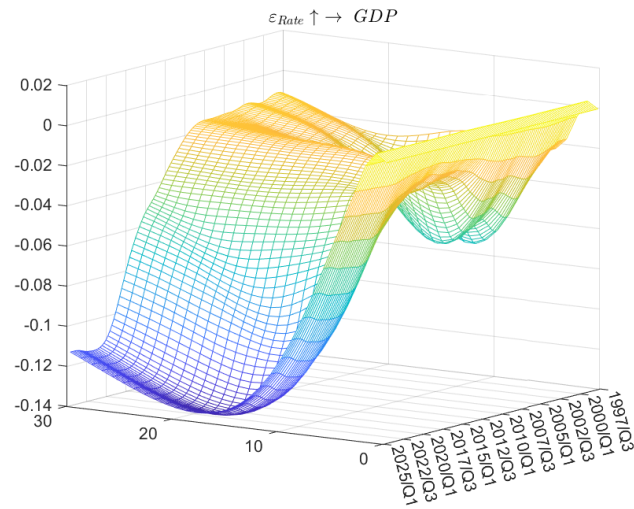


Figure 9: 利率政策对产出的三维脉冲

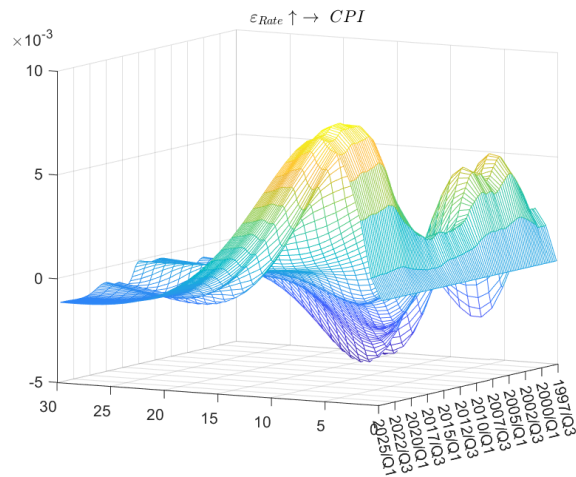


Figure 10: 利率政策对通胀的三维脉冲

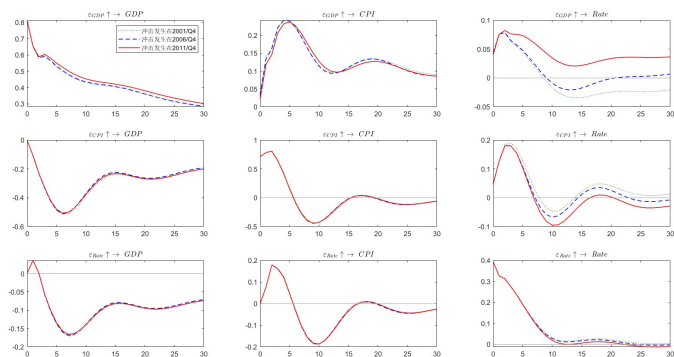


Figure 11: 利率政策的时变脉冲

(4) 实证结果——数量型货币政策的脉冲分析

观察图 12 至 14，我们发现，当货币供应量增加时，所实施的宽松型货币政策能够刺激产出增长并提升通胀率。具体而言，每单位正向的货币供应量冲击，会使产出和通胀率在即刻分别上升约 0.2 个单位。通胀的冲击效应在第三期达到最高点后开始减弱，而产出的正面影响持续时间逐渐延长，且其峰值出现的时间也不断延后。以 2002 年第四季度为例，正向效应大约持续 10 期后开始下降；然而，自 2012 年起，正向效应在第 12 期达到更高峰值，且峰值幅度更大。这表明货币供应量对产出的冲击效应随时间而变化，具有时变特性，而通胀率的冲击效应则未显示出明显的时变特征。

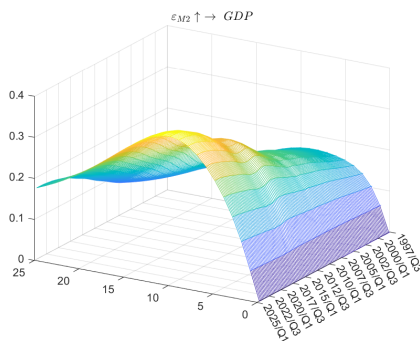


Figure 12: 数量政策对产出的三维脉冲

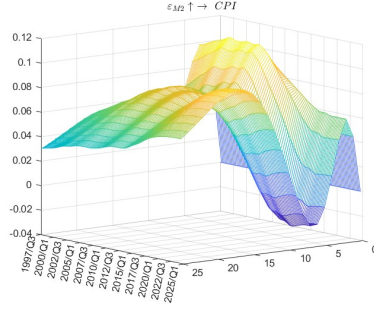


Figure 13: 数量政策对通胀的三维脉冲

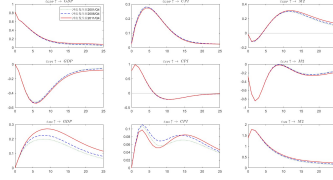


Figure 14: 数量政策的时变脉冲

5. 结论和建议

本研究通过构建包含利率和货币供应量与主要宏观经济变量的符号约束 SVAR 模型，以及利率、货币供应量与产出、通胀率的 TVP-VAR 模型，得出以下发现：(1) 我国货币政策的传导机制存在不畅，具体表现为汇率和股市资产价格传导路径效果不佳，货币政策对进出口等变量的影响微弱。(2) 利率和货币供应量对社会融资规模的影响有限，这可能与近年来影子银行的快速增长有关，影子银行的扩张对货币政策传导产生了阻碍。(3) 近年来货币政策冲击对房价的影响有所增强，房地产市场在货币政策传导中的作用不容忽视。(4) 利率对产出和通胀率、货币供应量对产出的冲击效应均呈现出明显的时变特征，主要表现为冲击影响的持续时间缩短，反映出近年来货币政策的长期效果有所减弱。(5) 从影响幅度上看，利率对产出的影响大于货币供应量，而货币供应量对通胀率的影响则大于利率。(6) 就冲击的持续时间而言，利率政策的效果持续时间虽长于货币供应量，但这一优势正逐渐缩小。(7) 最后，疫情的爆发导致产出和利率的变动模式与以往规律出现显著偏差，产出出现明显下滑。

6. 附录

6.1 利率冲击 TVB-VAR 模型其余相关结果

参数估计 (第一行是自相关图；第二行是取值路径的平稳性；第三行是取值的有效性，越接近正态分布越有效)，如图 15

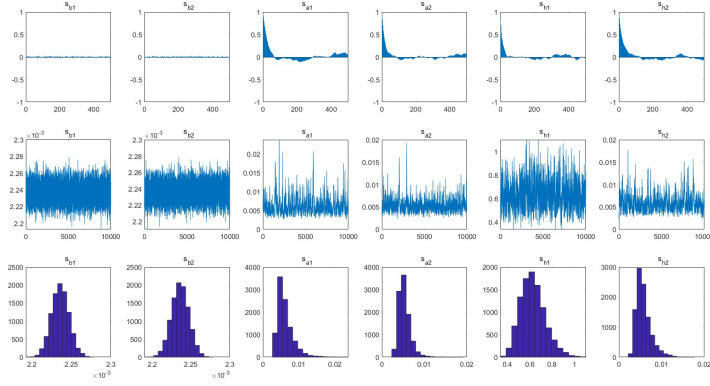


Figure 15: 利率政策参数估计

各变量间的随机波动率的时变特征，如 GDP 的时变特征准确显示了 2020 年后疫情对于 GDP 的冲击，如图 16

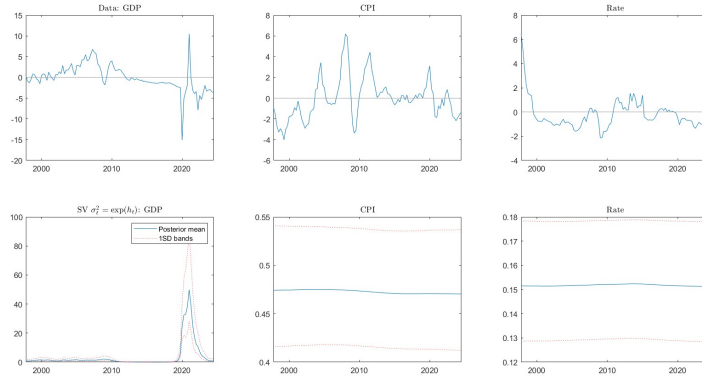


Figure 16: 利率政策随机波动率的时变特征

变量间时变关系图，如图 17

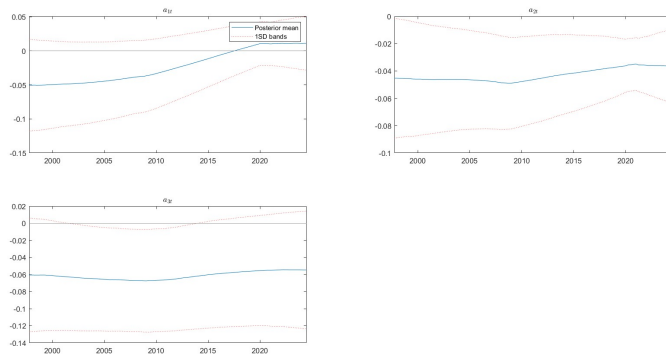


Figure 17: 变量间时变关系图

不同提前期的脉冲响应图，如图 18

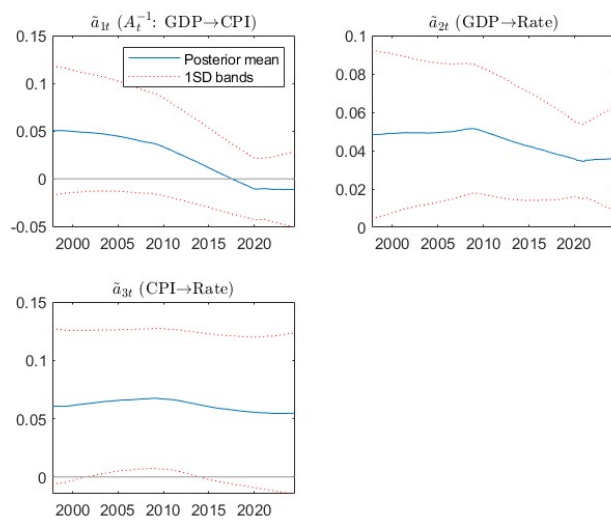


Figure 18: 不同提前期的脉冲响应图

6.2 数量型冲击 TVB-VAR 模型其余相关结果

参数估计 (第一行是自相关图；第二行是取值路径的平稳性；第三行是取值的有效性，越接近正态分布越有效)，如图 19

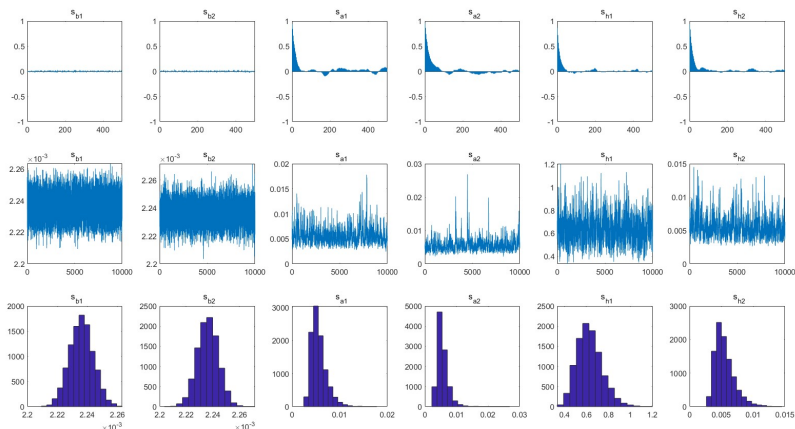


Figure 19: 数量政策参数估计

各变量间的随机波动率的时变特征，如 GDP 的时变特征准确显示了 2020 年后疫情对于 GDP 的冲击，如图 20

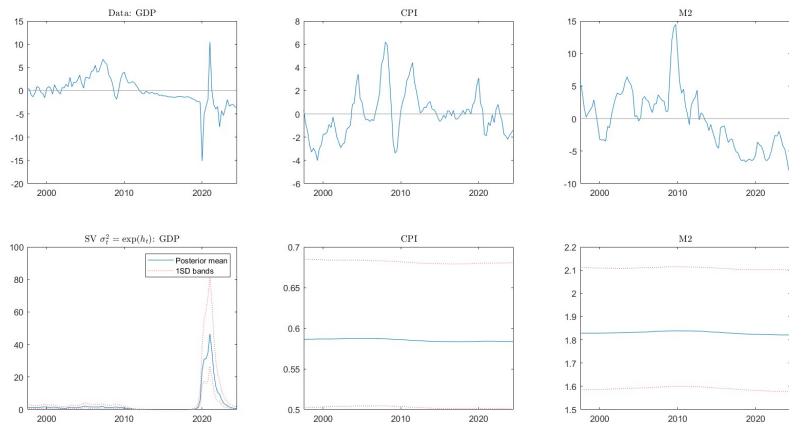


Figure 20: 数量政策随机波动率的时变特征

变量间时变关系图，如图 21

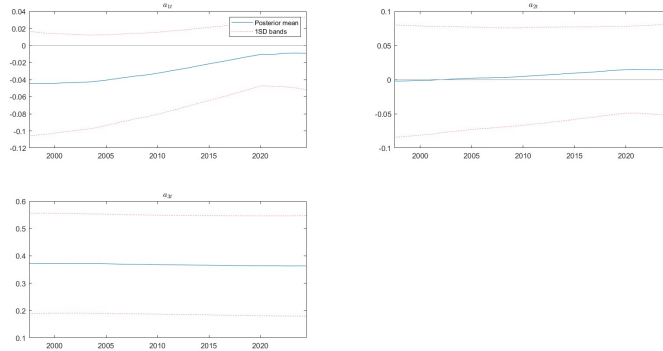


Figure 21: 变量间时变关系图

不同提前期的脉冲响应图，如图 22

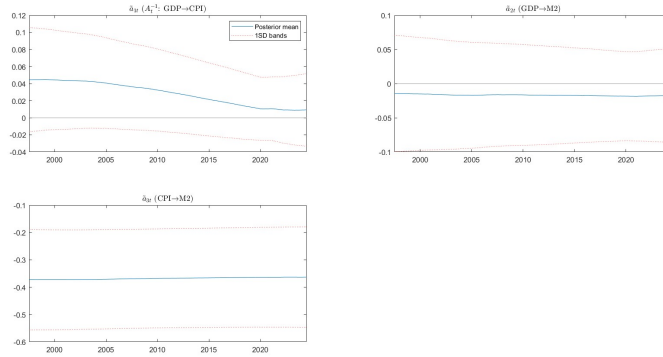


Figure 22: 不同提前期的脉冲响应图

References

- [1] Rothenberg T J , Identification in Parametric Models[J]. Econometrica, 1971, 31 (3): 577- 591.
- [2] Rubio R , Juan F , Waggoner D F , Daniel F , Tao Z , Structural Vector Autoregressions: Theory of Identification and Algorithms for Inference[J]. Review of Economic Studies, 2010, 77 (2): 665- 696.

- [3] Faust J , The Robustness of Identified VAR Conclusions About Money[J]. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 2009, 49, 207- 244.
- [4] Uhlig H , What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure[J]. Journal of Monetary Economics, 2005, 52 (2): 381- 419.
- [5] Peersman G , What Caused the Early Millennium Slowdown? Evidence Based on Vector Autoregressions[J]. Journal of Applied Econometrics, 2005, 20, 185- 207.
- [6] Min F , Wen F H , Wu N , Assessing the Effectiveness of Monetary and Fiscal Policies on Chinese Investment and Consumption[J]. China Journal of Econometrics, 2021, 1 (1): 94- 113.
- [7] Li C , Ma W T , Wang B , Inflation Expectation, the Selection of Monetary Policy Instruments and Economy Stability[J]. China Economic Quarterly, 2011, 10 (1): 51- 82.
- [8] Sheng T X , Fan C L , Should Credit Regulation Choose Quantitative or Price Tools?[J]. Studies of International Finance, 2012, (5): 26- 33.
- [9] Ouyang Z G , Xue L , Directional Adjustment Effect of Various Monetary Policy Instruments on Characteristic Enterprises under the New Normal[J]. Journal of Management World, 2017, (2): 53- 66.
- [10] Guo Y M , Chen W Z , Chen Y B , The Decreasing Effectiveness of China's Monetary Policy and Expectation Management[J]. Economic Research Journal, 2016, 51 (1): 28- 41.
- [11] Zhang W L , China's Monetary Policy: Quantity Versus Price Rules[J]. Journal of Macroeconomics, 2009, 31 (3): 473- 484.
- [12] Bian Z C , Hu H Q , Should China's Monetary Policy Choose Price or Quantity Tools? An Analysis Based on DSGE Model[J]. Studies of International Finance, 2015, (6): 12- 20.
- [13] Li X F, Wang H, (2019). The Effective of China's Monetary Policy: Quantity Versus Price Rules[J]. North American Journal of Economics and Finance.

- [14] Abdullahi, Bala, (2016), Time-Varying VAR with Stochastic Volatility and Monetary Policy Dynamics in Nigeria, Economics Bulletin, 36, issue 4, p. 2237-2249.