

货币政策导致经济更稳定吗^{*}

——基于 MS-DSGE 模型的分析

祝梓翔 郭丽娟

内容提要:已有研究对货币政策的稳定功能和时变特征的看法存在分歧。本文构建和估计了一个融合数量型规则的 MS-DSGE 模型。从货币政策的宏观经济效应来看:货币政策起到了稳定经济的作用,后危机时期的“低增长、低通胀”源自技术和政策冲击的共同作用。从货币政策的时变特征来看:政策冲击表现出明显的异方差性,经济处于高波动状态和低波动状态的时间相当,其中基础冲击的异方差性大于政策冲击;政策冲击的解释力在低波动时期强于高波动时期,其对通胀波动的解释力强于对产出波动的解释力;脉冲响应表明基础冲击的影响出现了更为明显的下降。

关键词:经济波动 货币政策 MS-DSGE 模型

一、引言

中国经济在改革开放后变得越来越稳定,这似乎已成为学界的一个共识(孙稳存,2007;殷剑峰,2010;林建浩、王美今,2016),但学界对经济变得更加稳定的原因存在分歧。尤其,货币政策是否导致经济更加稳定一直是学界争论的话题。殷剑峰(2010)认为传统货币政策对经济波动趋稳没有贡献,但更多学者认为货币政策是经济波动趋稳的主要因素(孙稳存,2007;张成思,2010)。也有学者认为投资波动下降才是经济波动趋稳的主要原因(詹新宇、方福前,2012;林建浩、王美今,2013),因为随着市场化改革的深入,民营企业所占比重不断增加,国有企业预算进一步硬化,企业投资更加谨慎,而中国的经济增长主要由投资驱动(Chen et al,2016;Chang et al,2016),因此投资波动的稳定导致整个经济的稳定。中国企业的固定资产投资很大程度受货币政策的影响,因为企业投资的资金主要来自银行贷款。数据显示,中国的银行贷款增长和 M2 增长高度相关(Chen et al,2016)。因此,综合来看,我们有理由猜想货币政策是经济趋稳的重要原因。

为直观考察 M2 增长波动、产出增长波动和通胀波动之间的关系,我们计算了 1992 年第二季度至 2015 年第四季度的滚动窗口波动率,窗口长度为 5 年。其中,季度名义产出、季度 CPI 和季度名义 M2 数据均来自 Chang et al(2016)^①,所有数据均已剔除季节性因素。Chang et al(2016)的当季名义产出数据由国家统计局的季度累计名义产出数据作差得到。由于 M2 是存量数据,Chang et al(2016)的 1996 年后的季度 M2 来自官方每一季度末月数据,1996 年以前的数据通过插值获得。相较于发达国家,除质量问题外,官方数据存在统计口径不一致的问题,因此 Chang et al(2016)的数据优势在于它将国家统计局的数据口径统一起来,避免了在相同方法下研究者因数据使用和处理的差异而得到不同的研究结论。有关 Chang et al(2016)数据的探讨可参见祝梓翔、邓翔(2017)。我们将

^{*} 祝梓翔、郭丽娟,西南交通大学经济管理学院,邮政编码:610031,电子邮箱:zhuzixiang@home.swjtu.edu.cn, gljspring@163.com。本文受教育部人文社会科学研究青年基金项目(16YJC790158、16YJC790021)、四川省统计科学研究计划项目重点项目(2016sc18)资助。感谢 Junior Maih 对本文的帮助和指导,感谢匿名审稿专家的建议,文责自负。

名义产出除以 CPI 转化为实际 GDP, 然后将三个数据取对数一阶差分(近似增长率)。如图 1 左图所示, 产出增长滚动波动率和名义 M2 增长滚动波动率在样本期的相关系数为 0.69, 两者有一定程度的共同变化趋势: 如 1997—2002 年, M2 和产出波动一起大幅下降; 2008 年金融危机后, 随着财政刺激计划的出台, M2 波动突然上升, 产出波动也出现一定程度的增加; 随着经济复苏的结束, 产出波动在 2011 年后开始下降, 但 M2 波动下降时期明显滞后。由图 1 右图可知, 相较于产出, M2 波动和通胀波动更为相似, 两者相关系数高达 0.78, 特别是在 2008 年金融危机以前, M2 的波动变化几乎追随了通胀的波动变化; 2008 年后, M2 的波动幅度超过了通胀的波动; 但在近期, 随着 M2 波动的下降, 通胀波动也开始下降, 两者的偏差缩小。

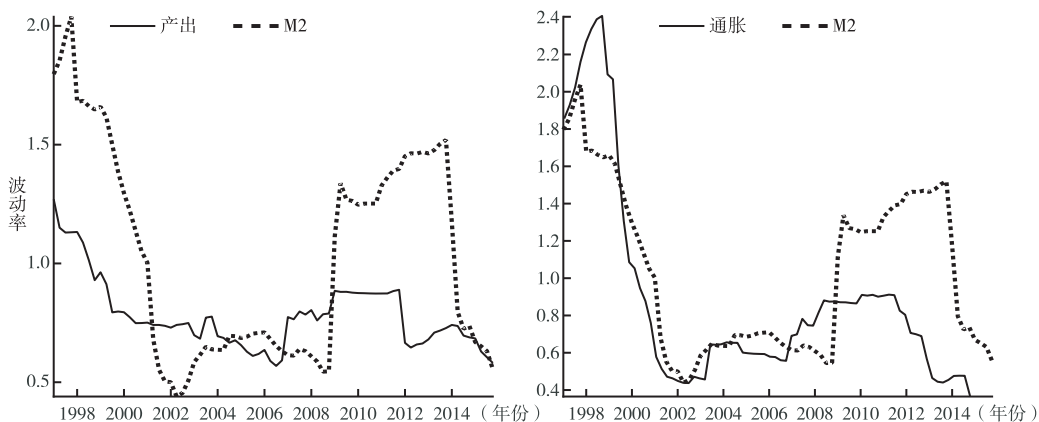


图 1 滚动窗口波动率

尽管单变量分析显示 M2 波动同产出和通胀波动存在某种关联, 但我们仍不确定货币政策就是经济波动的根源, 或者说, 我们仍不清楚货币政策究竟促进了经济稳定还是导致了更大的不稳定。假如货币政策是决定经济波动的主要因素, 那么波动趋稳是来自政策的改良还是政策扰动波动的下降呢? 学术界对该问题还存在明显的分歧。孙稳存(2007)认为货币政策波动下降是经济波动趋稳的主要因素, 张成思(2010)认为经济波动趋稳主要来自货币政策改良。

要讨论以上问题, 还需明确中国的货币政策具体是什么, 是以价格型工具为主还是数量型工具为主。国内许多学者使用泰勒或利率规则描述中国货币政策(马勇, 2013; 王曦等, 2016; 郑挺国、黄佳祥, 2016; 陈创练等, 2016), 利率主要指银行间的同业拆借利率, 然而不少学者持有不同的看法(李成等, 2011; 马文涛、魏福成, 2011; 彭俞超、方意, 2016; Chen et al., 2016)。本文倾向于支持数量型货币政策规则, 主要基于三点理由: (1) 中国的利率并没有完全市场化, 中国人民银行依然可以直接决定一些基本利率(孙稳存, 2007); (2) 由于国债市场规模小, 中央银行很难通过公开市场业务准确调控市场利率(银行间同业拆借利率), 现实情况是中央银行通过控制银行信贷达到经济目标(Chen et al., 2016), 因此数量型政策工具比价格型政策工具更为有效(马文涛、魏福成, 2011; 李成等, 2011); (3) 一个比较新颖的观点是“增长驱动型”目标制约了数量型货币政策向价格型的转化(Chen et al., 2016), 并且这种制约受制于国情还将长期存在下去。

研究货币政策时变特征的常用方法为 TVP-SVAR 或 MS-SVAR, 国内不少学者采用时变 SVAR 分析中国货币政策(陈创练等, 2016; 林建浩、王美今, 2016)。虽然时变 SVAR 方法具有简单灵活的优点, 但关于冲击的识别总是充满争议: 如短期约束常缺乏经济理论支撑, 其中的递归约束受变量顺序的影响, 容易成为令人“难以置信的约束”; 长期约束虽符合自然率假说, 但和 DSGE 模型不兼容(Chari et al., 2008); 符号约束虽逐渐成为主流, 但约束依据常来自 DSGE 模型, Fry & Pagan(2011)认为符号约束并没有真正解决识别问题。总体上, 采用不同约束可能得到完全不同的结论(祝梓翔、邓翔, 2017)。此外, SVAR 方法只能识别简单参数, 无法识别一些“深度参数”。相较而言, DSGE 模型具有一些优势。

本文不是首先使用 MS-DSGE 模型研究中国经济的文献。贾彦东、刘斌(2015)采用 MS-DSGE

模型测算了中国的财政极限。白仲林、汪玲玲(2014)探讨了 MS-DFM 和 MS-DSGE 模型之间的关系,识别和解读了不可观测动态因子和共同动态因子。但已有研究存在明显的不足:(1)这些文献的 Markov 转换机制过于简单,均为外生给定,并没有评估哪种转移机制更适合,如贾彦东、刘斌(2015)仅对政府转移支付设置了一个两状态转移过程,采用校准方式做了简单分析,而白仲林、汪玲玲(2014)对价格粘性参数和货币政策反应系数设置了 Markov 过程,但并未说明过程的具体形式,也没有进行数值分析;(2)所有文献均没有尝试估计模型参数和转移概率矩阵。这些不足使我们对 Markov 转移机制在 DSGE 模型中所起的作用并不清楚。本文的主要贡献是基于 MS-DSGE 模型框架估计模型参数和转移概率,比较不同转移机制模型的优劣,评估转移机制的内生性,并对货币政策的稳定作用和时变特征进行分析。

二、模型设计

本文的 DSGE 模型来自 Ireland(2003)的简化型。代表性家户的偏好取决于最终品消费、闲暇和实际货币余额。在完全竞争市场,家户从最终品企业购买消费品,并向中间品企业提供资本和劳动。由于不同中间品无法完全替代,因此中间品企业具有一定垄断力和定价权,并且面临价格的调整成本。

(一)家户

家户满足预算约束:

$$\frac{M_{t-1} + B_{t-1} + T_t + W_t L_t + D_t}{P_t} \geq C_t + \frac{M_t}{P_t} + \frac{B_t}{R_t P_t} \quad (1)$$

其中, $M_t, T_t, B_t, W_t, D_t, P_t$ 分别表示名义货币存量、中央银行的一次性转移支付、一期无风险名义债券、名义工资率、来自中间品企业的名义利润和最终品价格; C_t 表示实际消费, L_t 表示劳动, R_t 表示债券的总体名义利率。假设家户的偏好取决于实际变量: $E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ a_t \log C_t - \frac{L_t^{1+\omega}}{1+\omega} + \log \left(\frac{M_t}{P_t} \right) \right\}$ 。其中, $0 < \beta < 1$ 表示主观折现率, $\omega > 0$ 表示劳动供给弹性的倒数, a_t 表示偏好冲击,并服从如下随机过程:

$$\log a_t = \rho_a \log a_{t-1} + \sigma_a \cdot \epsilon_{a,t} \quad (2)$$

其中, $0 < \rho_a < 1, \epsilon_{a,t} \sim N(0, 1), \sigma_a > 0$ 表示扰动标准差的规模系数。在传统凯恩斯模型,该过程相当于针对 IS 曲线的冲击,因此可视为需求冲击。

(二)最终品企业

最终品企业按价格 $P_t(i)$ 向中间品企业 i 购买 $Y_t(i)$ 单位中间品,生产 Y_t 单位最终品:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (3)$$

其中, $\theta > 1$ 表示中间品需求的价格弹性。最终品企业的一阶条件为:

$$Y_t = \left[\frac{P_t(i)}{P_t} \right]^{\theta} Y_t(i) \quad (4)$$

完全竞争使最终品厂商获得零利润:

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(i)^{1-\theta} di \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (5)$$

(三)中间品企业

中间品企业雇佣劳动 $L_t(i)$ 生产 $Y_t(i)$ 单位中间品:

$$Y_t(i) = Z_t L_t(i) \quad (6)$$

技术冲击 Z_t 为带漂移项的随机游走过程:

$$\log Z_t = \log \bar{Z} + \log Z_{t-1} + \sigma_z \cdot \varepsilon_{z,t} \quad (7)$$

其中, $\bar{Z} > 1$ 表示经济的长期平均增长率, $\varepsilon_{z,t} \sim N(0, 1)$, $\sigma_z > 0$ 。在均衡条件下, 该冲击是针对菲利普斯曲线的扰动, 可视为供给冲击。假设中间品企业面临二次名义价格调整成本: $\frac{\phi_p}{2} \left[\frac{P_t(i)}{\pi P_{t-1}(i)} - 1 \right]^2 Y_t$ 。其中, $\phi_p > 0$ 表示调整成本系数, $\bar{\pi} > 1$ 表示总体稳态通货膨胀率。中间品企业通过选择价格 $P_t(i)$ 最大化利润现值: $E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left(\frac{a_t}{C_t} \right) \left[\frac{D_t(i)}{P_t} \right]$ 。其中, $\beta^i \left(\frac{a_t}{C_t} \right)$ 衡量了增加一单位实际利润带给家户的边际价值:

$$\frac{D_t(i)}{P_t} = \left[\frac{P_t(i)}{P_t} \right]^{1-\theta} Y_t - \left[\frac{P_t(i)}{P_t} \right]^{-\theta} \left(\frac{W_t}{P_t} \right) \left(\frac{Y_t}{Z_t} \right) - \frac{\phi_p}{2} \left[\frac{P_t(i)}{\pi P_{t-1}(i)} - 1 \right]^2 Y_t \quad (8)$$

(四) 中央银行

一些观点认为央行货币政策委员会的决策依据主要来自上一季度经济状态 (Chen et al, 2016); 另一些观点认为货币政策存在时滞, 因此央行在制定货币政策时具有前瞻性 (马文涛、魏福成, 2011; 李成等, 2011)。为避免陷入争议, 我们采用折中设计。由于潜在产出和产出缺口无法观测, 且对滤波方式较为敏感, 假设中央银行通过调整当季的名义货币增速应对当季的通胀和产出增长变化 (彭俞超、方意, 2016)。虽然国外主流文献采用产出缺口, 但有关中国的产出缺口还存在争议, 如马文涛、魏福成 (2011) 认为基于 DSGE 模型估计的产出缺口更好, 郑挺国、王霞 (2010) 认为 HP 滤波后的产出缺口最不可信。从中国人民银行的实际操作来看, 货币政策委员会根据已有的经济增长率提出政策建议, 而不是根据不可观测的潜在产出 (Chen et al, 2016)。李成等 (2011) 认为产出缺口的不可观测性和测度误差会显著影响调控效率, 因此产出增长率可能是更好的选择。令 $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ 表示总体通货膨胀率, $\mu_t = \frac{M_t}{M_{t-1}}$ 表示名义货币供给增速, 可得:

$$\log \left(\frac{\mu_t}{\mu} \right) = \rho_m \log \left(\frac{\mu_{t-1}}{\mu} \right) - \omega_y \log \left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} \right) - \omega_\pi \log \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right) + \sigma_m \cdot \varepsilon_{m,t} \quad (9)$$

其中, $0 < \rho_m < 1$, $\omega_y > 0$, $\omega_\pi > 0$, $\varepsilon_{m,t} \sim N(0, 1)$ 表示货币政策冲击, $\sigma_m > 0$ 。

(五) 对称性均衡

在均衡状态下, 所有中间品厂商做出相同决策, 因此, $Y_t(i) = Y_t$, $L_t(i) = L_t$, $P_t(i) = P_t$, $d_t(i) = \frac{D_t(i)}{P_t} = \frac{D_t}{P_t} = d_t$ 。此外, 市场出清意味着 $M_t = M_{t-1} + T_t$ 并且 $B_t = B_{t-1} = 0$ 。根据传统的处理方式, 我们将模型系统平稳化和对数线性化, 最后得到模型的状态空间形式。

三、数量分析

(一) RISE 工具箱和转移概率

由于传统的 dynare 软件无法估计非线性 RS-DSGE 模型, 本文的估计和求解方法来自 Maih (2015) 的扰动法, 估计代码借助 Maih 所写的 RISE (Rationality in Switching Environment) 工具箱, RISE 是一种基于 Matlab 平台的面向对象工具箱, 主要用于求解和估计非线性 RS-DSGE 模型。

RISE 工具箱的核心求解方法主要来自 Foerster et al (2016) 的高阶扰动方法。不同于 Liu et al (2011) 的求解, 我们不需将模型的解写为 VAR(1) 的线性转移函数形式, 而是通过高阶扰动法和迭代算法近似求解出非线性转移函数。Foerster et al (2016) 采用“分块扰动” (Partition Perturbation) 的方法, 将转换参数分为两组: 一组参数影响模型稳态, 另一组参数不影响稳态。这种做法的弊端在于分块会产生大量的交叉乘积项, 运算量很大。RISE 工具箱不需要将转换参数分块, 因此更有效率。某种程度上, Foerster et al (2016) 的“分块扰动”仅仅是 RISE 处理的一个特例。

和 Foerster et al(2016)一样, Maih(2015)的扰动法将转移概率内生。转移概率的内生性是指 RISE 在估计 RS-DSGE 模型参数时,并不区分转移概率、扰动标准差和其他结构参数。转移概率既可以是恒定的,在这种情况下,转移概率和其他待估参数没有分别;转移概率也可以是时变的,此时转移概率是其他参数和变量的函数。如果转移概率为恒定,我们称之为马尔科夫转换(Markov-Switching,简称为 MS)。显然,转移概率影响着模型的解和似然函数。本文将转移概率视为一个待估的参数,该参数融合在整个方程系统中。令加黑变量表示向量或矩阵,本文的方程系统可描述为:

$$E_t \sum_{r_{t+1}=1}^h t p_{r_t, r_{t+1}}(I_t) \tilde{d}_{r_t}(v) = 0 \quad (10)$$

其中, E_t 表示期望算子, \tilde{d}_{r_t} 表示有关向量 v 的非线性函数向量, $r_t = 1, 2, \dots, h$ 表示在时刻 t 所处的机制, $t p_{r_t, r_{t+1}}(I_t)$ 表示从当前的机制 r_t 转换到下一期的机制 r_{t+1} 的转移概率, I_t 表示时期 t 的信息集。转移概率之所以内生,是因为我们假设 $t p_{r_t, r_{t+1}}$ 是 t 时期信息集 I_t 的函数, I_t 包含了经济主体在 t 时期能够获得的一切信息,包括当期、上一期的不可观测变量、可观测变量和转换参数。换句话说,在似然函数中, $t p_{r_t, r_{t+1}}(I_t)$ 可视为一个待估参数。我们对转移概率的唯一约束是影响转移概率的参数不发生机制转换。 $n_v \times 1$ 维向量 v 定义为: $v = [b_{t+1}(r_{t+1})' f_{t+1}(r_{t+1})' s_t(r_t)' p_t(r_t)' b_t(r_t)' f_t(r_t)' p_{t-1}' b_{t-1}' \epsilon_t' \theta_{r_{t+1}}']'$ 。其中, s_t 表示 $n_s \times 1$ 维静态向量; f_t 表示 $n_f \times 1$ 维前瞻向量; p_t 表示前定向量; b_t 表示具有前定和前瞻性双重特征的向量; ϵ_t 表示标准冲击向量, $\epsilon_t \sim N(0, I_{n_\epsilon})$; $\theta_{r_{t+1}}$ 表示转移参数向量。令 \hat{x}_t 表示变量的对数线性化形式,在本文的简化六变量线性方程系统中,没有静态变量, $p_t = [\hat{\mu}_t, \hat{m}_t, \hat{a}_t, \hat{z}_t]'$, $f_t = [\hat{\pi}_t]'$, $b_t = [\hat{y}_t]'$, $\epsilon_t = [\epsilon_{a,t}, \epsilon_{z,t}, \epsilon_{m,t}]'$ 。此外,转移机制设计和观测变量方程将在后文进一步阐述。

(二) 估计策略

1. 数据选择。和前文一样,我们选择 Chang et al(2016)的季度宏观数据,包括当期名义季度 GDP、季度 CPI、名义季度货币供给 M2,所有数据均已剔除季节性。我们将名义 GDP 除以 CPI 得到实际 GDP。所有数据取对数一阶差分(近似增长率),令 $\Delta \log X_t^{Data}$ 表示观测变量, \hat{x}_t 表示对数线性化变量,于是有:

$$\begin{bmatrix} \Delta \log Y_t^{Data} \\ \Delta \log \pi_t^{Data} \\ \Delta \log M2_t^{Data} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{Z} \\ \bar{\pi} \\ \bar{\pi} + \bar{Z} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{y}_t - \hat{y}_{t-1} \\ \hat{\pi}_t - \hat{\pi}_{t-1} \\ \hat{M2}_t - \hat{M2}_{t-1} \end{bmatrix} \quad (11)$$

我国经济在 1994—1995 年发生了严重通胀,这段时期的通胀波动率很高,直到 1996 年经济才实现“软着陆”(欧阳志刚、史焕平,2010)。本文分析表明,采用和不采用这段时间样本的结果差异巨大,由于这段时期的特征过于突出,它会主导整个估计结果,掩盖后期的波动特征,造成我们对近 20 年的经济波动变化形成“误判”。具体结果参见下文稳健性检验。此外,林建浩、王美今(2013)认为市场化的宏观调控体系直到 1996 年后才逐步建立,王成勇、艾春荣(2010)认为 1996 年可视为中国经济波动的分界点。为此,本文舍掉 1992 年第一季度至 1995 年第四季度这部分数据,这和陈创练等(2016)的选择一致。

DSGE 模型的基础是平衡增长路径,但数据显示中国的实际产出增速和 M2 实际增速并不严格满足该条件。根据 Chang et al(2016),1996 年第一季度至 2015 年第四季度的产出和实际货币余额的实际平均增长率分别为 2.47% 和 3.36%,如果使用产出增长率剔除所有变量的长期趋势会得到均值非零的观测序列,这和线性化后的内生变量不对应。由于长期趋势不是本文关注的重点,为避免问题复杂化,我们将产出和 M2 增速分别剔除各自的平均增长率(Ireland,2003)。

2. 参数校准。我们将主观折现率 β 设为 0.99(马勇,2013;彭俞超、方意,2016;郑挺国、黄佳祥,2016),该值意味着年化利率为 4%;稳态劳动 \bar{L} 设为 1/4;产出的长期实际增长趋势 \bar{Z} 和稳态通胀率 $\bar{\pi}$

分别设为 1.0247 和 1.0050, 这和 1996 年第一季度至 2015 年第四季度的数据相对应; 中间品需求价格弹性 θ 设为 11(马勇, 2013; 王曦等, 2016)。

3. 先验设计。需估计的参数为 ϕ_p, ω 以及所有外生参数。参考 Chang et al(2015)对中国的设计, 我们假设 $\phi_p \sim \text{Beta}(60, 15)$ 。国内对劳动供给弹性(ω 的倒数)没有统一的认识, 有的大于 1(马勇, 2013; 刘晓星、姚登宝, 2016), 有的小于 1(马文涛、魏福成, 2011; 王曦等, 2016), 这是由于没有可靠的高频宏观劳动数据所致, 这仍是一个具有争议的问题, 本文将劳动供给弹性的倒数设为 $\omega \sim \text{Gamma}(1, 0.5)$ 。参考彭俞超、方意(2016)的设计, 本文将货币政策系数的先验设为 $\phi_r \sim \text{Gamma}(1.5, 0.3)$ 、 $\phi_\pi \sim \text{Gamma}(0.5, 0.1)$ 。借鉴 Justiniano et al(2010)的设计: 我们将结构冲击的自回归系数的先验均值和标准差设为 0.6 和 0.2, 服从 Beta 分布; 将扰动项的先验均值和标准差设为 0.5 和 1, 服从逆 Gamma 分布。

最后, 参考 RISE 工具箱中的案例, 我们假设不同状态之间的转移概率系数的先验服从 Beta(0.20, 0.11), 该取值意味着概率系数 90% 置信区间为 [0.05, 0.40]。需指出, 虽然 Liu et al(2011)都假设概率系数服从 Dirichlet 分布, 但 Dirichlet 分布是一种多变量一般化的 Beta 分布, 两者相似, 并且在两机制模型中, Dirichlet 分布等价于 Beta 分布。

(三) 模型评估

尽管本文的 DSGE 模型不算复杂, 但仍有数种机制转换方式可供选择, 如单一转换机制、多重转换机制、独立转换机制、共同转换机制、单个参数机制转换、多个参数机制转换。由于本文的研究主题是货币政策及其稳定效应, 因此将主要考察货币政策外生扰动和反应系数的机制转换特征。不同于传统的 DSGE 模型估计, 除恒定参数模型外, 我们额外估计 7 种参数转换机制模型和各自的边际数据密度, 分别是: DSGE-con 恒定参数模型; DSGE-2v 冲击方差具有两状态; DSGE-2p 货币政策反应系数具有两状态; DSGE-2pv 方差和反应系数具有共同的两状态; DSGE-2p2v 方差和反应系数分别拥有独立的两状态马尔科夫过程; DSGE-2v2v 货币冲击方差和基础冲击方差分别拥有独立的两状态马尔科夫过程; DSGE-3v 冲击方差拥有三状态马尔科夫过程; DSGE-3p 政策反应系数拥有三状态马尔科夫过程。

结果表明, 冲击方差具有两状态马尔科夫过程的模型(DSGE-2v)是拟合效果最好的模型, 明显好于恒定参数模型和其他转移状态模型。即使我们假设货币政策冲击扰动和其他冲击扰动服从独立的转移状态机制(DSGE-2v2v), 该模型的拟合效果也不比单一转移状态机制好。本文的另一个重要发现是数据不支持货币政策规则发生了结构性变化, 经济波动的时变特征更多源于异方差性而非货币政策本身的变化: 首先, 所有关于政策反应系数转移机制模型(DSGE-2p、DSGE-2pv、DSGE-2p2v、DSGE-3p)的边际数据密度小于 DSGE-2v 模型; 其次, 所有关于政策转移概率的估计值均不显著, 如表 1 的 TC_{12} 和 TC_{21} 的后验估计值和标准差所示(其他模型的估计结果不再列出); 最后, 不同状态下的政策系数后验估计值相差极小。这个结果和陈创练等(2016)不同, 陈创练等(2016)认为近年来产出缺口反应系数下降, 通胀反应系数上升。分歧源于以下三点: (1) 识别条件不同, 陈创练等(2016)的识别条件基于一个传统的线性总供给—总需求模型, 这个模型为恰好识别出冲击, 附带了一些额外约束条件, 实际上等价于施加短期约束, 代价是模型不能识别出一些深度参数; (2) 货币政策规则不同, 陈创练等(2016)采用的是传统的泰勒规则, 但前文已指出泰勒规则可能并不是中国货币政策的最佳选择; (3) 数据不同, 除利率以外, 陈创练等(2016)采用的是产出缺口而非产出增长率, 产出缺口因滤波或除趋势方式的不同差异较大。总之, 虽然具有时变参数特征的模型好于恒定参数模型, 但数据偏好转移机制是较为简单的模型。

(四) 参数估计

根据上文的模型比较, 我们讨论最优模型 DSGE-2v 的参数估计值。DSGE-2v 表示仅外生冲击方差具有两状态马尔科夫过程。如表 1 所示, 后验标准差显示 DSGE-2v 模型的所有参数估计值显著。价格调整成本系数 ϕ_p 的后验估计值低于 Chang et al(2015)的预设。本文的对数线性化非利

表 1 参数估计值

	参数解释	先验分布	后验估计值		后验标准差	
			后验估计值	后验标准差	后验估计值	后验标准差
			DSGE-2v		DSGE-2p	
ω	劳动供给弹性倒数	G(10.5)	0.88	0.15	1.29	0.32
ϕ_p	价格调整系数	G(6015)	52.16	6.73	41.85	10.58
ρ_a	偏好冲击	B(0.60.2)	0.96	0.02	0.94	0.03
ρ_z	技术冲击	B(0.60.2)	0.47	0.18	0.15	0.08
ρ_m	政策冲击	B(0.60.2)	0.58	0.13	0.68	0.18
$\omega_y(1)$	产出增长反应系数	G(0.50.1)	0.53	0.10	0.49	0.08
$\omega_y(2)$					0.49	0.16
$\omega_\pi(1)$	通胀反应系数	G(1.50.3)	1.02	0.15	1.27	0.27
$\omega_\pi(2)$					1.27	0.56
TC_{12}	系数转移概率 1	B(0.200.11)			0.14	0.11
TC_{21}	系数转移概率 2	B(0.200.11)			0.14	0.11
$\sigma_a(1)$	偏好冲击扰动	IG(0.51)	1.97	0.42	1.41	0.25
$\sigma_a(2)$		IG(0.51)	0.93	0.15		
$\sigma_z(1)$	技术冲击扰动	IG(0.51)	1.30	0.17	1.03	0.10
$\sigma_z(2)$		IG(0.51)	0.46	0.10		
$\sigma_m(1)$	政策冲击扰动	IG(0.51)	1.47	0.41	1.30	0.17
$\sigma_m(2)$		IG(0.51)	0.89	0.14		
TV_{12}	方差转移概率 1	B(0.200.11)	0.15	0.06		
TV_{21}	方差转移概率 2	B(0.200.11)	0.15	0.06		

注:G 表示 Gamma 分布,B 表示 Beta 分布,IG 表示 Inverse Gamma 分布。标准差单位:%。

普斯曲线的斜率为 $\kappa = \frac{\theta - 1}{\phi_p}$, 当 $\theta = 11, \phi_p = 52$ 时, $\kappa = 0.192$ 。在另一种交错定价机制下, 菲利普斯曲线的斜率为 $(1 - \beta\alpha_p)(1 - \alpha_p)/\alpha_p$, 其中 α_p 表示无法最优化调价的中间品企业所占比重, 为使斜率等于 0.192, 当 $\beta = 0.99$ 时, α_p 须等于 0.65, 该值意味着价格合同的平均持续期为 2.86 个季度 (即 $1/(1 - \alpha_p)$), 低于 Chang et al(2015) 与 马文涛、魏福成(2011) 接近四个季度的校准或估计值。为什么本文的 ϕ_p 更小, 或者说价格合同的持续期较短呢? 本文的中间品需求的价格弹性 θ 取值较高, 这意味着价格加成较小, 中间品企业的垄断力较低, 因此中间品的需求曲线较为平缓, 相对价格的较小增加会引起需求的大幅下降, 这样即使企业的价格调整成本 ϕ_p 低, 企业也不会频繁的调价。换个角度, 为促使垄断力弱的中间品企业调价, 模型需降低价格的调整成本 ϕ_p (或者说不能调价的企业所占比重 α_p)。从某种意义上讲, 较大的中间品需求价格弹性和较低的价格调整成本存在互补关系 (Liu et al, 2011)。表 1 显示, 偏好和货币政策冲击的自回归系数较高, 但技术冲击的自回归系数的估计值较小, 这是因为 DSGE 模型的技术冲击是一种趋势性冲击, 而非暂时性冲击。

本文估计的产出增长反应系数 ω_y 和通胀反应系数 ω_π 分别为 0.53 和 1.02, 统计显著, 说明货币政策具有明显的逆周期特征。扰动方差估计结果显示经济体存在差异明显的高波动和低波动状态, 第一种状态表示高波动状态, 第二种状态表示低波动状态。具体的, 货币政策扰动标准差在高波动状态下是低波动下的 1.65 倍。根据表 1, 所估计的转移概率矩阵为:

$$TV = \begin{bmatrix} 0.85 & 0.15 \\ 0.15 & 0.85 \end{bmatrix} \quad (12)$$

其中, TV 表示方差的转移概率矩阵, 矩阵中的每一列元素之和为 1, 对角线元素表示经济体保持其所处状态的概率。如式(11)所示, 经济体处于两种状态的持续性概率相当, 因而转移概率也相当。

此外, 为进一步说明货币政策近 20 年没有发生显著的系统性变化, 我们也估计了边际数据密度第二高的 DSGE-2p 模型参数, 该模型表示反应系数拥有两状态马尔科夫过程^②。如表 1 最后两列

所示,不同状态下的反应系数几乎没有区别,并且转移概率系数也不显著。

(五) 机制转换概率

图2中虚线表示经济体处于高波动状态的后验概率曲线。总体上,经济体处于低波动和高波动的时期相当,这和转移概率矩阵TV一致。高波动时期主要包括:1998年第一季度至2000年第三季度亚洲金融危机时期,这段时期正好是中国国有企业的三年改革和“脱困”期;2003年第四季度至2004年第四季度经济过热期,这段时期伴随着农产品价格上涨带来的整体物价上涨(欧阳志刚、史焕平,2010);2007年第一季度至2009年第一季度全球金融危机时期以及2010年第四季度至2011年第一季度的短暂高通胀时期。我们的结果与林建浩、王美今(2013,2016)有明显的差异,他们的高波动时期仅出现在1996年以前和2008年美国经济危机时期,导致差异的原因有两个:(1)林建浩、王美今(2013,2016)的数据包含了1979年改革开放后到1996年以前的大部分高波动时期;(2)林建浩、王美今(2013,2016)的马尔科夫模型仅为产出增长的单变量分析,本文是基于结构模型的分析,高波动状态指产出、通胀和货币整体处于高波动的状态。如图2所示,2011年第二季度以后,中国经济进入低波动状态,这同林建浩、王美今(2013,2016)一致。

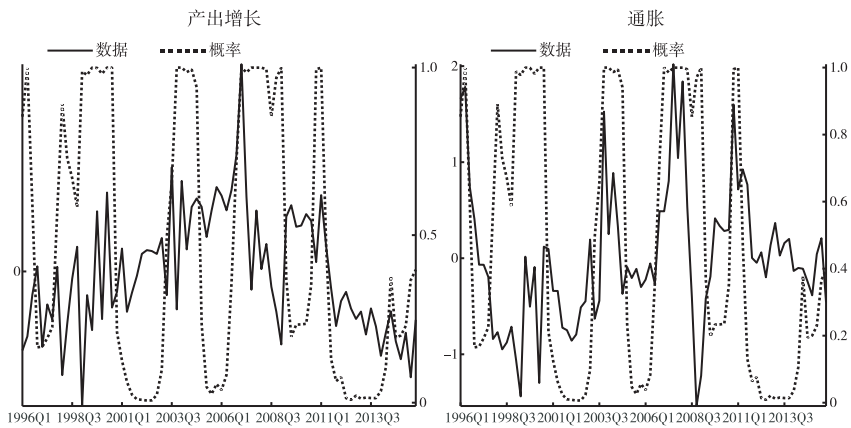


图2 高波动后验概率

(六) 方差分解

1. 预测误差方差分解。图3展示了产出增长和通胀在两种状态下的预测误差方差分解。在高波动(机制1)状态下,产出波动主要由技术冲击主导,大概解释波动的67%,偏好冲击和货币政策冲击解释的比重相当,各解释约16%。此外,各冲击在短期和长期的解释比重没有太大变化。短期内,通胀波动约37%由货币政策冲击解释,36%由技术冲击解释,27%由偏好冲击解释,长期政策冲击的解释比重有所减弱,降为30%左右。货币供给波动主要由偏好冲击和政策冲击主导,同样的,短期内两者的解释比重之和高达98%,长期有所下降,但仍高达90%。偏好冲击之所以在货币波动中扮演重要角色,是因为实际货币余额进入家户效用函数。

在低波动(机制2)状态下,货币政策冲击对产出波动的解释比重明显增加,大约为32%,技术冲击和偏好冲击解释的比重分别为47%和21%,期限长短同样没有太大区别。低波动状态下,通胀短期波动的55%由货币政策冲击解释,同样大于高波动状态,技术冲击和偏好冲击分别解释通胀波动的19%和25%;政策冲击的长期解释比重虽有所下降,但依然能解释通胀波动的一半,技术冲击的解释比重升为30%,偏好冲击降为20%。和高波动状态类似,偏好冲击和政策冲击主导货币供给波动,但此时政策冲击的重要性进一步提高,长期约解释货币供给波动的51%。

综合来看,货币政策冲击在高波动状态下的解释比重明显小于低波动状态,说明经济体的不稳定时期不能主要归咎为货币政策扰动。事实上,图3和表1的标准差估计具有一致性,表1显示货币政策扰动标准差在高波动状态下是低波动下的1.65倍,但偏好冲击和技术冲击的标准差在两状态下的差异更为明显,高波动下分别是低波动下的2.12倍和2.83倍。

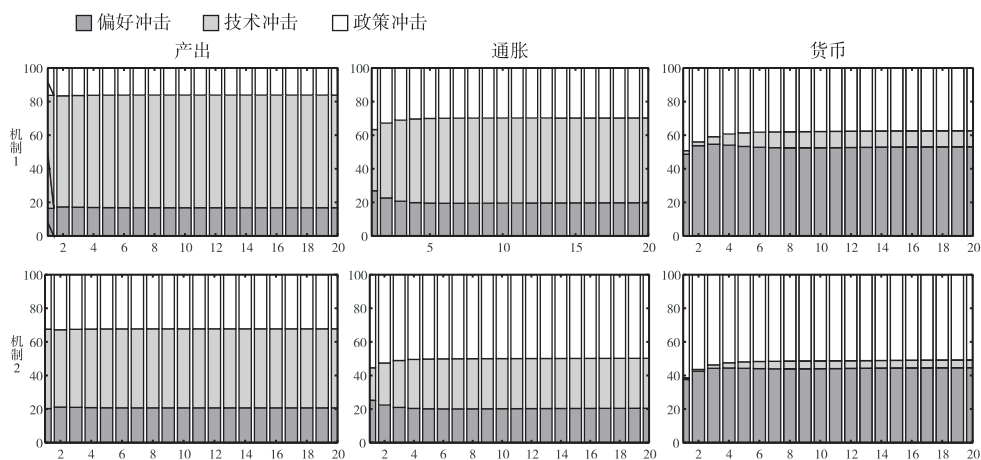


图 3 预测误差方差分解

2. 历史方差分解。上述方差分解仅对预测误差方差的解释比重进行评估,但我们并不清楚各冲击在实际历史时期所起的作用,为此我们计算历史方差分解。在多个机制状态下,适用于求解恒定参数模型的历史方差分解方法并不适合非线性 MS-DSGE 模型,即不存在真正意义上的历史方差分解。我们采用 RISE 工具箱的近似求解方法,不同状态下的变量、冲击和状态矩阵被加权平均,权重为平滑概率。特别的,在近似历史方差分解中,各冲击解释部分之和并不会完全等于数据,两者的差异主要由初始条件所致,初始条件只在数据初期有显著作用,后期的波动由三个冲击主导,略去初始条件解释部分。

如图 4a 所示,1996 年开始,由于前期的通胀余热还在,政策冲击对产出形成正向影响,偏好和技术冲击形成负向影响。但很快,随着 1998 年亚洲金融危机的爆发和国企改革的实施,产出波动,加剧经济增长受技术和政策冲击的负向叠加作用,经济体出现了低增长和通缩共存的现象。这种状态延续到 1999 年末,技术和偏好冲击的影响开始交替变化,影响幅度增大。随着亚洲金融危机的结束,各冲击的影响大幅减弱,经济进入一段平稳期。2003 年中国遭遇“非典”,技术冲击和偏好冲击又出现大幅交替变化。2004 年后,由于投资和外需的增加,技术冲击的影响持续为正,中国进入 2006—2007 年“高波动—高增长”时期。2004—2007 年的正向偏离由技术冲击主导,偏好和政策冲击辅助,并于 2007 年第一季度达到峰值。2007 年下半年后,随着猪肉和农产品价格的上涨,经济出现局部过热,货币政策开始收紧,政策冲击形成负向作用,一直延续到 2008 年经济危机爆发。

2008 年上半年中国相继遭遇了雪灾、汶川地震、国际油粮价上涨(欧阳志刚、史焕平,2010),下半年美国次贷危机传导至中国,外部需求大幅下降,偏好冲击对产出形成较强的负向效应。随着经济体跌入谷底,为抵御危机,货币政策转为宽松,政策冲击此时形成一个较强的正向效应,大规模财政刺激计划也使偏好和技术冲击由负转正,经济体在 2009 年后出现强劲反弹。需指出,不少学者对中国的经济危机时期判断不一。如表 2 所示,根据 NBER 经济周期委员会的分析,最近的美国经济危机始于 2007 年第四季度,终于 2009 年第二季度^③。考虑到经济危机对中国的影响比美国滞后 4~5 个季度(林建浩、王美今,2013),同时综合诸多文献,我们将经济危机时期定位于 2008 年第四季度至 2009 年第四季度。

表 2 经济危机时期

作者	时期
郑挺国、黄佳祥(2016)	2007Q4—2009Q1
王曦等(2016)	2008Q2—2010Q3
林建浩、王美今(2013)	2009Q1—2009Q4
王成勇、艾春荣(2010)	2008Q4—2009Q3
NBER(美国国民经济研究局)	2007Q4—2009Q6

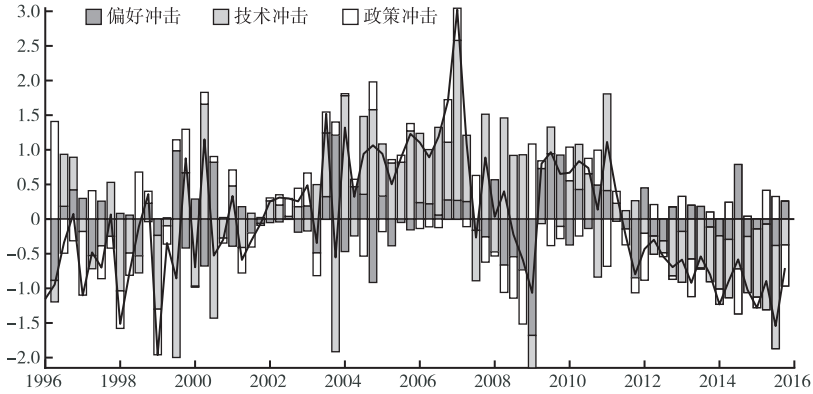


图 4a 产出历史方差分解

2009年后经济体进入复苏期,技术和偏好冲击主要形成正向效应。随着复苏结束,经济增速在2011年后开始放缓,经济体进入了“低波动—低增长”阶段(林建浩、王美今,2013),技术冲击对产出形成持久的负向效应,偏好冲击和政策冲击的影响较小且符号时有变化。可以说,后危机时期的经济下行主要是由技术冲击所致,该发现与郑挺国、黄佳祥(2016)一致,因为随着中国技术水平逐步靠近世界先进水平,仅通过学习模仿提高技术水平越来越难。

在 AD-AS 理论中,技术冲击可视为一种供给冲击,偏好和政策冲击可视为需求冲击。正的技术冲击导致供给增加,通胀下降,正的偏好或政策冲击导致需求增加,通胀增加,反之亦然。如图 4b 所示,亚洲金融危机之前,政策冲击对通胀形成正效应,偏好和技术冲击形成负效应。1997年后,政策和偏好冲击的影响转为负向,技术冲击转为正向影响。政策冲击的负向影响一直持续到2003年。总体上,1998—2003年中国由于内需和外需不足(欧阳志刚、史焕平,2010),导致偏好和政策冲击整体为负。2004年后,随着内需和外需的扩大,偏好和政策冲击对通胀形成较强的正效应,技术冲击形成负效应。政策冲击在2007年达到高位。随着经济出现过热,中央银行开始紧缩银根,政策冲击的正向影响下降,并于2008年第三季度出现短暂的负向影响,但由于国际金融危机的冲击,政策导向马上转变,宽松货币政策使政策冲击对通胀形成较强正向效应,这种正效用延续到复苏期结束。2012年后宽松货币政策逐步退出,政策冲击的作用由正转负,一直持续到现在。在大多数时刻,技术冲击同偏好和政策冲击的作用方向相反。这种情况在2008年第四季度国际金融危机时期出现偏差,外部需求萎缩导致偏好冲击形成较大的负向效应。图 4b 清晰表明,金融危机后的低通胀是由政策冲击负效应和技术冲击正效应共同所致。本文的历史方差分解结果和王曦等(2016)有不小差异,除了 DSGE 模型有差别和对危机时期的判断不一致外,主要原因是他们采用利率规则而非货币供给规则。

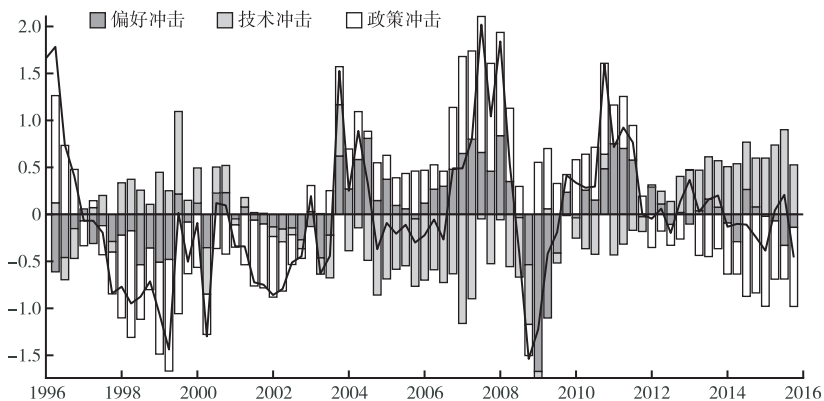


图 4b 通胀历史方差分解

(七) 脉冲响应

为进一步考察外生冲击对宏观变量的影响,我们计算两种状态下的一般脉冲响应。如图 5 所示,产出对偏好和政策冲击、货币对技术冲击的响应函数表现出“震荡”特征,其他响应曲线皆为“驼峰状”。

如图 5 第一列三幅图所示,一单位正的偏好冲击在初期对产出形成正效应,这是因为正的偏好冲击增加了消费的边际效用,家户进而增加当期消费,由于存在价格调整成本,总需求的增加并不会马上引起价格上涨,产出因此增加。偏好冲击对通胀形成正的“驼峰”效应。根据(9)式的货币政策规则,高通胀和高增长会促使中央银行采取逆周期措施,降低货币供给增速,于是正的偏好冲击反而引起货币供给增速的下降。此外,价格上涨导致实际工资率下降,家户减少劳动供给,产出开始下降。最终货币紧缩和劳动边际产出下降共同促成产出在第三期快速下降,如第一列第三幅图所示,以至出现负向偏离,然后缓慢向稳态收敛。

从图 5 第二列三幅图来看,一单位正的技术冲击对产出的影响呈正的“驼峰”状,这是因为技术冲击增加了劳动的边际产出(实际工资率),家户进而增加劳动供给。应对经济增长,中央银行会采取一定程度紧缩政策,于是技术冲击在初期引起货币供给增速下降,如第二列第三幅图所示。同时由于技术冲击造成通胀大幅下降,央行又开始放松银根,增加货币供给,货币响应曲线由负转正,然后缓慢向稳态收敛。

类似地,如图 5 第三列三幅图所示,政策冲击在初期对产出有较强的正向效应。政策冲击对通胀的影响呈正的“驼峰状”。政策冲击形成的高通胀和产出增长会使中央银行采取逆周期响应,两种负向效用叠加后抵消了部分政策冲击引起的货币供给增加,如第三列最后一幅图所示,一单位政策冲击引起的货币供给增速变化幅度始终小于 1%。但是,通胀的大幅增加降低了实际工资率(劳动的边际产出),导致家户减少劳动供给,产出迅速下降,直至出现负向偏离,然后缓慢向稳态靠拢。

图 5 中的机制 1 表示高波动状态,由实线表示,机制 2 表示低波动状态,由虚线表示。两种状态下的脉冲响应曲线形态基本一致,只是在程度上有较为明显的差别,说明外生冲击波动程度的差别并不影响模型的传导机制。和表 2 的估计结果一致,高波动状态下(机制 1)产出、通胀和货币的响应程度明显更大。这种差距在偏好和技术冲击上体现得尤为明显,政策冲击在不同状态下的差异相对较小。上述分析表明,经济体在不同状态下的转换主要源于基础冲击的异方差性,虽然政策冲击的扰动变化也起着重要作用。

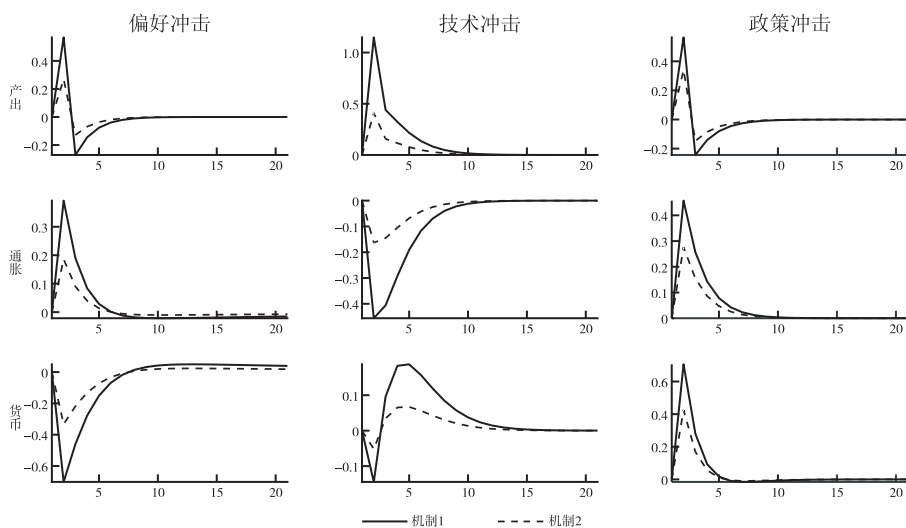


图 5 脉冲响应比较

(八) 为什么政策扰动方差重要

虽然政策冲击扰动在不同状态下的变化幅度不如其他结构冲击,但对货币政策来说不可或缺。如图 6 所示,虚线给出了基于 DSGE-2v 模型的政策自回归系数 ρ_m 、产出增长反应系数 ω_y 、通胀反应系数 ω_π 的后验估计值、产出增长数据和通胀数据拟合出的名义 M2 增速,也称为货币政

策规则部分或系统性部分。实线为环比名义 M2 增长率数据。虽然政策的系统性部分和数据在一些时期表现出协同性,但不一致的时期也较为明显,如 1996 年第一季度至 1999 年第三季度和 2006 年第三季度至 2008 年第一季度,两个序列的同期相关系数仅为 0.27。这一结果表明,虽然产出增长和通胀是中央银行两个最重要的目标,但本文的 MS-DSGE 模型所估计出的政策系统性部分对整个货币政策的解释力是有限的,剩余部分依赖政策扰动方差。Chen et al(2016)拟合出政策系统性部分能较好追踪名义 M2 增速,但他们的模型和本文有两个明显区别:(1)他们考虑了货币政策的非对称性,经济增长在达标和未达标时,中央银行有明显不同的产出增长反应系数;(2)他们使用的是同比数据而非环比数据。

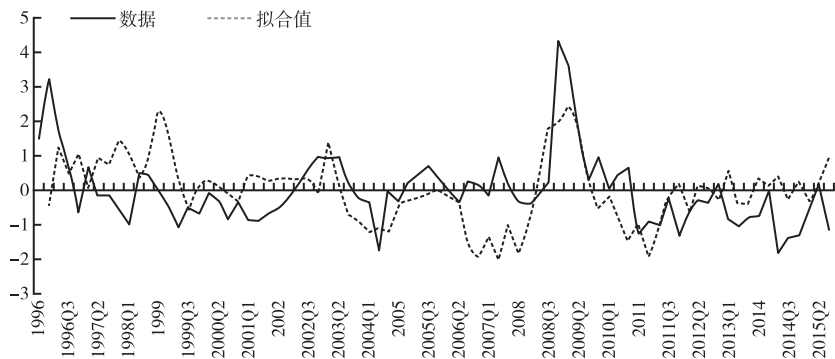


图 6 拟合货币政策

政策的外生扰动包含了大量待解释因素,我们猜想一个重要的因素可能来自中国特有的汇率制度。作为一个依赖外部需求的经济体,中国长期实行有管理的浮动汇率制度,持续的贸易顺差对人民币造成较大的升值压力,在资本账户基本封闭的条件下,为稳定人民币汇率,中央银行不得不投放大量人民币以购入大量外汇资产,由此形成外汇占款,进而增加货币供给。从某种意义上讲,维持人民币汇率稳定一定程度上弱化了中国货币政策的独立性。为简单直观阐述这一观点,我们比较了金融机构外汇占款名义余额和货币政策的非系统性部分。其中,货币政策的非系统性部分由图 6 中的数据 and 拟合值作差得到,外汇占款余额来自 Wind 数据库,原始数据为月度,取每一季度最后一个月的数据为季度数据,最后转化为季度环比增长率。如图 7 所示,外汇占款名义增速对货币政策的非系统性部分有较好的追踪能力,两者的同期相关系数为 0.51。

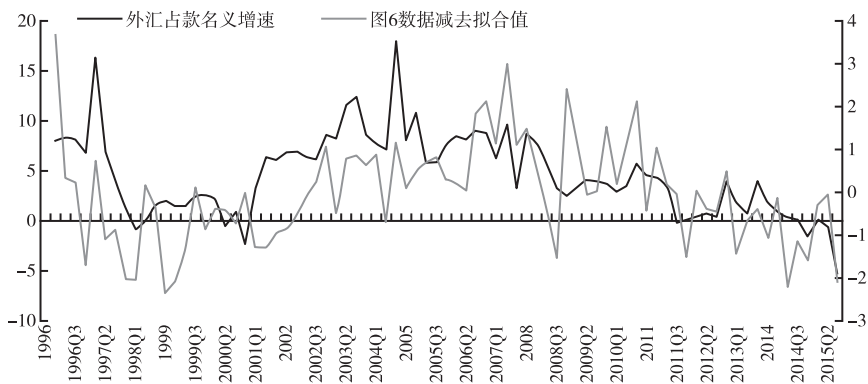


图 7 外汇占款和货币政策非系统性部分变动趋势

资料来源:Wind 数据库。

四、稳健性检验

为进一步确保结论的稳健性,本文将从模型^①和数据两个角度检验基本结论。

(一)模型构建

关于模型我们主要考察基准模型的误设程度是否大于变体模型,我们仅考虑两状态扰动方差模型 DSGE-2v。

1. 高价格加成。Ireland(2003)将美国的中间品需求的价格弹性 θ 设为 6,考虑到中国不少行业存在明显的垄断特征(马文涛、魏福成,2011),价格加成低于美国可能不合乎直觉,因此本文将 θ 校准为 6,这意味着稳态价格加成为 20%。

2. 价格加成冲击。基准模型只有三个冲击,此处加入价格加成冲击 θ_t ,假设服从如下自回归过程:

$$\log \theta_t = (1 - \rho_\theta)\log\theta + \rho_\theta \log \theta_{t-1} + \varepsilon_{\theta,t} \quad (13)$$

其中, $0 < \rho_\theta < 1, \varepsilon_{\theta,t} \sim N(0, \sigma_\theta^2)$ 。

根据上文的分析,我们考虑两种货币政策变体:

3. 前瞻性通胀目标(马文涛、魏福成,2011;李成等,2011)。

$$\log\left(\frac{\mu_t}{\mu}\right) = \rho_m \log\left(\frac{\mu_{t-1}}{\mu}\right) - \omega_y \log\left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}}\right) - \omega_\pi E_t \log\left(\frac{\pi_{t+1}}{\pi}\right) + \varepsilon_{m,t} \quad (14)$$

4. 适应性通胀目标(Chen et al, 2016)。

$$\log\left(\frac{\mu_t}{\mu}\right) = \rho_m \log\left(\frac{\mu_{t-1}}{\mu}\right) - \omega_y \log\left(\frac{Y_{t-1}}{Y_{t-2}}\right) - \omega_\pi \log\left(\frac{\pi_{t-1}}{\pi}\right) + \varepsilon_{m,t} \quad (15)$$

5. 平稳性技术冲击。部分文献采用具有恒定增长趋势的模型(Liu et al, 2011),此时技术冲击变为 $Z_t = \eta' z_t$,表示围绕恒定增长率波动的外生过程,其中 z_t 为平稳性技术冲击:

$$\log z_t = \rho_z \log z_{t-1} + \varepsilon_{z,t} \quad (16)$$

6. 完全偏好冲击。已有偏好冲击仅针对消费,我们引入针对整个效用函数的偏好冲击:

$$E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t a_t \left\{ \log C_t - \frac{L_t^{1+\omega}}{1+\omega} + \log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) \right\} \quad (17)$$

如表 3 所示,所有备选模型的边际数据密度均小于基准模型,说明基准模型的误设程度最小。此外,方差分解显示两种状态下的价格加成冲击 θ_t 只能解释宏观变量波动很小的部分,不再列出。

表 3 边际数据密度

备选模型	DSGE-2v
基准模型	-302.88
(1)高价格加成	-308.01
(2)价格加成冲击	-308.48
(3)前瞻性通胀目标	-314.45
(4)适应性通胀目标	-312.61
(5)平稳性技术冲击	-310.17
(6)完全偏好冲击	-307.15

注:DSGE-con 表示恒定参数模型,DSGE-2v 表示冲击方差具有两状态,DSGE-2p 表示货币政策反应系数具有两状态,DSGE-2p2v 表示方差和反应系数分别拥有独立的两状态马尔科夫过程。

(二)数据检验

为进一步阐述为什么不使用 1996 年第一季度以前的数据,除上文给出的理由外,我们将 1992 年第一季度至 1995 年第四季度纳入样本重新估计。经测算,全样本下 DSGE-2v 和 DSGE-2v2p 模型的边际数据密度最高,我们列出两个模型的估计结果。根据全样本数据,产出的平均增长率调整为 $\bar{Z}=1.0250$,稳态通胀调整为 $\bar{\pi}=1.0104$ 。

如表 4 所示,和表 1 对比,DSGE-2v 模型处于高波动状态的扰动标准差在全样本下更高。具体地,全样本下的高波动偏好、技术和政策扰动标准差分别为 4.31,2.52 和 4.33,远大于 1996 年第

一季度至 2015 年第四季度高波动状态下的 1.97, 1.30 和 1.47。经济体从高波动状态转换到低波动状态的转移概率 TV_{12} 明显比经济体从低波动状态转移到高波动状态的概率 TV_{21} 高很多, 即经济体在大多数时期处于低波动状态。图 8 从另一个角度展示了这种转移概率特征: 全样本下的高波动状态仅存在于 1993 年第一季度至 1994 年第三季度高通胀时期和 2008 年第四季度至 2009 年第一季度经济危机时期, 这是因为两个时期的波动幅度过大, 以至其他时期的波动相对较为平稳。这一结果同林建浩、王美今(2013)类似, 但并不利于我们更细致的分析近 20 年的经济波动特征。此外, 不论全样本还是部分样本, 都表明经济体在后危机时期进入一种低波动状态。

表 4 全样本参数估计值 1992Q2—2015Q4

	解释	先验分布	DSGE-2v		DSGE-2v2p	
			后验估计值	后验标准差	后验估计值	后验标准差
ω	劳动供给弹性倒数	G(1,0.5)	1.15	0.36	1.26	0.40
ϕ_p	价格调整系数	G(60,15)	44.99	11.50	42.42	7.57
ρ_a	偏好冲击	B(0.6,0.2)	0.93	0.03	0.93	0.03
ρ_s	技术冲击	B(0.6,0.2)	0.15	0.10	0.15	0.10
ρ_m	政策冲击	B(0.6,0.2)	0.80	0.08	0.82	0.08
$\omega_y(1)$	产出增长反应系数	G(0.5,0.1)	0.59	0.08	0.61	0.12
$\omega_y(2)$					0.48	0.11
$\omega_\pi(1)$	通胀反应系数	G(1.5,0.3)	0.98	0.13	0.90	0.10
$\omega_\pi(2)$					1.47	0.22
TC_{12}	系数转移概率 1	B(0.20,0.11)			0.07	0.05
TC_{21}	系数转移概率 2	B(0.20,0.11)			0.09	0.07
$\sigma_a(1)$	偏好冲击扰动	IG(0.5,1)	4.31	0.91	4.36	1.00
$\sigma_a(2)$		IG(0.5,1)	1.26	0.18	1.24	0.17
$\sigma_s(1)$	技术冲击扰动	IG(0.5,1)	2.52	0.50	2.41	0.47
$\sigma_s(2)$		IG(0.5,1)	1.05	0.16	1.03	0.09
$\sigma_m(1)$	政策冲击扰动	IG(0.5,1)	4.33	0.94	4.14	0.64
$\sigma_m(2)$		IG(0.5,1)	1.40	0.12	1.42	0.17
TV_{12}	方差转移概率 1	B(0.20,0.11)	0.17	0.08	0.18	0.09
TV_{21}	方差转移概率 2	B(0.20,0.11)	0.04	0.02	0.04	0.02

注:G 表示 Gamma 分布,B 表示 Beta 分布,IG 表示 Inverse Gamma 分布。标准差单位:%。

DSGE-2v2p 表示货币政策反应系数和冲击扰动方差具有独立的二状态马尔科夫过程。表 4 显示,DSGE-2v2p 模型的扰动方差的机制转移特征和 DSGE-2v 模型类似,同时货币政策的通胀反应系数发生了明显的结构性变化,但由于后验标准差过大,转移概率系数 TC_{12} 和 TC_{21} 的后验估计值并不显著,这使我们不能确认反应系数一定存在机制转移。如图 9 所示,货币政策在 1994—1995 年的高通胀时期并没有表现出反通胀特征,但在 2011 年的低增长、低通胀时期表现出强烈的反通胀特征,该结果和陈创练等(2016)的发现类似,但不符合直觉。

五、结论

直觉上,货币政策和产出、通胀波动存在某种关系,但已有研究对货币政策的时变特征和是否导致经济波动趋稳存在分歧。本文首先构建了一个有关中国的 MS-DSGE 模型分析这两个问题,其中基准 DSGE 模型为包含价格调整成本和数量型货币政策规则的简单 NK-DSGE 模型,货币供给增速对当期产出和通胀做出系统性反应。模型引入偏好、技术和政策三个外生冲击,其中偏好冲击代表需求冲击,技术冲击代表供给冲击。

接着本文在 DSGE 模型基础上引入多种 MS 机制。基于 Chang et al(2016)的 1996 年第一季度至 2015 年第四季度的数据估计分析表明,数据支持简单的 MS 转换过程,最优模型为冲击扰动方差具有两状态转移机制的模型。具体地,估计结果不支持货币政策规则发生了显著变化,但支持扰动方差发生了结构性变化。转移概率显示,近 20 年经济体处于高波动状态和低波动状态的时期相当,这些高波动时期常伴随着特定的历史事件。

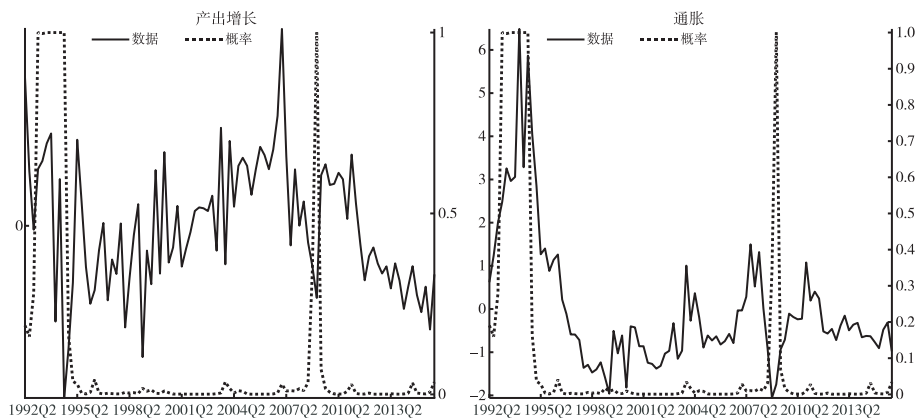


图 8 全样本高波动后验概率

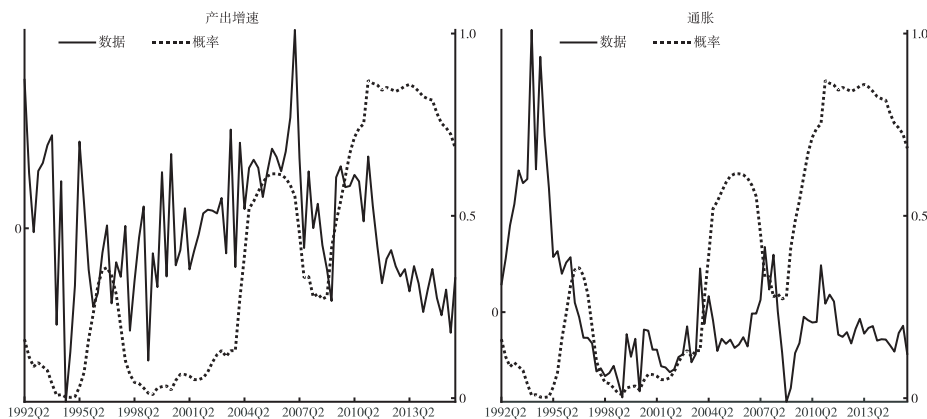


图 9 全样本高通胀反应系数后验概率

预测误差方差分解显示货币政策在高波动状态下的解释力明显小于低波动状态,能够分别解释产出波动的 16%和 32%、通胀波动的 30%和 50%以上。产出的历史方差分解显示政策冲击的解释力有限,具有一定的逆周期特征,近期的经济增速放缓是技术冲击的负向作用所致。通胀的历史方差分解显示政策冲击在 2008 年金融危机以前的作用方向和数据波动方向一致,但金融危机时期表现出强烈的逆周期特征,并且在大多数时期和技术冲击的作用方向相反。

脉冲响应分析表明,高波动状态下内生变量的响应幅度明显大于低波动状态,大多数曲线具有“驼峰状”形态。具体地,偏好冲击对产出有“先正后负”的效应,对通胀有正向效应,对货币供给有负向效应。技术冲击对产出有正向效应,对通胀有负向效应,对货币供给有先负后正的效应。政策冲击对产出有“先正后负”的影响,对通胀和货币供给有正向影响。此外,拟合分析表明政策规则部分对货币政策解释力有限,这为政策扰动方差提供了广阔空间,本文认为外汇占款可能是一个重要的遗漏因素。稳健性分析表明基准模型没有明显误设,加入 1992 年第二季度至 1995 年第四季度的数据估计可能会得到一些不合适的结论。

综合来看,虽然数据更偏好货币政策规则在近 20 年没有发生明显的 MS 机制转换,但这并不能排除货币政策规则发生其他形式的变化,例如时变参数、平滑转移以及阈值模型等。但整体上,扰动方差发生了更为明显的变化。虽然货币政策是驱动产出和通胀波动的重要因素,但我们不必夸大这种影响。经济体从高波动状态转移到低波动状态主要来自基础性冲击扰动的变化,而非政策扰动的变化,尽管政策扰动的变化也很明显。本文的建议是央行或学者在研究货币政策时应明确其他因素在政策规则所起的作用,而不是仅仅考虑传统的通胀和产出目标,以便最大限度减少不可控因素。这些因素虽不是传统货币政策的考虑范畴,但的确影响了货币政策的实施。

注:

- ①虽然国家统计局的CPI和M2数据常为月度数据,但Chang et al(2016)提供的是剔除季节性的季度数据,<https://www.frbatlanta.org/cqer/research/china-macroeconomy.aspx?panel=1>。
- ②我们估计出的DSGE-2p2v、DSGE-2pv模型同样显示政策反应系数没有发生明显的状态转变,此处不再列出。
- ③<http://www.nber.org/cycles.html>。
- ④所有变体模型的推导可向作者索取。

参考文献:

- 白仲林 汪玲玲,2014:《两类DSGE模型的动态因子模型表示》,《数量经济技术经济研究》第6期。
- 陈创练 郑挺国 姚树洁,2016:《时变参数泰勒规则及央行货币政策取向研究》,《经济研究》第8期。
- 贾彦东 刘斌,2015:《我国财政极限的测算及影响因素分析——利用含体制转换的DSGE模型对全国及主要省份的研究》,《金融研究》第3期。
- 李成 马文涛 王彬,2011:《学习效应、通胀目标变动与通胀预期形成》,《经济研究》第10期。
- 林建浩 王美今,2013:《中国宏观经济波动的“大稳健”——时点识别与原因分析》,《经济学(季刊)》第12期。
- 林建浩 王美今,2016:《新常态下经济波动的强度与驱动因素识别研究》,《经济研究》第5期。
- 马勇,2013:《植入金融因素的DSGE模型与宏观审慎货币政策规则》,《世界经济》第7期。
- 马文涛 魏福成,2011:《基于新凯恩斯动态随机一般均衡模型的季度产出缺口测度》,《管理世界》第5期。
- 欧阳志刚 史焕平,2010:《中国经济增长与通胀的随机冲击效应》,《经济研究》第7期。
- 彭俞超 方意,2016:《结构性货币政策、产业结构升级与经济稳定》,《经济研究》第7期。
- 孙稳存,2007:《货币政策与中国经济波动缓和化》,《金融研究》第7期。
- 王成勇 艾春荣,2010:《中国经济周期阶段的非线性平滑转换》,《经济研究》第3期。
- 王曦 王茜 陈中飞,2016:《货币政策预期与通货膨胀管理——基于消息冲击的DSGE分析》,《经济研究》第2期。
- 殷剑峰,2010:《二十一世纪中国经济周期平稳化现象研究》,《中国社会科学》第4期。
- 张成思,2010:《随机冲击、货币政策与经济周期波动》,《中国人民大学学报》第6期。
- 郑挺国 王霞,2010:《中国产出缺口的实时估计及其可靠性研究》,《经济研究》第10期。
- 郑挺国 黄佳祥,2016:《中国宏观经济下行区间的冲击来源及其差异性分析》,《世界经济》第9期。
- 詹新宇 方福前,2012:《国有经济改革与中国经济波动的平稳化》,《管理世界》第3期。
- 祝梓翔 邓翔,2017:《时变视角下中国经济波动的再审视》,《世界经济》第7期。
- Chari, V. V. et al(2008), “Are structural VARs with long-run restrictions useful in developing business cycle theory?”, *Journal of Monetary Economics* 55(8):1337—1352.
- Chang, C. et al(2016), “Trends and cycles in China’s macroeconomy”, in: M. Eichenbaum & J. Parker(eds), *NBER Macroeconomics Annual*, University of Chicago Press.
- Chen, K. et al(2016), “China pro-growth monetary policy and its asymmetric transmission”, Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper No. 2016—9.
- Chang, C. et al(2015), “Capital controls and optimal Chinese monetary policy”, *Journal of Monetary Economics* 74(1):1—15.
- Fry, R. & A. Pagan(2011), “Sign restrictions in structural vector autoregressions: Critical review”, *Journal of Economic Literature* 49(4):938—960.
- Foerster, A. et al(2016), “Perturbation methods for Markov-switching dynamic stochastic general equilibrium models”, *Quantitative Economics* 7(2):637—669.
- Ireland, P. N. (2003), “Endogenous money or sticky prices?”, *Journal of Monetary Economics* 50(8):1623—1648.
- Justiniano, A. et al(2010), “Investment shocks and business cycles”, *Journal of Monetary Economics* 57(2):132—145.
- Liu, Z. et al(2011), “Sources of macroeconomic fluctuations: Regime-switching approach”, *Quantitative Economics* 2(2):251—301.
- Maih, J. (2015), “Efficient perturbation methods for solving regime-switching DSGE models”, Norges Bank Working Paper, No. 2015/01.

(责任编辑:陈建青)

(校对:何伟)