

通货膨胀预期、货币政策 工具选择与宏观经济稳定

李成 马文涛 王彬*

摘要 基于含消费惯性和金融加速器的动态随机一般均衡模型,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。结果发现,价格型工具调控下,通胀预期偏差对经济有正面影响,而数量型工具调控时有负面影响;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。研究表明,央行应有针对性的搭配不同政策工具,构建基于资产价格的广义价格指标和通货膨胀预期测度,提高政策的可信性和可测性,实现对通胀预期的有效引导与调控。

关键词 通货膨胀预期, 货币政策工具, 宏观经济稳定

一、引言

在宏观经济波动的背后,政策与非政策的因素发挥重要作用。其中,通货膨胀预期颇受关注。

Goodfriend (1993) 指出,不稳定的通货膨胀预期和伴随的周期性的通货膨胀惊慌(inflation scare)¹是20世纪70年代“滞胀”(stagflation)的根源;Mishkin (2007)认为,油价上涨对“滞胀”形成的重要性,不仅体现在国际油价对国内能源价格的直接传导,更为重要的是反映了蕴涵于国内商品价格中的通货膨胀预期效应。通货膨胀预期对宏观经济的影响还受制于货币政策调控,透明可信的货币政策能向公众及时传达政策意图,并通过有机的调整,引导通货膨胀预期,改变通货膨胀的动态特征。Bernanke (2004)发现,20世纪80年代以来的大稳健(Great Moderation)现象既不能完全归结于结构

* 西安交通大学经济与金融学院金融系。通信作者及地址:马文涛,陕西省西安市雁塔西路74号,710061;E-mail:mauricema2008@sina.com。本文受国家社科基金重点项目“我国金融监管的制度框架、制衡机制与绩效评价研究”(09AZD020)的支持,三位作者感谢武汉大学经济与管理学院魏福成博士的有益建议,以及两位匿名审稿人的富有建设性的意见。当然,文责自负。

¹ 通货膨胀惊吓定义为:非紧缩性货币政策条件下金融市场的长期利率的显著上升。在短期实际利率不变时,长期利率变动与通货膨胀预期一致,说明通货膨胀惊吓反映了通货膨胀预期的突然变化。

性变化,也不能仅认为是外生冲击的频率与幅度降低的结果,而应着重关注货币政策调控的改善与通货膨胀预期的稳定效应。理想情况下,通货膨胀预期应稳定在中央银行的通货膨胀目标范围内,短期内,减小经济体系中内外部因素对通货膨胀的冲击程度;长期内,能平稳市场价格,缓解通货膨胀对资源的扭曲配置,充分发挥价格的市场信号功能,促进市场效率的改善,进而实现产出的扩张。

鉴于此,已有文献对通货膨胀预期、货币政策与宏观经济稳定的关系进行了多方面的探索。理论构建方面,随着动态宏观理论及其架构的不断完善,动态随机一般均衡模型(dynamic stochastic general equilibrium model)逐渐成为宏观分析的主流范式。价格粘性模型(sticky price model)和基于货币粘性的有限参与模型(limited participation model)均假定公众有完全理性的通货膨胀预期,通货膨胀预期对宏观经济的影响仅与货币政策有关。在价格粘性模型中,货币政策是否满足“泰勒原则”(Taylor principle)成为经济是否跌入“预期陷阱”的关键。Rotemberg and Woodford (1997)和 Clarida, Gali and Gertler (1998)等发现,当货币政策不满足“泰勒原则”(即利率调整幅度小于通货膨胀)时,公众对未来通货膨胀预期的上升会转变为事前实际利率的降低,借助于总需求的变化和价格粘性机制的作用,促使通货膨胀预期的加剧和真实通胀的持续攀升。在有限参与模型中,因消费存在现金现行约束(cash-in-advance),且生产之前也需足够数量的银行贷款充当营运资本(working capital),使得中央银行决策时面临通胀稳定与产出稳定之间的替代(trade-off):利率提高一方面可以遏制通货膨胀预期,另一方面却会对产出产生负面效应。Christiano and Gust (2000)等发现,这种两难抉择下包容通货膨胀预期的货币政策即为最优,同样会导致经济出现“预期陷阱”。Chari, Christiano and Eichenbaum (1998)和 Albanesi, Chari and Christiano (2003)认为,在理性预期下,机械的货币政策反应函数并不能充分展示货币政策可信度与通货膨胀预期变化的关系,而中央银行的承诺机制有助于防止“预期陷阱”的产生。

理性预期假设公众对整体经济结构有完全正确的认知,可依据已有的经济条件形成对未来通货膨胀的完全理性预期。然而,现实世界中,一方面信息传递与获取需要花费一定数量的成本,使得信息扩散同价格调整一样具有粘性, Mankiw, Reis and Wolfers (2002)通过分析美国调查数据中通货膨胀预期的特点,构造信息粘性模型(sticky information)证实了通货膨胀预期的粘性特征;另一方面,大量造成信息不对称的因素使得公众对宏观经济的认识具有不完全性,甚至片面性,凸显了认知过程(学习效应)在通货膨胀预期形成中的重要性, Slobodyan and Wouters (2009), Ormeno (2009)通过模型估计与测度,揭示了现实通货膨胀预期形成中的学习效应。当人们的实际通货膨胀预期偏离理性预期框架时,货币政策除了紧密监控通货膨胀变化外,

另一个重要功能就是促进学习效率的提高,有效引导通货膨胀预期,降低其对宏观经济的负面影响(Orphanides and Williams, 2002)。学习效应下通货膨胀预期对各种内外生冲击的敏感度也会提高,可能出现通货膨胀惊慌,即长期通货膨胀预期对中央银行的通胀目标产生内生性的偏离(Orphanides and Williams, 2003等)。此外,受制于信息的获取与处理能力等方面的差异,不同个体会采取不同的通货膨胀预期形成方式, Brazier *et al.* (2008)等定量刻画了多种通货膨胀预期形成方式与不同货币政策反应函数调控对宏观经济的动态影响。

以上研究中,学者们通过在一般均衡模型中添加各种更加接近现实的因素来提高对现实世界的刻画程度,充分展示通货膨胀预期、货币政策与宏观经济的理论关联性;实证研究中,基于不同计量方法(如VAR模型)的经验证据对上述关联性提供了证明。Leduc, Sill and Stark (2002)利用美国Livingston Survey中的通货膨胀预测数据,揭示出通货膨胀预期对经济的显著影响,并证实了预期陷阱假说。Gagnon and Ihrig (2002)等证实,在通货膨胀波动小且通货膨胀预期稳定时,汇率冲击对国内商品价格和实体经济的影响相对更小。Hori and Shimizutani (2005)采用Kokumin Seikatsu Monitors中家庭通货膨胀预期调查数据,发现在日本公众对价格的预期取决于当前价格和滞后期的价格预期变化,“量化宽松”(quantity easing)的货币政策并不能显著改变公众的价格预期,而且通货紧缩预期会通过延迟性的购买行为来抑制消费的增长。Barnett, Groen and Mumtaz (2009)分析显示,在英国,通货膨胀预期冲击在20世纪70年代对通货膨胀的短期动态有重要影响,但这种影响在80年代有所减弱,而在1992年英格兰中央银行采纳通货膨胀目标制(inflation targeting)后,这种影响不再显著。事实上,当通货膨胀具有较低的波动持续性和对外生冲击的较小反应程度时,通货膨胀预期通常已得到很好的锚定(anchored),这得益于良好的货币政策调控,同时,也能促进宏观经济稳定(Mishkin, 2007)。

国内研究中,张勇和范从来(2004)分析了从1995年到2002年我国通货紧缩预期的产出效应,刘金全、金春雨和郑挺国(2006)证实了在我国产出与价格的关系具有长期菲利普斯曲线性质,刘东华(2009)的分析表明,通货膨胀目标制所带来的通货膨胀预期稳定,对发达国家的产出、利率和物价波动性的改善并无显著影响,但对新兴经济体国家的宏观经济稳定却起到重要作用。

综上所述,在现有研究中,学术界多采用动态随机一般均衡模型进行理论剖析,或基于以向量自回归模型VAR为代表的计量模型展开实证检验,为进一步的研究提供了良好借鉴与基础。但是,在上述动态随机一般均衡模型的分析中,大多仅考虑了利率调控下通货膨胀预期与宏观经济稳定的关系,未涉及数量型货币工具的调控。现实中,中国人民银行的调控通常综合运用

多种货币政策工具,包括数量和价格两类实质性调控工具,以及选择性信贷政策和窗口指导两类指导性政策工具。数量型货币政策工具侧重于直接调控货币供给量,主要包括公开市场操作(中央银行票据的发行与回购)和准备金率调整两类,文献中通常将货币供给量作为数量型货币工具的代理变量(McCallum, 2000);价格型货币政策工具侧重于间接调控,通常借助于金融市场的长短期利率期限结构来影响市场预期和经济行为,一年期存贷款利率是我国调整频率最高、被认为最有效的价格型货币政策工具(樊明太, 2004)。因此,本文将在动态随机一般均衡模型中,分别考虑两种类型的货币政策工具,以使得模型更接近我国现实。

同时,也应该看到,新凯恩斯动态随机一般均衡模型已逐渐成为宏观经济政策分析的重要工具,它坚持宏观分析与微观结构的高度统一,且能较好地避免卢卡斯批判问题和政策的动态不一致性问题,使得模型在经济预测和政策评价方面具有较高的可信性。从我国现实来看,有效需求不足一直是困扰经济发展的难题。新凯恩斯 DSGE 继承传统凯恩斯的需求分析方法,与我国现实较为契合。国内学者李春吉和孟晓宏(2006),许伟和陈斌开(2009),王君斌(2010)等均发现该类模型能对中国宏观经济波动的原因和传导机制提供较为丰富与全面的解释。此外,Smets and Wouters(2007),Blanchard(2009)等认为,一国宏观经济可能受到了多种冲击的共同作用,国内研究也揭示对中国宏观经济有重要影响的冲击有技术冲击、劳动供给冲击、政府购买冲击、货币政策冲击、国际贸易顺差冲击等(陈昆亭、龚六堂和邹恒甫, 2004;黄贇琳, 2005;陈昆亭和龚六堂, 2006;李浩、胡永刚和马知遥, 2007;等等)。因此,引入多种冲击可使模型更好刻画我国宏观经济波动,凸显通货膨胀预期偏差对宏观经济的冲击效应。

总体而言,本文的主要特点有:(1)在模型框架上,借鉴 Bernanke *et al.* (1999)和 Gertler *et al.* (2006),建立了开放经济条件下含消费惯性和金融加速器的多个部门 DSGE 模型。赵振全、于震和刘森(2007)揭示了我国宏观经济层面的金融加速器机制;Fuhrer(2000)等指出消费惯性与货币政策的传导机制密切相关,许先普(2008)发现,在我国消费惯性所体现的攀比效应显著,对货币政策传导影响明显。从模型设定看,在诸多对数线性化的 DSGE 模型中,变量之间存在如下关系:

$$Z_t = E_t Z_{t+1} + \theta x_t, \quad (1)$$

其中, $\theta > 0$ 。这说明在正向 x_t 冲击下, Z_t 在当期增大,而在下一期减少,反应及时,但是,实证研究显示,价格和其他实际变量在货币政策冲击和其他冲击下变化缓慢,且呈驼峰型的反应。Estrella and Fuhrer(2002)发现,引入消费惯性能缓解理论模型预测与经验证据的差异。(2)在统一的模型中,引入两种货币政策工具——数量型和价格型货币政策工具,以广义货币供给量

M2 增速表征数量型工具，一年期存款利率代表价格型工具。(3) 采用校准与贝叶斯技术相结合的方式确定模型参数，增强参数的稳健性和可信度。(4) 利用脉冲响应函数模拟和方差分解等方法重点研究通货膨胀预期冲击对宏观经济的量化影响。本文余下内容安排如下：第二部分为基本 DSGE 模型的建立以及求解；第三部分为模型参数的估计、脉冲响应函数模拟以及方差分解；第四部分为结论以及政策含义。

二、DSGE 模型的构建及求解²

本文建立了开放经济条件下多部门的新凯恩斯动态随机一般均衡模型，包括六类经济个体：家庭、中间品生产者、资本品生产者、零售商、银行、政府。家庭提供劳动，获取工资，分享零售商的净利润，缴纳一次性总税收，向零售商购买消费品，余下的收入储蓄在银行；中间品生产者向银行贷款，从资本品生产者处购买资本，雇用劳力，生产中间品；资本品生产者利用现存资本以及追加的投资以生产新资本，出售给中间品生产者；零售商向中间品生产者购买产品，生产差异化的最终产品，并以一定加成比率 (markup) 出售；银行从家庭吸纳储蓄，以一定价格 (附加风险溢价) 贷给中间品生产者，承担贷款损失，同时，从每期利润中计提贷款损失准备；政府向家庭征税，执行财政政策与货币政策。

(一) 模型基本框架的建立

1. 家庭

代表性家庭的效用函数：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, H_t, \frac{M_t}{P_t})$$

$$= E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{1}{1-\sigma} (C_t - hC_{t-1})^{1-\sigma} - \theta_1 e^{\varepsilon_{L,t}} \frac{H_t^{1+\gamma}}{1+\gamma} + \frac{\theta_2}{1-\tau} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\tau} \right), \quad (2)$$

其中， $i \in (0, 1)$ ， β 为折现因子， C_t 为家庭消费， h 为消费惯性因子， H_t 为劳动供给， $\varepsilon_{L,t}$ 为劳动供给冲击，这种设定借鉴 Smets and Wouters (2002)， M_t/P_t 为实际货币余额， σ 为风险规避系数， γ 为劳动供给弹性的倒数， τ 为实际货币余额对利率弹性的倒数， θ_1 和 θ_2 分别代表劳动和货币对效用的贡献度。

² 如有兴趣，具体推导过程可与作者索要。

预算约束为

$$C_t = W_t H_t / P_t + \Psi_t - T_t - (D_{t+1} - R_{n,t} D_t) / P_t - (M_t - M_{t-1}) / P_t, \quad (3)$$

W_t 为工资, P_t 为总体价格, Ψ_t 为零售商净利润, T_t 为税收, D_t 为存款额, $R_{n,t}$ 为无风险的名义利率。每期, 家庭会选择最优的消费 C_t , 储蓄 D_{t+1} , 劳动供给 H_t 和实际货币持有余额 M_t / P_t , 一阶条件为

消费:

$$\begin{aligned} & [(X_t)^{-\sigma} + \beta (X_{t+1})^{-\sigma} (-h)] \\ & = [\beta (X_{t+1})^{-\sigma} + \beta^2 (X_{t+2})^{-\sigma} (-h)] R_{n,t+1} / \pi_{t+1}; \end{aligned} \quad (4)$$

劳动供给:

$$\theta_1 e^{\epsilon_{L,t}} H_t^\gamma = (W_t / P_t) [(X_t)^{-\sigma} + \beta (X_{t+1})^{-\sigma} (-h)]; \quad (5)$$

实际货币持有余额:

$$\theta_2 (M_t / P_t)^{-\tau} = (1 - 1/R_{n,t+1}) [(X_t)^{-\sigma} + \beta (X_{t+1})^{-\sigma} (-h)], \quad (6)$$

其中, $\pi_{t+1} = P_{t+1} / P_t$, $X_t = C_t - hC_{t-1}$ 。

2. 中间品生产者

代表性中间品生产者的生产函数为 $Y_t = (A_t L_t)^\alpha K_t^{1-\alpha}$ 。利润函数为

$$(A_t L_t)^\alpha K_t^{1-\alpha} P_{w,t} / P_t + Q_t (1 - \delta) K_t - W_t L_t / P_t - R_{k,t} Q_{t-1} K_t, \quad (7)$$

其中, A_t 为技术, K_t 为资本存量, L_t 为劳动需求, $P_{w,t}$ 为中间品的名义价格, Q_t 为资本品相对总体价格 P_t 的价格, α 为劳动的产出弹性, δ 为折旧率, $R_{k,t}$ 为资本的实际收益率。一阶条件为

劳动力需求:

$$\alpha Y_t / L_t = (W_t / P_t) / (P_{w,t} / P_t); \quad (8)$$

资本品需求:

$$R_{k,t} = \left[\frac{P_{w,t}}{P_t} (1 - \alpha) \frac{Y_t}{K_t} + (1 - \delta) Q_t \right] / Q_{t-1}. \quad (9)$$

中间品生产者购买资本, 资金来源于净资产 N_t 和银行贷款 B_t , 满足融资预算式:

$$Q_{t-1} K_t = N_t + B_t / P_{t-1}. \quad (10)$$

由于信息不对称, 银行需承担贷款损失, 贷款利率高于无风险利率, 定义外部融资溢价 S_t :

$$S_t = E_t R_{k,t+1} / E_t [R_{n,t+1} / \pi_{t+1}]. \quad (11)$$

当负债比率较高时，可抵押的净资产比率变小，银行提高融资溢价，得融资溢价的另一个表达式

$$S_t = (Q_t K_{t+1} / N_{t+1})^\psi, \quad (12)$$

其中， Ψ 为外部融资溢价， S_t 对总资产 $Q_t K_{t+1}$ 与净资产 N_{t+1} 之比的弹性。净资产 N_{t+1} 的演化路径为

$$N_{t+1} = \eta [R_{k,t} Q_{t-1} K_t - E_{t-1} R_{k,t} (Q_{t-1} K_t - N_t)], \quad (13)$$

其中， η 为存活概率。生命有限，老的死亡，新的进入，这种假设排除因中间品生产者积累足够净资产而无须外部融资的可能。式 (13) 说明在 $t+1$ 期初净资产是从 $t-1$ 期存活下来中间品生产者的预期净资产。综合式 (8)—(13)，即为 Bernanke *et al.* (1999) 提出的“金融加速器” (financial accelerator)：有利的生产率冲击下，资产价格上涨，中间品生产者的净资产增加，面临的外部融资溢价降低，其对资本品的需求增加，推动资产价格的进一步上涨，放大经济波动。

3. 资本品生产者

$$\text{生产函数为} \quad F(I_t, K_t) = \Phi(I_t / K_t) K_t, \quad (14)$$

$$\text{利润函数为} \quad Q_t F(I_t, K_t) - I_t - r_t^c K_t, \quad (15)$$

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + F(I_t, K_t), \quad (16)$$

$\Phi(\cdot)$ 为递增的凹函数，代表递增的资本调整成本，即 $\Phi'(\cdot) > 0$ ， $\Phi''(\cdot) < 0$ ，且 $\Phi(0) = 0$ ， $\Phi(I/K) = I/K$ 。 r_t^c 为资本的租赁价格，式 (14) 是投资生产函数，式 (16) 是资本积累方程。一阶条件为

$$Q_t = 1 / \Phi'(I_t / K_t). \quad (17)$$

4. 零售商

借鉴 Blanchard and Kiyotaki (1987)，设定零售商 z 组成测度为 1 的连续统，生产差异化的最终产品，实际边际成本 $MC_t = P_{w,t} / P_t$ ，处于垄断竞争市场中。零售商的投入品 $Y_t(z)$ 按照如下形式加总³：

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(z)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dz \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}}. \quad (18)$$

零售商的最优中间品需求 $Y_t(z)$ 满足

$$\text{Max}_{Y_t(z)} f(Y_t(z)) = \int_0^1 P_t(z) Y_t(z) D_z - Y_t P_t. \quad (19)$$

³ 这里隐含假设了生产零售产品过程中不存在任何形式的产品损耗，即零售商 z 的投入品量与最终产品数量相等。

一阶条件为

$$\frac{\partial f}{\partial Y_t(z)} = \int_0^1 P_t(z) D_z - \int_0^1 Y_t(z)^{-\frac{1}{\epsilon}} D_z Y_t^{\frac{1}{\epsilon}} P_t = 0. \quad (20)$$

简化(20), 得

$$Y_t(z) = \left[\frac{P_t(z)}{P_t} \right]^{-\epsilon} Y_t. \quad (21)$$

式(21)既是零售商的中间品需求曲线, 也是其产品的需求曲线。

零售商销售产品所获得利润为

$$\sum_{i=0}^{\infty} \Phi^i E_t \left[\Lambda_{t,i} \frac{P_t(z) - P_{t+i} MC_{t+i} Y_{t+i}(z)}{P_{t+i}} \right], \quad (22)$$

其中, $\Lambda_{t,i} = \beta^i U_{C_{t+i}} / U_{C_t}$ 为折现因子, U_{C_t} 为 t 期边际效用, 每期厂商有 $1 - \Phi$ 概率调整价格, $P_t(z)$ 为 t 期零售商 z 设定的价格, 有 Φ 概率维持价格不变, ϵ 为产品间替代弹性。同质性保证了所有调价的零售商会设定相同价格 P_t^* , t 期最优的价格 P_t^* 满足

$$P_t^*(z) = \frac{\epsilon}{\epsilon - 1} \frac{\sum_{i=0}^{\infty} \Phi^i E_t \Lambda_{t,i} MC_{t+i} Y_{t+i}(z)}{\sum_{i=0}^{\infty} \Phi^i E_t \Lambda_{t,i} Y_{t+i}(z) / P_{t+i}}. \quad (23)$$

t 期 $1 - \Phi$ 比例的零售商设定最优价格 P_t^* , Φ 比例的零售商维持上期价格 P_{t-1} , 总体价格 P_t :

$$P_t = [\Phi P_{t-1}^{1-\epsilon} + (1 - \Phi)(P_t^*)^{1-\epsilon}]^{\frac{1}{1-\epsilon}}. \quad (24)$$

5. 银行

假定银行业为完全竞争, 吸纳家庭储蓄, 并将等量资金贷给中间品生产者, 承担因信息不对称造成的贷款损失, 每期从利润中计提 χ_t 作为贷款损失准备金, 利润函数为

$$\Pi_t = (1 + R_{k,t}) \pi_t B_t - (1 + R_{n,t}) D_t - \chi_t, \quad (25)$$

其中, $(1 + R_{k,t}) \pi_t$ 代表名义风险利率。均衡时, 银行间竞争使其利润为零, 即 $\Pi_t = 0$ 。

6. 政府

政府制定财政货币政策。以麦克勒姆规则(McCallum Rule)和泰勒规则(Taylor Rule)分别代表数量型和价格型货币政策工具。麦克勒姆规则首先由 McCallum(1984)提出, 后经学者们的拓展, 现今多采用如下形式(江曙霞、

江日初和吉鹏, 2008):

$$\Delta mbr_t - \Delta \nu = \lambda (g^* - g)_{t-1} + \epsilon_t, \quad (26)$$

Δmbr_t 为基础货币增长率, $\Delta \nu$ 为货币流通速度变化率, g^* 为名义 GDP 的目标增长率, g 为名义 GDP 的真实增长率, λ 为正的反馈系数, 表明央行逆经济周期而动。借鉴 Taylor(1979) 和 Christinao, Eichenbaum and Evans(1998) 的思想⁴, 设定货币供给增长率为通胀缺口和实际产出缺口的函数:

$$\tilde{\omega}_t = \lambda_M \tilde{\omega}_{t-1} - (1 - \lambda_M)(\phi_{M,\pi} E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \phi_{M,Y} \tilde{Y}_t) + \epsilon_{M,t}, \quad (27)$$

其中, 通胀缺口和实际产出缺口由式(26)中名义 GDP 增长率分拆而得, $\tilde{\omega}_t$ 为名义货币供给增长率对均衡值的偏离幅度, λ_M 为政策平滑系数, $\phi_{M,\pi}$ 和 $\phi_{M,Y}$ 均小于 0。在式(27)中, 引入通货膨胀预期和滞后期的货币增长率, 反映货币政策中的前瞻性行为和政策平滑倾向。近年来各层次货币(M0, M1, M2)流通速度逐步降低, 渐趋稳定(宋玉华和李泽祥, 2007), 因此, 式(27)剔除货币流通速度, 并不影响分析结论。分析中选取广义货币供给 M2 的同比增速作为数量型工具的表征变量, 这与本文理论模型基本保持了一致, 模型中代表性家庭持有的实际货币余额应是能表征经济活动的广义货币供给量, 同时, 许伟和陈斌开(2009)认为 M2 与通货膨胀 CPI 的关系稳定, 有助于进一步分析。

泰勒规则由 Taylor(1993)正式提出, 本文在借鉴 Clarida *et al.*(1998), 张屹山和张代强(2007)的基础上, 设定我国中央银行采用如下的泰勒规则:

$$\tilde{R}_{n,t} = \lambda_R \tilde{R}_{n,t-1} + (1 - \lambda_R)(\phi_{R,\pi} E_t \tilde{\pi}_{t+1} + \phi_{R,Y} \tilde{Y}_t) + \epsilon_{R,t}. \quad (28)$$

同麦克勒姆规则一样, 该规则也包含政策平滑和前瞻性行为。目前, 我国的利率体系既包括管制利率(如存贷款利率), 也包括市场化利率(如银行间同业拆借和回购利率), 相比而言, 管制利率对实体经济活动和金融资产的影响较大(张屹山和张代强, 2007)。中国人民银行通常先调整一年期存款利率, 而后再调整其他期限的利率, 因此选用一年期存款利率表征价格型工具, 这与模型一致。

政府财政政策表达式:

$$G_t = (M_t - M_{t-1})/P_t + T_t. \quad (29)$$

⁴ Taylor(1979)中的货币规则为: $d_t = g_1 d_{t-1} + g_2 y_{t-1} + g_3 y_{t-2} + g_4 \pi_{t-1} + \epsilon_t$, 其中, d_t 为货币增速对趋势的偏离; Christinao, Eichenbaum and Evans(1998)构建了货币规则: $(1 + x_t)/(1 + x) = N_t^{-\gamma} \exp(\epsilon_{M,t})$, 其中, x_t 和 x 分别为货币供给增速及其均衡值, N_t 为就业, $\gamma > 0$ 。

政府征收一次性总税 T_t 和发行货币 M_t/P_t 为政府购买 G_t 融资。

7. 总体资源约束

借鉴李浩、胡永刚和马知遥(2007)思路,引入贸易顺差 NX_t :

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + NX_t. \quad (30)$$

式(30)是总体资源约束,也是社会总产出的支出法表达式,分别为家庭消费(居民消费) C_t , 政府购买(政府消费) G_t , 投资 I_t 以及贸易顺差 NX_t 等四个主要支出项。

8. 模型经济的外生冲击

技术冲击:

$$[\log(A_t) - \log(A_e)] = \rho_A [\log(A_{t-1}) - \log(A_e)] + e_{A,t}; \quad (31)$$

劳动力供给冲击:

$$\epsilon_{L,t} = \rho_L \epsilon_{L,t-1} + e_{L,t}; \quad (32)$$

货币政策冲击(数量型工具):

$$\epsilon_{M,t} = \rho_M \epsilon_{M,t-1} + e_{M,t}; \quad (33)$$

货币政策冲击(价格型工具):

$$\epsilon_{R,t} = \rho_R \epsilon_{R,t-1} + e_{R,t}; \quad (34)$$

政府购买冲击:

$$[\log(G_t) - \log(G_e)] = \rho_G [\log(G_{t-1}) - \log(G_e)] + e_{G,t}; \quad (35)$$

贸易顺差冲击:

$$[\log(NX_t) - \log(NX_e)] = \rho_{NX} [\log(NX_{t-1}) - \log(NX_e)] + e_{NX,t}, \quad (36)$$

其中, $\rho_A, \rho_L, \rho_R, \rho_M, \rho_G, \rho_{NX}$ 代表冲击的持续性, 随机扰动项 $e_{A,t}, e_{L,t}, e_{R,t}, e_{M,t}, e_{G,t}, e_{NX,t}$ 服从正态分布, 均值为 0, 标准差分别为 $\sigma_A, \sigma_L, \sigma_R, \sigma_M, \sigma_G, \sigma_{NX}$, A_e, G_e, NX_e 分别为技术、政府购买和贸易顺差的稳态值。

(二) 模型的对数线性化、均衡条件以及求解

1. 对数线性化

定义:

$$m_t = \omega_t m_{t-1} / \pi_t. \quad (37)$$

对数线性化为：

$$\tilde{m}_t = \tilde{m}_{t-1} + \tilde{\omega}_t - \tilde{\pi}_t. \quad (38)$$

令 $X_t = C_t - hC_{t-1}$ ，用 \tilde{x} 为变量 x 的对数线性化结果，其余对数线性化结果如下：

$$\tilde{X}_t = (\tilde{C}_t - h\tilde{C}_{t-1})/(1-h), \quad (39)$$

$$\tilde{R}_{n,t+1}/(R_n - 1) + \beta h \sigma \tilde{X}_{t+1}/(1-\beta h) - \sigma \tilde{X}_t/(1-\beta h) + \tau \tilde{m}_t = 0, \quad (40)$$

$$\begin{aligned} & \beta h \sigma \tilde{X}_{t+2}/(1-\beta h) - (1+\beta h) \sigma \tilde{X}_{t+1}/(1-\beta h) \\ & + \sigma \tilde{X}_t/(1-\beta h) + \tilde{R}_{n,t+1} - \tilde{\pi}_{t+1} = 0, \end{aligned} \quad (41)$$

$$\tilde{Y}_t + \tilde{M}\tilde{C}_t - \tilde{L}_t = \varepsilon_{L,t} + \gamma \tilde{H}_t - \beta h \sigma \tilde{X}_{t+1}/(1-\beta h) + \sigma \tilde{X}_t/(1-\beta h), \quad (42)$$

$$\Delta(\tilde{Y}_t - \tilde{K}_t + \tilde{M}\tilde{C}_t) + (1-\Delta)\tilde{Q}_t - \tilde{Q}_{t-1} - \tilde{R}_{k,t} = 0, \quad (43)$$

$$E_t \tilde{R}_{k,t+1} - E_t \tilde{R}_{n,t+1} + E_t \tilde{\pi}_{t+1} - \tilde{S}_t = 0, \quad (44)$$

$$\Psi(\tilde{Q}_t + E_t \tilde{K}_{t+1} - E_t \tilde{N}_{t+1}) - \tilde{S}_t = 0, \quad (45)$$

$$(K/N)\tilde{R}_{k,t} - (K/N-1)(\tilde{S}_{t-1} + \tilde{R}_{n,t} - E_{t-1}\tilde{\pi}_t) + \tilde{N}_t - E_t \tilde{N}_{t+1} = 0, \quad (46)$$

$$E_t \tilde{K}_{t+1} - (1-\delta)\tilde{K}_t - \delta \tilde{I}_t = 0, \quad (47)$$

$$\eta_k(\tilde{I}_t - \tilde{K}_t) - \tilde{Q}_t = 0, \quad (48)$$

$$\tilde{\pi}_t - J \tilde{M}\tilde{C}_t - \beta E_t \tilde{\pi}_{t+1} = 0, \quad (49)$$

$$(C/Y)\tilde{C}_t + (I/Y)\tilde{I}_t + (G/Y)\tilde{G}_t + (NX/Y)\tilde{N}\tilde{X}_t - \tilde{Y}_t = 0, \quad (50)$$

$$\tilde{Y}_t = \alpha(\tilde{L}_t + \tilde{Z}_t) + (1-\alpha)\tilde{K}_t, \quad (51)$$

其中， $m_t = M_t/P_t$ ， $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ ， ω_t 为货币供给增速， $\Delta = MC(1-\alpha)(Y/K)/[MC(1-\alpha)(Y/K) + 1 - \delta]$ ， $J = (1-\Phi)(1-\beta\Phi)/\Phi$ 。

2. 均衡条件

由式 (4) 得：

$$R_n = 1/\beta. \quad (52)$$

由式 (5) 得：

$$H^\sigma \theta_1 = \alpha(Y/L)MC(C-hC)^{-\sigma}(1-\beta h). \quad (53)$$

由式 (6) 得：

$$\theta_2 m^{-\tau} = (1-1/R_n)(1-\beta h)(C-hC)^{-\sigma}. \quad (54)$$

由式 (7) 得：

$$R_k = MC(1-\alpha)(Y/K) + (1-\delta). \quad (55)$$

依据式(11)和式(12),可得:

$$S = R_k/R_n = (K/N)^{-\Psi}. \quad (56)$$

依据式(13)得:

$$\eta R_k = 1. \quad (57)$$

依据式(16),可得:

$$I/K = \delta. \quad (58)$$

依据式(23)得:

$$MC = (\epsilon - 1)/\epsilon. \quad (59)$$

依据式(30),可得:

$$C/Y + I/Y + G/Y + NX/Y = 1. \quad (60)$$

进一步:

$$C/K = Y/K - I/K - G/K - NX/K. \quad (61)$$

由中间品的生产函数得:

$$L = (Y/K)^a (K/A). \quad (62)$$

还可得:

$$\frac{I}{Y} = \frac{I/K}{Y/K}, \quad (63)$$

$$C = \frac{C}{K} K, \quad (64)$$

$$I = \frac{I}{K} K, \quad (65)$$

$$Y = \frac{Y}{K} K, \quad (66)$$

$$G = \frac{G}{K} K, \quad (67)$$

$$N = \frac{1}{K/N} K. \quad (68)$$

变量去掉时间标识 t , 代表稳态值。

3. 对数线性化

在求解和估计时,分为两个线性系统分别进行。两个系统均包含式(33)–(47)和相似的外生冲击,唯一差异在货币政策上。两个系统有21个变量,但仅含20个方程,需施加约束于如下变量: $E_t \bar{\pi}_{t+1}$, $\bar{\pi}_t$, $E_{t-1} \bar{\pi}_t$, 否则,

系统可能不满足布兰查德-卡汉条件 (Blanchard-Kahn condition)⁵, 因此, 引入通货膨胀预期偏差冲击 $e_{\pi,t}$: 令 $J_t = E_t \bar{\pi}_{t+1}$, 则 $J_{t-1} = E_{t-1} \bar{\pi}_t$, $\bar{\pi}_t = J_{t-1} + e_{\pi,t}$ 。

这说明通货膨胀可表示为通货膨胀预期和预期偏差冲击之和, 服从均值为 0, 标准差为 σ_π 的正态分布, 类似于陈昆亭、龚六堂和邹恒甫 (2004) 中劳动力供给预期冲击和消费需求预期偏差冲击的设定。

两个系统可写成如下形式:

$$\begin{aligned} A_0 E_t M_{t+2} + A_1 M_{t+1} + A_2 M_t + A_3 M_{t-1} + A_4 V_t &= 0, & (69) \\ M_t &= (\tilde{Y}_t, \tilde{C}_t, \tilde{I}_t, \tilde{G}_t, \tilde{N}\tilde{X}_t, \tilde{K}_t, \tilde{N}_t, \tilde{R}_{n,t}, \tilde{R}_{k,t}, \tilde{S}_t, \tilde{M}\tilde{C}_t, \\ &\quad \tilde{Q}_t, \tilde{A}_t, \bar{\pi}_t, E_{t-1} \bar{\pi}_t, \tilde{L}_t, \tilde{\omega}_t, \tilde{m}_t, \tilde{X}_t, \varepsilon_{L,t}, \varepsilon_{i,t})', \\ V_t &= (e_{A,t}, e_{G,t}, e_{NX,t}, e_{L,t}, e_{\pi,t}, e_{i,t})', \end{aligned}$$

其中, $i=M, R$, 分别代表数量型和价格型货币政策工具的冲击效应。 A_0 、 A_1 、 A_2 、 A_3 均为 21×21 矩阵, A_4 为 21×6 矩阵。

三、模型参数估计、脉冲响应函数模拟以及方差分解

(一) 数据的初步处理与统计性描述

分析区间是 1995 年第一季度到 2009 年第四季度, 如此选择是因为此区间的经济增长很好展现了中国宏观经济的周期性特征, 如图 1 所示。其中, 通货膨胀预期由国家统计局发布的消费者预期指数代表, 徐亚平 (2009) 认为该指标可作为通货膨胀预期的衡量指标, 为与通货膨胀预期指数的刻度保持相当, 采用国内生产总值指数代表 GDP 实际增速。⁶ 可见, 在宏观经济形势变动和货币政策的有效调控下, 公众的通货膨胀预期也发生了显著变化, 从 1995 年到 2009 年我国经济增长呈现出下降—上升—再下降—再上升周期性, 而公众的通货膨胀预期也呈现出类似的特性, 尤其是 2004 年以来, 两者的同期相关系数高达 0.9183, 宏观经济走势与通货膨胀预期高度一致。

分析中, 以季度国内生产总值表征社会总产出 Y , 以消费者价格指数的季度环比值表征通货膨胀 π , 以季度末总就业人数表征劳动力供给 (即就业) H , 以社会消费品零售总额表征居民消费 C , 以财政支出表征政府购买 G , 以净出口表征贸易顺差 NX , 以城镇固定资产投资表征投资 I , 以广义货币供给

⁵ 见 Blanchard and Kahn (1980)。

⁶ 人民银行公布的未来物价预期指数也可作为通货膨胀预期的测度, 但是, 该指标从 2001 年才开始公布, 与分析区间差距较大。同时, 消费预期指数因包含公众对其他经济变量的预期, 仅能作为通货膨胀预期的近似测度, 并不能完全代表通货膨胀预期。

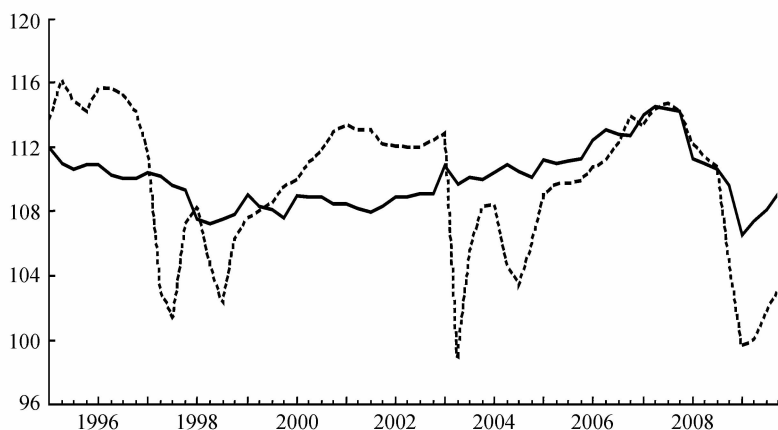


图1 1995年第一季度到2009年第四季度GDP的实际增速(实线)与通货膨胀预期(虚线)(%)

M2 同比增速 M2G 表征数量型货币政策工具, 以一年法定存款利率 R 表征价格型货币政策工具。数据来源于 CEIC 数据库, 国家统计局网站以及中国人民银行网站。以国家统计局公布的 2001 年之后 CPI 月度环比序列为基础, 结合 1995 年到 2001 年的 CPI 同比序列, 求得 1995 年到 2001 年的环比。再将一个季度内三个月环比连乘, 求得通货膨胀的季度环比和以 1995 年第一季度为基期的季度定基比, 后一个序列可表征季度 GDP 平减指数, 计算产出、消费、政府购买以及净出口的实际值, 并进行季节性调整和 HP 滤波处理, 得到变量的波动部分, 其余数据亦经过类似处理。处理后的数据特征如表 1 和表 2 所示。从标准差看, 居民消费、就业、通货膨胀以及利率的波动小于产出, 投资、贸易顺差、政府购买、M2 增速波动大于产出; 波动幅度最大的是贸易顺差, 标准差为 6.27%, 是产出的 3.42 倍, 波动幅度远大于其他宏观经济变量。从自相关系数看, 所有变量均呈现较高的自相关性。表 2 列出了产出与其他宏观经济变量的横向相关关系, 除 M2 增速外, 其余变量均呈顺周期变化, M2 增速的逆周期性和利率的顺周期性, 与泰勒规则和麦克勒姆规则的经济含义一致。

表 1 各经济变量的基本特征

| | 产出 Y | 消费 C | 投资 I | 贸易 顺差 NX | 政府 购买 G | 就业 H | 通胀 π | 利率 R | 货币供给 增速 $M2G$ |
|--------|-----------|-----------|-----------|------------------|-----------------|-----------|-------------|-----------|---------------------|
| 标准差(%) | 1.84 | 1.79 | 4.42 | 6.73 | 5.04 | 2.20 | 0.56 | 0.58 | 2.56 |
| 自相关系数 | 0.84 | 0.70 | 0.70 | 0.79 | 0.63 | 0.90 | 0.80 | 0.78 | 0.75 |

表 2 1995 年到 2009 年各经济变量与产出的跨期横向相关 $\text{Corr}(X_t, Y_{t+k})$

| | -5 | -4 | -3 | -2 | -1 | 0 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Y | 0.41 | 0.43 | 0.51 | 0.66 | 0.84 | 1.00 | 0.84 | 0.66 | 0.51 | 0.43 | 0.41 |
| C | 0.25 | 0.31 | 0.30 | 0.30 | 0.33 | 0.44 | 0.27 | 0.26 | 0.30 | 0.33 | 0.35 |
| I | 0.30 | 0.27 | 0.24 | 0.26 | 0.32 | 0.43 | 0.42 | 0.42 | 0.46 | 0.50 | 0.55 |
| NX | 0.12 | 0.12 | 0.10 | 0.09 | 0.11 | 0.12 | 0.18 | 0.11 | 0.06 | 0.04 | 0.05 |
| G | 0.08 | 0.11 | 0.14 | 0.17 | 0.24 | 0.38 | 0.31 | 0.23 | 0.13 | 0.10 | 0.16 |
| H | 0.26 | 0.26 | 0.28 | 0.27 | 0.23 | 0.20 | 0.17 | 0.14 | 0.11 | 0.06 | 0.02 |
| π | -0.20 | -0.19 | -0.06 | 0.05 | 0.10 | 0.03 | 0.28 | 0.24 | 0.12 | 0.04 | 0.04 |
| R | -0.03 | 0.05 | 0.24 | 0.35 | 0.32 | 0.17 | 0.17 | 0.05 | -0.02 | -0.03 | -0.02 |
| M2G | -0.02 | -0.04 | -0.07 | -0.10 | -0.12 | -0.11 | -0.08 | -0.01 | 0.05 | 0.09 | 0.08 |

(二) 基本的参数校正以及贝叶斯估计

校准的参数分为两类：一类为内生变量稳态值，一类为刻画内生变量间动态关系的结构性参数。在确定后者时，运用贝叶斯估计 (Bayesian estimation)。具体见表 4 和表 5，分别为内生变量稳态值、部分结构性参数校准以及部分参数的贝叶斯估计。需指出的是在确定模型参数值时，采用了不同方法，主要是基于贝叶斯估计时参数的稳健性和可识别性，具体讨论见 Canova and Sala (2006) 等。

1. 部分参数的基本校准

对于折现因子 β ，1995 年第一季度到 2009 年第四季度，通货膨胀的环比平均增速为 0.6%，故设定季度贴现因子为 0.994，依据前述的均衡条件 (52)，得稳态无风险利率 R_n 为 1.006。对于企业家的存活概率 η ，假定企业家的存活概率与整体经济中个体的存活概率一致，1995 年到 2008 年，我国人口的年均死亡率为 6.57%⁷，由此推算经济个体每年的存活概率为 $1 - 0.0657 = 0.9343$ ，按照复利法，换算成为季度的存活概率为 $= 0.9343^{1/4} = 0.9832$ ，依据 (57)，求得稳态风险利率 R_k 为 1.0170，可得外部融资的风险溢价 S 为 1.0109。表 3 列出了 1998 年到 2006 年上市公司的资产负债率数据 (孙天琦, 2008)，得到上述九年间资产负债率均值为 0.6，求得稳态时总资产与净财富之比 K/N 为 2.5，并依据 (56)，得外部融资溢价对总资产与净财富之比的弹性 Ψ 为 0.0118。为零售商产品间的替代弹性，大多数文献的取值为 11 (Gilchrist and Saito, 2006)，依据 (59)，稳态实际边际生产成本 MC 为 0.91。物质资本折旧率 δ 的年度值大多设定为 10% (龚六堂和谢丹阳 (2004) 等)，对应的季度值为 2.5%。稳态时社会总产出中居民消费、政府购买、投资和贸易顺差占比是样本区间 1995 年到 2008 年以支出法核算的居民消费、政府消费、最终资本形成额以及服务与贸易净出口占比均值。依据 (58)，稳

⁷ 数据来自于历年的《中国统计年鉴》。

态时投资与资本存量之比 I/K 为 0.025, 再依据 (63), 得稳态的产出资本比 Y/K 为 0.0625, 结合 (55), 得到劳动力的产出弹性 α 为 0.26。按照黄贇琳 (2005) 的思路, 用总就业人数与总人口数的占比均值来表征均衡就业水平, 从 1995 年到 2008 年, 上述占比的均值为 0.572, 即均衡 $L=0.572$, 又设定均衡技术 A_e 为 1, 由 (62), 可得均衡 $K=1.1761$, 再结合 (63)–(68) 可得, 产出 $Y=0.0735$, 消费 $C=0.0308$, 投资 $I=0.0294$, 政府购买 $G=0.0103$, 贸易顺差 $NX=0.003$, 以及净财富 $N=0.4705$ 。

表 3 1998 年到 2006 年上市公司的资产负债率 ALR(%)

| 时间 | 2006 | 2005 | 2004 | 2003 | 2002 | 2001 | 2000 | 1999 | 1998 |
|-----|-------|-------|-------|-------|------|-------|-------|-------|-------|
| ALR | 57.46 | 57.81 | 59.17 | 58.96 | 58.7 | 58.97 | 60.81 | 61.83 | 63.74 |

2. 部分参数的贝叶斯估计

表 4 价格型货币政策工具调控下部分参数的贝叶斯估计⁸

| 参数 | 含义 | 先验分布 | 事后均值 | 事后区间 |
|------------------|-----------------|----------------------------|---------|--------------------|
| σ | 风险规避系数 | Gamma[3.565, 0.14] | 3.5607 | [3.5605, 3.5609] |
| h | 消费惯性因子 | Beta[0.5, 0.25] | 0.9130 | [0.8909, 0.9337] |
| τ | 货币余额的利率弹性倒数 | Gamma[15.625, 2] | 15.3691 | [15.3691, 15.3692] |
| Φ | 价格固定不变的概率 | Beta[0.75, 0.2] | 0.9319 | [0.9310, 0.9329] |
| η_k | 资产价格对资本投资比弹性 | Gamma[0.25, 0.0625] | 0.2132 | [0.2064, 0.2196] |
| γ | 劳动力弹性倒数 | Gamma[0.8, 0.5] | 0.3209 | [0.3159, 0.3256] |
| λ_R | 利率平滑系数 | Beta[0.5, 0.2] | 0.2018 | [0.1870, 0.2176] |
| $\theta_{R,\pi}$ | 通货膨胀预期反应系数 | Gamma[2, 1] | 0.6537 | [0.6174, 0.6924] |
| $\theta_{R,Y}$ | 产出反应系数 | Gamma[1, 1] | 2.2563 | [2.1437, 2.3763] |
| ρ_L | 劳动供给冲击 AR(1) 系数 | Beta[0.5, 0.2] | 0.6318 | [0.5479, 0.7071] |
| ρ_A | 技术冲击 AR(1) 系数 | Beta[0.5, 0.2] | 0.9014 | [0.8996, 0.9030] |
| ρ_G | 政府购买冲击 AR(1) 系数 | Beta[0.5, 0.2] | 0.9324 | [0.9311, 0.9337] |
| ρ_R | 货币政策冲击 AR(1) 系数 | Beta[0.5, 0.2] | 0.7848 | [0.6951, 0.8820] |
| ρ_{NX} | 国际贸易冲击 AR(1) 系数 | Beta[0.5, 0.2] | 0.9133 | [0.9085, 0.9178] |
| σ_L^2 | 劳动供给冲击的方差 | Inv-Gamma[0.01, ∞] | 22.2021 | [22.1931, 22.2095] |
| σ_J^2 | 预期偏差冲击方差 | Inv-Gamma[0.01, ∞] | 0.2569 | [0.2251, 0.2965] |
| σ_G^2 | 政府购买冲击的方差 | Inv-Gamma[0.01, ∞] | 1.9111 | [1.9096, 1.9125] |
| σ_R^2 | 货币政策冲击的方差 | Inv-Gamma[0.01, ∞] | 1.1404 | [1.1078, 1.1751] |
| σ_{NX}^2 | 国际贸易冲击的方差 | Inv-Gamma[0.01, ∞] | 33.9908 | [33.9516, 34.0276] |
| σ_Z^2 | 技术冲击的方差 | Inv-Gamma[0.01, ∞] | 2.5784 | [2.5779, 2.5790] |

⁸ 先验概率分布中, 第一个参数为均值, 第二个参数为方差。

表 5 数量型货币政策工具调控下部分参数的贝叶斯估计

| 参数 | 含义 | 先验分布 | 事后均值 | 事后区间 |
|-----------------|-----------------|----------------------------|---------|--------------------|
| σ | 风险规避系数 | Gamma[3.565, 0.14] | 3.7403 | [3.6519, 3.8035] |
| h | 消费惯性因子 | Beta[0.5, 0.25] | 0.5549 | [0.5480, 0.5647] |
| τ | 货币余额的利率弹性倒数 | Gamma[15.625, 2] | 13.5337 | [12.7330, 14.6548] |
| Φ | 价格固定不变的概率 | Beta[0.75, 0.2] | 0.8368 | [0.8324, 0.8430] |
| η_{π} | 资产价格对资本投资比弹性 | Gamma[0.25, 0.0625] | 0.3123 | [0.3007, 0.3206] |
| γ | 劳动力弹性倒数 | Gamma[0.8, 0.5] | 0.8536 | [0.8471, 0.8583] |
| λ_M | 政策平滑系数 | Beta[0.5, 0.2] | 0.4176 | [0.4147, 0.4197] |
| $O_{M,\pi}$ | 通货膨胀预期系数 | Gamma[2, 1] | 1.9801 | [1.9749, 1.9875] |
| $O_{M,Y}$ | 产出反应系数 | Gamma[1, 1] | 0.9037 | [0.9030, 0.9043] |
| ρ_L | 劳动供给冲击 AR(1) 系数 | Beta[0.5, 0.2] | 0.4817 | [0.4302, 0.5449] |
| ρ_A | 技术冲击 AR(1) 系数 | Beta[0.5, 0.2] | 0.4097 | [0.4032, 0.4144] |
| ρ_G | 政府购买冲击 AR(1) 系数 | Beta[0.5, 0.2] | 0.4740 | [0.4739, 0.4742] |
| ρ_M | 货币政策冲击 AR(1) 系数 | Beta[0.5, 0.2] | 0.5058 | [0.4887, 0.5175] |
| ρ_{NX} | 国际贸易冲击 AR(1) 系数 | Beta[0.5, 0.2] | 0.8566 | [0.8345, 0.8723] |
| σ_L^2 | 劳动供给冲击的方差 | Inv-Gamma[0.01, ∞] | 20.2543 | [19.6312, 20.6994] |
| σ_J^2 | 预期偏差冲击方差 | Inv-Gamma[0.01, ∞] | 0.2871 | [0.2826, 0.2902] |
| σ_G^2 | 政府购买冲击的方差 | Inv-Gamma[0.01, ∞] | 0.1997 | [0.1969, 0.2017] |
| σ_M^2 | 货币政策冲击的方差 | Inv-Gamma[0.01, ∞] | 0.1153 | [0.1134, 0.1167] |
| σ_{NX}^2 | 国际贸易冲击的方差 | Inv-Gamma[0.01, ∞] | 47.4558 | [45.0633, 50.8053] |
| σ_A^2 | 技术冲击的方差 | Inv-Gamma[0.01, ∞] | 0.5054 | [0.4948, 0.5130] |

对数线性化系统式 (69) 可写成：

$$E_t(f(M_{t+2}, M_{t+1}, M_t, M_{t-1}, V_t)) = 0. \quad (70)$$

该系统内生变量的演化轨迹为

$$M_t = g(M_{t-1}, V_t). \quad (71)$$

本文的线性系统可改写为

$$M_t^* = \Theta M(\theta) + \Theta M_t + N(\theta)x_t + v_t, \quad (72)$$

$$M_t = g_M M_{t-1} + g_V(\theta)V_t, \quad (73)$$

$$E(v_t v_t') = V(\theta), \quad (74)$$

$$E(V_t V_t') = Q(\theta), \quad (75)$$

M_t^* 为可观测变量, $M(\theta)$ 为内生变量的稳态值, θ 为结构性参数, v_t 为观测误差, $N(\theta)x_t$ 刻画了可观测变量的趋势, 由包含在 x_t 中的因素决定, $V(\theta)$ 和 $Q(\theta)$ 均为方差与协方差矩阵。式 (72) 为内生变量组成的向量 M_t 在稳态附近的一阶泰勒展开, 式 (73) 是式 (71) 的一阶泰勒展开结果, 式 (72)—(75) 构成状态空间模型, 式 (72) 为测度方程, 式 (73) 为状态方程。使用卡尔曼滤波技术 (Kalman filtering) 进行递归：

$$v_t = M_t^* - M^* - \Theta M_t - N(\theta)x_t, \quad (76)$$

$$F_t = \Theta P_t \Theta' + V(\theta), \quad (77)$$

$$K_t = g_M P_t g_M' F_t^{-1}, \quad (78)$$

$$M_{t+1} = g_M M_t + K_t v_t, \quad (79)$$

$$P_{t+1} = g_M P_t (g_M - K_t \Theta)' + g_V Q(\theta) g_V'. \quad (80)$$

式(76)是式(72)的变形,获取观测变量 M_t^* 中的观测误差,式(77)为观测变量的向前预测的方差协方差矩阵,式(78)为将观测值信息投射到内生变量空间的系数向量,式(79)为基于观测变量,对内生变量(状态变量)预测的方程,式(80)为状态变量向前预测的方差协方差矩阵。对应的似然函数为:

$$\log L(\theta | M_T^*) = - \sum_{i=1}^T \left[\frac{N}{2} \log 2\pi + \frac{1}{2} \log |F_i| + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^T v_i' F_i^{-1} v_i \right]. \quad (81)$$

M_T^* 为观测变量的样本,依据外生冲击类型,选择经 HP 滤波处理的产出、政府购买、贸易顺差、就业以及货币政策变量(货币供给量 M2 增速和一年金融机构的法定存款利率)为观测变量。从贝叶斯估计角度看,式(81)可看成 $\ln L(M_T^* | \theta)$,即给定结构参数分布下样本分布函数。结合参数向量的先验概率分布 $p(\theta)$,并根据贝叶斯定理,得后验概率分布:

$$L(\theta | Y_T^*) = \frac{L(Y_T^* | \theta) p(\theta)}{P(Y_T^*)}. \quad (82)$$

$P(M_t^*)$ 为边缘概率密度函数:

$$P(Y_T^*) = \int L(Y_T^* | \theta) p(\theta) d\theta. \quad (83)$$

最大化后验分布 $L(Y_T^* | \theta)$ 过程中,利用马尔科夫蒙特卡罗模拟方法(MCMC)。因先验分布的设定会影响估计效率和精确度,因此,本文对结构性参数的先验分布说明如下:消费惯性因子 h ,零售商每期保持价格固定不变的概率 Φ ,政策平滑因子 λ_R 与 λ_M ,劳动供给冲击、技术冲击、政府购买冲击、货币政策冲击以及国际贸易顺差冲击的 AR(1)系数均处于 0 到 1 之间,先验分布可设为均匀分布和 Beta 分布,事实上,均匀分布是 Beta 分布的特殊形式,可通过变动 Beta 分布的参数设置而得到,鉴于先验分布设定的普适性,设上述参数的先验分布为 Beta 分布。消费惯性因子 h 揭示消费者间的攀比效应(catching up with Jones effect),研究文献中该值多介于 0.5 到 0.8 之间(Smets and Wouters (2007) 等),又依据经济发展现实,消费者之间进行攀比时,一方不可能迅速赶上另一方,故取值范围必定在 0 到 1 之间,取先验分布均值为 0.5,方差 = $[(0-0.5)^2 + (1-0.5)^2]/2$ 。对于价格不变概率 Φ ,假设零售商每年调整价格一次,本文的数据频率是季度,每季度价格调整

概率为 0.25, 不调价的概率 Φ 为 0.75, 故设分布均值为 0.75, 方差的确定既考虑参数的取值范围, 也经反复尝试, 定为 0.2。对于外生冲击的 AR(1) 系数, 刘斌 (2008) 设其服从均值为 0.5, 方差为 0.2 的 Beta 分布, 该设定有普适性, 故本文亦采用该设定。跨期替代弹性的倒数 σ (即风险规避系数), 货币余额的利率弹性倒数 τ , 资产价格对资本投资比的弹性 η_k 、劳动供给弹性的倒数 γ 以及政策反应函数中通货膨胀预期系数 $\phi_{i,\pi}$ 和产出系数 $\phi_{i,y}$ 等取值范围在 $(0, \infty]$ 内, 可选的先验分布包括均匀分布、Beta 分布、Gamma 分布和正态分布, 因无法确定参数与 1 的关系, 排除均匀分布和 Beta 分布, 而正态分布的取值范围为 $(-\infty, +\infty)$, 范围过大, 未充分利用参数的现有信息, 影响估计的有效性, 故定上述参数的先验分布为 Gamma 分布。对于风险规避系数 σ , 顾六宝和肖红叶 (2004) 分别基于欧拉公式和阿罗-普拉特风险测度 (Arrow-Pratt measurement of risk aversion), 计算从 1985 年到 2002 年该参数在两种方法下的取值分别为 3.169 和 3.916, 设先验分布的均值为两者的均值 3.565, 先验分布的方差定为 $(3.169 - 3.565)^2/2 + (3.916 - 3.565)^2/2 = 0.14$ 。对于货币余额的利率弹性倒数 τ , 利用 1995 年第一季度到 2009 年第四季度的广义货币供给 M2 以及季度同比 CPI 数据, 求实际货币余额 $RM2_t$, 而利率选择一年期存款利率 CR_t , 进行 OLS 回归:

$$\text{Log}(RM2_t) = 14.1931 - 0.0640 * \text{Log}(CR_t) + u_t, \quad (84)$$

$$[4.5595] \quad [0.0133]$$

同时,

$$u_t = 1.5788 * u_{t-1} - 0.5825 * u_{t-2}. \quad (85)$$

$$[0.1119] \quad [0.1111]$$

上述回归中, 方括号内为标准差, 可决系数为 0.99, Durbin-Watson 统计量为 2.02, 可见, 回归结果较好。依据 $\text{Log}(CR_t)$ 的系数设定, τ 先验分布的均值与方差, 初步将先验均值定为 15.625, 方差设定为 $0.0133^2 = 0.0002$, 通过尝试, 发现方差设定过小时, 估计结果较差, 最终设定方差为 2。资产价格对资本投资比弹性 η_k 刻画投资调整成本, 该值越高, 意味调整成本越大, Bernanke *et al.* (1999) 认为, 合理的调整成本的取值范围在 0 到 0.5 之间, Gilchrist and Saito (2006) 定为 0.25, 故设定 η_k 先验分布的均值为 0.25, 方差为 $(0.5 - 0.25)^2 = 0.0625$, 即区间 $[0, 0.5]$ 在该参数先验分布的正负一个标准差内。劳动力供给弹性的倒数 γ 越小, 劳动供给弹性越大, 工资对劳动供给也越敏感, 国内学者崔光灿 (2006) 设定为 $1/3$, Gilchrist and Saito (2006) 设为 0.8, 我国劳动力充裕, 供给弹性小, 多次尝试后确定 0.8 为先验分布的均值, 方差为 0.5。对于货币规则的参数, 一方面, 相关研究 (刘斌 (2008) 等) 通常设产出与通胀反应系数的先验均值为 2, 方差为 1; 另一方面, “管理通货膨胀预期” 成为近年来我国政府宏观调控的重要政策目标之

一,如2007年第三季度和2010年第一季度的货币政策报告中,人民银行开辟专栏探讨通货膨胀预期,因此,为体现近年来货币政策对通货膨胀预期关注度的提高,设反应系数的先验均值为2,产出为1,两者方差均为1。对于外生冲击,借鉴国内外研究(Negro and Schorfheide(2006)等),设为逆Gamma分布,估计外生冲击的方差可增强模型参数估计的稳健性。

(三) 模型经济与实体经济匹配程度

当经济同时受1%六种冲击时,模型经济的产出 Y_t 、消费 C_t 、投资 I_t 、政府购买 G_t 、贸易顺差 NX_t 、就业 H_t 、通货膨胀 π_t 、利率 $R_{n,t}$ 以及货币供给量M2增速 $M2G_t$ 与实际经济的特征比较。

表6 模型经济 PDSGE 与实体经济的特征比较

| | 模型经济 PDSGE | | | | 实际经济 | | | |
|-----------|------------|-------|---------|----------|---------|-------|---------|----------|
| | 标准差 (%) | 自相关系数 | 与产出相关系数 | 与产出标准差比值 | 标准差 (%) | 自相关系数 | 与产出相关系数 | 与产出标准差比值 |
| Y_t | 0.97 | 0.83 | 1.00 | 1 | 1.84 | 0.84 | 1.00 | 1 |
| C_t | 0.52 | 0.97 | 0.78 | 0.54 | 1.79 | 0.70 | 0.44 | 0.97 |
| I_t | 2.94 | 0.88 | 0.98 | 3.03 | 4.42 | 0.70 | 0.43 | 2.40 |
| G_t | 1.39 | 0.50 | 0.18 | 1.43 | 5.04 | 0.63 | 0.38 | 2.73 |
| NX_t | 4.12 | 0.54 | 0.28 | 4.25 | 6.73 | 0.79 | 0.12 | 3.65 |
| H_t | 1.32 | 0.81 | 0.93 | 1.36 | 2.20 | 0.90 | 0.20 | 1.19 |
| π_t | 0.29 | 0.98 | 0.49 | 0.30 | 0.56 | 0.80 | 0.03 | 0.30 |
| $R_{n,t}$ | 0.21 | 0.97 | 0.29 | 0.22 | 0.58 | 0.78 | 0.17 | 0.32 |
| $M2G_t$ | 2.29 | 0.22 | -0.12 | 2.36 | 2.56 | 0.75 | -0.11 | 1.39 |

表7 模型经济 QDSGE 与实体经济的特征比较

| | 模型经济 QDSGE | | | | 实际经济 | | | |
|-----------|------------|-------|---------|----------|---------|-------|---------|----------|
| | 标准差 (%) | 自相关系数 | 与产出相关系数 | 与产出标准差比值 | 标准差 (%) | 自相关系数 | 与产出相关系数 | 与产出标准差比值 |
| Y_t | 0.76 | 0.81 | 1.00 | 1 | 1.84 | 0.84 | 1.00 | 1 |
| C_t | 0.55 | 0.95 | 0.41 | 0.72 | 1.79 | 0.70 | 0.44 | 0.97 |
| I_t | 1.91 | 0.81 | 0.92 | 2.50 | 4.42 | 0.70 | 0.43 | 2.40 |
| G_t | 2.31 | 0.80 | 0.21 | 3.02 | 5.04 | 0.63 | 0.38 | 2.73 |
| NX_t | 2.99 | 0.73 | 0.11 | 3.92 | 6.73 | 0.79 | 0.12 | 3.65 |
| H_t | 1.25 | 0.82 | 0.96 | 1.64 | 2.20 | 0.90 | 0.20 | 1.19 |
| π_t | 0.36 | 0.94 | 0.67 | 0.47 | 0.56 | 0.80 | 0.03 | 0.30 |
| $R_{n,t}$ | 0.20 | 0.94 | 0.54 | 0.26 | 0.58 | 0.78 | 0.17 | 0.32 |
| $M2G_t$ | 1.13 | 0.96 | -0.92 | 1.48 | 2.56 | 0.75 | -0.11 | 1.39 |

分析中，用变量与产出的标准差之比度量波动大小，用变量的自相相关系数度量波动持续性，用与产出的相关系数度量顺周期性。

从波动大小看，模型经济 PDSGE 预测的贸易顺差波动最大，为产出的 4.25 倍；其次是投资，为产出的 3.03 倍；接下来是货币供给增速、政府购买以及就业，分别为产出的 2.36 倍、1.43 倍、1.36 倍；最小的是消费、通货膨胀以及利率，分别为产出的 0.54 倍、0.30 倍以及 0.22 倍。模型经济 QDSGE 同样预测贸易顺差的波动最大，为产出的 3.92 倍，其次是政府购买、投资、就业以及货币供给增速，分别为产出的 3.02 倍、2.50 倍、1.64 倍和 1.48 倍，接下来是消费、通货膨胀和利率，分别为产出的 0.72 倍、0.47 倍以及 0.26 倍。在实际经济变量的波动中，贸易顺差的波动最大，为产出的 3.65 倍；其次是政府购买与投资，分别为产出的 2.73 倍和 2.40 倍；接下来是货币供给增速和就业，分别为产出的 1.39 倍和 1.19 倍，最小的是消费、利率和通货膨胀，分别为产出的 0.97 倍、0.32 倍和 0.30 倍。整体看，模型经济 PDSGE 和 QDSGE 对变量波动预测的排序与实体经济基本一致，差异在于模型经济均预测通货膨胀的波动大于利率而实际经济中利率的波动小于通货膨胀，可能的原因是通货膨胀预期偏差冲击放大了通胀的波动。

从波动持续性看，模型 PDSGE 预测产出、消费、投资、政府购买、贸易顺差、就业、通货膨胀、利率以及货币供给增速的波动持续性分别为 0.83, 0.97, 0.88, 0.50, 0.54, 0.81, 0.98, 0.97, 0.22，在模型 QDSGE 预测分别为 0.81, 0.95, 0.81, 0.80, 0.73, 0.82, 0.94, 0.94, 0.96，而在实际经济中分别为 0.84, 0.70, 0.70, 0.63, 0.79, 0.90, 0.80, 0.78, 0.75。除模型 PDSGE 对政府购买和货币供给量增速的预测略低于实际经济外，模型对其他变量的预测均与实际经济一致，呈较高的波动持续性。

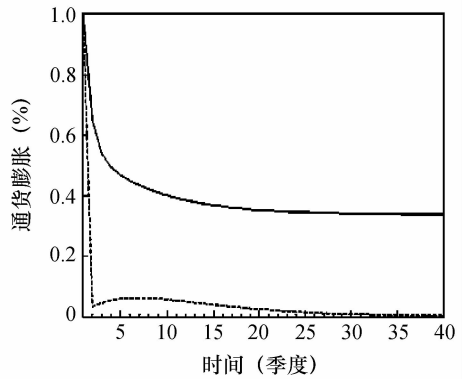
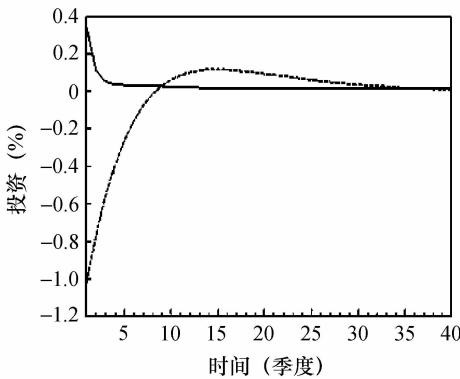
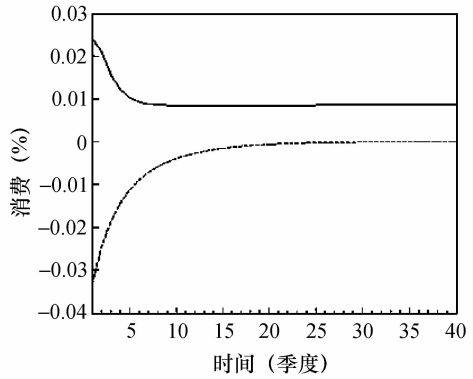
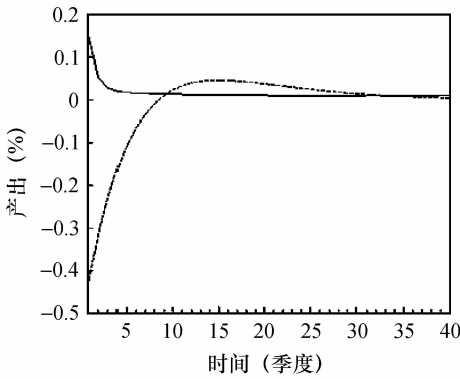
从顺周期性看，模型 PDSGE 预测消费、投资、政府购买、贸易顺差、就业、通货膨胀、利率和货币供给量增速与产出的相关系数分别为 0.78, 0.98, 0.18, 0.28, 0.93, 0.49, 0.29, -0.12，在模型 QDSGE 中预测分别为 0.41, 0.92, 0.21, 0.11, 0.96, 0.67, 0.54, -0.92，而实际经济中分别为 0.44, 0.43, 0.38, 0.12, 0.20, 0.03, 0.17, -0.11。两个模型对消费、投资、政府购买、就业和利率的顺周期预测以及对货币供给增速的逆周期预测与实际经济符合。事实上，在模型经济中，利率的顺周期和货币供给增速的逆周期性符合货币政策操作的特点：提高利率或者紧缩货币供给增速抑制经济过热。此外，模型均预测通货膨胀呈现较强的顺周期特性，与实际经济的弱顺周期性并不完全相符，事实上，表 2 显示，通货膨胀对产出变动有先导作用，领先产出一个季度。

因此，考虑了技术增长率冲击、货币政策冲击、劳动供给冲击、政府购买冲击、贸易顺差冲击以及通货膨胀预期偏差冲击的模型 PDSGE 和模型

QDSGE 均能在一定程度解释宏观经济变量的特征, 模型预测结果与实际经济较为接近, 可用于进一步分析。

(四) 脉冲响应函数分析

图 2 中, 实线和虚线代表价格型和数量型货币政策工具调控时通货膨胀预期偏差的冲击效应。可见, 当正向通货膨胀预期偏差冲击时, 不同货币政策工具调控下产出、消费、投资、通货膨胀、通货膨胀预期、利率、货币供给量增速、就业的反应有差异。价格型工具调控下, 通货膨胀预期偏差对产出、消费、投资、就业有正向影响, 对货币供给增速有负向影响, 而数量型工具调控下, 通货膨胀预期偏差对产出、消费、投资、就业有负向影响, 对货币供给增速有正向影响, 但是, 不同货币政策工具调控下通货膨胀预期偏差对利率、通货膨胀以及通货膨胀预期的影响类似。价格型工具调控下利率的正向反应和数量型工具下货币供给增速的负向反应均体现了货币政策函数的规则性: 当通货膨胀上升时, 中央银行会提高无风险利率, 也会降低货币供给量增速。



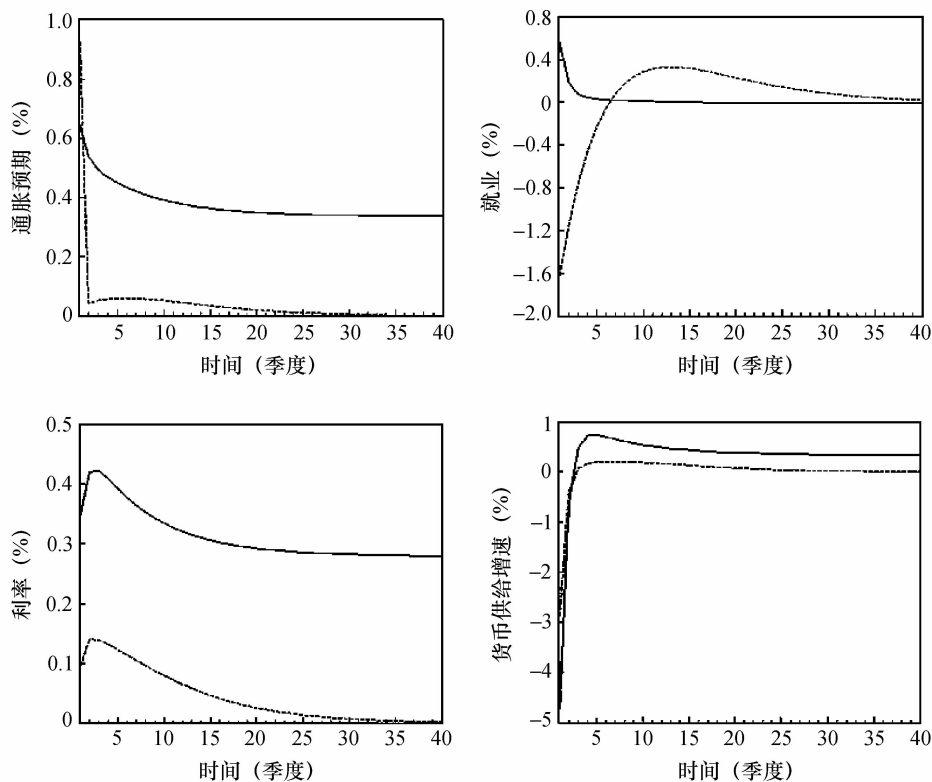


图 2 通货膨胀预期偏差对主要宏观经济变量的影响

具体而言，通货膨胀预期偏差冲击导致真实通货膨胀上升。价格型工具调控下，通货膨胀在冲击之后上升了 1%，随后呈下降趋势，5 个季度内下降速度较快，而 5 个季度之后降速平缓，40 个季度内，降至 0.33%；而数量型工具调控下，通货膨胀也在初始时刻上升 1%，在冲击的第 2 季度之后接近零值。不同货币政策工具调控下通货膨胀预期的反应类似。这表明，价格型工具应对通货膨胀预期偏差冲击时，并不能及时有效遏制通货膨胀以及预期的上升，而数量型工具却能在短时间内降低通货膨胀及其预期，即仅就控制通货膨胀而言，数量型工具的调控效率优于价格型工具。可能的原因包括两个层面：一个为货币政策层面。价格型工具利率对通货膨胀预期变动的反应并不充分，这可从参数估计中得到验证：价格型货币规则中，通货膨胀预期系数的事后均值为 0.6537，而数量型工具中，通货膨胀预期系数的事后均值为 1.9801，前者不足后者的 1/2。另一个为金融结构层面。尽管近些年来以股票、公司债券、企业债券、企业票据等为代表的直接融资方式得到迅速发展，但是，目前金融结构依然以银行为主导，特别是以国有四大商业银行为支柱，这使得在历次宏观调控中，政府都注重对信贷规模等数量型指标的控制，伴随的流动性紧缩效应也比较显著。盛松成和吴培新（2008）发现，我国货币

政策除货币供给量中介目标外,还存在另一个中介目标——信贷规模,且货币供给量是以信贷规模的代理变量形式出现,信贷规模对实体经济调控较为有效。

从通货膨胀预期偏差冲击对其他宏观经济变量的影响看,当采用价格型工具调控时,冲击发生之后,产出、消费、投资、就业、利率分别上升0.14%、0.024%、0.34%、0.56%、34%,货币供给量增速下降4.7%;而当中央银行采用数量型工具时,产出、消费、投资、就业和货币供给量增速分别下降0.42%、0.033%、1.02%、1.62%、2.8%,利率上升0.09%。事实上,从模型内在结构看,当采用价格型货币政策工具时,通货膨胀及其预期的上升会导致中央银行提高利率,但是,因利率的上调幅度小于通货膨胀及其预期的上升幅度,对于家庭而言,一方面,货币形式的财富会贬值,另一方面,储蓄存款的真实收益也会下降,这意味名义利率的收入效应超过利率的跨期替代效应,家庭会扩大现期消费提高效用,产品需求随之增加,导致零售商扩大生产,对中间品需求增大;中间品生产者的投资需求增加,对银行贷款和家庭劳力的需求增加,就业上升;为保持收支平衡和降低银行贷款的通胀风险,银行提高了风险溢价,抑制贷款需求,从而对实际产出有负面影响。通货膨胀预期偏差冲击发生时,家庭消费增加所引致的产出扩张效应大于贷款利率上升的产出紧缩效应,实际产出扩张,而随通货膨胀预期偏差冲击的影响消退,两种效应的相对大小调整,使得产出逐渐回归初始值。当采用数量型货币政策工具时,中央银行会降低货币供给量增速,使得实际货币余额内生性地下降,信贷市场资金供不应求,银行被迫提高存款利率吸纳储蓄;在大幅提高存款利率的同时,银行提高贷款利率避免亏损,从而抑制贷款需求和投资需求,实际产出和就业随之减少。消费同时受工资的财富效应、利率的收入效应以及利率的跨期替代效应影响,前两种效应对消费有正面影响,而后一种效应对消费有负面影响,就业的降低使得工资收入减小,抑制消费,而利率提高既会因收入效应促进消费,又会因跨期替代效应抑制消费,多种效应同时作用,净效应取决于模型参数,由脉冲响应图可知,工资收入的减少和利率的跨期替代效应对消费的抑制作用超过利率的收入效应,在冲击后消费下降。上述脉冲响应函数模拟表明,价格型工具调控下通货膨胀预期偏差冲击对宏观经济有正面影响,短期内会加剧经济过热;而数量型工具调控下,通货膨胀预期偏差冲击会对经济有负面影响,短期内抑制经济扩张。

从我国现实看,价格型工具调控下通货膨胀预期偏差冲击效应可能与费雪效应有关,王少平和陈文静(2008),袁中国(2009)等实证分析发现,我国经济存在较为显著的费雪效应。当经济受到通货膨胀预期偏差冲击时,人们的通货膨胀预期提高,如果名义利率未及时调整,依据费雪效应,人们对实际利率的预期会降低,即事前实际利率降低,从而对经济有正向的刺激作用。一年期存款利率被认为是我国调整频率最高,也被认为最有效的价格型

货币政策工具, 从 1995 年第一季度到 2009 年第四季度, 仅调整 18 次, 具有一定僵固性, 这构成了费雪效应发挥作用的基础。在我国, 货币政策的数量型调控通常借助于紧缩银行信贷规模, 在以银行为主导的金融结构下, 信贷规模紧缩往往会带来固定资产投资的下降, 而我国经济增长又主要依靠固定资产投资, 从而导致产出和就业的降低。此外, 工资是我国居民收入的主要来源, 国家统计局的数据显示, 截至 2008 年年底, 财产性收入、转移收入和经营性收入占总收入的 33.8%, 而仅工资项就占 67.2%, 在收入的财富效应作用下, 就业降低会引起工资收入减少, 从而导致消费下降, 也与模型脉冲响应图一致。

(五) 方差分解

在宏观经济受到诸多外生冲击因素影响时, 方差分解能定量刻画单个冲击对经济变量波动的相对贡献度, 凸显不同冲击在宏观经济波动中的重要性, 与脉冲响应图分析结合, 分别从一阶矩和二阶矩层面展现经济的动态特征。其具体方法如下:

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^k (C_{ij}^0 \epsilon_{jt} + C_{ij}^1 \epsilon_{j,t-1} + C_{ij}^2 \epsilon_{j,t-2} + \dots + C_{ij}^q \epsilon_{j,t-q} + \dots), \quad (86)$$

Y_{it} 为内生变量 Y_t 的第 i 个分量, k 为外生冲击个数, q 为脉冲响应函数的模拟期限 (本文 $q=40$), C_{ij}^q 表示在 $t-q$ 季度时 t 季度内生变量 Y_{it} 对外生冲击 j 的脉冲响应函数, ϵ_{jt} ($j=1, 2, \dots, k$) 代表 t 季度的外生冲击 j 标准差为 δ_{jj} 。第 m 种冲击对宏观经济变量波动的贡献度 RVC_m 为

$$RVC_m = \frac{\sum_{q=0}^{\infty} (C_{im}^q)^2 \sigma_{mm}}{\sum_{j=1}^k \sum_{q=0}^{\infty} (C_{ij}^q)^2 \sigma_{jj}}. \quad (87)$$

具体见表 8 至表 14, 其中, IF-Shock、T-Shock、M-Shock、L-Shock、G-Shock、TS-Shock 分别为通货膨胀预期偏差冲击、技术冲击、货币政策冲击、劳动供给冲击、政府购买冲击、贸易顺差冲击。

表 8 产出

| 时间 | 价格型工具调控 | | | | | 数量型工具调控 | | | | |
|----------|---------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|
| | Q1 | Q10 | Q20 | Q30 | Q40 | Q1 | Q10 | Q20 | Q30 | Q40 |
| IF-Shock | 14.07% | 12.06% | 12.06% | 12.12% | 12.17% | 16.30% | 11.56% | 12.00% | 11.98% | 11.98% |
| M-Shock | 7.06% | 11.46% | 12.17% | 12.69% | 13.13% | 12.19% | 14.04% | 14.50% | 14.75% | 14.78% |
| L-Shock | 6.95% | 13.39% | 14.43% | 15.16% | 15.78% | 9.68% | 8.67% | 8.89% | 8.98% | 8.99% |
| T-Shock | 67.86% | 59.68% | 57.58% | 55.68% | 53.95% | 52.48% | 58.42% | 57.44% | 57.15% | 57.11% |
| G-Shock | 1.20% | 0.95% | 1.02% | 1.14% | 1.27% | 7.69% | 5.32% | 5.21% | 5.18% | 5.18% |
| TS-Shock | 2.88% | 2.45% | 2.74% | 3.21% | 3.70% | 1.66% | 1.99% | 1.96% | 1.95% | 1.95% |

表9 消费

| 价格型工具调控 | | | | | | 数量型工具调控 | | | | |
|----------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|
| 时间 | Q1 | Q10 | Q20 | Q30 | Q40 | Q1 | Q10 | Q20 | Q30 | Q40 |
| IF-Shock | 56.33% | 22.81% | 19.19% | 17.62% | 16.74% | 94.32% | 85.13% | 83.56% | 83.50% | 83.49% |
| M-Shock | 17.03% | 19.06% | 19.50% | 19.56% | 19.57% | 3.51% | 4.55% | 6.17% | 6.23% | 6.23% |
| L-Shock | 7.35% | 22.95% | 27.36% | 29.37% | 30.52% | 1.61% | 3.53% | 3.55% | 3.55% | 3.56% |
| T-Shock | 7.04% | 18.35% | 21.49% | 22.93% | 23.76% | 0.48% | 6.32% | 6.22% | 6.21% | 6.22% |
| G-Shock | 3.66% | 5.97% | 5.81% | 5.71% | 5.65% | 0.00% | 0.37% | 0.41% | 0.41% | 0.41% |
| TS-Shock | 8.58% | 10.85% | 6.67% | 4.81% | 3.75% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 0.00% | 0.00% |

表10 投资

| 价格型工具调控 | | | | | | 数量型工具调控 | | | | |
|----------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|
| 时间 | Q1 | Q10 | Q20 | Q30 | Q40 | Q1 | Q10 | Q20 | Q30 | Q40 |
| IF-Shock | 10.57% | 8.62% | 8.66% | 8.73% | 8.79% | 17.03% | 17.19% | 17.12% | 17.17% | 17.17% |
| M-Shock | 15.46% | 17.49% | 17.15% | 17.12% | 17.14% | 22.95% | 29.66% | 29.69% | 29.95% | 29.99% |
| L-Shock | 5.61% | 9.72% | 10.25% | 10.60% | 10.90% | 5.87% | 4.27% | 4.40% | 4.38% | 4.37% |
| T-Shock | 56.88% | 49.93% | 49.45% | 48.82% | 48.23% | 50.48% | 44.31% | 44.42% | 44.19% | 44.16% |
| G-Shock | 5.77% | 5.82% | 5.70% | 5.68% | 5.68% | 2.12% | 3.20% | 3.00% | 2.95% | 2.94% |
| TS-Shock | 5.71% | 8.42% | 8.78% | 9.04% | 9.26% | 1.54% | 1.37% | 1.37% | 1.36% | 1.36% |

表11 就业

| 价格型工具调控 | | | | | | 数量型工具调控 | | | | |
|----------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|
| 时间 | Q1 | Q10 | Q20 | Q30 | Q40 | Q1 | Q10 | Q20 | Q30 | Q40 |
| IF-Shock | 12.24% | 10.43% | 10.22% | 10.20% | 10.21% | 4.89% | 4.45% | 5.09% | 5.23% | 5.24% |
| M-Shock | 19.11% | 17.13% | 16.80% | 16.78% | 16.78% | 26.51% | 30.04% | 29.31% | 29.13% | 29.10% |
| L-Shock | 6.04% | 9.95% | 9.78% | 9.77% | 9.80% | 6.16% | 6.85% | 8.24% | 8.62% | 8.66% |
| T-Shock | 59.06% | 57.96% | 58.57% | 58.55% | 58.49% | 57.71% | 54.78% | 53.50% | 53.12% | 53.06% |
| G-Shock | 1.04% | 1.18% | 1.19% | 1.20% | 1.21% | 3.88% | 2.98% | 2.90% | 2.88% | 2.88% |
| TS-Shock | 2.50% | 3.35% | 3.45% | 3.49% | 3.51% | 0.84% | 0.90% | 0.95% | 1.02% | 1.06% |

表12 通货膨胀

| 价格型工具调控 | | | | | | 数量型工具调控 | | | | |
|----------|-------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|
| 时间 | Q1 | Q10 | Q20 | Q30 | Q40 | Q1 | Q10 | Q20 | Q30 | Q40 |
| IF-Shock | 100% | 33.84% | 31.29% | 30.43% | 28.77% | 94.63% | 87.14% | 84.41% | 84.04% | 84.04% |
| M-Shock | 0.00% | 29.64% | 32.60% | 33.75% | 34.35% | 0.00% | 4.69% | 7.35% | 7.70% | 7.73% |
| L-Shock | 0.00% | 14.33% | 13.84% | 10.14% | 9.67% | 0.00% | 0.18% | 0.18% | 0.19% | 0.19% |
| T-Shock | 0.00% | 18.51% | 13.98% | 13.85% | 12.95% | 3.68% | 5.59% | 5.51% | 5.48% | 5.48% |
| G-Shock | 0.00% | 0.86% | 1.86% | 2.61% | 3.13% | 1.42% | 2.29% | 2.43% | 2.44% | 2.44% |
| TS-Shock | 0.00% | 2.82% | 6.43% | 9.22% | 11.13% | 0.00% | 0.13% | 0.12% | 0.12% | 0.12% |

表 13 利率

| 时间 | 价格型工具调控 | | | | | 数量型工具调控 | | | | |
|----------|---------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|
| | Q1 | Q10 | Q20 | Q30 | Q40 | Q1 | Q10 | Q20 | Q30 | Q40 |
| IF-Shock | 13.18% | 22.73% | 27.11% | 28.96% | 30.00% | 65.50% | 37.61% | 35.41% | 35.25% | 35.24% |
| M-Shock | 66.66% | 46.59% | 33.87% | 26.63% | 22.00% | 31.69% | 55.94% | 58.17% | 58.39% | 58.40% |
| L-Shock | 10.16% | 9.99% | 11.05% | 11.64% | 11.99% | 1.14% | 1.86% | 2.00% | 2.08% | 2.08% |
| T-Shock | 10.02% | 18.26% | 21.26% | 22.59% | 23.34% | 1.53% | 2.97% | 2.75% | 2.71% | 2.71% |
| G-Shock | 0.00% | 0.57% | 1.50% | 2.25% | 2.78% | 0.00% | 0.95% | 0.98% | 1.02% | 1.02% |
| TS-Shock | 0.00% | 1.86% | 5.20% | 7.93% | 9.89% | 0.00% | 0.29% | 0.35% | 0.38% | 0.38% |

表 14 货币供给增速

| 时间 | 价格型工具调控 | | | | | 数量型工具调控 | | | | |
|----------|---------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|--------|
| | Q1 | Q10 | Q20 | Q30 | Q40 | Q1 | Q10 | Q20 | Q30 | Q40 |
| IF-Shock | 9.02% | 8.05% | 8.12% | 8.26% | 8.39% | 85.56% | 76.04% | 73.57% | 73.25% | 73.22% |
| M-Shock | 69.85% | 68.24% | 66.46% | 64.76% | 63.23% | 11.48% | 18.61% | 20.84% | 21.16% | 21.18% |
| L-Shock | 10.63% | 12.06% | 13.00% | 13.64% | 14.16% | 1.02% | 1.35% | 1.41% | 1.41% | 1.41% |
| T-Shock | 10.46% | 11.15% | 11.73% | 12.16% | 12.52% | 1.80% | 3.13% | 3.20% | 3.18% | 3.18% |
| G-Shock | 0.00% | 0.13% | 0.18% | 0.28% | 0.39% | 0.00% | 0.54% | 0.65% | 0.71% | 0.72% |
| TS-Shock | 0.00% | 0.37% | 0.53% | 0.89% | 1.31% | 0.00% | 0.15% | 0.19% | 0.21% | 0.21% |

注：Q1、Q10、Q20、Q30、Q40 分别代表 1 个季度、10 个季度、20 个季度、30 个季度以及 40 个季度。

整体而言，不同货币政策工具调控下，各种外生冲击对宏观经济波动的相对贡献度既有差异性，也有相似性。就通货膨胀预期偏差冲击而言，影响主要体现在消费、通货膨胀、利率、货币供给增速和投资上。通货膨胀预期偏差冲击对消费与通货膨胀波动的影响具有相似性：价格型工具调控下，1 个季度内对消费波动的解释度接近 60%，对通货膨胀的解释度为 100%，40 个季度内的解释度分别为 20% 和 30%；而数量型工具调控下，1 个季度内的解释度分别为 95% 和 94.63%，40 个季度内分别为 80% 左右和 85% 左右。可见，短期内（1 个季度），通货膨胀预期偏差冲击可能是导致通货膨胀波动的唯一因素。在短期的利率波动中，不同货币政策工具调控下通货膨胀预期偏差对利率波动的影响差异较大，价格型工具调控下解释度仅在 13% 左右，而数量型工具下解释度高达为 65%，长期内（40 个季度内），无论采用何种货币政策工具，解释程度均在 30% 左右。对货币供给增速而言，两种不同货币政策工具调控下解释度差异显著，价格型工具调控下解释度不足 10%，而数量型工具调控下解释度保持在 70% 以上。就投资波动而言，价格型工具调控下解释度不足 10%，而数量型工具调控下解释度接近 20%。此外，两种工具调控下对产出波动的解释程度均维持在 10%；价格型工具调控下，对就业的解释度达到 10%，而数量型调控下解释度为 5%。整体而言，与价格型货币政策工具相比，数量型工具调控下通货膨胀预期偏差冲击对消费、通货膨胀、利率、货币供给增速以及投资等的解释度更高，即数量型工具调控下，通货膨胀预期偏差冲击的影响更为显著。

余下冲击中,无论采用何种货币政策工具,技术冲击均能解释大部分的产出、投资以及就业的波动,其解释度均在50%以上,对消费、通货膨胀、利率、货币供给增速波动的解释度也保持在10%以上,且价格型工具调控下对消费、通货膨胀、利率和货币供给增速波动的解释度大于数量型工具调控。货币政策冲击的影响不可忽视,对产出、投资、就业、利率以及货币供给增速波动的影响最为显著,解释度均达到10%以上;对消费和通货膨胀的影响在不同货币政策工具下有差异,价格型工具调控下解释度为20%左右,而数量型工具调控下不足10%。劳动供给冲击的影响与货币政策工具有关,相比较而言,价格型工具调控下影响更大一些。政府购买冲击和贸易顺差冲击对主要宏观经济变量波动的解释度均不足10%,仅在价格型工具调控下贸易顺差冲击能解释最多可达9.26%的产出波动。

由此来看,通货膨胀预期偏差冲击、技术冲击、货币政策冲击以及劳动供给冲击能解释大部分宏观经济变量的波动,而政府购买冲击和贸易顺差冲击的影响较小。仅就通货膨胀预期偏差冲击的影响而言,通货膨胀预期偏差冲击对消费、通货膨胀、利率、货币供给增速和投资波动有较强的解释度,也解释了10%以上产出波动,对就业的解释程度也在5%以上,这说明大多数宏观经济变量的波动与通货膨胀预期偏差冲击密切相关,即通货膨胀预期的锚定有助于宏观经济稳定,又因数量型工具调控下通货膨胀预期偏差冲击对主要宏观经济变量的影响更为显著,又说明,从较长时期来看(40个季度),价格型货币政策工具的运用有助于缓解和降低通货膨胀预期偏差冲击对宏观经济的影响。

四、结论以及政策含义

本文构造开放经济条件下含有消费惯性和金融加速器的多部门的动态随机一般均衡模型(dynamic stochastic general equilibrium model),鉴别了影响中国宏观经济波动的六种可能外生冲击即通货膨胀预期偏差冲击、技术冲击、货币政策冲击、劳动供给冲击、政府购买冲击以及贸易顺差冲击,对比分析了数量型和价格型货币工具的调控绩效,着重考查不同货币工具调控下通货膨胀预期偏差冲击对中国宏观经济波动的影响。

采用1995年第一季度到2009年第四季度的经济数据,通过参数校准法和贝叶斯估计相结合的方法得到模型的参数值。在此基础上,对比模型变量与实际经济变量的二阶矩发现,不同货币政策工具调控下模型经济能对中国宏观经济波动进行一定程度的刻画。同时也揭示了人民银行在货币政策操作中多种货币政策工具协调搭配的综合效应。

脉冲响应函数模拟表明,价格型工具调控下,通货膨胀预期偏差冲击对一定时期的宏观经济具有显著的正向效应,在短期内会加剧经济过热局面;

而数量型工具调控下，通货膨胀预期偏差冲击对一定时期的宏观经济有明显的负面影响，在短期内抑制经济的扩张。同时，在我国，由于数量型工具对通货膨胀预期反应更为灵敏而价格型工具对通货膨胀预期反应并不充分，加上以银行为主金融结构的影响，短期内数量型工具比价格型工具更能有效遏制通货膨胀的变动。

方差分解显示，通货膨胀预期偏差冲击、技术冲击、货币政策冲击以及劳动供给冲击能解释大部分宏观经济变量的波动，其中，通货膨胀预期偏差冲击对宏观经济的影响主要体现在消费、通货膨胀、利率、货币供给增速和投资上；而政府购买冲击和贸易顺差冲击的影响较小。相比而言，从较长时期看，价格型货币政策工具有助于降低通货膨胀预期偏差冲击对宏观经济稳定的影响。

上述结论既凸显了通货膨胀预期的锚定对宏观经济稳定的重要性，也揭示了不同货币政策工具在调控绩效上的差异，对中央银行的货币政策工具选择提供了理论证据。当前，我国经济正处于企稳回升的关键时期，而同期复杂的国内外经济环境却对此构成挑战：国际上，美国次级债券危机的影响还未完全消退，而肇始于希腊的欧洲债务危机又开始蔓延；从国内来看，经济结构调整与优化尚未完成，而以房地产价格为代表的资产价格上涨趋势不减。面对如此复杂的背景，政府应协调搭配多种货币政策工具，调控流动性，特别是银行体系内的流动性，避免流动性的成倍扩张，推高人们的通货膨胀预期，保障经济的平稳较快发展。具体而言，短期内，应注重对数量型工具的运用，适时适度地开展公开市场操作和调整准备金率；在完善金融市场制度化建设的基础上，稳步提高利率调控的频率与幅度，深化其对宏观经济的影响，增强其对通货膨胀预期的敏感度；又因通货膨胀预期不仅体现在商品价格中，还反映到资产价格中，中央银行应构造含资产价格的广义价格指标体系，强调该价格指标在决策中的重要性，并借助货币政策报告向公众发出维持对该价格指标关注的承诺，降低通货膨胀预期偏差，同时，构建基于资产价格的通货膨胀预期指标体系，完善基于统计抽样调查的通货膨胀预期数据体系，进一步促进货币政策的前瞻性与可预见性，提高决策的可测性，引导市场形成合理的通货膨胀预期。

参 考 文 献

- [1] Albanesi, S., Chari, V., and L. Christiano, "Expectation Traps and Monetary Policy", *Review of Economic Studies*, 2003, 70(4), 715—741.
- [2] Barnett, A., J. Groen, and H. Mumtaz, "Time-Varying Inflation Expectations and Economic Fluctuations in the United Kingdom: A Structural VAR Analysis", Bank of England Working Paper No. 360, 2009.

- [3] Benhabib, J. and R. Farmer, "Indeterminacy and Increasing Returns", *Journal of Economic Theory*, 1994, 63(1), 19—41.
- [4] Bernanke, B., "The Great Moderation", Speech at the meetings of the Eastern Economic Association, Washington, February 20, 2004.
- [5] Bernanke, B., M. Gertler, and S. Gilchrist, "Financial Accelerator in A Quantitative Business Cycle Framework", NBER Working Paper No. 6455, 1999.
- [6] Blanchard, O., "The State of Macro", *Annual Review of Economics*, 2009, 1(1), 1—20.
- [7] Blanchard, O., and C. Kahn, "Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations", *Econometrica*, 1980, 48(5), 1305—1311.
- [8] Blanchard, O., and N. Kiyokaki, "Monopolistic Competition, Aggregate Demand Externalities and Real Effects of Nominal Money", *American Economic Reviews*, 1987, 77(4), 647—666.
- [9] Brazier, A., R. Harrison, M. King, and T. Yates, "The Danger of Inflating Expectation of Macroeconomic Stability: Heuristic Switching in An Overlapping-Generations Monetary Model", *International Journal of Central Banking*, 2008, 4(2), 219—254.
- [10] Canova, F., and L. Sala, "Back to Square One: Identification Issues in DSGE Models", European Central Bank Working Paper No. 583, 2006.
- [11] Chari, V., L. Christiano, and M. Eichenbaum, "Expectation Traps and Discretion", *Journal of Economic Theory*, 1998, 81(2), 462—492.
- [12] 陈昆亭、龚六堂, "粘滞价格模型以及对中国经济的数值模拟", 《数量经济技术经济研究》, 2006年第8期, 第106—117页。
- [13] 陈昆亭、龚六堂、邹恒甫, "什么造成了经济增长的波动, 供给还是需求? 中国经济的RBC分析", 《世界经济》, 2004年第4期, 第3—11页。
- [14] Christiano, L., and C. Gust, "The Expectations Trap Hypothesis", NBER Working Paper No. 7809, 2000.
- [15] Christiano, L., L. Eichenbaum, and C. Evans, "Modeling Money", NBER Working Paper No. 6371, 1998.
- [16] Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler, "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory", NBER Working Paper No. 6442, 1998.
- [17] 崔光灿, "资产价格、金融加速器与经济稳定", 《世界经济》, 2006年第11期, 第59—69页。
- [18] Estrella, A., and J. Fuhrer, "Dynamic Inconsistencies: Counterfactual Implications of a Class of Rational-Expectations Models", *American Economic Review*, 2002, 92(4), 1013—1028.
- [19] 樊明大, "金融结构及其对货币传导机制的影响", 《经济研究》, 2004年第7期, 第27—37页。
- [20] Fuhrer, J., "Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary Policy Models", *American Economic Review*, 2000, 90(3), 367—390.
- [21] Gagnon, J., and I. Jane, "Monetary Policy and Exchange-Rate Passthrough", International Finance Discussion Paper 2001—704, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2002.
- [22] Gertler, M., S. Gilchrist, and F. Natalucci, "External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator", NBER Working Paper No. 10128, 2003.
- [23] Gilchrist, S., and S. Masashi, "Expectations, Asset Prices, and Monetary Policy: the Role of Learning", NBER Working Paper No. 12422, 2006.
- [24] Goodfriend, M., "Interest Rate Policy and the Inflation Scare Problem: 1979—1992", *Economic Quarterly*, 1993(winter), 1—24.
- [25] 龚六堂、谢丹阳, "我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析", 《经济研究》, 2004年第1期, 第45—53页。

- [26] 顾六宝、肖红叶,“中国消费跨期替代弹性的两种统计估算法”,《统计研究》,2004 年第 9 期,第 8—11 页。
- [27] 黄贇琳,“中国经济周期特征与财政政策效应”,《经济研究》,2005 年第 6 期,第 27—39 页。
- [28] Hori, M. and S. Shimizutani, “Price Expectations and Consumption under Deflation: Evidence from Japanese Household Survey Data”, *International Economics and Economic Policy*, 2005, 2 (2), 127—151.
- [29] Leduc, S., K. Sill, and T. Stark, “Self-Fulfilling Expectations and the Inflation of the 1970s: Evidence from the Livingston Survey”, Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper No. 02-13, 2002.
- [30] 李春吉、孟晓宏,“中国经济波动——基于新凯恩斯主义垄断竞争模型的分析”,《经济研究》,2006 年第 10 期,第 72—82 页。
- [31] 李浩、胡永刚、马知遥,“国际贸易与中国的实际经济周期”,《经济研究》,2007 年第 5 期,第 17—41 页。
- [32] 刘斌,“我国 DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的作用”,《金融研究》,2008 年第 10 期,第 1—21 页。
- [33] 刘东华,“通货膨胀目标制‘锚住’通货膨胀预期的实证检验及其对我国政策启示”,《经济科学》,2009 年第 5 期,第 19—32 页。
- [34] 刘金全、金春雨、郑挺国,“中国菲利普斯曲线的动态性与通货膨胀率预期的轨迹”,《世界经济》,2006 年第 6 期,第 3—12 页。
- [35] Mankiw, G., Reis, R., and Wolfers, J., “Disagreement about inflation expectation”, *NBER Working Paper No. 9796*, 2002.
- [36] McCallum, B., “Alternative Monetary Policy Rules: A Comparison with Historical Settings for the United States, the United Kingdom, and Japan”, *NBER Working Paper No. 7725*, 2000.
- [37] Mishkin, F., “Does Stabilizing Inflation Contribute to Stabilizing Economic Activity”, *NBER Working Paper No. 13970*, 2008.
- [38] Mishkin, F., “Inflation Dynamics”, *NBER Working Paper No. 13147*, 2007.
- [39] Negro, M., and F. Schorfheide, “Forming Priors for DSGE Models”, *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper No. 2006—16*, 2006.
- [40] Ormeño, A., “Disciplining Expectations: Using Survey Data in Learning Models”, *Job Market Working Paper*, Universitat Pompeu Fabra, 2009.
- [41] Orphanides, A., and J. Williams, “Imperfect Knowledge, Inflation Expectations and Monetary Policy”, *NBER Working Paper No. 9884*, 2002.
- [42] Orphanides, A., and J. Williams, “Inflation Scares and Forecast-Based Monetary Policy”, *Working Paper 2003—41*, Fed Reserve System, 2003.
- [43] Rotemberg, J., and M. Woodford, “An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy”, *NBER Macroeconomics Annual*, 1997, 12, 297—346.
- [44] 盛松成、吴培新,“中国货币政策的二元传导机制——‘两中介目标,两调控对象’模式研究”,《经济研究》,2008 年第 10 期,第 37—51 页。
- [45] Slobodyan, S., and R. Wouters, “Learning in an estimated medium-scale DSGE model”, *CERGE-EI Working Papers No. 396*, 2009.
- [46] Smets, F., and R. Wouters, “Shocks and Frictions in US Business Cycles: a Bayesian DSGE Approach”, *American Economic Review*, 2007, 97(3), 586—606.
- [47] 宋玉华、李泽洋,“麦克勒姆规则有效性在中国的检验”,《金融研究》,2007 年第 5 期,第 49—61 页。

- [48] 孙天琦,“储蓄资本化、金融企业和工商企业资本金增加与宏观经济增长”,《金融研究》,2008年第9期,第101—115页。
- [49] Taylor, J., “Discretion versus Rules in Practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993, 39(1), 195—214.
- [50] Taylor, J., “Estimation and Control of a Macroeconomic Model with Rational Expectations”, *Econometrica*, 1979, 47(5), 1267—1286.
- [51] 王君斌,“通货膨胀惯性、产出波动与货币政策冲击”,《世界经济》,2010年第3期,第71—94页。
- [52] 王少平、陈文静,“我国费雪效应的非参数检验”,《统计研究》,2008年第3期,第79—85页。
- [53] 许先普,“货币政策与城乡居民消费:攀比效应渠道”,《燕山大学学报(哲学社会科学版)》,2008年第3期,第79—84页。
- [54] 许伟、陈斌开,“银行信贷与中国经济波动:1993—2005”,《经济学(季刊)》,2009年第8卷第3期,第970—993页。
- [55] 徐亚平,“公众学习、预期引导与货币政策有效性”,《金融研究》,2009年第1期,第50—65页。
- [56] 袁中国,“中国经济费雪效应的实证研究:1987—2007”,《经济问题探索》,2009年第6期,第8—13页。
- [57] 张勇、范从来,“论通货紧缩预期的产出效应”,《经济评论》,2004年第1期,第71—74页。
- [58] 张屹山、张代强,“前瞻性货币政策反应函数在我国货币政策中的检验”,《经济研究》,2007年第3期,第20—32页。
- [59] 赵振全、于震、刘森,“金融加速器效应在中国存在吗?”,《经济研究》,2007年第6期,第27—38页。

Inflation Expectation, the Selection of Monetary Policy Instruments and Economy Stability

CHENG LI WENTAO MA BIN WANG
(Xi'an Jiaotong University)

Abstract We build a dynamic stochastic general equilibrium model featuring consumption habits and the financial accelerator to study the effects of inflation expectation shocks on economic fluctuations under different monetary instruments. We show that inflation expectation errors have a positive impact on the economy under price instruments to exacerbate overheating, and have a negative impact under quantity instruments to curb economic expansion. Meanwhile, quantity instruments can effectively control the fluctuation of inflation in the short run, but in the long run, price instruments do a better job. So the central bank should concentrate on the coordination of different monetary policy instruments, construct inflation expectation measurement index and general price index on the basis of asset prices, steadily improve the accountability and the credibility of monetary policy, to effectively guide and adjust inflation expectation.

JEL Classification E190, E320, E370