

不同黏性对中国经济波动和货币政策的影响^①

——基于贝叶斯估计的新凯恩斯 DSGE 模型

余建干

(华侨大学经济与金融学院, 泉州 362021)

摘要: 考察了中国宏观经济波动和货币政策. 研究结果显示: 包含3种黏性机制的 DSGE 模型比传统的仅含一种黏性机制的 DSGE 模型能更好地拟合和解释中国现实经济特征; 黏性信息企业占中国全部企业 54.01%, 混合黏性价格企业占 43.63%, 弹性价格企业占 2.36%; 不同黏性机制下, 外生冲击对经济变量波动的解释度存在显著差异, 并且经济变量对外生冲击的脉冲响应及动态调整路径存在显著差异; 对不同黏性机制行业的通胀做出系统性反应能够提高中国货币政策有效性.

关键词: DSGE 模型; 黏性机制; 货币政策

中图分类号: E52; E44; E32 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2017)04-0001-16

0 引言

国内外基于新凯恩斯 DSGE 模型研究中国经济问题和货币政策规则有效性的文献都有共同的特点, 就是都假定经济社会中所有企业都具有同一种黏性机制, 这个黏性机制可以是完全信息弹性价格, 可以是混合黏性价格, 也可以是其他黏性机制. 然而, 一方面, 全部企业都具有同一种黏性机制的假设显然与现实经济中同时存在弹性价格企业、黏性信息企业和混合黏性价格企业等多种黏性机制企业的事实不符. 另一方面, 全部企业都具有同一种黏性机制的假设将使得新凯恩斯 DSGE 模型无法捕捉到现实经济中存在的不同黏性机制企业间的相互作用以及这种相互作用对经济变量的影响, 从而降低新凯恩斯 DSGE 模型的拟合度, 并使得新凯恩斯 DSGE 模型不能正确而全面地模拟经济变量的动态特征. 基于此, 本文估计了一个包含3种黏性机制的新凯恩斯 DSGE 模型, 并据此开展对中国宏观经济波动

和中国货币政策数量规则有效性的研究, 这一方面因克服了上述不足而具有重要的理论价值和现实价值, 另一方面对中国黏性机制的类型及其比重进行了实证检验.

1 文献综述

梳理国内文献发现, 尽管王立勇等基于 DSGE 模型的分析涉及黏性价格、黏性信息和混合黏性价格等不同黏性条件, 但并不是在统一的框架下进行的, 也即只存在一种黏性条件(本文称为黏性机制), 而不像本文一样假定同时存在多种黏性机制.

梳理国外文献发现, Dupor 等^[1] 假设并证实了经济社会中的每家企业同时拥有黏性价格和黏性信息两种黏性机制. Carrillo^[2] 研究发现, 在生成变量对货币政策冲击的动态反应方面黏性价格 DSGE 模型和黏性信息 DSGE 模型具有统计上的等同性. Choi 和 O'Sullivan^[3] 基于含多种黏性机

① 收稿日期: 2014-08-27; 修订日期: 2015-05-11.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71320107002; 71201100); 福建省社会科学规划资助项目(FJ2016B226); 华侨大学高层次人才科研启动费资助项目(16SKBS206).

作者简介: 余建干(1980—), 男, 江西丰城人, 博士, 讲师. Email: yjg177@163.com

制行业的 DSGE 模型研究了货币政策规则变化怎样影响不同黏性机制行业的通货膨胀,研究发现不同黏性机制行业对采用通胀目标制的货币政策的反应十分不同. Bouakez 等^[4]基于 SMM 法估计的多部门 DSGE 模型研究了价格黏性的异质性对宏观经济波动的含义,研究发现价格黏性的异质性是各行业产出和通胀对货币政策冲击反应具有异质性的主要原因,且忽视价格黏性的异质性会导致对经济波动中的各外生冲击的相对重要性的错误估计. Li 和 Palomino^[5]基于 DSGE 模型研究发现货币政策利率规则会影响资产收益率,价格黏性的异质性导致不同行业期望收益率具有差异性. Jensen^[6]构建并基于黏性信息 DSGE 模型发现最优相机抉择货币政策会收敛于最优事先承诺的货币政策规则. Eijffinger 等^[7]构建了具有不同价格黏性和工资黏性的 DSGE 模型,研究发现在模型中引入异质工资黏性会减缓由紧缩性货币政策冲击引发的产出波动. Sudo^[8]基于标准的包含异质黏性的黏性价格 DSGE 模型考察了非耐用品行业产出和耐用品行业产出之间的联动性. Molinari^[9]采用 GMM 法来估计黏性信息的程度,发现如果通过匹配通胀持续性或者通过匹配通胀方差来估计模型,则黏性信息会显著不同. Dovern 等^[10]研究发现平均预测的信息黏性程度比单个预测的信息黏性程度更高,发达国家的黏性信息和发展中国家的黏性信息之间并没有系统性差异. 与这些文献不同的是,本文基于完整的 DSGE 模型框架假设并证实了我国经济社会中存在混合黏性价格、黏性信息和弹性价格 3 种黏性机制.

根据本文所参考和借鉴的全部文献中的一些相关文献^[11-35],黏性机制包括黏性价格、混合黏性价格、黏性信息、黏性预期、理性疏忽、拇指法则和弹性价格. 文献和经济数据都揭示不同黏性机制下的经济对外生冲击具有不同的响应和冲击传递能力. 比如,黏性价格假定当期通胀由当期对未来通胀预期和当期经济活动决定,这意味着通胀对货币政策能够快速响应,然而这与通胀对货币政策冲击的响应存在滞后性的事实不一致. Man-kiw 和 Reis^[13-14]构建了黏性信息模型,提出了黏性信息理论,认为当期通胀由当期经济活动和过去对当期通胀和经济活动的预期决定,并发现黏性信息模型比黏性价格模型能够更好地解释经济

现实. Trabandt^[25]在黏性价格理论的基础上,提出了混合新凯恩斯菲利普斯曲线(代表混合黏性价格),假设由过去通胀、当期对未来通胀的预期和当期经济活动共同决定当期通胀,这有较好的冲击传递能力,明显优于黏性价格. 文献中的其他黏性机制,因其数据难以获得和计算复杂,在实证研究中较少应用,故本文不作考虑. 同时,尽管现有文献已经认识到黏性机制会对经济波动产生影响,但并未深入研究黏性机制的不同所导致的经济波动和货币政策规则有效性的具体差异. 因此,本文不仅重点研究 3 种黏性机制条件下的我国货币政策数量规则的有效性而且还重点研究不同黏性机制对中国经济增长和通货膨胀即我国货币政策数量规则有效性的影响以及对最优货币政策的影响,并通过模拟结果分析,一方面考察不同黏性机制下经济变量对外生冲击响应的差异以及经济变量波动的差异;另一方面,本文也能够为提高我国货币政策数量规则的有效性提供启示,从而为现实经济中的我国具体的货币政策数量规则的制定提供有益的建议.

本文通过研究主要回答以下 5 类核心问题:

- 1) 央行实行货币政策数量规则条件下,包含 3 种黏性机制的综合新凯恩斯 DSGE 模型是否比仅包含 1 种黏性机制的纯新凯恩斯 DSGE 模型能够更好地拟合和解释现实经济? 从而具有更高的拟合度? 中国经济存在几种黏性机制? 每种黏性机制企业的比例为多少?
- 2) 央行实行货币政策数量规则条件下,不同黏性机制下的数量规则的有效性是否存在差异?
- 3) 不同黏性机制下的经济变量对外生冲击的脉冲响应及动态调整路径是否存在差异?
- 4) 央行实行数量规则条件下,不同黏性机制下的经济变量波动的原因(解释因素)是否存在差异?
- 5) 盯住不同黏性机制行业的通胀能否提高我国货币政策数量规则的有效性?

本文是在新凯恩斯动态随机一般均衡模型框架下进行的研究. DSGE 模型作为结构性的具有前瞻性特点模型很好地克服了传统计量经济模型的不足.

与现有文献相比,本文的特色是: 1) 本文通过货币政策反应函数为数量规则且同时包含 3 种黏性机制的 DSGE 模型证实了我国经济社会中存在 3 种黏性机制; 2) 对中国黏性机制的类型及其

比例进行了实证检验; 3) 考察和比较了不同黏性机制下我国货币政策数量规则的有效性.

2 新凯恩斯 DSGE 模型^②

2.1 家庭

经济体系中居住着连续统 $[0, 1]$ 的具有无限期寿命的家庭, 每个家庭在自身持有的现金、劳动供给、消费和实际存款方面都是同质的. 代表性家庭用选择消费 C_t 、持有现金 M_t/P_t 和向中间品厂商提供的劳动 N_t 以最大化如下终身效用函数

$$V = E_t \left[\sum_{l=0}^{\infty} \beta^l U \left(C_{t+l}, \frac{M_{t+l}}{P_{t+l}}, N_{t+l} \right) \right] \quad (1)$$

其中 $\beta \in (0, 1)$ 是贴现因子; M_t 是家庭在 t 期持有的名义货币余额, 即现金; P_t 是 t 期价格水平; $U(C_t, M_t/P_t, N_t)$ 是代表性家庭在 t 期的即期效用函数其表达式为

$$U = v_t \left[\frac{(C_t - hC_{t-1})^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \vartheta_t \frac{\zeta_m}{1-\gamma_m} \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{1-\gamma_m} - \frac{\varpi_t \zeta_n N_t^{1+\gamma_n}}{\gamma_n + 1} \right] \quad (2)$$

其中 σ 、 γ_m 和 γ_n 分别为消费的跨期替代弹性的逆、货币需求的利率弹性的逆和劳动供给弹性的逆; ζ_m 和 ζ_n 表示效用权重, 且都大于 0; h 是消费习惯因子; v_t 、 ϑ_t 和 ϖ_t 分别是消费的跨期偏好冲击、货币需求偏好冲击和劳动供给冲击. 消费跨期偏好冲击 v_t 影响家庭消费的跨期选择. 这些外生冲击变量对其稳态值的对数偏离 $\hat{\Theta}_t = [\hat{v}_t, \hat{\vartheta}_t, \hat{\varpi}_t]$ 服从如下 AR(1) 形式的关系

$$\hat{\Theta}_t = \rho_{\Theta} \hat{\Theta}_{t-1} + \sigma_{\Theta} e_{\Theta,t}$$

其中 $e_{\Theta,t} = [e_{v_t}, e_{\vartheta_t}, e_{\varpi_t}]$ 分别服从 i. i. d. $N(0, 1)$; $\rho_{\Theta,t} = [\rho_{v_t}, \rho_{\vartheta_t}, \rho_{\varpi_t}]$ 是冲击的 AR(1) 系数. 在 t 期, 代表性家庭在进行终身效用最优化时即最大化式(1)时所面临的预算约束为

$$P_t C_t + D_t + M_t + T_t \leq M_{t-1} + W_t N_t + R_{t-1} D_{t-1} + \Pi_t^f \quad (3)$$

其中 D_t 是家庭的名义存款; T_t 是政府征收的一次性税收; R_t 是名义无风险存款收益率; Π_t^f 是家庭

收到的一次性分红; W_t 是向中间品厂商提供一单位劳动获得的名义工资.

家庭在面临约束式(2)和预算约束式(3)的情况下选择 C_t 、 M_t 、 N_t 和 D_t 以最大化其期望终身效用函数式(1). 该优化问题的一阶条件是

$$\lambda_t = \frac{v_t}{(C_t - hC_{t-1})^\sigma} - \beta h E_t \frac{v_{t+1}}{(C_{t+1} - hC_t)^\sigma} \quad (4)$$

$$v_t \vartheta_t \zeta_m \left(\frac{M_t}{P_t} \right)^{-\gamma_m} = \lambda_t - \beta E_t \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right) \quad (5)$$

$$\lambda_t w_t = \varpi_t \zeta_n N_t^{\gamma_n} \quad (6)$$

$$\beta R_t E_t \left(\frac{\lambda_{t+1}}{\pi_{t+1}} \right) = \lambda_t \quad (7)$$

其中 λ_t 是拉格朗日乘子, 表示消费的边际效用; $w_t = W_t/P_t$ 和 $\pi_{t+1} = P_{t+1}/P_t$ 分别是实际货币余额、实际工资、通货膨胀率.

2.2 最终品厂商

假设最终品市场由连续统 $[0, 1]$ 的完全竞争厂商构成, 单个厂商购入中间品 Y_j 生产最终产品 Y_t , 生产过程服从规模报酬不变的生产函数

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_j^{\frac{\eta-1}{\eta}} dj \right]^{\eta/(\eta-1)}$$

其中 η 是产品间替代弹性. 由于市场是完全竞争的, 最终品厂商通过利润最大化可以得到第 j 种中间品的需求函数为

$$Y_{j,t} = \left(\frac{P_j}{P_t} \right)^{-\eta} Y_t$$

完全竞争使得每个最终品厂商的利润为零, 从而最终品的价格为 $P_t = \left[\int_0^1 P_j^{1-\eta} dj \right]^{1/(1-\eta)}$.

2.3 中间品厂商

假定经济社会中的中间品厂商存在混合价格黏性、黏性信息和弹性价格 3 种黏性模式. P_t^{si} 、 P_t^{hsp} 和 P_t^f 分别表示黏性信息、混合黏性价格和弹性价格中间品厂商的产品价格水平, P_t 表示经济社会的总体价格水平. 权重参数 κ_1 、 κ_2 和 $\kappa_3 = 1 - \kappa_1 - \kappa_2$ 分别表示黏性信息、混合黏性价格和弹性价格中间品厂商数量在全部中间品厂商中所占的比例.

所有 3 种类型中间品厂商具有相同的生产中

② 限于篇幅, 进行了适当省略, 可索取.

间品的生产函数

$$Y_{jt} = A_t N_{jt}^{1-\alpha} - A_t \Psi \quad (8)$$

其中 Ψ 为厂商的固定生产成本; A_t 为技术冲击, 是一个带漂移的随机游走, 即 $A_t = bA_{t-1} \exp(\sigma_A e_{A,t})$, $e_{A,t}$ 服从 i. i. d. $N(0, 1)$; $1 - \alpha$ 为劳动的产出弹性.

每个时期黏性价格中间品厂商优化其产品价格的概率为 $1 - \varphi_s$, 不能优化价格的概率为 φ_s , 因此可得到价格保持不变的期望时间跨度为 $1/(1 - \varphi_s)$. 当不能优化产品价格时黏性价格中间品厂商 j 的价格水平可以按照一种指数化模式进行调整

$$P_{j,t+1} = P_{j,t} (\pi_t)^\tau \quad (9)$$

其中 $\pi_t = P_t/P_{t-1}$, $\tau \in [0, 1]$ 是价格指数化水平, 越大表示通货膨胀的惯性越强. 这一调整规则意味着当期价格是上一期价格经通胀调整后的水平. 在时间 t , 如果黏性价格中间品厂商 j 重新优化其产品价格, 他会选择最优价格 P_{jt}^* 以最大化如下预期的未来利润贴现值

$$E_t \sum_{l=0}^{\infty} [(\beta\varphi_s)^l \frac{U_{c,t+l}}{U_{c,t}} (P_{j,t+l}^* \Phi_{jl} - MC_{j,t+l}) \frac{Y_{j,t+l}}{P_{t+l}}] \quad (10)$$

其中 U_c 是家庭即期效用函数关于消费的偏导数.

当 $l \geq 1$ 时, $\Phi_{jl} = (\prod_{i=1}^l \pi_{t+i-1})^\tau$, 当 $l = 0$ 时, $\Phi_{jl} = 1$. 对目标函数进行一阶求导且用对应的总体变量来表示得到最优化的一阶条件, 进一步计算可得最优化价格为

$$P_t^* = \frac{E_t [\eta \sum_{l=0}^{\infty} (\beta\varphi_s)^l U_{c,t+l} Y_{t+l} P_{t+l}^\eta \Lambda_{t+l}]}{E_t [(\eta - 1) \sum_{l=0}^{\infty} \Phi_{jl} (\beta\varphi_s)^l U_{c,t+l} Y_{t+l} P_{t+l}^{\eta-1}]} \quad (11)$$

其中 $\Lambda_t = MC_t/P_t$ 是黏性价格中间品厂商的真实边际成本, 且等于 $W_t/(A_t P_t)$. 因此黏性价格厂商的价格水平体现了黏性价格中间品厂商的黏性模式为黏性价格. 在稳态处进行对数线性近似, 可得混合型新凯恩斯菲利普斯曲线(表示混合黏性价格)

$$\hat{\pi}_t = \frac{\tau}{1 + \beta\tau} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta\tau} E_t \hat{\pi}_{t+1} + \aleph \hat{\Lambda}_t \quad (12)$$

其中 $\aleph = \frac{(1 - \varphi_s)(1 - \beta\varphi_s)}{1 + \beta\tau} \varphi_s$ 表示价格黏性程度, 该参数值越小黏性越大.

借鉴 Reis^[31] 提出的黏性信息理论, 设定该类厂商每期获得新信息的概率是 $1 - \varphi_i$. 在 t 期, 最近于 $t - s$ 期将信息集更新至 Ω_{t-s} , 表 4 不同货币政策下的边际似然值的黏性信息中间品厂商 j 选择价格 $P_{j,t|t-s}$, 以最大化条件期望利润从而得到 $P_{j,t|t-s} = E(P_t^* | \Omega_{t-s})$. 黏性信息中间品厂商的价格水平 P_t^{si} 参考 Reis^[31]. 弹性价格中间品厂商每期不能调整优化价格的比例 φ_s 为 0. 于是, 当 $\varphi_s = 0$ 时, 可以得到弹性价格厂商的价格水平为

$$P_t^e = \frac{\eta}{\eta - 1} MC_t \quad (13)$$

2.4 货币政策数量规则——数量型货币政策规则

Ireland^[36, 37-39] 认为中央银行的货币政策反应函数应包含经济增长率. 基于此, 并借鉴麦克勒姆规则, 本文将产出增长率引入到 Sargent 和 Surico^[37, 40] 的数量型货币政策规则中从而得到如下货币政策数量规则

$$m_t = (m_{t-1})^{\rho_m} \times \left[\pi_t^{-\theta_\pi} (GDP_t)^{-\theta_Y} \left(\frac{GDP_t}{GDP_{t-1}} \right)^{-\theta_{GY}} \right]^{1-\rho_m} u_t \quad (14)$$

其中 m_t 为货币增长率, 表示当期货币供给量与上期货币供给量的比值, 即 $m_t = M_t/M_{t-1}$; GDP_t 即为产出 Y_t ; $GY_t = GDP_t/GDP_{t-1}$ 为产出增长率; u_t 是代表货币政策冲击的货币增长率冲击, 其对稳态值的对数偏离具有 $AR(1)$ 形式 $\hat{u}_t = \rho_u \hat{u}_{t-1} + \sigma_u e_{u,t}$, $e_{u,t}$ 服从 i. i. d. $N(0, 1)$.

2.5 市场出清和稳态经济变换

给定经济中的偏好、技术和资源约束, 给定状态变量集和外生随机变量集, 当经济达到系统稳态均衡时, 各经济主体实现约束下的最优化: 家庭实现期望终身效用最大化, 各厂商实现期望总利润最大化, 全部市场均出清. 由于假定模型中不存在资本, 最终产品市场出清表现为

$$Y_t = C_t \quad (15)$$

本文模型中相关变量有确定性增长趋势, 需要将其转换成稳态经济模型. 稳态经济转换要求模型中所有变量都有稳态, 需要将模型中有增长趋势的变量去势, 具体处理如下

$$c_t = C_t/A_t, \\ y_t = GDP_t/A_t,$$

$$\zeta_t = \lambda_t / A_t$$

3 参数校准和贝叶斯估计

3.1 数据选取与处理

选用季度数据。根据国内数据的可获得性, 本文选择4个观测变量即总产出、经济增长率、通胀率和货币供给增长率。总产出为季度名义国内生产总值除以季度GDP平减指数, 由于只能得到年度指数, 将年度GDP平减指数按照复利计算出季度GDP平减指数。经济增长率由实际GDP同比增长率表示。通货膨胀率通过CPI计算得到。参照李成等^[41], 货币供应增长率(简称货币增长率)由广义货币供给M2同比增速表示。对总产出取自然对数, 以减弱其异方差性, 然后使用CensusX12方法对其进行季节性调整和HP滤波处理。其余数据亦经过类似处理。全部数据样本期间为1996年第1季度至2014年第1季度, 共73期。如此选择一是因为数据的可得性, 二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^[37]。数据来源于中宏数据库高教版、Wind数据库、港澳资讯数据库和中国统计年鉴。

3.2 部分参数的校准

参照袁申国等^[42], 将劳动的产出弹性 $1 - \alpha$ 设定为0.673, 将 β 设为0.9921。参考王君斌等^[43] 将消费跨期替代弹性的逆 σ 设定为1, 将劳动的权重 ζ_n 设定为0.877, 将 ζ_m 设定为0.12。根据李春吉和孟晓宏^[44] 将产品间替代弹性 η 校准为1.1233。

3.3 参数的贝叶斯估计

3.3.1 贝叶斯估计说明

采用贝叶斯估计法估计新凯恩斯模型, 具体而言, 给定参数向量 H 、内生变量 Y_t 、外生冲击 Γ_t 、新生值 e_t 和可观测变量 Z_t , 把新凯恩斯模型写成状态空间形式, 这样, 通过测量方程将潜在过程和可观测变量联系起来。然后, 采用卡尔曼滤波计算似然函数值 $L(\{Z_t\}_{t=1}^T | H)$, 并采用 Metropolis-Hastings 算法来估计参数的后验分布 $P(H | \{Z_t\}_{t=1}^T)$, 该后验分布是似然函数

$L(\{Z_t\}_{t=1}^T | H)$ 与参数先验分布 $\Xi(H)$ 乘积的倍数。贝叶斯估计的详细说明见 Dejong 和 Dave^[45]。

3.3.2 参数的先验分布说明

文中参数先验分布的选取既保证其能够涵盖参数取值的合理范围并足够分散, 又尽可能保持与多数 DSGE 研究文献常用的先验分布设定相一致。由于先验分布的设定会影响估计效率和精确度, 因此, 对结构性参数的先验分布说明如下。

首先, 家庭消费习惯因子、不能重新优化产品价格概率 φ_s 、不能获得新信息的概率 φ_i 、跨期偏好冲击的 $AR(1)$ 系数、货币增长率冲击的 $AR(1)$ 系数、劳动供给冲击的 $AR(1)$ 系数、货币需求冲击的 $AR(1)$ 系数、价格指数水平的度量 τ 、政策平滑系数 ρ_m 、混合黏性价格厂商权重 κ_1 、黏性信息厂商权重 κ_2 和弹性价格厂商权重 κ_3 都位于0至1之间, 先验分布可设为 BETA 分布。 h 的事先均值选取参考王君斌等^[43] 和 Zhang^[46], 取 $h = 0.6$; φ_s 的事先均值和标准差参照刘斌^[47]; φ_i 先验分布设定同 φ_s ; 价格指数水平 τ 的事先均值参照 Smets 和 Wouters^[48-49]; 先验分布设定同 φ_s ; ρ_R 、 ρ_u 和 ρ_w 的事先均值和标准差参照李成等^[41]。 ρ_θ 和 ρ_v 的先验均值和标准差参照鄢莉莉和王一鸣^[50]。

其次, GDP 反应系数 θ_Y 、通货膨胀反应系数 θ_π 的先验分布参照李成等^[41] 均设置成 Gamma 分布, θ_π 的事先均值和标准差参照李成等^[41]。本文设定 θ_{CY} 的先验分布同 θ_π 。 γ_n 的先验分布、均值和标准差参照王云清^[51]。 γ_m 的先验分布、均值和标准差参照李成等^[41]。外生冲击标准差的先验分布、均值和标准差参照王 Smets 和 Wouters^[48-49]。

3.3.3 参数的后验分布

模型贝叶斯估计的结果显示在表1中, 其中第3列为参数的先验分布(第1个参数和第2个参数分别为事先均值和标准差), 左边两列为参数符号和说明, 第4列至第7列分别报告4种 DSGE 模型即综合模型、黏性信息模型、混合黏性价格模型和弹性价格模型的后验均值和95%的置信区间, 这些值是基于 MCMC 方法, 采用 Metropolis-Hastings 算法抽样30万次并舍弃前面10万次得到的。

表 1 新凯恩斯模型参数的贝叶斯估计
Table 1 Bayesian estimation of model parameters

参数	先验分布	综合黏性模型	黏性信息模型	混合黏性价格模型	弹性价格模型
		后验均值 95% 置信区间	后验均值 95% 置信区间	后验均值 95% 置信区间	后验均值 95% 置信区间
h	Beta [0.6 ρ . 1]	0.820 6 [0.819 3 ρ . 821 9]	0.817 2 [0.815 5 ρ . 817 9]	0.846 9 [0.844 3 ρ . 849 7]	0.988 3 [0.977 3 ρ . 999 5]
θ_{π}	Gamma [2 μ]	1.644 4 [1.546 3 μ . 747 0]	1.798 8 [1.782 9 μ . 815 1]	1.269 0 [1.239 6 μ . 298 8]	1.013 4 [1.003 1 μ . 023 6]
θ_{CY}	Gamma [2 μ]	1.345 4 [1.286 3 μ . 404 7]	1.297 0 [1.263 1 μ . 331 6]	1.863 1 [1.797 8 μ . 922 6]	0.287 2 [0.260 1 ρ . 314 3]
θ_Y	Gamma [1 μ]	0.018 2 [0.016 2 ρ . 020 3]	0.0231 [0.018 1 ρ . 028 4]	0.031 4 [0.022 5 ρ . 040 4]	0.009 6 [0.007 3 ρ . 011 8]
ρ_m	Beta [0.5 ρ . 2]	0.805 5 [0.804 1 ρ . 807 1]	0.801 5 [0.786 9 ρ . 815 3]	0.813 9 [0.796 6 ρ . 831 3]	0.375 8 [0.272 8 ρ . 478 9]
κ_1	Beta [0.5 ρ . 2]	0.540 1 [0.532 2 ρ . 548 3]	1	—	—
κ_2	Beta [0.5 ρ . 2]	0.436 3 [0.419 3 ρ . 453 4]	—	1	—
κ_3	Beta [0.5 ρ . 2]	0.023 6 [0.022 3 ρ . 025 1]	—	—	1
τ	Beta [0.50 ρ . 15]	0.647 9 [0.644 2 ρ . 651 7]	0.627 4 [0.624 6 ρ . 630 3]	0.616 7 [0.611 4 ρ . 621 3]	—
γ_n	Gamma [0.5 ρ . 1]	0.480 4 [0.471 7 ρ . 489 3]	0.403 5 [0.396 2 ρ . 410 9]	0.345 9 [0.339 6 ρ . 352 3]	0.158 5 [0.155 7 ρ . 161 4]
γ_m	Gamma [15. 6 ρ]	14.295 1 [14.184 7 μ . 405 6]	13.008 5 [12.908 1 μ . 109 1]	17.297 1 [17.163 μ . 7. 430 8]	7.576 4 [7.517 9 ρ . 635 0]
φ_s	Beta [0.75 ρ . 075]	0.866 8 [0.855 6 ρ . 878 2]	—	0.854 3 [0.806 6 ρ . 902 3]	—
φ_i	Beta [0.75 ρ . 075]	0.819 3 [0.810 7 ρ . 828 1]	0.799 4 [0.788 1 ρ . 810 8]	—	—
ρ_v	Beta [0.5 ρ . 2]	0.724 7 [0.721 5 ρ . 727 9]	0.727 2 [0.724 8 ρ . 729 7]	0.709 0 [0.704 5 ρ . 713 6]	0.974 1 [0.971 1 ρ . 977 2]
ρ_{θ}	Beta [0.5 ρ . 2]	0.253 6 [0.252 5 ρ . 254 8]	0.247 5 [0.246 7 ρ . 248 4]	0.244 3 [0.242 7 ρ . 245 9]	0.276 9 [0.275 8 ρ . 278 1]
ρ_{σ}	Beta [0.5 ρ . 2]	0.181 2 [0.180 4 ρ . 182 1]	0.176 8 [0.176 2 ρ . 177 4]	0.174 5 [0.173 4 ρ . 175 7]	0.113 5 [0.112 8 ρ . 114 3]
ρ_u	Beta [0.5 ρ . 2]	0.543 5 [0.541 1 ρ . 546 1]	0.530 4 [0.528 6 ρ . 532 3]	0.523 7 [0.520 1 ρ . 527 3]	0.580 6 [0.578 3 ρ . 582 9]
σ_{σ}	Inv. G [0.1 ρ . 2]	0.183 5 [0.180 3 ρ . 186 8]	0.224 5 [0.220 2 ρ . 228 8]	0.357 5 [0.348 7 ρ . 366 4]	0.003 7 [0.000 3 ρ . 007 2]
σ_{θ}	Inv. G [0.1 ρ . 2]	0.239 0 [0.234 8 ρ . 243 3]	0.292 4 [0.286 8 ρ . 298 1]	0.465 6 [0.454 1 ρ . 477 2]	0.004 9 [0.000 4 ρ . 010 5]
σ_u	Inv. G [0.1 ρ . 2]	0.426 7 [0.419 3 ρ . 434 3]	0.522 2 [0.512 1 ρ . 532 5]	0.831 4 [0.810 9 ρ . 851 9]	0.108 7 [0.100 7 ρ . 116 8]
σ_v	Inv. G [0.1 ρ . 2]	7.303 7 [7.127 9 ρ . 7. 479 7]	7.450 4 [7.326 8 ρ . 7. 574 1]	8.542 8 [8.166 8 ρ . 9. 918 8]	3.905 5 [3.868 6 ρ . 3. 942 5]
σ_A	Inv. G [0.1 ρ . 2]	0.299 1 [0.222 0 ρ . 376 3]	0.319 9 [0.267 9 ρ . 371 9]	0.205 6 [0.152 5 ρ . 258 7]	0.465 2 [0.382 6 ρ . 547 8]
边际似然		1 262.744 4	1 148.265 8	922.164 6	98.860 7

注：表中 Inv. G 分布表示 Inverse Gamma 分布。

分析表 1 中的估计结果发现,在全部 4 种 DSGE 模型中,综合黏性模型的边际似然值最大,黏性信息模型次之,混合黏性价格模型第 3 弹性价格模型的边际似然值最小.这说明综合黏性模

型对我国现实经济数据的拟合效果最好,进而表明我国经济社会中同时存在多种黏性机制企业,而不是仅存在 1 种黏性机制企业,也即在我国部分厂商是黏性信息企业,部分厂商是混合黏性价格企业,部分厂商是弹性价格企业. 这个发现得到王立勇等的支持. 这也意味着仅用 1 种黏性机制,比如黏性价格描述全部厂商定价行为不够全面. 在综合模型中,比较厂商比例系数估计值发现,我国黏性信息企业最多,超过全部企业数的一半,为 54.01%. 混合黏性价格企业第二多,占全部企业的 43.63%. 弹性价格企业极少,仅占 2.36%. 这个发现颠覆了我国企业中的黏性模式主要为黏性价格的传统观点,但与 Mankiew 和 Reis^[13]的研究结论一致. 黏性信息企业和混合黏性价格企业合起来占我国全部厂商的 97.64%,说明我国绝大多数企业的产品价格调整存在黏性. 价格指数化水平 τ 的后验均值为 0.6479,意味着上期通胀率对当期通胀率的影响程度为 $\tau/(1+\beta\tau) = 0.3944$,说明我国存在较强的通胀惯性特征. 在将 GDP 增长率引入到货币政策反应函数后,GDP 水平对货币政策制定的影响变得

很小,而 GDP 增长率对货币政策制定的影响却很大. 货币政策对通胀的反应系数最大. 消费习惯因子的后验均值为 0.8206,处于我国大多数 DSGE 文献得到的消费习惯因子 0.5 至 1 的范围内. 价格黏性程度的后验均值是 0.8668,位于袁申国等^[42]、鄢莉莉和王一鸣^[50]和李成等^[41]的价格黏性程度之间,这意味着黏性价格厂商平均每 7.5 个季度更新一次价格. 信息黏性程度是 0.8193,稍低于 Knotek^[52]的估计,这意味着我国黏性信息厂商平均每 5.5 个季度更新一次信息集.

4 动态分析

4.1 理论模型与中国实际数据的拟合

图 1 中带点实线表示中国实际经济的观测变量自相关系数,带星虚线示模型经济的观测变量自相关系数. 横轴表示滞后季度数. 图 2 中带点实线表示现实经济的观测变量交叉相关系数,带星虚线表示模型经济的观测变量交叉相关系数,横轴表示领先或滞后季度数.

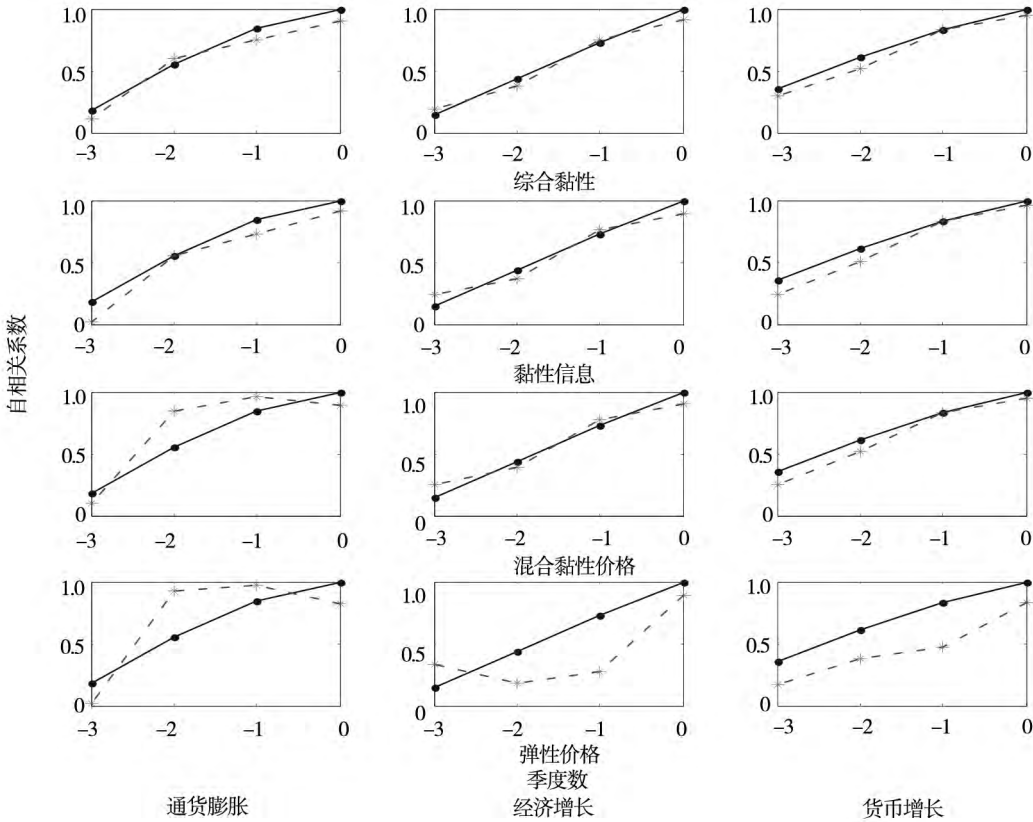


图 1 模型经济与现实经济的观测变量自相关系数比较图

Fig. 1 Comparison between autocorrelates of the observable variables in the data and those predicted by the models

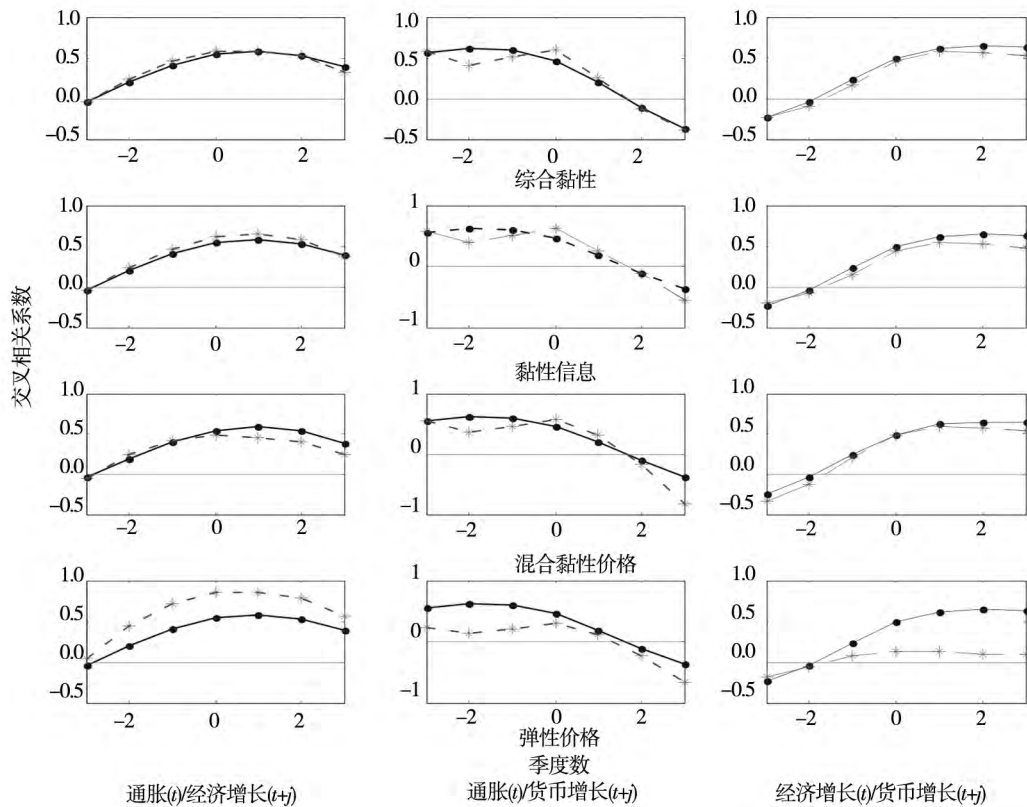


图2 模型经济与现实经济的观测变量交叉相关系数比较图

Fig. 2 Comparison between crosscorrelates of the observable variables in the data and those predicted by the models

比较发现,在图1中,综合黏性模型模拟的观测变量自相关系数曲线与现实经济的观测变量自相关系数曲线位置上更为接近且形态上最为相似,也即综合黏性模型模拟的观测变量自相关系数对现实经济的观测变量自相关系数的拟合效果最好,其次是黏性信息模型,再次是混合黏性价格模型,弹性价格模型模拟的观测变量自相关系数对现实经济的观测变量自相关系数的拟合效果最差。在图2中,综合黏性模型模拟的观测变量交叉相关系数曲线与现实经济的观测变量交叉相关系数曲线位置上最为接近且形态上最为相似,也即综合黏性模型模拟的观测变量交叉相关系数对现实经济的观测变量交叉相关系数的拟合效果最好,其次是黏性信息模型,再次是混合黏性价格模型,弹性价格模型模拟的观测变量交叉相关系数对现实经济的观测变量交叉相关系数的拟合效果最差。

表2显示了3个观测变量的实际标准差和模型模拟的标准差。表2的第1行是我国经济增长率数据、货币增长率数据和通货膨胀率数据的标准差,第2行至第5行分别是4个新凯恩斯DSGE

模型生成的经济增长率标准差、货币增长率标准差和通货膨胀率标准差。比较发现,相对于其他3个只包含1种黏性机制的新凯恩斯DSGE模型,同时包含3种黏性机制的综合黏性新凯恩斯DSGE模型生成的3个变量的标准差更加接近实际经济数据的标准差。在3个只包含1种黏性机制的新凯恩斯DSGE模型中,黏性信息模型生成的变量的标准差最接近实际经济数据的标准差,混合黏性价格模型次之,弹性价格模型最差。因此,同时包含3种黏性机制的综合黏性模型最好地拟合了现实经济的波动特征,黏性信息模型、混合黏性价格模型和弹性价格模型的对现实经济波动特征的拟合度分居第2、第3和第4。还发现,全部4个新凯恩斯DSGE模型都高估了3个变量的实际波动,但4个模型生成的3个变量标准差大小的排序都和3个变量实际样本数据标准差大小的排序一致。

可见,在表2、图1和图2中,综合黏性模型、黏性信息模型、混合黏性价格模型和弹性价格模型对现实经济二阶矩的拟合效果依次递减,一方面说明同时包含3种黏性机制的新凯恩斯DSGE

模型对现实经济的拟合度高于只包含 1 种黏性机制的新凯恩斯 DSGE 模型,进而表明我国企业中存在黏性信息、混合黏性价格和弹性价格 3 种黏

性机制. 另一方面也说明我国黏性信息企业、混合黏性价格企业和弹性价格企业的比例和数量依次递减.

表 2 模型经济与实际经济的观测变量标准差比较
Table 2 Comparison of standard deviations between models and date

变量名	经济增长率标准差	货币增长率标准差	通货膨胀率标准差
实际经济数据	1.134 6	2.822 9	1.933 1
综合黏性模型	1.193 8	3.026 3	2.073 6
黏性信息模型	1.218 5	3.189 4	2.119 8
混合黏性价格模型	1.252 8	3.360 5	2.215 7
弹性价格模型	2.973 1	7.716 8	4.508 1

注：表中标准差都是原标准差放大 100 倍.

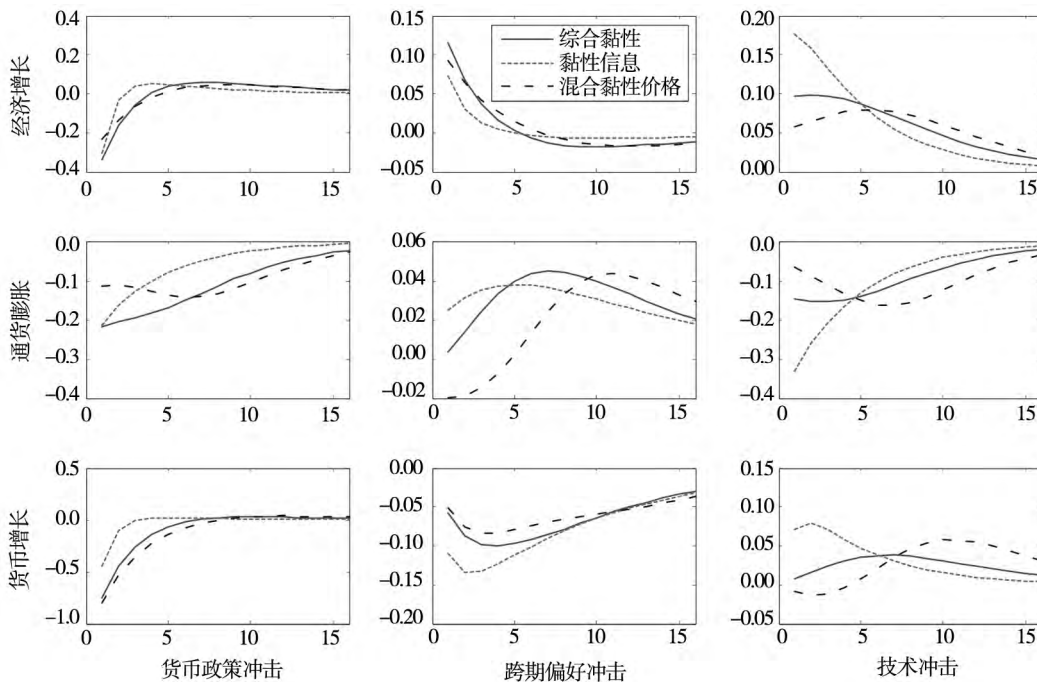


图 3 观测变量对 3 种外生冲击的脉冲响应图

Fig. 3 Impulse responses of output growth, inflation and money growth to three kinds of shock under three models

4.2 脉冲响应分析

脉冲响应可从一阶矩层面描述货币政策规则的有效性. 图 3 给出了观测变量对外生冲击的脉冲响应和动态调整路径. 纵轴表示对稳态值的百分比偏离, 横轴表示季度.

由图 3 可知, 综合黏性模型和黏性信息模型中的相同观测变量对外生冲击的初始脉冲响应方向总是一致的. 除了通货膨胀对跨期偏好冲击的初始脉冲响应方向相反和货币增长率对技术冲击的初始脉冲响应方向也相反之外, 混合黏性价格模型和另外两个模型中的相同观测变量对外生冲击的初始脉冲响应方向也总是一致的. 尽管如此, 3

个模型模拟的变量对外生冲击的初始响应幅度和动态调整路径却有明显不同.

在 3 个模型中, 紧缩性货币政策冲击引发经济增长率和通货膨胀率向下偏离稳态, 使得经济增长、通货膨胀和货币增长率跳跃性下降. 由于经济增长和通货膨胀变化方向一致, 货币政策不存在两难抉择, 在稳定经济增长的同时可以同时稳定通货膨胀.

紧缩性货币政策冲击引发通货膨胀和经济增长的负向响应的原因是央行减少货币供给会提高企业的资金成本, 降低产品的边际收益率, 导致企业缩减生产规模, 进而导致经济增长减速和通胀下降.

在综合黏性模型和黏性信息模型中,1单位正的跨期偏好冲击引发经济增长率和通货膨胀率向上偏离稳态,货币增长率向下偏离稳态,使得经济增长在第1个季度向上跳跃到最大值后逐渐向稳态收敛,并使得通货膨胀在第1个季度向上跳跃后继续以驼峰形态增加到最大值后缓慢下降。在混合黏性价格模型中,跨期偏好冲击引发经济增长率和货币增长率分别向上和向下偏离稳态,使得经济增长在第1个季度向上跳跃到最大值后逐渐向稳态收敛,并使得货币增长率在第1个季度向下跳跃后继续以驼峰形态下降到最小值后缓慢上升。跨期偏好冲击初始引发通货膨胀率跳跃性向下偏离稳态近2%后经过约4个季度回复到稳态后持续向上偏离稳态,在大约第10个季度达到最大正向响应后持续缓慢向稳态收敛。也即,尽管初始4个季度通货膨胀对跨期偏好冲击负向响应,但从第5个季度开始的大多数时期通货膨胀对跨期偏好冲击都是正向响应。

正的跨期偏好冲击引发经济增长和通胀两个观测变量正向响应的原因是消费增加使得经济社会总需求增加,从而使得经济增长率上升。总需求增加又导致需求拉动型通货膨胀,进而使得通货膨胀率上升。

在混合黏性价格模型中,1单位正的技术冲击引发经济增长率向上偏离稳态,使得经济增长在第1个季度向上跳跃后继续以驼峰形态增加到最大值后缓慢下降,并使得货币增长率在第1个季度轻微下降后从第3个季度开始上升,并从第4个季度开始持续向上偏离稳态到最大值后开始上升,并持续向稳态收敛。也即,尽管初始4个季度货币供应对技术冲击负向响应,但从第5个季度开始的大多数时期货币供应对技术冲击都是正向响应。

正的技术冲击引发货币增长率和经济增长率的正向响应以及通货膨胀负向响应的原因是技术进步会导致生产效率提高和生产成本下降,从而使得经济增长率上升和通货膨胀率下降,并导致货币供应增加。

可见,脉冲响应分析表明,不同黏性机制对我国货币政策数量规则的有效性具有显著影响,不同黏性机制下的我国货币政策数量规则的有效性具有显著差异。

4.3 三种黏性机制企业之间的相互作用对我国数量规则有效性的影响

根据前面的模型参数估计,发现我国存在3种黏性机制企业,即黏性信息企业、混合黏性价格企业和完全信息弹性价格企业。研究发现我国3种黏性机制企业之间的相互作用和相互影响会影响我国货币政策数量规则的有效性。忽略不同黏性机制企业之间的相互作用会扭曲我国货币政策数量规则的有效性。

4.4 方差分解分析

预测误差方差分解能定量描述单个冲击对经济变量波动的相对解释度,显示不同冲击在经济变量波动中的重要性,并从二阶矩层面刻画经济的动态特征和货币政策规则的有效性。表3显示了观测变量波动的方差分解,包括短期(1个季度)、短中期(4个季度即1年)、中期(10个季度即2年半)、中长期(20个季度即5年)和长期(40个季度即10年)的情形。

由表3可知,从总体上看,所有模型的所有观测变量的波动主要由跨期偏好冲击、货币政策冲击和技术冲击所解释,而货币需求冲击和劳动供给冲击的作用很小。

在综合黏性模型中,就经济增长率而言,跨期偏好冲击在任何时期内对经济增长率波动的解释度都最大,而货币政策冲击、技术冲击、货币需求冲击和劳动供给冲击对经济增长率波动的解释度依次递减。其中,跨期偏好冲击在短期和长期内对经济增长率波动的解释度分别为51.7%和38.4%,货币政策冲击在短期和长期内对经济增长率波动的解释度分别为33.3%和33.0%,技术冲击在短期和长期内对经济增长率波动的解释度分别为13.4%和26.9%。就通胀率而言,跨期偏好冲击在中长期和长期内对通胀率波动的解释度最大,货币政策冲击在短期、短中期和中期内对通胀率波动的解释度最大,技术冲击在短期和短中期对通胀率波动的解释度第2大。技术冲击、货币需求冲击和劳动供给冲击对通胀率波动的解释度依次递减。其中,跨期偏好冲击在短期和长期内对通胀率波动的解释度分别为9.3%和46.1%,货币政策冲击在短期和长期内对通胀率波动的解释度分别为45.7%和42.2%,技术冲击在短期和长期

内对通胀率波动的解释度分别为 42.9% 和 9.4%。就货币增长率而言,跨期偏好冲击在短中期、中期、中长期和长期内对货币增长率波动的解释度最大,货币政策冲击在 1 个季度和 2 个季度内对货币增长率波动的解释度最大,而技术冲击、货币需求冲击和劳动供给冲击对货币增长率波动

的贡献度依次递减。其中,跨期偏好冲击在短期和长期内对货币增长率波动的解释度分别为 25.2% 和 60.7%,货币政策冲击在短期和长期内对货币增长率波动的解释度分别为 61.1% 和 26.1%,技术冲击在短期和长期内对货币增长率波动的解释度分别为 10.2% 和 10.4%。

表 3 方差分解

Table 3 Variance decomposition

冲击	季度数	综合黏性模型			混合黏性价格模型			黏性信息模型			弹性价格模型		
		经济增长	通胀率	货币增长	经济增长	通胀率	货币增长	经济增长	通胀率	货币增长	经济增长	通胀率	货币增长
货币政策	1	33.3	45.7	61.1	16.6	15.9	40.6	37.8	49.0	91.3	0	71.2	0
	2	33.5	44.6	45.2	16.4	15.7	28.6	38.9	55.0	72.5	0	69.2	0
	4	33.4	43.7	32.7	15.9	15.4	21.1	40.1	66.4	49.4	0	54.0	0
	10	33.2	42.7	26.6	15.8	14.8	18.1	40.6	62.8	33.6	0	29.3	0
	20	33.1	42.3	26.1	15.7	14.5	17.8	40.6	49.2	32.0	0	16.7	0
	40	33.0	42.2	26.1	15.7	14.4	17.7	40.7	47.8	32.5	0	10.2	0
跨期偏好	1	51.7	9.3	25.2	53.9	30.7	44.2	49.7	38.9	2.0	53.5	0.3	45.9
	2	49.4	18.5	41.6	50.0	32.4	56.1	48.3	31.1	21.2	53.5	2.1	45.8
	4	46.0	26.7	54.0	44.2	35.6	63.6	47.1	17.5	44.3	53.4	12.1	45.8
	10	40.8	38.1	60.2	38.9	42.2	66.7	46.6	19.3	60.0	53.1	28.2	45.5
	20	38.9	44.6	60.7	38.4	46.2	67.0	46.7	35.3	61.8	52.7	36.4	45.0
	40	38.4	46.1	60.7	38.5	47.3	67.2	46.6	37.1	60.9	51.8	39.9	44.1
技术	1	13.4	42.9	10.2	28.7	52.5	13.5	10.3	9.6	3.6	45.7	23.1	53.8
	2	15.2	34.5	10.2	32.5	51.0	13.5	10.3	10.4	3.6	45.7	24.0	53.7
	4	18.7	27.2	10.1	38.7	48.2	13.6	10.3	12.6	3.6	45.8	29.1	53.5
	10	24.1	16.8	10.1	44.3	42.3	13.6	10.3	14.4	3.7	46.2	38.2	53.8
	20	26.1	11.1	10.1	44.8	38.6	13.6	10.3	12.1	3.8	46.7	42.7	54.4
	40	26.9	9.4	10.4	44.6	37.8	13.6	10.4	11.8	3.9	47.8	46.5	55.5
货币需求	1	1.5	1.9	2.8	0.6	0.7	1.6	1.4	2.2	2.6	0	4.7	0
	4	1.6	1.8	1.9	0.5	0.6	0.9	1.9	3.1	2.1	0	4.0	0
	10	1.5	1.7	1.7	0.4	0.5	0.8	2.1	2.9	1.9	0	3.1	0
	20	1.5	1.7	1.6	0.4	0.5	0.7	2.0	2.7	1.7	0	2.5	0
	40	1.4	1.7	1.5	0.4	0.4	0.6	2.0	2.3	1.6	0	1.3	0
劳动供给	1	0.1	0.2	0.7	0.2	0.2	0.1	0.8	0.3	0.5	0.8	0.1	0.3
	4	0.3	0.6	1.2	0.7	0.3	0.8	0.6	0.4	0.6	0.8	0.8	0.5
	10	0.4	0.7	1.4	0.6	0.3	0.8	0.4	0.6	0.8	0.7	1.2	0.7
	20	0.4	0.3	1.5	0.7	0.2	1.0	0.4	0.8	0.8	0.6	1.7	0.6
	40	0.2	0.5	1.3	0.8	0.1	0.9	0.3	1.0	1.1	0.4	2.1	0.4

黏性信息模型中的外生冲击对观测变量波动解释度的排序与综合黏性模型非常相似,且最为相似。具体而言,跨期偏好冲击在任何时期内对经济增长率波动的解释度都最大,而货币政策冲击、技术冲击、货币需求冲击和劳动供给冲击对经济增长率波动的解释度依次递减。货币政策冲击

在任何时期内对通胀率波动的解释度都最大,跨期偏好冲击和技术冲击分列第 2 和第 3。跨期偏好冲击在中期、中长期和长期内对货币增长率波动的解释度最大,超过 60%,货币政策冲击在 1 个、2 个和 4 个季度内对货币增长率波动的解释度最大,而其他 3 个冲击对货币增长率波动的解

释度都非常小,都不超过4%。

在混合黏性价格模型中,跨期偏好冲击在短期和短中期内对经济增长率波动的贡献度最大,而技术冲击在中期、中长期和长期内对经济增长率波动的贡献度最大。跨期偏好冲击在中长期和长期内对通胀率波动的贡献度最大,而技术冲击在短期、短中期和中期内对通胀率波动的贡献度最大。货币政策冲击在所有时期内对经济增长率波动和通胀率波动的贡献度分别不足17%和16%。跨期偏好冲击在所有时期内对货币增长率波动的解释度最大,货币政策冲击次之,技术冲击对货币增长率波动的解释度都不超过13.6%。

在弹性价格模型中,跨期偏好冲击和技术冲击对经济增长率波动的贡献度分别为最大(超过50%)和第2,而对货币增长率波动的贡献度分别第2和最大(超过50%)。货币政策冲击和货币需求冲击对经济增长率和货币增长率波动的贡献度都为0。技术冲击在中期、中长期和长期内对通胀率波动的解释度最大,货币政策冲击在1个、2个和4个季度内对通胀率波动的解释度最大。

可见,从二阶矩层面看,不同黏性机制对数量规则的有效性具有显著影响,数量规则对不同变量波动的有效性不同。

5 盯住不同黏性机制行业的通货膨胀会提高我国货币政策的有效性吗?

借鉴 Iacoviello^[53],将从社会福利损失的角度

表4 不同货币政策数量规则下的边际似然值

Table 4 Marginal likelihood under different monetary policies

方法	基准的货币政策数量规则	含不同黏性机制行业通胀的扩展的货币政策数量规则
拉普拉斯近似法	1 278.657 9	1 293.336 1
改进的谐和均值法	1 278.509 1	1 295.025 9

进而,探究最优货币政策规则。首先,将通胀和产出方差的加权和设定为中国人民银行的福利损失函数;然后,给定数量规则参数Q和模型参数,通过运算理性预期差分方程组,得到以状态空间的形式表示的理论模型的解;最后,在上一步的约束下求解中国人民银行福利损失函数的最小值。中国人民银行福利损失函数可以表示为

度,考察中国人民银行在制定和执行货币政策规则时是不是应该同时兼顾不同黏性机制行业的价格波动,将货币政策数量规则扩展为

$$m_t = (m_{t-1})^{\rho_m} [(\pi_t)^{-\theta_\pi} (\pi_t^{si})^{-\theta_\pi^{si}} \times (\pi_t^{hsp})^{-\theta_\pi^{hsp}} (\pi_t^f)^{-\theta_\pi^f} (GDP_t)^{-\theta_Y} \times (GDP_t / GDP_{t-1})^{-\theta_{GY}}]^{1-\rho_m} u_t \quad (16)$$

式(16)在稳态处对数线性化的形式为

$$\hat{m}_t = \rho_m \hat{m}_{t-1} - (1 - \rho_m) [\theta_\pi (\hat{\pi}_t) + \theta_\pi^{si} (\hat{\pi}_t^{si}) + \theta_\pi^{hsp} (\hat{\pi}_t^{hsp}) + \theta_\pi^f (\hat{\pi}_t^f) + \theta_Y (\hat{Y}_t) + \theta_{GY} (Y_t / \hat{Y}_{t-1})] + \hat{u}_t \quad (17)$$

假定不同黏性机制行业通货膨胀的反应系数 θ_π^{si} 、 θ_π^{hsp} 和 θ_π^f 各自服从Gamma[1,1],重新采用贝叶斯方法估计模型的参数,发现上式中不同黏性机制行业通货膨胀反应系数 θ_π^{si} 、 θ_π^{hsp} 和 θ_π^f 的后验均值分别为0.4307、0.3169和0.0461。说明我国的货币政策对黏性信息企业和混合黏性价格企业产品价格波动都会做出较为明显反应,且对弹性价格企业产品价格波动会做出温和反应。正如前所述,贝叶斯估计法对不同模型拟合度的比较可以通过比较估计的边际似然值的大小来实现,表4提供了使用改进的谐和均值法和拉普拉斯近似法分别对添加不同黏性机制行业通货膨胀的数量规则扩展模型和基准数量规则模型进行估计得到的边际似然估计值,对采用这两种方法的估计结果比较发现,皆是基准数量规则的边际似然值要小于盯住不同黏性机制行业通货膨胀的扩展货币政策数量规则的边际似然值,这表明扩展模型要好于基准模型。

$$\min_Q \{ \text{var}(\hat{\pi}_t) + \omega \text{var}(Y_t / \hat{Y}_{t-1}) \} \quad (18)$$

$$\text{s. t. } \hat{X}_t = \mathbf{M}(Q) \hat{X}_{t-1} + \mathbf{H}(Q) \hat{\varepsilon}_t$$

式中 $\text{var}(\hat{\pi}_t)$ 和 $\text{var}(Y_t / \hat{Y}_{t-1})$ 分别表示通胀方差和经济增长率方差; ω 是产出增长稳定相对权重参数,体现了我国央行对产出增长稳定和通胀稳

定的相对重视程度; \hat{X}_t 是理论模型的内生变量; $\hat{\varepsilon}_t$ 为服从 i. i. d. $N(0, \sigma_\varepsilon)$ 的外生冲击; $Q = \{\rho_R, \theta_Y, \theta_{CY}, \theta_\pi, \theta_\pi^{si}, \theta_\pi^{hsp}, \theta_\pi^f\}$ 为货币政策规则参数; $M(Q)$ 和 $H(Q)$ 是取决于货币政策数量规则参数 Q 的矩阵. 将数量规则参数的贝叶斯估计值设定为初始值, 基于模拟优化算法迭代搜寻最小目标值.

将相对权重 ω 的取值间距设定为 0.08, 图 4 的纵轴和横轴分别表示经济增长率的标准差和通胀率的标准差. 图中有效前沿曲线的实线对应扩展的货币政策数量规则式(16), 即对经济增长、总体通胀和不同黏性机制行业通胀做出反应的货

币政策反应函数; 图中的有效前沿曲线的虚线对应基准货币政策数量规则式(14), 即对总体通胀和经济增长进行反应的货币政策反应函数. 比较发现, 实线位于虚线左下方, 从而离原点更近. 这说明对不同黏性机制行业通胀具有反应的扩展的货币政策数量规则能够有效地降低通货膨胀和经济增长的波动, 从而提高整体社会福利水平. 此外, 参数估计结果表明, 黏性信息行业、混合黏性价格行业和弹性价格行业的通胀反应系数分别大于 0.4、0.3 和位于 $[0.01, 0.1]$ 区间内, 说明了对黏性信息行业、混合黏性价格行业和弹性价格行业的价格波动需要分别进行较为明显以及温和地系统性反应.

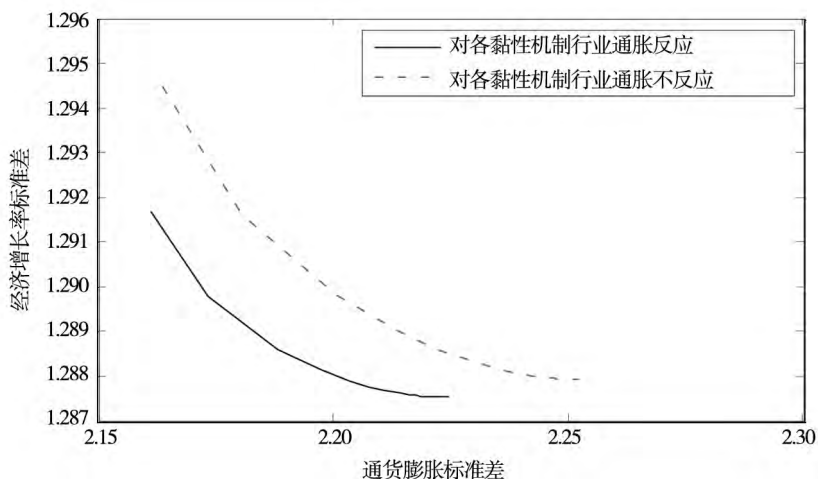


图 4 有效前沿曲线

Fig. 4 Efficiency frontier curve

可见, 对不同黏性机制行业的通胀做出系统性反应能够提高我国货币政策数量规则的有效性, 我国央行应该对不同黏性机制行业通胀做出系统性反应, 也即中国货币政策数量规则的制定可以采用较为明显地盯住不同黏性机制行业通胀的方式.

6 结束语

得到如下几点主要结论.

1) 货币政策数量规则下, 不同黏性机制下的外生冲击的宏观经济效应存在显著差异, 不同黏性机制下的经济变量对外生冲击的脉冲响应及动态调整路径存在显著差异, 不同黏性机制下的经济冲击的传递性和持续性差别明显. 黏性信息下

经济冲击的传递性和持续性要弱于混合黏性价格下的情形. 黏性机制对我国货币政策数量规则的有效性具有显著影响.

2) 对不同黏性机制行业的通胀做出系统性反应能够提高我国货币政策数量规则有效性.

3) 货币政策规则为数量规则的情况下, 黏性信息模型比混合黏性价格模型具有更高的拟合度.

4) 黏性信息企业占我国全部企业的 54.01%, 混合黏性价格企业占 43.63%, 弹性价格企业只占 2.36%.

5) 数量规则下, 我国经济增长对紧缩性货币政策冲击负向响应, 对正的跨期偏好冲击正向响应, 对正的技术冲击正向响应. 我国通货膨胀对紧缩性货币政策冲击负向响应, 对正的跨

期偏好冲击正向响应,对正的技术冲击负向响应。

6) 数量规则情况下,不同黏性机制下和不同时期内的不同外生冲击对经济变量波动的解释度存在显著差异,不同黏性机制下和不同时期内的经济变量波动的主要原因存在显著差异。黏性信息模型中,跨期偏好冲击在任何时期内对经济增长率波动的解释度都最大,而货币政策冲击次之。货币政策冲击在任何时期内对通胀率波动的解释度都最大。在综合黏性模型中,不同外生冲击对

经济变量波动的解释度存在显著差异。

本文的基本启示包括: 1) 理论启示. DSGE 模型应该同时纳入多种黏性机制,这样才能得出比较正确的经济变量对外生冲击的动态响应。2) 政策启示. 一方面我国央行应该积极地采用货币政策数量规则调控经济,另一方面我国有关政府部门应该采取有效措施提高我国技术水平并促进先进技术向应用成果转化。此外,中国货币政策的制定可以采取较为明显地盯住不同黏性机制行业通胀的方式。

参 考 文 献:

- [1] Dupor B, Kitamura Tomiyuki, Tsuruga Takayuki. Integrating sticky prices and sticky information [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2010, 92(3): 657 – 669.
- [2] Carrillo J A. How well does sticky information explain the dynamics of inflation, output, and real wages? [J]. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2013, 36(6): 830 – 850.
- [3] Choi C Y, O'Sullivan R. Heterogeneous response of disaggregate inflation to monetary policy regime change: The role of price stickiness [J]. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 2013, 37(7): 1814 – 1832.
- [4] Bouakez H, Cardia E, Ruge-Murcia F. Sectoral price rigidity and aggregate dynamics [J]. *European Economic Review*, 2014, 65(5): 1 – 22.
- [5] Li E X N, Palomino F. Nominal rigidities, asset returns, and monetary policy [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2014, 66(6): 210 – 225.
- [6] Jensen C. Discretionary policy exploiting learning in a sticky-information model of the inflation-output trade-off: Bridging the gap to commitment [J]. *Journal of Macroeconomics*, 2014, 40(3): 150 – 158.
- [7] Eijffinger S C W, Olarte A G, Uras B R. Heterogeneity in Wage Setting Behavior in a New-Keynesian Model [R]. *European Banking Center*, 2015.
- [8] Sudo N. Sectoral comovement, monetary policy shocks, and input-output structure [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 2012, 44(6): 1225 – 1244.
- [9] Molinari B. Sticky information and inflation persistence: Evidence from the U. S. data [J]. *Empirical Economics*, 2014, 46(7): 903 – 935.
- [10] Dovern J, Fritsche U, Loungani P, et al. Information rigidities: Comparing average and individual forecasts for a large international panel [J]. *International Journal of Forecasting*, 2015, 31(3): 144 – 154.
- [11] Calvo G A. Staggered prices in a utility-maximizing framework [J]. *Journal of Monetary Economic*, 1983, 12(5): 383 – 398.
- [12] Klenow P J, Willis J L. Sticky information and sticky prices [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(3): 79 – 99.
- [13] Mankiw N G, Reis R. Sticky information versus sticky prices: A proposal to replace the new Keynesian phillips curve [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117(4): 1295 – 1328.
- [14] Mankiw N G, Reis R. Sticky information in general equilibrium model [J]. *Journal of the European Economic Association*, 2007, 5(2/3): 603 – 613.
- [15] Kitamura Tomiyuki. Optimal Monetary Policy under Sticky Prices and Sticky Information [R]. *The Ohio State University and The Bank of Japan*, 2008.
- [16] Sims C A. Implications of rational inattention [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50(3): 665 – 690.
- [17] Ireland P N. Endogenous money or sticky prices? [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50(12): 1623 – 1648.
- [18] Yun T. Nominal price rigidity, money supply endogenously, business cycles [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1996, 37(4): 345 – 370.
- [19] Kiyotaki Nobuhiro, Moore J. Liquidity, Business Cycle, and Monetary Policy [R]. *NBER Working Paper No.*

- 17934, 2012.
- [20] Coibion O, Gorodnichenko Y. Strategic Interaction Among Heterogeneous Price-setters in an Estimated DSGE Model [R]. College of William and Mary, 2010.
- [21] Murat A M. Optimal monetary policy with sticky information model of price adjustment: Inflation or price-level targeting [J]. *Bulletin of Economic Research*, 2013, 65(2): 3307–3378.
- [22] Sbordone A M. Prices and unit labor costs: A new test of price stickiness [J]. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, 2002, 49(2): 265–292.
- [23] Auray S, Gomme P, Guo S. Nominal rigidities, monetary policy and pigou cycles [J]. *Economic Journal*, 2013, 123(5): 455–473.
- [24] Kiley M T. A quantitative comparison of sticky price and sticky information models of price setting [J]. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2007, 39(S1): 101–125.
- [25] Trabandt M. Sticky Information Versus Sticky Prices: A Horse Race in a DSGE Model [R]. Kiel Working Paper 1369, 2007.
- [26] Carroll C. The Epidemiology of Macroeconomic Expectations [M]// Durlauf W B, Durlauf S N, Lans D. (eds), *Economy as an Evolving Complex System, III*, Oxford: Oxford University Press, 2005.
- [27] Korenok O. Empirical comparison of sticky price and sticky information models [J]. *Journal of Macroeconomics*, 2008, 30(7): 906–927.
- [28] Lewis V. Optimal monetary policy and firm entry [J]. *Macroeconomic Dynamics*, 2013, 17(11): 1687–1710.
- [29] Rhee H, Turdaliev N. Optimal monetary policy in a small open economy with staggered wage and price contracts [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2013, 37(5): 306–323.
- [30] Edge R M, Laubach T, Williams J C. Welfare maximizing monetary policy under parameter uncertainty [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2010, 25(1): 129–143.
- [31] Reis R. Optimal monetary policy rules in an estimated sticky-information model [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2009, 1(2): 1–28.
- [32] Knotek II E S. A tale of two rigidities: Sticky prices in a sticky-information environment [J]. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2010, 42(10): 1543–1564.
- [33] Altig D, Christiano L J, Eichenbaum M, et al. Firm-specific capital, nominal rigidities, and the business cycle [J]. *Review of Economic Dynamics*, 2011, 14(3): 225–247.
- [34] Carvalho C. Heterogeneity in price stickiness and the real effects of monetary shocks [J]. *The B. E. Journal of Macroeconomics*, 2006, 6(3): 1–58.
- [35] Arslan M M. Relative importance of sticky prices and sticky information in price setting [J]. *Economic Modelling*, 2010, 27(5): 1124–1135.
- [36] Boivin J, Giannoni M P. Has monetary policy become more effective? [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2006, 88(4): 445–462.
- [37] Ireland P N. Endogenous money or sticky prices? [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2003, 50(8): 1623–1648.
- [38] Ireland P N. Interest rates, inflation, and federal reserve policy since 1980 [J]. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2000, 32(3): 417–434.
- [39] Ireland P N. Technology shocks in the new Keynesian model [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2004, 86(4): 923–936.
- [40] Sargent T J, Surico P. Two illustrations of the quantity theory of money: Break downs and revivals? [J]. *American Economic Review*, 2011, 101(1): 109–128.
- [41] 李成, 马文涛, 王彬. 通货膨胀预期、货币政策工具选择与宏观经济稳定 [J]. *经济学(季刊)*, 2010, 10(1): 51–82.
Li Cheng, Ma Wentao, Wang Bin. Inflation expectation, choice of monetary policy tools and macroeconomic stability [J]. *China Economic Quarterly*, 2010, 10(1): 51–82. (in Chinese)
- [42] 袁申国, 陈平, 刘兰凤. 汇率制度、金融加速器和经济波动 [J]. *经济研究*, 2011, (1): 57–70.
Yuan Shenguo, Chen Ping, Liu Lanfeng. Exchange rate system, financial accelerator and economic fluctuation [J]. *Economic Research Journal*, 2011, (1): 57–70. (in Chinese)
- [43] 王君斌, 郭新强, 蔡建波. 扩张性货币政策下的产出超调、消费抑制和通货膨胀惯性 [J]. *管理世界*, 2011, (3): 7–21.

- Wang Junbin , Guo Xinqiang , Cai Jianbo. The output overshoot , consumption restraint and inflation inertia under the expansionary monetary policy [J]. *Management World* , 2011 , (3) : 7 - 21. (in Chinese)
- [44] 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 [J]. *经济研究* , 2006 , (10) : 72 - 83.
Li Chunji , Meng Xiaohong. Economic fluctuations in China [J]. *Economic Research Journal* , 2006 , (10) : 72 - 83. (in Chinese)
- [45] Dejong D , Dave C. *Structural Macroeconomics* [M]. NJ: Princeton University Press , 2007.
- [46] Zhang W L. China's monetary policy: Quantity versus price rules [J]. *Journal of Macroeconomics* , 2009 , 31(3) : 473 - 484.
- [47] 刘 斌. 我国 DSGE 模型的开发及在货币政策分析中的应用 [J]. *金融研究* , 2008 , (10) : 1 - 21.
Liu Bin. The development of DSGE model and its application in the analysis of monetary policy in China [J]. *Journal of Financial Research* , 2008 , (10) : 1 - 21. (in Chinese)
- [48] Smets F , Wouters R. An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the Euro Area [J]. *Journal of the European Economic Association* , 2003 , 1(5) : 1123 - 1175.
- [49] Smets F , Wouters R. Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach [J]. *American Economic Review* , 2007 , 97(4) : 586 - 606.
- [50] 鄢莉莉 , 王一鸣. 金融发展、金融市场冲击与经济波动 [J]. *金融研究* , 2012 , (12) : 82 - 95.
Yan Lili , Wang Yiming. Financial development , financial market shocks and economic fluctuations [J]. *Journal of Financial Research* , 2012 , (12) : 82 - 95. (in Chinese)
- [51] 王云清 , 朱启贵. 中国房地产波动研究 [J]. *金融研究* , 2013 , (3) : 101 - 113.
Wang Yunqing , Zhu Qigui. Study on the fluctuation of real estate in China [J]. *Journal of Financial Research* , 2013 , (3) : 101 - 113. (in Chinese)
- [52] Knotek II E S. A tale of two rigidities: Sticky-prices in a sticky information environment [J]. *Journal of Money , Credit and Banking* , 2010 , (42) 8: 1543 - 1564.
- [53] Iacoviello M. House prices , borrowing constraints and monetary policy in the business cycle [J]. *The American Economic Review* , 2005 , 95(3) : 739 - 764.

Empirical effect of different stickiness regimes on macroeconomic fluctuations and monetary policy in China

YU Jian-gan

School of Economics and Finance , Huaqiao University , Quanzhou 362021 , China

Abstract: The paper studies the macroeconomic fluctuations and the monetary policy in china. The results show that: the DSGE model with three stickiness regimes can better fit and explain economic characteristics than the DSGE model with one stickiness regime in China; three stickiness regimes enterprises account for 54.01% , 43.63% , and 2.36% of all the enterprises in China respectively; it is significantly different with the variation of economic variables explained by exogenous shocks in different stickiness regimes , so do impulse responses and dynamic adjustment paths of economic variables. The effectiveness of monetary policy can be improved if monetary policy could make systemic responses to inflation of different stickiness regime industries in China.

Key words: DSGE model; stickiness regime; monetary policy