

粘性信息会增强中国经济增长的波动性吗

赵新伟, 赵云君

[摘要] 本文从理论与实证两个方面论证了粘性信息定价模型、其在中国的适用性以及粘性信息模型对中国宏观经济变量的影响。通过分析论证发现:一是中国目前的商品市场定价模式为双粘性模型,而非单纯的粘性价格与粘性信息定价模型;与单纯的粘性价格与粘性信息以及弹性价格模型相比,双粘性模型与中国目前的经济数据拟合效果更好,可以更好地描述中国商品市场的价格确定过程。二是从四种价格定价模式对经济变量的影响看,对宏观经济变量影响最大的是双粘性模型,影响最小的是弹性价格模型;无论是从变量的响应时间,还是变量的波动幅度,双粘性模型对经济变量的影响都要大于其他三种价格确定模型对经济变量的影响,说明粘性价格与粘性信息对经济变量的影响具有累积效应。此外,受冲击后,粘性价格模型下变量的波动方向与粘性信息模型下变量的波动方向具有趋同性,粘性价格与粘性信息模型对经济变量的影响是一致的。三是双粘性价格框架下经济主体的福利损失大于单纯的粘性价格与粘性信息框架下经济主体的福利损失。

[关键词] 粘性信息; 双粘性模型; 福利损失; 经济波动

[中图分类号]F120 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)09-0042-18

一、引言

凯恩斯主义经济理论认为:价格是粘性或刚性的,当影响价格的因素发生变化后,价格不会随着影响因素的变化而变化,其调整速度是缓慢的。新凯恩斯主义经济学家从不同的方面对价格粘性进行了阐释,例如:相对工资模型、菜单理论及近似理论模型等。自20世纪90年代以来,新凯恩斯理论主要采用具有垄断竞争市场和名义刚性的动态随机一般均衡模型来进行经济分析,通过建立反映价格指数动态波动规则的新凯恩斯主义菲利普斯曲线来对经济变量的动态性进行阐释。从总的分析路径看,新凯恩斯主义经济学主要是论证工资与价格粘性或刚性对宏观经济运行结果所产生的影响。但经验检验发现,价格粘性模型不能很好地解释通货膨胀的持续性、加速原理等,也不能产生良好的动态性,甚至会出现一些与经验事实相矛盾的结论,如通货紧缩导致繁荣、价格水平可以立即调整等结论。

为完善新凯恩斯主义理论,经济学家从不同的方面对粘性价格理论进行了拓展。开创性的研究者是 Mankiw and Reis(2002),其在粘性价格的基础上提出了粘性信息的菲利普斯曲线模型,认为

[收稿日期] 2019-04-06

[作者简介] 赵新伟,西北政法大学经济学院讲师,经济学博士;赵云君,西北政法大学经济学院教授,经济学博士。通讯作者:赵新伟,电子邮箱:zhaoxinwei@stu.xjtu.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

人们在利用信息进行决策时,由于信息成本与决策需要,不是利用最新的信息来进行决策,而是利用过期的或者具有“粘性”的信息来进行决策,而且信息在经济主体间的传播具有滞后性,这导致了价格粘性的存在。与传统的粘性价格模型相比,粘性信息模型可以准确地说明货币政策对通货膨胀作用的延迟,其对货币政策的描述更为准确。Mankiw and Reis(2006)进一步建立了具有粘性信息的一般均衡理论模型,指出市场中存在的价格粘性或刚性问题,主要原因在于人们在确定价格时所使用的信息具有粘性或者滞后性所导致的。人们之所以不使用更新的信息,不是因为更新的信息,而是由于使用过期的信息更有成本优势或者更易于决策,是一种“理性疏忽”。

粘性信息理论提出后,许多学者利用不同国家和地区的数据进行了经验研究,得出许多开创性成果,粘性信息理论的产生也促进了信息经济学与宏观经济学的融合。国外对粘性信息的研究大多关注现实社会中粘性信息理论的验证及测度。Mankiw and Reis(2002)利用美国的工资与失业数据,对美国企业的信息更新速度进行了分析,发现企业大概一年更新一次关于工资与工作的信息。Kiley(2007)利用面板数据与贝叶斯方法对粘性价格与粘性信息模型进行了估计,并利用美国1965—2002年和1983—2002年的企业微观数据,对美国企业的信息粘性程度进行了估计,估计结果分别为0.39和0.59,信息粘性程度较高。Carroll(2003)利用密歇根的调查数据对信息粘性程度进行了估计,估计结果为0.27,表明密歇根约有1/4的人口使用最新的信息进行决策,为信息成本理论提供了直接的证据。Dupor et al.(2005)基于粘性信息与粘性价格的假设,建立了双粘性的菲利普斯曲线,同时对美国信息粘性与价格粘性进行了估计,估计结果显示,美国企业有接近1/2会在一个季度更新信息,约有1/7的企业会更新价格。此外,Khan and Zhu(2006)采用英国、美国和加拿大的微观经济数据,对这三个国家的粘性信息进行了实证检验,通过分析发现,美国和加拿大的企业平均更新信息的时间为4个季度,而英国企业的平均更新频率是7个季度,因此,英国企业产品的价格粘性更强。Dopke et al.(2005)利用美国和欧洲国家的企业数据,分析了不同国家的信息传输速度,分析发现,与美国企业相比,意大利、法国与德国的企业信息传输时间更长,因此,也间接验证了粘性信息的存在。国内利用微观数据对中国信息粘性程度的研究比较少,但都以实证方法验证了中国粘性信息的存在。卞志村和胡恒强(2016)通过Kalman滤波对产出缺口及通胀率预期进行了估计,进而利用双粘性模型和粘性信息模型对中国的信息粘性程度进行了估算,研究显示,中国企业平均每4到9个季度更新1次信息,每3个季度更新1次价格。王军和孙樱德(2016)研究了不同的产业结构与中国粘性信息的关系,分析发现,粘性信息在中国不同的产业结构间存在明显的差异,第一产业粘性信息程度比较低,企业平均2.2个季度更新一次信息集,第二产业信息粘性程度较高,企业平均2.9个季度更新一次信息集,而第三产业企业平均2.3个季度更新一次信息。此外,崔百胜(2015)利用包含粘性信息的DSGE模型,分析了信息在提前公布与当期公布的情况下,其对于通货膨胀与名义利率等变量的影响。

从粘性信息的研究综述看,粘性信息的研究还存在一些待完善的地方:①对于中国国内经济来说,粘性信息理论适用于解释中国商品市场价格形成过程吗?其与中国经济数据的拟合程度是怎样的?这是一个实际的问题。②从理论发展看,粘性信息理论研究的重点侧重对于粘性信息理论的验证与各个国家粘性信息程度的测度,而没有将微观粘性信息的变化与宏观经济变量结合起来,分析微观粘性信息的变化对宏观经济总体行为的影响,从粘性信息理论的发展过程看,利用粘性信息理论分析宏观经济的变化与波动应该是粘性信息理论的目的。③没有对粘性信息与粘性价格对于一国整体经济的影响进行比较研究,从经济主体的福利效应看,粘性价格与粘性信息对于经济主体的福利损失也没有进行揭示。

基于这样的目的,本文将对粘性信息与中国经济的适用性进行了验证,并将粘性信息纳入宏观经济分析的理论框架内,分析微观粘性信息波动对于宏观经济变量的影响机制问题,同时对不同价格确定框架下的货币政策冲击影响及经济主体的福利损失进行了比较分析。

与既有针对粘性信息的研究相比,本文的研究具有以下三个方面的创新:①从实证方面论证了粘性信息定价模型在中国的适用性以及粘性信息模型对中国宏观经济变量的影响,通过分析与论证发现:中国目前的商品市场定价模式为双粘性模型,而非单纯的粘性价格与粘性信息定价模型。与单纯的粘性价格与粘性信息以及弹性价格模型相比,双粘性模型与中国目前的经济数据拟合效果更好,可以更好地描述中国商品市场的价格确定过程。②对宏观经济变量影响最大的是双粘性模型,影响最小的是弹性价格模型,无论是从变量的响应时间,还是变量的波动幅度,双粘性模型对经济变量的影响要大于弹性价格、粘性价格、粘性信息模型对经济变量的影响。此外,受冲击后,粘性价格模型下变量的波动方向与粘性信息模型下变量的波动方向具有趋同性。③双粘性价格框架下经济主体的福利损失大于单纯的粘性价格与粘性信息框架下经济主体的福利损失。

二、粘性信息理论框架

1. 粘性信息分析模型

参照 Mankiw and Reis(2002)及粘性价格模型的构建过程^①,构建粘性信息分析模型,假定企业定价采用 TDP 模式,即时间相关定价模式,企业商品价格的确定模式与其他变量没有关系,只与时间有关系。定义 $p_t(z)$ 为企业 z 在 t 期的价格水平, MC_t 为公司实际边际成本, P_t 为企业总体的价格水平,则公司 t 期的价格水平由以下收益最大化的公式所决定:

$$\max_{p_t(z)} E_{t-j} [(1-\tau_t)p_t(z)Y_t(z) - MC_t P_t(Y_t(z) + \Omega)] \quad (1)$$

其中, j 代表公司更新信息的最近的时期,按照 TDP 定价模式, $t-j$ 则为企业信息更新的概率, τ_t 是公司的税收,其会随着时间的变化而变化, Ω 为产品固定成本, $Y_t(z)$ 为企业生产函数,其公式为:

$$Y_t(z) = \left(\frac{P_t^*(z)}{P_t} \right)^{\mu} Y_t \quad (2)$$

其中, μ 为 Dixit-Stiglitz 函数中不同商品的替代弹性, $P_t^*(z)$ 为公司更新信息时使用的最优价格, Y_t 为总体企业的生产函数,以上生产函数的一阶条件可以表示为最优价格水平 $P_t^*(z)$ 与实际边际成本 MC_t 的关系式:

$$P_t^*(z) = \frac{\mu}{1-\tau_t} MC_t P_t \quad (3)$$

在弹性价格模型里, Mankiw and Reis(2002)假定公司每个时期都进行价格调整,而在粘性价格与粘性信息模型中,只有部分企业调整价格,与粘性价格模型类似^②,在进行价格调整时使用的信息可以不是最新的,只有一部分企业 λ_{inf} 在价格调整时使用最新的信息 (λ_{inf} 为使用最新信息的企业比例),剩下的企业 $1-\lambda_{inf}$ 则使用过期的信息,信息更新的时间为 $1/\lambda_{inf}$ 时期,当 $\lambda_{inf}=1$ 时,表示垄断竞

① 关于粘性价格模型的构建参见 Mankiw and Reis(2002)、Kiley(2007)。

② 按照粘性价格模型,在一定时期只有部分公司可以改变价格 $p_t(z)$,另外部分公司执行原来的价格,执行原价格的公司概率为 α_p ,则公司改变价格的概率为 $1-\alpha_p$,每一个时期的平均持续时间为 $1/(1-\alpha_p)$,这个概率不受时间和公司的影响。

争市场及完全弹性市场的价格模型。

考虑粘性信息模型为粘性价格模型的特殊类型,此时公司不能将价格水平确定为以前的价格水平而使公司实现价格与收益最大化。当公司实现收益最大化时,需要考虑目前的最优价格水平以及可以利用最新信息确定的价格,当公司不能实现价格与收益最大化时,公司将利用现有信息确定一个适当的价格。每一个时期,具有代表性的公司可以确定价格为:

$$x_{i,t}^j = E_{t-j} p_{i,t} \quad (4)$$

其中, $x_{i,t}^j$ 为公司在 j 期的预期最优价格确定点, $p_{i,t}$ 为单个公司 t 期的价格水平。

为分析粘性信息模型下企业价格水平的变动过程,假定粘性信息下企业价格水平与企业平均成本相关,按照企业价格确定理论,定义 $p_{i,t} = \alpha s_t + p_t$, α 为修正系数, s_t 为社会经济中企业的平均成本,即商品价格是总体价格水平与企业边际成本的和。假定粘性信息模型与在粘性价格模型中价格确定方式相似,所有公司的价格确定策略一致,因此,所有公司的总体价格水平是可以更新的公司价格水平的平均数,公式可以写为:

$$p_t = \lambda_{inf} \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda_{inf})^j x_{i,t}^j \quad (5)$$

将(4)式和(5)式结合起来,可以得到:

$$p_t = \lambda_{inf} \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda_{inf})^j E_{t-j} (\alpha s_t + p_t) \quad (6)$$

假定整个经济社会中只有一种生产要素可变,即劳动力,因此,社会中企业的平均成本与单位劳动力的成本支出有关系,定义: $s_t = ulc_t - p_t$, ulc_t 为单位劳动成本, $\pi_t = p_t - p_{t-1}$, $\pi_t = \beta s_t + E_t \pi_{t+1}$, 其中, π_t 为 t 期通货膨胀率水平, β 为系数, $\Delta ulc = ulc_t - ulc_{t-1}$, 将 $S_t = ulc_t - p_t$ 代入(6)式,可得:

$$p_t = \lambda_{inf} \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda_{inf})^j E_{t-j} (\alpha ulc_t + (1-\alpha)p_t) \quad (7)$$

对(7)式进行整理,并展开公式的首项,可得:

$$p_t = \lambda_{inf} ((1-\alpha)p_t + \alpha ulc_t) + \lambda_{inf} \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda_{inf})^{(j+1)} E_{t-1-j} (\alpha ulc_t + (1-\alpha)p_t) \quad (8)$$

将(8)式进行变形,写为:

$$\frac{1}{(1-\lambda_{inf})} (p_t - \lambda_{inf} ((1-\alpha)p_t + \alpha ulc_t)) = \lambda_{inf} \sum_{j=0}^{\infty} E_{t-1-j} (\alpha ulc_t + (1-\alpha)p_t) (1-\lambda_{inf})^j \quad (9)$$

$t-1$ 期的价格水平为:

$$p_{t-1} = \lambda_{inf} \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda_{inf})^j E_{t-1-j} ((1-\alpha)p_{t-1} + \alpha ulc_{t-1}) \quad (10)$$

利用(8)式减去(10)式,可得:

$$\begin{aligned} \pi_t = & \lambda_{inf} ((1-\alpha)p_{t-1} + \alpha ulc_t) + \lambda_{inf} \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda_{inf})^{(j+1)} E_{t-1-j} (\alpha ulc_t + (1-\alpha)p_t) - \\ & \lambda_{inf} \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda_{inf})^j E_{t-1-j} ((1-\alpha)p_{t-1} + \alpha ulc_{t-1}) \end{aligned} \quad (11)$$

其中, $\pi_t = p_t - p_{t-1}$, 定义 $\pi_t = \beta S_t - E_t \pi_{t+1}$, β 为系数,同时定义: $\Delta ulc = ulc_t - ulc_{t-1}$, 将(11)式进行变换

得到:

$$\begin{aligned} \pi_t = & \lambda_{inf}(\alpha ulc_t + (1-\alpha)p_t) + \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_{inf} (1-\lambda_{inf})^j E_{t-1-j}((1-\alpha)\pi_t + \alpha \Delta ulc_t - \\ & \lambda_{inf}^2 \sum_{j=0}^{\infty} E_{t-1-j}(\alpha ulc_t + (1-\alpha)p_t) (1-\lambda_{inf})^j \end{aligned} \quad (12)$$

展开(12)式的末项,并将其代入(9)式,可以得到:

$$\pi_t = \frac{\lambda_{inf}\alpha}{1-\lambda_{inf}}(ulc_t - p_t) + \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_{inf}(1-\lambda_{inf})^j E_{t-1-j}(\alpha \Delta ulc_t + (1-\alpha)\pi_t) \quad (13)$$

将 $\pi_t = \beta S_t + E_t \pi_{t+1}$ 以及 $S_t = ulc_t - p_t$ 代入(13)式可得:

$$\Delta ulc_t - s_t + s_{t-1} = \frac{\lambda_{inf}\alpha}{1-\lambda_{inf}} s_t + \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_{inf}(1-\lambda_{inf})^j E_{t-1-j}(\alpha \Delta ulc_t - (1-\alpha)(s_t - s_{t-1})) \quad (14)$$

将式(14)进行变换得到:

$$\frac{1-\lambda_{inf}(1-\alpha)}{1-\lambda_{inf}} s_t = \Delta ulc_t + s_{t-1} + \sum_{j=0}^{\infty} \lambda_{inf}(1-\lambda_{inf})^j E_{t-1-j}((1-\alpha)(s_t - s_{t-1}) - \Delta ulc_t) \quad (15)$$

对(15)式进行整理,可得:

$$s_t = \eta \Delta ulc_t + \eta s_{t-1} + \eta \lambda_{inf} \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda_{inf})^j E_{t-1-j} [(1-\alpha)s_t - (1-\alpha)s_{t-1} - \Delta ulc_t] \quad (16)$$

(16)式中, $\eta = \frac{1-\lambda_{inf}}{1-\lambda_{inf}(1-\alpha)} < 1$ 。(16)式反映了粘性信息模型下企业平均成本与价格改变概率的关系,通过这一方程以及对企业平均成本的概念界定,可以揭示粘性信息模型下价格确定过程。

2. 粘性信息模型的解

假定 Δulc_t 是一个遵循 MA 过程的一般线性方程:

$$\Delta ulc_t = \sum_{k=0}^{\infty} \Psi_k \in_{t-k} \quad (17)$$

其中, $\Psi_k (k=1, 2, 3, \dots)$ 是一个参数序列, \in_t 是连续独立的随机变量,均值为 0。假定在粘性价格模型中,模型的解 s_t 是一个满足(17)式的随机游走过程。则其一般形式为:

$$s_t = \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k \in_{t-k} \quad (18)$$

从上式可以看到,模型的解为满足(18)式的 γ_k 。为求得 γ_k 的值,用 Δulc_t 和 Δulc_{t-1} 来代替 s_t 与 s_{t-1} 。对(18)式中 t 时期平均信息的持续值用 t 时期单位劳动成本的期望值来代替,可以得到:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k \in_{t-k} = z_1 \sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k \in_{t-1-k} + \sum_{k=0}^{\infty} \Psi_k \in_{t-1-k} - (1-z_1) \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{\infty} z_2^{-j} \Psi_{k+1} \in_{t-k} \quad (19)$$

在(19)式中 $\in_t, \in_{t-1}, \dots, \in_{t-k}$ 的系数相等。因此,可以得到 z, z_2, Ψ_k 中不同的 γ_k 。

$$\gamma_0 = \Psi_0 - (1-z_1) \sum_{j=0}^{\infty} z_2^{-j} \Psi_{k+1} \in_{t-k} \quad (20)$$

$$\gamma_k = z_1 \gamma_{k-1} + \Psi_k - (1-z_1) \sum_{j=0}^{\infty} z_2^{-j} \Psi_j, k=1, 2, \dots \quad (21)$$

通过对价格前瞻形式的判定与单位劳动成本价格比率的计算以及 Ψ_k 的值可以得到 γ_k 的值。

在粘性信息模型中,假定模型的解 s_t 也是一个满足(17)式的随机游走过程。其解的一般形式为(21)式。同样地,用 Δulc_t 和 Δulc_{t-1} 来代替 s_t 与 s_{t-1} ,对(20)式与(21)式求期望,并代替期 $t-j-1$ 的期望,可以得到:

$$\sum_{k=0}^{\infty} \gamma_k \in_{t-k} = \eta \sum_{k=0}^{\infty} \Psi_k \in_{t-k-1} + \eta \lambda_{inf} \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda_{inf})^j \left((1-\alpha) \sum_{k=j+1}^{\infty} \gamma_k \in_{t-k} - (1-\alpha) \sum_{k=j}^{\infty} \gamma_k \in_{t-k} \right) \quad (22)$$

在(22)式中, $\in_t, \in_{t-1}, \dots, \in_{t-k}$ 的系数相等。因此,可以得到 η, γ_i, Ψ_k 中不同的 $\gamma_k, \gamma_0 = \eta \Psi_0$ 。

$$\gamma_k = \frac{\eta(1-\lambda_{inf})^k}{1-\eta(1-\alpha)(1-(1-\lambda_{inf})^k)} \Psi_k + \frac{\eta(1-(1-\alpha)(1-(1-\lambda_{inf})^k))}{1-\eta(1-\alpha)(1-(1-\lambda_{inf})^k)} \gamma_{k-1}, K=1, 2, \dots \quad (23)$$

以上为粘性信息模型与粘性价格模型的解,二者解的区别在于经济主体实现经济收益最大化的不同。在粘性价格模型中, γ_k 的值不仅取决于前期与当期的 Ψ_k 值,还受未来的 Ψ_k 值的影响,因为当经济主体不能通过价格确定问题实现最大化时,要考虑未来的成本与花费。在粘性信息模型中, γ_k 的值仅仅受当期与前期的 Ψ_k 的影响,因为在每一个时期经济主体都可以通过当期与前期的信息实现收益最大化。

三、具有粘性信息的扩展模型构建

参照 Mankiw and Reis(2002)的方法,在以上理论分析的基础上构建包含弹性价格、粘性价格以及粘性信息的动态随机一般均衡模型,以分析在不同的价格确定模式下,宏观经济变量对冲击的反应。

1. 家庭

假定代表性家庭从消费 C_t 中获得效用,真实货币收入为 M_t/P_t ,其闲暇为 $1-H_t$ ($0 < H < 1$),家庭持股零售企业的股票,同时向生产批发性商品的企业提供劳动力,并通过持有有一个时期 t 的无风险债券 B_t 进行储蓄,社会总体价格水平为 p_t ,因此,一般家庭的跨期效用函数可以表示为:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U \left(C_t, H_t, \frac{M_t}{P_t} \right) \quad (24)$$

β^t 是时间折现系数 ($0 < \beta < 1$),同时:

$$U \left(C_t, H_t, \frac{M_t}{P_t} \right) = e_t \log C_t - \theta \frac{H_t^{1+\gamma}}{1+\gamma} + \varphi \log \gamma \frac{M_t}{P_t} \quad (25)$$

式中, $1/\gamma$ 为劳动供给弹性, θ, φ 为效用函数中家庭的闲暇与收入的比重, e_t 为家庭外生的偏好冲击,其满足:

$$\log e_t = \rho_t \log e_{t-1} + \epsilon_t^e \quad (26)$$

ϵ_t^e 为连续独立的随机变量,均值为 0,方差为 σ^2 , ρ_t 为模型参数,代表性家庭的预算限制为:

$$C_t = \frac{W_t}{P_t} H_t + \Pi_t - T_t - \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} - \frac{B_t - R_{t-1}^n B_{t-1}}{P_t} \quad (27)$$

式中, W_t 为家庭从企业获得的名义工资,其为粘性工资; Π_t 为家庭从零售商企业的分红; T_t 为税收总额; B_{t-1} 为 $t-1$ 期与 t 期持有的债券总量; R_{t-1}^n 为无风险收益债券的名义收益率。

家庭在遵照预算约束的条件下实现预期家庭效用与财富的最大化,定义 Λ_t 为家庭财富的影子价值,则其一阶条件为:

$$\Lambda_t = \frac{e^{g_t}}{C_t - hC_{t-1}} - \beta h E_t \frac{e^{g_{t+1}}}{C_{t+1} - hC_t} \quad (28)$$

$$\frac{e_t}{C_t} \frac{W_t}{P_t} = \theta H_t^\gamma \quad (29)$$

其中, g_t 为消费的边际效用变化冲击, h 为个人消费习惯形成的程度。

2. 产品生产部门

假定经济系统的产品由完全竞争的企业提供,企业产品可被家庭用于投资或者消费。最终产品 Y 是中间产品的一个集合体,其公式如下:

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(z)^{\frac{1}{\theta_p}} dz \right]^{\theta_p} \quad (30)$$

这里, $\theta_p = \frac{\theta_p}{\theta_p - 1}$ 并且 $\theta_p > 1$, 是不同产品的替代弹性。 P 为最终产品价格,同时代表性的产品厂商按照产品收益最大化进行生产,其要素需求函数的一阶条件为:

$$Y_t(z) = \left(\frac{P_t(z)}{P_t} \right)^{-\frac{\theta_p}{\theta_p - 1}} Y_t, \forall z \in [0, 1] \quad (31)$$

3. 投资部门

假定投资部门受投资冲击 x_t 影响比较大,投资部门从商品零售商手中购买最终产品 I_t 作为投入品,从而生产更加高效的资本产品 $x_t I_t$, 资本产品 $x_t I_t$ 与目前的公司股本结合,产生新的资本产品 K_{t+1} , 资本产品的最终生产过程为:

$$K_{t+1} = x_t I_t + (1 - \delta) K_t \quad (32)$$

式(32)中, δ 为资本折旧率,投资冲击 x_t 遵循一阶自回归过程:

$$\log x_t = \rho_x \log x_{t-1} + \epsilon_t^x, \epsilon_t^x \in (0, \sigma_\epsilon^2) \quad (33)$$

其中, ρ_x 为参数, ϵ_t^x 为均值为 0, 方差为 σ^2 的白噪声,投资部门的支出取决于公司股票的发行业成本。参照 Covas and Denhaan (2006) 的做法,假定公司股票发行成本 $\eta(I_t, x_t)$ 为外生冲击 x_t 的函数:

$$\eta(I_t, x_t) = \lambda_t (x_t) I_t^2 \quad (34)$$

4. 价格确定部门

价格确定部门按照价格形成机制分为三个部门:弹性价格、粘性价格与粘性信息三个部门。

(1) 粘性价格机制下商品价格的确定。当公司的定价机制为粘性价格时,在每一个时期,公司有一个固定的概率来改变价格, j 为公司改变价格的最近时期,当公司改变价格策略时,其价格可以满足以下最大化条件:

$$\max_B \sum_{j=0}^{\infty} \delta_{sp}^j E_t \{ \Lambda_{t,t+j} (P - MC_{t+j}(u)) Y_{t+j}(u) \} \quad (35)$$

这里 $\Lambda_{t,t+j}$ 为时期 t 与时期 $t+j$ 的名义随机贴现率, $MC_{t+j}(u)$ 为企业 $t+j$ 期的边际成本, $Y_{t+j}(u)$ 为 $t+j$ 期的产出, P 为公司改变价格策略时的价格,假定企业边际成本与产出水平与前期一致,考虑一阶条件,可以得到:

$$\sum_{j=0}^{\infty} \delta_{sp}^j E_t \{ \Lambda_{t,t+j} Y_{t+j} P_{t+j} [P_t^{1-\mu} - \mu MC_{t+j} P_{t+j} / D_t] \} = 0 \quad (36)$$

这里, D_t 为不同企业价格离散程度, 其公式为: $D_t = \int_0^1 (P_t(u)/P_t)^\mu$, P_{t+j} 为企业 $t+j$ 期的价格水平, 假定所有公司可以选择在价格 B_t 时重新定价, 因此, 单个企业粘性价格下价格确定公式可以表示为:

$$P_t^{sp} = \left[(1-\delta_{sp}^j) P_t^{1-\mu} + \delta_{sp}^j P_{t-1}^{sp} \right]^{1/(1-\mu)} \quad (37)$$

(2) 粘性信息机制下商品价格的确定。在粘性信息条件下, 每一个公司更新信息的过程是一个泊松过程, 在每一个时期, 公司可以得到最新信息的概率为 $1-\delta_{si}$, 并可以自主地确定公司的价格。与粘性价格下分析类似, u 公司 t 时期的收益最大化问题可以表示为:

$$P_{t-t-j}^{si}(u) = \max_p E_{t-j} [(P - MC_t(u)) Y_t(u)] \quad (38)$$

其中, j 为公司最近一次更新信息的时间, P 为改变价格策略时的产品价格。公司通过前期信息来确定其边际成本与生产水平, 其一阶条件为:

$$E_{t-j} [(P/P_t)^{-\mu} Y_t ((P_t^\# / P)^{1+\mu} - 1)] = 0 \quad (39)$$

$P_t^\#$ 为市场完全信息下的最优价格。这表明, 具有粘性信息价格确定的公司具有相同的信息, 因此, 其确定的价格水平也是相同的。参照粘性价格模式下价格确定过程, 粘性信息条件下公司的价格确定公式为:

$$P_t^{si} = \left[(1-\delta_{si}) \sum_{k=0}^{\infty} \delta_{si}^k (P_{t-k}^{si})^{1-\mu} \right]^{1/(1-\mu)} \quad (40)$$

弹性价格条件下, 公司可以根据信息状况随时改变价格水平, 并具有完全信息。因此, 公司在弹性价格下确定的价格为最优价格, 其价格公式为:

$$P_t^{flex} = P_t^\# \quad (41)$$

5. 粘性信息、粘性价格与弹性价格模型长期均衡分析与对数线性化

为分析经济主体的均衡状态, 假定在长期过程中, Y_t/A_t 可以实现均衡, (28)式表明, Λ_t/A_t 长期也可以实现均衡, 定义 Y_t/A_t 、 Λ_t/A_t 的对数形式的绝对偏差为 y_t 、 λ_t , 按照其长期均衡路径, 可以将(28)式写为对数形式:

$$\left(1 - \frac{h}{\alpha_1}\right) \left(1 - \beta \frac{h}{\alpha_1}\right) \lambda_t = \left(1 - \frac{h}{\alpha_1}\right) \left(1 - \rho_g \beta \frac{h}{\alpha_1}\right) g_t + \frac{h}{\alpha_1} (\beta E_t y_{t+1} + y_{t-1} - \varepsilon_{a,t}) - \left(1 + \beta \left(\frac{h}{\alpha_1}\right)^2\right) y_t \quad (42)$$

欧拉方程为:

$$\lambda_t = E_t \lambda_{t+1} + (r_t - E_t \pi_{t+1}) \quad (43)$$

这里, g_t 为消费的边际效用变化冲击, α_1 为资本要素贡献率, β 是时间折现系数, $\varepsilon_{a,t}$ 为外生的冲击, h 为个人消费习惯形成的程度, p_t 为对数形式的价格水平。 π_t 为 t 期通胀率水平的绝对偏差, 则: $\pi_t = \log(P_t/P_{t-1}) - \log(\bar{\pi})$, P_t 为 t 期的价格水平, $\bar{\pi}$ 为对数形式的长期通胀率水平, $\bar{\pi} = p_t/p_{t-1}$, r_t 为 t 期利率水平对数形式的绝对偏差。可得: $r_t = \log(R_t/\bar{R})$, R_t 为 t 期的名义利率水平, \bar{R} 为名义平均利率。

由于通货膨胀率水平从长期来看是非零的值, 采用粘性价格定价模式的公司价格水平会上升, 根据式(43), 可以得到稳定状态的相对市场价格指数:

$$(\overline{B/P})=[(1-\gamma_1)/(1-\gamma_2)]^{1/(1+\mu)} \quad (44)$$

其中, B 为稳定状态的均衡价格, P 为公司改变价格策略时的最优价格水平, $\gamma_1 = \delta_{sp} \overline{aR}^{-1} \overline{\pi}^\mu$ 并且 $\gamma_2 = \delta_{sp} \overline{aR}^{-1} \overline{\pi}^{1+\mu(1+\omega)}$ 。从(44)式与真实边际成本的定义, 可得最优相对价格的绝对偏差的对数线性形式为:

$$P_t^\# = \log(p_t^\#/p_t) - \log(\overline{p^\#}/\overline{p}) = (1+\mu)^{-1} (y_t - \lambda_t) \quad (45)$$

定义 d 部门相对价格水平的对数线性形式 $p_t^d = \log(P_t^d/P_t) - \log(\overline{P_t^d}/\overline{P_t})$, 粘性价格模式下相对价格的对数线性化可表示为:

$$p_t^{sp} = (1-\delta_{sp}) (\overline{b/p^{sp}})^{1-\mu} b_t + \delta_{sp} \overline{\pi}^{\mu-1} (p_{t-1}^{sp} - \pi_t) \quad (46)$$

其中, 粘性价格水平下长期价格出清为:

$$(\overline{b/p^{sp}}) = [(1-\delta_{sp})/(1-\delta_{sp} \overline{\pi}^{\mu-1})]^{1/(\mu-1)} \quad (47)$$

其中, b 为对数形式的粘性价格模式下长期稳态产出缺口水平。按照同样的方式, 可以确定粘性信息模型下, 企业价格的对数线性化形式。对于粘性信息公司来说, 在企业以 $t-j$ 的概率更新信息后, t 时期最优相对价格的对数线性化形式为 $p_{t,t-j}^{si} = E_{t-j} p_t^\#$ 。按照前述粘性信息模式下价格确定过程以及 Gali(2005), 粘性信息下相对价格的对数线性化形式可以写为:

$$p_t^{si} = \delta_{si} p_{t-j}^{si} + (1-\delta_{si}) p_t^\# + (1-\delta_{si}) \delta_{si} \times \sum_{j=0}^{\infty} \delta_{si}^j [(E_{t-1-j} \pi_t - \pi_t) + E_{t-1-j} p_t^\#] \quad (48)$$

弹性价格模型下, 企业可以获得完全信息, 因此, 其长期的价格水平为:

$$p_t^{flex} = p_t^\# - p_{t-1}^\# + p_t \quad (49)$$

四、数据处理及参数估计

1. 变量选择

由前述对经济系统及粘性价格模型、粘性信息模型与弹性价格模型的分析, 经济系统主要涉及 6 个宏观经济的关键变量, 分别是: 产出缺口水平、通货膨胀率、名义利率水平、实际工资水平、居民总体消费水平、实际货币余额。本文所有变量使用季度数据, 为保证变量数据的可比性, 将年度数据拆分为季度数据^①, 本文所有数据来源于 CCER 数据库、中经网数据库以及国家统计局官方网站。

2. 季度数据处理

为消除季度数据的波动因素与季节性因素, 本文对所有季度数据利用 Hodrich-Prescott 滤波分析法^②进行了处理。图 1 为观测变量的 HP 滤波处理结果, 由图 1 可以看到, 主要经济变量经过 HP 滤波处理后, 去掉了季节性因素与周期性因素, 处理后的数据具有明显的平滑性。

① 一般来说, 将年度数据折算为季度数据比较容易, 采用的方法也比较多, 而将年度数据拆分为季度数据会损失部分信息)。

② Hodrich-Prescott 滤波法理论基础是对时间数据进行谱分析, 可以把 HP 滤波看作是一个近似的高通滤波器 (High-Pass Filter), 在实际的数据分析中, 可以把时间序列看作是不同频率的数据的叠加, 滤波分析就是在这些所有不同频率的数据中, 分离出频率较高的数据成分, 去掉频率较低的成分, 并对短期的随机波动项进行度量。滤波分析法处理过程请登陆《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejournal.org>) 下载附件。

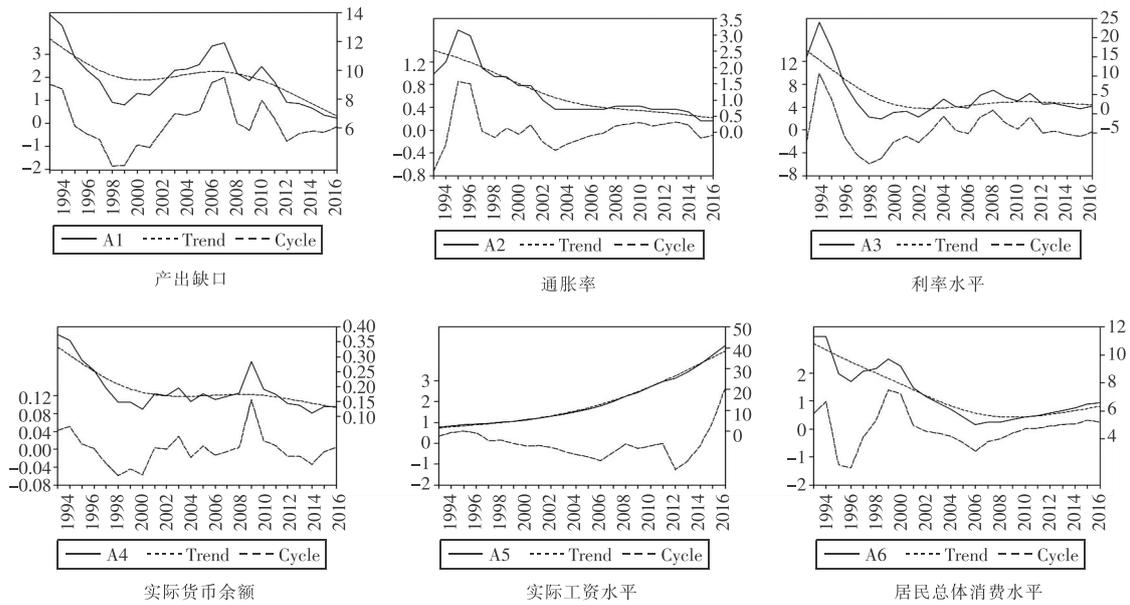


图1 观测变量的HP滤波处理结果

3. 贝叶斯参数估计

按照赤池信息准则,假定单位劳动成本符合AR(2)过程,通过对AR(2)的待估参数 ρ 进行置换,可以得到MA的系数 Ψ_i ,同时当 $k_{\max}=20$ 的时候,可以缩短MA过程中单位劳动成本/价格比率的数值,MCMC的抽样数为100000,模拟产生100000个样本长度的时间序列。利用贝叶斯估计方法分别对粘性价格、粘性信息与弹性价格的模型参数进行估计,由于受DSGE模型变量数据个数的限制,有些参数无法通过直接估计得到,因此,要对部分参数进行校准。对劳动供给弹性、不同商品的替代弹性进行赋值,参考其他学者的做法,劳动供给弹性赋值为1,不同商品的替代弹性赋值为10,价格粘性部门比率、信息粘性部门比率、弹性部门比率参照Kiley(2007),分别赋值0.3、0.2与0.5。参数先验分布的信息参考Mankiw and Reis(2002)、Smets and Wouters(2007)、Christiano et al.(2010)、侯成琪和龚六堂(2016)来校准。剩余的参数利用贝叶斯估计方法进行估算,参数估计采用MATLAB的Dynare软件包完成。表1为三种模型参数的先验分布与后验分布的估计值与标准差。 $\eta, \theta, h, \phi_{\pi}, \phi_{gy}, \rho_1, \rho_2, s_1, s_2, s_3, \delta_{sp}, \delta_{si}, \rho_g, \sigma_r, \sigma_g, \sigma_a, \sigma_{me,gy}, \sigma_{me,\pi}, \sigma_{me,r}$ 分别表示劳动供给弹性、不同商品的替代弹性、消费习惯、通胀反应、产出增长反应、利率平滑1、利率平滑2、价格粘性部门比率、信息粘性部门比率、弹性部门比率、价格粘性、信息粘性、偏好冲击的持续性、政策冲击的标准差、偏好冲击的标准差、技术冲击的标准差、产出增长率的标准差、通货膨胀标准差、利率变化的标准差。

模型的参数可以分成几种:一是基础参数,包括劳动供给弹性、不同商品的替代弹性、消费习惯三个参数;二是泰勒规则参数,包括通胀反应、产出增长反应、利率平滑1、利率平滑2四个参数;三是价格设定参数,包括价格粘性部门比率、信息粘性部门比率、弹性部门比率、价格粘性、信息粘性五个;四是反应类冲击的参数,包括偏好冲击的持续性、政策冲击的标准差、偏好冲击的标准差、技术冲击的标准差等四个;五是反应估计误差的参数,包括产出增长率的标准差、通货膨胀率标准差、利率变化的标准差等三个。从各个模型中不同类型的参数估计值来看,弹性价格模型下,反应类冲击的参数与估计误差的参数先验分布与后验分布都要比粘性价格模型与粘性信息模型的参数估计值小得多。

表 1 不同模型下的参数校准与估计

	粘性价格模型				粘性信息模型				弹性价格模型			
	先验分布		后验分布		先验分布		后验分布		先验分布		后验分布	
	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差	估计值	标准差
η	1.00		1.00		1.00		1.00		1.00		1.00	
θ	10.00		10.00		10.00		10.00		10.00		10.00	
h	0.79	(1.26)	0.67	(0.38)	0.79	(1.26)	0.82	(0.63)	0.79	(1.26)	0.38	(0.72)
ϕ_{π}	2.45	(0.27)	2.56	(0.36)	2.34	(0.47)	2.65	(0.58)	1.98	(0.47)	1.82	(0.44)
ϕ_{gy}	3.54	(0.38)	2.73	(0.29)	3.54	(0.48)	2.16	(0.45)	2.69	(0.29)	1.68	(0.89)
ρ_1	1.36	(1.65)	1.56	(1.34)	1.58	(1.26)	1.89	(1.64)	1.18	(0.81)	1.26	(0.94)
ρ_2	-0.45	(0.56)	-0.67	(0.63)	-0.68	(1.21)	-0.90	(1.46)	-0.39	(0.37)	-0.46	(0.58)
s_1	0.30		0.30		0.00		0.00		0.00		0.00	
s_2	0.00		0.00		0.20		0.20		0.00		0.00	
s_3	0.00		0.00		0.00		0.00		0.50		0.50	
δ_{sp}	0.732	(0.90)	0.534	(0.43)								
δ_{si}					0.493	(0.73)	0.325	(0.59)				
ρ_g	1.65	(0.67)	1.74	(0.73)	1.79	(0.28)	1.89	(0.57)	0.89	(1.23)	0.84	(1.26)
σ_r	1.89	(0.97)	2.16	(0.46)	2.45	(0.45)	2.36	(0.56)	1.69	(0.67)	1.82	(0.72)
σ_g	1.89	(0.45)	1.82	(0.77)	2.56	(0.56)	2.90	(0.74)	1.47	(1.24)	1.23	(1.34)
σ_a	0.69	(0.26)	0.85	(0.39)	0.98	(0.81)	0.96	(0.73)	0.45	(0.21)	0.56	(0.34)
$\sigma_{me,gy}$	1.19	(1.29)	0.96	(1.38)	1.24	(2.81)	1.48	(2.63)	1.16	(0.72)	0.83	(0.67)
$\sigma_{me,\pi}$	2.32	(0.26)	2.37	(0.58)	3.43	(0.71)	3.69	(0.94)	1.66	(0.42)	2.17	(0.39)
$\sigma_{me,r}$	2.26	(0.57)	2.15	(0.86)	2.65	(0.73)	2.57	(0.68)	1.68	(0.45)	1.792	(0.68)

图 2 和图 3 是利用贝叶斯方法对模型结构参数估计得到的先验分布和后验分布图。由于篇幅所限,本文只展示了粘性信息与弹性价格模型下各参数的先验分布和后验分布图,由图中参数的后验分布形态可知,几乎所有参数的后验分布图都呈正态分布,因此,利用贝叶斯方法对各个模型参数进行估计是比较有效的。各参数在统计上也是显著的。同时为了检验所设定模型的稳健性,本文对劳动供给弹性、不同商品的替代弹性、价格粘性部门比率等一些变量的参数校准值进行了(-40%,20%)的改变,并利用改变后的参数值重新进行了参数估计,发现粘性价格与粘性信息模型参数在改变赋值后,分布形态发生了很大变化,但粘性价格、粘性信息、货币政策冲击、通货膨胀率标准差、利率变化的标准差等一些模型关键变量分布形态与参数值变化不大,同时,部分参数改变赋值后,利用后文的脉冲响应进行重新数值模拟,发现粘性价格与粘性信息模型中大多数模型关键变量如产出缺口、通胀率等的波动趋势与波动方向不受影响。因此,粘性价格与粘性信息模型具有较强的稳健性。

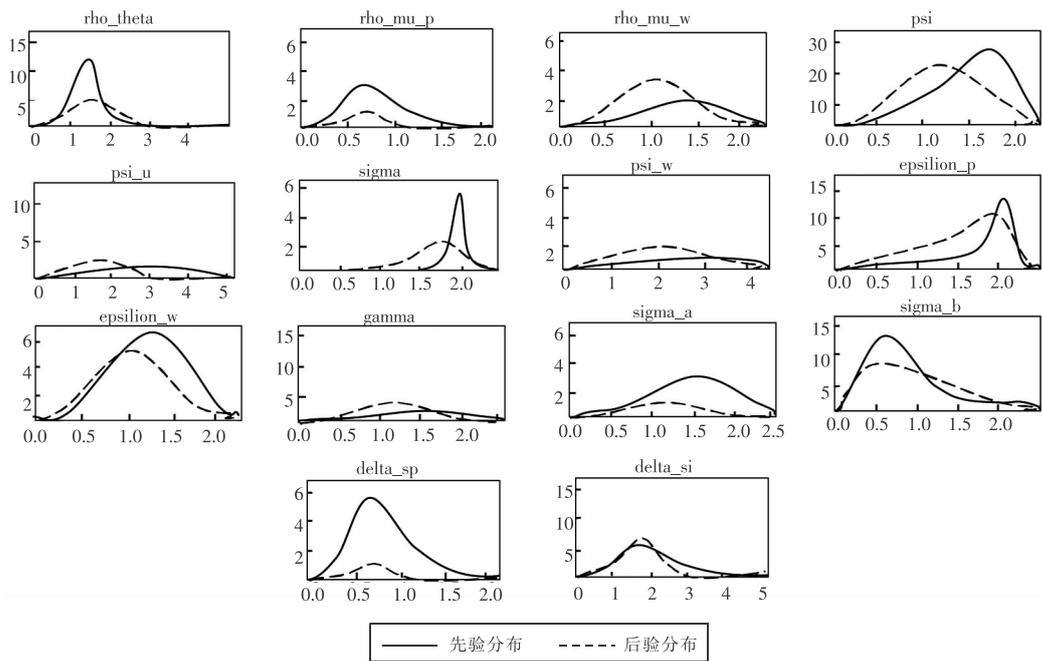


图2 弹性价格模型下结构参数的先验分布与后验分布

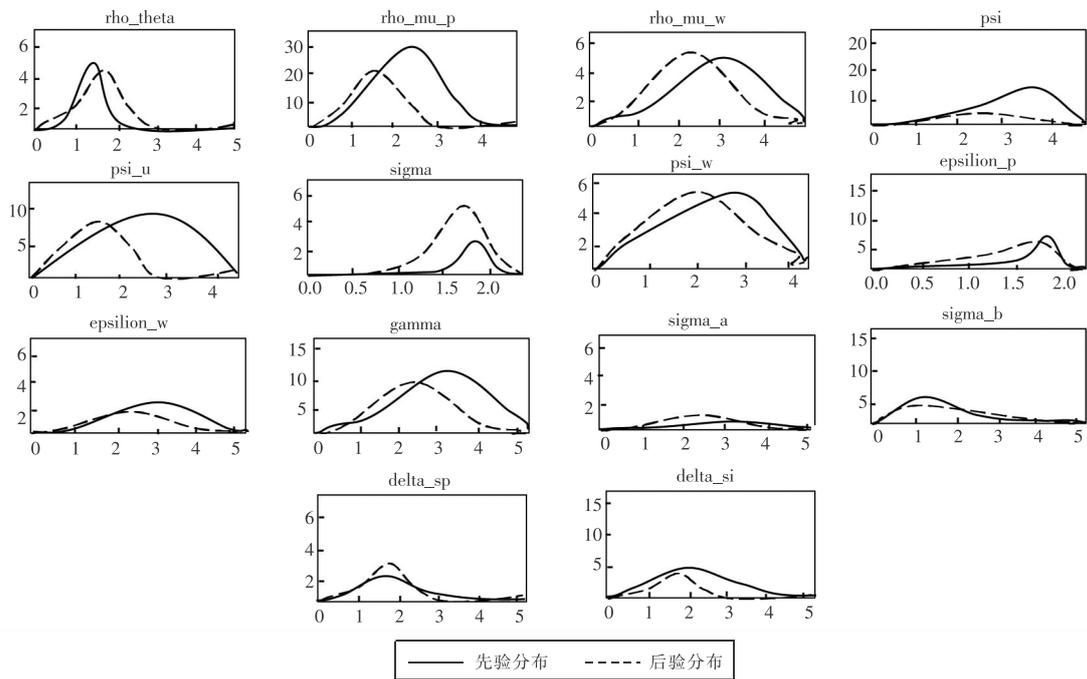


图3 粘性信息模型下结构参数的先验分布与后验分布

从参数估算值看,粘性价格与粘性信息模型中,粘性价格参数的后验分布值为 0.534,粘性信息参数的后验分布值为 0.325,粘性价格参数值比粘性信息参数值要大,主要是因为相同的样本下粘性信息是造成粘性价格的原因,因此,一般来说,粘性信息参数的值要比粘性价格参数值小。此外,从粘性价格模型、粘性信息模型以及弹性价格模型三者参数比较看,粘性价格与粘性信息模型

下的估算值比弹性价格模型下的值大得多,如:粘性价格与粘性信息下,消费习惯的后验均值为0.67与0.82,弹性价格模型下,消费习惯的均值为0.38,表明在粘性价格与粘性信息模型下,经济主体消费习惯具有更强的持续性,消费习惯的改变需要更长的时间,而弹性价格下,消费习惯持续时间较短。此外,通胀反应、产出增长反应、偏好冲击的持续性、政策冲击的标准差、偏好冲击的标准差、技术冲击的标准差、通货膨胀率标准差以及利率变化的标准差等,粘性价格与粘性信息模型下的估算值也比弹性价格模型下的值要大。这表明在弹性价格模型下,市场价格及宏观变量可以随着各种内外部冲击的变化而及时调整,因此,模型各参数受内外部冲击的影响比较小,经济主体从受到冲击到重新调整实现均衡的时间比较短。而粘性价格与粘性信息条件下,市场价格及宏观变量的波动存在扭曲,市场价格不能正常体现宏观变量及外部冲击的影响,特别是不能体现政策冲击、偏好冲击以及技术冲击的影响,也不能随着冲击的变化而自由波动,经济变量的波动具有很强的滞后性,经济主体从受到冲击到重新调整直到实现再次均衡的时间比较长,因此,各个经济主体受冲击的影响比较大。

五、不同价格确定模型比较及对中国经济波动的影响分析

1. 不同价格确定模型在中国的适用性比较

弹性价格、粘性价格与粘性信息模型是三种不同的价格确定方式,其对宏观经济变量的影响是不同的,那么在中国目前的商品市场中,到底存在哪种价格定价模式?哪种价格模型对中国国内价格数据的拟合程度最好,最能体现中国商品市场的价格确定过程?在国内商品市场中,这几种商品定价模式是共存的吗?这涉及对DSGE模型的选择问题。一般来说,模型参数越多,在利用极大似然方法进行参数点估计时,会比简单模型得出更好的拟合效果。因此,单从这一方面考虑,粘性价格模型与粘性信息模型比单纯的弹性价格模型更好,但模型过于复杂,在模型估计的过程中会出现过拟合问题,模型的泛化能力不一定好。因此,本文采用贝叶斯因子方法来对三个模型对中国数据的拟合优劣进行选择。贝叶斯因子代表的是当前数据对备选假设与原假设支持强度的比率。按照Jeffreys(1961)对贝叶斯因子的分类,可以将贝叶斯因子分为大于1与小于1以及等于1三种,大于1表明数据支持备选假设,小于1表明数据支持原假设,等于1表明没有证据支持。贝叶斯因子为1-30为强烈支持,贝叶斯因子大于100为完全支持。待比较的模型类型包括5类:无模型状态、弹性价格模型、粘性价格模型、粘性信息模型以及粘性价格与粘性信息的双粘性模型。本文贝叶斯因子估算的软件为JASP统计软件。表2为对五种模型进行贝叶斯因子估计的结果。

表2 不同价格确定模型的适用性比较

模型类型	先验概率	后验概率	贝叶斯因子	贝叶斯变异系数
无模型	0.2	4.23560e-10	1.00000	
弹性价格	0.2	5.26548e-9	0.00268	0.25662
粘性价格	0.2	2.53265e-9	2365.98300	1.56266
粘性信息	0.2	5.25650e-10	156.36510	3.65562
粘性价格+粘性信息	0.2	1.00000	65256.90000	9.55262

由表2可以看到,通过对弹性价格、粘性价格、粘性信息、双粘性模型以及不存在模型5种类别进行贝叶斯因子估计,发现贝叶斯因子最大的为双粘性模型,其贝叶斯因子为65256.9,其次为粘性价格模型,其贝叶斯因子为2365.983,粘性信息模型的贝叶斯因子为156.3651,弹性价格模型的贝叶斯因子为0.00268,弹性价格模型的贝叶斯因子小于1,表明目前经济数据不支持中国价格确定模式为弹性价格模式。通过以上分析可以发现,当前的经济数据支持中国模型假定为粘性信息与粘性价格的双粘性模型的强度为65256.9,与单纯的粘性价格与粘性信息以及弹性价格模型相比,双粘性模型与中国目前的经济数据拟合效果更好,可以更好地描述中国商品市场的价格确定过程。

2. 不同价格确定模型对中国经济波动的影响分析

前述对粘性价格、粘性信息以及弹性价格的模型选择进行了分析,发现粘性信息与粘性价格的双粘性模型对中国目前的经济数据拟合效果更好,那么在粘性信息与粘性价格都存在的条件下,粘性价格与粘性信息价格确定模式对中国宏观经济变量的影响到底是怎么样的呢?这一部分本文采用脉冲响应数值来分析粘性价格与粘性信息模型对中国经济系统各个宏观变量的影响,待分析的模型包括粘性价格、粘性信息、双粘性模型以及假设的弹性价格模型,采用产出缺口水平、银行信贷总量、通货膨胀率、名义利率水平、投资水平、居民总体消费水平、劳动需求、实际货币余额、实际工资水平9个变量作为衡量经济系统变化的指标。外生冲击主要考虑货币供应量的政策冲击。为分析货币政策冲击的长期影响,设定时期为30期,分别考察在不同的时期货币政策冲击对于经济系统的影响,图中的实线代表脉冲响应后验均值,横轴为响应时间,纵轴为各变量对稳态的偏离率。

图4为粘性价格、粘性信息、双粘性模型以及弹性价格模型下各宏观变量对货币供应量冲击的脉冲响应图。为分析比较四种价格确定模式对经济变量的影响,本文将同一变量在不同价格模式下的脉冲响应图放在同一个坐标内进行比较。由图4可以看到,当给经济系统一个负向的货币供应量冲击时,总体来看,大多数宏观经济变量特别是名义变量包括名义利率水平、通货膨胀率、银行信贷总量、产出缺口水平、投资水平在短期内都出现了巨大波动,受冲击影响比较大的变量是名义利率

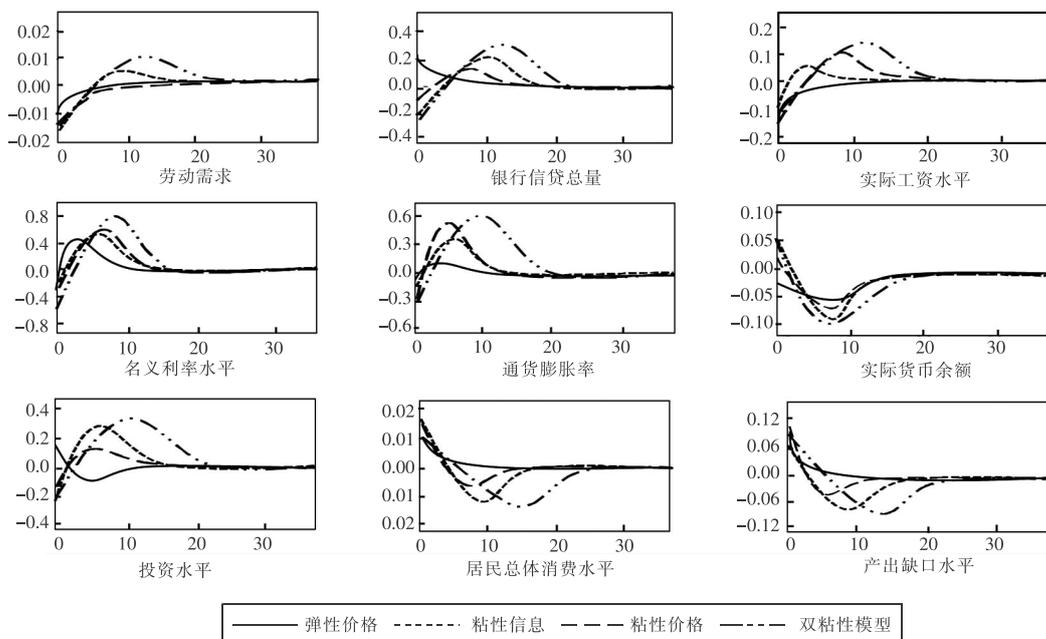


图4 不同价格确定模型下货币供应量冲击的脉冲响应

水平、通货膨胀率、银行信贷总量、投资水平及产出缺口水平等经济变量。受冲击的影响,实际工资水平与劳动需求在短期内出现下降,主要原因在于在短期内,名义工资水平具有粘性特征,而货币供给量的增长,使得名义利率及通货膨胀率出现大幅上涨,因此,在工资水平短期无法调整的情况下,实际工资水平出现了下降。而利率水平及通货膨胀率水平一定程度上抵消了货币供给量增长的幅度,因此,短期内实际货币余额波动不大。

从以上四种价格确定模型对中国经济变量的影响看,对宏观经济变量影响最大的是双粘性模型,影响最小的是弹性价格模型。由图 4 可以看到,当受到负向的货币供应量冲击时,双粘性模型下,大多数宏观经济变量产出缺口、名义利率水平、通货膨胀率、投资水平以及劳动需求都出现了大幅下降。从变量的响应时间来看,经济变量受冲击后响应时间比较长,大多数变量重新稳定的时间约为 20 期;从变量波动幅度来看,经济变量下降的幅度也远大于其他三种价格确定模式下的变量下降幅度,表明粘性价格与粘性信息对经济变量的影响具有累积效应,双粘性模型对经济变量的影响比较大。此外,受冲击后,粘性价格模型下变量的波动方向与粘性信息模型下变量的波动方向具有趋同性,因此,粘性价格与粘性信息模型对经济变量的影响是一致的,按照新凯恩斯学派对于粘性信息模型的解释,粘性信息是造成粘性价格的重要原因,粘性信息的存在会增强粘性价格模型对经济变量的影响。

从其他三种价格确定模型对经济变量的影响看,粘性价格与粘性信息下,宏观经济变量对冲击的反应大于弹性价格模式下宏观变量对冲击的反应。由图 4 可以看到,在弹性价格模式下,各变量对政策冲击的反应时间都比较短,大多数变量对冲击的反应时间为 5—8 个时期,从第 9 期开始,大多数变量基本趋于稳定,如劳动需求、产出缺口水平、居民总体消费水平、通货膨胀率的反应时间基本为 5 期;而在粘性价格与粘性信息模式下,大多数变量对政策冲击的反应时间比较长,形成重新均衡的时间也比较长,多数变量重新均衡的时间约为 15—20 期,如名义利率水平与产出缺口水平反应时间都在 20 期以上。从经济变量对稳态的偏离率或者经济变量受冲击的反应幅度看,在粘性价格与粘性信息模式下,经济变量受冲击后,对稳态的偏离率比弹性价格模式下大得多,无论经济变量受冲击后会上升或下降,粘性价格与粘性信息的反应幅度比弹性价格模式下都要大,而且经济变量受冲击的影响具有滞后性,这与 Mankiw and Reis (2002)的结论是一致的。这表明,在弹性价格模式下,经济变量受外生冲击的影响比较小,外生变量对经济系统的影响大多是短期的,经济系统重新达到稳定的均衡状态时间也比较短,而在粘性价格与粘性信息模式下,经济系统受到外部冲击的影响比较大,经济系统变量受冲击的反应时间比较长,外部冲击对经济变量的影响多是长期的。

六、粘性信息与粘性价格框架下福利损失比较分析

参照 Woodford(2002)对于福利损失的分析,粘性价格与粘性工资的福利损失可以通过对经济主体的经济状况对长期稳态值的偏离进行估算而得到,利用 Galí(2005)对效用损失函数的简化处理方法可以得到粘性价格与粘性信息模型下的福利损失函数^①:

$$E[u_t] = -\frac{1-\theta}{2} \text{var}(c_t) + \frac{U_l L}{U_c} \frac{1+\theta}{2} \text{var}(l_t) \quad (50)$$

式中, u_t 为 t 期的效用损失, l_t 为消费者花费在家庭的时间, U_l, U_c 为个体在商品消费与家庭中

^① 福利损失函数的具体推导过程请登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)下载附件。

所获得的总体效用, θ 为不同商品的替代弹性。

利用(50)式对粘性信息、粘性价格、双粘性模型以及弹性价格框架下经济变量的波动幅度与福利损失情况进行分析。表3列出了样本期内不同价格模式下宏观经济变量对于长期稳态值的偏离程度及不同模型框架下的福利损失情况。由表3可以看到,在双粘性框架下,宏观经济变量的波动幅度要远大于前三种价格框架下变量的波动幅度,表明在双粘性模型下,各个宏观经济变量对长期稳态值的偏离幅度更大,经济波动更加强烈。特别是部门平均产出水平,双粘性模型下的变量方差是粘性价格下的变量方差的两倍多,是弹性价格下的变量方差的近5倍,消费与劳动力在双粘性框架下的变量方差也比前三种价格模型框架下的变量方差大得多。从不同价格框架下的福利损失比较看,双粘性价格框架下的福利损失也远大于单纯的粘性价格与粘性信息框架下的福利损失情况。

表3 宏观变量方差与不同模型框架下的福利损失

	弹性价格	粘性信息	粘性价格	双粘性模型
部门平均产出方差	0.8536	1.5262	2.5265	3.6966
消费方差	0.6356	0.6529	0.8652	0.9253
劳动方差	0.5626	0.5965	1.6523	2.4253
福利损失	-1.5264	-1.9652	-2.8654	-4.3625

七、结论与启示

本文从理论与实证两个方面论证了粘性信息定价模式、其在中国的适用性以及粘性信息模型对中国宏观经济变量的影响。通过构建包含弹性价格、粘性价格、粘性信息以及双粘性模型的宏观经济分析框架,论证并比较了四种价格确定模型与中国经济数据的拟合程度,分析了在不同的价格确定模式下,宏观经济变量产出缺口水平、通货膨胀率、名义利率水平等受外生冲击的影响效果与渠道,并对四类模型框架下经济主体的福利损失情况进行了比较,通过分析与论证发现:

(1)中国目前的商品市场定价模式为双粘性模型,而非单纯的粘性价格与粘性信息模型。为分析不同价格确定模型与中国经济数据的拟合问题,本文采用贝叶斯因子方法来对不同的价格确定模型进行了选择。通过对弹性价格、粘性价格、粘性信息、双粘性模型以及不存在模型5种类别进行贝叶斯因子估计,发现贝叶斯因子最大的为双粘性模型,其贝叶斯因子为65256.9,表明中国当前的经济数据支持中国模型假定为粘性信息与粘性价格的双粘性模型的强度为65256.9,与单纯的粘性价格与粘性信息以及弹性价格模型相比,双粘性模型与中国目前的经济数据拟合效果更好,可以更好地描述中国商品市场的价格确定过程。

(2)从四种价格确定模型对经济变量的影响看,对宏观经济变量影响最大的是双粘性模型,影响最小的是弹性价格模型,无论是从变量的响应时间,还是变量的波动幅度,双粘性模型对经济变量的影响都要大于其他三种价格确定模型对经济变量的影响,同时粘性价格与粘性信息对经济变量的影响具有累积效应。此外,受冲击后,粘性价格模型下变量的波动方向与粘性信息模型下变量的波动方向具有趋同性,因此,粘性价格与粘性信息模型对经济变量的影响是一致的。

(3)从粘性价格、粘性信息与弹性价格模型对经济变量的影响看,粘性价格与粘性信息下,宏观经济变量对冲击的反应大于弹性价格模式下宏观变量对冲击的反应。在弹性价格模式下,各变量对政策冲击的反应时间都比较短,而在粘性价格与粘性信息模式下,大多数变量对政策冲击的反应时间比较长,形成重新均衡的时间也比较长;从变量的反应幅度看,在粘性价格与粘性信息模式下经济变量对稳态的偏离率比弹性价格模式下大得多,这表明在粘性价格与粘性信息模式下,经济系统受到外部冲击的影响比较大,经济系统变量受冲击的反应时间比较长,外部冲击对经济变量的影响多是长期的,从这个角度说,粘性信息会增强中国经济增长的波动性。

(4)从不同价格框架下经济主体的福利损失比较看,双粘性价格框架下经济主体的福利损失也大于单纯的粘性价格与粘性信息框架下的福利损失情况。具体来看,在双粘性框架下,宏观经济变量的波动幅度要远大于前三种价格框架下变量的波动幅度,表明在双粘性模型下,各个宏观经济变量对长期稳态值的偏离幅度更大,经济波动更加强烈。因此,双粘性模型框架下经济主体的福利损失也远大于弹性价格与粘性价格框架下的福利损失。

针对以上研究,本文得出如下政策建议:①健全市场机制,增强市场信息的透明度与可获取性。由于粘性信息的存在对总体经济的影响比较大,而且粘性信息的存在会提高经济主体的福利损失,因此,对政府来说,要采取各种措施,减少粘性信息发生的概率,降低粘性信息对经济的影响。规范产品市场与金融市场,完善信息的流通渠道,增强市场信息的可获取性,减少企业获取信息的成本,加快市场信息的更新速度。使企业在决策时尽可能使用更新的信息。②优化市场价格形成机制,减少粘性价格对经济波动的影响。加强政府对市场价格的引导作用,形成比较完善的以市场为主体的价格形成机制,减少政府对价格的人为干预,完善价格在社会经济的传导机制,提高市场价格的更新速度。③对于企业来说,做到财务与信息公开,加快信息获取与处理,提高信息的使用效率。定期公布报表,及时更新企业相关信息,使政府与投资者可以及时获取企业信息,同时加快信息处理速度,积极利用更新的信息进行决策。

[参考文献]

- [1]卞志村,胡恒强. 粘性价格、粘性信息与中国菲利普斯曲线[J]. 世界经济, 2016,(4):22-45.
- [2]崔百胜. 粘性信息、通货膨胀惯性与货币政策效应——兼论宏观经济变量的共变性[J]. 中国管理科学, 2015,(8):18-27.
- [3]侯成琪,龚六堂. 部门粘性价格异质性与货币政策传导[J]. 世界经济, 2014,(7):23-44.
- [4]王军,孙樱德. 经济周期与产业结构对信息更新的影响——基于粘性信息模型的实证研究[J]. 管理世界, 2016,(10):182-183.
- [5]Carroll, C. D. Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters [J]. Quarterly Journal of Economics, 2003,188(1):269-298.
- [6]Covas, F., and W. Denhaan. The Role of Debt and Equity Finance Over the Business Cycle [R]. Society for Economic Dynamics Meeting Papers, 2006.
- [7]Christiano, L., R. Motto, and M. Rostagnor. Financial Factors in Economic Fluctuations [R]. ECB Working Paper, 2010.
- [8]Dupor, B., T. Kitamura, and T. Tsuruga. Integrating Sticky Prices and Sticky Information [J]. Review of Economics and Statistics, 2010,92(3):657-669.
- [9]Dopke, J., J. Dovern., U. Fritsche, and Slacalek, J. European Inflation Expectation Dynamics [R]. Deutsche Bundesbank Discussion Paper, Economic Series, 2005.
- [10]Gali, J. Trends in Hours, Balanced Growth, and the Role of Technology in the Business Cycle [J]. Review of

- Federal Reserve Bank of St. Louis, 2005, (2):459-486.
- [11]Jeffreys, H. Theory of Probability[M]. Oxford: Oxford University Press, 1961.
- [12]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(1):101-125.
- [13]Khan, H., and Z. Zhu. Estimates of the Sticky Information Phillips Curve for the United States [J]. Journal of Money, Credit, and Banking, 2006,39(1):101-125.
- [14]Mankiw, G. N., and R. Reis. Sticky Information Versus Sticky Prices:A Proposal to Replace New Keynesian Phillips Curve[J]. Quarterly Journal of Economics, 2002,117(4):1295-1328.
- [15]Mankiw, G. N., and R. Reis. Pervasive Stickiness[J]. American Economic Review, 2006,96(2),164-169.
- [16]Woodford, M. Imperfect Common Knowledge and the Effects of Monetary Policy [M]. Princeton: Princeton University Press, 2002.
- [17]Smets, F., and R. Wouters. Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach[J]. American Economic Review, 2007,97(3):586-606.

Will Sticky Information Enhance the Volatility of China's Economic Growth

ZHAO Xin-wei, ZHAO Yun-jun

(School of Economics, Northwest University of Political Science and Law, Xi'an 710122, China)

Abstract: This paper demonstrates the applicability of sticky information pricing model in China and the influence of sticky information model on Chinese macroeconomic variables from both theoretical and empirical aspects. Through analysis and demonstration, it is found that: first, the current commodity market pricing model in China is a double sticky model, rather than a simple sticky price and sticky information pricing model. Compared with the simple sticky price and sticky information and elastic price model, the double sticky model has better fitting effect with the current economic data of China, and can better describe the price determination process of Chinese commodity market. Secondly, from the influence of the four price pricing models on the economic variables, the double stickiness model has the greatest influence on the macroeconomic variables, and the elastic price model has the least influence. Whether from the response time of the variables or the fluctuation amplitude of the variables, the influence of the double stickiness model on the economic variables is greater than that of the other three price determination model models on the economic variables. The influence of sticky price and sticky information on economic variables has cumulative effect. In addition, after the impact, the fluctuation direction of the variable under the sticky price model is the same as that of the variable under the sticky information model, so the influence of the sticky price and the sticky information model on the economic variables is consistent. Thirdly, the welfare loss of the economic subject under the framework of double sticky price is greater than that of the economic subject under the framework of simple sticky price and sticky information.

Key Words: sticky information; double stickiness model; welfare loss; economic fluctuation

JEL Classification: C10 E12 I30

[责任编辑:姚鹏]