
部门价格粘性的异质性与货币政策的传导

侯成琪 龚六堂*

内容提要 部门价格粘性的异质性对于货币政策的传导具有至关重要的影响。本文提出一个利用宏观经济数据估计部门价格粘性的计量经济模型,估计了中国CPI八大类商品的价格粘性指数。货币政策分析的结果表明,货币政策冲击对各部门产出和通货膨胀的影响取决于各部门的价格粘性水平:部门价格粘性越强,货币政策冲击对部门产出的影响越大、对部门通货膨胀的影响越小。本文的研究还发现,单部门新凯恩斯模型的贝叶斯估计会高估加总的价格粘性水平,而用各类商品价格粘性指数的加权中位数校准加总的价格粘性指数可以使单部门新凯恩斯模型较好的近似多部门新凯恩斯模型中货币政策冲击对加总产出和通货膨胀的影响。

关键词 多部门新凯恩斯模型 价格粘性 货币政策

一 引言

采用粘性价格假设和动态随机一般均衡框架的新凯恩斯模型已经成为货币政策分析的主要工具。然而,这类模型通常假设经济中仅有一类同质但是可分的商品,这

* 侯成琪:武汉大学经济与管理学院 430072 电子信箱:chengqihou@gmail.com;龚六堂:北京大学光华管理学院 100871 电子信箱:lgong@gsm.pku.edu.cn。

本文获得了国家杰出青年科学基金“宏观管理与政策”(70725006)、国家社会科学重大项目“完善宏观金融调控体系研究——基于针对性、灵活性和前瞻性的视角”(12&ZD046)、国家自然科学基金面上项目“部门异质性、核心通货膨胀与最优货币政策——基于多部门新凯恩斯模型的研究”(71173160)、武汉大学“珞珈青年学者”计划、中央高校基本科研业务费专项资金和武汉大学“70后学术团队”计划的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵修改建议。当然,文责自负。

相当于假设所有生产部门都是同质的。然而,现实经济存在许多生产不同种类商品的生产部门,这些部门存在许多方面的异质性特征,比如具有不同的生产函数、面临不同的需求曲线,也会作出不同的生产和定价决策。而货币经济学更加关注部门价格粘性的异质性,因为价格粘性是货币政策短期非中性的关键原因,也是外生冲击导致名义扭曲的关键原因。

许多经验研究已经表明,各类商品的价格粘性存在显著的差异。Bils 和 Klenow (2004) 采用美国劳动统计局调查的微观价格数据估计了美国 CPI 各大类商品的价格调整频率,发现各大类商品的价格粘性具有显著的差异。Nakamura 和 Steinsson (2008) 使用了比 Bils 和 Klenow (2004) 更加详尽的微观价格调查数据对美国 CPI 各大类商品的价格粘性进行了更加深入的分析,同样发现显著的部门价格粘性异质性证据。Ávarez 等(2006)、Dhyne 等(2006) 和 Vermeulen 等(2006) 发现在欧元区各大类商品的价格粘性也存在显著的差异。此外,一些理论研究表明,部门价格粘性的异质性对于货币政策的传导机制具有至关重要的影响。Carvalho (2006) 的研究发现,与缺乏部门价格粘性异质性的经济相比,在存在价格粘性异质性的经济中,货币政策冲击具有更强的真实效应,即对真实产出具有更加显著的影响。Bouakez 等(2009) 的研究表明,不同部门商品价格粘性的异质性对货币政策的传导渠道具有重要的影响。当货币供应量出现意料之外的暂时性增加时,价格粘性最强的部门的产出上升的最多。Nakamura 和 Steinsson (2010) 发现,不同部门商品价格粘性的异质性对于解释名义冲击对经济波动的影响至关重要。通过在模型中引入部门价格粘性的异质性,名义冲击可以解释美国经济周期波动中的 23%,与 Shapiro 和 Waston (1988) 的经验结论非常一致。除了部门价格粘性的异质性之外,Eusepi 等(2011) 还考虑了各部门在生产技术和价格加成方面的异质性。但发现在他们提出的核心通货膨胀度量 CONDI (a cost of nominal distortions index) 中,各部门的权重主要由其价格粘性程度决定。这些理论研究表明,在诸多部门异质性中,价格粘性的异质性对于理解货币政策的传导机制和经济周期波动具有至关重要的作用。国内学者在部门异质性及其对货币政策的影响等方面进行了一些研究。张成思(2009) 的研究表明,中国 CPI 八大类子成分自身动态传导特征与总体 CPI 表现不同,货币政策本身变化与不可预料的随机货币政策冲击对各大类通货膨胀指标的影响存在明显差异。侯成琪等(2011) 采用部门新凯恩斯菲利普斯曲线描述 CPI 各大类商品的通货膨胀动态,提出了一种更具货币经济学理论基础的核心通货膨胀度量方法。然而,上述研究并未估计中国各大类商品的价格粘性,从而也未能在部门价格粘性存在异质性的条件下研究中国货币政策的传导机制。

本文将按照中国 CPI 八大类商品的划分方法将中国经济划分为八个部门,首先估计中国 CPI 八大类商品的价格粘性指数,然后采用多部门新凯恩斯的分析框架,在部门价格粘性存在异质性的条件下研究中国货币政策的传导机制,并与假设所有部门完全同质情形下的货币政策传导机制进行对比。在估计各部门商品的价格粘性指数时,由于缺乏国外同类研究所采用的微观水平的价格调查数据,所以本文将证明存在多个异质性生产部门情形下的混合型新凯恩斯菲利普斯曲线,在此基础上建立采用中国 CPI 及相关宏观经济变量的历史数据估计 CPI 八大类商品价格粘性指数的计量经济模型。正如 Carvalho 和 Dam(2010)指出的那样,采用加总的宏观经济数据估计部门价格粘性是一个非常意义的研究工作。首先,如果采用宏观经济数据得到的估计结果与采用微观经济数据得到的估计结果是一致的,则可以放心的在缺乏微观经济数据的时候采用宏观经济数据进行相关的估计。其次,因为有些微观价格调整并不包含宏观经济信息,而采用宏观经济数据得到的估计结果会包含与宏观经济动态相关的价格调整信息,所以即使存在微观经济数据,采用宏观经济数据估计部门价格粘性也具有独特的意义。在研究部门价格粘性存在异质性情形下的货币政策传导机制时,本文将重点分析货币政策对不同部门产出和通胀的不同影响,以及忽略部门价格粘性的异质性会给货币政策分析带来哪些影响。

本文剩余结构安排如下:第二部分建立存在多个异质性生产部门的新凯恩斯模型;第三部分估计中国 CPI 八大类商品的价格粘性;第四部分研究多部门经济中货币政策的传导渠道;第五部分是结论。

二 理论模型

本文采用与侯成琪等(2011)类似的多部门新凯恩斯分析框架。假设经济存在一个代表性家庭、一个完全竞争的最终商品厂商、 J 个中间商品生产部门。每个中间商品生产部门都由连续统 $(0,1)$ 上的垄断竞争厂商组成,对应着生产 CPI 分类中的一大类商品。在每一期,代表性家庭理性选择消费水平和劳动供给;中间商品生产部门 J 中的所有垄断竞争厂商向代表性家庭雇佣劳动来生产中间商品 j ,然后以垄断竞争的价格向最终商品厂商出售中间商品 $j(j=1,2,\dots,J)$;最终商品厂商以 J 种中间商品作为投入生产最终商品,并以完全竞争的价格出售给家庭。本文按照中国 CPI 八大类

商品的划分方法将中国经济划分为八个部门,即 $J = 8$ 。^① 如果这 J 个中间商品生产部门是完全同质的,则可以将同质的中间商品生产部门合并,从而多部门新凯恩斯模型退化为单部门新凯恩斯模型。因为在新凯恩斯模型中最终商品厂商的作用是把各种中间商品复合成最终商品供家庭消费,其模型设定是相对标准化的,所以本文采用与侯成琪等(2011)相同的模型设定。为了节约篇幅,这里不再重述。下文仅给出多部门新凯恩斯模型中其他参与者(包括中间商品厂商、家庭和中央银行)的行为模型。

(一) 中间商品厂商

每个中间商品生产部门都由连续统(0,1)上的垄断竞争厂商组成,在每一期只有部分厂商可以重新定价。采用 Calvo(1983)提出的随机价格调整模型,假设在每一期第 j 个中间商品生产部门的厂商重新定价的概率为 $1 - \theta_j$,其中 θ_j 为价格粘性指数, θ_j 越大则价格粘性越强。因为第 j 个中间商品生产部门的所有厂商具有相同的生产技术,面临相同的需求函数,所以在重新定价时会选择相同的最优价格 P_{jt}^* 。因为 Galí 和 Gertler(1999)、Zhang 等(2008)、张成思和刘志刚(2007)、陈彦斌(2008)等国内外的经验研究都已经证实了通货膨胀动态中存在显著的惯性特征,所以采用 Christiano 等(2005)的处理方法引入通货膨胀惯性:对于不能重新定价的厂商,假设他们会根据上一期的部门通货膨胀对产品价格进行指数化,因此这些厂商第 t 期的产品价格为 $P_{j,t-1} \Pi_{j,t-1}$,其中 $\Pi_{jt} = P_{jt}/P_{j,t-1}$, P_{jt} 为第 j 个中间商品生产部门的价格指数,对应于 CPI 的一个分类价格指数。根据以上约定,在第 t 期第 j 种中间商品的价格水平为:

$$P_{jt} = (\theta_j (\Pi_{j,t-1} P_{j,t-1})^{1-\varepsilon_j} + (1 - \theta_j) (P_{jt}^*)^{1-\varepsilon_j})^{1/(1-\varepsilon_j)} \quad (1)$$

其中 ε_j 为第 j 种中间商品之间的替代弹性。

中间商品生产商向代表性家庭雇佣劳动来生产中间产品。^② 假设第 j 个中间商品生产部门的生产函数为:

$$Y_{jt}^i = A_{jt} N_{jt}^i \quad (2)$$

其中 N_{jt}^i 为劳动; A_{jt} 为第 j 个部门面临的供给冲击,服从如下的 AR(1) 过程:

$$\ln A_{jt} = \rho_j \ln A_{j,t-1} + u_{jt} \quad (3)$$

① 基准新凯恩斯模型中的中间商品已经是可供家庭消费的商品。本文建立的是多部门新凯恩斯模型,按照中国 CPI 八大类商品的划分方法将经济划分为八个中间商品部门,对应着生产 CPI 分类中的一大类商品。因此,在本文中各类中间商品也已经是可供家庭消费的商品,并非现实经济统计中 PPI 对应的原材料和半成品。从而,下文的分析都采用 CPI 的分类统计数据而非 PPI 的分类统计数据。

② 因为中国缺乏与 CPI 分类口径一致的产出数据,从而无法估计各部门的生产函数,所以本文假设中间商品生产部门的厂商仅使用劳动一种投入,没有资本投入。由于本文的主题是研究部门价格粘性的异质性对货币政策传导的影响,而 Eusepi 等(2011)的研究也表明生产技术的部门异质性对于货币政策影响不大,所以这种简化处理不会影响下文的分析。

其中 ρ_j 为第 j 个部门供给冲击的一阶自相关系数, $u_{jt} \sim N(0, \sigma_j^2)$ 。假设第 j 个中间商品生产部门的真实工资为 W_{jt} , 则第 j 个中间商品生产部门的真实边际成本为:

$$MC_{jt} = W_{jt} (\partial N_{jt} / \partial Y_{jt}) = W_{jt} / A_{jt} \quad (4)$$

中间商品生产厂商通过求解如下的优化问题来重新定价:

$$\begin{aligned} \max_{P_{jt}^*} \quad & \sum_{k=0}^{\infty} (\theta_j)^k E_t \{ Q_{t+k} (P_{jt}^* X_{j,t+k} Y_{j,t+k}^i - MC_{j,t+k} P_{t+k} Y_{j,t+k}^i) \} \\ \text{s. t.} \quad & Y_{j,t+k}^i = (P_{jt}^* X_{j,t+k} / P_{j,t+k})^{-\varepsilon_j} Y_{j,t+k} \end{aligned} \quad (5)$$

其中 $Y_{j,t+k}$ 为第 j 个中间商品生产部门的总产出; $Q_{t+k} = \beta^k (C_{t+k} / C_t)^{-\sigma} (P_t / P_{t+k})$ 为名义支付的折现因子(假设厂商采用与代表性家庭相同的方式对名义支付进行折现), β 为代表性家庭的效用折现因子, C_t 为代表性家庭在第 t 期的消费, σ 为相对风险厌恶系数; $X_{j,t+k} = \begin{cases} \Pi_{jt} \times \Pi_{j,t+1} \times \dots \times \Pi_{j,t+k-1} & k \geq 1 \\ 1 & k = 0 \end{cases}$ 表示价格的指数化系数。

该优化问题的一阶条件为:

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\theta_j)^k E_t \{ Q_{t+k} Y_{j,t+k}^i (P_{jt}^* X_{j,t+k} - M_j MC_{j,t+k} P_{t+k}) \} = 0 \quad (6)$$

其中 $M_j \equiv \varepsilon_j / (\varepsilon_j - 1)$ 为第 j 个中间商品生产部门的价格加成。

将式(6)在零通胀稳态附近对数线性化后得到:^①

$$p_{jt}^* - p_{j,t-1} = (1 - \beta\theta_j) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_j)^k E_t \{ mc_{j,t+k} + (\hat{p}_{t+k} - \hat{p}_{j,t+k-1}) \} \quad (6)$$

从而可以得到第 j 个中间商品生产部门的新凯恩斯菲利普斯曲线为:

$$\pi_{jt} = \frac{\beta}{1 + \beta} E_t \{ \pi_{j,t+1} \} + \frac{1}{1 + \beta} \pi_{j,t-1} + \lambda_j mc_{jt} + \lambda_j (\hat{p}_t - \hat{p}_{jt}) \quad (7)$$

其中 $\lambda_j \equiv (1 - \beta\theta_j)(1 - \theta_j) / (1 + \beta)\theta_j$ 。本文在多部门新凯恩斯模型中得到的部门菲利普斯曲线与 Christiano 等(2005)在单部门新凯恩斯模型中得到的菲利普斯曲线的类似之处在于,第 j 个中间商品生产部门通货膨胀受本部门的通胀预期 $E_t \{ \pi_{j,t+1} \}$ 、本部门通胀惯性 $\pi_{j,t-1}$ 和本部门真实边际成本相对于稳态真实边际成本的对数偏离 mc_{jt} (简称为部门边际成本缺口)的影响。两者的不同之处在于,第 j 个中间商品生产部门的通货膨胀还受总体价格水平与部门价格水平之间的差异 $\hat{p}_t - \hat{p}_{jt}$ (简称为部门价格缺口)的影响。因为 $\partial \lambda_j / \partial \theta_j < 0$, 所以第 j 种中间商品的价格粘性越小

① 如无特别说明,在本文中小写字母变量 x_t 表示对应大写字母变量 X_t 的自然对数,即 $x_t = \ln X_t$; \hat{x}_t 表示变量 X_t 相对于其稳态值 X 的对数偏离,即 $\hat{x}_t = \ln(X_t / X)$ 。

即 θ_j 越小,则部门边际成本缺口和部门价格缺口对第 j 个中间商品生产部门的通货膨胀影响越大。这也意味着,一个部门的商品价格粘性越小即价格调整越灵活,则货币政策对该部门的通货膨胀影响越迅速。在中国缺乏微观水平价格调查数据的条件下,本文将通过对部门新凯恩斯菲利普斯曲线的结构化估计得到部门价格粘性指数 θ_j 的估计值。

(二)代表性家庭

代表性家庭理性选择消费水平和劳动供给,使终身效用最大化:

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \right)$$

其中 φ 为劳动 N_t 的真实工资弹性的倒数。家庭的劳动供给 N_t 是其在各部门劳动供给的加总,称之为复合劳动。因为劳动不能在各部门之间完全自由流动,所以根据 Horvath(2000) 的研究,假设 $N_t = \left(\sum_{j=1}^J (\xi_j^N)^{-1/\gamma} (N_{jt})^{(\gamma+1)/\gamma} \right)^{\gamma/(\gamma+1)}$, 其中 N_{jt} 为家庭对第 j 个部门的劳动供给, γ 为各部门劳动投入之间的替代弹性, ξ_j^N 为稳态时第 j 个部门的劳动收入在加总劳动收入中所占的比重。

在第 t 期,家庭的支出包括两部分:一部分是消费支出 $C_t P_t$, 一部分是购买单期名义无风险债券的支出 B_t 。家庭的收入也包括两部分:一部分是工资收入 $\sum_{j=1}^J N_{jt} W_{jt} P_t$, 一部分是第 $t-1$ 期购买的、在第 t 期到期的单期名义无风险债券的收益 $I_{t-1} B_{t-1}$, 其中 I_t 为债券的名义利率。代表性家庭面临的预算约束为:

$$\sum_{j=1}^J N_{jt} W_{jt} P_t + I_{t-1} B_{t-1} = C_t P_t + B_t$$

等式两边都除以 P_t , 则代表性家庭面临的预算约束可以表示为:

$$\sum_{j=1}^J N_{jt} W_{jt} + \frac{I_{t-1} b_{t-1}}{\Pi_t} = C_t + b_t$$

其中 $b_t = B_t/P_t$, $\Pi_t = P_t/P_{t-1}$ 。采用拉格朗日乘法,可以得到关于消费的一阶条件为:

$$1 = \beta E_t \left(\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{I_t}{\Pi_{t+1}} \right) \tag{8}$$

关于劳动供给的一阶条件为:

$$N_t^\varphi C_t^\sigma (\xi_j^N N_t / N_{jt})^{-1/\gamma} = \lambda_t W_{jt} (j = 1, 2, \dots, J) \tag{9}$$

(三)货币政策规则

本文采用 Taylor(1993) 提出的利率规则描述货币政策, 并采用 Clarida 等(2000) 的方法引入利率平滑:

$$\hat{i}_t = \rho_1 \hat{i}_{t-1} + (1 - \rho_1)(\phi_\pi E_t \{ \pi_{t+1} \} + \phi_y E_t \{ \hat{y}_{t+1} \}) + v_t \quad (10)$$

其中, \hat{i}_t 表示作为货币政策工具的基准利率; ρ_1 为利率平滑系数; v_t 表示货币政策冲击, 服从如下的 AR(1) 过程:

$$v_t = \rho_v v_{t-1} + u_{v,t} \quad (11)$$

其中 ρ_v 为货币政策冲击的一阶自相关系数, $u_{v,t} \sim N(0, \sigma_v^2)$ 。^①

本文建立的多部门新凯恩斯模型的均衡由方程(2)、(3)、(4)、(7)、(8)、(9)、(10)和(11)组成。本文将采用对数线性化的方法, 将上述均衡性条件转化为线性方程并采用 dynare 软件进行参数估计、模型比较和冲击-响应分析。

三 价格粘性指数的估计

由于缺乏国外同类研究所采用的微观水平的价格调查数据, 所以本文将采用中国 CPI 及相关宏观经济变量的历史数据, 通过对部门菲利普斯曲线的结构化估计得到中国 CPI 八大类商品的价格粘性指数。^②

(一) 估计方法

要采用计量经济方法估计式(7)所示的部门菲利普斯曲线, 必须解决如下两个问题: 如何处理部门通货膨胀预期 $E_t \{ \pi_{j,t+1} \}$ 以及如何处理部门边际成本缺口 $\hat{m}c_{jt}$ 。

1. 部门通货膨胀预期

处理通货膨胀预期的常用方法有两种。一种采用理性预期假设描述通货膨胀预期。在理性预期假设下预期偏差与工具变量不相关, 因此可以采用广义矩估计(GMM)来估计预期通货膨胀的系数, 比如 Galí 和 Gertler (1999) 与 Galí 等 (2001、

① 到底应该用价格型货币政策规则还是应该用数量型货币政策规则描述中国的货币政策, 是一个素有争议的话题。为了检验本文结论的稳健性, 作者采用 MIU (money in utility) 的方式在模型中引入货币, 并假设中央银行采用控制名义货币增长率的方式执行货币政策, 重新估计了多部门新凯恩斯模型和单部门新凯恩斯模型, 发现本文的结论依然成立。详见附录 2。

② 本文尝试通过对第二部分建立的多部门新凯恩斯模型进行贝叶斯估计得到部门价格粘性指数的估计值, 却发现估计结果很差。其原因在于, 为了更好的估计部门价格粘性指数, 需要在贝叶斯估计中使用式(7)所示的部门新凯恩斯菲利普斯曲线中的两个重要变量——部门边际成本缺口和部门价格缺口的观测数据。然而, DSGE 模型的贝叶斯估计要求, 观测变量的个数必须小于或等于外生冲击的个数。从而, 为了使用这两个重要变量的数据, 必须在模型中引入过多的外生冲击(中国 CPI 分为八大类, 从而需要引入 16 个外生冲击), 而过多的外生冲击会影响估计结果的质量。但是, 如果不使用这两个重要变量的数据, 则无法对部门通货膨胀动态进行深入的分析, 也会导致较低的估计质量。基于如上原因, 本文选择通过对部门菲利普斯曲线的结构化估计得到中国 CPI 八大类商品的价格粘性指数。

2005)等。另一种则采用通货膨胀预测值的微观调查数据代表通货膨胀预期,比如陈彦斌(2008)、Zhang等(2008)和Chen和Huo(2009)。中国仅有总体通货膨胀预测值的微观调查数据,没有CPI八大分类价格指数预测值的微观调查数据,因此本文采用理性预期假设描述部门通货膨胀预期,从而理性预期的误差 $\pi_{j,t+1} - E_t\{\pi_{j,t+1}\}$ 与 t 期以前的信息不相关。部门菲利普斯曲线可以表示为:

$$\pi_{jt} = \frac{\beta}{1 + \beta}\pi_{j,t+1} + \frac{1}{1 + \beta}\pi_{j,t-1} + \lambda_j \hat{mc}_{jt} + \lambda_j(\hat{p}_t - \hat{p}_{jt}) + \varepsilon_{jt} \quad (12)$$

其中 $\varepsilon_{jt} = -\frac{\beta}{1 + \beta}(\pi_{j,t+1} - E_t\{\pi_{j,t+1}\})$ 。

2. 单部门经济中的边际成本缺口

处理边际成本缺口的常用方法有两种。一种是用产出缺口 \tilde{y}_t 表示边际成本缺口;另一种是用劳动收入在GDP中的份额 l_t 表示边际成本缺口。然而,即使在单部门经济中,产出缺口 \tilde{y}_t 和劳动收入份额 l_t 与边际成本缺口 \hat{mc}_t 之间都存在一些差异。这些差异对于菲利普斯曲线的简化式估计或许不重要,但是对于结构式估计却非常重要,可能会显著影响价格粘性指数的估计值。

首先,产出缺口与边际成本缺口之间存在差异。假设家庭的效用函数为 $U_t = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}$,生产函数为 $Y_t = A_t N_t^{1-\alpha}$,Galí(2008)证明了当价格粘性是唯一的名义摩擦时,边际成本缺口与产出缺口之间存在比例关系,即 $\hat{mc}_t = (\sigma + \frac{\varphi + \alpha}{1 + \alpha})\tilde{y}_t$ 。进一步,如果劳动力市场也存在摩擦,则 $\hat{mc}_t = (\sigma + \frac{\varphi + \alpha}{1 + \alpha})\tilde{y}_t + \ln(\mu_t^w/\mu^w)$,其中 α 为生产函数中资本的份额, $\ln(\mu_t^w/\mu^w)$ 表示第 t 期的工资加成相对于其稳态水平的对数偏离。如果除了劳动之外,厂商还有资本和原材料等其他可变投入,则产出缺口 \tilde{y}_t 和边际成本缺口 \hat{mc}_t 之间的关系就更复杂了。因此,对数线性化之后,边际成本缺口与产出缺口之间大致存在如下的线性关系: $\hat{mc}_t = \varphi\tilde{y}_t + \eta_t$ 。其中 η_t 表示测量误差。从而,当采用产出缺口表示边际成本缺口时,单部门经济的新凯恩斯菲利普斯曲线应该表示为:

$$\pi_t = \frac{\beta}{1 + \beta}E_t\{\pi_{t+1}\} + \frac{1}{1 + \beta}\pi_{t-1} + \lambda\varphi\tilde{y}_t + \lambda\eta_t \quad (13)$$

其中 $\lambda = (1 - \beta\theta)(1 - \theta)/(1 + \beta)\theta$ 。

其次,劳动收入份额与边际成本缺口之间也存在差异。Galí和Gertler(1999)认

为,在理论上劳动收入份额 l_t 可以比较准确的度量边际成本缺口 $\hat{m}c_t$ 。然而,Gali 等(2001)指出,如果考虑厂商真实边际成本与经济平均真实边际成本之间的差异,则单部门经济的新凯恩斯菲利普斯曲线为: $\pi_t = \frac{\beta}{1+\beta} E_t \{ \pi_{t+1} \} + \frac{1}{1+\beta} \pi_{t-1} + \lambda \Theta \hat{m}c_t$, 其中,

$\Theta = \frac{1-\alpha}{1-\alpha+\alpha\varepsilon}$ 。因此,即使在理论上劳动收入份额 l_t 可以比较准确的度量边际

成本缺口 $\hat{m}c_t$,但是由于厂商真实边际成本与经济平均真实边际成本之间的差异以及劳动收入份额的统计误差等问题,当采用劳动收入份额表示边际成本缺口时,单部门经济的新凯恩斯菲利普斯曲线应该表示为:

$$\pi_t = \frac{\beta}{1+\beta} E_t \{ \pi_{t+1} \} + \frac{1}{1+\beta} \pi_{t-1} + \lambda \varphi' l_t + \lambda \eta_t \quad (14)$$

式(13)和式(14)表明,在单部门经济新凯恩斯菲利普斯曲线的简化式估计中,产出缺口 \tilde{y}_t 和劳动收入份额 l_t 的系数不是 λ ,而是 λ 乘以某个常数。

3. GMM 估计

通过上面的分析可以发现,即使在单部门经济中,由于影响因素较多从而无法得到 φ 或者 φ' 的比较准确的参数化形式,所以根据产出缺口 \tilde{y}_t 或劳动收入份额 l_t 的系数估计值不能反推出 λ 和 θ 的估计值,即在单部门经济中 λ 和 θ 是不可识别的,很难通过对新凯恩斯菲利普斯曲线的结构化估计得到加总的价格粘性指数 θ 的估计值。在多部门经济中,这个问题更加难以解决,因为即使是在经济统计非常规范和全面的美国,也没有 CPI 口径的部门产出或者部门劳动收入份额的数据。本文采用如下方法处理多部门经济中的部门边际成本缺口。

假设部门边际成本缺口 $\hat{m}c_{jt}$ 与总体产出缺口 \tilde{y}_t 具有如下的关系: $\hat{m}c_{jt} = \varphi_j \tilde{y}_t + \eta_{jt}$ 。其中 η_{jt} 表示测量误差,主要取决于部门特有的边际成本冲击。带入到式(12)中,得到:

$$\pi_{jt} = \frac{\beta}{1+\beta} \pi_{j,t+1} + \frac{1}{1+\beta} \pi_{j,t-1} + \lambda_j \varphi_j \tilde{y}_t + \lambda_j (\hat{p}_t - \hat{p}_{jt}) + w_{jt} \quad (15)$$

其中, $w_{jt} = \varepsilon_{jt} + \lambda_j \eta_{jt}$ 。从式(15)可以发现一个非常有趣的现象,从单部门菲利普斯曲线到部门菲利普斯曲线,虽然 φ_j 的构成更加复杂,而且根据总体产出缺口 \tilde{y}_t 的系数依然不能识别出 λ_j 和 φ_j ,但是在部门菲利普斯曲线中部门价格缺口的系数是 λ_j 。这个特征增强了 λ_j 和 θ_j 的识别性。

本文采用非线性 GMM 对部门菲利普斯曲线进行结构化估计,正交条件为:

$$E\{[(1 + \beta)\theta_j\pi_{jt} - \beta\theta_j\pi_{j,t+1} - \theta_j\pi_{j,t-1} - (1 - \beta\theta_j)(1 - \theta_j)\phi_j\tilde{y}_t - (1 - \beta\theta_j)(1 - \theta_j)(p_t - \hat{p}_{jt})]z_t\} = 0 \quad (16)$$

其中 z_t 为工具变量集。^① 因为本文的估计采用季度数据,所以工具变量集包括滞后四个季度的部门通货膨胀、部门价格缺口、总体产出缺口、总体通货膨胀、M2 增长率和基准利率。因为理性预期假设保证了 ε_{jt} 与 t 期以前的信息不相关, η_{jt} 取决于在第 t 期部门特有的边际成本冲击从而也与 t 期以前的信息不相关,所以正交条件成立。

(二) 样本数据

根据式(16)所示的正交条件,估计部门菲利普斯曲线需要如下变量的样本数据:总体通货膨胀、部门通货膨胀、部门价格缺口、总体产出缺口、M2 增长率和基准利率。

1. 总体通货膨胀和部门通货膨胀

采取中国 CPI 的分类方法,按照用途将商品划分为八大类:即食品、烟酒及用品、衣着、家庭设备用品及维修服务、医疗保健及个人用品、交通和通讯、娱乐教育文化用品及服务、居住。由于这种分类方法自 2001 年 1 月开始实施,所以采用 CPI 及其八大分类价格指数从 2001 年第 1 季度到 2013 年第 1 季度的对数环比增长率度量总体通货膨胀和部门通货膨胀。

2. 部门价格缺口

在计算部门价格缺口时,本文将 2000 年 12 月作为基期,并将 2000 年 12 月总体价格水平和各部门的价格水平都设定为 1,根据 CPI 及其八大分类价格指数推算出从 2001 年第 1 季度到 2013 年第 1 季度期间总体价格水平和各部门的价格水平,两者分别取自然对数后相减再进行 HP 滤波得到各部门的价格缺口。

3. 总体产出缺口、M2 增长率和基准利率

利用 CPI 将 2001 年第 1 季度到 2013 年第 1 季度期间的名义 GDP 折算为真实 GDP,先取自然对数然后采用 HP 滤波计算总体产出缺口。根据月末 M2 的存量计算月度 M2 的对数增长率,本季度 3 个月份的 M2 增长率之和即为本季度的 M2 增长率。基准利率采用中国银行间同业拆借加权平均利率。

^① 本文推导的部门新凯恩斯菲利普斯曲线存在通货膨胀惯性。当扰动项存在序列相关时,通胀滞后项与扰动项非正交,这样就会导致其他相关时序变量的滞后项也与扰动项相关,最终导致估计结果非一致和有偏。张成思(2012)在估计存在通货膨胀惯性的新凯恩斯菲利普斯曲线时,采用了 Godfrey(1994)提出的方法来处理这种序列相关。因此本文的过度识别约束检验均无法拒绝“正交性条件成立”的原假设,所以这种可能存在的序列相关并不影响本文 GMM 估计结果的一致性。

本文所有的样本数据都来自中经网统计数据库,并采用 X12 方法剔除上述变量中的季节效应。

(三)估计结果

GMM 估计的一致性取决于正交条件是否成立。本文采用 Hansen J 检验对八大部门的正交条件都进行了过度识别约束检验,均无法拒绝“正交性条件成立”的原假设(检验结果见表 1)。本文还采用 Stock 和 Yogo(2005)提出的广义 F 检验,检验可能存在内生性的提前一期的部门通货膨胀 $\pi_{j,t+1}$ 和部门价格缺口 $(\hat{p}_t - \hat{p}_j)$ 是否存在弱工具变量问题,发现广义 F 统计量都大于 10,即不存在弱工具变量问题(检验结果见表 1)。

中国 CPI 八大类商品价格粘性指数的估计值见表 2。在中国 CPI 八大类商品中,价格粘性最弱的是食品和居住,价格粘性指数分别为 26.98% 和 27.55%,这表示一个季度之后食品价格和居住价格保持不变的的概率分别为 26.98% 和 27.55%,也表示食品价格和居住价格的调整周期分

表 1 过度识别约束检验和弱工具变量检验

	过度识别约束检验		广义 F 检验	
	J 统计量	P 值	$\pi_{j,t+1}$	$(\hat{p}_t - \hat{p}_j)$
食品	3.5273	1.0000	65.4286	302.537
烟酒	3.8925	1.0000	90.2806	382.373
衣着	6.0708	1.0000	73.8942	614.176
家庭设备	3.3674	1.0000	159.4600	844.714
医疗保健	3.4074	1.0000	24.1948	148.756
交通通讯	5.0812	1.0000	230.364	225.009
娱教文化	4.4938	1.0000	51.968	2003.77
居住	3.2616	1.0000	15.1738	541.2

别为 1.37 个季度和 1.38 个季度。价格粘性最强的是家庭设备,价格粘性指数为 68.71%,这表示一个季度之后家庭设备价格保持不变的概率为 68.71%,也表示家庭设备价格的调整周期为 3.20 个季度。为了检验估计结果的稳健性,本文还采用劳动收入份额表示边际成本缺口,发现对估计结果影响不大。^①

表 2 还给出了 Bils 和 Klenow(2004)根据微观水平的价格调查数据估计的美国 CPI 各大类商品的价格粘性指数。由于中美两国 CPI 的分类口径不大一致,所以仅给出了与中国 CPI 分类口径有一定可比性的六类。其中,美国的食物(Food)、衣着(Apparel)和医疗(Medical care)三类与中国的食品、衣着和医疗保健三类的口径基本一致,但是价格粘性指数的差异很大。这与 Dhyne 等(2006)的研究结论是吻合的,即在

^① 采用与陈彦斌(2008)相同的处理方法,根据“城镇单位就业人员劳动报酬”占名义 GDP 的比例计算劳动收入份额。

不同国家和地区,各类商品的价格调整行为存在很大差异。在美国 CPI 的各类商品中,交通 (transportation) 类别的价格粘性最弱,其原因是价格调整最频繁的能源在交通类中占有 30% 左右的权重。在居住类别中,Bils 和 Klenow (2004) 仅估计了权重很小的家具 (Home furnishings) 的价格粘性指数,没有估计自有住房的等价租金、租金和水电燃气的价格粘性指数。

表 2 CPI 八大类商品的价格粘性指数 %

	产出缺口		劳动收入份额		Bils 和 Klenow (2004)	
	θ_j	95% 置信区间	θ_j	95% 置信区间	类别	θ_j
食品	26.98	(26.02, 27.95)	27.49	(26.77, 28.22)	食品	41.68
烟酒	61.36	(59.41, 63.31)	64.48	(63.48, 65.49)		
衣着	51.52	(47.06, 55.98)	52.91	(51.28, 54.55)	衣着	35.49
家庭设备	68.71	(67.88, 69.55)	74.30	(73.49, 75.12)		
医疗保健	38.51	(36.56, 40.47)	39.66	(37.55, 41.77)	医疗	74.37
交通通讯	52.42	(50.17, 54.66)	53.18	(49.54, 56.81)	交通	22.25
娱教文化	59.93	(57.61, 62.26)	60.28	(54.94, 65.61)	娱乐	69.79
居住	27.55	(25.25, 29.84)	29.68	(27.28, 32.10)	家具	39.87

四 货币政策分析

(一) 参数校准和估计

本文分别采用校准和贝叶斯估计两种方法来设定模型的参数,所有参数均在季度频率上进行校准和估计。因为下文要将部门价格粘性存在异质性情形的货币政策传导机制与所有部门完全同质情形下的货币政策传导机制进行对比,所以本文将参数估计的重点放在货币政策规则和各种外生冲击上,其他的参数采用校准的方法,这样可以保证这些参数在多部门经济和单部门经济中取值相同,从而使得对比分析不受这些参数的影响。^① 其中,各部门的支出权重 ξ_j 采用侯成琪等(2011)估计的中国 CPI 八

① 基于如下两个方面的原因,在 DSGE 模型的参数估计中,会有部分参数采用校准的方法来设定。(1) 贝叶斯估计的局限。为了能够准确的估计某一参数,可能需要某些特定的变量,比如估计生产函数需要产出以及劳动和资本等生产要素的观测数据,估计价格粘性指数需要通货膨胀和真实边际成本的数据。而贝叶斯估计要求外生冲击的个数要大于或者等于观测变量的个数。这意味着,要在估计中使用更多的观测变量以改善参数估计的质量,必须引入更多的外生冲击,但是这也增加了模型的不确定性从而影响参数估计的质量。(2) DSGE 模型的稳态由变量的稳态取值和参数的取值共同决定,因此参数的取值会存在相互影响。这也要求在贝叶斯估计前根据已有研究对部分参数进行校准。

大分类价格指数的权重;各部门的价格粘性指数 θ_j 采用表 2 中用产出缺口表示真实边际成本时的估计值。根据国内外相关研究的通行取法,将季度折现因子 β 设定为 $(0.96)^{1/4}$;将各部门的替代弹性系数参数 ε_j 设定为 6;采用对数效用函数,即将相对风险厌恶系数 σ 设定为 1;假设劳动投入具有单位真实工资弹性,即 $\varphi = 1$ 。

按照采用贝叶斯方法估计 DSGE 模型参数的规则,观测变量的个数要小于或者等于外生冲击的个数。本文建立的模型包含 9 个外生冲击:货币政策冲击和 8 个部门的供给冲击,所以在贝叶斯估计中使用如下 9 个观测变量:总产出和八个部门的通货膨胀。采用 CPI 定基指数将中国的名义季度 GDP 转换为真实季度 GDP 并采用 X12 方法剔除季节波动。为了与理论模型中的产出缺口相对应,将真实季度 GDP 取对数后采用 HP 滤波剔除长期趋势。采用中国 CPI 八大分类价格指数的季度环比增长率计算部门通货膨胀率并采用 X12 方法剔除季节波动。为了与理论模型中的零通胀稳态

表 3 多部门模型待估参数的先验分布和后验分布

参数	含义	先验分布	先验均值	后验均值	95% 置信区间
ϕ_y	产出缺口的反应系数	Gamma	0.125	0.1319	(0.0503, 0.2110)
ϕ_π	通货膨胀的反应系数	Gamma	1.500	2.2622	(1.8875, 2.6082)
ρ_1	利率平滑系数	Beta	0.8	0.2586	(0.1612, 0.3506)
ρ_r	利率冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.3309	(0.1715, 0.4962)
σ_r	利率冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0135	(0.0118, 0.0151)
ρ_1	食品供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.8468	(0.7447, 0.9601)
σ_1	食品供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0518	(0.0438, 0.0598)
ρ_2	烟酒供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.8191	(0.7093, 0.9305)
σ_2	烟酒供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0332	(0.0271, 0.0390)
ρ_3	衣着供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.8600	(0.7776, 0.9497)
σ_3	衣着供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0435	(0.0354, 0.0506)
ρ_4	家庭设备供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.8077	(0.6947, 0.9207)
σ_4	家庭设备供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0338	(0.0278, 0.0397)
ρ_5	医疗保健供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.7786	(0.6606, 0.8997)
σ_5	医疗保健供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0428	(0.0356, 0.0493)
ρ_6	交通通信供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.8066	(0.7011, 0.9158)
σ_6	交通通信供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0435	(0.0359, 0.0509)
ρ_7	娱教文化供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.8979	(0.8356, 0.9605)
σ_7	娱教文化供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0456	(0.0373, 0.0532)
ρ_8	居住供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.8508	(0.7584, 0.9409)
σ_8	居住供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0378	(0.0316, 0.0437)
γ	部门劳动的替代弹性系数	Gamma	1	1.6632	(1.2616, 2.0809)

相对应,本文通过对数差分计算通货膨胀率并进行去均值处理。因为从2001年1月起国家统计局调整了CPI的统计口径,所以本文的样本期从2001年第一季度至2013年第1季度。模型参数的贝叶斯估计结果如表3所示。表3分别给出了各待估参数的先验分布类型、先验分布均值、后验分布均值以及95%的置信区间。^①在估计的泰勒规则中,对产出缺口的反应系数为0.1319,对通货膨胀的反应系数为2.2622,表明中国货币当局更加重视稳定物价。^②各种冲击的一阶自相关系数和标准差均在合理的取值范围之内。

(二)多部门模型与单部门模型比较

在多部门新凯恩斯模型中,如果 J 个中间商品生产部门是完全同质的,则可以将同质的中间商品生产部门合并,从而多部门新凯恩斯模型退化为单部门新凯恩斯模型。单部门模型的均衡性条件见附录1所示。以中国GDP和CPI从2001年第1季度至2013年第1季度的历史数据为观测值,本文采用贝叶斯方法估计了单部门模型的参数(季度折现因子 β 、相对风险厌恶系数 σ 和劳动投入的单位真实工资弹性系数 φ 依然采用前文的校准值)。模型参数的贝叶斯估计结果如表4所示。表4分别给出了单部门模型各待估参数的先验分布类型、先验分布均值、后验分布均值以及95%的置信区间。

对比表3和表4中的估计值可以发现,即使是同一个参数,在多部门模型和单部门模型的估计值也有非常明显的差异,比如泰勒规则中的产出缺口和通货膨胀的反应系数以及利率平滑系数,在多部门模型中的估计值分别为0.1319、2.2622和0.2586,在单部门模型中的估计值分别为0.2505、1.5503和0.3256。此外,在单部门模型中加总的价格粘性系数 θ 的估计值为0.8031,大于表2中给出的CPI八大类商品的价格粘性系数。价格粘性系数等于0.8031意味着一个季度之后商品价格保持不变的概率为80.31%,也意味着商品价格的调整周期为5个季度。然而,即使是CPI八大类商品中价格粘性最强的家庭设备,其价格粘性指数也仅为0.6871。那么,到底是多部门模型

① 在利用Dyane软件对DSGE模型进行贝叶斯估计时,研究者需要选择先验分布、观测变量、优化算法以及Metropolis Hasting算法参数等选项,并根据一元诊断检验和多元诊断检验判断估计结果的收敛性。检验结果表明,本文的参数估计收敛性较好(限于篇幅,这里不汇报诊断检验的结果,感兴趣者可向作者索取)。

② 关于中国的泰勒规则是否符合“Taylor Principle”,国内的经验分析结果并不一致。谢平和罗雄(2002)、张屹山和张代强(2007)等研究发现中国的泰勒规则是不稳定的;但王建国(2006)发现1997年之后中国的泰勒规则是稳定的,郑挺国和王霞(2011)发现采用不同形式的泰勒规则 and 不同方法计算的产出缺口,会得到不同的估计结果。此外,当采用贝叶斯方法估计DSGE模型时,得到的泰勒规则一般是稳定的,比如肖争艳和彭博(2011)、王立勇等(2012)以及侯成琪和龚六堂(2013)等。

低估了价格粘性还是单部门模型高估了价格粘性呢？

表 4 单部门模型待估参数的先验分布和后验分布

参数	含义	先验分布	先验均值	后验均值	95% 置信区间
θ	价格粘性指数	Beta	0.8	0.8031	(0.6518, 0.9612)
ϕ_y	产出缺口的反应系数	Gamma	0.125	0.2505	(0.1086, 0.3876)
ϕ_π	通货膨胀的反应系数	Gamma	1.500	1.5503	(1.2746, 1.8266)
ρ_1	利率平滑系数	Beta	0.8	0.3256	(0.2207, 0.4299)
ρ_e	利率冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.3835	(0.2362, 0.5224)
σ_e	利率冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0141	(0.0118, 0.0159)
ρ_u	供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.3575	(0.1918, 0.5099)
σ_u	供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.1480	(0.1208, 0.1735)

首先,本文采用贝叶斯因子(Bayes factor)和后验概率等指标对多部门模型和单部门模型进行了比较,研究哪个模型可以更好的描述中国经济。根据贝叶斯因子进行模型比较的准则是:如果某种模型设定的贝叶斯因子大于 $\sqrt{10}$,则表示存在实质性证据(substantial evidence)支持该模型设定;如果贝叶斯因子大于 10,则表示存在强烈证据(strong evidence)支持该模型设定;如果贝叶斯因子大于 100,则表示存在决定性证据(decisive evidence)支持该模型设定。^① 表 5 的数据表明,在先验概率相等的条件下,以单部门模型为比较基准,多部门模型的贝叶斯因子为 1.0947×10^6 ;多部门模型的后验概率为 0.4884,单部门模型的后验概率为 0。这些证据都表明,与单部门模型相比,多部门模型可以更好的描述中国经济。这个结论意味着,单部门模型错误的估计(高估)价格粘性指数的可能性更大。

表 5 贝叶斯模型比较

	单部门模型	多部门模型	单部门模型 ($\theta = 0.3851$)
先验概率	1/3	1/3	1/3
贝叶斯因子	1	1.0947×10^6	1.1466×10^6
后验概率	0	0.4884	0.5115

其次,本文研究高估价格粘性是否会显著降低单部门模型拟合中国经济的水平。本文将价格粘性系数 θ 的取值校准为 CPI 八大类商品价格粘性指数的加权中位数(等于

① 关于如何采用贝叶斯方法进行模型比较,见 Greenberg(2008)。

0.3851),^①然后采用贝叶斯方法重新估计单部门模型,估计结果见表6。估计结果表明,泰勒规则中的产出缺口和通货膨胀的反应系数以及利率平滑系数的估计结果分别为0.1352、2.4590和0.2510,与多部门模型中的估计值非常接近。而且,表5所示的贝叶斯模型比较结果显示,相对于价格粘性系数 θ 取值0.8031的单部门模型,价格粘性系数 θ 取值0.3851的单部门模型的贝叶斯因子为 1.1466×10^6 ,后验概率为0.5115。这表明仅仅是改进价格粘性系数 θ 的估计值,就可以显著地改进单部门模型对中国经济的拟合水平。这个结论表明,单部门模型确实高估了价格粘性水平。

上面的分析表明,单部门模型会高估加总的价格粘性水平,从而降低了其与中国经济的拟合程度。本文认为,单部门模型会高估加总价格粘性的原因在于,单部门模型完全忽略了各部门的异质性价格波动,而在加总时这些部门异质性价格波动会相互抵消,从而导致加总经济的价格更具粘性。

表6 单部门模型待估参数的先验分布和后验分布($\theta = 0.3851$)

参数	含义	先验分布	先验均值	后验均值	95%置信区间
ϕ_y	产出缺口的反应系数	Gamma	0.125	0.1352	(0.0470, 0.2156)
ϕ_π	通货膨胀的反应系数	Gamma	1.500	2.4590	(2.1017, 2.8093)
ρ_1	利率平滑系数	Beta	0.8	0.2510	(0.1568, 0.3438)
ρ_v	利率冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.7887	(0.6456, 0.9319)
σ_v	利率冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0151	(0.0122, 0.0176)
ρ_u	供给冲击的一阶自相关系数	Beta	0.8	0.5596	(0.4106, 0.6979)
σ_u	供给冲击的标准差	逆 Gamma	0.1	0.0204	(0.0172, 0.0236)

(三) 货币政策冲击的传导

图1给出了在各部门的价格粘性存在异质性的多部门经济中,货币政策冲击对各部门产出和通货膨胀的影响。很显然,货币政策冲击对各部门的影响存在显著的差异。按照货币政策冲击对各部门产出的影响从小到大排序,依次为食品和居住、医疗保健、交通通讯和衣着、娱教文化和烟酒、家庭设备;按照货币政策冲击对各部门通货膨胀的影响从小到大排序,依次为家庭设备、娱教文化和烟酒、交通通讯和衣着、医疗保健、食品和居住。与各部门的价格粘性对比可以发现,一个部门的价格粘性越弱,则货币政策冲击对该部门的通货膨胀影响越大,对该部门的产出影响越小,比如食品和

① 至于为什么采用加权中位数而非加权平均数,见Bils和Klenow(2004)。

居住;一个部门的价格粘性越强,则货币政策冲击对该部门的产出影响越大,对该部门的通货膨胀影响越小,比如家庭设备。出现这种现象的原因在于,提高利率的紧缩货币政策会抑制总需求,各部门商品的需求都会下降。在价格可以灵活调整的部门,厂商可以迅速调整产品价格来实现市场出清和资源的优化配置,因此货币政策冲击对该部门的价格影响较大,对该部门的产出影响较小;在价格粘性较强的部门,厂商无法通过调整价格实现市场出清,从而只能削减产出,因此货币政策冲击对该部门的产出影响较大,对该部门的价格影响较小。

货币政策冲击对各部门影响的异质性对于当前中国的货币政策具有很强的现实意义。近年来中国食品和居住类价格上涨较快并带动 CPI 上涨的现象备受关注。之所以食品和居住类价格上涨较快,是因为食品和居住类的价格粘性较弱,从而当货币当局试图通过宽松的货币政策刺激经济平稳增长时,食品和居住类价格会率先上涨。因为食品和居住类价格在中国 CPI 中占有 50% 以上的权重,所以这两类价格的快速上涨会带动 CPI 的快速上涨。而为了抑制食品和居住类价格过快上涨而实施的紧缩货币政策虽然可以抑制通货膨胀,但是会导致并未出现通货膨胀的家庭设备等价格粘性较强部门的产出大幅下降。很显然,部门异质性加大了货币政策实施的难度,很容易导致货币政策顾此失彼。货币当局应该如何统筹考虑各个部门的异质特征从而更好的实现稳定经济的目标,是近年来货币经济学领域新兴的一个前沿课题, Bouakez 等 (2009)、Nakamura 和 Steinsson (2010)、Siviero 和 Veronese (2011) 和 Eusepi 等 (2011) 等对该问题进行了初步的探讨。

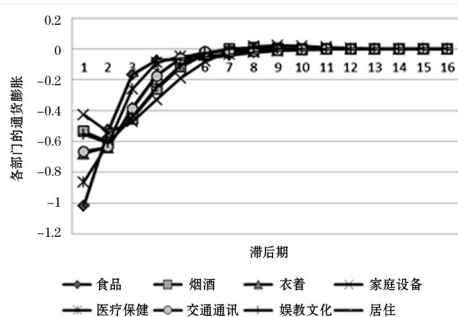
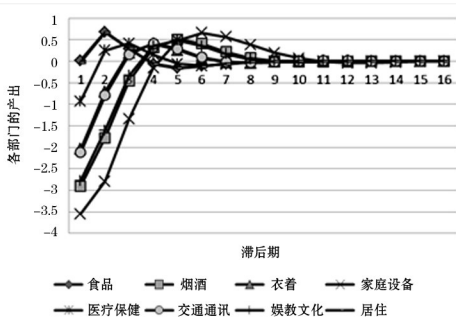


图1 货币政策冲击对各部门的产出和通货膨胀的影响

图2给出了在各部门的价格粘性存在异质性的多部门新凯恩斯模型中,货币政策冲击对加总的产出和通货膨胀的影响,并与假设所有部门完全同质的单部门新凯恩斯模型进行对比。对比结果表明,如果单部门模型中加总的价格粘性指数采用被高估的贝叶斯估计值,即 $\theta = 0.8031$,则单部门模型中的货币政策冲击表现出远超多部门模

型的非中性特征,即对产出的影响很大而对通货膨胀的影响很小;如果单部门模型中加总的价格粘性指数采用多部门模型中八大类商品价格粘性指数的加权中位数,即 $\theta = 0.3851$,则单部门模型中货币政策冲击对加总产出和通货膨胀的影响与多部门模型非常相近。这与 Bils 和 Klenow(2004)的结论是相同的。Bils 和 Klenow(2004)在研究美国 CPI 及其大类商品的价格粘性水平时发现,各类商品的价格粘性水平表现出非常明显的非正态分布特征,从而建议采用加权中位数的方法计算加总的价格粘性水平;而且,如果在单部门模型中采用多部门模型中各类商品价格粘性指数的加权中位数校准加总的价格粘性指数,则单部门模型可以很好的近似多部门模型中货币政策冲击对加总产出和通货膨胀的反应。这也是在前文的对比分析中加总的价格粘性指数取值为各类商品价格粘性指数加权中位数的原因。

本文第三部分的研究表明,在单部门新凯恩斯模型的菲利普斯曲线中,产出缺口 \tilde{y}_t 和劳动收入份额 l_t 的系数不是 $\lambda \equiv (1 - \beta\theta)(1 - \theta)/(1 + \beta)\theta$,而是 λ 乘以未知的某个常数,从而在单部门新凯恩斯模型的菲利普斯曲线中 λ 和 θ 是不可识别的,即很难通过对新凯恩斯菲利普斯曲线的结构化估计得到加总的价格粘性指数的估计值。而本节的研究表明,单部门新凯恩斯模型的贝叶斯估计会高估加总的价格粘性指数。因此,首先估计各类商品的价格粘性指数,然后通过计算加权中位数来校准加总的价格粘性指数,是一个比较可靠的方法。

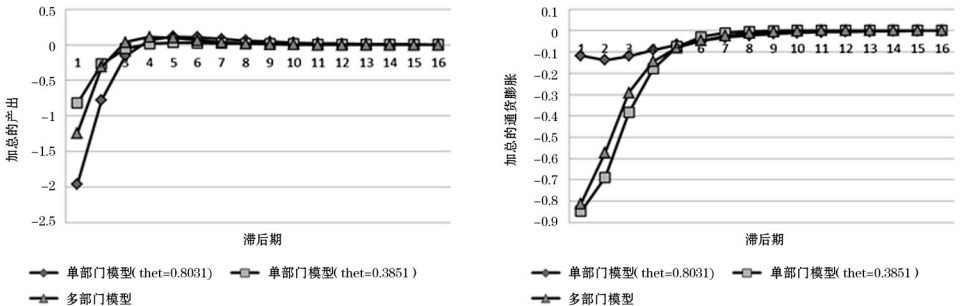


图2 货币政策冲击对加总的产出和通货膨胀的影响

五 结论

国外已有的研究表明,各类商品的价格粘性存在显著的差异,而且价格粘性的异质性对于货币政策的传导机制具有至关重要的影响。本文按照中国 CPI 八大类商品

的划分方法将中国经济划分为八个部门,提出了一种采用宏观经济数据对部门新凯恩斯菲利普斯曲线进行结构化 GMM 估计的方法来估计中国 CPI 八大类商品的价格粘性指数,发现各类商品的价格粘性存在非常显著的差异。其中,价格粘性最弱的是食品和居住,其价格调整周期分别为 1.37 个季度和 1.38 个季度;价格粘性最强的是家庭设备,其价格调整周期为 3.20 个季度。

货币政策分析的结果表明,货币政策冲击对各部门产出和通货膨胀的影响取决于部门的价格粘性水平——部门价格粘性越强,则货币政策冲击对部门产出的影响越大、对部门通货膨胀的影响越小,反之亦然。本文的研究还发现,单部门新凯恩斯模型的贝叶斯估计会高估加总的价格粘性水平,而用各类商品价格粘性指数的加权中位数校准加总的价格粘性指数可以使单部门新凯恩斯模型较好的近似多部门新凯恩斯模型中货币政策冲击对加总产出和通货膨胀的反应。

在部门异质性条件下研究货币经济的相关问题,不仅是近年来货币经济学领域新兴的一个前沿课题,而且对于当前中国的货币政策具有很强的现实意义。近年来中国食品和居住类价格上涨较快并带动 CPI 上涨的现象备受关注,而部门异质性的存在导致货币政策经常顾此失彼。如何统筹考虑各个部门的异质特征从而使货币政策更好的实现稳定经济的目标,将是货币当局和经济学界亟待解决的重要课题。

参考文献:

- 陈彦斌(2008):《中国新凯恩斯菲利普斯曲线研究》,《经济研究》第 12 期。
- 侯成琪、龚六堂、张维迎(2011):《核心通货膨胀:理论模型与经验分析》,《经济研究》第 2 期。
- 侯成琪、龚六堂(2013):《食品价格,核心通货膨胀与货币政策目标》,《经济研究》第 11 期。
- 王建国(2006):《泰勒规则与中国货币政策反应函数的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第 3 期。
- 王立勇、张良贵、刘文革(2012):《不同粘性条件下金融加速器效应的经验研究》,《经济研究》第 10 期。
- 谢平、罗雄(2002):《泰勒规则及其在中国货币政策中的检验》,《经济研究》第 3 期。
- 肖争艳、彭博(2011):《住房价格与中国货币政策规则》,《统计研究》第 11 期。
- 张成思(2009):《中国 CPI 通货膨胀率子成分动态传导机制研究》,《世界经济》第 11 期。
- 张成思(2012):《全球化与中国通货膨胀动态机制模型》,《经济研究》第 6 期。
- 张成思、刘志刚(2007):《中国通货膨胀率持久性变化研究及政策含义分析》,《数量经济技术经济研究》第 3 期。
- 张屹山、张代强(2007):《前瞻性货币政策反应函数在中国货币政策中的检验》,《经济研究》第 3 期。
- 郑挺国、王霞(2011):《泰勒规则的实时分析及其在中国货币政策中的适用性》,《金融研究》第 8 期。
- Ávarez, J.; Dhyne, E.; Hoerichs, M.; Kwapil, C.; Le Bihan, H.; Lunnemann, P.; Martins, F.; Sabbatini, R.; Stahl, H.; Vermeulen P. and Vilmunen, J. “Sticky Prices in the Euro Area: A Summary of New Micro Evidence.” *Journal of the European Economic Association*, 2006, 4, pp. 575–584.

- Bils, M. and Klenow, J. "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices." *Journal of Political Economy*, 2004, 112(5), pp.947-985.
- Bouakez, H.; Cardia, E. and Ruge-murcial, J. "The Transmission of Monetary Policy in a Multisector Economy." *International Economic Review*, 2009, 50(4), pp.1243-1266.
- Calvo, A. "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework." *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12(3), pp.383-398.
- Carvalho, C. "Heterogeneity in Price Stickiness and the Real Effects of Monetary Shocks." *Frontiers of Macroeconomics*, 2006, 2(1), Article 1.
- Carvalho, C. and Dam, A. "The Cross-Sectional Distribution of Price Stickiness Implied by Aggregate Data." *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, 2010, no. 419.
- Christiano, J.; Eichenbaum, M. and Evans, L. "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy*, 2005, 113(1), pp.1-45.
- Chen, Yanbin and Huo, Zhen. "A Conjecture of Chinese Monetary Policy Rule: Evidence from Survey Data, Markov Regime Switching and Drifting Coefficients." *Annals of Economics and Finance*, 2009, 10(1), pp.111-153.
- Clarida, R.; Gali, J. and Gertler, M. "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory." *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(1), pp.147-180.
- Dhyne, E.; Álvarez, J.; Le Bihan, H.; Veronese, G.; Dias, D.; Hoffmann, J.; Jonker, N.; Lunne-mann, P.; Rumler, F. and Vilmunen, J. "Price Setting in the Euro Area and the United States: Some Facts from Individual Consumer Price Data." *Journal of Economic Perspectives*, 2006, 20, pp.171-192.
- Eusepi, S.; Hobijn, B. and Tambalotti, A. "CONDI: A Cost-of-Nominal-Distortions Index." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2011, 3(3), pp.53-91.
- Gali, J. *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*. Princeton University Press, 2008.
- Gali, J. and Gertler, M. "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Approach." *Journal of Monetary Economics*, 1999, 44(2), pp.195-222.
- Gali, J.; Gertler, M. and López-Salido, D. "European Inflation Dynamics." *European Economic Review*, 2001, 45(7), pp.1237-1270.
- Gali, J.; Gertler, M. and López-Salido, D. "Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve." *Journal of Monetary Economics*, 2005, 52, pp.1107-1118.
- Godfrey, L. "Testing for Serial Correlation by Variable Addition in Dynamic Models Estimated by Instrumental Variables." *Review of Economics and Statistics*, 1994, 76, pp.550-559.
- Greenberg, E. *Introduction to Bayesian Econometrics*. Cambridge University Press, 2008.
- Horvath, M. "Sectoral Shocks and Aggregate Fluctuations." *Journal of Monetary Economics*, 2000, 45, pp.69-106.
- Nakamura, E. and Steinsson, J. "Five Facts about Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models." *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(4), pp.1415-1464.

Nakamura, E. and Steinsson, J. "Monetary Non-Neutrality in a Multi-Sector Menu Cost Model." *Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125(3), pp.961-1013.

Shapiro, M. and Watson, M. "Sources of Business Cycle Fluctuations," in S. Fischer eds., *NBER Macroeconomics Annual*. Cambridge: MIT Press, 1988, pp.111-148.

Siviero S. and Veronese, G. "A Policy-Sensible Benchmark Core Inflation Measure." *Oxford Economic Papers*, 2011, 63(4), pp.648-672.

Stock, H. and Yogo, M. "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression," in K. Andrews and H. Stock, eds., *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge University Press, 2005.

Taylor, B. "Discretion versus Policy Rules in Practice." *Canergie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1993, 39, pp.195-214.

Vermeulen, P.; Dias, D.; Dossche, M.; Gautier, E.; Hernando, I.; Sabbatini, R. and Stahl, H. "Price Setting in the Euro Area: Some Stylised Facts from Individual Producer Price Data and Producer Surveys." ECB working paper, 2006.

Zhang, Chengsi; Osborn, R. and Kim, H. "The New Keynesian Phillips Curve: from Sticky Inflation to Sticky Prices." *Journal of Money, Credit and Banking*, 2008, 40(4), pp.667-699.

附录 1: 单部门新凯恩斯模型的均衡性条件

多部门新凯恩斯模型中关于厂商的均衡性条件,即方程(2)、(3)、(4)和(7),在单部门新凯恩斯模型中分别转化为:

$$Y_t = A_t N_t \quad (\text{a1})$$

$$\ln A_t = \rho_u \ln A_{t-1} + u_t \quad (\text{a2})$$

$$MC_t = W_t / A_t \quad (\text{a3})$$

$$\pi_t = \frac{\beta}{1+\beta} E_t \{ \pi_{t+1} \} + \frac{1}{1+\beta} \pi_{t-1} + \lambda \hat{m}_t \quad (\text{a4})$$

其中 $\lambda \equiv (1 - \beta\theta)(1 - \theta)/(1 + \beta)\theta$ 。在多部门新凯恩斯模型中关于家庭的均衡性条件中,关于消费的一阶条件不变,关于劳动供给的一阶条件为:

$$N_t^\varphi C_t^\sigma = W_t \quad (\text{a5})$$

关于货币政策的均衡性条件依然为方程(10)和(11)。

附录 2: 数量型货币政策规则下的分析结果

采用 MIU(money in utility)的方式在模型中引入货币,代表性家庭的效用函数为:

$$U_t = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{m_t^{1-\nu}}{1-\nu} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (\text{a6})$$

其中 $m_t = M_t/P_t$ 为真实货币余额, M_t 为名义货币余额。假设中央银行采用控制名义货币增长率 G_t 的方式执行货币政策,其中 $G_t = M_t/M_{t-1}$, 则 $m_t = \frac{G_t}{\Pi_t} m_{t-1}$ 。在稳态附近对数线性化后得到:

$$\hat{m}_t = \hat{m}_{t-1} - \pi_t + \hat{g}_t \quad (\text{a7})$$

这里 g_t 表示货币政策冲击,服从 AR(1) 过程 $g_t = \rho_g g_{t-1} + u_{g,t}$, 其中 $u_{g,t} \sim N(0, \sigma_g^2)$ 。

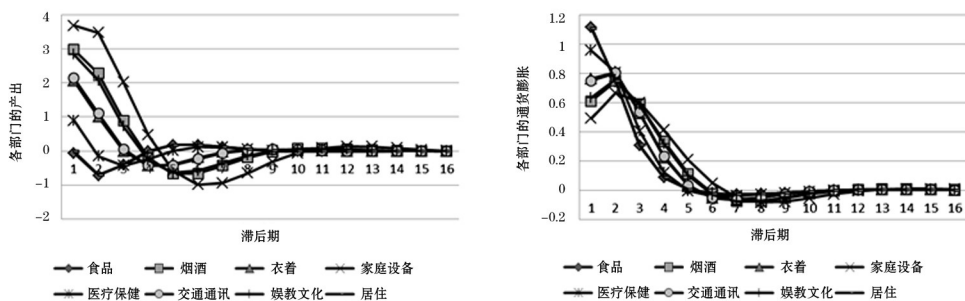
采用式 (a7) 所示的数量

附表 数量型货币政策规则下的贝叶斯模型比较

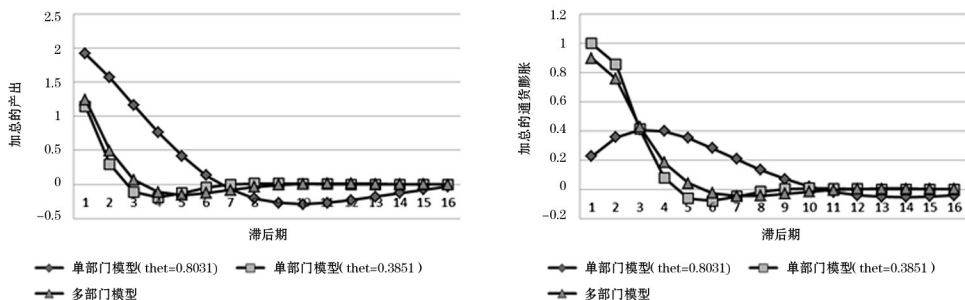
型货币政策规则代替式 (10) 所示的价格型货币政策规则, 本文重新估计了多部门新凯恩斯模型和单部门新凯恩斯模型, 发现正文得到的

	单部门模型	多部门模型	单部门模型 ($\theta = 0.3851$)
先验概率	1/3	1/3	1/3
贝叶斯因子	1	2556	78
后验概率	0.0004	0.9700	0.0296

分析结果依然成立。首先, 在多部门经济中, 货币政策冲击对各部门产出和通货膨胀的影响取决于部门的价格粘性水平——部门价格粘性越强, 则货币政策冲击对部门产出的影响越大、对部门通货膨胀的影响越小, 反之亦然 (见附图 1)。其次, 单部门新凯恩斯模型的贝叶斯估计会高估加总的价格粘性水平, 其估计值为 0.8036, 与采用价格型货币政策规则得到的估计值基本相同; 而且, 用各类商品价格粘性指数的加权中位数校准加总的价格粘性指数可以显著提高单部门模型对中国经济的拟合程度 (见附表), 并使单部门新凯恩斯模型较好的近似多部门新凯恩斯模型中货币政策冲击对加总产出和通货膨胀的影响 (见附图 2)。



附图 1 数量型货币政策冲击对各部门的产出和通货膨胀的影响



附图 2 数量型货币政策冲击对加总的产出和通货膨胀的影响

(截稿: 2014 年 4 月 责任编辑: 贾中正)