

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2014.06.06

部门冲击与整体冲击的宏观经济效应分析^{*}

——以 8 大部门供给冲击对整体通货膨胀的影响为例

陈利锋

(中共广东省委党校 经济学教研部,广州 510053)

摘要:基于不同部门异质性显著存在的事实,以我国统计 CPI 的 8 大部门为例,采用 2002 年第 1 季度至 2012 年第 4 季度的数据,考察部门外生供给冲击与总供给冲击对于整体通货膨胀的影响,发现食品部门供给冲击对于整体通货膨胀的冲击效应最大,并且不同部门的外生供给冲击对于整体通货膨胀具有不同的冲击效应;在此基础上,条件方差分解的结果表明,食品部门、衣着部门供给冲击以及总供给冲击在推动整体通货膨胀波动中扮演着重要的角色,而其余部门供给冲击对于整体通货膨胀波动具有相对较小但却持续性较强的作用。研究表明,忽略不同部门的异质性而基于整体经济建模,可能引起结论的偏误;我国食品部门供给冲击对于通货膨胀具有最大的效应,稳定物价首先需要稳定食品部门的价格。

关键词:部门冲击;整体冲击;供给冲击;通货膨胀;冲击效应;动态随机一般均衡;结构动态因子;CPI
中图分类号:F015;F822.5;F224.0 **文献标志码:**A **文章编号:**1674-8131(2014)06-0043-09

一、引言

近十年来,由于新凯恩斯主义模型在对现实经济的刻画上具有不可替代的优势,因而其成为各国中央银行与政策制定者进行宏观经济分析与政策效应评估的重要工具。然而,新凯恩斯主义模型在不断逼近现实经济的过程中却存在一个显著的不足,即忽略不同部门之间的差异或者异质性而将现实经济看做一个整体,陈利锋(2014a)将这一建模方式称为基于整体经济的建模方式。显然,这一建模方式与现实存在严重的不一致,因为现实经济中不同部门之间存在较大的差异。

针对这一不足,Foerster 等(2011)构建了一个基于部门异质性的结构动态因子模型以考察部门冲击与整体冲击的效应,研究发现部门冲击与整体冲击对于产出具有不同的冲击效应。这表明基于整体经济建模来考察外生冲击的效应可能由于模型设定偏误而造成结论的偏误。王佳和张金水(2011)对结构动态因子模型进行改进,并考察了 7 部门动态随机一般均衡模型中部门冲击与整体冲击的效应;王佳和王文周等(2013)进一步对 7 部门动态随机一般均衡模型进行改进,以包含资本与劳动的不可替代性,进而考察了部门冲击与整体冲击的效应。这些研究主要考察的是外生冲击对于产

* 收稿日期:2014-07-12;修回日期:2014-09-22

基金项目:国家社会科学基金资助项目(13BJL056)“城镇间真实差距与我国城镇化研究”;教育部人文社会科学基金资助项目(13YJC790229)“中央银行沟通与通货膨胀预期管理研究”;广东省自然科学基金资助项目(S2012040007167)“中央银行沟通与货币政策有效性研究”

作者简介:陈利锋(1982—),男,湖北黄冈人;副教授,博士,在中共广东省委党校任教,主要从事货币与金融经济学、劳动经济学研究。

出的效应,在进行模型动态分析的过程中,这些模型均缺少对于价格的分析。但是现实经济中,价格以及与之相关的通货膨胀或者消费者物价指数(即CPI)是政策制定者、企业以及消费者十分关注的变量,并且通货膨胀也是评估宏观经济政策效果的重要指标。因此,在结构动态因子模型中引入价格以及通货膨胀因素具有重要的现实意义。

但是,如何在模型中引入通货膨胀呢?由于已有的结构动态因子均基于变量的实际值(Real Value)建模,因而一个可供选择的途径是采用名义变量(Nominal Variable)建模,从而可以将部门以及整体价格水平引入模型框架中。但是如果在模型中引入部门价格水平与整体价格水平,与之相关的另一个问题是,如何将二者联系起来呢?参考 Le Bihan 和 Matheron (2012) 以及侯成琪和龚六堂(2013)关于核心通货膨胀的研究,我们通过新凯恩斯主义经济学的元素将部门与整体产出水平、部门与整体价格水平联系起来,并且设定价格水平的调整存在名义价格刚性,具体表现为在任意时期仅有部分企业进行价格调整。名义刚性的引入使得模型能够更好地反映现实经济,因为现实经济中并非所有的企业均同时同步调整产品价格。之所以在结构动态因子模型中引入新凯恩斯主义元素,原因在于新凯恩斯主义模型框架较好地刻画了中国经济的现实,即具有较强垄断势力的国有企业与面临激烈竞争的市场环境的中小企业并存(王君斌等, 2010)。

目前,我国在CPI统计过程中,采用的是对食品部门、烟酒部门、衣着部门、家庭设备生产及维修服务部门、医疗保健部门、交通通讯部门、娱乐教育文化部门以及居住部门8个部门物价水平加权的方法。基于这一事实,本文构建了一个8部门的新凯恩斯主义动态随机一般均衡—结构动态因子模型,并基于这一模型考察8个不同部门的供给冲击以及总供给冲击对于整体通货膨胀水平的影响^①。研究发现,食品部门的外生供给冲击对于整体通货膨胀具有最大的冲击效应,而总供给冲击的效应相对较小;更重要的是,不同部门的外生冲击对于整体通货膨胀具有不同的冲击效应,并且部门冲击效应与

总体冲击效应存在较大的差异。这些发现意味着:(1)如果忽略部门之间的差异而基于整体经济建模来考察外生冲击对通货膨胀的影响,则可能导致由于模型设定偏误而引起的结论偏误;(2)食品部门供给冲击对于通货膨胀具有最大的效应,因此,如果政府需要稳定物价,则首先需要稳定食品部门的价格。

在脉冲响应函数分析的基础上,本文进一步采用条件方差分解的方法考察了不同部门的外生供给冲击与总供给冲击在推动整体通货膨胀波动中的作用。研究表明,食品部门、衣着部门的外生供给冲击以及总供给冲击在推动整体通货膨胀波动过程中扮演着重要的角色;而家庭设备部门、交通通讯部门、医疗保健部门、居住部门、烟酒部门以及娱乐教育文化部门的供给冲击在推动整体通货膨胀波动过程中的作用则相对较小,但这些部门的外生供给冲击对于整体通货膨胀波动的推动作用具有相对较强的持续性。

与已有的研究相比,本文主要做了如下工作:(1)基于我国CPI构成的8大部门建立了一个包含8个不同部门的多部门新凯恩斯主义动态随机一般均衡—结构动态因子模型,并基于这一模型考察了部门冲击与整体冲击对于整体通货膨胀的影响;(2)采用条件方差分解的方法考察了不同部门和整体的外生冲击在推动整体通货膨胀波动中的作用。

二、模型与设定

基于研究目的且不失一般性,本文的模型经济中仅包含了作为消费者的家庭以及作为生产者的企业,并且企业部门由构成CPI的8大部门组成。家庭作为消费者,其追求的目标为最大化其一生效用的贴现值(Discounted Value)之和;家庭的消费支出由家庭成员为8大部门生产企业提供劳动力所获得的工资来承担。与已有的新凯恩斯主义模型类似,家庭可以进行物质资本的积累,物质资本积累具有与储蓄类似的功能,进而家庭可以实现其一生消费的平滑化(Smoothing)。通过向企业提供物质资本,家庭还可以获得租金。不过,由于物质资本

^①需要说明的是,本文所建立的多部门模型与陈利锋(2014a)所指出的多部门模型具有一定的差异。后者的多部门模型指的是包含正规部门与非正规部门的模型,并未对正规部门与非正规部门的具体产业部门构成进行详细的分类研究;而本文则是从CPI构成的角度建立多部门模型,建模的思路是基于不同产业部门之间的差异。

具有一定的专用性特征,因而物质资本投资存在调整成本(Adjustment Cost)。物质资本投资调整成本的存在具有重要的作用:当外生冲击发生时,某一特定部门的投资难以及时做出调整,进而使得外生冲击的效用更具持久性(陈利锋,2014b)。已有的研究,如杨柳等(2014)发现这一调整成本在当前的中国是客观存在的。家庭消费的产品来源于构成CPI的8大部门,这些部门的生产企业雇佣家庭的劳动,采用Cobb-Douglas技术生产出具有差异性的中间产品,并将其加总为最终产品;企业将加总之后的产品出售给家庭供其消费。家庭与企业通过以上关系而紧密联系在一起,进而构成了本文模型经济的主要元素。

模型经济中生活着大量具有无限生命的家庭,这意味着模型经济中不存在家庭的消亡。同样,模型经济中也不存在人口的增长,这一设定主要是为了分析的便利考虑,也可以使我们集中分析代表性家庭的优化问题^①。

1. 代表性家庭的行为

家庭成员购买8大部门企业生产的产品进行消费,并向8大部门企业提供劳动力。与Merz(1995)以及Galí(2013)等已有的新凯恩斯主义经济学研究类似,家庭不同成员之间是完全风险共享的^②。具体的,家庭最大化如下效用函数:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \sum_{j=1}^8 \{ (1 - \sigma)^{-1} [C_t(j)^{1-\sigma} - 1] - \chi(1 + \eta)^{-1} N_t(j)^{1+\eta} \} \quad (1)$$

其中 $0 < \beta < 1$ 为贴现因子, $C_t(j)$ 与 $N_t(j)$ 分别表示第 j 种产品的消费和部门 j 使用的劳动投入, σ 和 η 分别为消费和就业的风险偏好系数, χ 为保证稳态存在的参数。基于本文的研究目的,部门 j 取值为1至8,分别表示食品(部门1)、烟酒(部门2)、衣着(部门3)、家庭设备生产及维修服务(部门4)、医疗保健(部门5)、交通通讯(部门6)、娱乐教育文化(部门7)以及居住(部门8)。与王佳等(2013)和Foerster等(2011)的研究类似,基于分析的便利性

考虑,家庭对于各个部门生产的产品的消费风险偏好系数以及劳动的风险偏好系数均相同,即家庭成员的消费偏好与就业偏好具有跨部门不变的特征。则资源约束为:

$$P_t I_t + \sum_{j=1}^8 P_t(j) C_t(j) = \sum_{j=1}^8 W_t(j) N_t(j) + P_t R_t^k K_t \quad (2)$$

其中, $P_t(j)$ 为第 j 种产品的价格, $W_t(j)$ 为部门 j 的工资水平, P_t 为经济中的整体价格水平或者CPI,并且CPI与部门价格水平 $P_t(j)$ 满足如下关系:

$$P_t = \left[\sum_{j=1}^8 \omega_j P_t(j)^{1-\varepsilon_p(j)} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_p(j)}} \quad (3)$$

其中, ω_j 为部门 j 的价格在CPI中的权重(Weight), $\varepsilon_p(j)$ 为不同部门生产的不同产品之间的替代弹性, R_t^k 为物质资本租金率, I_t 和 K_t 分别为投资和物质资本;且不同部门由于对于投资品的要求存在一定的差异,因而物质资本投资存在一定的不可逆性,即投资调整或导致成本。基于此,与Christiano等(2005)以及Galí等(2007)的研究类似,部门 j 的物质资本的动态积累方程为:

$$K_t(j) = (1 - \delta)K_{t-1}(j) + K_{t-1}(j)S\left(\frac{I_t(j)}{K_{t-1}(j)}\right) \quad (4)$$

投资调整成本函数满足: $S(\delta) = \delta, S'(\delta) = 1, S'' > 0, \delta$ 为折旧率。

2. 部门生产企业的行为

部门 j 的生产函数为如下Cobb-Douglas函数:

$$Y_t(j) = \exp[s_t(j)] K_{t-1}(j)^{\alpha_j} N_t(j)^{1-\alpha_j} \quad (5)$$

其中, α_j 为部门 j 物质资本对于产出的弹性系数; $s_t(j)$ 为供给冲击,Foerster等(2011)依据美国的数据将其设定为随机游走(Random Walk)形式,但是我国学者,如王佳等(2013)以及武康平和胡谍(2011)等在动态随机一般均衡模型建模中均将其设定为平稳的一阶自回归过程。具体的,供给冲击为:

$$s_t(j) = \rho s_{t-1}(j) + e_t^s(j) + v_j s_t \quad (6)$$

^① 已有研究中的新凯恩斯主义动态随机一般均衡模型,如Smets和Wouters(2007)、Galí等(2012)、王君斌和王文甫(2010)以及陈利锋(2014a)等的研究也均采用这一设定方式。

^② 这里设定家庭成员完全风险共享主要是为了分析的便利性考虑。陈利锋(2014c)基于非完全风险共享建模,发现家庭成员之间的风险共享程度主要影响的是失业的持续性。由于本文主要分析的是通货膨胀,因而与大多数已有的新凯恩斯主义模型类似,设定家庭成员完全风险共享。

其中, ρ 为供给冲击的持续性, e_t 服从均值为 0、方差为 σ_a^2 的独立白噪声过程, s_t 为总供给冲击, v_j 为部门 j 对于总供给冲击的反应程度。显然, 当 $v_j = 0$ 时, 经济中仅存在部门供给冲击; 而当 $v_j = 1$ 时, 整体冲击一一对应地反映在部门供给冲击中。

3. 优化条件

基于以上设定, 家庭效用最大化问题的一阶条件为:

$$\lambda N_t(j)^{1+\eta} = P_t(j) C_t(j)^{-\sigma} Y_t(j) (1 - \alpha_j) \quad (7)$$

$$\mu_t(j) = \beta \mu_{t+1}(j) [(1 - \delta) + S(\Gamma_{j,t+1}) - \Gamma_{j,t+1}(j) S'(\Gamma_{j,t+1})] + \alpha_j \lambda_t(j) \frac{Y_t(j)}{K_t(j)} \quad (8)$$

$$\mu_t(j) = [S'(\frac{I_t(j)}{K_t(j)})]^{-1} \quad (9)$$

其中, $\lambda_t(j) = P_t(j) C_t(j)^{-\sigma}$ 和 $\mu_t(j)$ 分别为式(2)和式(4)的动态拉格朗日乘子 (Lagrange Multiplier)。式(7)为各部门消费和就业的最优决策方程, 式(8)为最优物质资本投入决策, 式(9)为最优投资决策条件。式(9)表明, $\mu_t(j)$ 即为部门 j 的“Tobin's Q”。

4. 市场出清

定义 $\pi_t = \ln(\frac{P_t}{P_{t-1}})$ 为整体通货膨胀水平, 而 $\pi_{jt} = \ln[\frac{P_t(j)}{P_{t-1}(j)}]$ 为部门 j 的通货膨胀水平。依据式(3)可知, 二者之间存在如下关系:

$$\pi_t = \sum_{j=1}^8 \omega_j \pi_{jt} \quad (10)$$

式(10)意味着整体通货膨胀水平为部门通货膨胀水平的加权平均, 这与我国 CPI 的核算方式一致。式(2)构成了模型经济中的资源约束, 式(4)反映了投资的动态变化, 式(5)为企业的消费品生产函数, 式(7)至(9)为模型优化条件, 式(10)反映了部门通货膨胀与整体通货膨胀之间的联系, 式(6)反映了部门冲击与整体冲击之间的联系。因此, 模型经济中包含了 185 个方程 ($6N + 2N^2 = 176$, 以及 9 个外生冲击)。另外, 当市场出清时, 经济中的总资本为 8 部门资本的加权和, 即:

$$K_t = \sum_{j=1}^8 \omega_j K_t(j) \quad (11)$$

而总产出与部门产出之间的关系为:

$$Y_t = \sum_{j=1}^8 \int_0^1 [Y_t(j, i)]^{1-\frac{1}{\varepsilon_j}} di]^{\frac{\varepsilon_j}{\varepsilon_j-1}} \quad (12)$$

ε_j 为各部门的不同商品的替代弹性, $Y_t(j, i)$ 为部门 j 第 i 家企业的产出, $\int_0^1 [Y_t(j, i)]^{1-\frac{1}{\varepsilon_j}} di]^{\frac{\varepsilon_j}{\varepsilon_j-1}}$ 为部门 j 的产出水平。式(12)意味着总产出为各部门产出之和。

三、模型的参数化

本部分对上述模型进行参数化处理。以上模型中包含了 185 个带预期 (Expectation) 的对数线性差分 (Log-Linear Difference) 方程, 一般而言无法求得显式解, 因而只能依赖模型仿真 (Simulation) 技术刻画外生冲击下模型主要变量的动态反应路径, 即脉冲响应函数 (Impulse Response Function)。而在得到脉冲响应函数之前, 则需要对模型的结构参数进行赋值, 这一方法被实际经济周期理论以及之后的研究称为校准 (Calibration)。这一过程的目的在于通过使用已有研究中得到的结构性参数, 使得本文第二部分建立的新凯恩斯主义动态随机一般均衡—结构动态因子模型成为刻画中国经济的框架。

1. 基础参数的校准

对于贴现因子 β 的取值, 可以依据我国现实的物价数据进行估算, 这一方法为王君斌和王文甫 (2010) 等所使用。依据我国自 2002 年第 1 季度至 2012 年第 4 季度的物价数据可知, 在此期间我国物价平均上涨的速度约为 2%, 因而可以将贴现因子的取值设定为 0.98, 这一取值与 He 等 (2007) 使用中国数据估计的结果较为接近。

对于消费的风险偏好系数 σ 的取值, 依据国内外大多数研究估算的结果, 这一参数的取值为 1。这意味着式(1)效用函数关于消费的函数形式为对数形式, 这与王佳等 (2013) 的研究是一致的。而劳动的风险偏好系数 η 的取值, 则依据薛鹤翔 (2010) 的研究将其设定为 6.16。

稳态投资成本函数的二阶导数 S'' 度量了部门 j 的投资 $I_t(j)$ 对于部门的“Tobin's Q”, 即 $\mu_t(j)$ 的反应系数, 依据 Zhang (2009) 的研究将其取值设定为 δ^{-1} ; 跨部门不变的物质资本折旧率 δ 的取值, 则依据 He 等 (2007) 的研究将其设定为 0.04。

模型经济中包含了 8 个部门的供给冲击以及总

供给冲击,所有外生冲击均具有相同的持续性以及标准差,这一设定的目的在于可以比较相同大小的外生冲击下不同部门响应程度的大小。在已有的研究中,也经常设定一个单位标准差的外生冲击对

于模型主要变量的影响。依据刘斌(2008)采用中国数据贝叶斯估计的结果,总供给冲击的持续性 ρ 为 0.89,对应的标准差 σ_a 的取值为 0.078。

表 1 基础参数的校准

参数	β	σ	η	S''	δ	ρ	σ_a
校准值	0.98	1	6.16	δ^{-1}	0.04	0.89	0.078

2. 稳态参数的校准

对于一些涉及部门权重的参数需要采用模型变量的稳态值进行校准。对于部门价格在 CPI 中的权重参数 ω_j , 可以依据实际数据的平均值进行估算。参考国家统计局在 2011 年对各部门价格在 CPI 中所占的权重调整之后的结果, 本文依次选取食品部门价格在 CPI 中的权重 ω_1 为 31.79%、烟酒部门价格在 CPI 中的权重 ω_2 为 3.49%、衣着部门价格在 CPI 中的权重 ω_3 为 8.52%、家庭设备生产及维

修服务部门价格在 CPI 中的权重 ω_4 为 5.64%、医疗保健部门价格在 CPI 中的权重 ω_5 为 9.64%、交通通讯部门价格在 CPI 中的权重 ω_6 为 9.95%、娱乐教育文化部门价格在 CPI 中的权重 ω_7 为 13.75%、居住部门价格在 CPI 中的权重 ω_8 为 17.22%。对于部门 j 对整体冲击的反应程度参数 v_j , 本文采用稳态时家庭在各产品上的支出占家庭总支出的比重表示, 由于在估算各个部门价格在 CPI 的权重过程中已经使用这一指标, 为了简单起见, 我们对这些参数的取值与对应的 ω_j 相同。

表 2 稳态参数的校准

参数	ω_1	ω_2	ω_3	ω_4	ω_5	ω_6	ω_7	ω_8
校准值	31.79%	3.49%	8.52%	5.64%	9.64%	9.95%	13.75%	17.22%
参数	v_1	v_2	v_3	v_4	v_5	v_6	v_7	v_8
校准值	31.79%	3.49%	8.52%	5.64%	9.64%	9.95%	13.75%	17.22%

3. 名义价格刚性参数与生产参数的校准

对于 8 部门生产函数中资本的产出弹性系数 α_j 的取值, 本文依据其定义进行估算。具体的, 依据定义可知:

$$\alpha_j = \frac{\partial Y_i(j)}{\partial K_i(j)} \frac{K_i(j)}{Y_i(j)} = \frac{\partial Y_i(j)}{\partial Y_i} \frac{Y_i}{Y_i(j)} \frac{\partial K_i(j)}{\partial K_i} \frac{K_i(j)}{K_i} \left(\frac{\partial Y_i}{\partial K_i} \frac{K_i}{Y_i} \right) = \omega_j \varepsilon_j \alpha \quad (13)$$

式(13)表明, 对于不同部门资本产出弹性 α_j 取值的估算, 取决于不同部门中间产品替代弹性的取值。但是, 已有的研究并未对这一参数的取值进行

相关估计。基于便利性考虑, 与已有研究类似, 本文设定不同部门中间产品之间的替代弹性具有跨部门不变的特征, 进而依据薛鹤翔(2010)等的研究, 将其取值设定为 2。

侯成琪和龚六堂(2013)对构成 CPI 的 8 大部门的名义价格刚性进行了估算, 得到的取值分别为 0.269 8、0.613 6、0.515 2、0.687 1、0.385 1、0.524 2、0.599 3 和 0.275 5; 对应的经济整体的资本产出弹性 α , 则依据 He 等(2007)的估算结果取值为 0.6; 根据式(13)可以得到构成 CPI 的 8 大部门的资本产出弹性 α_j 的取值分别为 0.381 5、0.041 9、0.102 2、0.067 7、0.083 3、0.119 4、0.165 0 和 0.206 6。

表 3 稳态参数的校准

名义价格刚性参数								
参数	ε_1	ε_2	ε_3	ε_4	ε_5	ε_6	ε_7	ε_8
校准值	0.269 8	0.613 6	0.515 2	0.687 1	0.385 1	0.524 2	0.599 3	0.275 5
资本的产出弹性系数								
参数	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7	α_8
校准值	0.381 5	0.041 9	0.102 2	0.067 7	0.083 3	0.119 4	0.165 0	0.206 6

四、模型动态分析

定义 $X_t = (\pi_{1t}, \pi_{2t}, \pi_{3t}, \pi_{4t}, \pi_{5t}, \pi_{6t}, \pi_{7t}, \pi_{8t})'$ 为 8 部门通货膨胀构成的向量序列, ε_t 为外生冲击构成的向量序列。依据 Foerster 等 (2011) 的研究, 本文第二部分的新凯恩斯主义动态随机一般均衡—结构动态因子模型可以表述成如下形式:

$$(1 - \Phi L)X_t = (\Pi_0 + \Pi_1 L)\varepsilon_t \quad (14)$$

式(14)实际上为一阶自回归移动平均模型, 即 ARMA(1,1)。其中, Φ 、 Π_0 和 Π_1 分别为由模型结构性参数构成的 8 阶方阵, L 为滞后算子 (Lag Operator)。

基于校准的结构性参数, 可以实现对式(14)表示的模型进行动态分析。首先, 基于本文的研究目的, 我们仅考察部门供给冲击与总供给冲击对于通货膨胀的冲击效应, 即计算部门供给冲击与总供给冲击的脉冲响应函数, 以考察在不同部门的外生冲击下通货膨胀随时间变化的动态路径; 然后, 对通货膨胀的波动进行条件方差分解 (Conditional Variance Decomposition), 以考察不同部门供给冲击以及总供给冲击在推动整体通货膨胀波动过程中的作用。

1. 部门冲击与整体冲击的脉冲响应函数

基于式(14)可知, 各个部门的通货膨胀可以表示成外生冲击及其滞后项的函数, 因而可以考察一个单位标准差外生供给冲击对于各个部门通货膨胀以及整体通货膨胀的影响。基于篇幅考虑, 本文仅仅考察部门供给冲击与总供给冲击对于整体通货膨胀水平的影响。

图 1 给出了 1 个单位标准差的负向 (Negative) 部门供给冲击与总供给冲击下通货膨胀的动态反应路径, 即脉冲响应函数。基于这一脉冲响应函数

可以得到如下结论: 第一, 整体通货膨胀水平对于食品部门供给冲击表现出最大的反应, 在图 1 中表现为食品部门负向供给冲击引起通货膨胀最大幅度的上升; 第二, 整体通货膨胀水平对于家庭设备部门冲击也表现出较大的反应, 从图 1 中可以看出, 家庭设备部门冲击对于整体通货膨胀具有仅次于食品部门供给冲击的冲击效应; 第三, 交通通讯部门、医疗保健部门、衣着部门以及总供给冲击对于整体通货膨胀也具有较强烈的冲击性效应; 第四, 居住部门以及娱乐教育文化部门冲击对于整体通货膨胀的作用初期相对较小, 之后呈现递增并逐渐收敛的趋势; 第五, 烟酒部门冲击对于整体通货膨胀的冲击性效应在构成 CPI 的 8 个部门中最小。

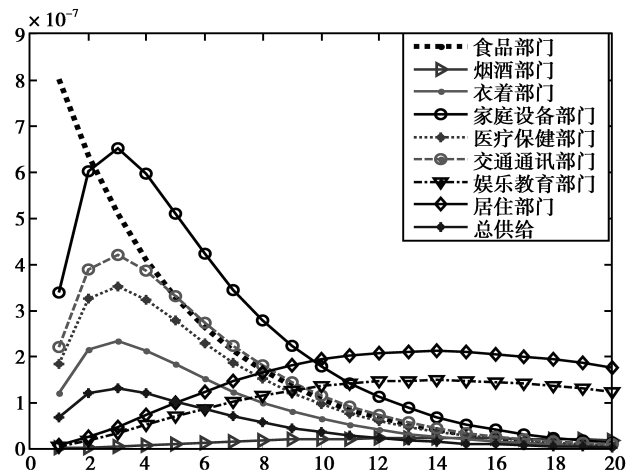


图 1 部门冲击与整体冲击下通货膨胀的脉冲响应函数

另外, 整体通货膨胀对家庭设备部门、交通通讯部门、医疗保健部门、衣着部门以及总供给冲击的脉冲响应函数呈现“驼峰状”特征。这与已有研究, 如薛鹤翔 (2010)、王君斌和王文甫 (2010) 所发现的外生冲击对于产出等变量的脉冲响应函数类似。更重要的, 外生冲击的脉冲响应函数表

明了部门外生冲击与整体外生冲击对于同一模型变量的脉冲响应具有显著性差异,并且不同部门的冲击与整体冲击的效应存在显著性差异。这些发现都意味着忽略部门之间的异质性来考察外生冲击对于模型变量的影响,可能引起模型结论的偏误。

2. 整体通货膨胀的条件方差分解

式(14)反映了部门通货膨胀与部门供给冲击的关系,式(6)反映了部门冲击与总供给冲击之间的联系,式(10)反映了部门通货膨胀与整体通货膨胀之间的联系。基于以上三个方程可以对整体通货膨胀波动进行条件方差分解。与一般的方差分解不同,条件方差分解的原理如下:

$$F_t = \text{var}(\pi_t | t) \quad (15)$$

其中, F_t 表示方差分解的值。式(15)表明,条件方差分解的结果依赖于所选择的时期。一般而言,条件方差分解的时期选择设定为第 1 个时期或者最后 1 个时期。由于本文结构性参数校准过程中估算参数取值的样本时期为 2002 年第 1 季度至 2012 年第 4 季度,因而选取 2002 年第 1 季度作为条件方差分解的基准时期。

基于以上设定,本文对整体通货膨胀波动进行

了条件方差分解,结果显示在图 2 中。需要说明的是,图 2 中我们以 2002 年第 1 季度作为第 1 个时期,2002 年第 2 季度为第 2 个时期,其余依次类推,因而 2012 年第 4 季度为第 44 个时期。同时,为了分析的便利,本文将外生冲击的整体效应标准化为 1,因而各个外生冲击在整体通货膨胀波动中的作用全部转换成百分比。

图 2 给出了构成 CPI 的 8 大部门外生供给冲击以及总供给冲击对于整体通货膨胀波动的影响,基于这一条件方差分解的结果,可以分析各种不同的外生冲击在推动整体通货膨胀波动过程中各自作用的大小。图 2 表明,在本文考察期内的大多数时期中,食品部门供给冲击在推动整体通货膨胀波动过程中扮演了最为重要的角色;衣着部门供给冲击在推动整体通货膨胀波动过程中的作用仅次于食品部门;总供给冲击在推动整体通货膨胀波动过程中的作用仅次于食品部门和衣着部门;而家庭设备部门、交通通讯部门、医疗保健部门、居住部门、研究部门以及娱乐教育文化部门等在推动整体通货膨胀波动过程中的作用则相对较小,不过却具有相对较强的持续性,这种冲击效应的持续性具体表现为在本文考察的 44 个时期内,这些部门的供给冲击均对整体通货膨胀的波动存在显著性效应。

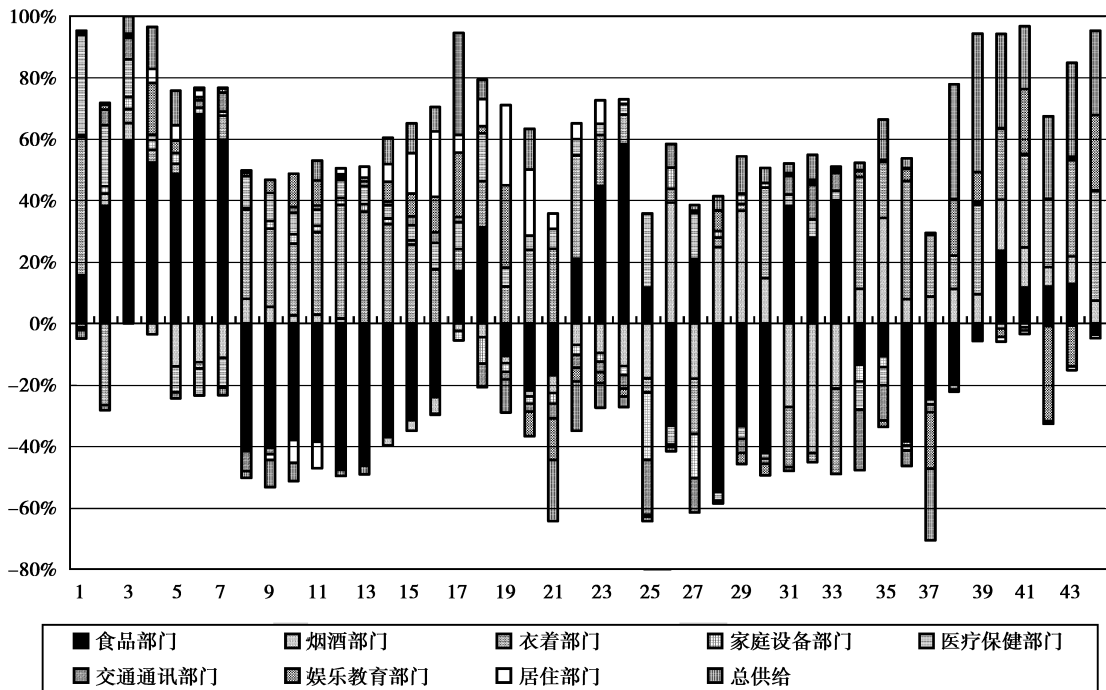


图 2 部门冲击与整体冲击的条件方差分解

五、结论与展望

在一个封闭经济新凯恩斯主义动态随机一般均衡—结构动态因子模型中,本文考察了构成我国CPI的8大部门的部门供给冲击与总供给冲击对于整体通货膨胀的影响。在采用我国的现实数据对结构性参数进行校准的基础上,本文首先运用脉冲响应函数考察了各个部门供给冲击与总供给冲击对于整体通货膨胀的冲击效应,研究发现:食品部门供给冲击对整体通货膨胀冲击效应最大;更重要的,部门冲击与整体冲击对于整体通货膨胀具有不同的冲击效应,这意味着如果忽略部门之间的差异而基于整体经济建模,以考察外生冲击对于整体通货膨胀的效应,则可能由于模型设定引起模型结论的偏误。在此基础上,本文进一步采用条件方差分解的方法考察了不同部门的外生供给冲击与总供给冲击在推动整体通货膨胀波动过程中的作用,研究发现:食品部门冲击、衣着部门冲击和总供给冲击在推动整体通货膨胀波动过程中扮演着非常重要的角色;而其余部门冲击对于整体通货膨胀波动的影响相对较小,但却具有较强的持续性。

已有的大多数研究均忽略部门之间的差异而考察整体冲击的效应,本文则在考察部门之间异质性的基础上,考察了不同部门的外生冲击以及总供给冲击对于整体通货膨胀的效应。与已有的研究相比,本文将不同部门微观主体的决策行为与宏观经济活动紧密联系起来,因此,采用本文的模型所得到的结论,可能比基于整体经济建模所得到的结论更加精确。

不过,作为尝试性研究,本研究仍存在一些需要进一步改进的地方:(1)现实经济是开放经济^①,而本文是基于封闭经济建模。因此,一个可行的改进方向是,基于开放经济构建新凯恩斯主义动态随机一般均衡—结构动态因子模型,对部门冲击与整体冲击的效应进行分析。(2)本文在建模过程中未将劳动力市场动态考虑在内^②,因而,一个可能的扩展是,在本文模型中引入劳动力市场动态,关于这一方面的研究可以参考 Imbs 等(2007, 2011)的研究。(3)本文的研究表明,部门冲击在推动部门通

货膨胀的同时也推动了整体通货膨胀,那么,与之相关的一个问题是,当现实经济中出现了部门通货膨胀但并未产生整体通货膨胀时,货币当局(Monetary Authority)是否需要部门通货膨胀做出反应呢?换言之,货币政策究竟应该对哪些类型的通货膨胀做出反应?本文并未对这一问题做出回答。因而,一个有价值的拓展的方向是,在本文模型中引入货币当局,并考察最优货币政策选择机制。

参考文献:

- 陈利锋.2014a.货币政策应该对劳动力市场做出反应吗? [J].浙江社会科学(2):15-24.
- 陈利锋.2014b.非完全风险共担、非自愿失业与失业的持续性 [J].华中科技大学学报(社会科学版)(4):74-81,113.
- 陈利锋.2014c.二元市场、信贷摩擦与货币政策——货币政策应对劳动力市场做出反应吗? [J].云南财经大学学报(2):83-95.
- 侯成琪,龚六堂.2013.食品价格、核心通货膨胀与货币政策目标 [J].经济研究(11):27-42.
- 刘斌.2008.我国DSGE模型的开发及其在货币政策分析中的应用 [J].金融研究(10):1-21.
- 王佳,王文周,张金水.2013.部门冲击与整体冲击的经济影响分析 [J].中国管理科学,21(5):15-22.
- 王佳,张金水.2011.外生冲击沿部门传导的作用机制和影响研究——基于中国7部门DSGE模型的数值模拟 [J].数量经济技术经济研究(3):127-139.
- 王君斌,王文甫.2010.非完全竞争市场、技术冲击与中国劳动力就业——动态新凯恩斯主义视角 [J].管理世界(1):23-43.
- 武康平,胡谍.2011.房地产价格在宏观经济中的加速器作用研究 [J].中国管理科学,19(1):29-35.
- 薛鹤翔.2010.中国产出的持续性——基于刚性价格与刚性工资模型的动态分析 [J].经济学(季刊),9(4):1359-1384.
- 杨柳,王笑笑,王晓敏.2014.经济转型时期的资本调整成本、技术冲击与扩张性货币政策效果 [J].数量经济技术经济研究(3):56-73.
- 张成思.2012.全球化与中国通货膨胀动态机制研究 [J].经济研究(6):33-45.
- CHRISTIANO L J, EICHENBAUM M, EVANS C L. 2005. Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy [J]. Journal of Political Economy, 113(1): 1-45.

^①自改革开放以来,我国经济开放的程度不断提高,开放经济使得来自国外的冲击也会对通货膨胀具有一定的影响。已有研究,如张成思(2012)以及 Lambardo 和 Ravenna(2014)均发现经济开放程度(Openness)对家庭的消费行为以及通货膨胀具有显著性影响。

^②2002年以来,我国劳动力成本上升的问题日益显现,劳动力成本上升会引起供给冲击,进而推动物价的上涨。

- FOERSTER A T, SARTE P D, WATSON M W. 2011. Sectoral versus. Aggregate Shocks: A Structural Factor Analysis of Industrial Production [J]. *Journal of Political Economy*, 119 (1):1-38.
- GALI' J. 2013. Notes for a New Guide to Keynes (I): Wages, Aggregate Demand, and Employment [J]. *Journal of the European Economic Association*, 11(5):973-1003.
- GALI' J, LOPEZ-SALIDO J D, VALLES J. 2007. Understanding the Effects of Government Spending on Consumption [J]. *Journal of the European Economics Association*, 5 (1): 227-270.
- GALI' J, SMETS F, WOUTERS R. 2012. Slow Recoveries: A Structural Interpretation [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(2):9-30.
- HE D, ZHANG W, SHEK J. 2007. How Efficient has been China's Investment? Empirical Evidence from National and Provincial Data [J]. *Pacific Economic Review*, 12 (5): 596-617.
- IMBS J, JONDEAU E, PELGRIN F. 2007. Aggregating Phillips Curve [R]. ECB Working Paper, 785 (July).
- IMBS J, JONDEAU E, PELGRIN F. 2011. Sectoral Phillips Curve and the Aggregate Phillips Curve [J]. *Journal of Monetary Economics*, 58(4):328-344.
- LAMBARDO G, RAVENNA F. 2014. Openness and Optimal Monetary Policy [J]. *Journal of International Economics*, 93 (1):153-172.
- LE BIHAN H, JULIEN M. 2012. Price Stickiness and Sectoral Inflation Persistence: Additional Evidence [J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(7):1427-1442.
- MERZ M. 1995. Search in the Labor Market and the Real Business Cycle [J]. *Journal of Monetary Economics*, 36(2): 269-300.
- SMETS F, WOUTERS R. 2007. Shocks and Frictions in US Business Cycle: A Bayesian DSGE Approach [J]. *American Economic Review*, 97(3):586-606.
- ZHANG W. 2009. China's Monetary Policy: Quantity versus Price Rules [J]. *Journal of Macroeconomics*, 31(3):473-484.
- IMBS J, JONDEAU E, PELGRIN F. 2007. Aggregating Phillips

Analysis of Macro-economy Effect of Sector Shocks and Aggregate Shocks

—Taking the Impact of Eight Sectors Supply Shocks on Aggregate Inflation as an Example

CHEN Li-feng

(*Department of Economics, The Party School of Guangdong Provincial Committee of CPC,
Guangzhou 510053, China*)

Abstract: Based on the fact that there is significant heterogeneity in different sectors, by taking 8 sectors for China to make CPI statistics as an example, by using the data during the first season of 2002—the fourth season of 2012, the impact of the shocks of the exogenous supply of the sectors and aggregate supply shocks on aggregate inflation is examined, and the results show that the effect of food sector supply shocks on the aggregate inflation shocks is the biggest, that the exogenous supply shocks from different sectors have different shocks effect on total inflation, on this basis, conditional variance solution results reveal that the supply shocks from food sector and clothes sector as well as total supply shocks play an important role in the boosting of the volatility of aggregate inflation. However, the supply shocks from other sectors have relatively corresponding small but strongly lasting effect on aggregate inflation volatility. The research shows that overlooking the heterogeneity from different sectors but constructing the models based on total economy may cause the deviation of the conclusion, that the shocks of China's food sector supply have the biggest effect on the inflation. As a result, the commodity prices stability should first of all stabilize the prices in food sector.

Key words: sector shock; aggregate shock; supply shock; inflation; shock effect; dynamic random general equilibrium; structural dynamic factor; CPI

CLC number: F015; F822.5; F224.0

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2014)06-0043-09

(编辑:夏冬)