

通货膨胀的驱动类型甄别： 基于价格传导的非对称性研究

杨子暉 周林洁 李广众*

内容提要 本文采用动量一致门槛自回归等非线性模型,对中国等亚洲国家价格传导的门槛非对称机制展开研究,以对通货膨胀的驱动类型进行有效甄别。研究发现:中国物价在短期呈现出“供需混合驱动”的特征,而在长期则面临着“成本推动型通货膨胀”的风险;与此同时,中国在短期存在着由货币供应量到下游物价指数的驱动效应,因此,中国可实施“逆经济风”的货币政策来缓解物价短期上升的压力。此外,本文进一步指出,在宏观调控中政策当局不仅需要考虑价格机制的传导方向,而且需要依据价格传导的非对称机制“相机抉择”地实施“非对称”的调控政策进行对冲干预,以实现物价的长期稳定。

关键词 成本推动 需求拉动 门槛非线性模型 非对称传导机制

一 引言

居民消费价格指数(CPI)与生产者物价指数(PPI)在传导过程中的作用关系错综

* 杨子暉:中山大学岭南学院 中山大学经济研究所 通信地址:广东省广州市新港西路135号中山大学岭南学院 510275 电子信箱:yzh2016@gmail.com;周林洁:中国青年政治学院经济管理学院;李广众:中山大学管理学院。

本文获得国家自然科学基金资助项目(71273286、71171173、71372148)、全国优秀博士学位论文作者专项资金资助项目(201103)、新世纪优秀人才支持计划(NCET-11-0546)、教育部哲学社会科学后期资助重点项目(13JHQ010)、教育部人文社科重点研究基地重大项目(13JJD790038)、广东省自然科学基金项目(S2013010012485)、广东省优秀博士学位论文作者资助项目(sybzxm201003)、广东省高等学校高层次人才项目、中央高校基本科研业务费专项资金以及中山大学经济研究所基地建设经费的资助,在此表示感谢。作者十分感谢匿名审稿人富有建设性的修改意见,当然,文责自负。

复杂,相互间的传导机制并非一成不变,不同的理论学派对 CPI 与 PPI 的传导方向有着不同预期。其中,传统的生产链传递理论认为,上游生产成本的变化必将通过生产链向下游商品价格逐步传递,从而体现为 PPI 的变化引导着 CPI 变化,而中央银行可以借助 PPI 来建立 CPI 预警机制,进而识别并应对成本推动型通货膨胀(下文简称通胀)的冲击(Sidaoui 等,2009)。也有分析表明,在价格传递中同样可以存在由 CPI 到 PPI 指数的反向倒逼机制。其中以 Colclough 和 Lange(1982)及 Caporale 等(2002)的研究为代表的观点认为,消费者的需求在很大程度上决定着最终商品的价格,而最终商品价格的变动会对“上游”初级产品的需求乃至价格产生影响,使得最终商品的需求决定着投入要素价格的变动,并由此形成了由 CPI 到 PPI 的反向倒逼机制(Jones, 1986),使得经济可能由此面临着“需求拉动型”的通胀风险。随着价格传导机制理论研究的日臻完善,相关学者也从经验分析的角度对 CPI 与 PPI 的传导关系展开了深入的研究,其中,Sidaoui 等(2009)在向量误差修改模型(VECM)框架下对墨西哥 2001 年 1 月~2008 年 10 月间 CPI 与 PPI 的动态关系展开研究,结合 Granger 因果检验分析发现墨西哥存在着由 PPI 到 CPI 的正向传导机制;Alemu(2012)采用了误差修正模型(ECM)等分析框架,考察南非 1970 年 1 月~2008 年 12 月间 CPI 与 PPI 的动态关系,研究发现存在着由 PPI 到 CPI 的单向因果关系。此外,代表性的研究还包括 Guthrie(1981)及 Caporale 等(2002)。然而各文献的结论也不完全一致,相关的经验分析表明在价格传导过程中同样可以形成 CPI 引导 PPI 的反向倒逼机制。其中,Silver 和 Wallace(1980)对美国 CPI 与 PPI 的价格传导关系进行经验研究发现,存在着由 CPI 到 PPI 的 Granger 因果关系;Jones(1986)在 VAR 的框架下,考察了美国战后 1947 年 1 月~1983 年 12 月间 CPI 与 PPI 的相互作用关系,发现无论是总体样本还是分样本区间,CPI 与 PPI 之间均存在着双向反馈的作用机制;Reziti 和 Panagopoulos(2008)结合 VECM 等模型对希腊的农业、食物部门价格传递关系进行研究,发现在食物与水果市场存在着由 CPI 到 PPI 的反向倒逼机制,而在蔬菜市场,则存在着由 PPI 到 CPI 的正向传导机制。与此同时,在现实中 CPI 与 PPI 的传导关系在很大程度上决定着中央银行在物价调控中的政策取向:当 PPI 向 CPI 正向传导,意味经济可能因供给因素的冲击而面临“成本推动型通胀”的风险(cost-push inflation),此时政策当局应采取以“供给调控”为主的措施来应对通胀;反之,如果存在由 CPI 到 PPI 的反向倒逼机制,则意味着经济可能因需求因素的冲击而面临“需求拉动型通胀”(demand-pull inflation)的风险,此时治理通胀应以“需求调控”为主。

纵观该领域的研究,已有文献大多是在 Johansen(1988)、Johansen 和 Juselius

(1990)以及 Engle 和 Granger(1987)等传统的线性协整框架下对 CPI 与 PPI 的传导关系展开研究,它们可能会因忽略价格传导的非对称机制而使结论存在较大局限性。这是因为传统的线性协整分析框架隐含地假定回复均衡的调整机制是线性对称的,即无论面对正、负冲击,系统回复到均衡的调整速度都是相同的。然而,相继有研究表明,宏观经济变量在相互作用过程中常常呈现出显著的非对称性效应(Easaw 和 Ghoshray,2007;Mohammadi,2009;Karagiannis 等,2010;Krishnakumar 和 Neto,2012;Liu 和 Xie,2013)。更重要的是,当系统中的变量在相互引导过程中存在显著非对称性机制时,我们却在采用传统的线性协整分析框架来考察其相互间的作用关系,这种做法的一个可能后果就是因模型的错误设定而导致结论出现显著偏差(Enders 和 Siklos,2001;Kleimeier 和 Sander,2006;Grasso 和 Manera,2007;Chang 等,2012)。与此同时,“搜索成本”(search cost)、“触发价格”(trigger price)等理论研究文献也表明价格在传导过程中存在着显著的非对称效应(Miller 和 Hayenga,2001)。另外,菜单成本理论认为,零售商对最终价格进行调整是需要成本的(例如他们需要重新制作商品目录与价格标签)(menu costs),因此,当上游要素成本进行临时性变动或者变动的幅度较小时,下游零售商将持“观望”的态度而不对消费品价格进行调整;反之,当要素成本变动幅度较大,并使得因调整价格而获得的利润超过“菜单成本”时,零售商才对下游价格进行调整(Awokuse 和 Wang,2009)。而非完全竞争市场理论认为,为了实现利润最大化,具有垄断地位的零售商将因成本的上升而迅速抬高价格,在面临成本下降的负冲击时,他们将“迟缓”下调价格(Meyer 和 von Cramon-Taubadel,2004);与此同时,在实际的政策操作中,货币当局对于通胀“容忍度”往往小于对于通缩的“容忍度”,因此,货币当局对于物价涨落所做出的不同政策反应也是引发价格非对称传递的重要因素。此外,包括价格补贴在内的政府干预以及商品的储存性质同样也是非对称传递机制的诱发因素。^①而且,在现实的经济运行中,有关价格非对称传递的经济现象也时有发生,例如当上游的原油价格上涨,下游的汽油价格较快地做出了上调的反应;而当上游的原油价格回落,下游的汽油价格却是缓慢回调,从而使得原油到汽油的价格传导机制存在着明显的非对称效应。

随着现代计量经济学方法的不断发展,Enders 和 Siklos(2001)对传统的协整分析框架进行了有益拓展,提出了动量一致门槛自回归(momentum consistent threshold au-

^① 新鲜水果蔬菜具有易腐且储存时间较短的特点,因此,为了避免因水果蔬菜腐烂而导致的收入损失,当面临上游生产成本上升的冲击时,零售商倾向于做出“迟钝”的调整反应,“不太愿意”提高水果蔬菜的消费价格(Awokuse 和 Wang,2009)。

toregressive, MC-TAR) 等非线性模型,在考察门槛协整关系的基础上,研究变量在非线性的动态演变中的非对称调整机制。该非线性分析方法在学界得到认可,近期被学者广泛应用在经济研究的相关领域中,取得了显著成效,其中代表性的包括 Lin 和 Sun (2009)、Mohammadi(2011)、Chen 和 Lin(2011)以及 Wang 和 Chueh(2013)的研究。动量一致门槛自回归模型的提出,为我们研究价格传递机制提供了新的思路,借助 MC-TAR 等非线性模型,我们可对 CPI 与 PPI 非线性传导机制进行深入研究,并对价格传递过程中的非对称效应以及非对称冲击展开分析,从而为我们甄别通胀的驱动类型提供重要的参考依据,并由此得出有益的结论与启示。

在关于 CPI 与 PPI 传导机制问题的研究上,国内学者已从不同角度展开了深入的分析 and 阐述,其中代表性包括刘敏等(2005)、贺力平等(2008)、徐伟康(2010)、张同龙(2010)以及杨子晖等(2013)的研究。但国内现有文献大部分集中在对中国这一单一国别的研究上,有关跨国比较的研究仍然较少。而且,迄今为止,学术界对于中国 CPI 与 PPI 作用关系的传导方向仍无法达成一致结论。因此,结合中国现阶段实际经济条件对物价的传导机制进行重新审视并展开进一步检验显得十分必要。此外,更重要的是,国内外的研究大多数是在传统的线性框架下对 CPI 与 PPI 的关系进行分析,而较少在非线性的框架下对价格传导的非对称机制展开深入研究,非线性研究具有重要的现实意义。这是因为随着中国 CPI 指数高低涨落的周期性变动,“通胀”与“通缩”反复更迭、交替出现(见图 1),如果在价格传递过程中正、负冲击对居民消费者指数有显著的非对称性影响,则意味着在物价宏观调控中,政策当局不仅需要考察物价机制的传导方向,而且需要依据价格传导的非对称机制“相机抉择”地实施“非对称”的政策进行对冲干预,以实现物价的长期稳定。此外,对此问题的研究同样具有重要的学术价值,它将进一步增进我们对通胀的驱动类型以及社会福利分配的理解(Meyer 和 von Cramon-Taubadel, 2004; Gwin, 2009)。^① 有鉴于此,本文尝试对现有的研究做一个有益的补充,结合门槛自回归(TAR)模型、动量门槛自回归(momentum threshold autoregressive, M-TAR)模型以及 MC-TAR 模型,^②来对中国、马来西亚、新加坡以及印度尼

① 如果上游要素成本增加能迅速地传导到下游的商品价格上,要素成本减少却因非对称传递而引发下游商品价格的不完全下降,该非对称传递机制将导致消费者产生潜在的福利损失。

② 与上述三种模型相关的另一类重要的非线性模型是平滑转化回归模型(例如 logistic 平滑转换自回归模型和指数平滑转化自回归模型),该类非线性分析框架允许模型参数随着转换变量的变化而作平滑、渐进的非线性转变,它们不假定存在引发关系突变的门槛值。考虑到货币当局对通胀都具有一定的容忍目标,只有当通胀达到某个临界值并超过央行的容忍度,货币当局才可能进行政策干预,从而引发物价的非线性传递,因此,本文没有采用平滑转化回归模型进行分析。

西亚(下文简称印尼)这4个亚洲国家的价格传递机制进行跨国比较研究,以对通胀的驱动类型进行有效甄别。具体而言,本文将在门槛非线性框架下对价格的非线性传导机制展开研究,在考察CPI与PPI的门槛协整关系的基础上,结合门槛非对称误差修正模型(threshold asymmetric error-correction model, TAECM)对物价的非对称传导机制以及非对称冲击展开深入分析,并在此基础上进一步提出现阶段实现物价稳定的相关建议。

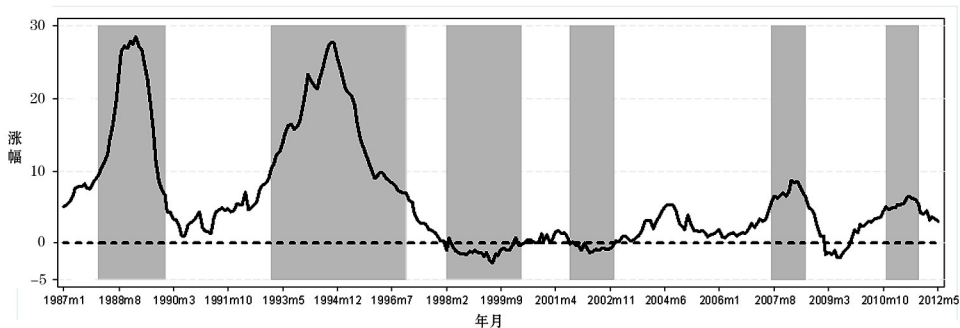


图1 中国居民消费价格走势

说明:数据来源于国际货币基金组织的国际金融统计年鉴(IFS)。图中阴影部分显示中国自上世纪80年代末以来所经历的“通缩”与“通胀”区间。

本文结构安排如下:第二部分结合最新的研究进展,对本文采用的TAR、M-TAR以及MC-TAR等前沿理论模型及检验方法进行简要说明;第三部分为计量分析;最后为结论与政策建议。

二 模型和数据说明

(一) 门槛非对称模型的设定及检验

现有研究常常采用以下关系式来刻画CPI与PPI物价指数的长期均衡关系:

$$PPI_t = \gamma_0 + \gamma_1 CPI_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中, PPI_t 为PPI物价指数, CPI_t 为CPI物价指数, ε_t 衡量了价格传导关系对于长期均衡的偏离。同时,考虑到价格传导机制中的货币驱动效应,我们将上述长期均衡关系进一步拓展为式(2):^①

① 在本文的应用分析中各变量均采用其相应的对数形式。

$$PPI_t = \gamma_0 + \gamma_1 CPI_t + \gamma_2 M_2 + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中, M_2 为货币供应量。为了考察上述长期均衡关系是否成立,传统的 Engle 和 Granger(1987) 协整检验方法通过以下线性关系式来考察序列 ε_t 是否平稳:

$$\Delta \varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + v_t \quad (3)$$

其中, v_t 为具有零均值的误差项。当我们拒绝了 $\rho = 0$ 的原假设,则意味着序列 ε_t 平稳,价格传递的长期协整关系成立。上述传统的 Engle 和 Granger(1987) 检验方法隐含地假定回复均值的调整机制是对称的。但传统的线性协整分析框架可能会因模型的错误设定而导致结论出现显著偏差,有鉴于此,Enders 和 Siklos(2001) 提出了非线性门槛模型,以考察变量在相互作用过程中的非对称调整机制。其中, TAR 模型假定序列 ε_t 遵循以下关系式:

$$\Delta \varepsilon_t = I_t \rho_1 \varepsilon_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta \varepsilon_{t-i} + \xi_t \quad (4)$$

其中, Δ 为一阶差分算子, k 为滞后阶段, Heaviside 指标函数 I_t 具有如下形式:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{如果 } \varepsilon_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{如果 } \varepsilon_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (5)$$

当 $\rho_1 < 0, \rho_2 < 0$, 且 $\rho_1 \neq \rho_2$ 时,均衡系统存在着非对称调整机制,即当 ε_{t-1} 非负时,调整程度为 $\rho_1 \varepsilon_{t-1}$,反之,当 ε_{t-1} 为负,调整程度则为 $\rho_2 \varepsilon_{t-1}$ 。当 $\rho_1 = \rho_2$,回复均衡的调整机制则是对称的,此时 TAR 模型转变成为传统的 Engle-Granger(EG) 模型。另外,上述的门槛协整关系要成立,非对称参数必须满足如下充要条件: $\rho_1 < 0, \rho_2 < 0$, 且 $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ 。

与此同时,Enders 和 Siklos(2001) 认为,调整机制不仅具有非对称性,而且在某一方向的调整可能比其他方向的调整呈现出更多的“动量”(momentum)趋势。有鉴于此,他们在 TAR 模型的基础上,进一步提出了另外两种具有非对称调整机制的门槛非线性模型:M-TAR 模型以及 MC-TAR 模型。其中,在 M-TAR 模型中,Heaviside 指标函数 I_t 采用的是 ε_{t-1} 的差分形式而不是水平形式,即:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{如果 } \Delta \varepsilon_{t-1} \geq 0 \\ 0 & \text{如果 } \Delta \varepsilon_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (6)$$

此外,MC-TAR 的模型设定与 M-TAR 相似,但在 MC-TAR 模型中,门槛值不再先验设定为 0,而是依据 Chan(1993) 关于超一致(super-consistent)门槛值的选择原理,通过格点搜索来考察每个潜在(可能)的门槛值及其对应方程的残差平方和,从而内生确定一致最优的门槛值 τ ,此时,Heaviside 指标函数 I_t 为:

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{如果 } \Delta \varepsilon_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{如果 } \Delta \varepsilon_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (7)$$

在对以上 TAR、M-TAR 以及 MC-TAR 模型进行有效估计的基础上,我们必须进行门槛协整检验,以考察变量之间是否存在长期均衡关系。因此,我们采用 Enders 和 Siklos(2001)构建的非标准检验统计量 $\Phi(\Phi^*)$,以对“不存在协整关系”的原假设进行检验:

$$H_0: \rho_1 = \rho_1 = 0, H_1: \rho_1 = \rho_1 \neq 0 \quad (8)$$

另外,在门槛协整检验基础上,我们必须对系统变量是否存在非对称调整机制进行检验。具体而言,遵循 Enders 和 Siklos(2001)的研究,我们采用 F 检验统计量来对“对称性调整”的原假设进行检验:

$$H_0: \rho_1 = \rho_1, H_1: \rho_1 \neq \rho_1 \quad (9)$$

与此同时,由于我们无法确知实际的数据驱动是遵循 TAR、M-TAR 还是 MC-TAR 过程,为了对模型进行有效甄别,与 Enders 和 Siklos(2001)、Kleimeier 和 Sander(2006)以及 Chang 等(2012)的研究相一致,我们采用 Akaike Information Criteria(AIC)准则来选择最优的非对称模型。

遵循 Enders 和 Siklos(2001)、Ewing 等(2006)、Easaw 和 Ghoshray(2007)以及 Chang 等(2012)的研究,我们在对 TAR、M-TAR 以及 MC-TAR 模型进行有效甄别基础上,通过以下的门槛非对称误差修正模型(TAECM)来进一步考察物价在动态演变中的非对称传导机制:

$$\Delta CPI_t = c_1 + \sum_{i=1}^p a_{1,i} \Delta PPI_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{1,i} \Delta CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{1,i} \Delta M_{3,t-i} + \gamma_1^+ \varepsilon_{t-1}^+ + \gamma_1^- \varepsilon_{t-1}^- + \nu_{1t} \quad (10)$$

$$\Delta PPI_t = c_2 + \sum_{i=1}^p a_{2,i} \Delta PPI_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2,i} \Delta CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^p d_{2,i} \Delta M_{3,t-i} + \gamma_2^+ \varepsilon_{t-1}^+ + \gamma_2^- \varepsilon_{t-1}^- + \nu_{2t} \quad (11)$$

其中, ε_{t-1}^+ 和 ε_{t-1}^- 分别刻画了在高于和低于门槛值时价格传递关系对于长期均衡的偏离, $\varepsilon_{t-1}^+ = I_t \varepsilon_{t-1}$, $\varepsilon_{t-1}^- = (1 - I_t) \varepsilon_{t-1}$, I_t 为上述 TAR、M-TAR 以及 MC-TAR 模型中的指标函数,而 γ_1^+ 、 γ_1^- 、 γ_2^+ 及 γ_2^- 刻画了误差修正项的非对称调整速度。为了考察物价的短期传导机制,我们通过 F 检验统计量来分析短期动态系数 $a_{1,i}$ ($b_{2,i}$) 是否显著,同时,我们通过弱外生性检验(weak exogeneity),即通过长期非对称调整系数的联合检验来考察物价的长期传导机制。

(二)数据说明

为了考察 CPI 与 PPI 在非线性传导中的非对称机制,本文对包括中国、马来西亚、

新加坡以及印尼在内的4个亚洲国家的价格传递机制展开深入研究。^① 依据数据的可获得性,中国的样本区间为1996年1月~2012年5月,马来西亚的样本区间为1993年1月~2012年1月,新加坡的样本区间为1993年1月~2012年2月,而印尼的样本区间为1993年1月~2012年3月。

在本文的经验分析中,以定基月度PPI指数(基期为2005年)以及定基月度CPI指数(基期为2005年)作为物价指标的代表变量,^②而以 M_2 作为货币供应量的代理变量,各国数据来源于国际货币基金组织的国际金融统计年鉴(IFS)、BvD的《EIU世界各国投资分析库》以及中经网。同时,考虑到数据中强烈的季节因素,与该领域的研究相一致,各序列均采用X11的方法进行季节调整,并进行对数变换。

此外,我们列出了各国居民消费价格指数涨幅的描述性统计(见表1),由标准差统计量我们可以看出印尼具有明显的物价波动,而中国次之。此外,由最大值、最小值统计量我们可以看出样本期间各国都曾面临通胀压力,而印尼经历过恶性通货膨胀。此外,中国还曾经面临通缩的风险。

表1 各国居民消费价格指数涨幅的描述性统计

国家	观察值个数	均值	标准差	最小值	最大值
中国	195	2.3	2.9	-2.7	9.8
马来西亚	229	2.7	1.6	-2.4	8.5
新加坡	230	1.8	1.9	-1.5	7.5
印尼	231	11.4	14.0	-1.1	82.4

说明:数据来源于国际货币基金组织的国际金融统计年鉴(IFS)。

三 经验检验结果与分析

(一)单位根检验

首先,为了考察各变量的单整阶数,本文分别采用ADF方法和PP方法,对各国的CPI、PPI以及 M_2 变量进行单位根检验,检验结果列于表2。由表2我们可以看出,当我们将各个时间序列的水平值进行检验时,绝大多数检验统计量均表明不能拒绝“存

① 本文的研究目标是对通胀类型的识别,而日本长期处于通货紧缩,至今没有摆脱通缩阴影,因此,我们没有把日本作为本文的研究对象。作者同样对日本做了分析,感兴趣的读者可向作者索取相关的检验结果。

② 由于中国尚未公布CPI与PPI的月度定基指数,因此,与杨子晖(2008)的研究一致,本文利用中国公布的物价月同期比指数和环比指数构造中国物价的月度定基比指数。

在单位根”的原假设;而当我们对各个时间序列的一阶差分进行检验时,绝大多数检验统计量显著拒绝了“存在单位根”的原假设。由此,我们可断定各个时间序列均为非平稳的 I(1) 过程。

表 2

单位根检验

	<i>CPI</i>	P 值	<i>PPI</i>	P 值	<i>M₂</i>	P 值
ADF 检验						
中国	-0.67	0.98	-2.17	0.51	-1.27	0.90
马来西亚	-2.60	0.28	-2.36	0.40	-2.30	0.44
新加坡	0.03	1.00	-3.35	0.06	-1.54	0.81
印尼	-1.21	0.91	-2.29	0.44	-2.04	0.58
PP 检验						
中国	-0.19	0.99	-1.80	0.71	-2.68	0.25
马来西亚	-2.39	0.39	-1.95	0.63	-2.49	0.33
新加坡	1.05	1.00	-2.56	0.30	-1.52	0.82
印尼	-0.30	0.99	-1.38	0.87	-1.62	0.79
	ΔCPI	P 值	ΔPPI	P 值	ΔM_2	P 值
ADF 检验						
中国	-5.80***	0.00	-5.81***	0.00	-6.57***	0.00
马来西亚	-8.85***	0.00	-7.84***	0.00	-5.98***	0.00
新加坡	-4.15***	0.01	-7.85***	0.00	-10.06***	0.00
印尼	-4.71***	0.00	-4.82***	0.00	-4.60***	0.00
PP 检验						
中国	-11.48***	0.00	-7.12***	0.00	-19.91***	0.00
马来西亚	-13.20***	0.00	-10.97***	0.00	-13.39***	0.00
新加坡	-14.52***	0.00	-9.54***	0.00	-14.50***	0.00
印尼	-6.89***	0.00	-10.01***	0.00	-16.05***	0.00

说明:变量前加“ Δ ”表示对变量做一阶差分;检验形式为常数项带趋势项形式,检验中的最优滞后阶数根据 SBC 信息准则选择。***、**及* 分别表示在 1%、5%及 10% 的显著性水平上拒绝存在单位根的原假设。

则需要对一致最优的门槛值进行估计。有鉴于此,遵循 Enders 和 Siklos (2001) 的研究,我们对潜在(可能)的门槛值进行格点搜索(grid search),以确定一致最优的门槛值。具体而言,我们对每个潜在(可能)的门槛值从小到大排列,并结合每个潜在的门槛值对回归方程进行滚动估计,把每次估计所得的残差平方和记录并保存,而对应最小残差平方和的回归方程则包含最优门槛值的一致估计。与此同时,我们把每个潜在

(二)价格传导的门槛非对称机制检验

在以上单位根检验的基础上,我们进行协整检验。同时,为了考察非平稳变量之间是否存在门槛协整关系,我们分别采用了 3 个门槛非线性模型,即 TAR、M-TAR 以及 MC-TAR 模型展开研究,并与传统的线性 EG 模型进行比较分析。依据模型构建的基本原理,TAR 与 M-TAR 非线性模型的门槛值均为 0,而 MC-TAR 非线性模型

的门槛值及其对应的残差平方和以连线图的形式列于图 2。^① 图 2 清楚地表明,当我们在 MC-TAR 模型框架下对中国的门槛值进行格点搜索时,最小残差平方和所对应的门槛值为-0.0062,因此,我们把-0.0062 作为 MC-TAR 非线性模型的最优一致门槛值,并展开进一步的分析,同时,我们将各个模型的估计结果列于表 3。

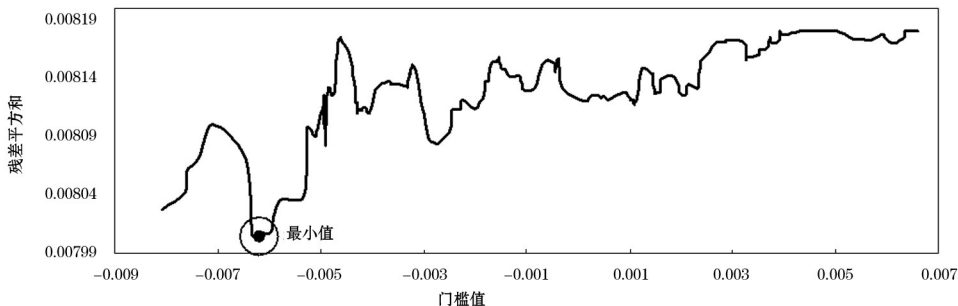


图 2 中国 MC-TAR 非线性模型一致最优门槛值的选择

表 3 的检验结果显示,在 MC-TAR 模型框架下对中国价格传递的“门槛协整关系”进行检验,检验统计量 Φ^* 为 6.178,大于 10% 的显著水平临界值,由此我们拒绝了“不存在协整关系”的原假设,即中国物价指数之间存在着门槛协整关系。马来西亚与印尼的分析结果则表明,TAR、M-TAR 以及 MC-TAR 模型的门槛协整检验统计量 Φ (Φ^*) 均显著拒绝 PPI 与 CPI 之间“不存在协整关系”的原假设。在 TAR 和 MC-TAR 模型框架下,门槛协整检验统计量 Φ 与 Φ^* 均表明新加坡物价在传递过程中,PPI 与 CPI 之间存在着显著的门槛协整关系。

此外,与 Enders 和 Siklos(2001)、Kleimeier 和 Sander(2006) 以及 Chang 等(2012) 的研究相一致,我们借助 AIC 这一判别准则来选择刻画各国价格传递的最优非线性模型,通过对 TAR、M-TAR、MC-TAR 非线性模型以及 EG 线性模型的对比分析我们发现,在刻画各国物价传递机制中,MC-TAR 模型均具有最小的 AIC 值,因此,具有一致门槛值的 MC-TAR 模型成为了我们考察各国价格传递机制的“最优”模型。

尽管在门槛协整检验中,各国 MC-TAR 模型的检验统计量 Φ^* 均显著拒绝了“不存在协整关系”的原假设,但依据 Enders 和 Siklos(2001) 的研究,两个或两个以上的变量要具有长期的协整关系,非对称参数必须满足以下充要条件: ρ_1 与 ρ_2 小于 0,且 (1

^① 限于篇幅,我们在这里没有画出其余 3 个国家 MC-TAR 模型最优门槛值的连线图,有兴趣的读者可向作者索取。

$+ \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ 。有鉴于此,为了进一步保证结论的可靠性与稳健性,我们分别计算出各国的非对称参数,并将其列于表3。其中,在对中国的分析中, ρ_1 与 ρ_2 分别为-0.035、-0.134,均小于0且满足 $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ 的条件。类似的,马来西亚、新加坡以及印尼的非对称参数也都满足协整关系的充要条件。因此,结合之前的门槛协整检验,我们可以断定各国物价指数在传递过程中存在着长期协整关系。

表3 价格传导的门槛非对称机制检验

	EG 模型	TAR 模型	M-TAR 模型	MC-TAR 模型
中国				
一致最优门槛值的选择				
τ	NA	0.000	0.000	-0.0062
非对称参数				
ρ_1	-0.053	-0.067	-0.026	-0.035
ρ_2	NA	-0.034	-0.071	-0.134
门槛协整检验				
$\Phi(\Phi^*)$	NA	4.363	4.729	6.178*
10% 临界值	NA	4.920	4.920	6.020
非对称性检验				
$\rho_1 = \rho_2$	NA	0.741	1.444	4.227**
P 值	NA	0.390	0.231	0.041
判别准则				
AIC	-933.154	-931.905	-932.615	-935.401
马来西亚				
最优门槛值选择				
τ	NA	0.000	0.000	0.0004
非对称参数				
ρ_1	-0.058	-0.051	-0.015	-0.009
ρ_2	NA	-0.068	-0.093	-0.095
门槛协整检验				
$\Phi(\Phi^*)$	NA	5.181*	7.488**	8.067**
10% 临界值	NA	4.920	4.920	6.020
非对称性检验				
$\rho_1 = \rho_2$	NA	0.229	4.642**	5.750**
P 值	NA	0.633	0.032	0.017
判别准则				
AIC	-842.403	-840.634	-845.059	-846.156

(续表3)

新加坡				
一致最优门槛值的选择				
τ	NA	0.000	0.000	-0.012
非对称参数				
ρ_1	-0.045	-0.044	-0.047	-0.025
ρ_2	NA	-0.048	-0.044	-0.168
门槛协整检验				
$\Phi(\Phi^*)$	NA	4.921*	4.915	11.741***
10% 临界值	NA	4.920	4.920	6.020
非对称性检验				
$\rho_1 = \rho_2$	NA	0.019	0.009	13.088***
P 值	NA	0.891	0.927	0.000
判别准则				
AIC	-684.879	-682.899	-682.888	-695.770
印尼				
一致最优门槛值的选择				
τ	NA	0.000	0.000	0.018
非对称参数				
ρ_1	-0.074	-0.095	-0.073	-0.165
ρ_2	NA	-0.044	-0.074	-0.048
门槛协整检验				
$\Phi(\Phi^*)$	NA	6.914**	6.129**	8.783**
10% 临界值	NA	4.920	4.920	6.020
非对称性检验				
$\rho_1 = \rho_2$	NA	1.489	0.000	5.036**
P 值	NA	0.223	0.987	0.026
判别准则				
AIC	-543.113	-542.618	-541.114	-546.160

说明:门槛协整检验的临界值来源于 Enders 和 Siklos(2001);***、** 及 * 分别表示通过 1%、5% 及 10% 的显著性水平检验,下表同;NA 表示该模型中无对应的估计参数和检验参数。

在以上门槛协整检验的基础上,我们进一步考察物价在非线性传递中是否存在非对称机制。具体而言,我们在 MC-TAR 模型框架下对 $\rho_1 = \rho_2$ 这一假定进行检验,其中,中国的 F 检验统计量为 4.227,且高度显著。因此,我们在传统的显著性水平下拒绝“对称性”的原假设。此外,基于其余 3 国的 F 检验统计量,我们同样可以推出各国物价在传导过程中均存在显著的非对称效应。

(三) 门槛非对称误差修正模型的参数估计

在以上门槛协整检验以及最优非对称模型选择的基础上,与 Enders 和 Siklos (2001)、Ewing 等(2006)、Easaw 和 Ghoshray (2007) 以及 Chang 等(2012) 的研究相一致,我们基于 MC-TAR 对 TAECM 进行参数估计,以进一步考察价格传导中的非对称机制以及非对称性冲击,估计结果列于表 4。

由表 4 我们可以清楚地看出,在各国门槛非对称误差修正模型的估计参数中,非对称调整系数的符号与理论预期相一致。其中,各国 CPI 回归方程的非对称系数均为正,而 PPI 回归方程的非对称系数则均为负。因此,如果当期 CPI 下降或 PPI 增加,使得系统偏离了长期的均衡关系,下一期的 CPI 将上升而 PPI 将下降,从而使得物价水平再次回复到原有的均衡水平。类似的,如果当期 CPI 上升或 PPI 下降,误差修正机制将通过非对称系数使下一期的 CPI 指数下降而 PPI 指数上升,使 CPI 与 PPI 继续保持原有的长期均衡关系,系统再次实现均衡。另外,由中国非对称参数绝对值的大小我们可以看到,价格系统受到外部负冲击的影响后,它将较快回复到原来的均衡状态;相反,外部正冲击将对价格体系产生更持久的影响。类似地,通过对其余各国的非对称参数估计值比较分析,我们发现在价格传递过程中,各国存在着程度不一的非对称效应。

表 4 门槛非对称误差修正模型的参数估计

估计参数	ΔCPI		估计参数	ΔPPI	
	系数估计值	标准差		系数估计值	标准差
中国					
c_1	0.069×10^{-2}	0.047×10^{-2}	c_2	0.068×10^{-2}	0.060×10^{-2}
γ_1^+	0.023 *	0.013	γ_2^+	-0.014	0.016
γ_1^-	0.094 ***	0.027	γ_2^-	-0.059 *	0.035
$a_{1,1}$	0.093 *	0.048	$a_{2,1}$	0.538 ***	0.062
$b_{1,1}$	0.121 *	0.072	$b_{2,1}$	0.291 **	0.093
$d_{1,1}$	0.053 **	0.026	$d_{2,1}$	-0.050	0.033
马来西亚					
c_1	1.897×10^{-3} ***	3.490×10^{-4}	c_2	1.419×10^{-3}	9.560×10^{-4}
γ_1^+	0.039 **	0.011	γ_2^+	-0.015	0.028
γ_1^-	0.008	0.008	γ_2^-	-0.081 ***	0.022
$a_{1,1}$	0.099 ***	0.023	$a_{2,1}$	0.299 ***	0.064
$b_{1,1}$	-0.016	0.068	$b_{2,1}$	0.111	0.185
$d_{1,1}$	0.002	0.021	$d_{2,1}$	0.045	0.058

(续表 4)

新加坡					
c_1	0.002 ^{***}	0.000	c_2	0.002	0.001
γ_1^+	0.011 ^{***}	0.004	γ_2^+	-0.024	0.016
γ_1^-	0.014 [*]	0.008	γ_2^-	-0.158 ^{***}	0.037
$a_{1,1}$	0.023 [*]	0.013	$a_{2,1}$	0.441 ^{***}	0.059
$b_{1,1}$	0.013	0.067	$b_{2,1}$	0.155	0.294
$d_{1,1}$	-0.003	0.017	$d_{2,1}$	-0.158 ^{**}	0.074
印尼					
c_1	-3.560×10^{-4}	9.650×10^{-4}	c_2	0.002	0.003
γ_1^+	0.033	0.022	γ_2^+	-0.158 ^{**}	0.073
γ_1^-	-1.319×10^{-4}	0.010	γ_2^-	-0.070 ^{**}	0.034
$a_{1,1}$	0.119 ^{***}	0.033	$a_{2,1}$	0.456 ^{***}	0.110
$a_{1,2}$	0.081 ^{**}	0.032	$a_{2,2}$	0.298 ^{***}	0.107
$a_{1,3}$	0.049	0.033	$a_{2,3}$	0.127	0.110
$a_{1,4}$	0.098 ^{***}	0.033	$a_{2,4}$	0.176	0.108
$a_{1,5}$	-0.073 ^{**}	0.031	$a_{2,5}$	0.164	0.102
$b_{1,1}$	0.167 ^{**}	0.073	$b_{2,1}$	-0.459 [*]	0.241
$b_{1,2}$	-0.091	0.073	$b_{2,2}$	-0.407 [*]	0.244
$b_{1,3}$	0.155 ^{**}	0.071	$b_{2,3}$	-0.097	0.234
$b_{1,4}$	0.116 [*]	0.070	$b_{2,4}$	0.286	0.231
$b_{1,5}$	0.063	0.060	$b_{2,5}$	0.043	0.198
$d_{1,1}$	0.173 ^{***}	0.036	$d_{2,1}$	0.012	0.120
$d_{1,2}$	0.054	0.037	$d_{2,2}$	-0.103	0.122
$d_{1,3}$	0.024	0.037	$d_{2,3}$	-0.085	0.124
$d_{1,4}$	-0.040	0.036	$d_{2,4}$	0.221 [*]	0.119
$d_{1,5}$	-0.040	0.035	$d_{2,5}$	0.035	0.117

说明:各国最优滞后阶数是基于 AIC 信息准则选定。其中,中国、马来西亚、新加坡的最优滞后阶数为 1,而印尼的最优滞后阶数则为 3; $AIC = T \ln(\text{残差平方和}) + 2n$,其中 T 为实际的观测值个数, n 为被估计的参数个数(包括常数项)。

(四) 通胀驱动类型的检验与甄别

在以上非对称模型估计的基础上,我们对物价的传导机制进行检验。具体来说,我们通过对动态系数的联合检验来考察物价的短期传导机制,通过对 CPI 与 PPI 的弱外生性检验来考察物价的长期传导机制。

通过动态系数的联合检验我们发现,在短期,中国存在着 CPI 与 PPI 指数的双向因果关系。这就充分表明,物价的正向传导与反向倒逼机制在短期同时并存,使得在物价上行过程中需求与成本因素交叉作用、相互牵引,此时通胀呈现出“供需混合驱

动”的特征。供需任何一方的失衡都可能引发价格的关联波动,并由此加大了宏观调控的难度与物价变动的不确定性。此外,检验结果也表明,在短期存在着由于货币供应量(M_2)到CPI指数的作用机制,这就意味着在中国存在由货币供应到下游物价的驱动效应。因此,中国可通过“逆经济风”的货币政策来进行实时干预,通过货币供应量的调节来缓解消费价格指数短期上升的压力。此外,更重要的是,在对长期传导机制的分析中我们发现,F检验统计量显著地拒绝“CPI弱外生性”的原假设。因此,中国存在着由PPI到CPI的长期因果关系。这就意味着,在长期,中国的PPI是CPI的先行指标,上游的劳动力成本、原材料等生产要素价格的上升,可能通过“生产链”向下游的消费商品价格逐步传递,由此加剧物价上行的压力,并使得中国在长期面临“成本推动型通胀”的风险。

此外,通过对其他国家的短期动态分析以及长期弱外生检验,我们发现不同国家的价格传导机制存在“差异性”。其中,马来西亚与新加坡在短期存在着PPI到CPI的正向传递机制,而在长期则存在着CPI与PPI的“供需混合驱动”的双向机制。因此,在短期,马来西亚与新加坡的上游生产价格对下游消费价格具有显著的传导效应,并使得通胀更多地呈现出“成本推动型”的特征;在长期,这些国家可能面临着成本推动因素与需求拉动因素交织作用的复杂情境,进而增大了“供需混合驱动通胀”风险。而且,我们也发现,印尼物价传递在短期存在着双向混合驱动机制,而长期则存在着由CPI到PPI的反向倒逼机制,并由此加剧了“需求拉动型通胀”的风险。

(五)价格传导的非对称性冲击

在以上价格传递机制研究的基础上,我们进一步考察了物价传递过程中的非对称效应。具体而言,依据上述物价传递机制的分析,中国在长期仅存在着由上游PPI到下游CPI的正向传导机制。基于门槛非对称ECM模型的参数估计结果,我们画出了PPI对CPI的长期非对称性冲击,并将其列于图3。同样,由于马来西亚、新加坡在长期存在PPI与CPI相互作用的混合驱动机制,因此,我们画出了PPI对CPI的长期非对称性冲击以及CPI对PPI的长期非对称性冲击。类似地,由于印尼长期只存在着由CPI到PPI的反向倒逼机制,因此,我们仅画出了CPI对PPI的长期非对称性冲击。^①考察正冲击与负冲击在长期的非对称冲击,我们依据表4长期非对称调整系数(即 γ_1^+ 与 γ_1^-)的估计值,来计算1单位正、负冲击所带来的持续性影响。

^① 为了节约篇幅,在这里我们并没有报道出新加坡与印尼的价格传递的非对称分析图,有兴趣的读者可向作者索取。

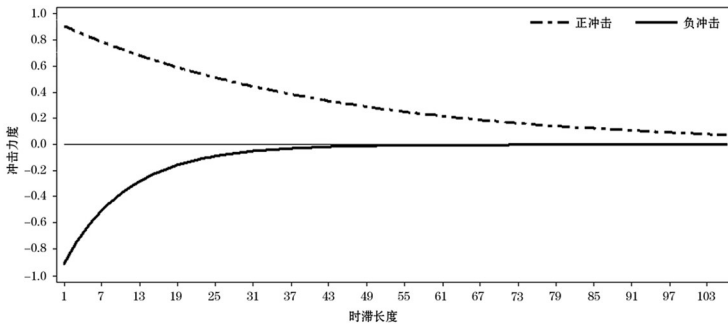


图3 中国 PPI 对 CPI 的长期非对称性冲击

说明:(1)依据门槛非对称 ECM 模型分析,中国在长期仅存在着由 PPI 到 CPI 的正向传导机制,因此,我们在这里仅画出了 PPI 对 CPI 的长期非对称性冲击图。(2)类似地,依据门槛非对称 ECM 模型分析,马来西亚存在 PPI 与 CPI 相互作用的混合驱动机制,这里我们给出了 PPI 对 CPI 的长期非对称性冲击图以及 CPI 对 PPI 的长期非对称性冲击图。

产生通胀的风险。因此,当受到 PPI 的正冲击时,CPI 将不断走高,并使得中国面临着持续性物价上行的压力。PPI 正负冲击对 CPI 存在非对称影响,也意味着政策制定当局在物价的宏观调控中不仅需要考虑物价机制的传导方向,而且需要依据价格传导的非对称机制“相机抉择”地实施“非对称”的调控政策进行对冲干预。

由图3可看出,中国长期的价格传递机制具有显著的非对称性效应。在长期的价格传递过程中,PPI 增加所产生的正冲击将拉动 CPI 上涨,而 PPI 下降所产生的负冲击将引发 CPI 下滑,而且相比较而言,正冲击更具持久性。这就意味着下游生产成本的上升可能会导致 CPI 持续高企,从而加剧

表5 基于 TAECM 模型价格传递机制的检验

	原假设	检验统计量	P 值
	短期传导机制检验		
	H_0 : PPI 不是 CPI 的短期 Granger 因果关系,即 $a_{1,1} = \dots = a_{1,p} = 0$	3.698 [*]	0.056
	H_0 : CPI 不是 PPI 的短期 Granger 因果关系,即 $b_{2,1} = \dots = b_{2,p} = 0$	9.854 ^{***}	0.002
中国	H_0 : M_2 不是 CPI 的短期 Granger 因果关系,即 $d_{1,1} = \dots = d_{1,p} = 0$	4.241 ^{**}	0.041
	H_0 : M_2 不是 PPI 的短期 Granger 因果关系,即 $d_{2,1} = \dots = d_{2,p} = 0$	2.302	0.131
	长期传导机制检验		
	H_0 : CPI 是弱外生,即 $\gamma_1^+ = \gamma_1^- = 0$	7.558 ^{***}	0.001
	H_0 : PPI 是弱外生,即 $\gamma_2^+ = \gamma_2^- = 0$	1.785	0.171

(续表 5)

马来西亚	短期传导机制检验		
	H_0 :PPI 不是 CPI 的短期 Granger 因果关系,即	17.812 ***	0.000
	$a_{1,1} = \dots = a_{1,p} = 0$		
	H_0 :CPI 不是 PPI 的短期 Granger 因果关系,即	0.358	0.550
	$b_{2,1} = \dots = b_{2,p} = 0$		
	H_0 :M ₂ 不是 CPI 的短期 Granger 因果关系,即	0.009	0.925
	$d_{1,1} = \dots = d_{1,p} = 0$		
	H_0 :M ₂ 不是 PPI 的短期 Granger 因果关系,即	0.608	0.436
	$d_{2,1} = \dots = d_{2,p} = 0$		
长期传导机制检验			
H_0 :CPI 是弱外生,即 $\gamma_1^+ = \gamma_1^- = 0$	7.213 ***	0.001	
H_0 :PPI 是弱外生,即 $\gamma_2^+ = \gamma_2^- = 0$	6.563 ***	0.002	
新加坡	短期传导机制检验		
	H_0 :PPI 不是 CPI 的短期 Granger 因果关系,即	3.438 *	0.065
	$a_{1,1} = \dots = a_{1,p} = 0$		
	H_0 :CPI 不是 PPI 的短期 Granger 因果关系,即	0.277	0.599
	$b_{2,1} = \dots = b_{2,p} = 0$		
	H_0 :M ₂ 不是 CPI 的短期 Granger 因果关系,即	0.040	0.842
	$d_{1,1} = \dots = d_{1,p} = 0$		
	H_0 :M ₂ 不是 PPI 的短期 Granger 因果关系,即	4.540 **	0.034
	$d_{2,1} = \dots = d_{2,p} = 0$		
长期传导机制检验			
H_0 :CPI 是弱外生,即 $\gamma_1^+ = \gamma_1^- = 0$	6.141 ***	0.003	
H_0 :PPI 是弱外生,即 $\gamma_2^+ = \gamma_2^- = 0$	10.179 ***	0.000	
印尼	短期传导机制检验		
	H_0 :PPI 不是 CPI 的短期 Granger 因果关系,即	1.894 *	0.097
	$a_{1,1} = \dots = a_{1,p} = 0$		
	H_0 :CPI 不是 PPI 的短期 Granger 因果关系,即	9.854 ***	0.002
	$b_{2,1} = \dots = b_{2,p} = 0$		
	H_0 :M ₂ 不是 CPI 的短期 Granger 因果关系,即	0.943	0.454
	$d_{1,1} = \dots = d_{1,p} = 0$		
	H_0 :M ₂ 不是 PPI 的短期 Granger 因果关系,即	2.302	0.131
	$d_{2,1} = \dots = d_{2,p} = 0$		
长期传导机制检验			
H_0 :CPI 是弱外生,即 $\gamma_1^+ = \gamma_1^- = 0$	1.144	0.320	
H_0 :PPI 是弱外生,即 $\gamma_2^+ = \gamma_2^- = 0$	3.978 **	0.020	

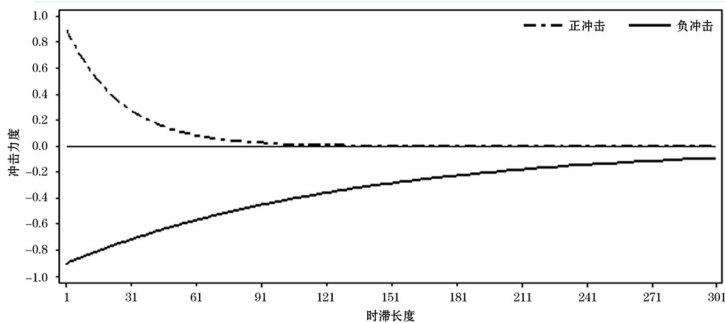


图4 马来西亚 PPI 对 CPI 的长期非对称性冲击

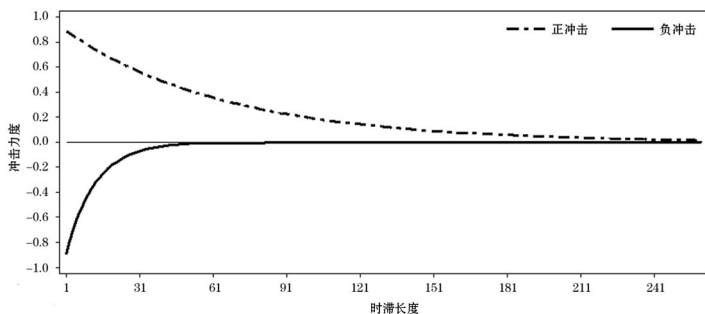


图5 马来西亚 CPI 对 PPI 的长期非对称性冲击

此外,由图4 我们发现,在价格传递非对称性冲击的分析中,在长期,马来西亚 PPI 对 CPI 的负冲击要比正冲击更具有持久性的影响。在正向传导机制中,相比较 PPI 的上升,PPI 下降对 CPI 更具有长期的影响。图5 则显示 CPI 对 PPI 正冲击的影响更具长期性,在反向倒逼机制中,CPI 上升对 PPI 更具有持久性影响。类似的,我们也发现

在新加坡和印尼各自的价格传递渠道中,均存在着显著的非对称性效应。

四 结论与启示

长期以来,消费者价格指数 CPI 和生产者价格指数 PPI 是衡量通货膨胀的基本指标,对两者作用关系与传导机制的研究具有重要的学术价值与现实意义,它不仅有助于我们“前瞻性”地甄别通货膨胀的驱动类型以及未来物价的总体走势,而且也政策当局建立 CPI 预警机制、防范治理通胀提供了理论与经验分析的参考依据。有鉴于此,本文尝试在现有研究的基础上做一个有益的补充,首次采用前沿的门槛自回归(TAR)模型、动量门槛自回归(M-TAR)模型以及动量一致门槛自回归(MC-TAR)模型,从非对称的研究视角来对中国等亚洲国家的价格传导机制展开深入研究,从而对通胀的驱动类型进行有效甄别。具体而言,本文在门槛非线性框架下对价格的非线性传导机制展开研究,在考察 CPI 与 PPI 门槛协整关系的基础上,结合门槛非对称误差

修正模型(TAECM)对物价的非对称传导机制以及非对称冲击展开深入分析,由此得出富有启发意义的结论。

本文研究表明,各样本国物价指数在传递过程中具有显著的门槛协整关系以及非对称性效应。中国在短期同时存在着价格的正向传导与反向倒逼机制,在物价上行过程中,需求与成本因素交叉作用、相互牵引,使得通胀在短期呈现出“供需混合驱动”的特征,由此加大了宏观调控的难度与物价变动的不确定性;在长期则存在着由PPI到CPI的正向传导机制,PPI是CPI的先行指标,上游的劳动力成本、原材料等生产要素价格的上升,可能通过“生产链”向下游的消费商品价格逐步传递,由此加剧了物价上行的压力,并使得中国在长期面临着引发“成本推动型通胀”的风险。随着中国土地价格飚升、能源供应紧缺、劳动力短缺以及农产品价格等上游成本的不断增加,除了从“供给调控”的角度来抗击通胀,我们还需要结合技术与制度创新、完善流通环节降低交易成本、降低企业税负、提高生产效率等方式来缓解要素成本上升所带来的长期物价上行的压力。另外,我们还发现中国在短期存在着由货币供应量到下游物价指数的驱动效应。据此,政策当局可通过“逆经济风”的货币政策来进行实时干预,通过货币供应量的调节来缓解消费价格指数短期上升的压力。与此同时,尽管现阶段中国物价宏观调控取得了较好的成效,但对此我们仍需保持审慎乐观,避免未来通货膨胀可能出现的“交替与反复”。在促进经济平稳较快发展的同时,我们仍有必要控制货币供应量的发行节奏,避免因基础货币投放过多而引发流动性泛滥局面的出现,为实现物价的长期稳定创造有利的条件。此外,我们也发现不同国家的价格传导机制呈现出“差异性”的变化,其中马来西亚、新加坡在长期面临着“供需混合驱动型通胀”的风险,而印尼在长期存在着“需求拉动型通胀”的压力。

非对称性冲击分析表明,各国的价格传递渠道均存在着显著的非对称效应。其中,相对负冲击而言,中国PPI对CPI的正冲击更具持久性,这就意味着上游生产成本的上升可能会导致CPI持续高企,由此带来持久性通胀的风险。政策制定当局在物价的宏观调控中不仅需要考虑到物价机制的传导方向,而且需要依据价格传导的非对称机制“相机抉择”地实施“非对称”的调控政策进行对冲干预;相比较通缩时期,在成本推动的通胀时期,政策当局应当实施更具持久性、一致性的“以供给调控为导向”的政策措施,以实现物价的逐步回落乃至长期稳定。

参考文献:

贺力平、樊纲、胡嘉妮(2008):《消费者价格指数和生产者价格指数:谁带动谁?》,《经济研究》第11期。

刘敏、张燕丽、杨延斌(2005):《PPI与CPI关系探析》,《统计研究》第2期。

徐伟康(2010):《对<消费者价格指数与生产者价格指数:谁带动谁?>一文的质疑》,《经济研究》第5期。

杨子晖(2008):《财政政策与货币政策对私人投资的影响研究——基于有向无环图的应用分析》,《经济研究》第5期。

杨子晖、赵永亮、柳建华(2013):《CPI与PPI传导机制的非线性研究:正向传导还是反向倒逼?》,《经济研究》第3期。

张同龙(2010):《需求拉起,还是投资推动——基于新一轮通胀周期的实证研究》,《经济管理》第1期。

Alemu, Z. G. "Causality Links between Consumer and Producer Price Inflation in South Africa." *Applied Economics Letters*, 2012, 19, pp. 13–18.

Awokuse, T. and Wang, X. "Threshold Effects and Asymmetric Price Adjustments in U. S. Dairy Markets." *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 2009, 57, pp. 269–286.

Caporale, G. M.; Katsimi, M. and Pittis, N. "Causality Links between Consumer and Producer Prices: Some Empirical Evidence." *Southern Economic Journal*, 2002, 68, pp. 703–711.

Chan, K. S. "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimation of a Threshold Autoregressive Model." *The Annals of Statistics*, 1993, 21, pp. 520–533.

Chang, C. L.; Chen, L. H.; Hammoudeh, S. and McAleer, M. "Asymmetric Adjustments in the Ethanol and Grains Markets." *Energy Economics*, 2012, 34, pp. 1990–2002.

Chen, A. and Lin, S. "Asymmetrical Return on Equity Mean Reversion and Catering." *Journal of Banking and Finance*, 2011, 35, pp. 471–477.

Colclough, W. G. and Lange, M. D. "Empirical Evidence of Causality from Consumer to Wholesale Prices." *Journal of Econometrics*, 1982, 19, pp. 379–384.

Easaw, J. Z. and Ghoshray, A. "Confidence or Competence? Do Presidencies Matter for Households' Subjective Preferences." *European Journal of Political Economy*, 2007, 23, pp. 1025–1037.

Enders, W. and Siklos, P. L. "Cointegration and Threshold Adjustment." *Journal of Business and Economic Statistics*, 2001, 29, pp. 166–176.

Engle, R. F. and Granger, C. W. J. "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing." *Econometrica*, 1987, 55, pp. 251–276.

Ewing, B. T.; Payne, J. E.; Thompson, M. A. and Al-Zoubi, O. M. "Government Expenditures and Revenues: Evidence from Asymmetric Modeling." *Southern Economic Journal*, 2006, 73, pp. 190–200.

Grasso, M. and Manera, M. "Asymmetric Error Correction Models for the Oil–Gasoline Price Relationship." *Energy Policy*, 2007, 35, pp. 156–177.

Guthrie, Robert S. "The Relationship between Wholesale and Consumer Prices." *Southern Economic Journal*, 1981, 47, pp. 1046–1055.

Gwin, C. R. "Asymmetric Price Adjustment: Cross-industry Evidence." *Southern Economic Journal*, 2009, 76, pp. 249–265.

Johansen, S. and Juselius, K. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applica-

tion to the Demand for Money.” *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 1990, 52, pp.169–210.

Johansen, S. “Statistical Analysis of Cointegration Vectors.” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 12, pp.231–254.

Jones, J. D. “Consumer Prices, Wholesale Prices, and Causality.” *Empirical Economics*, 1986, 11, pp.41–55.

Karagiannis, S.; Panagopoulos, Y. and Vlamis, P. “Interest Rate Pass-Through in Europe and the US: Monetary Policy after the Financial Crisis.” *Journal of Policy Modeling*, 2010, 32, pp.323–338.

Kleimeier, S. and Sander, H. “Expected versus Unexpected Monetary Policy Impulses and Interest Rate Pass Through in Eurozone’s Retail Banking Markets.” *Journal of Banking & Finance*, 2006, 30, pp.1839–1870.

Krishnakumar, J. and Neto, D. “Testing Uncovered Interest Rate Parity and Term Structure using Three-Regime Threshold Unit Root VECM: An Application to the Swiss ‘Isle’ of Interest Rates.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2012, 74, pp.191–210.

Lin, W. T. and Sun, D. S. “Are Credit Spreads Too Low or Too High? A Hybrid Barrier Option Approach for Financial Distress.” *Journal of Futures Markets*, 2009, 29, pp.1161–1189.

Liu, Y. and Xie, Y. “Asymmetric Adjustment of the Dynamic Relationship between Energy Intensity and Urbanization in China.” *Energy Economics*, 2013, 36, pp.43–54.

Meyer, J. and von Cramon-Taubadel, S. “Asymmetric Price Transmission: A Survey.” *Journal of Agricultural Economics*, 2004, 55, pp.581–611.

Miller, D. J. and Hayenga, M. L. “Price Cycles and Asymmetric Price Transmission in the U. S. Pork Market.” *American Journal of Agricultural Economics*, 2001, 83, pp.551–562.

Mohammadi, H. “Electricity Prices and Fuel Costs: Long-Run Relations and Short-Run Dynamics.” *Energy Economics*, 2009, 31, pp.503–509.

Mohammadi, H. “Long-Run Relations And Short-Run Dynamics among Coal, Natural Gas and Oil Prices.” *Applied Economics*, 2011,43, pp.129–137.

Reziti, I. and Panagopoulos, Y. “Asymmetric Price Transmission Mechanism in the Greek Agrifood Sector: Some Tests.” *Agribusiness*, 2008, 24, pp.16–30.

Sidaoui, J.; Capistrán, C.; Chiquiar, D. and Ramos-Francia, M. “On the Predictive Content Of the PPI on CPI Inflation: The Case of Mexico.” BIS Papers chapters, in *Bank for International Settlements*, 2009, 49, pp.249–257.

Silver, J. L. and Wallace, T. D. “The Lag Relationship between Wholesale and Consumer Prices—An Application of The Hatanaka-Wallace Procedure.” *Journal of Econometrics*, 1980, 12, pp.375–387.

Wang, Y. S. and Chueh, Y. L. “Dynamic Transmission Effects between the Interest Rate, the US Dollar, and Gold and Crude Oil Prices.” *Economic Modelling*, 2013, 30, pp.792–798.

(截稿:2014年2月 责任编辑:宋志刚)