

DOI: 10.19361/j.er.2024.06.06

利率规则的计量学理 反思与“泰勒规则”形式选择

刘达禹 张竞文 宋 洋*

摘要：有关“泰勒规则”基本形式的探讨一直都是货币经济研究领域内的经典议题。本文在计量学理层面阐述了含有利率滞后项的“泰勒规则”的弊端，并基于计量评价思想对中国真实“泰勒规则”进行选择，主要得出如下结论：含有利率滞后项的“泰勒规则”易于诱发过度拟合、伪平滑、系数估计偏误和显著性检验失效等问题，它并不是中央银行政策意图的真实反映；中国的实际利率规则与经典“泰勒规则”更为接近，其中，DR007、剔除食品价格的CPI和B-K(6-32)型滤波是政策利率、通货膨胀和产出缺口的最优代理指标；中国的真实“泰勒规则”中应包含产出缺口和通胀偏离的二次项，这是因为中央银行具有规避通货膨胀和经济收缩的偏好。本文还提出了计量评价这一宏观研究理念，计量评价力求在概念、理论、数据、现实、预测等多个维度上进行综合评判，从而更精确地还原经济事实原貌，为后续研究更精准地遴选计量模型提供有益参考。

关键词：“泰勒规则”；产出缺口；通货膨胀；计量评价

中图分类号：F822

一、引言

利率规则是中央银行在进行名义利率调整时所遵循的行为准则。它是针对货币政策“相机抉择”而提出的一种调控理念，相当于事前设定好一种政策承诺机制，无论经济如何波动，名义利率都将按照既定的规则来进行调整。这种政策承诺机制不仅会约束中央银行的机会主义和短视行为，而且还能有效引导公众预期，从而提高政策调控的有效性。随着利率规则的广泛应用，有关利率规则的研究亦迅速盛行，这些研究主要聚焦于两个方面：一是从理论上为最优利率规则的基本形式提供学理解释，二是优化利率规则的经验表达。Woodford(1999)在二次损失函数和线性总供给曲线的假设下对最优利率规则进行求解，证

* 刘达禹，吉林大学数量经济研究中心，邮政编码：130012，电子信箱：liuyuchris@163.com；张竞文，吉林大学数量经济研究中心，邮政编码：130012，电子信箱：1045317558@qq.com；宋洋（通讯作者），西南财经大学财政税务学院，邮政编码：611130，电子信箱：davidson26@gmail.com。

本文受到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“跨周期和逆周期结合下的金融安全维护研究”（22JJJD790066）、中央高校哲学社会科学研究创新团队项目“坚持共同富裕方向的中国经济高质量发展现代化道路研究”（2022CXTD25）与中央高校基本科研业务费专项资金“中国经济周期测度的学理思辨与计量评价”（2022-JCXK-36）的联合资助。感谢匿名审稿专家为本文提出的宝贵指导意见，文责自负。

明了最优利率规则是产出缺口和通货膨胀的线性函数。随后,Clarida等(2000)对美国经济数据进行估计后发现,在基础利率规则中引入利率滞后项能大幅提高政策规则的拟合优度,并将这一变量的系数定义为利率平滑意愿。此后,含有利率平滑意愿的利率规则因拟合优度高、利率滞后项系数显著等优势而得到广泛应用,并成为最广为使用的利率规则(郑挺国、王霞,2011;刘达禹等,2021)。

然而,尽管含有利率平滑意愿的“泰勒规则”在拟合优度上具有优势,但它同样受到了大量批判,主要体现在三个方面:(1)产出缺口和通货膨胀系数过小,无法反映名义利率根据产出和通胀波动进行调整的事实(刘金全等,2015);(2)引入利率滞后项诱发了序列相关性问题,导致系数估计偏误和显著性检验失效(张小宇、刘金全,2013);(3)方程拟合优度过高,模型面临经济意义模糊化的问题(单强等,2020)。上述几个困扰不由得让人们反思构建利率规则的初衷。实际上,Taylor(1993)最初只是想尽可能地用一个简单的经验方程来验证现实中的名义利率调整是否遵循着某种规律,倘若确实存在,那么便证明中央银行的确是在依照规则行事;而考虑到政策利率主要是根据产出波动和通货膨胀来进行调整,于是便建立了以利率为被解释变量、以产出缺口和通货膨胀为解释变量的回归方程,这即是最初的“泰勒规则”。然而,现有研究却更多地聚焦于如何为“泰勒规则”寻找理论解释和改变“泰勒规则”的经验表达,这已然偏离了构建“泰勒规则”的初衷。

此外,现有研究在“泰勒规则”的变量选取上亦存在较大分歧。首先,对于产出缺口而言,现有测算产出缺口的方法种类繁多,例如生产函数法、滤波法(H-P滤波法、B-K滤波法、C-F滤波法)和不可观测模型等(郑挺国、王霞,2011;陈婉莹等,2022)。然而,由于不同方法的建模原理和出发点各有不同,因此很难直接比较,导致产出缺口的测算和选择始终处于百家争鸣的局面。其次,对于通胀偏离而言,尽管目标通胀率可以使用每年政府工作报告中公布的居民消费价格变动目标替代(刘达禹等,2021),但通货膨胀的度量方式却不唯一。例如刘达禹等(2021)使用CPI-100作为通货膨胀的代理变量;张成思和田涵晖(2020)则认为剔除食品价格的CPI与核心CPI更适合作为中国货币政策规则中的通胀锚。那么,中央银行究竟应该盯住何种通货膨胀指标,现有研究也未给出一致解答。

鉴于此,本文将从还原“泰勒规则”经验特征的视角出发,系统比较经典“泰勒规则”和含有利率平滑意愿的“泰勒规则”的适用性,并通过设计计量评价体系来完成“泰勒规则”方程形式和代理变量的选择,从而尽可能地还原中国利率规则的原貌。本文的研究贡献如下:第一,从计量学层面证明了将利率滞后项引入“泰勒规则”会诱发经济信息内生化的问题,这会导致“泰勒规则”参数含义模糊化,继而无法准确反映中央银行的真实政策意图。第二,提出计量评价思想,解决了“泰勒规则”的变量选择问题,将DR007、B-K(6-32)型产出缺口与剔除食品价格的CPI确定为中国“泰勒规则”中利率端、产出端和通胀端的最优代理变量。第三,结合福利损失框架给出了中国真实“泰勒规则”的显性表达,这一方程形式简明、政策含义明确,能够较为客观地还原中央银行的行事准则。第四,本文通过计量理论推导对序列相关性进行了精准分型,并详细区分了纯残差序列相关和复杂序列相关。考虑到现有经济学研究多重视对内生性的处理,而通常会忽略对序列相关性的考察,本文正是基于这一视角详细阐述了序列相关性的原理和危害,这无疑会为进一步规范计量经济研究提供全新思路和有益借鉴。

二、“泰勒规则”基本形式的计量学理反思

本节将针对现有关于含有利率滞后项的“泰勒规则”的几个研究争议展开学理探讨。为便于分析,首先给出一个经典的“泰勒规则”:

$$R_t = \alpha_0 + \beta_\pi (\pi_t - \pi^*) + \beta_y y_t + \mu_t \quad (1)$$

(1)式中: R_t 、 π_t 和 y_t 分别代表 t 时期的名义利率、通胀水平和产出缺口; π^* 是目标通货膨胀率; α_0 是常数项,用于刻画均衡利率和稳态通胀之和; β_π 和 β_y 分别是利率针对通胀偏离和产出缺口的调整系数; μ_t 是扰动项,代表名义利率中的非规则成分(Taylor,1993)。随后参照Clarida等(2000)将利率的滞后1期 R_{t-1} 引入经典的“泰勒规则”,于是有:

$$R_t = \alpha'_0 + \rho R_{t-1} + \beta'_\pi (\pi_t - \pi^*) + \beta'_y y_t + \mu'_t \quad (2)$$

(2)式即是最广为使用的含有利率平滑意愿的“泰勒规则”,其中 ρ 代表利率平滑意愿。不可否认,利率平滑意愿的引入的确大幅提高了“泰勒规则”的拟合优度,但它同样引发了很多质疑。基于此,本文将从拟合优度、变量释义和计量科学性三个角度对其弊端进行反思。

首先,在拟合优度层面,经典“泰勒规则”的可决系数 R^2 基本处于0.2~0.6这一适宜范围(谢平、罗雄,2002);而无论基于任何国家、任何历史时段的数据,含有利率滞后项的“泰勒规则”的拟合优度基本都在0.9以上(Clarida et al.,2000;张小宇、刘金全,2013;刘金全等,2015;刘达禹等,2021)。诚然,拟合优度较高的确是一种优势,但需注意的是,“泰勒规则”的本质毕竟是还原经验事实。若是从经济原理和可决系数构建机理的角度来看,含有利率滞后项的“泰勒规则”未免存在过度拟合之嫌。

$$R^2 = \frac{\sum (\hat{y} - \bar{y})^2}{\sum (y - \bar{y})^2} \quad (3)$$

(3)式是经典的可决系数方程,该方程是平方形式,这意味着若是从线性拟合优度的角度来看,想要得到高达0.9的可决系数,基础方程的线性拟合优度甚至要达到0.95以上。这表明无论在任何国家、任何历史时期,各国中央银行都在严格地执行含有利率滞后项的“泰勒规则”,并且平均偏差率不足5%。但从经验事实来看,这一推论显然有悖常理,因为货币政策的调整通常要全面考虑产出、通胀、失业率和国际收支平衡,同时还不得不兼顾突发事件。此外,中央银行在制定政策规则时还会考虑汇率、房地产价格和资产价格等要素,这些要素对利率波动的解释能力甚至高达20%以上(Smets and Wouters,2007)。含有利率滞后项的“泰勒规则”并未包含上述信息,却仍具有如此之高的拟合优度,这说明很多重要的决定因素已被 ρR_{t-1} 内化,从而导致整个方程仅能提供较高的拟合优度,但并非是中央银行决策机制的真实反映。

为便于直观分析,本文基于中国1996年1季度至2023年4季度的数据对两种“泰勒规则”进行估计,结果见表1。^①表1中经典“泰勒规则”的拟合优度为0.206;而含有利率滞后项的“泰勒规则”的拟合优度高达0.963,表明资产价格、汇率等因素对利率波动的解释力度

①表1中利率、通货膨胀、产出缺口的代理变量分别是:7天期银行间同业拆借加权平均利率、居民消费价格指数CPI-100的季度平均值、以1995年为基期的实际GDP季度数据经H-P滤波分离出的产出缺口成分。目标通货膨胀来自每年政府工作报告对当年通货膨胀的预期,所有原始数据均取自中经网统计数据库。基础数据处理过程参照张小宇和刘金全(2013)。

甚至不足4%,这显然有悖常理,同时也说明利率滞后项的引入的确会导致过度拟合问题。

表 1 经典“泰勒规则”与含有利率滞后项的“泰勒规则”的经验对比

经典“泰勒规则”			含有利率滞后项的“泰勒规则”		
变量名称	系数	标准误	变量名称	系数	标准误
常数项	4.056***	0.332	常数项	0.396***	0.084
利率平滑意愿			利率平滑意愿	0.889***	0.018
通胀偏离系数	0.471***	0.151	通胀偏离系数	0.082***	0.021
产出缺口系数	0.181*	0.107	产出缺口系数	0.080	0.050
杜宾瓦森统计量 $D.W.$	—		杜宾瓦森统计量 $D.W.$	1.790	
可决系数 R^2	0.206		可决系数 R^2	0.963	

注：*、**和*** 分别代表在1%、5%和10%的显著水平下显著，下同。

其次,在变量释义层面,经典“泰勒规则”中产出缺口和通胀偏离项的系数通常处于0.1~0.5之间(Taylor,1993;谢平、罗雄,2002),而在含有利率滞后项的“泰勒规则”中,产出缺口和通胀偏离项的系数则不足0.1,这种极低的反应系数很难令人相信这是中央银行针对产出和通胀波动所做出的真实反应。诚然,刘达禹等(2017)曾对这种现象进行过解释,并指出在一个稳定的AR(1)系统内,通胀偏离和产出缺口的累积调整系数可表示为 $\beta'_\pi/(1-\rho)$ 和 $\beta'_y/(1-\rho)$,经此还原后的系数未必小于经典“泰勒规则”中的系数。但这一解释却忽略了一个事实,即货币政策调整通常具有时效性要求,实现累积调整的必要条件是政策要持续至无穷期。但在现实中,很难想象当通货膨胀来临时,货币当局意图在后续的几十年内逐渐平抑通胀波动。因此,关注累积调整系数并不具有现实意义。若想真实地还原中央银行的政策意图,还是对比同期调整系数更具说服力。

图1进一步展现了含有利率滞后项的“泰勒规则”下的利率波动贡献分解。不难发现利率平滑项(ρR_{t-1})是样本期间内利率波动的绝对主导者,它的平均贡献高达85%,残差的贡献率次之,平均贡献约为10%。相比之下,产出和通胀的合计贡献不足5%。这明显有悖事实,同时也再度表明含有利率平滑意愿的“泰勒规则”过度夸大了利率平滑的作用,导致整个经验方程仅能高度拟合数据,但却无法反映“泰勒规则”的政策含义。

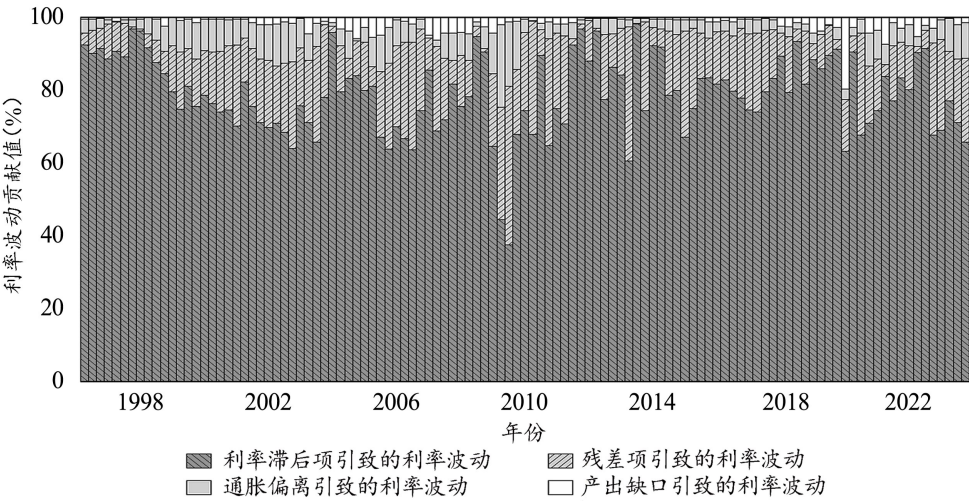


图 1 利率波动历史贡献分解

最后,在计量学理层面, ρR_{t-1} 的引入将不可避免地引起序列相关问题。序列相关是一个极为复杂的问题,它对估计结果的无偏性和有效性都可能产生影响。按照计量后果的严重程度,可以简单地把序列相关分为两种情形:第一种是纯残差序列相关,这类问题仅会导致模型显著性检验失效;第二种是复杂序列相关,即包含内生性和多重共线性的残差序列相关,这类问题会导致模型系数估计偏误,进而使整个模型失去经济意义。那么,含有利率滞后项的“泰勒规则”到底属于纯残差序列相关还是复杂序列相关?下面,本文将进行深入说明。

情形一:纯残差序列相关。对(2)式进行向前一步迭代,于是有:

$$R_{t-1} = \alpha'_0 + \rho R_{t-2} + \beta'_\pi (\pi_{t-1} - \pi^*) + \beta'_y y_{t-1} + \mu'_{t-1} \quad (4)$$

$$R_t = \alpha'_0 + \rho [\alpha'_0 + \rho R_{t-2} + \beta'_\pi (\pi_{t-1} - \pi^*) + \beta'_y y_{t-1} + \mu'_{t-1}] + \beta'_\pi (\pi_t - \pi^*) + \beta'_y y_t + \mu'_t \quad (5)$$

观察(5)式不难发现,倘若将 R_t 改写成有关 ρR_{t-2} 的方程,残差项将变为 $\rho \mu'_{t-1} + \mu'_t$,其中 μ'_{t-1} 是(4)式中的残差部分。由此可见,含有利率滞后项的“泰勒规则”的当期残差中存有前期残差信息,这从根本上决定着含有利率平滑意愿的“泰勒规则”将不可避免地面临残差序列相关的困扰。为简化分析,将其他变量一并归入至常数项,仅以表1中的产出缺口为例对(2)式进行改写,于是有:

$$R_t = \beta_0 + \beta'_y y_t + \mu'_t \quad (6)$$

当仅存在残差序列相关时,根据OLS估计原理易知, $\hat{\beta}'_y = \beta'_y + \sum k_i \mu'_i$,其中:

$$k_i = (y_i - \bar{y}_i) / \sum (y_i - \bar{y}_i)^2 \quad (7)$$

于是对 $\hat{\beta}'_y$ 两端取数学期望有:

$$E(\hat{\beta}'_y) = \beta'_y + E(\sum k_i \mu'_i) = \beta'_y \quad (8)$$

(8)式说明在这种情形下含有利率滞后项的“泰勒规则”中的产出缺口系数估计仍具有无偏性。但在有效性方面,即便是纯残差序列相关也将引致严重后果。首先,来看残差方差估计,考虑到中央银行的政策规则并非是“蛛网模型”,两期之间通常具有一致的偏好,那么一个合理的假设即是 $\mu'_t = \varphi \mu'_{t-1} + v_t$,其中 $0 < \varphi < 1$ 。于是,传统的残差方差估计可表达如下:

$$\text{var}(\mu'_t) = E(\mu'^2_t) = E(\varphi \mu'_{t-1} + v_t)^2 = \varphi^2 E(\mu'^2_{t-1}) + E(v^2_t) + 2\varphi E(\mu'_{t-1} v_t) \quad (9)$$

由于(9)式右端 $E(\mu'^2_{t-1})$ 与左端 $\text{var}(\mu'_t)$ 相等,因此可以利用 $\text{var}(\mu'_t)$ 换掉等式右端的 $E(\mu'^2_{t-1})$,于是有:

$$\text{var}(\mu'_t) = \sigma_v^2 / (1 - \varphi^2) = \sigma_{\mu'}^2 \quad (10)$$

在(10)式中, σ_v^2 是一个有限常量,参数 φ 的大小将直接决定方程残差平方的大小。由于现实经济中低频经济数据都较为平滑,这从客观上决定着参数 φ 通常是一个很接近于1的常数,有时甚至高达0.9以上。这表明当存在序列相关时,残差的方差将会被放大。当不存在序列相关时,可以用 $\sigma_{\mu'}^2$ 来刻画 $\text{var}(\hat{\beta}'_y)$,易知产出缺口系数 β'_y 的方差为:

$$\text{var}(\hat{\beta}'_y) = \sum k_i^2 E(\mu'^2_t) = \sigma_{\mu'}^2 \sum k_i^2 = \sigma_{\mu'}^2 / \sum (y_i - \bar{y}_i)^2 \quad (11)$$

当存在序列相关时,定义 $\hat{\beta}'_y$ 的方差估计为 $\text{var}(\hat{\beta}'_y^*)$,根据 $\text{var}(\hat{\beta}'_y)$ 的估计过程可知:

$$\begin{aligned} \text{var}(\hat{\beta}'_y^*) &= E(\hat{\beta}'_y - \beta'_y)^2 = E\left(\sum k_i \mu'_i\right)^2 = E\left[\sum k_i^2 \mu'^2_t + 2 \sum_{t \neq s} k_t k_s \mu'_t \mu'_s\right] \\ &= \text{var}(\hat{\beta}'_y) + 2 \sum_{t \neq s} k_t k_s E(\mu'_t \mu'_s) \end{aligned} \quad (12)$$

(12)式的含义在于:当方程中存在纯残差序列相关时, $\text{var}(\hat{\beta}_y^*)$ 不再是 $\hat{\beta}_y'$ 方差的有效估计。此外,考虑到引入利率平滑意愿后, $\sigma_{\mu'}^2$ 也会被放大,这表明虽然 $\hat{\beta}_y'$ 仍是产出缺口系数的无偏估计,但是该系数的 t 检验将不再有效。该现象属于“存伪失效”,是典型的第二类错误。而这也是大量含有利率滞后项的“泰勒规则”中产出缺口或通胀偏离系数不显著的根源。

情形二:包含内生性和多重共线性等问题的残差序列相关。首先,考虑内生性问题,引入 ρR_{t-1} 的最大问题在于,只要 ρR_{t-1} 存在,(2)式便可改写成(5)式,并可以被无限迭代展开。那么,倘若(5)式是我们想要获取的方程形式,对(2)式进行估计就必将引起 $(\pi_{t-1}-\pi^*)$ 的系数被其他变量系数以及残差分摊,继而诱发因遗漏解释变量而导致的内生性问题。

至于多重共线性,道理与之相同,倘若对(5)式进行估计,那么方程难免会面临多重共线性困扰,因为 $(\pi_{t-1}-\pi^*)$ 与 $(\pi_t-\pi^*)$ 通常是高度共线的。同样,由于(5)式是由(2)式演化而来,因此即便是对(2)式进行估计,模型也很难摆脱多重共线性,因为 ρR_{t-1} 包含了上一期通胀偏离和产出缺口的信息,而二者又与本期的通胀偏离和产出缺口相关。从表1中的统计量和几个变量的估计结果来看,内生性和多重共线性的影响已然不容忽视。首先, $D.W.$ 统计量未达到1.8,说明该方程面临着系数估计偏误。其次,表1显示,经典“泰勒规则”下通胀偏离系数和产出缺口系数分别为0.471和0.181,而在含有利率滞后项的“泰勒规则”中,二者已下降至0.082和0.080,这说明模型已经遭到了严重的内生性和多重共线性困扰。总的来看,含有利率滞后项的“泰勒规则”存在过度拟合、系数估计偏误和显著性检验失效三方面重大缺陷。因此,它并不是中央银行政策行为准则的真实反映。

三、经典“泰勒规则”与含有利率滞后项的“泰勒规则”的反事实检验

考虑到中央银行的政策操作通常会对重要的事件冲击做出反应,本节将进一步根据代表性事件构建反事实检验,从而考察两类政策规则的适用性。整个检验将分三个步骤:(1)定义事件和事件窗口;(2)根据两种“泰勒规则”分别预测事件未发生状态下的常态化利率;(3)根据实际利率与预测利率之差构建反事实 T 检验,继而判断中央银行的真实行事准则。

首先,定义事件窗口。本文选取中国加入WTO(正向事件)、美国“次贷危机”(负向事件)和疫情爆发(负向事件)作为代表性事件。这样做的原因在于三个事件对产出缺口的影响均具有明确方向,且涵盖了正负两类冲击,能够全面测试两种政策规则对不同性质事件的反馈能力。进一步的,根据历史事实将三个事件的窗口期确定为2002年1季度、2008年3季度和2020年1季度,同时将整个事件反馈期定义为事件爆发当季和事件爆发后的两个季度。

其次,预测常态化利率。本文以事件爆发前的样本为基础分别估计两种“泰勒规则”的系数,随后采用该系数和窗口期内的通胀偏离、产出缺口以及前期利率值拟合预测利率 $\hat{R}_t$ 。^①

最后,进行反事实检验。定义利率异常波动为 R_h ,于是在窗口期下的利率异常波动可表示为: $R_{ht}=R_t-\hat{R}_t$;整个事件反应期内的累积利率异常波动为: $\bar{R}_h=(\sum_{i=t}^{t+2} R_{hi})/3$ 。经此处理

^①这里以(1)式和中国加入WTO这一事件进行说明。首先,采用1996年4季度—2001年4季度的数据估计(1)式中的“泰勒规则”,进而得到 $\hat{\alpha}_0$ 、 $\hat{\beta}_\pi$ 和 $\hat{\beta}_y$ 。随后,根据2002年1季度—2002年3季度的通胀偏离值、产出缺口值和估计得到的系数计算 $\hat{R}_{2002Q1}$ 、 $\hat{R}_{2002Q2}$ 和 $\hat{R}_{2002Q3}$ 。其中,变量和数据的选取均与表1一致。

后,便可对窗口期内的累积利率异常波动进行反事实 T 检验。其中,原假设为:累积利率异常波动为 0;备择假设为:累积利率异常波动不为 0, T 统计量为:

$$t=R_{ht}/(s_R/\sqrt{3}) \tag{13}$$

(13)式中: s_R 是累积利率异常波动 R_{ht} 的标准误。

表 2 列示了反事实检验的估计结果,经典“泰勒规则”能够有效捕捉到中央银行针对三次事件冲击所做出的反馈,表明经典“泰勒规则”能够反映中央银行的真实政策意图。相比而言,含利率滞后项的“泰勒规则”未能预测到任何一次事件冲击,这再次表明引入利率平滑意愿会诱发伪平滑现象,此时货币政策规则仅能徒增拟合优度,但却极易混淆利率调整动机,使其经济意义大幅弱化。

表 2		事件分析法检验结果			
经典“泰勒规则”					
事件日期	事件窗口	估计窗口	$\overline{R}_h$	t 值	P 值
2002Q1	2002Q1-2002Q3	1996Q1-2001Q4	3.6876 ***	22.3764	0.0016
2008Q3	2008Q3-2009Q1	1996Q1-2008Q2	-4.1416 **	-7.0003	0.0198
2020Q1	2020Q1-2020Q3	1996Q1-2019Q4	-1.5217 *	-3.8996	0.0599
含利率滞后项的“泰勒规则”					
事件日期	事件窗口	估计窗口	$\overline{R}_h$	t 值	P 值
2002Q1	2002Q1-2002Q3	1996Q1-2001Q4	0.3964	0.9764	0.4523
2008Q3	2008Q3-2009Q1	1996Q1-2008Q2	-0.4360	-2.0378	0.1785
2020Q1	2020Q1-2020Q3	1996Q1-2019Q4	-0.3219	-2.0139	0.1816

四、中国真实“泰勒规则”估计

在明确了“泰勒规则”的基本形式后,本节将讨论政策规则中的代理变量选择问题。其中,涉及的变量有三个,分别是政策利率、产出缺口和通货膨胀。本部分将率先对最优政策利率进行选择,随后基于计量评价和福利损失评价遴选产出缺口代理变量、通货膨胀代理变量以及最合意的“泰勒规则”经验表达,以期尽可能客观地还原中央银行政策操作的原貌。

(一) 最优政策利率选择

用于政策规则检验的利率应该具备两个基本属性:一是与货币政策操作目标相吻合,二是具有市场基准性。从第一个方面来看,同业拆借和债券质押交易在货币市场交易中占据主导地位,这意味着基准利率应该在同业拆借利率和债券质押式回购利率中选择。从第二个角度来看,由于债券质押式回购交易量远超过纯同业拆借交易量,且以质押的方式进行利率债交易风险更低,这更能还原基准利率的无风险特征。因此,将债券质押式回购利率作为基准政策利率是更合理的选择。然而,为确保严谨性,本文依然纳入了同业拆借利率进行比较。在此以银行间存款类金融机构以利率债为质押的 7 天期回购利率 DR007^① 和 7 天期银行间同业拆借加权平均利率 IBO007 作为备择对象,通过比较二者与实体经济的相关性及其自身稳定性来遴选最优政策基准利率。数据区间仍为 2002 年 1 季度—2023 年 4 季度。

①由于中国人民银行于 2014 年 12 月才开始对外发布 DR007 数据,故在此处实证分析中 2002 年 1 季度—2014 年 4 季度的利率数据由银行间 7 天质押式回购利率 R007 替代。

1. 数据处理

DR007 方面,采取几何平均数计算季度值;IBO007 方面,使用 7 天期银行间同业拆借的月度成交量数据作为权重,根据公式 $R_t = R_{t1}f_{t1}/\sum_{i=1}^3 f_{ti} + R_{t2}f_{t2}/\sum_{i=1}^3 f_{ti} + R_{t3}f_{t3}/\sum_{i=1}^3 f_{ti}$ 获取该变量的季度加权值,其中, $R_{ti}(t=1,2,3,4;i=1,2,3)$ 为季度 t 内第 i 个月的利率值; f_{ti} 代表该月的 7 天期同业拆借交易量。

2. 实体经济关联性检验

货币政策操作主要是为了调控最终目标(实际产出、通货膨胀),但由于货币政策操作并不是连续的,这意味着无法直接检验基准政策利率与货币政策操作目标的契合度。因此,本文以实体经济关联性检验作为替代,间接测试政策利率与货币政策操作目标的契合度。这可以通过构建 Granger 因果检验来完成。首先,建立一个包含 CPI 同比增长率和 DR007 (IBO007) 的 VAR 系统;其次,采用 AR 检验考察系统的稳定性,结果显示该系统所有的特征根均位于单位圆内,说明系统稳定,可直接用于 Granger 因果关系分析;最后,根据 AIC、LR 等准则确定最优滞后阶数。根据表 3 不难发现,DR007 是 CPI 的 Granger 原因,而 IBO007 并不是 CPI 的 Granger 原因,这表明 DR007 与货币调控目标的相关性更高。

表 3 DR007、IBO007 与 CPI 的 Granger 因果关系检验

	变量	卡方统计量	滞后阶数	P 值
CPI	DR007	7.274	3	0.064
	IBO007	1.411	2	0.494

3. 稳定性测评

稳定性测评主要是为了测试哪种利率更具良好的市场基准属性,良好的市场基准利率应该具有理性特征,它对非对称信息的反应越不敏感越有利于市场稳定,以其为基准才不易引发“羊群效应”和“恐慌行为”。为了测试基准利率对不同性质信息反应的非对称性特征,本文选取 EGARCH(1,1) 模型来进行该项检验:

$$\ln(\delta^2) = \omega + \alpha \left| \frac{\mu_{t-1}}{\delta_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\mu_{t-1}}{\delta_{t-1}} + \beta \ln(\delta_{t-1}^2) \tag{14}$$

(14) 式中: ω 代表利率长期波动均值; α 是政策利率对信息的对称反应系数; γ 是相应的非对称反应系数,当其绝对值较小时,非对称效应较弱,利率的市场基准属性较强,市场波动更加理性; β 是波动自平滑系数,反映了利率波动惯性。这里我们重点关注 γ 的取值。

如表 4 所示,DR007 下 γ 的系数绝对值更小,表明以该利率为基准时,基准利率对不同信息的非对称性反应更弱,这说明该利率比 IBO007 更加理性,是更加稳健的市场基准利率选择。综合关联性检验和稳定性测评的结果,本文选取 DR007 作为市场基准利率的代理变量。

表 4 DR007、IBO007 的 EGARCH 模型检验结果

R_t	DR007	IBO007
R_{t-1}	0.998 ***	1.002 ***
ω	-0.300 ***	-0.213 ***
α	0.274 **	0.175 **
γ	0.237 *	0.245 *
β	0.941 ***	0.952 ***
R^2	0.707	0.699

(二) 中国不同种产出缺口估算

从最初的 B-N 分解(Beveridge and Nelson, 1981)到 H-P 滤波的 Uhlig 之争(Ravn and Uhlig, 2002),再到频域滤波(Baxter and King, 1999; Christiano and Fitzgerald, 2003)和近期的复杂滤波系统(González-Astudillo, 2019),使用何种方法估算产出缺口一直都是颇具争议的问题。为尽可能客观地遴选最优缺口,本文构建一个兼顾产出缺口性质、缺口事件反应能力、经济预测能力和缺口计算稳定性的计量评价系统,全面评判现有成熟滤波技术估算产出缺口的合理性。具体的,本文将对 H-P 滤波、B-K 滤波、C-F 滤波、卡尔曼滤波以及小波分析 5 种经典的滤波技术进行评价。在进行比较前,首先需对各种滤波的参数设定进行说明。(1)H-P 滤波方面,由于本文使用季度数据估计“泰勒规则”,故将权重参数 λ 设定为 1600。(2)B-K 滤波法下,参照 Baxter 和 King(1999),将最短周期和最长周期频率分别设定为 6 个季度和 32 个季度,即取 B-K(6-32),同时令截断参数 K 取 4。(3)C-F 滤波方面,由于它与 B-K 滤波的构架相近,为确保一致性,同样取 C-F(6-32)型滤波用于比较。(4)卡尔曼滤波方面,参照郑挺国和王霞(2011),构建不可观测模型获取卡尔曼滤波估计的产出缺口:

$$y_t = y_t^* + y_t^c \quad (15)$$

$$y_t^* = g_{t-1} + y_{t-1}^* + \varepsilon_t, \varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_1^2) \quad (16)$$

$$g_t = g_{t-1} + \zeta_t, \zeta_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_2^2) \quad (17)$$

$$y_t^c = \eta_1 y_{t-1}^c + \eta_2 y_{t-2}^c + \omega_t, \omega_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_3^2) \quad (18)$$

(15)式为观测方程,表示产出序列由不可观测的趋势成分和周期成分两部分构成,其中 $y_t = \ln Y_t$, $y_t^* = \ln Y_t^*$ 分别是实际产出和潜在产出的自然对数, y_t^c 为产出缺口。(16)式至(18)式为状态方程,假定产出缺口是一个平稳的 AR(2)过程, ε_t , ζ_t 和 ω_t 是相互独立且服从正态分布的白噪声序列,方差分别为 σ_1^2 , σ_2^2 和 σ_3^2 。(5)小波分析层面,它的核心思想是将产出序列 Y_t 视为一个被“污染”的信号 $s(t)$,并将潜在产出 Y_t^* 看作是规则信号 $f(t)$,同时把产出缺口序列视为仅影响 $s(t)$ 而不影响 $f(t)$ 的噪声序列,记为 $e(n)$,于是有:

$$s(t) = f(t) + \sigma e(n) \quad (19)$$

(19)式中: σ 为噪声强度。小波分析中几个最重要的设定包括基函数的选择、阈值和分解层数,本文借鉴杨天宇和黄淑芬(2010)针对中国产出数据的研究,选取测试效果最好的 4 种小波基函数 *db3*、*db4*、*sym4* 以及 *dmey* 进行产出缺口测算,同时使用不同阈值规则和分解层数的组合来进行降噪处理。随后根据信噪比(SNR)和均方根误差(RMSE)进行最优小波型产出缺口遴选,其中,信噪比 SNR 越高,均方根误差 RMSE 越小代表降噪效果越好。

根据表 5 不难发现, *db4* 小波基函数叠加 *rigrsure* 规则和 3 层分解以及 *sym4* 小波基函数叠加 *rigrsure* 规则和 3 层分解下的滤波估计具有最好的降噪效果,故选取二者作为小波分解型产出缺口的代表。下文将二者分离出的产出缺口分别简称为 *db4* 小波缺口和 *sym4* 小波缺口。

表 5 最优小波型产出缺口遴选

小波基函数		db3			db4			sym4			dmey		
阈值规则		分解层数											
		3	4	5	3	4	5	3	4	5	3	4	5
rigrsure 规则	SNR	21.352	20.684	12.990	24.317	18.620	16.063	22.395	21.282	12.254	20.344	15.775	9.687
	RMSE	0.965	1.043	2.528	0.686	1.322	1.775	0.856	0.973	2.752	1.084	1.835	3.698
heursure 规则	SNR	19.330	18.445	12.496	22.124	15.715	10.737	21.386	20.235	12.120	19.684	15.524	7.908
	RMSE	1.219	1.350	2.676	0.883	1.848	3.277	0.962	1.098	2.795	1.170	1.889	4.539
sqtwolog 规则	SNR	19.042	18.193	12.428	21.892	15.643	9.520	21.118	19.993	12.070	9.549	15.460	7.892
	RMSE	1.260	1.389	2.697	0.907	1.863	3.770	0.992	1.129	2.811	1.188	1.903	4.547

图 2 刻画了 6 种滤波法估计出的产出缺口。从中能够初步形成如下几个判断：(1) 各缺口在绝大多数时期基本都是在围绕零线往复波动，不存在显著趋势，说明它们能够较好地还原产出缺口的概念内涵。(2) B-K 滤波、卡尔曼滤波和小波分析估计出的产出缺口一致性较高，而 H-P 滤波和 C-F 滤波估计出的产出缺口偏离较大，这可能表明 H-P 滤波和 C-F 滤波的一致性较差。(3) H-P 滤波对极端事件的刻画最为精准，因为该滤波下 2020 年 1 季度的产出缺口为 -11%，考虑到此前一段时期中国的潜在 GDP 增速基本处于 5.8%~6%，而 2020 年 1 季度的实际 GDP 增速为 -6.9%，这表明 H-P 滤波对极端事件的捕捉较为准确，而其他滤波计算出的负向缺口均未超过 4%，存在着一定的计量偏差。(4) 结合经验事实、计量原理和数据反馈来看，可以初步淘汰两种滤波，即 C-F 滤波和卡尔曼滤波。C-F 滤波不仅存在估计偏差过大的问题，同时在样本首尾处的估计存在显著异常；卡尔曼滤波方面，它的核心问题在于无法预测突发事件，图 2 显示，卡尔曼滤波在 2008 年金融危机及 2020 年疫情时期估计出的产出缺口都是最小的，且在疫情时期出现了正向缺口，这种机制误判的危害要远大于估计精度差异。最后，通过对各种滤波的直观判断不难发现，我们很难直接获取产出缺口估计的占优选择。有些滤波估计的一致性较强，但会面临对极端事件反馈不足的弊病；有些滤波能够捕捉到典型经济变异现象，但是估计精度较差；此外，就各种滤波估计的平稳性、稳定性和预测能力而言，更是无法从图形表象上直接进行判断。因此，若想客观地评判各种滤波对产出缺口的刻画能力，就必须构建一套兼顾滤波性质、事件反馈能力、预测能力和计量稳定性的综合评价系统，从而全面评价各种滤波的优劣和适用性。

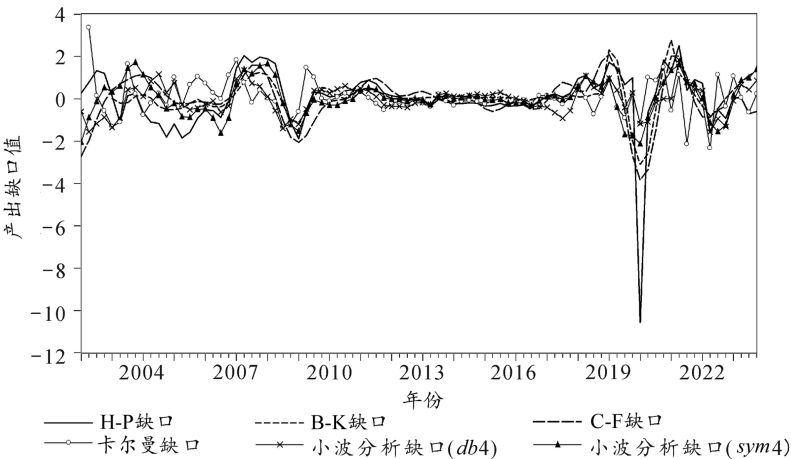


图 2 产出缺口走势对比

(三) 产出缺口计量评价

本文构建的计量评价系统主要包括 4 个方面:(1) 平稳性检验;(2) 事实反馈检验;(3) 预测能力检验;(4) 稳定性检验。平稳性检验是一个概念还原检验,因为产出缺口的定义是实际产出较产出潜在趋势的往复性相对偏离,所以成为产出缺口的最基本要件即是序列平稳;事实反馈检验则是指缺口对典型事件的反馈方向要准确,此处依然延续第三部分中的反事实检验进行评价;预测能力检验主要是考察估计出的产出缺口能否对客观存在的经济变量形成有效预测,本节借助菲利普斯曲线的预测功能完成该检验;而稳定性检验则是指当更换样本始末点后,对同一样本点的估计是否能保持稳定,这关乎到缺口估计的可用性。在进行完全部单项检验后,本文将构建一个综合评价系统对各个滤波进行打分,进而遴选出产出缺口的最优估计。

1. 平稳性检验

本文同时采用 ADF 检验、DF-GLS 检验、PP 检验和 KPSS 检验 4 种单位根检验方法进行平稳性检验。其中,前三种检验法的原假设为待检验序列含有单位根,拒绝原假设表示原时间序列平稳;而 KPSS 检验的原假设为待检验序列不存在单位根,因此接受原假设说明原序列是平稳的。表 6 列示了各种产出缺口的单位根检验结果,其中,除 C-F 滤波外,其他滤波均通过了全部的平稳性检验,这再次印证了 C-F 滤波存在稳定性较差的弊端。

表 6 单位根检验结果

检验方法	H-P 缺口	B-K 缺口	C-F 缺口	卡尔曼缺口	db4 缺口	sym4 缺口
ADF	-6.934 ***	-8.896 ***	-8.971 ***	-8.982 ***	-7.233 ***	-5.941 ***
DF-GLS	-6.929 ***	-8.904 ***	-2.174	-9.072 ***	-6.333 ***	-4.373 ***
PP	-6.913 ***	-2.685 *	-3.058 **	-8.984 ***	-4.624 ***	-4.296 ***
KPSS	0.040	0.028	0.089	0.053	0.072	0.023

2. 反事实 T 检验

表 7 刻画了反事实 T 检验的估计结果,H-P 滤波、B-K 滤波和 C-F 滤波不仅能很好地捕捉到由美国“次贷危机”和疫情冲击引发的短期缺口效应,并且 t 统计量取值显著为负,表明三者对缺口方向的判断客观准确,是反馈经济事件的有力手段。相比而言,卡尔曼滤波、db4 小波和 sym4 小波未能预测到任何一次事件冲击,说明三者的确存在过度平滑的问题。

表 7 经济事件反事实 T 检验结果

事件点	估计窗口	事件窗口	H-P 缺口	B-K 缺口	C-F 缺口	卡尔曼缺口	db4 缺口	sym4 缺口
2008Q3	2002Q1-2008Q2	2008Q3-2009Q2	-1.853 *	-1.497 **	-2.091 **	-0.485	-0.210	-0.234
2020Q1	2002Q1-2019Q4	2020Q1-2020Q4	-2.943 ***	-2.127 **	-1.947 **	-0.481	-0.213	-0.569

3. 预测能力检验

本文以“产出缺口-通货膨胀”型菲利普斯曲线为依托,通过比较各种产出缺口对实际通货膨胀的预测能力来评判各滤波预测能力的优劣。具体的,本文以滞后 1—4 期的产出缺口作为解释变量,以通货膨胀水平(CPI 季度几何加权平均值-100)为被预测变量(记为 $\hat{\pi}_t$),并通过 MAE、RMSE 和 TIC 三个准则(取值越小代表预测能力越强)来评价各种滤波的预测能力(杨天宇、黄淑芬,2010)。根据表 8 中的预测误差可以看出,B-K 滤波具有最优的预测效果,db4 小波次之,C-F 滤波再次,H-P 滤波和 sym4 小波的预测效果几近一致,而卡尔曼滤波的预测效果最差。这一结果反映了如下三方面事实:(1) B-K 频域滤波具有最强

的经济理论支持,是进行经济预测时的最优滤波选择;(2) 尽管卡尔曼滤波的估计原理是递推预测,但它的预测效果并非最优,这说明在依照经济理论进行预测,抑或是被预测变量存在较大波动时,卡尔曼滤波基于前期信息的迭代更新算法并非最适宜的预测方法;(3) 当选取不同小波基函数时,小波分析的预测效果会出现较大差异,因此,基函数的合理选择是小波分析能够形成有效预测的重要前提。综合反事实 T 检验和经济预测检验的结果来看,由 B-K 滤波估计出的产出缺口具有最高的经济还原度,这表明当我们较为重视产出缺口的经济意义时,采用 B-K 滤波进行估计是一个相对合理的选择。

表 8 通货膨胀预测能力检验结果

方法	H-P 缺口	B-K 缺口	C-F 缺口	卡尔曼缺口	db4 缺口	sym4 缺口
MAE	1.216	1.150	1.185	1.305	1.156	1.256
RMSE	1.621	1.406	1.568	1.701	1.439	1.666
TIC	0.415	0.342	0.399	0.436	0.362	0.428

4. 估计稳定性检验

为考察各种滤波估计的稳定性,本文分别使用 2002 年 1 季度—2023 年 4 季度的数据和 2003 年 1 季度—2023 年 4 季度的数据计算产出缺口,得到的缺口序列分别记为 y_t (图 3 中实线)和 $\bar{y}_t$ (图 3 中虚线),各缺口图像如图 3(a)—(f) 所示。

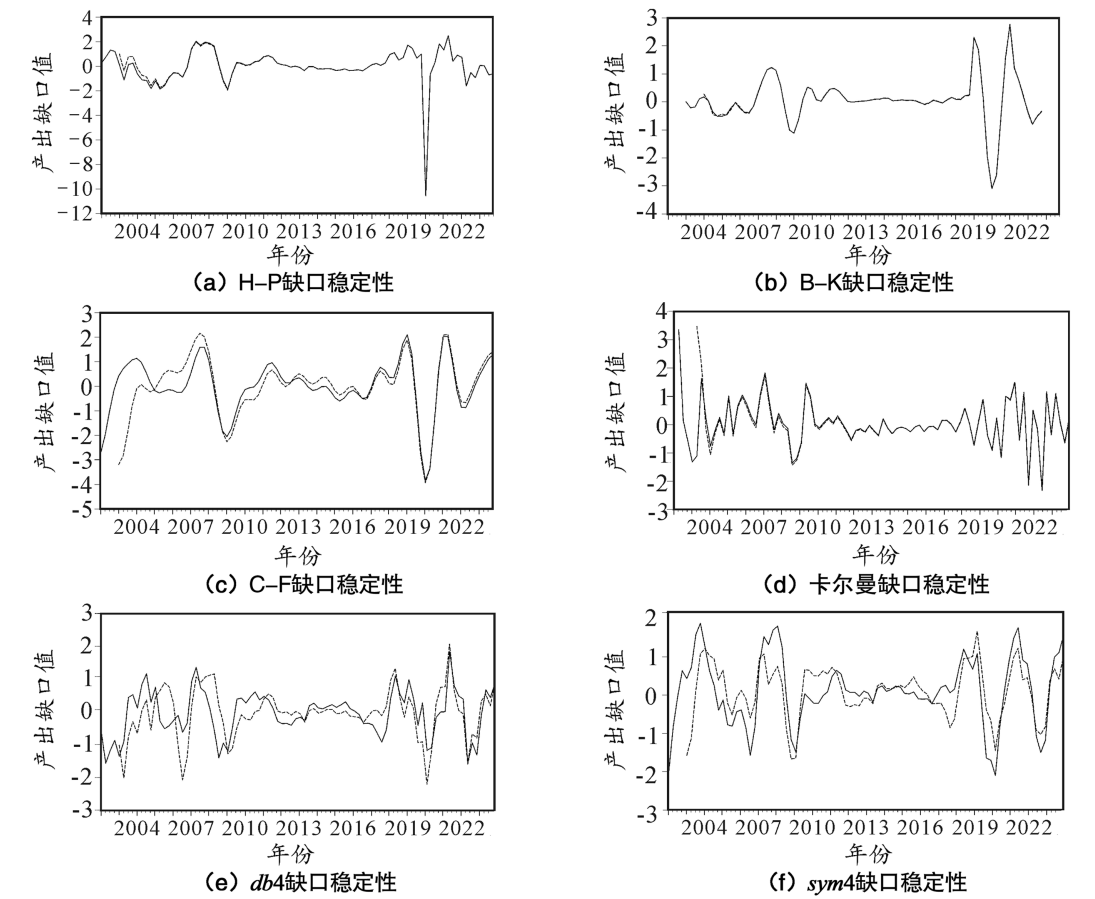


图 3 各种产出缺口的走势变化

图 3 的估计结果显示,H-P 滤波和 C-F 滤波估计会在样本起始端引发较大偏差,而在缺口出现较大波动时,卡尔曼滤波则会陷入估计结果分异困境,最后对于两种小波缺口,它们只要稍作样本起始点变换就会出现全局非一致的现象,说明小波分析估计具有最强的样本选择依赖。结合表 9 中的误差计算结果不难发现,B-K 滤波在稳定性层面展现出了无可比拟的优势,它的估计稳定性甚至是其他滤波的 10 倍。

表 9 产出缺口稳定性检验

方法	H-P 缺口	B-K 缺口	C-F 缺口	卡尔曼缺口	db4 缺口	sym4 缺口
MAE	0.068	0.013	0.441	0.107	0.504	0.483
RMSE	0.178	0.023	0.540	0.512	0.637	0.614
TIC	0.085	0.019	0.480	0.462	0.636	0.571

5.模糊综合评价

在进行过 4 项基础性能评价后,本文将根据各种滤波在 4 个单项测评中的表现进行最优产出缺口遴选,具体操作步骤如下:

(1)确定因素集。本文的因素集由 4 个指标构成,分别为缺口平稳性、事件反馈能力、经济预测能力和缺口稳定性。因此,定义因素集 $U=\{u_1,u_2,u_3,u_4\}$,其中 u_1 表示产出缺口的平稳性, u_2 表示产出缺口的事件反馈能力, u_3 表示产出缺口的预测能力, u_4 表示产出缺口的稳定性。

(2)建立评价集。本文要评价 6 个缺口的次序得分,故定义评价集 $V=\{v_1,v_2,\dots,v_6\}$ 。由于我们旨在获取排序得分,故令 $v_1=1,v_2=2,\dots,v_6=6$ 。随后,根据 6 种产出缺口在 $u_i(i=1,2,3,4)$ 指标下的表现进行打分,得分越高代表效果越好。具体评分如下:其一,平稳性检验方面,H-P 缺口、卡尔曼缺口和小波缺口能在 1%的显著性水平下通过所有检验,因此赋 6 分,B-K 缺口在 PP 检验中显著性略低,赋 5 分;C-F 缺口未通过 DF-GLS 检验,赋 3 分。其二,事件反馈能力方面,H-P 缺口、B-K 缺口和 C-F 缺口均能预测到经济事件,因此为三者赋 6 分;卡尔曼缺口和两种小波缺口均未能预测到事件冲击,故将其得分均设为 1。其三,经济预测能力方面,综合 MAE、RMSE 和 TIC 取值,对 B-K 缺口、db4 小波缺口、C-F 缺口、H-P 缺口、sym4 小波缺口和卡尔曼缺口依次赋分 6、5、4、3、2、1。其四,稳定性方面,同样综合三个评价指标,为 B-K 缺口、H-P 缺口、卡尔曼缺口、C-F 缺口、sym4 小波缺口和 db4 小波缺口依次赋分 6、5、4、3、2、1。各产出缺口的得分情况如表 10 所示。

表 10 产出缺口在不同评价指标下的评分结果

评价指标	H-P 缺口	B-K 缺口	C-F 缺口	卡尔曼缺口	db4 缺口	sym4 缺口
平稳性	6	5	3	6	6	6
事件反馈能力	6	6	6	1	1	1
通货膨胀预测能力	3	6	4	1	5	2
稳定性	5	6	3	4	1	2

(3)确定因素权重向量。定义 $A=\{a_1,a_2,\dots,a_4\}$ 为本文的因素权重集。考虑到本文旨在对各滤波进行综合评价,故在基准评价过程中令 $A=[0.25,0.25,0.25,0.25]$ 。

(4)综合得分计算与排序。根据公式 $\sum_{i=1}^4 a_i \mu_i$ 计算每个滤波的综合得分,其中 μ_i 代表各个维度的权重($i=1,2,3,4$),随后对各滤波进行排序。表 11 给出了产出缺口的综合评价结果,不难看出,B-K 滤波缺口的得分显著优于其他滤波,是描述产出缺口的最优选择。

表 11 产出缺口的综合评分结果

产出缺口	得分
H-P 缺口	5.00
B-K 缺口	5.75
C-F 缺口	4.00
卡尔曼缺口	3.00
db4 缺口	3.25
sym4 缺口	2.75

(四) 最优通胀目标选择

在确定了真实“泰勒规则”中的产出缺口代理变量后,我们还需对通货膨胀的最优代理指标进行遴选。这里同样需分两个步骤进行:一是确定评价标准,二是明确指标遴选范围。评价标准方面,由于要遴选的是中央银行实际关注的通胀指标,这意味着遴选工作应该从福利损失入手(李宏瑾,2023);指标集选择方面,该指标必须是现实存在的指标,否则该目标的执行效果将无法被检验。那么,可以纳入考量的指标仅有 3 个,分别是 CPI、剔除食品价格的 CPI_f以及剔除食品和能源价格的 CPI_{fe}。下面本文将借助福利损失分析对三者进行遴选。

1. 福利损失函数刻画

本文借鉴刘达禹等(2021)来进行福利损失函数设定,首先假设总供给曲线形式如下:

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \kappa y_t + \varepsilon_{\pi,t+1}$$
 (20)

(20)式中: π_t 仍为 t 时期的通货膨胀水平; y_t 代表产出缺口;参数 $\kappa > 0$,刻画了滞后 1 期的产出缺口对当期通货膨胀的影响; $\varepsilon_{\pi,t+1}$ 代表总供给冲击,服从独立同分布。

总需求曲线的形式为:

$$y_{t+1} = \theta y_t - \delta r_t + \varepsilon_{y,t+1}$$
 (21)

(21)式中: θ 是产出缺口的自平滑系数, $0 < \theta < 1$; δ 是利率对产出缺口的影响系数, $\delta > 0$ 表明利率上升将抑制产出增长; $\varepsilon_{y,t+1}$ 代表总需求冲击,服从独立同分布; r_t 代表实际利率,它与名义利率间的关系可由费雪方程给出:

$$R_t = r_t + E\pi_{t+1}$$
 (22)

R_t 仍代表 t 时期的名义利率, $E\pi_{t+1}$ 代表在 t 期给定信息集下对 $t+1$ 期通胀水平的预测。为简单起见,这里令 $E\pi_{t+1} = \pi_t$ 。随后总需求曲线可表示为:

$$y_{t+1} = -\delta(R_t - \pi_t) + \theta y_t + \varepsilon_{y,t+1}$$
 (23)

考虑到政府工作报告中的描述都是将年度通货膨胀控制在某一目标值之内,这表明中央银行可能具有规避通货膨胀偏好,故本文给出一个能够刻画中央银行偏好特征的福利损失函数:

$$L_t = \{ \exp[\tilde{\alpha}_\pi (\pi_t - \pi^*)^{\tilde{\beta}_\pi}] - \tilde{\alpha}_\pi (\pi_t - \pi^*)^{\tilde{\beta}_\pi} - 1 \} / \tilde{\beta}_\pi \tilde{\alpha}_\pi^2 + \phi \frac{1}{\tilde{\beta}_y \tilde{\alpha}_y^2} [\exp(\tilde{\alpha}_y y_t^{\tilde{\beta}_y}) - \tilde{\alpha}_y y_t^{\tilde{\beta}_y} - 1]$$
 (24)

(24)式中:参数 $\tilde{\beta}_\pi$ 与 $\tilde{\beta}_y$ 分别为通胀偏离与产出缺口的指数项系数,它们的取值决定了中央银行福利损失函数的非对称性和惰性特征。参数 $\tilde{\alpha}_\pi$ 和 $\tilde{\alpha}_y$ 分别是通胀偏离和产出缺口倾斜度系数,它们的取值决定了损失函数的变化斜率和非对称幅度。随后,在总供给和总需求双重约束下对福利损失函数进行一阶条件求解,于是有:

$$R_t^* = \tilde{\alpha}_0 + \lambda_\pi E_t G(\pi_{t+1} - \pi^*)(\pi_{t+1} - \pi^*) + \lambda_y E_t G(y_{t+1}) y_{t+1} \quad (25)$$

(25)式中: $\lambda_\pi E_t G(\pi_{t+1} - \pi^*)$ 与 $\lambda_y E_t G(y_{t+1})$ 分别代表通胀偏离与产出缺口的权重系数。但由于原始方程待估计参数较多,故需要对(25)式在 $\tilde{\alpha}_\pi = \tilde{\alpha}_y = 0$ 处进行二阶泰勒展开,进而获取可识别的利率规则方程:

$$R_t^* = \tilde{\alpha}_0 + \lambda_\pi E_t [(\pi_{t-1} - \pi^*)^{2\tilde{\beta}_\pi - 1} + \tilde{\alpha}_\pi (\pi_{t-1} - \pi^*)^{3\tilde{\beta}_\pi - 1} / 2] + \lambda_y E_t (y_{t+1}^{2\tilde{\beta}_y - 1} + \tilde{\alpha}_y y_{t+1}^{3\tilde{\beta}_y - 1} / 2) \quad (26)$$

进一步简化后可得到可用于回归的线性方程:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 (\pi_t - \pi^*)^{2\tilde{\beta}_\pi - 1} + \beta_2 (\pi_t - \pi^*)^{3\tilde{\beta}_\pi - 1} + \beta_3 y_t^{2\tilde{\beta}_y - 1} + \beta_4 y_t^{3\tilde{\beta}_y - 1} + v_t \quad (27)$$

(27)式中: $\beta_0 = \lambda_0, \beta_1 = \lambda_\pi, \beta_2 = \lambda_\pi \tilde{\alpha}_\pi / 2, \beta_3 = \lambda_y, \beta_4 = \lambda_y \tilde{\alpha}_y / 2$ 。这一广义最优利率反应函数可以刻画中央银行的非对称性偏好和利率调整的惰性特征,与现实中的政策操作更加吻合。

2. 中央银行福利损失函数遴选

本节选取2013年1季度—2023年4季度的数据进行实证分析。名义利率方面,选取DR007作为代理变量。产出缺口方面,根据前文的计量评价结果选取B-K滤波缺口作为代理变量。通货膨胀层面,分别选取CPI、CPI_f和CPI_{fe}作为代理变量,采取月度几何平均数计算季度值,然后根据 $\pi_t = (CPI_t - 100) \times 100\%$ 计算季度通货膨胀率,分别记为 π_t 、 π_{tf} 和 π_{tfe} 。最后利用三者与每年政府工作报告中披露的目标通货膨胀率之差作为通胀偏离值,相关指标的走势如图4所示。无论对于何种通胀指标,通胀缺口在绝大部分时期内都为负值,说明中央银行对通胀目标持有强烈的从紧执行意愿,同时也表明合意的福利损失函数应具有左倾特征。因此,最优通胀代理指标的遴选应按如下步骤进行:(1)根据 $\tilde{\beta}_\pi(\tilde{\beta}_y)$ 的不同组合估计出三种通胀指标的最优货币政策反应函数;(2)将福利损失函数具有左倾特征的通胀指标纳入考量;(3)在所有左倾福利损失函数下分别计算通胀指标的累积福利损失值,选取累积福利损失最小的通胀指标作为通货膨胀的最优代理指标,据此还原最小化社会福利损失的政策初衷。

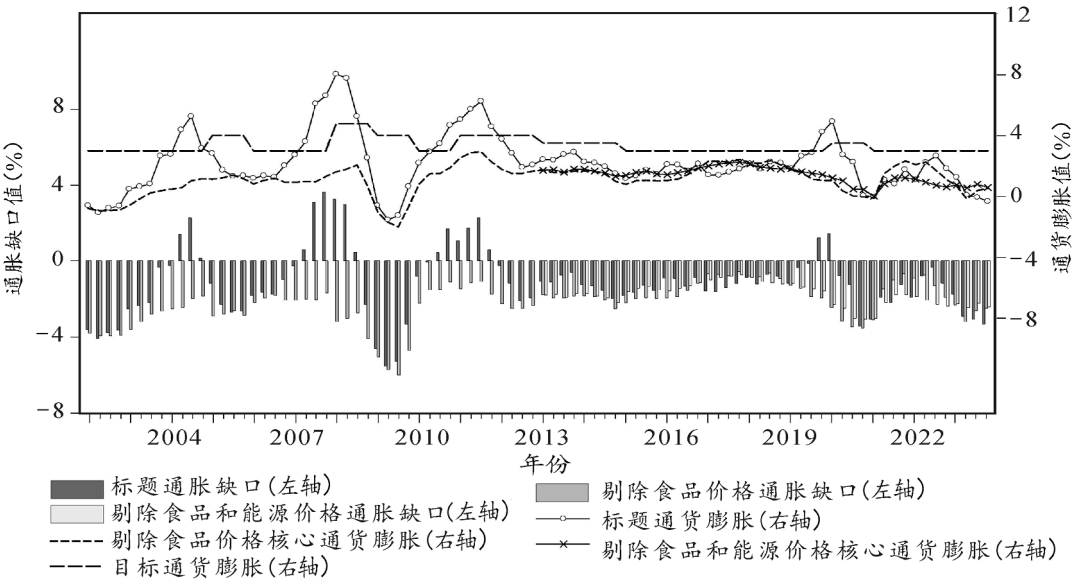


图4 通货膨胀率与通胀缺口

3. 中央银行最优货币政策反应函数估计

表 12 给出了 CPI、CPI_f和 CPI_{fe} 三种指标口径下,中央银行货币政策反应函数的估计结果。首先,来看 CPI 层面,由于模型 1-3($\tilde{\beta}_\pi$ 取 1, $\tilde{\beta}_y$ 取 3)具有最好的显著性水平,并且各模型的拟合优度差异不大,故在 CPI 指标下选取模型 1-3 作为最优货币政策反应函数。其次,在 CPI_f口径下,最简单的模型 1-1($\tilde{\beta}_\pi$ 取 1, $\tilde{\beta}_y$ 取 1)不仅具有最高的显著性,且拟合优度显著高于其他模型,这意味着模型 1-1 是 CPI_f口径下中央银行福利损失函数的占优选择。最后,对于 CPI_{fe},模型 1-1($\tilde{\beta}_\pi$ 取 1, $\tilde{\beta}_y$ 取 1)刻画的货币政策反应函数具有最好的显著性水平且拟合优度最高,因此,该口径下的最优货币政策反应函数也应选取模型 1-1。对比三种指标口径下的最优货币政策反应函数不难发现,无论采用何种指标,最优货币政策反应函数中 $\tilde{\beta}_\pi$ 的取值均为 1,表明名义利率针对通货膨胀的调整不存在惰性特征,这说明中央银行对通货膨胀始终持谨慎态度,只要实际通胀水平偏离了目标值,中央银行就将采取有针对性的应对举措,从而避免大幅通胀波动的出现。

表 12 中央银行最优货币政策反应函数遴选

CPI 指标下的最优货币政策反应函数遴选									
参数	模型 1-1	模型 1-2	模型 1-3	模型 1-4	模型 1-5	模型 1-6	模型 1-7	模型 1-8	模型 1-9
$\tilde{\beta}_\pi, \tilde{\beta}_y$	(1,1)	(1,2)	(1,3)	(2,1)	(2,2)	(2,3)	(3,1)	(3,2)	(3,3)
β_0	2.871 ***	2.848 ***	2.858 ***	2.712 ***	2.689 ***	2.695 ***	2.665 ***	2.633 ***	2.643 ***
β_1	0.163 ***	0.177 ***	0.178 ***	0.029 ***	0.032 ***	0.031 ***	0.001 **	0.001 ***	0.001 **
β_2	-0.031 *	-0.031 *	-0.030 ***	-0.001 *	-0.001 *	-0.001 *	5.89e-6 *	6.82e-6 *	6.62e-6 *
β_3	0.217 **	0.023	0.002 ***	0.178 *	0.007	0.002	0.163	0.002	0.001
β_4	-0.075	0.001	-5.38e-5 **	-0.067	0.002	-3.45e-5	-0.070	0.002	-6.05e-5
R^2	0.275	0.226	0.228	0.257	0.221	0.222	0.212	0.172	0.175
剔除食品价格 CPI 指标下的最优货币政策反应函数遴选									
参数	模型 1-1	模型 1-2	模型 1-3	模型 1-4	模型 1-5	模型 1-6	模型 1-7	模型 1-8	模型 1-9
$\tilde{\beta}_\pi, \tilde{\beta}_y$	(1,1)	(1,2)	(1,3)	(2,1)	(2,2)	(2,3)	(3,1)	(3,2)	(3,3)
β_0	2.169 ***	2.297 ***	2.230 ***	2.947 ***	2.936 ***	2.940 ***	2.947 ***	2.902 ***	2.919 ***
β_1	0.766 ***	0.612 **	0.686 **	0.007	0.013	0.011	0.001 **	0.001 ***	0.001 ***
β_2	-0.167 ***	-0.148 ***	-0.158 ***	6.30e-5	-1.20e-4	-5.79e-5	3.36e-6 *	4.13e-6 **	3.96e-6 *
β_3	0.099 *	-0.018	-2.74e-4	0.101	-0.013	-9.73e-5	0.089	-0.022	-1.14e-4
β_4	-0.122 ***	0.004	-1.45e-4	-0.099 *	0.003	-1.11e-4	-0.097 *	0.004	-1.18e-4
R^2	0.311	0.238	0.260	0.257	0.203	0.217	0.287	0.238	0.253
剔除食品和能源价格 CPI 指标下的最优货币政策反应函数遴选									
参数	模型 1-1	模型 1-2	模型 1-3	模型 1-4	模型 1-5	模型 1-6	模型 1-7	模型 1-8	模型 1-9
$\tilde{\beta}_\pi, \tilde{\beta}_y$	(1,1)	(1,2)	(1,3)	(2,1)	(2,2)	(2,3)	(3,1)	(3,2)	(3,3)
β_0	1.805 ***	1.749 **	1.791 **	2.765 ***	2.784 ***	2.790 ***	2.896 ***	2.907 ***	2.906 ***
β_1	1.347	1.456	1.398	0.037	0.022	0.020	0.005	0.010	0.009
β_2	-0.411 *	-0.470 *	-0.450 *	0.007	0.006	0.006	1.01e-4	2.27e-4	2.22e-4
β_3	0.114 *	0.006	0.002	0.124 *	0.006	0.002	0.085	-0.005	0.001
β_4	-0.068 *	0.002	-2.19e-5	-0.071 **	0.002	-2.87e-5	-0.067 *	0.002	-3.03e-5
R^2	0.165	0.124	0.125	0.151	0.107	0.109	0.148	0.112	0.114

图 5 进一步根据三个最优货币政策反应函数刻画了中央银行的福利损失函数,在 CPI_f和 CPI_{fe}口径下,中央银行福利损失函数的形态高度一致,都具有左倾特征;而在 CPI 口径下中央银行福利损失函数的形态与二者恰好相反,呈现出右倾趋向。考虑到现实中货币当局对通胀目标具有明显的从紧执行意愿,这意味着最优通胀代理指标应在 CPI_f和 CPI_{fe}之间诞

生,而判断的标准则是哪个指标能最小化中央银行的累积福利损失。为此,本文分别在 CPI_t 和 CPI_{fe} 的福利损失框架下计算了二者的累积福利损失(见表 13)。表 13 显示,无论是基于哪种福利损失框架,当盯住仅剔除食品价格的 CPI_f 时,中央银行都将获取更低的累积福利损失。这表明中央银行在通胀端更倾向于盯住仅剔除食品价格的 CPI_f 。

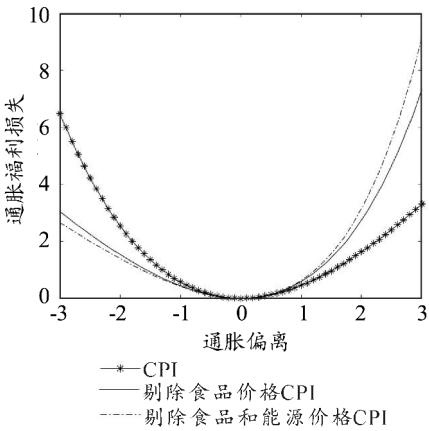


图 5 不同通胀指标的福利损失函数 $f(\pi_t - \pi^*)$

表 13	核心通胀的累计福利损失	
累计福利损失	$\tilde{\beta}_\pi = 1, \tilde{\alpha}_\pi = 0.436$	$\tilde{\beta}_\pi = 1, \tilde{\alpha}_\pi = 0.610$
剔除食品价格 CPI	36.818	32.806
剔除食品和能源价格 CPI	38.740	34.883

(五) 经典“泰勒规则”的最优显性表达

最后,根据 B-K 滤波下的产出缺口和 CPI_f 指标下的中央银行福利损失函数,本文将最优经典“泰勒规则”的形式确定如下:

$$R_t = 2.169 + 0.766(\pi_t - \pi^*) - 0.167(\pi_t - \pi^*)^2 + 0.099y_t - 0.122y_t^2 + v_t \quad (28)$$

相较于常用的“含有利率滞后项”的“泰勒规则”,这一修正的经典“泰勒规则”在刻画中国事实方面至少有如下几个优势:(1)它在变量选取上更为严谨,无论是 DR007 利率、B-K(6-32)型缺口还是 CPI_f 的确定都经过严密的计量评价和理论推演,这些指标在还原变量基本内涵,拟合经济事实以及数据外推预测方面都展现出了无可比拟的优势;(2)这一“泰勒规则”中的变量系数不仅显著,且与实际状况更加相符,所有系数的大小都处在相对合理的值域,并不存在接近 0 或 1 等极端异常情况;(3)这一政策规则剔除了利率滞后项的干扰,所有变量系数均相对稳定,能够反映产出缺口和通胀偏离对利率变动的净影响;(4)它的政策含义极为明确,能够体现中央银行规避通货膨胀和经济收缩的偏好;(5)它的形式极为简明,易于被公众感知和理解,同时便于中央银行操作,能够很好地还原“泰勒规则”的初衷。总的来看,(28)式所示的“泰勒规则”兼顾了计量原理、概念还原、中国现实和数据表现,能够较为客观地从多种维度还原中央银行的真实行事准则。

五、结论与启示

作为货币政策研究领域内的经典议题,“泰勒规则”到底具有何种形式始终是一个颇具

争议的问题。本文从计量学理视角出发,对现有两种经典“泰勒规则”的构架原理、计量争议及其在中国的适用性展开了探讨,随后基于计量评价和福利损失测算全面刻画了中国真实“泰勒规则”的显性架构。全文结论如下:

第一,从计量学理的角度来讲,含有利率滞后项的“泰勒规则”中引入的利率平滑项将为整个经验方程估计带来三个弊端:(1)方程有效性遭到破坏,导致产出缺口和通胀偏离项系数的显著性检验失效;(2)引发复杂多重共线性和内生性,致使产出缺口和通胀偏离项的系数估计出现偏误;(3)内化干扰项信息,大幅降低政策规则对经济事实的解释能力。总的来看,利率平滑项的引入仅能徒增方程的拟合优度,但却无法反映名义利率针对产出缺口和通胀偏离的实际调整状况,它并非中央银行政策意图的真实表达。相比而言,仅含有产出缺口和通胀偏离项的经典“泰勒规则”不仅具有形式简单、系数取值合理和政策含义明确等优势,同时还能够对经济冲击和经济事件形成准确反馈,是与中央银行实际政策意图更加贴近的政策准则。

第二,就真实“泰勒规则”中的变量选择来看,政策利率的代理变量应采用 DR007,产出缺口更宜采取 B-K(6-32)型滤波进行测算。通货膨胀层面,中央银行更加关注剔除食品价格的 CPI_f ,而非是剔除食品和能源价格的 CPI_{fe} 以及 CPI 本身。这是因为 CPI 中的短期波动过大,并不能很好地反映物价的持续性上涨,而能源价格的剧烈波动则能在一定程度上诱发趋势性通货膨胀,不宜轻易舍弃。相比而言,剔除食品价格波动的通货膨胀既能合理地保留物价的趋势性成分,同时又能剔除绝大多数的物价短期扰动,是更加适合于政策盯住的目标变量。

第三,就真实“泰勒规则”的显性表达而言,本文使用一个含有通胀偏离与产出缺口一次项和二次项的简单线性方程描述了中央银行的政策操作轨迹。这一方程不仅具有变量选择合理、估计简便和系数显著等优势,而且它的政策含义亦极为明确,能够精准地刻画中央银行规避通货膨胀和经济收缩的偏好,是能够较好还原中央银行真实政策意图的行为准则。

目前中国经济正处于回升向好的关键阶段,面对国内外经济波动持续加大和经济政策空间日趋收窄的复杂局面,宏观调控难度明显加大。加强宏观调控的高效性、精准性和经济政策的危机管理能力是新时期宏观治理的必然要求,而计量评价能为提高宏观调控的高效性和精准性提供基础支持。为此,本文从经典的“泰勒规则”入手,初探性地展开了宏观计量评价研究。计量评价并不拘泥于理论分析抑或是计量方法,而是力求在概念、理论、数据、现实以及预测等多个维度上寻找一种占优均衡,从而更精准地反映经济事实和经济原貌。当前,宏观计量评价的引入不仅有利于客观地还原实际经济状况,同时还能在极大程度上降低经济政策的试错成本,是未来宏观经济政策计量学的重要演进方向。

参考文献:

- 1.陈婉莹、刘金全、刘达禹,2022:《伪产出缺口、真实泰勒规则与中央银行的区间调控》,《统计研究》第10期。
- 2.李宏瑾,2023:《从通胀目标制到平均通胀目标制:理论、实践与反思》,《经济评论》第2期。
- 3.刘金全、刘达禹、徐宁,2015:《中国通货膨胀成本的非对称性与货币政策动态调控模式研究》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- 4.刘达禹、刘金全、赵婷婷,2017:《经济周期与规则型货币政策的动态关联机制研究——基于中国典型经济波动阶段的经验证据》,《经济评论》第2期。
- 5.刘达禹、徐斌、赵恒园,2021:《“利率走廊”上限击穿是否改变货币政策有效性?——兼论中央银行在经济反弹时期下的调控偏好》,《中国软科学》第12期。
- 6.单强、吕进中、王伟斌、黄宁,2020:《中国化泰勒规则的构建与规则利率的估算——基于考虑金融周期信息的潜在产出与自然利率的再估算》,《金融研究》第9期。
- 7.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。

- 8.杨天宇、黄淑芬,2010:《基于小波降噪方法和季度数据的中国产出缺口估计》,《经济研究》第1期。
- 9.张成思、田涵晖,2020:《通货膨胀结构性分化与货币政策反应机制》,《世界经济》第9期。
- 10.张小宇、刘金全,2013:《规则型货币政策与经济周期的非线性关联机制研究》,《世界经济》第11期。
- 11.郑挺国、王霞,2011:《泰勒规则的实时分析及其在我国货币政策中的适用性》,《金融研究》第8期。
- 12.Baxter, M., and R. G. King. 1999. “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series.” *Review of Economics and Statistics* 81(4): 575–593.
- 13.Beveridge, S., and C. R. Nelson. 1981. “A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle.” *Journal of Monetary Economics* 7(2): 151–174.
- 14.Christiano, L. J., and T. J. Fitzgerald. 2003. “The Band-Pass Filter.” *International Economic Review* 44(2): 435–465.
- 15.Clarida, R., J. Gali, and M. Gertler. 2000. “Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory.” *The Quarterly Journal of Economics* 115(1): 147–180.
- 16.González-Astudillo, M. 2019. “Estimating the U.S. Output Gap with State-Level Data.” *Journal of Applied Econometrics* 34(5): 795–810.
- 17.Ravn, M. O., and H. Uhlig. 2002. “On Adjusting the Hodrick – Prescott Filter for the Frequency of Observations.” *Review of Economics and Statistics* 84(2): 371–376.
- 18.Smits, F., and R. Wouters. 2007. “Shocks and Frictions in U.S. Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach.” *American Economic Review* 97(3): 586–606.
- 19.Taylor, J. B. 1993. “Discretion versus Policy Rules in Practice.” *Carnegie – Rochester Conference Series on Public Policy* 39: 195–214.
- 20.Woodford, M. 1999. “Optimal Monetary Policy Inertia.” *The Manchester School* 67(s1): 1–35.

An Econometric Reflection on Interest Rate Rule and the Form Selection of Taylor Rule

Liu Dayu¹, Zhang Jingwen¹ and Song Yang²

(1:Center for Quantitative Economics, Jilin University;2:School of Public Finance and
Taxation, Southwestern University of Finance and Economics)

Abstract: Discussing the basic form of “Taylor Rule” has been a classic topic in monetary economics. This paper first illustrates the shortcomings of the Taylor Rule with Clarida’s form, then selects China’s real Taylor Rule based on the principles of econometric evaluation. The main conclusions are as follows: Firstly, the Taylor Rule with Clarida’s form, which leads to overfitting, pseudo smoothing, estimating bias, and hypothesis testing failure, is not a true reflection of the central bank’s policy intention. Secondly, China’s real interest rate rule is closer to the classic Taylor Rule, in which DR007, the CPI excluding food price and B-K (6–32)-type filter are the optimal proxy indicators of nominal interest rate, inflation, and output gap respectively. Thirdly, as the central bank shows a strong preference for avoiding inflation as well as economic contraction, China’s real Taylor Rule should include the quadratic terms of inflation deviation and the output gap. In addition, this paper also puts forward a new framework of macro research, that is econometric evaluation, which aims at making a comprehensive evaluation in terms of concept, theory, data, reality, prediction, etc., so that reflects stylized facts more accurately and provides guidance for more accurate selection of methodologies in subsequent studies.

Keywords: Taylor Rule, Output Gap, Inflation, Econometric Evaluation

JEL Classification: C32, E32, E52

(责任编辑:赵锐、彭爽)