

DOI: 10.19361/j.er.2017.02.04

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

刘达禹 刘金全 赵婷婷*

摘要: 本文对货币当局在经济周期不同阶段内的货币政策规则进行多重门限效应检验,发现货币当局在不同经济状况下的名义利率调整具有明显的非对称性偏好。其中,当经济处于扩张期时,货币当局的名义利率调整具有规避通货膨胀偏好,而当经济处于紧缩期时,其政策操作则会向产出缺口倾斜。随后,为进一步识别货币政策规则在典型经济波动阶段内的动态演变路径,本文采用LT-TVP-VAR模型对新凯恩斯理性预期框架下的时变系数货币政策规则进行再估计,结果发现:货币当局根据经济周期更迭进行的政策规则调整具有明显的渐变特征,而这种微调手段难以被公众察觉,因此不会对公众预期和货币当局的信誉产生系统性影响。这使得货币当局能够在确保其政策公信力的情况下对经济行为的变化做出有效反应。

关键词: 经济周期;规则型货币政策;多重门限选择模型;LT-TVP-VAR 模型

一、引言

相机抉择型(Discretion)货币政策和规则型(Rule)货币政策是中央银行进行宏观调控的两种重要手段。相机抉择型货币政策是指中央银行在对实际经济状况进行解读与判断后,为实现既定目标而采取的应急性调整措施。然而,由于名义利率的相机调整不具有系统性,因此,其将大幅降低货币政策的透明性与公信力。这会导致公众无法形成连续稳定的政策预期,从而对货币政策的有效性产生不利影响。相比而言,规则型货币政策是指中央银行预先设定相应的政策调整机制,并在经济状况发生变化后,按照事先设定的政策机制进行名义利率调整。此时,这种政策承诺机制将对公众预期产生系统性影响,并对中央银行的“机会主义”和“短视行为”形成约束,从而使货币当局的公信力增强,进而实现通过小幅政策调

* 刘达禹(通讯作者),吉林大学数量经济研究中心,吉林大学商学院,邮政编码:130012,电子信箱:liuyuchris@163.com;刘金全,吉林大学数量经济研究中心,吉林大学商学院,邮政编码:130012,电子信箱:jinquan@jlu.edu.cn;赵婷婷,英属哥伦比亚大学统计学院,邮政编码:V6T1Z4,电子信箱:zhaott0416@gmail.com.

本文系国家社会科学基金重大项目“引领经济发展新常态的市场基础、体制机制和发展方式研究”(项目编号:15ZDC&008)与国家社会科学基金重点项目“我国经济发展新常态的形成机理、趋势性特征和经济政策取向研究”(项目编号:15AZD&001)的阶段性研究成果。作者感谢匿名审稿人在审稿过程中提出的宝贵意见,文责自负。

整来熨平经济波动的目的。

实际上,尽管中央银行在面对突发事件时均会进行一定程度上的相机调整,但大量的经验证据表明,各国货币当局在多数时期内均在沿用规则型货币政策。许多学者对规则型货币政策的特征进行了深入研究,结果发现控制通货膨胀和平抑产出波动是中央银行进行名义利率调整的两大重要目标。然而,以往的研究多聚焦于对货币政策规则的基本形式进行非线性拓展,但却鲜有文献对货币政策规则的动态调整模式进行有效预测。特别是自2014年以来,中国经济增速已经呈现出典型的趋势性下移,而中国人民银行也先后多次降准降息来平抑经济波动,这意味着中央银行对经济紧缩的关注正在逐渐加强。一个重要的问题是:面对当前持续紧缩的宏观经济形势,中央银行的规则型货币政策是否会呈现出动态的平滑调整意愿?有鉴于此,本文将从这一视角出发,采用LT-TVP-VAR模型探究我国典型经济波动阶段内的货币政策规则动态调整特征,从而为研究者理解货币当局的名义利率调整机制提供相应的经验证据。

二、经济周期与规则型货币政策关联机制的文献回顾

目前有关规则型货币政策与经济周期关联机制的研究正在深入进行,其研究进展主要体现在以下几个方面:(1)货币政策规则的基本特征与中央银行福利损失函数的演进;(2)各国货币当局在经济周期不同阶段采取的货币政策规则的差异;(3)货币政策规则的估计方法及其改进过程。

针对货币政策规则的基本特征,Taylor (1993)使用一个简单的线性方程来刻画美联储的货币政策操作,研究表明:除1987年美联储应对股灾危机时采取的应急措施外,这一线性方程能够很好地捕捉美联储的货币政策操作,这即是著名的“泰勒规则”。“泰勒规则”不仅有效地捕捉了“大缓和”时期以来美联储的货币政策操作,同时也为规则型货币政策的相关研究奠定了重要基础。随后,许多学者从这一视角出发,探究以“通货膨胀目标制”(Inflation Targeting)为基本导向的规则型货币政策是否有助于降低经济周期波动,结果发现,实施规则型货币政策的国家,其通胀成本和经济波动水平均相对较低(Blejer et al., 1999; Jensen, 2002; Mayer and Scharler, 2011)。为进一步验证规则型货币政策的有效性,Boivin和Giannoni (2006)将研究样本扩充至1979年,发现美联储自1979年开始实施的以“通货膨胀目标制”为基础的利率规则是“大缓和”的重要成因,期间,利率对通胀的调控效应十分显著。国内的大量研究同样表明,我国中央银行自1996年以来,也在沿用规则型货币政策。早期的研究多聚焦于我国货币政策规则形式的探讨,谢平和罗雄(2002)运用最优反应函数对我国中央银行的货币政策规则进行检验,发现“泰勒规则”能够很好地拟合货币当局的政策操作。这说明规则型货币政策在中国同样发挥了积极作用。陆军和钟丹(2003)运行协整分析法对我国货币政策规则的具体形式进行估计,结果表明以“通货膨胀目标制”为基础的利率规则不仅可以良好地拟合利率走势,同时也可以为货币当局的政策操作提供一定的前瞻指引。

然而,Svensson (1999)认为,中央银行在进行政策调整时往往要兼顾多重目标(控制通胀、稳定产出等),这意味着名义利率调整可能受制于一种福利损失函数。此时,中央银行将在总供给与总需求曲线的双重约束下,通过最小化福利损失函数进而对最优利率规则进行求解。其中,当采取二次形式的福利损失函数和线性总供给曲线时,最小化福利损失得到的

利率规则仍为线性“泰勒规则”形式 (Svensson, 2002)。随后, Woodford (2003) 进一步指出: 规则型货币政策是否有效取决于中央银行是否能够稳定公众预期, 而要稳定政策预期, 关键就在于提高货币政策的透明性与公信力。近期, 许多研究者在 Woodford (2003) 的理论框架下, 对货币政策福利损失函数中预期的形式展开了深入探讨, 并形成了前瞻性政策预期、后顾性政策预期与适应性预期等不同的研究范式 (Sauer and Sturm, 2007; 张小宇、刘金全, 2013; 范从来、高杰超, 2016); 此外, 还有部分学者使用 DSGE 模型构建了货币政策规则的微观基础, 从而进一步细化了预期的表达形式 (胡育蓉、范从来, 2015; 李天宇等, 2016)。

此外, 学者们开始逐渐意识到, 规则型货币政策并非是一成不变的政策机制, 各国货币当局通常会根据经济周期的更迭改变其政策力度的紧松 (Nobay and Peel, 2003)。Bec 等 (2002)、Orphanides (2004) 的研究均发现: 在经济周期的不同阶段, 货币当局面临的福利损失函数也将有所不同, 其中, 当经济处于收缩阶段时, 货币当局的利率调控将会向产出缺口倾斜。Taylor (2009) 的估计结果同样表明, 当经济处于紧缩期时, 利率对通货膨胀的调整力度将明显减弱。国内研究亦不乏相关的经验证据, 许多学者发现中央银行的名义利率调整具有明显的区制转换特性 (张小宇、刘金全, 2013); 还有部分研究发现中国货币当局对通货膨胀的调整力度具有明显的时变特征 (刘金全、张小宇, 2012; 范从来、高洁超, 2016)。

最后, 就研究方法层面而言, Taylor (1993)、Clarida 等 (2000) 等早期研究主要是采用 OLS 与 GMM 等线性模型对货币政策规则进行估计; 而为捕捉货币政策规则的非线性特征, 郑挺国和刘金全 (2010)、吴吉林和黄辰 (2013)、刘金全和张小宇 (2015) 等近期研究则开始采用区制转移、门限选择与平滑迁移等模型对货币政策规则进行非线性拓展。但是上述研究存在着一个共性弊端, 即: 这些非线性模型在不同区间内的转换均具有跃迁特征。而在实际操作过程中, 中央银行为确保政策的公信力, 并不会在短期内大幅调整其政策规则。这就意味着中央银行的政策规则转变可能是一个渐进式的动态调整过程。因此, 有关时变参数货币政策规则的研究已经逐渐成为了这一研究领域内的新焦点。有鉴于此, 本文将从这一视角出发, 采用多重门限选择模型和带有潜在门限因子的时变系数向量自回归模型 (LT-TVP-VAR) 探究货币政策、实际产出与通货膨胀在经济周期不同阶段下的动态关联机制, 从而为捕捉中央银行的实际政策操作提供相应的经验支持。

三、中国非线性泰勒规则的再估计

(一) 带有利率平滑意愿的泰勒规则模型

早期, Taylor (1993) 通过一个简单的公式刻画了名义利率针对产出缺口和通货膨胀的调整过程, 这即是著名的泰勒规则:

$$R_t^* = \alpha_0 + \beta(\pi_t - \pi^*) + \delta y_t \quad (1)$$

(1) 式中: α_0 是常数项, π_t 与 y_t 是当期的通货膨胀和产出缺口, β 和 δ 是通胀缺口和产出缺口的调整系数, π^* 与 R_t^* 分别是当期的均衡通胀与均衡利率。通过式 (1) 不难看出, 利率将会根据通胀缺口与产出缺口的变化进行同向调整, 从而使经济向鞍点路径收敛。然而 Woodford (2003)、王建国 (2006) 等指出: 由于当期通货膨胀和产出缺口难以观测, 因此, 中央银行在实际操作过程中通常采用预期的形式对式 (1) 进行修正:

$$R_t^* = \alpha_0 + \beta E_{t-1}(\pi_t - \pi^*) + \delta E_{t-1} y_t \quad (2)$$

(2) 式中: E_{t-1} 是期望算子, 代表基于 $t-1$ 期信息集进行的预测。此时, 倘若货币当局主要根

据事后的产出缺口与通胀缺口进行名义利率调整,那么这一后顾性泰勒规则可改写如下:

$$R_t^* = \alpha_0 + \beta(\pi_{t-1} - \pi^*) + \delta y_{t-1} \quad (3)$$

本文将在式(3)的基础上对线性泰勒规则进行扩展,引入多重门限选择模型,对样本期间内我国货币政策规则的非线性特征进行检验。之所以选取线性泰勒规则和多重门限选择模型进行再估计主要是出于以下两面原因考虑:其一,线性泰勒规则能够很好地捕捉我国货币当局的利率操作,并且相比于引入产出缺口与通胀缺口高次项的利率规则,其经济意义更为显著;其二,多重门限选择模型可以同时识别出经济增长与通货膨胀的门限水平,将经济周期划分为“高增长高通胀”、“高增长低通胀”、“低增长高通胀”与“低增长低通胀”四个区制,从而为探究货币当局在经济周期不同阶段内的政策偏好提供有力的经验证据。

Clarida 等(2000)通过对美联储的名义利率与产出、通胀间的依存关系进行研究并发现:采用式(3)刻画货币当局的实际利率操作过于严格,因为它假定货币当局的利率操作要根据产出、通胀的变动进行即时调整,这忽略了货币当局的利率平滑意愿。有鉴于此,本文参照王建国(2006)的相关设定,将式(3)改写如下:

$$R_t = (1-\rho)R_t^* + \rho R_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

(4)式中: R_t 是名义利率, ρ 代表利率平滑因子, $\rho \in [0, 1]$,其取值越大表明货币当局的名义利率调整越平滑。将式(3)代入式(4),可得带有利率平滑因子的泰勒规则:

$$R_t = (1-\rho)[\alpha_0 + \beta(\pi_{t-1} - \pi^*) + \lambda y_{t-1}] + \rho R_{t-1} + \mu_t \quad (5)$$

(5)式中:由于中央银行并未明确公布其通货膨胀目标值,因此在对(5)式估计前,需要对此进行处理。目前,有关目标通货膨胀率的处理方法主要有以下两种:一是采用基于 Gibbs 抽样的 MCMC 算法估计潜在通货膨胀率(郑挺国、刘金全,2010);二是将目标通货膨胀率归并至截距项进行估计(张小宇、刘金全,2013)。由于本文的研究重点在于对利率规则进行多重区制划分,而不是对目标通货膨胀率进行估计,因此,本文将采用第二种处理方法。基于此,式(5)可进一步简化为:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \rho R_{t-1} + \mu_t \quad (6)$$

(6)式给出了利率根据产出缺口与通货膨胀调整的直观表达, β_0 、 β_1 、 β_2 分别代表截距项、利率对通货膨胀的调整系数以及利率对产出缺口的调整系数,其中, $\beta_0 = (1-\rho)(\alpha_0 - \beta\pi^*)$, $\beta_1 = (1-\rho)\beta$, $\beta_2 = (1-\rho)\lambda$ 。

(二) 多重门限选择模型在泰勒规则拓展中的应用

1. 数据处理

许多研究表明:货币当局在经济周期不同阶段的利率操作具有明显的非对称性偏好,其中,当经济处于扩张期时,货币当局主要是根据通胀水平调整名义利率;而当经济处于紧缩期时,其利率调整则更倾向于盯住产出缺口(Orphanides, 2004; 张小宇、刘金全, 2013)。然而,美国“滞胀危机”时期的例证表明,即便是在经济周期收缩阶段,通货膨胀依然可能处于高位水平。因此,货币当局在经济周期收缩过程中的政策选择应更为审慎,从而有效应对各种不同类型的经济周期运行模式。有鉴于此,本文采用多重门限选择模型刻画货币当局的利率操作:

$$R_t = (\beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \rho R_{t-1}) I_1(s_1 \leq r_1, s_2 \leq q_1) + (\beta'_0 + \beta'_1 \pi_{t-1} + \beta'_2 y_{t-1} + \rho' R_{t-1}) I_2(s_1 \leq r_1, s_2 > q_1) + (\beta''_0 + \beta''_1 \pi_{t-1} + \beta''_2 y_{t-1} + \rho'' R_{t-1}) I_3(s_1 > r_1, s_2 \leq q_2) + (\beta'''_0 + \beta'''_1 \pi_{t-1} + \beta'''_2 y_{t-1} + \rho''' R_{t-1}) I_4(s_1 > r_1, s_2 > q_2) + \mu_t \quad (7)$$

(7)式中: $I_i(s_1, s_2)$, $i=1, 2, 3, 4$ 代表示性函数, 当其满足括号内的约束条件时 $I_i(s_1, s_2)=1$, 反之, $I_i(s_1, s_2)=0$ 。 s_1 与 s_2 代表门限变量, 其中 s_1 是第一门限, 而 s_2 是第二门限, r_1, q_1, q_2 分别代表相应的门限值, 由于控制通胀水平是各国货币当局进行利率调控时的首要目标, 因此本文将通货膨胀率作为第一门限, 而将实际 GDP 累计同比增速作为第二门限。其余各项 ($\beta_0, \beta_1, \beta_2, \rho$ 等) 则分别代表不同区制内的泰勒规则系数。^①

本文选取中国 1996 年 1 季度-2015 年 4 季度的数据进行实证分析, 数据指标选取如下:

(1) 名义利率。本文选取 7 天期银行间同业拆借利率作为中国名义利率的代理变量。这主要是出于以下三方面原因考虑: 其一, 同业拆借利率是金融市场上最为重要的基准利率, 具有较强的可比性; 其二, 同业拆借利率通常被用做债券市场、同业拆借等领域内的参照基准, 应用范围极为广泛; 其三, 相比于隔夜利率, 7 天拆借利率不仅能够反应短期内的政策变动, 同时还能有效防范由于流动性问题导致的异常波动。

(2) 通货膨胀率。本文选取中国居民消费价格指数作为通货膨胀率的替代变量。首先, 根据中经网统计数据库公布的中国居民消费价格指数 (上年同月 = 100) 的算术平均数计算季度 CPI, 随后根据 $\pi_t = (CPI_t - 100) \times 100\%$ 计算季度通货膨胀率。

(3) 产出缺口。本文采用 H-P 滤波法获取产出缺口数据。首先, 根据国家统计局公布的实际 GDP 累计同比增速数据以及 1996 年的名义 GDP, 计算出以 1996 年为基期的实际 GDP, 随后采用 X12 季节调整法对其进行季节调整, 获取实际 GDP_SA 序列, 即 Y_t , 而后采用 H-P 滤波法分离出潜在产出 Y_t^* , 进而获取产出缺口, $y_t = 100 \times \ln(Y_t/Y_t^*)$ 。

所有数据处理见图 1a-c。

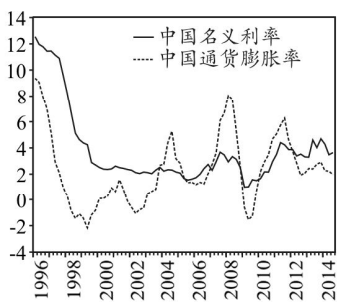


图 1-a 名义利率与通货膨胀率 (%)

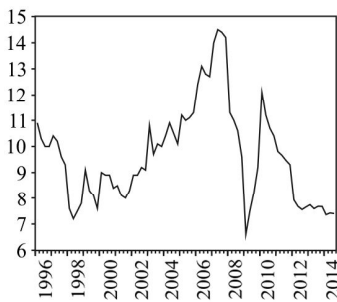


图 1-b 实际 GDP 同比增速 (%)

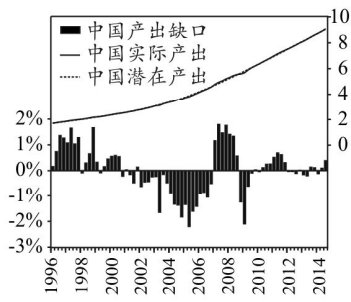


图 1-c 产出缺口、实际产出、潜在产出

2. 多重门限选择泰勒规则模型的估计原理

在构建多重门限选择模型之前, 需要对参数的门限效应进行检验, 因为只有当门限变量存在显著的门槛值时才应采用门限选择模型进行参数估计。基于此, 本文参照 Hansen (1996) 的检验方法, 对线性泰勒规则模型进行门限效应检验。首先根据第一门限变量通货膨胀率对下式进行门限效应检验:

$$R_t = (\beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 y_{t-1} + \rho R_{t-1}) I_1(\pi_t \leq r_1) + (\beta'_0 + \beta'_1 \pi_{t-1} + \beta'_2 y_{t-1} + \rho' R_{t-1}) I_2(\pi_t \leq r_1) + \mu'_t \quad (8)$$

这里原假设和备选假设分别为:

^①其中, β_0 是截距项, ρ 是利率平滑意愿, β_1 是通货膨胀调整系数, β_2 是产出缺口调整系数。

$$\begin{cases} H_0: \theta_1 = \theta_2 \\ H_1: \theta_1 \neq \theta_2 \end{cases} \quad (9)$$

(9)式中: $\theta_1 = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \rho)$, $\theta_2 = (\beta'_0, \beta'_1, \beta'_2, \rho')$ 。对于式(8),倘若原假设 H_0 成立,则表明泰勒规则模型中不存在门限效应;反之,使用门限模型对泰勒规则进行估计可以显著提高拟合优度。有鉴于此,Hansen (1996) 给出了门限效应的检验方法:

$$F = T(\hat{\sigma}^2 - \hat{\sigma}^2) / \hat{\sigma}^2 \quad (10)$$

(10)式中: T 是样本容量, $\hat{\sigma}^2$ 与 $\hat{\sigma}^2$ 分别代表线性泰勒规则模型与门限泰勒规则模型的方差估计值。令 $\hat{\gamma}_1$ 代表 $\hat{\sigma}^2$ 取最小值时的门限变量值,于是可得:

$$F = \sup_{\hat{\gamma}_1 \in \Gamma} (F(\hat{\gamma}_1)) \quad (11)$$

(11)式中: $F(\gamma_1) = (T(\hat{\sigma}^2 - \hat{\sigma}^2(\gamma)) / \hat{\sigma}^2(\gamma))$ 。Hansen (1996) 通过自举法 (Bootstrap) 获取了上述 F 统计量的渐进分布。^① 但这一方法仅能对不存在异方差特征的线性方程进行门限效应检验;倘若中国泰勒规则模型存在条件异方差,则需采用下式描述的 Wald 统计量进行检验:

$$W(\gamma_1) = [R\hat{\beta}(\gamma_1)]' [R(M(\gamma_1)^{-1}V(\gamma_1)M(\gamma_1)^{-1})R']^{-1}R\hat{\beta}(\gamma) \quad (12)$$

(12)式中: R 代表约束条件, $M(\gamma_1) = \sum_{i=1}^T x_i(\gamma_1)x_i(\gamma_1)'$, $V(\gamma_1) = \sum_{i=1}^T x_i(\gamma_1)x_i(\gamma_1)'\hat{\varepsilon}_i^2$, $x_i(\gamma_1)$ 代表解释变量矩阵, $\beta(\hat{\gamma}_1)$ 为相应的系数估计值矩阵,同样,令 Wald 统计量在 $\hat{\gamma}_1$ 处取最大值:

$$W = \sup_{\hat{\gamma}_1 \in \Gamma} (F(\hat{\gamma}_1)) \quad (13)$$

(13)式中:我们同样可以根据自举法获取 Wald 统计量的渐进分布。此时,倘若中国泰勒规则模型关于通货膨胀率(第一门限)具有显著的门限效应,我们则可以进一步使用实际 GDP 累计同比增速对两门限内的子样本进行二次分割。从而对式(14)、(15)重复上述检验:

$$\begin{aligned} R_t = & (\beta_0 + \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2y_{t-1} + \rho R_{t-1})I_1(\pi_t \leq r_1, gdp_t \leq q_1) + \\ & (\beta'_0 + \beta'_1\pi_{t-1} + \beta'_2y_{t-1} + \rho' R_{t-1})I_2(\pi_t \leq r_1, gdp_t > q_1) + \mu''_t \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} R_t = & (\beta_0 + \beta_1\pi_{t-1} + \beta_2y_{t-1} + \rho R_{t-1})I_1(\pi_t > r_1, gdp_t \leq q_2) + \\ & (\beta'_0 + \beta'_1\pi_{t-1} + \beta'_2y_{t-1} + \rho' R_{t-1})I_2(\pi_t > r_1, gdp_t > q_2) + \mu'''_t \end{aligned} \quad (15)$$

3. 中国多重门限选择泰勒规则模型的估计

在估计多重门限选择泰勒规则模型之前,本文首先对线性泰勒规则模型进行 OLS 估计;随后分别使用通货膨胀率与实际 GDP 同比增速的滞后项作为第一门限变量与第二门限变量,对多重门限选择泰勒规则模型进行再估计,从而测度在经济周期的不同阶段,货币当局利率调控的差异。^②

^① 由于在原假设成立的条件下,门限变量 γ 不可识别,因此这一 F 统计量不具有标准形式。然而,在样本较多的情况下,这一渐进分布与标准的 F 分布是极为接近的 (Hansen, 1996)。

^② 多重门限选择模型的另一个前提条件是,所使用的数据序列为平稳时间序列,在本文的基础工作中,笔者已经对名义利率、通货膨胀率与产出缺口这三项数据的平稳性进行了 ADF 检验,结果显示:三者均能在 5% 的显著水平下拒绝原假设,表明所使用的数据具有平稳性 (后续 LT-TVP-VAR 模型中同样使用了这些数据,因此不再对平稳性问题进行陈述,而在此进行一并说明)。

表1中泰勒规则的估计结果显示,多重门限选择模型可将样本划分为低增长低通胀、高增长低通胀与高通货膨胀三个区制。样本在三个区制内的拟合优度分别为0.987,0.985和0.978,均大于线性泰勒规则模型,表明多重门限选择模型能够提高模型拟合优度。而就三个区制内的估计系数来看,当宏观经济处于低增长低通胀区制时,模型中产出缺口调整系数与利率平滑因子高度显著,表明此时货币当局主要是根据产出缺口与利率平滑意愿调整名义利率。相比于线性方程估计结果,利率平滑因子的估计值较小而产出缺口调整系数的估计值较大($0.536<0.879, 0.506>0.121$),说明当经济处于低增长低通胀区制时,货币当局会降低其利率平滑意愿并加强对产出缺口的直接调整。具体表现为当产出缺口出现一个单位的负向(正向)偏离时,货币当局将把名义利率调低(调高)0.506个百分点。而当宏观经济处于高增长低通胀区制时,模型中所有变量的参数估计均高度显著,说明此时货币当局会权衡产出缺口、通胀水平与利率平滑意愿来调整名义利率。就其系数估计结果来看,产出缺口的调整系数与线性模型较为接近,而通货膨胀调整系数远大于线性模型的估计结果($0.127>0.077$),说明货币当局在经济扩张期时主要是针对通胀水平进行利率调控。此外,当宏观经济处于高通胀区制内时,模型中所有变量的参数估计结果同样高度显著,然而此时利率平滑因子的估计值高达0.96,表明中央银行在高通胀区制内的货币政策调控更加审慎,高度重视名义利率的平滑调整,从而避免利率在短期内急速上升而引致系统性紧缩风险。

表1 多重门限选择泰勒规则模型再估计

线性方程			区制1			区制2			区制3		
参数	估计值	标准差	参数	估计值	标准差	参数	估计值	标准差	参数	估计值	标准差
$\bar{\beta}_0$	0.171 *	0.100	β_0	1.478 ***	0.166	β'_0	0.505 ***	0.006	β''_0	0.404 *	0.228
$\bar{\beta}_1$	0.077 ***	0.021	β_1	0.022	0.033	β'_1	0.127 **	0.056	β''_1	0.065 ***	0.005
$\bar{\beta}_2$	0.121 *	0.067	β_2	0.506 ***	0.080	β'_2	0.129 *	0.064	β''_2	0.209 **	0.089
$\bar{\rho}$	0.879 ***	0.021	ρ	0.536 ***	0.035	ρ'	0.777 ***	0.024	ρ''	0.960 ***	0.023
门限:-			门限: $\pi_t \leq 2.84, gdp \leq 7.8$			门限: $\pi_t \leq 2.84, gdp > 7.8$			门限: $\pi_t > 2.84$		
样本数:74			样本数:17			样本数:34			样本数:23		
门限效应P值:-			门限效应P值:0.048			门限效应P值:0.048			门限效应P值:0.000		
R^2 :0.974; D.W.: 1.918			R^2 :0.987; D.W.: 1.927			R^2 :0.985; D.W.: 2.101			R^2 :0.978; D.W.: 1.897		

我们还可以根据公式 $\beta_\pi/(1-\rho)$ 来计算通货膨胀的累积调整系数,进而对不同区制内泰勒规则的稳定性进行判断。^①首先,在低增长低通胀区制内,通货膨胀调整系数不显著,说明在经济紧缩期时,通货膨胀并不是货币政策规则盯住的政策目标。而在高增长低通胀区制内, $\beta_\pi/(1-\rho)=0.569$,这意味着当通货膨胀水平上升1个基点后,名义利率将累积上升0.569个基点。名义利率的累积调整系数小于1,说明在经济扩张期时,旨在稳定物价的规则型货币政策并不是稳定的货币政策。若想有效抑止物价的持续上涨,还需要价格管制等行政手段予以配合。最后,在高通货膨胀区制内, $\beta_\pi/(1-\rho)=1.625$,表明此时的货币政策规则

^①当 $\beta_\pi/(1-\rho)<1$ 时,名义利率无法对通货膨胀变动形成充分调整,此时的政策规则为不稳定规则;当 $\beta_\pi/(1-\rho)\geq 1$ 时,名义利率可以对通货膨胀形成充分调整,使通胀回归均衡水平,此时的政策规则是稳定的政策规则,具体论述参见张小宇和刘金全(2013)。

是稳定的货币政策规则。较高的利率平滑意愿使得利率能够针对通胀波动形成充分调整,继而能够使通胀水平迅速回归至理性区位。观察图 2-a 和图 2-b 不难发现,1996 年、2007 年和 2010 年三次通胀过热时期的历时均相对较短,说明高利率平滑意愿对通货膨胀的治理颇具成效。然而需要指出,通货膨胀与产出缺口就像是硬币的两面,因为治理高通货膨胀需要相对紧缩的货币政策,而治理经济收缩则需要相对宽松的货币政策。因此,只有当某一方面问题凸显(通胀或是产出)时,中央银行才倾向于采取高利率平滑意愿进行治理,否则提高利率平滑意愿必将面临另一层面上的福利成本约束。

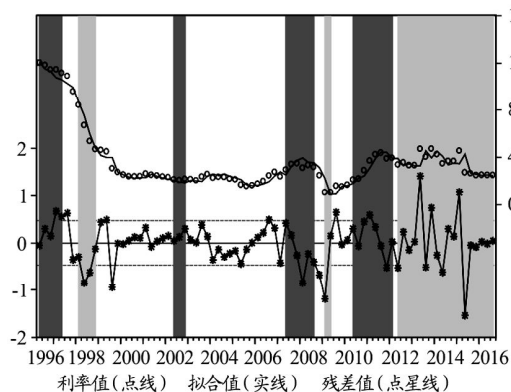


图 2-a 利率拟合图

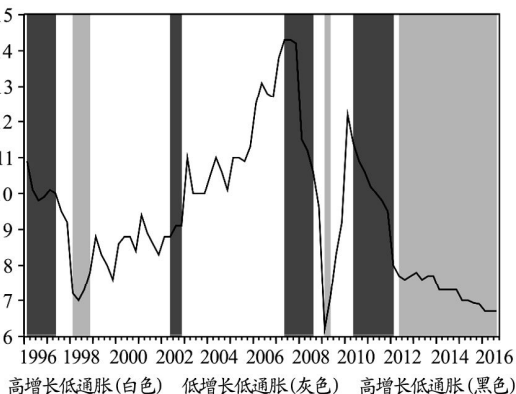


图 2-b 中国经济周期区制图

四、基于新凯恩斯 LT-TVP-VAR 模型的货币政策时变反应机制分析

通过多重门限泰勒规则模型的估计结果可以看出,中国货币当局在经济周期不同阶段内调整名义利率的模式和机制各有不同。然而,由于名义利率调整是一个持续变化的过程,因此,为进一步识别货币政策规则在经济周期不同阶段内(低增长低通胀、高增长低通胀与高通胀区制)的动态调整机制,本文构建了包括潜在门限因子的时变系数向量自回归模型^①,计算名义利率针对产出缺口和通货膨胀变动的时变反应路径。从而为比较不同时期内货币政策动态调整路径的异同提供客观参考,也为现阶段的经济增速控制、通货紧缩治理和货币政策选择提供相应的经验证据。

(一) LT-TVP-VAR 模型的参数估计

早期,Primiceri (2005) 将随机波动引至 S-VAR 模型当中,使 S-VAR 模型的系数和协方差矩阵均具有时变特性,并将其扩展为 TVP-VAR 模型,从而为研究宏观经济变量间的时变反应机制提供了有效途径。随后,许多学者在此基础上进一步研究并发现,与普通 VAR 模型相比,TVP-VAR 模型具有更强的短期预测效果(Nakajima et al., 2011)。为进一步探究美联储实施量化宽松政策以来,名义利率与产出增速、通胀水平之间的时变作用机制,

^①之所以选取 LT-TVP-VAR 模型进行货币政策时变反应机制分析主要是为识别在 1996 年初期,以及 2008 年次贷危机期间,中央银行名义利率调整的异常值(其中 1996 年初期,名义利率水平高达 10%,而次贷危机期间名义利率水平曾降至 1% 左右),而仅采用带有随机波动的 TVP-VAR 模型进行时变参数估计会放大结构变化时点的冲击力度,进而增大样本协方差的估计误差,因此本文在此采用带有潜在门限变量的时变系数向量自回归模型进行参数估计。

Nakajima 和 West (2013) 构建了包含潜在门限因子的时变系数向量自回归模型 (LT-TVP-VAR 模型), 该模型能够有效识别变量间作用机制的结构性变化, 从而减小协方差矩阵的估计误差, 使时变模型的估计结果更为稳健。为便于描述, 本文首先引入一个标准的 S-VAR 模型:

$$AY_t = F_1 Y_{t-1} + \cdots + F_s Y_{t-s} + \mu_t \quad t = s+1, \cdots, n \quad (16)$$

(16) 式中: y_t 是 $n \times 1$ 维观测向量, A 代表 $n \times n$ 维联立系数矩阵, $F_1, \cdots, F_s$ 分别为观测向量 Y_t 1 至 s 阶滞后的系数矩阵, μ_t 为 $n \times 1$ 维结构性冲击, $\mu_t \sim N(0, \Sigma)$, 其中:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_k \end{bmatrix} \quad A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1} & \cdots & a_{k,k-1} & 1 \end{bmatrix}$$

令 $\beta_t = A^{-1} F_t$, $X_t = I_s \otimes (y_{t-1}, \cdots, y_{t-s})$ ($\otimes$ 代表克罗内克积)。在此将时变参数引入 A 与 Σ , 式 (16) 可进一步简化为:

$$Y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t, t = s+1, \cdots, n \quad (17)$$

本文参照 Nakajima 和 West (2013) 的设定, 令时变参数服从带有潜在门限因子的随机游走过程:

$$\begin{aligned} \beta_t &= \mu_\beta + \varphi_\beta (\beta_{t-1} - \mu_\beta) + v_t, t = s+1, \cdots, n, \\ \alpha_t &= \mu_\alpha + \varphi_\alpha (\alpha_{t-1} - \mu_\alpha) + \xi_t, t = s+1, \cdots, n, \\ h_t &= \mu_h + \varphi_h (h_{t-1} - \mu_h) + \zeta_t, t = s+1, \cdots, n, \end{aligned} \quad V = \text{Var} \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ V_t \\ \xi_t \\ \zeta_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Omega_\beta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Omega_\alpha & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Omega_h \end{pmatrix} \quad (18)$$

(18) 式中: β_t 与 α_t 是模型参数向量, $h_t = \log(\sigma_t^2)$ 。 v_t, ξ_t, ζ_t 分别为相应的随机扰动项。式 (16)–(18) 刻画了经典的 TVP-VAR 模型, 为进一步构建 LT-TVP-VAR 模型进而捕捉高通胀时期货币当局名义利率调整的异常值, 本文将潜在门限因子设定如下:

$$\begin{aligned} b_t &= \beta_t s_{bt} \\ s_{bt} &= I(\beta_t \geq d_b) \end{aligned} \quad (19)$$

$$\begin{aligned} a_t &= \alpha_t s_{at} \\ s_{at} &= I(\alpha_t \geq d_a) \end{aligned} \quad (20)$$

(19)、(20) 式中: $I(\cdot)$ 代表示性函数 (取值为 0 或 1), d_b 和 d_a 分别是时变参数与联立系数的潜在门限水平。模型参数设定后, 本文参照 West 和 Harrison (1997) 的相关处理方法, 使用拓展的 MCMC 算法进行参数估计。

(二) 基于新凯恩斯理性预期框架下的货币政策动态潜在门限因子模型构建

本节将采用基于新凯恩斯理性预期框架下的动态潜在因子模型探究货币当局在经济周期不同阶段内的名义利率调整过程。在此将总需求与总供给方程改写为如下形式:

$$y_t = E_{t+1} y_{t+1} - \delta^{-1} (E_t R_{t+1} - E_t \pi_{t+1}) + \mu_t^D \quad (21)$$

$$\pi_t = \vartheta E_t \pi_{t+1} + \kappa y_t + \mu_t^S \quad (22)$$

$$R_t = (1 - \rho) (\beta \pi_{t-1} + \lambda y_{t-1}) + \rho R_{t-1} + \mu_t^R \quad (23)$$

(21)–(23) 式中: $\mu_t^D, \mu_t^S, \mu_t^R$ 分别代表总需求冲击、总供给冲击与货币政策冲击。其中, μ_t^D 与

μ_t^S 服从于如下的 AR(1) 过程: $\mu_t^D = \rho_D \mu_{t-1}^D + \varepsilon_t^D$, $\mu_t^S = \rho_S \mu_{t-1}^S + \varepsilon_t^S$ 。

ρ_S 与 ρ_D 是相应的一阶自回归系数, ε_S 与 ε_D 代表随机干扰项, 并且 ε_S 与 ε_D 不相关。式 (21)、(22) 与 (23) 构成了基于理性预期框架下的新凯恩斯货币政策规则模型, 倘若货币当局主要参照事后的产出缺口和通胀水平调整名义利率, 我们则可以将式 (21)–(23) 表达为带有时变系数与潜在门限因子的矩阵形式:

$$\begin{aligned} A_t Y_t &= F_1 Y_{t-1} + \mu_t \\ \mu_t &= A_t^{-1} \sum_t \varepsilon_t \end{aligned} \quad (24)$$

(24) 式中: $Y_t = (y_t, \pi_t, R_t)$, $\mu_t = (\mu_t^D, \mu_t^S, \mu_t^R)$, $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^D, \varepsilon_t^S, \varepsilon_t^R)$ 。

$$A_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ -\kappa_t & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}, F_1 = \begin{pmatrix} 1 & \delta_t^{-1} & -\delta_t^{-1} \\ 0 & \vartheta_t & 0 \\ (1-\rho_t)\lambda_t & (1-\rho_t)\beta_t & \rho_t \end{pmatrix}, \Sigma_t = \begin{pmatrix} \sigma_{y_t} & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{\pi_t} & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{R_t} \end{pmatrix}。$$

本文采用 MCMC 算法对上述理性预期框架下的新凯恩斯货币政策规则进行时变参数估计, 为保证模型估计的稳健性, 在此将 MCMC 模拟的次数设定为 20 000 (其中前 2 000 次为预烧样本), 同时将模型的滞后阶数设定为 1 阶。表 2 给出了潜在门限因子时变系数货币政策规则的参数估计结果。这里, $Inef$ 代表无效率因子, 其定义如下:

$$1 + 2 \sum_{s=1}^{B_m} \rho_s \quad (25)$$

(25) 式中: 取 $B_m = 500$, ρ_s 代表滞后 s 阶的自相关系数, 无效率因子可以用来测度 MCMC 的模拟效果。^① 观察表 2 可以看出, 多数变量的无效率因子均小于 200, 表明 MCMC 模拟具有较好的收敛性。此外, 除 μ_a , μ_h 和 d_α 外, 其余变量均能在 10% 的显著水平下拒绝原假设, 表明模型的参数估计是有效的。而就潜在门限因子的估计结果而言, d_β 的可接受率大于 70%, 并能够在 10% 的显著水平下拒绝原假设, 表明货币政策规则方程中的参数存在潜在门限因子; 而 d_α 的可接受率仅为 49.6% 则说明, 样本期间内, 中国货币当局的利率调控较为平滑, 其波动不存在显著的门限效应。

表 2 LT-TVP-VAR 模型的参数估计

参数	均值	标准差	$Inef$
μ_β	0.733 ***	0.227	247.3
φ_β	0.831 ***	0.106	24.2
V_β	0.022 ***	0.003	11.5
μ_a	0.057	0.236	82.7
φ_a	0.867 ***	0.103	56.3
V_a	0.085 **	0.038	155.1
μ_h	0.347	0.699	207.1
φ_h	0.965 ***	0.077	179.0
V_h	0.190 *	0.101	177.6
d_β	0.333 *	0.212	78.1
d_α	0.567	0.700	87.1
d_β 可接受率: 75.5			
d_α 可接受率: 49.6			

① 无效率因子数值代表后验样本均值的方差和不相关序列样本均值方差的比值, 一般而言, 当无效率因子小于 200 时, 代表 MCMC 的模拟效果较好, 其取值越大代表模拟的收敛性越差。

为便于进一步分析,在此引入时变系数货币政策规则方程中产出缺口调整系数、通胀水平调整系数以及利率平滑因子的动态走势图。图 3a-c 分别刻画了货币政策规则方程的时变系数走势^①。观察图 3a-c 可以看出,时变系数货币政策规则方程中通货膨胀的调整系数与利率平滑因子在样本期间内的走势均较为平稳,说明货币当局高度重视利率平滑意愿同时对通胀水平的控制较为严格;而就产出缺口的调整系数来看,其在样本初期处于高位,随后缓慢下降,并在“次贷危机”过后再次呈现出稳步回升态势。这主要是因为样本初期(1996-2001 年)是我国自市场经济体制改革以来的首轮高通胀时期。期间,为缓解持续宽松的货币政策引致的结构性通货膨胀问题,中央银行曾一度将名义利率提高至 10% 以上。而当通货膨胀水平回归理性区位后,货币当局的名义利率调整开始逐渐向产出缺口倾斜,进而导致该段期间内产出缺口的调整系数一直处于高位水平;进入 2002 年以后,我国宏观经济开始形成新一轮扩张态势,GDP 增速始终保持在 10% 以上,因此货币当局也逐渐放宽了名义利率对产出缺口的调整力度,重新把治理经济扩张期时的通货膨胀作为利率调控的重点;然而 2012 年伊始,受经济结构调整和政策刺激消化等多重因素的影响,我国宏观经济增速再次跌破 8%,目前仍处于持续的收缩过程当中,这使得货币当局的名义利率调整再度向产出缺口倾斜。以上分析表明:中国货币当局始终高度重视治理通货膨胀,不会轻易改变名义利率对通货膨胀的调整系数;但在经济紧缩期时会适度放宽利率平滑意愿并提升名义利率对产出缺口的调整力度。这意味着中央银行具有明显的规避经济收缩偏好,其对产出缺口的调整力度也会顺应经济周期的更迭而发生渐进式改变。

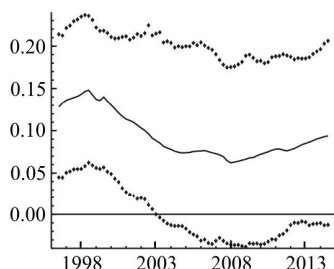


图 3-a 中国产出缺口调整系数

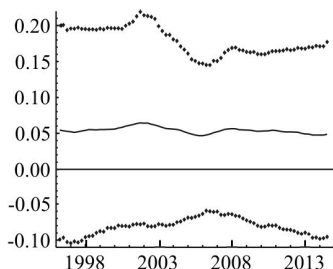


图 3-b 中国通货膨胀调整系数

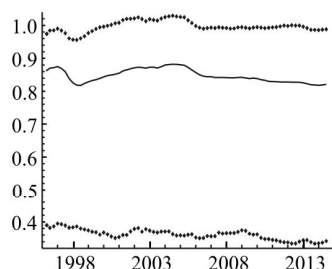


图 3-c 中国利率平滑因子调整系数

(三) 时变系数货币政策规则的动态反应机制分析

为进一步刻画货币当局的名义利率调整对经济行为的动态反应机制,本文引入等间隔脉冲响应函数^②进行分析。在此,本文使用 MCMC 算法分别计算了不同时点下的等间隔脉冲响应函数,具体结果如图 4-a 和图 4-b 所示。

图 4-a 和 4-b 分别刻画了名义利率对产出缺口与通货膨胀冲击的等间隔脉冲响应函数,其中,实线、点线与散点分别代表短期(半年)、中期(一年)与长期(两年)的等间隔脉冲响应曲线。首先,观察产出缺口冲击的等间隔脉冲响应曲线可以看出,三种不同时间间隔下

^①图 3a-c 中实线部分分别为产出缺口调整系数、通货膨胀调整系数与利率平滑因子在样本期间内的动态走势,而虚线部分则代表与之对应的 95% 置信水平下的置信区间。

^②等间隔脉冲响应函数是指:在给定的相等时间间隔下,自变量在样本期间内每一时点的单位冲击对相等时间间隔后的因变量产生的影响。与传统脉冲响应函数不同,其可以取尽样本期间内的每一时点,并计算相等时间间隔后的脉冲,从而可以用于比较样本期间内不同时点上的政策反应力度。

的脉冲曲线走势高度耦合。三者均具有典型的U型特征,并在1996年与2014年两段经济紧缩时期形成阶段性峰值,而在2002—2007年的经济扩张时期形成波谷,表明货币当局在经济紧缩期时,不仅会加大名义利率针对产出缺口的调整力度,同时其政策调整时间也将更为持久。^①而就通货膨胀冲击的等间隔脉冲响应曲线而言,货币当局针对通货膨胀冲击的名义利率调整则较为稳健,除1996年高通胀时期外,通货膨胀冲击的脉冲响应曲线在短、中、长期均较为稳定,说明中国货币当局对通货膨胀的治理始终较为谨慎,其针对通胀冲击的名义利率调整不具有明显的时变特性。

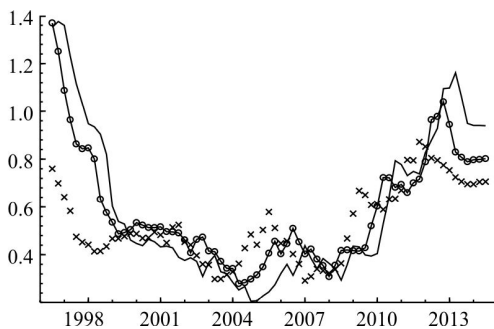


图4-a 中国产出缺口冲击的等间隔脉冲图

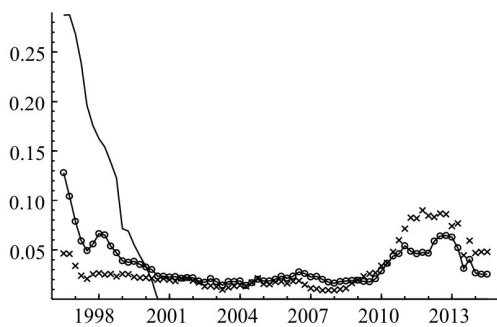


图4-b 中国通货膨胀冲击的等间隔脉冲图

五、结论与启示

尽管国内外有关经济周期与规则型货币政策非线性关联机制的研究已日臻成熟,但在非线性货币政策框架下,探究规则型货币政策动态变化特征的文献仍相对较少。本文正是从这一视角出发,从动态的角度考察名义利率对目标变量(产出、通胀)的调控效应,进而探究货币当局在经济周期不同阶段内的政策规则特征。事实上,现阶段通胀与产出同时下行的经济周期态势已给予我们许多重要启示,因为此时仅根据稳定的货币政策规则进行利率调整已无法完全平抑经济波动,这意味着货币当局将一改以往的政策调整机制,并持续地降低其利率平滑意愿同时直接加大利率对产出缺口的调整力度。因此,本文在货币政策规则中引入带有潜在门限因子的时变系数模型,在对货币政策规则的非线性特征进行检验的同时,也对不同经济周期内货币政策规则的演变机理进行了有效阐释,从而弥补了这一领域的研究空缺。

本文首先采用多重门限选择模型对我国货币当局在经济周期不同阶段内的货币政策规则进行检验,结果表明:样本期间内,货币政策规则的形式发生了结构性改变,其政策调整机制将在低增长低通胀、高增长低通胀与高通货膨胀三个区内进行切换。而就货币政策偏好而言,货币当局在经济扩张期时的名义利率调整偏向于治理通货膨胀;而当经济处于紧缩期时,其政策操作则会向产出缺口倾斜。此外,就中央银行的利率平滑意愿而言,当经济处于高通胀区内时,其政策操作高度重视利率平滑意愿,此时,货币政策的持续性较强,并且会对公众预期产生系统性影响,能够有效平抑外生通胀冲击。而当经济处于紧缩期时,中央

^①尽管在经济紧缩期时脉冲响应函数收敛较慢,但其同样会形成收敛,其收敛时长约为20个季度,感兴趣的读者可以向作者索要相关的时点脉冲估计。

银行则会适度降低利率平滑意愿,从而直接增强名义利率针对产出缺口的调整力度。

随后,为进一步甄别在经济周期不同阶段内货币当局名义利率调整的动态变化特征,本文在理性预期框架下构建了带有潜在门限因子的时变系数货币政策规则方程,并使用 LT-TVP-VAR 模型对其进行检验。结果表明:名义利率针对产出缺口的调整具有较强的时变特性,其中,当经济处于紧缩期时,货币当局不仅会增强政策调整力度,同时政策调整时间也将更为持久。而就通货膨胀而言,其政策调整则较为稳健,除 1996 年高通胀时期外,通货膨胀的动态调整路径不具有明显的时变特性。

实际上,尽管多重门限选择模型已经能够较好地识别现阶段货币当局的名义利率调整机制,但其并未对货币政策规则的渐变特性特征进行有效阐释。而 LT-TVP-VAR 模型的估计结果表明:货币当局在经济紧缩期时对产出缺口调整系数和利率平滑因子的调整均具有明显的渐变特征,而这种渐变性的调整难以被公众察觉,因而不会对公众的预期和货币当局的信誉产生影响。这使得货币当局能够在确保其政策公信力的情况下完成对经济行为的调整。事实上,尽管现阶段宏观经济增速下行压力在不断加大,但货币当局仍可以通过适度提高产出缺口调整系数来平抑宏观经济波动。因此,政府和货币当局仍应理性看待现阶段经济增速的结构性收缩,主动适应经济发展的“新常态”,切实做到统筹稳增长、促改革、调结构、惠民生和防风险,保持货币政策的连续性与稳定性,并高度重视公众预期,避免短期行为,从而为确保“新常态”时期内的经济增速平稳回落提供重要的政策保障。

参考文献:

1. 范从来、高洁超,2016:《适应性学习与中国通货膨胀非均衡分析》,《经济研究》第 9 期。
2. 胡育蓉、范从来,2015:《货币政策工具的选择:利率双轨制和利率市场化》,《经济评论》第 4 期。
3. 李天宇、张屹山、张鹤,2016:《扩展型货币政策与宏观审慎监管的金融稳定作用分析》,《经济评论》第 3 期。
4. 刘金全、张小宇,2012:《时变参数“泰勒规则”在我国货币政策操作中的实证研究》,《管理世界》第 7 期。
5. 刘金全、张小宇,2015:《中央银行规避经济收缩和通胀偏好的模式与途径研究》,《经济研究》第 12 期。
6. 陆军、钟丹,2003:《泰勒规则在中国的协整检验》,《经济研究》第 8 期。
7. 王建国,2006:《泰勒规则与我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 1 期。
8. 吴吉林、黄辰,2013:《非线性“麦卡勒姆规则”下的中国货币政策检验》,《经济评论》第 3 期。
9. 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。
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、刘金全,2010:《区制转移形式的“泰勒规则”及其在中国货币政策的应用》,《经济研究》第 3 期。
12. Bec, F., M.B.Salem, and F.Collard.2002.“Asymmetries in Monetary Policy Reaction Function: Evidence for the U.S., French and German Central Banks.” *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* 6(2):1-22.
13. Blejer, M.I., I.Alan, A.M.Leone, and S.Werlang.1999.*Inflation Targeting in Practice: Strategic and Operational Issues and Application to Emerging Market Economies*. Washington, D.C.: IMF Press.
14. Boivin, J., and M.P.Giannoni.2006.“Has Monetary Policy Become More Effective?” *The Review of Economics and Statistics* 88(3):445-462.
15. Clarida, R.H., J.Gali, and M.Gertler.2000.“Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory.” *Quarterly Journal of Economics* 115(1):147-180.
16. Hansen, B.E.1996.“Inference when a Nuisance Parameter Is Not Identified under the Null Hypothesis.” *Econometrica* 64(2):413-430.
17. Jensen, H.2002.“Optimal Degrees of Transparency in Monetary Policy Making.” *Scandinavian Journal of Economics* 104(3):399-422.
18. Mayer, E., and J.Scharler.2011.“Noisy Information, Interest Rate Shocks and the Great Moderation.” *Journal of Macroeconomics* 33(4):568-581.

19. Nakajima, J., M. Kasuya, and T. Watanabe. 2011. "Bayesian Analysis of Time-varying Parameter Vector Autoregressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy." *Journal of the Japanese and International Economics* 25(3):225-245.
20. Nakajima, J., and M. West. 2013. "Bayesian Analysis of Latent Threshold Dynamic Models." *Journal of Business and Economic Statistics* 31(2):151-164.
21. Nobay, R. A., and D. A. Peel. 2003. "Optimal Discretionary Monetary Policy in a Model of Asymmetric Central Bank Preferences." *Economic Journal* 113(489):657-665.
22. Orphanides, A. 2004. "Monetary Policy Rules, Macroeconomic Stability, and Inflation: A View from the Trenches." *Journal of Money, Credit and Banking* 36(2):151-175.
23. Primiceri, G. 2005. "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy." *Review of Economic Studies* 72(3):821-852.
24. Sauer, S., and J. E. Sturm. 2007. "Using Taylor Rules to Understand European Central Bank Monetary Policy." *German Economic Review* 8(3):375-398.
25. Svensson, L. E. O. 1999. "Inflation Targeting: Some Extensions." *The Scandinavian Journal of Economics* 101(3):337-361.
26. Svensson, L. E. O. 2002. "Inflation Targeting: Should It Be Modeled as an Instrument Rule or a Targeting Rule?" *European Economic Review* 46(4):771-780.
27. Taylor, J. B. 1993. "Discretion versus Policy Rules in Practice." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39(1):195-214.
28. Taylor, J. B. 2009. "The Financial Crisis and the Policy Responses: An Empirical Analysis of What Went Wrong." NBER Working Paper 14631.
29. West, M., and P. M. Harrison. 1997. *Bayesian Forecasting and Dynamic Models*. New York: Springer Verlag Press.
30. Woodford, M. 2003. *Interest and Prices: Foundation of a Theory of Monetary Policy*. New Jersey: Princeton University Press.

The Dynamic Correlation Mechanism between Business Cycle and Ruled Monetary Policy: Evidence from the Typical Stage of Economic Fluctuations in China

Liu Dayu^{1,2}, Liu Jinqun^{1,2} and Zhao Tingting³

(1: Quantitative Economics Center of Jilin University; 2: Business School of Jilin University;
3: Statistics Department of University of British Columbia)

Abstract: This article makes a multiple threshold test on the monetary authorities' monetary policy rules under different stages of business cycle, finding that the nominal interest rate adjustments of the monetary authorities have an obvious asymmetric preference. During the booms, the monetary authorities' nominal interest rate adjustments have a preference for avoiding inflation, and their operations will be inclined to output gap under an austerity. Later on, for further study on the dynamic adjustment process of monetary policy rules in different stages, this article employs a LT-TVP-VAR model to estimate a time-varying parameter monetary policy rule under the New Keynesian framework again. The results show that the monetary policy rule has a gradient feature with business cycle changes, which is difficult to detect. Therefore, this kind of slight change has no passive impacts on public expectations and the monetary authorities' reputation, which guarantees the monetary authorities make effective reaction to the change of economic condition without losing their credibility.

Keywords: Business Cycle, Ruled Monetary Policy, Multiple Threshold Model, LT-TVP-VAR

JEL Classification: E32, E43, E52

(责任编辑:陈永清)