

数据修订、实时估计与时变参数 货币政策规则抉择^{*}

陈创练 郑挺国

内容提要: 本文拓展构建了后顾性、同期性和前瞻性三种类型的货币政策规则,并基于实时数据和最终数据实证分析数据修订和实时估计对货币政策参数的影响效应。研究发现,数据修订对泰勒规则的影响取决于不同模型,而且在三种模型设定中,盯住产出缺口和通货膨胀目标的时变参数均在不同程度上受数据修订的影响。特别是,对于最终数据,采用同期性货币政策规则展开估计最为有效;而对于实时数据,基于后顾性货币政策规则进行模型估计是最佳的。最后,本文在数据选择和模型匹配上提出相应的对策建议。

关键词: 数据修订; 最终数据; 实时数据; 泰勒规则

DOI: 10.19343/j.cnki.11-1302/c.2018.08.003

中图分类号: C812 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-4565(2018)08-0023-16

Data Revision, Real-time Estimation and the Identification of Time-varying Parameters Monetary Policy

Chen Chuanglian & Zheng Tingguo

Abstract: This paper extends to build three models, such as backward-looking, synchronism and forward-looking time-varying Taylor rule, then uses them to estimate the time-varying monetary policy of China based on ex-post data and real-time data, and finally investigates the influences of data-revision and real-time estimation on the Taylor rule. The estimated results show that the effects of data-revision on the Taylor rule estimation depends on the choice of the models, furthermore, the time-varying parameters of targeting to inflation and output gap are all influenced by data-revision in the three models. In particular, it's suitable for the ex-post data to choose synchronism Taylor rule model, while the backward-looking Taylor rule model is much better for the real-time data. Finally, this paper puts forward the corresponding suggestions of model selection based on different data.

Key words: Data Revision; Ex-post Data; Real-time Data; Taylor Rule

一、前言

泰勒规则(Taylor, 1993)^[1]是广泛用于刻画央行货币政策行为的重要理论,该理论能够有效识别央行利率行为对当期或预期通货膨胀以及产出缺口的动态调整规律。在该规则中,当通货膨胀

^{*} 本文获国家自然科学基金面上项目“基于金融风险周期监测的时变参数货币政策模型系统构建和识别研究”(71771093)、教育部人文社会科学研究规划项目“资本配置效率、产业结构转型与经济增长关系研究”(17YJA790009)、暨南大学研究阐释党的十九大精神专题课题“新时代我国社会主要矛盾转换的新特点与深化供给侧结构性改革研究”(JDZX03)的资助。

和产出缺口的估计系数为正,表示利率对政策目标呈顺周期调整,从而能够维护宏观经济稳定;反之若估计系数为负,则意味着利率对政策目标逆周期调整,并导致宏观经济波动加剧。该理论很好地解释了包括美联储和欧洲央行在内许多国家的货币政策行为(Clarida等,2000^[2];Boivin,2006^[3])。然而,随着宏观经济形势变迁以及制度改革,货币政策泰勒规则的结构性参数并未保持恒定,特别是,盯住通货膨胀和产出缺口目标参数均在20世纪80~90年代发生结构性转变(Cogley和Sargent,2005^[4];Gerlach和Lewis,2014^[5]),甚至是呈现显著适时调整的时变过程(Kim和Nelson,2006)^[6]。可见,传统常系数模型不再适用于估计泰勒规则,因其不能准确测度利率规则对政策目标的动态时变调整机制,也就无法为央行提供更为科学和有效的政策指导意见。

更重要的是,货币政策规则具有较强的前瞻性特征,同时由于通货膨胀预期不可观察,因此在实际的泰勒规则估计过程中,一般采用计量模型对通货膨胀进行预测。不同测度方法的选定均可能引发测量误差并导致泰勒规则模型估计存在严重内生性问题。特别是,泰勒规则中的关键变量产出缺口不可观察,一般采用滤波方法对其进行测定。然而,现实中许多国家对名义产出和实际产出随着时间推移不断通过初步和最终审核对数据展开修订核准,但作为政策当局在做出决策时却只能获取当下实时数据,无法预知未来最终修订数据。因此,许多研究基于最终修订数据,采用滤波方法估计产出缺口,并展开货币政策分析可能会得出误导性结论。Orphanides(2001)^[7]研究表明基于实时数据和最终数据估计得到的泰勒规则存在较大差异。可见传统依赖最终数据的货币政策规则无法准确刻画政策当局只根据实时数据做出的反应,由此得出具有错误指导意见的政策建议(Ehrmann和Smets,2003)^[8]。

为此,近年来国外学者针对实时数据的货币政策规则展开了大量研究,通过对比考察了基于最终数据货币政策分析的可靠性以及数据修订对泰勒规则估计的影响。如,Orphanides(2003)^[9]基于实时产出缺口对Clarida等(2000)^[2]的模型展开实证研究发现,1970年代美国货币政策行为与后者的研究结论有很大不同,其中货币政策盯住通货膨胀和产出缺口的强度变小。特别是,Gerdesmeier和Roffia(2004)^[10]对基于欧洲数据的同期性和前瞻性货币政策对比发现,实时数据估计得到的目标利率比最终数据有更大的不确定性。而且,产出缺口的不准确测量将极大降低泰勒规则中的最优系数(Bernhardson等,2005)^[11]。由此可见,基于实时数据将导致模型估计结论呈现极大变化(Gerberding等,2005)^[12]。例如通过对比美国和德国分别基于最终数据和实时数据的泰勒规则估计结果发现,德国基于两者的估计结果差异更大(Molodtsova等,2008)^[13]。而且,与最终数据估计结果相比,基于实时数据的估计结果表明,欧洲央行的货币政策具有更强的利率平滑惯性,且盯住通货膨胀目标更小,同时央行在通货膨胀和产出缺口目标平衡上面临更大挑战(Neri和Ropele,2011)^[14]。但最近也有研究发现,基于实时数据估计得到的美联储货币政策盯住通货膨胀和产出缺口的参数更大(Belke和Klose,2011)^[15],也具有更强的时变波动特征(Mandler,2012)^[16]。可见,1970年代实施的货币政策规则低估了对产出缺口的响应系数(Rzhevskyy和Papell,2015)^[17]。上述研究表明央行对最终数据和实时数据的时变响应迥异,而基于最终数据和实时数据估计得到的泰勒规则更是呈现出截然不同的结论,特别是,美联储在低失业率时期盯住的是最终通货膨胀率,只有在高失业率时期才更关注实时通货膨胀(Cassou等,2017)^[18]。由此,如若仅对最终数据展开分析可能会给政策制定者提供错误指导意见,同时也意味着我们需谨慎对待采用最终数据替代实时数据的货币政策分析,甚至需要综合考察基于最终数据和实时数据的货币政策分析,才能更为有效地刻画出央行的货币政策行为。

国内学者有关货币政策时变参数的研究文献相对较少,刘金全和张小宇(2012)^[19]以及陈创练等(2016)^[20]基于同期性时变参数货币政策规则的研究表明,我国利率规则呈现显著盯住通货膨胀

和产出缺口的时变调整过程,而且我国利率调整处于逐渐从相机抉择型向规则型过渡阶段。而基于实时数据的泰勒规则分析更是少见,据笔者所知,仅有郑挺国和王霞(2011)^[21]基于常系数模型比较分析了实时和最终两类不同数据下的泰勒规则,发现前瞻性货币政策规则最为有效。但该文并未着重考察数据修订对货币政策规则结构性参数估计的影响,亦未采取工具变量方法消除模型参数估计的内生性问题。

纵观现有文献,多数研究只对最终数据和历史数据展开实证估计和识别,而且构建的是基于事后估计法的常系数模型,并不能为我国货币政策的前瞻性识别和时变演进以及未来货币政策调整提供具有预见性的决策依据。更重要的是,随着宏观经济形势变迁和制度改革,货币政策泰勒规则的结构性参数并不再永久保持恒定,因此,基于时变参数模型框架才能更为有效和准确地捕捉泰勒规则的动态时变调整过程。有鉴于此,本文拓展引入前瞻性时变参数货币规则,同时收集和统计我国实时数据,并对我国后顾性、同期性和前瞻性泰勒规则的时变政策取向展开实时估计,这不仅有助于理解我国货币政策演变的历史特征,而且还能对央行前瞻性的货币政策规则制定与实施提供重要的决策参考依据。由此可见,本文的主要贡献体现在如下三点:第一,搜集和统计了1992年以来我国实际经济增长的实时数据,并比较分析了基于最终数据和实时数据的产出缺口,挖掘两种数据分析结果呈现差异的主要原因。第二,国内现有研究只估计了同期性时变参数泰勒规则,本文拓展构建了前瞻性时变参数泰勒规则,而且为了对比还拓展构建了后顾性和同期性时变参数货币政策泰勒规则,通过工具变量法设定卡尔曼滤波模型估计得到通货膨胀和产出缺口变量的测量误差,并在时变参数模型中拓展引入测量误差以期消除内生性对货币政策估计的影响,这是对国内现有时变参数货币政策规则测定理论的重要补充。第三,从时变参数的角度比较分析三种类型货币政策规则分别对于最终数据和实时数据的适应性,并重点考察数据修订和实时估计对于时变参数泰勒规则估计系数的显著性影响效应,以期对央行针对不同数据如何选择最优的泰勒规则来制定货币政策提供重要的决策依据。

二、时变参数理论模型及其估计方法

泰勒规则由 Taylor(1993)^[1]提出,该模型能够有效识别货币政策对通货膨胀和产出缺口的响应特征。本文在 Clarida 等(1999)^[22]以及 Kim 和 Nelson(2006)^[6]有关平滑利率和时变参数设定基础上,在货币政策中引入时变通货膨胀目标和时变产出缺口变量,并构建后顾性、同期性和前瞻性三种类型的时变参数泰勒规则。前瞻性货币政策规则设定不仅有助于货币政策对预见性的前瞻信息做出反应,而且能够有效管控通货膨胀风险和维护宏观经济发展。由此,构建时变参数货币政策规则反应式为:

$$i_t = \beta'_{0,J,t} + \beta_{1,J,t}(E_t \pi_{t+J} - \pi_t^*) + \beta_{2,J,t} E_t y_{t+J} + \rho_{J,t} i_{t-1} \quad (1)$$

其中, i_t 为短期名义利率, π_t^* 为时变通货膨胀目标。 $E_t \pi_{t+J}$ 和 $E_t y_{t+J}$ 分别表示 t 时期对 $t+J$ 期通货膨胀和产出缺口的预期。特别是,在模型系统中引入预期变量,由此可能引发测量误差并导致模型估计存在严重的内生性问题。故此,令 $e_{\pi,J,t} = E_t \pi_{t+J} - \pi_{t+J}$ 和 $e_{y,J,t} = E_t y_{t+J} - y_{t+J}$,其中, $e_{\pi,J,t}$ 和 $e_{y,J,t}$ 分别表示通货膨胀预期和产出缺口预期的测量误差。将其代入式(1)可得:

$$i_t = \beta_{0,J,t} + \beta_{1,J,t} \pi_{t+J} + \beta_{2,J,t} y_{t+J} + \rho_{J,t} i_{t-1} + e_{J,t} \quad (2)$$

其中, $\beta_{0,J,t} = \beta'_{0,J,t} - \beta_{1,J,t} \pi_t^*$,测量误差 $e_{J,t} = \beta_{1,J,t}(E_t \pi_{t+J} - \pi_{t+J}) + \beta_{2,J,t}(E_t y_{t+J} - y_{t+J}) = \beta_{1,J,t} e_{\pi,J,t} + \beta_{2,J,t} e_{y,J,t}$ 。为了满足利率平滑性特征,同时,遵循 Primiceri(2005)^[23]以及 Nakajima(2011)^[24]的研究惯例,本文设定模型系统时变参数满足如下随机过程:

$$\rho_{J,t} = \frac{1}{1 + \exp(-\beta_{3,J,t})} \tag{3}$$

$$\beta_{i,J,t} = \beta_{i,J,t-1} + \varepsilon_{i,J,t}, \quad \varepsilon_{i,J,t} \sim i. i. d. N(0, \sigma_{\varepsilon_{i,J,t}}^2), \quad i = 0, 1, 2, 3 \tag{4}$$

由此使得 $0 < \rho_{J,t} < 1$, 满足利率平滑性要求。同时, 由于异方差亦是式(2) 泰勒规则模型的重要影响因素, 故此, 与 Sims(2001) [25] 以及 Sims 和 Zha(2006) [26] 研究相一致, 本文假定模型残差可能存在异方差性, 而且服从 GARCH(1, 1) 过程:

$$e_{J,t} | \psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_{e_{J,t}}^2) \tag{5}$$

$$\sigma_{e_{J,t}}^2 = \alpha_{J,0} + \alpha_{J,1} e_{J,t-1}^2 + \alpha_{J,2} \sigma_{e_{J,t-1}}^2 \tag{6}$$

事实上, 货币政策规则忽略扰动项的异方差性将导致时变反应系数的估计结果有偏。同时, 测量误差的存在也可能导致残差与解释变量相关, 因此, 如果单独采用拓展卡尔曼滤波和极大似然法对式(2) ~ (6) 进行联立估计, 则依然可能由于模型存在的内生性导致参数估计结果有偏。有鉴于此, 借鉴 Kim 和 Nelson(2006) [6] 两阶段估计法, 首先, 将通货膨胀和产出缺口对一系列工具变量做回归处理, 并由此估计得到通货膨胀率和产出缺口的前瞻性预测值, 同时在回归过程中设定模型的估计参数是时变的, 而且残差具有异方差性特征。其次, 以此估计得到通货膨胀和产出缺口方程的标准化残差, 并将他们作为解释变量引入式(2) ~ (6) 模型系统, 以期消除测量误差可能引发的内生性对模型估计的影响。其中, 与国内现有研究相比, 本文首次设定通货膨胀和产出缺口是一个关于工具变量 Z_t (本文采用短期名义利率、通货膨胀、产出缺口、商品零售价格指数和 M2 增速等五个变量作为工具变量) 的联立方程组:

$$\pi_{t,j} = Z_t' \delta_{1,j,t} + v_{1,j,t}, \quad v_{1,j,t} \sim N(0, \sigma_{v_{1,j,t}}^2) \tag{7}$$

$$y_{t,j} = Z_t' \delta_{2,j,t} + v_{2,j,t}, \quad v_{2,j,t} \sim N(0, \sigma_{v_{2,j,t}}^2) \tag{8}$$

其中, $\delta_{i,j,t} = \delta_{i,j,t-1} + u_{i,j,t}, \quad u_{i,j,t} \sim i. i. d. N(0, \Sigma_{u_{i,j,t}})$; $\sigma_{v_{i,j,t}}^2 = a_{0,i,j} + a_{1,i,j} v_{i,j,t-1}^2 + a_{2,i,j} \sigma_{v_{i,j,t-1}}^2$; $i = 1, 2; j = 1, 2$ 。由上式可知, 不确定性与未来通货膨胀和产出缺口依然存在时变关系。为了有效估计该模型系统, 设定 $t + J$ 期通货膨胀和产出缺口可分解为两部分, 即预测部分和预测误差:

$$\begin{bmatrix} \pi_{t+J} \\ y_{t+J} \end{bmatrix} = E \begin{bmatrix} \pi_{t+J} \\ \pi_{t+J} \end{bmatrix} \Big| \psi_{t-1} + \begin{bmatrix} v_{1,t+J} \\ v_{2,t+J} \end{bmatrix} \tag{9}$$

$$\begin{bmatrix} v_{1,t+J} \\ v_{2,t+J} \end{bmatrix} = \Omega_{J,t+J|t-1}^{1/2} \begin{bmatrix} v_{1,t+J}^* \\ v_{2,t+J}^* \end{bmatrix}, \quad \begin{bmatrix} v_{1,t+J}^* \\ v_{2,t+J}^* \end{bmatrix} \sim i. i. d. N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \right) \tag{10}$$

其中, ψ_{t-1} 是基于 $t - 1$ 期的信息集合。令 $v_{J,t-1|t-1} = [v_{1,J,t-1|t-1} \quad v_{2,J,t-1|t-1}]'$, 则 $\Omega_{J,t+J|t-1}$ 是一个关于预测误差向量 $v_{J,t-1|t-1}$ 的 2×1 阶时变条件协方差矩阵, 而且是基于卡尔曼滤波估计获得。令标准化预测残差 $v_{J,t}^* = [v_{1,t}^* \quad v_{2,t}^*]'$, 2×1 阶系数矩阵 $\theta_J = [\theta_{1,J} \quad \theta_{2,J}]'$, 则 $v_{J,t}^*$ 与 $e_{J,t}$ 的协方差矩阵可表示为:

$$\begin{bmatrix} v_{J,t}^* \\ e_{J,t} \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} I_2 & \theta_J \sigma_{e_{J,t}} \\ \theta_J' \sigma_{e_{J,t}} & \sigma_{e_{J,t}}^2 \end{bmatrix} \right) \tag{11}$$

$$\begin{bmatrix} v_{J,t}^* \\ e_{J,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_2 & 0_2 \\ \theta_J' \sigma_{e_{J,t}} & \sqrt{1 - \theta_J' \theta_J} \sigma_{e_{J,t}} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_{J,t}^* \\ \varpi_{J,t} \end{bmatrix}, \quad \begin{bmatrix} v_{J,t}^* \\ \varpi_{J,t} \end{bmatrix} \sim i. i. d. N \left(\begin{bmatrix} 0_2 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} I_2 & 0_2 \\ 0_2' & 1 \end{bmatrix} \right) \tag{12}$$

其中, 0_2 表示 2×1 阶的零向量矩阵。故此, 可设定式(2) 的估计残差满足:

$$e_{J,t} = \theta_{1,J} \sigma_{e_{J,t}} v_{1,t}^* + \theta_{2,J} \sigma_{e_{J,t}} v_{2,t}^* + \varpi_{J,t}^*, \quad \varpi_{J,t}^* \sim N(0, (1 - \theta_{1,J}^2 - \theta_{2,J}^2) \sigma_{e_{J,t}}^2) \tag{13}$$

其中, $\varpi_{J,t}^* = \sqrt{1 - \rho_{1,J}^2 - \rho_{2,J}^2} \sigma_{e_{J,t}} \varpi_{J,t}$, 且 $\varpi_{J,t}^*$ 与 $v_{1,t}^*$ 和 $v_{2,t}^*$ 不相关。由此, 本文将式(2) 中

的残差分解为两部分,第一部分为 $\theta_{1,J}\sigma_{e,J,t}v_{1,J,t}^* + \theta_{2,J}\sigma_{e,J,t}v_{2,J,t}^*$,与解释变量相关;第二部分为 $\omega_{J,t}^*$,与解释变量无关。同时,如果式(2)不存在残差与解释变量相关的问题,则系数 $\theta_{1,J}$ 和 $\theta_{2,J}$ 等于 0。

由此可见,本文可基于如下两步对模型系统展开估计:

步骤一:通过使用基于 Harvey 等(1992)^[27]完善后的卡尔曼滤波和工具变量法,估计得到通货膨胀和产出缺口预期值以及标准化预测残差 $\hat{v}_{1,J,t}^*$ 和 $\hat{v}_{2,J,t}^*$ 。

步骤二:将式(3)和式(13)代入式(2),并通过卡尔曼滤波和状态空间模型,利用最大似然函数法估计如下方程式(14)和式(4)~(6):

$$i_t = \beta_{0,J,t} + \beta_{1,J,t}\pi_{t,J} + \beta_{2,J,t}y_{t,J} + \frac{1}{1 + \exp(-\beta_{3,J,t})}i_{t-1} + \theta_{1,J}\sigma_{e,J,t}v_{1,J,t}^* + \theta_{2,J}\sigma_{e,J,t}v_{2,J,t}^* + \omega_{J,t}^* \quad (14)$$

由于上式估计存在非线性问题,令非线性部分 $f(i_{t-1}; \beta_{3,J,t}) = \frac{1}{1 + \exp(-\beta_{3,J,t})}i_{t-1}$,则式(14)

可改写为:

$$i_t = f(i_{t-1}; \beta_{3,J,t}) + \beta_{0,J,t} + \beta_{1,J,t}\pi_{t,J} + \beta_{2,J,t}y_{t,J} + \theta_{1,J}\sigma_{e,J,t}v_{1,J,t}^* + \theta_{2,J}\sigma_{e,J,t}v_{2,J,t}^* + \omega_{J,t}^* \quad (15)$$

其中, $\omega_{J,t}^* \sim N(0, (1 - \rho_{1,J}^2 - \rho_{2,J}^2)\sigma_{e,J,t}^2)$ 。遵循 Harvey 等(1992)^[27]的研究设定,本文在 $\beta_{3,J,t}$ = $\beta_{3,J,t|t-1}$ 周围线性化 $f(i_{t-1}; \beta_{3,J,t})$,其中, $\beta_{3,J,t} = E[\beta_{3,J,t} | \psi_{t-1}]$,则可得线性化方程为:

$$Y_{J,t} = \mathbf{X}'_{J,t}\boldsymbol{\beta}_{J,t} + \theta_{1,J}\sigma_{e,J,t}v_{1,J,t}^* + \theta_{2,J}\sigma_{e,J,t}v_{2,J,t}^* + \omega_{J,t}^* \quad (16)$$

其中, $\boldsymbol{\beta}_{J,t} = [\beta_{0,J,t} \quad \beta_{1,J,t} \quad \beta_{2,J,t} \quad \beta_{3,J,t}]'$, $Y_{J,t} = i_t - \frac{i_{t-1}}{1 + \exp(-\beta_{3,J,t|t-1})} + \frac{i_{t-1}\exp(-\beta_{3,J,t|t-1})\beta_{3,J,t|t-1}}{[1 + \exp(-\beta_{3,J,t|t-1})]^2}$, $\mathbf{X}_{J,t} = [1 \quad \pi_{t,J} \quad y_{t,J} \quad i_{t-1}\exp(-\beta_{3,J,t|t-1}) / (1 + \exp(-\beta_{3,J,t|t-1}))^2]'$ 。

联立式(4)和式(16),则上述模型系统可重新改写为:

$$Y_{J,t} = [\tilde{\mathbf{X}}'_{J,t} \quad 1] \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta}_{J,t} \\ \omega_{J,t}^* \end{bmatrix} + \theta_{1,J}\sigma_{e,J,t}\hat{v}_{1,J,t}^* + \theta_{2,J}\sigma_{e,J,t}\hat{v}_{2,J,t}^* \quad (17)$$

其中,令 $\tilde{\mathbf{X}}'_{J,t} = [\mathbf{X}'_{J,t} \quad 1]$, $\tilde{\boldsymbol{\beta}}_{J,t} = [\boldsymbol{\beta}_{J,t} \quad \omega_{J,t}^*]$,则状态方程可表述为:

$$\begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta}_{J,t} \\ \omega_{J,t}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I_4 & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \boldsymbol{\beta}_{J,t-1} \\ \omega_{J,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_{J,t} \\ \omega_{J,t}^* \end{bmatrix} \quad (18)$$

将状态方程改写为矩阵形式:

$$\tilde{\boldsymbol{\beta}}_{J,t} = F_J \tilde{\boldsymbol{\beta}}_{J,t-1} + \tilde{\mathbf{V}}_{J,t} \quad (19)$$

其中,

$$E(\tilde{\mathbf{V}}_{J,t}\tilde{\mathbf{V}}'_{J,t}) = \begin{bmatrix} \sum_{\varepsilon,J} & 0 \\ 0 & (1 - \theta_{1,J}^2 - \theta_{2,J}^2)\sigma_{e,J,t}^2 \end{bmatrix} = \tilde{Q}_{J,t} \quad (20)$$

在卡尔曼滤波每一次迭代中,在 $\beta_{3,J,t} = \beta_{3,J,t|t-1}$ 附近线性展开,并每次更新卡尔曼滤波参数 $\beta_{i,J,t}$ ($i = 0, 1, 2, 3$) 和计算得到新的 $Y_{J,t}$ 和 $X_{J,t}$,如此重复迭代,直至模型参数估计收敛为止。在该过程中,需估计 $e_{J,t-1}^2$ 服从 GARCH(1, 1) 过程 $\sigma_{e,J,t}^2 = \alpha_{0,J} + \alpha_{1,J}e_{J,t-1}^2 + \alpha_{2,J}\sigma_{e,J,t-1}^2$ 。可通过 $e_{J,t-1}^2 \approx E(e_{J,t-1}^2 | \psi_{t-1}) = [\theta_{1,J}\sigma_{e,J,t}v_{1,J,t-1}^* + \theta_{2,J}\sigma_{e,J,t}v_{2,J,t-1}^* + E(\omega_{J,t-1} | \psi_{t-1})]^2 + E[\omega_{J,t-1} - E(\omega_{J,t-1} | \psi_{t-1})]^2$ 计算,其中, ψ_{t-1} 为 $t-1$ 时刻信息集合, $E(\omega_{J,t-1} | \psi_{t-1})$ 可由 $\tilde{\boldsymbol{\beta}}_{J,t-1|t-1}$ 迭代的最后一个因素决定,而平均误差 $E[\omega_{J,t-1} - E(\omega_{J,t-1} | \psi_{t-1})]^2$ 则取决于 $P_{J,t-1|t-1}$ 的最后一个对角元素。可见,通过线性化

方程,并采用状态空间模型和卡尔曼滤波方法可估计得到非线性时变参数货币政策规则的各时变参数估计值。

在时变参数模型系统式(14)中,若 $J \geq 1$ 则模型系统为前瞻性时变参数泰勒规则;若 $J = 0$ 则模型表现为同期性时变参数泰勒规则;若 $J \leq -1$ 则模型表现为后顾性时变参数泰勒规则,同时在该情形中由于模型不存在测量误差和内生性问题(即令 $\theta_{1,J \leq -1} = \theta_{2,J \leq -1} = 0$ 和 $v_{1,J \leq -1,t} = v_{2,J \leq -1,t} = 0$) 故无需采用工具变量法,可直接基于卡尔曼滤波和状态空间模型估计获得。特别地,时变参数 $\rho_{J,t}$ 可用于测度央行利率平滑倾向;而时变参数 $\beta_{1,J,t} = \beta_{1,J,t} / (1 - \rho_{J,t})$ 和 $\beta_{2,J,t} = \beta_{2,J,t} / (1 - \rho_{J,t})$ 可分别用于测度货币政策盯住通货膨胀目标和产出缺口目标的时变政策取向;同时,时变参数 $\beta_{0,J,t} = \beta_{0,J,t} / (1 - \rho_{J,t})$ 可用于估计时变均衡利率走势。据此可断定我国货币政策规则的时变行为以及后顾性、同期性和前瞻性三种设定在我国货币政策估计中的适应性。

三、季度 GDP 的最终估计及数据修订的实时估计

1985年我国统计部门建立了国家和省两级国内生产总值核算制度。自1992年起,我国建立了季度GDP核算机制,同时为了提高GDP核算数据的可靠性,国家统计局自2003年起还对年度和季度GDP实施初步核算、初步核实以及最终核实三个环节,不断定期修订和矫正宏观GDP核算数据。通常年度GDP初步核实和最终核实后,需对季度数据进行修订,称为常规修订;在开展全国经济普查后,发现对GDP数据有较大影响的新的基础资料或计算方法及分类标准发生变化后需对历史季度数据做进一步修订的称为全面修订。2017年1月9日,国家统计局把上述三个步骤调整为初步核算和最终核实两个步骤。

依据上述国家公布季度GDP增长率的步骤,本文收集了我国从V1992Q2至V2018Q1的季度GDP增速实时数据。其中,V表示该季度可获得的实时数据,如V2018Q1表示在2018年第一季度可获得的2017Q4之前所有季度的修订后数据。以上数据均来自于《中国季度国内生产总值历史资料》、《中国人民银行统计季报》和国家统计局。同时为了保持实时分析中样本有足够的数量,本文基于Abeysinghe和Rajaguru(2004)^[28]方法对1978—1991年的年度GDP做季度分解。在上述统计数据基础上,本文分别估计了基于实时数据的产出缺口、基于拟实时数据的产出缺口以及基于最终数据的产出缺口,具体核算和估计过程可向作者索取或详见郑挺国和王霞(2010)^[29]。

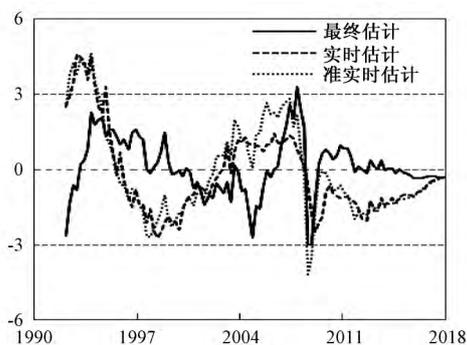


图1 我国三种产出缺口估计:1992—2017年

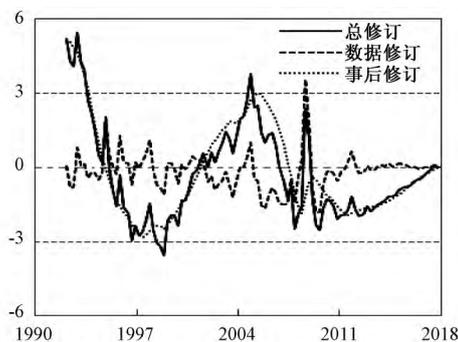


图2 我国产出缺口修订:1992—2017年

由图1可知,基于实时数据和最终数据的产出缺口估计值呈现较强的偏差,可见,基于两种类型数据的产出缺口的估计结果差别迥异。由上述分析可知,作为央行和一般经济行为主体,在过去某一时刻并不知道此后数据修订的具体信息,因此,如果仅仅单独对最终数据展开实证分析,则可能会由于数据偏差而导致模型估计结果有误。鉴于此,本文将实时估计产出缺口与最终估计产出

缺口之差($TR = RT - EP$) 记为数据总修订成分。为了进一步分析导致偏差的具体原因, 本文将实时估计产出缺口减去拟实时估计产出缺口($DR = TR - QR$) , 由于这两类数据的估计方式类似, 唯一不同的是拟实时数据是基于最终修订数据通过递归的方式估计获得, 由此可以将两者之差定义为数据修正成分。最后, 将总修订成分减去数据修正成分, 可得事后信息矫正成分($TR - DR = RT - EP - (TR - QR) = QR - EP$) , 该部分反应了事后信息矫正总修订中的重要性。如图 2 所示, 可以发现, 数据修正成分围绕 0 上下波动, 可见其具有一定的随机性特征; 而事后信息矫正成分和总修订呈现较为一致的偏离走势, 表明我国产出缺口实时估计和最终估计的差异主要是由事后信息矫正成分所决定, 事后信息矫正远比数据修正更为重要。

表 1 给出了三类产出缺口估计以及三类修订成分的描述性统计以及各类产出缺口估计方法和修订成分与最终产出缺口估计值偏离程度的检验结果。如表 1 所示, 本文发现产出缺口最终估计的均值为 0.1175, 而实时估计的均值为 -0.1638, 拟实时估计的均值仅为 -0.0105, 由此可见, 三类产出缺口估计结果差别明显, 这与图 1 的结果相一致, 表明产出缺口估计的数据选择尤为重要。特别是, 三类产出缺口估计值的标准差相对较小, 而且服从一阶自回归过程, 可见其受过去因素的影响较大。就修订情况而言, 总修订、数据修正和事后信息矫正均值分别为 -0.2813、-0.1533 和 -0.1281, 表明三类修订均对实时数据具有负向修订效应。

表 1 产出缺口和数据修订的描述性统计及修订效果检验

变量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	AR(1)
最终估计	0.1175	0.0120	3.3000	-2.9800	1.1414	0.7656
实时估计	-0.1638	-0.7338	4.6138	-2.7384	1.7160	0.9428
拟实时估计	-0.0105	-0.5914	4.6281	-4.1698	1.8977	0.9278
总修订	-0.2813	-0.7915	5.4350	-3.5700	1.9476	0.8761
数据修正	-0.1533	-0.0595	3.5850	-1.8170	0.7636	0.5237
事后信息矫正	-0.1281	-0.7155	5.1540	-2.8420	1.9752	0.9538
修订效果检验方法	COR	MSFE	MAFE	Bias	OPSIGN	CSIZE
实时估计	0.1160	3.8358	1.6102	0.2813	0.4615	0.7212
拟实时估计	0.2314	3.8805	1.6514	0.1281	0.5000	0.7115
总修订	-0.4839	7.3368	2.1953	0.3988	0.6538	0.7212
数据修正	-0.3144	2.4840	1.0855	0.2708	0.5865	0.3173
事后信息矫正	-0.3556	6.8028	2.1649	0.2456	0.6058	0.7596

为了进一步考察修订的具体效果, 本文计算了 6 个统计量, 其中, COR 表示各变量与产出缺口最终估计值的相关系数。MSFE 为各变量对产出缺口最终估计值偏离程度方差的均值, 该数值越小表明其与最终数据估计值拟合程度越高。MAFE 表示各变量对产出缺口最终估计值偏离绝对数的平均值, 该数值越小亦表明其与最终数据估计值拟合程度越好。Bias 则表示各变量对产出最终估计值偏离的平均值, 该数值反映了其对最终数据估计值的平均偏离情况, 该数值越大表明其与最终数据估计值拟合程度越低。OPSIGN 为各变量与最终估计值符号相反的频率, CSIZE 表示各变量绝对值超过最终估计值绝对值的频率, 该数值越大表明两者拟合程度越低。由表 1 的估计结果可知, 与实时估计值相比, 拟实时估计值与产出缺口最终估计值的相关性更强, 虽然 MSFE 和 MAFE 差别不大, 但是从偏度看, 拟实时估计偏离程度更低。同时, 我们也必须清醒认识到拟实时估计和实时估计结果均与最终估计结果呈现符号相反的频率相对较高。对于数据修订情况而言, 三类修订均与最终估计值存在弱的负相关关系, 这与图 2 的走势一致。同时, 本文亦发现三者的 MSFE 较高, 表明对实时估计数据的修订是明显的。特别是, OPSIGN 也相对较大, 可见从数据修订角度看, 许多修订时刻是逆向修订行为。由上述分析可知, 产出缺口的最终估计值和实时估计值存在相对较为明显的差异, 这对央行货币政策的制定和执行以及产出缺口的选定造成一定的难度, 鉴于此,

本文通过多种货币政策甄别以期为央行在货币政策制定时的产出缺口选择提供决策依据。

四、时变参数模型实证结果

(一) 数据来源及说明

通货膨胀率是测量一个国家或地区物价水平的一个重要变量,由《中国统计月报》和《中国经济景气月报》统计数据计算得到季度同比通货膨胀率。同时,利率是反应资金市场供给和需求关系的重要价格指标,同时由于我国在1996年才开始实施全国联网的同业拆借市场,因此,本文选取1996年以后的同业拆借利率作为利率指标的替代变量;而1992—1995年的数据则来自上海融通中心联网的同业拆借利率。数据来源于《中国人民银行统计季报》。

工具变量是:利率、产出缺口、通货膨胀率、商品零售价格指数和M2增速。其中,本文对《中国统计月报》和《中国经济景气月报》的月度商品零售价格指数通过三项移动平均求得季度指数;M2增速则是基于中国人民银行提供的各季度M2存量数据计算得到百分比M2增速数据。

此外,考虑到1992年起我国才开始公布GDP季度数据,由此,基于数据可获得性,本文在货币政策规则时变参数估计中采用的数据区间是1992—2017年各季度数据。

(二) 模型参数检验估计结果

在同期性和前瞻性时变参数泰勒规则估计过程中,需要事先核算得到通货膨胀和产出缺口方程的两个测量误差项。因此,本文首先联立式(7)和式(8),并引入5个工具变量,采用卡尔曼滤波方法对模型展开识别,在实际估计过程中,本文设定工具变量的滞后阶数为4。由此,对于 $J \geq 0$,可估计得到通货膨胀率的测量误差项 $\hat{v}_{1,J,t}$ 和产出缺口的测量误差项 $\hat{v}_{2,J,t}$;再依据模型可进一步将其分别标准化为 $\hat{v}_{1,J,t}^*$ 和 $\hat{v}_{2,J,t}^*$;最后可将其作为解释变量代入式(17)展开估计,以期消除内生性对模型参数估计的影响。必须指出的是,由于后顾性模型所有解释变量均已知,因此模型不存在内生性问题,由此可令 $\theta_{1,J \leq -1} = \theta_{2,J \leq -1} = 0$ 直接对式(17)模型展开估计,即无需事先估计 $\hat{v}_{1,J,t}^*$ 和 $\hat{v}_{2,J,t}^*$,即 $v_{1,J \leq -1,t}^* = v_{2,J \leq -1,t}^* = 0$ 。

由第二部分可知,实时估计产出缺口和最终估计产出缺口存在显著性的差别,为此,本部分分别对基于最终数据和实时数据的后顾性、同期性和前瞻性时变参数货币政策规则展开估计。式(4)和式(6)估计参数 $\sigma_{\varepsilon,J,i}$ ($i = 0, 1, 2, 3$)和 $\alpha_{i,J}$ ($i = 0, 1, 2$)的估计结果备案,4个模型的通货膨胀方程测量误差和产出缺口方程测量误差的估计系数 $\theta_{1,J}$ 和 $\theta_{2,J}$ 均不显著,但是如果联立检验原假设 $H_0: \theta_{1,J} = \theta_{2,J} = 0$,基于似然比统计量 $LR = -2 \times (\ln L_r - \ln L_{ur}) \sim \chi^2(q)$,其中, $\ln L_r$ 和 $\ln L_{ur}$ 分别表示有约束和无约束模型的对数极大似然值, q 为约束个数。4个模型的检验结果均拒绝误差修正项估计系数联合等于0的原假设。可见,忽略模型变量的内生性问题,即模型误设将会导致在同期性和前瞻性货币政策规则模型中的参数估计结果有偏,这也进一步支持了本文事先采用工具变量法、基于GARCH模型和卡尔曼滤波方法估计得到通货膨胀和产出缺口测量误差的重要性和合理性。

(三) 时变参数货币政策规则估计结果及模型系统抉择

在上述参数估计基础上,基于模型系统式(17)可计算得到各时变参数 $\hat{\beta}_{i,J,t}^j$ ($i = 0, 1, 2; j = FL, RT$)和 $\rho_{j,t}^i$,并采用公式 $\hat{\beta}_{i,J,t}^j = \beta_{i,J,t}^j / (1 - \rho_{j,t}^i)$ 可计算得到货币政策的时变均衡利率以及盯住通货膨胀和产出缺口的时变参数,表2给出了在不同模型系统和基于不同产出缺口测算模式下的各参数均值、标准差和95%置信区间。

表 2 基于两类数据的三种类型货币政策规则估计结果

参数	基于最终数据的货币规则模型			参数	基于实时数据的货币规则模型		
	均值	标准差	95% 置信区间		均值	标准差	95% 置信区间
后顾性货币政策规则							
i_{0J}	3.5187	0.4726	[2.5924, 4.4450]	i_{0J}	4.1032	0.4875	[3.1477, 5.0587]
i_{t-1}	0.6317	0.1306	[0.3577, 0.8697]	i_{t-1}	0.5785	0.1454	[0.2935, 0.8635]
$E_t \pi_{tJ=-1}$	0.2412	0.0491	[0.1450, 0.3374]	$E_t \pi_{tJ=-1}$	0.2636	0.0559	[0.1540, 0.3732]
$E_t y_{tJ=-1}^{FL}$	1.2530	0.2753	[0.7134, 1.7926]	$E_t y_{tJ=-1}^{RT}$	0.4704	0.1961	[0.0860, 0.8548]
同期性货币政策规则							
i_{0J}	3.5629	0.5269	[2.5302, 4.5956]	i_{0J}	3.4687	0.4836	[2.5208, 4.4166]
i_{t-1}	0.6368	0.1351	[0.3720, 0.9016]	i_{t-1}	0.5825	0.1417	[0.3048, 0.8602]
$E_t \pi_{tJ=0}$	0.3161	0.0702	[0.1785, 0.4537]	$E_t \pi_{tJ=0}$	0.3581	0.0669	[0.2270, 0.4892]
$E_t y_{tJ=0}^{FL}$	0.9713	0.2173	[0.5454, 1.3972]	$E_t y_{tJ=0}^{RT}$	-0.1411	0.2263	[-0.5846, 0.3024]
前瞻性货币政策规则							
i_{0J}	3.3724	0.5135	[2.3659, 4.3789]	i_{0J}	3.2139	0.4891	[2.2553, 4.1725]
i_{t-1}	0.6709	0.1375	[0.4014, 0.9404]	i_{t-1}	0.6636	0.1264	[0.4159, 0.9113]
$E_t \pi_{tJ=1}$	0.3821	0.0690	[0.2469, 0.5173]	$E_t \pi_{tJ=1}$	0.3976	0.0616	[0.2769, 0.5183]
$E_t y_{tJ=1}^{FL}$	0.1632	0.1560	[-0.1426, 0.4690]	$E_t y_{tJ=1}^{RT}$	-0.3043	0.2261	[-0.7475, 0.1389]

注: i_{0J} 、 $E_t \pi_{tJ}$ 和 $E_t y_{tJ}^i$ 的系数分别为 $\hat{\beta}_0^{*FL} = \beta_0^{iJ} / (1 - \rho_{iJ}^i)$ 、 $\hat{\beta}_1^{*FL} = \beta_1^{iJ} / (1 - \rho_{iJ}^i)$ 和 $\hat{\beta}_2^{*FL} = \beta_2^{iJ} / (1 - \rho_{iJ}^i)$ 。

在基于最终数据的货币政策规则模型系统中,从时变均衡利率 $\hat{\beta}_0^{*FL}$ 看,在 95% 置信区间后顾性、同期性和前瞻性的均值分别为 3.5187、3.5629 和 3.3724,三个模型的估计结果差异不大,说明目前我国的均衡利率大约在 3.5% 左右;从利率平滑时变参数 $\hat{\rho}_{iJ}^{*FL}$ 看,后顾性、同期性和前瞻性货币政策规则中在 95% 置信区间下其均值分别为 0.6317、0.6368 和 0.6709,表明我国货币政策泰勒规则具有较强的平滑惯性特征,本文发现在前瞻性规则下比后顾性规则表现出更强的平滑特征。从盯住通货膨胀目标时变参数 $\hat{\beta}_1^{*FL}$ 看,后顾性、同期性和前瞻性货币政策规则中在 95% 置信区间下其均值分别为 0.2412、0.3161 和 0.3821,表明我国货币政策存在弱的盯住通货膨胀目标偏好,而且是顺周期的,特别是前瞻性规则比后顾性规则具有更强盯住通货膨胀目标偏好。从盯住最终估计产出缺口时变参数 $\hat{\beta}_2^{*FL}$ 看,在后顾性、同期性和前瞻性模型系统下的均值分别为 1.2530、0.9713 和 0.1632,可见,货币政策具有较强的盯住经济增长周期偏好。但由于前瞻性模型系统的估计参数不显著,而其他两类模型系统估计值则在 95% 置信区间上是显著的,表明前瞻性模型系统对于最终数据的估计结果并不稳定。为此,本文基于 Ljung-Box 检验和 ARCH-LM 检验分别对三类模型系统的残差作序列自相关和异方差检验,结果发现,后顾性模型系统的残差在滞后 8 阶存在较强的序列自相关和异方差性,表明该模型系统是不稳健的;而其他两类模型系统的残差不存在自相关和异方差性。由上述分析可知,对于最终数据,采用同期性货币政策规则展开估计最为有效^①。

在基于实时数据的货币政策规则模型系统中,从时变均衡利率 $\hat{\beta}_0^{*RT}$ 看,在 95% 置信区间后顾性、同期性和前瞻性的均值分别为 4.1032、3.4687 和 3.2139,这与基于最终数据估计结果差异不大,说明目前我国的均衡利率大于 3%。从利率平滑时变参数 $\hat{\rho}_{iJ}^{*RT}$ 看,在 95% 置信区间后顾性、同期性和前瞻性的均值分别为 0.5785、0.5825 和 0.6636,也说明我国货币政策具有较强的利率平滑规律,但稍微弱于基于最终数据模型的估计结果。从盯住通货膨胀目标时变参数 $\hat{\beta}_1^{*RT}$ 看,后顾性、同期性和前瞻性货币政策规则中在 95% 置信区间下其均值分别为 0.2636、0.3581 和 0.3976,与最终数据估计结果相比,我国货币政策实时数据估计值存在更强的顺周期盯住通货膨胀目标偏好。从

① 限于篇幅,后顾性、同期和前瞻性时变参数货币政策模型系统诊断结果备索。

盯住最终估计产出缺口时变参数 $\hat{\beta}_2^{*RT}$ 看,在后顾性、同期性和前瞻性模型系统下的均值分别为 0.4704、-0.1411 和 -0.3043,同时除了在后顾性模型系统估计中在 95% 置信区间上显著外,其他两类模型的估计结果均不显著。此外,基于 Ljung-Box 检验和 ARCH-LM 检验结果发现,基于实时数据在同期性货币政策规则中的残差存在较强的异方差性,而其他两类模型估计的残差均不存在序列自相关和异方差性,由此可见,对于实时数据而言,由于同期性和前瞻性模型系统估计参数结果不稳定以及同期性模型残差存在自相关和异方差性,表明同期性和前瞻性模型系统均是较为不稳定的货币政策规则,无法刻画我国基于实时数据估计的泰勒规则。因此,本文的估计和检验结果表明,对于实时数据,基于后顾性货币政策规则模型系统的估计是最佳的。

(四) 后顾性、同期性和前瞻性时变参数货币政策规则估计结果

为了进一步解释我国货币政策的时变动态变化规律,本文分别报告了基于实时数据和最终数据的各时变参数 $\hat{\beta}_i^{*j}$ ($i = 0, 1, 2; j = FL, RT$) 和 $\hat{\rho}_i^j$ 。观察图 3~10,本文可以得到如下结论:

第一,基于最终数据和实时数据模型系统的时变参数均衡利率 $\hat{\beta}_0^{*j}$ (见图 3 和图 4)。对于两类不同数据的三种货币政策规则的均衡利率估计结果均表现出一致性,其中,对于最终数据,不论是后顾性、同期性,还是前瞻性货币政策,时变参数均衡利率均呈显著下降态势,从 1997 年的 6.8%~9.9% 下滑至 2017 年的 3.2%~4.8%;而对于实时数据,三类不同货币政策模型估计则分别从 1997 年的 7.3%~8.5% 下滑至 2017 年的 3.5%~4.9%。均衡利率下滑一方面是由于近年来与职工工资相比,资本边际收益率呈下降趋势;另一方面则是长期以来,虽然央行为了刺激经济和宏观调控,多次调高和调低利率,但是总体上,上世纪 90 年代以来我国基准利率基本上呈下降态势,由此亦迫使均衡利率进一步下滑。但同时,我们也注意到,自 2017 年起,六类均衡利率均有上扬态势,这主要是因为在此期间,中央政府明确维持金融市场稳定,以期严控金融系统性风险,并通过不断抬高资本成本、即利率方式迫使经济行为主体主动去杠杆,由此使得在此期间均衡利率呈现明显回升态势。

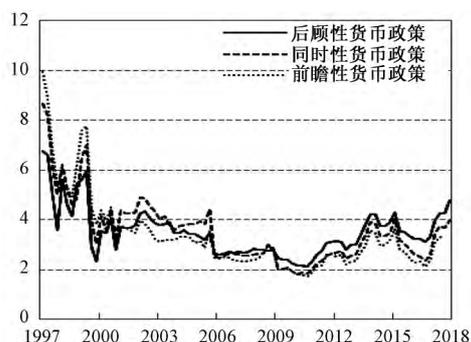


图 3 时变参数均衡利率走势:基于最终数据



图 4 时变参数均衡利率走势:基于实时数据

第二,基于最终数据和实时数据模型系统的时变利率平滑参数 ρ_i^j (见图 5 和图 6)。对于两类不同数据的三种货币政策规则的估计结果除极少数年份出现背离之外,基本上时变参数平滑利率均表现出一致的走势。其中,1997—2010 年间,利率平滑参数呈现显著下滑态势,六类模型的估计结果显示,从最初的 0.9 左右急速下滑至 2010 年底的不足 0.4,表明在此期间我国利率泰勒规则不断向规则型偏好调整,该结论不仅对于后顾性和同期性模型均成立,而且对于前瞻性模型亦表现出一致的结论,可见货币政策在此期间呈现出明显盯住通货膨胀和经济周期的政策取向。但必须清楚认识到,自 2010 年后期开始,六个模型的估计结果均显示平滑利率呈现显著回升态势,其主要

原因在于次贷危机爆发过后,央行多次采取宽松货币政策予以应对,同时随着 2010 年起我国资产价格不断上涨,央行又通过紧缩性货币政策予以调控,货币政策的取向更多是为了应对外部金融危机冲击和国内资产价格目标的调整需要,由此亦使得利率规则盯住通货膨胀和产出缺口目标的力度减弱,这同时也进一步使得在泰勒规则模型系统估计下,我国的利率平滑参数不断回升并表现出更强的惯性特征。这也表明对于最终数据和实时数据,不论是后顾性、同时性抑或是前瞻性货币政策泰勒规则均向规则型转变的速度有所放缓。

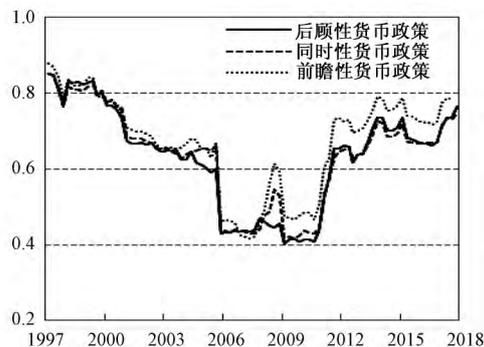


图 5 时变利率平滑参数: 基于最终数据

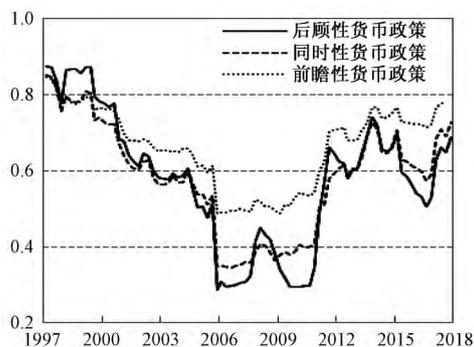


图 6 时变利率平滑参数: 基于实时数据

第三,基于最终数据和实时数据模型系统盯住通货膨胀目标的时变参数 $\hat{\beta}_1^* j_t$ (见图 7 和图 8)。对于两类数据 6 个模型的估计结果基本上表现出一致的走势,即 1997—2007 年间央行盯住通货膨胀目标的偏好呈小幅度下滑态势,但是此后却呈现快速增长态势。其中 2005 年以前盯住通货膨胀目标较低的一个可能原因在于在此期间我国处于通货紧缩阶段,同时盯住通货膨胀目标参数又远低于 1,由费雪方程式可知,通货膨胀每下降一个单位,则短期名义利率下降幅度小于 1,故此实际利率不降反升,并进一步迫使投资和需求下滑,最终通货膨胀进一步下滑,很明显通货过度紧缩不利于实际经济发展。但时变参数模型估计结果显示,6 个模型盯住通货膨胀目标的时变系数自 2008 年起呈现快速增长态势。这一方面是由于 2010 年我国高通货膨胀,央行为了有效抑制物价水平有意为之所致,另一方面则是央行盯住产出缺口目标的偏好呈现明显的下滑(见图 9 和图 10)。央行货币政策取向的转变,使得近年来我国的物价水平保持在较低水平。但我们必须清楚认识到,6 个模型的估计结果均显示,近期央行盯住通货膨胀目标的时变参数均低于 1,表明目前我国泰勒规则对通货膨胀的反应依旧是不足的,货币政策在调控通货膨胀上的效果依然不是十分有效。此外,我们还发现,前瞻性模型盯住通货膨胀目标的偏好明显高于同期性和后顾性货币政策规则,并表现出向通货膨胀预期管理转变的迹象,表明央行货币政策取向存在更明显的管控通货膨胀预期偏好,而对过去通货膨胀的关注强度相对较小。

第四,基于最终数据和实时数据模型系统盯住产出缺口目标的时变参数 $\hat{\beta}_2^* j_t$ 。对于最终数据估计结果(见图 9),如果是基于后顾性和前瞻性模型,则可以看出 1997—2006 年呈现出明显的下降态势,但此后强势回升,表明货币政策盯住经济周期呈现先下降后上升的趋势。结合前文的分析可知,由于后顾性模型系统下依旧存在序列相关问题,因此该估计结果依旧无法准确捕捉我国当前的货币政策规则;而前瞻性模型则由于模型估计参数不稳定导致估计结果存在局限性。在同期性模型估计结果中,本文发现货币政策盯住产出缺口目标从 2000 年的最高值 3.13 下滑至 2005 年底的 0.23,可见货币政策在此期间盯住经济周期的偏好呈现显著下滑态势。此后呈现较为缓慢的回升迹象,截止 2017 年底盯住产出缺口目标的时变参数为 0.57,可见货币政策依然还处于弱的顺周

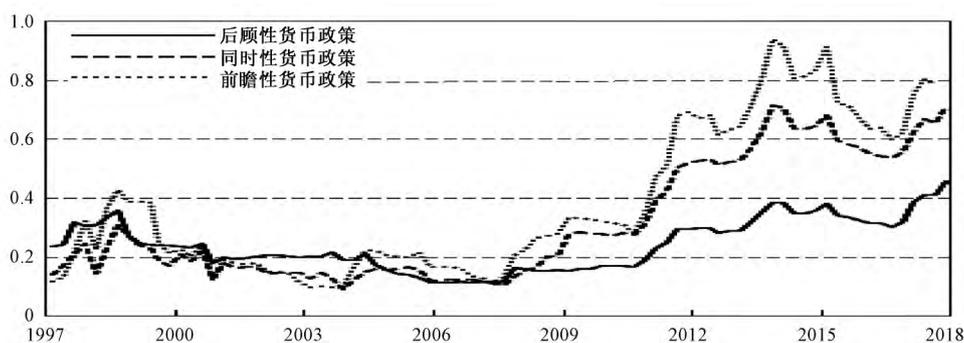


图7 盯住通货膨胀目标时变参数: 基于最终数据

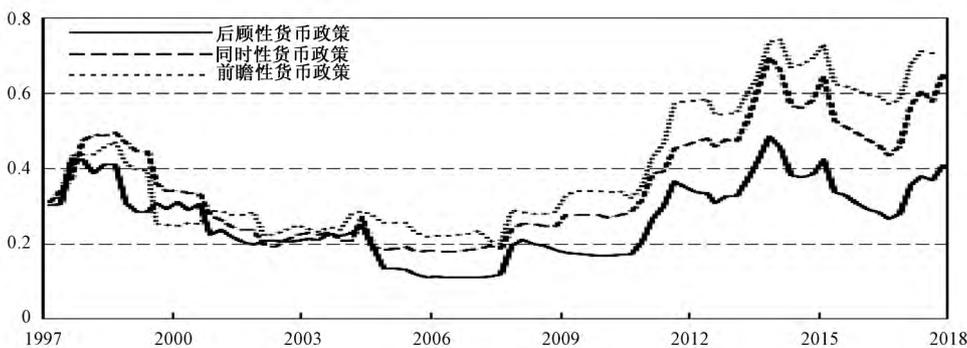


图8 盯住通货膨胀目标时变参数: 基于实时数据

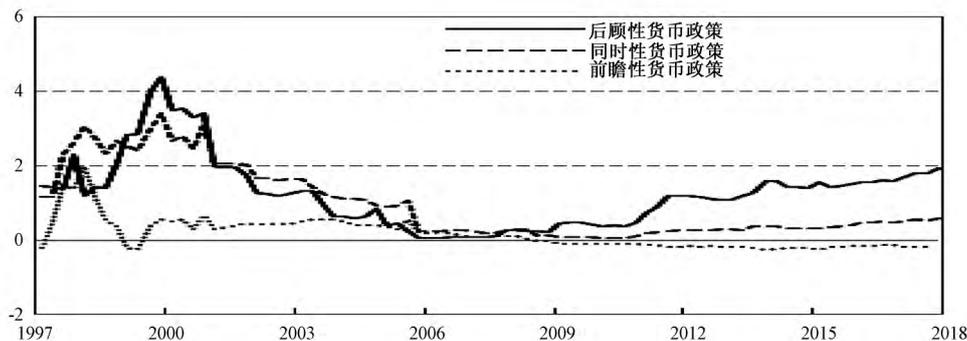


图9 盯住产出缺口目标时变参数: 基于最终数据

期阶段,能够有效达到调控宏观经济的目的。

对于实时估计数据而言(见图10),基于同期性和前瞻性模型估计得到的盯住产出缺口时变参数长时期为负,由前文分析可知,这两类模型系统估计的参数并不稳定,而且同期模型还存在较强的异方差,由此可见对于实时数据需要采用后顾性模型系统予以估计。由估计结果可知,这与基于最终数据估计得到的结论基本一致,即1999—2006年呈现快速下滑趋势,但此后处于微弱上升状态,截止2017年底盯住产出缺口目标的时变参数为0.84,依旧处于顺周期阶段。由上述分析可知,对最终数据基于同期性模型估计得到的盯住产出缺口目标参数明显低于对实时数据基于后顾性模型的估计结果。这进一步表明货币政策泰勒规则对不同数据估计得到的结论存在较为明显的差异,可见央行在制定货币政策时,不仅需要结合数据特征选择准确的模型予以合理估计,同时相比较于模型甄别,央行基于不同数据分析得到的货币政策规定亦需要兼顾最终数据和实时数据估

计结果,以防政策制定偏差导致加剧宏观经济波动。总体上,当前我国的货币政策泰勒规则并未表现出较为明显的前瞻性特征。

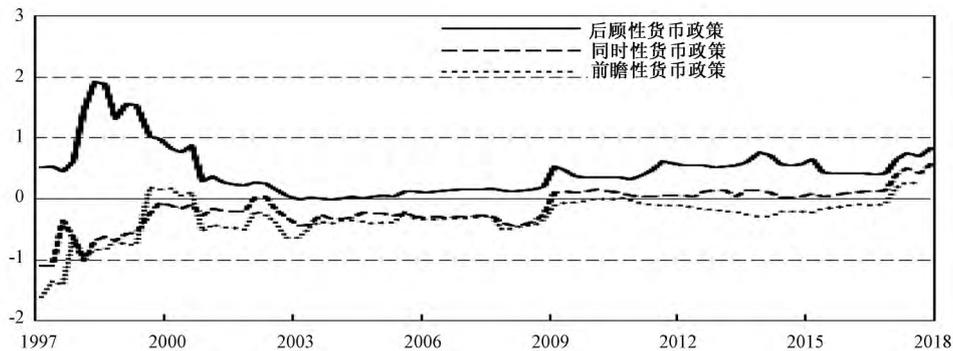


图 10 盯住产出缺口目标时变参数: 基于实时数据

(五) 数据修订对时变参数货币政策估计参数的影响分析

为了进一步刻画数据修订对于时变参数货币政策泰勒规则估计参数的影响效应,分别采用 Sstterthwaite-Welch t -test 和 Welch F -test 两种方法对一一对应时变参数的均值差异性展开检验分析(见表 3)。详细观察可得如下三点结论:

第一,在回顾性模型中,利率平滑参数、均衡利率和盯住产出缺口参数在实时数据和最终数据中的估计结果均在 5% 的显著性水平上存在明显差异;但是基于实时数据和拟实时数据的估计结果却无法拒绝上述三个系数相等的原假设。可见,上述三个系数存在差异的主要原因并不在于数据修订因素,而更多是由事后信息矫正所致。对于盯住通货膨胀目标,基于实时数据和最终数据的估计结果并无明显差异,但是基于实时数据和拟实时数据的估计结果却在 1% 的显著性水平上拒绝原假设,表明数据修订在回顾性模型中对盯住通货膨胀目标的估计系数产生较大的修订效应^①。

第二,在同期性模型中,对于三类不同的数据,均衡利率和盯住通货膨胀目标参数估计结果并无显著差异。同时,对于平滑利率参数则基于实时数据和最终数据的估计结果存在显著差异,而基于实时数据和拟实时数据的差异并不显著,可见,依然是事后信息矫正对平滑利率的影响较大。但是,检验结果显示,基于实时数据与最终数据以及实时数据与拟实时数据在同期性模型中估计得到的盯住产出缺口系数均存在高度差异,表明不仅数据修正,而且事后信息矫正均严重影响同期模型盯住产出缺口的估计系数。

第三,在前瞻性模型中,基于实时数据和最终数据估计得到的平滑利率参数和盯住通货膨胀目标系数均不存在显著差异,而基于实时数据和拟实时数据的检验结果均在 1% 显著性水平上拒绝相等的原假设,表明在前瞻性模型中,数据修正对上述两类估计系数的影响较大。但本文也发现基于三类数据估计得到的均衡利率并无明显差别,可见数据修正和事后信息矫正对该系数的估计影响不大。此外,不论基于实时数据与最终数据还是实时数据与拟实时数据,均表明产出缺口估计系数在 1% 显著性水平上拒绝相等的原假设,表明在前瞻性模型系统中,盯住产出缺口的估计参数受数据修正和事后信息矫正的影响较大。

上述模型的检验结果表明,在同期性模型系统中,基于实时数据和最终数据估计得到的利率平滑系数和盯住产出缺口系数存在显著差异;而在回顾性模型系统中,利率平滑系数、均衡利率和盯住产出缺口参数也差异明显。由此可见,基于不同数据采取正确的模型系统展开估计极为重要,特

^① 基于拟实时数据三种类型货币政策规则的时变参数估计结果备索。

表3 数据修订对时变参数货币政策估计参数的影响检验结果

模型设定	数据来源	均值差	SW t-test	Welch F-test	均值差	SW t-test	Welch F-test	
		时变参数利率平滑参数 $\rho_{j,t}^j$			均衡利率时变参数 $\hat{\beta}_0^{*j,j}$			
后顾性模型	实时 VS 最终	-0.0533	-2.2197 [0.0279]	4.9270 [0.0279]	0.5844	2.5775 [0.0111]	4.6435 [0.0111]	
	实时 VS 拟实时	-0.0217	-0.8236 [0.4113]	0.6784 [0.4113]	0.1843	0.6566 [0.5124]	0.4311 [0.5214]	
同期性模型	实时 VS 最终	-0.0542	-2.5962 [0.0103]	6.7403 [0.0103]	-0.0942	-0.4839 [0.6291]	0.2341 [0.6291]	
	实时 VS 拟实时	-0.0118	-0.4887 [0.6257]	0.2389 [0.6257]	-0.1410	-0.6303 [0.5294]	0.3973 [0.5294]	
前瞻性模型	实时 VS 最终	-0.0073	-0.4043 [0.6866]	0.1634 [0.6866]	-0.1584	-0.7341 [0.4640]	0.5390 [0.4640]	
	实时 VS 拟实时	0.0748	4.0698 [0.0001]	16.5635 [0.0001]	0.0514	0.2867 [0.7747]	0.0822 [0.7747]	
			盯住通货膨胀目标时变参数 $\hat{\beta}_1^{*j,j}$			盯住产出缺口时变参数 $\hat{\beta}_2^{*j,j}$		
后顾性模型	实时 VS 最终	0.0224	1.5686 [0.1187]	2.4606 [0.1187]	-0.7826	6.9927 [0.000]	48.8984 [0.000]	
	实时 VS 拟实时	-0.0836	-3.9610 [0.0001]	15.6895 [0.0001]	-0.0072	-0.0983 [0.9219]	0.0097 [0.9219]	
同期性模型	实时 VS 最终	0.0420	-1.5460 [0.1242]	2.3900 [0.1242]	-0.0542	-10.0993 [0.0000]	101.9948 [0.0000]	
	实时 VS 拟实时	0.0078	0.2775 [0.7818]	0.0770 [0.7818]	-0.2655	-5.2957 [0.0000]	28.0446 [0.0000]	
前瞻性模型	实时 VS 最终	0.0155	0.4663 [0.6417]	0.2174 [0.6417]	-0.4672	-7.9197 [0.0000]	62.7220 [0.000]	
	实时 VS 拟实时	0.0663	2.7249 [0.0072]	7.4251 [0.0072]	0.2385	4.4664 [0.0000]	19.9492 [0.0000]	

注：中括号内为各统计量的对应 P 值。

别是对于实时数据,需要采取后顾性模型,而对于最终数据则基于同期性模型展开识别最为有效。

五、结论与启示

泰勒规则是央行制定货币政策的重要理论基础,近年来随着我国经济普查制度的不断完善,国家统计局通过定期对GDO进行了核实、修订,由此使得产出缺口估计呈现修订迹象,这也给央行货币政策的实时制定提出了新挑战。鉴于此,本文收集估计了1992年以来我国产出缺口的实时数据,并结合最终数据,采用后顾性、同期性和前瞻性三种模型对两类不同数据进行拟合,以此为基础甄别出最优货币政策规则,以期为央行在货币政策制定时的产出缺口选择和最优货币政策规则选定提供决策依据。

研究结果表明,产出缺口的最终估计值和实时估计值存在相对较为明显的差异,而且差异主要是由事后信息矫正成分所决定,事后信息矫正远比数据修正更为重要,同时,总修订、数据修正和事后信息矫正三类修订方式均对实时数据具有负向修订效应。特别是,在后顾性模型中,数据修订对盯住通货膨胀目标参数的影响较大,但对均衡利率、利率平滑参数以及盯住产出缺口时变参数的影响相对较小,后三者主要受事后信息矫正的影响。在同期模型中,盯住产出缺口时变参数同时受数据修正和事后信息矫正的影响较大,但是其他时变参数并不受数据修订影响。在前瞻性模型中,数据修正和事后信息矫正对均衡利率并无影响,但是数据修正对其他三类参数(即利率平滑参数、盯住产出缺口和通货膨胀目标的时变参数)的影响均很大。可见,数据修正依旧是影响泰勒规则估计的一个重要因素。

研究结果还表明 2010 年前利率平滑参数呈下降态势,表明在此期间我国货币政策向规则型转变的倾向较为明显,但是此后却急速回升,并表现出更强的惯性特征,可见当前我国货币政策泰勒规则向规则型转变的速度有所放缓。此外,总体上,盯住产出缺口目标的时变参数呈下降态势,表明我国货币政策调整经济周期的政策效果呈减弱趋势,但截至 2017 年盯住产出缺口目标的时变参数为 0.57,可见货币政策依然处于弱的顺周期阶段,依旧能够达到有效调控宏观经济波动的目的。而盯住通货膨胀目标时变参数却呈现出很强的上涨趋势,表明自 2010 年以来央行表现出很明显的盯住通货膨胀目标的偏好,货币政策具有很强的治理通货膨胀的政策取向,这同时也可以解释为何近期我国的通货膨胀率依旧保持在低位的现象。

最后必须指出的是,本文首次采用联立方程组,并基于五个工具变量估计得到通货膨胀和产出缺口的测量误差,以此为基础消除内生性对时变参数模型估计的影响,以期得到精确后顾性、同期性和前瞻性时变参数泰勒规则估计,这是对国内现有文献的有益补充。基于最终数据和实时数据的估计表明:对于最终数据,采用同期性货币政策规则展开估计最为有效;而对于实时数据,则基于后顾性货币政策规则模型估计是最佳的。总体上,当前我国的货币政策泰勒规则并未表现出较为明显的前瞻性特征。本文研究更进一步佐证了针对不同数据选择合理货币政策模型系统展开估计尤其重要,这将直接决定泰勒规则估计结果的科学性和有效性。可见,本文研究不仅有助于理解近年来央行货币政策泰勒规则的政策取向,而且也能为央行针对不同数据如何选择最优的泰勒规则来制定货币政策提供重要的决策依据。

参考文献

- [1] J Taylor. Discretion Versus Policy Rules in Practice [W]. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1993(39): 195 - 214.
- [2] C Clarida, J Gali, M Gertler. Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and some Theory [J]. Quarterly Journal of Economics, 2000(115): 147 - 180.
- [3] J Boivin. Has U. S. Monetary Policy Changed? Evidence from Drifting Coefficients and Real-time Data [J]. Journal of Money, Credit, and Banking, 2006(38): 1149 - 1179.
- [4] T Cogley, T Sargent. Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII [J]. Review of Economic Dynamics, 2005(8): 262 - 302.
- [5] S Gerlach, J Lewis. Zero Lower Bound, ECB Interest Rate Policy and the Financial Crisis [J]. Empirical Economics, 2014(46): 865 - 886.
- [6] C Kim, C Nelso. Estimation of a Forward-looking Monetary Policy Rule: A Time-varying Parameter Model Using Ex-post Data [J]. Journal of Monetary Economics, 2006(53): 1949 - 1966.
- [7] A Orphanides. Monetary Policy Rules Based on Real-time Data [J]. The American Economic Review, 2001(91): 964 - 985.
- [8] M Ehrmann, F Smets. Uncertain Potential Output: Implications for Monetary Policy [J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2003(27): 1611 - 1638.
- [9] A Orphanides. Historical Monetary Policy Analysis and the Taylor Rule [J]. Journal of Monetary Economics, 2003(50): 983 - 1022.
- [10] D Gerdesmeier, B Roffia. Empirical Estimates of Reaction Functions for the Euro Area [J]. Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik, 2004(140): 37 - 66.
- [11] T Bernhardsen, et al. Real-time Data for Norway: Challenges for Monetary Policy [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2005(16): 333 - 349.
- [12] C Gerberding, A Worms, F Seitz. How the Bundesbank Really Conducted Monetary Policy: An Analysis Based on Real-time Data [J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2005(16): 277 - 292.
- [13] T Molodtsova, A Nikolsko-Rzhevskyy, D Papell. Taylor Rules with Real-time Data: A Tale of Two Countries and one Exchange Rate [J]. Journal of Monetary Economics, 2008(55): S63-S79.
- [14] S Neri, T Ropele. Imperfect Information, Real-time Data and Monetary Policy in the Euro Area [J]. The Economic Journal, 2012(122): 651 - 674.

- [15] A Belke, J Klose. Does the ECB Rely on a Taylor Rule during the Financial Crisis? Comparing Ex-post and Real-time Data with Real-time Forecasts [J]. *Economic Analysis & Policy*, 2011(41): 147 - 171.
- [16] M Mandler. Decomposing Federal Funds Rate Forecast Uncertainty using Time-varying Taylor Rules and Real-time Data [J]. *North American Journal of Economics and Finance*, 2012(23): 228 - 245.
- [17] A Nikolsko-Rzhevskyy, D Papell. Real-time Historical Analysis of Monetary Policy Rules [W]. SSRN Working Paper, 2015, Available at SSRN: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2295192>.
- [18] J Vazquez, S Cassou, P Scott. Optimal Monetary Policy Revisited: Does Considering Real-time Data Change Things? [W]. Carnegie Mellon University Working Paper, 2017(1): 1 - 36.
- [19] 刘金全, 张小宇. 时变参数“泰勒规则”在我国货币政策操作中的实证研究[J]. *管理世界* 2012(7): 20 - 28.
- [20] 陈创练, 郑挺国, 姚树洁. 时变参数泰勒规则及央行货币政策取向研究[J]. *经济研究* 2016(8): 43 - 56.
- [21] 郑挺国, 王霞. 泰勒规则的实时分析及其在我国货币政策中的适用性[J]. *金融研究* 2011(8): 31 - 46.
- [22] R Clarida, J Gali, M Gertler. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Literature [J]. *Journal of Economic Literature*, 1999(37): 1661 - 1707.
- [23] G Primiceri. Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy [J]. *Review of Economic Studies* 2005(72): 821 - 852.
- [24] J Nakajima, M Kasuya, T Watanabe. Bayesian Analysis of Time-varying Parameter Vector Auto-regressive Model for the Japanese Economy and Monetary Policy [J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 2011(25): 225 - 245.
- [25] C Sims. Stability and Instability in US Monetary Policy Behavior [W]. Working Paper, Princeton University, 2001.
- [26] C Sims, T Zha. Were There Regime Switching in U. S. Monetary Policy Rule? [J]. *American Economic Review*, 2006(96): 54 - 81.
- [27] A Harvey, E Ruiz, E Sentana. Unobserved Component Time Series Models with ARCH Disturbances [J]. *Journal of Econometrics*, 1992(52): 129 - 157.
- [28] T Abeyasinghe, G Rajaguru. Quarterly Real GDP Estimates for China and ASEAN 4 with a Forecast Evaluation [J]. *Journal of Forecasting*, 2004(23): 431 - 447.
- [29] 郑挺国, 王霞. 中国产出缺口的实时估计及其可靠性研究[J]. *经济研究* 2010(10): 129 - 142.

作者简介

陈创练 男 2011年毕业于厦门大学获金融学专业博士学位 现为暨南大学金融研究所和经济学院教授、博导。研究方向为货币政策。

郑挺国 男 2009年毕业于吉林大学获数量经济学专业博士学位 现为厦门大学统计系和王亚南经济研究院教授、博导。研究方向为货币政策。

(责任编辑: 郭明英)