

中国自然利率水平测算与影响因素分析*

姚翔 张伟进 王凤旺

〔摘要〕基于 2000 年至 2017 年六组宏观经济变量的季度数据,本文构建了一个具有永久性趋势冲击和风险偏好冲击的动态随机一般均衡模型,测算不可直接观测的自然利率水平,并分析造成其变化的驱动因素。由贝叶斯估计得到的本文模型可以很好地匹配中国经济体系的数据特性,并得到以下主要研究结论:(1)中国自然利率水平样本期间均值约为 1%,波动区间为 $\pm 8\%$,2008 年之后均值为 2.08%,并未像一些发达经济体那样出现显著下降趋势;(2)造成自然利率波动的首要因素是家庭风险偏好改变,其次是生产技术和投资技术水平变化;(3)家庭风险偏好上升和宽松政策成为 2011 年至 2014 年期间高位自然利率水平的推动力量,生产技术和投资技术进步趋缓成为 2015 年之后自然利率水平下降的助推因素。

关键词:自然利率 货币政策 动态随机一般均衡模型

JEL 分类号:C51 E12 E58

一、引言

在货币经济学理论和实践中,自然利率是一个重要的均衡概念。若实际利率等于自然利率,经济系统将实现实际产出等于潜在产出,实际投资等于意愿投资,产出市场和资本市场分别达到长期均衡,进而实现价格稳定目标。从 20 世纪 90 年代开始,不少中央银行放弃了基于货币主义理论、以货币供应量为中介目标的货币政策调控框架,转向以市场利率为中介目标的货币政策调控框架,旨在盯住通货膨胀目标,实现实体经济价格水平稳定。这种货币政策调控框架主要包括了公开市场操作和利率走廊。中性货币政策则通过公开市场操作使政策利率水平锚定自然利率水平,并使短期市场利率在以政策利率水平为中心、利率走廊上下限为幅度的范围内波动,进而藉由利率传导渠道对经济体系的影响,调控价格水平。由此可见,自然利率水平是中央银行政策利率水平的制定基准,也是判断货币政策中性或偏紧偏松的参照依据。

中国金融体制改革中一项非常重要内容就是利率市场化改革,2015 年放开存款利率上限标志着利率市场化过程基本完成。作为中国中央银行的中国人民银行需要适应利率市场化进程,逐步建立起价格型货币政策调控框架,这一任务在中国的国际收支趋于平衡后变得更加重要和紧迫。而建立这一货币政策调控框架的一项基础工作,就是掌握自然利率的基本水平以及影响自然利率变动的驱动因素等内容,为政策利率设定提供参考基准。为此,本文构建出一个具有永久性趋势冲

* 姚翔,中国人民银行,经济学博士;张伟进,西安交通大学管理学院,经济学博士;王凤旺,西安交通大学金禾经济研究中心,博士研究生。文章仅代表作者个人观点,与其所在机构无关。作者感谢匿名审稿人的意见,文责自负。

击和风险偏好冲击的 DSGE 模型,测算不可直接观测的自然利率水平,并分析造成我国自然利率变动的主要驱动因素以及这些驱动因素的影响机制和贡献程度。

本文其余部分结构如下:第二部分梳理国内外自然利率理论和实证研究现状;第三部分构建一个具有增长趋势且符合中国经济体系特性的 DSGE 模型;第四部分采用参数校准和贝叶斯估计获取模型结构参数值,并对模型有效性进行检验;第五部分藉由 DSGE 模型的情景模拟测算中国自然利率水平,并通过方差分解、脉冲响应、历史拆解等方法,分析造成自然水平变动的主要驱动因素,及这些驱动因素如何推动样本期间中国自然利率水平的变动;最后给出本文结论与政策建议。

二、文献综述

从自然利率的理论研究发展来看,自然利率概念最早由瑞典经济学家维克塞尔提出。在积累过程理论中,维克塞尔将利率分为可直接观测的货币利率和不可直接观测到的自然利率;货币利率即为实际利率或市场利率,自然利率则为迂回生产中的资本边际收益率。当市场利率低于自然利率时,生产者将会预期获得收益,从而增加借款以扩大投资,对资本品和消费品产生更多需求导致物价上涨,反之则会导致物价下降。只有当市场利率等于自然利率时,资本的需求和供给才处于均衡状态,从而物价保持稳定。因此,要实现经济均衡和物价稳定,需要保持市场利率与自然利率相等。自然利率是维克塞尔积累过程理论的重要概念,也是中央银行货币政策传导的理论基础之一,中央银行正是通过调控市场利率实现对宏观经济的调控。受限于自然利率的不可直接观察性和当时研究手段,自然利率提出后并未引起充分重视。随着新古典综合主义获得主流地位,中央银行通货膨胀目标制的广泛使用,以及经济计量工具的发展,对自然利率的研究再度兴起。美国新凯恩斯学派的 Woodford 提出了以粘性价格为基础的新维克塞尔框架,发展了自然利率水平的理论框架。Woodford(2003)使用 IS 曲线和扩展的预期菲利普斯曲线构建了一个具有微观经济基础的新凯恩斯动态模型,并定义自然产出水平为完全弹性价格下的产出水平,而自然利率则为实际产出等于自然(潜在)产出水平状态下的短期利率水平。在 Woodford 的自然利率水平理论框架中,家庭消费偏好、生产率变化以及需求冲击等因素都会引起自然利率变化。

从自然利率的实证研究进展来看,经历了从单变量模型,到多变量模型和结构多变量模型,再到动态随机一般均衡模型(DSGE)的发展,研究方法也日趋重视经济理论的微观基础。单变量模型的理论基础在于假设自然利率会保持长期稳定,外部冲击只会使短期实际利率偏离自然利率,因此计算实际利率的样本均值或移动平滑值就可以估算出自然利率,更复杂一点采用 HP 滤波法或 BP 滤波法去除短期干扰,得到的长期趋势值即为自然利率水平。单变量模型法估算自然利率操作简单,在经济活动相对稳定时,可以获得对自然利率的直观感受;但是单变量模型完全依靠数据本身,估算结果取决于实际利率和移动平滑窗口的选择;遇到较大经济波动时自然利率未能有稳定的趋势,其估算偏差就会比较大;同时对自然利率的经济含义无法进行充分解释。

与单变量模型不同,多变量模型和结构多变量模型基于经济理论分析构建出自然利率决定模型。Laubach and Williams(2003)基于菲利普斯曲线(总供给曲线)和 IS 曲线(总需求曲线)构建了一个小规模封闭模型,使用可观测的 GDP 增长率、通胀率、隔夜拆借利率与不可直接观测的自然利率、潜在产出、产出缺口构成状态空间模型,并采用最大似然估计出参数值,进而通过卡尔曼滤波推算出自然利率水平。随后,不少学者以 Laubach and Williams 模型为基础,发展出 SVAR 模型及 TVP-VAR 模型,并采用贝叶斯估计方法以容纳更多非线性结构。但是,这些多变量模型或结构多变量模型会因忽略一些重要的、相关的经济变量而影响到自然利率水平估算的精确性。

相比于单变量模型和多变量模型,DSGE 模型是具有微观经济基础的一般均衡模型,并将自然

利率作为模型经济体系的一个经济变量进行联合估计,从而能够较好地识别影响自然利率的主要因素,并能够分析这些因素如何造成自然利率变动。近年来,越来越多学者采用 DSGE 模型研究自然利率水平。例如,Barsky et al. (2014)、Negro et al. (2015, 2017) 采用 DSGE 模型分析美国的自然利率水平;Hristov (2016)、Goldby et al. (2015) 采用 DSGE 模型分别估算了欧元区和英国的自然利率水平。DSGE 模型分析存在的主要问题是自然利率水平的估算结果依赖模型对经济体系结构的设定。

国内对自然利率水平的理论实证研究均起步较晚,不过近年来开始增加,而且主要集中在实证研究方面。例如,邓创等(2013)、贺聪等(2013)、蔡群起和龚敏(2016)、李宏瑾和苏乃芳(2016)使用中国数据对自然利率进行了估算。上述部分研究采用存贷款利率作为名义利率,无法反映自然利率的无风险溢价特征;而且多数研究没有分析外生驱动因素如何造成自然利率变化。因此,构建出一个能较好刻画中国经济发展特征的理论模型,合理选择宏观经济变量测算出中国自然利率水平,并能够很好分析造成中国自然利率水平变动的主要驱动因素及影响机制,成为一个亟待研究的议题。

三、理论模型

为测算中国自然利率水平并分析各种驱动因素对其影响,本文构建出一个具有永久性趋势冲击和风险偏好冲击的理论模型。模型经济参与个体包括家庭单位、生产部门及政府部门。家庭通过选择消费、投资、劳动、债券持有量及缴纳从量税,以追求预期终生效用最大化。生产部门细分为中间品生产企业和最终品生产企业。中间品生产企业通过投入资本和劳动力,生产异质中间品,并在垄断竞争市场上销售给最终品生产企业,以追求利润最大化;最终品生产企业购买异质中间品组装成同质最终品,并在完全竞争市场上销售给家庭和政府。政府部门向家庭征收从量税,并实施货币政策与财政政策以稳定经济总产出和总体价格水平。

(一) 家庭单位

家庭在所面临的决策环境下追求预期终生效用最大化,其最大化目标函数为:

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \omega_{a,t} \left[\frac{1}{1 - \sigma_{hc}} (C_t - H_t)^{1 - \sigma_{hc}} \right] \exp \left(- \frac{1 - \sigma_{hc}}{1 + \sigma_{hn}} (N_{ht})^{1 + \sigma_{hn}} \right) \quad (1)$$

其中变量 C_t, H_t, N_{ht} 分别为消费、消费惯性、劳动供给,消费惯性与上期消费成正比 $H_t = \gamma_h C_{t-1}$, 比例系数为 γ_h 。参数 $\beta, \sigma_{hc}, \sigma_{hn}$ 分别为家庭主观折现因子、跨期替代弹性倒数、劳动供给工资弹性倒数。消费偏好冲击 $\omega_{a,t}$ 代表家庭消费习惯变化,设定为具有 $\ln \omega_{a,t} = \rho_a \ln \omega_{a,t-1} + \sigma_a \varepsilon_{a,t}$ 的 AR(1) 过程。

家庭追求终生效用最大化过程,面临如下预算约束条件和资本动态累积过程:

$$C_t + \frac{I_t}{Q_t} + \frac{S_t}{\omega_{g,t} R_t P_t} + T_{ht} \leq \frac{W_t}{P_t} N_{ht} + \frac{R_t^k}{P_t} K_{t-1} + \frac{S_{t-1}}{P_t} + F_t \quad (2)$$

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + \left[1 - S \left(\frac{I_t}{I_{t-1}} \right) \right] I_t \quad (3)$$

其中变量 $R_t, P_t, W_t, R_t^k, Q_t, K_t, S_t, I_t, T_{ht}, F_t$ 分别为名义利率、价格水平、名义工资、资本租金、资本品价格、资本、债券、投资、从量税或补贴、企业垄断利率。参数 δ 为资本折旧率。投资调整成本函数 $S(\cdot)$ 满足 $S(g_q g_\lambda) = 0$ 、边际调整成本 $S'(g_q g_\lambda) = 0$ 、及边际调整成本的变动 $\Phi_t = S''(g_q g_\lambda) > 0$ 。投资品价格 $Q_t = Q_t^p \omega_{c,t}$ 受到投资技术变化影响,而 $Q_t^p = Q_{t-1}^p \omega_{c,t}$ 反映投资技术永久性变化。定义 $g_\pi = \Gamma_t / \Gamma_{t-1}$, 其中 $\Gamma_t = (Q_t^a Z_t)^{1/(1-\alpha)}$; 并定义 $g_{qt} = Q_t / Q_{t-1}$ 为资本品价格上涨率,因此 $g_q g_\lambda$ 反映了

资本稳态时的增长率。永久性投资技术冲击 $\omega_{c,t}$ 、暂时性投资技术冲击 $\omega_{i,t}$ 、家庭风险偏好冲击 $\omega_{g,t}$ 均设定为具有 $\ln\omega_{k,t} = (1 - \rho_k)\ln\omega_k + \rho_k\ln\omega_{k,t-1} + \sigma_k\varepsilon_{k,t}$ 的 AR(1) 过程, ω_k 和 σ_k 分别对应冲击项的稳态值和标准差, $k \in \{c, i, g\}$ 。

根据家庭最优化决策一阶条件, 可得到家庭的收入边际效用、劳动供给方程、消费欧拉方程、投资需求方程、资本品价值方程分别表述为:

$$\omega_{a,t}(C_t - \gamma_h C_{t-1})^{-\sigma_{hc}} \exp\left(-\frac{1 - \sigma_{hc}}{1 + \sigma_{hn}}(N_{ht})^{1+\sigma_{hn}}\right) = \mu_{h,t} \quad (4)$$

$$(C_t - \gamma_h C_{t-1})(N_{ht})^{\sigma_{hn}} = \frac{W_t}{P_t} \quad (5)$$

$$\beta E_t \frac{\mu_{h,t+1}}{\mu_{h,t}} \frac{P_t}{P_{t+1}} R_t \omega_{g,t} = 1 \quad (6)$$

$$\frac{1}{Q_t} = \frac{Q_{k,t}}{P_t} \left[1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) - S'\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \frac{I_t}{I_{t-1}}\right] + \beta E_t \frac{\mu_{h,t+1}}{\mu_{h,t}} \frac{Q_{k,t+1}}{P_{t+1}} S'\left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right) \left(\frac{I_{t+1}}{I_t}\right)^2 \quad (7)$$

$$\frac{Q_{k,t}}{P_t} = \beta E_t \frac{\mu_{h,t+1}}{\mu_{h,t}} \left[\frac{R_{t+1}^k}{P_{t+1}} + (1 - \delta) \frac{Q_{k,t+1}}{P_{t+1}}\right] \quad (8)$$

(二) 生产部门

生产部门包括中间品生产企业和最终品生产企业, 分别生产异质中间品和最终品。中间品生产企业 j 处于垄断竞争市场上, 生产异质中间品, 并在垄断竞争市场上卖给最终品生产企业。最终品生产企业将异质中间品加工成同质最终品, 并在完全竞争市场上销售给家庭和政府以用于消费和投资。

1. 最终品生产企业

最终品生产企业在垄断竞争市场上购买异质中间品 Y_j 组装成最终品 Y_t , 其生产技术函数为:

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_j^{\frac{1}{1+\lambda}} dj\right)^{1+\lambda} \quad (9)$$

其中参数 $\lambda > 0$ 反映最终品价格在边际生产成本上的加成程度。

根据利润最大化一阶条件与完全竞争市场中利润为零条件, 可得到异质中间品的需求与最终品价格分别为:

$$Y_j = \left(\frac{P_j}{P_t}\right)^{-\frac{1+\lambda}{\lambda}} Y_t \quad (10)$$

$$P_t = \left(\int_0^1 (P_j)^{-\frac{1}{\lambda}} dj\right)^{-\lambda} \quad (11)$$

2. 中间品生产企业

处于垄断竞争市场的第 j 家中间品生产企业 ($j \in [0, 1]$), 从完全竞争资本市场租借资本 $K_{j,t}$ 和完全竞争劳动市场雇佣劳动 N_{jt} 生产异质中间品 Y_j , 其生产技术函数为:

$$Y_j = Z_j K_{j,t}^\alpha N_{jt}^{1-\alpha} \quad (12)$$

其中参数 α 反映资本收入份额。生产技术冲击 Z_t 反映生产效率变化, 由永久性部分 Z_t^p 和暂时性部分 $\omega_{z,t}$ 构成, 永久性部分 $Z_t^p = Z_{t-1}^p \omega_{b,t}$ 。永久性生产技术冲击 $\omega_{b,t}$ 和暂时性生产技术冲击 $\omega_{z,t}$ 均设为 $\ln\omega_{k,t} = (1 - \rho_k)\ln\bar{\omega}_k + \rho_k\ln\omega_{k,t-1} + \sigma_k\varepsilon_{k,t}$ 的 AR(1) 过程, $\bar{\omega}_k$ 和 σ_k 分别对应冲击项的稳态值和标准差, $k \in \{b, z\}$ 。

根据成本最小化一阶条件, 可以得到最优资本劳动投入比与中间品边际生产成本分别为:

$$K_{j,t-1} = \frac{\alpha}{1 - \alpha} \frac{W_t}{R_t^k} N_{jt} \quad (13)$$

$$P_t^w = \alpha^{-\alpha} (1 - \alpha)^{-(1-\alpha)} Z_t^{-1} (R_t^k)^\alpha (W_t)^{1-\alpha} \quad (14)$$

中间品生产企业价格调整遵循 Calvo(1983)的定价机制,每期有 $1 - \xi$ 概率可以自由调整价格来追求利润最大化。当不能自由调整价格时,中间品生产企业则根据上期价格水平进行指数化调整,其调整过程为:

$$P_{j,t+1} = \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)^\chi P_{jt} \quad (15)$$

其中参数 χ 为指数化程度。

中间品生产企业在 t 期可以自由调整价格时,则选择价格 P_{jt} 最大化如下利润目标函数:

$$\max E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi)^i \frac{\mu_{h,t+i}}{\mu_{ht}} \left[\left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^\chi \frac{P_{jt}}{P_{t+i}} - \frac{P_{t+i}^w}{P_{t+i}} \right] Y_{j,t+i} \quad (16)$$

根据对中间品的需求函数及利润最大化一阶条件,得到制定的最优价格 P_t^* 满足条件:

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\beta \xi)^i \frac{\mu_{h,t+i}}{\mu_{ht}} \left[\left(\frac{P_{t+i-1}}{P_{t-1}} \right)^\chi \frac{P_t^*}{P_{t+i}} - (1 + \lambda) \frac{P_{t+i}^w}{P_{t+i}} \right] Y_{j,t+i}^* = 0 \quad (17)$$

结合最终品价格方程(11)、指数化调整过程(15)及最优价格方程(17),可推出最终品价格水平与最优价格递归关系式:

$$P_t^{-\frac{1}{\lambda}} = \xi \left[\left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}} \right)^\chi P_{t-1} \right]^{-\frac{1}{\lambda}} + (1 - \xi) (P_t^*)^{-\frac{1}{\lambda}} \quad (18)$$

此外,中间品生产企业的垄断利润为 $F_t = (1 - P_t^w) Y_t$ 。

(三) 政府部门

中央银行实施以市场利率为中介目标的货币政策调控框架,目标是稳定通货膨胀率和总产出,其货币政策调控法则为:

$$\frac{R_t}{R^*} = \left(\frac{R_{t-1}}{R^*} \right)^{\varrho_r} \left[\left(\frac{\Pi_t}{\Pi} \right)^{\phi_p} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*} \right)^{\phi_y} \right]^{1-\varrho_r} \left(\frac{Y_t/Y_{t-1}}{Y_t^*/Y_{t-1}^*} \right)^{\phi_f} \omega_{e,t} \quad (19)$$

其中变量 R^* 、 Π 、 Y_t^* 分别为稳态时的名义利率、通货膨胀率及潜在产出。参数 ϱ_r 反映货币政策的延续性, ϕ_p 和 ϕ_y 及 ϕ_f 为货币政策对通货膨胀率、产出缺口及潜在总产出增速的反应系数。货币政策冲击 $\omega_{e,t}$ 设定为具有 $\ln \omega_{e,t} = \rho_a \ln \omega_{e,t-1} + \sigma_e \varepsilon_{e,t}$ 的 AR(1) 过程。

财政政策方面,政府面临如下的预算平衡约束条件:

$$G_t + \frac{B_{t-1}}{P_t} = T_t + \frac{B_t}{\omega_{g,t} R_t P_t} \quad (20)$$

预算平衡约束条件等号左边为政府支出项,包括政府购买支出 G_t 和偿还到期债券 B_{t-1}/P_t ; 等号右边为政府收入项,包括政府税收 T_t 和新增债券 $B_t/\omega_{g,t} R_t P_t$ 。此外,设定政府购买支出与总产出具有如下关系:

$$\frac{G_t}{Y_t} = 1 - \frac{1}{\omega_{f,t}} \quad (21)$$

财政政策冲击 $\omega_{f,t}$ 反映政府支出的外生调整,设定为具有为 $\ln \omega_{f,t} = (1 - \rho_f) \ln \bar{\omega}_f + \rho_f \ln \omega_{f,t-1} + \sigma_f \varepsilon_{f,t}$ 的 AR(1) 过程, $\bar{\omega}_f$ 和 σ_f 分别为财政政策冲击的稳态值和标准差。

(四) 市场结清条件

最终品市场达到均衡时最终品产出等于家庭消费、家庭投资及政府购买,即 $Y_t = C_t + I_t/Q_t + G_t$; 劳动市场达到均衡时满足条件 $N_t = \int_0^1 N_{jt} dj$; 资本市场达到均衡时满足条件 $K_{t-1} = \int_0^1 K_{j,t-1} dj$; 债券市场达到均衡时政府债券供给等于家庭债券需求; 中间品市场达到均衡时中间品生产企业的产出等于最终品生产企业的的需求。

四、结构参数赋值与模型有效性检验

藉由 DSGE 模型测算自然利率水平,并分析外生驱动因素如何造成自然利率变动之前,尚需获取模型结构参数值并对模型有效性进行检验。要精确获取模型经济结构参数值,对中国经济体系来说颇具挑战,为此本文综合采用了参数校准和贝叶斯估计两种方式。对与经济稳态值密切相关和国内文献已有较多共识的模型结构参数值采用参数校准方式,其余模型结构参数值采用六组宏观经济变量的季度数据进行贝叶斯估计。

(一) 数据资料来源与处理

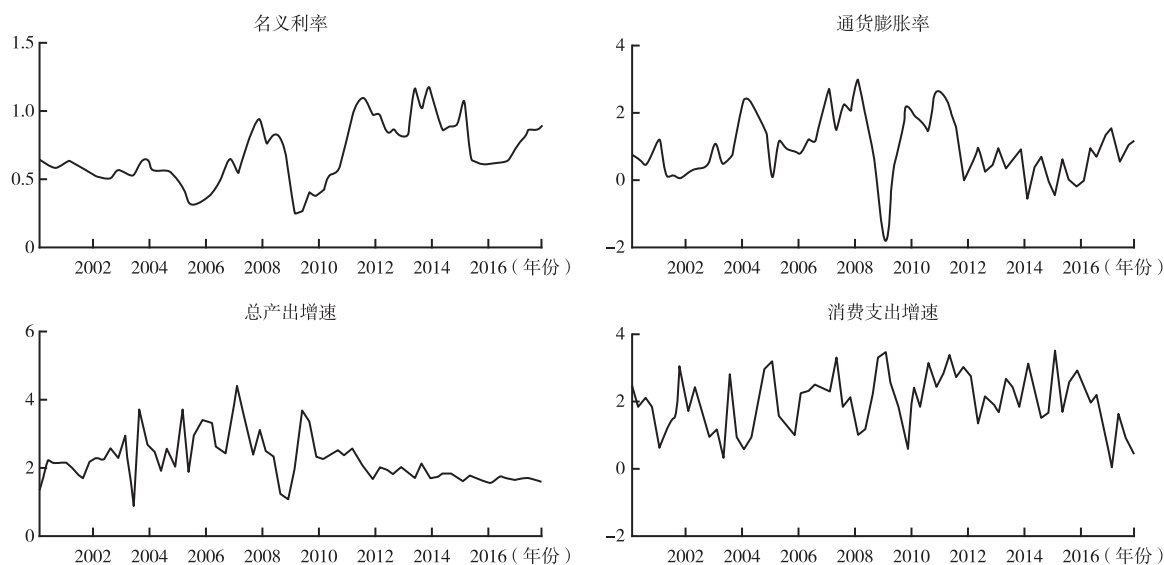
考虑到中国经济结构在 2000 年后相对稳定,本文选取 2000 年以后的六组经济变量数据作为样本数据,包括消费(C_t^{data})、资本形成(I_t^{data})、总产出(Y_t^{data})、银行间七日隔夜拆借利率(R_t^{data})、GDP 平减指数(P_t^{data})、政府购买支出(G_t^{data})。上述数据均来自于美联储亚特兰大分行整理的中国宏观经济数据库,样本期间为 2000 年第 1 季度至 2017 年第 4 季度。本文选用银行间七日拆借利率作为模型的名义利率主要基于两点:一是自 1996 年成立以来,银行同业拆借市场参与者广泛,市场化程度高,能够较好反映金融业资金需求的真实成本;二是七日回购(逆回购)是中国人民银行与商业金融机构叙续回购交易的主要品种之一。

上述数据均已做过季节性调整,本文选定以 2010 年为基期的 GDP 平减指数 P_t^{2010} ,将名义消费、资本形成、总产出、政府购买支出分别转化成实质变量 C_t^{real} 、 I_t^{real} 、 Y_t^{real} 、 G_t^{real} ;名义利率借鉴 Smets and Wouters(2007)的处理方式将年化利率转换成季度利率,即 $R_t^Q = R_t^{data}/4$ 。接着对 C_t^{real} 、 I_t^{real} 、 Y_t^{real} 、 G_t^{real} 、 P_t^{2010} 取对数差分,转化得到消费支出增长率、资本形成增长率、总产出增长率、政府购买支出增长率、通货膨胀率,加上季度名义利率共六组数据,作为模型观测变量的样本数据,详见图 1。

(二) 参数校准与贝叶斯估计

模型中难以被观测变量数据识别的结构参数采用参数校准。根据 2000 年至 2017 年的年度数据资料,并与国内多数 DSGE 文献相一致,设定家户部门主观折现因子 $\beta = 0.998$,资本折旧率 $\delta = 0.025$,政府购买支出与 GDP 的比值 $G/Y = 0.14$ 。

模型其余结构参数赋值,通过选取消费增长率、资本形成增长率、总产出增长率、政府购买增长率、通货膨胀率、隔夜拆借利率作为样本数据,对线性化后的模型方程体系进行贝叶斯估计。表 1



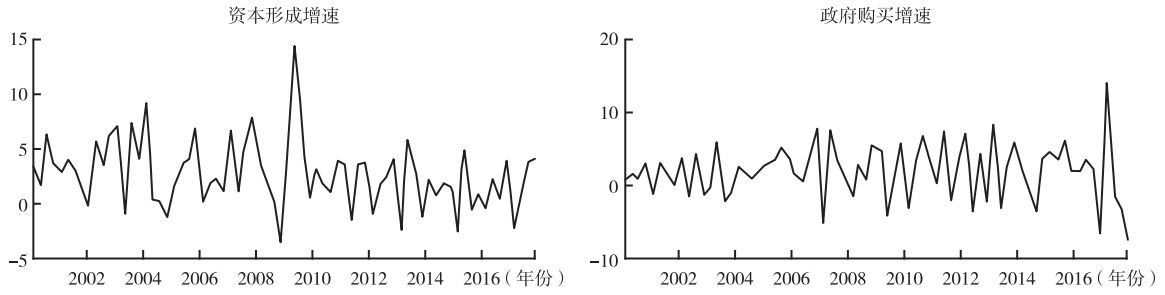


图 1 模型观测变量的样本数据

第 2 列至第 4 列给出了参数的先验分布情况,贝叶斯估计结果如表 1 第 5 列至第 8 列所示,分别为参数后验分布的众数、均值、5% 分位数及 95% 分位数^①。

表 1 参数估计结果

参数	先验分布			后验分布			
	分布类型	均值	标准差	众数	均值	5%	95%
σ_{hc}	Gamma	0.50	0.10	0.53	0.52	0.46	0.58
σ_{hn}	Gamma	6.00	0.75	6.37	6.55	5.34	7.86
γ_h	Beta	0.75	0.15	0.80	0.78	0.68	0.87
φ_i	Gamma	0.50	0.10	0.48	0.50	0.41	0.60
\bar{g}_z	Gamma	1.50	0.30	1.56	1.60	1.16	2.09
\bar{g}_q	Gamma	0.50	0.10	0.42	0.46	0.32	0.62
λ	Gamma	0.05	0.01	0.05	0.05	0.04	0.07
α	Beta	0.50	0.02	0.48	0.48	0.44	0.51
χ	Beta	0.50	0.15	0.52	0.53	0.32	0.74
ξ	Beta	0.75	0.05	0.64	0.64	0.58	0.69
ρ_r	Beta	0.75	0.05	0.87	0.86	0.81	0.90
ϕ_p	Normal	1.50	0.30	1.48	1.51	1.11	1.94
ϕ_y	Normal	1.50	0.30	1.32	1.29	0.77	1.79
ϕ_f	Normal	0.20	0.05	0.12	0.12	0.04	0.20
ρ_a	Beta	0.50	0.20	0.83	0.51	0.08	0.89
ρ_b	Beta	0.50	0.20	0.05	0.16	0.03	0.37
ρ_c	Beta	0.50	0.20	0.22	0.28	0.05	0.58
ρ_e	Beta	0.50	0.20	0.20	0.21	0.08	0.35
ρ_f	Beta	0.50	0.20	0.94	0.94	0.89	0.98
ρ_g	Beta	0.50	0.20	0.80	0.74	0.44	0.85
ρ_i	Beta	0.50	0.20	0.30	0.32	0.12	0.54

^① 参数后验分布根据 An and Schorfheide(2007)文章描述的 Random-Walk MetropolisAlgorithm 得到,本文一共进行了 30 万次抽样。

续表

参数	先验分布			后验分布			
	分布类型	均值	标准差	众数	均值	5%	95%
ρz	Beta	0.50	0.20	0.26	0.36	0.09	0.74
σa	IGamma	0.50	2.00	0.62	0.73	0.36	1.26
σb	IGamma	0.50	2.00	0.59	0.59	0.43	0.74
σc	IGamma	0.50	2.00	0.51	0.58	0.31	0.94
σe	IGamma	0.50	2.00	0.26	0.27	0.21	0.35
σf	IGamma	0.50	2.00	0.59	0.60	0.50	0.71
σg	IGamma	0.50	2.00	0.24	0.28	0.19	0.40
σi	IGamma	0.50	2.00	1.65	1.66	1.31	2.05
σz	IGamma	0.50	2.00	0.34	0.35	0.24	0.48

注：IGamma 先验分布中的参数分别表示位置参数和自由度。

(三) 模型有效性检验

获得模型的结构参数值之后,这里通过评估模型对主要经济观测变量数据特性的拟合程度来检验模型的有效性。表2给出了模型模拟数据和实际数据的观测变量标准差及自相关系数和协相关系数的比较结果,第2-4列为模型模拟数据标准差和相关系数的均值和5%及95%分位数,第5列为实际数据标准差和相关系数。

表2 模拟数据与实际数据的数据特性比较

观测变量	模型数据			实际数据
	均值	5%	95%	
标准差:				
隔夜拆借利率, R_t	0.30	0.21	0.40	0.22
通胀率, Π_t	0.82	0.69	0.97	0.90
总产出增长率, $g_{y,t}$	0.77	0.66	0.88	0.68
消费增长率, $g_{c,t}$	0.96	0.81	1.12	0.83
资本形成增长率, $g_{i,t}$	3.03	2.61	3.46	3.00
自相关系数和协相关系数:				
R_t, R_{t-1}	0.81	0.69	0.90	0.84
Π_t, Π_{t-1}	0.45	0.30	0.58	0.65
$g_{y,t}, g_{y,t-1}$	0.24	-0.06	0.44	0.43
$g_{c,t}, g_{c,t-1}$	0.40	0.23	0.56	0.34
$g_{i,t}, g_{i,t-1}$	0.11	-0.07	0.28	0.04
R_t, Π_t	0.07	-0.17	0.31	0.04
$g_{y,t}, \Pi_t$	0.29	0.11	0.46	0.37
$g_{c,t}, \Pi_t$	-0.37	-0.56	-0.16	-0.32
$g_{y,t}, g_{i,t}$	0.51	0.36	0.65	0.48
$g_{c,t}, g_{i,t}$	-0.27	-0.44	-0.09	-0.16

从表 2 结果可以看出,观测变量的实际标准差、一阶自相关系数及协相关系数都位于模型模拟数据的 90% 置信区间内,且很多观测变量数据特性跟模型模拟数据特性的均值很接近。例如,模型模拟数据的资本形成增长率标准差均值为 3.03,与实际数据标准差 3.00 非常一致;模型模拟数据的总产出增长率与资本形成增长率相关系数均值为 0.51,与实际数据相关数据 0.48 也非常接近。由此可知,本文模型可以很好地捕捉到观测变量的数据特性,对中国经济体系特性刻画较好,基于该模型的分析结果具有较高的可信度和政策指导价值。

五、结果分析

在验证模型能够很好刻画主要宏观经济变量的数据特性之后,下面通过模型情景模拟测算中国自然利率水平;并通过脉冲响应和方差分解分析主要外生驱动因素对中国自然水平的动态影响路径及其贡献程度;最后通过历史拆解分析 2000 年至 2017 年期间,主要外生驱动因素如何推动自然利率水平变化。

(一) 中国自然利率水平测算结果

本文模型测算中国的自然利率水平的基本原理为:通过构建出一个能够较好拟合中国主要宏观经济变量数据特性的 DSGE 模型,同时定义经济体系不存在各种价格调整摩擦或者说价格能完全自由调整情形下的实质利率为自然利率水平,从而藉由 DSGE 模型情景模拟推算出自然利率水平。图 2 给出了本文 DSGE 模型测算出来的自然利率水平与 1 日回购利率及 7 日回购利率的对比结果。

从图 2 可以看出,中国自然利率水平在过去 20 年左右主要在 $\pm 8\%$ 区间波动,样本区间的均值为 1%,2008 年至 2017 年十年期间的均值为 2.08%,2010 年至 2017 年的均值为 2.55%,自然利率水平均值有所上升。中国自然利率水平整体的波动性大,最高点在 2013 年第四季度达到 8.2%,最低点在 2009 年第二季度达到 -6.4%。2009 年中国自然利率水平出现大幅下跌,主要是受到 2008 年全球金融危机冲击的影响,但 2010 年之后马上回升,并未出现明显的下降趋势。由此可见,2008 年全球金融危机对中国经济造成了不利影响冲击,但未对中国的经济产生长期不利影响,自然利率水平并未被锁定在低水平路径上。

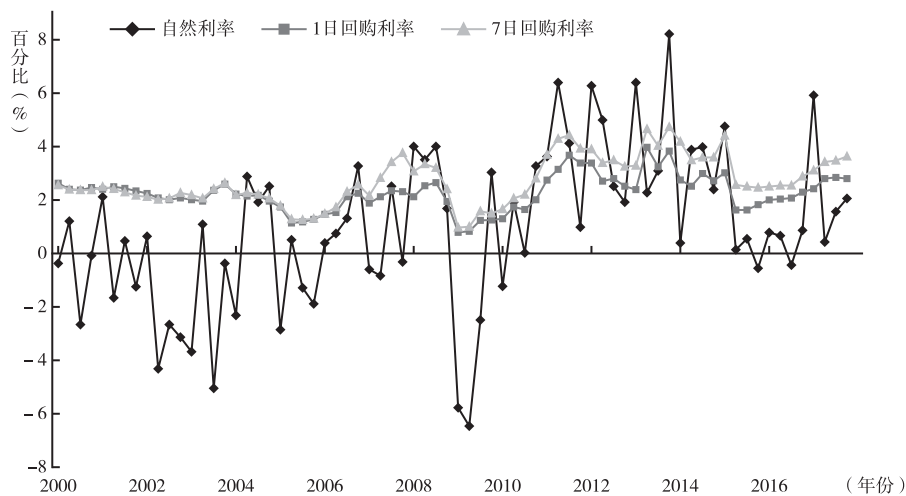


图 2 自然利率与 1 日、7 日回购利率比较

与中国自然利率水平变化不同,西方一些主要国家自然利率呈现出下降趋势。在为其中央银行的长期低利率政策解释时,西方一些学者提出由于金融危机的影响,潜在产出增速下降导致自然利率出现持续下降,基准利率有必要维持较低水平,部分学者甚至提出了长期性停滞的概念(Summers,2013,2015)。不少实证研究也显示,过去的20至30年内不少发达经济体的自然利率水平表现出较显著的下降。例如,Holston et al. (2016)认为美国、英国、欧盟以及加拿大的自然利率水平在过去25年都发生了下降,自然利率水平下降是一个全球性的现象。Del Negro et al. (2017)基于美联储FRBNY模型的研究显示,美国的自然利率水平在20世纪90年代后期从2%~2.5%水平下降到了1%左右。Yosuke Okazaki et al. (2018)的研究显示,日本的自然利率从20世纪80年代的4%下降到了2018年的0.3%^①左右。

由图2自然利率与回购利率的比较可以看到,2000年至2017年期间隔夜拆借利率(1日回购利率)均值约为2.3%左右,7日拆借利率(7日回购利率)均值为2.7%左右。同期居民消费物价指数测算出的通货膨胀率为2.4%,一年期贷款基准利率平均为5.7%^②。因此,对商业银行而言,其在银行间市场中获得资金的成本低于自然利率加通胀率的水平;但对企业而言,其获取资金的成本则远高于自然利率加通胀率的水平;由此可以部分解释为何金融体系中流动性充裕,但是整个经济体系中却存在融资难的现象。贷款利率形成的资金成本门槛阻挡了实体经济一部分合理的贷款需求,并推动盈利驱动的金融机构资金脱离实体,形成自我加杠杆和自我循环,助推了金融机构的杠杆率水平。

此外,图2比较结果还可以判断样本期间中国货币政策的松紧程度。自然利率是假定经济体系不存在任何价格调整摩擦情形下得到的,名义利率是存在于具有价格调整摩擦的现实经济体系中,所以造成两者之间差异的一个重要因素是货币政策影响。从图2可以看出,2010年前回购利率水平基本高于自然利率水平,表明该阶段货币政策偏紧;2011年到2014年,自然利率水平高于回购利率水平,表明货币政策在欧债危机后转向宽松;2016年后,回购利率水平又开始高于自然利率水平,表明货币政策又再次转向偏紧。这与中国货币政策松紧取向基本一致。

(二) 外生驱动因素对中国自然利率的动态影响路径及贡献程度

理论上,自然利率水平主要取决于实体经济因素(如产业资本的回报率,人口增长率等)及金融因素(如资本的可得性等)。对此,本文通过脉冲响应分析家庭风险偏好、投资技术、生产技术、财政政策等外生驱动因素对中国自然利率的动态影响,并通过方差分解分析这些外生驱动因素对中国自然利率水平波动的相对贡献程度。

图3给出了中国自然利率对永久性生产技术、暂时性生产技术、永久性投资技术、暂时性投资技术、家庭风险偏好、政府财政政策六种外生冲击的动态脉冲响应路径,黑色实线代表脉冲响应均值,灰色区域代表其90%置信区间。表3给出了各种外生冲击对中国自然利率波动的相对贡献程度,包括短期(一年)和中期(四年)及长期(十年)的结果。

从图3中可以看出:首先,正向的永久性生产技术冲击和暂时性生产技术冲击短期都会造成自然利率下降,但两者的影响持续时间不同且后期影响效果不同。永久性生产技术冲击在3期之后会造成自然利率上升,并产生较为持久影响;暂时性生产技术冲击则在3期之后对自然利率的影响近乎消失。其次,正向的永久性投资技术冲击和暂时性投资技术冲击当期均会造成自然利率下降,之后均会使得自然利率上升,但影响持续时间不同;暂时性投资技术冲击在5期之后对自然利率的

^① 但是也有研究人员提出,自然利率并未实质下降。如Taylor(2016)认为并未有自然利率下降的显著证据,他提出如果进行税收、监管以及贸易等方面的改革将促进经济的增长。

^② 数据来源:中经网统计数据库。

影响归于零,永久性投资技术冲击对自然利率的影响超过 5 年。最后,正向的家庭风险偏好冲击会造成自然利率水平下降,正向的政府财政政策冲击会造成自然利率上升。正向的家庭风险偏好冲击会扩大无风险利率与资本边际报酬率之间的利差,从而造成自然利率下降;正向的政府财政政策冲击会刺激总需求,增加资本边际报酬率,从而造成自然利率水平上升。

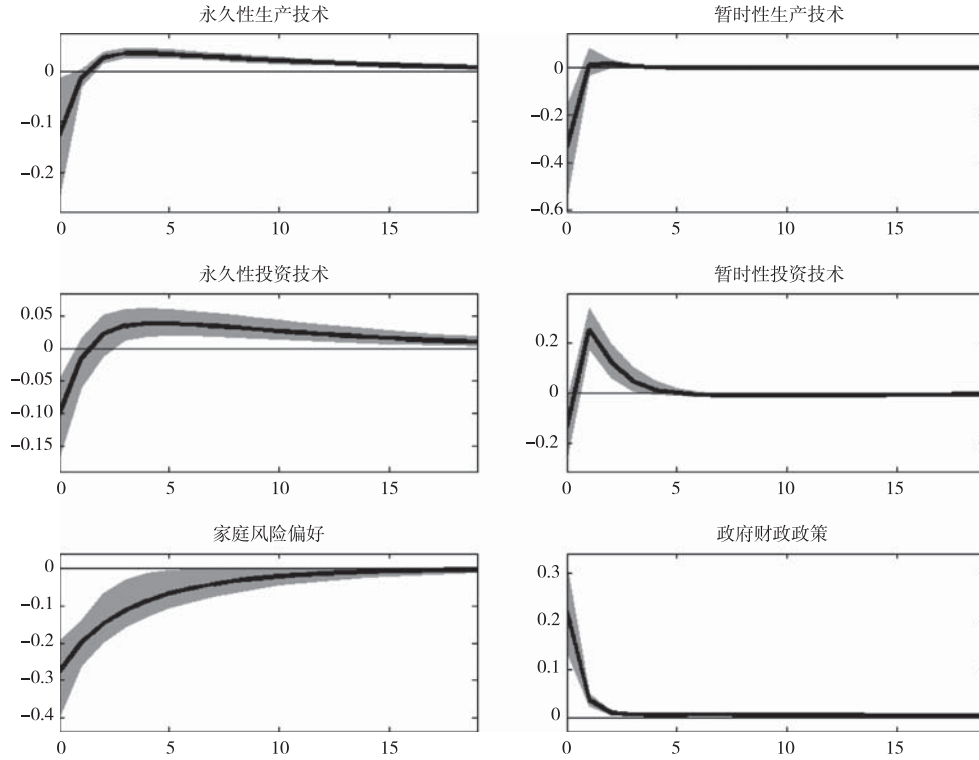


图 3 自然利率对外生驱动因素的动态脉冲响应

表 3 自然利率的方差分解结果

外生驱动因素	一年	四年	十年
家庭消费偏好	10.3	9.8	9.8
永久性生产技术	4.5	5.4	5.5
永久性投资技术	2.8	4.7	4.8
政府财政政策	9.9	9.1	9.1
家庭风险偏好	30.6	32.3	32.2
暂时性投资技术	20.2	18.8	18.7
暂时性生产技术	21.6	19.9	19.8

从表 3 可以看出:首先,家庭风险偏好冲击在各种期间长度均是解释自然利率波动最重要的驱动因素,短期中解释了自然利率波动的 30.6%,中长期对自然利率波动的解释力还略有所提高,解释了自然利率波动的 32.2%。其次,暂时性生产技术冲击和暂时性投资技术冲击也是自然利率变动重要的驱动因素,短期中分别解释了自然利率波动的 21.6% 和 20.2%,中长期对自然利率波动的贡献程度分别接近 20% 和 19%。家庭消费偏好冲击和政府财政政策冲击对自然利率变动也具

有一定解释力,对自然利率波动的贡献程度分别维持在 10% 和 9% 左右。最后,永久性生产技术冲击和永久性投资技术冲击对自然利率波动的解释程度相对较小,中长期对自然利率波动的贡献程度分别为 5.5% 和 4.8% 左右。

(三) 中国自然利率水平变化的外生驱动因素分析

下面透过历史拆解分析各种外生冲击如何推动中国自然利率水平变化,其基本原理为:基于模型设定及其结构参数取值,由观测变量数据经状态空间模型平滑投射,推算出外生冲击平滑值,再将各种外生冲击平滑值逐一代入模型,从而得到样本期间内特定外生冲击对经济变量变动的的影响大小和作用方向。图 4 给出了本文模型估算出来的各种外生冲击平滑值;图 5 给出了各种外生冲击对自然利率的影响大小和作用方向。

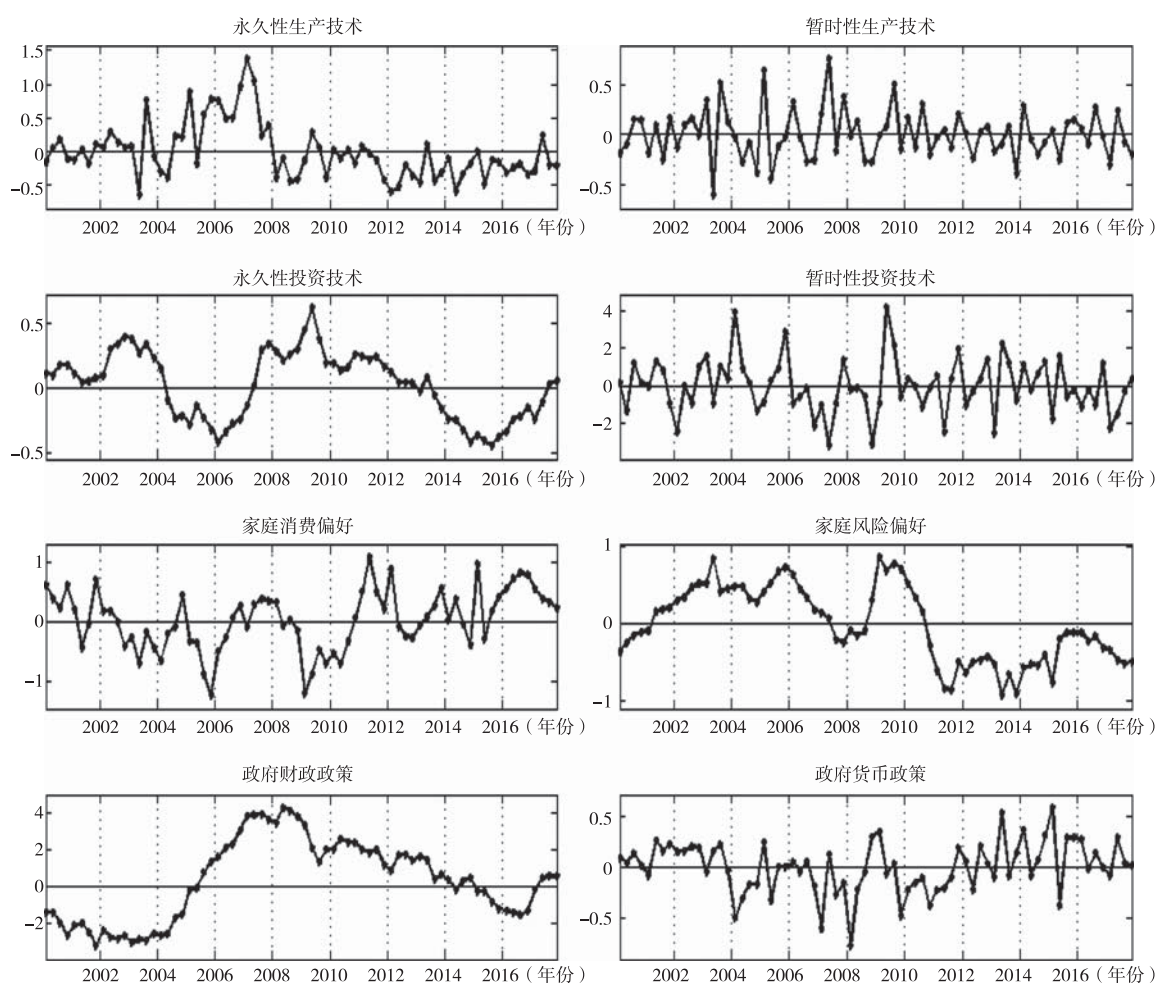


图 4 外生冲击项的平滑值

图 4 中某些外生冲击项的极端值反映了重大历史事件对经济体系影响,通过这些极端值变化有助于了解造成经济变量重大变动的时点和背后成因。比如,2003 年的 SARS 疫情和 2008 年爆发的金融危机使得家庭消费偏好冲击值出现向下跳跃。又如,2008 年全球金融危机爆发之后,中央政府在 2009 年推出了“四万亿”的财政刺激政策和宽松货币政策,使得财政政策冲击和货币政策冲击的数值显著为正。再如,2008 年金融危机之后,家庭对风险厌恶程度上升,使得家庭风险偏好

冲击数值出现向上跳跃。

图5中黑色实线代表样本期间内自然利率水平实际变动情况^①,而不同图案的柱形图代表了不同外生冲击对自然利率水平变动的贡献大小和作用方向,柱形图的长度代表了贡献大小,正负值代表了作用方向。从图5中可以看到:首先,家庭风险偏好冲击是样本期间内自然利率变动的最主要推动因素,这与方差分解得到的自然利率波动最主要来源于家庭风险偏好冲击结论相一致。特别是经历2008年金融危机之后,家庭对风险厌恶程度上升,成为2009年自然利率下降的最大推动力量。其次,2011年至2014年自然利率水平维持在较高水平,主要受到家庭风险偏好上升和宽松政府财政政策的推动,反映在图4中为家庭风险偏好冲击一直为负值,政府财政政策冲击一直显著为正值。最后,2015年之后自然利率水平较低,主要受到永久性生产技术和永久性投资技术进步趋缓的推动,体现在图4中2014年后永久性生产技术和永久性投资技术绝大部分时期为负值。

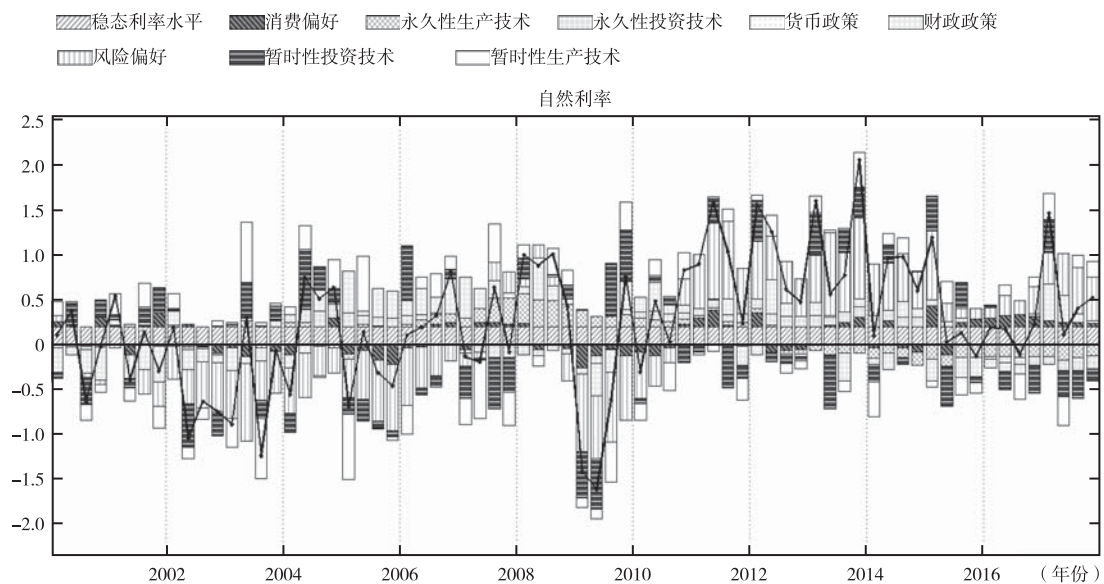


图5 自然利率的历史拆解

六、结论与政策建议

为测算不可直接观测的自然利率水平,并分析造成我国自然利率变动的主要驱动因素及影响机制,本文构建出一个具有永久性趋势冲击和风险偏好冲击的动态随机一般均衡模型,并选取2000年第1季度至2017年底第4季度的消费支出增长率、资本形成增长率、总产出增长率、政府购买支出增长率、通货膨胀率、7日回购利率作为观测变量对模型进行贝叶斯估计。通过比较模型模拟数据和观测变量实际数据的标准差及自相关系数和协相关系数,发现本文模型可以很好地匹配中国经济体系主要宏观经济变量的数据特性,并得到了以下主要结论。

第一,中国过去近20年自然利率水平主要在 $\pm 8\%$ 区间波动,整体波动性较大。中国自然利率2000年至2017年区间均值为1%左右,在2008年至2017年十年期间的均值为2.08%,在2010年

^① 这里自然利率水平是季度化自然利率,图1中年化自然利率是这里季度化自然利率乘以4而获得。

至 2017 年的均值为 2.55%，并未同一些主要发达经济体一样出现自然利率水平下降趋势。2008 年全球金融危机对中国经济虽然造成了不利冲击，但并未对中国的经济产生长期不利影响，自然利率水平并未被锁定在低水平路径上。

第二，家庭风险偏好是造成自然利率波动的首要因素，解释了自然利率波动的 30% 以上。暂时性生产技术冲击和暂时性投资技术冲击也是自然利率波动的重要驱动因素，相对贡献程度分别为 20% 和 19% 左右。家庭消费偏好冲击和政府财政政策冲击对自然利率波动也具有一定解释力，相对贡献程度分别为 10% 和 9% 左右。文中家庭风险偏好冲击反映的是资金供给方风险态度改变，实际上包括了金融机构的行为。因此，中央银行要降低自然利率的波动，需要通过宏观审慎管理政策对这些金融机构的行为进行逆周期管理，从而实现了对风险偏好的合理引导。

第三，2009 年自然利率水平向下跳跃的最大推动力量是家庭历经 2008 年金融危机之后对风险厌恶程度迅速上升。2011 年至 2014 年期间自然利率维持在较高水平的推动力量是家庭对风险偏好程度上升和宽松政府财政政策。2015 年之后自然利率水平下降的重要助推因素是生产技术和投资技术进步趋缓。生产技术和投资技术效率下降压低了自然利率水平，降低了货币政策实施的调控空间。

本文的定量分析结果对中国经济政策实施也具有重要意义。

第一，从样本期间自然利率、回购利率以及贷款利率水平来看，目前银行间市场利率水平整体水平仍偏低，对企业的贷款利率则显著较高，从而导致了部分企业融资难和金融机构高杠杆率共存的情形。这意味着中央银行的中性利率政策有必要引导银行间拆借市场利率提高并降低对企业的贷款利率水平，将银行利差保持在合理水平。

第二，人民银行当前通过吞吐基础货币调控包括商业银行在内的金融机构的信用创造和投向的有效性在下降，有必要加快从数量型货币调控框架转向以市场利率为中介目标的价格型货币调控框架。从本文分析来看，可将自然利率作为政策利率之锚，以政策利率为基础构建利率调控框架：将人民银行公开市场操作利率（逆回购和回购竞标利率）锚定在自然利率水平，然后通过已有的 SLF 和超额存款准备金利率为上下限建立起利率走廊，使得银行同业隔夜拆借或七日拆借利率在利率走廊内波动。从文中分析可以看到目前中国的自然利率波动比较大，所以初期利率走廊可采用非对称性上下限，宽度可适当大一些。同时人民银行需要通过宏观审慎管理政策引导资金供给方的风险偏好，对信用总量、结构和投向进行管理，避免信贷资金脱实入虚，实现“管货币，管信用”的目标，缓减金融周期和经济周期的共振，这也是对 2008 年金融大危机反思得出的共识。

第三，当前，生产技术和投资技术效率下降压低了中国的自然利率水平，通过积极实施包括减税、鼓励技术创新等在内的财税政策、产业政策提高要素生产率既是实现中国长期经济增长的需要，也是提升实施货币政策空间的需要。

参考文献

- 蔡群起、龚敏(2016):《中国的自然利率有多高——基于 DSGE 模型的再估算》,《财贸经济》,第 6 期。
- 邓创、吴泰岳、石柱鲜(2012):《我国潜在产出、自然利率与均衡汇率的联合估计及其应用》,《数理统计与管理》,第 3 期。
- 贺聪、项燕彪、陈一稀(2013):《我国均衡利率的估算》,《经济研究》,第 8 期。
- 李宏瑾、苏乃芳(2016):《货币理论与货币政策中的自然利率及其估算》,《世界经济》,第 12 期。
- Barsky, R., A. Justiniano and L. Melosi (2014): “The Natural Rate of Interest and Its Usefulness for Monetary Policy”, *American Economic Review*, 104, 37–43.
- Bernanke, B., M. Gertler and S. Gilchrist (1999): “The Financial Accelerator in A Quantitative Business Cycle Framework”, *Handbook of Macroeconomics*, 1, 1341–1393.

- Del Negro, M., D. Giannone, M. Giannoni and A. Tambalotti (2017): “Safety, Liquidity and the Natural Rate of Interest”, Federal Reserve Bank of New York, Staff Report, No. 812.
- Fries, S., J. Mesonnier, S. Mouabbi and J. Renne (2016): “National Natural Rates of Interest and the Single Monetary Policy in the Euro Area”, Banque de France, Working Paper, No. 611.
- Gerali, A. and S. Neri (2017): “Natural Rates across the Atlantic”, Bank of Italy, Temi di discussione, Economic Working Papers, 1140.
- Goldby, M., L. Laureys and K. Reinold (2015): “An Estimate of the UK’s Natural Rate of Interest”, Bank of England, Bank Underground, August 11.
- Holston, K., T. Laubach and J. Williams (2016): “Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants”, Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper, 2016–11.
- Hristov, A. (2016): “Measuring the Natural Rate of Interest in the Eurozone: A DSGE Perspective”, CESifo Forum, Ifo Institute-Leibniz Institute for Economic Research at the University of Munich, 17, 86–91.
- Kawamoto, T., T. Ozaki, N. Kato and K. Maehashi (2017): “Methodology for Estimating Output Gap and Potential Growth Rate: An Update”, Bank of Japan, Research Papers, 17–05–31
- Laubach, T. and J. Williams (2003): “Measuring the Natural Rate of Interest”, *Review of Economics and Statistics*, 85, 1063–1070.
- Laubach, T. and J. Williams (2016): “Measuring the Natural Rate of Interest Redux”, *Business Economics*, 51, 57–67.
- Lewis, K. and F. Vazquez-Grande (2017): “Measuring the Natural Rate of Interest: Alternative Specifications”, Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series, No. 2017–059.
- Pescatori, A. and J. Turunen (2016): “Lower for Longer: Neutral Rate in the U. S. ”, *IMF Economic Review*, 64, 708–731.
- Sajedi, R. and G. Thwaites (2016): “Why Are Real Interest Rates So Low? The Role of the Relative Price of Investment Goods”, *IMF Economic Review*, 64, 635–659.
- Smets, F. and R. Wouters (2007): “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach”, *American Economic Review*, 97, 586–606.
- Summers, L. (2013): “Policy Responses to Crises”, Speech at IMF 14th Annual Research Conference.
- Summers, L. (2015): “Demand Side Secular Stagnation”, *American Economic Review*, 105 60–65.
- Taylor, J. (2016): “Slow Economic Growth as a Phase in a Policy Performance Cycle”, *Journal of Policy Modeling*, 38, 415–620.

(责任编辑:周莉萍)