

短期利率波动测度与预测： 基于混频宏观－短期利率模型

尚玉皇 郑挺国

(西南财经大学 四川成都 611130; 厦门大学 福建厦门 361005)

摘 要: 经验研究表明宏观经济对识别短期利率及其波动现象具有重要影响。为合理引入宏观信息并精确拟合与预测短期利率波动行为,本文提出一种包含宏观因子的混频短期利率模型,即 BHK－MIDAS 模型。基于中国宏观及利率数据信息的研究结果表明:与传统短期利率模型相比,BHK－MIDAS 模型具有更优的样本内拟合效果;相对于货币政策指标而言,宏观基本面与通胀指标对短期利率波动的贡献更大;进一步地,混频模型还可以识别出受宏观因子显著影响的短期利率波动的长期成分;特别地,BHK－MIDAS 模型在短期利率波动样本外预测方面的良好表现,充分说明宏观因子在识别及预期短期利率波动行为方面的重要贡献。

关键词: 利率波动; 宏观因子; 混频; 长期成分; 预测

JEL 分类号: C32, E32 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2016)11-0047-16

一、引 言

短期利率不但在固定收益证券及其衍生品的定价方面起到至关重要的作用,而且其本身及波动行为也会显著影响金融市场参与者的行为决策。此外,短期利率作为重要的宏观经济指标能够很好地表征宏观经济及货币政策的运行态势。正如 Guidolin and Timmermann(2009)所言,精确预测短期利率行为对投资者的储蓄与投资决策乃至货币当局的政策实施都显得十分关键。因此,刻画短期利率动态及其波动行为一直是经济金融

收稿日期: 2015-09-23

作者简介: 尚玉皇,经济学博士,讲师,西南财经大学中国金融研究中心、金融安全协同创新中心,Email: syh@swufe.edu.cn.

郑挺国,经济学博士,教授,厦门大学经济学院统计系、王亚南经济研究院,Email: zhengt@ gmail.com.

* 本研究得到国家自然科学基金项目(71371160)、教育部新世纪优秀人才支持计划(NCET-13-0509)、教育部人文社会科学研究青年基金项目(16YJC790084)、四川省社科青年项目(SC15JR009)、中央高校基本业务经费(JBK160167)资助。作者衷心感谢匿名审稿人的有益评论和宝贵建议,当然文责自负。

学术界普遍关注的热点问题。

短期利率的理论模型构建肇始于 Merton(1973) 在资本资产定价模型框架下的研究工作。随后, Vasicek(1977)、Cox et al.(1985) 分别提出 Vasicek 模型和 CIR 模型。学者们对这些经典的短期利率模型进行离散化以便于开展实证研究,如 Chan et al.(1992) 提出的 CKLS 模型。需要指出的是,早期的短期利率模型忽视了利率波动的时变行为。自 Bollerslev(1986) 提出 GARCH 模型以来,出现了大量关注短期利率波动时变特征的金融计量模型,如 Brenner et al.(1996) 的 BHK 模型、Ait-Sahalia(1996) 的非线性漂移模型、Bali(2003) 的短期利率 SV 模型、Kalimipalli and Susmel(2004) 的区制转移 SV 模型等。

以上模型虽然可以较好地刻画短期利率波动的时变特征,但均无法说明宏观经济及货币政策对短期利率波动行为的重要影响。实际上,大量经验研究告诉我们短期利率与宏观经济及货币政策之间存在密切联系。例如,费雪效应阐释了名义利率和通胀预期的关联性。Carr(2011) 认为短期利率与通胀预期之间具有协同运动趋势,证实了费雪效应存在性。进一步地,Chua(2013) 指出短期利率动态受到货币政策及通胀预期的影响。除此之外,Taylor 规则告诉我们,通货膨胀与实际产出均会对短期利率产生影响。Duan et al.(2014) 认为许多宏观因子(如 GDP、CPI) 等与基准利率存在密切联系。由此可见,忽视宏观经济及货币政策的作用将不利于我们揭示短期利率波动背后的经济逻辑,同时也会对利率波动拟合及预测效果产生不良影响。如何构建引入宏观因子的短期利率模型是本文关注的核心问题。

虽然短期利率与宏观经济(货币政策)具有密切关联性的经验事实已被学术界广为接受,但现实经济中宏观、金融指标数据发布频率的非同步性为我们构建包含宏观因子的短期利率模型提出了严峻挑战。例如,宏观经济指标常以月度(CPI)或者季度(GDP)发布,而短期利率等金融指标则可以获得日度,甚至更高频率的观测信息。此时若采用传统的同频(低频)建模方法即临时加总则会损失重要的高频数据信息(Ghysels 2004、2007),而损失的高频数据信息可能会对我们所关注问题的估计和(即时)预测起到关键作用(Fuleky and Bonham 2013)。也就是说,考虑宏观指标在短期利率建模中的作用,往往以损失短期利率的高频信息为代价,同时也会失去模型预测的时效性及精确性,从而无法及时满足经济行为人的迫切要求。如何运用不同频率的宏观经济指标构建短期利率模型的问题依旧悬而未决,文献中迄今仍未给出令人满意的答案。

针对这一问题,我们首次基于不同频率的样本观测信息,构建一种包含宏观因子的混频短期利率模型。该模型可以及时利用宏观、金融指标的混频样本观测值以提高短期利率波动拟合与预测的时效性。值得关注的是,近年来混频数据建模引起了大量学者的浓厚兴趣。而 Ghysels et al.(2004、2007) 提出的混频数据抽样模型(MIDAS)更是备受关注,MIDAS 方法的主要优点是充分利用混频样本观测值所包含的信息量以提高模型估计的有效性同时消除有偏性,而且它对最新公布的数据信息加以利用,以提高预测的时效性。许多学者基于 MIDAS 模型进行经验研究。早期的研究中,MIDAS 模型主要应用于采

用高频数据信息预测低频指标。如: Clements and Galvão (2008, 2009)、Ghysels and Wright (2009)、郑挺国和尚玉皇(2013)等应用于宏观经济指标的实时预测;近年来,MIDAS方法还被应用于描述抵频观测值对高频数据信息的作用。基于波动率成分分解的视角,Engle et al. (2013)将波动率分解成长期成分和短期成分,其中长期成分由MIDAS模型刻画,进而提出GARCH-MIDAS模型,郑挺国和尚玉皇(2014)将该模型应用于中国股市波动率的研究。

基于Brenner et al. (1996)的BHK模型的研究框架,参考Engle et al. (2013)的混频波动率研究方法,我们构建出一种包含宏观因子的混频短期利率模型即BHK-MIDAS模型。本文的主要工作如下:首先,我们通过引入通货膨胀等低频宏观指标构造出BHK-MIDAS模型的具体设定形式,并实现对日度短期利率的样本内拟合;其次,文中将该模型与BHK模型进行对比分析,以说明混频模型在拟合方面的良好表现;再次,为说明混频模型拟合效果的可靠性,我们基于短期利率期限等方面进行稳健性检验;最后,本文通过滚窗方法考察了该模型的样本外预测效果,并计算MSE等指标比较分析其对BHK模型样本外预测改进效果。

本文余下部分结构安排如下:第二部分给出混频短期利率模型设定形式;第三部分对数据信息予以说明;第四部分为实证分析,包括样本内拟合、稳健性分析及样本外预测等;最后是结论与启示部分。

二、模 型

(一) 传统模型

在构建混频宏观BHK-MIDAS模型之前,我们首先介绍两个传统的短期利率模型即CKLS模型(Chen et al., 1992)和BHK模型(Brenner et al., 1996)。

许多短期利率模型均假设短期利率的瞬时变化由随机差分方程(SDE)描述。Chen et al. (1992)提出的CKLS模型具有如下SDE形式:

$$dr_t = (\mu + \eta r_t) dt + \sigma r_t^\gamma dW_t \quad (1)$$

其中, μ 和 η 表示刻画利率变化条件均值的参数。 σ 为利率波动参数, γ 则称为弹性参数,其度量了利率波动对利率水平的敏感度^①。 W 表示布朗运动过程。文献中, $\mu + \eta r_t$ 称为漂移项, σr_t^γ 则被视作扩散项。

进一步地,借助欧拉近似方法可将连续时间条件下的CKLS模型离散化,得到如下设定形式。

$$\Delta r_t = \mu + \eta r_{t-1} + \sigma r_{t-1}^\gamma \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\varepsilon_t \sim iidN(0, 1) \quad (3)$$

① 文献中通常将利率波动对利率水平的敏感度称为水平效应。

其中, $\Delta r_t = r_t - r_{t-1}$ 。离散化模型中待估参数的基本含义保持不变。离散化的 CKLS 模型为学者们进行经验研究提供了便利,使得短期利率模型的应用价值得以充分体现,也有利于我们检验与评判短期利率模型设定的合理性。

实际上,短期利率波动的时变特征这一典型事实已被普遍接受。CKLS 模型存在着一个明显缺陷——该模型忽略了利率波动的随机性。为了刻画短期利率波动的时变性, Brenner et al. (1996) 同时引入水平效应和 GARCH 效应,提出了 BHK 模型或水平 GARCH 模型。该模型可由如下方程表示:

$$\Delta r_t = \mu + \eta r_{t-1} + \sigma_t r_{t-1}^\gamma \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\sigma_t^2 = \varphi + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (5)$$

$$\varepsilon_t \sim iidN(0, 1) \quad (6)$$

其中, $\Delta r_t = r_t - r_{t-1}$, $u_t = \sigma_t r_{t-1}^\gamma \varepsilon_t$ 。与 CKLS 模型不同,该模型假设短期利率波动受到利率水平和信息冲击的共同影响。大量经验研究证实引入 GARCH 效应可以更好地描述短期利率的波动行为。

(二) 混频模型

虽然 BHK 模型可以刻画短期利率波动的时变特征,但是其忽略了宏观因子对利率波动的影响。正如 Engle and Rangel (2008) 所指出的那样,金融资产如股票收益率的时变方差会受到信息冲击事件作用强度和作用乘子 (Impact Multiplier) 的共同影响,而作用乘子依赖于宏观经济环境。同样,我们可以假设状态变量 z_t 表示整个宏观经济环境^②,则短期利率的波动成分可以表示为 $u_{t,l} = \sqrt{\tau_1(z_t)} r_{t-1}^\gamma \delta_{t,l}$ 。此时, $\delta_{t,l}$ 表示信息冲击的作用强度,其本身也会受到宏观经济状态的影响,则有 $\delta_{t,l} = \sqrt{\tau_2(z_t)} g_{t,l} \varepsilon_{t,l}$ 。在没有其他更多信息的情况下, $\tau_1(z_t)$ 和 $\tau_2(z_t)$ 这两种成分一般难以识别。因此,令 $\tau(z_t) = \tau_1(z_t) \tau_2(z_t)$, 则有:

$$\Delta r_{t,l} = \mu + \eta r_{t-1,l} + \sqrt{\tau(z_t)} g_{t,l} r_{t-1,l}^\gamma \varepsilon_{t,l} \quad (7)$$

其中, $\Delta r_{t,l}$ 表示在 l 月(季度、年)第 t 天的短期利率变化。 $\varepsilon_{t,l}$ 依旧服从条件标准正态分布。 $g_{t,l}$ 为短期成分,可视为非负的时间序列(如 GARCH 过程),表示短期的日度高频波动。该短期成分一般会受到利率市场日度流动性等其他短期因子的影响。 $\tau(z_t)$ 表示受宏观因子显著影响的长期成分。

实际上,式(7)可以作为式(4)的一般化形式,当长期成分 $\tau(z_t)$ 恒定为某一常数即不存在长期成分时,式(7)退化为式(4)。由此可见,通过对信息冲击进行成分分解,便于合理引入宏观信息来刻画短期利率波动行为。该方程不但包含了传统 BHK 模型中的水平效应和 GARCH 效应,而且基于长期成分强调了宏观因子的贡献。

对于短期成分 $g_{t,l}$ 可设定为如下 GARCH(1,1) 过程:

^② 本文规定状态变量的下标表示该状态变量的数据频率。一般而言,宏观经济变量的数据频率低于利率等其他金融市场收益率指标。

$$g_{t,l} = (1 - \alpha - \beta) + \alpha(\Delta r_{t,l} - \mu - \eta r_{t-1,l}) / \tau_l + \beta g_{t-1,l} \quad (8)$$

进一步地,参考 Engle et al. (2013),我们采用 Ghysels et al. (2004、2007) 提出的 MIDAS(混频数据抽样)方法刻画长期成分 τ_l 。为了更好地适用任何符号的宏观变量,我们将长期成分的对数形式设定如下:

$$\log(\tau_l) = m + \theta \sum_{k=1}^K \varphi_k(\omega_1, \omega_2) X_{l-k} \quad (9)$$

式(9)中, X_l 代表标准化的低频宏观变量。 K 表示低频宏观因子的最大滞后信息阶数(文献中一般称为 MIDAS 滞后年)。 $\varphi_k(\omega_1, \omega_2)$ 表示基于 Beta 函数构造的权重方程即:

$$\varphi_k(\omega_1, \omega_2) = \frac{f(k/K, \omega_1, \omega_2)}{\sum_{k=1}^K f(k/K, \omega_1, \omega_2)} \quad (10)$$

其中,

$$f(x, a, b) = \frac{x^{a-1} (1-x)^{b-1} \Gamma(a+b)}{\Gamma(a) \Gamma(b)} \quad (11)$$

上述式(7)至(11)共同构成混频宏观 BHK - MIDAS 短期利率模型,本文将其简称为 BHK - MIDAS 模型。对于该模型的参数估计,我们将基于极大似然估计方法加以实现。值得注意的是,BHK - MIDAS 模型中波动率部分由引入宏观变量的 GARCH 类波动率成分方程予以刻画,其由式(8)至(11)构成。但是式(7)至(11)中的所有参数需要同时估计。

三、数据说明

本文实证研究选取的样本数据主要包括日度 SHBOR(上海银行间同业拆借市场利率)数据以及通货膨胀等月度低频宏观经济指标。

首先,关于短期利率的经验研究中,国外学者通常使用以下三个指标作为短期利率的代理变量。一是期限为 3 个月的国债利率(Brenner et al., 1996、Hou and Suardi 2011);二是联邦基金利率(Bali and Wu 2006、Duan 2014);三是 7 天欧元利率(Ait-Sahalia, 1996; Hong and Li 2005)。而国内的相关经验研究主要采用银行间同业拆借利率或者 SHBOR 利率,参见杨宝臣和苏云鹏(2010)、郑挺国和宋涛(2011)、李旭超和蒋岳祥(2014)、孔继红(2014)等。本文将选取期限分别为 7 天和 30 天的 SHBOR 利率作为短期利率的代理变量。样本区间为 2006 年 10 月 8 日至 2015 年 2 月 28 日。数据来源于 WIND 金融资讯数据库。图 1 给出期限分别为 7 天和 30 天的 SHBOR 利率的日度信息。我们可以发现短期利率的变化具有明显的波动聚类现象,而且利率水平值越高,利率波动越大。

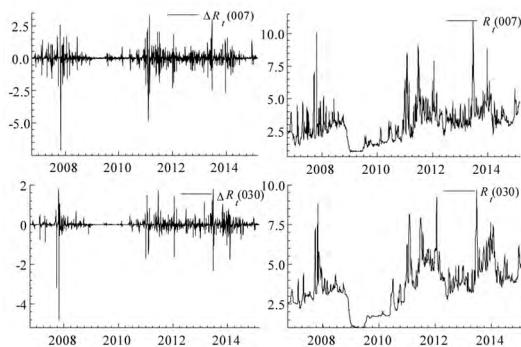


图 1 SHIBOR 利率日度信息(7 天和 30 天)

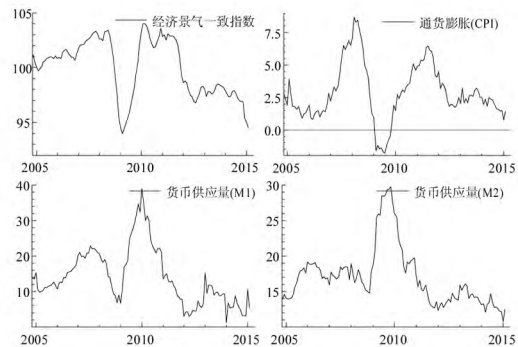


图 2 宏观经济指标月度信息

其次,鉴于短期利率与宏观经济及货币政策的关联性,本文将采用宏观基本面、通货膨胀及货币供应量共计三类指标。我们采用宏观经济景气一致指数^③作为宏观基本面的代理变量,其数据频率为月度。样本区间为 2004 年 10 月至 2015 年 2 月。数据来源于中国经济景气月报、WIND 金融资讯数据库。消费者价格指数(CPI)的月度同比增长率将作为通货膨胀的代理变量。样本区间为 2004 年 10 月至 2015 年 2 月。数据来源于 WIND 金融资讯数据库。本文还将选取不同口径的货币供应量即 M1 和 M2 的月度同比增长率作为货币政策的代理变量。其样本区间为 2004 年 10 月至 2015 年 2 月。数据来源于 WIND 金融资讯数据库。总之,本文选取的三类宏观指标具有一定代表性和新颖性。其分别代表了实体经济、价格水平及货币政策对短期利率的影响。图 2 描述了三类宏观变量的月度数据信息。

四、实证研究

(一) 短期利率拟合

我们分别使用 BHK 模型和包含宏观因子的 BHK - MIDS 模型对 7 天 SHIBOR 利率进行样本内拟合。其中,BHK - MIDS 模型分别引入经济景气一致指数(Con)、CPI、M1、M2 作为低频宏观因子并进行标准化处理。在 BHK - MIDAS(P, Q, R)模型中, P 和 Q 表示 GARCH 过程的滞后阶数,本文仅考虑 P 和 Q 取值为 1 的情况; R 表示 MIDAS 滤波所选取的滞后阶数情况,如当 R 为 1 时,文中表示 1 个 MIDAS 滞后年,其相当于低频指标包含滞后 12 个月的信息。我们由此得到 BHK - MIDAS(1, 1, 1)模型,同理还可构造出 BHK - MIDAS(1, 1, 2)模型。为稳健起见,这里给出 BHK - MIDAS(1, 1, 2)模型的估计结果,如

^③ 中国经济景气监测中心一致指数由工业企业利润、居民可支配收入、进出口、投资等宏观指标构建;先行指数则由货币供应量、工业产品产销率、消费者预期指数、恒生中国内地物流指数等指标构建。代表宏观基本面的指标还可以选取季度 GDP 和月度工业增加值等指标。但是 GDP 为季度数据,相对于其他月度频率的宏观变量通常表现出时效性差的劣势。若工业增加值(IP)等指标来代替 GDP 又不能全面反映宏观经济运行状况。

表 1 所示。

表 1 BHK - MIDAS 模型估计结果: 7 天 SHIBOR

	BHK (1,1)	BHK - M - Con (1,1,2)	BHK - M - CPI (1,1,2)	BHK - M - M1 (1,1,2)	BHK - M - M2 (1,1,2)
μ	0.0039 (0.0060)	0.0059 (0.0049)	0.0098 *** (0.0023)	0.0005 (0.0656)	0.0015 (0.0087)
η	0.0019 (0.0034)	-0.0037 (0.0511)	-0.0088 (0.0135)	0.0034 (0.0231)	0.0034 (0.0112)
γ	1.0001 *** (0.0616)	0.8021 *** (0.0632)	0.2722 *** (0.0058)	1.1915 *** (0.0488)	1.1695 *** (0.0766)
φ	0.0004 *** (0.0001)				
α	0.0140 *** (0.0038)	0.0582 *** (0.0193)	0.3270 *** (0.0068)	0.0089 *** (0.0015)	0.0087 *** (0.0022)
β	0.8299 *** (0.0158)	0.6376 *** (0.0312)	0.6325 *** (0.0102)	0.8172 *** (0.0161)	0.8283 *** (0.0223)
m		-5.5687 *** (0.1378)	-3.6525 *** (0.0374)	-6.5122 *** (0.0720)	-6.4516 *** (0.1028)
θ		0.9963 *** (0.1946)	1.4605 *** (0.0185)	0.6608 *** (0.2003)	0.7705 *** (0.0708)
ω		34.1073 * (18.3630)	49.5443 *** (0.6034)	4.6125 *** (0.4206)	0.9582 *** (0.0366)
Log - L	1924.8721	2029.7011	2016.8752	1969.3062	1946.5222
AIC	-1.8284	-1.9263	-1.9141	-1.8688	-1.8471
H - Q	-1.8225	-1.9185	-1.9062	-1.8609	-1.8392

注: BHK(1,1) 表示波动率部分设定为 GARCH(1,1) 的 BHK 模型; BHK - M - Con、BHK - M - CPI、BHK - M - M1、BHK - M - M2 分别表示包含宏观景气一致指数、通货膨胀、货币供应量 M1、M2 的 BHK - MIDAS 模型。Log - L 表示对数极大似然值; AIC 和 H - Q 分别表示模型选择信息准则。括号内的值表示稳健标准误差, *、**、*** 分别表示待估参数在 10%、5%、1% 的显著性水平下是显著的。

表 1 中第 2 ~ 5 列分别报告了包含宏观景气一致指数、通货膨胀、货币供应量 M1、货币供应量 M2 的 BHK - MIDAS 模型估计结果。我们可以发现: 首先, 混频模型的许多参数估计值均能够表现出统计意义上的显著性。参数 ω 的估计结果^④能够说明低频宏观因子的滞后信息对短期利率波动长期成分的最优贡献权重。特别地, 参数 θ 的估计结果表明宏观因子对长期成分具有显著影响, 充分体现出宏观因子的重要性; 其次, 依据 AIC 和 HQ 信息准则, 可以得知各类混频模型的拟合效果均优于同频 BHK 模型, 说明混频模型在刻画中国短期利率波动方面的明显优势; 最后, 就宏观因子本身而言, 包含宏观基本面

④ 参考 Engle et al. (2013) 等, 这里对权重方程式 (10) 的估计, 约束参数 $\omega_1 = 1$, 仅估计参数 ω_2 。

和价格水平的 BHK - MIDAS 模型的拟合值优于基于货币供应量信息的相应结果, 这表明中国宏观经济更加倾向于依赖泰勒规则的作用机制影响短期利率波动尤其是短期利率波动的长期成分。

进一步地, 为了更加直观地说明宏观因子基于长期成分对短期利率波动的贡献。我们分别计算出混频模型条件标准差及长期成分等信息^⑤, 见图 3。如图所示, 基于 CPI 信息的条件标准差与残差绝对值高度吻合, 说明中国短期利率波动时变特征被各类混频模型所捕捉。尤为重要的是, 各类混频模型所刻画的长期成分并非某恒定常数而是具有时变特征, 其呈现出与条件标准差大体一致的变化趋势。这表明混频模型可以提取出传统 BHK 模型所无法识别的时变长期成分, 并进一步将长期成分的变化归因于宏观基本面等因素。

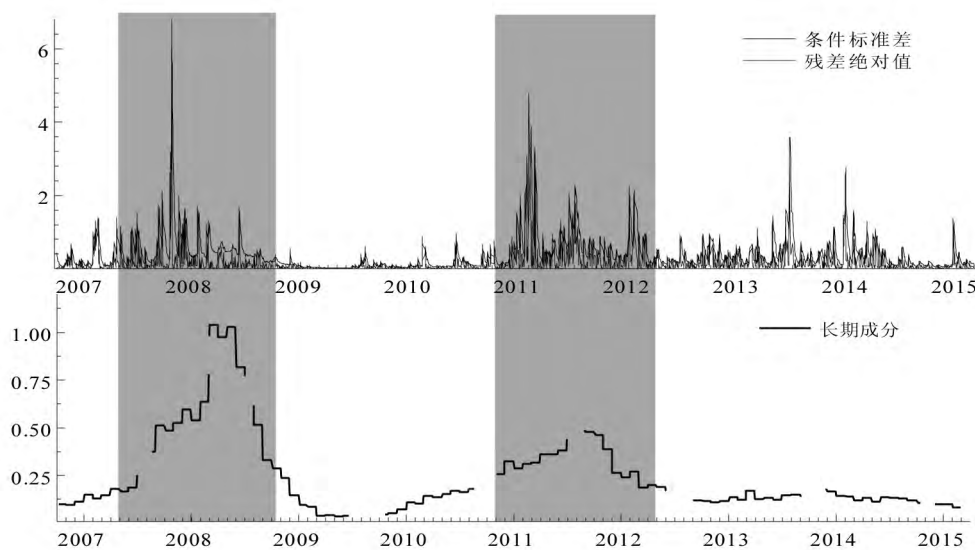


图3 BHK - M - CPI(1,1,2) 模型估计的方差信息

此外, 为说明 BHK - MIDAS 模型在描述短期利率波动时变特征方面的良好表现, 本文给出各类模型标准化残差, 如图 4 所示。从图中我们可以发现波动聚类现象基本消除, 标准化残差表现出平稳时间序列特征。进一步地, 本文还采用 Ljung - Box 检验来说明标准化残差的平稳性。表 2 报告了各类模型 Ljung - Box 检验结果, 基于检验统计量及相应 P 值, 我们可以发现各类模型计算标准化残差均具有统计意义上平稳性, 说明短期利率波动时变特征被混频模型充分捕捉。

^⑤ 限于篇幅及重要性, 这里仅对 BHK - M - CPI(1,1,2) 模型的计算结果予以展示, 其他模型的计算结果感兴趣的读者可以向作者索取。

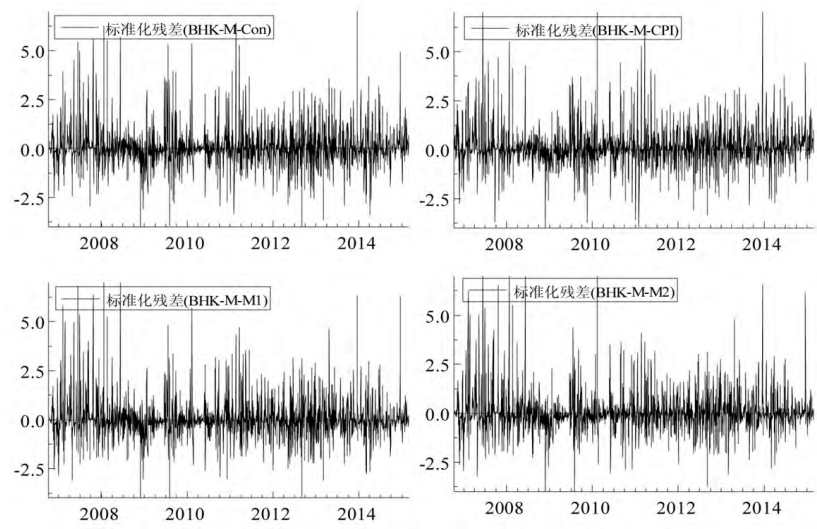


图 4 BHK - MIDAS (1 1 2) 模型计算的标准化残差

表 2 Ljung - Box 检验: 标准残差平稳性

	BHK - M - Con	BHK - M - CPI	BHK - M - M1	BHK - M - M2
Q(2)	35. 5582 ***	38. 3004 ***	33. 4731 ***	33. 9144 ***
Q(5)	40. 7213 ***	40. 9304 ***	40. 7859 ***	41. 6814 ***
Q(10)	50. 7486 ***	49. 4611 ***	48. 6927 ***	50. 1155 ***
Q(15)	58. 4431 ***	56. 6572 ***	52. 6608 ***	53. 7290 ***
Q(20)	81. 2700 ***	78. 2814 ***	68. 1947 ***	68. 2562 ***

注: BHK - M - Con、BHK - M - CPI、BHK - M - M1、BHK - M - M2 分别表示包含宏观景气一致指数、通货膨胀、货币供应量 M1、M2 的 BHK - MIDAS 模型; Q(2)、Q(5)、Q(10)、Q(15)、Q(20) 分别表示不同滞后阶数情况下 Ljung - Box 检验统计量; *、**、*** 分别表示标准残差在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著拒绝原假设。

(二) 稳健性分析

上述分析结果说明了 BHK - MIDAS 模型在刻画中国短期利率波动方面的良好表现。为说明以上研究结论的可靠性, 本文将从低频指标最优滞后阶数及短期利率期限两个方面进行稳健性分析。

表 3 基于景气一致指数、通货膨胀的 BHK - MIDAS 模型估计结果: 7 天 SHIBOR

	BHK - M - Con (1 1 0.5)	BHK - M - Con (1 1 1)	BHK - M - CPI (1 1 0.5)	BHK - M - CPI (1 1 1)
μ	0.0060* (0.0033)	0.0059 (0.0063)	0.0098 (0.0060)	0.0098 (0.1361)
η	-0.0037 (0.0023)	-0.0037 (0.0042)	-0.0088*** (0.0024)	-0.0088 (1.1148)
γ	0.7984*** (0.0275)	0.8010*** (0.0480)	0.2696*** (0.0370)	0.2714*** (0.1082)
α	0.0591*** (0.0063)	0.0584*** (0.0225)	0.3271*** (0.0415)	0.3271*** (0.0022)
β	0.6371*** (0.0255)	0.6375*** (0.1291)	0.6353*** (0.0213)	0.6332*** (0.0223)
m	-5.5648*** (0.0885)	-5.5675*** (0.0841)	-3.6039*** (0.9428)	-3.6383*** (0.9658)
θ	1.0008*** (0.0145)	0.9977*** (0.1105)	0.6608*** (0.2003)	1.4623* (0.8413)
ω	6.6653*** (0.2825)	15.8035 (10.1951)	1.4667*** (0.0862)	22.6904*** (5.2787)
Log - L	2029.8323	2029.7399	2017.1714	2016.9527
AIC	-1.9265	-1.9264	-1.9144	-1.9142
H - Q	-1.9186	-1.9185	-1.9065	-1.9063

注: BHK - M - Con、BHK - M - CPI 分别表示包含宏观景气一致指数、通货膨胀的 BHK - MIDAS 模型。Log - L 表示对数极大似然值; AIC 和 H - Q 分别表示模型选择信息准则。括号内的值表示稳健标准误差, *、**、*** 分别表示待估参数在 10%、5%、1% 的显著性水平下是显著的。

表 3 报告了基于景气一致指数、通货膨胀的 BHK - MIDAS 模型估计结果。与表 1 不同的是, 这里模型估计选取的低频宏观指标最大滞后阶数分别为 6 个月和 12 个月。低频指标滞后阶数的选择具有明显的经济意义, 这表明了宏观指标对长期成分有效作用期限。对比表 1 和表 3 的相应估计结果, 可以发现混频模型拟合结果依旧优于同频模型。另外, 随着滞后阶数的减少, 模型拟合效果随之改善。这表明宏观基本面和通胀指标对短期利率长期成分的作用期限较短, 滞后 6 个月的信息可以很好地刻画长期成分, 而滞后期更长的宏观信息则不会对长期成分产生作用。类似地, 表 4 报告出货币供应量指标的相应估计结果。与表 3 中宏观基本面及通胀指标不同的是, 随着滞后阶数的减少, 模型拟合效果则会随之变差。这说明滞后更长期的货币供应量信息还会贡献于短期利率波动的长期成分, 意味着货币供应量信息对短期利率波动作用期限更长。

表 4 基于货币供应量 M1 和 M2 的 BHK - MIDAS 模型估计结果: 7 天 SHIBOR

	BHK - M - M1 (1 1 0.5)	BHK - M - M1 (1 1 1)	BHK - M - M2 (1 1 0.5)	BHK - M - M2 (1 1 1)
μ	-0.0004 (0.0101)	0.0002 (0.0042)	0.0011 (0.0048)	0.0016 (0.0091)
η	0.0039 (0.0610)	0.0035 (0.0026)	0.0033 (0.0030)	0.0029 (0.0044)
γ	1.2034 *** (0.0275)	1.1888 *** (0.0527)	1.1029 *** (0.0336)	1.1040 *** (0.0314)
α	0.0081 *** (0.0012)	0.0087 *** (0.0019)	0.0102 *** (0.0016)	0.0101 *** (0.0022)
β	0.8250 *** (0.0183)	0.8221 *** (0.0173)	0.8442 *** (0.0112)	0.8465 *** (0.0181)
m	-6.5145 *** (0.0688)	-6.5074 *** (0.1059)	-6.4204 *** (0.0767)	-6.4657 *** (0.0686)
θ	0.5727 *** (0.0322)	0.6080 *** (0.0604)	0.3171 *** (0.0373)	0.4187 *** (0.0266)
ω	1.0640 *** (0.1235)	2.4832 * (0.6658)	0.6121 *** (0.0702)	0.9686 *** (0.0190)
Log - L	1967.9821	1968.3431	1934.8174	1936.8857
AIC	-1.8675	-1.8679	-1.8359	-1.8379
H - Q	-1.8597	-1.8600	-1.8281	-1.8300

注: BHK - M - M1、BHK - M - M2 分别表示包含货币供应量 M1、M2 的 BHK - MIDAS 模型。Log - L 表示对数极大似然值; AIC 和 H - Q 分别表示模型选择信息准则。括号内的值表示稳健标准误差, *、**、*** 分别表示待估参数在 10%、5%、1% 的显著性水平下是显著的。

稳健性分析方面,我们还考察 BHK - MIDAS 模型对不同期限短期利率的估计情况。表 5 报告了期限为 30 天 SHIBOR 利率的估计结果。首先,混频模型的关键参数估计值依旧具有统计意义上的显著性;其次,与同频 BHK 模型相比,各类混频模型仍然表现出更优的拟合效果;最后,包含宏观基本面和价格水平的 BHK - MIDAS 模型的拟合值依旧优于基于货币供应量信息的估计结果。总之,选择不同期限的短期利率同样可以得到类似的研究结论,充分说明了 BHK - MIDAS 模型适用性及研究结论的可靠性。

表 5 BHK - MIDAS 模型估计结果: 30 天 SHIBOR

	BHK (1, 1)	BHK - M - Con (1, 1, 2)	BHK - M - CPI (1, 1, 2)	BHK - M - M1 (1, 1, 2)	BHK - M - M2 (1, 1, 2)
μ	0.0042 *** (0.0015)	-0.0058 *** (0.0007)	0.0003 (0.0077)	0.0019 (0.0178)	0.0016 (0.0052)
η	-0.0045 *** (0.0007)	0.0018 *** (0.0004)	-0.0011 (0.1485)	-0.0034 (0.0074)	-0.0016 (0.0030)
γ	0.3894 * (0.2118)	0.2559 *** (0.0162)	0.2673 *** (0.0058)	0.3426 *** (0.0153)	0.3044 *** (0.0766)
$\varphi^* 10^{-4}$	0.1656 *** (0.1126)				
α	0.3899 *** (0.2247)	0.3451 *** (0.0128)	0.3667 *** (0.0140)	0.3599 *** (0.0140)	0.3732 *** (0.0301)
β	0.6101 *** (0.0147)	0.6527 *** (0.0128)	0.6308 *** (0.0143)	0.6397 *** (0.0138)	0.6005 *** (0.0267)
m		-4.6874 *** (0.4014)	-3.0306 *** (0.5170)	-4.6859 *** (1.7670)	-4.7346 *** (0.7197)
θ		4.0935 *** (0.2380)	1.3484 *** (0.0612)	0.6608 *** (0.2003)	-1.2436 *** (0.2175)
ω		2.7596 *** (0.1469)	8.7283 *** (1.2452)	1.0119 *** (0.0868)	59.9053 *** (13.1909)
Log - L	3474.0672	3604.7267	3569.5205	3491.9814	3549.7099
AIC	-3.3045	-3.4271	-3.3935	-3.3197	-3.3747
H - Q	-3.2986	-3.4192	-3.3857	-3.3118	-3.3668

注: BHK(1, 1) 表示波动率部分设定为 GARCH(1, 1) 的 BHK 模型; BHK - M - Con、BHK - M - CPI、BHK - M - M1、BHK - M - M2 分别表示包含宏观景气一致指数、通货膨胀、货币供应量 M1、M2 的 BHK - MIDAS 模型。Log - L 表示对数极大似然值; AIC 和 H - Q 分别表示模型选择信息准则。括号内的值表示稳健标准误差, *, **, *** 分别表示待估参数在 10%、5%、1% 的显著性水平下是显著的。

(三) 样本外预测

以上分析主要强调 BHK - MIDAS 模型在样本内拟合等方面的表现。进一步地, 我们将考察该模型对短期利率波动样本外预测的贡献。本文将采用滚窗的样本外预测方法研究 BHK - MIDAS 模型对基准模型预测精度的改进效果。这里选择 BHK 模型作为基准模型。本文设定的滚窗样本外预测区间为 2013 年 3 月 1 日至 2015 年 2 月 28 日共计 24 个月。

表 6 滚动窗宽样本外预测: 常方差

	<i>MAE</i>	<i>RMSE</i>	<i>rMAE</i>	<i>rRMSE</i>
BHK	0.1904	0.4138	- -	- -
BHK - M - Con	0.1808	0.3764	0.9496	0.9096
BHK - M - CPI	0.1589	0.3648	0.8346	0.8816
BHK - M - M1	0.1679	0.4129	0.8818	0.9978
BHK - M - M2	0.1888	0.3613	0.9916	0.8731

注: BHK(1,1) 表示波动率部分设定为 GARCH(1,1) 的 BHK 模型; BHK - M - Con、BHK - M - CPI、BHK - M - M1、BHK - M - M2 分别表示包含宏观景气一致指数、通货膨胀、货币供应量 M1、货币供应量 M2 的 BHK - MIDAS 模型。

样本外预测效果的评价标准为 MAE(预测绝对误差) 和 RMSE(预测方根误差) 。其具体计算方法为: $MAE = (\sum_{i=1}^L | RSE_i^2 - h_i^2 |) / L$, $RMSE = (\sum_{i=1}^L (RSE_i^2 - h_i^2)^2) / L$ 。其中, RSE_i^2 表示短期利率波动代理变量, h_i^2 表示模型估计的条件方差。本文分别选择常方差(Kalimipallid and Susmel 2004) ⑥和利率差分绝对值(Hou and Suardi 2011) ⑦作为利率波动的代理变量。此外, 我们还利用基准模型的预测结果来计算 rMAE(相对预测绝对误差) ⑧和 rRMSE(相对预测绝对误差) 以分析 BHK - MIDAS 模型在改进基准模型预测精度方面的贡献。

表 6 和表 7 汇总了分别基于常方差和利率差分绝对值方法计算的各类 BHK - MIDAS 模型预测评价结果。总体而言, 各类 BHK - MIDAS 模型样本外预测效果均优于基准的 BHK 模型。这表明引入宏观因子可以改进传统短期利率模型的样本外预测效果, 宏观经济及货币政策能够为短期利率波动预测提供有效信息。就宏观因子本身而言, 基于通胀指标的 BHK - MIDAS 模型样本外预测效果表现最好, 说明当前物价水平对未来短期利率波动具有一定贡献。

⑥ Kalimipallid and Susmel(2004) 基于如下模型: $\Delta r_t - (\hat{a}_0 + \hat{a}_1 r_{t-1}) = RSE_t$, $RSE_t = \sqrt{hr_{t-1}^{2\alpha}} \varepsilon_1$, 来计算常方差(Constant Variance) 。

⑦ Hou and Suardi(2011) 短期利率波动代理变量的计算方法为: $RSE_t = | r_t - r_{t-1} |$ 。

⑧ 相对指标 rMAE(rRMSE) 的计算方法如下: 基于相同样本条件下, 采用混频模型得到的 MAE(RMSE) 除以基准模型的 MAE(RMSE) 。

表 7 滚动窗宽样本外预测: 利率差分绝对值

	MAE	MSE	rMAE	rMSE
BHK	0.1913	0.4104	--	--
BHK - M - Con	0.1830	0.3782	0.9564	0.9217
BHK - M - CPI	0.1786	0.3648	0.9379	0.8816
BHK - M - M1	0.1662	0.4076	0.8727	0.9849
BHK - M - M2	0.1903	0.3630	0.9995	0.8773

注: BHK(1, μ) 表示波动率部分设定为 GARCH(1, μ) 的 BHK 模型; BHK - M - Con、BHK - M - CPI、BHK - M - M1、BHK - M - M2 分别表示包含宏观景气一致指数、通货膨胀、货币供应量 M1、M2 的 BHK - MIDAS 模型。

五、结论与启示

目前中国正在加速利率市场化进程,考察宏观经济对短期利率波动的影响是一项重要的研究课题。一方面,构建混频短期利率模型可以拓展出新的模型的设定形式,有助于我们发现短期利率及其波动行为的新特征。另一方面,基于混频模型更加准确及时地实现短期利率的拟合预测,这对货币当局微调货币政策及金融市场参与者优化投资策略均有重要的参考意义。

我们在传统短期利率模型的基础上,充分利用混频数据建模的优势,提出一种包含宏观因子的短期利率模型,即 BHK - MIDAS 模型,并基于中国数据的信息进行经验研究。本文的主要结论如下:

首先,与传统短期利率模型相比,BHK - MIDAS 模型对短期利率波动具有良好的样本内拟合效果。特别地,与货币供应量相比,宏观基本面及价格水平的拟合效果更好;其次,混频模型能够识别出短期利率波动的时变长期成分,而长期成分主要来源于宏观因子的贡献;再次,稳健性分析表明 BHK - MIDAS 模型在刻画中国短期利率波动方面的适用性及可靠性;最后,BHK - MIDAS 模型对短期利率波动的样本外预测具有良好表现,充分体现出引入宏观因子构建混频短期利率模型的现实意义。

参考文献

- [1] 洪永森和林海. 2006,《中国市场利率动态研究——基于短期国债回购利率的实证分析》,《经济学(季刊)》第 1 期,第 511 ~ 532 页。
- [2] 孔继红. 2014,《基于非对称扩散跳跃过程的利率模型研究》,《数量经济技术经济研究》第 11 期,第 103 ~ 117 + 145 页。
- [3] 李旭超和蒋岳祥. 2014,《SHIBOR 的波动特征和动态风险分析——基于 AR - TARCH - EVT 模型的实证研究》,《南方经济》第 5 期,第 42 ~ 51 + 68 页。
- [4] 杨宝臣和苏云鹏. 2010,《SHIBOR 市场利率期限结构实证研究》,《电子科技大学学报(社科版)》第 5 期,第 39 ~

45 页。

- [5] 郑挺国和尚玉皇 2013,《金融指标对中国 GDP 混频预测分析》,《金融研究》第 5 期,第 16 ~ 29 页。
- [6] 郑挺国和尚玉皇 2014,《基于宏观基本面的股市波动度量与预测》,《世界经济》第 12 期,第 118 ~ 139 页。
- [7] 郑挺国和宋涛 2011,《中国短期利率的随机波动与区制转移性》,《管理科学学报》第 1 期,第 38 ~ 49 页。
- [8] Ait-Sahalia, Y. 1996. "Testing Continuous-time Models of the Spot Interest Rate." *Review of Financial Studies*, 9 (2): 385 ~ 426.
- [9] Andritzky, J. R., Bannister G. J., Tamirisa N. T. 2007. "The Impact of Macroeconomic Announcements on Emerging Market bonds." *Emerging Markets Review*, 8(1): 20 ~ 37.
- [10] Bali, T. G., Wu L. 2006. "A Comprehensive Analysis of the Short-term Interest-rate Dynamics." *Journal of Banking and Finance*, 30(4): 1269 ~ 1290.
- [11] Brenner, R. J., Harjes, R. H., Kroner, K. F. 1996. "Another Look at Models of the Short-term Interest Rate." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31(1): 85 ~ 107.
- [12] Bollerslev, T. 1986. "Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity." *Journal of Econometrics*, 31(3): 307 ~ 327.
- [13] Bali, T. G. 2003. "Modeling the Stochastic Behavior of Short-term Interest Rates: Pricing Implications for Discount Bonds." *Journal of banking and finance*, 27(2): 201 ~ 228.
- [14] Carr, J. 2011. "Money Supply, Interest Rates and the Yield Curve." *Journal of Money, Credit and Banking*, 4(3): 582 ~ 594.
- [15] Chan, K. C., Karolyi, G. A., Longstaff, F. A., Sanders, A. B. 1992. "An Empirical Comparison of Alternative Models of the Short-term Interest Rates." *Journal of Finance*, 47(3): 1209 ~ 1227.
- [16] Chua, C. L., Suardi S., Tsiaplias S. 2013. "Predicting short-term Interest Rates Using Bayesian Model Averaging: Evidence from Weekly and High Frequency Data." *International Journal of Forecasting*, 29(3): 442 ~ 455.
- [17] Cox, J., Ingersoll, J., Ross, S. 1985. "A Theory of the Term Structure of Interest Rates." *Econometrica*, 53(2): 385 ~ 407.
- [18] Chun, A. L. 2011. "Expectations, Bond Yields, and Monetary Policy." *Review of Financial Studies*, 24(1): 208 ~ 247.
- [19] Clements, M. P. and Galvão A. B. 2008. "Macroeconomic Forecasting with Mixed-frequency Data: Forecasting US Output Growth." *Journal of Business and Economic Statistics*, 26(4): 546 ~ 554.
- [20] Clements, M. P. and Galvão A. B. 2009. "Forecasting US Output Growth Using Leading Indicators: An Appraisal Using MIDAS Models." *Journal of Applied Econometrics*, 24(7): 1187 ~ 1206.
- [21] Duan, Q., Wei Y., Chen Z. 2014. "Relationship Between the Benchmark Interest Rate and a Macroeconomic Indicator." *Economic Modelling*, 38: 220 ~ 226.
- [22] Engle, R. F., Ghysels E., Sohn B. 2013. "Stock Market Volatility and Macroeconomic Fundamentals." *Review of Economics and Statistics*, 95(3): 776 ~ 797.
- [23] Engle, R. F. and Rangel J. G. 2008. "The Spline-GARCH Model for Low-frequency Volatility and Its Global Macroeconomic Causes." *Review of Financial Studies*, 21: 1187 ~ 1222.
- [24] Faust J., Rogers J. H., Wang S. Y. B., Wright J. H. 2007. "The High-frequency Response of Exchange Rates and Interest Rates to Macroeconomic Announcements." *Journal of Monetary Economics*, 54(4): 1051 ~ 1068.
- [25] Fuleky, P. and Bonham C. S. 2013. "Forecasting with Mixed Frequency Samples: the Case of Common Trends." *Working Papers*, 201316.
- [26] Ghysels, E., Santa-Clara, P., and Valkanov R. 2004. "The MIDAS Touch: Mixed Data Sampling Regressions." *Mimeo*, Chapel Hill, N. C.

- [27] Ghysels, E., Sinko A., and Valkanov R. 2007. "MIDAS Regressions: Further Results and New Directions." *Econometric Reviews*, 26(1): 53 ~ 90.
- [28] Ghysels, E. and Wright, J. H. 2009. "Forecasting Professional Forecasters." *Journal of Business and Economic Statistics*, 27(4): 504 ~ 516.
- [29] Guidolin M., Timmermann A. 2009. "Forecasts of US short – term Interest Rates: A Flexible Forecast Combination Approach." *Journal of Econometrics*, 150(2): 297 ~ 311.
- [30] Hou A. J., Suardi S. 2011. "Modelling and Forecasting Short – term Interest Rate Volatility: A Semiparametric Approach." *Journal of Empirical Finance*, 18(4): 692 ~ 710.
- [31] Hong, Y., Li, H. 2005. "Nonparametric Specification Testing for Continuous – time Models with Applications to Spot Interest rates." *Review of Financial Studies*, 18(1): 37 ~ 84.
- [32] Kalimipalli, M., Susmel R. 2004. "Regime – switching Stochastic Volatility and Short – term Interest Rates." *Journal of Empirical Finance*, 11(3): 309 ~ 329.
- [33] Kung, H. 2015. "Macroeconomic Linkages between Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates." *Journal of Financial Economics*, 115(1): 42 ~ 57.
- [34] Merton, R. C. 1973. "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model." *Econometrica*, 41(5): 867 ~ 887.
- [35] Rigobon, R., Sack B. 2004. "The Impact of Monetary Policy on Asset Prices." *Journal of Monetary Economics*, 51(8): 1553 ~ 1575.
- [36] Vasicek, O. 1977. "An Equilibrium Characterization of the Term Structure." *Journal of Financial Economics*, 5(2): 177 ~ 188.

Measuring and Forecasting Short Rate's Volatility: Based on Mixed Frequency Short Rate Model with Macro Factor

SHANG Yuhuang ZHENG Tingguo

(Southwestern University of Finance and Economics; Xiamen University)

Abstract: Many empirical studies show that macroeconomic play important rule in short rate and its volatility behavior. For better fitting and forecasting the volatility of short rate with macroeconomic information, this paper proposes the mixed frequency short rate model with macro factors, namely BHK – MIDAS model. Based on the Chinese data we find that: compared with the traditional short rate model, BHK – MIDAS model exhibits the better in – sample performance. The macro fundamental and price indicator contribute more for the volatility of short rate than that of monetary policy indicators. Furthermore, mixed frequency model can identify the time vary long term component affected by macro factors. Particularly, BHK – MIDAS model presents the better out – sample performance too. It is implied that the macro factors contribute substantially to identification and prediction of short rate's volatility.

Key words: Rate's Volatility, Macro Factor, Mixed Frequency, Long Term Component, Forecasting

(责任编辑: 林梦瑶) (校对: ZL)