

# 随机过程、信息传导及套期保值功能<sup>①</sup>

## ——基于中国国债期货与现货的实证检验

付剑茹, 王娟, 叶猛华

(江西师范大学 财政金融学院, 江西 南昌 330022)

**摘要:**采用 ADF 三阶段检验方法探讨中国国债期货和国债现货指数的随机过程,采用协整检验、GRANGE 因果检验和方差分解检验对期货现货价格的领先滞后及信息传导机制进行研究。采用动态 EC-VAR-DCC-GARCH 模型探究国债期货的套期保值功能及套期保值模型的选择。实证结果表明:中国国债期货和国债现货指数均呈现纯随机游走过程。国债期货与现货之间存在长期的稳定均衡。从长期看,现货价格领先于期货价格,信息由现货市场传导至期货市场,期货市场进行调整以达到期货现货的长期稳定均衡,但调整速度较为缓慢,期货现货存在较为长期的非稳定均衡状态。短期而言,期货价格领先于现货价格,现货价格受期货价格引导,信息由期货市场传导至现货市场。无论是样本内,还是样本外,国债期货的单日套期保值效果并不理想。采用主力合约进行套期保值较采用其他两种合约效果更好。静态模型套期保值效率没有显著差异。动态模型的样本内套期保值效率略优于静态模型,但样本外套期保值效率则明显劣于静态模型。

**关键词:**国债期货;随机过程;信息传导;套期保值

**中图分类号:**F830.91 **文献标识码:**A **文章编号:**2095-0098(2019)01-0049-13

### 一、引言

国债期货具有定价和避险作用,但是由于 327 国债事件的发生,1995 年 5 月 17 日,国债期货被暂停。时隔 18 年,也就是 2013 年 9 月 6 日,国债期货于中国金融期货交易所重新上市交易。首先推出的是 5 年期国债期货。2015 年 3 月 20 日,10 年期国债期货也正式推出。国债期货重新上市前以及上市后,学界和业界对国债期货进行了较为深入的研究。

交通银行上海市分行课题组(2013)<sup>[1]</sup>研究了美国银行业包括利率期货在内的多种避险工具的避险绩效,希望能够给予中国商业银行一定的利率避险经验和建议。该文认为状态转换的动态条件相关系数 GARCH 模型相较于其他的方法,有望提供较精确的模型参数估计,达到更优良的避险绩效。该文对国债期货的市场运行情况的了解均来自 2012 年开始的仿真模拟情况以及对国外情况的对比分析。

袁朝阳和刘展言(2012)<sup>[2]</sup>运用国债期货仿真交易数据,对国债期货价格表现和套期保值进行实证研究,发现国债期货与现货价格存在均衡关系,且初步表现出一定的风险规避功能。还从理论上探讨了国债期货

<sup>①</sup> 2015 年 10 月 24 日,中国人民银行宣布对商业银行和农村合作金融机构等不再设置存款利率浮动上限。一般认为,中国的利率市场化至此基本完成。

**收稿日期:**2018-10-30

**基金项目:**国家自然科学基金项目“基于家庭农场和背景风险的农产品期货套期保值和生产研究”(71661014);国家自然科学基金项目“基于模型/参数不确定性的股指期货最优套期保值比贝叶斯研究”(71261010);江西省教育厅 2014 年科技项目“Knight 不确定性下股指期货最优套期保值比贝叶斯决策研究”(GJJ14724)

**作者简介:**付剑茹(1974-),男,江西高安人,博士,教授,博士生导师,研究方向为金融工程和金融计量。

市场功能发挥与利率市场化的关系。周冰和陈杨龙(2013)<sup>[3]</sup>在国内外学者的研究基础上,分析了国债期货规避风险和价格发现的核心功能重要地位,并结合我国利率市场化进程研究了国债期货核心功能发挥的市场条件,最后利用国债期货仿真交易数据实证分析了仿真合约在规避风险和价格发现中功能的发挥程度。何平和刘泽豪(2017)<sup>[4]</sup>采用双重差分模型和双向集群标准误差调整,研究了我国重启国债期货交易后,对利率市场波动性的影响;发现,不管是仿真交易还是正式交易,都会降低利率市场的波动性。谢太峰和刘格华(2018)<sup>[5]</sup>以2015年10月24日前后两个时间段,对中国国债期货和现货的价格发现和套期保值功能进行对比研究,试图探讨利率市场化前后,中国国债期货和现货的价格发现和套期保值功能有何变化。

Bjursell和Wang(2013)<sup>[6]</sup>运用非参数统计方法探讨了2001至2004年期间美国国债期货和欧洲美元期货在美国宏观经济信息公布前后所发生价格跳跃行为。杨宝臣和张德鸿(2016)<sup>[7]</sup>采用混合Copula函数研究了我国国债期货结算价日涨跌幅之间的尾部相关关系。罗嘉雯和陈浪南(2017,2018)<sup>[8,9]</sup>分别构建贝叶斯HAR潜在因子模型和具有时变稀疏性的多元HAR模型,利用五分钟高频数据对我国国债期货的波动率矩阵进行预测。郭磊<sup>[10]</sup>(2017)利用EC-VAR模型对我国国债期货的价格发现功能进行了研究。结果显示国债期货和现货价格具有双向引导关系,国债现货在价格发现上占主导作用,并利用DCC-GARCH模型研究了我国国债期货市场的套期保值功能。张琳琳和蒋盼(2016)<sup>[11]</sup>利用马尔科夫向量自回归模型,对我国国债期货及现货的定价效率进行研究,发现我国国债期货市场已具有基本的定价能力,但相对于国债现货市场而言,国债期货市场的定价效率相对较低。

陈蓉和葛骏(2017)<sup>[12]</sup>探讨了我国国债期货合约和期货合约内含择券期权的定价问题。谭浩等(2016)<sup>[13]</sup>对我国国债期货保证金的合理水平进行建模研究,认为中金所所定国债期货保证金水平过高。郭彦峰和魏宇(2016)<sup>[14]</sup>探讨了国债期货成交量和持仓量低迷,以及市场流动性和深度不足的情况是否会影响国债期货吸收新信息的能力。

根据国内外文献的回顾,发现现有国债期货现货研究存在以下特点:(1)从研究对象来看,尚没有发现国外学者研究我国国债现货的文献;(2)从数据来看,由于我国国债期货重新推出时间还不算很长,我国国内的学界和业界关于国债期货现货的研究很大一部分还是基于仿真交易数据;(3)从研究的角度来看,国内外期货现货研究主要是期货的套利、套期保值功能的发挥、不同模型套期保值效率的比较、期货现货价格行为的特征、各种信息流对期货现货价格的影响等。国债期货现货价格领先滞后关系及信息流相互传递关系的研究文献相对较少。探讨国债期货现货随机过程的文献也相对较少;(4)从国债期货套期保值的研究来看,国内文献要么只用了动态模型,要么仅采用静态模型,并没有文献比较静态模型和动态模型的套期保值效率差异;(5)从套期保值模型的选择来看,有些国外文献比较了复杂模型和简单模型的套期保值效果,得出的结论并不一致。有些文献发现,复杂模型能带来更好套期保值效果,有些文献则发现,复杂模型并不能带来优于简单模型的套期保值效率。因此,值得对此问题做进一步的探讨。

综上所述,本文针对我国重新推出的国债期货,利用实际交易数据,采用ADF三阶段检验、协整检验、GRANGE因果检验和方差分解等方法对我国国债期货现货的随机过程、期货现货价格的领先滞后关系、信息流的相互传递进行实证研究。同时对我国国债期货重新推出后,套期保值功能的表现进行了探讨。为了比较复杂模型和简单模型的套期保值效率问题,我们运用EC-VAR-DCC-GARCH模型对国债期货的套期保值效率进行研究,并比较其与OLS、B-VAR和EC-VAR模型的选择问题。

文章的结构总共由四部分构成。首先是引言,第二部分为理论与方法,第三部分为实证结果和分析,最后为结论部分。

## 二、理论与方法

### (一)国债期货现货的平稳性及随机过程研究

分别对 $\ln TF00$ 、 $\ln TF01$ 、 $\ln TF02$ 、 $\ln zz5yj$ 、 $\ln T00$ 、 $\ln T01$ 、 $\ln T02$ 、 $\ln zz10yj$ 时间序列进行平稳性及随机过程研究。与大部分文献的平稳性研究仅限于单位根检验不同,本文并不仅仅探讨各国债期货现货对数时间序列是否存在单位根,本文还希望判断各对数时间序列是否:(1)零均值平稳;(2)非零均值平稳;(3)线性趋

势平稳;(4)含不带漂移的单位根;(5)含带漂移的单位根。根据 Pfaff(2008)<sup>[15]</sup>的研究,采用以下 ADF 三阶段检验:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3)$$

式中  $y_{t-1}$  表示  $t-1$  期的国债期货现货的对数价格。 $\Delta y_t$  表示  $t$  期国债期货现货对数价格的一阶差分。 $\varepsilon_t$  为误差项,满足序列不相关的要求。 $k$  为滞后阶数。

采用三种方法来确定滞后阶数  $k$ : AIC 信息准则、BIC 信息准则以及一般到特定方法 (general-to-specific method)。通过 AIC 和 BIC 信息准则初步判定滞后阶数。接下来采用一般到特定方法进行最终的选择。选择的原理是:滞后阶数为  $k$  时,式(1)估计结果显示,  $\Delta y_{t-k}$  的系数显著,所导致的  $\varepsilon_t$  列差满足序列不相关的要求。当滞后阶数为  $k+1$  时,  $\Delta y_{t-(k+1)}$  系数不显著;当滞后阶数取  $k-1$  时,得到的  $\varepsilon_t$  列差则序列相关。

滞后阶数  $k$  确定后,检验过程从估计式(1)开始,具体来说,式(1)估计出来后,利用  $t$  统计量  $\tau_3$  检验  $\pi = 0$  的零假设是否成立。不过值得注意的是,该统计量并不是标准的学生  $t$  分布,因此,标准学生  $t$  分布的临界值不能用来判断  $\pi$  系数是否显著,应该采用 Fuller(1976)<sup>[16]</sup> 计算的  $\tau_3$  临界值。如果该检验被拒绝,则得出结论:时间序列属于线性趋势平稳,检验结束。反之,如果不能拒绝该检验,则检验继续。采用  $F$  检验统计量  $\varphi_3$  检验零假设:  $\beta_2 = \pi = 0$  是否成立。采用 Dickey 和 Fuller(1981)<sup>[17]</sup> 所推导出的临界值。如果  $\varphi_3$  显著,则用标准化的正态分布统计量再检验  $\pi = 0$  的零假设是否成立。否则,对不包含趋势项的式(2)进行估计,并如前一样利用  $t$  统计量 ( $\tau$ ) 和  $F$  统计量 ( $\varphi_1$ ) 检验零假设  $\pi = 0$  和  $\beta_1 = \pi = 0$  是否成立。如果零假设  $\pi = 0$  被拒绝,则得出结论:时间序列属于非零均值平稳,检验结束。反之,检验继续,进行零假设  $\beta_1 = \pi = 0$  的检验,如果  $\varphi_1$  不显著,零假设被接受,则判断:时间序列属于含不带漂移的单位根,即纯随机游走过程 (Pure Random Walk)。

## (二) 国债期货与现货相互影响及信息传导研究

判断国债期货与现货之间是否存在长期稳定关系通常利用协整检验。对于协整检验,Engle 和 Granger (1987)<sup>[18]</sup> 提出了“两步”判断法。Johansen 和 Juselius (1990)<sup>[19]</sup> 针对多变量的自回归过程,构建了迹 (Trace) 和最大特征值 (Maximal Eigenvalue) 两个统计量,用来判断多变量之间是否存在协整关系以及协整的秩 (Rank)。本文采用迹和最大特征值统计量进行协整检验。

如果存在协整关系,说明期货与现货两市场之间存在长期的稳定的关系,采用误差修正的向量自回归 (EC-VAR) 模型对期货现货对数价格序列以及它们的差分序列进行刻画。

$$\Delta S_t = c_1 + e_1 Z + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta F_t = c_2 + e_2 Z + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

$$Z_{t-1} = S_{t-1} - (a + bF_{t-1}) \quad (6)$$

式中  $\Delta S_t$  为  $t$  期国债现货对数价格的一阶差分,  $\Delta F_t$  为  $t$  期国债期货对数价格的一阶差分,  $S_t$  为  $t$  期国债现货对数价格,  $F_t$  为  $t$  期国债期货对数价格。 $\varepsilon_{1t}$  和  $\varepsilon_{2t}$  为白噪音残差。 $Z_{t-1}$  为  $t-1$  期的误差修正项,意味着与上一期长期均衡的偏离。本模型表明  $S_t$  和  $F_t$  的变化由两部分构成,一是过去的  $\Delta S_t$  和  $\Delta F_t$  所导致的“短期效应”调整;二是由长期均衡关系所导致的“长期效应”调整。如果  $\Delta S_t$  ( $\Delta F_t$ ) 方程中的误差修正项的系数  $e_1$  ( $e_2$ ) 小,  $S_t$  ( $F_t$ ) 调整以修正非均衡状态的倾向也会小。绝大多数调整都会由  $F_t$  ( $S_t$ ) 来完成。也就是说,现货(期货)在价格发现功能中扮演着更为重要的角色。另外,由于误差修正项的定义如上式,当  $Z_{t-1} > 0$  时,  $F_t$  应该增加,而  $S_t$  应该减少以保证期货现货价格关系回到长期均衡状态。因此,误差修正项的系数  $e_1$

应该为负,而  $e_2$  应该为正。

如果国债期货与现货之间不存在协整关系,则采用向量自回归(VAR)模型研究期货市场与现货市场之间信息的领先滞后关系。

$$\Delta S_t = c_1 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (7)$$

$$\Delta F_t = c_2 + \sum_{i=1}^m \alpha_{2i} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta F_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (8)$$

式中  $\Delta S_t$  为  $t$  期国债现货对数价格的一阶差分,  $\Delta F_t$  为  $t$  期国债期货对数价格的一阶差分,  $\varepsilon_{1t}$  和  $\varepsilon_{2t}$  为白噪音残差。该模型与 EC-VAR 模型的结构和滞后阶数一致,只不过不存在误差修正项。

采用 Granger 因果检验及方差分解(VD)来研究国债现货和期货之间的短期关系。国债期货和现货之间的 Granger 因果关系取决于 EC-VAR 模型和 VAR 模型中的系数  $\alpha_{2i}$  和  $\beta_{1i}$ 。换句话说,  $\alpha_{2i}$  和  $\beta_{1i}$  被用来识别期货现货之间因果关系的方向。如果存在某些  $\alpha_{2i}$  不为零,则判断现货 Granger 影响期货,即在 Granger 意义下,存在从现货到期货的因果关系;如果存在某些  $\beta_{1i}$  不为零,则判断期货 Granger 影响现货,即在 Granger 意义下,存在从期货到现货的因果关系。方差分解用来分析变量  $j$  对变量  $i$  的方差的贡献度。为此,方差分解定义了相对方差贡献率(RVC)。RVC 根据第  $j$  个变量基于冲击的方差对变量  $i$  的方差的相对贡献度来观测第  $j$  个变量对第  $i$  个变量的影响。如果  $RVC_{j-i}(s)$  大时,意味着第  $j$  个变量对第  $i$  个变量的影响大,相反地,  $RVC_{j-i}(s)$  小时,可以认为第  $j$  个变量对第  $i$  个变量的影响小。

### (三)套期保值效率及模型选择

推出国债期货的最重要目的之一就是希望其套期保值功能能帮助各经济主体有效管理利率风险。使用国债期货进行套期保值的原理是国债期货的标的利率与市场利率高度相关,当利率变动引起资产负债价值变动时,国债期货价格也同时改变,这样套期保值者可以通过持有一定数量的国债期货头寸,用一个头寸(现货或期货)实现的利润抵消另一个头寸蒙受的损失,从而降低负债和资产的利率敏感性。各经济主体可以利用国债期货对其持有的国债、金融债等单项资产进行套期保值,也可以对整体资产和负债的利率风险敞口进行对冲。套期保值研究的首要问题是最优套期保值比率的确定及不同模型套期保值效率的比较。最优套期保值比率可以分为静态和动态两类。

经验研究强烈支持在经济和金融时间序列中时变条件矩。而不管是简单的 OLS 回归方程,还是 B-VAR 模型,抑或是 EC-VAR 模型,都没有考虑时变条件矩问题。由于很容易保证现货和期货回报的条件方差—协方差矩阵半正定。Bollerslev(1990)<sup>[20]</sup> 提出的常相关 GARCH 模型被广泛使用来描述时变条件矩。均值方程的协方差矩阵被分解如下形式:

$$H_t = D_t R D_t = \rho_{ij} \sqrt{h_{ii} h_{jj}} \quad (9)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p A_i \varepsilon_{t-i} \otimes \varepsilon_{t-i} + \sum_{i=1}^q B_i h_{t-i} \quad (10)$$

式中,  $D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11,t}}, \dots, \sqrt{h_{m,t}})$ ,  $R$  为不随时间变化的条件相关矩阵。 $\omega$  为  $n$  维列向量,  $A_i$  和  $B_i$  是  $n \times n$  对角矩阵,  $\otimes$  为矩阵 Hadamard 算子。 $R$  为正定矩阵,  $\omega$ ,  $A_i$  和  $B_i$  的原素为正数。

Engle(2002)<sup>[21]</sup>、Tse 和 Tsui(2002)<sup>[22]</sup> 认为不变的条件相关系数假设实际上是不现实的,因此提出了如下的动态相关 GARCH 模型:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (11)$$

为了保证  $R_t$  为正定矩阵,Engle(2002)<sup>[21]</sup> 构建了代理过程  $Q_t$ :

$$Q_t = \bar{Q} + a(z_{t-1} z'_{t-1} - \bar{Q}) + b(Q_{t-1} - \bar{Q}) \quad (12)$$

$$= (1 - a - b)\bar{Q} + a z_{t-1} z'_{t-1} + b Q_{t-1}$$

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-1/2} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-1/2} \quad (13)$$

式中,  $z_t = D_t^{-1} \varepsilon_t$ ,  $a$  和  $b$  为非负标量,且  $a + b < 1$  以确保  $Q_t$  的平稳和正定。 $\bar{Q}$  是标准化残差  $z_t$  的无条件协

方差矩阵。

本文结合相关文献的研究,采用 EC-VAR-DCC-GARCH 模型进行期货最优套期比和套期保值效率的研究。并将结果与 OLS、B-VAR、EC-VAR 等模型的结果进行比较。本文考虑单期模型,采用最为直观的最小方差套期保值比。在进行套期保值效率比较时,则采用套期保值组合方差风险下降的幅度做为套期保值效率的度量(Ederington,1979)<sup>[23]</sup>。

### 三、实证结果及分析

数据来源于 WIND。5 年期国债期货是 2013 年 9 月 6 日上市,10 年期国债期货是 2015 年 3 月 20 日上市。剔除掉刚上市后的一段交易数据。5 年期国债期货时间序列由 2014 年 7 月 1 日—2017 年 12 月 29 日的日交易数据构成,共 858 个交易日数据。样本外数据由 2018 年 1 月 2 日—2018 年 6 月 29 日的日交易数据构成,共 120 个交易日数据。10 年期国债期货时间序列由 2016 年 1 月 4 日—2017 年 12 月 29 日的日交易数据构成,共 488 个交易日数据。样本外数据由 2018 年 1 月 2 日—2018 年 6 月 29 日的日交易数据构成,共 120 个交易日数据。国债期货采用当季、下季及下下季三个连续时间序列。5 年期国债期货三个连续时间序列的代号分别为:TF00、TF01、TF02。10 年期国债期货三个连续时间序列的代号分别为:T00、T01、T02。国债现货则分别采用中债 5 年期国债净价指数、中债 10 年期国债净价指数。时间采用与国债期货相一致的跨度。对各价格序列取对数。

#### (一)平稳性及随机过程研究

首先估计式(1),检验结果见表 1。从表 1 可以看出,5 年期国债期货当季连续 TF00、下季连续 TF01 以及中债国债 5 年期净价指数 zz5yj 的  $\tau_3$  指标在 10%水平上是显著的。也就是说拒绝  $\pi = 0$  的原假设。检验结束,得出结论:5 年期国债期货当季连续、下季连续以及中债国债 5 年期净价指数为 10%水平下为趋势平稳过程。5 年期国债期货下下季连续 TF02 和 10 年期国债期货现货所有的时间序列(T00、T01、T02、zz10yj)在 10%水平上均不显著。不过以 5%水平来看的话,所有的国债期货和现货对数时间序列检验均不显著,不能拒绝“ $\pi = 0$ ”和“ $\beta_2 = \pi = 0$ ”的零假设。说明各期货现货对数时间序列是未含趋势的不平稳过程。本文采用 5%显著水平,因此,检验继续,进入第二个阶段:估计式(2)并检验,所得结果见表 2。从表 2 很明显看出,所有的检验统计量在 10%显著水平上都是不显著的,不能拒绝“ $\pi = 0$ ”和“ $\beta_1 = \pi = 0$ ”的零假设。因此判定各期货现货对数时间序列有单位根,并且不带漂移,即为纯随机过程。

接下来,针对国债期货现货对数时间序列的一阶差分进行检验,检验结果列于表 3。从表 3 可以很明显看出,所有一阶差分序列的  $\tau_3$  指标均在 1%水平上显著。因此,拒绝“ $\pi = 0$ ”的零假设,检验结束,判定一阶差分序列为平稳过程。

#### (二)国债期货与现货相互影响及信息传导

首先进行协整检验,判断国债期货与现货之间是存在长期稳定的关系。检验结果列于表 4。采用 5%的显著水平,可以发现,5 年期国债期货下下季连续(TF02)和中债国债 5 年期净价指数(zz5yj)之间并不存在协整关系。除此之外,其他五对国债期货现货之间则均存在协整关系。

表 1 对数价格序列 ADF 检验:带漂移和趋势项

变量	滞后项	检验统计量	显著性
lnTF00	0	tau3	-3.16 *
		phi2	3.92 ▲
		phi3	5.49 *
lnTF01	0	tau3	-3.25 *
		phi2	4.05 *
		phi3	5.61 *
lnTF02	0	tau3	-3.02 ▲
		phi2	3.59 ▲
		phi3	4.80 ▲

变量	滞后项	检验统计量	显著性	
lnzz5yj	2	tau3	-3.16	*
		phi2	4.04	*
		phi3	5.30	▲
lnT00	0	tau3	-1.94	▲
		phi2	1.68	▲
		phi3	2.48	▲
lnT01	0	tau3	-1.83	▲
		phi2	1.50	▲
		phi3	2.22	▲
lnT02	0	tau3	-1.80	▲
		phi2	1.40	▲
		phi3	2.09	▲
lnzz10yj	1	tau3	-2.20	▲
		phi2	2.16	▲
		phi3	2.99	▲

注：\*表示10%水平上显著；\*\*表示5%水平上显著；\*\*\*表示1%水平上显著；▲表示10%水平上不显著。

为了更好的探讨国债期货与现货之间的相互影响及信息传导方向,针对TF02和zz5yj这一对国债期货现货时间序列,采用向量自回归(VAR)模型(式(7)和式(8))。其他五对国债期货现货时间序列,则采用误差修正向量自回归(EC-VAR)模型(式(4)、式(5)和式(6))。<sup>①</sup>继续探讨国债现货和期货的长期关系。EC-VAR模型中协整向量及误差修正项的系数见表5。可以发现,现货序列方程的误差修正项系数在5%水平上均不显著,除10年期国债期货当季连续T00外,期货序列方程的误差修正项系数均在5%水平上显著且符号都为正(符合理论判定)。这说明当国债期货现货价格偏离长期均衡时,通常是由期货做出调整以回复到均衡状态。因此,可以认为,从长期来看,现货价格领先并引导期货价格。不过,值得注意的是,所有误差修正项系数都很小(最大为0.071809),说明期货价格调整以达到长期均衡状态的速度非常慢,期货现货价格可能存在较长时间的非均衡状态。

为了考察期货现货之间的短期关系,分别针对VAR模型和EC-VAR模型采用GRANGE因果检验和方差分解检验。检验结果见表6、表7、图1和图2。GRANGE因果检验表明,对于5年期国债期货现货来说,TF00与zz5yj存在双向的GRANGE因果关系,但TF01和TF02与现货指数之间,则只存在单向的GRANGE因果关系,即期货是现货的GRANGE原因,而现货却并非期货的GRANGE原因。对于5年期国债期货现货来说,则是T02与现货存在双向的GRANGE因果关系,而T00和T01与现货之间,只表明期货是现货的GRANGE原因,而现货却并非期货的GRANGE原因。

图1和图2的方差分解图很清楚的表明,期货对数序列的方差主要由本变量所贡献,现货变量对期货变量的方差的影响非常小。而形成鲜明对比的则是,现货对数序列的方差有很大一部分是由期货变量所贡献,一般都超过50%,甚至高达70%。说明从短期来看,期货对现货具有重大的影响,现货在短期内受期货影响较深。

表2 对数价格序列 ADF 检验:带漂移项

变量	滞后项	检验统计量	显著性	
lnTF00	0	tau2	-0.63	▲
		phi1	0.57	▲
lnTF01	0	tau2	-0.60	▲
		phi1	0.64	▲

<sup>①</sup> 由于篇幅关系,没有列出模型估计结果,如有需要,可向作者索取

变量	滞后项	检验统计量		显著性
lnTF02	0	tau2	-0.55	▲
		phi1	0.72	▲
lnzz5yj	2	tau2	-0.44	▲
		phi1	0.84	▲
lnT00	0	tau2	-1.39	▲
		phi1	1.02	▲
lnT01	0	tau2	-1.58	▲
		phi1	1.27	▲
lnT02	0	tau2	-1.70	▲
		phi1	1.46	▲
lnzz10yj	1	tau2	-0.85	▲
		phi1	0.60	▲

注:\*表示10%水平上显著;\*\*表示5%水平上显著;\*\*\*表示1%水平上显著;▲表示10%水平上不显著。

表 3 对数价格一阶差分序列 ADF 检验:带漂移和趋势项

变量	滞后项	检验统计量		显著性
D1_lnTF00	0	tau3	-24.00	***
D1_lnTF01	0	tau3	-21.72	***
D1_lnTF02	0	tau3	-22.08	***
D1_lnzz5yj	1	tau3	-11.73	***
D1_lnT00	0	tau3	-13.01	***
D1_lnT01	0	tau3	-11.79	***
D1_lnT02	0	tau3	-12.00	***
D1_lnzz10yj	0	tau3	-9.75	***

注:\*表示10%水平上显著;\*\*表示5%水平上显著;\*\*\*表示1%水平上显著;▲表示10%水平上不显著。

### (三)最优套期保值比和套期保值效率

针对 VAR 模型和 EC-VAR 模型的估计残差进行双变量的 ARCH 效应检验。检验结果列于表 8。5 年期国债期货现货的卡方统计量均高度显著,表明存在 ARCH 效应。而 10 年期国债期货现货的卡方统计量均高度不显著,表明接受零假设,不存在 ARCH 效应。

根据简单 OLS、VAR、EC-VAR 及 VAR-DCCGARCH 四种不同的模型所计算出的最优套期保值比和样本内样本外套期保值效率分别列于表 9 和表 10。<sup>①</sup>

表 4 协整检验

变量	最大特征值统计量			迹统计量	
	Rank	Test Statistic	显著性	Test Statistic	显著性
lnTF00 和 lnzz5yj	r≤1	9.87	▲	9.87	▲
	r=0	19.31	**	29.17	**
lnTF01 和 lnzz5yj	r≤1	0.01	▲	0.01	▲
	r=0	20.04	***	20.05	**
lnTF02 和 lnzz5yj	r≤1	9.84	▲	9.84	▲
	r=0	14.78	▲	24.62	*
lnT00 和 lnzz10yj	r≤1	5.19	▲	5.19	▲
	r=0	23.53	**	28.72	**

① 由于篇幅限制,四种模型的估计结果、最优套期保值比、样本内及样本外套期保值效率的计算过程均没给出,如有需要,请向作者索取。

变量	最大特征值统计量			迹统计量	
	Rank	Test Statistic	显著性	Test Statistic	显著性
lnT01 和 lnzz10yj	$r \leq 1$	4.98	▲	4.98	▲
	$r = 0$	31.83	***	36.8	***
lnT02 和 lnzz10yj	$r \leq 1$	4.99	▲	4.99	▲
	$r = 0$	29.97	***	34.96	***

注：\* 表示 10%水平上显著；\*\* 表示 5%水平上显著；\*\*\* 表示 1%水平上显著；▲表示 10%水平上不显著。

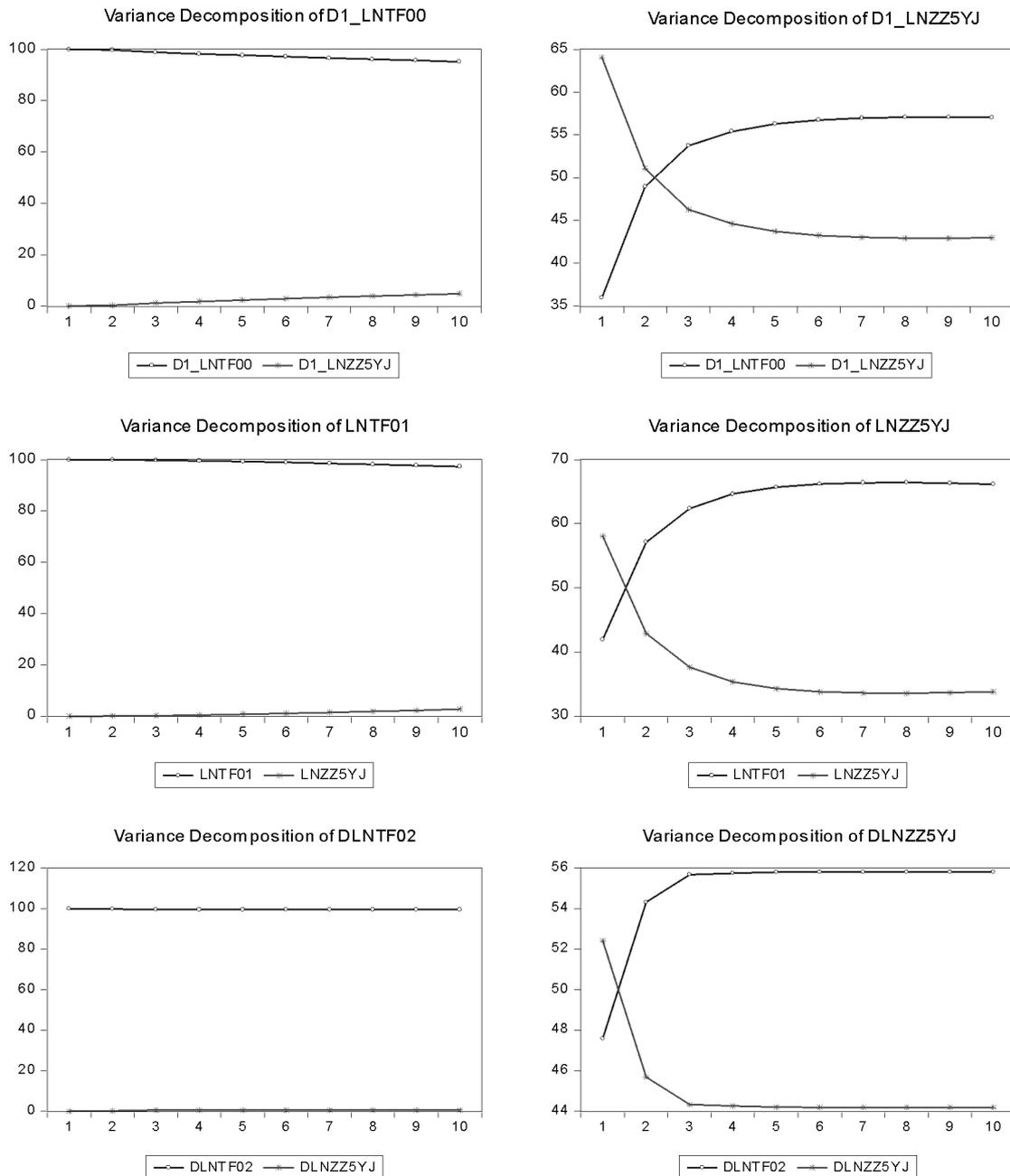


图 1 5 年期国债期货现货 VAR 或 EC-VAR 模型的残差方差分解

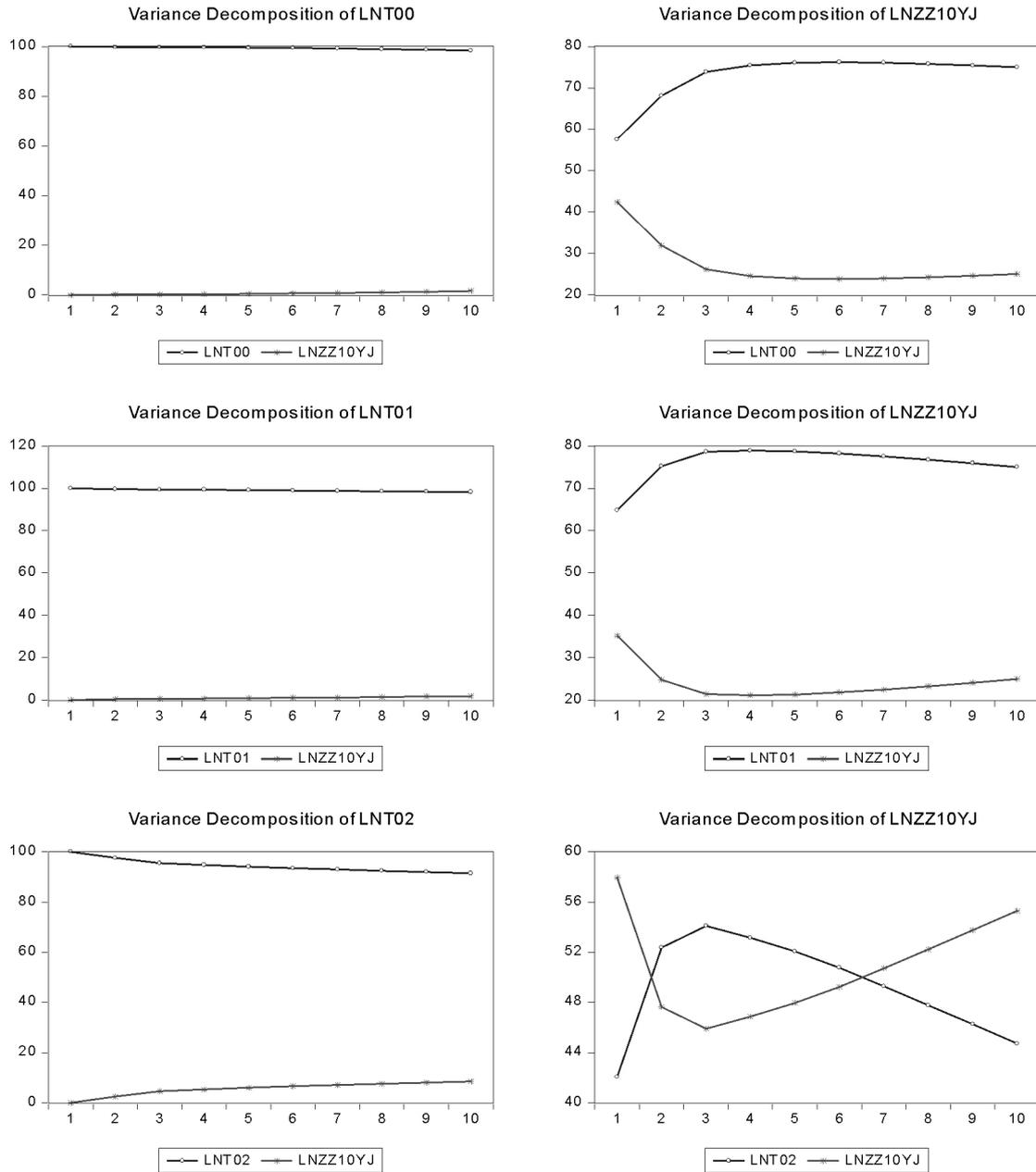


图 2 10 年期国债期货现货 EC-VAR 模型的残差方差分解

表 5 EC-VAR 模型协整方程与误差修正项系数

变量	协整方程系数			误差修正项系数
	常数项	国债现货	国债期货	
lnzz5yj	-0.107	1	-0.99965***	-0.003033
lnTF00				0.056934**
lnzz5yj	-0.25056	1	-0.966886***	-0.004881
lnTF01				0.071809***
lnzz10yj	0.356902	1	-1.105942***	-0.002468
lnT00				0.071682
lnzz10yj	2.224271	1	-1.513735***	0.018609
lnT01				0.057746**
lnzz10yj	3.825287	1	-1.862758***	0.022624*
lnT02				0.039376**

注: \* 表示 10% 水平上显著; \*\* 表示 5% 水平上显著; \*\*\* 表示 1% 水平上显著。

表 6 5 年期国债期货现货 VAR 或 EC-VAR 模型的 GRANGE 因果检验

TF00 与 zz5yj:VEC 模型			TF01 与 zz5yj:VEC 模型			TF02 与 zz5yj:VAR 模型		
因变量:D(LNTF00)			因变量:D(LNTF01)			因变量:DLNTF02		
Excluded	Chi-sq	Prob.	Excluded	Chi-sq	Prob.	Excluded	Chi-sq	Prob.
D(LNZZ5YJ)	7.39	0.025	D(LNZZ5YJ)	3.33	0.189	DLNZZ5YJ	3.55	0.170
因变量:D(LNZZ5YJ)			因变量:D(LNZZ5YJ)			因变量:DLNZZ5YJ		
Excluded	Chi-sq	Prob.	Excluded	Chi-sq	Prob.	Excluded	Chi-sq	Prob.
D(LNTF00)	35.63	0.000	D(LNTF01)	47.89	0.000	DLNTF02	43.47	0.000

表 7 10 年期国债期货现货 EC-VAR 模型的 GRANGE 因果检验

T00 与 zz10yj:VEC 模型			T01 与 zz10yj:VEC 模型			T02 与 zz10yj:VEC 模型		
因变量:D(LNT00)			因变量:D(LNT01)			因变量:D(LNT02)		
Excluded	Chi-sq	Prob.	Excluded	Chi-sq	Prob.	Excluded	Chi-sq	Prob.
D(LNZZ10YJ)	0.393	0.822	D(LNZZ10YJ)	0.758	0.685	D(LNZZ10YJ)	7.29	0.026
因变量:D(LNZZ10YJ)			因变量:D(LNZZ10YJ)			因变量:D(LNZZ10YJ)		
Excluded	Chi-sq	Prob.	Excluded	Chi-sq	Prob.	Excluded	Chi-sq	Prob.
D(LNT00)	10.14	0.006	D(LNT01)	12.17	0.002	D(LNT02)	10.25	0.006

表 8 多变量 ARCH 效应检验

lntf00 和 lnzz5yj			lntf01 和 lnzz5yj			lntf02 和 lnzz5yj		
Chi-sq	df	Prob.	Chi-sq	df	Prob.	Chi-sq	df	Prob.
114.52	45	5.58E-08	128.78	45	5.25E-10	111.39	45	1.49E-07
lnt00 和 lnzz10yj			lnt01 和 lnzz10yj			lnt02 和 lnzz10yj		
Chi-sq	df	Prob.	Chi-sq	df	Prob.	Chi-sq	df	Prob.
38.218	45	0.7527	56.016	45	0.1257	53.904	45	0.1705

表 9 5 年期国债期货现货最优套期保值比和套期保值效率比较

模型	lnTF00 与 lnzz5yj	lnTF01 与 lnzz5yj	lnTF02 与 lnzz5yj	
OLS	套期保值比	0.252	0.315	0.378
	效率(样本内)	28.510	36.430	41.580
	效率(样本外)	44.810	56.568	47.133
VAR	套期保值比	0.257	0.302	0.369
	效率(样本内)	28.630	36.490	41.662
	效率(样本外)	45.246	55.538	46.752
EC-VAR	套期保值比	0.262	0.314	
	效率(样本内)	28.591	36.551	不存在协整关系
	效率(样本外)	45.681	56.442	
VAR-DCCGARCH	套期保值比	0.273	0.324	0.390
	效率(样本内)	31.322	38.228	44.006
	效率(样本外)	31.618	42.469	35.049

国债期货现货的套期保值效率整体上不是很高,不管是样本内,还是样本外,最高套期保值效率没有超过 60%,最低甚至不到 30%。说明国债期货现货价格的关联性及其套期保值功能还有待提高。这和前面得出的“现货方程中误差修正项系数不显著、误差修正项系数过低、期货现货价格偏离长期均衡状态时调整速度

过慢、期货现货价格存在较长时间的非长期均衡状态”的结论相吻合。

从样本外套期保值效率来看,采用期货下季合约进行套期保值的效率总体上要优于采用期货当季和期货下下季合约进行套期保值。这也符合业界通常认定的“下季合约一般为主力合约”观点。

从套期保值模型选择来讲,三种静态模型不管是样本内,还是样本外,套期保值效率并没有显示出明显的差异。动态模型的样本内套期保值效率则略微高于静态模型。正如 Moosa(2003)<sup>[24]</sup>所言,尽管模型设定非常重要的理论原因相当令人信服,但不同模型设定所导致的套期保值表现差异似乎可以忽略不计。不过特别值得注意的是,动态模型的样本外套期保值效率则要明显低于静态模型。这与付剑茹和张宗成(2014)<sup>[25]</sup>的研究发现较为一致。其原因应该是较为复杂的模型尽管模型误设风险较小,但由于涉及更多的估计变量,其估计风险(Estimation Risk)则相对更大。所以复杂模型并不确定优于简单模型。特别是进行样本外检验时,当样本外数据生成过程相对于样本内数据生成过程,具有较为显著差异时,复杂模型较简单模型不仅估计风险更大,而且模型误设风险也会更大,从而导致复杂模型的样本外效率明显低于简单模型。

表 10 10 年期国债期货现货最优套期保值比和套期保值效率比较

模型		lnT00 与 lnzz10yj	lnT01 与 lnzz10yj	lnT02 与 lnzz10yj
OLS	套期保值比	0.417	0.465	0.395
	效率(样本内)	49.150	57.320	36.700
	效率(样本外)	46.981	54.608	53.477
VAR	套期保值比	0.419	0.461	0.416
	效率(样本内)	49.488	57.598	37.024
	效率(样本外)	46.885	54.905	53.235
EC-VAR	套期保值比	0.412	0.454	0.449
	效率(样本内)	49.483	57.573	36.445
	效率(样本外)	45.360	53.099	47.855

#### 四、结论

本文针对 2013 年 9 月 6 日重新上市的 5 年期国债期货和 2015 年 3 月 20 日上市的 10 期国债期货,探讨了三个问题:一是国债期货和国债现货指数的数据生成过程(Data Generating Process);二是国债期货与国债现货指数的相互影响及价格传导;三是国债期货的套期保值功能发挥及最优套期保值比求解模型的选择。

与一般文献仅检验单位根是否存在不同,本文通过三阶段的检验,拟判定国债期现货各对数时间序列是否:(1)零均值平稳;(2)非零均值平稳;(3)线性趋势平稳;(4)含不带漂移的单位根;(5)含带漂移的单位根。检验结果表明,国债期现货对数时间序列均含有不带漂移的单位根,即纯随机游走过程。从某种程度上来讲,说明中国国债期货现货市场是有效的,国债利率形成的市场化程度较高。目前,中国利率市场化进程从形式来讲,已趋于完成。但市场化的利率传导机制形成和完善尚在进程之中。国债期现货市场的有效性有助于形成以国债利率市场为核心的市场化利率传导机制。

从长期来看,除 5 年期国债期货下下季连续序列外,国债期货与国债现货指数之间存在协整关系。说明国债期货与国债现货存在长期的稳定均衡关系。EC-VAR 模型估计结果表明,国债现货在长期价格关系中起领先引导作用,当期货现货偏离长期均衡关系时,国债期货进行调整以回复到长期稳定均衡关系,但误差修正项系数过小,调整的速度较慢。期货现货之间会比较长时间的偏离长期均衡状态。

GRANGE 因果检验和方差分解检验表明:期货是现货的 GRANGE 原因,而现货却并非期货的 GRANGE 原因。期货的方差基本上只受本身影响,现货对期货方差的贡献度基本为零;而现货的方差不仅受本身影响,还受期货的影响,期货对现货方差的贡献度高达 50%至 70%。因此,在短时间内,现货受期货的影响,期货价格起领先引导作用。

总体而言,国债期货套期保值的效果并不理想,最高效率仅为 57%,最低则低至 28%。考虑到本文所采用的套期保值跨度为天,测试的是短期内的套期保值效果,“套期保值效果不理想”与“期货现货存在长时间

的非均衡状态”是相较吻合的。

不管是5年期国债期货,还是10年期国债期货,采用下季期货合约进行套期保值的效果都要好于采用当季和下一季合约。这可能是由于下季期货合约通常为主体合约的缘故。

OLS、VAR和EC-VAR三种模型的套期保值效率无显著差异,EC-VAR-DCC-GARCH模型的样本内套期保值效率略优于静态模型。但其样本外效率明显低于静态模型,表明复杂模型并不确定优于简单模型,模型的表现不仅取决于设定正确与否,还取决于模型的估计。所以尽管复杂模型较简单模型更好地刻画期货现货数据生成过程,但其所带来的估计风险也会高于简单模型,综合效果并不确定。当样本外数据生成过程与样本内数据生成过程具有较大差异时,复杂模型的样本外检验则不仅估计风险方面较简单模型处于劣势,在模型设定方面也明显劣于简单模型,从而导致复杂模型的样本外套期保值效率明显低于静态模型。

#### 参考文献:

- [1]交通银行上海市分行课题组.利率市场化下国债期货在商业银行利率管理中的应用[J].上海金融,2013(11):78-83.
- [2]袁朝阳,刘展言.国债期货与我国利率市场化推进——兼评国债期货仿真合约的功能发挥[J].财经科学,2012(8):30-38.
- [3]周冰,陈杨龙.国债期货核心功能研究及实证检验——基于我国国债期货仿真交易观察[J].财政研究,2013(4):24-28.
- [4]何平,刘泽豪,范中杰.国债期货交易对利率市场波动性影响的实证检验[J].清华大学学报(自然科学版),2017,57(5):544-549.
- [5]谢太峰,刘格华.我国国债期货的市场功能研究——基于利率市场化改革基本完成前后的实证对比分析[J].金融理论与实践,2018(1):14-19.
- [6]Bjursell J, H. K. Wang G, I. Webb R. Jumps and Trading Activity in Interest Rate Futures Markets: The Response to Macroeconomic Announcements[J]. Asia-Pacific Journal of Financial Studies, 2013, 42(5):689-723.
- [7]杨宝臣,张德鸿.基于M-Copula函数的国债期货合约尾部相关性研究[J].统计与决策,2016(23):141-144.
- [8]罗嘉雯,陈浪南.基于贝叶斯因子模型金融高频波动率预测研究[J].管理科学学报,2017,20(8):13-26.
- [9]罗嘉雯,陈浪南.基于TVS-MHAR模型金融市场高频多元波动率的预测[J].系统工程理论与实践,2018,38(7):1677-1689.
- [10]郭磊.利率市场化拓展研究——基于国债期货市场功能分析[J].宏观经济研究,2017(1):97-105.
- [11]张琳琳,蒋盼.我国国债期货市场的定价效率研究——基于不同风险机制下的经验证据[J].产业经济研究,2016(6):100-110.
- [12]陈蓉,葛骏.中国国债期货与隐含择券期权定价[J].数理统计与管理,2017,36(2):361-380.
- [13]谭浩,余湄,董纪昌,等.基于SPAN系统的中国国债期货保证金水平研究[J].管理评论,2016,28(6):3-10.
- [14]郭彦峰,魏宇,肖倬.交易不活跃影响了国债期货的价格发现吗?——来自中国国债市场的经验证据[J].系统工程,2016,34(12):31-37.
- [15]Pfaff, B. . Analysis of integrated and cointegrated time series with R[M]. American: Springer, 2008.
- [16]Fuller, W. A. . Introduction to Statistical Time Series[M]. New York: John Wiley & Sons, 1976.
- [17]Dickey, D. A. and Fuller, W. A. . Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root[J]. Econometrica, 1981, 49: 1057 - 1072.
- [18]Engle, R. F. and Granger, C. W. . Cointegration and error correction: Representation, estimation, and

- testing[J]. *Econometrica*, 1987, 55: 251—276.
- [19] Johansen S, Juselius K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money[J]. *Journal of Econometrics*, 1990, 53: 211—244.
- [20] Bollerslev T. Modelling the coherence in short—run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model[J]. *The review of economics and statistics*, 1990: 498—505.
- [21] Engle R. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002, 20(3): 339—350.
- [22] Tse Y K, Tsui A K C. A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time—varying correlations[J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2002, 20(3): 351—362.
- [23] Ederington LH. The hedging performance of the new futures markets[J]. *Journal of Finance*, 1979 (34): 157—170
- [24] Moosa I. The sensitivity of optimal hedge ratio to model specification[J]. *Finance Letters*, 2003(1): 15—20.
- [25] 付剑茹, 张宗成. 模型的复杂性与期货套期保值效率: 基于环境突变样本区间的检验[J]. *管理工程学报*, 2014(4): 146—151.

## Stochastic Processes, Information Dissemination and Hedging Function

——Based on the Empirical Research of Chinese Treasury Bond Futures and Spot Index

FU Jianru, WANG Juan, YE Menghua

(School of Finance, Jiangxi Normal University, Nanchang, Jiangxi 330022, China)

**Abstract:** This paper investigates the stochastic processes of Chinese Treasury bond futures and spot index using the method of ADF three—stage test. By applying co—integration test, grange causality test and variance decomposition test, this paper studies the leading and lagging of futures and spot prices and the information transmission mechanism. Dynamic EC—VAR—DCC—GARCH model was used to explore the hedging function of Treasury futures and the selection of hedging model. The empirical results show that both futures and spot indexes of Chinese government bonds exhibit a pure random walk process. There is a long—term stable equilibrium between Treasury futures and spot. In the long run, the spot price leads the futures price, information is transmitted from the spot market to the futures market, and the futures market adjusts to achieve the long—term stable equilibrium of the futures spot price. However, the adjustment speed is relatively slow, and there is a long—term unstable equilibrium state of the futures spot price. In the short term, futures prices are ahead of spot prices, which are guided by futures prices and information is transmitted from the futures market to the spot market. Whether in or out of sample, the one—day hedging effect of Treasury bond futures is not ideal. Using the main contract for hedging is better than using the other two contracts. There is no significant difference in hedging efficiency between static models. The in—sample hedging efficiency of the dynamic model is slightly better than that of the static model, but the out—of—sample hedging efficiency of the dynamic model is significantly lower than that of the static model.

**Key words:** treasury bond futures; stochastic processes; information dissemination; hedging

(责任编辑:沈 五)