

# 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

张琳琳 蒋 盼

(复旦大学金融研究院, 上海 200433)

**摘要:**自我国国债期货上市以来,国债市场的波动仍较为频繁,国债期货市场的定价效率越来越受到关注。为此,基于不同风险机制的视角,在构建马尔科夫转换的向量自回归模型的基础上,对我国国债期货及其标的现货间的定价效率进行了实证研究。实证结果发现: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。通过区分高低风险机制的实证分析发现,从价格引导关系来看,国债期货市场在低风险机制下的定价效率要明显高于高风险机制下的定价效率;但从冲击反应上看,高风险机制下国债期货和国债现货之间的冲击反应程度要远大于低风险机制下的情形。这意味着高风险机制下信息效率的缺失是影响国债期货市场定价效率的重要原因。此外,对国债期货市场和国债现货市场交易之间关系的探讨进一步印证了上述结论的可靠性。

**关键词:**国债期货; 不同风险机制; 价格发现; 定价效率; 马尔科夫转换的向量自回归模型

中图分类号:F830.9 文献标识码:A 文章编号:1671-9301(2016)06-0100-11

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2016.06.010

### 一、问题提出与文献评述

自2013年9月6日国债期货市场推出以来,我国国债期货市场及其现货市场仍出现了较大幅度的波动。例如,国债指数从2013年11月1日的93.906一直持续下跌到11月20日的91.114,跌幅达3.06%。于是,有人认为我国国债期货市场仍是某些机构圈钱和炒作的工具,国债现货市场的波动仍然很大,国债期货市场并没有从根本上解决现货市场的避险问题,也没有起到价格发现的基本功能。然而,有些业内人士则认为,自国债期货正式挂牌交易以来,期货市场运行良好,发挥了国债期货市场的应有功能。如张慎峰<sup>[1]</sup>较详细地介绍了我国国债期货市场的运营状况,并给出了一系列证据:例如,截至2014年第一季度末,主力合约平均日间波幅为0.14%,最大日间波幅为0.73%,主力合约平均收盘基差为0.22元,接近国际成熟市场水平;并且,截至2014年4月30日,国债期货总成交47.36万手,日均成交3 056手,日均持仓4 195手,市场交易活跃。上述争论可归结为国债期货市场的定价效率问题,为此,检测国债期货及其现货间的定价效率,将是本文研究的重点。

关于国债期货定价效率的文献较多。Cox<sup>[2]</sup>首先探索了期货市场对现货市场价格引导的作用机理,他认为期货市场的存在增加了信息的透明度并使更多信息传递到现货市场。Danthine<sup>[3]</sup>也认为

收稿日期:2016-08-15;修回日期:2016-10-20

作者简介:张琳琳(1994—),女,山东烟台人,复旦大学金融研究院博士研究生,研究方向为金融市场与金融风险管理;蒋盼(1991—),女,上海人,复旦大学金融研究院硕士研究生,研究方向为金融衍生市场与金融工程。

基金项目:国家自然科学基金项目(71471043);国家自然科学基金项目(71473042);国家自然科学基金项目(71173096)

期货市场的交易者拥有更多信息,他们会将这些信息传递给现货市场,对现货市场起到一个“稳定”的作用。Bortz<sup>[4]</sup>利用1975—1979年数据,借助回归模型分析美国长期国库券市场的有效性,研究发现,没有显著的证据表明国债期货的存在影响了标的现货市场的稳定,虽然这一证据不是非常强,但这一结论是与美国长期国库券期货市场有助于减少现货债券价格的日内波动相一致的。Hegde<sup>[5]</sup>利用1979年10月至1988年3月的数据,借助回归方法实证分析了美国长期国库券,发现国债期货市场并未破坏其现货市场的稳定性。此外,张宗新等<sup>[6]</sup>针对香港市场90天利率期货,应用GARCH和VR模型,研究了利率期货推出前后对其现货市场波动性和消息传递效果的影响,发现利率期货推出后,虽然波动性有所增加,但波动性干扰所造成的影响能更快地向正常水平调整,且波动性干扰的半衰期大幅减少。Cusatis<sup>[7]</sup>研究市政债券和国库券期货合约,发现市政债券在任期内具有最有效的套利,市政债券的交易量变化与美国国债期货交易量的变化非常接近;然而,与美国国家票据期货和十年期伦敦银行同业拆借利率互换相比,中期国库券合约的套利有效性较低。Chen and Zhou<sup>[8]</sup>比较系统地研究了1992年12月至1995年5月我国国债期货市场的兴衰状况,并与美国国债市场进行了比较。研究发现,两市场的市场设计、市场结构、保证金要求、交割过程等方面存在很大差异,常引起市场的大幅波动,打破了期货和现货市场价格之间的均衡,期货市场的有效性难以得到有效发挥。

关于国债期货市场的研究也较多。鲍建平和杨建明<sup>[9]</sup>总结了利率期货交易对提高现货市场价格发现效率的影响机制,并对发达和新兴市场国家开展利率期货交易对现货市场价格发现效率的影响进行了经验分析,研究发现无论是理论还是实践经验都表明利率期货交易能够有效提高现货市场的价格发现效率。袁朝阳和刘展言<sup>[10]</sup>通过对国债期货仿真交易时期合约功能发挥的实证研究,发现国债期货与现货价格之间存在均衡关系。周冰和陈杨龙<sup>[11]</sup>针对我国国债期货仿真交易的实证研究表明,仿真价格暂时单方面受现货市场影响,不具备价格发现功能。马健<sup>[12]</sup>研究了国债期货仿真交易和现货交易数据,认为国债现货市场变动先于期货市场变动,没有发现国债期货具备价格发现功能。熊启跃和海米提·瓦哈甫<sup>[13]</sup>通过对比国债期货推出前后的相关数据发现,国债期货的推出有助于提高国债市场的交易量和流动性、减小跨市场券种价格走势的不一致性、增强各期限国债收益率的相关性,从而提高国债收益率曲线的稳定性。黄海<sup>[14]</sup>运用2013年9月6日到2014年2月14日国债期货上市后的交易数据,采用VECM回归模型分析了国债期货的价格发现功能,发现国债期货与现货价格契合程度较好,国债期货价格至少领先现货价格5分钟,现货价格则没有领先国债期货价格的功能。

以上文献研究了我国国债期货市场的定价效率,特别是国债期货及其现货之间的价格引导关系,这为本文的研究奠定了良好基础,然而,我们发现高风险和低风险下的金融变量之间往往表现出不同的关系。为更深入地探究国债期货的定价机制,不同于现有文献,本文将采用高频数据来着力研究不同风险机制下国债期货市场的定价效率。此外,鉴于交易量也包含大量的定价信息,本文将进一步研究不同风险机制下两市场交易量之间的关系,作为探索我国期货行业定价效率的有效补充。最后,本文将尽可能找出影响我国国债市场的定价效率,也可为国债现货及其期货市场投资者构建最优投资策略、为期货交易所和监管当局进行跳跃风险的监管等提供有力的理论和证据支撑。

## 二、MSVAR模型的建立

根据本文的研究目标,下文将首先建立MSVAR模型,然后给出这一模型的估计方法。

### (一) MSVAR模型的构建

若令 $r_t = (r_t^1 \ r_t^2 \ \cdots \ r_t^M)^T$ 表示 $M$ 个时间序列在 $t$ 期的观测值,最基本的MSVAR( $p$ )模型形式为:

$$r_t = \alpha_0^{(s_t)} + \sum_{j=1}^p A_j^{(s_t)} r_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 $\varepsilon_t \sim i.i.d. N(0, \Sigma)$ , $\Sigma$ 是 $(M \times M)$ 的方差-协方差矩阵, $\alpha_0^{(s_t)}$ 是 $s_t$ 机制下 $(M \times 1)$ 的常

系数向量  $A_1^{(s_t)}, \dots, A_p^{(s_t)}$  是  $s_t$  机制下 ( $M \times M$ ) 的自回归系数矩阵  $s_t = 1, 2, \dots, n$  ( $n \geq 2$ ) 是  $t$  期所处的风险机制  $n$  为风险机制的总数。

若令  $A = (\alpha_o^{(s_t)} \ A_1^{(s_t)} \ \dots \ A_p^{(s_t)})^T$ , 其中  $\text{vec}(\cdot)$  表示将矩阵逐列叠加成为向量; 令  $X_t = (1 \ r_{t-1}^T \ \dots \ r_{t-p}^T)^T$ ,  $Z_t = I_M \otimes X_t$ , 其中  $\otimes$  表示 Kronecker 积。则(1)式可被更紧凑地表达为:

$$r_t = Z_t \times \alpha + \varepsilon_t \quad (2)$$

## (二) MSVAR 模型的估计方法

公式(2)的估计主要分为两步: 第一步为不同风险机制  $s_t$  ( $t = 1, 2, \dots, T$ ) 的识别, 第二步为不同风险机制下的 VAR 估计。

### 1. 识别风险机制

由于现实中风险源的多样性和不可测性, 在识别风险机制时, 我们并不将关注重点放在风险源的识别上, 也不指定明确的转换变量, 而是根据现实市场中呈现的信息做出最有可能的状态识别, 这个“现实市场中呈现的信息”在文中就对应期货品种各自的对数收益率, “状态识别”的方法就是基于该品种收益率的单变量马尔科夫转换模型, 我们假设机制内的分布 (Within-regime distribution) 都是正态分布<sup>①</sup>。由于本文关注两种状态 ( $n = 2$ ), 即高风险机制和低风险机制, 因此, 模型可以假设为:

对于  $r_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$ , 有:

$$r_t \sim N(\mu_i, \sigma_i) \quad (3)$$

其中  $i = 1$  和  $2$ ,  $\sigma_1 < \sigma_2$  分别代表小波动和大波动的状态。并且, 假设状态转换由非时变的常数转移概率矩阵控制:

$$\Pi = \begin{pmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} \\ \pi_{21} & \pi_{22} \end{pmatrix} \quad (4)$$

其中  $\pi_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i)$ , 表示从  $i$  状态到  $j$  状态的转移概率<sup>②</sup>。当高风险的转移概率  $\pi_{ij}$  大于 0.5 时, 我们定义为高风险状态, 反之, 为低风险状态<sup>[18]</sup>。

模型参数的估计方法是极大似然估计 (MLE), 对数似然函数的表达式为:

$$\text{Log-likelihood}(\theta) = \ln \pi + \sum_{i=1}^{T-1} \ln(P(r_i)) \quad (5)$$

其中  $P(r_i)$  为一行向量, 对角线上的每个元素都是在上一期信息集下能够观测到当期信息的条件概率, 而  $\pi$  则表示马尔科夫链的初始分布,  $\theta$  表示所有待估计参数,  $1'$  为单位列向量。具体的估计过程遵照 Baum-Welch 算法<sup>[19-20]</sup>:

- (1) 选择观测值向量  $r_i$ ;
- (2) 确定参数  $p_{ij}, \mu_i$  和  $\sigma_i$  的初值;
- (3) 计算前向 (forward) 概率, 即基于前一期信息在特定机制下能观测到当期信息的概率:

$$f(t | s_t) = (f(t-1 | 1) \times \pi_{s_t, 1} + f(t-1 | 2) \times \pi_{s_t, 2}) \times P(r_t^{s_t}) \quad (6)$$

- (4) 计算后向 (backward) 概率, 即基于后一期信息在特定机制下能出现当期观测值的概率:

$$b(t | s_t) = (b(t+1 | 1) \times \pi_{s_t, 1} + b(t+1 | 2) \times \pi_{s_t, 2}) \times P(r_t^{s_t}) \quad (7)$$

- (5) 整合前向、后向信息, 计算平滑 (smoothed) 概率:

$$sm(t | s_t) = \frac{f(t | s_t) \times b(t | s_t)}{P(r_t^{s_t})} \quad (8)$$

- (6) 更新初值变量, 计算似然值;

(7) 重复(3)~(6)步,直到似然值收敛。

## 2. 不同风险机制下的 VAR 估计

在第一步区分出不同的风险机制后,接下来我们将采用极大似然估计(MLE)法来分别估计不同风险机制下的 VAR。具体的似然方程如下:

$$L = -\frac{T}{2} \{ k(1 + \ln 2\pi) + \ln |\hat{\Omega}| \} \quad (9)$$

其中  $\hat{\Omega} = \frac{1}{T-p} \sum \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t^T$ ,  $p$  为 VAR 中每一方程的参数个数。

在本文的研究中,我们将关注两个机制,即高风险机制和低风险机制,因此,取  $n=2$ 。

### 三、数据选择及其统计特征

本文的研究对象为国债期货(如表 1 所示)和面值为 100 万元人民币、票面利率为 3% 的名义中期国债,所用数据选择近月期每 5 分钟的期货价格和中期国债指数序列作为代表,时间跨度均为 2013 年 9 月 6 日至 2014 年 9 月 30 日。类似于华仁海和刘庆富<sup>[21]</sup>、刘庆富等<sup>[22]</sup>、祝合良<sup>[23]</sup>等对连续数据的处理,国债期货将选择最近期月份的连续期货合约作为代表。鉴于国债期货市场与交易所国债市场交易时间的非同步性(国债期货市场交易时间为 9:15~11:30 和 13:00~15:15,交易所国债的交易时间为 9:30~11:30 和 13:00~15:00)<sup>③</sup>,在数据处理中需剔除非重叠的数据,所得样本为 9952 个。国债期货和国债指数数据主要来源于微盛投资数据库和中国金融期货交易所。

表 1 5 年期国债期货合约表

项目	内容
合约标的	面值为 100 万元人民币、票面利率为 3% 的名义中期国债
可交割国债	合约到期月首日剩余期限为 4~7 年的记账式附息国债
报价方式	百元净价报价
最小变动价位	0.002 元
合约月份	最近的三个季月(3 月、6 月、9 月、12 月中的最近三个月循环)
交易时间	09:15~11:30, 13:00~15:15
最后交易日交易时间	09:15~11:30
每日价格最大波动限制	上一交易日结算价的 ±2%
最低交易保证金	合约价值的 2%
当日结算价	最后一小时成交价格按成交量加权平均价
最后交易日	合约到期月份的第二个星期五
最后交割日	最后交易日后的第三个交易日
交割方式	实物交割
交易代码	TF
上市交易所	中国金融期货交易所

表 2 国债期货与国债现货收益的基本统计量

统计量	国债期货			国债现货		
	全样本	高风险机制	低风险机制	全样本	高风险机制	低风险机制
均值( $10^{-4}$ )	-0.014 7	-0.018 7	0.004 0	0.006 4	-0.009 4	0.015 8
标准差	0.000 2	0.000 2	0.000 1	0.000 2	0.000 2	0.000 1
最大值	0.002 1	0.002 1	0.000 3	0.002 0	0.002 0	0.000 4
最小值	-0.001 5	-0.001 5	-0.000 3	-0.001 4	-0.001 4	-0.000 5
偏度	0.134 6	0.177 2	0.015 5	0.299 8	0.418 7	0.031 7
峰度	12.260 1	17.687 4	4.427 1	13.748 2	19.838 1	4.847 1
Jarque-Bera 值	34 153.61 *** [0.0]	85 897.73 *** [0.0]	810.886 3 *** [0.0]	46 116.92 *** [0.0]	113 108.2 *** [0.0]	1 359.357 *** [0.0]
LB(6)	25.768 ***	57.274 ***	56.560 ***	70.009 ***	115.36 ***	27.782 ***
LB(12)	36.067 ***	76.710 ***	63.405 ***	79.026 ***	132.24 ***	35.067 ***
LB <sup>2</sup> (6)	632.17 ***	789.17 ***	419.03 ***	618.19 ***	748.15 ***	310.42 ***
LB <sup>2</sup> (12)	773.52 ***	963.04 ***	483.85 ***	727.99 ***	883.24 ***	349.44 ***
P <sub>i,t</sub> ADF 检验	-1.509 3	-31.242 3 ***	-21.711 9 ***	-1.459 9	-19.760 6 ***	-25.807 0 ***
r <sub>i,t</sub> ADF 检验	-923.768 6 ***	-91.402 0 ***	-74.169 4 ***	-90.833 9 ***	-88.612 3 ***	-72.649 0 ***

注: Jarque-Bera 是一个检验序列是否为正态分布的统计量; LB(6)(LB(12)) 和 LB<sup>2</sup>(6)(LB<sup>2</sup>(12)) 分别是滞后期为 6(12) 的对数收益 Q-统计量和对数收益平方 Q-统计量。\*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 置信水平下显著。

险机制下的收益均为负。并且无论在国债期货市场还是在指数现货市场,它们的收益均为负向偏倚的,并均具有尖峰厚尾特征。同时,从 LB(6) 和 LB(12) 统计量看,无论在低风险机制下还是在高风险机制下,两市场的收益在 1% 的置信水平下均具有很强的自相关性。从 LB<sup>2</sup>(6) 和 LB<sup>2</sup>(12) 统计量看,它们也在 1% 的置信水平下均存在异方差特性。此外,由含常数项和时间趋势项的 Augmented-Dickey-Fuller (ADF) 模型的平稳性检验可知,在 1% 的置信水平下,国债期货和国债现货价格序列均为一阶平稳过程;而两市场的价格和收益序列在低风险机制和高风险机制下均为平稳序列。

由于序列  $P_{f,t}$  和  $P_{s,t}$  服从一阶平稳过程,经过综合检测(按照 AIC 准则),我们选定  $P_{f,t}$  和  $P_{s,t}$  进行协整检验和 Granger 因果检验的最佳滞后阶数为 5。这样,我们得出了含有误差项和不含趋势项的协整关系检验结果和 Granger

因果检测结果(如表 3 所示)。由表 3 中的迹统计量  $\lambda_{trace}$  和最大特征值统计量  $\lambda_{max}$  检验结果可知,在 1% 的置信水平下,零假设  $r = 0$  被拒绝,而零假设  $r = 1$  不能被拒绝,说明国债期货和国债现货的  $P_{f,t}$  和  $P_{s,t}$  之间存在协整关系。即在短时间内,两市场价格之间可能偏离均衡状态,但从长期来看,它们之间保持着长期均衡关系。然而,实证研究发现,低风险机制和高风险机制下的国债期货和国债现货之间却均不存在长期均衡关系。

表 4 给出了国债期货和国债现货各个收益变量之间的相关系数。可以看出,国债期货收益和国债现货收益之间的相关系数为 0.9635,具有很强的相关性。高风险机制下国债期货和国债现货收益之间的相关系数为 0.9723,而低风险机制下国债期货和国债现货收益之间的相关系数为 0.9210,显然高风险机制下的相关系数要大于低风险机制下的相关系数。

#### 四、实证研究

根据 MSVAR 模型,下文将对我国国债期货市场的定价效率进行研究。下文首先给出全样本情形下我国国债期货与国债现货之间的价格引导及其冲击反应关系;然后,基于不同风险机制的视角,分别给出高风险机制和低风险机制下国债期货与国债现货之间的价格引导及其冲击反应关系;为进一步分析和验证我国国债期货市场的定价效率,最后从交易量视角分析高风险机制和低风险机制下国债期货与国债现货之间的价格引导及其冲击反应关系。

##### (一) 不区分风险机制下国债期货和现货之间关系的参数估计结果与分析

在不区分风险机制的情况下,令前文的制度转移概率为 0 或 1。这样,MSVAR 模型就转换为 VAR 模型了。接下来,我们对国债期货和国债现货之间的价格引导关系及其冲击反应进行了实证分析。根据最小 AIC 准则,国债期货市场和国债现货市场的  $p = 2$  最为合适。这样,国债期货和国债现货之间的价格引导关系的参数及其冲击反应结果分别如表 5 和图 1 所示。

由表 5 可知,国债期货的  $A_{s,1} = 0.3258$  ( $t$  统计量 = 7.725)、 $A_{s,2} = 0.1198$  ( $t$  统计量 = 2.859),

表 3 国债期货与国债现货之间的协整关系检验结果

$H_0$	特征值	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$
$r = 0$	0.0028	27.9345 *** [0.0004]	26.3113 *** [0.0004]
$r = 1$	0.0002	1.6232 [0.2027]	1.6232 [0.2027]

注: \*\*\* 表示在 1% 的置信水平下显著。

表 4 国债期货与国债现货各变量之间的相关系数

	$r_{f,t}$	$r_{f,t}^L$	$r_{f,t}^H$	$r_{s,t}$	$r_{s,t}^L$
$r_{f,t}^L$	0.4146				
$r_{f,t}^H$	0.9100	0.0000			
$r_{s,t}$	0.9635	0.3814	0.8851		
$r_{s,t}^L$	0.3820	0.9210	0.0002	0.4142	
$r_{s,t}^H$	0.8848	0.0000	0.9723	0.9102	0.0001

注:  $r_{f,t}^L$  和  $r_{f,t}^H$  分别表示  $r_{f,t}$  在低风险机制和高风险机制下的收益;  $r_{s,t}^L$  和  $r_{s,t}^H$  分别表示  $r_{s,t}$  在低风险机制和高风险机制下的收益。

表 5 国债期货和国债现货之间价格引导关系的参数估计结果

	国债期货		国债现货	
	参数估计值	t 统计量	参数估计值	t 统计量
$\alpha_0 (10^{-4})$	-0.0228	-1.120	0.0079	0.409
$A_{f,1}$	-0.2568 ***	-6.428	0.0809 **	2.136
$A_{f,2}$	-0.1077 ***	-2.697	0.0151	0.398
$A_{s,1}$	0.3258 ***	7.725	-0.0092	-0.229
$A_{s,2}$	0.1198 ***	2.859	0.0037	0.092

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 置信水平下显著。

均在 1% 的置信水平下显著; 而国债现货指数的  $A_{f,1} = 0.0809$  ( $t$  统计量 = 2.136), 且在 5% 的置信水平下显著。可以发现, 国债期货与国债现货之间存在双向的价格引导关系。并且, 无论从滞后项系数绝对值大小还是从显著性的统计量上看, 现货市场对期货市场的引导力度大于期货市场对现货市场的引导力度。这一研究结果与黄海<sup>[14]</sup> 所得出的“国债期货价格至少领先现货价格 5 分钟”结论相一致; 但不同于其“现货价格则没有领先国债期货价格的功能”的结论, 本文的实证结果显示, 现货市场至少领先期货市场 10 分钟, 现货市场表现出更强的价格引导能力。

图 1 给出了国债期货与国债现货之间的冲击反应图。由图 1 可知, 国债期货市场对自身的冲击反应非常快, 市场信息基本可在 5 分钟内吸收, 然后以微小幅度一直持续到 20 分钟; 国债现货对自身的反应也很快, 信息基本可以在 5 分钟内得到吸收, 然后以非常微小的幅度一直持续到 20 分钟。以上是对自身市场而言的, 对国债期货和国债现货市场之间的冲击而言, 影响的程度和时间存在不同程度的差异。从国债期货对国债现货的冲击来看, 国债现货能够快速得到反映, 信息基本能够在 5 分钟内得到消化, 然后以微小幅度也一直持续到 20 分钟。从国债现货对国债期货的冲击来看, 期货信息对来自现货市场的反映比较小, 但在第 5 分钟能够到达最大影响, 在 5 分钟之后得到缓解, 然后以非常微小的幅度一直持续到 30 分钟。

总体而言, 国债期货市场与国债现货市场之间具有双向的价格引导关系, 且相对而言, 国债现货市场对国债期货市场的影响力不仅较大且具有较长持续性, 国债期货市场对国债现货市场的影响力相对偏小, 且持续时间短。这意味着, 我国国债期货市场虽然基本实现了国债期货市场的价格发现功能, 但相对于现货市场而言, 国债期货市场的价格引导能力仍有待加强, 市场效率仍有待提高。虽然如此, 从冲击反应程度上看, 国债期货市场对国债现货市场的冲击要远大于国债现货市场对国债期货市场的冲击, 这说明国债期货在非预期信息方面仍具有很大的优势, 能够对国债现货市场施加影响, 这也是国债期货具有价格发现功能的又一体现。

## (二) 区分风险机制下国债期货和现货收益之间关系的参数估计结果与分析

为详细分析我国国债期货市场的定价效率, 本文首先进行风险机制的划分, 由于期货市场的波动和现货市场的波动具有同步性, 且期货市场的波动往往更大, 因此, 本文以期货市场的高风险机制和低风险机制作为期货市场和现货市场的共同高、低风险机制。高风险机制和低风险机制的划分将考虑制度转移概率, 如果期货市场高风险的转移概率大于 0.5, 则这一部分将处于高风险机制下, 反之, 则处于低风险机制下。根据这一判断准则, 我们就可以利用 MSVAR 模型来分别检测高风险机制和低风险机制下我国国债期货和国债现货之间的价格引导关系及其冲击反应关系了, 实证结果如表 6 所示。

由表 6 可知, 在低风险机制下, 国债期货的  $A_{s,1} = 0.1278$  ( $t$  统计量 = 4.449), 在 1% 的置信水平下显著; 而国债现货指数的  $A_{f,1} = 0.1251$  ( $t$  统计量 = 4.856),  $A_{f,2} = 0.0494$  ( $t$  统计量 = 1.916) 且在 10% 的置信水平下显著。可以发现, 国债期货与国债现货之间存在双向的价格引导关系。并且,

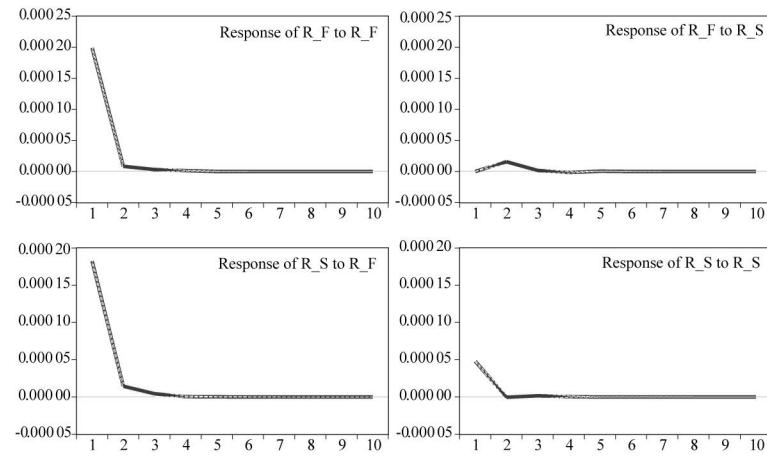


图 1 国债期货与国债现货的冲击反应图

与表 5 的结论相比, 国债期货市场的价格引导能力已经大大增强, 从一阶滞后关系系数上看, 基本与国债现货的引导能力相当。但总体而言, 国债期货市场在低风险机制下具有较强的定价效率。事实上, 低风险机制下的国债期货和国债现货市场往往含有更多非知情交易者, 市场交易更富有效率。在高风险机制下, 我们只发现  $A_{s,1} = 0.3596$  ( $t$  统计量 = 7.521)、 $A_{s,2} = 0.1170$  ( $t$  统计量 = 2.464), 且均至少在 5% 的置信水平下显著, 并没有发现国债期货引导国债现货的显著证据。由此说明, 与国债现货市场相比, 高风险机制下的国债期货市场尚缺乏定价能力。

表 6 高风险和低风险机制下国债期货和国债现货之间价格引导关系的参数估计结果

	高风险机制下				低风险机制下			
	国债期货市场		国债现货市场		国债期货市场		国债现货市场	
	参数估计值	$t$ 统计量	参数估计值	$t$ 统计量	参数估计值	$t$ 统计量	参数估计值	$t$ 统计量
$\alpha_0 (10^{-4})$	-0.0208	-1.126	-0.0079	-0.453	0.0028	0.328	0.0189 **	2.353
$A_{f,1}$	-0.2654 ***	-5.861	0.0286	0.668	-0.1775 ***	-6.523	0.1251 ***	4.856
$A_{f,2}$	-0.0948 **	-2.097	-0.0113	-0.265	-0.0498 *	-1.830	0.0494 *	1.916
$A_{s,1}$	0.3596 ***	7.521	0.0675	1.492	0.1278 ***	4.449	-0.1623 ***	-5.962
$A_{s,2}$	0.1170 **	2.464	0.0390	0.866	0.0051	0.177	-0.0788 ***	-2.910

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 置信水平下显著。

图 2 分别给出了国债期货与国债现货之间在高风险和低风险机制下收益的冲击反应图。可以发现, 在高风险和低风险机制下国债期货对国债现货的冲击均是快速的, 市场信息基本均可在 5 分钟内吸收, 这一结论与前文不区分高低风险机制下的结论相一致。虽然如此, 我们发现高风险机制下的冲击程度要远大于低风险机制下的冲击程度。在高风险和低风险机制下, 国债现货对国债期货的冲击均具有相同的变化曲线, 但从影响程度上看, 高风险机制下的冲击程度仍然大于低风险机制下的冲击程度。这意味着, 在高低风险机制下的消息扩散程度具有自己的特性, 这一扩散机理可以用滞后资本来进行解释<sup>[25]</sup>。

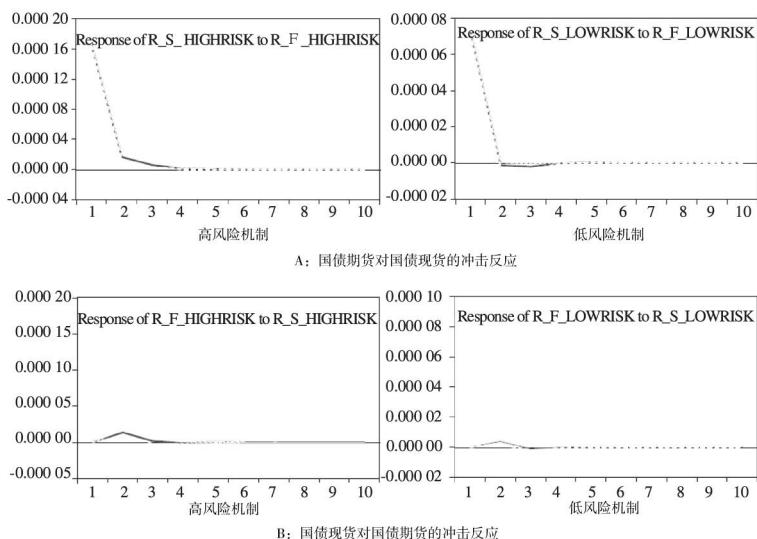


图 2 国债期货与国债现货收益之间的冲击反应图

### (三) 区分风险机制下国债期货和现货交易量之间关系的参数估计结果与分析

为进一步检测我国国债期货市场的定价效率, 下文将从交易量出发, 仍然利用 MSVAR 模型来检验高风险和低风险机制下国债期货和国债现货交易量之间的联动关系及其冲击反应关系<sup>④</sup>, 具体的实证结果如表 7 所示。

由表 7 可知, 在低风险机制下, 国债期货的  $\bar{A}_{s,1} = 0.3440$  ( $t$  统计量 = 22.841)、 $\bar{A}_{s,2} = 0.1466$  ( $t$  统计量 = 9.761) 均在 1% 的置信水平下显著; 而国债现货的  $\bar{A}_{f,1} = 0.3279$  ( $t$  统计量 = 21.652)、 $\bar{A}_{f,2} = 0.1229$  ( $t$  统计量 = 8.092), 也均在 1% 的置信水平下显著。可以发现, 国债期货与国债现货的

交易量之间存在双向的交易量联动关系。并且,从系数估计值和显著性水平上看,虽然国债现货的影响能力相对略强一点,但总体上看两市场之间的影响程度基本相当。这一结果与表6中低风险机制下国债期货和国债现货市场之间的关系相吻合,这也从另一个侧面验证了表6所得结论的可靠性。然而,在高风险机制下,我们发现国债现货的 $\bar{A}_{f,1} = 0.2461$ ( $t$ 统计量 = 5.580),并没有发现国债现货影响国债期货市场的显著证据。这意味着,与国债现货市场相比,高风险机制下的国债期货市场往往具有较大的市场交易量。这一结论凸显了高风险机制下的独特性。

一般而言,高风险机制下的定价效率往往不高,甚至会出现期货和现货市场的严重背离,因此期货市场的定价效率自然会下降;而由于高风险的存在,将加大投资者的交易意愿,从而使得交易量大增。例如,对本文而言,国债期货在高风险下的交易量平均为74.55手/五分钟(低风险下的交易量平均为70.00手/五分钟),国债现货在高风险下的交易量平均为84.80手/五分钟(低风险下的交易量平均为73.49手/五分钟)。因此,高风险机制下国债期货市场交易量对现货市场的这一影响关系恰好印证了国债期货市场在高风险机制下定价效率的缺失。

图3分别给出了国债期货与国债现货交易量之间在高风险机制和低风险机制下的冲击反应图。可以发现,在高风险机制和低风险机制下国债期货交易量对国债现货交易量的冲击均较为快速,但是,交易量信息在短期内不能得到充分吸收,需要花费非常长的时间。这一结论不同于前文中高、低风险机制下基于收益的冲击反应关系,交易量信息的消化时间往往更长。并且,我们还发现高风险机制下的交易量消化速度要快于低风险机制下的情形。此外,在高风险机制和低风险机制下,国债现货对国债期货交易量的冲击具有不同的变化曲线,具体而言,高风险机制下国债现货交易量对国债期货交易量基本没有影响,这一结论与表7中高风险机制下“没有发现国债现货影响国债期货市场的显著证据”相吻合。然而,低风险机制下的国债现货对国债期货的影响在第5分钟影响较强,随后的影响逐渐减弱。

综合表5~表7的研究结果可以发现,相较于低风险机制下国债期货和国债现货市场之间的关

表7 高风险和低风险机制下国债期货和国债现货交易量之间联动关系的参数估计结果

高风险机制下				低风险机制下			
国债期货市场		国债现货市场		国债期货市场		国债现货市场	
参数 估计值	$t$ 统计量	参数 估计值	$t$ 统计量	参数 估计值	$t$ 统计量	参数 估计值	$t$ 统计量
$\bar{\alpha}_0$	4.710 2 ***	9.934	5.704 7 ***	11.227	0.735 3	0.468	3.458 1 **
$\bar{A}_{f,1}$	0.651 9 ***	15.839	0.246 1 ***	5.580	0.329 7 ***	21.788	0.327 9 ***
$\bar{A}_{f,2}$	0.158 3 ***	3.840	-0.048 4	-1.094	0.120 1 ***	7.919	0.122 9 ***
$\bar{A}_{s,1}$	-0.006 0	-0.155	0.420 0 ***	10.198	0.344 0 ***	22.841	0.353 2 ***
$\bar{A}_{s,2}$	-0.034 7	-0.905	0.160 6 ***	3.906	0.146 6 ***	9.761	0.159 0 ***

注:\*, \*\*, \*\*\* 分别表示在10%、5%、1%置信水平下显著。

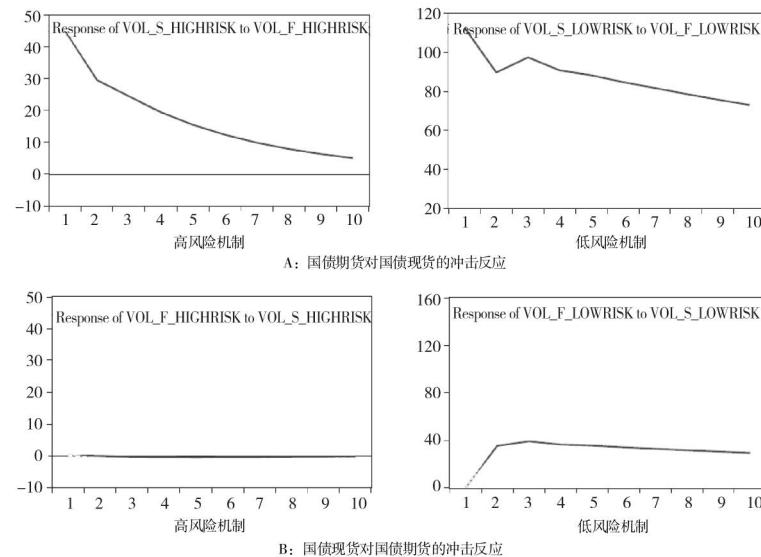


图3 国债期货与国债现货交易量之间的冲击反应图

系 高风险机制下的国债期货和国债现货市场之间的定价机制往往被扭曲。然而 如果把高风险机制下的数据并入低风险机制下的数据的话( 实际上就是不区分高、低风险机制) ,这将会降低国债期货市场的定价效率。由此可以看出 ,高风险机制下信息效率的缺失是影响国债期货市场定价效率的重要原因。

### 五、主要结论与对策建议

为检测我国国债期货市场的定价效率 ,本文利用基于高风险和低风险机制的 MSVAR 模型 ,结合 2013 年 9 月 6 日至 2014 年 9 月 30 日五分钟国债期货和国债现货数据 ,对两市场之间的定价能力进行了实证分析。研究结果表明:

第一 ,从价格引导关系来看 ,国债期货市场与国债现货市场之间存在双向的价格引导关系 ,但相对而言 ,国债现货市场的引导力度仍大于国债期货市场; 从冲击反应上看 ,相对于国债现货市场而言 ,国债期货市场具有更大的冲击反应能力。总体而言 ,我国国债期货市场已具有基本的定价能力 ,这也与张慎峰<sup>[1]</sup>的研究结论相一致 ,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 ,仍有待于进一步提高。

第二 ,通过对高风险机制和低风险机制下两市场收益间关系的研究发现 ,在低风险机制下 ,国债期货市场与国债现货市场之间存在双向的价格引导关系 ,且相对而言 ,国债期货市场的价格引导能力已大大增强 ,定价效率明显提高; 然而 ,与国债现货市场相比 ,高风险机制下的国债期货市场的定价效率相对较低。并且 ,无论在高风险机制还是在低风险机制下 ,国债期货对国债现货的冲击均是快速的 ,国债现货对国债期货的冲击均具有相同的变化曲线; 但从影响程度上看 ,高风险机制下的冲击程度要远大于低风险机制。这表明高风险机制下定价效率的缺失是影响国债期货市场定价效率的重要原因。

第三 ,作为国债期货市场定价效率的印证 ,本文研究了高风险机制和低风险机制下两市场交易量间的关系。实证结果发现 在低风险机制下 ,国债期货与国债现货的交易量之间存在双向的交易量联动关系 ,但总体上来看国债现货市场的影响能力略强于国债期货市场; 并且 ,与国债现货市场相比 ,高风险机制下的国债期货市场往往具有较大的市场交易量。无论在高风险机制还是在低风险机制下 ,国债期货对国债现货的冲击均是快速的 ,且不同于价格 ,交易量信息在短期内不能得到充分吸收 ,需要花费更长时间; 在高风险机制下 ,国债现货交易量对国债期货交易量具有一定影响 ,但其在低风险机制下却基本没有影响; 此外 ,高风险机制下的交易量消化速度总体上要快于低风险机制。

针对前文结论中我国国债期货市场定价效率的不足且这一效率最终体现在价格和交易量上 ,本文针对价格和交易量给出提高期货市场定价效率的对策建议: 第一 ,尽可能减少国债期货和国债现货市场交易中所产生的摩擦 ,创造更为规范的交易机制和更为便利的交易环境 ,以吸引更多投资者 ,使得期货交易价格能够充分反映国债期货和国债现货市场的供求关系。例如 ,制定规范的国债期货法、国债期货交易制度、国债现货交割制度等 ,以营造更加规范、透明的市场环境 ,充分体现市场的“公开、公正、公平” ,提升期货市场的定价能力及其效率。第二 ,增加可交割国债品种 ,以吸引更多交易者 ,增强市场流动性。若要增加国债期货和国债现货市场的交易量 ,需首先增加可交割国债现货的交易量。目前 ,可交割的国债主要是 4 ~ 7 年的记账式附息国债 ,对于其他各类国债尚未实现交割 ,有限的期货交易( 对冲) 必然导致流动性的匮乏和国债期货定价的低效率。因此 ,建议交易所逐步放开国债可交割的品种。可交割国债增多了 ,参与者也会增加 ,这必然增加期货市场的交易量。这既可以满足各类交易者的需要 ,也将增强流动性 ,能够有效提升期货市场的定价效率。虽然我们无法从根本上解决高风险机制下期货市场信息效率的困境 ,但以上两点建议的实施会大大提升期货市场的信息效率和定价能力。

**注释:**

- ①这种假设是有道理的,马尔科夫转换模型也被称为“Markov Mixture Model”( MMM)<sup>[15]</sup>,从这个角度看,机制内服从正态分布实际上也就是假设  $r_t$  服从混合的正态分布,尽管具体刻画方式不同于经典的混合正态分布,但同样能够起到刻画(金融时间序列中常见的)厚尾性的作用。并且,关于跳跃的经验研究也证实,普通收益与跳跃项剥离后,两个部分的收益率往往都很近似正态分布<sup>[16-17]</sup>。
- ②若  $n \geq 3$  则 II 相应扩展为( $n \times n$ )矩阵,定义模型参数  $\mu = (\mu_1 \ \mu_2 \ \cdots \ \mu_n)$   $\sigma = (\sigma_1 \ \sigma_2 \ \cdots \ \sigma_n)$   $S = \{s_1 \ s_2 \ \cdots \ s_T\}$  及观测值集合  $y = \{r_1 \ r_2 \ \cdots \ r_T\}$ 。
- ③事实上,交易所债券市场的交易时间为 9:30—11:30 和 13:00—15:00,银行间债券市场交易时间为 9:00—12:00 和 13:30—16:30。根据 2011 年全年的交易数据统计,在银行间市场 9:30—15:00 成交金额占全天成交金额的 91.28%;15:15 至收盘的成交金额仅占全天成交金额的 4.28%。国债期货交易时间覆盖交易所债券市场的全部交易时段和银行间债券市场的活跃交易时段<sup>[24]</sup>。
- ④事实上,本文分别检测了国债期货和国债现货的量价关系,研究发现:无论对国债期货还是对国债现货市场而言,交易量与收益之间均存在显著的正向关系,这是与当前量价关系的基本理论相一致的。

**参考文献:**

- [1] 张慎峰. 金融期货市场发展展望 [J]. 中国金融, 2014(10): 20-21.
- [2] COX C C. Futures trading and market information [J]. Journal of political economy, 1976, 84(6): 1215-1237.
- [3] DANTHINE J P. Information, futures price and stabilization speculation [J]. Journal of economy theory, 1978, 17(1): 79-98.
- [4] BORTZ G A. Does the treasury bond futures market destabilize the treasury bond cash market? [J]. Journal of futures markets, 1984, 4(1): 25-38.
- [5] HEGDE S P. The impact of futures trading on the spot market for treasury bonds [J]. Financial review, 1994, 29(4): 441-471.
- [6] 张宗新, 丁振华, 冯亦东. 利率期货推出对现货市场的冲击效应——基于香港市场的经验证据 [J]. 中国管理科学, 2008(3): 151-156.
- [7] CUSATIS P J. An analysis of the failed municipal bond and note futures contracts [J]. Journal of futures markets, 2008, 28(7): 656-679.
- [8] CHEN C, ZHOU Z G. Rise and fall of the first financial futures market in China: the case of Chinese government bond futures [J]. China & world economy, 2009, 17(2): 110-124.
- [9] 鲍建平, 杨建明. 利率期货交易对债券现货市场价格发现的影响分析 [J]. 金融研究, 2004(2): 62-70.
- [10] 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.
- [11] 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.
- [12] 马健. 国债期现货市场价格的联动性 [J]. 中国金融, 2013(22): 84.
- [13] 熊启跃, 海米提·瓦哈甫. 国债期货完善收益率曲线的机制分析 [J]. 新金融, 2014(8): 37-40.
- [14] 黄海. 基于高频数据的国债期货价格发现功能研究 [J]. 中国物价, 2014(5): 63-64.
- [15] CHIB S. Calculating posterior distributions and modal estimates in Markov mixture models [J]. Journal of econometrics, 1996, 75(1): 79-97.
- [16] CHAN W H, MAHEU J M. Conditional jump dynamics in stock market returns [J]. Journal of business and economic statistics, 2002, 20(3): 377-389.
- [17] DUFFIE D, PAN J, SINGLETON K. Transform analysis and asset pricing for affine jump-diffusions [J]. Econometrica, 2000, 68(6): 1343-1376.
- [18] JIANG P, LIU Q, TSE Y. International asset allocation with regime switching: evidence from the ETFs [J]. Asia-Pacific journal of financial studies, 2015, 44(5): 661-687.

- [19] KRITZMAN M ,PAGE S ,TURKINGTON D. Regime shifts: implications for dynamic strategies [J]. *Financial analysts journal* 2012 68( 3 ) : 22-39.
- [20] BAE G I ,KIM W C ,MULIVEY J M. Dynamic asset allocation for varied financial markets under regime switching framework [J]. *European journal of operational research* 2014 234( 2 ) : 450-458.
- [21] 华仁海, 刘庆富. 股指期货与股指现货市场价格发现能力探究 [J]. *数量经济技术经济研究*, 2010( 10 ) : 90-100.
- [22] 刘庆富, 徐闻宇, 方磊. 中国商品期货市场的假日效应研究——基于收益和波动的视角 [J]. *产业经济研究*, 2012( 2 ) : 68-77.
- [23] 祝合良. 中国期货市场价格发现功能的实证研究 [J]. *首都经济贸易大学学报* 2007( 2 ) : 9-21.
- [24] 姜朝辉. 关于 5 年期国债期货交易时间 [N]. *上海证券报* 2013-09-10.
- [25] DUFFIE D. Asset price dynamics with slow-moving capital [J]. *Journal of finance* 2010 65( 4 ) : 1237-1267.

(责任编辑: 木 子)

## The Pricing Efficiency of Chinese Treasury Bond Futures Market: Evidence from Different Risk Mechanism

ZHANG Linlin ,JIANG Pan

( Institute for Financial Studies ,Fudan University ,Shanghai 200433 ,China)

**Abstract:** The treasury bond markets still have frequent volatility since the launch of Chinese treasury bond futures market and more and more attention has been paid to pricing efficiency. Thus ,the Markov switching vector autoregressive model is used from the perspective of different risk mechanism ,to make empirical research on the pricing efficiency of Chinese treasury bond futures and treasury bond. The empirical results show that the Chinese treasury bond futures market has some fundamental pricing ability ,but not as good as that of treasury bond market. The pricing efficiency of treasury bond futures market under low-risk mechanism is obviously higher than that under high-risk mechanism from the perspective of price leading relationship. However ,the degree of impact between treasury bond futures market and treasury bond market is much greater under high-risk mechanism than that under low-risk mechanism from the perspective of response of impact. These results indicate that lack of information efficiency under high-risk mechanism plays an important role in pricing efficiency of treasury bond futures market. In addition ,the relationship between the treasury bond futures and treasury bond markets further confirms the reliability of the results above.

**Key words:** treasury bond futures; different risk mechanism; price discovery; pricing efficiency; Markov switching vector autoregressive model