



No. 2135

Working Paper

中国国债期货与现货市场间的 动态价格发现与不对称波动性溢出

周颖刚 贝泽赞

【摘要】 本文旨在分析中国国债期货和其现货之间的动态信息传导关系和不对称波动溢出效应，实证结果发现 5 年期和 10 年期国债期货已具有明显的信息优势，且交易更活跃的国债期货品种对现货市场具有更强的价格引导能力，但在市场快速下跌时，市场恐慌情绪驱动期货价格的非理性下跌，削弱期货市场的价格发现和信息传导效率。此外，国债期货与现货市场之间存在着非对称波动性联动关系，国债现货相比国债期货具有更强的波动率溢出效应。期货基差的扩大将加剧国债期货市场的波动性。2020 年 4 月 10 日商业银行被允许进入国债期货市场参与交易后，国债期货信息引导份额有所提升，国债期货市场和现货市场的信息传递效率有所增强。

【关键词】 中国国债期货市场；信息引导份额；价格发现功能；波动率溢出效应；多元 GARCH 模型

【文章编号】 IMI Working Papers NO.2135



微博 · Weibo



微信 · WeChat

更多精彩内容请登陆 国际货币网

<http://www.imi.ruc.edu.cn/>

1937

中国国债期货与现货市场间的 动态价格发现与不对称波动性溢出

周颖刚¹ 贝泽赞²

【摘要】 本文旨在分析中国国债期货和其现货之间的动态信息传导关系和不对称波动溢出效应，实证结果发现 5 年期和 10 年期国债期货已具有明显的信息优势，且交易更活跃的国债期货品种对现货市场具有更强的价格引导能力，但在市场快速下跌时，市场恐慌情绪驱动期货价格的非理性下跌，削弱期货市场的价格发现和信息传导效率。此外，国债期货与现货市场之间存在着非对称波动性联动关系，国债现货相比国债期货具有更强的波动率溢出效应。期货基差的扩大将加剧国债期货市场的波动性。2020 年 4 月 10 日商业银行被允许进入国债期货市场参与交易后，国债期货信息引导份额有所提升，国债期货市场和现货市场的信息传递效率有所增强。

【关键词】 中国国债期货市场；信息引导份额；价格发现功能；波动率溢出效应；多元 GARCH 模型

一、引言

对世界上主要的市场经济国家而言，国债通常被认为是规模最大，最有影响力的金融资产之一。一方面，期限结构合理和有效率的国债市场可以有助于改善政府负债结构，促进宏观经济的稳定发展；另一方面，充分市场化的国债收益率作为国家最重要的基准利率，对资产定价和金融系统性风险的管理具有非常重要的作用。随着我国经济的不断发展，经济规模已稳居世界第二，国债市场规模也不断快速扩张，1997 年以来，我国国债市场规模以近 27% 的平均增速扩张，截至 2019 年末，中国国债存量规模达 2.14 万亿美元。虽然与美国、日本等金融发达国家仍有不小的差距，但在新兴市场国家中，我国国债存量规模已稳居主要新兴市场国家和地区之首，但我国国债规模与 GDP 占比在主要新兴市场国家和地区中仍然处于中下游。随着我国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段，我国国债市场仍将具有广袤的发展空间，建立高质量的、市场化的国债市场对深化推进我国新时代社会主义市场经济体制改革具有深远意义。

¹ 周颖刚，中国人民大学国际货币研究所特约研究员，厦门大学宏观经济研究中心、经济学院金融系与王亚南经济研究院

² 贝泽赞（通讯作者），厦门大学王亚南经济研究院

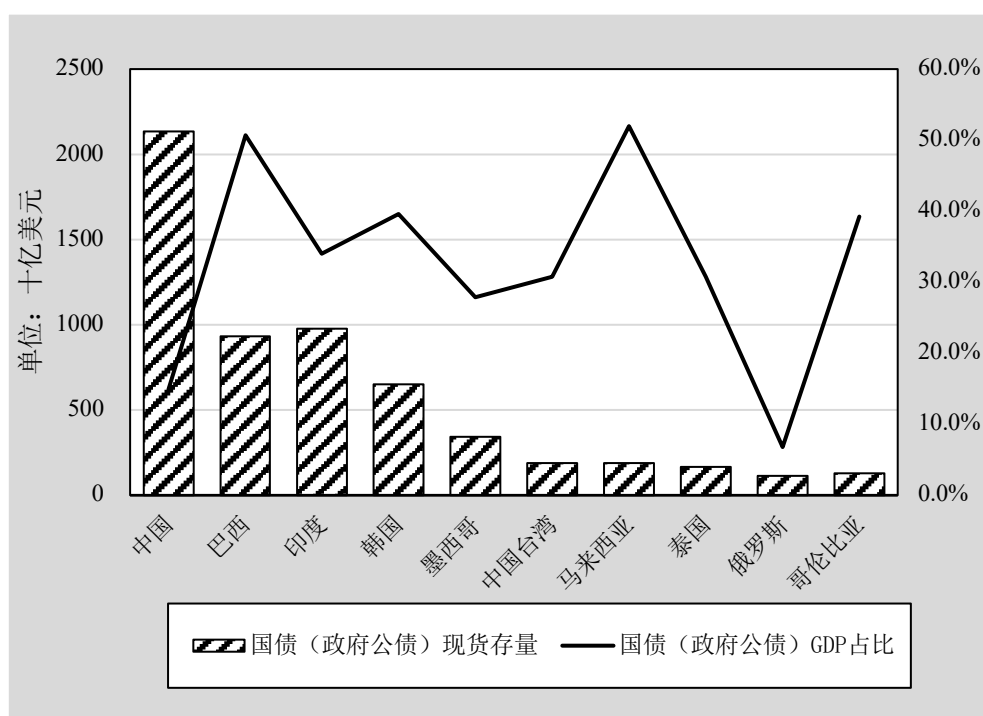


图1 主要新兴市场国家或地区国债规模情况（截至2019年末）

与国债相对应，国债期货在国债市场的平稳运行中扮演着极其重要的角色，国债期货于20世纪70年代产生于美国，两次“石油危机”导致利率波动频繁，固定利率国债的持有者对风险管理和债券保值的需求强烈，国债期货应运而生。1973年，美国取消所有CD利率上限，紧接着推出90天期和30年期的短期和长期国债期货，持续推进利率市场化，并于1980年3月通过《存款机构和货币管理法》，承诺取消一切利率，后又继续推出1年期美国国库券期货，5年期和10年期美国中期国债期货，逐步构建了多期限，多层次的利率期货体系，在短短10年内完成了利率市场化。

在中国，上海证券交易所早在1992年12月就启动国债期货交易，并于1993年10月向个人投资者开放。但是，由于当时包括国债在内的所有利率都没有实现市场化，引发了1995年的“327”国债期货重大违规事件，国债期货交易被暂停。接下来的近20年来我国致力于利率市场化，遵循循序渐进式改革的一贯思路，先放开货币市场利率和债券市场利率，再逐步推进存、贷款利率的市场化，从1996年完全放开银行间同业拆借利率，到2007年推出市场化利率Shibor，2012年打破严受管制的存款利率浮动区间上限，2013年全面放开人民币贷款存款利率，利率波动幅度不断加大，给国债期货孕育了较好的市场环境。2013年9月6日，5年期国债期货终于在中金所上市；2015年3月20日，10年期国债期货也上市恢复交易；为了进一步发展国债期货市场，中金所于2018年8月17日又推出了2年期国债期货，丰富了我国国债期货品种，对于短期（2年）、

中期（5 年）、长期（10 年）的利率风险，国债期货都能对其进行对冲。三种国债期货的推出对于完善利率期限结构具有重要意义。

从美国的经验和我国国债期货的发展历程来看，利率市场化与国债期货的推出应该是相辅相成的关系，国债期货需要与利率市场化配合发展，投资者需要有规避利率风险的需求。当前，我国利率市场化改革正在向纵深推进，发展国债期货不仅正当其时，而且意义重大。市场化利率体制的确立需要一条具有连续性的市场基准利率，国债期货既可以为投资者提供管理利率风险的工具，又有助于利率价格发现，不断强化国债利率作为市场基准利率的地位，促使基准化的国债利率尽可能地贴近市场利率，迈出基准利率市场化的关键一步。不同期限的国债期货的陆续推出，将改善国债现货市场的流动性和定价效率，为国债持有者提供有效的套期保值的工具，更有利于形成一条完整、可靠和较为准确的国债收益率曲线，为各类金融资产提供更为准确的定价依据。

我国国债期现货市场还存在着诸多问题，国债期货市场投资者结构尚未完善：截止至 2019 年底，我国国债期货市场参与者为自然人、一般法人、证券自营和大资管，现有国债期货参与者持有国债量不到 10%。持有大量国债现货的商业银行、保险公司及 QFII 等境外机构尚未获得国债期货入市资格，国债期现成交额比仍远低于金融发达国家。2020 年 4 月 10 日，经国务院，证监会、财政部、人民银行、银保监会联合公告，商业银行作为国债现货市场最重要的投资主体，终于进入国债期货市场参与交易，保险机构也即将逐步参与到国债期货市场交易当中，这一举措有望进一步改善国债期货流动性，但也存在着期货市场不成熟、容易引发过度投机的风险。我国国债期货恢复已有 6 年，国债期货是否已经成为了良好的套期保值的工具？国债期货与国债现货市场之间的是否已经形成了良好的信息传递？市场收益率和波动性是否形成良好的联动？商业银行、保险公司及 QFII 等境外投资者参与国债期货时机是否成熟？本文旨在深度分析国债期货市场的价格发现功能和与现货市场波动性联动关系，对国债期货重启的市场运行状况进行中肯评价和建议。

下文的结构安排为：第二部分是文献综述与本文贡献；第三部分是数据分析；第四部分是实证研究方法；第五部分实证研究结果；第六部分是稳健性检验；第七部分是结论和政策建议。

二、文献综述与本文贡献

期货市场一个主要功能是价格发现，Cox(1976)对现货市场进行实证分析后发现，在加入期货市场之后现货市场的运行效率变得更好。Hasbrouck(1995)构造 Information Share 来综合衡量资产价格对信息的反应强度。Holland 和 Vila(1998)对英、法、德等国的国债市场进行检验，发现了

国债期货有超过 90%的概率比国债现货市场对信息的反应更加迅速。Kogan et al. (2009)通过引入基差的 BEKK-GARCH 模型,发现原油期货市场的波动率与基差之间呈现一种 V 形的关系:基差绝对值扩大对原油期货市场波动率具有正向影响。Yan 和 Zivot(2010)通过蒙特卡洛模拟的方法,比较了不同噪音和信息反应强度的时间序列的成分份额(CS)和信息份额(IS)的表现,发现 CS 主要受到价格时间序列中噪音的影响,而 IS 同时受到噪音和信息反应强度的影响。Putninš(2013)提出了通过信息引导份额(ILS)来度量价格发现功能,并发现使用 ILS 度量价格发现功能受到噪音的影响要小于信息份额(IS),估计结果更加稳健。Indriawan et al. (2019)利用美国股票市场开盘前后 30 分钟的高频数据,通过基于状态空间模型 (state space model) 的信息份额模型,研究了美国股票市场开盘对美国 10 年期国债期货、德国 10 年期国债期货和英国 10 年期国债期货的价格发现功能的影响,发现美国股票市场开盘后,三个国家的 10 年期国债期货对信息的传导和反应的效率增强。

国内直接研究国债期货与现货信息引导和波动性传导的文章不多,但是我们依然能在现有的研究其他商品或金融期货和现货之间信息传递和波动率传导的文章中得到一些启示。鲍建平和杨建明(2004)通过对比发达国家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,发现利率期货交易能有效提高现货市场的价格发现效率,但同时会增加现货市场的波动率;张屹山,方毅和黄琨(2004)利用我国金属和农产品期货的日度数据,通过 Granger 因果检验分析其期现货的价格发现功能,并通过 SVAR 模型研究国内外期货市场的联动关系,发现中国期货市场发挥了价格发现的基本功能,以及国际期货市场对我国期货市场具有单向价格引导效应;徐雪和罗克(2014)通过 VAR 模型和脉冲响应函数研究了中国黄金期货市场价格发现功能,发现中国黄金期货市场价格发现功能偏低;华仁海和刘庆富(2007)通过双参数 AR-GARCH 模型对国内外期货市场的铜、铝大豆、豆粕、小麦期货价格的波动率溢出进行研究,发现相关国内外商品期货市场价格和波动性之间存在非常密切的关系;郭沁和杨之曙(2007)分别通过 VAR 模型和 Hasbrouck (1995) 的信息份额模型,利用在交易所市场和银行间市场同时交易的 5 支债券,分析交易所债券市场和银行间债券市场的价格发现的效率,发现交易量较小的交易所市场在价格发现中起着主要作用;李晓峰和陈华(2008)基于格兰杰因果检验和 BEKK-GARCH 模型研究人民币即期汇率和其境外衍生品市场之间的信息流动关系,发现境外期货市场对即期市场不存在任何溢出效应,但是境外人民币无本金交割远期外汇交易(NDF)对即期市场具有显著的报酬溢出效应;金洪飞和金萃(2008)利用 VAR 和 BEKK-GARCH 研究中美股市价格和国际石油价格的波动率溢出效应,发现中国股市和国际原油之间不存在任何波动率溢出效应,而美国股市和国际石油市场存在双向的波动率溢出效应;陶利斌,潘婉彬和黄筠哲(2014)通过 Hasbrouck (1995)

的信息份额方法，利用沪深 300 股指期货和沪深 300 指数的高频数据计算每日股指期货的信息份额，发现股指期货在信息传递中处于主导作用，且随着股指期货的交易量增大和市场波动率降低，信息优势有所增强。郭彦峰，魏宇和肖倬（2016）通过构造加入了 5 年期国债的交易量和持仓量的 ECM-BEKK-GARCH 模型，发现国债期货对国债现货具有显著的价格引导能力，但国债期货的成交量和持仓量水平并未影响国债期货市场的价格发现能力。王苏生，于永瑞等(2017)运用 5 年期国债期货 5 分钟高频数据，利用信息份额模型，发现我国 5 年期国债期货信息份额贡献度为 65.51%，说明中国 5 年期国债期货在价格发现中占据主导地位。刘成立和周新苗（2017）通过滚动窗口 Granger 因果检验研究国债期货和国债市场的动态关系，发现国债期货上市使收益率曲线水平因子波动率下降，说明国债期货上市提高了现货市场的成熟度，但是并没有发现国债期货对现货具备价格发现功能。张劲帆等(2019) 采用信息份额模型和基于向量自回归(VAR)模型的格兰杰因果检验,研究了国债现货、国债期货和利率互换三个市场之间的价格发现机制，发现了利率互换相对于国债期货和国债现货都具有信息优势,而国债期货相对于国债现货具有信息优势。周颖刚等(2020)通过条件协偏度和条件协峰度测度了我国国债和股指之间的避险对冲效应，发现我国国债现货和股指现货之间可以互相对冲风险，但是国债期货和股指期货之间暂不存在这种避险对冲效应。

本文的主要贡献为：一是以往的文献一般只研究单种期限的国债期货合约（张劲帆等,2019；张宗新和张秀秀,2019），本文则对我国国债期现货市场进行了全面而深入的研究，研究对象囊括了 2 年期、5 年期和 10 年期国债期现货，补充了以往文献的缺失；二是选取的数据更为精确，现有研究大多是以国债净价指数、银行间交易市场国债现货的报价和国债 ETF 的价格作为国债现货价格 (Mizracha & Neelyn,2008;周冰和陈杨龙,2013;王苏生等,2017; 张劲帆等,2019)，但是这些指数并不能直接用于期货交割，而本文从中金所发布的国债期货的可交割券中选取交割最为活跃的最廉价可交割券（CTD）的中债估值作为国债现货价格，反映了真实用于交割的国债现货价格，相比以往文献更加直观和精确，也更加符合业界的一般共识 (Salomon Brothers,1990)；三是现有研究一般基于信息份额来研究国债期货的信息优势(张劲帆等，2019)，而本文运用了信息引导份额检验国债期货的信息优势，排除了市场噪音的影响，发现 5 年期和 10 年期国债期货价格对现货具有明显的信息优势，而 2 年期国债期货在上市 8 个月后又初步形成了对现货的信息引导优势；四是在研究波动溢出效应时，本文将国债期货的基差加入 VECM-BEKK-GARCH 模型中，控制了国债期现货市场间长期均衡关系，发现 5 年期和 10 年期国债期货市场与现货市场之间存在着非对称的波动率双向传导关系，且期货基差绝对值的扩大会驱动现货价格向长期协整均衡回复并且会显著增加国债期货市场的波动性。

三、数据分析

本文以我国国债期货对应的最廉价可交割券（CTD）的中债估值除以转换因子(Conversion Factor)作为国债现货价格，以我国国债期货主力合约价格作为国债期货价格。2 年期国债期货样本时间跨度为 2018 年 8 月 17 日至 2020 年 9 月 11 日³；5 年期国债期货样本时间跨度为 2013 年 9 月 6 日至 2020 年 9 月 11 日；10 年期国债期货样本时间跨度为 2015 年 3 月 20 日至 2020 年 9 月 11 日，数据来源于 Wind 数据库。

国债期货和一般商品期货不同，没有一个特定的现货，而是对应着多个可交割国债现券，由于不同的可交割国债在交割时的价值各不相同，为了避免国债期货到期时由于过于集中交割某个可交割国债所造成的流动性短缺，全世界最主要的国债期货市场都遵循着转换因子交割体系 (Conversion Factor System)，交易所提前发布国债期货对应的各个可交割国债的转换因子，转换因子(Conversion Factor)可表示为：

$$CF = \frac{1}{(1+\frac{r}{f})^{\frac{xf}{12}}} \times \left[\frac{c}{f} + \frac{c}{r} + \left(1 - \frac{c}{r}\right) \times \frac{1}{(1+\frac{c}{f})^{n-1}} \right] - \frac{c}{f} \times \left(1 - \frac{xf}{12}\right) \quad (1)$$

其中： r 表示国债期货合约的票面利率 3%； x 表示交割月到下一付息月的月份数； n 表示剩余付息次数； c 表示可交割国债票面利率； f 表示可交割国债每年付息次数。转换因子实际上是将面值为 1 元的可交割国债在期货交割月后的全部现金流贴现至交割月的现值。

转换因子交割体系定义国债期货以某一个可交割国债进行交割的发票价格等于国债期货价格乘以该可交割国债的转换因子，这种制度安排使国债期货的发票价格与可交割国债价格具有可比性。换言之，经过转换因子调整后的各个可交割国债的价格理论上都是相等的，使期货空头在期货到期后进行交割时无论使用哪支可交割国债理论上都不存在任何区别。

但是在现实的交易中，由于债券市场收益率与国债期货合约的票面利率具有偏差，可交割国债的价格往往与理论值有所偏离，利用外生的转换因子进行调整后的可交割国债的价值可能并不完全一致，期货空头倾向于从可交割券中选择一个最便宜的可交割券（即最廉价可交割券）进行交割，以最大化其交割收益。相比之前文献中广泛使用的国债指数，最廉价可交割券本身即为用于真实交割的国债现货，其价格理论上是研究国债期现货联动关系的最佳现货价格(Salomon Brothers, 1990)。

选择最廉价可交割券的方法大致有三种：可交割券净价与转换因子比值最小、国债期货基差

³ 由于最廉价可交割券一般会随着主力合约的到期和转换而发生变换，为了计算便利，样本时间截至 2020 年 9 月的最后交易日即 2020 年 9 月 11 日。

最小和隐含回购利率最大。隐含回购利率实际上是一种“持有到期策略”的年化收益率：在 t 时刻购买并持有 1 单位可交割券，同时卖空同样数量的国债期货，期货到期时进行交割。以隐含回购利率最大的可交割券作为最廉价可交割券也是业界分析的最常见的做法，所以本文选择交割最活跃且国债期货隐含回购利率最大的可交割券作为最廉价可交割券。

为了消除 CTD 券种的变换引起的计量误差，我们将 CTD 券变换的交易日当天的收益率和价格数据进行删除。图 2、图 3 和图 4 则描绘了 2 年期、5 年期和 10 年期国债期货价格及其对应的 CTD 券的价格序列图，从图中可以初步看出国债期货价格和国债现券价格呈现良好的相关性。

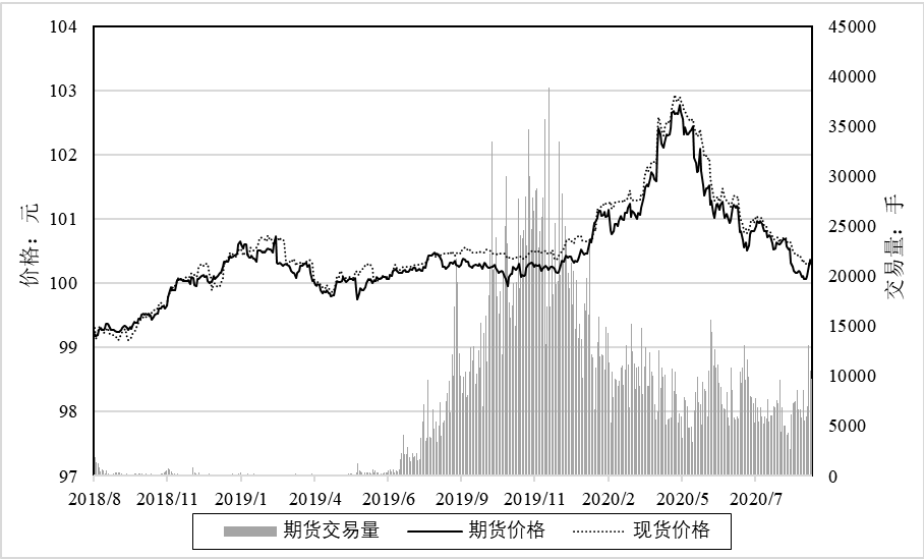


图 2：2 年期国债期货价格和现券价格

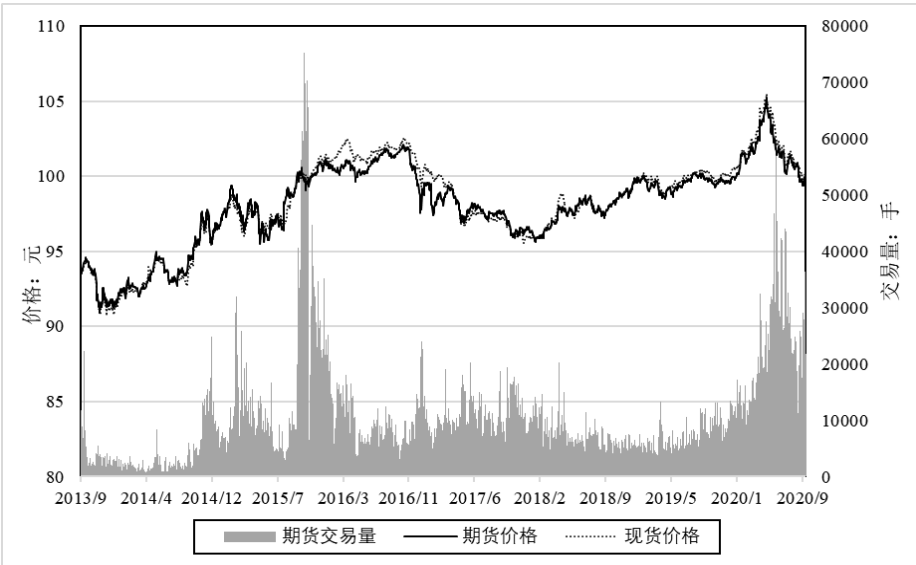


图 3：5 年期国债期货价格和现货价格



图 4：10 年期国债期货价格和现券价格

表 1 展示了国债期货和现货对数收益率序列和基差的描述性统计特征。其中，5 年期国债期货和现货收益率均呈尖峰右偏特征，而 2 年期和 10 年期国债期货和现货收益率分别呈现了尖峰左偏和右偏的分布形态。特别地，10 年期国债期货交易量要远大于 5 年期国债期货，2 年期国债期货日平均交易量最少。

表 1 描述性统计量

Panel A: 2 年期国债期货现货描述性统计							
	Obs	Mean	Std.Dev	Min	Max	Skew	Kurt
期货对数收益率	489	0.0015%	0.001	-0.005	0.005	-0.525	8.624
现货对数收益率	489	0.0013%	0.001	-0.003	0.005	0.072	10.073
基差	489	0.0013	0.001	-0.002	0.006	0.184	0.137
国债期货交易量	489	6800.229	7921.919	3	38899		
Panel B: 5 年期国债期货现货描述性统计							
	Obs	Mean	Std.Dev	Min	Max	Skew	Kurt
期货对数收益率	1657	0.0029%	0.002	-0.014	0.019	0.331	7.931
现货对数收益率	1657	0.0030%	0.002	-0.007	0.011	0.280	5.205
基差	1657	0.0017	0.005	-0.016	0.024	0.600	1.422
国债期货交易量	1657	9707.250	9118.347	474	75239		
Panel C: 10 年期国债期货现货描述性统计							
	Obs	Mean	Std.Dev	Min	Max	Skew	Kurt
期货对数收益率	1300	-0.0018%	0.003	-0.018	0.016	-0.203	4.255
现货对数收益率	1300	0.0000%	0.002	-0.010	0.011	0.065	3.366
基差	1300	0.0051	0.006	-0.007	0.032	0.874	1.641
国债期货交易量	1300	32852.160	19325.470	673	121408		

注：本文涉及的国债期货的基差的计算公式为：基差=现货价格÷转换因子-国债期货价格。2 年期国债期货样本时间跨度为 2018 年 8 月 17 日至 2020 年 9 月 11 日；5 年期国债期货样本时间跨度为 2013 年 9 月 6 日至 2020 年 9 月 11 日；10 年期国债期货样本时间跨度为 2015 年 3 月 20 日至 2020 年 9 月 11 日，数据来源于 Wind 数据库。

通过有常数项但无趋势项的 ADF 检验、PP 检验来检验国债期货和现货的对数价格序列和一阶差分序列平稳性，结果如表 2 所示。国债期货和现券的对数价格均不能拒绝非平稳的原假设，但是其一阶差分序列都显著地拒绝了非平稳的原假设，说明各个期限的国债期货和现货对数价格为

I(1)序列。

表 2 期现货价格序列平稳性检验

Panel A: 2 年期国债期现货				
	$\ln(P_{spot})$	$\ln(P_{future})$	$\Delta \ln(P_{spot})$	$\Delta \ln(P_{future})$
adf.test	-1.289	-1.653	-7.336***	-7.388***
pp.test	-2.977	-5.252	-436.061***	-430.265***
Panel A: 5 年期国债期现货				
	$\ln(P_{spot})$	$\ln(P_{future})$	$\Delta \ln(P_{spot})$	$\Delta \ln(P_{future})$
adf.test	-1.684	-1.940	-11.054***	-12.311***
pp.test	-5.061	-8.482	-1426.090***	-1668.498***
Panel B: 10 年期国债期现货				
	$\ln(P_{spot})$	$\ln(P_{future})$	$\Delta \ln(P_{spot})$	$\Delta \ln(P_{future})$
adf.test	-1.580	-1.869	-10.981***	-10.951***
pp.test	-4.600	-7.935	-1121.388***	-1384.094***

注: ***表示在 1% 的显著水平下显著, **表示在 5% 的显著水平下显著, *表示在 10% 的显著水平下显著

通过 Johansen 协整检验方法计算迹统计量和最大特征根统计量来检验国债期货和现货价格之间的协整关系, 结果如表 3 所示。实证结果显著拒绝了国债期货价格和现货价格之间不存在协整关系的原假设, 而接受了国债期货价格和现货价格之间存在至多一个协整关系的原假设, 说明各个期限的国债期货和现货的对数价格之间均存在长期的均衡关系。

表 3 迹检验和最大特征根检验

Panel A: 2 年期国债期现货									
With Linear Trend					Without Linear Trend				
Trace Test	C(5%)	λ Max Test	C(5%)	H0	Trace Test	C(5%)	λ Max Test	C(5%)	
3.720	12.250	3.720	12.250	$r \leq 1$	4.038	9.240	4.038	9.240	
45.975**	25.320	42.255**	18.960	$r=0$	45.695**	19.960	41.657**	15.670	
Panel B: 5 年期国债期现货									
With Linear Trend					Without Linear Trend				
Trace Test	C(5%)	λ Max Test	C(5%)	H0	Trace Test	C(5%)	λ Max Test	C(5%)	
2.925	12.250	2.925	12.250	$r \leq 1$	3.308	9.240	3.308	9.240	
50.504**	25.320	47.579**	18.960	$r=0$	48.368**	19.960	45.060**	15.670	
Panel C: 10 年期国债期现货									
With Linear Trend					Without Linear Trend				
Trace Test	C(5%)	λ Max Test	C(5%)	H0	Trace Test	C(5%)	λ Max Test	C(5%)	
2.338	12.250	2.338	12.250	$r \leq 1$	2.368	9.240	2.368	9.240	
39.466**	25.320	37.128**	18.960	$r=0$	36.706**	19.960	34.338**	15.670	

注: ***表示在 1% 的显著水平下显著, **表示在 5% 的显著水平下显著, *表示在 10% 的显著水平下显著。根据 AIC, SC, FPE, HQ 四种信息准则选择滞后阶数。

在对数收益率平稳的前提下, 对国债期货对数收益率和现券对数收益率进行 Granger 因果检验, 滞后阶数选取 1、2、3、5 和 10 阶, 结果如表 4 所示: 对于各个期限的国债期货和现货, 在绝大部分滞后阶数中, 均可以显著拒绝期货收益率不是现货收益率的 Granger 原因的原假设, 但无法拒绝现货收益率不是期货收益率的 Granger 原因的原假设, 结果初步说明国债期货收益率对国债现券收益率有着单边的引导效应。

表 4 Granger 因果检验结果

Panel A: 2 年期国债期现货					
	Lag(1)	Lag(2)	Lag(3)	Lag(5)	Lag(10)
现券收益率不是期货收益率的 Granger	0.222	0.943	0.913	0.957	1.393

原因					
期货收益率不是现券收益率的 Granger 原因	0.638***	0.390***	0.434***	0.444***	0.180***
Panel B: 5 年期国债期现货					
H ₀	Lag(1)	Lag(2)	Lag(3)	Lag(5)	Lag(10)
现货收益率不是期货收益率的 Granger 原因	1.133	1.218	0.587	0.716	0.933
期货收益率不是现货收益率的 Granger 原因	0.287***	0.296***	0.624***	0.611***	0.501***
Panel C: 10 年期国债期现货					
H ₀	Lag(1)	Lag(2)	Lag(3)	Lag(5)	Lag(10)
现货收益率不是期货收益率的 Granger 原因	1.660	2.683*	1.428	1.243	1.849**
期货收益率不是现货收益率的 Granger 原因	0.198***	0.069***	0.233***	0.286***	0.048***

注：表中数值为格兰杰因果检验的 F-统计量，其中 “*，**，***” 分别表示系数估计值在 10%，5%和 1%水平上显著。

四、实证方法

1. 信息引导份额

Hasbrouck(1995)假设所研究的两个市场的资产价格都具有一个共同因子 m_t 并且服从随机游走过程：

$$m_t = m_{t-1} + u_t, \quad u_t \sim iid(0, \sigma_u)$$

$$p_{it} = m_t - \delta_i + s_{i,t}, \quad s_{i,t} \sim iid(0, \sigma_{s_i}) \quad (2)$$

其中，参数 δ_i 衡量了资产价格反映信息的敏感程度，而 σ_{s_i} 则是反映了噪声。通过一系列等价变换，存在一个误差修正模型(VECM)来描述资产之间的价格，以两个资产价格为例：

$$\begin{aligned} \Delta p_{1,t} &= \alpha_1(p_{1,t-1} + \beta p_{2,t-1}) + \sum_{i=1}^q \gamma_i \Delta p_{1,t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_j \Delta p_{2,t-j} + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta p_{2,t} &= \alpha_2(p_{1,t-1} + \beta p_{2,t-1}) + \sum_{k=1}^q \varphi_k \Delta p_{1,t-k} + \sum_{m=1}^q \rho_m \Delta p_{2,t-m} + \varepsilon_{2,t} \end{aligned} \quad (3)$$

Booth et al. (1999), Chu et al. (1999), Harris et al. (2002) 和 Baillie et al. (2002) 根据误差修正项的系数，计算成分份额(CS)，由于误差修正项刻画的是资产收益对资产价格均衡价格短暂偏离的敏感程度，如式 (5) 所示， CS_i 衡量了另一个市场相对于市场 i 对价格短暂摩擦的反应敏感程度。

$$CS_1 = \gamma_1 = \frac{\alpha_2}{\alpha_2 - \alpha_1}$$

$$CS_2 = \gamma_2 = \frac{-\alpha_1}{\alpha_2 - \alpha_1} \quad (4)$$

VECM 残差的方差-协方差矩阵为 Ω :

$$\Omega = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \rho\sigma_1\sigma_2 \\ \rho\sigma_1\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}$$

根据 Cholesky 因子分解, 可将方差协方差矩阵分解成 $\Omega = MM^T$, 其中:

$$M = \begin{pmatrix} m_{11} & 0 \\ m_{12} & m_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_1 & 0 \\ \rho\sigma_2 & \sigma_2(1 - \rho^2)^{1/2} \end{pmatrix}$$

进一步计算信息份额(IS):

$$\begin{aligned} IS_1 &= \frac{(\gamma_1 m_{11} + \gamma_2 m_{12})^2}{(\gamma_1 m_{11} + \gamma_2 m_{12})^2 + (\gamma_2 m_{22})^2} \\ IS_2 &= \frac{(\gamma_2 m_{22})^2}{(\gamma_1 m_{11} + \gamma_2 m_{12})^2 + (\gamma_2 m_{22})^2} \end{aligned} \quad (5)$$

信息份额 IS_i 衡量了信息冲击下, 市场 i 的扰动的方差占有所有市场扰动的总方差的比例, 体现了市场 i 相对于其他市场, 对信息冲击的反应敏感程度。但由于计算中运用了 Cholesky 因子分解, IS 的估计结果会受到变量次序的影响, 所以将期货和现货价格交换顺序进行两次估计, 以其两次顺序的值的算术平均数作为 IS 的估计值。

Yan 和 Zivot (2010) 通过理论和蒙特卡洛模拟论证, 信息份额 (IS) 不仅仅衡量了市场价格对新信息的冲击反应的强弱, 还会受到其他市场对短暂的市场摩擦的反应程度的影响。若将 IS 用于测量价格对信息反应的敏感程度, 结果将受到市场间噪音的干扰。所以 Yan 和 Zivot 构造了信息引导 (information leadership, IL) 来剥离 IS 中来自市场摩擦的影响:

$$\begin{aligned} IL_1 &= \left| \frac{IS_1}{CS_1} \frac{CS_2}{IS_2} \right| \\ IL_2 &= \left| \frac{IS_2}{CS_2} \frac{CS_1}{IS_1} \right| \end{aligned} \quad (6)$$

由于 IL 的取值范围为 0 到无穷, 为了更好地赋予其经济意义, Putntinš(2013)构造了信息引导份额 Information Leadership Share (ILS) 来衡量资产价格对信息反应的强弱:

$$\begin{aligned} ILS_1 &= \frac{IL_1}{IL_1 + IL_2} \\ ILS_2 &= \frac{IL_2}{IL_1 + IL_2} \end{aligned}$$

(7)

(7)式中信息引导份额 ILS 取值范围为 0 到 1，若 ILS 大于 0.5，则说明该资产能够更灵敏地反映新信息的冲击，具有更强的信息优势。Putntinš(2013)通过蒙特卡洛模拟证明 ILS 相比于 IS 更能精确地衡量信息在市场间传导强度。

本文将通过迭代的方法计算信息引导份额 (ILS) 来探究国债期货和现货之间的价格发现和信息传递机制的时变特征。迭代估计所用的信息是基于不断扩大的样本而不是固定长度的时间窗口，刻画的是国债期货和其现货市场不断累积的存量效应 (stock effect)，而不是在某个固定时间窗口的流量效应 (flow effect)。

2. 非对称 ECM-BEKK-GARCH

本文将拓展由 Engle 和 Kroner 在 1995 年提出 BEKK 形式的多元 GARCH 模型。该模型待估参数较少，可以在很弱的条件下保证方差-协方差矩阵的正定性，适合波动性溢出效应的分析。

Kogan 等 (2009) 的研究发现，原油期货市场的波动率与基差之间呈现一种 V 形的关系：基差的绝对值扩大对原油期货波动率具有正向影响，故有必要研究非对称基差对国债期货市场波动率的影响。所以，本文参考了 Yang, Yang 和 Zhou (2012) 的方法，通过构造添加了非对称基矩阵的 ECM-BEKK-GARCH 模型，来研究基差的非对称的波动溢出效应，模型表示如下：

$$\begin{aligned}\Delta X_t &= \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \gamma \max(E_{t-1}, 0) + \eta \min(E_{t-1}, 0) + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t | \Omega_{t-1} &\sim D(0, H_t) \\ H_t &= C'C + A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} A + B'H_{t-1}B + G' \sum_{t-1} G\end{aligned}\quad (8)$$

其中：

$$X_t = \begin{pmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{pmatrix}, \quad \mu = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix}, \quad \Gamma_i = \begin{pmatrix} \Gamma_{i1} & \Gamma_{i2} \\ \Gamma_{i1} & \Gamma_{i2} \end{pmatrix}, \quad \gamma = \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \gamma_2 \end{pmatrix}, \quad \eta = \begin{pmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{pmatrix}, \quad \varepsilon = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}.\quad (9)$$

其中， X_{1t} 代表经过转换因子调整后的国债现货对数价格，而 X_{2t} 代表国债期货对数价格。

为了研究基差的非对称性，基差 $E_t = X_{1t} - X_{2t}$ 被分成正项 ($\max(E_{t-1}, 0)$) 和负项 ($\min(E_{t-1}, 0)$)。 Ω_{t-1} 表示在 $t-1$ 时刻的条件信息。 $H_t = \begin{pmatrix} h_{11} & h_{12} \\ h_{21} & h_{22} \end{pmatrix}$ 表示时间 t 的条件协方差矩阵， A , B , C 和 G 是系数矩阵， $\sum_{t-1} = \begin{pmatrix} \max(E_{t-1}, 0) & 0 \\ 0 & -\min(E_{t-1}, 0) \end{pmatrix}$ 是在 $t-1$ 时刻的不对称基差矩阵。

(8)式的方差方程可写成矩阵形式:

$$\begin{aligned}
 H_t = & \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix} \\
 & + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\
 & + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \\
 & + \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \text{Max}(E_{t-1}, 0) & 0 \\ 0 & -\text{Min}(E_{t-1}, 0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}
 \end{aligned} \tag{10}$$

其中:

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \\
 = & \begin{bmatrix} a_{11}^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{11}a_{21}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} + a_{21}^2\varepsilon_{2,t-1}^2 & a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{11}a_{22} + a_{12}a_{21})\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} + a_{22}a_{21}\varepsilon_{2,t-1}^2 \\ a_{11}a_{12}\varepsilon_{1,t-1}^2 + (a_{11}a_{22} + a_{12}a_{21})\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} + a_{22}a_{21}\varepsilon_{2,t-1}^2 & a_{12}^2\varepsilon_{1,t-1}^2 + 2a_{12}a_{22}\varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} + a_{22}^2\varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix}
 \end{aligned} \tag{11}$$

(11)式中矩阵 A 中的元素可以解释当期波动率和滞后一期残差平方及其交叉项之间的关系,描述的是一种短期的波动率溢出效应,表现了一个市场出现新信息后引起的自身或者其他市场波动率的变化,其非主对角线元素 $a_{12}^2(a_{21}^2)$ 衡量了现货市场(期货市场)对期货市场(现货市场)短期波动率溢出效应的绝对值。

$$\begin{aligned}
 & \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \\
 = & \begin{bmatrix} b_{11}^2h_{11,t-1} + b_{21}b_{11}h_{21,t-1} + b_{21}b_{11}h_{12,t-1} + b_{21}^2h_{22,t-1} & b_{11}b_{12}h_{11,t-1} + b_{11}b_{22}h_{21,t-1} + b_{12}b_{21}h_{12,t-1} + b_{21}b_{22}h_{22,t-1} \\ b_{11}b_{12}h_{11,t-1} + b_{11}b_{22}h_{21,t-1} + b_{12}b_{21}h_{12,t-1} + b_{21}b_{22}h_{22,t-1} & b_{12}^2h_{11,t-1} + b_{12}b_{22}h_{21,t-1} + b_{12}b_{22}h_{12,t-1} + b_{22}^2h_{22,t-1} \end{bmatrix}
 \end{aligned} \tag{12}$$

(12)式中矩阵 B 中的元素可以解释市场当期波动率与其滞后期波动率之间的关系,描述的是一种较为长期的波动率溢出效应,表现了某个市场的波动率发生变化之后对自身或者其他市场波动性的影响,其非主对角线元素 $b_{12}^2(b_{21}^2)$ 则衡量了现货市场(期货市场)对期货市场(现货市场)的长期的波动率溢出效应的绝对值。

为了观察正负基差对期货和现货市场波动率的影响,以及为了保证条件协方差矩阵的正定性,可将非对称基矩阵写成如下形式:

$$\begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \text{Max}(E_{t-1}, 0) & 0 \\ 0 & -\text{Min}(E_{t-1}, 0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{12} \\ g_{21} & g_{22} \end{bmatrix} \\ \begin{bmatrix} g_{11}^2 \text{Max}(E_{t-1}, 0) - g_{21}^2 \text{Min}(E_{t-1}, 0) & g_{11}g_{12} \text{Max}(E_{t-1}, 0) - g_{21}g_{22} \text{Min}(E_{t-1}, 0) \\ g_{11}g_{12} \text{Max}(E_{t-1}, 0) - g_{21}g_{22} \text{Min}(E_{t-1}, 0) & g_{12}^2 \text{Max}(E_{t-1}, 0) - g_{22}^2 \text{Min}(E_{t-1}, 0) \end{bmatrix} \quad (13)$$

其中，(13)式 G 矩阵中 g_{11}^2 、 $(-g_{21}^2)$ 分别表示正基差和负基差对现货市场波动率的影响， g_{12}^2 、 $(-g_{22}^2)$ 表示正基差和负基差对期货市场波动性的影响。因此，我们可以通过 g_{12} 和 g_{22} 的显著性来检验 Kogan 等（2009）发现的期货市场波动率和期货基差之间 V 形关系的存在性。

五、实证结论

1. 信息引导份额

本文通过迭代的方法计算 5 年期和 10 年期国债期货对现货的信息引导份额的时间序列，其每一步迭代的 VECM 的滞后阶数由 AIC 决定，旨在刻画国债期货价格发现功能的时变特征。而 2 年期国债期货由于上市时间短，样本容量小，本文只进行了全样本下的 2 年期国债期货的信息引导份额的估计。表 5 展示了国债期货信息引导份额的估计结果。实证结果发现除了上市时间较短、交易欠活跃的 2 年期国债期货外，5 年期和 10 年期国债期货的信息引导份额均高于 50%，说明相对于国债现货市场，国债期货具有更强的信息优势。其次，10 年期国债期货信息引导能力最强（信息引导份额达到 93.3%），5 年期国债期货次之（信息引导份额达到 73.7%），2 年期国债期货信息引导能力最弱（信息引导份额仅 47.2%）。交易较为活跃的国债期货，与现货价格联动关系较紧密，对现货的信息传导和价格引导能力较高。

表 5 国债期货信息引导份额（全样本）

Panel A: 2 年期国债期现货					
	信息份额上界	信息份额下界	平均信息份额	成分份额	信息引导份额
2 年期国债期货	0.951	0.386	0.668	0.681	0.472
2 年期国债现货	0.614	0.049	0.332	0.319	0.528
Panel B: 5 年期国债期现货					
	信息份额上界	信息份额下界	平均信息份额	成分份额	信息引导份额
5 年期国债期货	0.788	0.099	0.444	0.323	0.737
5 年期国债现货	0.901	0.212	0.556	0.677	0.263
Panel C: 10 年期国债期现货					
	信息份额上界	信息份额下界	平均信息份额	成分份额	信息引导份额
10 年期国债期货	0.724	0.014	0.369	0.136	0.933
10 年期国债现货	0.986	0.276	0.631	0.864	0.067

注：信息份额的估计值受到序列顺序的影响，所以将期货和现货价格交换顺序进行两次估计，最后以两次顺序的估计值的算术平均数作为信息份额的估计值。

图 5 描绘了 5 年期国债期货信息引导份额的时间序列趋势图。由图 5 所示，在报告期大部分时间中，5 年期国债期货的信息引导份额超过 50%，平均达到 72.1%，且 2020 年 4 月 10 日商业银行被允许进入国债期货市场参与交易后，5 年期国债期货信息引导份额有所提升，5 年期国债期货对现货具有信息传导优势。但是在 2016 年 12 月到 2017 年 2 月，信息引导份额出现波动，一度下降至 49.6%，这段时期 5 年期国债期货失去对现货的信息优势和价格发现优势。

图 6 描绘了 10 年期国债期货信息引导份额的时间序列趋势图，在报告期绝大部分时间内，10 年期国债期货的信息引导份额也超过 50%，且全样本达到 87.3%，且 2020 年 4 月 10 日商业银行被允许进入国债期货市场参与交易后，10 年期国债期货信息引导份额也有所提升。横向对比，10 年期国债期货对现货的信息引导份额总体上高于 5 年期国债期货，10 年期国债期货的交易较为活跃，价格引导效率较高。但是，在 2016 年 12 月到 2017 年 2 月之间，10 年期国债期货信息引导份额出现了更剧烈的波动，最多跌至 5% 以下，几乎完全失去了对现货市场的信息优势。

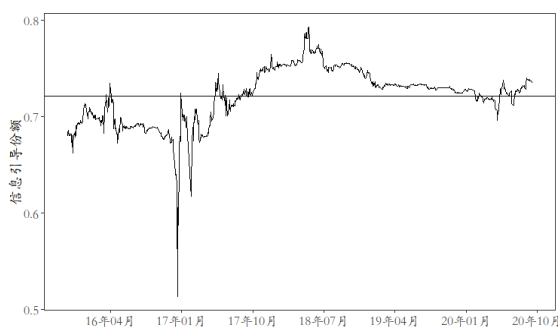


图 5 5 年期国债期货信息引导份额

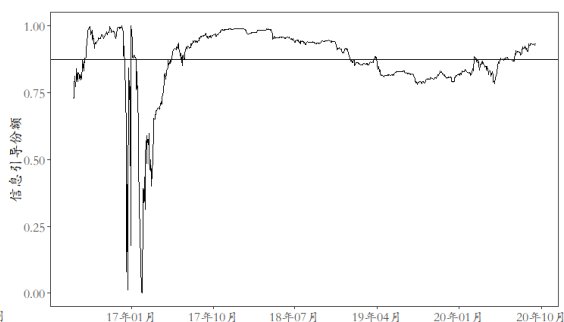


图 6 10 年期国债期货信息引导份额

结合图 2 和图 3，可以发现国债期货信息引导份额的剧烈波动和下跌出现在国债市场牛熊转换的时点，回看这一时期的利率和国债市场环境：

首先是市场流动性紧张，2016 年底 Shibor 利率除隔夜利率外，其余全线上涨，特别是 1 月期 Shibor 连涨 23 个交易日创下 2010 年来最长连涨记录，市场流动性紧张对国债市场形成巨大的压力。

其次国债期货和现货市场开始暴跌。2017 年 1 月前后，10 年期国债期货放量下跌，2016 年 12 月 12 日，10 年期国债期货主力合约单日跌幅达到 1.05%，创下该合约上市以来的最大跌幅，刷新上市以来的最低收盘记录，5 年期国债期货也出现下跌，但是下跌幅度小于 10 年期国债期货。12 月 13 日爆出华龙证券出现了 5 亿元的国债交易违约以及国海证券员工伪造印章进行国债“代

持”交易，过度增加杠杆引起爆仓等消息，使债市的恐慌情绪持续蔓延。

Chen 和 Tsai（2017）发现 VIX 指数期货的信息份额受到期货基差的影响。基于此，国债期货基差是否可能是影响国债期货信息引导份额的关键因素？

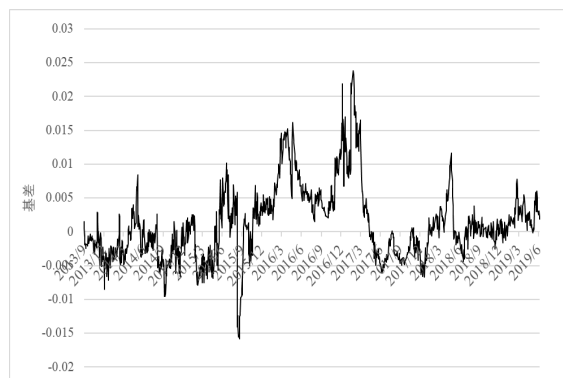


图 7 5 年期国债期货基差

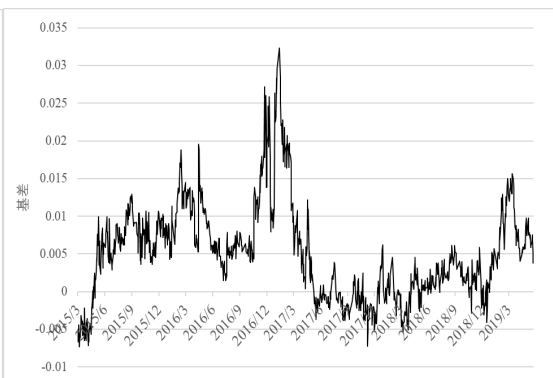


图 8 10 年期国债期货基差

图 7 和图 8 分别描述了 5 年期和 10 年期国债期货的基差，在市场暴跌时期（2016 年 11 月-2017 年 2 月），5 年期和 10 年期国债期货基差为正，且陡然上升，10 年期国债期货基差扩大幅度高于 5 年期国债期货。Chen 和 Gau (2010)发现外汇期货的价格发现功能显著地受到宏观经济数据的公布、交易量、买卖价差，和市场中投资者结构的影响；Chen 和 Tsai（2017）发现 VIX 指数期货的信息份额（IS）显著地受到宏观经济数据公布、交易量、基差以及市场处于牛熊市阶段等因素的影响，其中，期货基差对期货的价格发现功能具有双重影响：一方面，期货价格是投资者对资产未来价格的预期，期货基差衡量了资产当期价格和其相对长期的预期均衡价格的差异，期货基差的扩大将刺激市场中的套利交易和配对交易的增加，对期货市场的价格发现功能产生积极影响；另一方面，相比于现货市场，期货市场特别是商品期货市场往往具有更强的流动性和更高的杠杆，且成本较低，投资者将倾向于利用期货进行投机交易，可能导致期货价格反应过度，直到投资者恢复理性后期货价格才慢慢向理性价值进行回复，在这种情况下，现货市场在价格发现中将主导期货市场，并削弱期货市场的信息引导能力。

基于现有的研究，为了更加直观地探究信息引导份额与基差、交易量之间的关系，本文以 5 年期和 10 年期国债期货的信息引导份额的一阶差分作为被解释变量，刻画的是新的交易日当天的信息对国债期货信息引导份额的边际影响；以基差的绝对值和国债期货日交易量的对数为主要被解释变量进行回归。通过平稳性检验：信息引导份额的一阶差分序列、基差的绝对值和国债期货交易量的对数都为平稳序列。为了研究宏观经济数据公布对国债期货价格发现功能的影响，本文将代表宏观经济数据的公布的虚拟变量（CPI、GDP 和 PMI）引进模型：在宏观数据公布当日

为 1，否则为 0；为了研究不同市场行情下的期货价格发现功能，本文引入虚拟变量 DummyH 和 DummyL：DummyH 在国债现货价格变动率超过其 70%分位数时为 1，否则为 0，表示上涨的市场行情；DummyL 在国债现货价格变动率低于其 30%分位数时为 1，否则为 0，表示下跌的市场行情。基本模型如下：

$$\Delta ILS_t = c + basis_t + \ln(volume_t) + Dummy_t^H + Dummy_t^L + Dummy_t^H * basis_t + Dummy_t^L * basis_t + CPI_t + PMI_t + GDP_t + CPI_t * basis_t + PMI_t * basis_t + GDP_t * basis_t + \varepsilon_t$$

相关回归实证结果如表 6 所示，先关注 5 年期，由分表 A 中模型（1）-（5），5 年期国债期货基差的回归系数显著为负，说明在一般的市场状况下，基差的扩大可能导致期货价格反应过度，削弱期货市场的信息引导能力。交易量的回归系数显著为正，说明提高交易期货交易的活跃度有利于提高期货的信息优势。

表 6 5 年国债期货信息引导份额的影响因素

被解释变量: ΔILS_t	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
$Basis_t$	-0.158*** (0.046)	-0.159*** (0.046)	-0.155*** (0.046)	-0.053 (0.058)	-0.147*** (0.038)
$\ln(Volume)_t$	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001* (0.000)	0.001** (0.000)	0.001* (0.000)
$Dummy_t^H$		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	-0.004*** (0.001)	
$Dummy_t^L$		0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.005*** (0.001)	
宏观数据公布					
CPI	0.001 (0.001)		0.001 (0.001)		0.001 (0.001)
PMI	-0.001 (0.001)		-0.001 (0.001)		0.000 (0.001)
GDP	0.001 (0.002)		0.001 (0.002)		-0.001 (0.003)
交乘项					
$Dummy_t^H * Basis_t$				0.993*** (0.107)	
$Dummy_t^L * Basis_t$				-1.047*** (0.095)	
$CPI * Basis_t$					-0.100 (0.226)
$PMI * Basis_t$					-0.243 (0.235)
$GDP * Basis_t$					0.904 (0.780)
Adj.R ²	0.010	0.010	0.010	0.219	0.010

注：本文涉及的国债期货的基差的计算公式为：基差=现货价格÷转换因子-国债期货价格。DummyH 在国债现货价格变动率超过其 70%分位数时为 1，否则为 0；DummyL 在国债现货价格变动率低于其 30%分位数时为 1，否则为 0。CPI,PMI,GDP 等虚拟变量在这些宏观数据官方公布当日为 1，否则为 0。“*，**，***”分别表示系数估计

计值在 10%，5%和 1%水平上显著

再加入代表市场行情的虚拟变量 $DummyH$ 以及 $DummyL$ 后，如分表 A 中模型（4）所示，发现基差和 $DummyH$ 的交乘项对信息引导份额的当期变动的影响显著为正、和 $DummyL$ 的交乘项的回归系数显著为负。在市场大涨的行情下，且基差和 $DummyH$ 的交乘项的回归系数（0.993）的绝对值与国债期货基差的回归系数（-0.053）之和大于 0，说明在 5 年期国债市场处于大涨的行情下，国债期货基差绝对值的扩大对信息引导份额的当期变动产生正向影响。在市场行情高涨时，投资者的热情保持稳定，对于未来的走势心怀乐观，基差的扩大将会刺激市场中的套利交易和配对交易的增加。在市场大跌的行情下，基差和 $DummyL$ 的交乘项的回归系数显著为负，市场价格快速下跌时，投资者的市场恐慌和投机情绪得到体现，投机交易的热情超过配对交易和套期保值交易，引起期货价格过度反应，削弱了期货市场价格发现功能。

再关注 10 年期，由表 7 的模型（1）-（5）所示，与 5 年期类似，国债期货基差的回归系数显著为负；在加入了基差和反映市场行情的虚拟变量的交乘项后（模型（4）），发现基差和 $DummyH$ 的交乘项对信息引导份额的当期变动的影响显著为正、和 $DummyL$ 的交乘项的回归系数显著为负；在加入代表宏观经济数据公布的虚拟变量后（模型（5）），发现当 PMI 以及 GDP 宏观数据公布时，基差扩大对国债期货信息引导份额的当期变动的影响显著为正。说明在相关宏观变量公布当天，期货价格往往能更快地反映新信息的冲击，此时基差的扩大能刺激市场中套利交易以及配对交易的进行，提高期货的信息引导份额。

结合 Chen 和 Tsai（2017）以及上述分析，2016 年 12 月-2017 年 2 月信息引导份额的大幅度波动的原因和机制可能是：国债市场快速崩盘，由于国债期货流动性强且具有杠杆效应，恐慌的市场投资者将首先在国债期货市场卖空投机，从而导致期货价格的非理性超跌和过度反应，驱动了基差的绝对值迅速扩大，国债期货下跌幅度远超过国债现货，短期之内失去了对信息的合理反应，偏离了均衡价值，造成了国债期货的信息引导份额大幅波动及下跌，尤其是流动性更强的 10 年期国债期货反应更加剧烈。

表 7 10 年国债期货信息引导份额的影响因素

被解释变量: ΔILS_t	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
$Basis_t$	-0.928*** (0.330)	-0.869*** (0.331)	-0.872*** (0.330)	-0.740 (0.472)	-1.666*** (0.332)
$\ln(Volume)_t$	0.003 (0.004)	0.004 (0.004)	0.004 (0.004)	0.002 (0.004)	0.003 (0.004)
$Dummy^H_t$		0.009** (0.004)	0.008** (0.004)	-0.026*** (0.005)	

$Dummy^L_t$	-0.008*	-0.008*	0.026***
	(0.004)	(0.004)	(0.005)
宏观数据公布			
CPI	-0.001	-0.001	-0.003
	(0.008)	(0.008)	(0.012)
PMI	0.025***	0.024***	-0.057***
	(0.010)	(0.009)	(0.012)
GDP	0.005	0.004	-0.017
	(0.015)	(0.014)	(0.019)
交乘项			
$Dummy^H_t * Basis_t$			6.327***
			(0.739)
$Dummy^L_t * Basis_t$			-5.263***
			(0.689)
$CPI * Basis_t$			0.271
			(1.657)
$PMI * Basis_t$			14.821***
			(1.505)
$GDP * Basis_t$			4.380*
			(2.503)
Adj.R ²	0.010	0.016	0.201
		0.020	0.010

注：本文涉及的国债期货的基差的计算公式为：基差=现货价格÷转换因子-国债期货价格。DummyH在国债现货价格超过其 70%分位数时为 1，否则为 0；DummyL 在国债现货价格低于其 30%分位数时为 1，否则为 0。CPI,PMI,GDP 等虚拟变量在这些宏观数据官方公布当日为 1，否则为 0。“*，**，***”分别表示系数估计值在 10%，5%和 1%水平上显著

2. 非对称 ECM-BEKK-GARCH

均值方程估计参数结果如表 8 所示，国债期货滞后 1 期的价格变动会对现货价格的当期变动产生显著的正向影响，而现货滞后 1 期的价格变动并不对国债期货当期价格变动产生显著影响，说明国债期货价格对现货价格具有单边同向的引导效应，国债期货已经具有明显的价格发现功能。此外，2 年期、5 年期的估计参数中，滞后期正基差和负基差的回归系数分别显著为负，说明滞后期基差绝对值的扩大时，国债现货当期的价格趋于主动向期货价格收敛。

表 8 均值方程估计参数

	$\Delta \ln(P_{Spot})_t$		$\Delta \ln(P_{Future})_t$	
	Parameter	S.E	Parameter	S.E
2 年期国债均值方程参数估计				
$\Delta \ln(P_{Spot})_{t-1}$	-0.008	0.054	0.032	0.073
$\Delta \ln(P_{Future})_{t-1}$	0.182***	0.044	0.070	0.059
$Max(E_{t-1}, 0)$	-0.061**	0.027	0.054	0.036
$Min(E_{t-1}, 0)$	-0.158*	0.091	-0.127	0.122
5 年期国债均值方程参数估计				
$\Delta \ln(P_{Spot})_{t-1}$	0.002	0.032	0.047	0.046
$\Delta \ln(P_{Future})_{t-1}$	0.177***	0.023	-0.032	0.034
$Max(E_{t-1}, 0)$	-0.005	0.010	0.019	0.015
$Min(E_{t-1}, 0)$	-0.054***	0.019	-0.005	0.027
10 年期国债均值方程参数估计				
$\Delta \ln(P_{Spot})_{t-1}$	-0.013	0.041	0.072	0.059
$\Delta \ln(P_{Future})_{t-1}$	0.151***	0.029	-0.074**	0.042
$Max(E_{t-1}, 0)$	-0.010	0.012	0.020	0.017
$Min(E_{t-1}, 0)$	-0.068	0.052	0.015	0.076

注：“*，**，***”分别表示系数估计值在 10%，5%和 1%水平上显著，为了减少篇幅，常数项的估计量被忽

略,模型最优阶数根据 AIC,SC,FPE,HQ 四种信息准则选择。

波动率方程参数估计结果如表 9 所示,先关注 2 年期国债期货, A 和 B 矩阵的非对角线元素中, b_{12} 和 b_{21} 显著异于零。一方面, a_{12} 和 a_{21} 不显著,说明国债现货市场和国债期货市场的短期波动率联动不明显;另一方面, b_{12} 和 b_{21} 显著说明国债期货市场与现货市场之间存在着长期的双向的波动率溢出效应,并且 $b_{12}^2 > b_{21}^2$,说明现货市场对期货市场的长期波动率溢出效应强于期货市场到现货市场的波动率溢出效应,波动率溢出效应存在不对称性。而 G 矩阵元素中 g_{12} 显著,滞后期正基差的扩大会显著增加 2 年期国债期货市场的波动性,部分支撑了 Kogan 等(2009)关于期货市场波动率和基差之间存在 V 形关系的结论。

再关注 5 年期国债期货, A 和 B 矩阵的非对角线元素中有 a_{12} 和 b_{12} 显著异于零,一方面, a_{12} 显著而 a_{21} 不显著,说明只存在从国债现货市场到国债期货市场的短期波动率效应;另一方面, b_{12} 显著而 b_{21} 不显著说明仅存在现货市场对期货市场的长期波动率溢出效应,波动率溢出效应存在不对称性。此外, G 矩阵中 g_{11} 、 g_{12} 、 g_{21} 和 g_{22} 显著异于零,说明基差绝对值的扩大将显著地增加国债现货以及期货市场的波动性,支撑了 Kogan 等(2009)关于期货市场波动率和基差之间存在 V 形关系的结论。

表 9 波动率方程参数估计

	2 年期国债期货		5 年期国债期货		10 年期国债期货	
	Parameter	S.E	Parameter	S.E	Parameter	S.E
a_{11}	-0.208**	0.098	0.300***	0.045	0.391***	0.073
a_{12}	-0.217	0.146	0.233***	0.068	0.145**	0.082
a_{21}	0.030	0.064	-0.007	0.034	0.019	0.052
a_{22}	0.291**	0.116	0.161***	0.046	0.191***	0.041
b_{11}	-0.058	0.059	0.930***	0.013	0.768***	0.049
b_{12}	-1.322***	0.080	1.842***	0.055	-0.118***	0.006
b_{21}	0.748***	0.056	0.012	0.009	0.071***	0.003
b_{22}	0.994***	0.061	-0.962***	0.008	1.009***	0.017
g_{11}	0.000	0.001	-0.002***	0.001	-0.004*	0.002
g_{12}	0.003**	0.001	-0.004***	0.001	0.001	0.002
g_{21}	0.002	0.002	0.005***	0.001	0.011**	0.005
g_{22}	-0.002	0.002	0.004***	0.001	0.011***	0.003

注：“*，**，***”分别表示系数估计值在 10%，5%和 1%水平上显著，为了减少篇幅，常数项的估计量被忽略

最后关注 10 年期国债波动率方程参数估计结果, A 和 B 矩阵非主对角线元素中 a_{12} 、 b_{12} 和 b_{21} 统计上显著异于零。类似地, a_{12} 显著而 a_{21} 不显著,说明只存在从国债现货市场到国债期货市场的短期波动率效应; b_{12} 和 b_{21} 显著说明国债期货市场与现货市场之间存在着长期的双向的波动率溢出效应, $b_{12}^2 > b_{21}^2$ 说明现货市场对期货市场的长期波动率溢出效应强于期货市场到现货市场的波动率溢出效应,国债期货和现货之间的波动率溢出效应存在着一定程度的非对称性。而 G 矩

阵元素 g_{11} 、 g_{21} 和 g_{22} 都显著不为零，一方面， g_{11} 和 g_{21} 显著说明正负基差对现货市场波动率都存在着显著的影响，另一方面， g_{22} 显著说明负基差对期货市场波动率有显著的正向影响，负基差对期货市场波动率有显著的负向影响，部分符合 Kogan 等（2009）关于期货市场波动率和基差之间存在 V 形关系的结论。

实证结果也进一步揭示了在国债暴跌期间风险的传导机制：在钱荒和国债市场的一系列负面信息的冲击下，投资者对市场的恐慌情绪上升，大量卖空国债期货，驱动了国债期货基差的迅速扩大，导致了期货价格的过度反应，引起了期货市场和现货市场长期均衡波动率的上升以及国债期货价格引导机制的短暂失灵，与前文的分析保持了一致性。

综上，国债期货市场与现货市场之间存在着良好的波动率联动关系，但是国债现货市场对期货市场的波动率溢出效应强于国债期货市场对现货市场的波动率溢出效应，由于截至 19 年底，我国国债期货市场参与者为自然人、一般法人、证券自营和大资管，现有国债期货参与者持有国债量不到 10%，而商业银行和保险公司等国债现货主要持有机构尚未获得国债期货入市资格，跨市场间的波动性传导依然以国债现货市场的波动性传导为主。2020 年 4 月 10 日，商业银行被允许进入国债期货市场参与交易，有望继续提振国债期货的信息传递效率。

六、稳健性检验

为了验证结论的稳健性，本节的研究中，我们将以国债期货基差最小作为选择最廉价可交割券的标准，来检验更换了国债现货的选择标准后结论的稳健性。表 10 展示了全样本下国债期货与最小基差 CTD 信息引导份额的估计结果，与前文结论类似，2 年期国债期货信息引导份额未超过 50%，对信息的反应强度不如现货市场，5 年期国债期货和 10 年期国债期货信息引导份额高于 50%，形成了对现货市场的信息优势。

表 10 国债期货与最小基差 CTD 信息引导份额（全样本）

Panel A: 2 年期国债期现货					
	信息份额上界	信息份额下界	平均信息份额	成分份额	信息引导份额
2 年期国债期货	0.954	0.384	0.669	0.684	0.465
2 年期国债现货	0.616	0.046	0.331	0.316	0.535
Panel B: 5 年期国债期现货					
	信息份额上界	信息份额下界	平均信息份额	成分份额	信息引导份额
5 年期国债期货	0.790	0.088	0.439	0.324	0.728
5 年期国债现货	0.912	0.210	0.561	0.676	0.272
Panel C: 10 年期国债期现货					
	信息份额上界	信息份额下界	平均信息份额	成分份额	信息引导份额
10 年期国债期货	0.716	0.012	0.364	0.126	0.940
10 年期国债现货	0.988	0.284	0.636	0.874	0.060

注：信息份额的估计值受到序列顺序的影响，所以将期货和现货价格交换顺序进行两次估计，最后以两次顺序的估计值的算术平均数作为信息份额的估计值。

图 9 描绘了以 5 年期国债期货最小基差 CTD 券作为国债现货的信息引导份额，可以发现报告期大部分时期内 5 年期和 10 年期国债期货信息引导份额高于 50%，平均信息引导份额分别达到 69.5%和 87.8%。5 年期和 10 年期国债期货也同样对基差最小 CTD 具有明显的信息优势。

类似地，在国债市场大跌时期（2016 年 11 月-2017 年 2 月），5 年期和 10 年期国债期货信息引导份额均大幅度波动下跌。在 2020 年 4 月 10 日商业银行被允许进入国债期货市场参与交易后，国债期货信息引导份额有所提升。结论与前文保持一致。

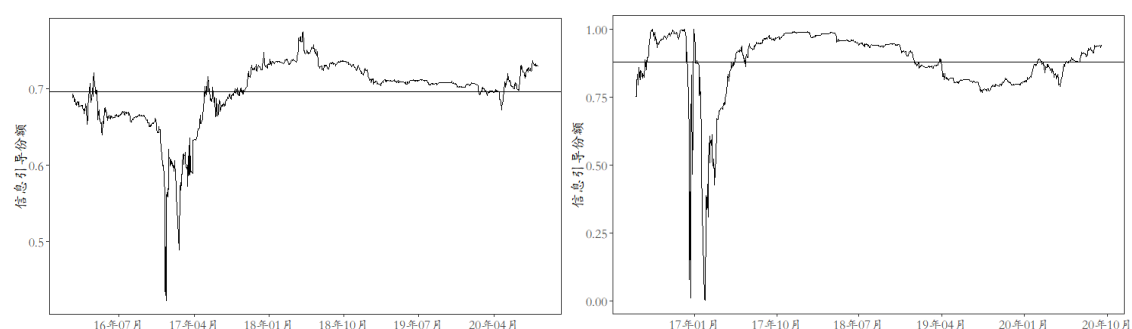


图 9：5 年期国债期货对最小基差 CTD 信息引导份额 图 10：10 年期国债期货对最小基差 CTD 信息引导份额

表 11 展示了基差最小 CTD 券与国债期货的均值方程参数估计结果，国债期货滞后 1 期的价格变动对其现货当期价格变动的影响仍然显著为正，而现货滞后期的价格变动对国债期货当期价格变动没有显著影响，国债期货对现货价格具有单边引导效应的结论不变。

表 11 最小基差 CTD 与国债期货均值方程估计参数

	$\Delta \ln(P_{Spot})_t$		$\Delta \ln(P_{Future})_t$	
	Parameter	S.E	Parameter	S.E
2 年期国债均值方程参数估计				
$\Delta \ln(P_{Spot})_{t-1}$	0.018	0.054	0.055	0.072
$\Delta \ln(P_{Future})_{t-1}$	0.161***	0.045	0.059	0.059
$Max(E_{t-1}, 0)$	-0.064**	0.027	0.054	0.036
$Min(E_{t-1}, 0)$	-0.163*	0.092	-0.132	0.122
5 年期国债均值方程参数估计				
$\Delta \ln(P_{Spot})_{t-1}$	-0.010	0.034	0.067	0.046
$\Delta \ln(P_{Future})_{t-1}$	0.157***	0.026	-0.051	0.035
$Max(E_{t-1}, 0)$	-0.007	0.011	0.018	0.015
$Min(E_{t-1}, 0)$	-0.051**	0.021	-0.001	0.029
10 年期国债均值方程参数估计				
$\Delta \ln(P_{Spot})_{t-1}$	-0.021	0.041	-0.021	0.041
$\Delta \ln(P_{Future})_{t-1}$	0.153***	0.029	0.153	0.029
$Max(E_{t-1}, 0)$	-0.012	0.012	-0.012	0.012
$Min(E_{t-1}, 0)$	-0.056	0.052	-0.056	0.052

注：“*，**，***”分别表示系数估计值在 10%，5%和 1%水平上显著，为了减少篇幅，常数项的估计量被忽略，模型最优阶数根据 AIC, SC, FPE, HQ 四种信息准则选择。

最小基差 CTD 券与国债期货波动率方程参数估计结果如表 12 所示。综合 2 年期、5 年期和 10 年期的估计结果，非主对角线元素中 a_{12} 、 b_{12} 和 b_{21} 显著，说明更换 CTD 券选择标准后，国债期货市场和现货市场依然存在跨市场双向的波动率溢出效应， a_{12} 显著而 a_{21} 不显著，且 $b_{122} > b_{212}$ ，说明国债现货市场对期货市场的波动率溢出效应大于国债期货市场对现货市场的波动率溢出效应，与前文结果保持一致。5 年期和 10 年期的估计结果中 G 矩阵的元素中 g_{12} 和 g_{22} 显著异于零，说明滞后期基差的绝对值扩大会显著增加国债期货市场的波动性，依然部分支撑了 Kogan 等（2009）关于期货市场的波动率与基差之间呈现 V 形关系的结论。

表 12 最小基差 CTD 与国债期货波动率方程估计参数

	2 年期国债期货		5 年期国债期货		10 年期国债期货	
	Parameter	S.E	Parameter	S.E	Parameter	S.E
a_{11}	0.223***	0.077	0.487***	0.066	0.356***	0.049
a_{12}	-0.140**	0.070	0.301***	0.071	0.203***	0.057
a_{21}	0.055	0.066	-0.047	0.052	0.027	0.034
a_{22}	0.247**	0.106	0.151***	0.045	0.132***	0.044
b_{11}	0.991***	0.029	0.632***	0.103	1.309***	0.037
b_{12}	0.104***	0.016	-0.271***	0.095	1.061***	0.000
b_{21}	-0.040*	0.022	0.074**	0.030	-0.927***	0.053
b_{22}	0.926***	0.019	1.030***	0.019	-1.400***	0.021
g_{11}	-0.001	0.002	-0.006***	0.002	0.006***	0.001
g_{12}	0.001	0.001	-0.003	0.002	0.007***	0.001
g_{21}	-0.002	0.002	0.022***	0.007	0.003	0.002
g_{22}	0.002	0.001	0.018***	0.006	-0.006***	0.002

注：“*，**，***”分别表示系数估计值在 10%，5%和 1%水平上显著，为了减少篇幅，常数项的估计量被忽略

七、结论

在动态信息引导方面，2 年期国债期货由于上市时间短，交易活跃度较低，对于新信息的反应敏感程度弱于现货市场，尚未形成信息优势，但其滞后一期的收益已经对现货市场收益率有一定的引导效应；5 年期和 10 年期国债期货价格都对国债现货具有信息优势，且可以显著引导现货价格，但在市场快速下跌时，杠杆水平和市场流动性更高期货市场更容易对市场负面信息过度反应，期货价格的非理性下跌驱动期货基差的迅速扩大，削弱期货市场的价格发现和信息传导效率；在非对称波动溢出方面，国债期货市场和现货市场之间存在着良好的双向的非对称波动率溢出效应，现货市场对期货市场的波动率溢出效应强于期货市场对现货市场的波动率溢出效应。基差绝对值扩大将显著增加国债期货市场的波动性，支持了 Kogan 等(2009)关于期货市场的波动率与基差之间呈现 V 形关系的结论。

基于上述发现，我们提出以下政策分析和建议：首先，5年期和10年期国债期货已经形成良好的信息优势，国债期货市场与现货市场之间也存在良好的波动性传导关系，国债期货可被认为是对冲现货风险的有效工具。同时，2020年4月10日商业银行被允许进入国债期货市场参与交易后，国债期货信息引导份额有所提升，国债期货市场和现货市场的信息传递效率有所增强，未来可以适当地、循序渐进地降低外资机构的准入条件，助力金融开放。其次，继续完善我国国债期货市场发展，配合我国利率市场化的进程，开发更多期限的期货产品，为继续推进利率市场化创造有利条件，健全我国国债收益率曲线。

国债投资者要重视国债期货价格对现货价格的同向引导作用以及国债期货市场对其现货市场的波动性传导效应，特别是关注国债期货基差的异常波动引起的期货市场和现货市场波动性的上升，有助于投资者把握市场行情，对市场波动性进行预测，衡量风险，及时通过期货或其他衍生品对风险进行对冲。

参考文献

- [1] 鲍建平和杨建明:《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年第2期:62-70.
- [2] Baillie, R.T., Booth, G.G., Tse, Y., Zobotina, T., 2002. Price discovery and common factor models. *Journal of Financial Markets* 5, 309-321.
- [3] Booth, G.G., So, R.W., Tse, Y., 1999. Price discovery in the German equity index derivatives markets. *Journal of Futures Markets* 19, 619-643.
- [4] Chen, Y.L. and Gau, Y.F., 2010, News Announcements and price discovery in foreign exchange spot and futures markets [J], *Journal of Banking Finance*, 34, 1628 - 1636.
- [5] Chu, Q.C., Hsieh, W.G., Tse, Y., 1999. Price discovery on the S&P 500 index markets: an analysis of spot index, index futures and SPDRs. *International Review of Financial Analysis* 8, 21-34.
- [6] Cox C., 1976, Futures Trading and Market Information [J], *Journal of Political Economy*, 84(6):1215-1237.
- [7] Engle R F and Kroner k F., 1995, Multivariate Simultaneous Generalized Arch [J], *Econometric Theory*, 122-150.
- [8] 郭私和杨之曙:《交易所和银行间市场债券交易价格发现实证研究》[J],《金融研究》2007年第12期:142-153。
- [9] 郭彦峰, 魏宇和肖倬:《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数据》[J],《系统工程》,2016年第12期:33-36。
- [10] Hasbrouck J, 1995, One security, many markets: determining the contributions to price discovery [J], *Journal of Finance*, 50, 1175-1199.
- [11] Harris F.H. deB., McNish, T. H. and Wood, R.A., 2002, Security price adjustment across exchanges: an investigation of common factor components in Dow stocks [J]. *Journal of Financial Markets* 5, 277-308.
- [12] 华仁海和刘庆富:《国内外期货市场之间的波动溢出效应研究》[J],《世界经济》,2007年第6期:64-74。
- [13] Ivan Indriawan, Feng Jiao and Yiuman Tse, 2019, The impact of the US stock market opening on price discovery of government bond futures [J], *Journal of Futures Markets*, vol. 39(7), pages 779-802, July.
- [14] 金洪飞和金萃:《石油价格与股票市场的溢出效应》[J],《金融研究》,2008年第2期:83-97。
- [15] Kogan L, Livdan D and Yaron A., 2009, Oil Futures Prices in a Production Economy with Investment Constraints [J], *Journal of Finance*, 1345-1375.
- [16] 李晓峰和陈华:《人民币即期汇率市场与境外衍生市场之间的信息流动关系研究》[J],《金融研究》,2008年第5期:14-24。
- [17] 刘立成和周新苗:《国债期货对国债收益率曲线动态的影响》[J],《商业研究》,2017年第5期:34-41。
- [18] Putninš T J., 2013, What do price discovery metrics really measure? [J], *Journal of Empirical Finance*, 23:68-83
- [19] 陶利斌,潘婉彬和黄筠哲:《沪深股指期货价格发现能力的变化及其决定因素》[J],《金融研究》,2014年第4期:128-142。
- [20] 徐雪和罗克:《中国黄金期货市场价格发现功能的实证研究》[J],《管理世界》,2015年第11期:172-174。
- [21] 王苏生, 于永瑞, 刘慧敏和康永博:《基于高频数据的中国国债期货价格发现能力研究》[J],《运筹与管理》,2017年第6期:117-131
- [22] Yang J, Yang Z and Zhou Y., 2012, Intraday price discovery and volatility transmission in stock index and

stock index futures markets: Evidence from China [J]. Journal of Futures Markets, 32(2):99-121.

[23] Yan B and Zivot E, 2010, A structural analysis of price discovery measures [J]. Journal of Financial Markets. 13(2010), 1-19.

[24] Yu-Lun Chen and Wei-Che Tsai., 2017, Determinants of price discovery in the VIX futures market [J], Journal of Empirical Finance, 43(2017):59-71.

[25] 张屹山, 方毅和黄琨:《中国期货市场功能及国际影响的实证研究》[J],《管理世界》, 2006 年第 4 期: 28-34

[26] 张宗新和张秀秀:《引入国债期货合约能否发挥现货市场稳定效应?——基于中国金融周期的研究视角》[J].金融研究,2019(06):58-75.

[27] 张劲帆, 汤莹玮, 刚健华和樊林立:《中国利率市场的价格发现——对国债现货、期货以及利率互换市场的研究》[J].金融研究, 2019 (01) 19-34

[28] 周颖刚, 林珊珊和洪永淼:《中国股市和债市间避险对冲效应及其定价机制》[J].经济研究, 2020 (09) 42-57

Dynamic Price Discovery and Asymmetric Volatility Transmission Between China's Treasury Bond Futures and Cash Markets

Zhou Yinggang, Bei Zeyun

Abstract: This study investigates the price discovery performance and volatility transmission between China's T-bond futures markets and underlying spot markets reprehensively by the application of a recursive information leadership share model and an asymmetric VECM-BEKK-GARCH model. The 5-year and 10-year T-Bond futures markets have been found to play a dominant role in the price discovery process at most of the period. However, when the market falls rapidly, futures market is more likely to overreact to market crush due to the higher leverage and liquidity. Futures prices tend to fall sharply and the futures bases expand simultaneously, which will weaken the efficiency of price discovery and information transmission of the futures market. Moreover, based on the asymmetric ECM-GARCH model, the results show a strong bidirectional interdependence of conditional volatility between both markets and a significant positive impact of the expansion of futures basis to the futures market volatility. Since commercial banks were allowed to trade Treasury bond futures in April 2020, the efficiency of price discovery and information transmission of the futures market has improved accordingly.

Keywords: Chinese Treasury bond futures market; Information leadership share; Dynamic Price discovery; Volatility transmission; Multivariate GARCH



中国人民大学国际货币研究所
INTERNATIONAL MONETARY INSTITUTE OF RUC

地址：北京市海淀区中关村大街 59 号文化大厦 605 室，100872 电话：010-62516755 邮箱：imi@ruc.edu.cn