中证 1000 股指期货价格发现功能
——基于四个上市品种的比较

周莹莹　刘斯诺　卜　林

摘　要　本文选取中证 1000 股指期货与现货的 5 分钟高频数据，从静态和动态两个视角、统计显著性和经济显著性两方面，采用长期弱外生检验、永久短暂模型和信息份额模型等方法全面评估了中证 1000 股指期货的价格发现能力。并且，通过与上证 50、沪深 300、中证 500 三个品种进行比较分析，更加精准地揭示中证 1000 股指期货的价格发现功能。研究结果表明：一是四个上市品种股指期货与现货之间存在稳定的协整关系。二是四个品种的股指期货均为弱外生变量，期货单向引导现货，其中，沪深 300 期货对现货引导能力最强，次之是中证 1000、上证 50，而中证 500 期货引导现货能力相对较弱。三是沪深 300、中证 500、中证 1000 三个品种的现货均不能单向引导期货，而上证 50 现货单向引导期货的比例约占 30%。四是四个品种股指期货的价格发现贡献度均超过指数现货，表明我国股指期货在价格发现过程中占据主导地位，且沪深 300 股指期货的价格发现贡献度最高，中证 1000 股指期货的价格发现能力与上证 50 和中证 500 股指期货相当。本文为市场参与者全面把握中证 1000 股指期货的价格发现功能提供了依据。

关键词　中证 1000 股指期货　价格发现　引领关系　贡献度测度

一、引言

作为一项重要的金融创新工具，股指期货对资本市场的有效运行和实体经济的高质量发展至关重要。在优化资源配置方面，股指期货通过降低交易门槛、促进资金流动，推动金融更好地服务实体经济；在风险管理方面，股指期货具备天然风险对冲的特性，增加了风险管理工具的多样性，股指期货的交易活跃度也为风险管理提供了良好的市场环境。

在强有效金融市场中，信息的出现应同时反映在现货和期货的价格中。然而，由于金融市场的不完善性，信息传递往往存在时滞，这可能导致信息先在期货或现货某个价格中被反映，然后再传递到另一个价格中。因此，准确识别股指期货在价格传递过程中的作用至关重要，这不仅能够帮助投资者更准确地判断市场价格走势、及时进行风险对冲，同时有助于监管机构建立高效的监管机制、确保资本市场的公平运行。

2022 年 7 月 22 日，中证 1000 股指期货正式挂牌交易引发社会广泛关注。作为

周莹莹，天津财经大学珠江学院讲师；刘斯诺，北京师范大学经济与工商管理学院；卜林（通信作者），天津财经大学金融学院副教授、硕士生导师。

一个宽基跨市场指数，中证 1000 指数由沪深 300 和中证 500 成分股之后的 1 000 只小市值股票组成。这些股票虽规模不大，但流动性强，能够反映小市值股票的整体表现。中证 1000 股指期货的推出，为投资者提供了一个更加灵活、多样化的工具。短期来看，中证 1000 股指期货丰富了我国股指期货品种的多样性，且相较于上证 50、沪深 300、中证 500 股指期货，在行业分布和权重配置上更趋均衡和分散，因此中证 1000 股指期货表现出更高的稳定性；长期来看，中证 1000 股指期货的推出，可能会提高投资者对我国股指期货市场的关注度，进而推动我国资本市场朝着更成熟、稳健的方向演变。因此，作为一种新兴市场工具，中证 1000 股指期货的价格发现功能有待深入研究。

鉴于此，本文在现有研究的基础上，从统计显著性和经济显著性两个角度出发，采用了静态和动态两种视角，通过长期弱外生检验、永久短暂模型（P-T）和信息份额模型（I-S）等方法检验中证 1000 股指期货价格发现功能；并进一步通过与上证 50、沪深 300、中证 500 股指期货品种的比较分析，更精准识别中证 1000 股指期货的价格发现功能。

本文的边际贡献主要体现在以下两点。**一是**首次对中证 1000 股指期货的价格发现功能进行全面考察。从静态和动态两种视角，统计显著性和经济显著性两方面出发，通过多种方法，系统揭示中证 1000 股指期货与现货的价格引领关系和价格发现贡献度。**二是**通过将中证 1000 股指期货与其他三个上市品种（沪深 300、上证 50、中证 500）的股指期货进行比较，全面评估中证 1000 股指期货在价格发现过程中的表现。

二、文献述评

全球范围内，学者们对股指期货的价格发现能力进行了广泛讨论。**一方面，**股指期货凭借高杠杆的属性，在价格发现过程中发挥着关键作用。Chu et al.（1999）揭示了美国 S&P500 股指期货在价格发现过程中的主导地位；Brooks et al.（2001）通过分析 FTSE1000 高频数据，进一步强调了期货对现货价格的预测价值；同时，Booth et al.（1999）将研究范围扩展到了欧洲市场，通过对 DAX 股指期货的研究，证明了 DAX 股指期货在价格发现方面的重要性。随后，Alemany et al.（2020）通过更深入的研究，指出随着市场结构的演化和套利策略的日益成熟，股指期货在价格发现过程中的作用愈发凸显。Sundararajan & Balasubramanian（2023）则进一步将研究拓展至同时在印度在岸交易所和新加坡离岸交易所交易的印度 Nifty 股指期货与现货，指出期货在价格发现方面领先于现货。

另一方面，一些研究表明部分国家的指数现货在价格发现过程中发挥了更核心的作用。Judge & Reancharoen（2014）通过研究泰国 SET50 指数，发现现货价格变动往往领先于期货价格的变化。Sifat et al.（2021）则通过对马来西亚期现价格引领关系进行研究，发现 FKLI 股指期货在价格形成方面也滞后于其现货。因此，期现价格的主导地位可能受诸多因素影响。其中，套利机会的存在、交易环境的改变、投资者结构以及投资者情绪等均为导致期现价格引领关系发生变化的潜在因素（Theissen，2016；Huang et al.，2021；Lin

& Wang，2018；Guo，2021；Bohl et al.，2011；Lin et al.，2018）。

相比国外股指期货价格发现功能的研究，学者对我国股指期货价格发现功能的研究起步较晚。2010 年中国首个股指期货沪深 300 股指期货上市交易，我国股指期货市场进入快速发展时期，股指期货的价格发现功能也逐渐受到学者关注。

Yang et al.（2012）通过深入研究沪深 300 期现价格的高频数据，发现沪深 300 指数现货在价格发现过程中起到更为关键的作用。然而随着我国股指期货市场的不断完善，李政 等（2016）通过 5 分钟高频数据对沪深 300、上证 50 和中证 500 三个品种股指期货与现货的价格发现功能进行分析，发现三个品种主要是期货引导现货，但在 2015 年股灾期间也出现了现货引导期货的特殊情况。黄金波 等（2019）也得出相同的结论，认为我国期货在价格发现过程中处于主导地位。潘冬涛 等（2023）进一步指出我国股指期货在跳跃上具有价格发现功能，期货价格的跳跃能够引导现货价格发生跳跃，而现货价格跳跃对期货价格跳跃的引导作用则不明显。

2015 年我国股市暴跌后，政府对股指期货市场实施了一系列交易限制。许荣和刘成立（2019）量化了期货交易成本变动对股指期货价格发现功能的负面影响。刘磊（2023）则强调，交易限制虽然降低了市场中的噪声，但同时削弱了期货价格发现功能，即使在 2017 年放松交易限制后，这一趋势仍未得到根本改变。朱莉 等（2022）则从投资者情绪的角度出发，指出投资者情绪对于期现价格引领关系和期货价格发现能力的影响存在非对称性，且股指期货严格交易监管也并没有改变这种影响。

三、研究方法和样本数据

（一）研究方法

通常来看，现货价格序列 $Spot_t$ 和期货价格序列 $Future_t$ 是非平稳的，但如果两者存在协整一致的关系，则可以构建向量误差修正模型（VECM）。从统计显著性的角度，通过长期弱外生检验明确在价格发现过程中究竟是期货还是现货起主导作用。从经济显著性的角度，基于向量误差修正模型（VECM），参考 Gonzalo & Granger（1995）、Hasbrouck（1995）和李政 等（2017）的研究，分别建立永久短暂（P-T）和信息份额（I-S）模型，进一步量化股指期货与现货价格发现贡献度。

现将 $X_t=(Spot_t,Future_t)'$ 作为现货与期货的价格向量。当两者存在协整关系时，建立的 VECM 模型如式（1）所示：

$$\Delta X_t=\prod X_{t-1}+\sum_{j=1}^{p-1}\Gamma_j\Delta X_{t-j}+\mu+\varepsilon_t,\varepsilon_t\sim IID(0,\Omega) \quad (1)$$

在上述方程中，ΔX_t 代表价格向量的一阶差分；$\prod=\alpha\beta'$ 为 2×2 阶矩阵，α 代表调整系数矩阵，β 代表协整系数矩阵；$\prod$ 矩阵的秩决定了股指期货与现货价格序列的协整关系，当秩为 0 时表明两者间不存在协整关系，当秩为 1 时，表明存在 1 个协整关系。$\beta'X_t$ 代表非均衡误差项，反映了对长期均衡关系的偏离；随机扰动列 ε_t 服从独立同分布，对应的方差—协方差矩阵 Ω 如下：

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

其中，ρ 代表相关系数，σ_1^2 和 σ_2^2 分别代表了 ε_{1t} 和 ε_{2t} 的方差。

本文选用 Johansen（1991）的迹检验来确定协整向量的个数，同时借助长期

弱外生检验来确定股指期货与现货的引领关系。调整系数 α_1 和 α_2 分别代表现货和期货的调整速率以及偏离均衡时的调整方向。具体而言，当 $\alpha_1=0$ 且 $\alpha_2\neq0$ 时，现货价格是弱外生变量，说明在长期中现货单向引导期货；当 $\alpha_1\neq0$ 且 $\alpha_2=0$ 时，期货价格是弱外生变量，说明在长期中期货单向引导现货。当 $\alpha_1\neq0$ 且 $\alpha_2\neq0$ 时，意味着期货价格和现货价格在长期中相互影响。

为更深入地探讨期现价格引领关系的动态特征，本文参考 Hansen & Johansen（1999）提出的递归协整分析方法，不断扩大样本范围以识别期货与现货价格协整关系的稳定性及调整系数 α 的时变性，全面考察价格引领关系的动态特性。在该过程中，从基础子样本开始，逐步扩大样本范围，直至包含所有样本，并在此期间取得所有递归统计指标。递归协整分析可以在“Z 表述式”和“R 表述式”下进行。鉴于“R 表述式”将短期关系参数 Γ 固定在全样本的估计值上，因此所有导致协整关系不稳定的因素都会归因于长期结构性变化。综上，本文动态递归分析在“R 表述式”下进行，具体如下所示。

设 $Z_{0t}=\Delta X_t$，$Z_{1t}=X_{t-1}$，$Z_{2t}=(\Delta X'_{t-1},\ldots,\Delta X'_{t-p+1})$，忽略式（1）中 μ，此时可表示为：

$$Z_{0t}=\alpha\beta' Z_{1t}+\Gamma Z_{2t}+\varepsilon_t(t=1,\ldots,T) \quad (3)$$

设 $R_{0t}^{(T)}$ 和 $R_{1t}^{(T)}$ 分别代表 Z_{0t}、Z_{1t} 对 Z_{2t} 的回归残差：$R_{0t}^{(T)}=Z_{0t}-M_{02}^{(T)}[M_{22}^{(T)}]^{-1}Z_{2t}$，$R_{1t}^{(T)}=Z_{1t}-M_{12}^{(T)}[M_{22}^{(T)}]^{-1}Z_{2t}$。其中，$M_{ij}^{(T)}=\sum_{t=1}^{T}Z_{it}Z_{jt}'(i,j=0,1,2)$，上标 T 表示基于全样本数据估计短期参数。“R 表述式”如式(4)所示：

$$R_{0t}^{(T)}=\alpha\beta' R_{1t}^{(T)}+R_{\varepsilon t}^{(T)}(t=1,\ldots,T) \quad (4)$$

进一步，本文通过永久短暂模型和信息份额模型对股指期货与现货的价格发现贡献度进行量化。P-T 模型和 I-S 模型均基于向量误差修正模型（VECM），但两者对于价格发现功能的定义存在差异。P-T 模型通过共因子进行定义，而 I-S 模型则根据共因子方差来定义。根据 Gonzalo & Granger（1995）、Hasbrouck（1995）以及 Baillie et al.（2002），P-T 模型测度下，指数现货和股指期货的价格发现贡献比例分别为：

$$PT_1=\frac{|\alpha_2|}{|\alpha_2|+|\alpha_1|} \quad PT_2=\frac{|\alpha_1|}{|\alpha_2|+|\alpha_1|} \quad (5)$$

I-S 模型测度下，指数现货和股指期货信息份额的上下限分别为：

$$IS_1^U=\frac{(\alpha_2\sigma_1-\alpha_1\sigma_2\rho)^2}{\alpha_2^2\sigma_1^2-2\rho\alpha_1\alpha_2\sigma_1\sigma_2+\alpha_1^2\sigma_2^2}$$

$$IS_1^L=\frac{\alpha_2^2\sigma_1^2(1-\rho^2)}{\alpha_2^2\sigma_1^2-2\rho\alpha_1\alpha_2\sigma_1\sigma_2+\alpha_1^2\sigma_2^2} \quad (6)$$

$$IS_2^U=\frac{(\alpha_1\sigma_2-\alpha_2\sigma_1\rho)^2}{\alpha_2^2\sigma_1^2-2\rho\alpha_1\alpha_2\sigma_1\sigma_2+\alpha_1^2\sigma_2^2}$$

$$IS_2^L=\frac{\alpha_1^2\sigma_2^2(1-\rho^2)}{\alpha_2^2\sigma_1^2-2\rho\alpha_1\alpha_2\sigma_1\sigma_2+\alpha_1^2\sigma_2^2}$$

其中，IS^U 代表信息份额的上限，IS^L 代表信息份额的下限。调整系数 α_1、α_2 可由式（1）估计得出；新息标准差和相关系数 σ_1、σ_2 和 ρ 可由式（2）估计得出。

（二）样本数据

本文采用了中证 1000、上证 50、沪深 300 和中证 500 四个上市品种期货与现货价格的 5 分钟高频数据，数据来源为 Wind 数据库。其中，期货价格基于主力合约形成的连续合约指数。考虑到中证 1000 股指期货于 2022 年 7 月 22 日正式上市并挂牌交易，因此本文最终选取的样本区

间为 2022 年 7 月 22 日至 2023 年 9 月 28 日，共 292 个交易日，每个价格序列包含 14 016 个 5 分钟观测值。所有股指期货与现货价格序列均进行了自然对数化处理。

四、实证结果与分析

（一）期现价格引领关系的静态分析

在协整检验以前，本文采用 ADF 单位根检验分别对四个上市品种的股指期货与现货的平稳性进行分析。表 1 结果显示，四个上市品种对应的 8 个价格序列均为非平稳的 I（1）过程。同时，本文采用 BIC 方法确定水平 VAR 模型的最优滞后阶数，得到上证 50、中证 500、中证 1000 的最优滞后阶数为 4，沪深 300 的最优滞后阶数为 5。

进一步，本文参考 Johansen（1991）通过迹检验确定期现价格协整关系和协整向量个数，并根据序贯假设检验程序（Johansen，1992）识别 μ 究竟以何种方式进入误差修正模型。当 μ 代表协整向量常数项时，原假设是一种受约束情形；当 μ 代表原始序列的时间趋势项时，原假设是一种无约束情形。具体而言，序贯假设检验程序即依次对“期现价格协整向量个数为 0”的受约束、无约束，以及“期现价格协整向量个数至多为 1”的受约束、无约束情形展开假设检验，当首次出现不能拒绝原假设的情况时检验停止。由表 1 可以发现，上证 50、沪深 300、中证 500 和中证 1000 这四个上市品种期现价格均存在着协整关系，且序贯假设检验表明误差修正模型中均不存在线型趋势，μ 是协整向量的常数项。因此，最新上市的中证 1000 股指期货的期现价格序列在长期已表现出较为稳定的均衡关系。

同时，本文通过对协整空间的假设检验来确定四个品种股指期货与现货的价格引领关系以进一步判断其价格发现功能，结果如表 2 所示。**①对协整系数进行检验。**无偏性假设要求 $\beta_1+\beta_2=0$，其中上证 50、沪深 300 均不能拒绝 $\beta_1+\beta_2=0$ 的原假设，表明这两个上市品种的期货价格均是未来现货价格的无偏估计；而中证 500、

表 1　股指期货与现货的协整检验结果

零假设：协整向量的个数	不带线性趋势				带线性趋势			
	迹统计量	5% 临界值	1% 临界值	p 值	迹统计量	5% 临界值	1% 临界值	p 值
上证 50								
0 个	45.126	20.164	24.69	0.000	44.516	15.408	19.62	0.000
至多 1 个	6.603#	9.142	12.53	0.154	6.083	3.841	6.63	0.014
沪深 300								
0 个	59.139	20.164	24.69	0.000	58.224	15.408	19.62	0.000
至多 1 个	6.167#	9.142	12.53	0.184	5.463	3.841	6.63	0.019
中证 500								
0 个	107.725	20.164	24.69	0.000	107.177	15.408	19.62	0.000
至多 1 个	4.603#	9.142	12.53	0.341	4.214	3.841	6.63	0.040
中证 1000								
0 个	91.249	20.164	24.69	0.000	90.394	15.408	19.62	0.000
至多 1 个	3.657#	9.142	12.53	0.477	3.020	3.841	6.63	0.082

表 2　协整系数和调整系数的假设检验结果

原假设	卡方统计量	p 值	结论
上证 50			
$\beta_1+\beta_2=0$	2.566	0.109	不能拒绝原假设
$\beta_0=0$	2.549	0.110	不能拒绝原假设
现货调整系数 $\alpha_1=0$	4.875	0.027	拒绝原假设
期货调整系数 $\alpha_2=0$	0.228	0.633	不能拒绝原假设
沪深 300			
$\beta_1+\beta_2=0$	1.299	0.254	不能拒绝原假设
$\beta_0=0$	1.325	0.250	不能拒绝原假设
现货调整系数 $\alpha_1=0$	5.231	0.022	拒绝原假设
期货调整系数 $\alpha_2=0$	0.022	0.881	不能拒绝原假设
中证 500			
$\beta_1+\beta_2=0$	15.340	0.000	拒绝原假设
$\beta_0=0$	15.312	0.000	拒绝原假设
现货调整系数 $\alpha_1=0$	9.684	0.002	拒绝原假设
期货调整系数 $\alpha_2=0$	0.390	0.532	不能拒绝原假设
中证 1000			
$\beta_1+\beta_2=0$	11.212	0.001	拒绝原假设
$\beta_0=0$	11.087	0.001	拒绝原假设
现货调整系数 $\alpha_1=0$	7.865	0.005	拒绝原假设
期货调整系数 $\alpha_2=0$	0.657	0.418	不能拒绝原假设

中证 1000 还尚不能满足无偏性假设。此外，中证 500、中证 1000 两个上市品种拒绝了原假设 $\beta_0=0$；而上证 50、沪深 300 不能拒绝 $\beta_0=0$ 的原假设。**②对调整系数进行检验。**具体来看，四个上市品种现货调整系数 $\alpha_1=0$ 的原假设均被拒绝，同时期货调整系数 $\alpha_2=0$ 的原假设均不能被拒绝，这说明在长期中，现货价格以期货价格为锚。在非均衡状态下，现货价格主动调整直至期现价格重新回到均衡状态，期货价格引导现货价格。

综上所述，上证 50 和沪深 300 的股指期货与现货价格满足无偏性假设，期货是未来现货价格的无偏估计，且上证 50、沪深 300、中证 500、中证 1000 四个上市品种的期货价格均为长期弱外生变量，期货引导现货。

（二）期现价格引领关系的动态递归分析

本文进一步通过递归协整分析精准把握四个品种期现价格引领关系的动态特征。本文的基础子样本包括 2 401 个观测数据，通过逐步扩大样本区间，最终提取递归迹统计量如图 1 所示。为更清晰地在图中展示四个品种期现价格序列是否满足“协整向量的个数为 0”以及“协整向量的个数至多为 1”的原假设，本文在 5% 的显著性水平下对递归迹统计量进行标准化处理，当连线位于 y=1 上时表明拒绝原假设，当连线位于 y=1 之下时表明不能拒绝原假设。图中虚线代表假设“协整向量的个数为 0”、实线代表假设“协整向量的个数至多为 1”。

在所有递归子样本中（图 1），上证 50、沪深 300、中证 500 这三个上市品种的股指期货与现货价格序列之间均存在协整关系，而中证 1000 股指期货与现货价格序列的协整关系存在一定时变性。具体来看，在 11 616 个递归样本中，有 10 812 个递归子样本表明中证 1000 股指期货与现货存在协整关系，其余 804 个递归子样本则主要集中在中证 1000 股指期货上市初期（2022 年 10 月 10 日至 11 月 2 日），这可能是由于此时中证 1000 股指期货刚刚上市交易，期现价格序列协整关系尚不稳定。综上所述，本文发现在所有递归子样本中上证 50、沪深 300 和中证 500 期现价格均存在协整关系，中证 1000 股指期货推出后运行也较为良好，期现协整关系比较稳定。

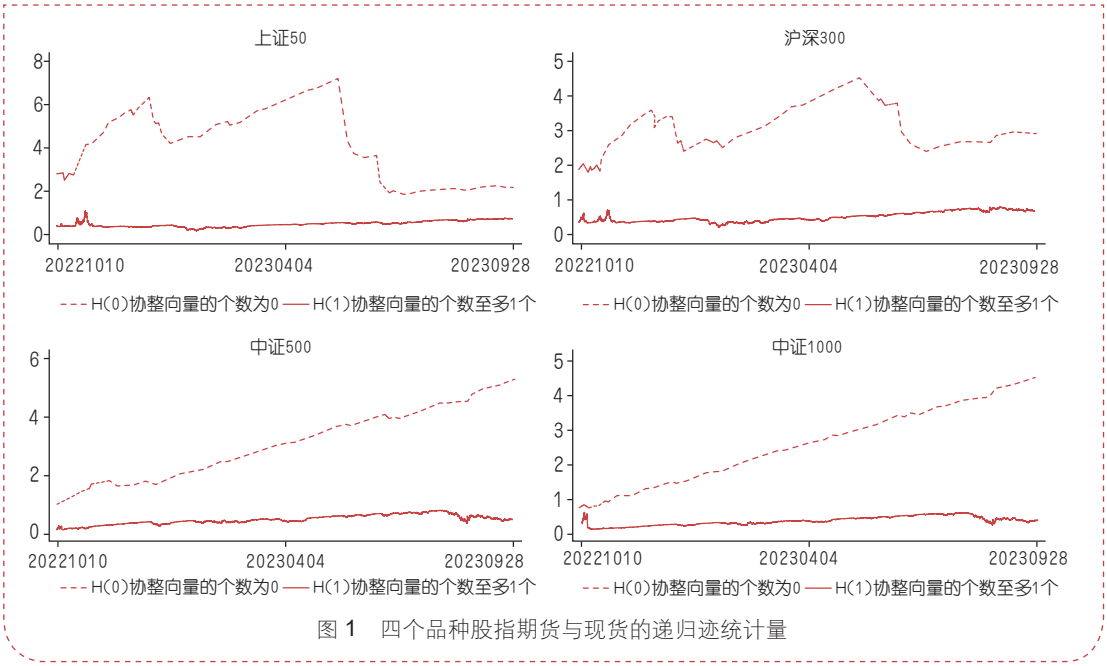

图 1　四个品种股指期货与现货的递归迹统计量

图 2~5[①] 进一步分别展示了中证 1000、上证 50、沪深 300 和中证 500 股指期货与现货的协整系数和调整系数的递归检验结果。依次对 $\beta_1+\beta_2=0$、$\beta_0=0$、$\alpha_1=0$、$\alpha_2=0$ 四个假设进行检验。为明确在图中展示卡方统计量的递归检验结果，本文采用 5% 的显著性水平对卡方统计量进行标准化。标准化处理后，若卡方统计量在 y=1 之上表明拒绝原假设，在 y=1 之下则代表不能拒绝原假设。

图 2 显示了中证 1000 股指期货与现货标准化后的递归卡方统计量结果。协整系数检验结果表明，2022 年 12 月 19 日前，中证 1000 期货和现货之间满足无偏性假设，未能拒绝 $\beta_1+\beta_2=0$ 的假设，同时无法拒绝 $\beta_0=0$ 的假设；2022 年 12 月 19 日后，期现价格序列拒绝了 $\beta_1+\beta_2=0$ 和 $\beta_0=0$ 的假设。这可能由于为遏制市场过度投机行为，中国金融期货交易所于 2022 年 12 月 19 日调整了股指期货合约的交易限额。该措施虽增强了市场监管力度，但同时也限制了机构投资者的参与度，对市场流动性造成一定的影响，进一步削弱了中证 1000 股指期货与现货价格的关联性。调整系数检验结果表明，在全部递归子样本中，期货调整系数 α_2 始终无法拒绝原假设，即 $\alpha_2=0$。现货调整系数 α_1 在递归样本前期不能拒绝原假设 $\alpha_1=0$，但是自 2023 年 2 月 1 日起拒绝了原假设，即现货调整系数 $\alpha_1\neq0$，此时若偏离均衡价格，现货价格将以期货价格为锚进行调整，表明刚上市不久的中证 1000 股指期货已开始展现出良好的价格发现能力。

上证 50 股指期货与现货的标准化递归卡方统计量如图 3 所示。2023 年 5 月 30 日前，协整系数检验结果表明绝大多数递归子样本均满足无偏性假设，无法拒绝 $\beta_1+\beta_2=0$ 和 $\beta_0=0$ 的假设。2023 年 5 月 30 日

① 图2~7，见增强出版，中国知网—《金融市场研究》。

后，递归子样本拒绝了 $\beta_1+\beta_2=0$ 和 $\beta_0=0$ 的假设，直至收尾处再次满足 $\beta_1+\beta_2=0$ 和 $\beta_0=0$ 的假设。调整系数检验结果进一步表明，上证 50 的期现价格引领关系较为复杂，大致可分为以下三个阶段：第一阶段为期货引导现货，此时拒绝了 $\alpha_1=0$ 的原假设，无法拒绝 $\alpha_2=0$ 的原假设。第二阶段为自 2022 年 12 月 20 日开始，期现价格引领关系发生了反转，此时现货引导期货。在 5% 的显著水平下不能拒绝现货调整系数 $\alpha_1=0$ 的假设，但拒绝了期货调整系数 $\alpha_2=0$ 的假设，说明当期现价格处于不均衡状态时，期货价格以现货价格为锚进行调整。第三阶段与第一阶段较为类似，自 2023 年 5 月 29 日起的第 7 441 个递归样本开始，期货继续引导现货。

沪深 300 股指期货与现货的标准化递归卡方统计量如图 4 所示。协整系数检验结果表明，2023 年 6 月 5 日后沪深 300 股指期货与现货满足无偏性假设，且不能拒绝 $\beta_0=0$ 的假设。调整系数检验结果表明，沪深 300 全部递归子样本均满足 $\alpha_2=0$ 的假设，且在绝大部分递归样本中拒绝了 $\alpha_1=0$ 的假设，即期货引导现货。

中证 500 股指期货与现货的标准化递归卡方统计量如图 5 所示。结果表明，中证 500 股指期货与现货在全部递归样本中均不满足 $\beta_1+\beta_2=0$ 和 $\beta_0=0$ 的假设。然而，调整系数检验结果表明，中证 500 在全部递归子样本中均满足 $\alpha_2=0$ 的假设，且自 2023 年 3 月 30 日后递归子样本同时拒绝了 $\alpha_1=0$ 的假设，此时期货引导现货。

表 3 给出了四个上市品种协整关系、协整系数和调整系数的递归检验结果，从中可以看出以下四点。

第一，四个上市品种的期现价格均具有较为稳定的协整关系。其中，上证 50、沪深 300、中证 500 三个上市品种股指期货与现货迹统计量大于 5% 临界值的递归子样本占比均为 100%，而中证 1000 的占比为 93.08%。

表 3　协整关系、协整系数和调整系数的递归检验结果

原假设	上证 50	沪深 300	中证 500	中证 1000
迹统计量大于 5% 临界值	100.00%	100.00%	100.00%	93.08%
$\beta_1+\beta_2=0$	65.46%	33.63%	0.00%	20.84%
$\beta_0=0$	65.60%	33.57%	0.00%	20.93%
现货调整系数 $\alpha_1=0$	44.94%	12.04%	48.55%	31.64%
期货调整系数 $\alpha_2=0$	69.66%	100.00%	100.00%	100.00%
现货调整系数 $\alpha_1=0$ 且期货调整系数 $\alpha_2\neq0$	30.34%	0.00%	0.00%	0.00%
现货调整系数 $\alpha_1\neq0$ 且期货调整系数 $\alpha_2=0$	55.06%	87.96%	51.45%	68.36%

第二，从协整系数检验结果来看，满足 $\beta_1+\beta_2=0$ 和 $\beta_0=0$ 两个假设的递归子样本占比从大到小依次是上证 50、沪深 300、中证 1000，分别超过 60%、30%、20%，而中证 500 所有递归子样本均不满足 $\beta_1+\beta_2=0$ 和 $\beta_0=0$ 两个假设。

第三，从调整系数检验结果来看，四个品种只有上证 50 存在满足 $\alpha_2\neq0$ 的递归子样本，且沪深 300 满足 $\alpha_1=0$ 的递归子样本占比最低。具体来看，沪深 300、中证 500、中证 1000 满足期货调整系数 $\alpha_2=0$ 的递归子样本占比为 100%，上证 50 满足期货调整系数 $\alpha_2=0$ 的递归子样本占比为 69.66%。上证 50 和中证 500 现货调整系数 $\alpha_1=0$ 的递归子样本占比超过 40%，中证 1000 占比超过 30%，而沪深 300 满足现货调整系数 $\alpha_1=0$ 假设的递归子样本占比约 10%。

第四，从期现价格单向引导关系来看，

期货单向引导现货占比最高的为沪深 300。具体而言，沪深 300 期货单向引导现货的递归子样本占比接近 90%，中证 1000 约占 70%，上证 50 和中证 500 期货占比则均超 50%。同时，在全部递归子样本中，沪深 300、中证 500、中证 1000 这三个上市品种均未发现满足现货单向引导期货的递归子样本。然而，上证 50 存在同时满足现货调整系数 $\alpha_1=0$ 且期货调整系数 $\alpha_2\neq0$ 的情况约占全部递归子样本的 30%，呈现现货单向引导期货的特征，且样本期间主要集中在 2023 年 2 月初至 5 月底。这可能是由于受到全面实行股票发行注册制改革的影响。全面注册制正式实施标志着我国深化资本市场改革步入新阶段，该制度优化了科技创新企业的融资路径，放宽了对企业盈利的要求，从而使更多的科创型企业能够通过首次公开募股（IPO）筹集到资金。然而注册制对投资者专业知识的要求更高，可能导致非专业投资者对未来市场持有较为悲观的预期，股市在短期内出现一定的波动，此时由超级大盘股组成的上证 50 受到市场参与者的关注和青睐，其现货价格的引领作用凸显，出现了现货单向引导期货的情形。

综上所述，对于四个上市品种股指期货价格发现功能进行排序，由高到低依次为沪深 300、中证 1000、上证 50、中证 500，可以看出最新上市的中证 1000 股指期货价格发现功能表现良好。

（三）价格发现贡献度分析

为定量刻画四个上市品种股指期货与现货的价格发现贡献度，本文采用永久短暂模型和信息份额模型，并进一步通过动态递归分析考察四个品种价格发现功能的时变特征。表 4 展示了四个上市品种股指期货与现货整体价格发现贡献度的量化结果，图 6、图 7 分别给出基于 P-T 模型和 I-S 模型的股指期货与现货价格发现贡献度的时变过程。

由表 4 可以发现，**第一**，无论是基于动态递归样本的均值测度，还是基于全样本的测度，P-T 和 I-S 两种模型下的估计结果均表现为上证 50、沪深 300、中证 500、中证 1000 四个股指期货市场的价格发现贡献度大于其所对应的指数现货，表明四个上市品种期货均在价格发现过程中起主导作用。具体原因如下：①股指期货通常具有较高的杠杆和较低的交易成本，因此期货价格通常能够快速吸收并反映影响市场的最新信息。②尽管中国股票市场信息处理效率不断提高，但相较欧美市场

表 4　股指期货与现货的价格发现贡献度

	上证 50		沪深 300		中证 500		中证 1000	
	现货	期货	现货	期货	现货	期货	现货	期货
	动态递归样本的均值							
P-T	39.05%	60.95%	15.15%	84.85%	34.81%	65.19%	31.18%	68.82%
I-S	47.08%	52.92%	45.10%	54.90%	47.42%	52.58%	46.48%	53.52%
	基于全样本的测度							
P-T	18.71%	81.29%	6.51%	93.49%	18.22%	81.78%	24.70%	75.30%
I-S	42.73%	57.27%	44.45%	55.55%	45.30%	54.70%	45.72%	54.28%

而言，信息在中国股票市场的传播与处理速度依然不够及时。相对而言，股指期货市场能够更快速、更敏感地做出反应，从而更高效地进行信息整合。③中国股指期货吸引了包括机构投资者和散户在内的多元化投资者群体。2019 年，我国股指期货市场机构投资者的占比已达 59%。机构投资者通常具有较强的专业知识和风险管理能力，且可以提供大额交易，为市场带来稳定且可预测的流动性，使股指期货价格能够快速调整，从而在信息传递和价格发现方面发挥了引导作用。**第二，**相比其他三个上市品种，沪深 300 股指期货价格发现功能表现最优。具体来看，P-T 模型下，无论是基于动态递归样本均值还是基于全样本测度，沪深 300 股指期货价格发现贡献度（84.85% 和 93.49%）都远高于其他三个上市品种。I-S 模型下，动态递归样本均值测度也显示沪深 300 股指期货的贡献度（54.90%）领先于其他三个品种，即使全样本测度下沪深 300 股指期货的贡献度（55.55%）稍低于上证 50，但仍优于中证 500 和中证 1000。**第三，**全样本测度和动态递归样本均值测度下的结果表明，中证 1000 股指期货已经具备了良好的价格发现能力，且其价格发现能力与上证 50 和中证 500 股指期货相当。虽然在全样本测度下，中证 1000 股指期货的价格发现贡献度低于中证 500、上证 50，但是基于动态递归样本的均值测度，无论是 P-T 模型还是 I-S 模型，其价格发现贡献度均略高于中证 500、上证 50。这在一定程度上表明，中证 1000 股指期货的价格发现功能表现良好。

图 6 和图 7 分别展示了 P-T 模型和 I-S 模型下四个上市品种价格发现贡献度的时变特征。**第一，**中证 1000 股指期货价格发现贡献度存在明显的结构性变化，大致可分为四个阶段。在上市初期，中证 1000 股指期货与现货价格发现贡献度波动比较剧烈，此时没有确定的一方处于主导地位。这可能是以下两点原因造成的：一是中证 1000 股指期货上市不久，价格仍处在短期调整阶段；二是国内外宏观经济承压，国外货币政策不断收紧，国内市场信心下降，导致中证 1000 股指期货与现货价格贡献度在短期内出现波动。直至 2022 年 10 月底期货和现货价格发现贡献度才逐渐趋于稳定，期货占据主导地位。2022 年 12 月 20 日左右，受国内外宏观经济金融环境变化的影响，现货开始处于价格发现主导地位。继而，2023 年 1 月 16 日左右，中证 1000 股指现货与期货价格发现功能已十分稳定，且股指期货贡献度开始稳定高于其指数现货的贡献度，表明期货开始稳定处于价格发现的主导地位。**第二，**沪深 300 期货价格发现贡献度高于现货，且该主导地位几乎不受时间变化的影响。具体表现为在绝大多数递归子样本中，沪深 300 股指期货的价格发现功能均高于指数现货。存在 272 个递归子样本现货贡献度高于期货，且这些子样本大多集中于 2022 年 10 月 12—24 日。综上，沪深 300 股指期货发展已经十分成熟，抗冲击能力较强。**第三，**上证 50 和中证 500 股指期货价格发现贡献度的时变特征存在相似性，大致可概括为三个阶段。第一阶段，期货处于价格发现的主导地位，对于上证 50 和中证 500 该阶段均持续至 2022 年 12 月 20 日左右。第二阶段，现货开始占据主导地位。值得注意的是，相比中证 500，上证 50 现货占主导地位的持续时间较长。具体来看，中证 500 持续至 2023 年 1 月 20 日，但上证

50 则一直持续至 2023 年 5 月 24 日左右。这可能由于 2022 年 12 月中央经济工作会议定调后，政策预期博弈退潮，市场在短期内将以存量博弈特征下的短期交易为主导。然而相比中证 500 的中小盘股，上证 50 包含的大盘蓝筹股具有更高的流动性和更低的风险，因此该情况下投资者可能更倾向于关注上证 50 所代表的大盘蓝筹股。第三阶段，上证 50 和中证 500 股指期货的价格发现贡献度持续高于指数现货，期货再次处于主导地位。

五、结论与启示

本文采用了中证 1000 股指期货与现货价格的 5 分钟高频数据，通过长期弱外生检验、永久短暂模型（P-T）和信息份额模型（I-S）等方法，从静态和动态两个视角、统计显著性和经济显著性两方面全面把握中证 1000 股指期货的价格发现功能，并通过与上证 50、沪深 300、中证 500 三个上市品种进行比较分析，更加精准识别了中证 1000 股指期货的价格发现功能。**一是**中证 1000、上证 50、沪深 300 和中证 500 四个上市品种的股指期货与现货均存在协整关系，且动态递归迹检验结果表明该协整关系比较稳定。**二是**长期弱外生检验发现全样本中四个品种的股指期货均为弱外生变量，期货单向引导现货；同时递归协整分析进一步显示，沪深 300 期货单向引导现货能力最强，其次是中证 1000，再次是上证 50，中证 500 最差，且沪深 300、中证 500、中证 1000 这三个品种从未出现现货单向引导期货的情况，而上证 50 现货单向引导期货占比约为 30%。**三是**永久短暂模型和信息份额模型的量化结果表明，四个品种股指期货的价格发现贡献度均高于指数现货，且沪深 300 股指期货价格发现贡献度最高；中证 1000 股指期货价格发现贡献度已具备良好的价格发现能力，且价格发现能力与上证 50 和中证 500 股指期货相当。

本文提出以下政策建议。**一是丰富股指期货产品种类。**一方面，不断开拓新兴行业指数的期货合约，稳定国内市场的流动性和投资者参与度，提高国内投资者参与市场的信心和意愿；另一方面，引入与国际市场相关的股指期货产品，提升中国价格的全球影响力，促进我国金融市场的国际化进程。**二是提高股指期货市场韧性和效率，通过政策性金融鼓励引导对科技创新、绿色、普惠小微和数字经济产业的支持力度。**中证 1000 指数覆盖特色产业和中小企业，展现出了独特优势。从行业分布来看，截至 2023 年底，中证 1000 指数在新经济板块（信息技术、通信服务、医药卫生、可选消费等）的占比较高，达到了 45.8%，远高于上证 50、沪深 300、中证 500 指数的占比水平（分别为 19.3%、31.3%、40.1%）。因此，为促进经济回升向好，政府和相关部门应加强深化注册制改革，稳定股指期货市场运行，进一步激发中小企业的活力和创新能力，确保宏观经济的健康发展。**三是优化金融知识普及教育。**在全面注册制的背景下，资本市场变得更加复杂。这对投资者尤其是非机构投资者的专业水平提出了更高的要求。因此，投资者的专业知识储备和能力将直接影响自身权益。投资者只有掌握足够的专业知识，才能更好地分析市场信息、评估投资风险，并及时采取相应措施保护自己的投资利益。N

学术编辑：韦燕春

参考文献

[1] 黄金波,吴莉莉,胡蓉.沪深300股指期货价格发现能力研究[J].运筹与管理,2019(12):144-152.

[2] 李政,卜林,郝毅.我国股指期货价格发现功能的再探讨——来自三个上市品种的经验证据[J].财贸经济,2016(7):79-93.

[3] 李政,梁琪,卜林.人民币在岸离岸市场联动关系与定价权归属研究[J].世界经济,2017(5):98-123.

[4] 刘磊.如何提高中国股指期货市场的价格发现功能[J].金融监管研究,2023(1):44-62.

[5] 潘冬涛,马勇,刘云涛.跳跃视角下的股指期货价格发现功能研究[J].运筹与管理,2023(12):1-8.

[6] 许荣,刘成立.限制交易政策如何影响期现关系?——对股指期货价格发现功能的实证检验[J].金融研究,2019(2):154-168.

[7] 朱莉,刘向丽,杨晓光.投资者情绪影响股指期现货市场的价格动态关系吗?[J].中国管理科学,2022,30(4):52-62.

[8] Alemany N,Aragó V,Salvador E.Lead-lag relationship between spot and futures stock indexes:intraday data and regime-switching models[J].International Review of Economics & Finance,2020(68):269-280.

[9] Baillie R T,Booth G G,Tse Y,et al.Price discovery and common factor models[J].Journal of financial markets,2002,5(3):309-321.

[10] Bohl M T,Salm C A,Schuppli M.Price discovery and invest or structure in stock index futures[J].Journal of Futures Markets,2011,31(3):282-306.

[11] Booth G G,So R W,Tse Y M. Price discovery in the German equity index derivatives markets[J].Journal of Futures Markets,1999,19(6):619-643.

[12] Brooks C,Rew A G,Ritson S.A trading strategy based on the lead-lag relationship between the spot index and futures contract for the FTSE 100[J].International Journal of Forecasting,2001,17(1):31-44.

[13] Chu Q C,Hsieh W G,Tse Y.Price discovery on the S&P 500 index markets:an analysis of spot index,index futures,and SPDRs[J].International Review of Financial Analysis,1999,8(1):21-34.

[14] Gonzalo J,Granger C.Estimation of common long-memory components in cointegrated systems[J].Journal of Business & Economic Statistics,1995,13(1):27-35.

[15] Guo S.Do futures lead the index under stress?Evidence from the 2015 Chinese market turmoil and its aftermath[J].Review of Quantitative Finance and Accounting,2021,56(1):91-110.

[16] Hansen H,Johansen S.Some tests for parameter constancy in cointegrated VAR-models[J].The Econometrics Journal,1999,2(2):306-333.

[17] Hasbrouck J.One security,many markets-determining the contributions to price discovery[J].Journal of Finance,1995,50(4):1175-1199.

[18] Huang W,Luo J,Qian Y,et al.The impact of decreased margin requirements on futures markets:evidence from CSI 300 index futures[J].Emerging Markets Finance and Trade,2021,57(7):2052-2064.

[19] Johansen S.Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend[J].Oxford Bulletin of Economics and Statistics,1992,54(3):383-397.

[20] Johansen S.Estimation and hypothesis-testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models[J].Econometrica,1991,59(6):1551-1580.

[21] Judge A,Reancharoen T.An empirical examination of the lead-lag relationship between spot and futures markets:evidence from Thailand[J].Pacific-Basin Finance Journal,2014(29):335-358.

[22] Lin C B,Chou R K,Wang G H K.Investor sentiment and price discovery:evidence from the pricing dynamics between the futures and spot markets[J].Journal of Banking & Finance,2018(90):17-31.

[23] Lin H,Wang Y.Are tightened trading rules always bad?evidence from the Chinese index futures market[J].Quantitative Finance,2018,18(9):1453-1470.

[24] Sifat I M,Mohamad A,Amin K R.Intertemporal price discovery between stock index futures and spot markets:new evidence from high frequency data[J].International Journal of Finance & Economics,2021,26(1):898-913.

[25] Sundararajan S,Balasubramanian S A.Intraday price discovery and volatility transmission between the dual-listed stock index futures and spot markets–new evidence from India[J].International Journal of Emerging Markets,2023.

[26] Theissen E.Price discovery in spot and futures markets:a reconsideration[M]//High Frequency Trading and

Limit Order Book Dynamics.Routledge,2016:249-268.
[27] Yang J,Yang Z,Zhou Y.Intraday price discovery and volatility transmission in stock index and stock index futures markets:evidence from China[J].Journal of Futures Markets,2012,32(2):99-121.

The Price Discovery Function of CSI 1000 Stock Index Futures: A Comparative Analysis

ZHOU Yingying[1] LIU Sinuo[2] BU Lin[3]
(1. Tianjin University of Finance and Economics Pearl River College; 2. Business School, Beijing Normal University; 3. School of Finance, Tianjin University of Finance and Economics)

Abstract This study utilizes five-minute high-frequency data of the CSI 1000 stock index futures and spot markets to comprehensively evaluate the price discovery ability of the CSI 1000 stock index futures.The assessment is conducted from both static and dynamic perspectives,and through the lenses of statistical and economic significance. It employs methods such as the weak exogeneity test,the permanent-transitory model (P-T),and the information share model (I-S).By comparing the SSE 50,CSI 300,and CSI 500 stock index futures,the study accurately reveals the price discovery function of the CSI 1000 stock index futures.The results indicate the existence of a stable cointegration relationship between the futures and spot markets of the CSI 1000,SSE 50,CSI 300,and CSI 500 listed products.The futures of all four are weakly exogenous variables that unidirectionally lead the spot prices.Recursive cointegration analysis further shows that the leading ability of CSI 300 futures over spot prices is the strongest,followed by CSI 1000 and the SSE 50,with the CSI 500 futures having relatively weaker price leading capabilities.Moreover,the spot markets of the CSI 300,CSI 500,and CSI 1000 do not unidirectionally lead futures,whereas the SSE 50 spot market does for about 30% of the time.The price discovery contributions of the futures markets of the CSI 1000,SSE 50,CSI 300,and CSI 500 indices all exceed those of their respective spot counterparts,indicating that stock index futures play a dominant role in the price discovery process.Furthermore,the study finds that CSI 300 stock index futures have the highest price discovery contribution.The results also demonstrate that the CSI 1000 stock index futures possess robust price discovery capabilities,comparable to those of the SSE 50 and CSI 500 stock index futures.This paper provides a theoretical reference for market participants to fully grasp the price discovery function of the CSI 1000 stock index futures.

Keywords CSI 1000 Index Futures, Price Discovery, Lead-Lag Relationship, Contribution Measures
JEL Classification G13 G14 C58