

国内外钢材市场价格发现功能研究

方雯^{1,2}, 冯耕中¹, 陆凤彬³, 汪寿阳³

(1. 西安交通大学 管理学院, 西安 710049; 2. 西安电子科技大学 经济研究中心, 西安 710071;
3. 中国科学院 数学与系统科学研究院, 北京 100190)

摘要 钢材产业是我国的支柱产业. 与国外钢材市场不同, 国内出现了三类市场形态: 电子交易市场、期货市场、现货市场. 钢材电子交易市场是我国独有的一种钢材交易市场. 该市场的价格发现功能一直被理论界和实业界所关注. 研究国内外钢材交易市场的价格发现功能对于引导国内各钢材市场的健康发展和形成钢材定价中心尤为重要. 本文运用共同因子度量模型的两种经典方法, 测算并分析了国内三类钢材交易市场和国外两大钢材期货市场的价格发现. 结果表明: 电子交易市场的价格发现功能明显优于期货、现货市场; 与伦敦金属交易所和印度国家商品及衍生品交易所相比, 国内钢材电子交易市场的价格发现功能更强; 且国内外钢材期货价格尚不能真实反映价格变化趋势.

关键词 大宗商品电子交易市场; 价格发现; 信息份额模型; 永久 - 短暂模型; 钢材

Price discovery on steel markets

FANG Wen^{1,2}, FENG Geng-zhong¹, LU Feng-bin³, WANG Shou-yang³

(1. School of Management, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710049, China;
2. Center for Economic Research, Xidian University, Xi'an 710071, China;
3. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China)

Abstract Steel industry is the pillar industry of China. There exist three types of markets in domestic which are different from other foreign markets: bulk stock electronic market, futures market and spot market. China's steel electronic market is a unique steel market. Its price discovery has been of concern to theorists and industry. Study on price discovery in domestic and abroad steel markets is of great use to the formation of steel pricing power, as well as the smoothly development of domestic steel markets. This paper uses two classical methods which belongs to common factor measurement model to measure the price discovery of three domestic steel markets and two foreign steel futures markets. The results show that: steel electronic market is the leading market in domestic steel markets. The price discovery of steel electronic market is more powerful than SHFE, LME and NCDEX; and abroad steel futures price is still not an effective steel price by now.

Keywords bulk stock electronic market; price discovery; information shares model; permanent transitory model; steel

1 引言

毋庸置疑, 中国是钢铁大国. 自 2002 年以来, 中国粗钢产量一直居世界首位. 2008 年中国粗钢产量占全球的比例达到 37.64%. 2009 年, 受金融风暴影响, 世界各大产钢国粗钢产量均有下降, 而中国产量达到 56780 万吨, 比 2008 年增长 13.5%, 占世界产量比重达 47%, 比 2008 年上升了近 10 个百分点. 可见, 中国钢铁产量几乎占全球半壁江山. 中国也是钢铁消费大国, 钢铁消费主要应用在基础设施行业、房地产业、汽车业、家电制造业, 等等. 中国经济高速增长的背后离不开对钢铁消费的大量需求. 钢铁行业的快速发展也造成了行业分散、集中度低、效率低等弊端. 以至于舆论普遍认为, 中国是当之无愧的“钢铁大国”, 但非“钢铁

收稿日期: 2010-08-26

资助项目: 国家自然科学基金 (70672058); 教育部新世纪优秀人才支持计划 (NCET-05-0848); 中央高校基本科研业务费专项资金 (K50511080001)

作者简介: 方雯 (1982-), 女, 博士研究生, 讲师, 研究方向: 管理科学与工程, E-mail: az-moju@163.com.

强国”^[1]。近年来, 国内钢材价格变化无常似乎也证明了这一点。钢材价格的暴涨暴跌, 不仅给国内为数众多的钢材生产、流通、消费企业带来巨大压力¹, 也深刻影响着与钢铁产业密切相关的采矿业、能源工业、房地产业等产业的发展。

中国钢材交易市场有三种典型形态: 现货市场、大宗商品电子交易市场和期货市场²。其中, 期货市场在理论上提供了转移价格波动风险的渠道, 它与现货价格之间的关系一直是国内外金融市场价格发现功能研究的主要对象。而大宗商品电子交易市场是中国特有的金融市场, 它与期货市场在市场结构、交易商类型、保证金比例等方面均有显著不同, 是一种利用网络平台对石油、钢材、粮食、煤炭等大宗商品进行批量交易的特殊的 B2B 第三方电子商务模式^[2]。钢材电子交易市场的产生是来源于国内钢铁生产、流通、消费企业对钢材大规模的供需需要, 以及套期保值、稳定生产经营的需要。越来越多的钢材企业和机构投资者通过电子交易平台对未来到期的商品进行买卖操作, 该市场很有可能具备良好的商品价格发现的功能。那么, 国内三种钢材价格信号中, 哪一类价格信号更能反映市场走势? 在国际大背景下, 现今国际有五大钢材期货市场。美国、日本、阿联酋的钢材期货交易基本处于停滞状态。仍有一定钢材期货交易量的是伦敦金属交易所和印度国家商品及衍生品交易所。国内价格发现功能表现优秀的钢材市场能否优于国际钢材市场?

以上问题的回答需要通过测算市场价格发现功能来实现。价格发现市场将新信息合并到市场价格的动态过程, 是金融市场最重要的功能之一^[3]。共同因子度量模型是价格发现研究领域中的一类非常重要的模型。在共同因子模型中, 根据共同因子的分解方法以及对价格发现贡献份额的信息不同, 形成了多种模型, 如 GS(Garbade Silber) 模型³、IS (information share, 信息份额) 模型、PT (permanent transitory, 永久短暂) 模型等。由于 IS 模型和 PT 模型具有较好的理论基础和实证支持, 成为目前价格发现研究的两类经典模型⁴。

这两类模型以向量误差修正模型 (VECM) 为基础来分解得到不同市场的共同因子。Hasbrouck^[21] 提出的 IS 模型关注影响共同因子 (真实有效价格) 的新信息的方差, 将一个市场的信息份额界定为该市场对共同因子的新信息方差的贡献份额。Gonzalo 和 Granger^[22] 提出的 PT 模型则是将共同因子进行分解, 通过计算各个市场在形成共同因子中的组成份额, 得到市场对价格发现的贡献程度⁵。很多学者对这两类模型作了详细讨论, 分析二者的联系和区别 (参见: Baillie 等^[18]; Harris 等^[12-13]; De Jong^[24]; Hasbrouck^[25]; Lehman^[26])。二者最主要的区别在于新信息方差的角色。PT 模型忽视了新信息中的方差, 而 IS 模型则度量了由某个市场贡献的有效价格变化总方差中所占的份额。二者的联系则是它们都建立在协整关系的基础上, 通过估计向量误差修正模型来测算出价格发现贡献份额。

Baillie 等^[18] 和 De Jong^[24] 指出, 如果估计出的向量误差修正模型的残差 (为同期新信息) 不相关, 运用这两类模型会得到相同的结果。如果残差强相关, 将得到有较大分歧的结果。PT 模型估算过程虽然相对简单, 但未把残差相关性放入模型设计中。IS 模型考虑到了残差相关的情况, Hasbrouck^[21] 将协方差矩阵进行 Cholesky 因子分解, 消除残差相关。但该方法是通过因子分解中变量的不同排序求得市场信息份额的上下限, 因此, 并未提供一个唯一的份额。当两个市场相关性增加的时候, 上下限距离也会变大。若距离过大, 则很难得到一个确切的结论⁶。

为克服这两类模型的缺陷, 使价格发现功能的测算更有效, 我们总结出三个途径: 1) 根据 Hasbrouck^[21],

1. 截止到 2009 年上半年, 中国共有钢铁企业 7561 家, 钢铁贸易企业 20-25 万家。

2. 2003 年 4 月, 安徽钢材中心批发市场率先推出了钢材电子盘交易。目前成交量较大的钢材电子交易市场有: 上海大宗钢铁电子交易中心、兰格钢铁电子交易市场以及中国钢铁电子交易中心; 2009 年 3 月 27 日, 中国上海期货交易所正式推出了钢材期货, 交易品种为螺纹钢和线材。

3. Garbade 和 Silber^[4] 对期货价格和现货价格之间的引导关系进行了实证检验。提出了主导和卫星市场的概念。主导市场 (dominant market) 在价格发现过程中占主导地位, 卫星市场 (satellite market) 则从主导市场获取基本的市场信息。

4. 使用 IS 模型的研究举例: Howard 等^[5]、Huang^[6]、王群勇和张晓峒^[7]、Poskitt^[8]。使用 PT 模型的研究举例: Booth 等^[9]、Ding 等^[10]、Harris 等^[11-13]、陆凤彬等^[14]。综合使用 IS 模型和 PT 模型的研究有: Tse^[15] 分析比较了纽约证券交易所和地区交易所的价格发现功能、Booth 等^[16] 比较了在经纪公司内完成的有无利用交易所的交易定价功能。Tse 和 Xiang^[17] 采用 Baillie 等^[18] 的建议, 将由 IS 模型测算出的价格发现功能上下限进行平均, 并结合 PT 模型, 研究了纽约商业交易所的原油和天然气迷你期货和公开叫价期货的价格发现功能。他们的研究为场内交易转变到电子交易这一全球化趋势的合理性提供了实证支持。此外, Tse 等^[19]、Cabrera 等^[20] 也使用了这两种方法来衡量不同市场对价格发现过程的相对贡献。

5. 因此, 这一方法也被称为共同因子系数法 (common factor coefficients, 参见 So 和 Tse^[23]、Tse 和 Xiang^[17])、共同因子项组成部分权重法 (common-factor component weight approach, 参见 Cabrera^[20])、以及成份份额模型 (component share, 参见 Yan 和 Zivot^[3])。

6. 在 So 和 Tse^[23], 以及 Lien^[27] 的文章中都提到这一点。

建议采用超短的抽样间隔 (如秒) 来避免由时间聚集带来的各个市场新信息同期强相关; 2) Baillie 等^[18] 提供多种分析例子, 表明由 IS 模型测算出的信息份额上下限的平均值是对市场价格发现功能的合理估计. Booth 等^[16] 也提出相同的观点; 3) Yan 和 Zivot^[3] 使用结构化协整模型, 研究了二类模型的结构性决定因素. 发现单独使用一种模型不能探究两个市场间的动态价格发现功能. 他们认为, 将两种模型结合起来使用, 能分清新信息给市场价格带来的永久性和临时性突变的影响.

综上所述, 本文在方法选取上, 考虑到国内外钢材交易市场高频数据不可得, 根据王群勇和张晓峒^[7], 以及芮执多^[28] 的研究, 采用低频数据 (日价格数据) 计算市场对价格发现过程的贡献份额能得到满意的结果. 此外, 低频数据的研究与套期保值者的实际需求相吻合^[29], 基于高频价格数据的 IS 模型会失去一些重要的价格发现的动态信息^[3]. 因此, 本文选取日价格数据进行协整检验和模型估计. 根据 Baillie 等^[18] 和 Booth 等^[16], 本文给出市场信息份额的平均数. 另外, 采用 Yan 和 Zivot^[3] 的建议, 将两类价格发现功能测算的经典模型联合起来使用.

本文以下内容结构安排为: 第二节为价格发现功能的研究设计及建模, 第三节是钢材市场及价格数据的选取, 以及各个市场价格序列基本统计量的描述, 第四节为实证测算结果和原因剖析, 第五节为结论和相关的建议.

2 研究设计与建模

尽管 IS 模型和 PT 模型的关注点不同, 但这两种模型都需要先进行协整验证, 以限制多个市场价格共同拥有一个共同因子. 同时, 它们均通过建立简约的向量误差修正模型 (reduced form vector error correction model, 以下简称为 VEC 模型) 来估计价格发现份额^[3,14,17-18]. 因此, 在本文的研究中, 需构建二维向量的 p 阶 VEC 模型, 表示如下:

$$\begin{bmatrix} \Delta x_{1t} \\ \Delta x_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{1t} \\ c_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} \cdot [\beta_1 \quad \beta_2] \cdot \begin{bmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \end{bmatrix} + \Phi_1 \cdot \begin{bmatrix} \Delta x_{1t-1} \\ \Delta x_{2t-1} \end{bmatrix} + \cdots + \Phi_p \cdot \begin{bmatrix} \Delta x_{1t-p} \\ \Delta x_{2t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

其中, $[\beta_1 \quad \beta_2]$ 表示协整向量, $\begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix}$ 表示误差修正系数向量, 用于刻画 $\Delta x_{it} (i = 1, 2)$ 每个分量对偏离均衡状态时的调整速度. 令 $Z_t = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} \cdot [\beta_1 \quad \beta_2] \cdot \begin{bmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \end{bmatrix}$, 则 Z_t 称为误差修正项, 体现了 $x_{1t,2t}$ 间长期均衡误差对其变化的调整. $\varepsilon_{it} = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$ 均值为 0, 方差为 Ω 的独立残差序列. Ω 的形式为:

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

$\sigma_1^2 (\sigma_2^2)$ 分别为残差分量 $\varepsilon_{1t} (\varepsilon_{2t})$ 的方差, ρ 为残差分量的相关系数. IS 模型将 VEC 模型转换成向量移动平均过程:

$$\Delta X_t = \Psi(B)e_t \quad (3)$$

及其积分形式:

$$X_t = \Psi(1) \left(\sum_{s=1}^t e_s \right) + \Psi^*(B)e_t \quad (4)$$

$\Psi(1)e_t$ 反映了新信息 (innovation) e_t 对每个序列的长期影响. $\Psi(B)$ 和 $\Psi^*(B)$ 为多项式矩阵, B 为滞后算子. 在 IS 模型中, 需要确定 $\Psi(1)$. Johansen^[30] 表明:

$$\Psi(1) = B_{\perp} \Pi \alpha_{\perp}', \quad \Pi = \left(\alpha_{\perp}' \left(I - \sum_{j=1}^k A_j \right) \beta_{\perp} \right)^{-1} \quad (5)$$

α 与 β 分别是 VEC 模型中的误差修正系数向量和协整向量, 下标 \perp 表示它们的正交向量. 因此, 可以根据 α 与 β 计算出价格发现中信息贡献份额. 具体地, 在本文应用中, 对钢材交易市场进行两两分析与比较. 以下讨论电子交易市场 (以上海大宗钢铁电子交易中心为例, 简称 SSEC) 和期货市场 (以上海期货交易所为例, 简称 SHFE) 的价格发现功能. 先验证日对数价格序列的一阶差分为平稳序列, 有 $n = 2, \beta = (1, -1)'$. 由于 $\Psi(1) = \begin{pmatrix} \varphi \\ \varphi \end{pmatrix}$, 因此 φ 直接与 α_{\perp}' 相关, $\varphi = c\alpha_{\perp}' = c(\gamma_{SHFE} \quad \gamma_{SSEC})$, c 为一常数. 在 Ω 为非对角阵时, 通过 Cholesky 因子分解, 得到的下三角阵如下:

$$M = \begin{pmatrix} m_{11} & 0 \\ m_{12} & m_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{SSEC} & 0 \\ \rho_{SSEC,SHFE} \sigma_{SHFE} & \sigma_{SHFE} \sqrt{1 - \rho_{SSEC,SHFE}^2} \end{pmatrix} \quad (6)$$

公式 (6) 中的 σ_{SSEC} 、 σ_{SHFE} 和 $\rho_{SSEC,SHFE}$ 可通过 VEC 模型中的残差协方差矩阵获得. 由此, 两个市场对钢材有效价格的信息贡献份额为:

$$S_{SSEC_HB} = \frac{(\gamma_{SHFE}\sigma_{SSEC} + \gamma_{SSEC}\rho_{SSEC,SHFE}\sigma_{SHFE})^2}{(\gamma_{SHFE}\sigma_{SSEC} + \gamma_{SSEC}\rho_{SSEC,SHFE}\sigma_{SHFE})^2 + (\gamma_{SSEC}\sigma_{SHFE}\sqrt{1 - \rho_{SSEC,SHFE}^2})^2},$$

$$S_{SHFE_LB} = \frac{(\gamma_{SSEC}\sqrt{\sigma_{SHFE}(1 - \rho_{SSEC,SHFE}^2)})^2}{(\gamma_{SHFE}\sigma_{SSEC} + \gamma_{SSEC}\rho_{SSEC,SHFE}\sigma_{SHFE})^2 + (\gamma_{SSEC}\sigma_{SHFE}\sqrt{1 - \rho_{SSEC,SHFE}^2})^2} \quad (7)$$

公式 (7) 中, S_{SSEC_HB} 和 S_{SHFE_LB} 分别表示电子交易市场价格发现功能的上限和期货市场价格发现功能的下限. 明显地, $S_{SSEC_HB} + S_{SHFE_LB} = 1$. 根据 Hasbrouck^[21], 通过变换 Cholesky 因子分解中变量的排序, 可以求得市场信息贡献份额的上、下限.

Gonzalo 与 Granger^[22] 将共同因子项 f_t 分解成价格的线性组合:

$$f_t = \omega X_t \quad (8)$$

其中, $\omega = (\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n)$, ω 为 $1 \times n$ 阶的共同因子系数向量. 他们指出, ω 是 VEC 模型中误差修正系数向量 α 的正交向量. 在电子交易市场和期货市场的情形下, 根据 $\alpha = \begin{pmatrix} \alpha_{SSEC} \\ \alpha_{SHFE} \end{pmatrix}$, 得到市场价格发现功能程度, 计算公式如下:

$$CS_{SSEC} = \frac{|\alpha_{SHFE}|}{|\alpha_{SHFE}| + |\alpha_{SSEC}|}, \quad CS_{SHFE} = \frac{|\alpha_{SSEC}|}{|\alpha_{SHFE}| + |\alpha_{SSEC}|} \quad (9)$$

3 样本选取及特性描述

本文选择中国最大的钢材电子交易市场——上海大宗钢铁电子交易中心 (SSEC) 作为数据采集对象. 由于热卷板是该市场第一大交易品种⁷, 我们选择较为活跃的距交收日两个月的热卷板合约连续日收盘价格数据. 现货价格本应选取与上海大宗热卷板交易合约对应的标准品 (规格 5.75mm×1500mm×C, 材质 Q235/SS400) 价格数据, 但这一标准品现货价格数据缺失. 因厚度 5.5mm 的数据可得, 且该规格每吨升贴水为 0 元, 所以我们采用替代品 5.5mm×1500mm×C, Q235/SS400 的热卷板现货价格数据. 数据取自上海大宗钢铁电子交易中心和我的钢铁网.

考虑到上海期货交易所 (SHFE) 螺纹钢期货的交易量远大于线材期货, 我们选择后推两个月产生的连续期螺合约日收盘价格数据. 现货价格采用与期货合约标准品 (规格 16mm–25mm, 材质 HRB400) 相符的上海宝钢螺纹钢现货报价. 数据取自上海期货交易所.

伦敦金属交易所 (简称 LME) 自 2008 年 4 月推出钢坯期货, 至 2009 年 12 月 11 日, 钢材交易量接近三百万吨, 成交额达 13 亿美元. 其中, 地中海交割合约的成交额为 11.5 亿美元, 占总成交额的 88.46%. 又 LME 3 月期货合约的交易较活跃, 由此, 本文选择 LME3 月钢坯期货地中海合约日收盘价格数据, 钢坯期、现货价格取自 LME 官方网站和我的钢铁网⁸. 印度国家商品及衍生品交易所 (简称 NCDEX) 选取五个月后期条钢合约日收盘价, 这是因为现今 NCDEX 仅提供最早为 2009 年 1 月到期的期货合约价格, 而 NCDEX 在 2008 年 8 月推出了条钢期货. 条钢期、现货价格均取自 NCDEX 官方网站⁹.

为了比较国内外钢材市场的价格发现功能, 我们需要针对同一样本期建模. 根据数据的可得性, 将 2009 年 4 月 23 日至 2010 年 5 月 13 日作为研究时间段. 由于不同市场上节假日不太一致以及在某些交易日无成交记录, 为保持数据配对, 删除所有非配对数据, 共得到 258 组有效样本数.

SSEC、SHFE、LME、NCDEX 四大钢材市场与现货市场价格序列图如图 1. 图 2 是电子交易市场和期货市场的对数价差走势图.

由图 1 可知, 钢材电子交易市场、期货市场与现货市场的价格走势基本一致, 伦敦 LME3 月钢坯期货与现货价格的走势也比较相同, 均可能有协整关系. 印度 NCDEX 条钢期、现货价格差异较大, 自 2009 年下半年以来, 其价差一直为正, 但价格走势基本一致, 表明其也可能存在长期均衡关系. 图 2 显示, 钢材期货市场

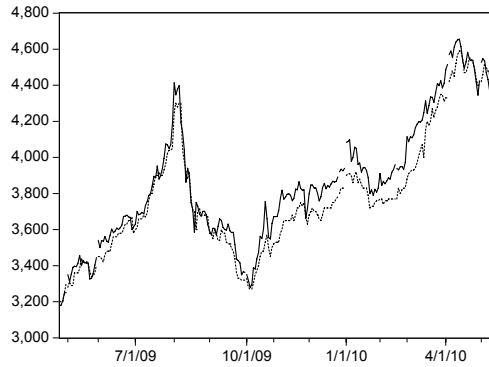
7. 热卷板也是中国钢材第一大品种, 是主要的钢材出口产品, 占钢材出口量的 50%.

8. 数据来源为: https://secure.lme.com/Data/community/Dataprices_Steels_OfficialPrices.aspx, http://www.lme.com/Steel_Med_Prices.asp, <http://www.mysteel.com>.

9. 条钢期货价格来源: http://ncdex.com/Market_Data/Future_price.aspx;

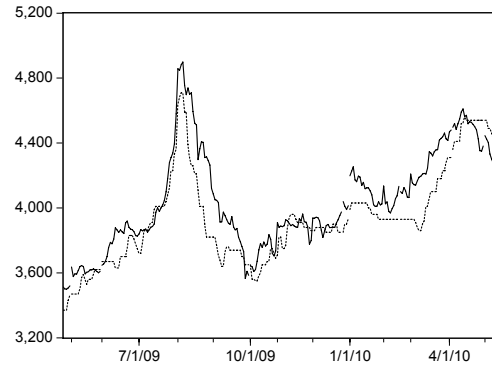
条钢现货价格来源: http://ncdex.com/Market_Data/Spot_price.aspx.

在国内推出后的一年多时间里, 价格波动幅度大于电子交易市场, 呈现出极不稳定的特征. 两个市场在 2009 年下半年呈现较大波动, 期货市场的波动更加明显. 2010 年 3 月-5 月, 两个市场的价格波动开始走缓, 波动幅度大大降低.



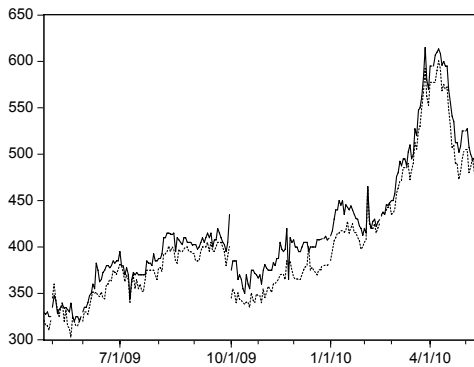
— SSEC SPOT_HRB

(a) 上海 SSEC 热卷板与现货价格序列图 (单位: 元/吨)



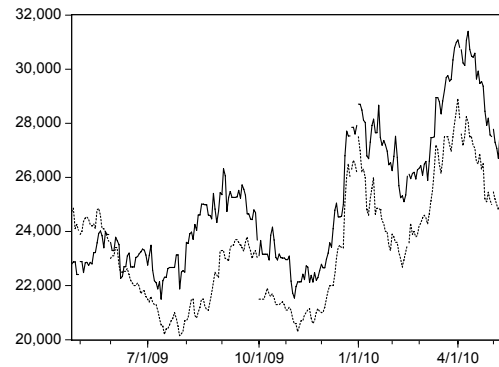
— SHFE SPOT_RB

(b) 上海 SHFE 螺纹钢期货与现货价格序列图 (单位: 元/吨)



— LME_F LME_S

(c) 伦敦 LME 钢坯期货与现货价格序列图 (单位: 美元/吨)



— NCDEX_F NCDEX_S

(d) 印度 NCDEX 条钢期货与现货价格序列图 (单位: 卢比/吨)

图 1 SSEC、SHFE、LME、NCDEX 四大钢材金融市场与现货市场价格序列图

4 测算结果及分析

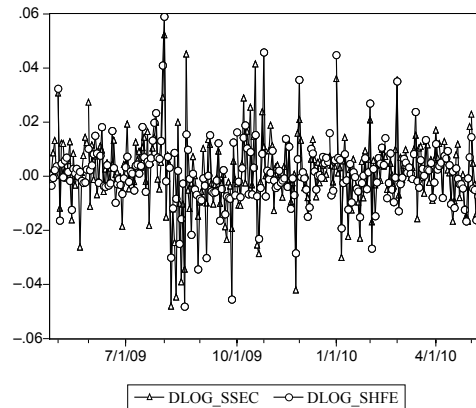
4.1 协整检验的前提条件

由于 IS 模型和 PT 模型均利用协整关系, 以限制多个市场价格共同享有一个共同因子项, 所以有必要先验证价格序列间的协整性¹⁰. 我们采用 Phillips 和 Perron 提出的单位根检验方法 (PP 检验) 验证各个价格序列是否满足协整检验的前提.

由 PP 检验结果 (此处略) 可知, 在 99% 的置信水平下, SSEC、SHFE、LME 和 NCDEX 的钢材交易价格和现货价格对数序列均是一阶单整序列, 即 $I(1)$, 满足协整检验的前提.

4.2 电子交易市场在钢材价格发现中占主导地位

在这一节中, 我们测算中国钢材电子交易市场和现货市场、螺纹钢期货市场和现货市场, 以及电子交易市场和期货市场的钢材价格发现贡献份额¹¹. 先采取 Engle-Granger 方法检验 SSEC 热卷板与现货、SHFE 螺纹钢期货与现货、SSEC 与 SHFE 价格序列的协整性. 结果显示, 第一组和第三组价格序列在 1% 的显著



—△— DLOG_SSEC —○— DLOG_SHFE

图 2 SSEC 热卷板与 SHFE 螺纹钢对数价差走势图

10. 协整 (cointegration) 是非平稳价格序列中平稳关系的表征 [31].

11. 虽然两个市场的钢材品种不完全相同, 但考虑到热卷板和螺纹钢同属于钢材成品, 它们的价格走势和价格序列的基本统计量比较接近, 所以将两个市场的价格序列进行比较是合理的.

性水平下存在协整关系, 第二组价格序列在 5% 显著性水平下存在协整关系¹².

接着建立 VEC 模型, 模型估计结果如表 1 所示¹³.

根据表 1, SSEC 热卷板和现货价格序列 VEC 模型中的误差修正系数向量 $\alpha = (-0.044376, 0.083377)'$, 通过模型残差 (新息) 的协方差矩阵, 得到标准误差为 0.013565 和 0.007707, 相关系数 ρ 为 0.4917. 令误差修正系数向量的正交向量为 $\alpha'_\perp = (0.083377, 0.044376)$. 代入 IS 模型中的价格发现份额计算公式 (7), 得到电子交易市场热卷板价格发现功能的上限和热卷板现货市场的下限. 类似地, 计算出螺纹钢期货和现货, 以及电子交易市场和期货市场的价格发现贡献份额. 测算结果见表 2.

由表 2 可知, SSEC 在形成热卷板市场真实有效价格中的贡献份额的上、下限均超过现货市场, 说明电子交易市场在价格发现中占据非常明显的优势地位; 与期货市场相比, 电子交易市场的价格发现功能优异, 对形成钢材有效价格的平均贡献份额达到 80.043%. 而上海期货交易所期螺的价格发现功能上限仅为 36.5569%, 下限不超过 4%. 由 PT 模型, 通过公式 (9) 计算可得市场对有效价格的贡献程度. 所得结论与 IS 模型的测算结果接近.

表 1 三组价格序列的 VEC 模型

SSEC 热卷板和现货价格序列			SHFE 螺纹钢期货和现货价格序列			SSEC 和 SHFE 钢材交易价格序列		
协整方程的参数估计			协整方程的参数估计			协整方程的参数估计		
LOG_SSEC(-1)	1.000000		LOG_SHFE(-1)	1.000000		LOG_SSEC(-1)	1.000000	
LOG_HRB(-1)	-1.001889		LOG_SPOT_RB(-1)	-1.003268		LOG_SHFE(-1)	-0.740803	
C	—		C	—		C	-2.027559	
@TREND(4/23/09)	—		@TREND(4/23/09)	—		@TREND(4/23/09)	-0.000588	
VEC 模型的参数估计			VEC 模型的参数估计			VEC 模型的参数估计		
Error Correction:	D(LOG_SSEC)	D(LOG_SPOT_HRB)	Error Correction:	D(LOG_SHFE)	D(LOG_SPOT_RB)	Error Correction:	D(LOG_SSEC)	D(LOG_SHFE)
ecm^1	-0.044376 [-0.73815]	0.083377 [2.43770*]	ecm	-0.065723 [-2.43005*]	0.014722 [0.75522]	ecm	0.020376 [0.73530]	0.078477 [3.19496*] ³
D(LOG_SSEC(-1))	0.092205 [1.08475]	0.532877 [11.0190]	D(LOG_SHFE(-1))	0.153781 [2.32530]	0.243439 [5.10696]	D(LOG_SSEC(-1))	0.105176 [1.13509]	0.113231 [1.37864]
D(LOG_SSEC(-2))	-0.096302 [-0.98348]	0.134838 [2.42037]	D(LOG_SHFE(-2))	-0.007101 [-0.10186]	0.100114 [1.99219]	D(LOG_SSEC(-2))	—	—
D(LOG_SPOT_HRB(-1))	0.055862 [0.44935]	-0.234615 [-3.31712]	D(LOG_SPOT_RB(-1))	0.023234 [0.25499]	0.139703 [2.12722]	D(LOG_SHFE(-1))	-0.071946 [-0.71331]	-0.005099 [-0.05703]
D(LOG_SPOT_HRB(-2))	0.216920 [2.49810]	-0.009771 [-0.19779]	D(LOG_SPOT_RB(-2))	0.088072 [1.03368]	0.111013 [1.80768]	D(LOG_SHFE(-2))	—	—
C ²	—	—	C	—	—	C	0.001089 [1.27464]	0.000571 [0.75362]

1. ecm 为误差修正项, 其对应的值表示误差修正项的系数估计值. [] 内的数值表示相应估计值的 t 检验统计量值.

2. C 表示方程中的常数项. @TREND 表示协整方程含有时间趋势项. “—” 表示没有此项. $-i$ 表示滞后 i 阶, 例如 D(LOG_SSEC(-1)) 表示 SSEC 热卷板价格序列取对数差分的滞后 1 阶. 3. “*” 表示系数在 5% 的置信水平上是显著的.

综合看来, 电子交易市场在钢材市场的价格发现过程中处于主导地位, 期货市场相对而言, 处于从属地位. 我们将这一结论与 Chu 等^[33] 的论断进行比较, 发现一些不同. Chu 等认为, 当一个市场具有较高的流动性、较低的交易成本和较少的法令限制时, 该市场在价格发现功能上会扮演较重要的角色. 电子交易市场

12. 三组价格回归方程残差序列 E 的 PP 检验统计量值分别为: -6.903616、-3.236557 和 -3.95874. 5% 显著性水平下的临界值为 -2.872586, 1% 显著性水平下的临界值为 -3.455685.

13. 通过 Johansen 检验, 发现在 SSEC 热卷板和现货价格序列的协整检验中, 有两种情形支持价格序列含有协整性, 分别对这两种情形建立 VEC 模型, 并依据最小 SC 准则, 选择合适的 VEC 模型^[30,32]. 同理, 构建后两组价格序列的 VEC 模型.

与期货市场相比,流动性较低¹⁴,从保证金角度而言,交易成本较高.虽然由保证金提高所带来的交易成本上升,但在电子交易市场进行交易的学习成本和信息搜索成本均较低,一定程度上降低了整体的交易成本.电子交易市场也不缺法令限制,这些法令规范了市场的发展,避免了过度投机现象的产生.

SHFE 螺纹钢期货的市场价格发现功能的上下限均大大低于现货市场,平均贡献份额只有 17.0471%.表明这一时期我国螺纹钢现货在市场价格发现中居于完全主导地位,螺纹钢期货价格发现功能不明显¹⁵.通过观察 VEC 模型中的短期波动项系数,可以发现,以往的电子交易价格比以往期货价格对当期的电子交易价格和期货价格的影响更显著.滞后 1 期的电子交易市场价格每变化 1% 将引起当期期货市场价格 11.3231% 的变化.而滞后 1 期的期货市场价格每变化 1% 将引起当期期货市场价格 0.51% 的负向变化,可见,期货价格在调节钢材价格均衡上的作用很小.

表 2 国内钢材交易市场价格发现功能的表现 —— 基于 IS 模型和 PT 模型

	热卷板电子交易市场	热卷板现货市场	螺纹钢期货市场	螺纹钢现货市场	电子交易市场	期货市场
IS 模型						
下限	0.546062	0.049926	0.070266	0.729325	0.634431	0.033572
上限	0.950074	0.453938	0.270675	0.929734	0.966428	0.365569
平均贡献份额	0.748068	0.251932	0.170471	0.82953	0.80043	0.199571
PT 模型						
共同因子系数 ^a	0.652642	0.347358	0.183007	0.816993	0.793876	0.206124
零假设的检验 ^b	958.3	27.6	15.3	1022.4	998.6	19.7
<i>p</i> 值 ^c	<0.0001	<0.0001	<0.001	<0.0001	<0.0001	<0.001

a. 共同因子系数通过 Gonzalo-Granger *Q* 检验统计量进行检验. *Q* 统计量服从 $\chi^2(1)$ 分布; b. $H_0: \omega_i = 0$; c. 结果表明, *p* 值均小于 0.001, 共同因子系数非常显著.

钢材电子交易市场价格发现功能优越的原因剖析: 1) 电子交易市场吸收了更多的钢材品种市场信息. 电子交易市场的交易品种较期货市场丰富, 不仅包括螺纹钢和线材, 还包括普线、等边角钢、热轧卷板、工字钢、槽钢等; 2) 国内期货市场的投机较为严重¹⁶, 钢材生产、流通和消费企业负责人大多具有较强的风险规避意识, 参与期货的积极性不高, 导致钢铁产业链上的客户成员占钢期货市场交易成员的比例偏少, 使得期货价格的信息很难反映市场真实供需; 3) 钢材电子交易市场的交易商大多为钢铁产业链上成员, 目的以交收为主. 上海大宗利用网络平台, 采取标准化的远期合约交易, 规范经营¹⁷, 具有信息传播快捷、交易形式相对简单的特点, 吸引了大量的钢企、贸易商及用钢企业. 钢铁产业链上的成员直接参与买卖活动, 能把钢材商品的供求关系及变动趋势的信息集中反映到场内. 这种直接、快捷、公开、竞争的交易运行机制下形成的价格具有真实性、预期性、连续性和权威性, 能够准确反映钢铁产业链上的客户对将来钢材价格变动的预期; 4) 从目前来看, 钢材电子交易市场能为钢铁产业链上客户提供更多的现实服务. 上海大宗通过多方链接各类资源 (现代金融服务、现代物流等) 为交易会员提供增值服务等一系列有效措施, 这种服务吸引了众多钢材生产、流通和消费企业加入电子交易平台¹⁸.

有意思的是, 通过比较螺纹钢期现货方程中的滞后 1 阶系数, 可以发现, 现货方程中滞后 1 期的期货价格系数估计值的 *t* 检验统计量值为 5.10696, 非常显著, 而期货方程中滞后 1 期的现货价格系数估计值的 *t* 检验统计量值仅有 0.25499, 不显著, 表明螺纹钢期货对现货有引导作用, 螺纹钢现货对期货没有引导作用. 这个结论与由 IS 模型和 PT 模型推断出来的结论不一致.

14. 通过对 2009 年 3 月 27 日 -2010 年 5 月 13 日 SSEC 和 SHFE 市场流动性比率的计算, 发现 SSEC 热卷板的流动性比率为 138, SHFE 螺纹钢期货的流动性比率为 4194.

15. 现货市场在价格发现中占主导地位的结论并不少见. 比如: Foster^[34] 研究发现, 在海湾战争后, 美国和英国的石油现货市场主导着期货市场的变化; Chiang 和 Fong^[35] 发现在新兴的、不成熟的恒生指数期权市场上, 现货市场反而比期货市场在信息方面更有效率; 齐明亮^[36] 指出, “期货价格虽然与全国平均价之间存在长期稳定关系, 但是, 它并不能恰当地反映未来全国平均价的变化.” Kofman 等^[29] 对电子外汇市场的研究结果表明, 欧元和日元两种货币的现货市场价格发现功能优于期货市场.

16. 陆凤彬等^[14] 对中国期货市场的经济特征进行了详细分析, 发现在某些品种的期货交易中有较大泡沫, 可能存在非正常、过度投机的状况.

17. 上海大宗 (SSEC) 坚持 “一有五无” 的原则: “一有” 即交易资金严格实行银行第三方监管; “五无” 是指无履约担保、无股东背景的交易者入市、无自营交易、无交易商代理业务、无个人投资者入市.

18. 通过网络, 企业可以非常便捷地将自己的钢材产品信息展现在任何拥有网络条件的交易商面前. SSEC 网站中的交易信息和深层的行业分析能为钢铁行业内客户提供较多指导.

4.3 国外钢材期货市场的价格发现功能质量不高

Engle-Granger 协整检验结果显示, 伦敦 LME 钢坯期、现货价格序列在 1% 的显著性水平下存在协整关系, 印度 NCDEX 条钢期、现货价格序列在 5% 的显著性水平下存在协整关系. 接着, 构建 VEC 模型, 见表 3. 具体计算结果见表 4.

表 3 LME 钢坯期现货价格与 NCDEX 条钢期现货价格序列的 VEC 模型

LME 钢坯期货和现货价格序列			NCDEX 条钢期货和现货价格序列		
协整方程的参数估计			协整方程的参数估计		
LOG_LME_F(-1)	1.000000		LOG_IN_F(-1)	1.000000	
LOG_LME_S(-1)	-0.990118		LOG_IN_S(-1)	-1.008321	
C	-0.099591		C	—	
VEC 模型的参数估计			VEC 模型的参数估计		
Error	D(LOG_	D(LOG_	Error	D(LOG_	D(LOG_
Correction:	LME_F)	LOG_LME_S)	Correction:	IN_F)	IN_S)
<i>ecm</i>	-0.166099	0.141391	<i>ecm</i>	-0.041251	0.024255
	[-2.49689**]	[2.06222**]		[-1.82883*]	[1.28673]
D(LOG_	-0.346824	-0.077655	D(LOG_	-0.121659	0.192055
LME_F(-1))	[-4.32997]	[-0.94065]	IN_F(-1))	[-1.74757]	[3.30110]
D(LOG_	—	—	D(LOG_	-0.247619	0.002727
LME_F(-2))			IN_F(-2))	[-3.52506]	[0.04645]
D(LOG_	0.088434	-0.102973	D(LOG_	0.318970	0.097875
LME_S(-1))	[1.07076]	[-1.20971]	IN_S(-1))	[3.81252]	[1.39984]
D(LOG_	—	—	D(LOG_	0.075837	-0.133638
LME_S(-2))			IN_S(-2))	[0.93179]	[-1.96475]
C	0.001836	0.001694	C	—	—
	[1.15449]	[1.03358]			

“*”表示系数在 10% 的置信水平上是显著的. “**”表示系数在 5% 的置信水平上是显著的.

表 4 LME 和 NCDEX 钢材期、现货价格发现功能的表现 —— 基于 IS 模型和 PT 模型

	LME 钢坯期货市场	LME 钢坯现货市场	NCDEX 条钢期货市场	NCDEX 条钢现货市场
IS 模型				
下限	0.133187	0.488065	0.171624	0.828376
上限	0.511935	0.866813	0.652349	0.347651
平均贡献份额	0.322561	0.677439	0.411987	0.588014
PT 模型				
共同因子系数 ^a	0.459823	0.540177	0.370272	0.629728
零假设的检验 ^b	47.3	801.6	136.7	456.8
<i>p</i> 值 ^c	<0.0001	<0.0001	<0.0001	<0.0001

a. 含义同表 2; b. 含义同表 2; c. 结果表明, *p* 值均小于 0.0001, 共同因子系数非常显著.

由表 4 可知, 伦敦 LME 钢坯期货和印度 NCDEX 条钢期货的价格发现功能均不如现货. 综合 4.2 中钢材期货市场价格发现的测算结果, 可以推断, 国内外钢材期货市场在价格发现中并未占据优势地位, 价格发现功能尚未良好地发挥出来.

为什么国外成熟期货市场钢材期货价格发现不如现货? 又为什么国内钢材期货市场虽然交易量独占鳌头, 其价格发现功能不如现货市场? 这两个问题需要结合国内外钢材市场的特征来回答.

1) 钢材市场繁荣程度与经济发展速度有关. 中国仍处于经济高速发展阶段, 每单位 GDP 产出需要消耗的能源及大宗原材料的量, 国内钢材市场一直处于繁荣发展之势中. 而发达国家或地区在经过发展期后, 多数以第三产业为主, 如美国、日本和欧盟等国家将重点发展知识密集型产业, 对基础原材料的需求在逐渐减少¹⁹, 因此, 对钢材价格走势的影响也不够强.

2) 钢铁产业集中度影响了钢材交易的流动性. 2009 年我国最大的四家钢铁企业产量只占全国钢产量的

19. 世界发达国家粗钢产量也在逐年下降. 2009 年, 美国粗钢产量为 5810 万吨, 同比下降 36.4%; 欧盟 15 国产量合计为 11770 万吨, 同比下降 29.8%; 日本产量为 8750 万吨, 同比下降 26.3%. 世界最大的钢厂 - 安赛乐米塔尔 (Arcelor Mittal 印度/欧洲) 2009 年产量为 7320 万吨, 比 2008 年下降 28.14%.

24.43%。而日本、韩国、美国四大钢铁公司 2007 年的产量已分别达到国内总产量的 74.77%、88.93%、52.9%。中国钢铁企业数量多, 规模小, 集中度低, 钢材交易流动性相对较高。发达国家钢材市场集中度高, 钢材交易流动性则较低。市场呈现生产厂商和流通企业(或用钢企业)两极, 生产厂商一般采取现货定价方式控制价格。这个实际情况与伦敦 LME 钢坯期货和印度 NCDEX 条钢期货市场价格发现功能不如现货市场的实证结论相符。

3) 期货公司相对复杂的交易方式影响了钢材生产、流通或消费企业加入的积极性。而电子交易市场的开放性, 使得任何一家钢材企业都能利用电子交易的平台获取、发布钢材价格和供需消息, 因此钢材电子交易市场相对期货价格对钢材真实有效价格的贡献较多。

与伦敦 LME 相比, 印度 NCDEX 钢材期货、现货市场的平均信息贡献份额差距不大, 印度钢材期货市场价格发现功能上限超过 65%。原因可能是印度最近十多年来发展速度较快, 已成为“金砖四国”一员。在经济发展过程中, 钢铁行业也有较大发展。国内对钢材的需求和出口量一直呈现出上涨趋势²⁰。

通过观察滞后项的系数估计值, 发现 LME 滞后 1 期的期货市场价格对当期期货价格存在较强的负向调节作用, 每变化 1% 将引起当期期货市场 34.68% 的变化, 表明 LME 钢坯期货市场担负起逆向调节价格均衡的作用。类似地, 还可发现, 虽然 NCDEX 滞后 1 期的期货价格不如滞后 1 期的现货价格对当期期货价格影响显著, 但是, 滞后 1 期和滞后 2 期的期货价格均能对当期期货价格起到逆向调节价格均衡的作用。滞后 1 期的期货价格比滞后 1 期的现货价格对当期现货价格影响更大。可见, LME 和 NCDEX 钢材期货市场尚能起到一定的价格导向作用。

5 结论与建议

本文利用两类共同因子度量模型对国内钢材电子交易市场、期货市场和现货市场, 以及国外两大钢材期货市场的价格发现功能进行了比较分析, 得出了中国在钢材价格发现功能表现上, 是钢铁强国的主要结论。具体结论如下:

第一, 电子交易市场、期货市场和现货市场价格互相存在协整关系。

钢材电子交易市场和期货市场对现货市场价格虽然短期内可能会有所偏离, 但是长期来看, 存在稳定的关系。这种稳定的关系使得钢材电子交易市场和期货市场的套期保值和规避风险功能能较好地实现。伦敦 LME 钢坯期、现货市场价格和印度 NCDEX 条钢期、现货市场价格之间也显著地存在着一个协整关系, 表明国外钢材期货市场的价格与现货价格联系紧密。

第二, 在中国, 电子交易市场的钢材价格信号更能客观真实反映价格走势。

多年来, 大宗商品电子交易市场的远期合约交易十分活跃, 市场参与度很高, 企业对电子交易市场的认知能力与日俱增。当前的实践结果和我们的实证分析均表明, 中国的钢材电子交易在逐步发展和完善中, 形成了良好的价格发现功能。与钢材期、现货价格相比, 电子交易市场价格信号作用更强, 可以作为现货价格甚至是期货市场交易价格的指导或基准。

第三, 与国际上两大钢材期货市场相比, 我国大宗商品电子交易市场价格发现功能优异。

经实证研究, 国内外钢材期货市场价格发现功能质量不高, 期货价格并不能反映钢材真实有效价格。相比之下, 中国钢材电子交易市场在钢材价格发现功能上的表现优异, 能够客观真实反映钢材价格走势。

第四, 采用的价格发现功能分析方法不同, 可能得出不同的结论。

通过观察 VEC 模型中的短期波动项系数, 我们得到与 IS 模型和 PT 模型不同的结论: SHFE 螺纹钢期货对现货有引导作用, 而现货对期货没有引导作用; LME 钢坯期货和现货两个市场的价格均可能反映市场价格。产生不同的结论的一个可能解释是, IS 模型和 PT 模型作为衡量价格发现功能的两种主要方法, 各有不足之处。前者估计出的信息份额不是惟一的。信息份额的非惟一性会带来很大的问题。后者虽然能得出确切的价格发现贡献份额, 但是在某些情况下, 也有一定的偏差。这给我们一个重要启示, 即不能仅依赖于通过结合 IS 模型和 PT 模型, 来测算市场价格发现贡献份额, 而是要深入分析 VEC 模型, 从多个角度解释市场的价格发现功能。

20. 据世界钢铁工业协会统计, 2008 年, 印度粗钢产量 5505 万吨, 成为世界第五大产钢国。2009 年产量为 5660 万吨, 比 2008 年增长 2.8%。通过对世界十大产钢国 2008 年与 1993 年钢产量的对比, 发现 15 年间增长幅度最高的是中国, 增幅为 458.96%, 其次为印度, 增幅 203.22%。其余的国家增幅均低于 70%。

基于本文的实证结论, 我们有以下几点相关建议:

1) 建议钢铁产业链上成员参考上海大宗钢铁电子交易中心 (SSEC) 的钢材价格指导生产经营活动, 尽可能规避价格波动带来的风险。

通过实际数据分析, 采用经典的价格发现测算技术, 我们发现电子交易市场价格发现功能优于期货、现货市场, 其价格能够作为指导钢材行业各项经营活动的定价依据, 是钢材价格的“风向标”和“晴雨表”。因此, 对钢材生产、流通、消费企业而言, 可以参考 SSEC 上的钢材价格, 掌握钢材价格最新动向和未来发展趋势, 从而对主要炼钢原料如铁矿石价格和钢材半成品、成品价格进行相应判断和预测, 进一步指导生产和经营活动。

2) 政府要重视电子交易市场的价格信号作用, 加大支持具有代表性的大宗商品电子交易市场的力度, 积极宣传, 提高我国钢材电子交易市场在国际上的影响力。

钢材是尚未形成国际定价中心的少数大宗基础商品之一, 我们的实证分析也支持了这一点, 即国内外钢材期货市场价格发现功能不如现货市场, 全球尚未形成钢材定价中心。为抢占国际钢材定价中心的地位, 伦敦 LME 已有初步行动。2010 年 3 月, LME 宣布将从 2010 年 7 月 28 日起, 合并现有的两大地区性钢坯期货合约, 推出全球钢材期货。该消息公布后, 全球市场对 LME 钢材套期保值、定价和运输服务的兴趣激增。一旦 LME 提前行动, 考虑到它在全球商品交易的影响力, 对作为世界最大钢材生产和消费国的中国是极为不利的。加之全球商品期货交易投机日益严重, LME 形成的期货价格很大部分反映了国际金融市场的波动和投机行为, 这将会使得中国钢材企业的经营受制于国际市场波动, 不利于国内相关企业的风险控制和经营发展。同时, 现代信息技术的发展, 使得交易突破地域限制。可预见, 将来任何企业可能通过网络在 LME 交易, 如果 LME 掌握全球钢材交易的定价权, 在互联网时代强者恒强, 中国作为世界钢铁生产和消费第一大国, 就会失去钢材定价话语权。

当前的实践结果和我们的实证分析均表明, 中国的钢材电子交易形成了良好的价格发现功能。加之, 中国还拥有着强大的钢材客户基础。他们成为电子交易和期货交易的交易商, 促使网上交易活跃。中国具备成为国际钢材定价中心的可能和基础。有鉴于此, 中国应抓住机会, 及早行动, 形成钢材交易市场的主场意识。重视电子交易市场的价格发现优势, 发展完善大宗商品电子交易市场, 提高我国电子交易市场在国际市场的影响力, 将国内钢材电子交易市场和期货市场打造成为国际钢材定价中心, 这是提升我国在国际钢材市场中定价能力和维护国家利益的重要途径。

参考文献

- [1] 刘仲元. 钢材期货教程 [M]. 上海: 东方出版中心, 2009.
Liu Z Y. Steel Futures[M]. Shanghai: Dongfang Press, 2009.
- [2] 石晓梅, 冯耕中, 邢伟. 中国大宗商品电子交易市场经济特征与风险分析 [J]. 情报杂志, 2010, 28(3): 191-195.
Shi X M, Feng G Z, Xing W. Research of economic characters and risk on bulk stock electronic marketplace in China[J]. Journal of Intelligence, 2010, 28(3): 191-195.
- [3] Yan B C, Zivot E. A structural analysis of price discovery measures[J]. Journal of Financial Markets, 2010, 13(1): 1-19.
- [4] Garbade K D, Silber W L. Price movements and cash discovery in futures and cash markets[J]. The Review of Economics and Statistics, 1983, 65(2): 289-297.
- [5] De Jong F, Mahieu R, Schotman P, et al. Price discovery in the foreign exchange market: An empirical analysis of the yen/dmark rate[J]. Journal of International Money and Finance, 1998, 17(1): 5-27.
- [6] Huang R D. The quality of ECN and Nasdaq market maker quotes[J]. The Journal of Finance, 2002, 57(3): 1285-1319.
- [7] 王群勇, 张晓岷. 原油期货市场的价格发现功能 —— 基于信息份额模型的分析 [J]. 统计与决策, 2005, 12: 77-79.
Wang Q Y, Zhang X D. Price discovery on crude oil futures market: Based on IS model[J]. Statistics and Decision, 2005, 12: 77-79.
- [8] Poskitt R. Price discovery in electronic foreign exchange markets: The sterling/dollar market[J]. Journal of Futures Markets, 2009, 30(6): 590-606.
- [9] Booth G G, So R W, Tse Y. Price discovery in the German equity index derivatives markets[J]. Journal of Futures Markets, 1999, 19(6): 619-643.
- [10] Ding D K, Harris F H B, Lau S T, et al. An investigation of price discovery in informationally-linked markets: Equity trading in Malaysia and Singapore[J]. Journal of Multinational Financial Management, 1999, 9(3-4):

- 317–329.
- [11] Harris F H B, McInish T H, Shoesmith G L, et al. Cointegration, error correction, and price discovery on informationally linked security markets[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1995, 30(4): 563–579.
- [12] Harris F H B, McInish T H, Wood R A. Common factor components versus information shares: A reply[J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(3): 341–348.
- [13] Harris F H B, McInish T H, Wood R A. Security price adjustment across exchanges: An investigation of common factor components for Dow stocks[J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(3): 277–308.
- [14] 陆凤彬, 刘庆伟, 陈锐刚, 等. 中国期货市场基本功能和信息溢出研究 [M]. 长沙: 湖南大学出版社, 2008.
Lu F B, Liu Q W, Chen R G, et al. A Study on Fundamental Functions and Information Spillover Effects in Chinese Futures Markets[M]. Changsha: Hunan University Press, 2008.
- [15] Tse Y. Further examination of price discovery on the NYSE and regional exchanges[J]. *Journal of Financial Research*, 2000, 23(3): 331–351.
- [16] Booth G G, Lin J C, Martikainen T, et al. Trading and pricing in upstairs and downstairs stock markets[J]. *Review of Financial Studies*, 2002, 15(4): 1111–1135.
- [17] Tse Y, Xiang J. Market quality and price discovery: Introduction of the E-mini energy futures[J]. *Global Finance Journal*, 2005, 16(2): 164–179.
- [18] 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.
- [19] Tse Y, Xiang J, Fung J K W. Price discovery in the foreign exchange futures market[J]. *Journal of Futures Markets*, 2006, 26(11): 1131–1143.
- [20] Cabrera J, Wang T, Yang J. Do futures lead price discovery in electronic foreign exchange markets?[J]. *Journal of Futures Markets*, 2009, 29(2): 137–156.
- [21] Hasbrouck J. One security, many markets: Determining the contributions to price discovery[J]. *The Journal of Finance*, 1995, 50(4): 1175–1199.
- [22] Gonzalo J, Granger C. Estimation of common long-memory components in cointegrated systems[J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1995, 13(1): 27–35.
- [23] So R W, Tse Y. Price discovery in the Hang Seng index markets: Index, Futures, and the tracker fund[J]. *Journal of Futures Markets*, 2004, 24(9): 887–907.
- [24] De Jong F. Measures of contributions to price discovery: A comparison[J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(3): 323–327.
- [25] Hasbrouck J. Intraday price formation in US equity index[J]. *Journal of Finance*, 2003, 58(6): 2375–2399.
- [26] Lehmann B. Some desiderata for the measurement of price discovery across markets[J]. *Journal of Financial Markets*, 2002, 5(3): 259–276.
- [27] Lien D, Shrestha K. A new information share measure[J]. *Journal of Futures Markets*, 2009, 29(4): 377–395.
- [28] 芮执多. 铜期货市场的时变价格发现功能和市场信息溢出研究 [D]. 西安: 西安交通大学, 2009.
Rui Z D. Time varying price discovery and information spillover in domestic and foreign copper futures markets[D]. Xi'an: Xi'an Jiaotong University, 2009.
- [29] Kofman P, Michayluk D, Moser J T. Reversing the lead, or a series of unfortunate events? NYMEX, ICE, and Amaranth[J]. *Journal of Futures Markets*, 2009, 29(12): 1130–1160.
- [30] Johansen S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models[J]. *Econometrica*, 1991, 59(6): 1551–1580.
- [31] Engle R F, Granger C W J. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing[J]. *Econometrica*, 1987, 55(2): 251–276.
- [32] Johansen S, Juselius K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with applications to the demand for money[J]. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990, 52(2): 169–210.
- [33] 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.
- [34] Foster A J. Price discovery in oil markets: A time varying analysis of the 1990-91 Gulf conflict[J]. *Energy Economics*, 1996, 18(3): 231–246.
- [35] Chiang R, Fong W M. Relative informational efficiency of cash, futures, and options markets: The case of an emerging market[J]. *Journal of Banking & Finance*, 2001, 25(2): 355–375.
- [36] 齐明亮. 中国期货市场效率实证研究 [D]. 武汉: 华中科技大学, 2004.
Qi M L. An empirical research about the efficiencies of the futures markets in China[D]. Wuhan: Huazhong University of Science and Technology, 2004.