

纽约商业交易所天然气期货市场 市场价格发现功能研究

——基于 G-S 模型的实证分析

唐葆君¹, 陶 权²

(1. 北京理工大学 能源与环境政策研究中心, 北京 100081;

2. 北京理工大学 管理与经济学院, 北京 100081)

摘要: 北美天然气期货市场是世界范围内相对比较成熟的天然气期货市场, 本文运用相关系数、G-S 模型和误差修正模型等多种时间序列计量分析方法, 对纽约商业交易所 (NYMEX) 天然气的价格发现功能进行全面实证分析。

关键词: 天然气期货; 现货价格; 期货价格; 价格发现; G-S 模型

中图分类号: F426.22 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-2355(2013)03-0030-05

doi: 10.3969/j.issn.1003-2355.2013.03.006

Abstract: The natural gas futures market in North America is relatively mature among the worldwide natural gas futures markets. In this paper, we apply correlation coefficient and several time-series econometric analysis methods such as G-S model and error correction model to empirically analyze natural gas price discovery function of the New York Mercantile Exchange (NYMEX) comprehensively.

Key words: Natural gas market; Spot price; Future price; Price discovery; G-S model

1 引言

随着全球能源危机和气候问题日益显现, 天然气作为一种“优质、清洁、高效”的能源得到越来越多重视; 天然气作为一种特殊商品, 其价格显得格外重要, 在世界范围内, 天然气主要采用垄断性定价, 竞争性定价只在美国、加拿大、英国等少数国家实行, 但目前许多国家在不断采取措施, 以放开市场、引入竞争, 竞争性天然气价格也将逐渐形成, 而竞争价格受市场供求变化等多种因素影响, 必然出现波动, 建立天然气期货市场, 发挥其价格发现等基本功能就成为一种规避价格风险的有效途径。因此很有必要对天然气期货市场有效性进行分

析, 本文借助相关系数、G-S 模型和误差修正模型等多种计量分析方法, 从长期均衡和引导关系两方面, 对北美天然气期货市场价格发现功能进行实证分析。现货市场价格发现功能是指现货价格所反映产品的供求信息会影响到未来期货合约的供求情况, 从而对未来期货合约价格产生影响。所以本文提及的现货市场价格发现功能是指现货价格对未来期货价格的影响。

2 文献回顾

目前, 国内外学者对于天然气期货市场价格发现功能的研究主要集中在两方面。

一些学者针对天然气期货市场是否具有价格发

收稿日期: 2013-01-08

基金项目: 国家自然科学基金项目(71273031); 2010年北京理工大学基础研究基金资助项目(20102142014); 2011年国家自然科学基金重大国际合作项目(71020107026)。

作者简介: 唐葆君(1972-), 女, 管理学博士, 副教授。

现预测功能展开研究,例如 Walls (1995) 对美国天然气期货价格数据进行 Johansen 协整检验分析,表明天然气期货价格是未来现货价格的无偏预测;Herbert (1993) 则通过对天然气现货价格和期货价格进行估计回归,结果显示期货价格对现货价格的预测存在偏差,认为天然气期货市场是无效的;Chinn 等 (2005) 发现除了 3 个月交割期以外,天然气期货价格都是未来现货价格的无偏预测;Wang 和 Yang (2010) 运用功能参数模型等非线性模型对纽约商业交易所四大能源期货市场的盘中市场进行了检验分析,发现天然气期货市场在牛市时无效而在熊市时有效;Gebre-Mariam (2011) 以美国西北天然气市场为案例,利用协整检验等方法对其进行分析,认为天然气现货价格和期货价格具有相似走势,现货价格和期货价格互有影响。

而另一些学者则研究了天然气期货市场价格预测的准确性,如 Wong-Parodi 等 (2006) 通过对比分析美国能源信息署短期能源展望 (STEO) 对天然气价格的季度预测数据以及纽约商业交易所天然气期货价格季度数据这两组数据与相同期间内美国天然气井口实际价格数据的误差和标准差,发现天然气期货价格预测的准确性要稍好于 STEO。

以上研究结论并不完全一致,且其中还存在检验样本量不足等问题,因此本文运用相关系数、误差修正模型和 Garbade-Silber (G-S) 模型等模型方法对纽约商业交易所天然气期货市场价格发现功能进行综合实证分析。

3 数据来源与研究方法

本文选取北美天然气市场具有代表性的纽约商业交易所 Henry Hub 交易中心天然气现货价格和期货价格从 1997 年 1 月至 2012 年 9 月的月度数据 (数据来自美国能源信息署 EIA)。

3.1 相关系数

相关系数反映了变量之间线性联系的相关程度,该系数越高,变量间的相关性越好,本文要计算的是纽约商业交易所 Henry Hub 交易中心天然气期货与现货价格之间的相关系数。常用的相关系数主要有 Pearson 相关系数、Spearman 等级相关系数和 Kendall's tau-b 等级相关系数。

(1) Pearson 相关系数:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (1)$$

其中, x_i 和 y_i 分别为天然气现货和期货价格序列, \bar{x} 和 \bar{y} 分别为其平均值。

(2) Spearman 等级相关系数:

$$R = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n (U_i - V_i)^2}{n(n^2 - 1)} \quad (2)$$

其中, U_i 和 V_i 分别为天然气现货价格 x_i 和期货价格 y_i 排序后的秩。

(3) Kendall's tau-b 等级相关系数:

$$T = 1 - \frac{4V}{n(n-1)} \quad (3)$$

其中, V 是利用天然气现货价格和期货价格的秩数据计算得到的非一致对数目。

3.2 协整检验

在进行协整检验之前,先运用 ADF 检验对相关序列进行单位根检验。ADF 模型为:

$$X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \sum_{i=1}^n \gamma_i X_{t-i} + \epsilon_t + u_t \quad (4)$$

其中, $X_t = X_t - X_{t-1}$ 为期现货价格序列的一阶差分, $X_{t-i} = X_{t-i} - X_{t-i-1}$ 为期现货价格序列滞后 i 期的一阶差分,滞后期 k 选择的标准是使得残差 u_t 不存在自相关。ADF 检验的零假设为 $H_0: \alpha = 0$, 备择假设为 $H_1: \alpha < 0$ 。如果 H_0 被拒绝,则表明期现货价格序列 X_t 是平稳的,如果 H_0 被接受,则期现货价格序列 X_t 是非平稳的,ADF 检验的临界值通过查表得到。

协整关系反映了两个变量之间的长期均衡关系。如果两个不平稳的时间序列经过某一方程的拟合后,在长期内能够存在一种相当稳定的关系,则这些变量是协整的。本文运用 EG 两步法进行协整检验,即对天然气现货与期货价格间的回归方程的残差进行单位根检验,如果残差序列为平稳序列,则表明天然气现货与期货价格之间存在协整关系,否则二者不存在协整关系。

3.3 误差修正模型 (ECM)

误差修正模型建立在变量存在协整关系的基础之上,如果两个变量存在协整关系,则一定存在误差修正表达式 (Engle and Granger, 1987)。误

差修正模型的作用在于被解释变量的变动不依赖于某些解释变量，但依赖于解释变量与被解释变量长期关系的偏离以及对这些被解释变量的调整。如果期货价格 F_t 与现货价格 P_t 之间存在协整关系，且期货价格是现货价格的无偏估计量，则误差修正模型可以建立为：

$$F_t = c_1 + \alpha_1 ecm_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} F_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_{1i} P_{t-i} \quad (5)$$

$$P_t = c_2 + \alpha_2 ecm_{t-1} + \sum_{i=1}^m \beta_{2i} F_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_{2i} P_{t-i} \quad (6)$$

其中， α_1 和 α_2 反映了误差修正项 ecm_{t-1} 对期货价格和现货价格变动的调整速度。从短期来看，期货价格的变化 F_t 和现货价格的变化 P_t 由较稳定的长期趋势和短期波动所决定。从长期来看，协整关系式 ecm_{t-1} 起到引力的作用，将非均衡状态拉回到均衡状态。因此，误差修正模型可以清楚地显示价格与长期均衡的偏离程度。

3.4 Granger 因果检验

Granger (1969) 在考虑两个相关时间序列的关系时，提出了因果关系（或称为引导关系）；因此，天然气现货和期货价格之间的引导关系可以通过 Granger 因果检验来进行分析，Granger 因果检验模型为：

$$P_t = \sum_{i=1}^n \beta_{1i} F_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} P_{t-i} + \epsilon_{1t} \quad (7)$$

$$F_t = \sum_{i=1}^n \beta_{1i} P_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} F_{t-i} + \epsilon_{2t} \quad (8)$$

其中， P_t 和 F_t 分别为现货价格和期货价格， ϵ_{1t} 和 ϵ_{2t} 为白噪声且不相关。如果存在某一 β_{1i} 不为零，则称期货价格 F_t 引导现货价格 P_t ；相应地，如果存在某一 β_{2i} 不为零，则称现货价格 P_t 引导期货价格 F_t ；可以通过 F 统计量进行 Granger 因果检验。

3.5 Garbade-Silber(G-S) 模型

以上分析均属于无参数约束分析，为更好地考察期货市场的价格发现功能，本文借助 G-S 模型进行有参数约束分析。G-S 模型是由 Garbade 和 Silber 于 1983 年提出来的，他们建立了期货和现货价格之间相互联系的动态模型，通过考察前一期的基差变动对后一期期货价格和现货价格变动的影 响，来分析是期货价格还是现货价格在信息传递和价格发现中起主导作用，因此，本文运用 G-S 模型进一步分析价格引导作用的大小。

G-S 模型为：

$$\begin{pmatrix} P_t \\ F_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_p \\ \alpha_f \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 - \alpha_p & \alpha_p \\ \alpha_f & 1 - \alpha_f \end{pmatrix} \begin{pmatrix} P_{t-1} \\ F_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t \\ v_t \end{pmatrix} \quad (9)$$

由上式可推出：

$$\begin{cases} P_t - P_{t-1} = \alpha_p + \alpha_p (F_{t-1} - P_{t-1}) + u_t \\ F_t - F_{t-1} = \alpha_f + \alpha_f (P_{t-1} - F_{t-1}) + v_t \\ F_t - P_t = (\alpha_f - \alpha_p) + (1 - \alpha_f - \alpha_p) (F_{t-1} - P_{t-1}) + (v_t - u_t) \end{cases} \quad (10)$$

其中， P_t 、 F_t 分别表示 t 时刻的现货价格和期货价格， α_p 、 α_f 、 α_p 和 α_f 为常数， u_t 和 v_t 为随机误差项； α_p 反映了滞后一期的期货价格对当期现货价格的影响， α_f 反映了滞后一期的现货价格对当期期货价格的影响。由于期货价格和现货价格在最后交割日趋于一致，因此一般情况下，认为 α_p 和 α_f 非负； $\alpha_p / (\alpha_p + \alpha_f)$ 用来刻画天然气期货价格和现货价格在价格发现功能中发挥作用的程度，其值大小及相应说明情况详见表 1。

表 1 G-S 模型系数估计值大小及相应市场情况

$\frac{\alpha_p}{\alpha_p + \alpha_f}$ 的值	市场情况
大于 0.5	在价格发现功能中，天然气期货价格的作用大于现货价格的作用
小于 0.5	在价格发现功能中，天然气现货价格的作用大于期货价格的作用
等于 1 (即 $\alpha_f = 0$)	天然气现货价格完全跟随期货价格，价格发现功能完全由期货市场决定
等于 0 (即 $\alpha_p = 0$)	天然气期货价格完全跟随现货价格，价格发现功能完全由现货市场决定

为更好地验证天然气期货市场价格发现功能，可将 G-S 模型进行多期推广，得到如下模型。

$$\begin{pmatrix} P_t \\ F_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha_p \\ \alpha_f \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 - \alpha_p & \alpha_p \\ \alpha_f & 1 - \alpha_f \end{pmatrix} \begin{pmatrix} P_{t-i} \\ F_{t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t \\ v_t \end{pmatrix} \quad (11)$$

其中， $i=1, 2, \dots, n$ ， n 为滞后期。

4 实证分析结果

4.1 相关性分析

从图 1 可以看出，天然气现货和期货价格具有大致相同的变化趋势，运用 SPSS 统计软件对现货价格 P 和期货价格 F 进行相关性分析，得到双侧检验分析结果：在显著性水平为 0.01 的情况下，二者的 Pearson 相关系数、Spearman 等级相关系数和 Kendall's tau-b 等级相关系数分别为 0.995、0.994 和 0.948，说明二者之间相关性和线性关系较强，很



图1 天然气现货价格和期货价格走势图

注：单位为\$/MMBTU，即美元/百万英热单位。

有可能存在协整关系。

4.2 协整检验分析

首先利用 EViews 软件现货价格和期货价格的对数序列 $\ln P$ 和 $\ln F$ (为避免异方差取其对数,下同) 进行单位根检验,得到如表 2 所示结果。

表 2 天然气现货价格和期货价格对数及其一阶差分的 ADF 检验

单位根检验	$\ln P$	$\ln F$	$\Delta \ln P$	$\Delta \ln F$
ADF	-1.83	-1.66	-13.25	-11.82

注:5% 显著性水平下 ADF 的临界值为 -1.96, 表示一阶差分。

由表 2 可知,在 5% 显著性水平下,对于天然气现货价格和期货价格序列,零假设不能被拒绝,二者均为非平稳的;而对于二者的一阶差分,可以拒绝原假设,二者的一阶差分序列为平稳的。因此天然气现货价格和期货价格序列为一阶单整 ($I(1)$),现货价格和期货价格之间可能存在协整关系。

再利用 EG 两步法进行协整检验。首先对期货价格 $\ln F$ 和现货价格 $\ln P$ 进行普通最小二乘法 (OLS) 回归,得到如下回归方程 (括号内为 t 值):

$$\ln F_t = 0.03 + 0.99 \ln P_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

(2.50) (142.57)

对回归方程 (12) 的残差进行 ADF 单位根检验,得到统计值为 -8.56,拒绝零假设,残差序列是平稳序列,从而说明天然气期货价格 $\ln F$ 和现货价格 $\ln P$ 之间存在协整关系。

4.3 误差修正模型分析

用回归方程 (12) 的残差序列作为误差修正项

ECM, 建立误差修正模型如下 (括号内为 t 值):

$$\ln F_t = 0.0017 - 0.6257 \ln P_{t-1} + 0.8061 \ln F_{t-1} - 0.1528 ECM_{t-1} \quad (13)$$

(0.19) (-2.81) (3.37) (-0.67)

$$\ln P_t = 0.001 - 0.425 \ln P_{t-1} + 0.5613 \ln F_{t-1} + 0.482 ECM_{t-1} \quad (14)$$

(0.10) (-1.81) (2.22) (2.00)

式 (13) 中误差修正项的系数不显著,说明当期期货价格和现货价格出现偏离时,对期货价格的影响相对较小;而式 (14) 中误差修正项的系数显著,说明误差修正项对现货价格具有很好的解释作用,即当期期货价格和现货价格出现偏离时,现货价格将进行调整,也意味着期货价格对现货价格具有引导作用。

4.4 Granger 因果检验分析

进一步对天然气期货价格对数序列和现货价格对数序列进行 Granger 因果检验分析,分别取滞后 7 期,结果如表 3 所示。

表 3 天然气期货价格和现货价格的 Granger 因果检验结果

滞后期	原假设	F 统计值	概率	结论
1	$\ln F$ 不是 $\ln P$ 的 Granger 原因	17.08	5.E-05	拒绝
	$\ln P$ 不是 $\ln F$ 的 Granger 原因	3.46	0.0643	接受
2	$\ln F$ 不是 $\ln P$ 的 Granger 原因	8.86	0.0002	拒绝
	$\ln P$ 不是 $\ln F$ 的 Granger 原因	3.99	0.0202	拒绝
3	$\ln F$ 不是 $\ln P$ 的 Granger 原因	6.29	0.0004	拒绝
	$\ln P$ 不是 $\ln F$ 的 Granger 原因	3.44	0.0180	拒绝
4	$\ln F$ 不是 $\ln P$ 的 Granger 原因	4.88	0.0009	拒绝
	$\ln P$ 不是 $\ln F$ 的 Granger 原因	2.74	0.0305	拒绝
5	$\ln F$ 不是 $\ln P$ 的 Granger 原因	4.49	0.0007	拒绝
	$\ln P$ 不是 $\ln F$ 的 Granger 原因	2.50	0.0323	拒绝
6	$\ln F$ 不是 $\ln P$ 的 Granger 原因	3.82	0.0014	拒绝
	$\ln P$ 不是 $\ln F$ 的 Granger 原因	2.18	0.0476	拒绝
7	$\ln F$ 不是 $\ln P$ 的 Granger 原因	3.26	0.0028	拒绝
	$\ln P$ 不是 $\ln F$ 的 Granger 原因	1.74	0.1030	接受

注:显著性水平为 5%。

由表 3 可知,在 5% 的置信水平上,滞后 1 期和 7 期时,期货价格是现货价格的 Granger 原因,现货价格不是期货价格的 Granger 原因;而当滞后 2~6 期时,期货价格和现货价格互为 Granger 意义上的因果关系,但在比较概率之后,可以发现原假设“期货价格不是现货价格的 Granger 原因”F 检

验对应的概率远小于原假设“现货价格不是期货价格的Granger原因”F检验对应的概率，这意味着在相等显著性水平下，拒绝前者的可能性更大，也就是说，天然气期货价格对现货价格具有更强的引导关系。

4.5 G-S模型参数估计

接着运用G-S模型进一步分析天然气期货价格和现货价格引导作用的大小，建立如下方程：

$$\begin{pmatrix} \ln P_t \\ \ln F_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} p \\ f \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1-p & p \\ f & 1-f \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \ln P_{t-i} \\ \ln F_{t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t \\ v_t \end{pmatrix} \quad (15)$$

其中， $i=1,2,\dots,7$ ， i 为滞后期； $\ln P_t$ 和 $\ln F_t$ 分别现货价格和期货价格， $\ln P_{t-i}$ 和 $\ln F_{t-i}$ 分别为滞后 i 期的现货价格和期货价格。

将相应变量带入方程(15)并对其进行参数估计，得到结果如表4所示。

表4 G-S模型分析结果

滞后期	p	f	$\frac{p}{p+f}$
1	0.8834	0	1
2	0.9743	0	1
3	1.0272	0	1
4	1.1484	0	1
5	1.4675	0	1
6	1.6308	0	1
7	1.8127	0	1

注： p 和 f 均经过了 t 统计量检验，凡是没有通过 t 统计量检验的记为0。

由表4可知，在多期滞后的G-S模型中，系数 p 均大于0且统计显著而 f 均统计不显著，说明期货价格对现货价格有引导作用，后者对前者不具有引导作用。再由 $p/(p+f)=1$ 可知，现货价格完全跟随期货价格，价格发现功能完全由天然气期货市场决定。

5 结论及启示

本文运用相关系数、G-S模型和误差修正模型等模型方法对纽约商业交易所天然气期货市场价格发现功能进行了实证分析，主要结论如下。

(1) 纽约商业交易所天然气期货价格和现货价格间具有较强的价格关联度。

(2) 天然气现货价格和期货价格序列非平稳，而它们的一阶差分序列是平稳的；现货价格和期货价格序列存在长期的协整关系，长期中二者存在均衡关系。这种长期均衡关系是对期、现货价格之间

规律的一种定量描述，同时也说明纽约商业交易所天然气期货市场运行是有效的。

(3) 天然气现货市场比期货市场对非均衡反应更为敏感，这说明现货价格受制于期货价格的变化，期货价格引导现货价格的作用明显，现货价格引导期货价格作用不明显。

(4) 大体上天然气期货价格和现货价格互为因果关系，但期货价格对现货价格具有更强的引导关系；在价格发现功能中，期货市场价格起到决定性作用。

综上所述，纽约商业交易所天然气期货市场中天然气现货与期货价格相关性很强，二者存在长期稳定关系，期货市场价格发现功能良好，期货价格具有较强引导作用，期货市场的运行较为有效。

我国天然气市场处于发展初期，定价主要以垄断性定价为主，但随着近年来国家有关部门不断采取措施放松管制、引入竞争，例如取消天然气价格双轨制等，以完善我国天然气市场体制及定价管理机制，天然气定价正在逐步向竞争性定价转型；另一方面，长久以来，我国期货市场种类不够丰富、深度不够，因此在我国天然气市场发展达到一定阶段，有步骤地建立我国天然气期货市场，不仅可以为天然气市场相关参与者规避天然气价格风险提供了相应手段，同时可以丰富活跃我国金融市场。

我国天然气市场与美国天然气市场具有相似之处，同为能源消耗大国、天然气储存量可观但天然气主要消费地和产地存在地理距离差异等。而北美天然气期货市场作为世界范围内相对成熟的天然气期货市场，其运行有效和价格发现功能良好以及其他成功经验，可以为我国相关政府部门今后结合我国实际情况建立我国的天然气期货市场时，在政策法规和管理机制等方面提供一定的借鉴。

参考文献：

- [1] Walls D W. An econometric analysis of the market for natural gas futures[J]. Energy Journal,1995, 16 (1):71-83.
- [2] Herbert J. The relation of monthly spot to futures prices for natural gas[J]. Energy,1993,18 (1):1119-1124.
- [3] Chinn M D,LeBlanc M,Coibion O. The Predictive Content of Energy Futures:An Update on Petroleum,Natural Gas, Heating Oil and Gasoline. National Bureau of Economic Research,Cambridge,MA,2005.
- [4] Wang T,Yang J. Nonlinearity and intraday efficiency tests

(下转第42页)

强烈，但是进行了以提高石油采收率为目的的大型试验，但由于排放源（俄罗斯西部）与封存地（西伯利亚西部）相隔较远，运输成本极高。巴西对 CCS 关注较少，尚未有政策法规涉及 CCS。南非成立了非官方的 CCS 中心，计划到 2020 年建成一个示范电站，并有一个 CO₂ 封存实验在进行中。

5 我国 CCUS 发展现状

我国的 CCUS 技术研发工作起步较晚，但发展迅速。《国家中长期科学和技术发展规划纲要（2006~2020 年）》、《中国应对气候变化国家方案》、《中国应对气候变化科技专项行动》、《国家“十二五”科学和技术发展规划》等均将 CCUS 技术列为重点发展的减缓气候变化技术。863 计划、973 计划、国家科技支撑计划和重大科技专项等对 CCUS 研发均有支持。目前，我国在 CCUS 技术链各环节都已具备一定的研发基础，但相比国际先进水平仍存在较大差距，尤其是在 CO₂ 驱油与地质封存相关理论、CO₂ 封存的监测、预警等核心技术，以及大规模 CO₂ 运输与封存工程经验等方面。

政策法规方面，除节能减排、清洁和可再生能源等相关领域外，尚未有专门的 CCUS 立法和政策。可能涉及到的法律有《环境影响评价法》、《大气污染防治法》和《固体废弃物污染防治法》等。现有的利用 CO₂ 强化采油（EOR）等国际法律框架可以为我国制定相关法律提供参考。值得指出的是，现有国外 CCS 项目多以企业为行为主体，独立对封存地进行经营管辖，这在我国现有行业管理机制下尚难以做到。

我国目前代表性的 CCUS 示范项目有华能集团 3000 t/a 捕集试验和 10 万 t/a 捕集示范、中电投

重庆双槐电厂 1 万 t/a 碳捕集示范、华中科技大学富氧燃烧技术研发与中试、中石油吉林油田 EOR 研究与示范、中联煤 CO₂ 强化煤层气开采项目、新奥集团微藻固碳生物能源示范、中科金龙 CO₂ 制备化工产品和原料技术示范、中石化胜利油田燃煤电厂 3 万 t/a CO₂ 捕集与 EOR 示范、神华集团 10 万 t/a 的 CCS 示范工程和中国华能绿色煤电煤气化联合循环发电（IGCC）电站示范工程等。

6 结论与建议

（1）CCUS 活动主要依托于应对气候变化和控制温室气体排放活动。

（2）目前全球范围内的 CCUS 技术整体上仍处于研发示范阶段，市场和商业普及尚不成熟。

（3）发达国家对发展 CCUS 普遍较为积极，政策扶持和资金投入力度较大，未来发展规划较为详密。发展中国家对 CCUS 关注相对较少。

（4）国际社会发展 CCUS 共同面临的问题有 CCUS 技术的高能耗、高成本、安全保障与核查。各国由于国情不同和国家利益不同，发展 CCUS 还有各自的特殊问题。

（5）我国发展 CCUS 的优势在于经济转型、产业升级带来的机遇、已积累的技术研发和工程建设经验以及广泛的国际合作资源，但同时存在能力建设、源汇匹配、CO₂ 利用规模、部门协调、融资和公众参与等方面的特殊问题。

（6）我国应继续坚持 CCUS 的提法，强调利用环节。

参考文献：

[1] 骆仲决,等.二氧化碳捕集封存和利用技术[M].北京:中国电力出版社,2012.

(上接第 34 页)

- on energy futures markets[J]. *Energy Economics*,2010,32: 496-503.
- [5] Gebre-Mariam Y K. Testing for unit roots,causality, cointegration,and efficiency:The case of the northwest US natural gas market[J]. *Energy*,2011,36:3489-3500.
- [6] Wong-Parodi G,Dale L,Lekov A. Comparing price forecast accuracy of natural gas models and futures markets[J]. *Energy Policy*,2006,34:4115- 4122.
- [7] 余建英,何旭宏.数据统计分析与 SPSS 应用[M].北京:人民邮电出版社,2003.

- 张晓峒.EViews 使用指南与案例[M].北京:机械工业出版社, 2007.
- [8] 樊欢欢,张凌云.EViews 统计分析与应用[M].北京:机械工业出版社,2009.
- [9] Garbade K D,Silber W L. Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets[J]. *Review of Economics and Statistics*,1983,(65):289-297.
- 华仁海,仲伟俊.对我国期货市场价格发现功能的实证分析 [J].*南开管理评论*,2002,(5):57-61.
- [11] 陈明华,陈蔚.国际石油期货市场价格发现功能研究——基于 WTI 的实证分析[J].*世界经济与政治论坛*,2010,(4):47-61.