

国际碳市场与能源市场 动态相依关系研究与启示

——基于 DCC - MVGARCH 模型

张秋莉 杨超 门明*

摘要: 本文应用基于条件多元 t 分布的 DCC - MVGARCH 模型研究 CERs 期货价格收益同能源期货价格收益之间的动态相依关系,旨在探讨跨品种套期保值的可行性及操作策略,为国内减排企业及时对冲 CERs 价格波动风险提供经验依据。实证结果显示: CERs 期货价格收益和能源期货价格收益之间存在正相关性;相较 Euro 天然气期货合约与 GlobalCoal 期货合约, BRenT 原油期货合约更适用于构造套期保值组合;以动态条件相关系数测算时变套期保值比率明显降低了组合收益的方差并提升了组合收益的均值,其套期保值绩效要优于条件相关系数。基于此结果本文认为,国内减排企业应当积极采取相关套期保值策略并定期更新动态条件相关系数均值,政府主管部门亦应着手实施碳资源战略储备以对冲风险。

关键词: CERs 期货 能源期货 波动溢出 DCC - MVGARCH 模型 跨品种套期保值

一、引言

全球碳交易体系创建之初,为增强市场流动性与活跃程度,一些非政府组织采用设立专项碳基金的方式,促进并帮助附件 I 缔约方成员国达成第一承诺期内的量化减排指标。随着碳交易兴起以及国际社会对气候变化的关注度与日俱增,政府与金融机构也投身于全球碳交易市场之中,呈现出碳排放权交易主体的多元化趋势,进一步助推了全球碳交易市场的纵深化发展以及不可预估的创新空间。针对碳排放权受让方对于自身风险头寸的管理需求与配额机制外减排单位的购买需求,众多实力雄厚的国际金融机构一方面积极开展碳金融投资工具的创新,为经济发达国家的减排实体提供结构性碳衍生品与碳信用评级担保;另一方面则直接向发展中国家的排放实体注入资金与技术以从事清洁发展机制(Clean Development Mechanism, CDM)项目的合作开发,为经济发达国家的排放实体提供经核准的碳减排量(Certified Emissions Reductions, CERs)及其衍生产品,从而将自身业务范畴扩展至全球碳交易体系的各环节,并于法定一级市场之外建立起了规模庞大且不受国际法律约束的二级碳金融市场,其中最具代表性的便是欧盟碳排放贸易机制(EU Emissions Trading System, EU - ETS)的碳配额衍生市场。与此同时,碳基金与碳投行等国际碳金融机构也以一级项目市场开发商与二级市场做市商的双重身份,坐拥碳减排市场的主导权。其可依据二级市场 CERs 期货价格走势相应调整一级市场 CDM 合作项目的谈判报价,从中获取相对稳定的市场间价差收益,转嫁风险于项目业主。

尽管我国国家发展和改革委员会对各应用领域的 CDM 项目均限定了单位 CERs 的最低售价且只有符合项目才可获得批准,但仍无法从根本上消除买方定价格局对我国 CDM 产业的不利影响。一方面,

* 张秋莉,北京银行,邮政编码:100033,电子信箱:zhangqiuli@uibe.edu.cn;杨超,北京交通大学经济管理学院博士后流动站,邮政编码:100044,电子信箱:sca7788@yahoo.cn;门明,对外经济贸易大学国际经济贸易学院,邮政编码:100029,电子信箱:ming_men@yahoo.com。

作者感谢匿名审稿人和编辑部对本文提出的宝贵意见,但文责自负。

受限于国内碳交易体系尚处于起步阶段且缺乏碳金融市场及相关配套措施的有力支撑,我国虽为一级项目市场的最大供货方,却仍处于全球碳产业链底端,并不具有主动议价的优势,只能被动接受境外合作方开出的低廉报价,无法确保碳价值转化效率的稳步提升。另一方面,CDM项目的开发周期与开发流程决定了转让CERs需经历众多环节,且各环节均存在可能导致项目业主无法收获预期经济效益的不确定性。

Point Carbon公司于2009年发布的全球碳市场年度分析报告则进一步显示,影响全球碳交易体系平稳运行的核心因素来自两方面:一是国际气候谈判的进展程度与后京都时代具体减排方案的确立,二是全球经济的长期发展趋势以及能源市场能否平稳运行。随着《京都议定书》对强制量化减排的约束力即将于2012年截止,各缔约方成员国若不能就后续减排方案达成一致共识并明确出台法律协议文本,则碳交易的基础将不复存在。鉴于气候谈判频繁受阻,作为全球最大的碳排放贸易平台,EU-ETS明确表示将削减CERs对碳排放配额(EU Allowances,EUAs)的补充额度。若此举付诸实际,无疑将会沉重打击二级市场对CERs的实际需求,引发CERs价格的大幅下挫,进而致使我国项目业主蒙受利润损失。

面对日益严峻的外部环境,不仅我国政府应加快建立健全以自愿减排市场为核心的自主碳交易体系并着手实施碳资源战略储备,我国企业也应主动摆脱远期开发合约束缚以规避碳价波动风险。考虑到国内碳交易体系与碳金融市场目前仍处于初创期,基础较为薄弱、缺乏足够积累且国家政策走势尚未明朗,因此,积极探索能够实现CERs套期保值的有效途径就显得尤为重要。本文旨在通过分析CERs期货价格收益同能源期货价格收益间的动态相依关系,探讨跨品种套期保值的可行性,为国内减排企业及时对冲CERs价格波动风险提供经验依据。

二、文献综述

碳排放权交易是国际社会为应对全球气候变化并探索低碳经济发展而进行的金融创新。它以市场机制敦促经济发达国家之间或经济发达国家与发展中国家之间以较低成本共同实现温室气体减排的最终目标,而温室气体排放则可视为由经济活动过度消费一次能源而导致的外部成本。可见,作为温室气体排放量的直观参照,EUAs与CERs均同能源资产存在紧密联系。剔除库存化与需求弹性等因素的影响,若能源价格上涨,则说明企业的能源消费需求正逐步攀升,其扩大生产活动的意向显然较为强烈,而生产活动增加直接导致碳排放量增加,企业对于EUAs或CERs的实际需求也必然因此上升,最终使EUAs或CERs的价格趋于走高。此分析虽较为粗犷,却一定程度上反映出了碳排放资产与能源资产之间的价格相依关系。Bataller等(2007),Alberola和Kou(2008),Benz和Trück(2008)等学者对于EUAs期货价格形成因素的研究结论有力支撑了正向价格相依关系的存在,Keppler和Bataller(2010)则采用Granger因果检验论证了EUAs期货价格收益不但受到原油期货价格收益的正向显著影响,而且同煤炭期货价格收益以及天然气期货价格收益存在显著对应关系。

鉴于DCC-MVGARCH(Dynamic Conditional Correlation-Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)模型的直观性、简洁性、稳定性,国内外学者多将其应用于分析经济指标之间或金融资产之间的动态相依关系,以期挖掘出经济现象的内在机理并拟定最优应对策略。如Chandra(2005)以CCC-MVGARCH(Constant Conditional Correlation-Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)模型与DCC-MVGARCH模型验证极端情况下亚太地区证券市场是否存在显著的波动溢出效应,而Kearney和Potib(2006)则以DCC-MVGARCH模型验证欧洲证券市场是否存在显著的波动溢出效应。Wei(2008),Hedi Aroui等(2008),Aslanidis等(2010)将研究范围进一步扩展,建立DCC-MVGARCH模型考察国际股票市场间的联动性。Lee等(2006)则采用DCC-MVGARCH模型分别测算了汇率组合与股票组合的风险值。吴武清等(2008)基于DCC-MVGARCH模型分析了人民币兑美元汇率对中美贸易的影响。蒋治平(2008)的研究结论进一步显示,DCC-MVGARCH模型能较好地刻画汇率与利率间的动态相关关系。马超群等(2009)则采用DCC-MVGARCH模型与CCC-MVGARCH模型以及BEKK-MVGARCH模型估计WTI石油市场的动态套期保值比率,经比较发现DCC-MVGARCH模型的测算效果明显优于后两类模型。马杰(2010)以DCC-MVGARCH模型分析外汇储备结构的动态调整,其实证结果表明,寻找低点增持黄金有助于改善我国储备资产结构。游家兴和郑挺国(2009)则构建金融自由化指数,并以DCC-MVGARCH模型印证了“随着金融体制改革的逐步深化,我国资本市场同国际资本市场之间的联动性也日益增强”。

与此同时,部分学者也对DCC-MVGARCH模型进行了扩展,以获得更多有意义的经济解释,如Billio

和 Caporin(2005) 将 Markov 机制转移引入 DCC - MVGARCH 模型,较好地拟合了动态条件相关系数的结构突变。Hsu 等(2008) 则提出了基于 Copula 函数的 DCC - MVGARCH 模型。Hafner 和 Franses(2009) 将资产相关敏感度设定引入 DCC - MVGARCH 模型,在扩充向量维数的同时也实现了估计方法的改进,从而提出了更为广义的 DCC - MVGARCH 模型。

本文建立服从条件多元 t 分布的 DCC - MVGARCH 模型,研究国际碳期货市场与能源期货市场的动态相依关系。与已有研究相比,本文的创新之处在于:首先,考虑到 Engle(2002) 提出的 DCC - MVGARCH 模型仅默认标准残差向量服从多元正态分布而无法反映资产收益联合分布的尖峰厚尾特性,本文假设收益向量服从条件多元 t 分布,以 DCC - MVGARCH 模型直接测算动态条件相关系数,并与 VECM - MVGARCH 模型、BEKK - MVGARCH 模型估计出的条件相关系数以及 CCC - MVGARCH 模型估计出的固定相关系数相比较;其次,本文依据 CERs 期货价格收益同能源期货价格收益间的动态相依关系,拟定套期保值策略,为国内减排企业及时对冲 CERs 价格波动风险提供策略建议。

三、CERs 期货与能源期货的动态相依关系

(一) DCC - MVGARCH 模型

为了反映金融资产收益间的波动溢出效应,并进一步提高投资组合套期保值比率的测算精度,Bollerslev 等(1988) 将单变量 GARCH 模型扩展为多变量 GARCH 模型,提出了 VECM - MVGARCH 模型。但是,相较单变量 GARCH 模型,VECM - MVGARCH 模型仅令协方差服从 GARCH 过程,虽刻画出收益序列间的波动聚类特征,但却未能反映出收益序列间的波动溢出效应。Engle 和 Kroner(1995) 将正交分解引入方差方程,建立了 BEKK - MVGARCH 模型。BEKK - MVGARCH 模型既刻画出了收益序列间的波动聚类特征,又反映出了收益序列间的波动溢出效应,即收益的当期方差完整依赖于滞后期信息集。但是,VECM - MVGARCH 模型和 BEKK - MVGARCH 模型均受限于模型计算过于复杂且无法较好地平衡条件方差协方差矩阵(H_t)的正定性要求与 H_t 的完整性结构。鉴于此,Bollerslev(1990) 进一步将条件协方差分解为条件方差与固定相关系数的乘积,并以相关系数矩阵的正定性要求确保条件方差协方差矩阵的正定性要求,建立了 CCC - MVGARCH 模型。CCC - MVGARCH 模型以相关系数矩阵取代条件方差协方差矩阵,能够有效减少模型待估参数;各收益序列均独立服从标准的 GARCH 过程,不需迭代生成条件协方差;且相关系数矩阵为正定实对称矩阵,可以确保方差协方差矩阵的正定要求,而收益序列间的波动溢出效应以及固定套期保值比率则均以相关系数矩阵集中体现。然而,CCC - MVGARCH 模型假设相关系数保持不变,显然有违经验判断,无法更为直观的展示收益序列间的时变相依性。在此基础上,Engle 和 Sheppard 将固定相关系数矩阵转化为时变相关系数矩阵,建立了式(1)所示的 DCC - MVGARCH 模型:

$$\begin{aligned} r_t | \Omega_{t-1} &\sim N(0, D_t R_t D_t) \\ D_t^2 &= \text{diag}\{\omega_i\} + \text{diag}\{\kappa_i\} \circ r_{t-1} r_{t-1}' + \text{diag}\{\lambda_i\} \circ D_{t-1}^2 \\ \varepsilon_t &= D_t^{-1} r_t \\ Q_t &= S \circ (\mathbf{u}' - A - B) + A \circ \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + B \circ Q_{t-1} \\ R_t &= \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2} \end{aligned} \quad (1)$$

其中,收益向量 r_t 的均值为 0, Ω_{t+1} 表示滞后一期的信息集, $N(0, D_t R_t D_t)$ 表示收益向量服从条件方差协方差矩阵为 $D_t R_t D_t$ 的联合正态分布; D_t^2 为收益序列条件方差的对角矩阵, $\text{diag}(\cdot)$ 表示待估系数方阵均为对角方阵; ε_t 为标准化残差向量; Q_t 为 ε_t 的条件协方差矩阵,且 \mathbf{u} 为单位向量, S 则为无条件方差协方差矩阵,而“ \circ ”表示两矩阵对应元素相乘的 Hadamard 乘积; R_t 为动态条件相关系数矩阵, $\text{diag}\{Q_t\}^{-1/2}$ 表示对角矩阵对应元素的 $-(1/2)$ 次方。 $\omega_i, \kappa_i, \lambda_i, A, B$ 均为待估参数。

因模型假定收益向量服从多元正态分布,Engle(2002) 将其对数似然函数表述为如下形式:

$$L = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \{p \log(2\pi) + 2 \log |D_t| + r_t' D_t^{-1} D_t^{-1} r_t - \varepsilon_t' \varepsilon_t + \log |R_t| + \varepsilon_t' R_t^{-1} \varepsilon_t\} \quad (2)$$

其中 p 表示收益向量为 p 维随机向量。对数似然函数 L 又可被拆分成包含 D_t 的波动项与包含 ε_t 的相关项。若定义波动项中待估参数为 Θ , 相关项中待估参数为 Φ , 则 L 可写成:

$$L(\Theta, \Phi) = L_v(\Theta) + L_c(\Theta, \Phi) \quad (3)$$

其中:

$$L_V(\Theta) = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \{p \log(2\pi) + \log |D_i^2| + r_i' D_i^{-2} r_i\} \quad (4)$$

$$L_C(\Theta, \Phi) = -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^T \{ \log |R_i| + \varepsilon_i' R_i^{-1} \varepsilon_i - \varepsilon_i' \varepsilon_i \} \quad (5)$$

可以看出 $L_V(\Theta)$ 为单一 GARCH 模型的对数似然函数之和,可进一步写成:

$$L_V(\Theta) = -\frac{1}{2} \sum_p \sum_{i=1}^T \left\{ \log(2\pi) + \log(h_{ii}^2) + \frac{r_{ii}^2}{h_{ii}^2} \right\} \quad (6)$$

其中 h_{ii}^2 为收益向量 r_i 的条件方差。由此表明, DCC - MVGARCH 模型可采用 Newey 和 McFadden (1994) 提出的两步法进行参数估计,即先对各收益序列建立 GARCH 模型,获得 Θ 的估计值与标准化残差,再代入式 (5) 进行极大似然估计,即可获得 Φ 的估计值。

如式 (1) 所示, DCC - MVGARCH 模型各收益序列均独立服从标准的 GARCH 过程,降低了模型的计算复杂度;而相关系数矩阵也服从 GARCH 过程,且条件方差协方差矩阵的正定性只需约束 $A + B < 1$ 。相较于其他 MVGARCH 模型, DCC - MVGARCH 模型估计简单且能直观反映收益序列间的动态条件相关系数,具有明显的优势。然而, DCC - MVGARCH 模型假定动态条件相关系数矩阵的各元素具有相同缓慢衰减特征,若对其扩展,则会导致计算更复杂并难以确保模型稳健性。大量实证研究也表明资产收益向量的联合经验分布要较多元正态分布更具尖峰厚尾特性,如 Glasserman (2004), Heyde 和 Kou (2004), 陈荣达 (2005), 徐绪松和侯成琪 (2006) 等。

考虑到多元 t 分布的概率密度函数更适于描述资产收益间的尾部相关性,本文将以此扩展 DCC - MVGARCH 模型。依据 Samuel 和 Saralees (2004) 对多元 t 分布的定义: 设 Y 与 X 为 p 维随机向量, μ 为 p 维参数向量, Σ 为 $p \times p$ 参数矩阵; 随机向量 $X \sim N_p$, 随机向量 $S^2 \sim \chi^2(v)$, 且 X 与 S^2 相互独立, 若 $Y = \mu + X/\sqrt{S^2/v}$, 则 Y 服从参数为 μ 与 Σ , 且自由度为 v 的多元 t 分布, 记作 $Y \sim t_p(\mu, \Sigma, v)$:

$$t(y; \mu, \Sigma, v) = \frac{\Gamma\left(\frac{v+p}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{v}{2}\right) (\pi v)^{p/2} |\Sigma|^{1/2}} \left[1 + \frac{1}{v} (y - \mu)' \Sigma^{-1} (y - \mu) \right]^{-\frac{v+p}{2}} \quad (7)$$

其中 Γ 表示 Gamma 函数; $E(Y) = \mu$; 当 $v > 2$ 时, $\text{cov}(Y) = v\Sigma/(v-2)$; 当 $v < 2$ 时, $\text{cov}(Y)$ 没有任何定义, Σ 可视为形状参数。自由度 v 在 3 至 7 之间取值可较好满足资产收益间的厚尾联合分布,且不会导致尾部相关性减弱 (Glasserman et al. 2002)。采用上述定义,假设资产收益向量服从多元 t 分布,可建立式 (8) 所示的 DCC - MVGARCH 模型以测算动态条件相关系数。

$$\begin{aligned} r_i | \Omega_{i-1} &\sim t_p(0, \Sigma_i, v) \\ \Sigma_i &= H_i(v-2)/v = D_i R_i D_i'(v-2)/v \\ D_i^2 &= \text{diag}\{\omega_i\} + \text{diag}\{\kappa_i\} \circ r_{i-1} r_{i-1}' + \text{diag}\{\lambda_i\} \circ D_{i-1}^2 \\ \varepsilon_i &= D_i^{-1} r_i \\ Q_i &= S \circ (\mu' - A - B) + A \circ \varepsilon_{i-1} \varepsilon_{i-1}' + B \circ Q_{i-1} \\ R_i &= \text{diag}\{Q_i\}^{-1/2} Q_i \text{diag}\{Q_i\}^{-1/2} \end{aligned} \quad (8)$$

其中, 收益向量 r_i 的均值为 0, 且服从自由度为 v 的多元 t 分布; 而式 (8) 也描述了时变参数矩阵 Σ 与条件方差协方差矩阵 H_i 间的关系; 其他参数和变量的含义同式 (1)。对应于多元 t 分布假设, DCC - MVGARCH 模型的对数似然函数可表述为如下形式:

$$\begin{aligned} L &= \sum_{i=1}^T \left\{ \log \left[\Gamma\left(\frac{v+p}{2}\right) \right] - \log \left[\Gamma\left(\frac{v}{2}\right) \right] - \frac{p}{2} \log(\pi v) - \log\left(\frac{v-2}{v}\right) \right\} \\ &\quad - \sum_{i=1}^T \left\{ \frac{1}{2} \log |D_i^2| + \frac{1}{2} \log |R_i| + \frac{v+p}{2} \log \left(1 + \frac{\varepsilon_i' R_i^{-1} \varepsilon_i}{v-2} \right) \right\} \end{aligned} \quad (9)$$

显然, 由多元 t 分布的定义与 Gamma 函数的性质可判定, 式 (9) 所示对数似然函数不能拆分成包含 D_i 的波动项与包含 ε_i 的相关项。因此, 基于多元 t 分布的 DCC - MVGARCH 模型不能采用 Newey 与 McFadden 的两步法进行参数估计, 且若对 DCC - MVGARCH 模型采用两步法进行参数估计, 则需对各收益序列建立

服从 t 分布的 GARCH 模型,进而获得一系列不尽相同的自由度估计值,无疑与多元 t 分布对应唯一自由度相矛盾。综上所述,应对本文所建立的 DCC - MVGARCH 模型采用一步估计。需指出的是,在设定收益向量服从多元 t 分布之后,只能采用拟极大似然法(Quasi - Maximum Likelihood)对模型进行估计。

(二) 模型参数估计

本文以欧洲气候交易所(European Climate Exchange, ECX)公布的 DEC10 期货合约以及同属洲际交易所集团(Inter - Continental Exchange, ICE)业务平台的 BRenT 原油期货合约、Euro 天然气期货合约、GlobalCoal 期货合约为研究对象。考虑到 GlobalCoal 期货合约于 2008 年 12 月 5 日方才推出,故将样本空间细分为第一样本空间与第二样本空间,其中,选取第一样本空间为 2008 年 3 月 14 日至 2010 年 8 月 16 日,选取第二样本空间为 2008 年 12 月 5 日至 2010 年 8 月 16 日。表 1 给出了各能源期货日价格收益序列在对应样本空间内的基本统计特征。

表 1 ICE 能源期货日结算价对数收益序列的统计特征描述

	样本点	均值	标准差	偏度	峰度	J - B 统计量	ADF 检验
DEC10 期货	616	-0.00035	0.0253	-0.3785	5.6136	190.0378*	-23.134
BRenT 原油期货	616	-0.00057	0.0240	-0.0940	4.6158	67.92091*	-21.041
Euro 天然气期货	616	-0.00044	0.0288	1.9995	91.141	199812.3*	-24.183
DEC10 期货	429	-0.00011	0.0255	-0.1926	5.7190	134.8022*	-18.936
GlobalCoal 期货	429	0.00027	0.0152	-0.1862	11.908	1421.053*	-11.413

注:加“*”表示统计量于 5% 显著水平下拒绝原假设。

如表 1 所示,在第一样本空间内,收益序列具有较为相似的统计特征:均值为趋近于 0 的负数,反映出期货价格缓慢走低;峰度值和 J - B 统计量均说明收益序列的经验分布比正态分布更具尖峰厚尾特性;ADF 检验则表明收益序列保持平稳。在第二样本空间内,收益序列也呈现较为相似的统计特征,唯一差别在于 GlobalCoal 期货的价格收益均值为趋近于 0 的正数,反映出其价格缓慢走高。

由于基于多元 t 分布的 DCC - MVGARCH 模型只能采用一步估计法,因此需消除收益序列的自相关性,获得只具有条件异方差性的残差序列。若预处理通过联立方程组实现,则可对组内残差向量进行多元正态分布检验,增进多元 t 分布假设的合理性。在此采用三种正交方法检验残差向量的多元正态分布。其中, Lutkepohl 方法与 Urzua 方法基于对方差协方差阵的 Cholesky 分解,而 Doornik - Hansen 方法则基于对相关系数矩阵的平方根运算。多元正态分布检验结果如表 2 所示。可见,采用以上正交方法检验所得累计 J - B 统计量均于 5% 显著水平拒绝原假设。这充分表明,本文假设各收益序列服从条件多元 t 分布能够与厚尾经验分布保持一致。

表 2 自回归联立方程组残差向量的多元正态分布检验

原假设:已去除常数项与 1 阶自相关性的残差向量服从多元正态分布。			
	1. 采用 Lutkepohl - Cholesky 分解法		
	偏度(χ^2 组合统计量)	峰度(χ^2 组合统计量)	J - B 组合统计量
DEC10 与 BRenT 原油	18.29433*	244.4133*	262.7076*
DEC10 与 Euro 天然气	464.4221*	200731.8*	199136.5*
DEC10 与 GlobalCoal	5.76636	1575.482*	1581.248*
	2. 采用 Doornik - Hansen 正交分解		
	偏度(χ^2 组合统计量)	峰度(χ^2 组合统计量)	J - B 组合统计量
DEC10 与 BRenT 原油	18.49295*	119.7969*	138.2898*
DEC10 与 Euro 天然气	211.6862*	5351.864*	5563.550*
DEC10 与 GlobalCoal	5.994692*	476.7757*	482.7704*
	3. 采用 Urzua - Covariance 正交分解		
	偏度(χ^2 组合统计量)	峰度(χ^2 组合统计量)	J - B 组合统计量
DEC10 与 BRenT 原油	19.65803*	251.9837*	273.0877*
DEC10 与 Euro 天然气	464.4221*	200731.8*	199136.5*
DEC10 与 GlobalCoal	6.025957*	1643.095*	1716.695*

注:加“*”表示统计量于 5% 显著水平下拒绝原假设。

为考察 DEC10 期货价格收益同 BRenT 原油期货价格收益与 Euro 天然气期货价格收益以及 GlobalCoal 期货价格收益之间的动态条件相关性,我们对 AR(1) - DCC - MVGARCH(1,1) 模型于条件多元 t 分布假设下进行参数估计,实证结果如表 3 所示。

表3 AR(1) - DCC - MVGARCH(1 1) 模型在多元 t 分布下的参数估计值

	DEC10 与 BReNT 原油		DEC10 与 Euro 天然气		DEC10 与 GlobalCoal	
	参数估计	z 统计量	参数估计	z 统计量	参数估计	z 统计量
μ_1	1.15E-03	[1.352]	1.51E-03	[1.330]	6.74E-04	[0.813]
α_1	-0.0533	[-1.206]	0.0199	[0.542]	0.0101	[0.226]
μ_2	2.79E-04	[0.360]	-4.91E-04	[-1.548]	-5.06E-05	[-0.125]
α_2	-0.2056*	[-4.920]	-0.7455*	[-2.386]	0.2586*	[6.314]
$\Omega(1)$	3.88E-05*	[2.934]	1.15E-02*	[5.633]	9.72E-05	[1.166]
$\Omega(2)$	4.98E-06	[1.177]	4.42E-03*	[11.59]	2.24E-06*	[2.773]
$A(1)$	0.2106*	[4.461]	0.2554*	[7.391]	0.2578*	[2.386]
$A(2)$	0.0567*	[2.963]	0.0587*	[80.40]	0.0418*	[2.557]
$B(1)$	0.7375*	[13.87]	0.7810*	[37.10]	0.7834*	[2.913]
$B(2)$	0.9353*	[41.33]	0.9391*	[726.6]	0.9429*	[35.89]
DCC(1)	0.0376*	[4.266]	0.0410*	[5.730]	0.0456*	[5.027]
DCC(2)	0.9535*	[38.54]	0.9524*	[98.61]	0.9418*	[67.47]
ν	9.6125*	[3.965]	8.3604*	[18.59]	6.0604*	[7.848]
LLL 值		2975.933		3670.529		2352.105
AIC 值		-9.6356		-11.8944		-10.9304
BIC 值		-9.6189		-11.8777		-10.9112

注: DCC(1) 为单变量协方差方程的 ARCH 项系数, 其值反映期货价格收益序列之间的相关性; DCC(2) 为单变量协方差方程的 GARCH 项系数, 其值反映期货价格收益序列之间相依关系的持续性; ν 为多元 t 分布的自由度估计值; 加“*”表示参数估计值于 5% 水平显著; [] 内为各参数估计值的 z 统计量; 对数似然值简记为 LLL; AIC 值和 BIC 值数值越小表明所估模型越好。下同。

由表 3 中估计结果可知, 对各组期货价格收益序列建立 DCC - MVGARCH 模型, 参数估计值较为类似, 表明实证结果具备稳健性。除个别单变量方差方程的常数项未能于 5% 水平拒绝 0 假设外, 其余各关键参数的估计值均显著, 且单变量 GARCH 模型的 ARCH 项系数与 GARCH 项系数之和接近 1, 满足模型约束条件。此外, 标准残差向量的 ARCH 项系数与 GARCH 项系数也接近 DCC - MVGARCH 模型的初值约束, 说明标准残差向量的相关系数以类似指数平滑的方式渐进收敛, 虽未能完全反映其内部结构的差异性, 却获得了较好的拟合效果。依据 Engle 作出的假定, 若标准残差间的步长越大, 则其相关性应依概率收敛于 0, 可依据指数平滑法将标准残差序列的条件方差与条件协方差表示为如下形式:

$$q_{i,j,t} = \sum_s \{ (1 - \lambda^s) \varepsilon_{i,j,t-s}^2 \} + \sum_s \{ \lambda^s q_{i,j,t-s} \} \tag{10}$$

$$q_{i,j,t} = \sum_s \{ (1 - \lambda^s) (\varepsilon_{i,t-s} \varepsilon_{j,t-s}) \} + \sum_s \{ \lambda^s q_{i,j,t-s} \}$$

其中 λ 依经验取值为 0.96, 因标准残差服从独立同分布, 均值为 0 且方差为 1, 则只需考虑滞后一期的影响, 得:

$$q_{i,j,t} = (1 - \lambda) \varepsilon_{i,t-1}^2 + \lambda q_{i,j,t-1} \tag{11}$$

$$q_{i,j,t} = (1 - \lambda) (\varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1}) + \lambda q_{i,j,t-1}$$

将以上指数平滑过程替换为标准 GARCH 过程, 如下所示:

$$q_{i,j,t} = \bar{\rho}_{i,j} + \alpha (\varepsilon_{i,t-1}^2 - \bar{\rho}_{i,j}) + \beta (q_{i,j,t-1} - \bar{\rho}_{i,j}) \tag{12}$$

$$q_{i,j,t} = \bar{\rho}_{i,j} + \alpha (\varepsilon_{i,t-1} \varepsilon_{j,t-1} - \bar{\rho}_{i,j}) + \beta (q_{i,j,t-1} - \bar{\rho}_{i,j})$$

并进一步将式(12)写成如下矩阵形式, 即为 DCC - MVGARCH 模型:

$$Q_t = S \circ (1 - A - B) + A \circ \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + B \circ Q_{t-1} \tag{13}$$

由以上推导过程不难看出 A 与 B 均依赖于 λ 的取值。Engle(2002) 则将其分别设定为 0.01 与 0.97, 而表 3 所示 DCC(1) 与 DCC(2) 均接近于 0.01 与 0.97, 说明模型的估计结果具有可信度。

另外, 本文还给出 VECM - MVGARCH、BEKK - MVGARCH 和 CCC - MVGARCH 模型的参数估计结果 (见表 4 - 表 6), 以由此对各模型测度出的变量间相依关系做对比分析。

我们建立 CCC - VECM - MVGARCH 模型考察 CERs 期货价格收益同 BReNT 原油期货价格收益与 Euro 天然气期货价格收益以及 GlobalCoal 期货价格收益之间的固定相依关系, 以作为评价动态相依关系的参照。由表 4、表 5 的参数估计结果可知, 对各组期货价格收益序列建立 VECM - MVGARCH 模型和 BEKK - MVGARCH 模型, 参数估计值较为类似, 表明实证结果具备稳健性。表中参数估计值反映能源期货的价格收益均具有显著的自相关性; 单变量方差方程的 ARCH 项系数表明各期货价格收益序列的当期条件方差易受

前期扰动信息的持续影响;单变量协方差方程的 GARCH 项系数突显出期货价格收益序列之间的相依关系具有较强持续性与联动长周期性。但是,对比此四类 MVGARCH 模型参数估计结果发现,DCC - MVGARCH 模型的参数估计最为简单,并且能直观反映收益序列间的动态条件相关系数,具有明显的优势。

表 4 AR(1) - VECM - MVGARCH(1,1) 模型在多元 t 分布下的参数估计值

	DEC10 与 BRenT 原油		DEC10 与 Euro 天然气		DEC10 与 GlobalCoal	
	参数估计	z 统计量	参数估计	z 统计量	参数估计	z 统计量
μ_1	1.28E-03	[1.524]	1.33E-03	[1.402]	8.89E-04	[1.081]
α_1	-0.0508	[-1.157]	0.0283	[0.644]	0.0065	[0.145]
μ_2	3.54E-04	[0.461]	-1.19E-03	[-1.137]	-3.43E-06	[-0.008]
α_2	-0.2078*	[-4.955]	-0.0302*	[-3.111]	0.2168*	[6.432]
$\Omega(1,1)$	3.80E-05*	[2.929]	5.46E-05*	[4.071]	5.54E-05	[1.406]
$\Omega(1,2)$	7.22E-05*	[3.532]	2.83E-05*	[3.594]	1.03E-05*	[2.375]
$\Omega(2,2)$	4.97E-06	[1.198]	1.09E-05*	[11.38]	1.02E-05*	[2.162]
$A(1,1)$	0.2052*	[4.539]	0.1988*	[5.411]	0.3668*	[2.147]
$A(1,2)$	0.0160	[0.940]	0.0098	[0.682]	0.0285	[0.842]
$A(2,2)$	0.0556*	[2.906]	0.0081*	[68.29]	0.0997*	[2.357]
$B(1,1)$	0.7421*	[14.29]	0.7364*	[16.54]	0.7912*	[11.43]
$B(1,2)$	0.9493*	[37.73]	0.8646*	[21.07]	0.9677*	[25.48]
$B(2,2)$	0.9361*	[41.12]	0.9980*	[654.0]	0.8469*	[20.14]
v	9.6740*	[3.988]	8.1327*	[19.04]	5.7160*	[8.527]
LLL 值		2977.415		3670.196		2352.060
AIC 值		-9.6371		-11.8901		-10.9255
BIC 值		-9.5365		-11.7894		-10.7927

表 5 AR(1) - BEKK - MVGARCH(1,1) 模型在多元 t 分布下的参数估计值

	DEC10 与 BRenT 原油		DEC10 与 Euro 天然气		DEC10 与 GlobalCoal	
	参数估计	z 统计量	参数估计	z 统计量	参数估计	z 统计量
μ_1	1.23E-03	[1.459]	1.37E-03	[1.450]	7.26E-04	[0.853]
α_1	-0.0440	[-1.015]	0.0295	[0.664]	0.0182	[0.399]
μ_2	2.28E-04	[0.298]	-7.76E-05	[-0.154]	-8.96E-05	[-0.212]
α_2	-0.2029*	[-5.013]	-0.0263*	[-4.393]	0.1759*	[6.707]
$\Omega(1,1)$	3.32E-05*	[3.041]	5.22E-05*	[4.114]	5.20E-05	[1.538]
$\Omega(1,2)$	2.42E-05*	[3.847]	5.93E-06*	[2.777]	1.94E-06*	[3.658]
$\Omega(2,2)$	3.68E-06	[1.180]	1.78E-05*	[9.701]	7.13E-07*	[2.455]
$A(1,1)$	0.4152*	[8.998]	0.4474*	[10.52]	0.5527*	[5.304]
$A(2,2)$	0.2121*	[6.775]	0.1651*	[61.13]	0.1105*	[3.196]
$B(1,1)$	0.8840*	[35.95]	0.8488*	[29.42]	0.8845*	[21.75]
$B(2,2)$	0.9744*	[124.9]	0.9899*	[878.6]	0.9957*	[578.8]
v	9.5934*	[3.934]	8.0779*	[19.60]	5.9638*	[10.17]
LLL 值		2973.773		3662.935		2346.901
AIC 值		-9.6318		-11.8730		-10.9108
BIC 值		-9.5455		-11.7867		-10.7970

表 6 AR(1) - CCC - MVGARCH(1,1) 模型在多元 t 分布下的参数估计值

	DEC10 与 BRenT 原油		DEC10 与 Euro 天然气		DEC10 与 GlobalCoal	
	参数估计	z 统计量	参数估计	z 统计量	参数估计	z 统计量
μ_1	1.19E-03	[1.399]	1.37E-03	[1.453]	7.54E-04	[0.899]
α_1	-0.0488	[-1.099]	0.0304	[0.690]	0.0104	[0.230]
μ_2	2.24E-04	[0.290]	-1.21E-03	[-1.196]	-2.52E-06	[-0.006]
α_2	-0.2079*	[-4.981]	-0.0295*	[-2.760]	0.2181*	[6.494]
$\Omega(1)$	3.76E-05*	[2.931]	5.20E-05*	[4.153]	5.58E-05	[1.402]
$A(1)$	0.2034*	[4.457]	0.2014*	[5.270]	0.3647*	[2.157]
$B(1)$	0.7451*	[14.42]	0.7200*	[14.77]	0.7896*	[11.26]
$\Omega(2)$	4.80E-06	[1.171]	1.04E-05*	[11.14]	9.57E-06*	[2.108]
$A(2)$	0.0552*	[2.957]	0.0078*	[67.68]	0.0909*	[2.316]
$B(2)$	0.9368*	[42.17]	0.9980*	[649.4]	0.8556*	[20.78]
$R(1,2)$	0.5730*	[3.060]	0.2990*	[2.792]	0.2387*	[3.566]
v	9.8354*	[3.920]	8.4685*	[17.45]	5.7278*	[8.503]
LLL 值		2973.452		3565.914		2350.681
AIC 值		-9.6307		-11.5575		-10.9284
BIC 值		-9.5445		-11.4712		-10.8146

注: $R(1,2)$ 表示两个变量之间固定的条件相关系数。

(三) 相关系数测度比较

由于 CCC - MVGARCH 模型无法反映时变性相依关系 故此处仅对条件相关系数测度和动态条件相关系数测度做出比较。根据各模型的参数估计结果 ,由 VECH - MVGARCH 模型与 BEKK - MVGARCH 模型估计出的条件方差与条件协方差测算出 CERs 期货价格收益序列同能源期货价格收益序列的条件相关系数 ,如图 1 与图 2 所示。由 DCC - MVGARCH 模型直接测算出的动态条件相关系数如图 3 所示。



图 1 基于 VECH - MVGARCH 模型的条件相关系数



图 2 基于 BEKK - MVGARCH 模型的条件相关系数

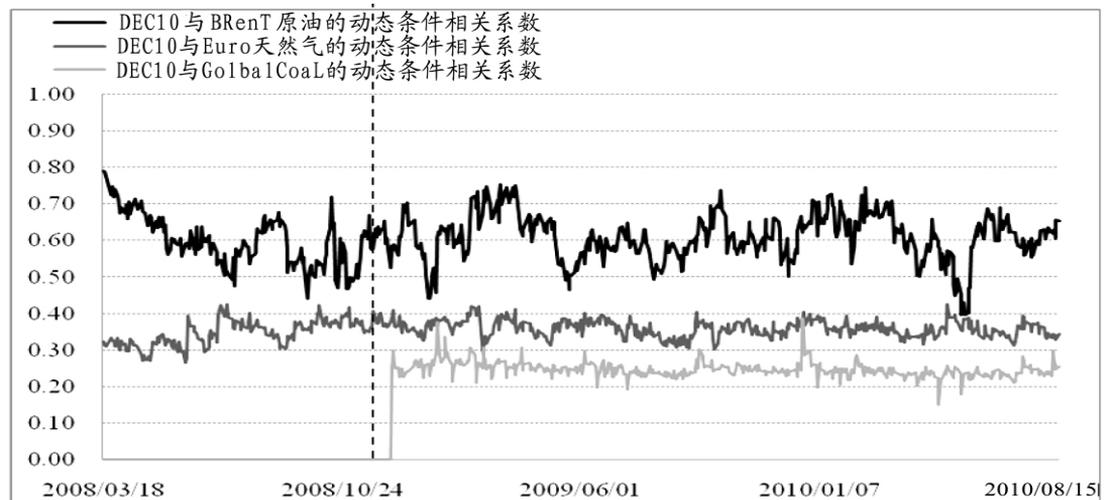


图 3 基于 DCC - MVGARCH 模型的动态条件相关系数

综观图 1 至图 3 ,可以看出:首先 ,CERs 期货价格收益序列与能源期货价格收益序列的条件相关系数与动态条件相关系数均为正 ,再次印证了碳减排市场与能源市场存在正向相依关系。其次 ,VECH - MVGARCH 模型估计出的条件相关系数同 DCC - MVGARCH 模型估计出的动态条件相关系数具有相似趋势且较为平稳 ,而 BEKK - MVGARCH 模型估计出的条件相关系数则存在大幅波动且趋势不明显 ,比较表 3 至表 6 所示对数似然值以及 AIC 值与 BIC 值 ,可将原因归为 BEKK - MVGARCH 模型对数据的拟合程度偏低 ,从而导致估计结果不够稳健。第三 ,BRenT 原油期货价格收益同 CERs 期货价格收益的相关系数基本维持在 0.6 ~ 0.7 之间 ,而 Euro 天然气期货价格收益同 CERs 期货价格收益的相关系数基本维持在 0.3 ~ 0.4 之间 ,GlobalCoal 期货价格收益同 CERs 期货价格收益的相关系数则基本维持在 0.2 ~ 0.3 之间 ,呈现逐级下降态势 ,依据联合国政府间气候变化专门委员会(Intergovernmental Panel on Climate Change ,IPCC) 公布的化石能源排放因子 ,消耗原油产生的 CO₂ 明显多于煤炭与天然气 ,加之经济发达国家的能源消费结构偏向于以原油为主 ,故 BRenT 原油期货市场与 CERs 期货市场的联动性最强。

综上所述 ,本部分的实证研究展示了 CERs 期货市场与能源期货市场的动态相依关系。由 DCC - MVGARCH 模型估计出的动态条件相关系数具备更为平稳的趋势 ,突显出其稳健性与可信性。并且据此可以判定 ,相较于 Euro 天然气期货合约与 GlobalCoal 期货合约 ,BRenT 原油期货合约更适用于构造套期保值组合。

四、最优套期保值比率

CDM 项目具有远期合约特性 ,国内减排企业将按合约规定于未来某一时点转让 CERs ,即当期持有 CERs 现货多头。因此 ,国内减排企业应选择空头套期保值策略 ,于 BRenT 原油期货市场售出合约 ,待 CDM 项目核准后再进行平仓。以上交易的关键在于确定最优套期保值比率 ,即对于特定即期市场风险头寸所应当对冲的期货合约数额。在最小方差最优投资组合的框架下 ,可假定构造包含一份 CERs 期货合约多头与 h 份 BRenT 原油期货合约空头的套期保值组合 ,且组合价值定义为 Π ,则单位时间内组合价值的改变如下所示:

$$\Delta \Pi_t = \Delta lCERs_t + h_t \Delta lBRenT_t \quad (14)$$

令 Ω_{t-1} 为滞后信息集 ,则 $\Delta \Pi$ 的条件方差可表示为:

$$Var(\Delta \Pi_t | \Omega_{t-1}) = Var(\Delta lCERs_t | \Omega_{t-1}) + h_t^2 Var(\Delta lBRenT_t | \Omega_{t-1}) + 2h_t Cov(\Delta lCERs_t, \Delta lBRenT_t | \Omega_{t-1}) \quad (15)$$

对式(15)的 h_t 求一阶导数并令其等于 0 ,可测算出最优套期保值比率为:

$$h_t | \Omega_{t-1} = - \frac{Cov(\Delta lCERs_t, \Delta lBRenT_t | \Omega_{t-1})}{Var(\Delta lBRenT_t | \Omega_{t-1})} \quad (16)$$

显然 , $Cov(\Delta lCERs_t, \Delta lBRenT_t | \Omega_{t-1})$ 与 $Var(\Delta lBRenT_t | \Omega_{t-1})$ 可由 MVGARCH 模型加以估计 ,若将条件相关系数引入式(16) ,则可以得出:

$$h_t | \Omega_{t-1} = - \frac{\sqrt{Var(\Delta lCERs_t | \Omega_{t-1}) Var(\Delta lBRenT_t | \Omega_{t-1})}}{Var(\Delta lBRenT_t | \Omega_{t-1})} \cdot R_t | \Omega_{t-1} = - \sqrt{\frac{Var(\Delta lCERs_t | \Omega_{t-1})}{Var(\Delta lBRenT_t | \Omega_{t-1})}} \cdot R_t | \Omega_{t-1} \quad (17)$$

而 Baillie 和 Myer(1991) ,Kroner 和 Sultan(1993) ,Lien 和 Luo(1994) ,Park 和 Switzer(1995) 等学者的实证研究也显示 ,以 MVGARCH 模型测算时变最优套期保值比率效果较为理想。考虑到本文的研究旨在选定能够对冲 CERs 价格波动风险的标的资产并提供最优套期保值比率的取值参考 ,并且条件相关系数与动态条件相关系数均显示 BRenT 原油期货市场与 CERs 期货市场的风险传导机制与市场关联程度已较为平稳 ,故将条件相关系数或动态条件相关系数 R_t 及其均值 ρ 分别代入式(17) 以测算最优套期保值比率并对比较果 ,如表 7 所示。

以 Ederington(1979) 提出的套期保值绩效作为评价对冲效果的标准 ,由表 7 不难看出 ,动态条件相关系数与条件相关系数的套保绩效明显优于对应均值的套保绩效 ,且动态条件相关系数的套保绩效略优于条件相关系数的套保绩效:

(1) 相较套保前 CERs 期货价格收益的均值与无条件方差 ,DCC - MVGARCH 模型估计出的时变套期保值比率可将组合收益均值提升至 0.0217 ,并将组合方差降至 0.1205 ,套保绩效高达 0.9811 ,极为接近 1 ,优

于 VECM - MVGARCH 模型与 BEKK - MVGARCH 模型,且满足最小方差投资组合的约束条件;(2) 以动态条件相关系数的均值测算套期保值比率,可将组合收益均值提升至 0.0009,并将组合方差降至 0.7482,套期保值绩效达至 0.8827,而以条件相关系数的均值测算套期保值比率,并未使组合获得正收益,且组合方差与套期保值绩效也略低于前者。

表 7 基于 MVGARCH 模型的套期保值效果比较

1. 采用 VECM - MVGARCH 模型								
套期保值前		以条件相关系数套保			以条件相关系数的均值套保			
均值	方差	均值	方差	绩效	均值	方差	绩效	ρ
-0.0349	6.3762	0.0169	0.2646	0.9585	-0.0007	0.8595	0.8652	0.6032
2. 采用 BEKK - MVGARCH 模型								
套期保值前		以条件相关系数套保			以条件相关系数的均值套保			
均值	方差	均值	方差	绩效	均值	方差	绩效	ρ
-0.0349	6.3762	0.0074	1.1114	0.8257	-0.0012	1.5430	0.7580	0.6143
3. 采用 DCC - MVGARCH 模型								
套期保值前		以条件相关系数套保			以条件相关系数的均值套保			
均值	方差	均值	方差	绩效	均值	方差	绩效	ρ
-0.0349	6.3762	0.0217	0.1205	0.9811	0.0009	0.7482	0.8827	0.6078

注: ρ 表示条件相关系数或动态条件相关系数的均值。

考虑到样本空间已然涵盖了全球经济衰退与减排谈判受阻,上述分析表明:将动态条件相关系数的均值 0.6078 代入式(17),无论期货价格收益波动加剧抑或降低,测算出的套期保值比率可以确保组合整体收益为正且组合整体风险最小。换言之,虽然套期保值比率具有连续时变性,但相关系数却具有稳健性与一致性。

五、结论与建议

本文以欧洲气候交易所公布的 DEC10 期货合约以及同属洲际交易所集团业务平台的 BRenT 原油期货合约、Euro 天然气期货合约、GlobalCoal 期货合约为研究对象,采用基于多元 t 分布的 DCC - MVGARCH 模型,考察 CERs 期货市场与能源期货市场的动态相依关系,并据此测算套期保值比率。首先,建立 DCC - MVGARCH 模型测算 CERs 期货与能源期货价格收益序列的动态条件相关系数,并由 VECM - MVGARCH 模型与 BEKK - MVGARCH 模型以及 CCC - MVGARCH 模型测算条件相关系数以及固定相关系数。通过比较,选定适于构造套期保值组合的能源资产;其次,依据 CERs 期货价格收益与 BRenT 原油期货价格收益的相依关系,测算套期保值比率并比较套期保值绩效。通过实证研究,可以得出如下主要结论:

第一,采用 BEKK - MVGARCH 模型考察 CERs 期货价格收益与能源期货价格收益的相依关系,条件相关系数存在大幅波动且趋势并不明显,难以确保由此测算的套期保值比率具有稳健性,而 CCC - MVGARCH 模型则无法反映时变性相依关系;VECM - MVGARCH 模型估计出的条件相关系数和 DCC - MVGARCH 模型估计出的动态条件相关系数均较为平稳且趋势相近,表明多元 t 分布能够较好刻画收益联合分布的尖峰厚尾特征;将 VECM - MVGARCH 模型与 BEKK - MVGARCH 模型估计出的条件相关系数序列同 DCC - MVGARCH 模型估计出的动态条件相关系数序列进行对比,后者具备更为平稳的趋势,突显出其稳健性与可信性。以上模型的估计结果均显示,CERs 期货价格收益与能源期货价格收益存在正向相依关系,且 BRenT 原油期货合约较 Euro 天然气期货合约与 GlobalCoal 期货合约更适用于构造套期保值组合。

第二,以 DCC - MVGARCH 模型估计动态条件相关系数并测算套期保值比率,明显降低了组合收益的方差并提升了组合收益的均值,其套期保值绩效要优于 VECM - MVGARCH 模型与 BEKK - MVGARCH 模型;以动态条件相关系数的均值测算套期保值比率,也能够明显降低组合收益的方差。

基于本文的实证研究,并结合我国现行金融体制对跨境期货交易的诸多限制,本文从不同的角度,分别对我国国内减排企业和政府主管部门提出如下建议:

首先,建议国内减排企业采取相关套期保值策略。国内减排企业应以 CERs 期货主力交易品种的结算价作为现货价格的直观参照,充分认识到国际原油期货市场对国际 CERs 期货市场的正向关联度最为明显且较为稳定。同时,基于动态条件相关系数的均值及收益波动的预测,依据自身 CERs 持有量调整原油期货合约空头。另外,减排企业还需要针对经济环境与市场环境的变化,定期更新动态条件相关系数的均值。

其次,建议政府主管部门着手实施碳资源战略储备以对冲风险。作为政府的主管部门,一方面,可适当放宽质优减排企业的准入门槛,允许其审慎开展套期保值业务;另一方面,可组织具备资质的国内大型企业,通过自愿减排交易实现国内碳减排量的集中整合,并凭借自身实力予以妥善管理。同时,主管部门应建立碳价评估体系,形成较为完备的风险识别机制与风险预警机制,并以此为参考,适时调整国内清洁发展机制项目的批准进程与审核标准,收紧项目批准指标,只允许具备运作经验且实力雄厚的企业实施清洁发展机制项目的开发,引导更多不具备运作经验的中小企业投身于自愿减排交易。

参考文献:

1. 陈荣达 2005 《基于 Delta - Gamma - Theta 模型的外汇期权风险度量》,《系统工程理论与实践》第 7 期。
2. 蒋治平 2008 《人民币利率与汇率的动态相关关系:基于 DCC 模型的研究》,《软科学》第 7 期。
3. 马超群、路文金、李双飞 2009 《基于 MV - GARCH 的石油期货时变套期保值比率研究》,《统计与决策》第 17 期。
4. 马杰 2010 《基于 DCC - GARCH 模型的外汇储备结构动态调整研究》,《中南财经政法大学学报》第 3 期。
5. 吴武清、陈敏、毛志杰 2008 《人民币汇率、汇率风险对中国对美国出口的经济影响分析》,《数理统计与管理》第 7 期。
6. 徐绪松、侯成琪 2006 《非正态稳定分布条件下的投资组合模型:均值 - 尺度参数模型》,《系统工程理论与实践》第 9 期。
7. 游家兴、郑挺国 2009 《中国与世界金融市场从分割走向整合》,《数量经济技术经济研究》第 12 期。
8. Alberola E. J., Chevalier, and B. Chèze. 2008. "Price Drivers and Structural Breaks in European Carbon Prices 2005 - 2007." *Energy Policy* 36(1): 787 - 797.
9. Aslanidis N., D. R. Osborn and M. Sensier. 2010. "Co - movements between US and UK Stock Prices: The Role of Time - varying Conditional Correlations." *International Journal of Finance and Economics* 15(2): 366 - 380.
10. Bataller M., A. Pardo and E. Valor. 2007. "CO2 Prices, Energy and Weather." *The Energy Journal* 28(1): 73 - 92.
11. Baillie R. T. and R. Myers. 1991. "Bivariate GARCH Estimation of The Optimal Commodity Futures Hedge." *Journal of Applied Econometrics* 6(5): 9 - 124.
12. Benz E. and S. Trück. 2008. "Modeling The Price Dynamics of CO2 Emission Allowances." *Energy Economics* 31(3): 4 - 15.
13. Billio M. and M. Caporin. 2005. "Multivariate Markov Switching Dynamic Conditional Correlation GARCH Representations for Contagion Analysis." *Statistical Methods and Applications* 14(1): 145 - 161.
14. Bollerslev T., R. F. Engle, and J. M. Wooldridge. 1988. "A Capital Asset Pricing Model with Time - Varying Covariances." *The Journal of Political Economy* 96(8): 116 - 131.
15. Bollerslev T. 1990. "Modelling The Coherence in Short - run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model." *Review of Economics and Statistics* 72(2): 498 - 505.
16. Chandra M. 2005. "Estimating and Explaining Extreme Comovements in Asia - Pacific Equity Markets." *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies* 8(2): 53 - 79.
17. Colm J. and V. Potib. 2006. "Correlation Dynamics in European Equity Markets." *Research in International Business and Finance* , 20(2): 305 - 321.
18. Ederington L. H. 1979. "The Hedging Performance of the New Futures Markets." *The Journal of Finance* 34(1): 157 - 170.
19. Engle R. F. 2002. "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models." *Journal of Business & Economic Statistics* 20(1): 339 - 350.
20. Engle R. F. and K. F. Kroner. 1995. "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH." *Econometric Theory* 11(5): 122 - 150.
21. Glasserman P. 2004. *Monte Carlo Methods in Financial Engineering*. New York: Springer - Verlag Berlin.
22. Glassemann P., P. Heidelberger, and P. Shahabuddin. 2002. "Portfolio Value - at - Risk with Heavy - tailed Risk Factors." *Mathematical Finance* 3(2): 239 - 269.
23. Hafner C. M., and P. H. Franses. 2009. "A Generalized Dynamic Conditional Correlation Model: Simulation and Application to Many Assets." *Econometric Reviews* 28(3): 612 - 631.
24. Hedi Aroui M. E., F. Jawadi, and D. K. Nguyen. 2008. "International Stock Return Linkages: Evidence from Latin American Markets." *European Journal of Economics* 35(2): 1201 - 1223.
25. Heyde C. C. and S. Kou. 2004. "On the Controversy Over Tail weight of Distributions." *Operations Research Letters* 32(2): 399 - 408.
26. Hsu Chih - Chiang C. P. Tseng, and Y. H. Wang. 2008. "Dynamic Hedging with Futures: A Copula - based GARCH Model." *Journal of Futures Markets* 28(4): 1095 - 1116.
27. Hsu Yuan - Hung and J. J. Wang. 2008. "Estimating Portfolio Value - at - Risk via Dynamic Conditional Correlation MGARCH Model - An Empirical Study on Foreign Exchange Rates." *Applied Economics Letters* 15(6): 533 - 538.
28. Keppler J. H. and M. Bataller. 2010. "Causalities Between CO2, Electricity and Other Energy Variables During Phase I and Phase II of The EU - ETS." *Energy Policy* 38(2): 3329 - 3341.
29. Kroner K. F. and J. Sultan. 1993. "Time - varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28(3): 535 - 551.

(下转第 160 页)

45. Wan ,X. ,Y. Xuan ,and K. Lv. 2011. “Measuring Convergence of China’ s ICT Industry: An Input – output Analysis.” *Telecommunications Policy* 35(4) : 301 – 313.
46. Wirtz ,B. W. 1999. “Convergence Processes ,Value Constellations and Integration Strategies in the Multimedia Business.” *International Journal on Media Management* 1(1) : 14 – 22.

Foreign Theoretical Research Progress on Industry Convergence

Shan Yuanyuan and Zhao Yulin

(School of Economics ,Wuhan University of Technology)

Abstract: Industry convergence is a new feature and trend of the modern industry development, which attracts high attention of the economics fields. In the past decade, there are a lot of valuable research achievements in theoretical problems such as classifications, routes, driving forces, recognition and measurement, effects and so on. The paper reviews these achievements and elaborates on the latest development in some deep theoretical research of industry convergence. Industry convergence can be classified into different types from different perspectives, which is the base for further research; basic consensus on convergent routes and driving forces has been reached; the methods of recognition and measurement are still not perfect and it has become an important hot research spot and new trend. It needs deeper and more extensive reveals about convergent effects in more industry convergence practices.

Key Words: Industry Convergence; Convergent Routes; Recognition and Measurement; Convergent Effects

JEL Classification: Z19

(责任编辑: 彭爽)

(上接第 122 页)

30. Lee ,Ming – Chih ,J. S. Chou ,and C. M. Lin. 2006. “A Study of Value – at – Risk on Portfolio in Stock Return Using DCC Multivariate GARCH.” *Applied Financial Economics Letters* 2(1) : 183 – 188.
31. Lien ,D. H. ,and X. Luo. 1994. “Multi – period Hedging in The Presence of Conditional Heteroscedasticity.” *The Journal of Futures Markets* 14(1) : 927 – 955.
32. Newey ,W. ,and D. McFadden. 1994. “Large Sample Estimation and Hypothesis Testing.” *Handbook of Econometrics* 9(4) : 2113 – 2245.
33. Park ,T. H. ,and L. N. Switzer. 1995. “Bivariate GARCH Estimation of The Optimal Hedge Ratios For Stock Index Futures: A Note.” *Journal of Futures Markets* 15(4) : 61 – 67.
34. Samuel ,K. ,and N. Saralees. 2004. *Multivariate t Distributions and Their Applications*. Cambridge ,United Kingdom: Cambridge University Press.
35. Wei ,Ching – Chun. 2008. “The Analysis of Interest Rate Mean and Volatility Spillover to the Industrial Production Index and Stock Markets: The Case of China.” *Economics Bulletin* 65(3) : 1 – 14.

Dynamic Correlation between International Carbon Market and Energy Market and Its Implications: Based on DCC – MVGARCH

Zhang QiuLi¹ ,Yang Chao² and Men Ming³

(1: Bank of Beijing; 2: Postdoctor of Beijing Jiaotong University; 3: University of International Business and Economics)

Abstract: In this paper ,by applying the extended DCC – MVGARCH model which is based on conditional multivariate t distribution ,we analyze the dynamic correlation between CERs futures prices and energy futures prices. The paper aims to explore the feasibility and operation strategy of cross – species hedge and give empirical evidence to help domestic enterprises hedge price fluctuation risks in a timely manner. Empirical results show that: positive correlation exists between CERs futures prices and energy futures prices; compared to the Euro natural gas futures contracts and GlobalCoal futures contracts ,BRenT crude oil futures contract is more applicable for constructing hedging portfolio; measuring the time – varying hedge ratio with dynamic correlation coefficient can significantly reduce the portfolio returns variances and improve the mean and its hedging performance is superior to that of conditional correlation coefficient. This paper argues that domestic emission reductions enterprises should actively take hedging strategy and regularly update the mean of the dynamic conditional correlation coefficient ,and the government departments should also begin to implement strategic reserve of carbon resources to hedge risks.

Key Words: CERs Futures; Energy Futures; Volatility Spillover; DCC – MVGARCH; Cross – species Hedge

JEL Classification: G15 ,G17 ,Q53

(责任编辑: 彭爽)