

中国碳金融交易价格风险测度研究 ——基于 GARCH - VaR 模型视角

徐伟民, 肖 坚

(江西省生态文明研究院 江西 南昌 330036)

摘要:“碳达峰”和“碳中和”战略目标的提出进一步提升了中国碳金融市场发展水平。在分析碳金融交易价格风险及其测度方法基础上,基于中国上海、北京、广东、福建、深圳和湖北六大交易所 2020 年 10 月至 2022 年 1 月交易价格数据,采用 GARCH - VaR 模型测度了中国碳金融交易价格风险水平。研究发现:中国碳金融交易价格总体风险水平较高;6 个交易市场碳金融交易价格风险从大到小依次是上海、北京、深圳、福建、广东和湖北;上海和北京交易市场价格风险超过了 6 个市场价格风险的平均水平,剩余 4 个市场低于 6 个市场平均价格风险水平。应该进一步健全碳金融产品定价机制和碳金融交易平台,逐步建立高效的碳金融价格风险防控机制,并进一步明确碳金融交易价格风险的监管重点。

关键词:碳金融交易;价格风险;GARCH - VaR

中图分类号:F830.9 **文献标志码:**A **文章编号:**2095 - 0098(2022)06 - 0003 - 08

21 世纪以来,碳排放导致的全球气候问题越来越引起世界各国的重视,各国基本形成了发展低碳经济的共识。以 20 世纪 90 年代《京都议定书》的签订为标志,碳排放权及其衍生金融产品在世界范围内快速发展,其中欧盟的碳排放交易体系(EUETS)影响最大。2013 年以来,中国陆续批准建设了北京、上海等碳排放交易中心,这些交易中心成为支撑中国碳金融交易的主要机构。2020 年 9 月,中国提出了“碳达峰”和“碳中和”战略愿景,进一步加快了中国碳金融交易市场的发展速度,提升了中国碳金融交易市场的发展水平。然而,由于中国碳金融交易相关监管制度更新速度较慢,中国各地碳金融交易政策存在显著区域差异,再加上部分碳金融交易者的过度投机行为的影响,中国碳金融交易价格的风险在逐渐提升,给中国碳金融交易市场的可持续发展造成了显著负面冲击。在此背景下,如何采用科学方法对中国碳金融交易价格风险进行测度,并制定有效应对碳金融交易价格风险的相关策略成为当前需要重点研究的课题。

一、碳金融交易价格风险内涵与测度方法

(一) 碳金融交易价格风险内涵

碳金融交易价格风险的来源是多维度的,如 Sevi & Chevallier(2011)^[1]认为碳金融交易价格风险主要受到交易制度设计及违规性市场操作的影响。杜莉等(2014)^[2]认为影响中国碳金融交易价格风险的因素包括信用风险、操作风险、流动性风险和项目风险等因素,这些因素共同作用导致了碳金融交易价格风险。郑

收稿日期:2022 - 03 - 09

基金项目:国家社会科学基金项目“后扶贫时代的返贫风险预警及其防范机制研究”(21BJL094);江西省社会科学研究“十四五”规划项目“产业数字化驱动下江西省绿色价值链升级的机制与路径研究”(21JL06);江西省社会科学研究“十四五”规划项目“赣南原中央苏区与湘赣边区域协同发展战略和路径研究”(21YJ11)

作者简介:徐伟民(1976—),男,江西广丰人,江西省生态文明研究院党委书记,研究方向为产业经济;肖 坚(通信作者)。

祖婷等(2018)^[3]通过因子分析法提取出影响碳金融交易价格风险的核心影响因素是公共因子,并指出影响该因子的关键是公共财政预算支出、进出口总额和天然气均价等宏观经济变量。韩晓月(2020)^[4]通过对碳排放权交易风险的综述发现碳金融交易价格风险是市场风险的主要表征,受到碳金融交易收益率分布和收益波动的客观影响。田永等(2021)^[5]分析了新冠疫情前后欧盟市场碳金融交易价格的波动问题,研究认为新冠疫情进一步提升碳金融交易价格的波动性,并提升了其价格风险水平。

综上可知,碳金融交易价格风险来源是复杂而多变的,既受到宏观调控和宏观政策的冲击,也受到微观市场交易供求关系的冲击,还可能受到突发公共事件的冲击。首先,碳金融交易价格风险的主要影响因素是宏观调控和宏观政策。根据彭晓洁和钟永馨(2021)^[6]的观点,宏观调控力度和宏观政策对中国碳金融交易价格及其风险水平具有主导作用,这种主导作用主要通过金融市场发展水平和区域经济发展水平产生作用。金融发展水平越高,其对实体经济的支撑作用越强,实体经济发展速度越快,此时经济发展过程中的能耗水平更高,从而推动碳金融交易价格的提升。不仅如此,中国各地区域经济发展水平的区域异质性会导致各地碳排放交易供求关系的非均衡,在中国尚未构建全国统一的碳金融交易市场背景下,这会造成碳金融交易价格的区域差异性和波动性,从而提升了碳金融交易价格风险。其次,碳金融交易市场自身的供求关系变化也会对交易价格风险水平产生影响。在碳排放配额制度下,中国各地碳排放总量和结构具有典型的非均衡特征,这导致了同一时期不同地区的碳金融交易价格差异,这种价格差异有可能造成投机获利空间。与此同时,碳金融交易产品本身带有金融衍生品属性,这进一步放大了碳金融交易价格的波动风险。另外,碳金融交易价格风险还会受到非预期公共事件的影响。根据吕靖烨和王腾飞(2019)^[7]的观点,中国碳金融交易价格具有长期记忆性和杠杆效应,前期碳金融交易价格会对后期交易价格产生显著影响,且碳交易价格具有显著的杠杆效应,该杠杆效应容易受到非预期公共事件的冲击。

基于上述讨论,碳金融交易价格风险是由于碳排放权市场受到宏观调控和宏观政策、市场供求关系和非预期性公共事件冲击导致的价格非合理波动。这种非合理价格波动导致的风险为碳金融交易价格风险。

(二) 碳金融交易价格风险测度方法

碳金融交易价格风险测度方法主要有两种:一种是通过分析价格风险因素选择相应指标,进而结合因子分析或主成分分析提取公共因子来测度风险水平。还有学者在因子分析基础上通过引入支持向量机方法进行碳金融交易价格的风险测度,如谷慎和汪淑娟(2019)^[8];另一种方法是采用在险价值 VaR 方法进行,如杨超等(2011)^[9]、刘红琴和胡淑慧(2022)^[10]等,其差异主要体现在测量范围和测量数据方面,基本结论具有一定类似性。在采用 VaR 模型进行碳金融交易价格测度过程中,一个核心难题是如何识别碳金融交易价格的波动性。从已有研究看,VaR 模型中碳金融交易价格波动性的识别可以采用历史模拟方法、蒙特卡洛模拟方法和基于协方差分析的 GARCH 模型方法。根据 Qi et al. (2016)^[11]、宋敏等^[12](2020)的研究,历史模拟法虽然无需对收益率序列分布进行正态假设,但是需要大量数据进行测度才有测度效果,因此在实务中使用频率较小。蒙特卡洛模拟方法是近年来在 VaR 模型中测度碳金融交易价格收益序列波动性的新方法,其使用频率在日渐提高。但是该方法计量算太大,且可能发生计算方向错误,这种缺点限制了该方法的进一步推广。基于协方差分析的 GARCH 模型可以更准确地描述碳金融交易价格收益序列的波动性,且符合金融经济数据“尖峰后尾”特征,其应用范围较广。也有学者将非参数估计思想引入进来构建介于 Copula 函数的 VaR 模型,也取得了较好的测度效果,如柴尚蕾和周鹏(2019)^[13]。笔者尝试将 VaR 模型和 GARCH 模型结合,通过 GARCH 模型识别中国碳金融交易价格收益序列的波动性,并基于在险价值 VaR 方法对中国碳金融交易价格风险进行测度。

二、GARCH - VaR 模型原理

(一) GARCH 模型原理

GARCH 模型被称为广义自回归条件异方差模型,是 Engle(1982)^[14] & Bollerslev(1986)^[15]提出并发展的,该模型主要适用于金融研究领域批量数据的量化预测问题,特别适用于大量金融时间序列数据的波动分析。式(1)和式(2)显示了该模型的基本方程形式,其中 R 为待分析序列(如文中碳金融的交易价格), μ

为序列 R 的期望均值, ε 为残差, σ 为序列 R 的波动方差,

α 、 β 、 γ 为待估计系数, p 和 q 代表了前期方差和前期残差的最大滞后阶数, 此时称式(2)为 GARCH(p , q) 模型, 即分别含有 p 个 GARCH 项和 q 个 ARCH 项。式(2)的含义是, 序列 R 第 t 期的方差受到不变方差 α 、前期方差估计值 σ_{t-j}^2 和前期新信息残差 ε_{t-i}^2 的共同影响。这说明如果序列 R 第 $(t-1)$ 期的方差 σ_{t-1}^2 较大时, 交易者会对下一期方差 σ_t^2 估计的更大, 即金融时间序列数据往往表现出波动集群特征。如果式(2)中 p 和 q 同时等于 1, 则方程(2)变为方程(3), 此时称方程(3)为 GARCH(1, 1) 模型, 即该模型中含一个 ARCH 项和一个 GARCH 项。

$$R_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha + \sum_{i=1}^q \beta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \gamma_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha + \beta \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \sigma_{t-1}^2 \quad (3)$$

值得说明的是, 在金融时间序列分析中应用最多的模型为 GARCH(1, 1) 模型, 该模型平稳的充分必要条件是式(3)中 $\beta + \gamma < 1$ 。

(二) VaR 模型原理

在险价值模型(VaR)源于 20 世纪 90 年代 G30 集团在金融风险评估过程中的讨论。该模型如式(4)所示, 其中 c 为置信水平, VaR 为某项金融产品在一定时间内和一定置信水平下可能产生的最大损失, ΔLoss 代表了该金融产品下期的真实损失水平。式(4)中如果取置信水平 c 为 99%, 其含义是该金融产品下一期损失大于 VaR 值的概率为 1%, 即该金融产品下一期损失超过 VaR 值的概率仅为 1%。

$$\text{Prob}(\Delta \text{Loss} > \text{VaR}) = 1 - c \quad (4)$$

假设这项金融产品初始投资数额为 W_0 , 序列 R 为其收益率序列。那么下一持有期的预期资产价值为 $W = W_0(1 + R)$, 假设此时收益率序列 R 的期望和标准差分别为 μ 和 σ , 当该投资置信水平 c 被决定后, 该金融投资最小价值为 W^* , 此时对应的最小收益率为 R^* 。此时相对于期望值而言的在险价值 VaR 计算公式为式(5), 即在险价值 VaR 是在某个置信水平上期望价值和最小价值的差额。置信水平 c 的含义如式(6), 即该金融投资预期价值大于最小价值 W^* 的概率为置信水平 c , 其中 $f(W)$ 为该金融投资收益水平的概率分布情况。假设金融投资的收益率 R 的分布满足正态分布, 即 $R \sim N(\mu, \sigma^2)$, 则需要将其转换为标准正态分布概率密度函数 $\Phi(x) \sim N(0, 1)$, 转换公式为式(7)。完成对 $f(W)$ 的收益序列 R 的标准正态转换后, 置信水平 c 的计算方法可以改为式(8), 其中 Z_c 为置信水平为 c 时标准正态分布概率密度函数 $\Phi(x)$ 的偏差值。在此基础上可以得到式(9), 进而将式(9)代入式(5)即可得到在险水平 VaR 的计算式(10)。值得说明的是, 式(10)中持有期间 t 为 1, 如果 t 不为 1, 那么公式(10)需要转变为 $\text{VaR} = W_0 Z_c \sigma \sqrt{t}$ 。

$$\begin{aligned} \text{VaR} &= E(W) - W^* = E[W_0(1 + R)] - W_0(1 + R^*) \\ &= W_0(1 + \mu) - W_0(1 + R^*) = -W_0(R^* - \mu) \end{aligned} \quad (5)$$

$$c = \int_{-\infty}^{W^*} f(W) dW = \text{prob}(W \leq W^*) = F(W^*) \quad (6)$$

$$x = \frac{R - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1) \quad (7)$$

$$c = \int_{-\infty}^{W^*} f(W) dW = \int_{-\infty}^{-Z_c} \Phi(x) dx \quad (8)$$

$$-Z_c = \frac{R^* - \mu}{\sigma} \Rightarrow R^* = \mu - Z_c \sigma \quad (9)$$

$$\text{VaR} = W_0 Z_c \sigma \quad (10)$$

全文研究对象是碳金融产品交易价格风险的测度问题, 其交易价格具有典型的批量化集群性金融时间序列特征, 该数据特征非常适用 GARCH 模型进行实证建模。因此, 首先使用 GARCH 模型对中国碳金融产品价格收益率序列进行建模识别其波动性, 并通过估计模型找到其收益序列的标准差 σ , 进而根据 VaR 模

型计算其不同置信水平下的在线价值,并对在险价值进行不同市场背景的风险比较。

三、碳金融交易价格风险测度及分析

(一) 数据说明

由于中国“碳金融”和“碳达峰”战略目标是在 2020 年 9 月提出的,为了减弱政策对时间序列的干扰性,本文数据时间区间为 2020 年 10 月 15 日至 2022 年 1 月 31 日。数据选择对象为北京、上海、广东、福建、深圳和湖北等六大碳排放权交易所。重庆碳排放交易中心和天津碳排放交易所由于成交量较低、成交价格波动不足的原因没有被纳入。所有碳金融交易价格数据均来自中国碳交易网官方网站。同时利用 6 个交易中心官网数据和中国碳交易网数据进行了数据匹配,进一步验证了数据的准确性。在获取碳金融交易价格后,本文按照式(11)获得碳金融产品收益序列 R ,其中 P_t 为第 t 期碳金融产品收盘价格。由于收益序列 R 数据较小,本文将其扩大 100 倍后进行后续研究。

$$R = 100 \times \ln(P_t / P_{t-1}) \quad (11)$$

表 1 显示了六大碳金融交易市场收益序列的描述性统计指标。湖北收益序列均值为负值,其余 5 个市场收益序列均为正值。上海市场收益序列最大值为 0.0892,最小值 -0.0146,整体标准差达到 5.6938,在所有 6 个市场中波动性最大。广东市场收益序列最大值 0.0302,最小值 -0.0046,标准差为 3.2102,在 6 个市场中波动性最小。北京、上海、广东和湖北收益序列的偏度为负值,说明数据呈现出左偏特征,福建和深圳市场收益序列偏度值为正,说明数据呈现右偏特征。6 个市场收益序列峰度值均大于正态分布下的峰度值,对应的 JB 统计量均在 1% 显著性水平拒绝序列正态分布的原假设,说明 6 个市场收益序列表现出集群波动特征。表 1 最后一列是将 6 个市场同一交易日的收益数据进行算术平均后得到的合并数据,其均值为 0.0227,标准差达到 4.8423,数据呈现左偏特征,峰度值超过正态分布下峰度值,JB 统计量拒绝了正态分布原假设,呈现出和六大市场类似的波动集群分布形态。综合看,无论是六大交易市场还是合并之后的收益序列符合金融数据“尖峰厚尾”的基本分布形态。

表 1 六大交易所收益序列描述性统计

项目	北京	上海	广东	福建	深圳	湖北	合并
均值	0.0054	0.0331	0.0037	0.0027	0.0171	-0.0016	0.0227
最大值	0.0682	0.0892	0.0302	0.0069	0.0583	0.0052	0.0556
最小值	-0.0319	-0.0146	-0.0046	-0.0027	-0.0421	-0.0071	-0.0046
中位数	0.0047	0.0000	0.0041	0.0004	0.0016	0.0001	0.0144
标准差	3.6826	5.6938	3.2102	4.9372	4.0284	3.4261	4.8423
偏度	-0.7783	-0.4957	-0.5583	0.4832	0.1028	-0.5922	-0.4216
峰度	12.3947	13.4857	10.3362	9.2947	12.5492	7.3326	10.9115
JB 统计量	8.4947 *** (0.0000)	7.3493 *** (0.0000)	5.3836 *** (0.0012)	7.3382 *** (0.0000)	13.4857 *** (0.0000)	17.4732 *** (0.0000)	9.9334 *** (0.0001)

注:括号内是 JB 统计量对应的概率值,***表示在 1% 显著性水平统计显著。

(二) 测度过程

金融时间序列需要保证数据的平稳性才能进行实证模型构建,否则容易产生“伪回归”问题。借助使用范围最广的 ADF 检验对各市场收益序列进行单位根检验,如表 2 所示,可见 6 个市场收益序列和合并收益序列的 ADF 统计量绝对值均大于其 1% 显著性水平临界值的绝对值 3.9642,即 6 个市场收益序列和合并收益序列 ADF 统计量均在 1% 显著性水平上拒绝了存在单位根的原假设,说明上述序列是平稳的,符合金融时间序列实证建模平稳性要求。

为检验中国不同市场碳金融交易收益序列是否存在 ARCH 效应,即其残差是否存在异方差问题,同时对收益序列均值方程如式(1)的残差进行自相关检验,并同时对方程进行 ARCH-LM 检验,检验结果如表 2 第 3 和第 4 列所示。根据表 2 第 3 列的自相关检验结果,6 个市场收益序列和合并市场收益序列自相关检验 F 统计量对应的伴随概率均低于 1%,说明 7 个序列均在 1% 显著性水平拒绝了不存在异方差的原假设,即 7 个序列都存在 ARCH 效应。7 个收益序列 ARCH-LM 检验的统计量对应的伴随概率均低于 1%,说

明7个收益序列均拒绝序列不存在异方差的原假设,即说明6个市场收益序列和合并市场收益序列存在ARCH效应。

表2 序列稳健性和ARCH效应检验

项目	ADF 检验	ARCH 效应 F 检验	ARCH 效应 LM 检验
北京	-14.4958(0.0000)	34.3947(0.0012)	110.3484(0.0000)
上海	-16.4937(0.0000)	50.2937(0.0000)	92.4587(0.0000)
广东	-9.3848(0.0001)	56.4836(0.0000)	70.4956(0.0000)
福建	-12.3846(0.0000)	34.2241(0.0000)	81.3948(0.0000)
深圳	-11.3847(0.0000)	78.4872(0.0000)	67.3848(0.0000)
湖北	-9.5586(0.0001)	60.4908(0.0000)	79.3934(0.0000)
合并	-12.3286(0.0000)	77.4461(0.0000)	45.0283(0.0000)

注:括号内是各统计量对应的概率值。

由于上述收益序列存在ARCH效应,选择采用GARCH(p, q)模型进行实证建模。在实证过程中,根据AIC和SIC信息准则,发现当GARCH模型中 p 和 q 的滞后阶数均为1时GARCH模型的拟合效果最好,因此选择构建GARCH(1,1)模型。表3显示了GARCH(1,1)模型的估计结果,其中 α 、 β 和 γ 是式(3)中的参数。根据表3,7个收益序列的三个参数均在不同显著性水平上统计显著,说明GARCH(1,1)模型构建较为理想。7个收益序列估计序列对应的DW值均在2左右,说明不存在序列相关性。

表3 GARCH(1,1)模型估计结果

项目	α	β	γ	DW
北京	0.0036*** (0.0000)	0.0485** (0.0242)	0.2034* (0.0544)	2.1192
上海	0.0134** (0.0103)	0.0598*** (0.0028)	0.3947** (0.0229)	1.9932
广东	0.0188*** (0.0032)	0.1022* (0.0711)	0.1937*** (0.0039)	2.1293
福建	0.0589* (0.0502)	0.2037*** (0.0001)	0.2236*** (0.0048)	2.0056
深圳	0.0485*** (0.0019)	0.1056** (0.0204)	0.1927*** (0.0093)	1.8922
湖北	0.1028* (0.0594)	0.0448** (0.0166)	0.2017** (0.0302)	2.0661
合并	0.0058** (0.0291)	0.1283** (0.0347)	0.2036*** (0.0039)	2.0053

注:括号内是各统计量对应的概率值,***、**、*分别代表在1%、5%和10%显著性水平上统计显著。

为验证构建的GARCH(1,1)模型是否消除了异方差问题,本文同时采用ARCH-LM检验和Ljung的Box-Q检验对其进行检验,检验结果如表4所示。可见,对7个收益序列的GARCH(1,1)模型的残差进行ARCH-LM检验后,其ARCH-LM统计量的相伴概率均大于10%,说明7个回归结果的残差都不能拒绝不存在ARCH效应的原假设,即说明GARCH(1,1)模型已经消除了残差的异方差性。Ljung的Box-Q的原假设是残差存在异方差,本文对GARCH(1,1)模型的残差序列的滞后9期数据进行Box-Q检验后发现其统计量均大于1%显著性水平的临界值,其伴随概率均低于1%,说明7个收益序列的GARCH(1,1)模型的残差不存在异方差,即GARCH(1,1)模型消除了异方差性。综合ARCH-LM检验和Box-Q检验结果,说明本文构建的GARCH(1,1)模型具有稳健性,可以用于后续VaR计算。

表4 GARCH(1,1)模型稳健性

检验方法	ARCH-LM	Box-Q
北京	2.3944(0.1495)	178.2471(0.0000)
上海	1.4836(0.2201)	110.3947(0.0000)
广东	3.5083(0.2566)	84.4566(0.0000)
福建	4.2601(0.1835)	66.1175(0.0000)
深圳	2.3947(0.1503)	70.2847(0.0000)
湖北	3.2036(0.2811)	78.3947(0.0000)
合并	1.4874(0.3492)	93.2837(0.0000)

注:括号内是各统计量对应的概率值。

根据表3可得北京市场碳金融交易价格的GARCH(1,1)模型,如式(12)所示。其他5个市场和合并市

场序列的 GARCH(1,1) 模型表达式同理可得。根据式(12) 结合 Eviews10.0 软件的预测功能,可预测下一期北京市场碳金融交易价格波动方差 σ^2 和标准差 σ ,本文预测值为 0.1586。同理可得到其余 6 个收益序列的波动标准差,如表 5 第 2 列所示。

$$\sigma_t^2 = 0.0036 + 0.0485\varepsilon_{t-1}^2 + 0.2034\sigma_{t-1}^2 \quad (12)$$

在得到各市场碳金融交易收益序列下期波动标准差后,假设投资金额为 100 元,根据式(10) 可得到 99% 和 95% 置信水平下不同市场的 VaR 值,如表 5 所示。其中,在 99% 置信水平下 6 个市场 VaR 值从大到小依次是上海(45.5049)、北京(36.9538)、深圳(23.3932)、福建(19.9448)、广东(18.0109) 和湖北(17.5915)。在 95% 置信水平下 6 个市场的 VaR 值从大到小依次是上海(32.2245)、北京(26.1690)、深圳(16.5660)、福建(14.1240)、广东(12.7545) 和湖北(12.4575)。如果将 6 个市场合并,其 99% 和 95% 置信水平的 VaR 值分别为 29.8939 和 21.1695。

表 5 基于 GARCH(1,1) 预测值的下期 VaR 值计算

市场	σ 估计值	置信水平	Z	投资金额	VaR
北京	0.1586	99%	2.33	100	36.9538
		95%	1.65		26.1690
上海	0.1953	99%	2.33	100	45.5049
		95%	1.65		32.2245
广东	0.0773	99%	2.33	100	18.0109
		95%	1.65		12.7545
福建	0.0856	99%	2.33	100	19.9448
		95%	1.65		14.1240
深圳	0.1004	99%	2.33	100	23.3932
		95%	1.65		16.5660
湖北	0.0755	99%	2.33	100	17.5915
		95%	1.65		12.4575
合并	0.1283	99%	2.33	100	29.8939
		95%	1.65		21.1695

(三) 测度结果的经济分析

在险价值 VaR 的含义是:在某个置信水平下一项投资在未来交易过程中可能产生的最大损失。以表 5 中 99% 置信水平的北京碳金融收益序列为例,当投资金额为 100 元时期在险价值 VaR 为 36.9538,其含义有两层:一是下一个交易日北京市场碳金融产品损失超过 36.9538 万的概率不高于 1%。二是当置信水平 99% 被确定后,北京市场碳金融产品交易价格在下一个交易日可能的最大损失为 36.9538 元。在此基础上,根据表 5 可得到如下结论。

第一,当置信水平为 99% 时,6 个市场在险价值 VaR 最大的是上海市场,其余从大到小依次是北京、深圳、福建、广东和湖北,即在当前中国碳金融产品交易市场中,价格风险最大的是上海市场,其次是北京市场,风险水平排在第二至第五位的分别是深圳、福建和广东,湖北碳金融交易市场的交易价格风险最低。当置信水平为 95% 时上述结论不变。

第二,从在险价值 VaR 最小的湖北市场看,当置信水平为 99% 时,其 VaR 值为 17.5915,当置信水平变为 95% 时,其 VaR 值下降为 12.4575。可见,即使是在在险价值最小的湖北市场,当把置信水平从 99% 降为 95% 后,该市场碳金融交易价格的风险水平仍达到了投资总额 100 元的 12.46%,仍处在较高的风险水平。剩余 5 个市场的 VaR 值都大于相同置信水平的湖北 VaR 值,这说明中国碳金融交易市场价格风险水平较高。

第三,从市场合并数据看,当置信水平为 99% 时,6 个市场的综合 VaR 值为 29.8939。6 个市场中只有上海和北京市场的 VaR 值大于合并市场 VaR,剩余 4 个市场 VaR 值均低于市场合并后的 VaR 值。当置信水平变为 95% 后,上述结论不变。基于此可将 6 个市场分为两个风险梯队,第一梯队为高价格风险市场,包括上海和北京市场;第二梯队为中高风险市场,包括深圳、福建、广东和湖北市场。由此可见,中国碳金融市场价格风险存在显著区域异质性,北京和上海市场的交易量较大是中国碳金融交易的主要市场,其总体价格风险水平较高。深圳、福建、广东和湖北市场价格风险水平低于上海和北京市场,但是其总体风险水平仍处在较高水平。

四、对策建议

本文在对碳金融交易价格风险进行了科学界定并对其交易风险测度方法进行分析后,通过采用 GARCH-VaR 模型检验了中国 6 个碳金融交易市场的价格风险水平。研究发现,中国碳金融交易价格风险总体水平较高,且表现出显著的区域差异性。基于此,为进一步提升中国应对碳金融交易价格风险的水平,提出如下对策建议。

第一,健全碳金融产品定价机制和碳金融交易平台。根据本文测度结果,中国碳金融市场价格风险总体水平较高且表现出显著的区域异质性,基于此,建议中国应该进一步构建科学有效的碳金融产品定价机制。为此,可以从如下方面入手:一是鉴于当前中国各地碳金融交易价格受到地方政府政策和经济发展需求的影响较为严重,中国应该适度弱化地方政府行政干预碳金融产品交易价格的程度,逐步提高碳金融产品价格的属性,进而为中国碳金融市场的全国统一奠定基础。二是中国可以借鉴欧美国家碳金融交易定价经验,积极引入拍卖定价、期权定价等成熟的定价机制,并对市场中的恶意控制交易价格的行为给予对应处罚。与此同时,还应该进一步推进碳金融交易平台建设,最终构建全国统一的碳金融交易市场。为此,可以进一步细化碳金融交易市场准入机制,对那些交易基础差、交易规范度较低的市场交易者构建强制退出机制,并要求每个交易平台必须按照国家要求设立专门的价格风险预警机构。不仅如此,为了推进碳金融交易平台的科学发展,中国还应积极鼓励各类相关中介服务机构的发展,提升各类中介机构有效利用其专业知识能力服务碳金融市场发展的水平。

第二,建立高效的碳金融价格风险防控机制。根据测度结果,中国碳金融交易总体价格波动性较大,其风险水平较高,因此中国应该构建更加高效的价格风险防控机制。为此中国可以从如下几个方面入手:一是适时推出碳金融交易价格风险法律法规规制体系,并将该规制体系和《公司法》《证券法》等法律形成有效对接,构建全国统一、标准一致的碳金融交易价格法律规制体系。二是在保证政府不过分干预碳交易市场的前提下,强化政府对宏观碳金融交易风险的监管责任。三是构建涵盖事前风险防范、事中风险识别和风险化解及事后风险追责的系统风险防范体系。在事前风险防范中,政府应该针对各地差异化政策对碳金融价格的不利冲击进行系统梳理,从能源市场、金融市场和宏观经济运行等角度进行系统的政策协调。同时应该构建碳金融交易柔性配给调节机制,进一步提升市场的自我调节能力。在事中风险识别和风险化解环节,应该进一步强化交易平台结算制度,依托专业中介结构对碳金融价格风险进行系统识别,同时还可以借鉴金融衍生品市场的大额交易报告机制和强制清算机制,将碳金融交易价格风险通过恰当的机制设计予以化解。在事后风险追责过程中,应该构建全方位多维度的价格风险责任追责机制,如可以将碳金融交易追责问题和全国征信系统进行有效衔接,并构建全国范围的碳金融交易价格风险应急策略平台。

第三,明确碳金融交易价格风险的监管重点。在“碳达峰”和“碳中和”战略目标引领下,中国碳金融交易规模会越来越大,其交易价格风险会随着交易规模和交易频率的增加而不断放大。基于此,中国应该在碳金融交易市场总体风险水平较高背景下积极提升对碳金融交易市场价格风险的宏观审慎监管水平,并进一步厘清碳金融交易价格风险的监管重点。中国当前碳金融交易监管的重点包括市场操纵和欺诈行为、持仓限额、对交易注册的要求、对相关报告的要求和对碳抵消权的监管等方面。其中市场操纵和欺诈行为直接扰乱了市场交易秩序,导致市场交易的混乱,应该在宏观监管中予以重点关注。另外在市场操纵监管中应该重视对碳金融交易的杠杆性卖空行为的监管。在交易注册要求方面,应该进一步强化交易商、经纪人和交易员的注册制度,并进行积极统一管理。在报告要求方面,应该要求相关交易机构和人员严格执行国家关于碳金融交易价格、交易量、持仓量等的相关报告制度,并鼓励交易参与者进一步公开详细交易数据。在碳抵消权监管方面,应该尽快制定与碳抵消权相关的交易政策,进一步明确碳抵消交易是否也需要遵循碳金融交易配额和相关衍生品交易的基本制度问题。综上,只有对上述方面重点对待,才能有效提高碳金融交易宏观审慎监管水平。

参考文献:

- [1]Sevi B.,Chevallier J. On the Realized Volatility of the ECX CO₂ Emissions 2008 Futures Contract: Distribution, Dynamics and Forecasting [J]. Annals of Finance, 2011(7): 1-29.
- [2]杜莉,王利,张云. 碳金融交易风险:度量与防控[J]. 经济管理, 2014(4): 106-116.

- [3] 郑祖婷, 沈菲, 郎鹏. 我国碳交易价格波动风险预警研究——基于深圳市碳交易市场试点数据的实证检验[J]. 价格理论与实践, 2018(10): 49–52.
- [4] 韩晓月. 国际碳排放权交易市场风险评估研究综述[J]. 中国林业经济, 2020(6): 59–61.
- [5] 田永, 李瑞强, 刘文静. COVID-19 疫情前后欧盟碳金融市场的配额拍卖价格及启示——基于碳达峰、碳中和背景[J]. 价格月刊, 2021(8): 1–9.
- [6] 彭晓洁, 钟永馨. 碳排放权交易价格的影响因素及策略研究[J]. 价格月刊, 2021(12): 25–31.
- [7] 吕靖烨, 王腾飞. 我国碳排放权市场价格波动的长期记忆性和杠杆效应研究——以湖北碳排放权交易中心为例[J]. 价格月刊, 2019(10): 29–36.
- [8] 谷慎, 汪淑娟. 基于 SVM 的碳金融风险预警模型研究[J]. 华东经济管理, 2019(3): 180–184.
- [9] 杨超, 李国良, 门明. 国际碳交易市场的风险度量及对我国的启示——基于状态转移与极值理论的 VaR 比较研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2011(4): 94–109.
- [10] 刘红琴, 胡淑慧. 不同情境下中国碳排放权交易市场的风险度量[J]. 中国环境科学, 2022(2): 962–970.
- [11] Qi S. Z., Yu X., Tan X. J. Quantization on Risk of Carbon Futures in EU: Based on GED – GARCH Model and VaR model[J]. Technol Finance, 2016(7): 46–51.
- [12] 宋敏, 辛强, 贺易楠. 碳金融交易市场风险的 VaR 度量与防控——基于中国五所碳排放权交易所的分析[J]. 西安财经大学学报, 2020(3): 120–128.
- [13] 柴尚蕾, 周鹏. 基于非参数 Copula – CVaR 模型的碳金融市场集成风险测度[J]. 中国管理科学, 2019(8): 1–13.
- [14] Engle R. F. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation[J]. Econometrica, 1982(50): 987–1008.
- [15] Bollerslev T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity[J]. Journal of Econometrics, 1986(31): 307–327.

Research on Price Risk Measurement of Carbon Finance Transaction

——Based on the GARCH – VaR Model Perspective

XU Weimin, XIAO Jian

(Jiangxi Research Academy of Ecological Civilization, Nanchang, Jiangxi 330036, China)

Abstract: The strategic objectives of “carbon peak” and “carbon neutralization” have further improved the development level of China’s carbon financial market. Based on the analysis of carbon finance transaction price risk and its measurement methods, based on the transaction price data of six major exchanges in Shanghai, Beijing, Guangdong, Fujian, Shenzhen and Hubei from October 2020 to January 2022, GARCH – VaR model is used to measure the price risk level of carbon finance transaction. It is found that the overall risk level of carbon finance transaction price in China is high; the order of carbon finance transaction price risk in the six trading markets from large to small is Shanghai, Beijing, Shenzhen, Fujian, Guangdong and Hubei; the price risk of Shanghai and Beijing Trading Markets exceeds the average level of price risk of the six markets, and the remaining four markets are lower than the average level. China should further improve the pricing mechanism of carbon financial products and carbon financial trading platform, establish an efficient carbon financial price risk prevention and control mechanism gradually, and further clarify the regulatory focus of carbon financial transaction price risk.

Key words: Carbon finance transaction; Price risk; GARCH – VaR

(责任编辑: 罗序斌)