



# 考虑收益率自相关特征的 存货质押动态质押率设定

何娟<sup>1,2</sup>,蒋祥林<sup>2</sup>,朱道立<sup>3</sup>,王建<sup>1</sup>,陈磊<sup>4</sup>

1 西南交通大学 交通运输与物流学院,成都 610031

2 复旦大学 金融研究院,上海 200433

3 同济大学 经济管理学院,上海 200092

4 华夏银行 成都地区信用风险管理部,成都 610041

**摘要:**异于收益率弱相关的有效金融市场假说,以现货交易为主的质物市场收益率往往存在显著的自相关。从金融时间序列一般规律出发,分析质物市场收益率序列统计特征,以场外现货交易为主的螺纹钢日数据为例,模型化收益率序列自相关性和异方差性特性,建立尖峰厚尾分布下的AR(1)-GARCH(1,1)-GED模型;提出置于多风险窗口下度量未来质押期内钢材价格风险水平,给出同时考虑收益率自相关性和波动率时变性的长期风险VaR计算解析式,得出与银行风险承受能力相一致的质押率;基于失效率法则建立长期风险的碰撞序列函数,回测多风险窗口下长期VaR值。实证分析和回测显示,与现有其他模型相比,引进系数K值后的模型能显著提高银行风险覆盖率,且能显著降低银行效率损失,为银行提供一种动态质押率风险管理框架,模型确定的多风险窗口质押率与未来螺纹钢最低价值呈显著正相关。

**关键词:**AR(1)-GARCH(1,1)-GED; 长期风险 VaR 预测; 动态质押率; 模型评价

**中图分类号:**F830.56

**文献标识码:**A

**文章编号:**1672-0334(2012)03-0091-11

## 1 引言

最近《欧洲货币》杂志将供应链金融定义为过去几年中银行交易性业务中最热门的话题,并断言对该项业务的需求在未来几年将持续增长。供应链金融是指人们为了适应供应链生产组织体系的资金需要而开展的资金和相关服务定价以及市场交易活动<sup>[1]</sup>。尽管中国供应链金融市场潜力巨大,但是对供应链金融风险问题的担忧一直制约着存货质押融资业务的发展。而质押率是质物担保能力的重要体现,加之中国利率尚未完全市场化,对质押贷款的风险定价存在一定的局限性,上述因素促使质押率成为存货质押业务中各参与方共同关注的焦点。商业银行实践中,《供应链融资业务管理办法》(以下简称《管理办法》)中仅规定“以货物或者货权质押的,

为借款人提供融资的比例(即质押率)最高不得超过质物价值的70%,期限最长不得超过一年”。具体质押率的设定由贷款银行依靠经验估值确定,这种估值方式无法定量分析得出与银行风险容忍水平相一致的质押率,金融机构在具体业务实践中还相当谨慎。因此,质押率作为供应链金融风险控制的核心变量,研究其设定成为缓释业务风险、促进业务健康发展的核心问题。

## 2 相关研究评述

近年来,国内外学者对供应链金融进行了一些有益的探索。Jokivuolle 等<sup>[2]</sup>采用结构性方法计算贷款企业的违约概率,建立贷款损失与质押率之间的关系;Buzacott 等<sup>[3]</sup>首次将企业面临资金约束用于

**收稿日期:**2011-09-10   **修返日期:**2012-04-03

**基金项目:**国家自然科学基金(71003082);全国博士后基金(20080430602);教育部博士点基金(200806131007);中央高校基本科研业务费专项资金科技创新项目(SWJTU11CX081);四川科技计划软科学项目(2010ZR0028);复旦大学经济学院985平台项目

**作者简介:**何娟(1975-),女,四川巴中人,毕业于四川大学,获经济学博士学位,复旦大学金融学博士后,现为西南交通大学交通运输与物流学院副教授、博士生导师,研究方向:供应链金融、风险管理等。

E-mail:hejunlin93@163.com

企业库存管理和生产决策,分析利率和质押率的选择及其对银行和企业盈利率的影响。在此基础上,Chen等<sup>[4]</sup>研究由供应商、面临资金约束的零售商、银行和第三方物流企业组成的供应链运营决策,研究表明,由第三方物流企业向零售商提供信贷支持可以使各参与方以及整个供应链获得更高的收益;关旭等<sup>[5]</sup>针对企业生产周期中面临的资金约束,研究制造商和资金提供商在产品单生产周期内的多阶段融资和采购决策问题;李毅学等<sup>[6-7]</sup>借鉴贸易融资中“主体+债项”的风险评估策略,分别针对价格随机波动的存货和季节性存货,结合具体的贸易背景,分析下侧风险规避的银行和物流企业的质押率决策;张钦红等<sup>[8]</sup>在考虑存货需求随机波动风险因素下,研究银行的最优质押率决策问题,发现风险厌恶和损失规避时的质押率低于风险中性时的质押率;于辉等<sup>[9]</sup>基于供应链单期报童模型,运用 Stackelberg 博弈理论和 VaR 方法研究银行在追求利润最大和权衡风险收益两种情形下的质押率决策;易雪辉等<sup>[10]</sup>研究由单一供应商和单一零售商组成的二级供应链中零售商采购合同的质押问题,得到贷款价值比的解析式,确定了相应的取值区间。

这些研究成果对于深刻认识和把握中国存货质押市场的实际波动特征和风险状况都具有积极的现实作用。然而,需要指出的是,上述定量模型均是基于数理优化方法建立模型得到质押率,进一步讲,理论建模和基于个别案例的研究众多,基于大样本的实证研究相对匮乏。

随着现代金融风险管理技术的飞速发展,国内外研究者在使用风险管理工具管理金融资产风险方面取得长足的进步。自 Jorion<sup>[11]</sup>提出风险价值(value at risk, VaR)概念以来,作为风险分析和度量的方法在理论和实践中获得广泛应用,并发展为目前金融市场风险测度的主流方法。虽然 VaR 能以随机变量的概率分布和货币计量单位简明清晰地描述金融资产的潜在损失,但要准确测度也并非易事。这主要是因为在实践中应用最为广泛的参数法测度 VaR 时,不仅取决于资产收益率的概率分布,还取决于收益的波动率。大量实证研究表明,资产收益率往往并非有效金融市场假设下的独立正态分布,而是表现出尖峰厚尾特征和波动集聚性。然而在传统的 VaR 测量中往往严重依赖于正态分布的理想假设,而对分布的厚尾性和波动的异方差性考虑不足。作为反映市场时变特征最常用的波动率模型,广义自回归条件异方差模型(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, GARCH)能有效捕捉资产收益率的聚类和异方差现象<sup>[12]</sup>,在度量条件波动率方面得到学术界的广泛应用。基于此,GARCH 模型被引入金融风险管理领域 VaR 的度量中,作为预测波动率的主要方法之一,得到金融实务界的广泛应用。Ricardo<sup>[13]</sup>采用 GARCH 族模型预测资产收益厚尾分布下的 VaR,以应对未来可能最大的损失。需要指出的是,目前国内学者多是基于 VaR-GARCH 族模型研

究股指、债券以及大宗商品的期货风险,这些交易品种已有相对健全的风险控制手段,如保证金制度、涨跌停板制度等,加之流动性好,清算期短,因此绝大多数基于 VaR-GARCH 模型的风险测度研究均是两周以内的短期风险(尤以一天为主)。与之相比,以场外交易为主的现货风险控制手段则相对较为匮乏,由于流动性与风险性呈反向关系,与股票、债券、期货等金融资产不同,存货质押业务中存货质物的流动性较弱、风险较大,加之清算期风险发现到风险处置的时间差必然相对较长,导致银行风险持有期较长。因此存货动态质押的核心在于预测长期(或多期)风险,即以过去一段时间序列样本预测未来 N 个月后或更长时间的风险价值<sup>[14]</sup>。

值得关注的是,在现有质押业务 VaR 风险研究中,无论是王志诚<sup>[15]</sup>使用 VaR 方法度量股票质押业务中的市场风险,抑或是李传峰<sup>[16]</sup>研究期货交易所注册的标准仓单的质押贷款质押率的确定,均是建立在有效金融市场中,收益率服从独立正态分布假设,采用 RiskMetrics 度量方法中的时间平方根法则。为了改善时间平方根法则的缺陷,Jorion<sup>[11]</sup>、Andersen 等<sup>[17]</sup>将长期的条件方差等于未来每日条件方差的加总,但这仍是建立在收益率不相关的假设上,与有效金融市场的假设一致,即资产当前的市场价格包含了所有相关信息,价格的变动由不可预知的新信息(即随机扰动项)引起。大量实证研究也表明,对于交易异常活跃的金融证券市场,收益率可以近似假设不相关,然而在以现货交易为主的存货质押这类相对不活跃的市场中,质物流动性相较股票、债券等金融资产略显不足,因此收益率往往存在显著的自相关,从而导致长期价格风险可能要比每日风险的简单加总得出的风险更高。

基于以上认识,与存货质押业务中质押率的已有研究相比,本研究的不同之处体现在以下几点。  
①不同于现有研究中在质押期内静态设置质押率的方法,本研究综合考量宏观经济环境、贷款企业的资信水平、质物的流动性,并结合银行自身的风险偏好程度,提出在既定产品期限(以下称为质押期)内,置于多风险窗口下动态设定质押率的风险管理框架和模式,以期从业务层面协调产品期限与风险持有期限的两难境地;  
②为了更好地刻画质物收益率序列展现出的自相关性、异方差性和尖峰厚尾特征,放弃基于正态假设的 RiskMetrics 模型,引入一阶自回归过程 AR(1) 和广义误差分布(generalized error distribution, GED),建立 AR(1)-GARCH(1,1)-GED 模型,给出同时考虑收益率自相关性和波动率时变性的长期价格风险 VaR 计算解析式,解决模型层面短期数据频率与长期预测频率的问题;  
③预测未来波动率时,样本外区间预测更具实用性<sup>[18]</sup>,本研究以样本外区间预测方法预测未来质押期不同风险窗口的波动率;  
④任何模型都不可能完全预测风险,为了提高模型的风险覆盖率,借鉴证监会关于股票质押警戒线的设定,设立修正系数 K;  
⑤回测检验时,基于失效

率法则建立长期价格风险的碰撞序列函数,观察质物价格序列低于无风险价格以及贷款额的频率,以保证研究的可靠性;⑥引入风险率和效率损失率两个指标对模型得到的质押率和银行采用的经验值法进行比较。

### 3 模型假设和模型描述

#### 3.1 模型假设

鉴于存货质押业务中质物的市场价格是动态波动的,具有与金融资产价格相似的特点,本研究借鉴国际通行做法,开展存货质押业务的银行必须具有快速动态评估质物价值及其未来风险的工具和方法。本研究建立模型基于以下假设。

- (1)物流企业与银行是在紧密合作的基础上;
- (2)质押期内,银行根据自身的风险偏好、供应链金融交易对手资信状况、质物本身流动性以及供应链整体运营状况,选择不同的风险窗口  $T$ , 质押率也会随之不同;
- (3)质物的价格具有波动性,不同宏观经济环境下的质押率也应不同;
- (4)鉴于存货质押业务是短期融资行为(1年内),故假设质押期内银行贷款利率不变。

#### 3.2 模型算法

基于AR(1)-GARCH(1,1)-GED模型,综合考虑质物收益率序列的自相关性、尖峰厚尾性以及波动的集聚性等多方面因素后,依据VaR方法计算质物长期价格风险。业务实践中,银行根据自身的风险承受能力给出其不同风险窗口内相应置信度下的VaR。质物的价值扣除相应的VaR之后得到质物的融资额。质押率可以用融资额与质物当前市场价值的比值表示(沿用证券公司股票质押管理办法(2004)中质押率的定义)。下面给出计算质押率的几个步骤。

##### 3.2.1 质物收益率的计算

假定质物在  $t$  日的市场价格为  $P_t$ , ( $t-1$ ) 日的市场价格为  $P_{t-1}$ , 本研究对价格  $P_t$  进行一阶自然对数差分, 得到这段时期内质物收益率(若未作特殊说明, 文中收益率均指对数日收益率)为

$$R_t = \ln P_t - \ln P_{t-1} \quad (1)$$

##### 3.2.2 质物波动率的计算

根据金融学原理,质物的波动率定义为其收益率的标准差  $\sigma$ 。在近年的金融实证研究中,国内外学者发现金融资产的波动率存在集聚效应,即金融资产的价格在一定时期内会连续有较大的波动,在另一段时期内则表现为较小的波动,这就导致收益率呈现异方差性。为了精准的刻画收益率的异方差性,引入GARCH模型。前人研究发现,GARCH(1,1)模型可以描述绝大多数金融序列的时变方差,故在此使用GARCH(1,1)预测质物收益率的波动率。建立如下条件均值方程和条件方差方程。

$$R_t = \mu_t + \varepsilon_t = \mu_t + \sigma_t z_t \quad (2)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (3)$$

其中,  $R_t$  为  $t$  交易日的收益率;  $\mu_t$  为  $t$  交易日收益率的

条件均值;  $\varepsilon_t$  为  $t$  交易日的随机扰动项,  $\varepsilon_{t-1}$  为  $(t-1)$  交易日的随机扰动项,  $\varepsilon_t$  和  $\varepsilon_{t-1}$  又称为残差项;  $\sigma_t$  为  $t$  交易日的条件波动率;  $z_t$  为新生变量,服从均值为 0、方差为 1 的独立同分布;  $\sigma_t^2$  为  $t$  交易日的条件方差,  $\sigma_{t-1}^2$  为  $(t-1)$  交易日的条件方差;  $\alpha_0$  为常数项,  $\alpha_1$  为 ARCH 项的参数估计值,而且  $\alpha_0 > 0, \alpha_1 > 0, \beta_1 > 0$ 。为刻画收益率可能展现出的自相关性,国内外学者大多假定条件均值服从 AR( $P$ ) 或者 ARMA( $p, q$ ) 过程。McNeil 等<sup>[19]</sup> 研究表明,对于描述收益率的自相关性,AR(1) 模型是一种简单而不失有效的方法。因此,先验假设  $\mu_t = \rho R_{t-1}, \rho$  为一阶自相关系数。模型平稳的条件为  $\alpha_1 + \beta_1 < 1, |\rho| < 1$ 。为表述方便,令  $\lambda = \alpha_1 + \beta_1$ , 则收益率的无条件方差为  $V_L, V_L = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \beta_1} = \frac{\alpha_0}{1 - \lambda}$ 。

在 GARCH 模型建模过程中,往往将新生变量  $z_t$  默认设置为正态分布,而实际上往往呈现尖峰厚尾性。为此, Bollerslev<sup>[20]</sup> 首次提出 t 分布来刻画收益率的尖峰厚尾特征,而 Nelson<sup>[21]</sup> 发现广义误差分布(GED)刻画收益率序列尖峰厚尾特征具有更为优良的性质。因此,假设  $z_t$  服从 GED 分布,其分布密度函数为

$$f(x, v) = \frac{v}{\gamma 2^{(1+\frac{1}{v})}} \Gamma(\frac{1}{v}) \exp(-\frac{1}{2} | \frac{x}{\gamma} |^v) \quad (4)$$

其中,  $x$  为新生变量  $z_t$ ;  $v$  为决定形状的参数;  $\gamma$  为倍数参数,  $\gamma = [\frac{2^{-\frac{2}{v}} \Gamma(\frac{1}{v})}{\Gamma(\frac{3}{v})}]^{\frac{1}{2}}$ ,  $\Gamma$  为伽马函数。在 GED 分布中,  $v=2$  时即为正态分布,  $v<2$  则为尖峰厚尾分布。

##### 3.2.3 考虑收益率序列自相关特征的质物 VaR 的计算以及质押率的确定

(1) 考虑收益率序列自相关特征的质物 VaR 的计算解析式

鉴于质押钢材价格的波动性以及风险发现到风险处置的时间差,存货质押业务中计算 VaR 实质上是长期价格风险的预测,而非局限于未来某一天短期风险的预测。这是近年来金融机构新开展的诸如供应链金融等新兴业务的共同特点,同时也契合了巴塞尔协议 II 和最新的巴塞尔协议 III 对银行向监管机构报告大于 2 周甚至 1 年的 VaR 监管要求。然而,正如前文所述,国内外的研究多以 2 周以内的短期风险为主,关于长期价格风险预测的研究相对缺乏。现有长期价格风险的研究严重依赖时间平方根法则,即  $VaR(T) = VaR(1) \cdot \sqrt{T}$ ,  $T$  为风险窗口,即风险持有期限。然而时间平方根法则有着严格的限定条件,即要求收益率序列服从均值为零的独立正态分布,这与大部分金融资产的收益率序列表现出的尖峰厚尾特征不符。在用于股票、期货等短期风险预测时,得到的 VaR 只是一个近似值,而对于存货质押业务等长周期预测,若采用近似值将产生较大误差。因此,为了得到更为精确的 VaR, Dowd 等<sup>[22]</sup> 和 Sun<sup>[23]</sup>

对时间平方根法则进行修正,即

$$VaR(T) = P[1 - \exp(\mu_{t+1}T + F_\alpha^{-1}\sigma_{t+1}\sqrt{T})] \quad (5)$$

其中,  $P$  为单位质物的初始价格(为分析方便,全文均以单位质物进行分析),  $F_\alpha^{-1}$  为置信水平  $\alpha$  下的左侧分位数,  $\mu_{t+1}$  为未来一个交易日收益序列的条件均值,  $\sigma_{t+1}$  为未来一个交易日收益序列的条件波动率。这种方法较初始时间平方根法则有所改进,但预测条件波动率依然采用时间平方根法则,虽然避免了预测每日条件波动率的繁琐,却同样对存货质押业务长期波动率的预测带来误差。为了改善以上两种方法的缺陷,Jorion<sup>[11]</sup> 和 Andersen 等<sup>[17]</sup> 在收益率不相关的有效金融市场假设基础上,设长期条件方差等于未来每日条件方差的加总,即

$$\mu[t+1:t+T|t] = \sum_{i=1}^T \mu_{t+i} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \sigma^2[t+1:t+T|t] &= \sigma_{t+1|t}^2 + \sigma_{t+2|t}^2 + \cdots + \sigma_{t+N|t}^2 \\ &= T \cdot V_L + \frac{1 - \lambda^T}{1 - \lambda} (\sigma_{t+1|t}^2 - V_L) \end{aligned} \quad (7)$$

其中,  $\mu[t+1:t+T|t]$  为风险窗口  $T$  内收益率的长期条件均值;  $\mu_{t+i}$  为风险窗口  $T$  内收益率的条件均值,  $i = 1, 2, \dots, T$ ;  $\sigma^2[t+1:t+T|t]$  为风险窗口  $T$  内收益率的长期条件方差,  $\sigma_{t+1|t}^2$  为风险窗口  $T$  内收益率的条件方差,  $\sigma_{t+1|t}^2 = V_L + (\alpha_1 + \beta_1)^{-1} (\sigma_{t+1|t}^2 - V_L)$ ;  $V_L$  为收益率的无条件方差。

在以现货交易为主的存货质押这类相对不活跃的市场中,质物流动性相较股票、债券等金融资产略显不足,因此收益率往往存在显著的自相关,这就导致长期价格风险可能要比每日风险的简单加总得出的风险更高。Kaufmann<sup>[24]</sup> 基于 AR(1)-GARCH(1,1)-GED 模型,同时考虑收益率的自相关性和波动率的时变性,得到长期的条件方差。通过推导,得到收益率存在一阶自相关时风险窗口  $T$  内的长期条件方差为

$$\begin{aligned} \bar{\sigma}^2[t+1:t+T|t] &= \frac{1}{(1-\rho)^2} [V_L(T - 2\rho \frac{1-\rho^T}{1-\rho} + \rho^2 \frac{1-\rho^{2T}}{1-\rho^2}) + \\ &\quad (\sigma_{t+1|t}^2 - V_L) (\frac{1-\lambda^T}{1-\lambda} - 2\rho \frac{\rho^T - \lambda^T}{\rho - \lambda} + \rho^2 \frac{\rho^{2T} - \lambda^T}{\rho^2 - \lambda})] \end{aligned} \quad (8)$$

其中,  $\bar{\sigma}^2[t+1:t+T|t]$  为收益率存在一阶自相关时风险窗口  $T$  内的长期条件方差。

至此,可以进一步将(5)式修正为

$$VaR(T) = P[1 - \exp(\mu[t+1:t+T|t] + F_\alpha^{-1}\bar{\sigma}[t+1:t+T|t])] \quad (9)$$

其中,  $VaR(T)$  为风险窗口  $T$  内的长期价格风险  $VaR$  值。

## (2) 风险窗口 $T$ 值的设定

实践中,商业银行在开展存货质押业务时须选择合适的风险窗口  $T$  去测度风险(篇幅所限,将另文研究风险窗口优化模型),实时动态评估其市场风险(价格风险),以便在质押期内能根据风险变化动态设置质押率。作为衡量风险窗口  $T$  内银行潜在损失值的  $VaR$ ,需关注风险窗口  $T$  值和置信水平两个参数

的选择。风险窗口  $T$  往往被银行等金融机构视为清算期,理想的情况是与有序的金融资产清算所需的最长期限相一致,这与资产的流动性有关。由于商业银行多为流动性强且交易十分迅速的货币资产,其往往以日为期限计算  $VaR$ 。而对于质物资产,理论上  $T$  的设定要结合供应链金融市场实际流动性状况、样本规模以及质物资产头寸的调整等因素予以调整。供应链金融实务中,银行可以根据自身的风险偏好,除重点考察质物本身的流动性(即变现能力)等质物自身特点外,还要结合供应链金融交易对手资信状况、贷款企业的偿债能力、赢利水平等财务指标以及供应链运营状况进行综合考量。对于置信水平的选择则根据银监会对商业银行市场风险内部模型计量要求,取为 99%。

## (3) 质押率的设计机制

通过理论意义分析和实务操作依据确定风险窗口  $T$  和置信水平后,可计算出风险窗口内的  $VaR$ ,质物的初始价值减去可能的损失后得到质物的无风险价值(即用来授信的部分)。因此质押率的表达式为

$$\omega = \frac{P - VaR(T)}{P} \times 100\% = \frac{V}{P} \times 100\% \quad (10)$$

其中,  $\omega$  为质押率,  $V$  为质押开始时质物的无风险价值。

尽管 AR(1)-GARCH(1,1)-GED 方法在一定程度上能够刻画质物收益率序列的自相关性、尖峰厚尾性以及波动的集聚性,仍难免低估质物的价格风险。考虑到宏观经济因素、质物本身的流动性、交易对手资信状况以及补货和平仓的成本,本研究引入警戒线概念,更大程度地规避银行的风险,如图 1 所示。

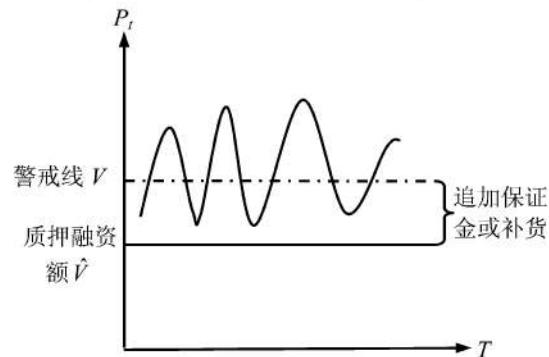


图 1 存货质押业务中质押率的设计机制

Figure 1 Mechanism Design of Setting  
Impawn Rate in Inventory Financing

图 1 中,在风险窗口  $T$  内,若质物的市场价格跌破警戒线,则通过追加保证金或补货的方式使质物的价值回到警戒线之上。为处理方便,假设当质物价格跌破警戒线  $V$  时,通过追加保证金或补货的方式使质物的价值回到警戒线之上,若企业不及时补货或拒绝追加保证金,则进行平仓处理。为了提高模型的风险覆盖率,参照股票质押警戒线的设定,本研究设定修正系数  $K \in [1.1, 1.2]$ 。银行在实际操作中,应

与选择风险窗口一样,在综合考虑质物的流动性、宏观经济以及贷款企业的资信评级等因素后,针对不同企业、不同质物设定不同的  $K$  值,以增加该业务自身的吸引力,减少逆向选择和道德风险。下面的实证分析中,先验假设  $K = 1.1$ ,得到质押率的修正模型为

$$\hat{\omega} = \frac{P - VaR(T)}{P} \cdot \frac{1}{K} \times 100\% \\ = \frac{V \cdot \frac{1}{K}}{P} \times 100\% = \frac{\hat{V}}{P} \times 100\% \quad (11)$$

其中,  $\hat{\omega}$  为修正后的质押率;  $\hat{V}$  为质押融资额,即贷款额。

## 4 实证分析

### 4.1 样本数据选取和统计特征描述

#### 4.1.1 样本数据的选取

本研究样本取自在中国房地产等基建行业需求较为旺盛的螺纹钢,螺纹钢已于2009年3月27日在上海期货交易所正式交易。根据西本新干线和上海期货交易所提供的上海螺纹钢(Φ16HRB335,以下简称螺纹钢)的价格波动数据,本研究以2005年9月5日至2008年12月31日4年(样本内区间)的数据作为确定参数的估计样本,共计868个样本点;以2009年1月1日至2009年12月31日(样本外区间)的数据作为检验样本,共计261个样本点,对其进行模拟质押,质押合同起始日为2009年1月1日,质押期设置为最长期限12个月。如何协调处理产品期限和风险持有期限很重要,一般来讲,风险持有期限越短,银行越趋于激进;风险持有期限越长,银行越趋于保守。结合银行操作实务,风险窗口分设为1周、半个月、1个月、2个月、3个月、4个月、5个月、6个月、7个月、8个月、9个月、10个月、11个月和12个月。关于风险窗口的设定,银行完全可以根据自身需要去设定,本研究仅提供一种动态管理风险的思路和方法。估计样本和检验样本区间内螺纹钢的价格时间序列如图2所示。

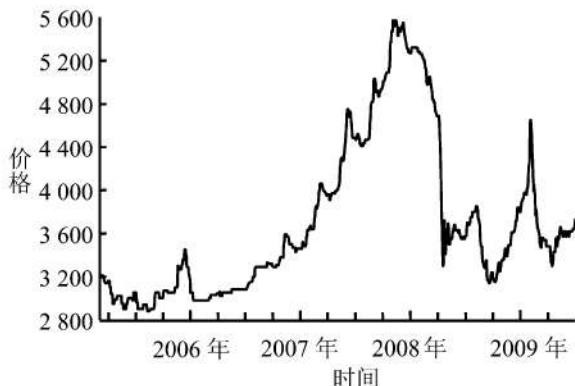


图2 2005年9月5日~2009年12月31日

螺纹钢价格时间序列

Figure 2 Time Series of the Steel Rebar Price from September 5, 2005 to December 31, 2009

#### 4.1.2 样本内区间螺纹钢收益率统计特征描述

##### (1) 样本内区间螺纹钢收益率序列波动分析

依据(1)式得到样本内区间螺纹钢的收益率,如图3所示。

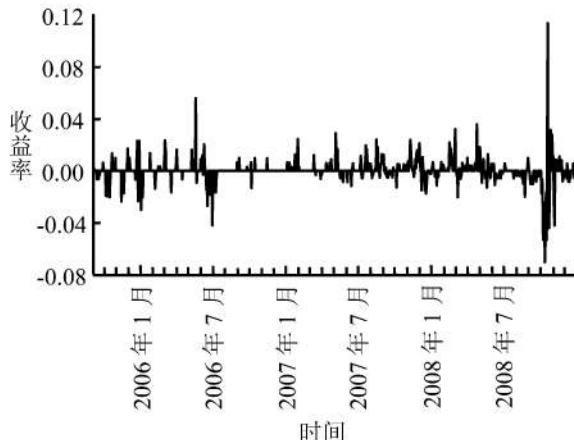


图3 螺纹钢收益率线性图

Figure 3 Linear Graph of Log-return of Steel Rebar

如图3所示,螺纹钢的收益率序列的波动呈现明显的集聚效应,即大的波动后往往跟随着大的波动,小的波动后跟随着小的波动,这说明收益率序列的残差项可能存在 ARCH 效应。

##### (2) 样本内区间螺纹钢收益率分布的稳定性检验

由于只有平稳的时间序列才能建立 GARCH 模型,因此本研究首先对螺纹钢的收益率时间序列进行 ADF 单位根检验,检验结果如表1所示。

表1 收益率序列的 ADF 单位根检验结果

Table 1 Results of ADF Test of Returns

	t 统计量	概率
ADF 统计量检验	-13.830	0.000
1% 检验水平	-3.438	
临界值 5% 检验水平	-2.865	
10% 检验水平	-2.568	

由表1可知,ADF 检验的 t 统计量为 -13.830, 小于检验水平为 1%、5%、10% 的 t 统计量检验值,而且 t 统计量的概率值非常小。因此,收益率序列是平稳的。

##### (3) 样本内区间螺纹钢收益率序列的自相关性检验

对螺纹钢收益率进行滞后 20 阶自相关性检验,如图4所示。由图4可知,收益率序列的一阶自相关函数和偏自相关函数超出了 95% 的置信区域,统计上显著不为 0,存在显著的一阶自相关。因此,条件收益率可以设置为  $R_t = \rho R_{t-1} + \varepsilon_t$ 。

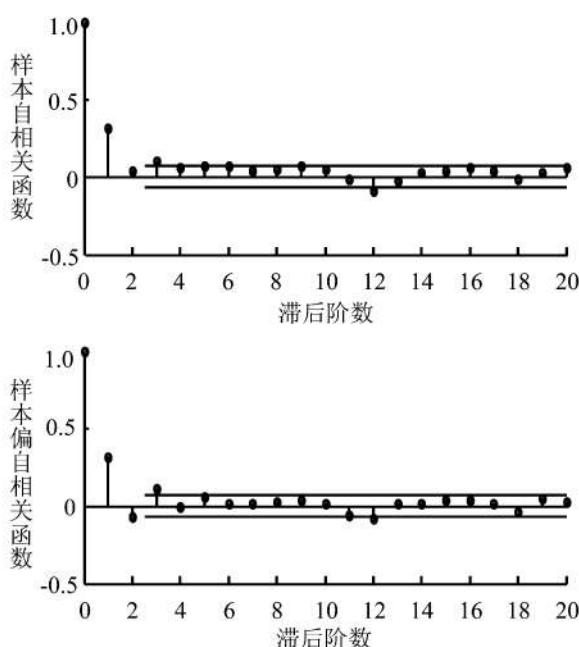


图4 收益率序列的自相关图

Figure 4 Autocorrelation Test of Daily Log-returns

(4) 样本内区间螺纹钢收益率序列残差项的 ARCH 效应检验

借助 Engle<sup>[25]</sup> 提出的拉格朗日乘数检验 (Lagrange multiplier test, LM 检验), 对样本内区间螺纹钢收益率序列残差项的 ARCH 效应进行检验, 结果见表 2。

**表2 收益率序列残差项的  
ARCH 效应检验结果**  
Table 2 Results of ARCH Effect Test  
of Residuals of Returns

ARCH 效应检验	概率
F-统计量	31.558
T·R <sup>2</sup> 统计量	134.141

**表3 样本内区间收益率基本统计分析和J-B 检验**  
Table 3 Statistics Analysis and J-B Test of Daily Log-returns in Sample

指标	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	J-B
数值	0.000	0.114	-0.070	0.009	1.038	42.976	57 887.780(0.000)

注:括号内数据为 J-B 检验统计量的概率值。

**表4 AR(1)-GARCH(1,1)-GED 模型的参数估计结果**  
Table 4 Results of Parameters of AR(1)-GARCH(1,1)-GED Model

指标	c	$\rho$	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\beta_1$	v	AIC
数值	1.870E-07 (0.998)	0.144 (0.000)	3.400E-06 (0.000)	0.112 (0.000)	0.745 (0.000)	0.853 (0.000)	-8.430

注:括号内数据为各参数估计的 z 统计量概率值。

检验统计量 F 为 31.558, 概率值非常小, 说明检验辅助回归方程中的所有滞后残差平方项是联合显著的;  $T \cdot R^2$  统计量为 134.141, 相应的概率值为 0, 因此拒绝收益率序列残差项不存在 ARCH 效应的原假设, 可以使用 GARCH 模型对收益率序列建模。

#### (5) 样本内区间螺纹钢收益率分布的正态检验

样本内区间螺纹钢收益率的基本统计分析和正态检验结果见图 5 和表 3。如图 5 和表 3 所示, 偏度大于 0, 峰度远大于 3, J-B 检验值为 57 887.780, 概率却很小, 说明该分布是典型的尖峰厚尾分布, 该序列出现极端事件的概率大于正态分布。故本研究在利用 GARCH(1,1) 估计波动性时, 假设  $z_t$  服从广义误差分布 GED 是合理的。

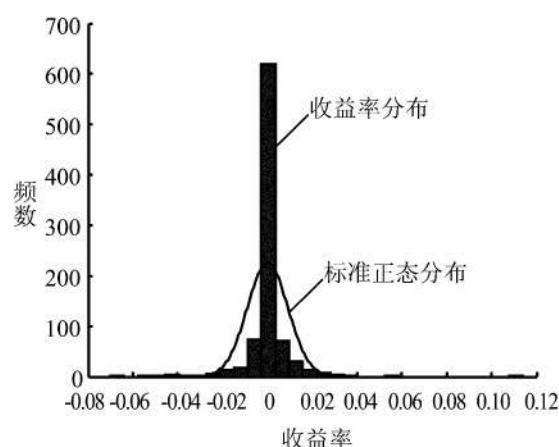


图5 样本内区间收益率序列正态检验结果

Figure 5 Results of Normal Assumption Test  
of Daily Log-returns in Sample

#### 4.2 实证结果

根据(2)式和(3)式, 样本内区间螺纹钢收益率的 AR(1)-GARCH(1,1)-GED 模型的参数估计结果如表 4 所示。

**表5 12个月的模拟质押期不同风险窗口的实证结果**  
**Table 5 Empirical Results of Different Risk Windows of 12 Months Impawn Period**

风险窗口	1周	半个月	1个月	2个月	3个月	4个月	5个月	6个月	7个月	8个月	9个月	10个月	11个月	12个月
样本数	5	12	23	43	65	87	108	130	153	174	196	218	239	261
P	3 580	3 580	3 580	3 580	3 580	3 580	3 580	3 580	3 580	3 580	3 580	3 580	3 580	3 580
$P_{t+T}$	3 700	3 700	3 800	3 330	3 240	3 350	3 490	3 800	4 250	3 630	3 480	3 480	3 590	3 740
VaR	120	191	264	358	437	501	554	604	650	689	727	763	794	827
V	3 460	3 389	3 316	3 222	3 143	3 079	3 026	2 976	2 930	2 891	2 853	2 817	2 786	2 753
$\hat{V}$	3 145	3 081	3 015	2 929	2 858	2 799	2 751	2 706	2 663	2 628	2 593	2 561	2 532	2 502
$\hat{\omega}$	0.878	0.861	0.842	0.818	0.798	0.782	0.768	0.756	0.744	0.734	0.724	0.715	0.707	0.699

注:  $P_{t+T}$  为风险窗口期末螺纹钢的价格。

由表4模型参数估计结果发现,  $v < 2$ , 进一步验证螺纹钢的收益率序列为尖峰厚尾分布。条件均值方程常数项  $c$  接近于0, 且系数不显著, 予以忽略, 其他各估计系数显著, AIC信息准则下, 模型预测合理, 残差序列已不存在 ARCH 效应, 因此 GED 分布下 GARCH(1,1) 模型合理。得到条件均值方程和条件方差方程为

$$R_t = 0.144R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\sigma_t^2 = 3.400E-06 + 0.112\varepsilon_{t-1}^2 + 0.745\sigma_{t-1}^2 \quad (13)$$

由(13)式可得  $\alpha_1 + \beta_1 = 0.857 < 1$ , 满足 GARCH(1,1) 模型的平稳条件, 可以用来预测条件方差, 收益率残差项的条件方差可以收敛到无条件方差, 即  $V_L = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \beta_1} = 2.378E-05$ 。根据 Eviews 程序求得 GED 分布在参数  $v$  为 0.853、置信水平为 99% 时的左侧分位数为 -2.870。

据此, 结合(8)式、(9)式和(11)式分别计算出质押期为 12 个月(即样本外区间, 2009 年 1 月 1 日至 2009 年 12 月 31 日) 模拟质押期内不同风险窗口下的主要实证结果, 如表 5 所示。

## 5 模型评价

### 5.1 模型精度回测比较分析

为了检验考虑自相关特征的厚尾分布下的 AR(1)-GARCH(1,1)-GED 模型的预测精度, 必须检验模型得出的风险值 VaR 对质物实际损失的覆盖程度。在现有 VaR 的回测中应用范围最广的是 Kupiec<sup>[26]</sup> 提出的失效率检验法和巴塞尔协议内部回测模型, 二者均是检测样本内区间每日 VaR 被实际收益率超越的次数。以一年样本为例, 99% 的置信水平下, 例外次数小于 7 即被 Kupiec 模型接受, 而只有 4 次以内才被巴塞尔协议内部模型的绿灯区域接受。但这两种方法并不适于存货质押业务中质物长期价格风险

的回测。

为此, 基于失效率思想, 在预测质物的长期价格风险时, 以实际价格低于预测的质物价格的次数检验失效率, 建立如下碰撞序列, 即

$$Hit = \begin{cases} 1 & P_{t+i} < P - VaR \\ 0 & \text{or else} \end{cases} \quad (14)$$

其中, 初始价格  $P$  减去持有期内的风险值  $VaR$  即为预测价格(无风险价值)  $V$ 。定义  $N$  为风险窗口内的总样本数,  $f$  为实际价格低于预测价格的次数, 则  $\frac{f}{N}$  在统计意义上应接近于  $(1 - \alpha)$ , 过大或者过小均说明  $VaR$  模型不能准确刻画实际风险。

随之引入 RiskMetrics(时间平方根法则) 和未考虑自相关厚尾分布下的 GARCH(1,1) 模型, 与同时考虑厚尾及自相关特征的 AR(1)-GARCH(1,1) 模型进行对比分析, 得到主要分析结果见表 6、表 7 和表 8。

表 6~表 8 中的变量  $V$ 、 $f$  和  $\frac{f}{N}$  的观测值显示, 厚尾分布下的 AR(1)-GARCH(1,1)-GED 模型测度长期价格风险的精度明显优于传统的 RiskMetrics 和未考虑收益率自相关特征的厚尾分布下的 GARCH(1,1) 模型。尽管仅在 3 个月的风险窗口内出现了 4.6% 的例外, 超出了置信水平, 但这说明仅仅依靠 AR(1)-GARCH-GED 模型并不能完全覆盖银行面临的价格风险。

因此还需要检验价格是否低于经系数  $K$  的缓冲下的质押融资额  $\hat{V}$ (定义价格低于融资额的次数为  $f_1$ ), 结果显示价格无一例低于  $\hat{V}$ , 从而全面覆盖了风险, 说明修正的 AR(1)-GARCH(1,1)-GED 模型在所选的样本内区间较为合理地估计了螺纹钢质押期内面临的价格风险。

表6 基于RiskMetrics（时间平方根法则）12个月的质押期多风险窗口的结果  
 Table 6 Results of the RiskMetrics (Square Root Rule) during 12-month Impawn Period

表7 GARCH(1,1)-GED 模型下12 个月的质押期多风险窗口的实验结果  
 Table 7 Results of the GARCH (1,1)-GED Model during 12-month Impawn Period

注：限于篇幅，表6和表7的计算过程不再展示。

表8 AR(1)-GARCH(1,1)-GED 模型下12个月的质押期多风险窗口的实验结果  
 Table 8 Results of the AR(1)-GARCH(1,1)-GED Model during 12-month Impawn Period

表9 12个月的模拟质押期内不同风险窗口下质押率与螺纹钢未来最低价值分析

Table 9 Impawn Rate and the Corresponding Lowest Value of Steel Rebar under Different Risk Windows during 12-month Impawn Period

风险窗口	1周	半个月	1个月	2个月	3个月	4个月	5个月	6个月	7个月	8个月	9个月	10个月	11个月	12个月
$P_{L,T}$	3 580	3 580	3 580	3 330	3 140	3 140	3 140	3 140	3 140	3 140	3 140	3 140	3 140	3 140
$\hat{\omega}$	0.878	0.861	0.842	0.818	0.798	0.782	0.768	0.756	0.744	0.734	0.724	0.715	0.707	0.699

## 5.2 模型确定质押率与螺纹钢未来最低价值解析

质押率反映银行对质物在未来风险窗口内最低价值的预期,由于各种随机因素的干扰,尽管具体的某一次质押率可能无法准确的预测未来出现的最低价值。但从统计意义上讲,一个有效模型设定的质押率应与未来质物的最低价值呈正相关<sup>[15]</sup>。质押率 $\hat{\omega}$ 与未来质物的最低价值 $P_{L,T}$ 的相关系数越接近于1,模型越有效。

表9给出两组不同模拟质押期内螺纹钢的最低价格(即最低价值 $P_{L,T}$ )和对应的质押率。通过分析发现,质押率 $\hat{\omega}$ 与未来质物的最低价值 $P_{L,T}$ 的相关系数为0.870,表明利用本研究模型确定的质押率与钢材未来最低价格呈较为显著的正相关,模型有效。

## 5.3 模型效率均衡分析

如前所述,银行在存货质押业务中确定质押率时往往采用经验值法,确定的质押率在50%~70%的范围内。下面将本研究确定质押率的模型方法与经验值法加以比较,并引入效率损失率 $\theta_1$ 、风险率 $\theta_2$ 两个指标,对修正系数 $K=1.1$ 下的模型进行风险率和效率损失率两个相悖指标的评价,即

$$\theta_1 = \frac{P_{t+T} - \hat{V}}{P} \times 100\% \quad (15)$$

$$\theta_2 = \frac{\hat{V}}{P_{t+T}} \times 100\% \quad (16)$$

其中, $P$ 为单位质物的初始价格,可视为质物的最大融资额度; $P_{t+T}$ 为风险窗口期末质物的价格; $\theta_2 < 1$ ,即可视为风险可控。

根据(15)式和(16)式分别计算经验值法和模型法的风险率和效率损失率,结果如图6所示。

图6结果表明,两种指标呈显著的负相关,这符合实际要求,即在控制好风险的同时,追求效率损失的最小。无论是经验值法还是模型法,两组模拟质押期内,风险率 $\theta_2$ 均小于1,故两种方法均实现了风险的良好控制。但效率损失方面,经验值法即使取质押率的上限70%,依然存在着较大程度的效率损失;本研究所用模型虽然也存在一定程度的效率损失,但在较短的风险窗口内,明显优于经验值法,随着风险窗口的变长,效率损失有增大趋势,尤其是质押期较长、风险窗口也较长的情况下,模型法优势不再显著。

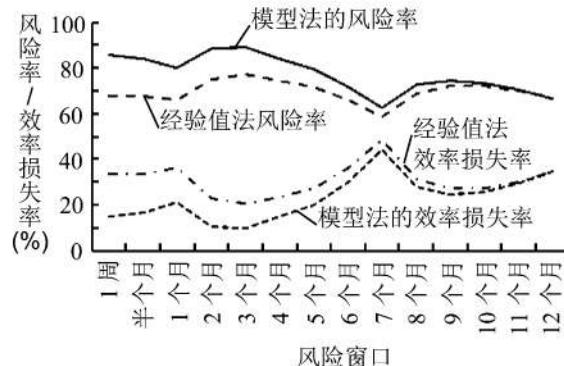


图6 12个月模拟质押期内  
AR(1)-GARCH(1,1)-GED模型方法  
与传统经验值法的指标对比

Figure 6 Comparison between AR(1)-GARCH(1,1)-GED Model and Experience Method during 12 Months Impawn Period

## 6 结论

基于存货质押业务质物市场流动性不足引起的银行风险持有期较长等质押业务特点,建立能刻画质物收益率序列展现出的自相关性、波动集聚性以及尖峰厚尾特征的AR(1)-GARCH(1,1)-GED模型,进行长期价格风险预测,通过综合考量宏观经济环境、交易对手的资信水平、质物的流动性以及银行的风险偏好程度等因素,质押期内设置多风险窗口测度风险并实时动态设定质押率,为商业银行提供一种动态质押率风险管理的理论和实务依据,实现从业务风险把握到模型技术实现的创新。经实证分析和回测检验,得到以下结论。

(1) 螺纹钢的收益率序列具有显著一阶自相关性、波动集聚性和尖峰厚尾特征。与基于正态分布的RiskMetrics模型以及未考虑收益率自相关性的修正模型GED分布下的GARCH(1,1)模型相比,考虑了收益自相关特征的AR(1)-GARCH(1,1)-GED模型预测长期VaR值具有更高的精度。研究还发现,3个月的风险窗口的失效率超出了置信水平的接受范围,这说明任何一个模型都不可能完全预测风险,即使考虑到收益序列的自相关性和尖峰厚尾性。因此,银行和监管层在使用较为成熟的VaR模型衡量质物价格风险时,必须针对具体的宏观经济形势和不同

质物的实际波动特征等因素加以相应的调整,正是基于此,本研究引进系数 $K$ 。结果显示,系数 $K$ 起到了资本缓冲作用,提高了风险覆盖率,模拟质押期内螺纹钢价格没有出现低于贷款额的情况,银行在实际操作中可以通过压力测试得到 $K$ 值的上限。

(2)模型确定的不同风险窗口的质押率与未来螺纹钢的最低价值呈较显著正相关,较为合理的反映了银行对质物未来风险的预期。与银行实践中的经验估值法相比,该方法控制风险的同时,具有更高的融资效率,提高了存货质押融资业务的吸引力,并在一定程度降低了逆向选择和道德风险。

目前,金融机构在供应链融资业务实践中相当谨慎,一个重要原因就是还未彻底解决供应链融资业务中质物市场风险准确测度和度量问题。本研究对质押率设定的传统经验估值法进行一些有益的探索,对中国供应链金融市场的大力拓展有重要的参考意义。在实践中,质押期内应考量宏观经济环境、交易对手的资信水平、质物流动性以及银行风险偏好程度等,设置不同的风险窗口 $T$ 值和修正系数 $K$ 值,找到两者最佳匹配值。只有这样,才能在借贷双方利益都不受损的前提下,扩大供应链融资信贷的市场份额,使这项业务形成规模,切实改善中小企业融资难、银行贷款难的窘境。

在后续研究中,可通过大量实证工作挖掘该业务自身特点,尤其是研究质物收益率的特点,确定系数 $K$ 值和 $T$ 值的取值区间以及资金成本与质押率的变动关系,以提高长期VaR预测精度。进一步,考虑到银行开展质押业务的需要,将单一质物研究拓展到两种及以上质物组合的风险和质押率的确定,为银行业务部门管理层防范风险、提高收益提供定量决策依据。

## 参考文献:

- [1] 胡跃飞,黄少卿. 供应链金融:背景、创新与概念界定[J]. 金融研究,2009(8):194-206.  
Hu Yuefei, Huang Shaoqing. A study of supply chain finance: Its economic background, innovation and conception [J]. Journal of Financial Research, 2009 (8):194-206. (in Chinese)
- [2] Jokivuolle E, Peura S. Incorporating collateral value uncertainty in loss given default estimates and loan-to-value ratios [J]. European Financial Management, 2003,9(3):299-314.
- [3] Buzacott J A , Zhang R Q. Inventory management with asset-based financing [J]. Management Science, 2004,50(9):1274-1292.
- [4] Chen X F, Cai G S. Joint logistics and financial services by a 3PL firm [J]. European Journal of Operational Research, 2011,214(3):579-587.
- [5] 关旭,马士华,桂华明. 产品单生产周期的多阶段融资和采购决策研究[J]. 管理科学,2011,24(6):1-8.
- Guan Xu, Ma Shihua, Gui Huaming. Multi-stages financial and purchasing decisions in a single production cycle [J]. Journal of Management Science, 2011,24(6):1-8. (in Chinese)
- [6] 李毅学,冯耕中,徐渝. 价格随机波动下存货质押融资业务质押率研究[J]. 系统工程理论与实践,2007,27(12):42-48.  
Li Yixue, Feng Gengzhong, Xu Yu. Research on loan-to-value ratio of inventory-financing under randomly fluctuant price [J]. Systems Engineering Theory & Practice, 2007,27(12):42-48. (in Chinese)
- [7] 李毅学,汪寿阳,冯耕中. 物流金融中季节性存货质押融资质押率决策[J]. 管理科学学报,2011,14(11):19-32.  
Li Yixue, Wang Shouyang, Feng Gengzhong. Decision of loan-to-value ratios of seasonal inventon/pledge financing based on logistics finance [J]. Journal of Management Sciences in China, 2011,14(11):19-32. (in Chinese)
- [8] 张钦红,赵泉午. 需求随机时的存货质押贷款质押率决策研究[J]. 中国管理科学,2010,18(5):21-27.  
Zhang Qinrong, Zhao Quanwu. Research on loan-to-value ratio of inventory financing when demand is stochastic [J]. Chinese Journal of Management Science, 2010,18(5):21-27. (in Chinese)
- [9] 于辉,甄学平. 中小企业仓单质押业务的质押率模型[J]. 中国管理科学,2010,18(6):104-112.  
Yu Hui, Zhen Xueping. Loan-to-value ratios model of pledge by warehouse receipts for small and medium enterprises [J]. Chinese Journal of Management Science, 2010,18(6):104-112. (in Chinese)
- [10] 易雪辉,周宗放. 基于供应链金融的银行贷款价值比研究[J]. 中国管理科学,2012,20(1):102-108.  
Yi Xuehui, Zhou Zongfang. Study on loan-to-value ratios of bank in the supply chain finance [J]. Chinese Journal of Management Science, 2012,20(1):102-108. (in Chinese)
- [11] Jorion P. Value at risk [M]. 3rd ed. New York: McGraw-Hill,2007:139-230.
- [12] Bollerslev T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity[J]. Journal of Econometrics, 1986, 31 (3):307-327.
- [13] Ricardo A. The estimation of market VaR using Garch models and a heavy tail distributions[R]. Buenos Aires: University of Buenos Aires,2003;1-28.
- [14] 何娟. 物流金融风险综合评价与测度研究[R]. 上海:复旦大学,2009.  
He Juan. Comprehensive evaluation and measurement of logistic financing risk [R]. Shanghai : Fudan University, 2009. (in Chinese)

- [15] 王志诚. 股票质押贷款质押率评定的 VaR 方法 [J]. 金融研究, 2003(12):64–71.  
Wang Zhicheng. Assessing the pledged ratio of stock-based loans by VaR method [J]. Journal of Financial Research, 2003(12):64–71. (in Chinese)
- [16] 李传峰. 标准仓单质押贷款业务质押率设定的 VaR 方法 [J]. 金融理论与实践, 2010(8):59–61.  
Li Chuanfeng. The VaR methods for setting the loan-to-value ratio of standardized ware house receipt pledge loans [J]. Financial Theory and Practice, 2010(8):59–61. (in Chinese)
- [17] Andersen T G, Bollerslev T, Christoffersen P F, Diebold F X. Volatility and correlation forecasting [M] // Elliot G, Granger C W J, Timmermann A. Handbook of Economic Forecasting. Amsterdam: North-Holland Press, 2006:778–878.
- [18] White H. A reality check for data snooping [J]. Econometrica, 2000,68(5):1097–1126.
- [19] McNeil A J, Frey R. Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: An extreme value approach [J]. Journal of Empirical Finance, 2000,7(3/4):271–300.
- [20] Bollerslev T. A conditionally heteroskedastic time series model for speculative prices and rates of return [J]. The Review of Economics and Statistics, 1987, 69(3):542–547.
- [21] Nelson D B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach [J]. Econometrica, 1991, 59(2):347–370.
- [22] Dowd K, Blake D, Cairns A. Long-term value at risk [J]. Journal of Risk Finance, 2004,5(2):52–57.
- [23] Sun P F. The estimation of long-term risk from data about short-term risk [D]. Bielefeld: University Bielefeld, 2009:1–44.
- [24] Kaufmann R. Long-term risk management [D]. Zurich: ETH Zurich, 2004:61–83.
- [25] Engle R F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation [J]. Econometrica, 1982,50(4):987–1007.
- [26] Kupiec P H. Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models [J]. The Journal of Derivatives, 1995,3(2):73–84.

## Dynamic Impawn Rate of Inventory Financing under Autocorrelative Return

He Juan<sup>1,2</sup>, Jiang Xianglin<sup>2</sup>, Zhu Daoli<sup>3</sup>, Wang Jian<sup>1</sup>, Chen Lei<sup>4</sup>

1 School of Transportation and Logistics, Southwest Jiaotong University, Chengdu 610031, China

2 Institute for Financial Studies, Fudan University, Shanghai 200433, China

3 School of Economics and Management, Tongji University, Shanghai 200092, China

4 Department of Credit Risk Management in Chengdu, Hua Xia Bank, Chengdu 610041, China

**Abstract:** Based on efficient markets hypothesis, the return is hypothetically independent, while in a pledged inventory market where spot transactions predominate, the return is autocorrelative. In this paper, using the database of spot steel, usually traded in the OTC (over-the-counter markets), we establish a model with the formula AR(1)-GARCH(1,1)-GED, which can better depict the feature of the autocorrelation, heteroskedasticity, leptokurtosis and fat-tails of the returns, forecasting the VaR of steel during the different risk windows in the impawn period through a method of out-of-sample, and got the impawn rate according with the risk exposure of banks. Furthermore, the hit function is established to back test the long-term price risk. The results of our experiment indicate that the introduction of coefficient  $K$  into the model can significantly improve bank risk coverage and reduce its efficiency loss. Besides, the impawn rate obtained by the model correlates positively with the lowest price in the future risk windows. This paper puts forward a dynamic impawn rate mode and framework for banks. The impawn rate during the different risk windows confirmed by the model is significant and positive related to the lowest value of future steel rebar.

**Keywords:** AR(1)-GARCH(1,1)-GED; long-term VaR forecasting; dynamic impawn rate; model evaluation

**Received Date:** September 10<sup>th</sup>, 2011    **Accepted Date:** April 3<sup>rd</sup>, 2012

**Funded Project:** Supported by the National Natural Science Foundation of China(71003082), the Scientific Fund Projects for National Post Doctors of China(20080430602), Doctoral Degree of the National Ministry of Education of China(200806131007), Fundamental Research Funds for the Central Universities (SWJTU11CX081) and Sichuan Technological Engineering Projects (2010ZR0028) and Project 985 Platform School of Economics of Fudan University

**Biography:** Dr. He Juan, a Sichuan Bazhong native(1975 – ), graduated from Sichuan University and is an associate professor and Ph. D. advisor in the School of Transportation and Logistics at Southwest Jiaotong University. Her research interests include supply chain finance, risk management, etc. E-mail: hejunlin93@163.com