

doi: 10.15936/j.cnki.1008-3758.2019.06.004

# 我国共享经济系统风险的度量研究

## ——以共享单车企业永安行为例

孙 亮<sup>1</sup>, 吕丹妮<sup>2</sup>

(1. 辽宁大学 公共基础学院, 辽宁 沈阳 110036; 2. 鞍山广播电视台 党政办公室, 辽宁 鞍山 114001)

**摘 要:** 随着移动互联网技术的成熟,共享经济在我国呈现出井喷式的野蛮发展,与此同时,这种新经济背后蕴含的巨大风险也越来越受到社会各界的关注。针对现有文献缺乏新经济模式风险度量模型的不足之处,将金融工程领域中的投资风险度量模型引入到共享经济系统风险分析研究中。在 ARCH LM 检验全部通过的条件下,通过三种拓展 VaR 模型,计算了共享单车企业永安行的 VaR 风险序列值,并且对风险度量结果进行了后验检验。研究结果表明拓展 VaR 模型能够准确地模拟出现共享经济模式所蕴含的风险,其风险度量值可靠性较高。

**关 键 词:** 共享经济; 风险度量; VaR 模型

**中图分类号:** F 272.5      **文献标志码:** A      **文章编号:** 1008-3758(2019)06-0575-08

# Research on Measurement of the Risk of Sharing Economy System in China

## —— Taking the Bicycle Sharing Enterprise YOUON as an Example

SUN Liang<sup>1</sup>, LYU Dan-ni<sup>2</sup>

(1. College of Comprehensive Foundation Studies, Liaoning University, Shenyang 110036, China;  
2. Office of Party and Government Affairs, Anshan TV Station, Anshan 114001, China)

**Abstract:** With the maturity of mobile Internet technology, sharing economy has shown a savage development in China. At the same time, the huge risks behind this new economy have aroused more and more concerns of all circles. Aiming at the deficiency to measure new economic risk model in the existing research literature, this paper brings the investment risk measurement model in financial engineering to sharing economy system risk analysis. Under the condition that all ARCH LM tests are passed, the VaR risk sequence value of YOUON, a bicycle sharing enterprise, is calculated through three extended VaR models. A posteriori test of the risk measurement results is carried out. The results show that the extended VaR models can accurately simulate the risks involved in sharing economy with higher risk measurement reliability.

**Key words:** sharing economy; risk measurement; VaR model

### 一、问题的提出

随着移动互联网技术的成熟,尤其是“互联网

十”在经济社会各个领域的深度融合,已然对我国经济发展产生了革命性的影响。共享经济,这种创新经济模式便在这种背景下孕育而生。据中国电子商务研究中心大数据显示,我国的共享经济

收稿日期: 2019-05-10  
基金项目: 辽宁省教育厅科学研究经费资助项目(LQN201919); 辽宁省社会科学联合会经济社会发展研究课题资助项目(2020lsktqn-036)。  
作者简介: 孙 亮(1981-),男,辽宁沈阳人,辽宁大学讲师,管理学博士,主要从事计量分析与风险评价研究。

市场规模自 2012 年以来出现了“井喷”式的增长,其中 2018 年共享经济市场规模已达到 75 130 亿元,这几乎是 2014 年的 7 倍。但作为一种创新的商业模式,其发展步伐已远超法律的监管,这引发了诸多不公平和安全性隐患。由于新模式发展必定存在不确定性和复杂性,因此,共享经济背后的系统风险是不容被忽视的。

国外的学者和研究机构对于共享经济的相关研究比国内起步要早,20 世纪 70 年代美国学者 Felson & Spaeth(1978)<sup>[1]</sup>就已经提出了“协作消费”(collaborative consumption),这一概念具备当今共享经济模式大多数的主要特征,因此“协作消费”被认为是最早的共享经济概念。共享经济的本质就是资源所有者通过互联网平台将自己所拥有的商品、服务、技能在不同主体间进行共享,实现产品的所有权和使用权的分立。与此同时消费者也在担任生产者和提供者的角色,这样极大地提升了资源的利用效率。

直到近几年随着互联网信息技术的快速发展,关于共享经济相关风险的相关研究才逐渐流行起来。国内的学者主要从“供给方”和“消费方”这两方面作为切入点,来研究共享经济模式中存在的系统风险,唐清利(2015)<sup>[2]</sup>和陈万明等(2019)<sup>[3]</sup>在这方面的研究是比较有代表性的,他们主要从供给方的角度,引入中介因素,通过博弈过程分析了共享经济风险的产生过程。而杨学成等(2018)<sup>[4]</sup>则是从消费方的角度,通过对 414 个出行共享平台的用户数据研究发现了信任机制与系统风险之间的相互影响与作用机理。相对于国内的学者,国外的学者则把共享经济系统风险的研究主要落在了理论和实践框架中,这其中以 Eyal 等(2016)<sup>[5]</sup>的研究最具代表性,他在对 Airbnb 数据和受控实验的实证分析中发现,被租赁方判断出的诚信度与风险之间存在着必然联系。而 Koen 等(2017)<sup>[6]</sup>在继承了前者的研究基础之上,进一步建立一个共享经济风险理论分析框架,系统阐述共享经济突发性的风险。Mohammad 等<sup>[7]</sup>的研究相对于前两位学者则显得更加全面,他认为一种创新商业的实践都是共享和交换的一种混合,并且提出了一个基于共享经济风险详细特性的实践分析框架。

通过梳理国内外的研究动态,不难发现目前国内外的文献资料已经针对共享经济发展中的系统风险从不同角度进行了有益的分析探讨,但大

部分研究仍然停留在风险的定性研究层面,缺乏共享经济模式风险的定量研究,针对上述已有研究的不足之处,本文将金融工程领域中最新的拓展 VaR 模型引入到共享经济系统风险分析研究中。研究结果表明拓展 VaR 模型能够准确地模拟出现共享经济模式所蕴含的风险,而且同量级的利空比利好能产生更大的波动性。这样不仅可以拓展关于共享经济系统风险度量的渠道,完善和补充现有研究中的不足,而且能够为相关企业和政府有关部门在共享经济运行过程中,及时掌握和管控系统风险,确保为本国企业转型升级提供有力的技术支撑。因此,此次研究具有十分重要的理论和现实意义。

二、VaR 新拓展模型及相关理论

1. GARCH-VaR、EGARCH-VaR 和 TARCH-VaR 模型

1896 年 Bollerslec<sup>[8]</sup>在自回归条件异方差模型(ARCH)基础之上首先提出了标准 GARCH 模型,即 GARCH(1,1)标准模型:

$$\begin{cases} y_t = x_t\gamma + \epsilon_t \\ h_t = \alpha_0 + \alpha\epsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \end{cases} \quad (1)$$

其中,GARCH(1,1)标准模型由两个方程组成:均值方程与条件方差方程。均值方程是一个外生变量函数, $x_t$  为  $1 \times (k+1)$  维的外生变量向量, $\gamma$  为  $(k+1) \times 1$  维的系数向量。条件方差方程由三部分构成,分别是常数项  $\alpha_0$ ,ARCH 项  $\epsilon_{t-1}^2$  和 GARCH 项  $h_{t-1}$ ,ARCH 项  $\epsilon_{t-1}^2$  表示均值方程中上一期的残差平方,而 GARCH 项  $h_{t-1}$  表示滞后一期的预测方差。

更高阶的 GARCH 模型一般用 GARCH( $p, q$ )来表示, $p$  为自回归 GARCH 项的阶数, $q$  是动平均 ARCH 项的阶数,即条件方程是由多个 ARCH 项和 GARCH 项构成,其标准模型如下:

$$\begin{cases} h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \\ \alpha_i > 0, \beta_j > 0, p \geq 0, q \geq 0 \\ (i = 1, 2, \dots, q; j = 1, 2, \dots, p) \end{cases} \quad (2)$$

明显地 ARCH( $q$ )模型在  $q \rightarrow \infty$  过程下相当于是 GARCH( $p, q$ )模型,即待估计的参数在 GARCH( $p, q$ )模型中比在 ARCH( $q$ )模型中要显著减少。

Nelson(1991)<sup>[9]</sup>在 Bollerslec 的 GARCH 模

型基础之上提出了指数 GARCH (exponential GARCH) 模型, 亦被称为 EGARCH 模型, EGARCH 模型的优势在于丰富了之前模型中  $\epsilon_t$  的分布类型, 使得在 EGARCH 模型中的  $\epsilon_t$  分布不仅仅是正态分布、 $t$  分布或者 GED 分布。其标准模型为:

$$\begin{cases} y_t = \alpha x_t + \epsilon_t \\ \ln h_t = \alpha_0 + \beta \frac{\epsilon_{t-1}^2}{h_{t-1}} + \gamma \left| \frac{\epsilon_{t-1}^2}{h_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \eta \ln h_{t-1} \end{cases} \quad (3)$$

而更高阶的 EGARCH 模型中的条件方差方程设定为:

$$\ln h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j \frac{\epsilon_{t-j}^2}{h_{t-j}} + \sum_{k=1}^r \gamma_k \times \left| \frac{\epsilon_{t-k}^2}{h_{t-k}} - E\left(\frac{\epsilon_{t-k}^2}{h_{t-k}}\right) \right| + \sum_{i=1}^p \eta_i \ln h_{t-i} \quad (4)$$

20 世纪 90 年代初期 Zakoian (1990)<sup>[10]</sup> & Glosten 等 (1993)<sup>[11]</sup> 首先提出了 TARCH (threshold ARCH) 模型, 这种模型也被称为门限 ARCH 模型。标准的 TARCH 模型基本设定为:

$$\begin{cases} y_t = \alpha x_t + \epsilon_t \\ h_t = \alpha_0 + \beta \epsilon_{t-1}^2 + \gamma \epsilon_{t-1}^2 I_{t-1}^- + \eta h_{t-1} \end{cases} \quad (5)$$

其中,  $I_{t-1}^-$  是模型中的一个虚拟变量, 其假定为: 当  $\epsilon_{t-1} < 0$  时,  $I_{t-1}^- = 1$ ; 否则,  $I_{t-1}^- = 0$ , 只要  $\gamma \neq 0$ , 就存在非对称效应, 因此,  $\gamma$  称为“杠杆”效应系数。

而更高阶得 TARCH 模型的条件方差方程设定为:

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q \beta_j \epsilon_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \epsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^- + \sum_{i=1}^p \eta_i h_{t-i} \quad (6)$$

在管理经济学中处理资产收益率数据的时候, 将 GARCH、EGARCH、TARCH 模型引入到风险度量度的 VaR 模型中可以更准确的对数据进行拟合, 因此, 金融资产的 VaR 值可以通过上述模型的条件方差来计算, 计算方程如下:

$$\text{VaR}_t = p_{t-1} \Phi^{-1}(\alpha) \sqrt{h_t} \quad (7)$$

其中,  $p_{t-1}$  为所研究资产  $t-1$  期的价格;  $\Phi^{-1}(\alpha)$  为显著性水平为  $\alpha$  的上侧分位数;  $h_t$  为所研究资产收益率序列  $t$  期的条件标准差。

## 2. VaR 度量有效性的后验检验

和其他所有未知参数估计一样, VaR 的估计值也是在显著性水平下计算出来的统计量的估计, 同样受到“估计误差”的影响。所以, 针对

VaR 估计值有效性的检验就显得十分关键了。

Kupiec (1995)<sup>[12]</sup> 计算出了统计量的自然对数近似服从自由度为 1 的卡方分布, 即:

$$\begin{aligned} 2 \ln \lambda(X_1, X_2, \dots, X_T) = \\ 2 \ln \left[ \left( \frac{N}{T} \right)^N \left( 1 - \frac{N}{T} \right)^{T-N} \right] - \\ 2 \ln [p^N (1-p)^{T-N}] \sim \chi^2(1) \end{aligned} \quad (8)$$

给定显著水平  $\alpha (0 < \alpha < 1)$ , 则 VaR 模型准确预测的概率 (置信度) 为  $1-\alpha$ , 其中  $T$  为数据的样本容量,  $N$  为数据中 VaR 失效的天数, 则模型中失败天数的频率为  $N/T$ , 因此可得  $P(2 \ln \lambda \geq \chi_a^2(1)) \leq \alpha$ , 即拒绝域可以表示为:  $2 \ln \lambda \geq \chi_a^2(1)$ 。对式 (8) 进行整理为:

$$\begin{aligned} 2 \ln \lambda = 2 \ln \left( \frac{\bar{X}}{p} \right)^N \left( \frac{1-\bar{X}}{1-p} \right)^{T-N} \geq \chi_a^2(1) \Rightarrow \\ \left( \frac{\bar{X}}{p} \right)^N \left( \frac{1-\bar{X}}{1-p} \right)^{T(1-\frac{N}{T})} \geq e^{\frac{1}{2} \chi_a^2(1)} \Rightarrow \\ \left( \frac{\bar{X}}{p} \right)^N \geq \left( \frac{1-p}{1-\bar{X}} \right)^{T(1-\bar{X})} e^{\frac{1}{2} \chi_a^2(1)} \Rightarrow \\ N \ln \frac{\bar{X}}{p} \geq \ln \left[ \left( \frac{1-p}{1-\bar{X}} \right)^{T(1-\bar{X})} e^{\frac{1}{2} \chi_a^2(1)} \right] \end{aligned}$$

于是得:

$$\begin{aligned} \frac{N}{T} \geq \\ \frac{(1-\bar{X}) [\ln(1-p) - \ln(1-\bar{X})] + \frac{1}{2} \chi_a^2(1)}{\ln \bar{X} - \ln p} \end{aligned} \quad (9)$$

## 三、共享经济系统风险度量的实证分析

为了考察我国共享经济的系统风险, 本文选取了共享单车上市公司永安行 (603776) 作为研究对象。这是因为共享单车项目作为我国共享经济快速发展的一个缩影, 极具代表性。永安行 2017 年 8 月 17 日在上海证券交易所挂牌上市, 已经在全国范围内 220 个县市进行了公共自行车项目的推广, 共完成 32 000 个相关自行车站点的建设, 全国各省市已累计注册 2 000 万公共自行车会员, 每年有高达 7.5 亿次的骑行人次, 并且为 80 万辆公共自行车以及相关的系统设备提供技术支持和保障。所以上市公司永安行能够提供具有良好时效性的共享经济风险数据, 因为数据的时效性在任何实证分析必须考虑的关键要素, 只有利

用最新的数据所得出的研究结果才能体现新时代的特征,才具有参考价值。

1. 样本数据的选取

股东利益最大化是任何上市公司进行商业活动的最终目标,当然共享经济企业的活动也是以此为准则的,如果共享经济这种创新经济模式存在着复杂的动态风险,则证券市场会对该企业的股票作出相应的反应。简单地说,就是如果共享经济系统风险小,市场看好这种创新的商业模式,则公司总市值将上升;如果共享经济系统风险大,市场并不看好这种商业模式,则公司总市值将下挫。因此,企业所运作的商业模式风险大小,最主要的体现就是上市公司市值的变化,而且,共享经济系统风险大小是由不依赖于任何主观因素,完全由客观、公正的证券场所给出的。因此,通过证券市场计算出来的共享经济公司总市值的 VaR,能够准确、客观的体现共享经济系统风险的大小。

考虑到我国共享经济企业目前正处于起步阶段,并且这种创新经济模式的系统风险主要体现

为短期风险,基于以上考虑本文选取了上海证券交易所的永安行股票的收盘价作为分析样本,时间跨度为 2018 年 9 月 3 日到 2018 年 12 月 28 日。共享经济系统风险最客观的表现就是通过该企业总市值的 VaR 估计值(即该企业总市值最大可能损失值)所体现,企业的总市值为:

$$CV_t = cp_t \times NC \tag{10}$$

$CV_t$  为企业  $t$  时期的总市值, $cp_t$  为企业  $t$  时期证券市场的收盘价, $NC$  为企业公布的总股本(上交所显示永安行总股本为 13 440 万股)。 $t$  时期企业总市值的实际损失  $\Delta CV_t$  为:

$$\Delta CV_t = CV_t - CV_{t-1} \tag{11}$$

2. 收益率序列的正态性检验

首先,通过收盘价  $cp_t$  计算出永安行第  $t$  日的收益率  $r_t$ :

$$r_t = \ln \frac{cp_t}{cp_{t-1}} = \ln cp_t - \ln cp_{t-1} \tag{12}$$

利用 Eviews 8.0 软件可以计算出永安行收益率序列的描述性统计量(见表 1)。

表 1 收益率序列的描述性统计

样本	样本数量	均值	方差	峰度	偏度	JB 统计量
永安行	78	-0.001 459	0.032 897	4.101 88	-0.104 924	4.089 073

Jarque-Bera 统计量(JB 统计量),是用来检验一组样本数据是否符合正态分布特征的一种方法,JB 统计量渐进地服从自由度为 2 的卡方分布  $\chi^2(2)$ ,具体计算公式如下:

$$JB = \frac{n}{6} \left[ S^2 + \frac{1}{4}(K - 3)^2 \right] \sim \chi^2(2) \tag{13}$$

其中, $n$  为样本数量; $K$  为峰度; $S$  为偏度。当 JB 统计量小于一个合理显著水平下(5%或 1%) $\chi^2(2)$  的临界值时( $\chi^2_{0.05}(2) = 5.991, \chi^2_{0.01}(2) = 9.210$ ),说明永安行的收益率序列具有正态分布分布的特征。而且收益率序列的偏度值  $S = -0.104\ 924$  与峰度值  $K = 4.101\ 88$  都比较符合正态分布的特点(正态分布的峰度与偏度分别为 0 和 3)。

3. VaR 拓展模型及相应的 ARCH LM 检验

针对符合正态分布的收益率  $r_t$  建立标准的 GARCH(1,1)模型:

$$\begin{cases} r_t = \alpha r_{t-1} + \epsilon_t \\ h_t = C + \beta \epsilon_{t-1}^2 + \gamma h_{t-1} \end{cases} \tag{14}$$

其中, $h_t$  表示收益率序列的条件方差。利用 EViews 软件得到 GARCH(1,1)模型的回归系

数,其结果如下:

$$r_t = -0.055\ 698 r_{t-1} + \epsilon_t \tag{15}$$

$$\begin{aligned} h_t = & 0.000\ 105 - 0.036\ 887 \epsilon_{t-1}^2 + \\ & (1.500\ 559) \quad (-0.938\ 222) \\ & 0.951\ 615 h_{t-1} \\ & (11.055\ 78) \end{aligned} \tag{16}$$

上述 GARCH(1,1)模型中 Durbin-Watson 统计量  $D.W. = 2.016\ 015$ ,与 2 十分接近。通过  $D.W.$  检验临界表可以得到在样本数量为 79 时的临界值上限是  $d_U = 1.688$ ,该模型的  $D.W.$  统计量数值属于  $[d_U, 4 - d_U]$  区间内,表明该模型中不存在自相关性。

为了检验已建立的模型中是否消除了残差序列含有的 ARCH 效应,利用 ARCH LM 检验得到在滞后 1 阶,滞后 2 阶时的  $F$  统计量、 $T \times R^2$  统计量以及相应的显著性概率(表 2),在滞后阶数  $p = 1$  或  $p = 2$  时,两种统计量的显著性概率都在 0.4 左右,结果表明 ARCH LM 检验接受原假设,上述 GARCH(1,1)模型已经不存在 ARCH 效应,即残差序列中已消除了条件异方差性。通过软件得到条件方差方程中的条件方差  $h_t$ ,进一

步令条件方差  $h_t$  开方得到标准差  $\sqrt{h_t}$  序列。

取显著性水平  $\alpha = 5\%$ ，即置信度  $1 - \alpha = 95\%$ ，正态分布上侧  $5\%$  的分位数  $\Phi^{-1}(0.05) = 1.645$ ，利用  $VaR_t = CV_{t-1} \Phi^{-1}(\alpha) \sqrt{h_t}$  可以得到出永安行总市值的 GARCH-VaR<sub>*t*</sub> 序列（见表 3）。结合永安行总市值实际的损失值，绘制永安行 2018 年 9 月至 12 月系统风险的 GARCH-VaR<sub>*t*</sub> 序列图（见图 1）。

表 2 GARCH、EGARCH、TARCH 模型 ARCH LM 检验统计结果

模 型	滞后阶数 $p=1$				滞后阶数 $p=2$			
	$F$ 统计量	概率值	$T \times R^2$ 统计量	概率值	$F$ 统计量	概率值	$T \times R^2$ 统计量	概率值
GARCH	0.706 43	0.403 3	0.718 66	0.396 6	0.596 62	0.553 4	1.222 69	0.542 6
EGARCH	0.508 03	0.478 2	0.518 20	0.471 6	0.496 57	0.610 7	1.020 45	0.600 4
TARCH	0.388 65	0.534 9	0.397 07	0.528 6	0.523 66	0.594 6	1.075 33	0.584 1

表 3 永安行总市值的三种拓展 VaR 风险值序列

日 期	Model-1	Model-2	Model-3	日 期	Model-1	Model-2	Model-3
09-04	—	—	—	12-03	1.548	1.464	1.614
09-05	0.786	0.705	0.800	12-04	1.608	1.554	1.668
09-06	0.929	0.826	0.942	12-05	1.653	1.624	1.684
09-07	1.047	0.948	1.051	12-06	1.619	1.525	1.628
09-10	1.121	0.985	1.118	12-07	1.614	1.487	1.600
09-11	1.217	1.104	1.204	12-10	1.624	1.489	1.588
09-12	1.268	1.133	1.246	12-11	1.630	1.484	1.573
09-13	1.322	1.184	1.288	12-12	1.650	1.517	1.573
09-14	1.396	1.290	1.350	12-13	1.684	1.577	1.587
09-17	1.381	1.223	1.332	12-14	1.708	1.625	1.592
09-18	1.432	1.300	1.369	12-17	1.601	1.430	1.487
09-19	1.486	1.417	1.493	12-18	1.646	1.499	1.518
09-20	1.531	1.484	1.516	12-19	1.660	1.527	1.517
09-21	1.547	1.474	1.515	12-20	1.632	1.457	1.480
09-25	1.606	1.560	1.556	12-21	1.675	1.522	1.514
09-26	1.660	1.639	1.593	12-24	1.680	1.530	1.507
09-27	1.694	1.685	1.608	12-25	1.718	1.585	1.534
09-28	1.502	1.392	1.438	12-26	1.652	1.453	1.467
⋮	⋮	⋮	⋮	12-27	1.629	1.402	1.438
				12-28	1.593	1.333	1.399

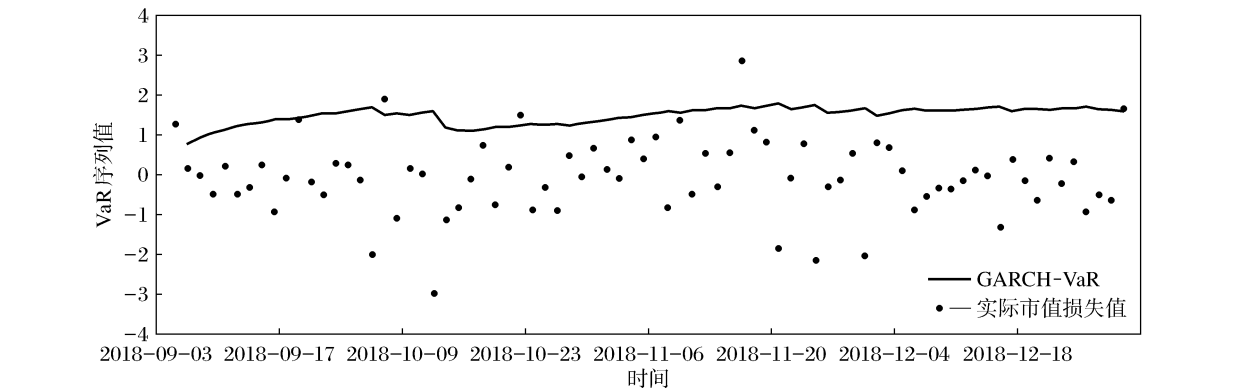


图 1 永安行总市值的 GARCH-VaR 序列图

在对收益率  $r_t$  已构建的 GARCH 模型基础之上，还可以进一步构建 EGARCH 模型：

$$\begin{cases} r_t = \alpha r_{t-1} + \epsilon_t \\ \ln h_t = C + \beta \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{h_{t-1}} \right| + \gamma \frac{\epsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \eta \ln h_{t-1} \end{cases} \quad (17)$$

其中， $h_t$  表示收益率序列的条件方差。利用 EViews 软件得到 EGARCH 模型的回归系数，其结果如下：

$$\begin{aligned} r_t &= -0.045\,315 r_{t-1} + \epsilon_t \quad (18) \\ \ln h_t &= -0.897\,843 - 0.094\,516 \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{h_{t-1}} \right| + (-18.523\,73) (-0.732\,687) \end{aligned}$$



$$\begin{aligned} &0.064\,636 \frac{\epsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + 0.857\,697 \ln h_{t-1} \\ &(0.844\,629) \quad (50.893\,18) \end{aligned}$$

(19)

不难看出 EGARCH 模型中对称项系数  $\beta = -0.094\,5$ , 非对称项系数  $\gamma = 0.064\,5$ , 说明一旦市场出现“共享经济利好信息”时, 模型中的  $\epsilon_{t-1} > 0$ , 则该信息会对模型中的条件方差产生一个  $\beta + \gamma$  倍的冲击, 即产生一个  $-0.029\,9$  倍的冲击。反之, 一旦市场出现“共享经济利空信息”时, 模型中的  $\epsilon_{t-1} < 0$ , 则该信息会对模型中的条件方差产生一个  $\beta - \gamma$  倍的冲击, 即产生一个  $-0.159\,2$  倍的冲击。因此, EGARCH 模型的结果表明共享经济系统风险中, 同量级别的利空消息会比利好消息产生更大的冲击效果。

上述 EGARCH 模型中 Durbin-Watson 统计量  $D.W. = 2.036\,089$ , 与 2 十分接近。通过  $D.W.$  检验临界表可以得到在样本容量为 79 时的临界值上限是  $d_U = 1.715$ , 该模型的  $D.W.$  统计量数值属于  $[d_U, 4 - d_U]$  区间内, 表明该模型中不存在自相关性。

为了检验已建立的模型中是否消除了残差序列含有的 ARCH 效应, 利用 ARCH LM 检验得到在滞后 1 阶、滞后 2 阶时的  $F$  统计量、 $T \times R^2$  统计量以及相应的显著性概率(见表 2), 在滞后阶数  $p = 1$  或  $p = 2$  时, 两种统计量的显著性概率都在 0.5 左右, 结果表明 ARCH LM 检验接受原假设, 上述 EGARCH 模型已经不存在 ARCH 效应, 即残差序列中已消除了条件异方差性。通过软件得到条件方差方程中的条件方差  $h_t$ , 进一步令条件方差  $h_t$  开方得到标准差  $\sqrt{h_t}$  序列。

取显著性水平  $\alpha = 5\%$ , 即置信度  $1 - \alpha = 95\%$ , 正态分布上侧 5% 的分位数  $\Phi^{-1}(0.05) = 1.645$ , 利用  $VaR_t = CV_{t-1} \Phi^{-1}(\alpha) \sqrt{h_t}$  可以得到出

永安行总市值的 EGARCH-VaR<sub>*t*</sub> 序列(见表 3)。结合永安行总市值实际的损失值, 绘制永安行 2018 年 9 月至 12 月系统风险的 EGARCH-VaR<sub>*t*</sub> 序列图(见图 2)。

在对收益率  $r_t$  已构建的 GARCH 模型和 EGARCH 模型基础之上, 还可以进一步构建 TARCH 模型:

$$\begin{cases} r_t = \alpha r_{t-1} + \epsilon_t \\ h_t = C + \beta \epsilon_{t-1}^2 + \gamma \epsilon_{t-1}^2 I_{t-1}^- + \eta h_{t-1} \end{cases}$$

(20)

其中,  $h_t$  表示收益率序列的条件方差。  $I_{t-1}^-$  是一个虚拟变量, 当  $\epsilon_{t-1} < 0$  时,  $I_{t-1}^- = 1$ ; 当  $\epsilon_{t-1} > 0$  时,  $I_{t-1}^- = 0$ 。利用 EViews 软件得到 TARCH 模型的回归系数, 其结果如下:

$$r_t = -0.053\,727 r_{t-1} + \epsilon_t$$

(21)

$$\begin{aligned} h_t = &0.000\,112 + 0.011\,483 \epsilon_{t-1}^2 - \\ &(1.290\,966) \quad (0.117\,923) \\ &0.036\,595 \epsilon_{t-1}^2 I_{t-1}^- + 0.913\,182 h_{t-1} \\ &(-0.339\,160) \quad (8.543\,088) \end{aligned}$$

(22)

上述回归结果中  $\beta$  与  $\gamma$  的估计值分别是 0.011 5 和  $-0.036\,6$ , 不难看出十分明显的“杠杆”效应存在于 TARCH 模型中, 说明一旦市场出现“共享经济利好信息”时, 模型中的  $\epsilon_{t-1} > 0$  且虚拟变量  $I_{t-1}^- = 0$ , 则该信息会对模型中的条件方差产生一个  $\beta$  倍的冲击, 即产生一个 0.011 5 倍的冲击。反之, 一旦市场出现“共享经济利空信息”时, 模型中的  $\epsilon_{t-1} < 0$  且虚拟变量  $I_{t-1}^- = 1$ , 则该信息会对模型中的条件方差产生一个  $\beta + \gamma$  倍的冲击, 即产生一个  $-0.025\,1$  倍的冲击。TARCH 模型的结果表明共享经济系统风险中, 同量级别的利空消息会比利好消息产生更大的冲击效果, 上述的 EGARCH 模型也印证了同样的结论。

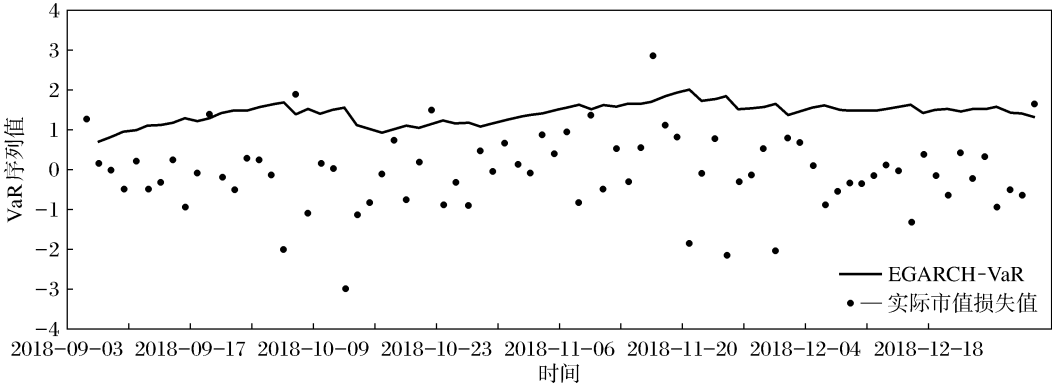


图 2 永安行总市值的 EGARCH-VaR 序列图

上述 TARCH 模型中 Durbin-Watson 统计量  $D.W. = 2.019\ 826$ ，与 2 十分接近。通过  $D.W.$  检验临界表可以得到在样本容量为 79 时的临界值上限是  $d_U = 1.715$ ，该模型的  $D.W.$  统计量数值属于  $[d_U, 4 - d_U]$  区间内，表明该模型中不存在自相关性。

为了检验已建立的模型中是否消除了残差序列含有的 ARCH 效应，利用 ARCH LM 检验得到在滞后 1 阶、滞后 2 阶时的 F 统计量、 $T \times R^2$  统计量以及相应的显著性概率（见表 2），在滞后阶数  $p=1$  或  $p=2$  时，两种统计量的显著性概率都在 0.5 左右，结果表明 ARCH LM 检验接受原

假设，上述 TARCH 模型已经不存在 ARCH 效应，即残差序列中已消除了条件异方差性。通过软件得到条件方差方程中的条件方差  $h_t$ ，进一步令条件方差  $h_t$  开方得到标准差  $\sqrt{h_t}$  序列。

取显著性水平  $\alpha = 5\%$ ，即置信度  $1 - \alpha = 95\%$ ，正态分布上侧 5% 的分位数  $\Phi^{-1}(0.05) = 1.645$ ，利用  $VaR_t = CV_{t-1} \Phi^{-1}(\alpha) \sqrt{h_t}$  可以得到出永安行总市值的 TARCH-VaR<sub>*t*</sub> 序列（见表 3）。结合永安行总市值实际的损失值，绘制永安行 2018 年 9 月至 12 月系统风险的 TARCH-VaR<sub>*t*</sub> 序列图（见图 3）。

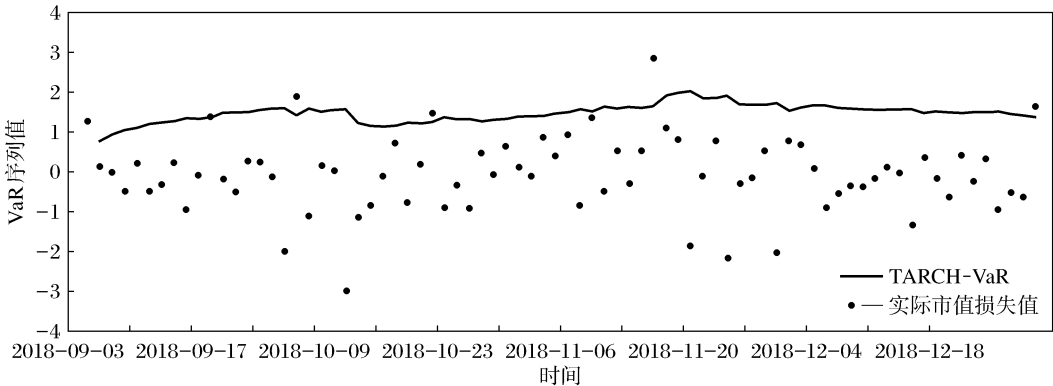


图 3 永安行总市值的 TARCH-VaR 序列图

**4. VaR 序列的后验检验**  
对已建立的三种拓展模型所得到的 VaR 序列进行后验检验，Kupiec(1995)<sup>[12]</sup>已经证明了自然对数统计量服从自由度为 1 的卡方分布，即：

$$2\ln\lambda(X_1, X_2, \dots, X_T) =$$
$$2\ln\left[\frac{\left(\frac{N}{T}\right)^N \left(1 - \frac{N}{T}\right)^{T-N}}{p^N (1-p)^{T-N}}\right] \sim \chi^2(1) \quad (23)$$

从 GARCH-VaR 风险值序列图可以看出，实际损失值大于 VaR 风险值的天数为 4 天，即  $N =$

4，损失频数为  $\frac{N}{T} = \frac{4}{79} \approx 5.063\ 3\%$ ，给定显著水平  $\alpha = 0.05$ ，即取左尾概率为  $p = 0.05$ 。则计算统计量的值为： $2\ln\lambda = 0.000\ 7$ 。

从 EGARCH-VaR 风险值序列图可以看出，实际损失值大于 VaR 风险值的天数为 5 天，即  $N = 5$ ，损失频数为  $\frac{N}{T} = \frac{5}{79} \approx 6.329\ 1\%$ ，给定显著水平  $\alpha = 0.05$ ，即取左尾概率为  $p = 0.05$ 。则计算统计量的值为： $2\ln\lambda = 0.272$ 。

表 4 三种风险度量模型的后验检验结果

模 型	损失频数	统计量 $2\ln\lambda$	$\chi^2_{0.05}(1)$	检验结果
GARCH-VaR	5.063 3%	0.000 7	3.841	有效
EGARCH-VaR	6.329 1%	0.272 0	3.841	有效
TARCH-VaR	6.329 1%	0.272 0	3.841	有效

从 TARCH-VaR 风险值序列图可以看出，实际损失值大于 VaR 风险值的天数为 5 天，即  $N = 5$ ，损失频数为  $\frac{N}{T} = \frac{5}{79} \approx 6.329\ 1\%$ ，给定显著水平  $\alpha = 0.05$ ，即取左尾概率为  $p = 0.05$ 。则计算统计量的值为： $2\ln\lambda = 0.272$ 。

通过查数理统计卡方分布表可以得到显著水平  $\alpha = 0.05$  时，自由度为 1 的分位数，即  $\chi^2_{0.05}(1) = 3.841$ ，显然上述三种拓展模型的统计量  $2\ln\lambda < 3.841 = \chi^2_{0.05}(1)$ （见表 4），因此，三种拓展模型所得到的 VaR 序列全部通过检验，都是有效的 VaR 序列。

# 四、模型结论

第一,此次通过共享单车企业永安行已建立的 GARCH-VaR、EGARCH-VaR、TARCH-VaR 三种模型的风险值序列图来看,其结果显示出一致的波动趋势。起初系统风险值处于相对平稳阶段,但在 2018 年 11 月中旬左右,共享经济系统风险值达到了顶峰,然后缓慢下降,随后系统风险值就一直在合理的区间内波动。在这期间,风险值出现顶峰的时间段,恰好与以 ofo 单车为代表的部分企业 11 月中旬被媒体曝光公司财务出现资金链断裂,造成共享单车用户大量挤兑单车押金的时间相吻合。11 月下旬随着系统风险值达到峰值以后,永安行发布公告,称公司已通过集中竞价交易方式回购了企业股份,回购数量占当前总股本的比例为 1.02%。此次公司回购行为表明了共享单车企业应对系统风险能力的信心,于是风险值便逐渐下降到了合理的水平。这些风险信息与模型计算出来的风险值一致程度非常高,这充分表明 VaR 拓展模型能够准确地模拟出共享经济模式中蕴含的风险,其风险度量结果令人满意。

第二,EGARCH-VaR 模型显示,当存在“共享经济利好消息”时,该信息会对条件方差产生一个 $-0.0299$  倍的冲击;当存在“共享经济利空消息”时,则该信息会对条件方差产生一个 $-0.1592$  倍的冲击。而 TARCH-VaR 模型中杠杆效应项的系数 $\gamma=-0.0366$ ,表明存在“共享经济利好消息”时,则该信息会对模型中的条件方差产生一个 $0.0115$  倍的冲击;而出现“共享经济利空消息”时,该信息会对模型中的条件方差产生一个 $-0.0251$  倍的冲击,EGARCH-VaR 模型与 TARCH-VaR 模型相互印证了共享经济利空消息比等量的利好消息能产生更大的波动性这个结论。

第三,拓展 VaR 模型的优点在于不受共享经济数据分布类型的影响,而且风险度量的结果也更加客观、有效。当然这些优点之外,模型也存在着自身缺陷:那就是风险度量的结果容易受到市

场中一些非风险因素的影响,难免会使风险值产生微小的偏移。为了尽可能地弥补模型中的缺陷,未来研究的方向可以考虑运用一些组合评价方法,如模糊 Borda 法、Cpealand 法对三种模型计算出的风险值进行综合评价,这样不仅会使三种模型的风险值相互调节,提高其准确性,而且会使非风险因素对模型的影响降到最低,组合评价后的风险序列值会更加具有说服力。

## 参考文献:

- [1] Felson M, Spaeth J L. Community Structure and Collaborative Consumption: A Routine Activity Approach[J]. American Behavioral Scientist, 1978, 21: 614-624.
- [2] 唐清利. “专车”类共享经济的规制路径[J]. 中国法学, 2015(4): 286-302.
- [3] 陈万明, 田娅楠. 共享经济双边市场的信任机制博弈分析[J]. 工业技术经济, 2019(3): 155-160.
- [4] 杨学成, 涂科. 信任氛围对用户契合的影响——基于共享经济背景下的价值共创视角[J]. 管理评论, 2018, 30(12): 164-174.
- [5] Eyal E, Aliza F, Nathan M. Trust and Reputation in the Sharing Economy: The Role of Personal Photos in Airbnb[J]. Tourism Management, 2016, 55: 62-73.
- [6] Koen F, Juliet S. Putting the Sharing Economy into Perspective[J]. Environmental Innovation and Societal Transitions, 2017, 23: 3-10.
- [7] Mohammad R H, Alexander D, Michel L. What Managers Should Know About the Sharing Economy[J]. Business Horizons, 2017, 60(1): 113-121.
- [8] Bollerslec T. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity[J]. Journal of Econometrics, 1986, 31: 307-327.
- [9] Nelson D B. Conditional Heterosdasticity in Asset Returns: A New Approach[J]. Econometrica, 1991, 59: 347-370.
- [10] Zakoian J M. Threshold Heteroskedastic Models[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 1994, 18: 931-944.
- [11] Glosten L R, Jagannathan D R. On the Relation Between the Expected Value and Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks[J]. Journal of Finance, 1993, 48: 1779-1801.
- [12] Kupiec P H. Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models [J]. The Journal of Derivatives, 1995, 75(2): 73-84.

(责任编辑:王 薇)