

我国互联网货币基金收益波动风险比较

李志鹏, 姚小义(教授)

(湖南大学金融与统计学院, 长沙 410000)

【摘要】融入新的互联网商业模式是否会对货币市场基金的风险产生影响,这是投资者和基金管理者面临的新问题。本文将货币基金分为传统型基金、对接互联网型传统基金和纯互联网基金三种类型,运用GARCH模型和VaR(在险价值)测度方法对24只样本基金时间跨度超过一年的收益率数据进行定量分析,结果表明:纯互联网基金的VaR值是三类货币基金中最小的,即收益波动风险最低,相对最为稳健。经过实际值对比和模型可靠性检验后,本文建议投资者把纯互联网货币基金视作低风险的稳健型金融产品进行投资。

【关键词】互联网金融; 货币市场基金; 收益波动风险; 在险价值

一、引言

互联网金融是指依靠大数据、云计算方法、网络支付、移动软件等互联网工具,实现传统金融的资金融通匹配功能的新型金融产品。互联网金融既有互联网行业的属性,又具有传统金融的特征,而这两种行业的风险特征叠加使得互联网金融风险较传统金融行业越难以估计和防控。与此同时,本质是货币市场基金(也称为货币基金)的互联网产品余额宝横空出世,不仅使互联网金融也快速地进入了平常人的生活,而且将互联网金融推向了一个新的高度,也开启了货币市场基金的新篇章。

互联网金融是一个风险因素未知的新型金融产品,货币市场基金产品融入了互联网风险因素后是否被放大了风险,并表现在基金的收益方面,这正是广大投资者所关注和担心的问题。而互联网基金作为互联网金融最具代表性的产品,又是否会因为互联网风险因素被风险厌恶型的投资者不加思索地予以排斥,这也是基金管理者所担心的问题。本文基于VaR(在险价值)测度方法,依靠大量的数据对互联网货币基金的收益波动风险进行定量分析,通过与传统型货币基金、对接互联网型传统货币基金进行对比,得出基金收益波动风险的实证结果,即纯互联网货币基金的风险最小。

二、互联网货币基金风险研究

由于货币市场基金通常是投资于期限短、流动性强、违约风险低的金融产品,以致人们对其认识产生了偏差,甚至把货币市场基金等同于银行活期存款这样流动性强、无风险的产品。事实上,没有无风险的投资,风险低的投资并不等同于不存在风险。在2008年的美国次贷危机中,第一储备基金就因为投资了大量雷曼兄弟发行的短期票据,当雷曼兄弟因为经营不善破产而无法兑付短期

票据时,这只货币基金最终跌破了基金单位资产净值。因此,即便是期限短、流动性强、低违约风险的货币市场基金,也会面临可能出现的各种风险因素。

货币基金在我国金融市场上诞生的时间不长,发展尚不成熟,在发展初期一些基金产品的流动性还曾出现过问题。但是自2013年以来,随着天弘增利宝货币为代表的大量货币基金迅速推出,便掀起了一个全民理财的浪潮,我国货币基金市场的总规模呈现出了爆发式的增长,使得其体量从2011年末的2949亿元猛增至2014年末的2.09万亿元。对比公募基金的总规模不难发现,货币基金已经成为公募基金极为重要的组成部分,货币基金对零散资金理财的强大号召力也使其成为银行储蓄尤其是活期存款最为强劲的对手。近两年来,我国货币基金规模伴随着互联网金融尤其是互联网型货币基金理财产品的火热而呈快速增长的态势,其中天弘增利宝货币即余额宝仅用不到一年时间便成了整个货币基金市场的领头雁。然而,互联网金融对金融产品不仅起到如虎添翼的效果,而且也带来了其特有的风险因素。

第一,互联网金融监管不足。近年来,互联网金融创新虽势头强劲,品种也多种多样,但是监管体系并不完善。首先,互联网金融的监管对象并不明确,因为互联网公司本身就是一个宽泛的概念。其次,互联网金融监管的职能尚没有全面的法律依据,互联网企业一般没有金融行业主体资质,但由于相关法律的缺失,互联网企业常常利用制度的漏洞在灰色地带开展业务。

第二,互联网金融主体一定程度上放大了风险。首先,互联网金融的优势是便捷而全面地实现了全社会资金的再匹配,增强了资金的流动性。但这也使得原来单一传统金融机构所面临的风险转移到了互联网金融各个参

与者的身上,导致风险范围成倍地扩大。其次,互联网企业不具备传统金融机构的管理水平,对于风险识别、风险控制缺少专业化团队和运营的经验,这对风控要求极高的金融行业来说是一个巨大的隐患。

第三,互联网金融独特的互联网风险传递效应。互联网是信息时代最不可或缺的部分之一,也是新媒体所依靠的信息传播平台。一旦互联网货币基金产品发生了负面事件,例如,因为人民银行调低存款基准利率、外汇储备发生巨大变动、债券市场剧烈波动等因素产生了货币基金收益率暴跌,那么,很容易因为互联网对信息的迅速传播,很快形成不利于基金产品的舆论,造成“羊群效应”。而类似“羊群效应”的结果很可能就是货币基金持有人在极短的时间内进行难以预估的巨量赎回操作,甚至可能演变和诱发一次新的金融风波。

三、实证数据选取及模型设定

本文的中心议题是实证研究互联网基金的收益风险,通过样本基金数据选取和GARCH模型运用,对我国的互联网货币市场基金的在险价值VaR进行定量分析,从传统型货币基金、对接互联网型传统基金和纯互联网货币基金三大类产品(见表1、表2、表3)在时间跨度内的收益率及其波动的横向比较中得出研究结果。

表1 传统型货币基金

基金代码	基金简称	基金规模(亿元)	发行日期
217004	招商现金增值货币A	209.99	2004/1/14
050003	博时现金收益货币A	145.19	2004/1/16
202301	南方现金增利货币A	660.47	2004/3/5
110006	易方达货币A	61.72	2005/2/2
270004	广发货币A	131.45	2005/5/20
530002	建信货币	462.27	2006/4/25
660007	农银货币A	140.06	2010/11/23
519888	汇添富收益快线货币A	86.69	2012/12/21
519800	华夏保证金货币A	339.05	2013/2/4
519898	大成现金宝货币A	1 906.23	2013/3/27

表2 对接互联网型传统货币基金

基金代码	基金简称	基金规模(亿元)	发行日期
003003	华夏现金增利货币A	890.05	2004/4/7
150005	银河银富货币A	19.03	2004/12/20
519505	海富通货币A	15.39	2005/1/4
180008	银华货币A	24.56	2005/1/31
070008	嘉实货币A	335.26	2005/3/18
200003	长城货币A	54.12	2005/5/30
482002	工银货币	1 232.48	2006/3/20
090022	大成现金增利货币A	42.44	2012/11/20
000009	易方达天天理财货币A	293.35	2013/3/4

表3 纯互联网货币基金

基金代码	基金简称	基金规模(亿元)	发行日期
000198	天弘增利宝货币	5 789.36	2013/5/29
000330	汇添富现金宝货币	262.33	2013/9/12
000371	民生加银现金宝货币	148.92	2013/10/18
000389	广发天天红货币	185.67	2013/10/22
000343	华夏财富宝货币	413.25	2013/10/25

(一)样本选择及数据来源

在选取上述三大类货币基金作为研究样本的基础上,本文仅选择货币基金的七日年化收益率作为时间序列。为了保证实证分析结果具有更好的准确性,在数据选取上尽可能地将时间跨度拉大、使样本充足。

由于纯互联网基金是以余额宝的成立为标志的,在余额宝推出的随后半年时间内,其他互联网企业联合基金公司也效仿并推出了一批产品,因此本文的研究样本数据的跨度为2013年10月25日至2014年12月12日,选取每只基金280个交易日的日度数据。数据来源于国泰安数据库及新浪财经网。

(二)GARCH模型

1. GARCH模型的基本内涵。诺贝尔经济学奖获得者恩格尔Engle(1982)提出了ARCH模型,即自回归条件异方差模型。虽然ARCH模型比原有的计量模型更准确地拟合了时间序列的异方差性,但是ARCH模型在实际应用过程中仍存在一定的局限性。随后,丹麦经济学家波列斯勒夫Bollerslev(1986)对原有模型进行了改进,通过增加自回归项拓展了条件方差方程,这便是GARCH模型,即广义自回归条件异方差模型。

均值方程和方差方程两个式子共同构成了GARCH模型。其中,前者解释了模型数据的生成过程,后者解释了模型异方差生成过程。

需要注意的是,在运用GARCH类模型进行建模时一定要考虑样本残差序列的分布特征。通常讲,GARCH类模型的残差序列分布具有以下三种假设:正态分布、t分布和广义误差分布(GED分布)。其中,t分布较正态分布新增加了待估参数自由度 ν 。从统计学的角度来说,t分布自由度无限大时就变成了正态分布,反之,则会出现分布的扁平而厚尾现象。

2. GARCH模型的设定。根据前文对GARCH模型构造的解释,其有两个组成部分:一是解释序列的生成均值方程;二是解释条件异方差生成的方差方程。GARCH(p,q)用公式表示如下:

$$y_t = x_t \gamma + \mu_t \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \omega_0 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \mu_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (2)$$

(三)数据处理及检验过程

本文选取 2013 年 10 月 25 日至 2014 年 12 月 12 日的 280 个交易日的七日年化收益率 r_t 作为数据样本来源。定义样本基金的收益波动 p 为:

$$p_t = \ln(r_t / r_{t-1}) \quad (3)$$

1. 正态性检验。本文结合偏度、峰度及 JB 统计量进行正态性检验。样本基金的日均收益及收益波动 p 的主要统计量结果如表 4 所示:

表 4 样本基金的统计量属性

	基金简称	均值 (%)	标准差	偏度	峰度	JB 统计量
纯互联网基金	天弘增利宝货币	4.911 2	0.008 7	1.286	15.913 6	2 015.5
	汇添富现金宝货币	5.055 1	0.013 4	-1.062 6	8.450 3	397.83
	民生加银现金宝货币	5.142 6	0.045 4	10.740 8	149.521 3	254 021.9
	广发天天红货币	5.223 1	0.033 9	-0.694 4	14.228 9	1 482.85
对接互联网型传统基金	华夏财富宝货币	5.117 7	0.019 0	0.226 4	29.964 8	7 636.69
	银河银富货币 A	4.914 5	0.165 2	0.060 4	7.153 2	200.69
	海富通货币 A	4.514 8	0.071 8	-0.231 6	8.684 4	378.13
	银华货币 A	4.452 8	0.068 3	-1.259 2	13.893 0	1 453.14
	嘉实货币 A	4.967 6	0.054 4	-0.902 6	25.548 5	5 948.43
	长城货币 A	4.881 2	0.081 6	-0.369 3	8.776 0	394.18
	工银货币	4.922 7	0.034 1	0.692 4	81.031 0	70 805.04
	大成现金增利货币 A	4.709 7	0.180 1	1.506 6	21.103 8	3 915.60
	华夏现金增利货币 A	4.950 5	0.091 5	0.318 1	22.617 4	4 478.508
	易方达天天理财货币 A	5.029 2	0.061 6	-1.913 1	61.617 5	40 010.81
传统货币基金	南方现金增利货币 A	4.913 9	0.021 5	-0.184 1	10.608 7	674.57
	大成现金宝货币 A	4.236 3	0.110 8	-0.639 2	33.418 9	10 775.69
	华夏保证金货币 A	4.045 8	0.113 7	0.596 1	18.358 4	2 758.62
	招商现金增值货币 A	4.544 0	0.076 3	0.029 8	8.898 3	404.476 7
	农银货币 A	4.893 7	0.104 9	0.530 2	16.229 9	2 047.812
	建信货币	4.604 8	0.043 4	0.003 6	8.053 9	296.92
	广发货币 A	4.798 1	0.024 3	0.251	5.54	77.9
	博时现金收益货币 A	4.857 7	0.057 9	-1.501 7	24.334 2	5 395.975
	汇添富收益快线货币 A	3.858 9	0.053 0	-1.399 9	21.576	4 102.511
	易方达货币 A	4.707 6	0.167 6	0.438	48.843 6	24 440

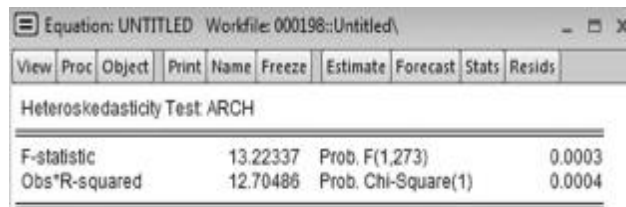
从表 4 可以看出,三大类样本基金的收益波动序列分布都呈现出尖峰和厚尾的特征。本文考虑运用 ARCH 类模型对 VaR 进行估计。

2. 平稳性检验。所谓时间序列的平稳性,是指序列在自回归模型中呈现倾向于其均值的趋势,回归方程不存在单位根。本文选择的平稳性检验方法是时序分析中经典的 ADF 方法。数据的 ADF 检验的结果表明,t 统计量的值远远小于显著性水平分别为 10%、5%和 1%三种情况下的临界值,而伴随概率 p 基本上接近于 0。实际上,本文所

选择的样本基金的收益波动序列都是在显著性水平为 1%的情况下拒绝含有单位根的原假设,因此本文选取的样本基金收益波动序列具有平稳性。

3. 自相关检验。收益波动序列的自相关是指与其滞后项之间具有明显的相关关系,当收益波动序列出现自相关性情况,则应在建立均值方程时考虑收益波动序列的自相关特征,而不是简单的随机游走过程。七日年化收益率本来就是具有自相关性的序列,因此更加有必要对收益波动序列进行自相关性检验。本文对 24 只样本基金的收益波动序列进行滞后 12 期的自相关检验,不论是自相关函数(ACF)还是偏自相关函数(PACF),都可以表明序列在不同程度上具有自相关的特征。

4. ARCH 效应检验。对序列进行 ARCH 效应即自回归条件异方差进行检验,如果存在 ARCH 效应,则可以使用 GARCH 模型。结果如下图所示:



余额宝的 ARCH 效应检验图

如上图所示,针对余额宝收益波动序列 p 进行模型滞后 5 期对应的 ARCH-LM 检验,结果表明,样本收益波动序列 p 存在明显的自回归条件异方差。同理,对三类样本基金的收益波动序列也进行模型滞后 5 期检验,得到的结果都是序列具有较为明显的 ARCH 效应。因此,本文选择用 ARCH 模型来研究我国互联网货币市场基金的风险度,这种方法是较为恰当的。

四、实证分析

VaR (Value at Risk) 已经被较为广泛地运用到股票、债券、外汇等金融资产的管理和决策中,其直译成中文就是正面临风险的资产价值(简称“在险价值”)。在险价值是指给定置信度水平在一定的持有期内,当利率汇率等市场风险因素出现变动时,资产或资产组合可能面临的最大预期损失。其数学表达式为:

$$\text{prob}(\Delta p \geq \text{VaR}) = 1 - \alpha \quad (4)$$

上式中:prob 表示概率; Δp 代表投资组合在持有期限内的资产损失;VaR 是在给定置信度水平上可能面临的最大预期损失; α 为设置的置信度水平。

(一)建立 GARCH 模型计算 VaR

本文运用 GARCH 模型建模计算 24 只样本基金的 VaR 值,其步骤如下:第一,在 eviews7.0 中分别以残差序列的三种假设分布进行 GARCH(p, q)建模,选择恰当的均值方程及方差方程;第二,用软件自带功能计算条件方差序列,开方后求得标准差序列;第三,计算分位数,根据

给定置信度水平 c 分别得到三种残差序列分布的分位数值;第四,取每只样本基金的七日年化收益为初始价值,结合前三步计算出样本基金的 VaR 估计值。GARCH 模型计算在险价值时, VaR_t 的表达式为:

$$VaR_t = \omega_0 \sigma_t F^{-1}(c) \quad (5)$$

式中: ω_0 是资产的初始价值; σ_t 是 GARCH(p, q) 模型利用软件生成的条件方差序列而求得的标准差序列; $F^{-1}(c)$ 是在三种分布假设条件下置信度水平为 c 的分位数。利用 GARCH 模型中的方差方程(2)生成条件方差和标准差, GARCH(1, 1) 的方差方程如下:

$$\sigma_t^2 = \omega_0 + \alpha p \sigma_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (6)$$

本文中 GARCH(p, q) 模型是以 GARCH(1, 1) 为主, 在模型拟合结果不理想的情况下适当调整(p, q)。本文使用 eviews7.0 软件, 取 $c=0.95$, 针对每只不同的样本基金建立合适的 GARCH(p, q) 模型, 并计算得到条件标准差 σ_t 序列和分位数 $F^{-1}(c)$, 结果如表 5 所示:

表 5 样本基金的日均 VaR 值和返回检验失败次数

	基金简称	日均 VaR			返回检验失败次数		
		正太分布	t 分布	Ged 分布	正太分布	t 分布	Ged 分布
纯互联网基金	天弘增利宝货币	0.071	0.123 5	0.067 4	23	8	28
	汇添富现金宝货币	0.107 1	0.134 8	0.106 2	29	13	29
	民生加银现金宝货币	0.192 6	0.588 6	0.200 5	33	1	30
	广发天天红货币	0.280 1	17.177 6	0.258 5	19	0	26
对接互联网型传统基金	华夏财富宝货币	0.154 8	9.450 8	0.138 6	18	0	22
	银河银富货币 A	1.317 3	23.0387	1.350 9	32	0	27
	海富通货币 A	0.540 2	3.7831	0.548 5	36	0	33
	银华货币 A	0.512 0	58.744 3	0.492 2	29	0	34
	嘉实货币 A	0.403 1	26.448 7	0.296 9	20	0	29
	长城货币 A	0.648 4	84.070 8	0.607 9	33	0	35
	工银货币	0.221 5	0.454 6	0.188 1	23	2	28
	大成现金增利货币 A	1.197 0	1.765 4	1.203 4	26	7	25
	华夏现金增利货币 A	0.251 4	0.208 4	0.134 9	14	15	34
	易方达天天理财货币 A	0.433 2	0.769 9	0.296 8	6	7	24
传统型货币基金	南方现金增利货币 A	0.161 2	0.393 1	0.153 9	26	3	26
	大成现金宝货币 A	0.738 1	1.345 5	0.530 3	21	7	25
	华夏保证金货币 A	0.349 1	0.314 5	0.302 4	24	25	25
	招商现金增值货币 A	0.189 2	0.214 1	0.195 5	32	25	30
	农银货币 A	0.355 4	0.252 4	0.267	18	31	28
	建信货币	0.32	0.892 8	0.322 2	24	0	29
	广发货币 A	0.186 9	0.227 2	0.191 5	20	20	26
	博时现金收益货币 A	0.543 4	0.305 2	0.349 5	27	29	23
汇添富收益快线货币 A	0.316 2	0.451 2	0.301 7	26	9	26	
易方达货币 A	0.757 8	1.029 6	1.141 9	14	11	22	

(二)实证结果分析

1. VaR 均值比较。对比结果如表 6 所示。从表 6 可以看出,以余额宝为代表的纯互联网货币基金产品,在标准正太分布和 GED 广义误差分布下有最小的日均 VaR 值,传统型货币基金次之,而传统基金对接互联网基金的产品表现最好,其在三种分布条件下计算都得到了最大的日均 VaR 值。

表 6 三类分布日均 VaR 对比

日均 VaR 值	正太分布	t 分布	GED 分布
纯互联网基金	0.161 12	5.495 06	0.154 24
对接互联网型传统基金	0.613 789	22.1426 6	0.568 844
传统型货币基金	0.391 73	0.542 56	0.375 59

2. VaR 最大值比较。对比结果如表 7 所示。表 7 表明,三大类货币基金的平均最大 VaR 值在标准正太分布和 GED 分布下依然是纯互联网基金最小,传统型货币基金次之,对接互联网型传统基金最大。

表 7 三类分布最大 VaR 值对比

日均 VaR 值	正太分布	t 分布	GED 分布
纯互联网基金	1.045 5	47.443 1	1.319 4
对接互联网型传统基金	3.166 9	107.944 9	3.194 3
传统型货币基金	2.241 5	2.652 1	6.318 4

3. VaR 最小值比较。对比结果如表 8 所示。如表 8 所示,三大类货币基金的平均最小 VaR 值在标准正太分布和 GED 分布下同样是纯互联网基金最小,传统型货币基金次之,对接互联网型传统基金最大。

表 8 三类分布最小 VaR 值对比

日均 VaR 值	正太分布	t 分布	GED 分布
纯互联网基金	0.059 9	1.326 8	0.053 3
对接互联网型传统基金	0.221 6	5.523 7	0.129 3
传统型货币基金	0.112 8	0.133 0	0.094 0

4. VaR 返回检验结果。对比结果如表 9 所示。从表 9 可以看出,t 分布的返回检验失败次数偏低,究其原因并不是因为 VaR 估值非常合理,而是对于纯互联网基金和对接互联网型传统基金产品的拟合上表现不佳,往往出现过于高估 VaR 值的情况。

表 9 三类分布返回检验结果对比

日均 VaR 值	正太分布	t 分布	GED 分布
纯互联网基金	24.4	4.4	27
对接互联网型传统基金	24.3	3.4	29.9
传统型货币基金	23.2	16	26

(三)实证结果可信度分析

从GARCH模型的适用性来分析,考虑是否解决了风险收益波动序列自回归条件异方差的问题。在对样本基金所建模型的残差序列进行自相关性检验时,本文选择5%为临界值,对残差序列的自相关系数进行高阶滞后的检验,结果显示其自相关系数不显著,这说明模型已经较好地刻画了收益波动序列的自相关特征。在进行ARCH效应检验时,结果也已表明所建模型不存在自回归条件异方差效应。因此,本文选择的GARCH模型对于样本收益波动序列的描述和拟合是较为成功的。

从实证结果来分析,考虑VaR值是否估计得较为精确。结果表明,三大类样本基金在正态分布和GED分布条件下,返回检验失败次数相近,每日动态VaR值返回检验成功率接近95%。这说明在假设95%的置信度下运用GARCH模型对三类样本基金VaR值进行估计,结果较为准确,得到的结论具有相当的可信度。

五、结论及建议

(一)结论

综合实证分析结果,本文得出如下结论:

1. 在运用VaR测度方法进行互联网货币市场基金收益波动风险的实证研究中,GARCH模型能表现出较好的拟合效果,其中残差序列服从GED广义误差分布所得到的结果,较其他两种假设分布准确。

2. 纯互联网型货币市场基金VaR值最低,平均收益波动最小,相对收益风险最小;传统型货币基金VaR值略高于纯互联网基金,平均收益波动仍然处于较为合理的区间,收益风险也是相对较小的;而对接互联网型传统基金的VaR值最高,和样本基金真实表现相同,其具有较高的收益风险。

(二)建议

基于本文对互联网货币基金的实证研究结论,特提出以下三点对策建议:

1. 互联网属性并不等同于高风险。虽然在金融监管层面上,互联网企业在实际日常经营过程中或多或少会突破甚至违反现有规定,同时互联网属性也容易因为各种宏观微观经济变化和金融大事件而导致“羊群效应”,进而加剧金融风险。

但是实证研究表明,在货币基金产品这一金融领域,纯互联网货币基金收益的良好稳定性表明,互联网属性并未直接带来收益波动风险。

2. 对接互联网型传统基金产品须加强基金管理。虽然传统货币基金正在开拓销售渠道,增加互联网对接接口,如倍利宝、众禄现金宝、和讯网活期盈、活期乐、好卖储蓄罐。但当加入了互联网对接之后,这类基金的收益稳定性却在明显地下降,日均VaR值比传统型基金上升了60%,在三大类样本基金中,传统基金对接互联网型基金

的收益波动是最大的。如何合理运用互联网工具拓展市场,又保有传统货币基金收益的稳定性,已成为这些货币基金管理团队必须要解决的问题。

3. 一般投资者不用过分担心纯互联网货币基金的收益风险。实证结果表明,纯互联网货币基金产品在超过一年的跨度周期内有最为稳定的收益,其面临的收益波动风险甚至比传统型货币基金小,这是笔者在研究前也没有预期到的结果。

因此本文建议一般投资者辩证地看待这类互联网货币基金,摒弃互联网可信度极低的传统观念,在投资理财的选择上,仍然可以将纯互联网货币基金视作低风险的稳健型金融产品。

主要参考文献

黄建军.货币市场基金的风险分析[J].西南金融,2006(2).

Steve Stecklow, Diya Gullapalli. A Money-fund Manager's Fatefull Shift [J]. Wall Street Journal,2008(12).

陈静.我国货币市场基金流动性风险研究[J].上海金融,2013(10).

王晓航,胡唯一.货币市场基金能否替代银行储蓄[J].大连海事大学学报(社会科学版),2008(1).

龚锐,陈仲常,杨栋锐.GARCH族模型计算中国股市在险价值(VaR)风险的比较研究与评述[J].数量经济技术经济研究,2005(7).

范英.VaR方法在股市风险分析中的运用初探[J].中国管理科学,2000(3).

Engle R. F.. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of U.K. Inflation [J]. Econometrica,1982(50).

Bollerslev T.. A generalized autoregressive conditional heteroskedasticity[J]. Journal of Econometrics,1986(31).

谢平,邹传伟.互联网金融模式研究[J].金融研究,2012(11).

赵澄.互联网金融创新模式的可持续性分析[J].财会月刊,2014(20).

刘洋,王雅丽.货币市场基金日收益率序列的波动性研究[J].浙江金融,2009(1).

何文虎.我国互联网金融风险监管研究[J].南方金融,2014(10).

徐炜,黄炎龙.GARCH模型与VaR的度量研究[J].数量经济技术经济研究,2008(1).

乔海曙,吕慧敏.中国互联网金融理论研究最新进展[J].金融论坛,2014(7).

William Miles.Can money market mutual funds provide sufficient liquidity to replace deposit insurance? [J]. Journal of Economics and Finance,2001(3).