

# 银行间市场与资本市场流动性的相依性分析

陈守东<sup>1,2</sup>, 章秀<sup>2</sup>

(1、吉林大学数量经济研究中心 2、吉林大学商学院 吉林 长春 130062)

**摘要:** 本文运用极值理论考察银行间市场与资本市场之间的相依性, 刻画相应市场极端事件的相依区间。实证结果表明, 标志着银行间市场流动性的 7 天上海银行间同业拆放利率和代表债券市场的中债综合指数收益率及代表股票市场的上证综合指数收益率尾部之间存在着正关联的渐近相依性, 表明极端情况下银行间市场和债券市场、银行间市场和股票市场之间存在关联性, shibor 作为基准利率实现了一定的金融资产价格发现功能。通过银行间市场和债券市场及股票市场之间对应的极值点给出了银行间市场与资本市场极端事件的相依区间, 在 2011 年和 2013 年的年中和年末市场间的关联效应比较明显, 这两个阶段的银行流动性紧缺都伴随着国家房地产市场调控政策变化。

**关键字:** 流动性 多元 POT 极值理论 银行间市场 债券市场 股票市场

**中图分类号:** F822.1

## 1、引言

由货币市场与资本市场为代表的金融市场中, 流动性正常可以作为金融市场健康有序运行的指标之一。在正常时期, 投机性资金的充裕可以帮助缓解出现短缺资金的市场, 使得资金回复合理的交易价格。在流动性危机时期, 由于整个市场的资金短缺, 会导致相应的投机性资金也短缺, 促使基金或是交易商减少甚至是放弃他们的交易, 由此产生市场上的利率大幅的波动, 市场上利率的这种异常波动是市场短缺投机性资金的征兆。市场流动性的急剧扩张、逆转和最后的流动性短缺和金融危机的爆发有着紧密的关联。流动性冲击的传导机制强调金融市场上出现的流动性冲击在市场间的金融传染。2013 年 6 月间和 12 月末, 我国银行间同业隔夜拆放利率飙升和国债市场出现的大规模抛售, 甚至出现 1 年期国债收益率飙涨至与 10 年期国债收益率最多倒挂 30 个基点情形。在银行流动性危机导致的“钱荒”中, 仅在 6 月 24 日当天, 沪深股票市场就蒸发掉 13400 亿市值; 金融股同期蒸发 8612.18 亿元市值。流动性变化这种关联性本质上是极端情况下银行间同业拆借市场和债券市场、股票市场之间的相依性。深入了解银行间同业拆借市场和资本市场之间的相依性、研究他们之间的传导机理和相互影响机制, 对于中央银行针对金融市场监管和制定有效的货币政策及监管部门制定保持金融稳定政策和对投资者进行投资管理具有重要现实意义。

经济全球化和金融自由化地加快, 金融市场间的关联性逐渐增强。利率是货币和资本的价格, 关系到金融市场上资金的供求平衡。Shibor 作为货币市场基准利率具有相对稳定的利率期限结构, 并能对货币政策操作和市场资金供求关系作出快速反应。在利率高度市场化的国家, 货币市场基准利率是资本市场上金融工具定价的参照标准。利率期限结构中预期假设表明, 长期利率是预期的未来短期利率的平均数, 因此, 市场利率的高低反映出国债收益率水平, 国债收益率水平也就在一定程度上代表市场利率变化情况。根据戈登模型 (Gorden Model), 股票正常运行的情况下, 作为反映上市公司业绩和货币市场利率水平的股票价格与股票收益正方向变动, 与货币利率反方向变动。在微观上, 货币市场和资本市场之间资金的流动是通过投资者的投资行为完成的。两个市场间预期收益率的差异会引起资金相互流动,

---

**基金项目:** 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目《中国系统性金融风险防范与金融稳定性计量研究》(2014JJD790086)

**作者简介:** 陈守东(1955—), 男, 汉族, 天津蓟县人, 吉林大学商学院教授, 博士生导师, 研究方向: 金融计量分析; 联系电话:1333666307; 邮箱: chensd@jlu.edu.cn; 章秀, 女, 吉林长春人, 吉林大学商学院博士研究生, 研究方向: 金融计量分析, 联系电话:15943046552; 邮箱: dabaocsusmile@163.com。

在追求利润最大化的动机下,投资者将调整其资产组合,投资于收益率高的市场。套利机制规避系统性风险,使各市场的收益率间存在长期或短期的联动关系。市场间的这种联动关系既是整个金融体系有效性的表现,也是市场化的货币政策能够得以有效实施的基础性条件。

极端事件可以通过信息传递、流动性短缺以及跨市场的投资重新组合引发“金融传染”。目前已有的金融传染方面的研究主要有资产价格相关性分析、波动性溢出分析、极值理论等方面。(1)资产价格的相关性分析。通过检验两个市场之间的相关系数动态走势来看市场之间的关联性的变化,并判断市场之间是否发生金融传染。Forbes 和 Rigobon 采用市场波动的条件相关系数,度量出 1997 年亚洲危机、1994 年墨西哥危机和 1987 年美国市场危机中相关系数并没有增大,但相依性增加<sup>[1]</sup>。(2)波动性溢出分析。这种方法通过检验金融市场的条件方差之间是否相关来检验传染的存在性,通常使用多元 GARCH 模型。Chiang 等应用二元 GARCH 模型度量动态系数检验了 1990~2003 年间亚洲市场的间的相关性,发现在“1997 年亚洲金融危机”期间市场相关性显著增加<sup>[2]</sup>。Kenourgios 应用 AR-GJR-GARCH-ADCC 多元波动模型度量了在全球金融危机和欧洲债券危机的时间段美国和欧洲股票市场之间的波动溢出效应,刻画出了不同时间段非对称的波动溢出效应<sup>[3]</sup>。(3)极值理论。在考察极端事件发生时市场间相依性变化方面。Longin & Solik、Bae, Karolyi & Stulz 和发现运用多元极值理论尾部分布测度优于传统的相关系数方法,通过极值相依性发现欧美发达股市收益率的极值相依性的非对称性<sup>[4-5]</sup>。Poon 在经过 GARCH 效应调整后不能找到美国、日本、德国和法国股票市场日收益率渐近相依性<sup>[6]</sup>。Rodriguesz 使用转移参数的 Copula 方法研究了亚洲金融危机和墨西哥比索危机时金融市场间的传染,危机时期东亚五国股市间的尾部相依性上升而拉丁美洲四国间则表现为尾部渐近独立性,即危机期间亚洲国家市场之间发生传染而美洲国家之间未出现传染<sup>[7]</sup>。Horta 通过 Copula 函数计算出尾部相关系数来检验美国次贷危机对发达国家的传染效应, Copula 函数的系数在金融危机期间显著增加<sup>[8]</sup>。

关于金融风险传染方面,国内学者也做了很多工作。陈守东等运用 Granger 因果检验及 GARCH-M 模型对两市的相关性进行分析和检验,结果表明沪深股市收益率之间存在较强相关性并且都存在显著的风险溢价,波动性则表现出非对称的溢出效应<sup>[9]</sup>。王一萱和屈文洲采用协整检验和 Granger 因果检验的方法检验了货币市场(同业拆借和债券回购市场)与股票市场之间的关联性,发现货币市场和股票市场联通程度较低<sup>[10]</sup>。韦艳华应用 Copula 函数、Bayes 时序诊断和 Z 检验更加有效地检验了亚洲新兴市场之间的金融危机传染问题<sup>[11]</sup>。叶五一等应用阿基米德 Copula 的变点检测方法来检验次贷危机期间美国和亚洲几个重要市场之间是否存在传染效应<sup>[12]</sup>。李成等应用四元 VAR(6)-GARCH(1,1)-BEKK 模型分析了我国股票市场、债券市场、外汇市场和货币市场之间的溢出关系<sup>[13]</sup>。罗瑜从商业银行资产配置的角度分析了货币市场和债券市场之间的关联性<sup>[14]</sup>。

虽然,皮尔逊相关关系系数是市场相互依存的一个常规度量方法,但是,它只从偏离收益率均值的方差的平均水平进行度量相关性,忽略了最大值和最小值这样的收益率<sup>[6]</sup>。从统计上,相关性代表数据之间的线性相关性,但是在经济事件中两个事件之间的关联性经常为非线性的。度量非线性关联性方面,多元波动理论和极值理论可以较好的估计事件间的非线性相关性。其中,多元波动理论可以刻画样本序列之间的波动溢出效应,但是由于参数的改变或者结构冲击的异方差可能会引起过度估计,即事件间的波动溢出效应被高估了。同时,由于危机常常是由少数极端事件的引发的,极值理论更好地刻画了异常事件的作用。极值理论中 Copula 方法是定义域为[0,1]均匀分布的多维联合分布函数,可以将多个随机变量的边缘分布连接起来得到它们的联合分布。本文中采用的二元极值方法也是建立了边缘分布函数之间的相依函数,通过相依函数结构度量二维变量之间的关联性。本文中的二元极值 POT 方法是先通过二元的 POT 方法求得二维的阈值点,再通过计算超过阈值点的点集建立二维变量之间的相依函数,最后通过相依函数求得了尾部相依系数,即极端情况下的两边变量之间的关联性。本文的方法区分出了共同极端情况下的点集,并计算出极端情况下两个变量之间的关联性。国内学者目前的研究证实了市场间存在关联性,但缺乏对极端条件下银行间同

业拆借利率市场和债券市场、股票市场之间溢出效应的关联性考察。本文在国内外学者研究的基础上，采用二元极值理论 POT 方法研究市场间的风险溢出效应，充分捕捉市场间的极值点的动态相依性，对我国银行间同业拆放市场和资本市场间的溢出效应进行研究。

## 2、流动性的相依性与相依性结构度量

### 2.1 流动性冲击与相依性描述

货币市场是货币供求关系的集合，银行间同业拆借市场是货币市场的重要组成部分，是中央银行进行货币政策执行的主要场所，是银行进行短期借贷的主要场所；资本市场是投资性资金供求关系的集合，债券市场、股票市场是资本市场的重要组成部分，是宏观经济的“晴雨表”，是投资性资金存放的主要场所。货币市场与资本市场紧密相连。流动性冲击的传导机制强调金融市场上出现的流动性冲击在市场间的金融传染。金融传染可视为一个受到金融冲击之后极端市场条件下市场间相依性的显著增加；冲击的传染可以通过金融市场间的波动溢出效应度量，在高波动水平下，金融市场间的相关关系趋于增强。市场之间的风险溢出效应是通过投资者的交易实现的，这种交易可以简单的概括为“flight-to-liquidity”，也称作“跷跷板效应”。正是由于波动溢出效应的存在，使得金融市场的系统风险往往高于其他市场。由极值事件发生引发的“金融传染”，统计上关注的是小概率事件发生时金融市场间的极值风险，市场间的这种极值风险与尾部相依性紧密联系。尾部相依性衡量了银行间同业拆借市场拆借利率和债券市场收益率、股票市场收益率同时发生极端事件的可能性。

### 2.2 极值理论的相依性结构度量

多元极值问题使用联接函数描述相依性结构，能够有效分离边缘分布与相依性，并克服相关性存在的许多问题。极值相依性可以刻画出随机变量之间的非线性相关性。基于 POT 方法的相依结构包含随机变量尾部分布的联合特征的信息，能够提供更为丰富和准确的变量相依性信息。Ledford-Tawn 应用正则变分（regular variation）理论进行联合尾部（joint tail）估计<sup>[15]</sup>。

对于随机向量 $(X,Y)$ ，存在独立性、完全相关性、渐近独立性和渐近相依性四种相依性结构：（1）独立性：如果 $X, Y$ 满足 $P(x, y) = P_x(x)P_y(y)$ ，那么在 $X, Y$ 的整个范围上称为相互独立，这里 $P(x, y)$ 、 $P_x(x)$ 、 $P_y(y)$ 分别表示相应的联合分布与边缘分布；（2）完全相关性：如果存在函数 $g$ 使得 $Y = g(X)$ ，那么 $X, Y$ 完全相关，特别如果函数 $g$ 是线性，那么 $\rho_{X,Y} = 1$ ；（3）渐近独立性：如果对于 $X, Y$ 序列中间部分没有限制， $X, Y$ 序列的尾部存在独立性，那么称 $X, Y$ 序列之间存在渐近独立性；（4）渐近相依性：如果对于 $X, Y$ 序列中间部分没有限制， $X, Y$ 序列的尾部存在相关性，则称 $X, Y$ 序列之间存在渐近相依性。

Ledford 和 Tawn 通过将二元变量转换为服从边缘分布为 Frechet 分布的二元向量，研究了两分量同时出现最大值的概率极限，并用尾部相依性系数判断变量之间的相依性<sup>[15]</sup>。金融市场收益率通常服从“尖峰厚尾”的分布，所以我们选择 Frechet 分布刻画金融时间序列。同时，Frechet 分布满足同质性，即多维 Frechet 分布的联合分布不改变 Frechet 分布的性质。

Frechet 分布形式为：

$$F(x) = \begin{cases} \exp\left[-(1 + \varepsilon x)^{\frac{1}{\varepsilon}}\right], & x > -\frac{1}{\varepsilon} \\ 0 & , x \leq -\frac{1}{\varepsilon} \end{cases}$$

其中， $\varepsilon > 0$ ， $x = (x_n - \beta_n)/\alpha_n$ 且当 $n$ 趋于无穷时收敛到一个非退化分布， $\alpha_n$ 为尺度因子序列， $\beta_n$ 为位置序列， $\varepsilon$ 为形状参数。

设 $F(x, y) = Pr(X < x, Y < y)$ 为二元随机变量 $(X, Y)$ 的分布函数，对已知 $(X, Y)$ 二元极值分布， $F_X(x)$ 、 $F_Y(y)$ 分别为 $X$ 与 $Y$ 的边缘分布函数。S、T 分别为服从标准化的 Frechet

分布的随机变量。

设

$$S = -1/\log F_x(x)$$

$$T = -1/\log F_y(y)$$

则

$$\begin{aligned} F(s) &= P(S \leq s) = P(-1/\log F_x(x) \leq s) \\ &= P(F_x(x) \leq \exp(-1/s)) = \exp(-1/s) \end{aligned}$$

所以对任意的  $s > 0$ ,

$$P(S > s) = P(T > s) = s^{-1} + O(s^{-2}).$$

**命题**  $(X, Y)$  和  $(S, T)$  有着相同的概率结构。

事实上, 由

$$\begin{aligned} P(q) &= P[F(T) > q \mid F(S) > q] \\ &= P[e^{-1/T} > q \mid e^{-1/S} > q] \\ &= P[e^{\log F_y(y)} > q \mid e^{\log F_x(x)} > q] \\ &= P[F_y(y) > q \mid F_x(x) > q] \\ &= P[Y > F_y^{-1}(q) \mid X > F_x^{-1}(q)] \end{aligned}$$

由此我们给出如下的尾部相依性定义。 $P(q)$  为  $S$ 、 $T$  的条件概率表征着  $S$ 、 $T$  共同出现大于阈值点  $q$  时的概率。

**定义:** (1) 如果当  $q \rightarrow 1$  时,  $P(q) \rightarrow 0$ , 则称  $(X, Y)$  是渐近独立的;

(2) 如果当  $q \rightarrow 1$  时,  $P(q) \rightarrow q_0 (q_0 > 0)$ , 则称  $(X, Y)$  是渐近相依的;

(3) 如果当  $q \rightarrow 1$  时,  $P(q) > 1 - q$ , 则称  $(X, Y)$  是正相依的;

(4) 如果当  $q \rightarrow 1$  时,  $P(q) = 1 - q$ , 则称  $(X, Y)$  是独立的;

(5) 如果当  $q \rightarrow 1$  时,  $P(q) < 1 - q$ , 则称  $(X, Y)$  是负相依的。

其中  $q_0$  是一个大于 0 的常数。

对于金融时间序列  $T$  和  $S$  的尾部相依性, 令  $\chi$  为金融时间序列  $T$  和  $S$  的尾部相依系数, 则

$$\chi = \lim_{q \rightarrow 1} P(q) = \lim_{s \rightarrow \infty} P(T > s \mid S > s) = \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{P(T > s, S > s)}{P(S > s)}$$

由此,  $\chi$  满足  $0 \leq \chi \leq 1$ , 显然当  $\chi > 0$  时,  $(S, T)$  是渐近相依; 当  $\chi = 1$  时,  $(S, T)$  是完全相依。

当  $P(T > s \mid S > s)$  接近 0 时, 令  $\bar{\chi}$  为金融时间序列  $T$  和  $S$  的尾部相关性系数,

$$\bar{\chi} = \lim_{s \rightarrow \infty} \frac{2 \log P(S > s)}{\log P(T > s, S > s)} \quad (11)$$

$\bar{\chi}$  满足  $-1 \leq \bar{\chi} \leq 1$ ,

(1) 当  $\bar{\chi} = 1$  时, 令  $P(S > s, T > s) = P(S > s)$ , 则  $(S, T)$  是完全相依的;

- (2) 当  $\bar{\chi} = 0$  时, 令  $P(S > s, T > s) = [P(S > s)]^2$ , 则  $(S, T)$  是相互独立的;
- (3) 当  $\bar{\chi} > 0$  时, 则  $(S, T)$  是正渐近相关的;
- (4) 当  $\bar{\chi} = 0$  时, 则  $(S, T)$  是相互独立的;
- (5) 当  $\bar{\chi} < 0$  时, 则  $(S, T)$  是负渐近相关的。

应用 Hill 估计估计尾部相依系数  $\chi$ , 假设  $L(s)$  是一个幂律衰减函数, 当  $s \rightarrow \infty$  时,  $P(S > s, T > s) \sim L(s)s^{-1/\eta}$ ,  $0 < \eta \leq 1$ ,  $\eta$  是渐近分布的尾部指数。令  $Z = \min(S, T)$ , 则  $\bar{\chi} = 2\eta - 1$  即为  $Z$  的尾部指数估计, 又因为  $\bar{\chi} = 1$ , 那么  $\eta = 1$  并且  $\chi = \lim_{s \rightarrow \infty} L(S)$ 。我们应用  $Z$  估计  $\eta$ , 其中当  $z > u$  时,

$$\begin{aligned} P(Z > z) &= P(\min(S, T) > z) \\ &= P(S > z, T > z) \\ &= L(z)z^{-1/\eta} \end{aligned} \quad (16)$$

那么, Hill 估计为  $\hat{\chi} = \frac{2}{n_u} \left( \sum_{j=1}^{n_u} \log\left(\frac{z(j)}{u}\right) \right) - 1$ ,  $\hat{\chi} = \frac{2}{n_u} \left( \sum_{j=1}^{n_u} \log\left(\frac{z(j)}{u}\right) \right) - 1$ , 其中  $\bar{\chi}$  的方差为

$$\text{var}(\hat{\chi}) = (\hat{\chi} + 1)^2 / n_u。当 \hat{\chi} = 0 时, \chi = 0; 当 \hat{\chi} \neq 1 时, \hat{\chi} = \frac{un_u}{n}, \text{var}(\hat{\chi}) = \frac{u^2 n_u (n - n_u)}{n^3}。$$

对于二元极值 POT 模型, 通过 POT 模型我们确定阈值点, 通过超过阈值的极值点建立二元极值模型, 并对其进行估计, 然后给出序列尾部相依性的统计量判断两个变量的尾部相依性。对于二元极值 POT 模型, 确定合理的阈值是 POT 模型的关键。本文运用 Beirlant 检验图方法为二元极值模型选出合适的阈值<sup>[16]</sup>。为此, 我们首先将数据变化成标准的 Frechet 边缘分布, 令

$$x_{*ij} = -1 / \log u_{ij}, i = 1, 2, \dots, n, j = 1, 2$$

$(X_{*i1}, X_{*i2})$  是标准化后的数值组合, 令  $r_i = x_{*i1} + x_{*i2}, w_{ij} = x_{*ij} / r_i, i = 1, 2, \dots, n, j = 1, 2$ , 其中  $r_i$  按照升序排列  $r_{(1)} \leq \dots \leq r_{(n)}$ , 观测到和最大  $r_i$  相关的  $k$  值, 那么通过  $(k/n)r_{(n-k)}$  图来确定阈值,  $k = 1, 2, \dots, n-1$ 。通过谱估计函数  $H$  得到的估计方程可以写成

$$\tilde{H}(\cdot) = \frac{r_{(n-k)}}{n} \sum_{i=1}^n 1\{r_i > r_{(n-k)}, w_{i1} \in \cdot\}$$

其中,  $H(\cdot)$  是  $H([0, 1]) = 2$  的估计值, 其中  $w \in [0, 1]$ , 因此, 我们挑选使  $(k/n)r_{(n-k)}$  最接近 2 的最大  $k$  值。

在二元极值 POT 方法中, 可以用 Pickands 相依函数表示两个序列尾部极值之间的相依性<sup>[17]</sup>。令  $G$  为二元极值分布函数,  $G_1$  和  $G_2$  为分布函数的边际分布函数。Pickands 相依函数可以通过  $G(y_1, y_2)$  定义, 其中  $A(\cdot)$  为相依函数:

$$G(y_1, y_2) = \exp \left[ \log \{G_1(y_1)G_2(y_2)\} A \left( \frac{\log \{G_2(y_2)\}}{\log \{G_1(y_1)G_2(y_2)\}} \right) \right], (y_1, y_2) \in \mathbb{R}^2$$

应用 Smith 提出的 bilogistic 模型最大似然方法和 Pickands 的非参数方法估计二元极值分布的相依函数<sup>[17-18]</sup>。

### 3、市场相依性的数值分析

#### 3.1 数据样本描述

本文选用了 2010 年 01 月 04 日至 2014 年 4 月 23 日 7 天上海银行间同业拆放利率、负的上证综合指数收益率和负的中债综合指数收益率作为样本, 全样本数据个数为 1075 个。

银行间同业拆放利率代表同业拆借市场资金价格，刻画了银行间拆借市场资金供求关系，并反映银行间市场流动性的充裕紧缺；上证综合指数的收益率代表股票市场资金价格，反应资金供求关系和沪市和深市的流动性变化；中债综合指数代表债券市场资金价格，债券市场资金供求关系和债券市场流动性的变化。数据来源为 Wind 数据库，应用 R8.0 软件实现。

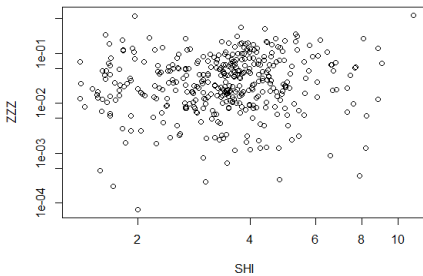
在样本区间，从标准差可以看出股票市场和银行间拆借市场的波动要比债券市场的波动更大，从样本的偏度和峰度可以看出单个样本序列服从尖峰厚尾的分布，JB 统计量也可以判断样本序列拒绝正态分布。对两个序列进行单位根检验，在 5% 的显著性水平下，ADF 检验拒绝了单位根原假设，即三个序列是平稳序列。

表 1 样本的统计量

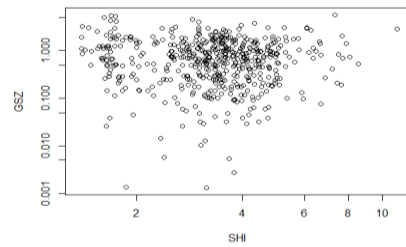
	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量	ADF
负中债	-0.01252	0.587777	-0.54017	0.073886	0.515912	15.21697	6733.041	0
负上证	0.049851	5.595866	-4.14526	1.184474	0.354914	5.060689	212.7736	0
利率	3.466259	11.004	1.3613	1.323188	1.179461	5.78923	597.714	0

### 3.2 POT 极值估计

应用二元 POT 极值模型的尾部相依性分别检验和度量银行间同业拆放市场和资本市场中股票市场和债券市场之间的金融传染效应。两个序列的散点图如下：



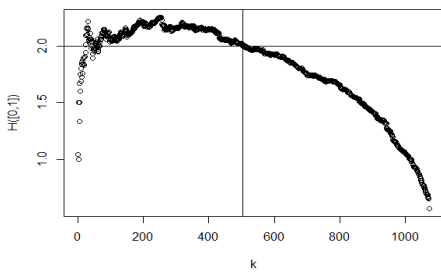
(a) 中债收益率与 Shibor7 天散点图



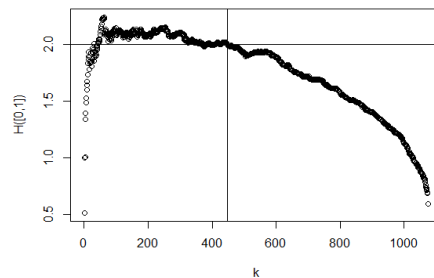
(b) 上证收益率与 Shibor7 天散点图

图 1 银行间同业拆放市场利率与资本市场收益率的二元散点图

通过 Beirlant 提出的选取最大  $k$  值的检验图的方法<sup>[16]</sup>确定的阈值：

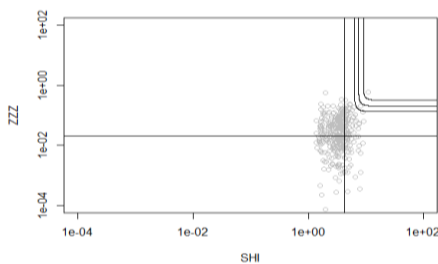


(a) 上证与 Shibor 的  $k$  值选取图

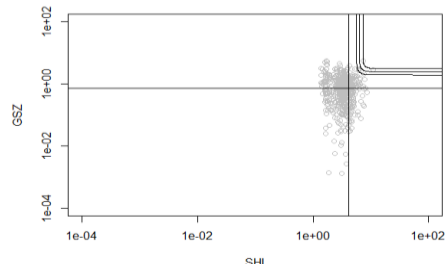


(b) 中债与 Shibor 的  $k$  值选取图

图 2 银行间同业拆放市场利率与资本市场收益率阈值选取  $k$  图



(a) 不同分位点下的中债和 Shibor 间参数



(b) 不同分位点下的上证和 Shibor 间参数

估计的分位线  $P=(0.975,0.98,0.99)$

估计的分位线  $P=(0.975,0.98,0.99)$

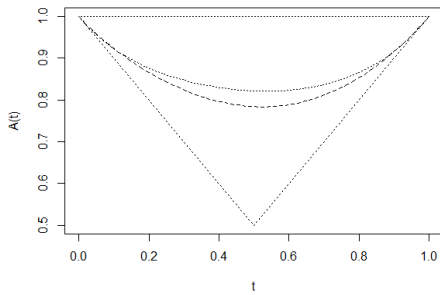
图 3 银行间同业拆放市场利率与资本市场收益率的极值点集

表 3 中给出了货币市场与债券市场、货币市场与股票市场度量中确定的阈值点。图 9 标出了超过阈值的极值点集,和高分位数下的点集合。两组数据超过阈值的极值点的个数多于 0.975 分位数上的样本尾部数据点的个数。利用多元阈值极值模型对两个变量共同超出阈值的极值点建模。zmar1 和 zmar2 分别表示银行间同业出拆借利率和债券市场收益率共同极值分布的边缘分布函数, gmar1 和 gmar2 分别表示银行间同业出拆借利率和股票市场收益率共同极值分布的边缘分布函数。表 3 给出了各边缘极值分布的尺度参数和形状参数。

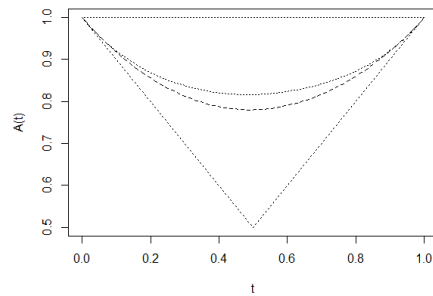
表 3 极值分布参数估计

	scale	shape
zmar1	1.035182	0.077685
zmar2	0.0479605	0.1670572
gmar1	0.969217	0.1103988
gmar2	0.818335	0.0222659

应用 Smith 参数方法和 Pickands 非参数方法估计得到二元极值分布的相依函数图,如图 3。图中实线为参数估计结果,虚线为非参数估计结果。当相依性函数的曲线越接近折线的时候,变量间的相依性越强。从相依函数的图表上我们可以看出,两个样本间具有相对较强的正的渐近相依性。



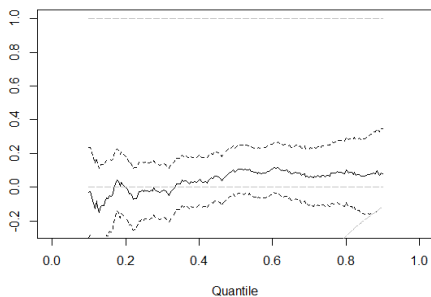
(a) 中债和 Shibor 间的相依函数图



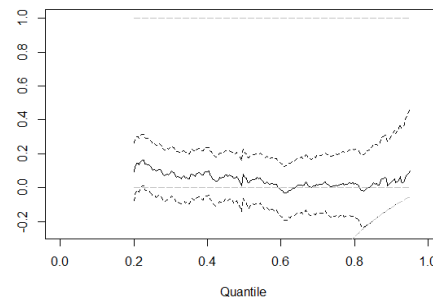
(b) 上证和 Shibor 的相依函数图

图 3 货币市场利率与资本市场收益率的极值点集

通过  $\chi$  图检验两个序列的尾部渐近相依性。从图 4 中可以看到,货币市场与债券市场、货币市场与股票市场的尾部极值  $\chi$  都大于 0,说明两组市场之间都具有正的渐近相依性。进一步通过尾部相依性对于两个序列尾部的渐近相依性做进一步的印证。我们通过 Hill 估计得到尾部相依性系数。负的中债综合指数收益率和 7 天上海银行间同业拆放利率之间的尾部相依性系数为 0.6722129、负的上证综合指数收益率和 7 天上海同业拆放利率之间的尾部相依性系数为 0.6046142,说明银行间同业拆借利率和债券收益率、银行间同业拆借利率和股票收益率的尾部之间具有正的渐近相依性,即极端情况下银行间同业拆借市场与债券市场、银行间同业拆借市场与股票市场之间关联性增大,发生了金融传染。



(a) 银行间市场与债券市场  $\chi$  图

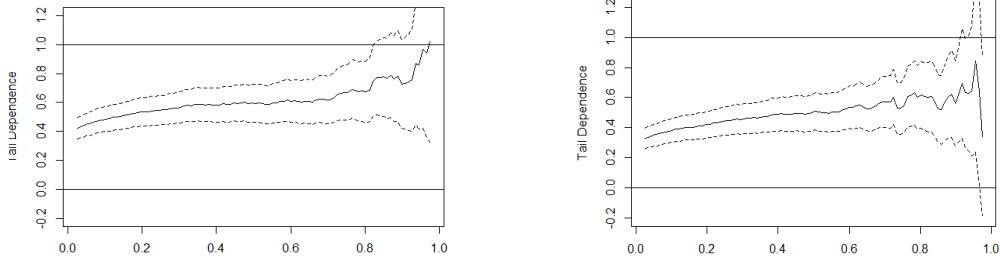


(b) 银行间市场与股票市场  $\chi$  图



图 4 货币市场利率与资本市场收益率尾部相依性检验的  $\chi$  图

我们通过 Hill 估计得到尾部相依性系数。负的中债综合指数和 7 天上海银行间同业拆放利率之间尾部相依性系数为 0.6722129、负的上证综合指数收益率和 7 天上海同业拆放利率序列尾部之间的相关性为 0.6046142，说明银行间市场和债券市场、银行间市场和股票市场尾部之间存在正关联的相依性，即银行间市场的极端情况下与债券市场和股票市场之间的极端情况相互关联。

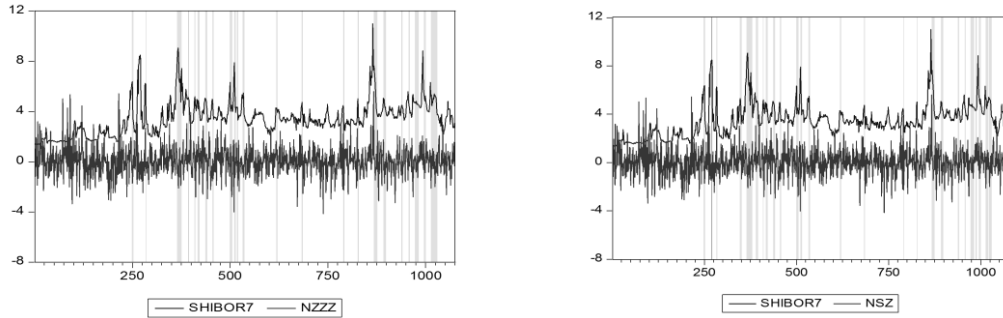


(a) 银行间市场与债券市场尾部相依性系数

(b) 银行间市场与股票市场尾部相依性系数

图 5 货币市场利率与资本市场收益率尾部相依性系数图

通过对 7 天上海银行间同业拆放利率和中债综合指数收益率、上证综合指数收益率尾部的极值分析，发现两组样本序列的尾部具有正的渐近相依性，说明在极端情况下货币市场和债券市场、货币市场和股票市场之间有相互溢出的效应。债券市场、股票市场和货币市场之间存在密切的相互关联。极端情况下，货币市场和债券市场之间的关联大于货币市场和股票市场之间的关联性，说明极端情况下货币市场短期效应上影响债券市场大于股票市场收益率。极端情况下，货币市场和债券市场之间关联反应了 shibor 作为基准利率的资产定价的功能。而债券市场作为一个间接货币市场渠道，可能通过债券市场和股票市场的跷跷板效应将货币市场信息传递到股票市场，从而货币市场的波动会导致股票市场的波动。资本市场与货币市场的有机互动对利用价格信号引导社会资源有效配置和促进货币政策的有效性发挥具有重要意义。货币市场和债券市场、货币市场和股票市场之间渐近相依性分析，发现两组市场之间存在正的渐近相依性。当货币市场流动性出现紧张的时候，债券市场和股票市场上的投机性资金可以缓冲一些货币市场上的流动性紧张。



(a) 拆放利率和中债指数极值点对应区间

(b) 拆放利率和上证指数极值点对应区间

图 6 货币市场利率与资本市场收益率对应极值点区间

从图 6a 和 6b，阴影为银行间同业拆借市场和债券市场、银行间同业拆借市场和股票市场共同发生极端情况的时点。银行间同业拆借市场和债券市场之间较为严重发生溢出的时间段为 2010-12-29—2011-01-04、2011-05-23—2011-10-10、2011-12-29—2012-2-24、2013-06-21—2013-08-02、2013-11-21—2013-12-30 和 2014-01-20—2014-02-14 时间段。银行间同业拆借市场和股票市场之间两次较为严重发生溢出的时间段为 2011-05-23—2011-10-10、2011-12-29—2012-2-24、2013-06-21—2013-08-02、2013-11-21—2013-12-30 和 2014-01-20—2014-02-14 时间段。从银行间同业拆借市场和债券市场、银行间同业拆借市场和股票市场共同发生极端情况的时点，我们发现 2011 年和 2013 年年中、年末的时段银行间



同业拆借市场和债券市场、股票市场发生了较长时间的风险溢出。

## 4、结论

本文通过二元 POT 极值模型应用参数和非参数的估计方法分析了货币市场和债券市场、银行间同业拆借市场和股票市场在极端情况下的尾部相依性，主要结论为：

第一，二元 POT 极值模型刻画了极端情况下 7 天银行间同业拆借利率和中债综合指数收益率、7 天银行间同业拆借利率和上证综合指数之间的相依性。标志着货币市场流动性的 7 天上海银行间同业拆放利率和代表债券市场的中债综合指数收益率、代表股票市场的上证综合指数收益率的尾部之间存在正关联的渐近相依性，说明极端情况下货币市场和债券市场、货币市场和股票市场间具有较强地关联性。shibor 作为基准利率实现了一定的金融资产价格发现功能。当货币市场流动性出现紧张的时候，通过投资者的投资行为，债券市场和股票市场上的投机性资金可以缓冲一些货币市场的流动性紧张。

第二，通过极端情况下银行间同业拆放市场和债券市场、银行同业拆放市场和股票市场间的关联性强弱存在差异，银行间市场同业拆放市场和债券市场之间的关联大于银行间同业市场和股票市场之间的关联性。该现象表明在极端情况下货币市场短期效应上影响债券市场大于股票市场收益率。面临经济不景气情景，货币当局借助货币政策手段进行宏观调控时，各资本市场由于市场结构的不同最终会导致对货币政策的反应出现差异。在利率市场化改革的进程中将债券市场和股票市场统一起来以加速金融资本在资本市场间的流动，不仅有利于降低极端情景下的差异化倾向所带来的市场间的流动性风险，而且有利于在跨市场的基础上分散部门间的非系统性金融风险。通过资本市场与货币市场的有机互动来促进货币政策的有效性发挥和引导社会资源有效配置。

### 参考文献：

- [1] Forbes K J, Rigobon R. No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements[J]. The journal of finance, 2002, 57(5): 2223-2261.
- [2] Chiang T C, Jeon B N, Li H. Dynamic correlation analysis of financial contagion: Evidence from Asian markets[J]. Journal of International Money and Finance, 2007, 26(7): 1206-1228.
- [3] Kenourgios D. On financial contagion and implied market volatility[J]. International Review of Financial Analysis, 2014, 34: 21-30.
- [4] Longin F, Solnik B. Extreme correlation of international equity markets[J]. The Journal of Finance, 2001, 56(2): 649-676.
- [5] Bae K H, Karolyi G A, Stulz R M. A new approach to measuring financial contagion[J]. Review of Financial studies, 2003, 16(3): 717-763.
- [6] Poon S H, Rockinger M, Tawn J. Extreme value dependence in financial markets: Diagnostics, models, and financial implications[J]. Review of financial studies, 2004, 17(2): 581-610.
- [7] Rodriguez J C. Measuring financial contagion: A copula approach[J]. Journal of Empirical Finance, 2007, 14(3): 401-423.
- [8] Horta P, Mendes C, Vieira I. Contagion effects of the subprime crisis in the European NYSE Euronext markets[J]. Portuguese economic journal, 2010, 9(2): 115-140.
- [9] 陈守东,陈雷,刘艳武.中国沪深股市收益率及波动性相关分析[J].金融研究,2003,07:80-85.
- [10] 王一萱,屈文洲.我国货币市场和资本市场连通程度的动态分析[J].金融研究,2005,08:112-122.
- [11] 韦艳华,齐树天.亚洲新兴市场金融危机传染问题研究——基于 Copula 理论的检验方法[J].国际金融研究,2008,09:22-29
- [12] 叶五一,缪柏其.基于 Copula 变点检测的美国次级债金融危机传染分析 [J]. 中国管

- 理科学, 2009, 17(3): 1-7.
- [13] 李成, 马文涛, 王彬. 我国金融市场间溢出效应研究——基于四元 VAR-GARCH(1,1)-BEKK 模型的分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, 06: 3-19
- [14] 罗瑜. 我国货币市场与债券市场的传导性分析——商业银行资产配置视角[J]. 管理世界, 2012, 02: 169-170.
- [15] Ledford A W, Tawn J A. Statistics for near independence in multivariate extreme values[J]. Biometrika, 1996, 83(1): 169-187.
- [16] Beirlant J, Goegebeur Y, Segers J, et al. Statistics of Extremes: Theory and Applications. 2004[J].
- [17] Pickands J. Multivariate extreme value distributions[C] Proceedings 43rd Session International Statistical Institute. 1981, 2: 859-878.
- [18] Smith R L. Extreme value theory[J]. Handbook of applicable mathematics, 1990, 7: 437-471.

## **The Analysis of Dependency between Interbank Market's and Capital Market's Liquidity**

Chen Shoudong, Zhang Xiu

(Jilin University Business School Jilin Changchun 130062)

**Abstract:** By the approach of extreme value, this paper investigates the dependencies between the interbank market's and the capital market's liquidity, and points the dependent interval of the extreme market events. 7days' Shibor represents the liquidity of the Interbank market, the Bond Composite Index yield return represents the bond market and the Shanghai Composite Index yield returns represents the stock market. The empirical results show that there are positive interdependence between 7days' Shibor and the Bond Composite Index yield return, and 7days' Shibor and the Shanghai Composite Index yield returns also has the positive asymptotic independence. There is "flight-to-liquidity" effect between the stock market and interbank market, also between the bond market and interbank market. We also points out the dependent interval of the extreme market events. In the middle year and final year of 2011 and 2013, there are extensive "flight-to-liquidity" effects in these periods. We also find that the policy of housing had changed during this periods.

**Key Words:** Liquidity Multivariate threshold extreme theory Interbank Market Bond Market Stock Market