

金融危机期间黄金价格与汇率的联动性

潘婉彬,熊欣慰

(中国科学技术大学管理学院,安徽合肥 230026)

摘要:基于分位点相协回归模型对黄金价格与汇率的关系进行实证研究.结果表明,非金融危机期间黄金价格与汇率呈现显著为负的极端尾部相依,即市场低迷或高涨时两者走势相反;危机期间由于全球投资者避险情绪的高涨转变为正的极端尾部相依,即市场低迷或高涨时两者走势趋同.此外,危机期间黄金价格与欧元、澳元、英镑、加元汇率存在对称的极端尾部相依,但长期呈非对称的极端尾部相依.最后,黄金价格与汇率的尾部相依随分位点变小而增强,即市场高涨或低迷时相依程度更强.

关键词:黄金;外汇;金融危机;联动性

中图分类号:F831.59 **文献标识码:**A **doi:**10.3969/j.issn.0253-2778.2017.09.010

引用格式:潘婉彬,熊欣慰.金融危机期间黄金价格与汇率的联动性[J].中国科学技术大学学报,2017,47(9):778-787.

PAN Wanbin, XIONG Xinwei. Co-movement between the price of gold and foreign exchange during the financial crisis[J]. Journal of University of Science and Technology of China, 2017,47(9):778-787.

Co-movement between the price of gold and foreign exchange rate during the financial crisis

PAN Wanbin, XIONG Xinwei

(School of Management, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China)

Abstract: The relation between the price of gold and foreign exchange rate was studied based on a model of quantile association regression. It was found that the price of gold and foreign exchange rate are usually negatively related. But during the financial crisis, evidence of a positive tail dependence was found, because of investors' risk aversion. Furthermore, existence of symmetric extreme tail dependence between the price of gold and the exchange rates of the Euro, Australian dollar, British pound and Canadian dollar during the crisis, but asymmetric extreme tail dependence existed in the long term. Empirical findings also indicate that the dependence strength significantly increases on upper and lower quantiles.

Key words: gold; foreign exchange; financial crisis; co-movement

0 引言

众所周知,在国际金融市场中黄金与美元是两

种最重要的避险工具.黄金由于具备商品和货币的双重属性,保护资产不受通货膨胀侵蚀,是各国央行与投资者所青睐的投资品种.美元是各国主要的外

收稿日期:2017-01-24;修回日期:2017-05-31

基金项目:国家自然科学基金青年基金(71301158),教育部人文社会科学青年基金(13YJCZH134)资助.

作者简介:潘婉彬(通讯作者),女,1977年生,博士/副教授.研究方向:行为金融与公司金融. E-mail: wbp@ustc.edu.cn

汇储备币种,大多数国际贸易均采用美元结算,同时也是国际黄金市场上的标价货币。而随着1970年代初布雷顿森林体系崩溃,黄金价格不再与美元直接挂钩,而是受美元与其他一系列因素共同影响。一般情况下,人们普遍认为黄金价格与美元汇率呈现负相关关系。一方面,黄金与美元均为各国央行的重要储备,两者在某种程度上互为替代品,美元的坚挺在一定程度上削弱了黄金作为储备资产和避险工具的地位。另一方面,美国作为世界第一大经济体,在经济全球化的当下对世界经济影响深远,而黄金由于其避险的属性通常与世界经济环境呈相反的关系。尹力博和柳依依^[1]发现在1988年拉美经济危机、1997年亚洲金融危机、2000年互联网泡沫及2008年全球金融危机期间,黄金收益率与政策不确定指数表现出正相关,而政策不确定指数与实际宏观经济变量有显著的反向关系。这表明黄金作为实体经济的避险资产,与宏观经济环境呈相反关系。但在金融危机、战争、政局变更等特殊情况下,由于全球投资者都倾向投资于避险工具,国际黄金市场的价格走势可能出现异常,波动将显著增加,黄金与美元汇率的负相关关系可能被打破。因此,详细探讨黄金价格与美元汇率之间的关系尤其是在特殊时期的变化,对于国家政策的制定以及投资者的指导均具有重要意义。

国外学术界对于黄金价格与美元汇率的关系已有较多的研究成果。Capie等^[2]、Joy^[3]和Reboredo^[4]证实了黄金价格和美元汇率的变化是负相关的,黄金是美元汇率风险的有效对冲工具。Sjaastad^[5]发现主要货币的汇率浮动是世界黄金市场价格不稳定的主要原因,尤其是美元的升值或贬值会强烈影响黄金价格。Sari等^[6]证明了黄金等贵金属价格与汇率间的长期均衡关系较弱,但短期内对于汇率的冲击显著。Pukthuanthong等^[7]等证实了不仅黄金价格和美元呈负相关,并且黄金价格可以关联到每一个国家的货币贬值。近年来,国内对于黄金价格与汇率的关系也有较多的研究,金蕾等^[8]发现美元汇率和国际金价之间存在长期反向关系。王宏勇等^[9]提出这

种负相关关系是非线性动态变化的,意味着市场风险大小随时间改变。谢太峰等^[10]发现黄金价格与美元指数Granger因果相关,美元指数上升会引起国际黄金价格下降。

上述研究均是基于正常市场的假设下,并未对极端市场的情形进行研究。Reboredo^[11]指出黄金虽然可以对冲美元贬值,但在极端市场下对冲效果不理想。傅强等^[12]发现经济危机阶段,汇率和黄金市场存在显著的波动溢出效应,平稳时期波动溢出效应都不明显。Lin^[13]等发现金融危机加速了黄金与美元间的相互依赖关系。总体来说,目前对于金融危机等极端情况下黄金价格与美元汇率关系的研究较为匮乏,没有定量的研究及明确的结论,因此本文将专注于研究金融危机期间黄金价格与汇率的联动性变化。之前对于黄金价格与汇率的相关性研究中主要采用Granger因果检验、GARCH模型、Copula模型等方法。黄芮^[14]、谢太峰等^[10]均采用向量自回归模型与Granger因果检验,但该方法主要进行定性判断,无法进行定量分析。傅强等^[12]采用Copula模型,需要主观选择最优Copula结构。本文采用Li等^[15]提出的分位点相协回归方法,相协测度qor定义为特定分位点处的优势比比率,与Copula函数存在单调递增的关系,避免了对Copula结构的主观选择。同时该定义消除了协变量在位置和刻度上的影响,可以度量不同分位点处的尾部相依。

1 研究方法

1.1 分位点相协回归模型

本文采用Li等^[15]提出的分位点相协回归模型研究黄金与汇率间的联动性,该模型可评估在协变量的影响下两个变量之间的相依程度。假设 (Y_1, Y_2) 是二元连续型随机变量且独立同分布, $Z = (1, Z^{(1)}, Z^{(2)}, \dots, Z^{(p)})^T$ 是一个 $(p+1)$ 维的协变量。为度量条件 Z 下二元联合分布 $(Y_1, Y_2) | Z$ 的条件相依,在给定 $\tau = (\tau_1, \tau_2)^T$ 的情况下,定义特定分位点优势比:

$$\begin{aligned} \text{qor}(\tau | Z) &= \frac{\text{odds}\{Y_1 \leq Q_1(\tau_1 | Z) | Y_2 \leq Q_2(\tau_2 | Z) | Z\}}{\text{odds}\{Y_1 \leq Q_1(\tau_1 | Z) | Y_2 > Q_2(\tau_2 | Z) | Z\}} = \frac{\text{odds}\{Y_1 > Q_1(\tau_1 | Z) | Y_2 > Q_2(\tau_2 | Z) | Z\}}{\text{odds}\{Y_1 > Q_1(\tau_1 | Z) | Y_2 \leq Q_2(\tau_2 | Z) | Z\}} \\ &= \frac{\Pr\{Y_1 \leq Q_1(\tau_1 | Z), Y_2 \leq Q_2(\tau_2 | Z) | Z\} \times \Pr\{Y_1 > Q_1(\tau_1 | Z), Y_2 > Q_2(\tau_2 | Z) | Z\}}{\Pr\{Y_1 \leq Q_1(\tau_1 | Z), Y_2 > Q_2(\tau_2 | Z) | Z\} \times \Pr\{Y_1 > Q_1(\tau_1 | Z), Y_2 \leq Q_2(\tau_2 | Z) | Z\}} \quad (1) \end{aligned}$$

式中, Z 为协变量,

$Q_j(u | Z) = \inf\{y: Pr(Y_j \leq y | Z) \geq u\}, u \in (0, 1)$, 是条件 Z 下 Y_j 的边际分位点. qor 描述了在变量 Y_2 小于(大于)它的分位点 $Q_2(\tau_2 | Z)$ 的条件下变量 Y_1 小于(大于)它的分位点 $Q_1(\tau_1 | Z)$ 的优势比与变量 Y_2 在 $Q_2(\tau_2 | Z)$ 另一侧时的优势比的比率. 该定义的优点在于消除了协变量在位置和刻度上的影响.

对于条件分位数函数 $Q_j(u | Z) = Q_j(u | Z_j) = \inf\{t: F_j(t | Z_j) \geq u\}, u \in (0, 1)$, 假设对于 $j = 1, 2$:

$$Q_j(u | Z) = m_j\{Z_j^T \beta_{j0}(u)\}, u \in (0, 1) \quad (2)$$

式中, $m_1(\cdot)$ 和 $m_2(\cdot)$ 是给定的单调函数, $(p_j + 1) \times 1$ 维的回归系数

$\beta_{j0}(u) = \{\beta_{j0}^{(0)}(u), \beta_{j0}^{(1)}(u), \dots, \beta_{j0}^{(p_j)}(u)\}^T, j = 1, 2$, 是 u 的函数. 其中截距项 $\beta_{j0}^{(0)}(u)$ 给出了当 $Z_j = (1, 0^T)^T$ 时无协变量影响的分位数函数 $m_j^{-1}(Y_j)$, 剩余的 p_j 个元素反映了协变量对 Y_j 的 u 分位点的影响. Koenker^[16] 指出单调转换和函数效应为协变量影响下的分位数回归建模提供了极大的灵活性, 因此建立式(2)中 (Y_{1i}, Y_{2i}) 的模型相当于建立 $\{m_1^{-1}(Y_{1i}), m_2^{-1}(Y_{2i})\}$ 的线性模型. 不失一般性, 假定 $m_1(\cdot)$ 和 $m_2(\cdot)$ 是恒等函数.

假定 $H(y_1, y_2 | Z) = Pr(Y_1 \leq y_1, Y_2 \leq y_2 | Z)$

$$\varphi^{-1}(y; \tau) = \begin{cases} \frac{\tau_1 + \tau_2}{2} + \frac{1 - \sqrt{(y-1)^2 (\tau_1 - \tau_2)^2 + 2(y-1)(\tau_1 + \tau_2 - 2\tau_1\tau_2) + 1}}{2(y-1)}, & y \neq 1; \\ \tau_1\tau_2, & y = 1 \end{cases} \quad (6)$$

注意到 $\lim_{y \rightarrow 0^+} \varphi^{-1}(y; \tau) = \max(0, \tau_1 + \tau_2 - 1)$, $\lim_{y \rightarrow \infty} \varphi^{-1}(y; \tau) = \min(\tau_1, \tau_2)$ 分别达到了 Frechet-Hoeffding 上限和下限. 当 $C(\tau | Z) < \tau_1\tau_2$ 时 $\text{qor}(\tau | Z) < 1$, 否则 $\text{qor}(\tau | Z) \geq 1$. 因此, 与独立的情况相比, $\text{qor}(\tau | Z) < 1 (> 1)$ 对应于较小(较大)的联合概率两个变量都低于其各自的 τ_1 和 τ_2 分位点. 所以, $\text{qor}(\tau | Z) < 1 (> 1)$ 意味着在 τ 分位点处局部负(正)相关. 定义

$$A_i(\tau | Z_i) = I\{Y_{1i} \leq Q_1(\tau_1 | Z_i), Y_{2i} \leq Q_2(\tau_2 | Z_i)\}$$

来指示二元变量 (Y_{1i}, Y_{2i}) 同时低于相应分位数, 由式(3)可得

$$EA_i(\tau | Z_i) = C(\tau | Z_i) = \varphi^{-1}\{\text{qor}(\tau | Z_i); \tau\} \quad (7)$$

是 (Y_1, Y_2) 的条件二元分布, $\tau \equiv (\tau_1, \tau_2)^T$ 是一个二维向量, 定义

$$C(\tau | Z) = H\{Q_1(\tau_1 | Z), Q_2(\tau_2 | Z) | Z\} = H\{Z_1^T \beta_{10}(\tau_1), Z_2^T \beta_{20}(\tau_2) | Z\}, \tau \in (0, 1)^2 \quad (3)$$

$C(\tau | Z)$ 是潜在的 Copula 函数(Sklar's 定理), 由于它联合了边际分布函数 $\{F_1(y_1 | Z), F_2(y_2 | Z)\}^T$ 和联合函数 $H(y_1, y_2 | Z)$, Li 等^[15] 称为分位数 copula 函数. 直接对 qor 进行广义线性回归建模:

$$\text{qor}(\tau | Z) = \exp\{Z_3^T \gamma_0(\tau)\}, \tau \in D \quad (4)$$

式中, $D \subset (0, 1)^2 \cdot (p_3 + 1) \times 1$ 维的回归系数向量 $\gamma_0(\tau) = \{\gamma_0^{(0)}(\tau), \gamma_0^{(1)}(\tau), \dots, \gamma_0^{(p_3)}(\tau)\}^T$ 是 τ 的函数, 其中第一个元素 $\ln \text{qor}\{\tau | Z_3 = (1, 0^T)^T\}$ 反映了无协变量影响下的条件相依, 余下的 p_3 个元素反映了在预先给定的 τ 分位点处协变量对二元变量条件相依的影响.

1.2 估计方程

当 $\tau = (\tau_1, \tau_2)$ 和 Z 给定时, $\text{qor}(\tau | Z)$ 与 $C(\tau | Z)$ 存在单调递增的关系, $\text{qor}(\tau | Z)$ 可表示为 $\varphi\{C(\tau | Z); \tau\}$, 其中,

$$\varphi(x; \tau) = \frac{x(1 - \tau_1 - \tau_2 + x)}{(\tau_1 - x)(\tau_2 - x)} \quad (5)$$

$\varphi(x; \tau)$ 在 $[\max(0, \tau_1 + \tau_2 - 1), \min(\tau_1, \tau_2)]$ 上关于 x 单调递增. 因此 $\varphi(\cdot; \tau)$ 的逆函数存在:

考虑到协变量 Z 的影响, 分两步估计 $\gamma(\tau_2)$:

①最优化下式可以得到参数 $\beta_j(\tau_j)$ 的估计,

$$\operatorname{argmin}_{\beta_j} N^{-1} \sum_{i=1}^N d_{ij}(Y_{j,i} - Z_{ji}^T \beta_j(\tau_j))$$

式中, $d_{ij}(x) = x(\tau_j - I_{\{x < 0\}}), j = 1, 2$.

②由 $\hat{A}_i(\tau | Z_i) = I\{Y_{1i} \leq Z_{1i}^T \hat{\beta}_1(\tau_1), Y_{2i} \leq Z_{2i}^T \hat{\beta}_2(\tau_2)\}$ 估计 $A_i(\tau | Z_i)$, 根据式(7), 参数向量 γ_0 可通过解以下方程得到:

$$n^{-1} \sum_{i=1}^n Z_{3i} \{\hat{A}_i(\tau | Z_i) - g(Z_{3i}^T \gamma; \tau)\} = 0, \tau \in D,$$

式中, $g(y; \tau) \equiv \varphi^{-1}\{\exp(y); \tau\}$. 在模型(4)的假设下该估计方程是 $\gamma_0(\tau)$ 的渐近无偏估计.

1.3 时变分位点相协回归模型

为研究黄金价格与外汇的相依关系, 尤其是在

特殊时期该相依关系的变化,必须考虑时间的影响。为使分位点相协回归模型适用于金融时间序列,考虑在 1.1 节的模型上引入时间变量,即在原 $qor(\tau | Z)$ 上引入时间变量 t , 得到

$$qor(t, \tau | Z) = \exp\{\gamma(t, \tau)Z_{3t}\}.$$

对上式展开得

$$qor(t, \tau | Z) = \exp\{\gamma_0(t, \tau) + \gamma_1(t, \tau)Z_{31t} + \dots + \gamma_{p_3}(t, \tau)Z_{3p_3t}\}.$$

再结合局部多项式回归思想,在样本量为 N 下,假设 $\gamma_i(t, \tau)$ 在 $\frac{t_0}{N}$ 的邻域 $\left(\frac{t_0}{N} - h, \frac{t_0}{N} + h\right)$ 内 m 阶可导,则对 $\gamma_i(t, \tau), i \in \{0, 1, \dots, p_3\}$ 在 $\frac{t_0}{N}$ 处进行 m 阶多项式展开,即

$$\gamma_i(t, \tau) = \sum_{k=0}^m \frac{\gamma_i^{(k)}\left(\frac{t_0}{N}, \tau\right)}{k!} \left(\frac{t}{N} - \frac{t_0}{N}\right)^k, i \in \{1, \dots, p_3\}.$$

综合上式可得时间模型:

$$qor(t, \tau | Z) = \exp\left\{\sum_{k=0}^m \frac{\gamma_0^{(k)}\left(\frac{t_0}{N}, \tau\right)}{k!} \left(\frac{t}{N} - \frac{t_0}{N}\right)^k + \sum_{i=1}^{p_3} \left(\sum_{k=0}^m \frac{\gamma_i^{(k)}\left(\frac{t_0}{N}, \tau\right)}{k!} \left(\frac{t}{N} - \frac{t_0}{N}\right)^k\right) Z_{3it}\right\}.$$

即

$$qor(t, \tau | Z^*) = \exp\{Z_3^{*T} \gamma^*(t, \tau)\}.$$

其中,

$$\begin{aligned} Z_3^* &= \left(1, \frac{1}{1!} \left(\frac{t}{N} - \frac{t_0}{N}\right)^1, \dots, \frac{1}{m!} \left(\frac{t}{N} - \frac{t_0}{N}\right)^m, \right. \\ &Z_{31t}, \frac{1}{1!} \left(\frac{t}{N} - \frac{t_0}{N}\right)^1 Z_{31t}, \dots, \\ &\frac{1}{m!} \left(\frac{t}{N} - \frac{t_0}{N}\right)^m Z_{31t}, \dots, \\ &Z_{3p_1t}, \frac{1}{1!} \left(\frac{t}{N} - \frac{t_0}{N}\right)^1 Z_{3p_1t}, \dots, \\ &\frac{1}{m!} \left(\frac{t}{N} - \frac{t_0}{N}\right)^m Z_{3p_1t}\right)^T, \\ \gamma^*(t, \tau) &= \left(\gamma_0^{(0)}\left(\frac{t_0}{N}, \tau\right), \gamma_0^{(1)}\left(\frac{t_0}{N}, \tau\right), \dots, \right. \\ &\gamma_0^{(m)}\left(\frac{t_0}{N}, \tau\right), \gamma_1^{(0)}\left(\frac{t_0}{N}, \tau\right), \gamma_1^{(1)}\left(\frac{t_0}{N}, \tau\right), \dots, \\ &\gamma_1^{(m)}\left(\frac{t_0}{N}, \tau\right), \dots, \gamma_{p_3}^{(0)}\left(\frac{t_0}{N}, \tau\right), \gamma_{p_3}^{(1)}\left(\frac{t_0}{N}, \tau\right), \dots, \\ &\left. \gamma_{p_3}^{(m)}\left(\frac{t_0}{N}, \tau\right)\right)^T, \end{aligned}$$

其中, $\frac{t}{N} \in \left(\frac{t_0}{N} - h, \frac{t_0}{N} + h\right), t, t_0 \in \{1, \dots, N\}, \tau \in (0, 1)^2, N$ 是样本容量, h 是带宽, m 是局部多项式展开阶数。

时变分位点相协回归模型可用于研究两个金融时间序列尾部相依性随时间的变化。当 $qor(t, \tau) > 1$ 时,两个时间序列在 τ 分位点正相关;当 $qor(t, \tau) < 1$ 时,两个时间序列在 τ 分位点负相关;当 $qor(t, \tau) = 1$ 时,两个时间序列在 τ 分位点独立。参考静态分位点相协回归模型同样可估计时变模型:

①按静态模型中的方法估计 $\beta_j(\tau_j)$ 。

②由 $\hat{A}_i(\tau | Z_i) = I\{Y_{1i} \leq Z_{1i}^T \hat{\beta}_1(\tau_1), Y_{2i} \leq Z_{2i}^T \hat{\beta}_2(\tau_2)\}$ 估计 $A_i(\tau | Z_i)$, 参数向量 $\gamma^*(t, \tau)$ 可通过解方程得到:

$$N^{-1} \sum_{i=1}^N Z_{3i}^* \{\hat{A}_i(\tau | Z_i) - g(Z_{3i}^{*T} \gamma^*(t, \tau))\} K_h\left(\frac{t}{N} - \frac{t_0}{N}\right) = 0, \tau \in (0, 1)^2.$$

其中, $g(y) = \varphi^{-1}(\exp(y)), K_h(x) = K\left(\frac{x}{h}\right)/h, K(\cdot)$ 是核函数, h 为带宽。实证中采用 Fan 等^[17]的经验选择 Epanechnikov 核函数,故 $K(x) = 0.75(1 - x^2)I\{|x| \leq 1\}$ 。

2 实证分析

2.1 数据描述

为分析金融危机期间黄金价格与汇率之间的尾部相依性,本文选取伦敦现货黄金价格(美元/盎司)以及五种货币的美元汇率的日度数据进行实证研究,所分析的时间段为 2005-02-01~2016-10-31。五种货币汇率分别为欧元、澳元、英镑、加拿大元、日元的美元名义汇率,采用直接标价法,汇率数据来源于美联储。在实证分析中,本文采用对数收益率的形式进行建模,设 r_t 为第 t 日的黄金或汇率收益率, p_t 为第 t 日黄金或汇率的价格, p_{t-1} 为前一日的价格:

$$r_t = 100 \times \left(\ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right)\right).$$

图 1 给出了样本区间内黄金价格与五种货币的美元名义汇率的走势。2005~2008 年,黄金价格从 421 美元/盎司上升至 1 000 美元/盎司,五种货币的美元汇率下滑,其中欧元、澳元、加元下滑明显。2010~2013 年黄金价格在金融危机后持续攀升,随后稳定在 1 600 美

元/盎司的高位,同时期五种货币的美元汇率均出现下滑并维持在谷底.2013 年开始黄金价格回落,五种货币

的汇率出现上升.从走势图定性分析,黄金价格与汇率在大部分时期内呈现一定的负相关关系.

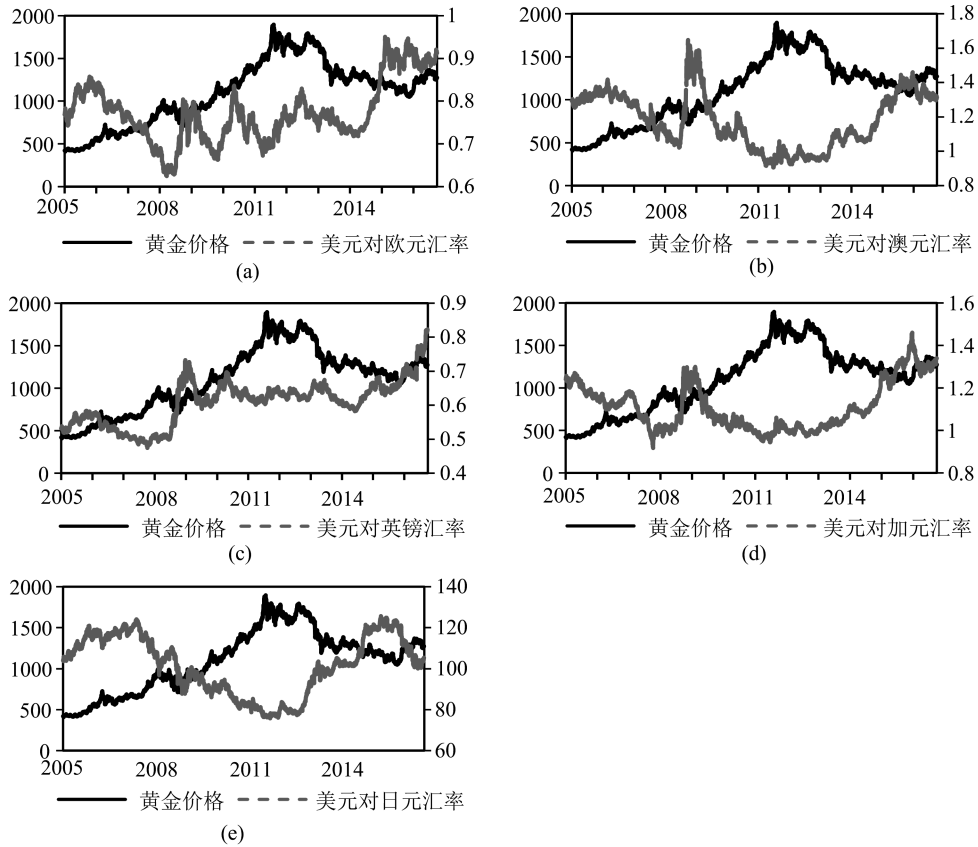


图 1 黄金价格与汇率趋势图

Fig.1 Trend of price of gold and exchange rate

表 1 给出了黄金与汇率收益率的描述性统计量.黄金的收益率均值为 0.038 2,标准差为 1.2461.汇率的收益率中,五种货币汇率的收益率均值都接近 0,标准差在 0.7 左右.黄金收益率的均值高于汇率,标准差也高于汇率,即黄金价格波动更大.黄金

收益率与欧元、加元、日元的美元汇率收益率是左偏的,澳元和英镑的美元汇率收益率是右偏的.另外根据峰度,黄金与所有汇率的收益率都是尖峰厚尾的,不符合正态分布.

表 1 黄金与汇率收益率的描述性统计量

Tab.1 Descriptive statistics of the return of gold and exchange rate

	黄金	欧元	澳元	英镑	加元	日元
均值	0.038 2	0.006 0	0.000 7	0.015 0	0.002 7	0.000 5
标准差	1.246 1	0.634 2	0.899 0	0.646 5	0.639 0	0.672 7
中位数	0.052 7	0.000 0	-0.028 1	0.000 0	0.000 0	0.009 9
最小值	-9.596 2	-4.620 8	-7.703 5	-4.434 9	-5.071 6	-5.215 6
最大值	6.841 4	3.003 1	8.212 0	8.169 4	3.807 0	3.342 8
偏度	-0.374 1	-0.195 6	0.607 2	0.922 5	-0.126 4	-0.380 2
峰度	7.472 3	5.933 4	15.414 1	16.578 7	8.345 6	7.666 0

2.2 时变 qor 估计结果分析

根据 1.3 节的时变分位点相协回归模型对黄金

与汇率的收益率进行建模.对于 qor 函数的估计,本文采用 Fan 等^[17]的建议选定局部多项式的阶数

$n=1$, 选取最优窗宽 h 后可以得到 t 时刻 τ 分位点的优势比 $qor(t, \tau | Z_3^+)$.

图 2 给出了 $\tau=0.1$ 处黄金收益率与欧元、澳元、英镑、加元、日元的美元汇率收益率间的下尾分

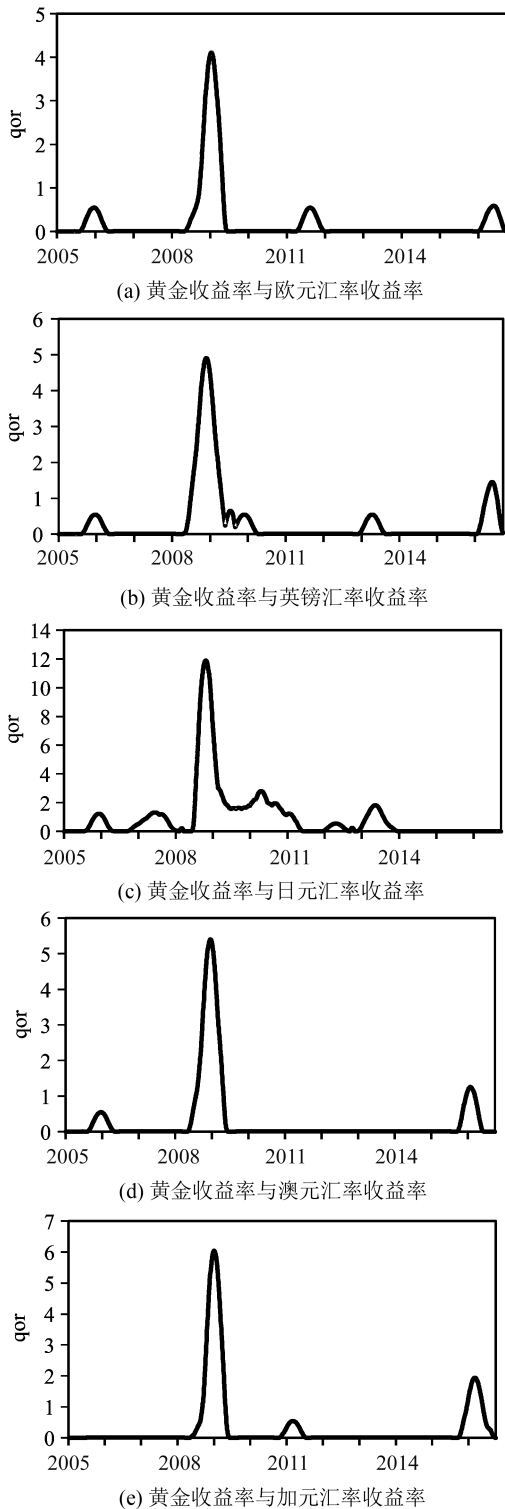


图 2 $\tau=0.1$ 下尾相依 qor 图
Fig.2 qor at 0.1 quantile low tail

位点优势比, 即市场表现最低迷的 10% 的情形. 由图可知, 在 2008 年前伦敦现货黄金收益率与欧元、澳元、英镑、加元汇率收益率的 qor 均小于 1, 呈现负相关关系; 黄金收益率与日元汇率收益率的 qor 在 1 附近波动或小于 1, 呈现较弱的相关关系或负相关关系. 2008~2009 年受金融危机的影响, 黄金收益率与五种汇率收益率间的 qor 迅速上升至高于 1 的水平. 即金融危机期间黄金与汇率呈正相关关系, 黄金价格的上升伴随着美元升值. 这主要是因为金融危机期间全球避险情绪高涨, 而黄金与美元同为良好的保值避险工具, 大量的避险需求使得两者同时出现升值. 从相依强度来看, 黄金收益率与欧元、澳元、英镑、加元汇率收益率的 qor 最大值在 5 左右, 而与日元收益率的 qor 最大值接近 12. 日元汇率与黄金价格在金融危机期间的尾部相依要强于欧元、澳元、英镑、加元汇率与黄金价格的尾部相依程度. 从时长来看, 2009 年底欧元、澳元、英镑、加元汇率与黄金价格已恢复到金融危机前的负相关关系, 而日元汇率与黄金价格直到 2011 年才恢复到负相关关系. 日元受金融危机影响更深远, 主要是因为 20 世纪 80 年代以来日本经济持续低迷, 受金融危机的冲击更大, 恢复更慢.

图 3 给出了 $\tau=0.1$ 处黄金收益率与美元汇率收益率的上尾分位点优势比, 即市场表现最高涨的 10% 的情形. 与图 2 相似, 在 2008~2009 年金融危机期间, 黄金与汇率的 qor 迅速上升至高于 1 的水平, 呈现出正相关关系, 而在危机后又恢复到负相关水平. 从相依强度来看, 欧元、澳元、英镑、加元与黄金的上尾 qor 最大值在 6 左右, 与下尾对称. 危机期间内呈现出对称的极端尾部相依, 但长期呈非对称的极端尾部相依. 日元与黄金的上尾 qor 最大值为 3 左右, 下尾的相依程度更强. 这种极端尾部不对称说明在市场高涨和低迷时投资者具有不同的心理, 下尾相依程度更强说明市场低迷时投资者的避险情绪更强烈.

2.3 尾部相依结构分析

本文还对 0.2 和 0.3 分位点处黄金收益率与汇率收益率的上尾和下尾 qor 进行估计, 研究不同分位点上它们的联动性. 图 4 给出了 $\tau=0.2$ 和 $\tau=0.3$ 处黄金收益率与汇率收益率的下尾 qor 图. 与 $\tau=0.1$ 时相同的是, 危机前黄金与汇率呈负相关关系; 危机中澳元、英镑、加元、日元汇率与黄金的 qor 上升至 1 以上, 表现为正相关, 欧元汇率与黄金的 qor

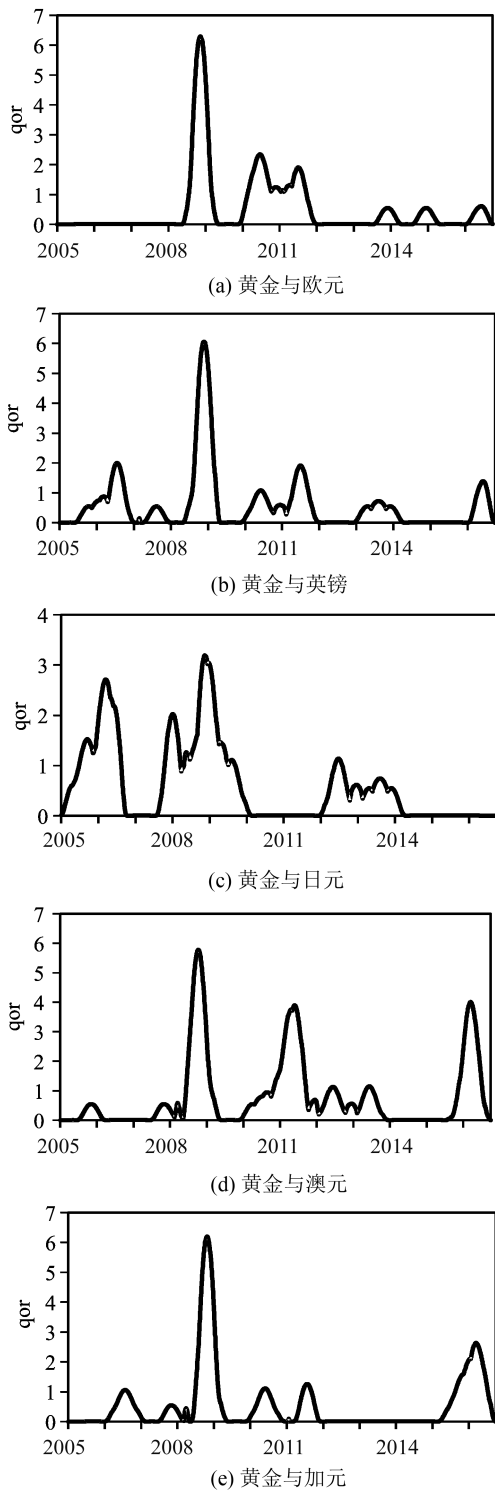


图 3 $\tau=0.1$ 上尾相依 qor 图
Fig.3 qor at 0.1 quantile up tail

上升至 1 附近,表现出较弱的相关性;危机后除日元外均较快恢复至负相关水平.与 $\tau=0.1$ 时不同的是,随着分位点增大,危机期间 qor 的最大值逐渐减小,非危机期间 qor 的值有所增加,黄金与外汇的相关性逐渐减弱.

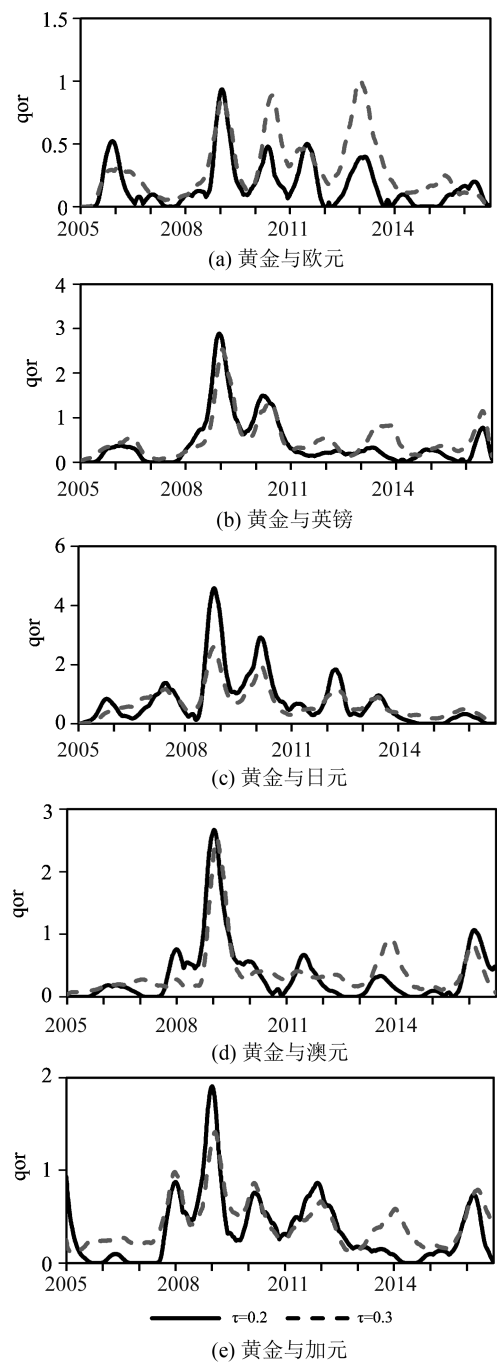


图 4 $\tau=0.2$ 和 $\tau=0.3$ 下尾相依 qor 图
Fig.4 qor at 0.2 and 0.3 quantile low tail

图 5 给出了 $\tau=0.2$ 和 $\tau=0.3$ 处黄金收益率与汇率收益率的上尾 qor 图.与下尾类似,随着分位点的增大,危机期间 qor 的最大值减小,非危机期间 qor 的值增加.结合上尾与下尾可知,黄金与外汇在极端尾部的情况下表现出较强的相依性,随着分位点向中位数靠拢,黄金与外汇的尾部相依性逐渐减弱.主要是因为极端市场的环境下,市场波动剧烈,投资者避险情绪更高,黄金与外汇表现出更强的

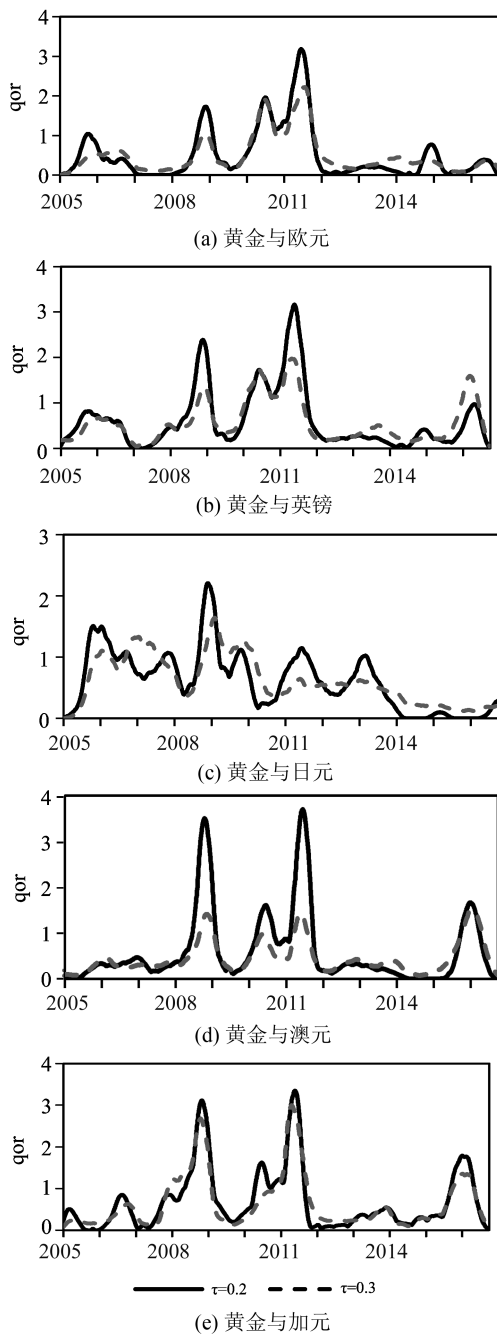


图 5 $\tau=0.2$ 和 $\tau=0.3$ 上尾相依 qor 图

Fig.5 qor at 0.2 and 0.3 quantile up tail

相依性；而当市场相对平稳时，避险情绪相对较弱，则两者的相关性减弱。

3 显著性检验

为检验金融危机期间黄金价格与汇率的相关性是否显著增加，构建以下模型：

$$qor(\tau, t) = \exp\{\gamma_0(\tau) + \gamma_1(\tau) I_{[t_1, t_2]}(t)\}.$$

式中， $[t_1, t_2]$ 为预先选定的金融危机持续时期，

$I_{[t_1, t_2]}$ 为示性函数，当 $t \in [t_1, t_2]$ 时取 1，否则取 0。 $\gamma_0(\tau)$ 表示黄金价格与汇率的尾部相依关系， $\gamma_1(\tau)$ 表示金融危机期间黄金价格与汇率尾部相依的变化。 $\gamma_0(\tau) > 0$ 且显著，说明黄金价格与汇率存在显著的尾部正相依； $\gamma_0(\tau) < 0$ 且显著，说明黄金与汇率存在显著的尾部负相依。 $\gamma_1(\tau) > 0$ 且显著，说明在金融危机期间黄金价格与汇率的尾部正相依显著增强； $\gamma_1(\tau) < 0$ 且显著，说明在金融危机期间黄金价格与汇率的尾部负相依显著增强。

参考实证部分的结果，本文选取 2008-06-01~2009-06-01 为金融危机的存续时期，并对不同分位点处上尾与下尾进行显著性检验，表 2 给出了显著性检验的结果。在下尾 0.1 分位点处，五种汇率与黄金价格的 γ_0 均在 5% 的置信水平下显著小于 0，表明非金融危机期间黄金价格与汇率呈现显著为负的极端下尾相依关系。而非金融危机期间的平均相依的强度来看，欧元的负相依程度最强，日元的负相依程度最弱。五种汇率与黄金的 γ_1 在 1% 的置信水平下均显著大于 0，表明金融危机期间黄金价格与汇率的下尾相依性显著增强。而 $|\gamma_1| > |\gamma_0|$ 表明金融危机期间黄金价格与汇率由非危机时的负相关转变为正相关关系，其中日元的尾部正相依程度最强，欧元的尾部正相依程度最弱。随着分位点增加，欧元、澳元、英镑、加元与黄金价格的 γ_0 增加，表明非危机期间的负相关关系逐渐减；五种汇率与黄金价格的 γ_1 均减小，表明金融危机引起的正相关变化减弱。 $|\gamma_0 + \gamma_1|$ 的值逐渐接近 0，并且 γ_0 逐渐增加至 0，表明分位点增加后黄金价格与汇率的相依性逐渐减弱。对上尾的分析同样可以发现金融危机期间，黄金价格与汇率由正相关变为负相关。且结合上尾与下尾可知，随着分位点向中位数靠拢，黄金价格与汇率的相依性减弱。综合比较上下尾的相依强度，黄金价格与五种汇率间存在非对称的尾部相依。

4 结论

本文通过时变分位点相协回归模型对黄金价格与汇率的相关性进行了定量分析，并重点研究了 2008~2009 年金融危机这一极端市场环境下的相关性。该模型从分位点的视角出发，选用 qor 作为相协测度，避免了对于 Copula 结构的选择，并在不同分位点水平下研究了黄金价格与汇率两个时间序列的尾部相依关系。

表 2 黄金价格与外汇尾部相依的显著性检验
Tab.2 The significance testing of tail dependence

		欧元	澳元	英镑	加元	日元
下尾 $\tau=0.1$	γ_0	-2.3746*** (0.6225)	-2.3746*** (0.6328)	-1.8476*** (0.4648)	-2.0789*** (0.5149)	-0.5235** (0.2700)
	γ_1	3.3403*** (0.9172)	3.6323*** (0.8504)	3.1053*** (0.8402)	3.3366*** (0.8528)	2.3061*** (0.7504)
下尾 $\tau=0.2$	γ_0	-1.7963*** (0.2244)	-1.3925*** (0.1838)	-1.2422*** (0.1790)	-1.2710*** (0.1806)	-0.5577*** (0.1451)
	γ_1	1.2982** (0.5809)	1.8583*** (0.5235)	1.9771*** (0.5323)	1.4497*** (0.5199)	1.4226*** (0.5203)
下尾 $\tau=0.3$	γ_0	-1.4091*** (0.1199)	-1.2015*** (0.1138)	-0.9115*** (0.1075)	-0.9780*** (0.1107)	-0.6205*** (0.1054)
	γ_1	0.9117** (0.4291)	1.1886*** (0.4275)	1.1703*** (0.4399)	0.6807* (0.4295)	0.9680** (0.4474)
上尾 $\tau=0.1$	γ_0	-1.1132*** (0.3371)	-0.4577** (0.2631)	-0.7431*** (0.2864)	-0.9141*** (0.3125)	-0.6657*** (0.2785)
	γ_1	2.3708*** (0.7623)	1.7154*** (0.7313)	2.0008*** (0.7227)	2.1718*** (0.7462)	1.3037** (0.7551)
上尾 $\tau=0.2$	γ_0	-0.8876*** (0.1556)	-0.8428*** (0.1528)	-0.6946*** (0.1449)	-0.6152*** (0.1430)	-0.6545*** (0.1499)
	γ_1	0.9129** (0.5154)	1.5777*** (0.5283)	1.0196** (0.4985)	1.3500*** (0.4966)	0.8331* (0.5089)
上尾 $\tau=0.3$	γ_0	-0.9445*** (0.1089)	-0.9556*** (0.1077)	-0.7520*** (0.1054)	-0.7832*** (0.1078)	-0.6805*** (0.1047)
	γ_1	0.5484* (0.4219)	1.0344*** (0.4227)	0.6460* (0.4176)	1.3934*** (0.4511)	0.6676* (0.4309)

[注] 括号内数值为对应估计值的标准差,*、**、*** 分别表示参数估计在 10%、5%、1% 的显著性水平下显著不为 0.

通过对伦敦现货黄金价格和欧元、澳元、英镑、加拿大元、日元的美元汇率的时间序列进行建模,本文得出以下实证结果.第一,在极端上下尾(市场表现最好和最差的 10%)的情况下,黄金价格与汇率在非金融危机期间均呈现显著的尾部负相依关系;2008~2009 年金融危机期间,黄金价格与汇率的极端尾部相依性显著增强,由负相关关系转变为正相关关系.这主要是由于金融危机期间避险情绪高涨,而黄金与美元均是良好的保值避险工具.第二,在金融危机期间,黄金价格与欧元、澳元、英镑、加元汇率存在对称的极端尾部相依,日元的下尾相依程度强

于上尾;在其他时期,黄金价格与五种汇率间存在非对称的极端尾部相依.主要是因为市场高涨和低迷时投资者具有不同的心理,通常市场低迷时投资者的避险情绪更强烈.第三,随着分位点向中位数靠拢,黄金价格与汇率的尾部相依逐渐减弱,表明黄金价格与汇率存在极端的尾部相依.这说明极端市场的环境下,市场波动剧烈,投资者避险情绪更高,表现出显著的极端尾部相依;而当市场相对平稳时,黄金价格与汇率的相关性减弱.

实证结果为运用黄金对冲美元汇率风险提供了支持,为有效改善金融危机期间的对冲效果提供了

依据,并可作为金融危机期间政府政策与投资者决策的参考.本文研究仍存在以下不足,本文通过对比qor的最大值判断相依性的强弱,是基于定性分析的方法,其中,对于qor值的绝对量大小的含义还未做更为细致的研究,且当不同qor测度的值较为接近时,无法判断相依性的强弱.在进一步的研究中,可以尝试建立定量分析的模型,更准确地测度相依性的强弱.

参考文献(References)

- [1] 尹力博,柳依依.黄金是稳定的避险资产吗?—基于宏观经济不确定性的视角[J].国际金融研究,2015(7): 87-96.
- [2] CAPIE F, MILLS T C, WOOD G. Gold as a hedge against the dollar [J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2005, 15: 343-352.
- [3] JOY M. Gold and the US dollar: hedge or haven? [J]. *Finance Res Lett*, 2011, 8: 120-131.
- [4] REBOREDO J C. Is gold a safe haven or a hedge for the US dollar? Implications for risk management [J]. *Journal of Banking and Finance*, 2013, 37(8): 2665-2676.
- [5] SJAASTAD L A. The price of gold and the exchange rates: Once again[J]. *Resources Policy*, 2008, 33: 118-124.
- [6] SARI R, HAMMOUDEH S, SOYTAS U. Dynamics of oil price, precious metal prices, and exchange rate [J]. *Energy Economics*, 2010, 32: 351-362.
- [7] PUKTHUANThONG K, ROLL R. Gold and the dollar (and the euro, pound, and yen)[J]. *Journal of Banking and Finance*, 2011, 35: 2070-2083.
- [8] 金蕾,年四伍.国际黄金价格和美元汇率走势研究[J]. *国际金融研究*, 2011(5): 81-86.
- [9] 王宏勇,郭丽娜.国际黄金期价与美元指数交互关系的多重分形分析[J]. *数理统计与管理*, 2015, 34(5): 878-889.
- WANG Hongyong, GUO Lina. Multifractal analysis for the cross-correlation between the international gold futures prices and US dollar indexes [J]. *Journal of Applied Statistics and Management*, 2015, 34(5): 878-889.
- [10] 谢太峰,赵树佼,左萍.国际黄金价格与美元指数关系的实证分析[J]. *经济与管理研究*, 2014(4): 67-71.
- XIE Taifeng, ZHAO Shujiao, ZUO Ping. An empirical analysis of relations of the international price of gold and US dollar index[J]. *Research on Economics and Management*, 2014(4): 67-71.
- [11] REBOREDO J C, RIVERA-CASTRO M A. Can gold hedge and preserve value when the US dollar depreciates? [J]. *Economic Modelling*, 2014(39): 168-173.
- [12] 钟山,傅强. 汇率市场与黄金市场的联动性研究[J]. *管理现代化*, 2014(1):1-2.
- [13] LIN F L, CHEN Y F, YANG S Y. Does the value of US dollar matter with the price of oil and gold? A dynamic analysis from time-frequency space [J]. *International Review of Economics and Finance*, 2016(43): 59-71.
- [14] 黄芮.欧债危机背景下短期黄金价格与汇率的联动关系研究[J]. *经济视角(中旬)*, 2011(10): 133-135.
- [15] LI R S, CHENG Y, FINE J P. Quantile association regression models [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2014, 109: 230-242.
- [16] KOENKER R. *Quantile Regression*[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2005: 231-235.
- [17] FAN J Q, GIJBELS I. *Local Polynomial Modeling and Its Applications*[M]. New York: Chapman & Hall/CRC, 1996.