

# 中欧货币汇率的极端风险传播研究<sup>①</sup>

黄乃静<sup>1</sup>, 汪寿阳<sup>2,3</sup>

(1. 中央财经大学经济学院, 北京 100081; 2. 中国科学院大学经济管理学院, 北京 100190;  
3. 中国科学院数学与系统科学研究院, 北京 100190)

**摘要:** 2016年10月1日, 人民币正式加入国际货币基金组织的特别提款权篮子, 这是人民币国际化进程中的里程碑事件。人民币国际化为经济活动带来便利的同时, 也伴随着汇率风险传播的可能性, 这体现在不同货币汇率的极端联动性上。所谓极端联动性, 是指不同货币汇率同时大涨或大跌, 这不利于维持金融市场的稳定, 也会影响实体经济的有效运行。因此, 研究货币之间极端联动性的特征和原因有着重要意义。本文首先采用多种动态的 Copula 模型, 研究了欧洲地区主要国家货币汇率和人民币汇率之间从 2008 年到 2016 年间的极端联动现象。发现, 两个地区货币汇率的极端联动现象自 2016 年起有所增强。这不仅体现在极端联动的概率显著上升, 还体现在其持续时间的延长。为了解释该风险溢出现象背后的原因, 本文随后研究了影响极端联动概率的可能因素, 包括经济政策的不确定性、中欧双边贸易的开放程度, 以及金融一体化的程度等。面板固定效应回归模型结果显示, 经济政策的不确定性对于中欧地区货币汇率的极端联动现象有着重要的影响, 其中中国经济政策的不确定性起主导作用, 尤其是在进入 2016 年之后。本文认为降低经济政策制定和实施过程中的不确定性将会有效地减少汇率风险的传播。

**关键词:** 汇率; 极端联动现象; 时变 Copula 模型; 金融风险; 经济政策不确定性

**中图分类号:** F832.5; F832.59 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2018)12-0001-17

## 0 引言

2016年10月1日, 人民币正式加入国际货币基金组织(international monetary fund)的特别提款权篮子(special drawing rights basket), 这是人民币国际化进程中里程碑的事件, 它标志着我国经济金融已高度融入全球化。经济全球化给中国的发展带来种种机遇, 同时也带来一系列挑战, 开放宏观格局下外部宏观政策的不确定性和风险都可能向内部传导<sup>[1]</sup>。在 2016 年, 国际政治经济领域的“黑天鹅”事件频发, 尤其在欧洲大陆, 发生了影响全球经济格局的“英国脱欧事件”, 未来民粹主义和逆全球化的影响还可能加大。这些事

件都有可能加剧金融风险在中欧大陆之间传播。习近平总书记在 2017 年全国金融工作会议上的讲话指出, 防控金融风险是我国当前金融工作三大任务之一。由此可见, 金融风险凸现的问题引起了学术界与政策当局的高度重视。

维持人民币汇率稳定是金融风险防控过程中的重要一环。对中国而言, 保证增长目标, 顺利推进供给侧结构性改革, 实现内外均衡, 维持人民币汇率稳定是关键因素之一; 对全球经济而言, 众多发达经济体经济持续低迷, 货币宽松泛滥, 如果人民币汇率大幅震荡, 将触发更大范围的金融市场和实体经济波动。因而, 防控汇率风险传播、维持人民币汇率稳定是中国经济健康发展, 以及全

① 收稿日期: 2018-06-06; 修订日期: 2018-08-15。

作者简介: 黄乃静(1985—), 女, 湖南邵阳人, 博士, 讲师。Email: huang.naijing@gmail.com

球经济走出低迷的重要因素之一。

汇率风险的传播体现在不同货币汇率的极端联动性上,所谓极端联动性,描述的是不同货币汇率同时并持续地大涨或大跌的现象。作为风险传播程度的一种度量,该现象一直受到金融从业者或者投资机构的充分重视。货币的极端联动效应反映了不同货币资产之间在市场极好或极坏情形下的相依结构,这会影响到资产组合回报的分布,从而影响到投资者的决策。从宏观层面而言,如果两国货币存在极端联动效应,这意味着当一国货币汇率受到冲击时,另一国货币汇率受其影响而产生巨幅震荡,从而影响到该国的实体经济运行,例如,进出口以及贸易平衡,乃至跨国的经济关联等。微观数据证据也显示,汇率波动增加时,中国企业出口额、出口产品的种类会显著减少<sup>[2]</sup>,同时也会在一定程度上影响就业水平,尤其是劳动密集型企业、低生产率企业和私营企业<sup>[3]</sup>。

过去十年,中欧之间的贸易增长迅速,中欧之间的进出口从2005年以来一直保持增长的势头。到2015年底,欧盟从中国的进口达到350亿欧元。中欧贸易的发展对两地间的货币汇兑、贸易融资和银行间往来以及金融市场的联系有着重要的影响。出于对人民币金融服务需求的增加,我国与伦敦、巴黎、法兰克福、卢森堡、苏黎世和布达佩斯签署了备忘录,指定这些地区为人民币离岸市场中心。随着中欧之间贸易和金融一体化进程的推进,人民币和欧洲国家地区货币的走势呈现出相当一致的趋势。例如,当2016年6月英国“退欧公投”结果公布后,英镑对美元的汇率暴跌8.85%(如图1所示),并持续下跌,其他欧洲货币也是如此。与此同时,从2016年4月以来,人民币对美元汇率持续贬值,2016年11月美元兑换人民币达到6.92元,人民币币值降至2009年以来的最低点。2016年欧洲货币与人民币同时对美元大幅且持续地贬值,这是否意味着二者之间存在“极端联动效应”?若中欧货币汇率之间确实存在“极端联动效应”,这极有可能影响到人民币汇率的稳定。因此,研究这种效应的存在与否及影响因素,对于人民币国际化进程中的汇率风险防范有着重要意义。

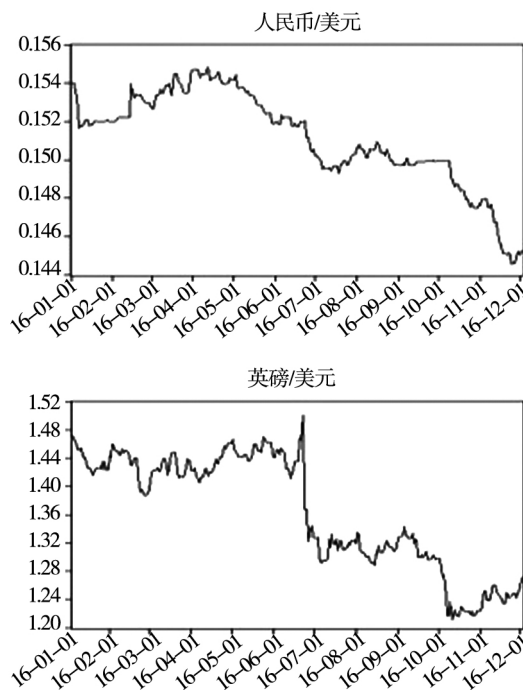


图1 人民币(上)与英镑(下)兑美元汇率(2016年1月~2016年12月)

Fig. 1 RMB (upper) and GBP (lower) against the U. S. dollar

本文采用多种动态的 Copula 模型研究 2008 年以来欧洲主要货币对美元汇率(包含丹麦克朗、挪威克朗、瑞典克朗、瑞士法郎、英镑和欧元)与人民币对美元的极端联动效应发现,两个地区货币汇率确实存在极端联动效应,并且该效应自 2016 年起有所增强。这不仅体现在极端联动的可能性显著上升,还体现在其持续时间的延长。这意味着一国汇率受到冲击给其他货币汇率带来的同时大涨或大跌的影响在 2016 年变得更大更持久。这种汇率的持续大幅波动对维持汇率稳定、保证宏观经济有序运行会带来不利影响。为了解释该风险溢出现象背后的原因,本文随后研究了影响极端联动概率的可能因素,包括经济政策的不确定性,中欧双边贸易的开放程度,以及金融一体化的程度等。面板固定效应回归模型结果显示,经济政策的不确定性对于中欧地区货币汇率的极端联动现象有着重要影响作用,其中中国经济政策的不确定性起主导作用,尤其是在 2016 年之后。降低经济政策的不确定性将会有效减少国际金融市场间的风险传播。本文的发现对于人民币国际化进程中,维持金融市场和汇率的稳定有着重要的启示作用。

## 1 文献回顾与评论

汇率风险的传播程度反映在不同货币汇率的联动效应的强弱上。这种联动性可以用不同货币汇率的相关性来度量。相关性越高,则联动效应越强。有大量国内外文献研究不同货币之间的相关性。早年的文献集中讨论汇率之间的波动相关性,例如,Bollerslev<sup>[4]</sup>用多元广义自回归异方差模型(Multivariate-GARCH模型)研究了德国马克、法郎、美元等货币之间的随时间变化的波动溢出效应。从风险管理的视角上,汇率之间的尾部相关性对投资者和政策制定者至关重要,因为其反映两种货币在极好或极坏情形下的联动效应,这恰是风险防控部门所关注的重点。例如,在Chan等<sup>[5]</sup>中,作者强调了避险货币的联动效应对于汇率风险传播的重要影响,还有夏南新<sup>[6]</sup>。由于汇率间的尾部相关性反映在其三阶矩和四阶矩的相关性上,而波动相关性模型只能刻画汇率间二阶矩的相关性,所以不能很好地反映其尾部相关特征。因此,经济金融文献中引入了统计学中的Copula模型<sup>[7]</sup>来描述汇率间的尾部相依结构。Copula模型的优点是可以直接计算不同货币汇率的极端联动概率,作为其尾部相关程度的测度。代表性的文献包括:Patton用动态Copula模型研究了德国马克和日元之间的极端联动效应,文章发现两种货币之间确实存在同时大涨或大跌的概率,并且两种概率是不相等的,即极端联动效应存在不对称性。Copula模型还被广泛用于研究不同金融市场之间的相关性,例如,史永东等<sup>[8]</sup>用Gaussian Copula模型研究了2002年至2009年间股票市场与债券市场的风险溢出效应及其状态转换特征;刘晓星等<sup>[9]</sup>基于EVT-Copula模型研究了美国股票市场、英国、法国、日本、中国香港及中国股票市场的风险溢出效应。

国内外研究其他国家货币和人民币汇率之间关联性的文献相对较少。这可能与人民币汇率长期受到严格的管制、波动率较小有关。但随着人民

币国际化的程度加深,以及汇率形成机制的进一步市场化<sup>②</sup>,人民币的影响力在国际金融市场上也变得更加重要等<sup>[10][11]</sup>。2016年10月人民币加入国际货币基金组织SDR货币篮子更是里程碑性的事件。因而研究人民币汇率与其他国家货币之间的联动效应,尤其是极端联动效应对于国际金融市场的风险控制有着重要意义。本文试图填补这方面文献的空白。本文基于Copula模型理论研究了2008年以来欧洲主要货币(包含丹麦克朗、挪威克朗、瑞典克朗、瑞士法郎、英镑和欧元)与人民币汇率的极端联动概率,即同时大涨或者大跌的概率。主要研究内容包括:1) 极端联动效应是否存在? 2) 若存在,有什么特征? 例如,中欧货币汇率的极端联动更倾向于同时大涨还是同时下跌? 3) 这种极端联动效应在2016年之后是否发生了变化? 4) 最后研究了影响极端联动效应的因素。

了解不同货币汇率间联动效应的影响因素,对国际金融风险的防控具有重要的意义。这一直是文献关注的热点。Claessens等<sup>[12]</sup>国内外国际金融类文献认为主要有两类可能的因素——实体因素和非经济基本面因素,导致了汇率之间或者金融市场之间的风险传播。实体因素是基于国家之间存在宏观经济基本面上的联系,例如:双边贸易增加,金融联系(货币、信贷等)更紧密,国家之间的货币政策和进出口政策的协调渠道增多等,都有可能冲击在密切经济联系的国家之间传播<sup>[13-18]</sup>等。非经济基本面的因素也可能影响汇率间的联动效应,尤其在一个国家经济波动比较大的时期,经济政策的不确定性会导致企业投资下降,股票波动率增大<sup>[19-21]</sup>,从而引发投资者的避险性抛售行为,将该国资产转化为他国资产,使得该国资产价格下降和资本流动性短缺,货币大幅贬值。同时,该国的投资者也可能抛售他国资产来缓解本国的资本流动性短缺的问题,引发他国货币汇率的大幅贬值,从而出现两国货币同时大幅贬值的极端联动现象<sup>[22]</sup>。

② 2005年7月21日,中国人民银行宣布开始实行以市场为基础的、参考一篮子货币进行调节的、有管理的浮动汇率制度,开启了人民币汇率市场化和国际化之路。之后又分别在2007年5月21日、2012年4月16日、2014年3月17日三次扩大在岸人民币汇率(CNY)的波动区间。同时,2015年8月11日央行宣布调整人民币对美元汇率中间价报价机制。

我国政府一直试图在市场自由化与金融稳定之间寻找平衡点. 中欧货币汇率风险传播受到实际因素影响更大还是非经济基本面因素的影响更大? 该问题的答案, 对于金融改革开放进程中的中国有一定的启示意义.

## 2 时变 Copula 模型

本部分论述用于分析中欧货币汇率极端联动效应的时变 Copula 模型.

### 2.1 条件 Copula 模型

Copula 函数将变量的联合分布函数与他们各自的边缘分布函数联系在一起, 设定  $X_i (i = 1, 2)$  为  $i$  国的汇率变化率.  $H$  表示  $X_1$  和  $X_2$  的联合分布函数,  $F_1(x_1)$  和  $F_2(x_2)$  表示他们各自的边缘分布函数. 根据 Sklar<sup>[23]</sup> 定义无条件 Copula 函数  $C$  如下

$$H(x_1, x_2) = C(F_1(x_1), F_2(x_2)) \quad (1)$$

如果  $F_1(x_1)$  和  $F_2(x_2)$  都是连续函数, 那么 Copula 函数  $C$  存在且可以被唯一的定义为

$$C(u_1, u_2) = H(F_1^{-1}(u_1), F_2^{-1}(u_2)) \quad (2)$$

这里  $U_1 = F_1(x_1)$ ,  $U_2 = F_2(x_2)$ . Copula 函数  $C$  是  $[0, 1] \times [0, 1]$  到  $[0, 1]$  的映射, 它将边缘分布函数  $F_1(x_1)$  和  $F_2(x_2)$  联系在一起构成联合分布  $H$ , 所以 Copula 函数  $C$  完全描述了国家 1 货币汇率 ( $X_1$ ) 和国家 2 货币汇率 ( $X_2$ ) 之间的相关结构.

Patton<sup>[24]</sup> 在此基础上扩展了式 (2) 的无条件 Copula 模型, 引入了条件变量  $W$ .  $W$  是影响汇率收益的其他外生因素, 比如美国的短期国债利率, 亦可是滞后期的货币汇率变化率. 具体定义如下:

**定义 1**  $(x_1, x_2) | W = w$  的条件 Copula 函数是给定  $W = w$  后  $U_1^c = F_{x_1|w}(x_1|W)$  和  $U_2^c = F_{x_2|w}(x_2|W)$  的联合条件分布函数, 这里  $x_1|W = w \sim F_{x_1|w}(x_1|W)$  且  $x_2|W = w \sim F_{x_2|w}(x_2|W)$ .

$U_1^c$  和  $U_2^c$  是  $X_1$  和  $X_2$  的概率积分变换, 服从标准均匀分布. 基于条件 Copula 方程  $C(\cdot, \cdot | w)$ , 可以进一步定义条件尾部相关参数如下:

**定义 2** 给定  $u \in [0, 1]$ , 定义参数  $\tau^U \in [0, 1]$  和  $\tau^L \in [0, 1]$  如下

$$\begin{aligned} \tau^U &= \lim_{u \rightarrow 1} P(X_2 > F_2^{-1}(u|w) | X_1 > F_1^{-1}(u|w)) \\ &= \lim_{u \rightarrow 1} \frac{1 - 2u + C(u, u|w)}{1 - u} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \tau^L &= \lim_{u \rightarrow 1} P(X_2 < F_2^{-1}(u|w) | X_1 < F_1^{-1}(u|w)) \\ &= \lim_{u \rightarrow 1} \frac{C(u, u|w)}{u} \end{aligned} \quad (4)$$

$\tau^U$  和  $\tau^L$  位于  $[0, 1]$  区间, 反映了两国汇率之间的极端联动程度. 它们分别代表国家 1 和国家 2 的货币汇率在上尾部和下尾部的联动概率. 若  $\tau^U > 0$ , 则认为货币 1 和货币 2 在上尾部是相依的, 即当一国货币汇率涨幅非常高的时候, 则另一国货币汇率倾向于与其一同大幅升值; 若  $\tau^L > 0$ , 则认为货币 1 和货币 2 在下尾部是相依的, 即当一国货币汇率跌幅非常大的时候, 另一国货币倾向于一同大幅贬值; 当  $\tau^U \neq \tau^L$  时, 两国货币汇率变化率的极端联动效应是非对称的.

Copula 函数的种类有很多, 包括 Gaussian Copula、Gumbel、Rotated Gumbel、Frank、Clayton Copula 等. 为了刻画中欧货币之间极端联动特征, 即上尾或下尾的联动效应, 本文主要考虑 Gumbel Copula、旋转 Gumbel Copula 模型, 以及 Symmetrized Joe-Clayton Copula (后文简称 SJC), 具体定义如下. 其中 Gumbel Copula 是非对称的, 主要用于研究上尾相关性, 默认下尾不存在关联, 即  $\tau^U > 0, \tau^L = 0$ . Rotated Gumbel Copula<sup>[25]</sup> 也是非对称的, 它主要刻画下尾相关性, 默认上尾不存在关联, 即  $\tau^L > 0, \tau^U = 0$ . SJC Copula 也是非对称的, 但是它默认上下尾均存在关联, 即  $\tau^L > 0, \tau^U > 0$ . 本文基于数据特征, 采用 AIC 标准和对数似然值选取最优的 Copula 模型.

### 2.2 时间变化相关设定

有很多方法刻画条件 Copula 模型的时间变化特征, 既可以在 Copula 方程形式中设定<sup>③</sup>, 也可以设定 Copula 模型中的参数随时间变化. 借鉴 Patton<sup>[24]</sup>, 本文采用后一种方法, 设定 Gumbel 和

③ 如 Rodriguez<sup>[26]</sup> 中的机制转换 Copula 模型, 允许方程形式随时间变化.

SJC Copula 模型中的尾部相关系数  $\tau^U$  和  $\tau^L$  的动态变化过程如下<sup>④</sup>

$$\tau_t^U = \Lambda \left( w_U + \beta_U \cdot \tau_{t-1}^U + \alpha_U \cdot \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} |U_{1t-j}^c - U_{2t-j}^c| \right) \quad (6)$$

$$\tau_t^L = \Lambda \left( w_L + \beta_L \cdot \tau_{t-1}^L + \alpha_L \cdot \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} |U_{1t-j}^c - U_{2t-j}^c| \right) \quad (7)$$

其中  $\Lambda(x) \equiv (1 + e^{-x})^{-1}$  为 Logistic 转换函数, 它的运用是为确保上尾和下尾相关参数  $\tau^U$  和  $\tau^L$  在任意时刻都处于  $(0, 1)$  区间内. 这种动态变化结构类似于受限 ARMA(1, 10) 过程, 它包含一个自回归项  $\beta_U \cdot \tau_{t-1}^U$  和  $\beta_L \cdot \tau_{t-1}^L$ , 这里  $U_1^c$  和  $U_2^c$  滞后十期差值的绝对值作为外生变量.  $\frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} |U_{1t-j}^c - U_{2t-j}^c|$  衡量二者之间的距离期望. 当两个变量完全正相关时, 该距离测度期望等于 0, 相互独立时等于 1/3, 完全负相关时等于 1/2.

### 3 动态 Copula 模型估计

本节中使用动态条件 Copula 模型对人民币和欧洲货币之间的极端联动效应展开研究.

#### 3.1 数据

关于数据本文使用以下欧洲货币对美元的日度汇率数据: GBP/USD、EUR/USD、CHF/USD、SEK/USD、NOK/USD、DKK/USD、CNY/USD<sup>⑤</sup>, 分别表示以美元计价的英镑、欧元、瑞士法郎、瑞典克朗、挪威克朗、丹麦克朗以及人民币. 样本从 2008 年 5 月 1 日起, 至 2016 年 11 月 30 日, 总共包括 3 136 个观测值.

2016 年发生了多起重大的政治经济事件, 比如英国脱欧和中国加入国际货币基金组织特别提

款货币篮子等. 中欧货币汇率的联动结构在 2016 年是否发生了变化? 以 2015 年 12 月 31 日为间断点将总样本划分为两个样本进行考察, 重点分析极端联动效应是否存在结构变化. 这里取对数差分得到每种货币的汇率变化率, 并对所有日变化率进行周末和节假日的调整, 所用数据来自万德数据库.

本文检验了各国货币的汇率日变化率的基本统计性质. 偏度和峰度显示, 中欧各国货币汇率不服从正态分布假设, 而 ARCH 极大似然检验显示所有货币汇率变化率都表现出很强的异方差和波动聚集的特征.

#### 3.2 Copula 模型结果

本文尝试了多种 Copula 模型, 来刻画欧洲货币与人民币之间的极端联动效应, 并根据 AIC 规则<sup>⑥</sup>选择最优的 Copula 模型. AIC 值和极大似然值显示, 欧元/人民币 (EUR/CNY)、丹麦克朗/人民币 (DKK/CNY)、挪威克朗/人民币 (NOK/CNY)、瑞士法郎/人民币 (CHF/CNY) 和英镑/人民币 (GBP/CNY) 而言, Gumbel Copula 模型是最优选择, 对瑞典克朗/人民币 (SEK/CNY) 而言 SJC Copula 模型最为合适.

在选定最优的 Copula 模型之后, 本文使用两阶段拟极大似然方法分别估计静态和时变的条件 Copula 模型. 两阶段估计法可以避免复杂模型下对大量未知参数的估计, 而且估计的渐近有效性和正态分布也得以保证<sup>[24]</sup>. 为研究 2016 年前后中欧货币的极端联动效应是否存在结构性的变化, 本文使用两个样本分别估计 Copula 模型, 并采用似然比检验统计量来检验描述极端联动水平和动态过程的参数的结构性变化.

接下来逐步报告 Copula 模型估计和结构变化的检验结果.

④ 对高斯 Copula 模型中的  $\rho$  时变设定如下  $\rho_t = \tilde{\Lambda} \left( w_\rho + \beta_\rho \cdot \rho_{t-1} + \alpha \cdot \frac{1}{10} \sum_{j=1}^{10} \Phi^{-1}(u_{1t-j}) \cdot \Phi^{-1}(u_{2t-j}) \right)$  (5)

其中  $\tilde{\Lambda}(x) \equiv (1 - e^{-x})(1 + e^{-x})^{-1} = \tanh\left(\frac{x}{2}\right)$  是修正的 Logistic 转换, 以确保  $\rho_t$  总位于  $(-1, 1)$  上.

⑤ 本文也尝试用各个国家货币对国际货币基金组织的 SDR 篮子的汇率来测算极端联动的概率, 结果是一致的. 由于篇幅限制不再列出结果.

⑥ 本文汇报了各个 Copula 模型估计的极大似然值作为选择标准, 实际上与 AIC 结果一致. 在 1% 水平上显著, 同时欧洲经济政策不确定性  $EPU_{en}$  影响并不显著. 这说明从 2008 年到 2016 年整体来看, 中欧货币国家的月度经济政策不确定性指数, 而  $EPU_{cn}$  测度中国的月度经济政策不确定性指数. 的极端联动概率对中国的经济政策不确定性更为敏感.

3.2.1 丹麦克朗/人民币 挪威克朗/人民币 瑞士法郎/人民币 欧元/人民币

AIC 和似然值显示, 应使用 Gumbel Copula 模型刻画丹麦克朗、挪威克朗、瑞士法郎以及欧元与人民币之间的极端联动效应. 根据 Gumbel Copula 的定义, 这意味着以上几种欧洲货币更倾向于和人民币一同大幅升值而非贬值.

表 1 给出了丹麦克朗和人民币的 Copula 模型估计结果. 其中, 参数  $\rho$  是静态 Copula 模型中描述变量间尾部关联性的参数, 根据式 (3) 得到上尾部联动概率  $\tau^U$  如下

$$\tau^U = 2 - 2^{\frac{1}{\rho}} \quad (8)$$

在样本 1 中,  $\rho$  值为 1.1, 且显著大于 0, 说明丹麦克朗与人民币在上尾部有较强的正相关关系. 相应的, 计算  $\tau^U = 0.1221$ , 说明当人民币相对美元大幅升值时, 丹麦克朗相对美元大幅升值的概率为 12.21%. 在样本 2 中, 参数  $\rho$  为 1.2,  $\tau^U$  上升到 0.2202, 说明丹麦克朗与人民币之间的极端联动效应在 2016 年之后增强了, 尤其是同时大幅升值的概率. 似然比检验统计量的结果也显示, 在样本 2 中, 参数  $\rho$  存在结构突变,  $p$  值几乎为 0, 说明在 1% 显著性水平上存在结构跳变.

表 1 的下半部分给出了时变的条件 Copula 估计结果. 其中参数  $\beta_U$  刻画丹麦克朗与人民币之间极端联动概率的持续性. 在样本 1 中,  $\beta_U = -1.0501$ , 说明  $t-1$  时刻极端联动概率  $\tau_{t-1}^U$  对  $t$  时

刻的  $\tau_t^U$  有显著的负向影响. 在样本 2 中,  $\beta_U = -2.1978$  说明该负向影响的强度变大了. 这意味着冲击所带来的丹麦克朗和人民币之间的极端联动效应会持续更长的时间. 用似然比检验统计量检验了  $\omega_U$ ,  $\beta_U$  和  $\alpha_U$  自 2016 年之后是否存在结构性变化. 统计量值等于 35.4053,  $p$  值为 0.0000, 检验结果给出了肯定的答案. 图 2 第一幅图描绘了丹麦克朗和人民币之间的极端联动概率, 实线代表静态  $\tau^U$ , 虚线代表动态  $\tau_t^U$ . 可以很直观地看出两者在进入 2016 年都存在明显的结构变化,  $\tau^U$  有一个明显的向上的跳跃, 而  $\tau_t^U$  变化的幅度显著地增加. 挪威克朗、瑞士法郎、欧元和人民币之间的 Copula 模型估计结果, 与丹麦克朗与人民币的 Copula 模型估计结果非常类似, 这里不再赘述. 详见附录中附表 1、附表 2 和附表 3. 总的来看, 以上几种欧洲地区主要货币与人民币的极端联动概率在 2016 年之后出现了显著的上升, 而且 2016 年之后出现了更强的持续效应. 具体看, 丹麦克朗与人民币的极端联动概率增幅达到 10%, 挪威克朗与人民币的极端联动概率增加了 11%, 瑞士法郎与人民币的极端联动概率增幅为 10.2%. 然而, 相比他们, 欧元与人民币的极端联动概率增幅要小一些, 为 2.2%. 图 2 里第二到第四幅图分别展示了这几种货币与人民币在 2016 年前后的极端联动概率的变化. 不难看出, 在 2016 年出现了明显的向上跳跃, 而在 2016 年则表现出更强的持续效应.

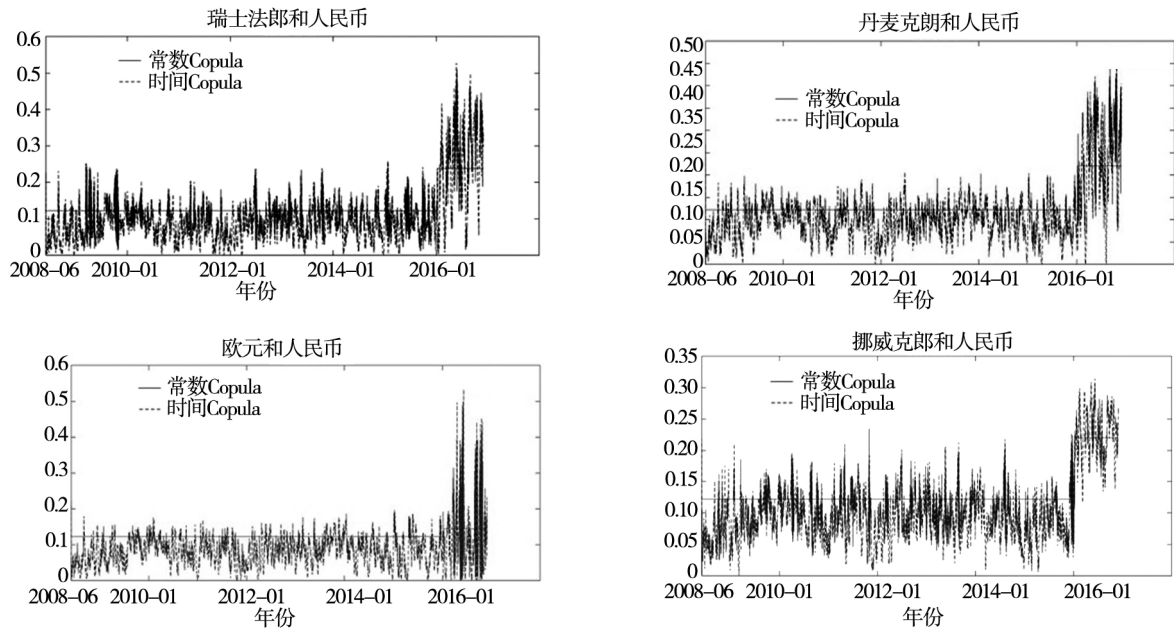
表 1 丹麦克朗与人民币的 Copula 模型结果

Table 1 Copula model results for DKK and RMB

	样本 1	样本 2
Constant Gumbel Copula		
$\rho$	1.1000 (0.0477)	1.2024 (0.0494)
LR 检验	27.4918***	
Time-varying Gumbel Copula		
$w_U$	1.9724 (0.2432)	2.1939 (0.07264)
$\alpha_U$	-1.2723 (0.2285)	-0.9027 (0.0983)
$\beta_U$	-1.0501 (0.3791)	-2.1987 (0.7135)
LR 检验	35.4053***	

注: 括号中的是标准差. 使用似然比检验参数  $\rho$  在样本 2 下是否发生变化, 同时检验  $w_U$ ,  $\alpha_U$  和  $\beta_U$  的联合变化.

\*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5% 和 1% 水平上显著.



注: 实线代表静态的极端联动概率( $\tau^U$ ), 在两个样本中不随时间而变化; 虚线代表动态的极端联动概率 $\tau_t^U$  随时间而变化。

图 2 丹麦克朗、挪威克朗、瑞士法郎、欧元与人民币的尾部相关性

Fig. 2 Tail correlation between DKK, NOK, CHF, EUR and RMB

### 3.2.2 英镑与人民币

表 2 中的 AIC 和似然值都显示, 对于英镑与人民币的汇率变化率而言, Gumbel Copula 模型是描述两者极端联动效应的最优 Copula 模型。模型估计结果请见表 2。在样本 1 中, 静态 Copula 中的参数  $\rho$  为 1.099 8, 相应的上尾部极端联动概率  $\tau^U$  为 0.122。在 2016 年之后,  $\rho$  上升到 1.14, 相应的  $\tau^U$  上升到 0.163 6, 这说明英镑和人民币同时大

幅升值的概率在 2016 年之后增加了 4.16%, 但是增加的幅度小于挪威克朗/人民币、丹麦克朗/人民币、瑞士法郎/人民币。似然比检验的结果也显示, 在进入 2016 年后, 存在向上的跳跃, 且在 1% 水平上显著。

表 2 的下半部分显示动态 Copula 模型的估计结果。用 2016 年之前的样本估计得到  $\beta_U$  的绝对值大于 2016 年的样本估计的该值, 这与挪威克

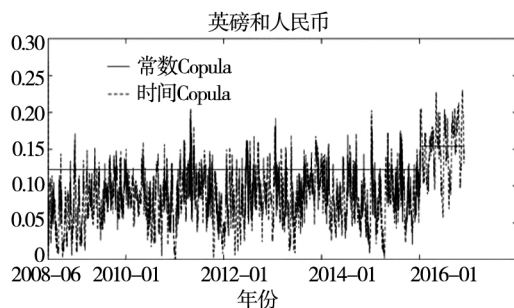
表 2 英镑与人民币的 Copula 模型结果

Table 2 Copula model results for GBP and RMB

	样本 1	样本 2
Constant Gumbel Copula		
$\rho$	1.099 8 ( -0.047 9)	1.140 4 ( -0.044 7)
LR 检验	12.897 6***	
Time-varying Gumbel Copula		
$w_U$	2.323 5 ( -0.081 2)	0.355 9 ( -1.486 1)
$\alpha_U$	-1.637 3 ( -0.133 5)	0.147 5 ( -0.936 9)
$\beta_U$	-0.951 1 ( -0.272 6)	-0.522 4 ( -0.715 4)
LR 检验	13.639 8***	

注: 括号中是标准差。使用似然比检验参数  $\rho$  在样本 2 下是否发生变化, 同时检验  $w_U$ ,  $\alpha_U$  和  $\beta_U$  的联合变化。\*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5% 和 1% 水平上显著。

朗/人民币、丹麦克朗/人民币、瑞士法郎/人民币以及欧元/人民币不同. 这意味着冲击所造成的英镑和人民币同时大幅升值的持续时间变短了. 似然比检验统计量的值为 13.64, 相应  $p$  值为 0.00, 说明 2016 年之后, 描述动态联动概率  $\tau_i^U$  的参数依然存在显著的结构变化. 图 3 中也可以看出  $\tau^U$  和  $\tau_i^U$  的变化,  $\tau^U$  在 2016 年出现了向上的跳跃, 而  $\tau_i^U$  在 2016 年则表现出较弱的持续效应.



注: 实线代表静态的极端联动概率  $\tau^U$ , 在两个样本中不随时间而变化; 虚线代表动态的极端联动概率  $\tau_i^U$ , 随时间而变化.

图 3 英镑与人民币的尾部相关性

Fig. 3 Tail correlation between GBP and RMB

### 3.2.3 瑞典克朗和人民币

依据表 3 提供的 AIC 和似然值, SJC Copula 模型是分析瑞典克朗与人民币极端联动效应的最优 Copula 模型. 与 Gumbel Copula 模型仅关注上尾相关性不同, 根据 SJC Copula 的定义, 上尾的极端联动概率  $\tau^U$  和下尾的极端联动概率均大于零. 这意味着瑞典克朗和人民币存在同时大幅升值和贬值的可能性.

表 3 给出了 SJC Copula 模型的估计结果. 其中上半部分展示了静态设定下的估计结果. 样本 1 中上尾的联动概率  $\tau^U = 0.0229$ , 样本 2 中为 0.178, 相应的下尾联动概率  $\tau^L$  分别为 0.0002 和 0.0611. 这说明对于瑞典克朗和人民币而言, 二者同时大幅升值或同时大幅贬值的可能性存在. 并且, 在两个样本中,  $\tau^U$  均大于  $\tau^L$ , 说明二者同时大幅升值的概率要高于共同大幅贬值的概率. 进入 2016 年,  $\tau^U$  和  $\tau^L$  都有显著的上升. 结合似然比变结构检验的显著性, 说明瑞典克朗与人民币的极端联动概率在 2016 年之后显著上升.

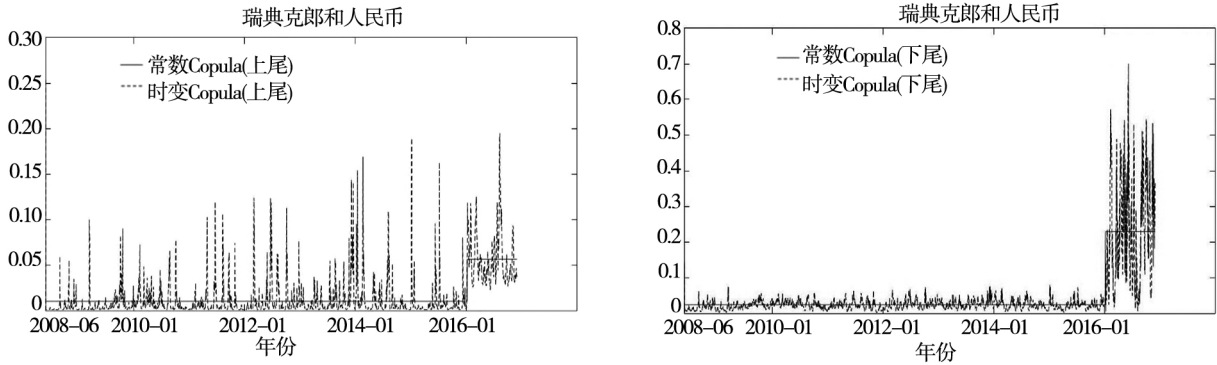
表 3 瑞典克朗和人民币的 Copula 模型结果

Table 3 Copula model results for SEK and RMB

	样本 1	样本 2
Constant SJC Copula		
$\tau^U$	0.0229 (0.0164)	0.1780 (0.0691)
	0.0002 (0.0008)	0.0611 (0.0668)
LR 检验	29.1889***	
Time-varying SJC Copula		
$w_U$	-0.5599 (0.9292)	4.1937 (0.9971)
$\alpha_U$	-9.2881 (5.8449)	-17.2435 (9.1717)
$\beta_U$	-20.8948 (21.0816)	-3.9890 (0.6995)
$w_L$	0.6930 (1.6448)	-4.2627 (1.6076)
$\alpha_L$	-21.7524 (12.2464)	3.5239 (9.9877)
$\beta_L$	-1.4375 (13.6264)	6.0655 (19.2927)
LR 检验	341.784***	

注: 括号中是标准差. 使用似然比检验参数在样本 2 下是否发生变化. \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5% 和 1% 水平上显著.





注: 实线代表静态的极端联动概率  $\tau^U$  在两个样本中不随时间而变化; 虚线代表动态的极端联动概率  $\tau_t^U$  随时间而变化。

图 4 瑞典克朗与人民币的上尾(上)和下尾(下)的极端联动概率

Fig. 4 Extreme linkage probability of upper tail (upper) and lower tail (lower) between SEK and RMB

表 3 的下半部分给出了动态 SJC Copula 模型的估计结果。参数  $\beta_U$  用于测度上尾联动概率  $\tau_t^U$  的持续效应。在样本 1 中,  $\beta_U = -20.8948$ , 样本 2 中变为  $-3.989$ , 显示出在进入 2016 年之后, 冲击造成的瑞典克朗和人民币同时大幅升值的持续时间有所下降。而描述下尾联动概率  $\tau_t^L$  持续效应的参数  $\beta_L$ , 由 2016 年之前的  $-1.4375$  变为 2016 年之后的  $6.0655$ , 说明  $\tau_{t-1}^L$  对  $\tau_t^L$  的影响由负变正, 且强度变得更大, 这意味着冲击造成的瑞典克朗与人民币同时大幅贬值会持续更长的时间。并且样本 2 中  $\tau_t^L$  的最小值为  $0.0228$ , 说明两种货币在 2016 年共同大幅贬值的概率超过 2%。这个数字显著高于样本 1 中的最小值 0。本文还观察到, 样本 1 中有 5% 的时间内  $\tau_t^U$  是小于  $\tau_t^L$  的, 而在样本 2 中, 该比例上升到 17%。综上所述, 在 2016 年之后, 瑞典克朗与人民币在同时大幅贬值的联动效应变得更为重要和显著。

### 3.3 总结

以上 Copula 模型结果显示, 无论是从极端联动概率的水平值还是动态变化过程而言, 2016 年以来欧洲货币与人民币的关联结构发生了显著变化。具体而言, 丹麦克朗、挪威克朗、瑞士法郎以及欧元与人民币的上尾联动性都有显著提高, 同时瑞典克朗与人民币的上尾及下尾联动性都有所增强。这意味着 2016 年以来, 欧洲货币和人民币共同发生极端变化(大跌或是大涨)的概率变得更大。本文还发现, 当欧洲货币(人民币)受到冲击时, 该冲击会波及到人民币(欧洲货币), 这种冲击所带来的极端联动效应持续的时间变得更长。

## 4 极端联动效应的影响因素分析

### 4.1 极端联动的因素

国内外国际金融类文献认为主要有两类因素——实体因素非经济基本面因素<sup>[25]</sup>, 会影响汇率之间或者金融市场之间的风险传播。实体因素指的是不同经济体之间正常的经济联系, 例如贸易、金融等方面, 这些都属于经济基本面上的联系。而非经济基本面因素主要指的是投资者在市场波动期的非理性行为, 例如“羊群效应”, 丧失信心, 风险厌恶程度上升等。这些因素都有可能影响中欧货币之间极端联动效应的强弱程度。下面具体分析。

#### 4.1.1 实体因素

过去十年间, 欧洲与我国的经济往来越来越多, 两个地区的实体经济依赖程度越来越密切。在中欧贸易、金融一体化的影响下, 一国经济状况的变动会通过贸易信贷、外商直接投资以及其他资本流动等实体经济渠道传导影响他国。中欧贸易和金融联系的加强都可能影响货币极端联动效应的程度, 它们都是中欧货币联动的实体经济渠道, 本文称之为实体因素或基本面因素。

#### 4.1.2 非基本面因素

除前述的基本面因素外, 还存在非基本面因素可能影响中欧货币的极端联动效应。尤其是在经济波动比较大的时期, 经济政策的不确定性会导致投资者的非理性行为, 这构成了冲击从一国溢出到其他国家的另一渠道, 导致两国货币同时大涨或大跌。

例如,一国的经济政策的不确定性升高会导致该国股票市场的波动率增加和投资率下降<sup>[19-21]</sup>.2016年从“英国脱欧”到川普当选美国总统,很多政治事件的发生引发全球金融市场震荡.同时,中国为改变吸引力不断下降的投资环境,努力推动资本账户开放,不断下滑的经济增长和金融系统持续的泡沫,使得人民币兑美元不断贬值.目前关于未来中国经济以及人民币走势的不确定性仍然在持续,成为全球金融投资者们关注的重要问题.

#### 4.2 面板分析

本节对影响人民币与欧洲货币极端联动概率的影响因素进行实证分析,考察实体因素(包括中欧双边贸易、金融一体化程度)以及非基本面因素(经济政策不确定性)在其中扮演的角色.设定前文中计算得到的人民币和欧洲货币的时变极端相依概率为被解释变量,解释变量包括双边贸易、双边金融市场整合程度以及经济政策的不确定性.具体的面板模型设定如下

$$\tau_{it} = \alpha_0 \tau_{it-1} + \alpha_1 TO_{it} + \alpha_2 FI_{it} + \alpha_3 \overline{EPU}_{it} + Controls + \varepsilon_i \quad (9)$$

$\tau_{it}$  是欧洲  $i$  国货币与人民币之间的月度极端联动概率,使用 3.2 节 Copula 分析中得到的日度尾部相依概率进行月度平均计算得来.  $TO_{it}$  也是月度数据,测度的是我国与欧洲第  $i$  国之间的双边贸易强度,参考文献[27]如下式计算得来

$$TO_{it} = \frac{X_{it} + M_{it}}{GDP_{ct} + GDP_{it}}$$

其中  $X_{it}$  是以美元计价的我国到  $i$  国的出口,  $M_{it}$  是美元计价的我国从  $i$  国的进口.  $GDP_{ct}$  是美元计价的我国名义 GDP,  $GDP_{it}$  是  $i$  国的美元计价的的名义 GDP.

$FI_{it}$  表示  $i$  国与中国之间的金融联系强度.用中国与  $i$  国之间的股票和债券市场的相似性<sup>[28]</sup>来测度  $FI_{it}$ .使用两国长期国债变化率的差值绝对值进行月度平均处理来测度两国债券市场相似程度  $C_{ic}^{mad}$ ,使用两国股票市场变化率差值绝对值进行月度平均处理测度两国股票市场的相似程度  $K_{ic}^{mad}$ .具体计算如下所示

$$C_{ic}^{mad} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |r_{it}^b - r_{ct}^b|$$

$$K_{ic}^{mad} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |r_{it}^s - r_{ct}^s|$$

这里  $r_{it}^b$  和  $r_{ct}^b$  分别代表  $i$  国和中国的长期国债变化率日度数据,  $r_{it}^s$  和  $r_{ct}^s$  分别表示  $i$  国和中国的股票市场变化率日度数据.中国与欧洲  $i$  国的金融一体化程度升高会使得两国利率趋向一致,所以对金融联系更密切的国家  $C_{ic}^{mad}$  和  $K_{ic}^{mad}$  更小,因此定义

$$FI_{it} = C_{ic}^{mad} + K_{ic}^{mad}$$

$\overline{EPU}_{it}$  测度欧洲与中国的经济政策不确定性

指数,依照该式构建  $\overline{EPU}_{it} = \frac{EPU_{it} + EPU_{ct}}{2}$ .其

中  $EPU_{it}$  表示第  $i$  个欧洲国家的月度经济政策不确定性指数,而  $EPU_{ct}$  表示测度中国的月度经济政策不确定性指数.

控制变量包括:中国与第  $i$  个欧洲国家之间的银行间隔夜拆借利率的绝对差值、通货膨胀率绝对差值、名义 GDP 增长率绝对差值,美国的经济政策不确定性指数,以及中国外资企业实际利用外商直接投资金额\_累计增长(%).这里用到的所有变量都是月度变量,时间跨度从 2008 年 6 月至 2016 年 11 月.由于 GDP 数据只有季度数据,本文使用三次样条插值法将其转换为月度数据.为了分析 2016 年以来欧洲货币与人民币的极端联动效应强度变化,本文也依 2016 年前后进行了分样本回归考察.

##### 4.2.1 面板回归结果

###### (一) 全样本考察结果

表 4 汇报全样本考察的结果,回归中控制住其他控制变量和国家固定效应,分别考察经济政策不确定指数、双边贸易和金融一体化程度对货币极端联动效应的影响.列(1)显示中欧货币的极端联动概率随着经济政策不确定指数升高而上涨,系数在 5% 水平上显著.当经济政策不确定性上升一个标准差,欧洲货币与人民币的极端联动概率上升 0.53%.进一步的,为考察中国和欧洲各自经济政策不确定性的影响,列(2)和列(3)分别进行回归,显示出中国的经济政策不确定性  $EPU_{cn}$  的影响更大,在 1% 水平上显著,同时欧洲经济政策不确定性  $EPU_{eu}$  影响并不显著.这说明从 2008 年到 2016 年整体来看,中欧货币的极端联动概率对中国的经济政策不

确定性更为敏感。

进一步地,考察双边金融一体化程度对极端联动效应的影响,列(4)报告回归结果。随着欧洲国家与中国的金融联系越来越强( $FI$  越小),双方货币间的极端联动概率随之上升,虽然系数在统计意义上并不显著。列(5)汇报的是双边贸易来往对货币极端联动效应的影响,显

然他们之间是显著的正相关关系。双边贸易每上升 1%,货币极端联动概率增加 0.577%,且在 5% 水平上显著。最后,同时将这些因素放入回归中进行考察,结果如列(6)和列(7)所示, $\overline{EPU}$ 、 $EPU_{cn}$ 、 $FI$  和  $TO$  的系数与前面回归基本一致,结果比较稳健,说明变量之间没有很强的共线性问题。

表 4 全样本分析

Table 4 Full sample analysis

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$\overline{EPU}$	0.006 83 ** (0.001 71)					0.006 70 ** (0.001 70)	
$EPU_{cn}$		0.006 13 *** (0.000 827)					0.006 30 *** (0.000 789)
$EPU_{eu}$			0.000 413 (0.001 59)				-0.002 10 (0.002 15)
$FI$				-0.010 9 (0.011 2)		-0.008 04 (0.010 1)	-0.010 5 (0.009 02)
$TO$					0.577 ** (0.198)	0.355 * (0.173)	0.529 ** (0.171)
lag $\tau$	0.750 *** (0.037 7)	0.733 *** (0.035 6)	0.794 *** (0.042 3)	0.793 *** (0.040 8)	0.797 *** (0.040 1)	0.749 *** (0.037 3)	0.736 *** (0.033 7)
$ i_{eu}^{ibor} - i_{cn}^{ibor} $	-0.283 (0.154)	-0.271 (0.155)	-0.288 (0.148)	-0.285 (0.149)	-0.312 (0.155)	-0.307 (0.165)	-0.300 (0.165)
$ \pi_{eu} - \pi_{cn} $	0.193 (0.164)	0.221 (0.172)	0.091 5 (0.145)	0.086 5 (0.145)	0.090 6 (0.148)	0.216 (0.163)	0.233 (0.171)
$epu_{us}$	-0.006 10 * (0.002 40)	-0.005 79 ** (0.002 21)	-0.002 73 (0.002 30)	-0.002 32 (0.001 82)	-0.002 44 (0.001 86)	-0.007 89 ** (0.002 44)	-0.006 83 ** (0.002 39)
$ g_{eu} - g_{cn} $	-3.181 * (1.483)	-2.361 (1.517)	-1.926 (1.796)	-1.685 (1.809)	-1.524 (1.372)	-4.845 ** (1.588)	-3.513 * (1.531)
$g_{cn}^{fdi}$	0.039 0 ** (0.010 3)	0.044 7 *** (0.010 5)	0.036 9 ** (0.010 1)	0.036 4 ** (0.010 7)	0.036 4 ** (0.010 2)	-0.003 68 (0.004 47)	-0.001 18 (0.004 28)
$R^2$	0.648	0.654	0.639	0.639	0.640	0.643	0.649

注: 括号中是稳健标准误。\*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著; lag $\tau$  是极端联动概率的一阶滞后项;  $|i_{eu}^{ibor} - i_{cn}^{ibor}|$  是  $i$  国与中国的银行间隔夜拆借利率差的绝对值;  $|\pi_{eu} - \pi_{cn}|$  是两国通货膨胀率的差值绝对值;  $|g_{eu} - g_{cn}|$  是两国 GDP 增长率的差值绝对值;  $epu_{us}$  是美国的经济政策不确定指数;  $g_{cn}^{fdi}$  是中国实际利用外商投资额的累积增长率。

(二) 分样本考察

3.2 节中指出人民币与欧洲货币之间的极端联动概率在 2016 年显著上升。为研究经济政策不确定性、双边贸易以及金融一体化等因素在 2016 年前后的作用,这里采用分样本回归考察,仍然使用面板固定效应模型,结果见表 5。

列(1)和列(2)考察平均经济政策不确定性( $\overline{EPU}$ )、金融联系强度( $FI$ )和双边贸易开放程度

( $TO$ )的影响。本文发现,在 2016 年之前  $\overline{EPU}$  的影响是不显著的。但是在 2016 年  $\overline{EPU}$  的系数显著为正,货币的极端联动概率随着政策不确定性的增加而显著地上升。具体看,政策不确定性上升一个标准差,货币极端联动概率上升 1.54%。2016 年之前双边贸易开放程度的影响显著为正, $TO$  增加一个标准差时,中欧货币极端联动概率上升 1.27%。然而,其影响在进入 2016 年变得不再

显著,金融联系强度  $FI$  在 2016 年前后都不显著。

列(3)和列(4)考察  $EPU_{cn}$ 、 $EPU_{eu}$ 、 $FI$  和  $TO$  的影响,中国的经济政策不确定性  $EPU_{cn}$  在 2016 年之前没有显著影响,进入 2016 年之后随着中国经济政策不确定性  $EPU_{cn}$  的上升,中欧货币的极端联动概率显著增加。与此同时,欧洲的经济政策不确定性  $EPU_{eu}$  一直没有显著影响。双边贸易开放程度  $TO$  在 2016 年之前对货币极端联动概率有正向的影响,之后的影响则不再显著。金融联系

强度  $FI$  的影响在两个样本中均不显著。

表 5 回归结果清晰地显示经济政策不确定性对中欧货币极端联动概率的影响,进入 2016 年之后的影响超过之前影响的十倍。与此同时,双边贸易和金融一体化等基本面因素的影响在 2016 年都不显著,而 2016 年之前双边贸易对中欧货币的极端联动效应还有显著的影响。这些结果说明,从 2016 年开始非基本面因素已经超过实体因素对货币极端联动效应产生影响。

表 5 两个样本分析结果

Table 5 Two-sample analysis results

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2016 年	2016 年前	2016 年	2016 年前
$\overline{EPU}$	0.014 3*** (0.003 44)	-0.002 05 (0.001 96)		
$EPU_{cn}$			0.023 6*** (0.005 06)	-0.001 60 (0.001 02)
$EPU_{eu}$			0.000 432 (0.001 44)	-0.000 499 (0.001 05)
$TO$	-1.317 (1.576)	1.187*** (0.210)	-0.246 (1.429)	1.161*** (0.225)
$FI$	-0.066 1 (0.236)	-0.013 3 (0.013 6)	-0.150 (0.203)	-0.013 8 (0.013 6)
$lag\tau$	0.298** (0.095 1)	0.145*** (0.030 0)	0.273** (0.077 1)	0.142*** (0.031 9)
$ i_{eu}^{ibor} - i_{cn}^{ibor} $	10.69 (6.745)	-0.346** (0.116)	8.321 (6.096)	-0.342** (0.116)
$ \pi_{eu} - \pi_{cn} $	3.025*** (0.659)	-0.263*** (0.062 7)	1.873** (0.472)	-0.268*** (0.063 9)
$epu_{us}$	-0.067 3*** (0.015 5)	0.004 61 (0.002 70)	-0.079 4*** (0.015 1)	0.004 75 (0.002 70)
$ g_{eu} - g_{cn} $	-53.87 (42.08)	-4.055* (1.745)	-22.60 (32.12)	-3.982 (2.024)
$g_{cn}^{fdi}$	-4.280** (1.126)	0.029 9** (0.007 85)	-4.005** (1.131)	0.027 2** (0.008 29)
$R^2$	0.688	0.218	0.721	0.218

注: 括号中是稳健标准误。\*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著;  $lag\tau$  是极端联动概率的一阶滞后项;  $|i_{eu}^{ibor} - i_{cn}^{ibor}|$  是  $i$  国与中国的银行间隔夜拆借利率差的绝对值;  $|\pi_{eu} - \pi_{cn}|$  是两国通货膨胀率的差值绝对值;  $|g_{eu} - g_{cn}|$  是两国 GDP 增长率的差值绝对值;  $epu_{us}$  是美国的经济政策不确定指数;  $g_{cn}^{fdi}$  是中国实际利用外商投资额的累积增长率。

#### 4.2.2 稳健性检验

本文做了一系列稳健性检验来确保主要结论的可靠性,包括采取不同的回归设定、变量测度、控制变量等。在 4.2.1 节的面板回归分析中,给予

每一个欧洲国家一样的权重。然而,中欧货币联动概率与经济政策不确定性  $EPU$ , 金融联系强度  $FI$  和双边贸易开放程度  $TO$  的关系可能与每个国家的经济体量相关。因此,在稳健性检验中,选用每

个欧洲国家的国民生产总值 GDP 作为权重, 进行面板回归分析. 在该设定下, 较大的国家或者经济体被赋予更高的权重.

接下来, 采用不同的方式来构建月度的中欧货币联动概率  $\tau_{it}$ . 在前面的分析中, 是将 3.2 节时变 Copula 模型中得到的日度极端联动概率取月度平均得到  $\tau_{it}$ . 在稳健性检验中, 分别让  $\tau_{it}$  等于本月日度极端联动概率的最大值、最小值以及  $\frac{\text{最大值} + \text{最小值}}{2}$ , 来看其与各个实体因素 ( $TO$ ,  $FI$ ) 和非基本面因素  $EPU$  的关系.

除此之外, 还选取了不同的控制变量, 包括用中国的 GDP 增长率代替中欧 GDP 增长率差值的绝对值, 中国外资企业实际利用外商直接投资金额代替其增速, 以及美国的联邦准备金率代替美国的经济政策不确定性指标作为其他地区经济形势的控制变量等等. 在不同的回归模型设定下, 得到的结果与 4.2.1 节所得到的结论基本相符. 由于篇幅限制不一列出.

## 5 结束语

人民币国际化为经济活动带来便利的同时, 也伴随着汇率风险传播的可能性. 这体现在不同货币汇率的极端联动性上. 所谓极端联动性, 是指不同货币汇率同时大涨或大跌, 这及其不利于维持金融市场的稳定, 也会影响实体经济的有效运行. 因此, 研究货币之间极端联动性的特征和原因有着重要意义. 本文首先采用多种动态的 Copula 模型研究 2008 年以来欧洲主要货币对美元汇率 (包含丹麦、挪威、瑞典、瑞士以及英镑和欧元) 与人民币对美元汇率的极端联动效应. 主要发现和启示总结如下:

两个地区货币汇率确实存在极端联动效应. 该效应的存在意味着, 当欧洲国家货币对美元汇率大幅升值或者贬值时, 人民币对美元汇率也会大幅升值或贬值. 进一步的, 本文采用变结构检验发现, 中欧地区货币汇率的极端联动效应自 2016 年起显著增强. 这不仅体现在极端联动的概率显著上升, 还体现在其持续时间的延长. 这意味着欧

洲国家汇率受到冲击给人民币汇率带来的同时大涨或大跌的影响在 2016 年变得更大且更持久. 而人民币汇率的大幅震荡亦会给欧洲国家地区货币的汇率带来同样的影响. 大量理论和实证文献, 不论是宏观层面证据还是微观层面证据都显示, 汇率的极端变化不仅会给金融行业的投资者带来巨大冲击, 还会影响到进出口贸易、就业等多个方面, 进而对宏观经济有序运行带来不利影响.

为了解释该风险溢出现象背后的原因, 本文进一步研究了影响极端联动概率的可能因素, 包括中欧双边贸易的开放程度、金融一体化程度, 以及经济政策的不确定性. 其中前两个因素属于实体因素, 后者属于非经济基本面因素. 面板固定效应回归模型结果显示:

第一, 中欧双边贸易的开放程度对中欧货币汇率之间的极端联动概率有一定的正向预测作用. 双边贸易的增加会加深两国汇率的极端联动, 这符合人们的直觉. 一国汇率受到冲击, 该国的进口可能受其影响而下降, 导致其主要贸易伙伴国的出口下降, 使得其货币呈现出和受冲击国汇率同样的走弱趋势. 尽管双边贸易的发展会在一定程度上增加汇率风险传播的概率, 但是, 不可忽视其给经济增长带来的正面促进作用, 这被国内外诸多理论和实证文献所证实. 而且, 值得注意的是, 我们发现这种对极端联动概率的正向作用自 2016 年起变得不再显著. 因而, 从风险控制的角度而言, 中欧双边贸易的开放程度不应该成为监管部门重点关注的因素.

第二, 中欧金融一体化的程度对中欧货币汇率的极端联动概率没有显著影响, 无论是在 2016 年之前还是之后. 为应对金融服务领域对人民币需求的不断上涨, 伦敦、巴黎、法兰克福、卢森堡、苏黎世以及布达佩斯先后与我国签署谅解备忘录, 纷纷建立离岸人民币交易中心, 这为中欧之间的货币交易、贸易融资以及银行活动提供了便利, 加强了中欧之间的金融联系. 很多国内外文献认为, 国家之间紧密的金融联系会使得一国银行或金融部分的风险更容易传导至他国. 但本文的结果却显示, 中欧金融联系的

加强不会对极端的汇率风险溢出产生太大的影响. 因此, 我国应坚持进一步开放金融市场, 支持人民币在中欧贸易和投资中的使用, 稳步拓宽人民币流出和回流渠道, 增强流动性, 推进人民币对欧洲货币直接交易市场的发展, 更好地为人民币的跨境使用服务.

第三, 经济政策的不确定性对于中欧地区货币汇率的极端联动现象有着重要的正向影响, 其中中国经济政策的不确定性起着主导作用, 尤其是在 2016 年之后. 例如, 诸多文献证据表明, 经济政策的不明朗会抑制我国企业的投资行为<sup>[29]</sup>. 复杂的经济形势使得政府的经济政策在制定和实施的过程中确实存在诸多不确定性. 本文的研究发

现, 这种不确定性会加剧汇率风险在中欧地区的传播, 不利于金融市场的稳定. 因而, 政府应进一步加大经济政策制定及实施过程中的规则化和透明化, 这将会有效地降低金融风险.

2016 年 10 月 1 日人民币正式加入 SDR, 成为人民币国际化的重要标志. 这给中国的发展带来机遇, 同时也带来一系列挑战. 如何在市场自由化与金融稳定寻找平衡点, 是一个重要而复杂的课题. 本文从中欧货币汇率极端风险传播的视角, 探讨了这两者的关系. 在改革的过程中, 贸易和金融市场的开放并没有对金融稳定产生不良的影响, 制度建立和经济政策的规则化和透明化才是稳定的关键因素.

### 参 考 文 献:

- [1] 张晓慧. 货币政策回顾与展望[J]. 中国金融, 2017, (3): 12-15.  
Zhang Xiaohui. Review and prospect of monetary policy[J]. China Finance, 2017, (3): 12-15. (in Chinese)
- [2] 谭小芬, 王雅琦, 卢冰. 汇率波动、金融市场化与出口[J]. 金融研究, 2016, (3): 15-30.  
Tan Xiaofen, Wang Yaqi, Lu Bing. Exchange rate volatility, financial marketization and export[J]. Journal of Finance Research, 2016, (3): 15-30. (in Chinese)
- [3] 戴觅, 徐建炜, 施炳展. 人民币汇率冲击与制造业就业——来自企业数据的经验证据[J]. 管理世界, 2013, (11): 14-27.  
Dai Mi, Xu Jianwei, Shi Bingzhan. RMB exchange rate impact and manufacturing employment: Empirical evidence from enterprise data[J]. Management World, 2013, (11): 14-27. (in Chinese)
- [4] Bollerslev Tim. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model[J]. The Review of Economics and Statistics, 1990, 72(3): 498-505.
- [5] Chan Kalok, Yang Jian, Zhou Yinggang. Conditional co-skewness and safe-haven currencies: A regime switching approach[J]. Journal of Empirical Finance, 2018, (48): 58-80.
- [6] 夏南新. 国际金融市场波动非线性因果性和溢出效应[J]. 管理科学学报, 2016, 19(3): 64-76.  
Xia Nanxin. Nonlinear causality and spillover effects of volatility in international financial markets[J]. Journal of Management Sciences in China, 2016, 19(3): 64-76. (in Chinese)
- [7] Nelsen R B. An Introduction to Copulas[M]. New York: Springer, 1999.
- [8] 史永东, 丁伟, 袁绍锋. 市场互联、风险溢出与金融稳定——基于股票市场与债券市场溢出效应分析的视角[J]. 金融研究, 2013, (3): 170-180.  
Shi Yongdong, Ding Wei, Yuan Shaofeng. Market interconnection, risk spillover and financial stability: Based on the analysis of the spillover effects of the stock market and the bond market[J]. Journal of Financial Research, 2013, (3): 170-180. (in Chinese)
- [9] 刘晓星, 段斌, 谢福座. 股票市场风险溢出效应研究: 基于 EVT-Copula-CoVaR 模型的分析[J]. 世界经济, 2011, (11): 145-159.  
Liu Xiaoxing, Duan Bin, Xie Fuzuo. Stock market risk spillover effect: Analysis based on EVT-Copula-CoVaR model[J]. The Journal of World Economy, 2011, (11): 145-159. (in Chinese)

- [10]李稻葵,刘霖林. 人民币国际化: 计量研究及政策分析[J]. 金融研究, 2008, (11): 1-16.  
Li Daokui, Liu Linlin. Internationalization of RMB: Econometric research and policy analysis [J]. Journal of Financial Research, 2008, (11): 1-16. (in Chinese)
- [11]曹彤,赵然. 从多核心货币区视角看人民币国际化进程[J]. 金融研究, 2014, (8): 47-63.  
Cao Tong, Zhao Ran. The process of RMB internationalization from the perspective of multi core currency area [J]. Journal of Financial Research, 2014, (8): 47-63. (in Chinese)
- [12]Claessens S, Rudiger D, Yung C P. Contagion: Why Crises Spread and How This Can be Stopped, International Financial Contagion[M]. New York: Springer, 2001.
- [13]Allen F, Gale D. Financial contagion [J]. Journal of Political Economy, 2000, 108(1): 1-33.
- [14]Van Rijckeghem C, Weder B. Sources of contagion: Is it finance or trade? [J]. Journal of International Economics, 2001, 54(2): 293-308.
- [15]Prasad E, Rogoff K, et al. Effects of Financial Globalization on Developing Countries: Some Empirical Evidence, India's and China's Recent Experience with Reform and Growth [M]. UK: Palgrave Macmillan, 2005.
- [16]Forbes K J, Warnock F E. Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment [J]. Journal of International Economics, 2012, 88(2): 235-251.
- [17]杨子晖,陈创练. 金融深化条件下的跨境资本流动效应研究[J]. 金融研究, 2015, (5): 34-49.  
Yang Zihui, Chen Chuanglian. Cross border capital flow effect under financial deepening conditions [J]. Journal of Financial Research, 2015, (5): 34-49. (in Chinese)
- [18]Fratzscher M, Lo Duca M, et al. On the international spillovers of US quantitative easing [J]. The Economic Journal, 2016, 128(2): 330-377.
- [19]Baker S R, Bloom N, et al. Measuring economic policy uncertainty [J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(4): 1593-1636.
- [20]Gulen H, Ion M. Policy uncertainty and corporate investment [J]. The Review of Financial Studies, 2015, 29(3): 523-564.
- [21]陈国进,王少谦. 经济政策不确定性如何影响企业投资行为 [J]. 财贸经济, 2016, 37(5): 5-21.  
Chen Guojin, Wang Shaoqian. How economic policy uncertainty affects corporate investment behavior [J]. Finance & Trade Economics, 2016, 37(5): 5-21. (in Chinese)
- [22]Dornbusch R, Goldfajn I, et al. Currency crises and collapses [J]. Brookings Papers on Economic Activity, 1995, (2): 219-293.
- [23]Sklar A. Fonctions de repartition a n dimensions e leurs marges [J]. Publications de l'Institut Statistique de l'Universite de Paris, 1959, (8): 229-231.
- [24]Patton A J. Modelling asymmetric exchange rate dependence [J]. International Economic Review, 2006, 47(2): 527-556.
- [25]韦艳华. Copula 理论及其在金融分析上的应用 [M]. 北京: 清华大学出版社, 2008.  
Wei Yanhua. Copula Theory and Its Application in Financial Analysis [M]. Beijing: Tsinghua University Press, 2008. (in Chinese)
- [26]Rodriguez J C. Measuring financial contagion: A Copula approach [J]. Journal of Empirical Finance, 2007, 14(3): 401-423.
- [27]Frankel J A, Rose A K. The endogeneity of the optimum currency area criteria [J]. The Economic Journal, 1998, 108(449): 1009-1025.
- [28]Davis J S. Financial integration and international business cycle co-movement [J]. Journal of Monetary Economics, 2014, (64): 99-111.
- [29]饶品贵,岳衡,姜国华. 经济政策不确定性与企业投资行为研究 [J]. 世界经济, 2017, (2): 27-51.

Rao Pingui , Yue Heng , Jiang Guohua. Economic policy uncertainty and corporate investment behavior [J]. The Journal of World Economy , 2017 , ( 2 ) : 27 - 51. ( in Chinese )

## The extreme risk spillover between European currencies and Chinese Renminbi

HUANG Nai-jing<sup>1</sup> , WANG Shou-yang<sup>2,3</sup>

1. School of Economics , Central University of Finance and Economics , Beijing 100081 , China;

2. School of Economics and Management , University of Chinese Academy of Sciences , Beijing 100190 , China;

3. Academy of Mathematics and Systems Science , Chinese Academy of Sciences , Beijing 100190 , China

**Abstracts:** Various time-varying conditional Copula models to study the extreme co-movement ( appreciate or depreciate heavily together) between European country currencies and the Chinese renminbi from June 1 , 2008 to Nov. 30 , 2016. This dependence structure has rarely been studied in the literature. Our findings show very strong evidence of a structure break in the extreme co-movement probability since the beginning of 2016 , not only in the level but also in its dynamics. More specifically , the extreme co-movement probability between European currencies and the Renminbi generally increases significantly and has become more persistent since the beginning of 2016. Possible factors affecting the extreme co-movement probability are studied , including economic policy uncertainty , bilateral trade openness and financial integration. The results of our panel regression analysis show that throughout the whole sample , the impact of bilateral trade openness between Europe and China and economic policy uncertainty are significant. Before 2016 , the effects of bilateral trade openness are quite sizable. However , since the beginning of 2016 , the economic policy uncertainty , especially China's economic policy uncertainty , plays a key role.

**Key words:** exchange rate; extreme co-movement; time-varying Copula; financial risk; economic policy uncertainty

附录:

附表 1 挪威克朗与人民币的 Copula 模型结果

Appendix Table 1 Copula model results for NOK and RMB

	样本 1	样本 2
Constant Gumbel Copula		
$\rho$	1.099 9 (0.047 7)	1.219 6 (0.050 9)
LR 检验	29.370 1***	
Time-varying Gumbel Copula		
$\alpha_U$	2.293 3 (0.073 9)	2.354 4 (0.087 1)
$\beta_U$	-1.590 7 (0.131 6)	-0.961 2 (0.110 4)
$w_L$	-0.960 4 (0.215 7)	-2.665 9 (0.812 5)
LR 检验	30.251 3***	

注: 括号中是标准差. 使用似然比检验参数  $\rho$  在样本 2 下是否发生变化, 同时检验  $w_U$  ,  $\alpha_U$  和  $\beta_U$  的联合变化. \* , \*\* , \*\*\* 分别表示在 10% , 5% 和 1% 水平上显著.



附表 2 瑞士法郎与人民币的 Copula 模型结果

Appendix Table 2 Copula model results for CHF and RMB

	样本 1	样本 2
Constant Gumbel Copula		
$\rho$	1.100 0 (0.048 1)	1.204 7 (0.049 4)
LR 检验	28.848 8***	
Time-varying Gumbel copula		
$\alpha_U$	2.419 3 (0.095 8)	2.123 5 (0.127 2)
$\beta_U$	-1.757 4 (0.161 3)	-0.742 1 (0.107 7)
$w_L$	-0.957 4 (0.321 3)	-2.620 6 (0.496 9)
LR 检验	39.604 8***	

注: 括号中是标准差. 使用似然比检验参数  $\rho$  在样本 1 下是否发生变化, 同时检验  $w_U$ ,  $\alpha_U$  和  $\beta_U$  的联合变化. \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5% 和 1% 水平上显著.

附表 3 欧元与人民币的 Copula 模型结果

Appendix Table 3 Copula model results for EUR and RMB

	样本 1	样本 2
Constant Gumbel Copula		
$\rho$	1.100 0 (0.048 0)	1.121 2 (0.044 4)
LR 检验	10.611 0***	
Time-varying Gumbel Copula		
$\alpha_U$	1.984 8 (0.258 5)	2.677 5 (0.802 0)
$\beta_U$	-1.304 1 (0.258 5)	-1.531 0 (0.543 7)
$w_L$	-1.083 8 (0.349 6)	-1.962 3 (0.795 1)
LR 检验	12.445 5***	

注: 括号中是标准差. 使用似然比检验参数  $\rho$  在样本 2 下是否发生变化, 同时检验  $w_U$ ,  $\alpha_U$  和  $\beta_U$  的联合变化. \*, \*\*, \*\*\* 分别表示在 10%, 5% 和 1% 水平上显著.