

# 金融危机期间汇率风险传染研究<sup>①</sup>

万蕤叶, 陆 静\*

(重庆大学经济与工商管理学院, 重庆 400030)

**摘要:** 选取 2000 年—2016 年欧元区国家、欧盟非欧元区国家、部分发达国家以及金砖五国等 47 个国家的货币汇率数据为样本, 使用相关系数的费雪 Z 转换来检验次贷危机和欧洲主权债务危机的汇率风险传染效应, 并将其进一步细分为净传染和转移传染两种类型. 研究表明, 两次金融危机爆发后, 样本国家的外汇市场均出现大幅度震荡, 但主要表现为汇率市场间的相互依赖关系, 仅有少数国家货币汇率与传染源之间存在传染效应, 其中, 次贷危机期间转移传染效应明显, 欧债危机期间净传染效应显著, 可见实体经济间的联系和投资者心理预期对外汇市场的影响均较大.

**关键词:** 金融危机; 传染效应; 汇率市场; 转移传染; 净传染

**中图分类号:** F830.92   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1007-9807(2018)06-0012-17

## 0 引 言

2016 年末, 受“特朗普经济效应”和美联储加息预期影响, 美国各大股票指数连续攀升, 亚洲各国货币纷纷走低, 由此引发市场对亚洲金融危机重演的担忧. 尽管过去金融危机大多局限于违约经济体内部, 但二十一世纪以来, 随着金融自由化的发展、通信技术的持续改进以及金融全球化趋势的影响, 各国经济已经形成相互依赖的局面, 某国金融危机导致该国货币贬值的同时, 可能会以多米诺骨牌效应扩展到与其关联的他国货币市场, 形成国际金融危机. 金融危机引发的传染性越强, 区域性的危机事件还有可能通过耦合作用逐步放大, 从而演变为全球性的金融海啸乃至经济危机<sup>[1, 2]</sup>.

一般地, 国际金融危机的传导途径主要包括汇率市场、债券市场、股票市场和实体经济(如进出口贸易市场)等, 这里主要关注汇率市场, 因为相比其他途径而言, 汇率市场对中国的影响更大,

1) 尽管中国近年来外汇储备有所下降, 但国家外汇管理局的统计数据显示, 截至 2016 年 11 月底, 中国外汇储备规模仍然接近全球的 30%, 是排名第二的日本的 2.5 倍; 2) 中国与美国、欧洲在贸易与投资领域关系重大, 中国持有的以美元和欧元计价的资产持续增加; 3) 次贷危机和欧洲主权债务危机(简称欧债危机)爆发后, 美元和欧元被抛售并大规模贬值使人民币升值, 一度给中国出口带来严重影响; 4) 根据汇丰银行《2016 年人民币国际化调查报告》<sup>[3]</sup>, 人民币已跃升为全球第五大支付货币, 沪港通和深港通的推进也加快了人民币国际化进程<sup>[4]</sup>, 国际宏观经济趋势的变化对中国汇率风险的影响加大.

然而, 由于全球汇率市场的 24 小时连续交易和无中心化(即没有统一集中的交易所)交易, 使得对汇率风险的传染分析比其他渠道要复杂得多, 有时甚至很难区分不同汇率间的依赖性和传染性. 正如 Corsetti 等<sup>[5]</sup>指出的, 汇率市场的多米诺骨牌效应既可能是共同冲击、国家特质冲击通

① 收稿日期: 2015-07-06; 修订日期: 2017-11-07.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71373296; 71232004); 中央高校基本科研业务费资助项目(2018CDJSK02PT10).

通讯作者: 陆 静(1966—), 男, 四川乐山人, 博士, 教授, 博士生导师. Email: lujing@cqu.edu.cn

过国家之间正常经济贸易传导所致,也可能是由于国际传导机制发生变化,前者为各国之间的相互依赖,后者为危机传染效应.对于传染效应来说,既可能是由于危机期间各国之间已有的经济联系变得不稳定,也可能是两个国家并没有实体贸易经济上的接触,由于投资者预期变化而将危机远程传染到其他国家,前者为转移传染,后者为净传染<sup>[6]</sup>.

论文选取2000年—2016年欧元区国家、欧盟非欧元区国家、美国、金砖五国等47个经济体为样本,分别以美国、冰岛、部分中东欧国家为传染源,对这些国家或地区所使用的30种货币对黄金(XAU)的汇率开展了以下两个方面的研究,1)对这些货币收益率进行分析,确定次贷危机和欧债危机传染效应的存在性;2)对存在传染的国家,通过计算共同冲击和特质冲击在高波动和低波动状态下的影响系数,进一步判断其传染效应类型.

## 1 相关研究

目前,国内外学者对金融危机传染效应的研究集中在传染效应的定义、存在性检验以及传染机制等三大方面.在金融危机传染效应的定义方面,主要有三种观点,Eichengreen等<sup>[7]</sup>认为金融危机传染是一种动态现象,即传染源国发生金融危机致使另一国家发生金融危机的可能性增大.Masson<sup>[8]</sup>和冯雁秋<sup>[9]</sup>则将其定义为由于季风效应、溢出效应和多重均衡之间的变动导致多个市场同时或相继发生金融危机的现象.Forbes和Rigobon<sup>[10]</sup>认为传染效应是指危机期间各市场间的联动性显著增加,也就是说,如果在金融危机之前,两国之间已经存在真实的联系,而这种关联在危机发生期间和危机发生之后没有发生改变,那么资产收益率(如汇率波动)之间的相关性增加不能说明传染的发生,而只是相互依赖所致.之后的学者大都采用Forbes和Rigobon<sup>[10]</sup>的观点,比如梁芹和陆静<sup>[11]</sup>通过检验共同冲击结构性传导机制的改变引起的影响系数的变化,研究了国际金融危机期间的风险传染效应,叶五一等<sup>[12]</sup>通过局部多项式方法对股指收益率之间的局部相关

系数进行估计来检验危机传染效应的存在性,陈国进等<sup>[13]</sup>采用日内的高频数据估计了股价的跳跃风险及其溢价过程,Wu等<sup>[14]</sup>采用极值跳跃函数分析了欧洲主权债务危机的“快速和谬误”传染效应.

在金融危机传染存在性检验方面,资产价格相关性是被广泛使用的方法.Forbes和Rigobon<sup>[10]</sup>通过相关系数变化的情况检测了亚洲金融危机期间巴西、加拿大、德国等17个国家股票市场之间的传染效应,发现其中16个国家都不能拒绝依赖性假设,从而认为金融危机在股票市场间没有传染性,Chevapatrakul和Tee<sup>[15]</sup>也使用相关系数对2007年—2009年期间的金融危机传染效应进行了检验.随后非线性方法逐步被应用于金融危机的传染性分析,如以GARCH为框架的多元模型、以向量自回归方法(VAR)为基础的协整和格兰杰因果检验、极值理论、Copula方法、马尔可夫转换模型,以及随机金融网络等<sup>[16]</sup>.Chiang等<sup>[17]</sup>使用DCC-GARCH模型对1997年—1998年亚洲危机期间的危机传染进行了研究;周舟等<sup>[18]</sup>运用VAR和时变多元GARCH模型(DCC-MGARCH)检验了希腊、西班牙、爱尔兰等九个国家的股票市场在欧债危机期间的传染效应;Lopes和Nunes<sup>[19]</sup>运用马尔可夫转换模型检验了1992年的欧洲货币体系危机在葡萄牙和西班牙间的传染效应,结果证明货币危机在两国之间存在交叉传染效应;倪敏等<sup>[20]</sup>构建时变Copula模型对2009年12月—2012年3月期间欧洲主权债务危机对中国股票市场的传染效应进行了实证检验,研究表明,欧洲主权债务危机对中国股票市场具有显著的传染效应;李堪<sup>[21]</sup>采用非参数MLE估计方法研究了希腊与其他国家是否存在债务危机传染效应的问题,发现希腊与爱尔兰之间存在着显著的传染效应.

在传染机制研究方面,现有研究主要将其划分为贸易、金融和心理3种传染机制.Dornbusch和Claessens<sup>[22]</sup>发现贸易往来是金融危机传染的一种途径;而Gerlach和Smets<sup>[23]</sup>将贸易传染机制进一步细分为贬值效应、收入效应和廉价进口效应.金融传染机制是指各市场通过相互的金融系统联系(资本市场及货币市场等)导致的传染效应,Goldfajn和Valdes<sup>[24]</sup>认为当某国发生金融危

机时,共同债权人遭受损失后面临流动性问题,进而通过减少在其他市场的拆借头寸来解决,导致其他市场出现危机;Calvo<sup>[25]</sup>发现被传染国发生金融危机时经常出现资本流入突停,Rothenberg和Warnock<sup>[26]</sup>认为这种“突停”现象的本质是传染源国的资本抽逃,这种资本抽逃导致他国资本账户严重逆转,进而引发危机传染.一国的经济金融危机通过贸易渠道或金融渠道对其他关联国家经济基本面造成了影响,导致危机的扩散,被称为转移传染<sup>[27]</sup>,在我国理论界运用较为广泛,叶青和韩立岩<sup>[28]</sup>分别使用截面数据和面板数据模型识别次贷危机通过债务、贸易和金融渠道进行传染的显著性,冯乾<sup>[29]</sup>采用事件研究法对主权信用评级变动的市场影响进行分析,认为评级事件的市场传染主要是由于共同债权人、贸易市场的竞争行为以及资本市场的竞争行为造成的.此外,由于国际投资者能力有限,无法将宏观层面的相关信息合理整合,所以国际资本市场存在信息不对称的特征,这种特征可能导致羊群效应,进而引发金融危机传染,一些学者将这种通过心理机制导致的传染称为净传染,目前对此的实证研究较少.梁芹和陆静<sup>[11]</sup>将净传染分为经济型传染、政治型传染、文化型传染三种类型;吴新生<sup>[30]</sup>应用Probit模型证实了欧债危机净传染效应的存在;张靖佳等<sup>[31]</sup>构建了微观企业对危机溢出渠道的敏感度指标,发现美国次贷危机主要通过信号渠道传导至中国.

从已有研究来看,针对国际金融危机传染效应的分析虽然不少,但多数研究没有区别市场间的关联或传染,仅有少数研究区别了净传染和转移传染效应.此外,现有文献研究的时段大都不长,涉及的样本国家或市场也较少.国外文献侧重研究亚洲金融危机、拉美金融危机的传染效应,基本没有涉及金融危机对中国的影响.而国内关于金融危机传染效应实证研究的文献同样较少,且大多是针对股票市场传染效应的研究<sup>[32]</sup>,很少对传染类型进行分类讨论.

鉴于金融危机对汇率市场、国际收支平衡和实体经济发展的不利影响,而对不同传染类型需要使用不同的应对措施,因此对金融危机的汇率风险传染效应的研究具有重要的学术价值和实际意义.论文拟通过对2000年—2016年包括欧盟

国家、部分发达国家以及金砖五国在内的多个国家的汇率市场进行研究,一方面对金融危机在外汇市场上的传染存在性进行检验,另一方面构建风险传染效应检测模型,对危机的传染类型进行分析,判断样本国家在外汇市场上是否存在传染,并确定传染类型,为宏观经济管理层防范和治理金融危机的传染奠定基础.

## 2 研究设计

### 2.1 传染效应和相互依赖的识别

参考Corsetti等<sup>[5]</sup>的模型,基于相关性分析,构建如下单因素模型

$$r_i = \alpha_i + \beta_{ci} S_c + v_i \quad (1)$$

其中*i*取值1或2, $r_1$ 和 $r_2$ 分别表示被传染国和传染源国的货币资产收益率, $\alpha_1$ 和 $\alpha_2$ 为常数项, $S_c$ 为全球共同因子, $\beta_{ci}$ 代表共同冲击对资产收益率的影响系数, $v_i$ 代表两国特质冲击, $S_c$ 、 $v_1$ 和 $v_2$ 均为具有有限方差的随机变量,且相互独立.Kolb<sup>[33]</sup>指出,传染一般都和相互依赖相对比,即在金融危机期间,国际传导机制发生断裂或异常,反映了多重均衡的转变以及与基本面和投资者羊群效应等无关的市场恐慌.

在危机期间,即使系数 $\beta_{c1}$ 和 $\beta_{c2}$ 大小不变,相关性也可能会增加或减少.所以,一些相关性的波动实际上是由相互依赖造成的,即使模型的参数没有变化,这些波动也可以发生.因此,只有相关性的变化足够大,才能证明传染的发生,即国际传导机制发生突变.

在进行传染的检验时,对于各国的共同冲击,需要区分两种诱因,正常经济联系引起的共同波动,以及 $\beta_{c1}$ 和 $\beta_{c2}$ 的变化引起的共同波动,后者才能证明传染的发生.假设两国之间不存在传染,在平稳时期, $r_1$ 和 $r_2$ 的相关系数 $\rho^T$ 可表示为

$$\rho^T = \frac{1}{\left[1 + \frac{\text{var}(v_1)}{\beta_{c1}^2 \text{var}(S_c | T)}\right]^{1/2} \left[1 + \frac{\text{var}(v_2 | T)}{\beta_{c2}^2 \text{var}(S_c | T)}\right]^{1/2}} \quad (2)$$

式(2)中, $T$ 表示平稳或平静时期,即没有危机发生的时期.对式(2)进行异方差调整后, $r_1$ 和 $r_2$ 的相关系数可用 $\varphi$ (金融危机时期的理论相

关系数)表示(具体的推导过程参见附录 I)

$$\varphi(\eta_2^T, \eta_2^C, \chi, \rho^T) = \rho^T \left[ \left( \frac{1 + \eta_2^T}{1 + \eta_2^C} \right)^2 \frac{1 + \chi}{1 + (\rho^T)^2 \left[ (1 + \chi) \frac{1 + \eta_2^T}{1 + \eta_2^C} - 1 \right] (1 + \eta_2^T)} \right]^{1/2} \quad (3)$$

$$\text{其中 } \eta_2^T = \frac{\text{var}(v_2 | T)}{\beta_2^2 \text{var}(S_c | T)}, \eta_2^C = \frac{\text{var}(v_2 | C)}{\beta_2^2 \text{var}(S_c | C)},$$

$$1 + \chi = \frac{\text{var}(r_2 | C)}{\text{var}(r_2 | T)}.$$

式(3)中,  $T$ 和 $C$ 分别代表平稳时期和危机时期,  $\chi$ 为危机传染源国家在金融危机爆发前后货币资产收益率的方差变化的百分比,  $\eta_2^T$ 和 $\eta_2^C$ 分别代表传染源国家在金融危机爆发前后国家特质冲击  $v_2$  与全球共同因子  $S_c$  引起的波动的比值。

$\varphi$ 是相互依赖假设下计算出的相关系数,即假设 $\beta_{c1}$ 和 $\beta_{c2}$ 在稳定和危机时期之间并没有发生变化. 通过检验危机时期的实际相关系数 $\rho^C$ 是否明显大于 $\varphi$ 可以判断是否存在传染. 所以,构建的假设检验如下

$$\mathbf{H}_0: \rho^C \leq \varphi \rightarrow \text{相互依赖}$$

$$\mathbf{H}_1: \rho^C > \varphi \rightarrow \text{传染}$$

实证分析中,对于两个相关系数差异的显著性判断,这里采用费雪  $z$ -转换 (Fisher's  $z$ -transformation) 进行检验,构建两个相关系数对应的  $z$  值

$$z(\rho^C) = \frac{1}{2} [\ln(1 + \rho^C) - \ln(1 - \rho^C)] \quad (4)$$

$$z(\varphi) = \frac{1}{2} [\ln(1 + \varphi) - \ln(1 - \varphi)]$$

假设估计出来的相关系数分别来自于两个独立的二维正态分布的两组样本. 在两个相关系数相等的条件下,  $z(\rho^C) - z(\varphi)$  服从正态分布,即  $z(\rho^C) - z(\varphi) \sim N\left(0, \frac{1}{n_1 - 3} + \frac{1}{n_2 - 3}\right)$ , 其中  $n_1$  和  $n_2$  分别代表两组样本的观测数. 使用右侧检验就能判断出  $\rho^C$  显著大于  $\varphi$  的国家(地区).

## 2.2 净传染和转移传染的识别

在 Flavin 和 Panopouloub<sup>[6]</sup> 的研究基础上,论文使用双变量模型来区分转移传染和净传染. 同样地,用  $r_1$  和  $r_2$  分别表示被传染国和传染源国的货币资产收益率,将其分解为期望收益和预测误差,如式(5)所示

$$r_i = \alpha_i + e_i \quad (5)$$

其中  $i$  取值 1 或 2,  $E(e_i) = 0$  且  $E(r_1, r_2) \neq 0$ .  $e_i$  表示由于各种意外消息而产生的对货币资产收益的预测误差. 由于预测误差是同期相关的,所以共同冲击和特异冲击都会对资产收益造成影响,这里将预测误差分解为共同结构性冲击和特异结构性冲击

$$e_i = \beta_{ci} S_c + \beta_i S_i \quad (6)$$

其中  $S_c$  表示共同冲击,  $S_i$  表示特异冲击,  $\beta_{ci}$  和  $\beta_i$  分别代表共同冲击和特异冲击对资产收益的影响系数. 需要对  $S$  冲击系数的方差进行归一化处理,用其表示影响系数  $\beta_{ci}$ .

这里运用共同结构性冲击影响系数  $\beta_{ci}$  来分析两种资产之间相互依赖性关系随时间变化的原因. 在金融危机期间,由于共同性结构冲击通过正常的市场关联在两种货币资产之间传导,两种货币资产收益的联动性会增强,即危机期间  $\beta_{c1}$  和  $\beta_{c2}$  均会增大,然而两者的增长幅度均与共同冲击的强弱程度呈比例. 由此可见,在危机爆发前后,  $\beta_{c1}/\beta_{c2}$  保持不变. 因此,如果危机前后  $\beta_{c1}/\beta_{c2}$  发生了显著的变化,说明金融危机导致共同结构冲击通过非标准渠道传染,其传导机制发生了变化,预示两个国家之间发生了转移传染效应. 如果  $\beta_{c1}/\beta_{c2}$  无显著变化时,说明这两个国家之间存在纯传染效应. 所以,可以通过评估共同冲击的影响系数,观察危机前后  $\beta_{c1}/\beta_{c2}$  比率是否发生显著变化来判断两个国家货币之间的传染效应类型.

必须算出  $\beta_{c1}$  和  $\beta_{c2}$ , 才能求出共同冲击影响系数. 因为预测误差  $e_i$  的协方差矩阵可表示如下

$$\Sigma_i = \begin{bmatrix} \beta_{c1}^2 + \beta_1^2 & \beta_{c1} \beta_{c2} \\ \beta_{c1} \beta_{c2} & \beta_{c2}^2 + \beta_2^2 \end{bmatrix} \quad (7)$$

所以,通过估计预测误差  $e_i$  的协方差矩阵,可以估算出  $\beta_{c1}$  和  $\beta_{c2}$ . 但通过协方差矩阵求解  $\beta_{c1}$  和  $\beta_{c2}$  往往不容易. 比如,如果结构化冲击的方差保持不变时,便无法确定这两个影响系数. 当仅有 3 个时刻对应着预测误差的方差和协方差时,可以发现包含了 4 个结构参数的 3 个方程

$$\text{var}(r_1) = \beta_{c1}^2 + \beta_1^2 \quad (8)$$

$$\text{var}(r_2) = \beta_{c2}^2 + \beta_2^2 \quad (9)$$

$$\text{cov}(r_1, r_2) = \beta_{c1} \beta_{c2} \quad (10)$$

当然,当结构化冲击的方差为常量时,两种货

币资产之间的相互依赖关系将保持不变,表明两国之间不存在转移传染. 此外,由于结构化冲击的状态波动存在区制转换,两种货币资产之间的相互依赖性可能会发生变化,此时结构化影响系数  $\beta_{c1}$  和  $\beta_{c2}$  可以求出来.

共同冲击和特异冲击在高波动和低波动两种状态之间相互转换,可以将结构性影响因子的区制转换表示如下

$$\beta_{ci} = \beta_{ci}(1 - Z_c) + \beta_{ci}^* Z_c \tag{11}$$

$$\beta_i = \beta_i(1 - Z_T) + \beta_i^* Z_T \tag{12}$$

其中  $Z_T = \{0, 1\}$  ( $T=1, 2, c$ ) 表示波动的状态变量,  $Z_1$  和  $Z_2$  表示特质冲击的状态变量,  $Z_c$  表示共同冲击  $S_c$  的状态变量,  $Z_T = 0$ , 说明货币资产收益率处于低波动状态,  $Z_T = 1$  则说明货币资产收益率处于高波动状态, 星号表示对应于高波动率状态.  $\beta_{ci}^*$ ,  $\beta_i^*$  分别表示在高波动状态下共同冲击和特异冲击的影响系数.

所以,在高波动状态下,对于所有结构化冲击的方差和协方差,均可分解如下

$$\text{var}(r_1 | Z_c = 1) = \beta_{c1}^{*2} + \beta_1^2 \tag{13}$$

$$\text{var}(r_2 | Z_c = 1) = \beta_{c2}^{*2} + \beta_2^2 \tag{14}$$

$$\text{cov}(r_1, r_2 | Z_c = 1) = \beta_{c1}^* \beta_{c2}^* \tag{15}$$

$$\text{var}(r_1 | Z_1 = 1) = \beta_{c1}^2 + \beta_1^{*2} \tag{16}$$

$$\text{var}(r_2 | Z_2 = 1) = \beta_{c2}^2 + \beta_2^{*2} \tag{17}$$

在结构化冲击正态分布假设前提下,结合式(8)~式(10)3个低波动状态方程和式(13)~式(17)5个高波动状态方程,就可以通过极大似然法求解式(11)~式(12)中的8个结构参数,从而检测两个国家之间的传染效应类型.

通过如下原假设和备择假设的似然比检验来判断传染类型

$$\mathbf{H}_0 \begin{matrix} \beta_{c1}^* \\ \beta_{c2}^* \end{matrix} = \begin{matrix} \beta_{c1} \\ \beta_{c2} \end{matrix} \tag{18}$$

$$\mathbf{H}_1 \begin{matrix} \beta_{c1}^* \\ \beta_{c2}^* \end{matrix} \neq \begin{matrix} \beta_{c1} \\ \beta_{c2} \end{matrix} \tag{19}$$

原假设表示在没有转移传染效应的情况下,在平稳时期和危机时期,冲击影响系数呈正比例变化. 如果接受原假设,就表明没有发生转移传染效应,也就是说只存在纯传染效应. 反之,如果拒绝原假设,就表明发生了转移传染.

据此可构建一个服从自由度为1的卡方分布

统计量  $\theta$

$$\theta = \max \left[ \left| \frac{\beta_{c1}^* \beta_{c2}}{\beta_{c1} \beta_{c2}^*} \right|, \left| \frac{\beta_{c1} \beta_{c2}^*}{\beta_{c1}^* \beta_{c2}} \right| \right] \tag{20}$$

$\theta$  为高波动状态时受共同冲击影响的系数比值与低波动状态时受共同冲击影响的系数比值相除的绝对值. 若  $\theta$  等于1及其附近的值,就表明没有发生转移传染,两国之间的传染类型为净传染;若  $\theta$  显著大于1,则表示两国之间的传染为转移传染.

### 2.3 区分高低波动状态的马尔可夫区制转移模型

一般情况下,在对经济时间序列动态波动路径的研究中,主要使用的是自回归模型,所以将货币资产收益率  $r_t$  表示为

$$r_t = \mu + \sum_{k=1}^p \delta_k r_{t-k} + \varepsilon_t \tag{21}$$

其中  $t$  表示时期,  $k$  表示滞后期,且  $t = 1, \dots, T$ ,  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ , 因此,  $r_t$  为其  $p$  阶滞后项的线性函数. 尽管式(21)中的截距项、回归系数以及随机扰动项的均值和方差都可以采用历史数据估计出来,但这种恒定参数的自回归模型不适用于呈非线性波动的时间序列,因为不同时期  $r_t$  的波动可能发生统计上显著的跳跃. 所以采用该模型估计货币资产收益率参数时会出现较大的误差.

为尽可能减少估计误差,以 Hamilton<sup>[34]</sup> 的研究为基础,将马尔可夫区制转移模型应用于式(21),据此划分各国货币资产收益率的高低波动状态

$$r_t = \mu(M_t) + \sum_{k=1}^p \delta_k(M_t) r_{t-k} + \varepsilon_t \tag{22}$$

$$\mu(M_t) = \mu_1 M_{1t} + \mu_2 M_{2t} \tag{23}$$

$$\delta_k(M_t) = \delta_{k1} M_{1t} + \delta_{k2} M_{2t} \tag{24}$$

$$\sigma_t^2 = \sigma_1^2 M_{1t} + \sigma_2^2 M_{2t} \tag{25}$$

其中  $t = 1, \dots, T$ ,  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma(M_t)^2)$ ,  $M_t$  为不可观测的离散变量,用来表示区制变量. 由于将各国货币资产收益率划分为高低波动两区制状态,所以当且仅当  $M_t = i$ ,  $i = 1, 2$  时,  $M_{it} = 1$ , 其他情况下,  $M_{it} = 0$ . 此外,双区制之间的转移概率满足一阶马尔可夫过程,故将  $M_{t-1}$  到  $M_t$  的转换概率表示为  $p_{ij} = \text{Pr}[M_t = j | M_{t-1} = i]$ . 这里采用极大似然估计法计算出概率  $\text{Pr}[M_t = j | \Omega_t] = \sum_{i=1}^2 \text{Pr}[M_t = j, M_{t-1} = i | \Omega_t]$ , 其中  $\Omega_t$  代表  $t$  时刻所有可用信息的集合. 当区制状态变量  $M_t$  的平滑概率

大于0.5时,区制发生转移,概率值越大表示处于此区制的可能性越大.这样,可以根据两个区制状态的概率值划分出各种货币收益率的高低波动状态.

### 3 实证分析

#### 3.1 数据来源

从加拿大不列颠哥伦比亚大学尚德商学院数

据库(<http://fx.sauder.ubc.ca/data.html>)收集了2000年1月1日—2016年11月30日期间,欧元区国家、欧盟非欧元区国家、部分发达国家和金砖五国共47个国家或地区,30种货币对黄金(XAU)的周平均资产收益率(表1).之所以采用黄金作为计价基准,是因为在金融危机期间,包括美元在内的各种货币都会受到巨大冲击,币值不稳定.每种样本货币有880个观察值,共计26400个观察值.

表1 样本国家及其所使用货币汇率的符号

Table 1 The sample countries and the symbol of exchange rate

所属区域	国家	汇率	所属区域	国家	汇率
欧元区	奥地利	EUR/XAU	欧盟非欧元区	罗马尼亚	RON/XAU
欧元区	比利时	EUR/XAU	发达国家	美国	USD/XAU
欧元区	塞浦路斯	EUR/XAU	发达国家	加拿大	CAD/XAU
欧元区	荷兰	EUR/XAU	发达国家	澳大利亚	AUD/XAU
欧元区	爱沙尼亚	EUR/XAU	发达国家	巴林	BHD/XAU
欧元区	芬兰	EUR/XAU	发达国家	冰岛	ISK/XAU
欧元区	法国	EUR/XAU	发达国家	以色列	ILS/XAU
欧元区	德国	EUR/XAU	发达国家	日本	JPY/XAU
欧元区	卢森堡	EUR/XAU	发达国家	挪威	NOK/XAU
欧元区	马耳他	EUR/XAU	发达国家	新加坡	SGD/XAU
欧元区	斯洛伐克	EUR/XAU	发达国家	韩国	KRW/XAU
欧元区	斯洛文尼亚	EUR/XAU	发达国家	列支敦士登	CHF/XAU
欧元区	希腊	EUR/XAU	发达国家	瑞士	CHF/XAU
欧元区	爱尔兰	EUR/XAU	发达国家	新西兰	NZD/XAU
欧元区	意大利	EUR/XAU	发达国家	巴巴多斯	BBD/XAU
欧元区	葡萄牙	EUR/XAU	发达国家	塞浦路斯	CYP/XAU
欧元区	西班牙	EUR/XAU	发达国家	马耳他	MTL/XAU
欧盟非欧元区	英国	GBP/XAU	发达国家	阿联酋	AED/XAU
欧盟非欧元区	保加利亚	BGN/XAU	金砖五国	巴西	BRL/XAU
欧盟非欧元区	捷克	CZK/XAU	金砖五国	中国	CNY/XAU
欧盟非欧元区	丹麦	DKK/XAU	金砖五国	印度	INR/XAU
欧盟非欧元区	匈牙利	HUF/XAU	金砖五国	俄罗斯	RUB/XAU
欧盟非欧元区	波兰	PLN/XAU	金砖五国	南非	ZAR/XAU
欧盟非欧元区	瑞典	SEK/XAU			

注: XAU 表示以黄金计价.

为了剔除被检验国家或地区可能存在的非同步交易(即由于时差导致的不同地区汇率市场开盘、收盘等时间上的差异),选择了以周为频率而非频率更高的日收益率.

在计算收益率的过程中,参考梁芹和陆静<sup>[11]</sup>的方法,对各货币资产做了以下处理,设连续两周 $t$ 和 $t-1$ 中,货币资产的周平均报价分别为 $P_t$ 和

$P_{t-1}$ ,则第 $t$ 周的货币资产收益为 $r_t = \ln p_t - \ln p_{t-1}$ ,由于此公式计算出的收益率过小,为便于分析,所有收益率均乘以100.

#### 3.2 描述性统计

冰岛、部分中东欧国家、欧元、中国、加拿大和日本等国家或地区货币资产在2000年1月1日—2016年11月30日期间的收益率波动如图1所示.

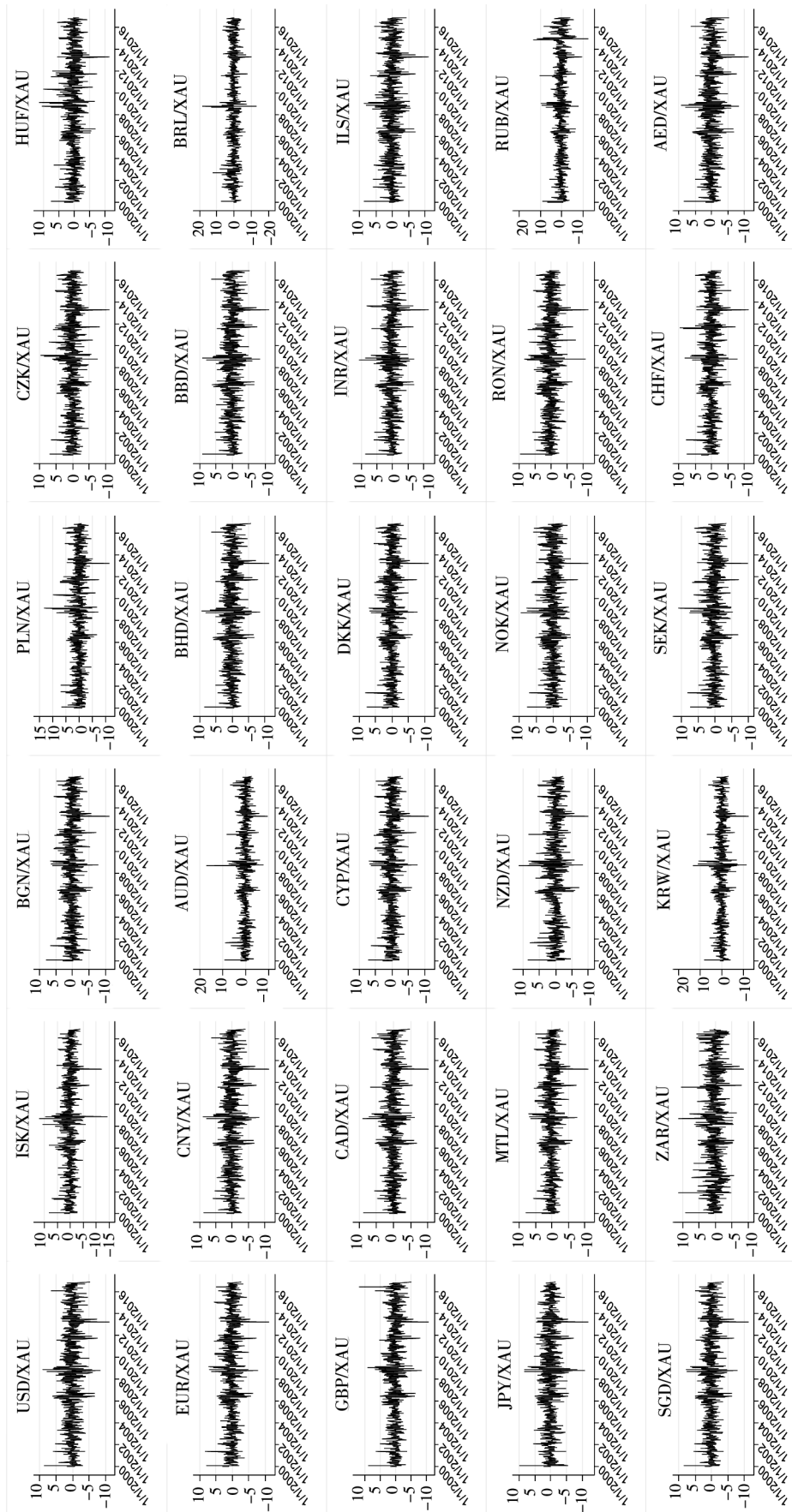


图1 主要货币收益率的波动  
Fig. 1 The volatility of main currency returns

从图1可以明显观察到,由于美国次贷危机和欧洲主权债务危机的爆发,这些国家货币收益率在2007年—2014年之间均出现了大幅波动,其中中国汇率市场比较特殊,在2005年之前货币收益率几乎没有波动,而在2005年下半年开始出现急剧上升,其原因是我国自2005年7月21日开始实行以市场供求为基础、参考一篮子国际货币、有管理的浮动汇率制度。

此外,冰岛、部分中东欧国家、欧元区等货币收益率波动图展现出欧债危机的三个阶段,冰岛的货币收益率自2008年初开始出现高波动,2008年10月份冰岛三大银行陷入金融危机困境,由政府接管,银行债务升级为冰岛主权债务,货币收益率的波动进一步加剧,此为欧洲主权债务危机的第一阶段;进入欧洲主权债务危机的第二阶段后,中东欧国家的“外来型”债务问题浮出水面,保加利亚、波兰、捷克和匈牙利的货币收益率均在2008年末出现高波动;与此同时,欧猪五国(指葡

萄牙(Portugal)、意大利(Italy)、爱尔兰(Ireland)、希腊(Greece)和西班牙(Spain),PIIGS)爆发“传统型”债务问题,标志着欧洲主权债务危机进入第三阶段<sup>[35]</sup>。受欧债危机影响,人民币也在2009年初出现异常波动,经过一段平稳期后,在2010年末再次出现了高波动。因此,把美国、冰岛、保加利亚、波兰、捷克和欧元区作为传染源,其余国家作为被传染国。

表2给出了30种货币汇率的周收益率描述性统计,可以看出,各种货币的平均收益率相差不大,最小的是瑞士法郎,平均收益率为0.136 057%,最大的是俄罗斯卢布,平均收益率为0.296 117%。巴西的货币收益率整体波动最大,而马耳他的货币收益率整体波动最小,标准差仅为1.860 517。各种货币资产平均收益的偏度均不为0,同时大多数货币资产平均收益的峰度都远大于3,由此可知大多数货币收益率均不符合正态分布假设,这与它们在次贷危机和欧债危机期间低波动和高波动状态的参差分布有关。

表2 货币收益率描述统计

Table 2 The descriptive statistics of currency returns

	USD/XAU	ISK/XAU	BGN/XAU	PLN/XAU	CZK/XAU	HUF/XAU	EUR/XAU	CNY/XAU	AUD/XAU	BHD/XAU
Minimum	-11.011 750	-14.249 030	-11.058 450	-11.082 890	-10.986 770	-11.270 550	-11.054 970	-11.262 050	-9.606 489	-11.127 860
Median	0.222 049	0.138 603	0.153 111	0.026 813	0.110 933	0.096 413	0.162 741	0.193 927	0.087 083	0.222 051
Maximum	9.008 411	11.905 220	7.943 710	13.242 710	9.621 164	11.183 310	8.208 638	8.954 116	16.767 590	9.322 576
Mean	0.189 143	0.245 010	0.181 377	0.191 529	0.149 616	0.208 399	0.181 583	0.167 449	0.173 399	0.187 529
Std. Dev	2.073 265	2.267 114	1.917 500	2.156 336	2.008 120	2.156 662	1.895 047	2.051 481	2.048 056	2.068 116
Skewness	-0.241 858	0.256 383	-0.108 098	0.525 575	0.057 768	0.411 917	-0.008 839	-0.237 654	0.812 204	-0.255 874
Kurtosis	5.557 508	8.078 331	5.374 733	6.678 150	5.466 364	5.956 197	5.718 877	5.645 081	9.875 000	5.682 245
	BBD/XAU	BRL/XAU	GBP/XAU	CAD/XAU	CYP/XAU	DKK/XAU	INR/XAU	ILS/XAU	JPY/XAU	MTL/XAU
Minimum	-11.005 720	-13.005 38	-10.733 210	-10.188 160	-11.054 670	-11.058 090	-11.600 570	-10.979 470	-11.873 900	-11.053 830
Median	0.211 530	0.184 220	0.099 743	0.172 714	0.176 623	0.175 641	0.226 216	0.157 345	0.213 219	0.161 361
Maximum	9.036 584	18.148 130	11.868 200	8.949 172	7.165 948	8.163 265	10.603 230	8.522 432	9.818 158	7.832 744
Mean	0.189 575	0.269 202	0.219 313	0.176 958	0.182 407	0.181 554	0.239 314	0.181 093	0.194 711	0.183 059
Std. Dev	2.071 736	2.497 754	2.001 727	1.927 644	1.888 410	1.894 083	2.043 292	2.088 669	2.081 054	1.860 517
Skewness	-0.216 607	0.560 417	0.162 234	0.129 149	-0.077 086	-0.018 545	0.044 369	-0.007 169	-0.378 912	-0.062 273
Kurtosis	5.616 802	8.218 353	6.659 606	5.541 437	5.485 157	5.730 878	6.364 189	4.810 223	6.372 515	5.766 977
	NZD/XAU	NOK/XAU	RON/XAU	RUB/XAU	SGD/XAU	ZAR/XAU	KRW/XAU	SEK/XAU	CHF/XAU	AED/XAU
Minimum	-10.032 220	-10.174 370	-11.519 600	-12.462 850	-11.172 440	-8.625 741	-12.270 660	-9.872 997	-11.175 100	-11.141 230
Median	0.019 910	0.133 984	0.258 868	0.185 472	0.187 668	0.189 673	0.125 629	0.133 268	0.094 729	0.231 887
Maximum	11.328 610	9.379 738	9.505 815	13.130 450	8.381 641	11.201 920	13.195 900	10.681 920	9.636 921	9.314 029
Mean	0.154 287	0.193 693	0.286 793	0.296 117	0.167 454	0.292 400	0.195 411	0.197 799	0.136 057	0.187 913
Std. Dev	2.115 451	1.921 448	2.087 838	2.355 331	1.881 000	2.338 783	2.195 879	1.975 769	1.924 611	2.066 692
Skewness	0.474 485	0.314 599	-0.130 959	0.407 543	-0.206 839	0.437 159	0.340 946	0.254 371	0.094 653	-0.254 028
Kurtosis	6.056 941	5.421 106	6.122 377	6.852 794	6.234 677	5.091 670	8.830 264	5.506 865	6.603 950	6.603 905



### 3.3 汇率波动高低区间的划分

根据蒋志平等<sup>[36]</sup>的研究,2007年4月4日美国第二大次级贷款公司 New Century Financial 破产,次贷危机爆发;2009年12月8日希腊主权信用评级被下调至 BBB+ 级,该事件被视为欧债危机开始的标志. 基于此,以 2009 年 12 月 8 日为界限,将样本区间划分为次贷危机和欧债危机两大时间段,再分别基于马尔可夫区制转移模型计算出各样本货币收益率及全球共同因子  $S_c$  (双边汇率的等权加权平均数)对应的区制状态变量在研究期间内离散取值的平滑概率,据此划分高低波动期(当区制状态变量的概率值大于 0.5 时,区制转移发生).

### 3.4 传染存在性检验

#### 3.4.1 次贷危机

从表 3 可以看到,在次贷危机期间,以美国为传染源,中国、巴林、巴巴多斯、印度、新加坡和阿联酋的外汇市场在 1% 的显著性水平下存在次贷危机传染效应,日本外汇市场在 10% 的显著性水平下存在次贷危机传染效应,其余 22 个国家(地区)的外汇市场不存在显著传染效应. 由此可见,受到次贷危机传染的国家主要集中在金砖五国和部分发达国家,次贷危机对中国有显著的传染效应,导致我国汇率风险不断增加. 2016 年 12 月,美联储如期加息,发布了“鹰派加息”计划,作为全球资本和货币体系核心,美国加息会造成资本回流,对新兴经济体货币带来贬值压力,中国作为第二大经济体,货币市场和实体经济都难免受到冲击. 因此,深入分析次贷危机对中国的传染效应有利于建立适应性免疫和预警机制.

表 3 以美国为传染源的存在性检验

Table 3 The existence test of the United States as the source of contagion

外汇	$\varphi$	正常期 Z 值	$\rho^c$	危机期 Z 值	Z 统计量	是否发生传染
ISK/XAU	0.807 069	1.118 565	0.618 619	0.722 765	-0.395 800	否
BGN/XAU	0.919 982	1.588 909	0.901 768	1.481 602	-0.107 310	否
PLN/XAU	0.875 383	1.355 662	0.730 526	0.929 854	-0.425 810	否
CZK/XAU	0.904 178	1.494 655	0.815 983	1.144 678	-0.349 980	否
HUF/XAU	0.884 300	1.395 156	0.739 615	0.949 630	-0.445 530	否
EUR/XAU	0.925 684	1.627 352	0.903 348	1.490 126	-0.137 230	否
CNY/XAU	0.920 245	1.590 627	0.998 576	3.623 415	2.032 798	是***
AUD/XAU	0.869 801	1.332 263	0.783 899	1.055 406	-0.276 860	否
BHD/XAU	0.917 270	1.571 536	0.996 511	3.174 806	1.603 270	是***
BBD/XAU	0.913 397	1.547 650	0.998 141	3.490 010	1.942 360	是***
BRL/XAU	0.816 250	1.145 475	0.770 200	1.020 819	-0.124 660	否
GBP/XAU	0.912 354	1.541 392	0.890 868	1.426 115	-0.115 280	否
CAD/XAU	0.898 111	1.462 366	0.877 417	1.364 430	-0.097 940	否
CYP/XAU	0.924 064	1.616 151	0.903 366	1.490 226	-0.125 920	否
DKK/XAU	0.925 811	1.628 246	0.903 274	1.489 723	-0.138 520	否
INR/XAU	0.920 927	1.595 097	0.958 885	1.931 873	0.336 776	是***
ILS/XAU	0.914 871	1.556 619	0.914 177	1.552 380	-0.004 240	否
JPY/XAU	0.864 528	1.310 997	0.912 876	1.544 514	0.233 516	是*
MTL/XAU	0.935 127	1.697 747	0.906 082	1.505 193	-0.192 550	否
NZD/XAU	0.866 705	1.319 683	0.798 265	1.093 811	-0.225 870	否
NOK/XAU	0.904 383	1.495 779	0.852 814	1.266 383	-0.229 400	否
RON/XAU	0.906 448	1.507 241	0.843 229	1.232 242	-0.275 000	否
RUB/XAU	0.911 635	1.537 120	0.907 672	1.514 146	-0.022 970	否
SGD/XAU	0.933 550	1.685 330	0.978 017	2.249 783	0.564 453	是***
ZAR/XAU	0.792 259	1.077 471	0.735 579	0.940 778	-0.136 690	否
KRW/XAU	0.888 613	1.415 293	0.820 745	1.159 096	-0.256 200	否
SEK/XAU	0.911 283	1.535 040	0.858 533	1.287 737	-0.247 300	否
CHF/XAU	0.908 557	1.519 193	0.907 287	1.511 966	-0.007 230	否
AED/XAU	0.917 321	1.571 856	0.996 502	3.173 484	1.601 628	是***

注:表中“否”代表没有发生传染,“是”代表发生危机传染,“\*”代表 10% 的显著性水平,“\*\*”代表 5% 的显著性水平,“\*\*\*”代表 1% 的显著性水平.

### 3.4.2 欧债危机

从表4可以看到在欧债危机期间,1)以冰岛为传染源,保加利亚、欧元区国家、塞浦路斯、丹麦和马耳他的外汇市场在1%的显著性水平下存在欧债危机传染效应,罗马尼亚外汇市场在10%的显著性水平下存在欧洲主权债务危机传染效应,而其余23种货币的外汇市场不存在显著传染效应;2)以保加利亚为传染源,冰岛、捷克、欧元区国家、塞浦路斯、丹麦、马耳他和罗马尼亚的外汇市场在1%的显著性水平下存在欧债危机传染效应,其余22种货币的外汇市场不存在显著传染效应;3)以波兰为传染源,保加利亚、捷克、匈牙利、欧元区国家、塞浦路斯、丹麦、马耳他、挪威、罗马尼亚和瑞典的外汇市场在1%的显著性水平下存在欧债危机传染效应,俄罗斯和南非在10%的显著性水平下存在欧债危机传染效应,其余17种货币的外汇市场不存在显著传染效应;4)以捷克为传染源,保加利亚、波兰、匈牙利、欧元区国家、塞浦路斯、丹麦、马耳他和罗马尼亚的外汇市场在1%的显著性水平下存在欧债危机传染效应,瑞典在5%的显著性水平下存在欧债危机传染效应,俄罗斯在10%的显著性水平下存在欧债危机传染效应,其余19种货币的外汇市场不存在显著传染效应;5)以匈牙利为传染源,保加利亚、波兰、捷克、欧元区国家、塞浦路斯、丹麦、马耳他、挪威、罗马尼亚和瑞典的外汇市场在1%的显著性水平下存在欧债危机传染效应,俄罗斯在10%的显著性水平下存在欧债危机传染效应,其余18种货币的外汇市场不存在显著传染效应;6)以欧元区国家为传染源,冰岛、保加利亚、捷克、塞浦路斯、丹麦、马耳他和罗马尼亚的外汇市场在1%的显著性水平下存在欧债危机传染效应,其余22种货币的外汇市场不存在显著传染效应。

由此可见,研究样本中,大多数国家外汇市场并不存在欧债危机传染效应,存在传染的国家主要集中在欧盟区国家,金砖五国中俄罗斯受到来自波兰、捷克和匈牙利外汇市场的传染,南非受到来自波兰外汇市场的传染,而其他发达国家中仅有马耳他和挪威受到传染。

此外,六大传染源国家(地区)之间存在的传染大都为双向的,出现严重的交叉传染是因为投

资低迷,被感染国家的危机程度也会不断深化,它们在成为危机源国的同时会通过贸易、汇率、心理预期等渠道,将危机传染到它国,这期间危机信号在多国间的交叉传染,最终形成金融危机的网状传染<sup>[37]</sup>。这种恶性循环会加深危机的严重程度,对经济的破坏性更强。

### 3.5 净传染与转移传染的检验

在确定传染的存在性后,进一步对已检验出存在传染的两两国家之间进行传染效应类型的判断。

使用研究设计中的模型,对这些国家的货币收益率进行检验,以确定两个国家之间的传染类型,如表5和表6所示。

由表5可知,美国次贷危机传染国家组合的系数 $\theta$ 均显著大于1,存在明显的转移传染效应,其中美国—印度组合的系数 $\theta$ 最大,达到1.161427,冲击通过两国之间在贸易和金融等渠道的真实联系进行传输,风险传染效应最强,其次是美国—日本和美国—中国, $\theta$ 系数分别达到1.160236和1.142179。

由表6可知,欧债危机传染国家组合中大多数属于净传染,但也有部分转移传染存在于以波兰、捷克和匈牙利为传染源的国家组合中,由此可见欧债危机在外汇市场中的转移传染效应主要集中于中后阶段,其他阶段中不存在明显的转移效应,可近似认为它们之间的传染为净传染,风险传染效应较弱,在初始冲击后,投资者改变他们的预期,通过稳定期不存在的传输机制在这些国家之间传输冲击。

总体而言,所选样本国家在次贷危机期间的转移传染效应明显,在欧债危机期间的净传染效应显著。次贷危机对中国有显著的传染效应,特朗普经济预期和美联储加息预期增加了中国汇率市场的波动性;欧债危机虽然对中国没有显著的传染效应,但随着改革开放和人民币国际化的推进,中国与世界各国的联系逐渐紧密,将更易受到其他国家金融危机的传染。中国应该从两次金融危机中总结经验,优化外汇储备结构,进行多元化投资;扩大内需,加快经济结构转型速度,降低经济发展对出口的依赖性;重视实体经济发展,警惕经济空心化<sup>[38]</sup>。

表 4 以冰岛等其它国家(地区)为传染源的存在性检验

Table 4 The existence test of Iceland and other countries (regions) as the sources of contagion

外汇	传染源					
	冰岛	保加利亚	波兰	捷克	匈牙利	欧元区
USD/XAU	否	否	否	否	否	否
ISK/XAU	—	是***	否	否	否	是***
BGN/XAU	是***	—	是***	是***	是***	是***
PLN/XAU	否	否	—	是***	是***	否
CZK/XAU	否	是***	是***	—	是***	是***
HUF/XAU	否	否	是***	是***	—	否
EUR/XAU	是***	是***	是***	是***	是***	—
CNY/XAU	否	否	否	否	否	否
AUD/XAU	否	否	否	否	否	否
BHD/XAU	否	否	否	否	否	否
BBD/XAU	否	否	否	否	否	否
BRL/XAU	否	否	否	否	否	否
GBP/XAU	否	否	否	否	否	否
CAD/XAU	否	否	否	否	否	否
CYP/XAU	是***	是***	是***	是***	是***	是***
DKK/XAU	是***	是***	是***	是***	是***	是***
INR/XAU	否	否	否	否	否	否
ILS/XAU	否	否	否	否	否	否
JPY/XAU	否	否	否	否	否	否
MTL/XAU	是***	是***	是***	是***	是***	是***
NZD/XAU	否	否	否	否	否	否
NOK/XAU	否	否	是***	否	是***	否
RON/XAU	是*	是***	是***	是***	是***	是***
RUB/XAU	否	否	是*	是*	是*	否
SGD/XAU	否	否	否	否	否	否
ZAR/XAU	否	否	是*	否	否	否
KRW/XAU	否	否	否	否	否	否
SEK/XAU	否	否	是***	是**	是***	否
CHF/XAU	否	否	否	否	否	否
AED/XAU	否	否	否	否	否	否

注:表中“否”代表没有发生传染,“是”代表发生危机传染,“\*”代表10%的显著性水平,“\*\*”代表5%的显著性水平,“\*\*\*”代表1%的显著性水平.限于篇幅,这里省略了 $\varphi$ 和 $\rho^C$ 等统计量.

表 5 次贷危机期间的传染类型判断

Table 5 Judgement of contagion types during the subprime crisis

市场	$\left  \frac{\beta_{c1}^* \beta_{c2}^*}{\beta_{c1} \beta_{c2}^*} \right $	$\left  \frac{\beta_{c1} \beta_{c2}^*}{\beta_{c1}^* \beta_{c2}^*} \right $	$\theta$	传染类型
美国—中国	1.142 179	0.875 519	1.142 179	转移传染
美国—巴林	1.138 559	0.878 303	1.138 559	转移传染
美国—巴巴多斯	1.122 152	0.891 145	1.122 152	转移传染
美国—印度	1.161 427	0.861 010	1.161 427	转移传染
美国—日本	1.160 236	0.861 893	1.160 236	转移传染
美国—新加坡	1.138 760	0.878 149	1.138 760	转移传染
美国—阿联酋	1.138 930	0.878 017	1.138 930	转移传染

表6 欧债危机期间的传染类型判断

Table 6 Judgement of contagion types during the European sovereign debt crisis

市场	$\frac{\beta_{11}^* \beta_{22}^*}{\beta_{21}^* \beta_{12}^*}$	$\frac{\beta_{21} \beta_{12}^*}{\beta_{11}^* \beta_{22}^*}$	$\theta$	传染类型
冰岛—保加利亚	0.956 803	1.045 147	1.045 147	净传染
冰岛—欧元区	0.953 282	1.049 008	1.049 008	净传染
冰岛—塞浦路斯	0.953 198	1.049 100	1.049 100	净传染
冰岛—丹麦	0.953 853	1.048 380	1.048 380	净传染
冰岛—马耳他	0.953 198	1.049 100	1.049 100	净传染
冰岛—罗马尼亚	0.960 448	1.041 181	1.041 181	净传染
保加利亚—冰岛	0.971 570	1.029 262	1.029 262	净传染
保加利亚—捷克	1.001 706	0.998 297	1.001 706	净传染
保加利亚—欧元区	0.984 010	1.016 250	1.016 250	净传染
保加利亚—塞浦路斯	0.983 958	1.016 304	1.016 304	净传染
保加利亚—丹麦	0.983 614	1.016 659	1.016 659	净传染
保加利亚—马耳他	0.983 977	1.016 284	1.016 284	净传染
保加利亚—罗马尼亚	0.986 113	1.014 083	1.014 083	净传染
波兰—保加利亚	1.105 622	0.904 468	1.105 622	转移传染
波兰—捷克	1.106 415	0.903 820	1.106 415	转移传染
波兰—匈牙利	1.088 666	0.918 555	1.088 666	净传染
波兰—欧元区	1.107 252	0.903 137	1.107 252	转移传染
波兰—塞浦路斯	1.107 233	0.903 152	1.107 233	转移传染
波兰—丹麦	1.107 225	0.903 159	1.107 225	转移传染
波兰—马耳他	1.107 202	0.903 178	1.107 202	转移传染
波兰—挪威	1.086 006	0.920 805	1.086 006	净传染
波兰—罗马尼亚	1.082 065	0.924 159	1.082 065	净传染
波兰—俄罗斯	0.991 299	1.008 777	1.008 777	净传染
波兰—南非	1.050 254	0.952 150	1.050 254	净传染
波兰—瑞典	1.066 837	0.937 350	1.066 837	净传染
捷克—保加利亚	1.025 265	0.975 358	1.025 265	净传染
捷克—波兰	1.020 465	0.979 946	1.020 465	净传染
捷克—匈牙利	1.011 909	0.988 231	1.011 909	净传染
捷克—欧元区	1.026 051	0.974 611	1.026 051	净传染
捷克—塞浦路斯	1.026 030	0.974 630	1.026 030	净传染
捷克—丹麦	1.025 452	0.975 180	1.025 452	净传染
捷克—马耳他	1.025 998	0.974 661	1.025 998	净传染
捷克—罗马尼亚	1.018 605	0.981 735	1.018 605	净传染
捷克—俄罗斯	0.869 555	1.150 014	1.150 014	转移传染
捷克—瑞典	1.019 982	0.980 410	1.019 982	净传染
匈牙利—保加利亚	1.134 982	0.881 071	1.134 982	转移传染
匈牙利—波兰	1.103 803	0.905 958	1.103 803	转移传染
匈牙利—捷克	1.111 464	0.899 714	1.111 464	转移传染
匈牙利—欧元区	1.137 833	0.878 863	1.137 833	转移传染
匈牙利—塞浦路斯	1.137 866	0.878 838	1.137 866	转移传染
匈牙利—丹麦	1.137 343	0.879 242	1.137 343	转移传染
匈牙利—马耳他	1.137 797	0.878 892	1.137 797	转移传染
匈牙利—挪威	1.131 884	0.883 483	1.131 884	转移传染
匈牙利—罗马尼亚	1.118 889	0.893 744	1.118 889	转移传染
匈牙利—俄罗斯	0.998 340	1.001 663	1.001 663	净传染
匈牙利—瑞典	1.100 721	0.908 496	1.100 721	转移传染
欧元区—冰岛	0.963 964	1.037 384	1.037 384	净传染
欧元区—保加利亚	0.980 033	1.020 374	1.020 374	净传染
欧元区—捷克	0.998 435	1.001 567	1.001 567	净传染
欧元区—塞浦路斯	0.980 022	1.020 385	1.020 385	净传染
欧元区—丹麦	0.979 646	1.020 777	1.020 777	净传染
欧元区—马耳他	0.979 992	1.020 417	1.020 417	净传染
欧元区—罗马尼亚	0.981 479	1.018 870	1.018 870	净传染

## 4 结束语

金融危机既可以通过贸易和金融渠道在经济联系紧密的国家之间传输,也可能通过投资者信心、政治和文化等因素在经济联系薄弱的国家之间传输。由于金融危机传染渠道的多样化,各国政府在制定政策对危机传染进行治理时,必须区分两种不同的传染类型,采取正确的规避方式,否则可能会导致一国经济体系受到严重的破坏。

研究表明,次贷危机期间的转移传染效应明显,对于受到转移传染的国家来说,应该主要关注本国与传染源国家之间的贸易联系和金融市场相关性,比如对于金融市场与传染源国家的相关性很高的国家,可以考虑提高本国的资本充足比率、流动性比率并设法降低外国的资产转换对本国金融市场的影响<sup>[39]</sup>;欧债危机期间的净传染效应显著,对于受到净传染影响的国家来说,宏观经济管理层则应该采取稳定投资者信心等政策。

从次贷危机到欧债危机,金融危机对全球经

济的冲击从未停止,2016年特朗普当选美国总统、美联储加息预期不断增强、英国“脱欧”、埃及镑自由浮动和人民币国际化进程加快等因素增加了中国汇率市场的波动性,随着中国经济一体化进程的逐渐深入,中国外汇市场与国际市场之间的联动性将更为显著,所以中国有必要采取诸如建立危机预警机制等恰当措施,以防范新一轮金融危机的传染,尤其应采取措施防范系统性风险<sup>[40]</sup>,1)当检测到危机的传染类型为转移传染时,需要进一步分析中国与传染源国家之间的贸易和金融联系,采取贸易措施和维护本国金融市场秩序等方法减缓危机的传染速度;2)在拉动经济的三驾马车中,出口是中国维持经济增长的主要拉动力。一旦发生类似美国次贷危机、欧债危机这类波及全球的金融危机,国外订单将大幅减少,危及我国经济,所以坚持扩大内需以保持经济增长的调整战略对于中国来说是明智的选择;3)次贷危机和欧债危机爆发的原因之一是生产和消费失衡,经济泡沫严重,中国应从中吸取教训,积极深化金融体制改革,支持实体经济发展。

## 参 考 文 献:

- [1] 张 一, 吴宝秀, 李 喆. 新兴市场国家间的金融危机传染效应研究[J]. 管理评论, 2016, (5): 23-34.  
Zhang Yi, Wu Baoxiu, Li Zhe. Research on financial contagion of emerging country markets[J]. Management Review, 2016, (5): 23-34. (in Chinese)
- [2] 陶 玲, 朱 迎. 系统性金融风险的检测和度量——基于中国金融体系的研究[J]. 金融研究, 2016, (6): 18-36.  
Tao Ling, Zhu Ying. On China's financial systemic risks[J]. Journal of Financial Research, 2016, (6): 18-36. (in Chinese)
- [3] 汇丰银行. 2016 人民币国际化调查报告[R]. 上海: 汇丰银行(中国)有限公司, 2016.  
HSBC. 2016 Survey on Internalization of RMB[R]. Shanghai: HSBC (China) Ltd, 2016. (in Chinese)
- [4] 彭红枫, 谭小玉. 人民币国际化研究——程度测算与影响因素分析[J]. 经济研究, 2017, (2): 125-139.  
Peng Hongfeng, Tan Xiaoyu. RMB internationalization: Degree measurement and determinants analysis[J]. Economic Research Journal, 2017, (2): 125-139. (in Chinese)
- [5] Corsetti G, Pericoli M, Sbracia M. Some contagion, some interdependence: More pitfalls in tests of financial contagion[J]. Journal of International Money and Finance, 2005, 24(8): 1177-1199.
- [6] Flavin T J, Panopoulou E. Detecting shift and pure contagion in East Asian equity markets: A unified approach[J]. Pacific Economic Review, 2010, (3): 401-421.
- [7] Eichengreen B, Rose A, Wyplosz C. Contagious currency crises[Z]. NBER Working Paper, 1997.
- [8] Masson P. Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps between Multiple Equilibria [Z]. IMF Working Paper, 1998.
- [9] 冯雁秋. 债务危机传染过程中的季风效应与溢出效应——理论与政策[J]. 经济科学, 2003, (1): 43-48.

- Feng Yanqiu. The monsoon effect and spillover effect in the contagion process of debt crisis: Theory and policy[J]. *Economic Science*, 2003, (1): 43–48. (in Chinese)
- [10] Forbes K, Rigobon R. No contagion, only interdependence: Measuring stock market co-movement[J]. *Journal of Finance*, 2002, (57): 2223–2261.
- [11] 梁 芹, 陆 静. 国际金融危机期间的汇率风险传染效应研究[J]. *当代经济科学*, 2013, (2): 1–10+124.  
Liang Qin, Lu Jing. On the contagious effect of exchange rate risk during international financial crisis[J]. *Modern Economic Science*, 2013, (2): 1–10+124. (in Chinese)
- [12] 叶五一, 李 飞, 缪柏其. 基于局部相关系数的美国次贷危机传染分析[J]. *数理统计与管理*, 2016, (3): 525–535.  
Ye Wuyi, Li Fei, Miao Baiqi. Analysis of sub-prime loan crisis contagion of United States based on local correlation[J]. *Journal of Applied Statistics and Management*, 2016, (3): 525–535. (in Chinese)
- [13] 陈国进, 刘晓群, 谢沛霖, 等. 已实现跳跃波动与中国股市风险溢价研究——基于股票组合视角[J]. *管理科学学报*, 2016, (6): 98–113.  
Chen Guojin, Liu Xiaoqun, Xie Peilin, et al. Realized jump volatility components and portfolio risk premium in Chinese stock market[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, (6): 98–113. (in Chinese)
- [14] Wu E, Erden M, Kalotychou E, et al. The anatomy of sovereign risk contagion. *Journal of International Money and Finance*, 2016, 69(12): 264–286
- [15] Chevapatrakul T, Tee K H. The effects of news events on market contagion: Evidence from the 2007–2009 financial crisis [J]. *Research in International Business and Finance*, 2014, 32: 82–105.
- [16] 郭立甫, 高铁梅, 姚 坚. 基于 Copula 函数和极值理论的金融传染度量——测度美国次贷危机对重要经济体的传染效应[J]. *数学的实践与认识*, 2013, (3): 43–55.  
Guo Lifu, Gao Tiemei, Yao Jian. Financial contagion measurement based on Copula function and extreme value theory: Contagion effects of sub-prime loan crisis on the world's most powerful economies[J]. *Mathematics in Practice and Theory*, 2013, (3): 43–55. (in Chinese)
- [17] 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.
- [18] 周 舟, 董 坤, 汪寿阳. 基于欧洲主权债务危机背景下的金融传染分析[J]. *管理评论*, 2012, (2): 3–11.  
Zhou Zhou, Dong Kun, Wang Shouyang. An empirical study of financial contagion effect based on the European sovereign debt crisis[J]. *Management Review*, 2012, (2): 3–11. (in Chinese)
- [19] Lopes J M, Nunes L C. A Markov regime switching model of crises and contagion: The case of the Iberian countries in the EMS[J]. *Journal of Macroeconomics*, 2012, 34(4): 1141–1153.
- [20] 倪 敏, 裴 平, 蒋 彧. 欧洲债务危机对中国股票市场的传染效应——基于时变 Copula 相关性模型的实证检验 [J]. *世界经济与政治论坛*, 2013, (3): 125–138+58.  
Ni Min, Pei Ping, Jiang Yu. Contagion effect of European debt crisis on Chinese stock market: Empirical test based on time varying Copula correlation model[J]. *Forum of World Economics and Politics*, 2013, (3): 125–138+58. (in Chinese)
- [21] 李 堪. 欧洲主权债务危机传染效应研究——基于时变 Copula 方法[J]. *世界经济与政治论坛*, 2013, (4): 93–110.  
Li Kan. Contagion effects of sovereign debt crisis in Europe: Based on time varying Copula method[J]. *Forum of World Economics and Politics*, 2013, (4): 93–110. (in Chinese)
- [22] Dornbusch R, Claessens S. Contagion: Understanding how it spreads[J]. *Bank Research Observer*, 2000, 15(2): 177–97.
- [23] Gerlach S, Smets F. Contagious speculative attacks[J]. *European Journal of Political Economy*, 1995, 11(1): 45–63.
- [24] Goldfajn I, Valdes R O. Are currency crises predictable? [J]. *European Economic Review*, 1998, 42(3): 873–885.
- [25] Calvo G A. Explaining sudden stop, growth collapse, and BOP crisis: The case of distortionary output taxes[Z]. IMF Third Annual Research Conference, 2003.
- [26] Rothenberg A D, Warnock F E. Sudden flight and true sudden stops[Z]. NBER Working Paper, 2006.

- [27] 陆 静, 郑 晗. 次贷危机期间国际资本市场传染效应研究[J]. 国际金融研究, 2012, (5): 83-91.  
Lu Jing, Zheng Han. Contagion effect of international capital market during subprime mortgage crisis[J]. Studies of International Finance, 2012, (5): 83-91. (in Chinese)
- [28] 叶 青, 韩立岩. 金融危机传染渠道与机制研究——以次贷危机为例[J]. 系统工程理论与实践, 2014, (10): 2483-2494.  
Ye Qing, Han Liyan. Contagion channels and mechanisms of the subprime mortgage crisis in global financial markets[J]. Systems Engineering: Theory and Practice, 2014, (10): 2483-2494. (in Chinese)
- [29] 冯 乾. 国家主权信用评级、跨国传染与股票市场回应——基于全球 48 个经济体的事件研究[J]. 财经研究, 2016, (8): 62-73.  
Feng Qian. National sovereign credit ratings, cross-nation contagion and stock markets responses: Evidence from the event study of 48 economies[J]. Journal of Finance and Economics, 2016, (8): 62-73. (in Chinese)
- [30] 吴新生. 季风效应、制度空间依赖与欧债危机传染——基于空间面板数据模型的经验研究[J]. 世界经济与政治论坛, 2012, (3): 96-105.  
Wu Xinsheng. The monsoon effect, the system of spatial dependence and the European debt crisis contagion: Empirical study on space based on panel data model[J]. Forum of World Economics and Politics, 2012, (3): 96-105. (in Chinese)
- [31] 张靖佳, 张 龔, 孙浦阳. 金融危机、溢出渠道与企业敏感度[J]. 国际金融研究, 2016, (2): 11-25.  
Zhang Jingjia, Zhang Yan, Sun Puyang. Research on the financial crisis, transmission channel and firm's sensitivity[J]. Studies of International Finance, 2016, (2): 11-25. (in Chinese)
- [32] 张 群, 张卫国, 马 勇. 中国金融市场系统复杂性的演化机理与管理研究[J]. 管理科学学报, 2017, (1): 75-86.  
Zhang Qun, Zhang Weiguo, Ma Yong. Evolution mechanisms and management of systemic complexity in China's financial markets[J]. Journal of Management Sciences in China, 2017, (1): 75-86. (in Chinese)
- [33] Kolb R W. Financial contagion: The viral threat to the wealth of nations[B]. John Wiley & Sons, Inc., 2011.
- [34] Hamilton J D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle[J]. Econometrica, 1989, 57(2): 357-384.
- [35] 王 辉. 欧洲主权债务危机的根源、影响与启示[J]. 财政研究, 2010, (5): 75-77.  
Wang Hui. The origin, influence and enlightenment of European sovereign debt crisis[J]. Fiscal Science, 2010, (5): 75-77. (in Chinese)
- [36] 蒋志平, 田益祥, 杜学锋. 中国与欧美金融市场间传染效应的动态演变——基于欧债危机与次贷危机的比较分析[J]. 管理评论, 2014, (8): 63-73.  
Jiang Zhiping, Tian Yixiang, Du Xuefeng. Dynamic evolution of contagion of financial markets in China, Europe and the United States: Comparative analysis from European debt crisis and subprime mortgage crisis[J]. Management Review, 2014, (8): 63-73. (in Chinese)
- [37] 李 成, 王建军. 国际金融危机传染机制的三阶段周期动态效应分析——基于 VAR 系统的实证检验[J]. 统计与信息论坛, 2009, (8): 3-10.  
Li Cheng, Wang Jianjun. Three-stage dynamic effects analysis of international financial crises contagion: An empirical analysis based on VAR system[J]. Statistics and Information Forum, 2009, (8): 3-10. (in Chinese)
- [38] 周寿彬, 杨 丹. 欧债危机升级对中国经济的影响及启示[J]. 时代金融, 2013, (23): 14-15.  
Zhou, Shoubin, Yang Dan. The impact of European debt crisis escalation on China's economy and its enlightenment[J]. Times Finance, 2013, (23): 14-15. (in Chinese)
- [39] 范恒森, 李连三. 金融传染的渠道与政策含义[J]. 国际金融研究, 2001, (8): 19-25.  
Fan Hengsen, Li Liansan. Channels and policy implications of financial contagion[J]. Studies of International Finance, 2001, (8): 19-25. (in Chinese)
- [40] Acharya V, Pedersen L, Philippon T, et al. Measuring system risk[J]. Review of Financial Studies, 2017, (1): 2-47.

## Contagion of exchange rate risk during financial crises

WAN Rui-ye, LU Jing\*

School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400030, China

**Abstract:** Using exchange rate data of 47 countries which consists of Eurozone countries, non-euro EU countries, a few developed countries and BRICS countries from 2000 to 2016, this paper examines the existence of contagious effect of exchange rate risk with the method of Fisher Z transformation of the correlation coefficient. This paper further distinguishes the contagious effect into two types, pure contagion and shift contagion. The results show that there are sharp fluctuations in almost all the foreign exchange markets after subprime crisis and European sovereign debt crisis, but there still exists contagious effect of exchange rate risk between a handful of countries and the contagious sources, which means that most impacts of these crises are interdependent. Besides, shift contagion is remarkable during the subprime crisis while pure contagion is remarkable during European sovereign debt crisis. Both the links among real economies and investor's expectation would significantly influence the exchange rate markets.

**Key words:** financial crisis; contagious effect; exchange rate markets; shift contagion; pure contagion

### 附录 I

这里给出式(3)中  $\varphi$  的推导过程. 由式(1)可知平静时期, 特质冲击  $v_i$  可表示为

$$\text{var}(v_i) = \text{var}(r_i | T) - \beta_{ci}^2 \text{var}(S_c | T) \quad (\text{A-1})$$

$$\text{var}(S_c | T) = \frac{\text{var}(\beta_{c2} | T)}{\beta_{c2}^2 (1 + \eta_2^T)} \quad (\text{A-2})$$

$$\text{其中 } \eta_2^T = \frac{\text{var}(v_2 | T)}{\beta_{c2}^2 \text{var}(S_c | T)} \quad (\text{A-3})$$

因此, 可以得出

$$\frac{\text{var}(v_1)}{\beta_{c1}^2 \text{var}(S_c | T)} = \frac{\text{var}(r_1 | T)}{\beta_{c1}^2 \text{var}(S_c | T)} - 1 = \frac{\beta_{c2}^2 (1 + \eta_2^T) \text{var}(r_1 | T)}{\beta_{c1}^2 \text{var}(r_2 | T)} - 1 \quad (\text{A-4})$$

由式(5)可将平静时期相关系数简化如下

$$\rho^T = \text{corr}(r_1, r_2 | T) = \frac{1}{\left[1 + \frac{\text{var}(v_1)}{\beta_{c1}^2 \text{var}(S_c | T)}\right]^{1/2} [1 + \eta_2^T]^{1/2}} \quad (\text{A-5})$$

将式(A-4)代入式(A-5), 可得

$$\rho^T = \frac{\beta_{c1}}{\beta_{c2}} \left[ \frac{1}{1 + \eta_2^T} \left( \frac{\text{var}(r_1 | T)}{\text{var}(r_2 | T)} \right)^{-1/2} \right] \quad (\text{A-6})$$

再继续考虑危机时期的情况, 因为假设两国之间不存在传染时,  $r_2$  方差的变化可归因于共同因子  $S_c$  或者特质冲击  $v_2$  的变化, 故可得如下假设

$$\begin{cases} \text{var}(S_c | C) = (1 + \chi_1) \text{var}(S_c | T) \\ \text{var}(v_2 | C) = (1 + \chi_2) \text{var}(v_2 | T) \\ \text{var}(v_1 | C) = \text{var}(v_1 | T) = \text{var}(v_1) \\ \text{cov}(v_1, v_2 | C) = \text{cov}(v_1, v_2 | T) = 0 \end{cases} \quad (\text{A-7})$$

所以, 危机时期  $r_1$  的方差可表示为



$$\text{var}(r_1 | C) = \beta_{ci}^2 \text{var}(S_c | C) + \text{var}(v_1) \quad (\text{A-8})$$

由  $\eta_2^T$  和  $\eta_2^C$  的定义可知

$$\frac{\text{var}(r_2 | C)}{\text{var}(r_2 | T)} = 1 + \chi = \frac{1 + \eta_2^C \text{var}(S_c | C)}{1 + \eta_2^T \text{var}(S_c | T)} \quad (\text{A-9})$$

通过式(A-9)求出  $\text{var}(S_c | C)$  并代入式(A-8)可得

$$\text{var}(r_1 | C) = \text{var}(r_1 | T) + \psi \beta_{ci}^2 \text{var}(S_c | T) \quad (\text{A-10})$$

$$\text{其中 } \psi = \frac{\chi(1 + \eta_2^T) + (\eta_2^T - \eta_2^C)}{1 + \eta_2^C}$$

由此,得到

$$\frac{\text{var}(r_1 | C)}{\text{var}(r_2 | C)} = \frac{\text{var}(r_1 | T) + \psi \beta_{ci}^2 \text{var}(S_c | T)}{(1 + \chi) \text{var}(r_2 | T)} = \frac{\text{var}(r_1 | T)}{(1 + \chi) \text{var}(r_2 | T)} + \frac{\psi \beta_{ci}^2}{(1 + \chi)(1 + \eta_2^T) \beta_{ci}^2} \quad (\text{A-11})$$

假设两国之间不存在传染时(即  $S_c$  和  $v_2$  发生变化,而  $\beta_{ci}$  不变),危机时期的相关系数可表示为  $\varphi$

$$\varphi(\eta_2^T, \eta_2^C, \chi, \rho^T) = \frac{\beta_{ci}}{\beta_{ci}} \left[ \frac{1}{1 + \eta_2^C} \left( \frac{\text{var}(r_1 | C)}{\text{var}(r_2 | C)} \right)^{-1/2} \right] \quad (\text{A-12})$$

将式(A-11)代入式(A-12)可得

$$\begin{aligned} \varphi(\eta_2^T, \eta_2^C, \chi, \rho^T) &= \left[ \frac{(1 + \eta_2^C)^2 \beta_{ci}^2 \text{var}(r_1 | T)}{1 + \chi \beta_{ci}^2 \text{var}(r_2 | T)} + \frac{\psi (1 + \eta_2^C)^2}{(1 + \chi)(1 + \eta_2^T)} \right]^{-1/2} \\ &= \left[ \frac{(1 + \eta_2^C)^2}{(1 + \chi)(1 + \eta_2^T)^2 (\rho^T)^2} + \frac{\psi (1 + \eta_2^T) (1 + \eta_2^C)^2 (\rho^T)^2}{(1 + \chi)(1 + \eta_2^T) (\rho^T)^2} \right]^{-1/2} \\ &= \rho^T \left\{ \frac{(1 + \eta_2^C)^2 [1 + \psi (1 + \eta_2^T) (\rho^T)^2]}{(1 + \chi)(1 + \eta_2^T)^2} \right\}^{-1/2} \\ &= \rho^T \left[ \left( \frac{1 + \eta_2^T}{1 + \eta_2^C} \right)^2 \frac{1 + \chi}{1 + (\rho^T)^2 \left[ (1 + \chi) \frac{1 + \eta_2^T}{1 + \eta_2^C} - 1 \right] (1 + \eta_2^T)} \right]^{1/2} \end{aligned} \quad (\text{A-13})$$