

# 货币危机、银行业危机和主权债务危机的传染及叠加效应研究\*

丁剑平 吴洋 鞠卓

**内容摘要：**20世纪80年代以来，金融危机的具体形式开始表现为银行业危机、货币危机和主权债务危机三种，影响程度日益加剧，影响范围也逐步增加。本文通过选取世界主要的39个国家28年的数据样本，研究上述三类危机相互之间的叠加效应，以及在当前经济全球化背景下不同类型危机的传染效应。研究表明：银行业危机、货币危机和主权债务危机均会对经济发展带来明显的负面作用，并且货币危机的负面作用最大；在三类危机中，主权债务危机和银行业危机的影响主要在于通过实体经济渠道传导的传染效应，并且其影响力度有显著区别，货币危机对经济的影响既有较强的本地效应，又有显著的传染效应，并且可通过多种渠道进行传染；三类危机的叠加效应主要表现为负的直接效应，并未表现出明显的传染性。

**关键词：**金融危机 传染效应 叠加效应 空间面板回归

**中图分类号：**F831.59 **文献标识码：**A

## 引言

20世纪80年代以来，金融危机的阴影一直挥之不去，对世界经济发展造成了严重的阻碍，具体表现为银行业危机、货币危机和主权债务危机三种。在全球经济一体化不断深化的背景下，这三类危机表现出较强的传染性，从而使得一次局部危机也可能通过经济全球化传染至其他国家，甚至引发全球性危机。与此同时，各类危机的边界也逐渐模糊，不同种类危机叠加爆发的现象愈加普遍。2018年3月以来，受中美贸易摩擦影响，我国贸易量出现了明显下降，同时伴随着美元的持续走强，人民币汇率也受到显著冲击，危机爆发风险悄然上升。在这一背景下，通过数量分析方法来研究前述三类危机的传染与叠加效应，进而建立危机的预警和防范机制，具有重要的理论价值及现实意义。

目前，国际上对于三类危机的定义基本一致，然而对于各类危机爆发的具体判断标准仍具有争议，大致可分为：按事件判断，例如，Laeven & Valencia (2013) 对银行业危机的判断标准；按指标判断，例如，Kaminsky & Reinhart (2000) 对货币危机的判断标准。对于上述三类危机的影响，目前已经有众多学者基于危机成本角度进行了相关研究。杜萌和马宇 (2017) 研究了新兴市场和发展中国家的主权债务危机成本，发现主权债务危机将会导致经济增长速度下降大约3.8%。Honohan

**作者简介：**丁剑平，博士，上海财经大学金融学院教授，博士生导师，上海财经大学现代金融研究中心主任；吴洋（通讯作者），上海财经大学金融学院博士研究生；鞠卓，上海财经大学金融学院博士研究生。

\* **基金项目：**本文获2016年度国家社科基金重大项目“人民币加入SRR、一篮子货币定值与中国宏观经济的均衡研究”（16ZDA031）和上海财经大学研究生创新计划项目科研创新基金“‘一带一路’推进人民币国际化与上海自由贸易港建设”（2018110281）资助。

& Klingebiel (2000) 研究了 40 个国家的银行业危机, 发现用于整顿金融系统的平均成本占 GDP 的 12.8%; 在发展中国家, 该比例甚至能达到 40%~55%。

对于危机传染的研究, 目前主要有以下两种思路。一是研究危机传染的影响, 主要研究一国或地区的危机爆发后, 对其他国家或地区的某一经济变量造成的影响。例如, 陈浪南等 (2015) 用带有可变参数的 SVAR, 研究欧洲主权债务危机对我国经济增长的影响, 发现我国经济受欧洲主权债务危机的冲击相对于其他国家较小; 叶永刚等 (2016) 运用 GVAR 模型, 分析欧元区 GDP 冲击对欧元区自身以及与其贸易关系密切的英国、美国和中国的影响。二是基于动态条件相关性分析, 对两国之间危机是否出现了危机传染进行检验。例如, 王永巧和刘诗文 (2011) 基于时变 Copula, 研究次贷危机期间中国大陆股市与国际主要股票市场之间的风险传染问题; 蒋志平等 (2014) 运用 DCC-T-Copula 和 BB7-Copula 两类多元条件相关模型, 对我国与欧美市场在次贷危机与欧债危机期间金融传染的不同情形进行了分析与比较。总结看来, 这些研究均基于传统的计量经济模型, 忽略了样本之间的依赖关系, 尤其是在目前经济全球化愈演愈烈的背景下, 线性回归模型将无法充分反映样本国之间的真实联系。

为摆脱这一限制, 学术界开始运用空间计量的方法来研究危机传染问题。Asgharian et al. (2013) 利用空间计量方法, 研究各国经济和地缘关系与股市联动性之间的关系, 发现贸易关系与两国股市间的联动性最为密切相关。Tam (2014) 运用空间计量模型, 探讨东亚股市在金融危机期间的空间关联性, 借此分析危机时市场冲击的传导机制。程棵等 (2012) 用空间自回归模型 (SAR) 和空间误差模型 (SEM), 研究次贷危机的主要传染渠道, 并发现区域经济组织之间的传染性明显强于地理关系之间的传染。朱钧钧等 (2012) 在综合前人危机预警模型的基础上, 构建了一个空间 Probit 面板模型来研究主权债务危机的传染效应, 发现考虑传染效应后 Probit 模型的预测精度会显著提升。李立等 (2015) 通过构建经济引力空间权重矩阵对欧债危机的传染机制进行研究, 发现欧债危机是双向性传染和间接关系性传染合力的结果。

纵观现有危机传染效应的研究成果, 主要有以下不足。第一, 对于危机传染和传染效应的研究, 大多从某一特定危机对其他特定经济体产生的影响这一角度展开, 这种分析思路无法全面地分析危机的传染效应, 也忽略了对危机本地效应的分析。第二, 现有文献中, 无论是对危机成本的对比分析研究, 还是对危机传染影响的研究, 大多从某一类危机或某几类危机的单独影响入手, 缺乏对不同类危机叠加效应的研究。第三, 现有的空间计量研究也有两个方面有待改进。首先, 为探究不同空间矩阵对模型结果及稳健性的影响, 大多采用了以 GDP 为权重制定的所谓“经济矩阵”, 这一设定方式可能会带来较为明显的内生性问题; 其次, 已有研究中所使用的空间计量模型, 大多均忽略了解释变量的空间作用, 这两方面问题可能会影响模型的准确性, 对实证结果造成影响。

本文的主要贡献主要有三点。首先, 运用空间计量模型, 全面分析了不同类型的危机在经济体间的传染效应及本地效应, 并运用不同类型的空间距离矩阵进行对比分析; 其次, 本文将不同类型危机叠加纳入模型中, 分析不同类型危机叠加的传染效应与本地效应; 最后, 本文的空间计量模型通过合理设定矩阵, 避免了一般经济矩阵带来的内生性问题, 并同时考虑了解释变量与被解释变量的空间效应, 保证了结果具有较高的准确性, 研究结论对于当前背景下我国危机预警及防范具有重要意义。

## 一、理论分析与假设

对于金融危机传染, 在早期研究中将其定义为“在金融危机发生期间, 不同国家和地区金融市场间的联动性出现显著加强” (Kaminsky & Reinhart, 2000)。按照这一定义, 学界纷纷运用多种形

式的相关系数变化情况来研究各个危机的传染情况。本文沿用了这一定义，将危机类型扩展为银行业危机、货币危机和主权债务危机，并在此基础上，将危机传染效应定义为“一国因危机传染而产生的实际经济影响”。

根据危机传染原因，可将危机传染分为“基本面传染”和“溢出式传染”两类。基本面传染主要是指当一国爆发危机时，该国通过对其他国家的经济基本面造成影响，从而导致其危机爆发 (Viale et al., 2014)。溢出式传染则大多不通过影响经济基本面，而是单纯地通过股票市场、外汇市场等途径，改变他国公众预期，将传染源国家的风险向受传染国溢出 (Durante et al., 2013)。根据这种分类方法，不难理解基本面传染往往需要更长时间，而溢出式传染则容易呈现爆发式。

与危机传染原因类似，危机传染的渠道也可分为实体经济与虚拟经济两大类：贸易渠道和金融渠道。贸易渠道是指当一国爆发危机时，会恶化其与贸易伙伴的贸易关系，造成受传染国出现贸易逆差。一方面，这会恶化该国的经济基础；另一方面，也会加大该国维持汇率稳定难度，甚至引发国际投资者冲击，从而导致危机传染 (Goldfajn & Valdes, 1997)。金融渠道是指一国爆发危机后，引发本国流动性不足，这将使得跨国金融机构及投资者通过多种金融工具及交易方式在其他国家实现资产出清，从而引发全球流动性风险，造成危机传染 (Grilli et al., 2015)。

从危机传染渠道来看，不同国家与市场之间的贸易联系程度与金融联系程度无疑对于危机的传染效应具有重要决定作用。伴随着全球经济的发展，各国的实体经济与虚拟经济发展速度并不一致，使得国与国之间贸易联系程度很可能与金融联系程度不一致，因此，对于不同类型的危机，其传染效应很可能也不尽相同。从理论上说，贸易联系更紧密的两国，危机传染的形式更容易表现为“基本面传染”；而金融联系更紧密的两国，危机传染形式则更容易表现为“溢出式传染”。

从三类危机的特点来看，主权债务危机和银行业危机可能更符合“基本面传染”；而货币危机，既符合“基本面传染”特征，同时也符合“溢出式传染”特征。从基本面因素来看，一国汇率剧烈波动，尤其是重要经济体的汇率波动，能够广泛影响他国经济基本面；从对他国公众预期影响来看，由于汇率的波动相较一国主权债务以及银行业状况更容易观测，并且由于汇率对经济基本面影响的广泛性，货币危机对他国公众预期的影响可能最明显。根据以上分析，货币危机的传染既可以通过贸易渠道实现，也可以通过金融渠道实现，因此，相较其他两类危机，其传染效应很可能更加明显。对于主权债务危机和银行业危机，在短期内它的影响可能更加侧重于基本面因素，而对公众预期的影响相对较小，因此，这两类危机通过实体经济渠道传导的速度及力度，将明显强于金融渠道。

从以上分析可以看出，由于全球政治经济一体化程度的加深，使得各国市场变得更易于遭受外部冲击，通过贸易和金融等渠道，各类危机的爆发及其传染必将对全球经济复苏产生不利影响。根据前述理论，本文提出以下三点假设。

假设 1：银行业危机、货币危机和主权债务危机，均会对经济产生负面的本地效应，并且危机的传染效应也将表现为负面影响。

假设 2：三类危机的叠加效应存在，即危机叠加爆发时，其负面影响较单一危机影响更加显著。

假设 3：主权债务危机和银行业危机的传染，通过实体经济渠道传导实现的传染效应将明显强于金融渠道；而货币危机的传染可从两种渠道实现，其传染效应较其他两类危机更加明显。

## 二、研究设计

### (一) 模型设计

对于各类危机的叠加与传染效应的研究，传统的线性回归模型忽略了样本之间的强依赖性。因此，本文选用空间计量模型来进行研究分析。对于面板数据而言，常用的空间计量模型主要有空间

自回归模型 (SAR)、空间误差模型 (SEM)、空间滞后模型 (SLX) 和空间杜宾模型 (SDM) 等。本文首先选用空间杜宾模型 (SDM) 进行基础分析, 并使用不同空间模型进行稳健性分析。

需要指出的是, 目前许多使用空间计量模型的实证研究依旧按照非空间模型的思路, 仅通过对模型系数的点估计结果来进行分析。LeSage & Pace (2009) 指出, 这种由非空间计量方法沿用的分析方法可能导致错误的结论。本文根据空间计量模型对应的偏导数矩阵, 得到直接效应 (也称本地效应) 和间接效应 (也称溢出效应或传染效应), 以及由两者相加所得到的总效应, 来检验分析各个危机及其叠加的本地效应及传染效应。

(二) 变量定义、数据来源及说明

本文所有数据均来自世界银行、国际货币基金组织 IFS 等公开数据库。参考 Honohan & Klingebiel (2000)、王道平等 (2017) 对于金融危机的研究, 本文选择了世界主要 39 个国家和地区 1990—2017 年的相关数据作为样本, 具体如表 1 所示。基于宏观数据可得性, 本文选取 GDP 增长率作为被解释变量。

表 1 国家列表

发达国家	新兴市场国家
澳大利亚; 奥地利; 比利时; 加拿大; 丹麦; 芬兰; 法国; 德国; 希腊; 冰岛; 爱尔兰; 意大利; 日本; 荷兰; 新西兰; 挪威; 葡萄牙; 西班牙; 瑞典; 瑞士; 英国; 美国	阿根廷; 巴西; 中国; 印度尼西亚; 印度; 韩国; 马来西亚; 墨西哥; 菲律宾; 波兰; 罗马尼亚; 俄罗斯; 新加坡; 南非; 泰国; 土耳其; 委内瑞拉

1. 解释变量

本文核心解释变量共有三个虚拟变量: Crisis1, Crisis2 和 Crisis3, 分别表示银行业危机、货币危机和主权债务危机是否发生。如前文所述, 由于学界对于各类危机的判断标准不一 (相对权威判断标准见表 2), 因此, 无论选择何种标准都会产生一定的主观性。本文综合考虑已有的各类标准并加以整合, 得到了可信度较高的危机事件表。在对这三个虚拟变量进行回归的基础上, 本文对这三个虚拟变量又分别进行了交互, 并将不同种类的交互效应分别与单个危机效应进行对比, 借此研究不同类型危机的叠加效应。

表 2 三类金融危机爆发判断标准

危机类型	危机爆发判断标准	提出者
银行业危机	出现以下任一事件: (1) 银行系统不良贷款占总资产比重超过 10% (2) 援助经营失败银行成本占国内生产总值超过 2% (3) 因本国银行业问题引发大规模的银行国际化 (4) 出现范围较广的银行挤兑	Demirguc-Kunt & Detragiache
	同时出现以下两类事件: (1) 该国银行业出现明显财务困境迹象 (如重要银行破产、清算, 银行业出现巨额亏损等) (2) 政府部门针对银行业巨额损失出台强干预政策 (如大规模流动性支持、组织银行重组、银行国有化等)	Laeven & Valencia
货币危机	一国货币兑美元汇率年贬值幅度大于 30%, 且该年贬值幅度高于去年贬值幅度 10 个百分点以上	Frankel & Rose
	一国货币兑美元汇率年贬值幅度大于 15% 围绕利率、汇率、外汇储备等构造的外汇压力指数 (EMP) 增幅超过 5%	Reinhart & Rogoff Kaminsky & Reinhart
主权债务危机	一国被标准普尔公司认定为主权债务违约, 或接受了超出该国份额 (Quota) 的 IMF 贷款	Manasse et al.
	一国主权债券在国际债券市场上与美国国库券的息差超过 1000bp	Sy

2. 控制变量

为保证模型有效性和说服力, 本文参照徐康宁等 (2015) 的做法, 对原模型添加了一些重要的

控制变量。具体包括：被解释变量的滞后项 (LGDP)；资本 (K)，以资本形成总额占 GDP 比重表示；劳动 (L)，以国际劳工组织统计的劳动力参与率表示；第一、第二、第三产业发展水平 (GDP1、GDP2、GDP3)，分别以第一、第二、第三产业增加值占 GDP 比重表示。

### 3. 空间矩阵的构建

对于空间计量模型而言，描述样本中各单位空间分布状况的空间矩阵是模型的核心。在经济学应用中，通常将一般空间矩阵所反映的地理分布状况用经济分布状况来代替。为避免经济矩阵元素与被解释变量相关而导致的内生性问题，在本文的研究中，主要根据两类不同的经济关系（国际贸易关系和汇率变化代表的货币政策关系）定义相应的空间矩阵，将地理距离矩阵作为稳健性检验，以此全面考察各类危机及其叠加的传染效应。

首先，作为空间矩阵的基础，按照各国的地理位置构建空间矩阵  $W_1$ 。事实上，由于现代通信及交通技术的快速发展，用地理距离衡量空间联系已经不再具有那么强的代表性，因此， $W_1$  更多用来进行不同空间矩阵的稳健性检验。

其次，根据国际贸易关系建立空间矩阵  $W_2$ 。本文根据 DOTS 数据库计算各国的贸易结合度 (DTC)，并根据时间求均值。当平均贸易结合度大于 1 时，则认为两国从贸易“距离”上看是邻接的，根据此法得到空间矩阵  $W_2$ 。与直接利用各国相互间进出口量得到的贸易矩阵相比，该矩阵可以有效避免因各国贸易总量不同而导致的真实贸易距离失真问题。本文将  $W_2$  用作空间计量分析的基础矩阵，将其他矩阵用作对比分析及稳健性分析。

最后，根据各国汇率波动相关性建立空间矩阵  $W_3$ 。两国汇率的相关性在一定程度上反映了两国货币政策的相关性，尤其对于金融及经济联系密切的两国更是如此。为衡量各国之间的这种关系，本文通过 FLEX 指标来衡量汇率的波动大小：

$$FLEX_{it}^s = \frac{1}{12} \sum_{j=0}^{12} |\Delta e_{i,t-j}^s| \quad (1)$$

其中， $\Delta e_{i,t}^s$  为  $i$  对  $s$  的双边汇率的自然对数。FLEX 越大，说明  $i$  对  $s$  的汇率的变化程度越大，两国的货币政策联系可能越小。随后，与  $W_2$  类似，对该时期内所有的 FLEX 求均值，以反映两国在样本期内的平均汇率波动相关程度，从而得到空间矩阵  $W_3$ 。本文将用  $W_3$  得到的回归结果与基础回归进行对比，以检验不同传染渠道是否会对危机传染效应造成影响。

## 三、实证分析

### (一) 基础模型及结果

#### 1. 普通面板数据回归及分析

首先，对 39 个国家 1990 年至 2017 年的面板数据采用固定效应方法，通过逐步添加控制变量的方式进行面板回归，所得结果如表 3 所示，可以得到以下结论。

一是银行业危机、货币危机对 GDP 的

表 3 普通面板数据回归及分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
Crisis1	-0.0393*** (-3.60)	-0.0396*** (-3.68)	-0.0420*** (-3.61)	-0.0433*** (-3.70)
Crisis2	-0.188*** (-14.34)	-0.188*** (-14.46)	-0.177*** (-12.64)	-0.183*** (-13.62)
Crisis3	0.107** (2.23)	0.104** (2.16)	0.120** (2.30)	0.0385 (0.87)
Crisis12	0.0196 (0.71)	0.0177 (0.64)	-0.0433 (-1.49)	-0.0430 (-1.54)
Crisis13	-0.0728 (-1.21)	-0.0761 (-1.27)	0.0403 (0.63)	0.0795 (1.34)
Crisis23	-0.282*** (-4.55)	-0.283*** (-4.57)	-0.231*** (-3.61)	-0.126** (-2.07)
LGDP	0.0615** (2.12)	0.0675** (2.34)	0.156*** (5.32)	
GDP1	1.297*** (5.05)	1.314*** (5.25)		
GDP2	0.848*** (5.21)	0.900*** (5.75)		
GDP3	-0.0744*** (-3.68)	-0.0800*** (-4.01)		
K	0.00163 (1.55)			
L	0.00134 (0.95)			
_cons	-0.288*** (-2.89)	-0.178*** (-4.19)	0.0730*** (16.42)	0.0817*** (19.97)

注：括号内为 T 统计量；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。下同。

影响系数均显著为负值，这说明这两类危机均会对一国经济造成明显的阻碍作用。另外，通过对比可以发现，货币危机相较于银行业危机，对本国经济增长带来的负面影响明显更大，这与假设 3 相符。

二是从危机叠加的系数上来看，主权债务危机和货币危机同时爆发时，会对一国经济产生明显的负面冲击，并且危机的叠加效应使得这种负面冲击相较单独发生货币危机时更为明显。这种危机叠加情况下的结论与假设 2 一致。

然而，在普通面板分析中，主权债务危机对 GDP 的影响系数却显著为正，这说明在忽略空间效应的前提下，一国发生主权债务危机反而会促进经济增长。这一结论虽然与假设 1 不符，但却可以通过以下经济事实解释：一国如果发生主权债务危机，该国政府可以通过这种“赖账”行为逃避还债带来的巨大经济压力，因此，主权债务危机的这种正面影响实际上是一种“以邻为壑”的结果。同时，由于经济全球化导致各国经济联系紧密，主要大国为防范小国主权债务危机对自己造成不利影响，大多会通过救助计划或用债券展期的方式引导债务国提升还债能力，而无论何种救助方式，均会在短期内从客观上提升债务国的经济表现。因此，其经济效应究竟如何，还有待于通过空间计量模型检验，这也从侧面反映了本文在综合危机传染效应基础上研究危机对各国经济的真实影响的必要性。

基于以上分析可以看到，三类危机及叠加效应对各国经济增长产生了不同程度的影响。然而，正如前文所述，若想确认三种危机及其叠加效应是否会在国家间传导，还需要通过空间计量模型对空间依赖效应进行进一步的探讨。

### 2. 空间面板数据基础回归及分析

面板回归的结果证明，研究经济增长在地区间的空间依赖效应是有必要的。通过 Moran's I 检验方法，对 39 个国家的 GDP 增长率进行空间相关性分析后，发现样本期内的各国经济增长存在显著的空间自相关，也从计量层面说明，运用空间计量方法检验三类主要危机对经济的影响是必要的。本文首先采用贸易依存度的空间权重矩阵估计得到空间面板基础模型的回归结果，如表 4 所示，通过分析，得到以下结论。

一是经济增长的空间依赖系数显著为正值，说明经济增长在地区之间存在较强的空间正相关。也就是说，一个地区的经济增长会促进与其贸易依存度较高的地区的经济增长，这充分说明贸易依存度的提高会使地区间的经济增长趋于一致。

二是通过观察空间依赖项系数后发现，

表 4 空间面板数据基础回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
Crisis1	0.000333 (0.03)	-0.000269 (-0.03)	-0.00370 (-0.34)	-0.00450 (-0.39)
Crisis2	-0.130*** (-11.02)	-0.131*** (-11.29)	-0.127*** (-10.34)	-0.128*** (-9.95)
Crisis3	0.0859*** (2.77)	0.0826*** (2.67)	0.0999*** (3.04)	0.0890*** (2.60)
Crisis12	-0.0621*** (-2.87)	-0.0601*** (-2.79)	-0.0969*** (-4.30)	-0.0963*** (-4.06)
Crisis13	-0.0762* (-1.95)	-0.0795** (-2.04)	-0.0270 (-0.67)	-0.0166 (-0.40)
Crisis23	-0.372*** (-8.80)	-0.375*** (-8.88)	-0.388*** (-8.77)	-0.387*** (-8.36)
LGDP	0.0145 (0.69)	0.0204 (0.98)	0.0197 (0.91)	
GDP1	0.937*** (4.78)	0.923*** (4.75)		
GDP2	0.402*** (3.66)	0.443*** (4.15)		
GDP3	-0.0314*** (-2.83)	-0.0335*** (-3.03)		
K	0.00145* (1.72)			
L	0.000544 (0.47)			
W.Crisis1	-0.0305** (-2.26)	-0.0311** (-2.32)	-0.0277* (-1.94)	-0.0290* (-1.91)
W.Crisis2	-0.0687* (-1.78)	-0.0715* (-1.86)	-0.0897** (-2.20)	-0.0917** (-2.14)
W.Crisis3	-0.331*** (-3.34)	-0.331*** (-3.34)	-0.320*** (-3.06)	-0.354*** (-3.23)
W.Crisis12	0.157*** (2.71)	0.164*** (2.84)	0.176*** (2.84)	0.180*** (2.76)
W.Crisis13	0.184 (1.53)	0.176 (1.46)	0.158 (1.22)	0.154 (1.14)
W.Crisis23	0.289** (2.23)	0.290** (2.24)	0.313** (2.25)	0.340** (2.33)
W.GDP	0.668*** (19.47)	0.669*** (19.52)	0.670*** (18.91)	0.673*** (17.90)
_cons	0.0615*** (41.95)	0.0616*** (41.95)	0.0664*** (41.92)	0.0699*** (39.09)

银行业危机、货币危机和主权债务危机的系数均显著为负值，这说明在考虑空间依赖效应后，三类危机均会对经济增长产生负向冲击。综合考虑空间依赖项与非空间依赖项系数，可以发现三类危机中，货币危机的负面影响仍旧是最显著的，这与假设 3 吻合。

三是与面板回归结果相比，在考虑了空间效应后，银行业危机与主权债务危机的相关系数出现了一些变化。一方面，银行业危机的非空间依赖项系数不再显著，而空间依赖项估计系数变小，这说明银行业危机通过实体经济渠道传染可能有限，需要考察其直接效应与间接效应，并需要在更换空间矩阵后进行对比来考察结论的稳健性；另一方面，主权债务危机的空间依赖项系数显著为负，一定程度上验证了前文中对普通面板回归部分的解释，说明主权债务危机的真实影响可能更侧重于传染效应而非本地效应。

从三类危机的叠加效应来看，三类危机相互之间叠加效应的非空间依赖估计系数均显著为负值。然而，值得注意的是，包含货币危机的两类危机叠加效应的空间依赖估计系数变为正值，这说明各类危机的真实叠加效应有待通过分析直接效应与间接效应来进一步检验，这也从侧面反映了普通面板回归结果可能解释力较弱。

表 5 展示了上述回归中银行业危机、货币危机和主权债务危机，及其两两交互得到的叠加效应对经济增长的直接效应、间接效应和总效应。对于空间计量分析而言，这些效应比单一的相关系数更能反映解释变量对被解释变量的影响，究竟是通过外部渠道，还是自身渠道实现。通过分析，可以得到以下结论。

一是三类危机对经济增长的影响不尽相同，但其间接效应及总效应均显著为负；同时，三类危机中仅有货币危机对经济增长始终存在负的直接效应，其他两类危机的直接效应并不始终显著，部分回归中主权债务危机的直接效应为正。此外，经过对比发现，通过实体经济渠道实现的传染效应，主权债务危机最为明显，货币危机次之，银行业危机传染效应最小。这一结果一方面印证了

假设 1；另一方面，结合普通面板部分的分析，也说明尽管主权债务危机的确可能对本国经济产生正面的本地效应，但综合传染效应后来看，主权债务违约无疑是一种“饮鸩止渴”的行为。

二是危机叠加效应方面，包含货币危机在内的两类危机叠加对经济增长影响的总效应均不显著，但其负向的直接效应却十分显著，这与前文假设相吻合。但必须注意到，银行业危机和货币危机的叠加对经济增长的影响存在正向的间接效应。通过梳理数据发现，一个可能合理的解释是，这两类危机同时发生时，大多处于亚洲金融风暴末期，此时正值全球经济回暖之际，各国可能会因其他利好事件的发生而掩盖了危机叠加带来的负面效应。

## （二）对比分析及稳健性分析

如前文所述，为避免因使用单一空间矩阵而造成回归结果的偏误，同时也为了检验不同传染渠道是否会对危机传染效应造成影响，本文分别使用 DTC 空间权重矩阵 ( $W_2$ )、地理距离空间权重矩

表 5 三类危机及叠加的直接效应、间接效应和总效应

		(1)	(2)	(3)	(4)
Crisis1	直接效应	-0.0026	-0.0033	-0.0066	-0.0076
	间接效应	-0.0883***	-0.0916***	-0.0887***	-0.0948***
	总效应	-0.0909***	-0.0948***	-0.0953***	-0.1024***
Crisis2	直接效应	-0.1448***	-0.1463***	-0.1444***	-0.1458***
	间接效应	-0.4530***	-0.4657***	-0.5139***	-0.5271***
	总效应	-0.5977***	-0.6120***	-0.6582***	-0.6729***
Crisis3	直接效应	0.0597*	0.0561	0.0755**	0.0603
	间接效应	-0.7962***	-0.8058***	-0.7415**	-0.8709**
	总效应	-0.7365**	-0.7497**	-0.6660*	-0.8106**
Crisis12	直接效应	-0.0511**	-0.0483**	-0.0861***	-0.0850***
	间接效应	0.3353*	0.3608**	0.3271*	0.3412*
	总效应	0.2841	0.3126*	0.241	0.2561
Crisis13	直接效应	-0.0635	-0.0677	-0.0135	-0.0027
	间接效应	0.3882	0.3583	0.4113	0.4224
	总效应	0.3247	0.2906	0.3978	0.4197
Crisis23	直接效应	-0.3681***	-0.3711***	-0.3829***	-0.3792***
	间接效应	0.1179	0.1141	0.1564	0.2367
	总效应	-0.2502	-0.2571	-0.2265	-0.1425

阵 ( $W_1$ ) 和货币政策关系空间权重矩阵 ( $W_3$ ) 对模型进行估计, 结果如表 6 所示。通过对比, 可以得到以下结论。

一是当空间矩阵选择地理距离矩阵和货币政策关系矩阵时, 经济增长的空间依赖系数依然为正。这说明, 无论使用贸易距离、地理距离, 还是货币政策关系距离, 经济增长在各地地区之间的相互促进作用均显著存在。

二是当选用货币政策关系矩阵时, 模型估计结果反映的银行业危机的空间依赖和非空间依赖估计系数, 与选用贸易距离矩阵时出现了较大差异。空间依赖系数不再显著, 而非空间依赖系数却变得显著为负, 主权债务危机的空间依赖项系数也不再显著。对于银行业危机及主权债务危机的真实影响情况, 还需像前文一样分析其直接效应与间接效应。

表 7 为使用三个不同的空间权重矩阵的空间计量模型所得到的银行业危机、货币危机和主权债务危机以及其叠加效应, 对经济增长的直接效应、间接效应和总效应统计表。通过该表可以得到以下结论。

一是当使用货币政策关系矩阵时, 银行业危机的直接效应变成显著为负, 并且间接效应不再显著, 而此时主权债务危机的间接效应也不再显著。结合前文结论, 可以验证本文假设 3 中的结论, 主权债务危机和银行业危机的传导途径可能更依赖于实体经济渠道。

二是主权债务危机与其他两类危机不同, 其直接效应始终为正。结合普通面板回归部分的分析, 说明主权债务危机事件本身对于一国经济很可能由于“以邻为壑”而产生正面影响。

总体来看, 当使用货币政策关系矩阵时, 模型中与银行业危机及主权债务危机有关的部分结论发生了变化, 这也印证了前文的假设 3。除此以外, 在使用不同的空间权重矩阵时, 各类危机, 尤其是与货币危机相关的危机叠加, 其各相关系数及其效应的正负方向及显著程度基本保持一致。另外, 为避免使用不同的空间计量模型带来的影响, 本文分别用 SDM、SAR 和 SLX 模型进行对比分析, 发现使用 SAR 模型与 SLX 模型所得结果与 SDM 模型基本接近。因此, 本文的模型设定较为稳健可靠<sup>①</sup>。

表 6 使用不同空间矩阵的空间面板数据回归结果

	(1)	(2)	(3)
Crisis1	0.000333 (0.03)	-0.00815 (-0.78)	-0.0295*** (-3.16)
Crisis2	-0.130*** (-11.02)	-0.132*** (-11.20)	-0.150*** (-11.91)
Crisis3	0.0859*** (2.77)	0.0802*** (2.58)	0.0849** (2.53)
Crisis12	-0.0621*** (-2.87)	-0.0588*** (-2.72)	-0.0564** (-2.45)
Crisis13	-0.0762* (-1.95)	-0.0747* (-1.91)	-0.0658 (-1.57)
Crisis23	-0.372*** (-8.80)	-0.377*** (-8.93)	-0.361*** (-7.96)
LGDP	0.0145 (0.69)	0.00732 (0.34)	0.0153 (0.65)
GDP1	0.937*** (4.78)	1.087*** (5.50)	0.989*** (4.69)
GDP2	0.402*** (3.66)	0.315*** (2.85)	0.285** (2.39)
GDP3	-0.0314*** (-2.83)	-0.0271** (-2.35)	-0.0255* (-1.89)
K	0.00145* (1.72)	0.00220*** (2.61)	0.00223** (2.49)
L	0.000544 (0.47)	-0.000252 (-0.22)	0.00103 (0.84)
W.Crisis1	-0.0305** (-2.26)	-0.0120 (-0.85)	-0.00176 (-0.10)
W.Crisis2	-0.0687* (-1.78)	-0.239*** (-3.42)	-0.301** (-2.45)
W.Crisis3	-0.331*** (-3.34)	0.238 (1.03)	-0.0634 (-0.16)
W.Crisis12	0.157*** (2.71)	0.236** (2.42)	0.484** (2.50)
W.Crisis13	0.184 (1.53)	-0.713** (-2.36)	-0.484 (-0.91)
W.Crisis23	0.289** (2.23)	0.141 (0.44)	0.787 (1.45)
W.GDP	0.668*** (19.47)	0.646*** (14.85)	0.671*** (13.36)
-cons	0.0615*** (41.95)	0.0615*** (42.06)	0.0657*** (42.09)

注: (1)(2)(3) 分别为使用  $W_2$ 、 $W_1$ 、 $W_3$  得到的回归结果, 下表同。

<sup>①</sup>篇幅所限, 不同空间模型回归结果未予以列示, 感兴趣的读者可向作者索取。



## 四、结论与启示

本文站在宏观角度，研究了银行业危机、货币危机和主权债务危机这三类危机的叠加效应，以及在当前经济全球化背景下，哪些危机具有明显的传染效应；并通过世界主要的 39 个国家和地区 1990—2017 年的跨国面板数据进行了实证分析，得到以下结论。第一，银行业危机、货币危机和主权债务危机均会给经济发展带来明显的负面作用，并且三类危机中货币危机的负面作用最为明显。第二，在三类危机中，主权债务危机和银行业危机的影响主要在于实体经济渠道传导的传染效应，并且其影响力度有显著区别；而货币危机对经济的影响既有较强的本地效应，又有显著的传染效应，并且可通过多种渠道进行传染。第三，在考虑空间依赖性后，三类危机的叠加效应中，银行业危机和货币危机叠加，以及货币危机和主权债务危机叠加，表现出了显著为负的直接效应，但三类危机的叠加效应并未表现出明显的传染性。

本文的研究结论对于我国维持经济与金融稳定具有一定的指导意义。首先，空间计量的实证结果表明，经济增长在地区之间存在较强的空间正相关，贸易依存度的提高会使地区间的经济增长趋于一致。因此，需要注重防范贸易渠道引发的传染。其次，三类危机均会对本国经济发展造成不同程度的负面影响，尤以货币危机为甚。因此，在人民币汇率改革进程中，不应放纵汇率完全自由波动，在汇率出现剧烈波动时应及时干预，避免货币危机对我国经济造成冲击。最后，尽管我国目前整体基本不存在主权债务风险问题，但由于主权债务危机具有较强的传染性，因此，我国在与“一带一路”沿线国家进行经济往来的同时，一定要注重防范他国主权债务风险可能对我国造成的负面效应。

(责任编辑 田 园)

### 参考文献：

- [1] 陈浪南, 赵旭, 罗融. 欧洲主权债务危机对我国经济增长影响的实证研究——基于经济全球化的视角[J]. 国际金融研究, 2015 (2): 45-54
- [2] 程棵, 陆凤彬, 杨晓光. 次贷危机传染渠道的空间计量[J]. 系统工程理论与实践, 2012, 32 (3): 483-494
- [3] 杜萌, 马宇. 主权债务危机违约的成本分析——来自新兴市场国家和发展中国家的证据[J]. 国际金融研究, 2017 (8): 33-42
- [4] 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, 26 (8): 63-73
- [5] 李立, 田益祥, 张高勋等. 空间权重矩阵构造及经济空间引力效应分析——以欧债危机为背景的实证检验[J]. 系统工程理论与实践, 2015, 35 (8): 1918-1927

表 7 使用不同空间矩阵的三类危机及叠加的效应统计

		(1)	(2)	(3)
Crisis1	直接效应	-0.0026	-0.0093	-0.0307***
	间接效应	-0.0883***	-0.0478*	-0.0644
	总效应	-0.0909***	-0.0571**	-0.0950**
Crisis2	直接效应	-0.1448***	-0.1528***	-0.1712***
	间接效应	-0.4530***	-0.8951***	-1.1987***
	总效应	-0.5977***	-1.0478***	-1.3698***
Crisis3	直接效应	0.0597*	0.0988***	0.0846*
	间接效应	-0.7962***	0.8010	-0.0190
	总效应	-0.7365**	0.8998	0.0655
Crisis12	直接效应	-0.0511**	-0.0461**	-0.0327
	间接效应	0.3353*	0.5474**	1.3327**
	总效应	0.2841	0.5013*	1.3000**
Crisis13	直接效应	-0.0635	-0.1236***	-0.0938*
	间接效应	0.3882	-2.1048**	-1.5772
	总效应	0.3247	-2.2284**	-1.6710
Crisis23	直接效应	-0.3681***	-0.3839***	-0.3325***
	间接效应	0.1179	-0.2848	1.6264
	总效应	-0.2502	-0.6688	1.2938

- [6] 王道平, 范小云, 陈雷. 可置信政策、汇率制度与货币危机: 国际经验与人民币汇率市场化改革启示[J]. 经济研究, 2017, 52 (12): 119-133
- [7] 王永巧, 刘诗文. 基于时变 Copula 的金融开放与风险传染[J]. 系统工程理论与实践, 2011, 31 (4): 778-784
- [8] 徐康宁, 陈丰龙, 刘修岩. 中国经济增长的真实性的检验: 基于全球夜间灯光数据的检验[J]. 经济研究, 2015, 50 (9): 17-29
- [9] 叶永刚, 杨飞雨, 郑小娟. 国家信用风险的传导与影响研究——以欧元区债务危机为例[J]. 金融研究, 2016 (2): 172-179
- [10] 朱钧钧, 谢识予, 许祥云. 基于空间 Probit 面板模型的债务危机预警方法[J]. 数量经济技术经济研究, 2012, 29 (10): 100-114
- [11] Asgharian H, Hess W, Liu L. A Spatial Analysis of International Stock Market Linkages[J]. Journal of Banking & Finance, 2013, 37 (12): 4738-4754
- [12] Demirgüç-Kunt A, Detragiache E. The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries [J]. Staff Papers. 1998, 45 (1): 81-109
- [13] Durante F, Foscolo E, Sabo M. A Spatial Contagion Test for Financial Markets[C]. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 2013
- [14] Frankel J A, Rose A K. Currency Crashes in Emerging Markets: An Empirical Treatment[J]. Journal of International Economics, 1996, 41 (3): 351-366
- [15] Goldfajn I, Valdés R. Capital Flows and the Twin Crises: The Role of Liquidity[M]. International Monetary Fund, 1997
- [16] Grilli R, Tedeschi G, Gallegati M. Markets Connectivity and Financial Contagion[J]. Journal of Economic Interaction and Coordination, 2015, 10 (2): 287-304
- [17] Honohan P, Klingebiel D. Controlling the Fiscal Costs of Banking Crises[Z]. The World Bank, 2000
- [18] Kaminsky G L, Reinhart C M. On Crises, Contagion, and Confusion[J]. Journal of International Economics, 2000, 51 (1): 145-168
- [19] Laeven L, Valencia F. Systemic Banking Crises Database[J]. IMF Economic Review, 2013, 61 (2): 225-270
- [20] LeSage J, Pace R K. Introduction to Spatial Econometrics[M]. Chapman and Hall/CRC, 2009
- [21] Manasse P, Roubini N, Schimmel Pfennig A. Predicting Sovereign Debt Crises[J]. Social Science Electronic Publishing, 2006, 03 (221): 192-205
- [22] Reinhart C M, Rogoff K S. From Financial Crash to Debt Crisis[J]. American Economic Review, 2011, 101 (5): 1676-1706
- [23] Sy A N R. Rating the Rating Agencies: Anticipating Currency Crises or Debt Crises? [J]. Journal of Banking & Finance, 2004, 28 (11): 2845-2867
- [24] Tam, Sun P. A Spatial Temporal Analysis of East Asian Equity Market Linkages[J]. Journal of Comparative Economics, 2014, 42 (2): 304-327
- [25] Viale A M, Bessler D A, Kolari J W. On the Structure of Financial Contagion: Econometric Tests and Mercosur Evidence[J]. Journal of Applied Economics, 2014, 17 (2): 373-400

**Abstract:** Since the 1980s, the specific form of the financial crisis has begun to manifest itself in three forms: banking crisis, currency crisis, and sovereign debt crisis. As its influence has intensified, the scope of the influence has gradually increased. This paper selects the 39 most important countries in the world and intercepts 28 years of data samples to study the overlapping effects of the three different types of crises as well as the contagious effects among them in the globalization background. The analysis shows that: (1) Currency crisis, banking crisis and sovereign debt crisis will bring obvious negative effects on economic development, and the negative effects of currency crisis are the most obvious; (2) Among these three types of financial crises, sovereign debt crisis and banking crisis affect the economy variously through contagious effect, whereas the impact of the currency crisis on the economy is both direct and indirect through different channels; (3) The superposition effect of the three types of crises is mainly manifested as negative direct effect, without showing obvious contagiousness.

**Keywords:** Financial Crisis; Contagion Effect; Superposition Effect; Spatial Panel Regression