

# 基于 VAR 模型的金融危机传染效应检验方法与实证分析

张志波<sup>1,2</sup>, 齐中英<sup>1</sup>

(1. 哈尔滨工业大学管理学院, 黑龙江 哈尔滨 150001; 2. 中国浦东干部学院, 上海 201204)

**摘要:** 随着国际经济一体化程度的提高, 经济风险的波及效应也日益显著。20 世纪 90 年代以来爆发的国际金融危机, 通过金融市场体系对各国产生的传染效应便是典型的表现之一。本文运用 VAR 系统的方法, 提出了通过分析危机前后各国市场波动性之间的因果关系的变化、以及被传染国家对危机发源国的冲击响应的变化, 来检验金融危机传染效应的新方法。并运用此方法, 实证分析了亚洲金融危机的传染效应。

**关键词:** 危机传染效应; VAR; Granger 因果检验; 脉冲响应

**中图分类号:** F831.59 **文献标识码:** A **文章编号:** 1004-6062(2005)03-0115-06

国际经济活动中的突发性风险事件, 通过经济系统的作用机制对国际经济产生深远的影响, 其所波及的范围和冲击的强度往往是人们事先难以估量的。发生在 1973 年和 1979 年的两次石油价格危机, 以及 20 世纪 90 年代的国际金融危机, 对国际经济秩序和各国经济发展均产生了广泛的冲击和严重的后果。因此, 建模研究多个经济市场间的危机传染效应以及及时采取措施防范传染的进一步扩散, 对维护一国经济安全、乃至全球经济金融体系的稳定都具有重要意义。

## 1 文献回顾

所谓危机的传染, 是指一个国家的危机导致另一个国家发生危机的可能性, 它强调的是某一个国家发生危机的原因就是另一个国家发生的危机——如果另一个国家没有发生危机, 这个国家原本也不会发生危机<sup>[1]</sup>。目前已有的传染检验方法多集中在资产价格的协同运动上, 主要有资产价格的相关性分析、波动性溢出分析、发生危机的条件概率检验、协整分析等。

1) 资产价格的相关性分析。这种方法认为, 如果危机期间不同国家的资产价格的相关系数显著增加, 就说明在受到冲击后两个市场间的传递机制加强并发生了传染。Calvo 和 Reinhart(1996)<sup>[2]</sup>、Baig 和 Goldfajn(1998)<sup>[3]</sup> 分别用这种方法检验了 1994 年墨西哥危机和 1997 年亚洲金融危机的传染现象, 他们均发现危机阶段的相关系数明显大于平稳阶段。但是, 资产价格相关系数的显著增加, 并不能充分证明传染的存在。相关系数仅从统计上表明数据的相关关系, 即使相关系数接近于 1 也并不意味着存在经济上的因果关系<sup>[4]</sup>。

2) 波动性溢出分析。这种方法通过检验危机阶段不同国家的金融市场的条件方差是否相关来检验传染的存在性, 通常使用 GARCH (Generalized Autoregressive Conditional

Heteroskedasticity) 模型。Edwards(1998)<sup>[5]</sup> 用 GARCH 模型检验了 1994 年墨西哥利率波动对阿根廷和智利的溢出效应。Park 和 Song(1998)<sup>[6]</sup> 也用此模型检验了亚洲金融危机期间东亚 8 个国家外汇市场的波动溢出效应。但是, 当存在内生变量时, 该方法可能过度估计了波动的溢出效应, 也就是说方差的改变可能是由于参数的改变或者结构冲击的异方差性引起的<sup>[7]</sup>。

3) 条件概率分析。这种方法通常在对经济基本面因素加以控制后, 通过估计其它地区发生危机时本国发生危机的条件概率来检验本国发生危机的可能性是否因其它地区危机的存在而增加, 进而判断危机是否传染到本国。Eichengreen, Rose 和 Wyplosz(1996)<sup>[8]</sup>、Glick 和 Rose(1999)<sup>[9]</sup> 等分别用 Probit 模型对金融危机的传染效应进行了经验分析。这种方法的一个优点就是比较容易定量分析传染的存在性。但当该方法没有考虑变量的异方差性问题时, 其估计结果也是有偏的。

4) 协整分析。这种方法通过协整方法对市场间的长期关系进行估计, 并通过对长期均衡偏离的分析来检验传染。Cashin 等(1995) 对 7 个工业化国家和 6 个新兴市场国家在 1989 年 1 月至 1995 年 3 月的证券市场指数进行协整分析, 结果表明在 90 年代后, 新兴市场的一体化程度有了很大提高, 另外通过对各国国内市场指数短期相互作用的分析, 他们认为在某个国家的特殊冲击需要几周时间才能传染到其它国家。Kaminsky(2000)<sup>[10]</sup> 等也用这种方法证实了传染的存在。但是, 自墨西哥金融危机以来大多数的危机都是短期事件, 而协整分析不能发现短期的动态效应。

此外, 还有新闻溢出分析、极端值分析等。综观以上各种方法主要是通过方差-协方差矩阵或相关系数来分析市场相关程度, 主要目的是检验数据生成过程中参数的稳定性,

收稿日期: 2003-07-28 修回日期: 2004-03-17

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(70171012)

作者简介: 张志波(1976—), 女, 黑龙江人, 哈尔滨工业大学管理学院博士研究生, 研究方向为国际金融。

但是如果存在内生变量、忽略变量和异方差性等问题, 其参数稳定性的检验结果往往是有偏的<sup>[11]</sup>。虽然在某些特殊情况下可以进行修正, 但其结果不具有普适性。并且这些方法都无法再现传染的动态效应, 更无法将传染冲击的力度量化。

## 2 检验方法

鉴于传统检验方法的多种弊端, 本文提出运用向量自回归 (VAR) 系统来检验金融危机的传染效应。VAR (Vector Autoregression) 系统是 Sims 于 1980 年提出的一种新型宏观经济计量模型, 它由一组动态联立方程构造而成。与一般联立方程组模型不同, VAR 系统将所考虑的经济变量纳入一个系统, 能够反映系统的完全信息。VAR 系统中包含的所有变量都视为内生变量, 避免了划分内生变量和外生变量以及识别模型等复杂问题, 从而解决了以回归分析为基础的研究方法的(潜在的)内生性问题<sup>[12]</sup>。在 VAR 系统中, 经济理论的作用仅限于选择变量和确定变量的滞后长度, 从而使经济理论对统计推断的限制减少到最低程度。VAR 系统的解释变量全部都是滞后变量, 因而可以描述变量之间的动态联系。此外, VAR 系统还有独特的分析功能, 如对变量之间的 Granger 因果关系进行检验、脉冲响应 (Impulse responses) 分析等。Granger 因果检验和脉冲响应分析并不是建立在参数估计基础上的, 因此它能避免传统的基于参数估计的检验方法中的忽略变量、内生变量和异方差性等问题。正是由于 VAR 模型具有上述优点和功能, 所以它很适合于检验金融危机的传染效应。

对金融危机发生前后两个市场波动性之间的 Granger 因果关系的变化进行分析, 可以判断是否存在传染效应。如果危机前的平稳期和危机期两个市场的波动性之间都不存在因果关系, 则这种情况不存在传染; 如果平稳期两个市场的波动性之间不存在因果关系, 而在危机期出现了因果关系, 则这种情况存在传染; 如果平稳期和危机期两个市场的波动性之间都存在因果关系, 则需进一步分析才能判断是否存在传染效应, 为此, 可进行脉冲响应分析。脉冲响应分析是指系统对其某一变量的一个冲击所做出的反映, 它可以动态地描述某国发生的危机对其它国家冲击的强度和冲击持续的时间, 如果危机期的脉冲响应与平稳期的脉冲响应相比急剧增加, 则可以说明传染效应的存在; 否则, 不存在传染效应。

### 2.1 Granger 因果检验

对  $\{X_t\}$  和  $\{Y_t\}$  两个时间序列, 依据 Granger<sup>[13]</sup> 的定义, 如果相对于仅用  $Y_t$  的过去值来预测  $Y_t$  时,  $X_t$  的过去值能用来改进对  $Y_t$  的预测。即如果  $X_t$  的过去值能统计地改进对  $Y_t$  的预测, 则称  $X_t$  因果于 (Granger-causes)  $Y_t$ 。Granger 因果检验不仅能对变量之间的长期关系进行检验, 而且也能对变量之间的短期关系进行检验。对不存在单位根的两个平稳序列, 可以定义如下方程:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^k \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j X_{t-j} \quad (1)$$

检验从  $X_t$  到  $Y_t$  的因果关系, 即为检验  $\beta_j$  的零假设。

原假设  $H_0: \beta_j = 0, j = 1, 2, \dots, m$

各择假设  $H_1: \beta_j \neq 0, \forall j, 1 \leq j \leq m$

如果接受原假设, 则不存在  $X_t$  到  $Y_t$  的因果关系; 反之, 则存在  $X_t$  到  $Y_t$  的因果关系。

### 2.2 脉冲响应函数

考虑一个  $P$  阶向量自回归 (VAR) 模型:

$$Y_t = B + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中,  $Y_t$  由内生变量组成的  $k$  维向量,  $A_i$  是系数矩阵,  $B$  是常数向量,  $\varepsilon_t$  是  $k$  维误差向量, 其协方差矩阵为  $\Omega$ 。

一般地, 如果 (2) 式是可逆的, 则它能表示成一个向量移动平均模型 (VMA):

$$Y_t = C + \sum_{s=0}^{\infty} \Psi_s \varepsilon_{t-s} \quad (3)$$

其中,  $\Psi_s$  是系数矩阵,  $C$  是常数向量, 它们可由 (2) 式中的  $A_i$  和  $B$  求出。

根据 (3) 式可以看出, 系数矩阵  $\Psi_s$  的第  $i$  行第  $j$  列元素表示, 变量  $i$  对由变量  $j$  产生的单位冲击的  $S$  期滞后反映, 即 VAR 系统中变量  $i$  对变量  $j$  的  $S$  期脉冲响应。

这里隐含了一个假设, 即误差向量  $\varepsilon_t$  的各分量之间不相关。但一般情况下上述假设并不成立, 也就是说向量  $\varepsilon_t$  不是标准的向量白噪声,  $\Omega$  也不是对角阵。为此, 常做如下变换:

由于误差向量的协方差矩阵  $\Omega$  是正定的, 因此存在一个非奇异阵  $P$  使得  $PP' = \Omega$ , 于是 (3) 式可以表示为:

$$Y_t = C + \sum_{s=0}^{\infty} (\Psi_s P) (P^{-1} \varepsilon_{t-s}) = C + \sum_{s=0}^{\infty} (\Psi_s P) \omega_{t-s} \quad (4)$$

经过变换, 原误差向量  $\varepsilon_t$  变成标准的向量白噪声  $\omega_t$ 。此时, 系数矩阵  $\Psi_s P$  的第  $i$  行第  $j$  列元素表示, 系统中变量  $i$  对变量  $j$  的一个标准误差的正交化冲击的  $S$  期脉冲响应。

## 3 实证分析

### 3.1 样本选取及数据预处理

本文以亚洲金融危机期间亚洲 9 个国家 (或地区) 的外汇市场的波动为例进行传染检验, 选取的指标为各国货币兑美元的汇率, 包括港元 HKD、印尼盾 IDR、韩元 KRW、马来西亚林吉特 MYR、菲律宾比索 PHP、中国大陆人民币 RMB、新加坡元 SGD、泰铢 THB、台币 TWD。样本为 1995 年 7 月 3 日至 1998 年 6 月 30 日的日数据, 并把样本周期划分为两个子周期, 其中 1995 年 7 月 3 日至 1997 年 6 月 30 日为危机前的平稳期, 共 508 个观察值; 1997 年 7 月 2 日至 1998 年 6 月 30 日为危机期, 共 250 个观察值。数据来源于 <http://pacific.commerce.ubc.ca/4xr>, 分析软件为 Eviews 3.1。

考虑到汇率分布的非正态性与变易率聚类性 (volatility clustering)<sup>[14]</sup>, 即波动性不仅随时间  $t$  变化, 而且常常在某一时间段内连续出现偏高或偏低的情况, 首先采取由 Engle (1982) 提出的拉格朗日乘子检验 (Lagrange multiplier test)<sup>[15]</sup> 分

别对各国汇率自回归方程的残差的 GARCH (Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) 现象进行检验, 结果表明各国汇率的残差均存在 GARCH 现象。因此, 用 Bollerslev 提出的 GARCH 模型( GARCH 模型是目前消除金融数据条件异方差的最有效方法与途径<sup>[6]</sup>) 来模拟汇率, 用模型残差的方差项来描述外汇市场的波动率。考虑如下的 GARCH(1, 1) 模型:

$$\begin{aligned}
 R_t &= \mu + \varepsilon_t \\
 \varepsilon_t &= \sigma_t v_t \quad v_t \sim NID(0, 1) \\
 \sigma_t^2 &= c + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (5)
 \end{aligned}$$

其中  $R_t$  为汇率,  $\mu, c, \alpha, \beta$  是未知参数, 其值可由极大似然估计而得到。

(5) 式中的条件方差  $\sigma_t^2$  代表了汇率的波动率。

### 3.2 单位根检验 (Unit Root Test)

由 Granger 因果关系的定义知, 所检验的时间序列必须

表1 平稳期单位根检验结果

	HKD	IDR	KRW	MYR	PHP	RMB	SGD	THB	TWD
L	- 1.710393	- 2.028965	0.033217	- 2.572822	- 2.774978	- 0.570211	- 2.021689	- 2.603957	- 2.146114
$\Delta$	- 11.3403*	- 13.0396*	- 10.6583*	- 8.94515*	- 9.70575*	- 10.9788*	- 9.24062*	- 3.51427*	- 7.70736*

注: \* 表示在 1% 的显著水平下拒绝变量非平稳的原假设, 1% 的临界值为 - 3.4457。L 代表水平值,  $\Delta$  代表一阶差分(表 2 同)。

表2 危机期单位根检验结果

	HKD	IDR	KRW	MYR	PHP	RMB	SGD	THB	TWD
L	- 2.471642	- 0.353966	- 1.302781	- 1.860808	- 2.035952	- 1.842655	- 1.794042	- 1.851438	- 1.109118
$\Delta$	- 8.32187*	- 7.80907*	- 9.46769*	- 7.89741*	- 6.87925*	- 10.0196*	- 7.32767*	- 6.22584*	- 6.16137*

注: \* 表示在 1% 的显著水平下拒绝变量非平稳的零假设, 1% 的临界值为 - 3.4587。

表 1 和表 2 说明, 无论是平稳期还是危机期, 上述 9 个时间序列均接受存在单位根的原假设, 而取一阶差分后则变成平稳过程, 即在 1% 的显著水平下均为 I(1) 过程。

### 3.3 Granger 因果检验

表3 平稳期汇市波动性的 Granger 因果关系检验

	$\Delta$ HKD	$\Delta$ IDR	$\Delta$ KRW	$\Delta$ MYR	$\Delta$ PHP	$\Delta$ RMB	$\Delta$ SGD	$\Delta$ THB	$\Delta$ TWD
$\Delta$ HKD	—	1.4338	0.9887	0.6195	2.0060*	17.466***	1.5675	0.8798	0.7377
$\Delta$ IDR	0.6019	—	0.4910	2.8784**	0.5075	0.1212	6.7256***	0.2695	0.0215
$\Delta$ KRW	4.0775***	0.2983	—	0.0044	0.2124	0.0280	1.4566	0.3602	1.1696
$\Delta$ MYR	0.6421	4.4926**	0.8207	—	1.7178	1.0458	1.7303	1.2713	1.1956
$\Delta$ PHP	0.2945	2.5830**	0.0088	0.9460	—	1.6770	3.3089***	0.0828	1.0397
$\Delta$ RMB	14.3860***	1.0777	0.0883	1.0251	0.5143	—	0.2000	0.6715	0.3023
$\Delta$ SGD	0.5815	4.0793***	0.7810	0.2565	3.9277**	1.1236	—	0.2315	0.9539
$\Delta$ THB	2.08595	1.18844	0.05198	0.96142	0.04678	0.91193	1.85184	—	0.22925
$\Delta$ TWD	1.80036	0.67416	0.53755	0.24425	3.07225	5.18521***	1.11014	1.07969	—

注: \*\*\* (\* \*\*、\*) 代表在 1(5、10)% 的显著水平下存在因果关系。

保证严格平稳的前提, 否则容易出现“伪回归”, 所以在进行 Granger 因果检验之前应先进行单位根检验。目前常用的检验方法是 Dickey-Fuller 的 ADF 单位根检验, 检验公式如下:

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_{3i} \Delta x_{t-i} + u_t \quad (6)$$

作假设检验:  $H_0: \alpha_1 = 0, H_1: \alpha_2 < 0$

如果接受原假设  $H_0$ , 而拒绝  $H_1$ , 说明序列  $x_t$  存在单位根, 是非平稳的; 否则说明序列  $x_t$  不存在单位根, 是平稳的。对于非平稳变量, 还需检验其高阶差分的稳定性, 如果变量的  $d$  阶差分是平稳的, 则称此变量是  $I(d)$  的。式(6)中的滞后长度  $m$  根据 Schwert 提出的公式来确定:

$$m = \text{Int}\{4(N/100)^{1/4}\} \quad (7)$$

其中,  $N$  为样本数。

对亚洲 9 个国家(或地区)的汇率波动率序列进行 ADF 单位根检验, 结果见表 1 和表 2。

由于上述变量均为 I(1) 过程, 因此可进一步对这些变量的一阶差分序列进行 Granger 因果关系检验, 结果见表 3 和表 4。

表 4 危机期汇市波动性的 Granger 因果关系检验

$\begin{matrix} X \\ \swarrow \\ Y \end{matrix}$	$\Delta HKD$	$\Delta IDR$	$\Delta KRW$	$\Delta MYR$	$\Delta PHP$	$\Delta RMB$	$\Delta SGD$	$\Delta THB$	$\Delta TWD$
$\Delta HKD$	—	0.3355	0.1457	1.4152	0.0119	4.6211***	1.1939	1.1885	0.1362
$\Delta IDR$	0.8445	—	5.1208***	2.1209*	1.9303	1.0575	6.7256***	2.7510*	1.9619
$\Delta KRW$	1.1561	1.6766	—	5.1922***	0.3804	0.7396	6.5191***	0.7785	4.1067***
$\Delta MYR$	0.5469	5.3724***	0.4210	—	3.1984*	1.5429	6.9706***	1.3912	8.7389***
$\Delta PHP$	1.7428	5.1538***	1.9629	0.5592	—	1.1568	0.0457	2.3012*	4.5979**
$\Delta RMB$	2.6387***	0.5174	1.6201	0.3080	0.4680	—	1.2620	0.2964	0.8633
$\Delta SGD$	4.9695***	4.0793***	0.2306	27.118***	0.0459	10.078***	—	0.2001	1.7E-06
$\Delta THB$	1.1885	3.0848***	3.0832**	2.4480*	8.4984***	1.5275	4.0864**	—	7.0292***
$\Delta TWD$	0.1362	0.0850	2.1821	1.2711	0.0315	0.4074	0.3864	0.4552	—

注: \*\*\* (\*\*, \*) 代表在 1(5, 10)% 的显著水平下存在因果关系。

由表 3 和表 4 可以看出, 在危机前的平稳期, 只存在 3 对双向因果关系和 4 对单向因果关系, 而在危机期间各国外汇市场间的关系则变得错综复杂, 存在 6 对双向因果关系和 11 对单向因果关系。其中最明显的是平稳期泰国的汇市波动与其它国家(或地区)的汇市波动均无因果关系, 而在危机期, 泰国与中国大陆、香港以外的其它国家(或地区)都具有单向或双向因果关系, 即危机程度比较严重的国家(或地区)无一例外的都受到了泰国金融危机的冲击, 反过来, 有的国家又将危机进一步传染给了泰国, 表现出危机的交叉传染效应。不难看出, 泰国是这次危机的主要传染源。实际上, 亚洲金融危机正是以 1997 年 7 月 2 日泰铢的崩溃为起点爆发的。泰铢宣布实行浮动汇率制后, 对东盟各国的外汇市场造成强烈震荡, 印尼、马来西亚、菲律宾等纷纷被迫宣布本币贬值, 韩国从 1997 年 10 月开始下降, 连金融体系比较健全的新加坡也主动宣布新元贬值, 从而东亚金融危机全面爆发。台湾下降较轻, 中国大陆和香港特区更小。1998 年 2 月至 8 月期间东南亚四国汇率变动的相互作用仍很强, 表现出较强的联动效应和传染效应。

对于在平稳期和危机期均存在因果关系的外汇市场需要进一步进行脉冲响应分析才能判断它们之间是否存在传染效应。限于篇幅, 只以中国大陆和香港为例说明此种方法的应用。

### 3.4 脉冲响应分析

从图 1 和图 2 可以看出, 无论是人民币对港元的脉冲响应, 还是港元对人民币的脉冲响应, 危机期与平稳期相比并无明显变化, 并且冲击的响应几乎无异于零。说明在亚洲金融危机期间, 香港和大陆并不存在传染效应。实际上, 正是由于大陆坚持人民币不贬值, 才在一定程度上捍卫了港元的联系汇率制。

为了动态地描述泰国金融危机的传染效应, 更好地展现泰铢汇率波动对其它国家(或地区)货币汇率冲击的效应和持续的时间, 给出各国(或地区)汇率对泰铢冲击的响应图。

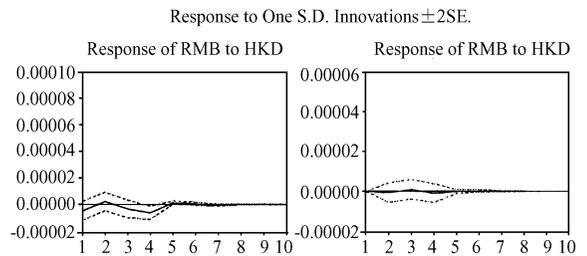


图 1 平稳期脉冲响应图

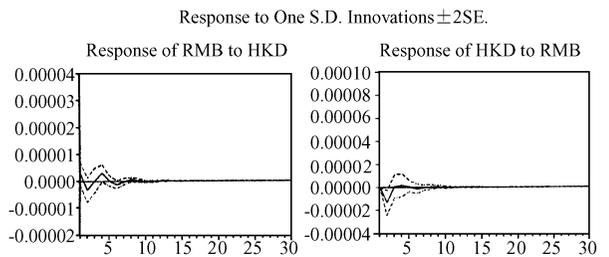


图 2 危机期脉冲响应图

对比图 3 和图 4, 可以清楚地看到, 在危机前的平稳期, 各国(或地区)外汇市场对泰国外汇市场的冲击响应比较温和, 并且冲击持续的时间很短, 一般不超过 5 天, 这段时期泰铢的波动对其它国家(或地区)的货币影响并不大。而在危机期间, 印尼、马来西亚、韩国、菲律宾的外汇市场对泰国外汇市场的冲击响应则发生了显著的变化, 在冲击的前 2 天, 它们的响应就有了明显的增加, 说明泰国外汇市场爆发的危机即刻影响到这些国家(或地区), 并且冲击持续的时间也增加到 20 天左右, 而大陆、香港的外汇市场几乎没受影响。这再次证明泰国金融危机对印尼、马来西亚、韩国、菲律宾存在较强的传染效应。

## 4 结论

对于金融危机传染现象的研究还是一个较新的领域, 本文以亚洲金融危机为例, 运用 VAR 系统的 Granger 因果检验

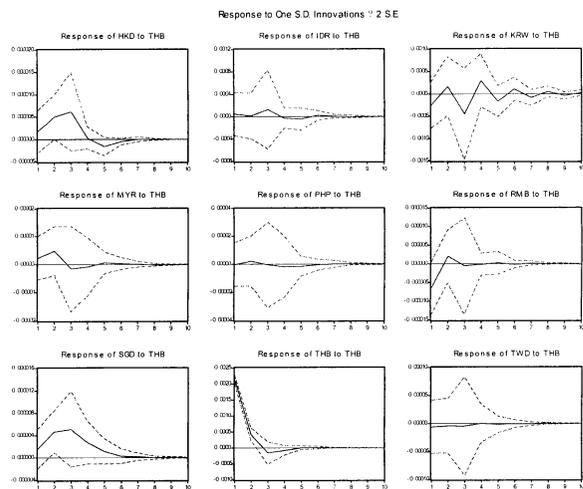


图3 平稳期脉冲响应图

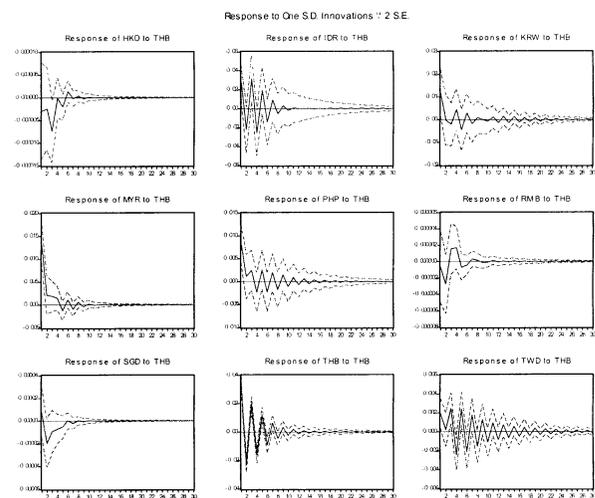


图4 危机期脉冲响应图

和脉冲响应分析实证检验了亚洲金融危机的国际传染效应。Granger 因果分析表明,在危机前的平稳期各国外汇市场的波动并不存在因果关系,而在危机期间泰铢汇率的波动对大多数国家汇率的波动都具有单向引导关系,与少数国家汇率的波动存在双向因果关系,这不仅说明了泰国金融危机对其它国家具有传染效应,也说明了金融危机的交叉传染效应。脉冲响应分析则动态描述了泰国金融危机对其它国家冲击的强度和冲击持续的时间。

采用 VAR 系统建立模型,不致于产生传统经济计量模型中常常存在的“伪回归”,从而能真切地揭示出经济变量间存在的作用机制(Granger 因果关系)<sup>[17]</sup>。同时,与相关系数分析、波动性溢出分析等方法相比,VAR 系统不仅能动态地描述一国市场波动对其它国家的即时冲击和滞后影响,而且

能定量估计冲击的强度和持续时间。

虽然该方法是检验金融危机传染效应的一种简单易用的有力工具,但由于它通常采用高频时间序列,从而无法将一些宏观经济变量包括在其中,因此,很难用该方法同时分析各种传染途径。如何用一个模型来综合分析各种传染途径以及比较各种传染效应的轻重程度,是今后进一步研究金融危机传染的方向。

参 考 文 献

[ 1 ] 王春峰,康莉,王世彤. 货币危机的传染:理论与模型[J]. 国际金融研究,1999,1:44~ 50.

[ 2 ] Calvo S, Reinhart C. Capital Inflows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects. Unpublished Manuscript [ A ]. World Bank and MF, 1995.

[ 3 ] Balg Taimur, Goldfajn Ilan. Financial Market Contagion in the Asian Crisis[ A ]. IMF Working Paper. 1998, No. W/98/ 155.

[ 4 ] 何新华,陈秀英. 经济预测方法简析及其应用[J]. 世界经济,1998,5: 66~ 70.

[ 5 ] Edwards S. Interest Rate Volatility, Capital and Contagion[ A ]. NBER Working Paper. 1998, No. 6756.

[ 6 ] Park Y C, Song C Y. Financial Contagion in the East Asian Crisis With Special Reference to the Republic of Korea[ A ]. mimeo, Korea University. 1999.

[ 7 ] Roberto Rigobon. On the Measurement of the International Propagation of Shocks[ A ]. NBER Working Paper. 1999, No. 7354.

[ 8 ] Eichengreen Barry, Rose Andrew K, Wyplosz Charles. Contagious Currency Crises[ A ]. NBER Working Paper. 1996, No. 5681.

[ 9 ] Glick R, Rose A K. Contagion and Trade Why are Currency Crises Regional? [ J ]. Journal of International Money and Finance 1999, 18: 603~ 617.

[ 10 ] Kaminsky G, Reinhart C M. On Crises, Contagion and Confusion[ J ]. Journal of International Economics. 2000, 51: 145~ 168.

[ 11 ] 冯芸,吴冲锋. 基于引导和互动性的传染检验[J]. 世界经济,2002,2: 34~ 42.

[ 12 ] Sebastian Edwards. Interest Rates, Contagion and Capital Controls [ A ]. NBER Working Paper. 2000, No. 7801.

[ 13 ] Granger C J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods[ J ]. Econometrica. 1969, 37: 424~ 438.

[ 14 ] 陆懋祖. 高等时间序列计量经济学[M]. 上海: 上海人民出版社,1999. 278~ 331.

[ 15 ] 李子奈,叶阿忠. 高等计量经济学[M]. 北京: 清华大学出版社,2000. 231~ 234.

[ 16 ] 马超群,陈牡妙. 金融系统 ARCH 模型及应用[J]. 湖南大学学报,1998,25(5): 108~ 112.

[ 17 ] 何新华,吴海英,刘仕国等. 中国宏观经济季度模型 China\_QEM[ J ]. 世界经济统计研究,2003,3: 1~ 24.

## Testing Approach and Empirical Analysis on Contagion Effect Based on VAR Model

ZHANG Zhi-bo<sup>1,2</sup>, QI Zhong-ying<sup>1</sup>

(1. School of Management, Harbin Institute of Technology, Harbin 150001, China;

2. China Executive Leadership Academy Pudong, Shanghai 201204, China)

**Abstract:** With the improvement of integration of the international economy, propagation effect of the economic risks becomes increasingly striking. The international financial crises in the 1990s are typical cases that have exerted a contagion effect on the countries through the international financial system. Applying VAR model, this paper introduces a new method to testify the contagion effect of crisis by analyzing the Granger Causality change of the volatility of two markets and the change of impulse response of the infected country to original crisis country prior to and after crisis periods. I have also empirically examined the contagion effect in Asia with the application of this method.

**Key words:** contagion effect; VAR; Granger Causality test; impulse response

责任编辑: 许冠南