

# 基于 VAR 模型的次贷危机与中国八大行业收盘价波动的传染效应及其检验

傅强<sup>a</sup>,汪俊生<sup>b</sup>

(重庆大学 a. 经济与工商管理学院;b. 数学学院,重庆 400044)

**摘要:**以美国次贷危机为背景,选取中国国内八大行业,运用向量自回归(VAR)模型、Granger 因果检验、脉冲响应函数(IRF)等技术,分析了危机前后中国八大行业股市收盘价波动性之间的因果关系变化,讨论了被传染行业对危机发源行业的冲击响应及其行业之间的传染效应。结果表明:(1)在危机前的平稳期中国八大行业收盘价的波动并不存在明显的因果关系;(2)危机期间钢铁行业收盘价的波动对大多数行业收盘价的波动都有单向因果关系,与少数行业收盘价的波动有双向因果关系。

**关键词:**VAR 模型;Granger 因果检验;脉冲响应

**中图分类号:**F830.91      **文献标志码:**A      **文章编号:**1008-5831(2011)06-0030-09

## 一、引言

20 世纪 80 年代来,世界各国金融危机频发,风险传递问题引起了人们的高度关注。学者们采用不同的方法来研究风险的传递规律。Francies X. Diebold 和 Kamil Yilmaz 采用 VAR 模型和方差分解方法,对 19 世纪早中期 16 个国家股票市场的收益和波动情况进行了研究,发现了新兴市场融入国际金融市场将导致市场间收益溢出效应的发生<sup>[1]</sup>。Francis In, Sangbae Kim, Jai Hyung Yoon, Christopher Vincy 采用多元 VAR - EGARCH 模型,对亚洲金融危机期间股市间的动态依存和波动传导问题进行了研究,发现港币在亚洲市场的波动传导中发挥了显著作用<sup>[2]</sup>。Ahmed M. Khalid 和 Gulasekaran Rajaguru 采用 VAR - MGARCH 模型,以亚洲国家 1994 - 1999 年的汇率数据为研究对象,将样本时期划分为全部样本期,危机前、危机期间、危机后几个阶段,分别进行了因果检验,以考察由贸易市场和金融市场的联系带来的货币危机在这些国家间的传染途径,发现这些国家在全样本期、危机期间和危机后都具有较强的跨市场联系<sup>[3]</sup>。Shang-Chi Gong, Tsong-Pei Lee, Yea-Mow Chen 采用 VAR 和 OLS 模型,对从 1990 年 1 月至 1998 年 12 月期间亚洲金融市场作了估计,发现在亚洲金融危机期间,危机的传导是显著的<sup>[4]</sup>。Mardi Dungey 和 Vance L. Martin 在潜因子模型框架下构造了跨国市场间多项资产模型,并对 1997 - 1998 年的亚洲金融危机期间货币

收稿日期:2010 - 11 - 23

作者简介:傅强(1963 - ),男,重庆人,重庆大学经济与工商管理学院教授,博士研究生导师,主要从事宏观微观经济学、金融工程、技术创新研究。

市场和股权市场间的联系作了实证分析,发现跨市场之间的联系是显著的,但是溢出效应的影响要大于传染效应的影响<sup>[5]</sup>。在国内,金洪飞通过构造具有多种风险资产的投资组合模型,解释了货币危机的传染机理<sup>[6]</sup>。张志波和齐中英分析了危机前后各国市场波动性之间因果关系的变化和被传染国家对冲击响应的变化<sup>[7]</sup>。滑静和肖庆宪用 VAR 方法,对相关行业间债券收益的波动状况和相互影响进行了研究,考察了相关行业间的风险传递问题<sup>[8]</sup>。

在现实经济社会中,一个行业的风险很容易传导到另一个行业,这使得不同行业间的风险传递研究显得十分重要。但是目前关于次贷危机的研究大多集中在定性的描述阶段,缺乏具体细致的数量分析。笔者以国内八个行业 2007 年 1 月 4 日至 2009 年 3 月 13 日的行业收盘价为研究指标,定量分析了行业间的相互依存和风险传染效应。

## 二、检验方法

对次贷危机发生前后两个行业收盘价波动性之间的 Granger 因果关系的变化进行分析,可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行业收盘价的波动性之间都不存在因果关系,则这种情况下不存在传染;如果平稳期两个行业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行业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某一变量的一个冲击所作出的反应,它可以动态地描述从某行业开始的危机对其他行业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,则说明传染效应的存在;否则,不存在传染效应。

### (一) Granger 因果检验

对  $\{X_t\}$  和  $\{Y_t\}$  两个时间序列,依据 Granger<sup>[9]</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  $Y_t$ 。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  $H_0: \beta_j = 0, j = 1, 2, \dots, m$ ; 备择假设  $H_1: \beta_j \neq 0, \forall j, 1 \leq j \leq m$ 。

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

### (二) 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,  $Y_t$  是由内生变量组成的  $k$  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,其协方差矩阵是  $\Omega$ 。

一般地,如果式 (2) 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,它们可由式 (2) 中的  $A_i$  和  $B$  表示出。

根据式 (3) 可看出,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  $S$  期滞后反应,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不成立,也即向量  $\varepsilon_t$  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  $PP' = \Omega$ ,于是式 (3) 表示为:

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

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。

## 三、实证分析

### (一) 样本选取及数据预处理

笔者以次贷危机期间中国八大行业收盘价波动为例进行传染性检验,选取的指标是各行业收盘价,包括电子信息 (DZXX), 纺织服装 (FZfz), 煤炭石油 (MTSY), 房地产 (FDC), 汽车类 (QCL), 银行类 (YHL), 钢铁 (GT), 外贸 (WM)。样本为 2007 年 1 月 4 日至 2009 年 3 月 13 日的日数据,共 507 个观察值。并把样本周期划分为两个子周期,其中 2007 年 1 月 4 日至 2007 年 12 月 28 日为危机前的平稳期,共 226 个观察值;2008 年 1 月 2 日至 2009 年 3 月 13

日为当前的危机期,共 281 个观察值。这样划分平稳期和危机期是因为:虽然市场普遍将 2007 年 8 月美国第十大贷款公司——美国家庭抵押投资公司申请破产保护作为次贷危机的爆发时点,但是由于次贷危机对中国八大行业的影响存在市场时滞,所以笔者确定以 2007 年年底、2008 年年初,花旗、美林、瑞银等大型金融机构因次贷出现巨额亏损,市场流动性压力骤增,西方央行联手干预作为平稳期和危机期的临界点。数据来源于“东北证券大智慧”,分析软件为 Eviews5.0。

### (二) 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保证平稳,否则容易出现“伪回归”。所以在

进行 Granger 因果检验前首先要进行单位根检验。常用的检验方法是 Dickey - Fuller 的 ADF 单位根检验,检验公式如下:

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta x_{t-i} + u_t \quad (5)$$

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

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  $I(d)$ 。

对中国八个行业板块收盘价的波动率序列进行 ADF 单位根检验,结果见表 1 和表 2。

表 1 平稳期单位根检验效果

	DZXX	FZFX	MTSY	FDC	QCL	YHL	GT	WM
$L$	-1.895 165	-1.569 702	-1.350 387	-1.327 162	-1.931 037	-1.829 796	-2.034 835	-1.598 049
$\Delta$	-14.571 64***	-14.521 35***	-13.115 35***	-13.165 91***	-14.936 39***	-17.532 63***	-15.928 09***	-14.411 11***

注:\*\*\*表示在 1% 的显著性水平下拒绝变量非平稳的原假设,1% 的临界值是 -3.999 6。 $L$  代表水平值, $\Delta$  代表一阶差分(表 2 同)。

表 2 危机期单位根检验效果

	DZXX	FZFX	MTSY	FDC	QCL	YHL	GT	WM
$L$	-0.843 707	-1.414 187	-1.533 185	-1.065 253	-1.713 989	-1.959 512	-1.374 028	-1.181 429
$\Delta$	-16.199 91***	-16.048 06***	-16.620 17***	-16.145 53***	-13.867 59***	-16.771 03***	-15.717 43***	-16.225 05***

注:\*\*\*表示在 1% 的显著性水平下拒绝变量非平稳的零假设,1% 的临界值是 -3.9913。

表 1 和表 2 说明,无论是平稳期还是危机期,上述 8 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为平稳过程,即在 1% 的显著性水平下均为  $I(1)$  过程。

### (三) Granger 因果检验

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 3 平稳期行业收盘价波动性的 Granger 因果关系检验

	$\Delta DZXX$	$\Delta FZFX$	$\Delta MTSY$	$\Delta FDC$	$\Delta QCL$	$\Delta YHL$	$\Delta GT$	$\Delta WM$
$\Delta DZXX$	—	1.387 319	2.581 027	1.588 395	5.435 750*	7.998 403**	8.059 774**	2.182 814
$\Delta FZFX$	0.508 174	—	2.024 615	0.066 166	2.306 111	1.433 475	4.637 202*	1.665 842
$\Delta MTSY$	0.553 546	0.016 065	—	0.438 800	0.569 302	0.688 555	1.983 510	0.064 034
$\Delta FDC$	1.085 406	0.310 538	1.855 618	—	0.593 293	3.114 626	1.614 854	0.060 409
$\Delta QCL$	9.756 424***	5.176 667*	3.535 875	2.952 322	—	1.014 587	3.010 662	5.039 381*
$\Delta YHL$	4.483 317	6.586 693**	4.100 010	6.429 807**	2.805 651	—	5.936 805*	11.396 04***
$\Delta GT$	0.188 278	0.322 451	4.949 856*	0.773 035	0.014 205	0.283 532	—	0.843 546
$\Delta WM$	10.026 33***	6.340 129**	2.914 606	0.569 158	6.725 147**	0.464 199	6.051 196**	—

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

由表 3 和表 4 可以看出,在次贷危机前的平稳期,国内行业间存在 2 对双向因果关系和 12 对单向因果关系;而在发生次贷危机期间,却只存在 1 对双向因果关系和 13 对单向因果关系,说明次贷危机的发生对中国各行业间正常的关系产生了巨大影响。其中最为明显的是平稳期钢铁行业仅与煤炭石油行业有单向因果关系,而在危机期,钢铁行业与除了银行业以外的所有行业均有单向或双向因果关系。即

在危机期,所有行业无一例外都受到钢铁行业波动的冲击,反过来,有的行业又将这种影响进一步传染给了钢铁行业,表现出危机的交叉传染效应。不难看出,在次贷危机背景下,中国的钢铁行业是国内其他行业的危机主要传染源。实际上,次贷危机爆发后,中国国内诸如汽车业、房地产、造船业等对钢材需求量比较大的行业首先受到负面影响,使得市场对钢材的需求减少,钢价大幅下滑,进而直接影响到

了钢铁行业。同时,钢铁行业又对整个国民经济的大部分行业产生了较强的传染效应。

表 4 危机期行业收盘价波动性的 Granger 因果关系检验

	$\Delta DZXX$	$\Delta FZYZ$	$\Delta MTSY$	$\Delta FDC$	$\Delta QCL$	$\Delta YHL$	$\Delta GT$	$\Delta WM$
$\Delta DZXX$	—	0.136 425	0.065 736	0.376 876	6.697 201***	0.229 350	0.061 476	0.128 066
$\Delta FZYZ$	0.197 135	—	0.006 074	0.616 582	3.157 540*	0.010 103	0.744 603	0.924 293
$\Delta MTSY$	4.285 996**	4.060 012**	—	3.032 243*	1.802 494	1.929 252	7.536 619***	4.746 458**
$\Delta FDC$	1.151 553	0.326 917	0.511 762	—	1.147 210	0.006 852	0.015 250	0.192 599
$\Delta QCL$	0.298 782	0.122 171	1.085 189	0.063 634	—	0.379 248	0.837 830	0.004 707
$\Delta YHL$	0.523 823	0.391 452	3.546 983*	1.995 051	1.163 037	—	4.217 033**	0.420 494
$\Delta GT$	4.750 239**	4.088 492**	4.506 817**	3.892 157**	5.238 233**	1.238 404	—	5.978 782**
$\Delta WM$	0.256 311	0.368 774	0.553 660	1.259 948	0.691 804	0.918 202	2.311 972	—

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

对于在平稳期和危机期均存在因果关系的行业,银行业和钢铁行业的脉冲响应图。

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。由表 3 和表 4 可知,需进一步分析煤炭石油行业和钢铁行业,电子信息行业和汽车

(四) 脉冲响应分析

我们采取 FPE, AIC, SC, HQ 准则和 LR 检验等多种方法确定模型的最优阶数,结果见表 5 和表 6。

表 5 平稳期滞后阶数的选择

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC
0	-12 089.31	NA	2.19e+38	110.984 5	111.108 7
1	-10 036.19	3 936.725	2.60e+30*	92.735 67*	93.853 48*
2	-997 5.167	112.524 6	2.68e+30	92.763 00	94.874 43
3	-9 918.530	100.283 9	2.88e+30	92.830 55	95.935 59
4	-9 879.299	66.584 80	3.65e+30	93.057 79	97.156 44
5	-9 838.490	66.268 71	4.60e+30	93.270 55	98.362 81
6	-9 793.895	69.142 51	5.64e+30	93.448 58	99.534 46
7	-9 731.896	91.576 10*	5.96e+30	93.466 94	100.546 4
8	-9 676.058	78.378 57	6.76e+30	93.541 81	101.614 9

表 6 危机期滞后阶数的选择

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-14 334.23	NA	5.92e+35	105.071 3	105.177 1	105.113 8
1	-11 531.36	5 420.946	1.14e+27	85.006 28	85.958 23*	85.388 41*
2	-11 452.56	147.785 8	1.03e+27*	84.897 85*	86.695 98	85.619 66
3	-11 394.32	105.811 7	1.07e+27	84.940 06	87.584 36	86.001 53
4	-11 338.46	98.210 76	1.15e+27	84.999 71	88.490 19	86.400 +86
5	-11 274.02	109.520 7	1.15e+27	84.996 50	89.333 16	86.737 32
6	-11 211.81	102.086 5	1.18e+27	85.009 62	90.192 46	87.090 11
7	-11 162.21	78.495 50	1.34e+27	85.115 08	91.144 09	87.535 25
8	-11 082.03	122.177 2*	1.22e+27	84.996 56	91.871 74	87.756 39

由表 5 可以看出,在危机前的平稳期,FPE、AIC、SC 的最小值均出现在  $p = 1$ ,所以选择  $p = 1$  为最优滞后阶;由表 6 可以看出,在危机期,SC、HQ 的最小值出现在  $P = 1$ ,而 FPE、AIC 的最小值出现在  $p = 2$ ,所以选择  $p = 1$  或  $p = 2$  为最优滞后阶。故应建立 VAR(1)模型。

滞后阶;由表 6 可以看出,在危机期,SC、HQ 的最小值出现在  $P = 1$ ,而 FPE、AIC 的最小值出现在  $p = 2$ ,所以选择  $p = 1$  或  $p = 2$  为最优滞后阶。故应建立 VAR(1)模型。

由表 5 可以看出,在危机前的平稳期,FPE、AIC、SC 的最小值均出现在  $p = 1$ ,所以选择  $p = 1$  为最优

由图 1 和图 2,模型是显著的,且所有特征根模的倒数都小于 1,说明该 VAR 模型的结构是稳定的。通过基于 VAR 模型的脉冲响应函数(IRF),我们可以对变量的冲击的响应进行测算。

从图3和图4可以看出,在危机前的平稳期,煤炭石油行业受到一个外来冲击后,钢铁行业在第1期受到最大的正向效应,而后正向效应逐渐减小,至第100期左右负向效应最大,随后负向效应逐渐减小,至200期左右趋于零;而在危机期,煤炭石油行业受到一个外来冲击后,钢铁行业受正向效应,至第10期左右达到最大值,而后正向效应逐渐下降,至第75期左右达到零,而后负向效应逐渐增大,至第120期达到负向最大,200期后渐渐趋于平稳。在危机前的平稳期,钢铁行业受到一个外来冲击后,煤炭石油行业会有一个正向效应,至第5期左右达到最大,而后正向效应逐渐减小,至第15期趋于零,第30期左右达到负向最大效应,此后负向响应逐渐减小,第280期后趋于平稳;而在危机期,钢铁行业受到一个外来冲击后,煤炭石油行业产生正向效应,至第10期左右达到最大,而后正向效应缓慢下降,至第95期为零,而后负向效应产生并且逐渐加大,至230期后趋于平稳。由此可以看出,钢铁行业对煤炭石油行业的脉冲响应,危机期和平稳期相比,有较为剧烈的变动。说明钢铁行业对煤炭石油行业存在传染效应。

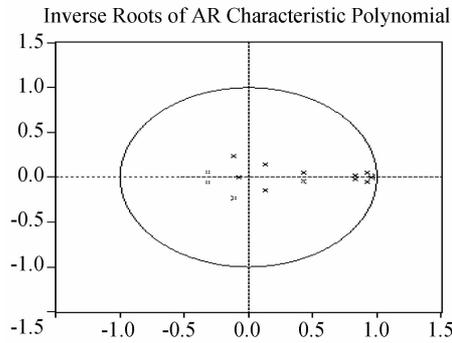


图1 平稳期

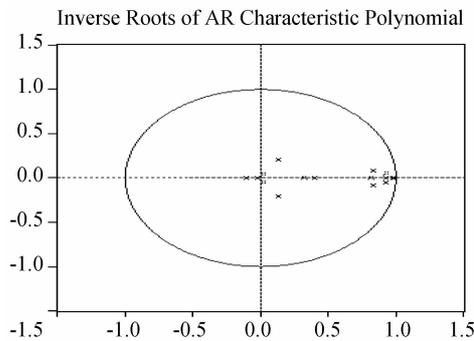


图2 危机期

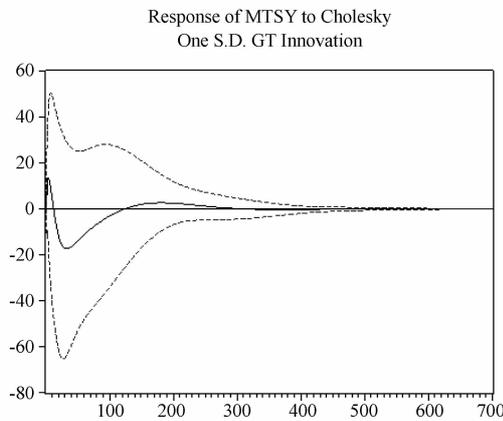
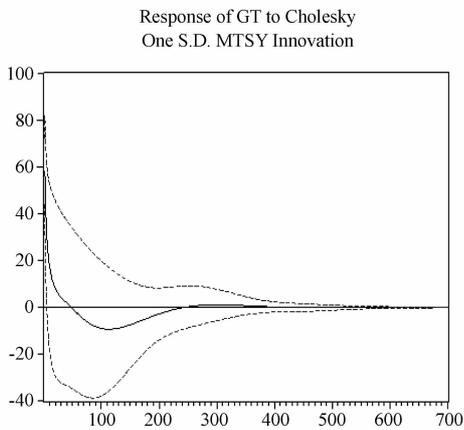


图3 平稳期煤炭石油和钢铁行业脉冲响应图

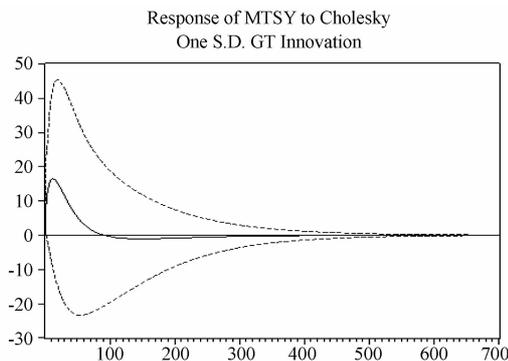
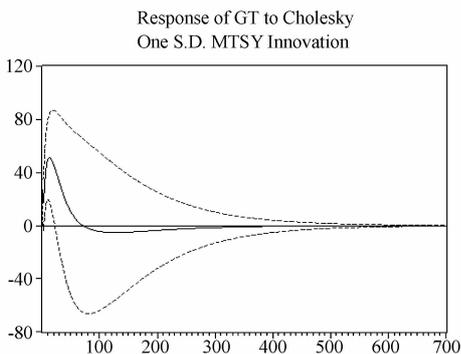


图4 危机期煤炭石油和钢铁行业脉冲响应图

从图5和图6可以看出,在危机前的平稳期,电子信息行业受到一个外来冲击后,汽车行业在第1期受到最大的正向效应,而后正向效应逐渐减小,至第230期左右负向效应最大,随后负向效应逐渐减小,至320期左右趋于零;而在危机期,电子信息行业受到一个外来冲击后,汽车行业在第1期受到最

大的正向效应,而后正向效应逐渐减小,至第100期左右负向效应最大,随后负向效应逐渐减小,至200期左右趋于零;而在危机期,电子信息行业受到一个外来冲击后,汽车行业在第1期受到最

大的正向效应,而后正向效应逐渐下降,至 400 期左右渐渐趋于零。在危机前的平稳期,汽车行业受到一个外来冲击后,电子信息行业会有一个负向效应,负向效应逐渐减小,至第 15 期左右达到正向最大,而后正向效应逐渐减小,至第 55 期左右负向效应最大,此后负向响应又逐渐减小,至第 165 期后趋于零;而在危机期,汽车行业受到一个外来冲击后,电

子信息行业产生负向效应,此后负向效应逐渐增大,至第 10 期左右达到最大,而后负向效应缓慢减小,至第 45 期为正向效应最大,此后正向效应逐渐减小,至 285 期后趋于零。由此可以看出,电子信息行业对汽车行业的脉冲响应,危机期和平稳期相比,有较为剧烈的变动。说明电子信息行业对汽车行业存在传染效应。

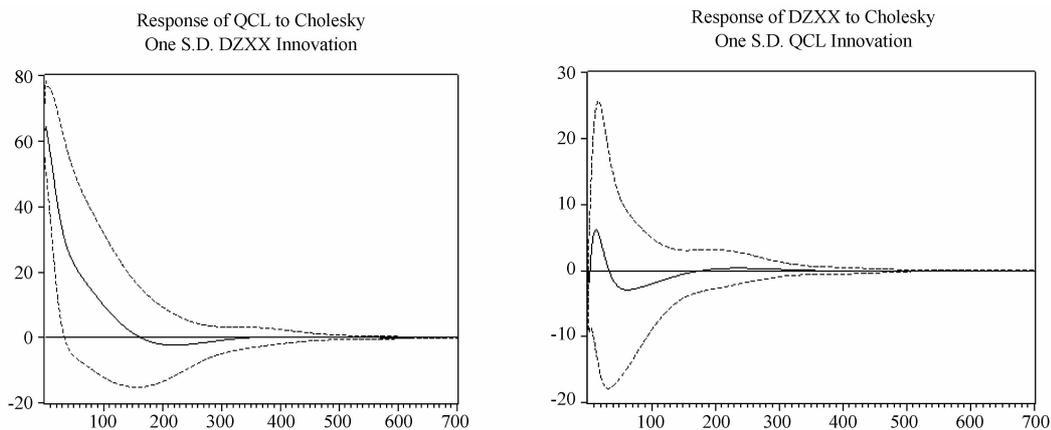


图 5 平稳期电子信息业和汽车行业脉冲响应图

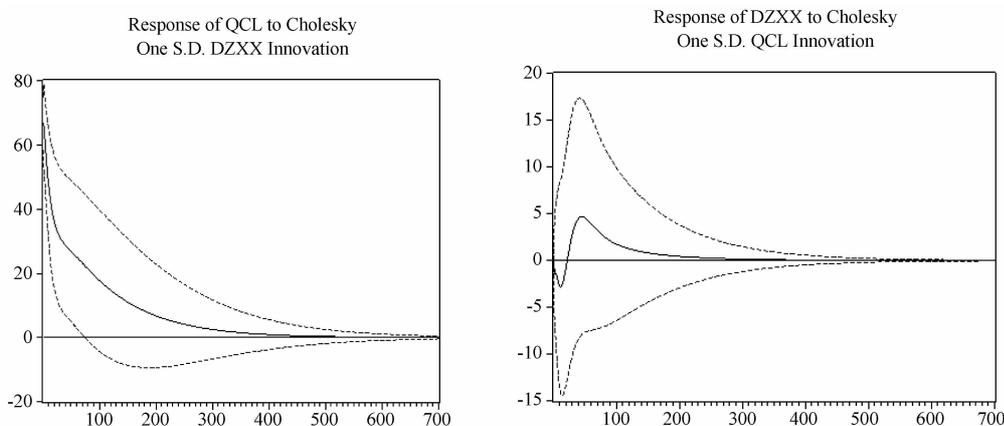


图 6 危机期电子信息业和汽车行业脉冲响应图

从图 7 和图 8 可以看出,在危机前的平稳期,银行业受到一个外来冲击后,钢铁行业在第 1 期受到最大的正向效应,而后正向效应逐渐减小,至第 30 期左右负向效应最大,随后负向效应逐渐减小,至 110 期左右达到局部正向效应最大,此后正向效应逐渐减小,第 240 期后趋于零;而在危机期,银行业受到一个外来冲击后,钢铁行业在第 1 期受到正向效应,而后正向效应逐渐增大,至第 2 期左右达到正向效应最大,此后正向效应逐渐减小,至第 100 期左右达到负向效应最大,此后负向效应逐渐减小,第 300 期后渐渐趋于零。在危机前的平稳期,钢铁行业受到一个外来冲击后,银行业会有一个负向效应,负向效应逐渐增大,至第 3 期左右达到负向最大,而后负向效应逐渐减小,至第 150 期左右正向效应最大,此后正向响应又逐渐减小,至第 300 期后趋于零;而在

危机期,钢铁行业受到一个外来冲击后,银行业产生正向效应,此后正向效应逐渐减小,至第 3 期左右达到正向效应局部最小,而后正向效应逐渐增大,至第 20 期左右为正向效应局部最大,此后正向效应逐渐减小,至第 135 期左右达到负向效应最大,此后负向效应逐渐减小,至第 285 期后趋于零。由此可以看出,银行业对钢铁行业的脉冲响应,危机期和平稳期相比,有较为剧烈的变动。说明银行业对钢铁行业存在传染效应。

为了动态描述次贷危机下国内钢铁行业的传染效应,更好展现钢铁行业收盘价波动对国内其他行业收盘价波动的效应和持续时间,给出其他各行业对钢铁行业冲击的响应图。

对比图 9 和图 10,可以清楚地看到,在危机前的平稳期,各行业收盘价对钢铁行业收盘价冲

击响应比较温和,这段时间内,钢铁行业收盘价的波动对其他行业收盘价的影响不是特别大。而在危机发生后,钢铁行业受到一个外来冲击后,其余行业均会立即产生正向的冲击效应,且持续的时间有可能还会加长;说明此次次贷危机,使中国各行业均受到一定程度的拖累。这再次说明了,次

贷危机爆发后,中国国内诸如汽车业、房地产、造船业等对钢材需求量比较大的行业首先受到负面影响,使得市场对钢材的需求减少,钢价大幅下滑,进而直接影响到了钢铁行业。同时,钢铁行业又对整个国民经济中的大多数行业产生了较强的传染效应。

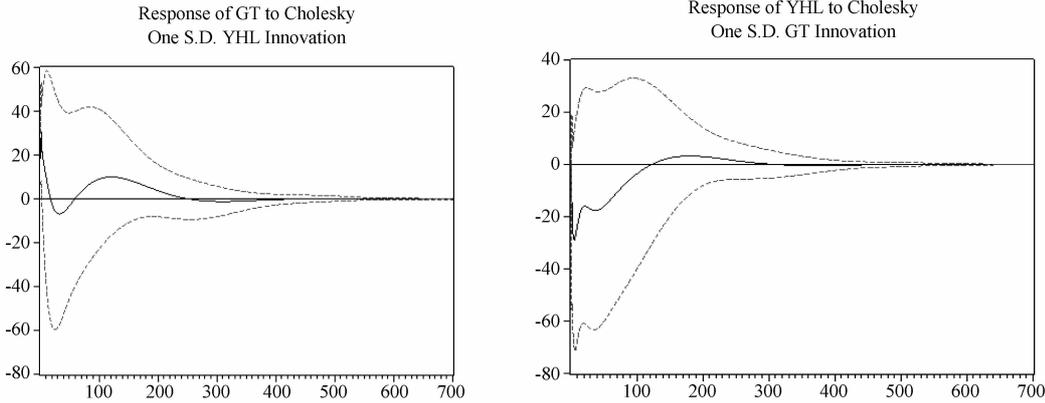


图7 平稳期银行业和钢铁行业脉冲响应图

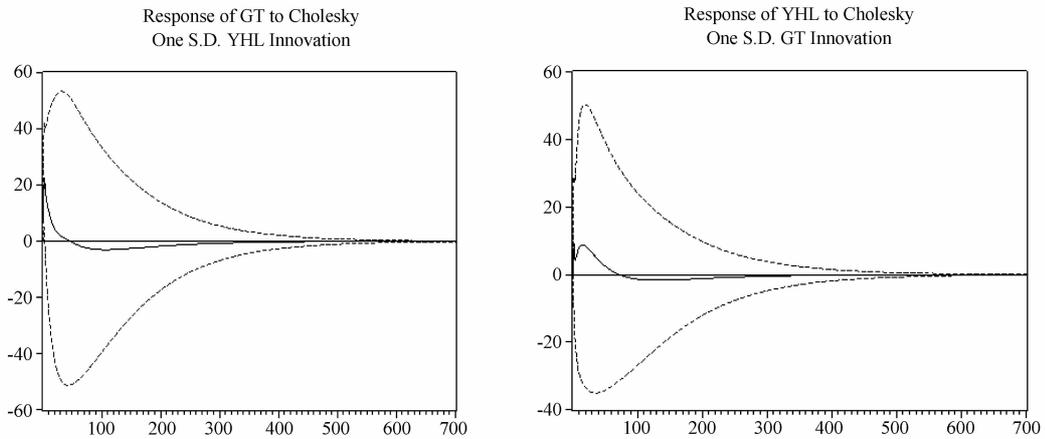


图8 危机期银行业和钢铁行业脉冲响应图

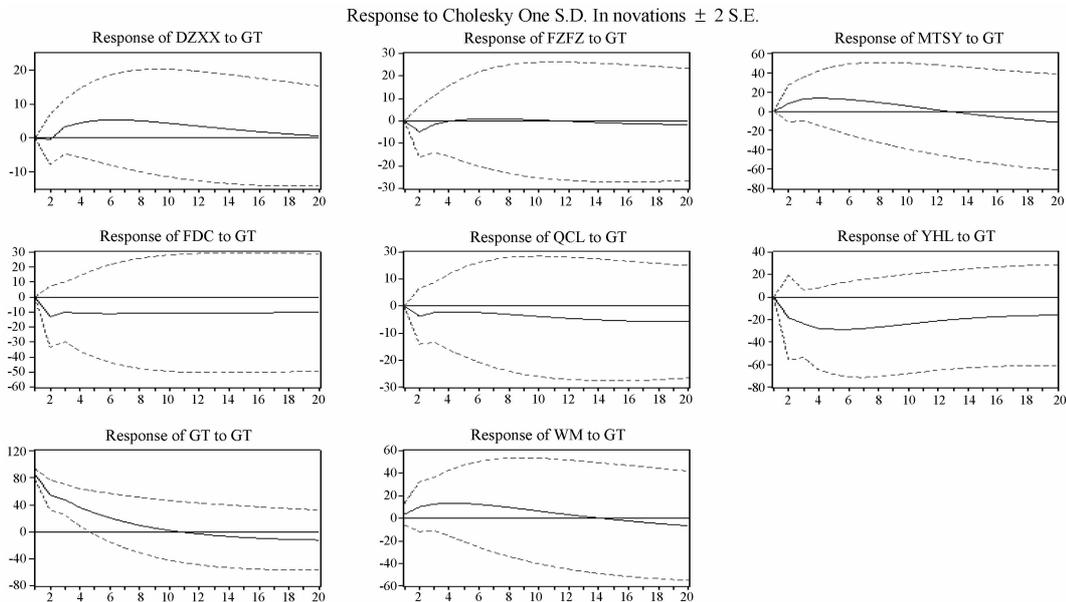


图9 平稳期脉冲响应

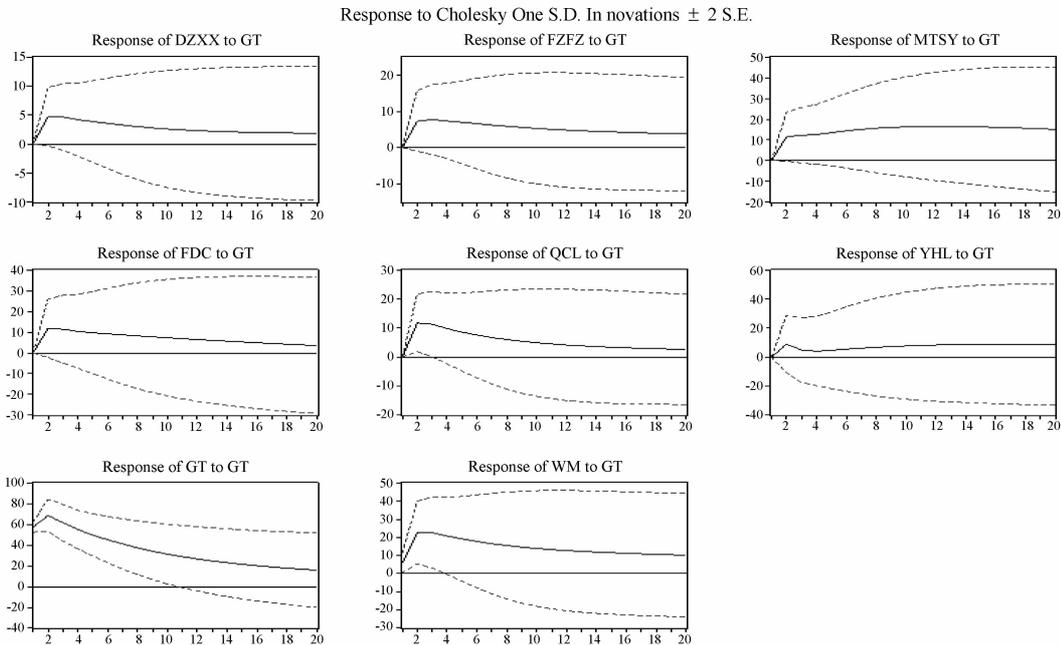


图 10 危机期脉冲响应

#### 四、结论及政策建议

对金融危机传染现象的研究是一个有趣的领域,笔者以美国次贷危机为例,运用 VAR 系统的 Granger 因果检验和脉冲响应分析实证检验了次贷危机发生后对中国八大行业间的风险传染效应。Granger 因果分析表明:(1)在危机前的平稳期中国各行业收盘价的波动并不存在明显的因果关系;(2)危机期间钢铁行业收盘价的波动对大多数行业收盘价的波动都有单向因果关系,与少数行业收盘价的波动有双向因果关系。实际上,这是因为次贷危机爆发后,中国国内诸如汽车业、房地产、造船业等对钢材需求量比较大的行业首先受到负面影响,使得市场对钢材的需求减少,钢价大幅下滑,进而直接影响到了钢铁行业。这不仅说明了钢铁行业的危机对其他行业具有传染效应,也说明了次贷危机的交叉传染效应。脉冲响应分析则动态的描述了钢铁行业危机对其他行业冲击的强度和冲击持续时间。

由上分析可知,钢铁行业在整个国民经济发展中占据着举足轻重的地位,次贷危机爆发后,国内钢铁行业面临的形势更加严峻。国家应从以下方面提升中国钢铁行业竞争力:一是严格控制钢铁总量,加快淘汰落后产能。二是加快以优势企业为主的联合重组,提高钢铁产业集中度。三是优化钢铁产业布局,合理有序地发展钢铁工业<sup>[10]</sup>。四是加快海外资源开发和海运体系建设,建立有利于中国钢铁工业发展的铁矿石谈判新体系。五是增强自主创新能力和提高产品附加值和核心竞争力。六是加快建立长期稳定的销售体系,避免或减少因市场变化波动

的严重影响。

与此同时,应大力振兴汽车业、房地产业及造船业的步伐,以此来带动钢铁行业的发展,进而减少对国内其他行业的负面影响。

#### 参考文献:

- [1] FRANCIS X, DIEBOLD, KAMIL YILMAZ. Volatility contagion [Z]. Working Paper, University of Pennsylvania and NBER, Koc University, 2005.
- [2] IN F, KIM S B, YOON J H, et al. Dynamic interdependence and volatility transmission of Asian stock market evidence from the Asian crisis [J]. International Review of Financial Analysis, 2001 (10): 87 - 96.
- [3] KHALID A M, GULASEKARAN RAJAGURU. Financial market contagion or spillover evidence from Asian crisis using multivariate GARCH approach [Z]. Seminar Series of the University of New South Wales, 2006 .
- [4] GONG S C, LEE T P, CHEN Y M. Crisis transmission: Some evidence from the Asian financial crisis [J]. International Review of Financial Analysis, 2004, 13: 463 - 478.
- [5] DUNGEY M, MARTIN V L. Unraveling financial market linkages during crisis [J]. Journal of Applied Econometrics, 2007, 22: 89 - 119.
- [6] 金洪飞. 货币危机传染的投资组合模型 [J]. 当代财经, 2004 (4): 25 - 32.
- [7] 张志波, 齐中英. 基于 VAR 模型的金融危机传染效应检验方法与实证分析 [J]. 管理工程学报, 2005 (3): 115 - 120.

- [8] 滑静,肖庆宪. 对相关行业间风险传递的分析[J]. 统计与决策,2007(14):74-76.
- [9] GRANGER C J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods[J]. *Econometrica*, 1969,37:424-438.
- [10] 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.

## VAR Model Based on Sub-loan Crisis and the Closing Price of China's Eight Major Sectors of the Contagion Effect of Fluctuations in Test

FU Qiang<sup>a</sup>, WANG Jun-sheng<sup>b</sup>

(*a. College of Economics and Business Administration; b. College of Mathematics, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China*)

**Abstract:** In this paper, sub-loan crisis in the United States as the background, the authors select 8 of China's domestic industries, use of vector autoregressive (VAR) model, Granger causality test, impulse response function (IRF) and other technologies, to analyze China's eight major industry crisis in the stock market before and after the closing price volatility causal relationship between changes in the industry to discuss the crisis transmission originated in response to the impact of the industry and its contagion effect between sectors. The results show that: 1) In the pre-crisis period of a smooth closing price of China's eight major fluctuations in the industry there is no clear causal relationship; 2) Crisis in the steel industry during the closing price in most sectors of the fluctuations of the closing price fluctuations has a one-way causal relationship, with a small number of businesses closing price fluctuations in two-way causal relationship.

**Key words:** VAR model; Granger causality test; impulse response

(责任编辑 傅旭东)