

## 基于危险率函数变点检测的美国次级债危机传染分析

叶五一<sup>1</sup>, 缪柏其<sup>1</sup>, 马宇超<sup>2</sup>

(1. 中国科学技术大学 统计与金融系, 合肥 230026; 2. 中国科学院 数学与系统科学研究院, 北京 100190)

**摘要** 金融危机传染的分析是近期国际金融研究中的重要问题, 大多数传染效应存在性的检验采用相关性方法. 应用危险率函数的变点检测方法检验了传染效应的存在性, 并给出了传染程度大小的一种度量方法. 首次从持续期的角度对危机传染问题进行分析. 最后对全球几个主要国家的指数数据进行了金融危机传染的实证研究, 分析了美国次级债危机在各个国家的传染效应.

**关键词** 次级债危机; 危险率函数; 变点检测; 金融传染

## Analysis of sub-prime loan crisis contagion based on change point testing method of hazard function

YE Wu-yi<sup>1</sup>, MIAO Bai-qi<sup>1</sup>, MA Yu-chao<sup>2</sup>

(1. Department of Statistics and Finance, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China;  
2. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China)

**Abstract** The analysis of financial contagion has been an important problem in international finance field, in order to test financial contagion, the dependence method is usually adopted. The existence of contagion is tested by the change point testing of hazard function, and the measurement of contagious degree is given simultaneously. Financial contagion is analyzed by duration method firstly. An empirical analysis of sub-prime loan crisis contagion of several indexes from different countries was presented.

**Keywords** sub-prime loan crisis; hazard function; change point testing; financial contagion

### 1 引言

十年前, 亚洲市场发生了一次大规模的金融危机. 2005 年 8 月 30 日, 印尼盾汇率一度暴跌约 10%, 为四年来最低水平, 这不禁又让人们想起 1997 年的亚洲金融危机. 而 2007 年 3 月, 美国发生了次级债危机, 在 8 月份来势凶猛, 让全球央行有点措手不及, 这会不会带来新一轮的金融危机? 在危机发生期间, 是否存在危机的传染, 各个国家的传染程度有没有不同, 这些都是我们所关心的问题. 本文提出一种基于危险率函数变点检测的金融危机传染检验方法, 并分析几个主要国家 (或地区) 受美国次级债危机的影响情况.

金融市场之间相互依赖和影响的性质研究已经成为了非常重要的课题, 尤其是金融危机发生以后, 这就产生了金融危机传染效应的检验问题. 所谓金融危机的传染, 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由于另一个国家发生了危机, 也就是说如果另一个国家不发生危机的话, 该国也不会发生危机<sup>[1]</sup>. 最初的关于金融传染的方法是基于相关性的研究基础上, 分析危机期间和正常时期金融市场之间的 Pearson 相关系数的变化情况, 如果危机期间相关系数变得较大, 就说明存在金融传染效应. 还有研究在不同市场资产价格的协同运动的方法, 主要包括波动溢出分析、产生危机的条件概率检验、协整分析等, 张志波等给出了很好的综述<sup>[2]</sup>. Bekaert 和 Wu 应用了多元 GARCH-M 模型分析危机传染<sup>[3]</sup>, Longin 和 Solnik 在 2001 年则应用了统计中的多元极值理论方法来分析危机传染<sup>[4]</sup>, 允

**收稿日期:** 2008-11-08

**资助项目:** 国家自然科学基金委员会创新研究群体科学基金 (70821001); 安徽省自然科学基金 (090416245); 教育部科学技术研究重大项目 (309017)

**作者简介:** 叶五一 (1979-), 男, 讲师, 博士, 研究方向: 风险管理和金融工程, E-mail: wyue@ustc.edu.cn; 缪柏其, 男, 教授, 博士生导师.

许了收益分布非对称性的存在. Bae 等在 2003 年应用多元 Logistic 回归模型给出了一种分析金融传染的新方法<sup>[5]</sup>. Dobromil Serwa and Martin T. Bohl 对欧洲股票市场 1997 到 2002 年之间的七次大的金融冲击进行了危机传染的研究. 但是所有协同运动的分析方法都只是检验了危机传染的存在性, 没有给出传染程度的大小. 叶五一等应用分位点回归模型的变点检测方法对亚洲金融危机传染进行了分析<sup>[6]</sup>, 并应用分位点回归模型系数作为传染程度的一种度量. Rodriguez 应用 Copula 方法对亚洲金融危机和墨西哥金融危机的传染问题进行了分析<sup>[7]</sup>. 本文将借助于危险率函数的变点检测, 从持续期的角度出发对美国次级债金融危机的传染问题进行分析.

生存分析 (Survival analysis) 在工程、医学和生物学等领域中已经获得了很大的应用. 其中持续期分析可以用来描述工人失业的持续时间、罢工持续期限等. 一个国家收益率的符号 (正或负) 与另一个国家收益率的符号如果一致, 则记为 +1, 否则记为 -1. 如果存在金融危机传染, 则符号一致的可能性就会变大, 因此符号一致的游程长度也会变长. 本文将从危险率函数与游程长度之间关系的角度对金融危机传染问题进行分析, 在文献中学者们经常应用 Logistic 危险率函数来描述危险率与游程长度之间的关系, McQueen, Chan 应用 Logistic 危险率函数研究了股票市场中的泡沫检验问题<sup>[8-9]</sup>. Wu, Zhao 和 Wu 给出了常数危险率函数的一种变点估计方法<sup>[10]</sup>, Karasoy 和 Kadilar 基于 Bayes 方法给出了危险率函数的变点估计<sup>[11]</sup>. 本文则基于似然比方法给出了 Logistic 危险率函数的变点估计以及假设检验方法, 作者在以往的文献没有发现类似的工作, 我们并将该方法应用到美国次级债危机的传染问题上.

大多数已有的文献仅仅检验了危机传染的存在性, 并没有给出传染程度的度量. 本文应用危险率模型来分析金融危机传染问题, 通过危险率函数的变点检测来检验危机传染的存在性. 本文分析的是美国次级债金融危机的传染问题, 我们用危险率函数模型分析了几个相关国家的综合指数同 S&P500 指数收益率的关系, 得到危险率函数的斜率系数. 我们将这个系数看作是金融传染程度的一种度量, 如果该系数为负且绝对值较大, 说明被分析国家的指数收益率与 S&P500 指数收益率符号一致的游程结束的概率较小, 也就是说受传染的程度比较大. 本文首先应用变点检测方法估计出变点发生的时刻, 即危机发生的具体时刻, 以此时刻将数据分成两段, 然后对这两段数据分别进行危险率函数的分析, 并将危机期间的斜率系数作为危机传染程度的一种度量.

## 2 危险率函数的变点检测与危机传染分析

本文给出了 Logistic 危险率函数的变点检测方法, 并应用该模型检验了金融危机传染的存在性, 并给出了危机传染程度的度量. 首先对持续期模型和 Logistic 危险率函数等做一个简单介绍.

### 2.1 Logistic 危险率函数及其极大似然估计

假定期限变量为  $T$ , 其分布函数和概率密度函数分别为  $F(t)$  与  $f(t)$ , 则生存函数  $S(t) = 1 - F(t)$ , 即表示持续时间变量至时间  $t$  存活的概率. 危险率函数  $h(t) = f(t)/S(t)$ , 表示一个状态持续到时刻  $t$  并在时刻  $t$  发生转变的概率.

最初的研究大都假定危险率函数为常数, 但这与实际中的很多情况不相符合, 而且在实际中, 危险率函数也不是一成不变的. 本文将对应用非常广泛的 Logistic 形式的危险率函数进行变点检测, 给出变点的估计和假设检验方法.

本文将尝试将持续期分析的思想应用到金融危机传染问题上. 在实证分析部分, 将对美国次级债危机的传染问题进行分析. 以 S&P500 指数作为比较对象, 首先得到其对数收益率, 如果所分析国家的股票市场指数 (例如沪深 300 指数) 收益率在同一天与 S&P500 指数收益率的符号一致, 即在同一天同涨或者同跌, 则记为 +1; 如果两个国家的收益率在同一天符号相反, 相应的记为 -1. 这样就得到了描述两个国家收益率符号情况的序列, 我们不妨称为“符号序列”. 进而就可以将两个国家的收益率之间的符号序列转换为 +1 和 -1 的游程长度, 这样就又得到了一个序列, 我们称之为“游程序列”. 在这里, 游程是指符号序列中连续出现 +1 或者 -1 的个数.

由于我们目的是分析危机传染的情况, 即主要是为了危机前后两个国家之间收益率一致的情况, 因此在下面的分析中, 我们重点对符号一致的游程长度所生成的游程序列进行分析. 此时游程序列是一个离散随机变量  $I$ , 其离散概率函数  $f_i = \Pr(I = i)$ , 相应的分布函数为  $F_i = \Pr(I \leq i)$ . 危险率  $h(i) = \Pr(I = i | I \geq i)$ , 表示游程持续到  $i$ , 并且在  $i$  结束的概率.

本文在研究金融危机传染时, 需要研究危险率与游程长度之间的关系. 危险率与概率函数之间的关系为:  $h(i) = f_i/(1 - F_i)$ . 我们假定正的持续期依赖将会出现在游程序列中, 即危险率 (收益率连续一致的游程结束的概率) 随着游程长度的增加反而下降. 下面本文将选择 Logistic 形式的危险率函数进行分析, 其表示形式为

$$h_t(i) = \frac{1}{1 + \exp(-(\alpha + \beta \ln i))} \quad (1)$$

没有发生危机传染意味着, 危险率与游程长度无关, 即  $\beta = 0$ , 或者说两个国家收益率符号一致或不一致是随机的. 如果收益率符号一致的概率较大, 或者如果收益率符号一致的游程结束的概率随着游程长度的增加而下降, 即  $\beta < 0$ , 此时则说明了两个国家之间存在金融危机传染.

定义  $N(i)$  为游程序列中游程长度为  $i$  的样本个数,  $M(i)$  为游程长度大于  $i$  的样本个数, 则以危险率函数表示的对数似然函数的形式为

$$L(\theta|I_T) = \sum_{i=1}^{\infty} [N(i) \ln h_t(i) + M(i) \ln(1 - h_t(i))] \quad (2)$$

其中  $h_t(i)$  包含两个参数, 如 (1) 式所示. 可以对 (2) 式最大化得到参数的极大似然估计. 下面在进行变点检验时, 我们还要用到对数似然函数表达式 (2).

## 2.2 Logistic 危险率函数的变点检测

对于一个游程序列  $I_t, t = 1, 2, \dots, T$ , 假定其危险率函数为 Logistic 形式 (1), 在所有的时间段内, 参数  $\alpha, \beta$  会不会发生较大变化? 事实上, 随着经济环境的变化, 危险率函数 (1) 中的参数可能会发生较大的变化. 如果发生变化, 那么变化时刻 (称为变点) 在哪儿? 这就是所谓的变点问题. 假设只有一个变点存在, 那么此时模型 (1) 将由下面模型代替:

$$h_t(i) = \begin{cases} \frac{1}{1 + \exp(-(\alpha_1 + \beta_1 \ln i))}, & 1 \leq t \leq t^* \\ \frac{1}{1 + \exp(-(\alpha_2 + \beta_2 \ln i))}, & t^* < t \leq T \end{cases} \quad (3)$$

此时危险率函数中包含四个参数  $\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2$ , 用参数向量  $\theta$  表示.

有关变点检测的综述可参见文献 [12], 这儿假定在分析时期内确有唯一变点  $t_0$ . 首先定义:

$$V_{t^*} = \max_{\alpha_1, \beta_1} \sum_{i=1}^{\infty} [N_t(i) \ln h_t(i) + M_t(i) \ln(1 - h_t(i))] I\{1 \leq t < t^*\} + \max_{\alpha_2, \beta_2} \sum_{i=1}^{\infty} [N_t(i) \ln h_t(i) + M_t(i) \ln(1 - h_t(i))] I\{t^* < t \leq T\} \quad (4)$$

这里  $N_t(i)$  为在  $t$  所属的时间段内游程序列中游程长度为  $i$  的样本个数,  $M_t(i)$  同样定义为在  $t$  所属的时间段内游程长度大于  $i$  的样本个数.  $V_{t^*}$  为分别对由时刻  $t^*$  分成的两段数据对参数向量  $\theta$  进行最大化后得到的最大化的值, 即分段后分别进行极大似然估计得到的对数极大似然值的和, 是一个与时刻  $t^*$  有关局部的极大值.

假定原假设为  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2, \beta_1 = \beta_2$ , 变点存在的检验就是对上述原假设进行检验, 否定原假设则表示存在变点. 下面将应用常见的似然比统计量进行检验.

由危险率函数的极大似然估计构建如下的对数似然比统计量:

$$A_{t^*} = \max_{\alpha_1, \beta_1} \sum_{i=1}^{\infty} [N_t(i) \ln h_t(i) + M_t(i) \ln(1 - h_t(i))] I\{1 \leq t < t^*\} + \max_{\alpha_2, \beta_2} \sum_{i=1}^{\infty} [N_t(i) \ln h_t(i) + M_t(i) \ln(1 - h_t(i))] I\{t^* < t \leq T\} - \max_{\alpha, \beta} \sum_{i=1}^{\infty} [N_t(i) \ln h_t(i) + M_t(i) \ln(1 - h_t(i))] I\{1 \leq t \leq T\} \quad (5)$$

如果  $t^*$  未知, 当对数似然比统计量  $A_{t^*}$  的最大值比较大时, 就可以拒绝原假设, 即危险率函数存在变点. 变点的估计则是使  $A_{t^*}$  达到全局最大值的时刻  $\hat{t}_0$ , 即  $\hat{t}_0 = \arg \max_t (A_{t^*})$ . 如果  $\hat{t}_0$  不唯一, 即有几个相同的时刻使  $V_{t^*}$  同时达到最大, 则以最小的时刻作为变点的估计.

记  $A_{t^*}$  在时刻  $\hat{t}_0$  的取值 (即最大值) 为  $A_{\max}$ , 即  $A_{\max} = \max_{t^*}(A_{t^*})$ . 由于原假设  $H_0$  中有两个约束条件, 因此由似然比检验的结论可知, 在正则条件和原假设  $H_0$  下,  $2A_{\max}$  的大样本分布是自由度为 2 (约束条件个数) 的  $\chi^2$  分布<sup>[13]</sup>. 至于拒绝原假设时统计量的临界值, 可以由  $\chi^2$  分布的临界值表得到.

### 2.3 危机传染检验与传染程度的度量

本文尝试应用持续期的思想对金融危机传染问题进行分析, 如果危险率函数在分析区间的确存在变点, 而且危机后的斜率系数显著为负值 (收益率符号一致的概率更大), 则说明存在金融危机传染. 在分析金融危机传染问题时, 首先应用变点检测方法估计出变点发生的时刻, 即危机发生的具体时刻, 该时刻可以将数据分成两段. 并将危机期间的斜率系数 (模型 (3) 中的系数  $\beta_2$ ) 作为危机传染程度的一种度量, 如果该系数为负值且绝对值较大, 说明被分析的国家收益率与 S&P500 指数收益率符号相同的概率比较大, 也就是说受传染的程度更大些.

## 3 实证分析

随着国际经济一体化程度的提高, 国家之间的经济相互影响程度越来越大, 例如亚洲金融危机的发生等. 本文将对最新出现的美国次级债危机传染问题进行检验, 以各大洲几个主要国家的代表性指数收益率为样本, 应用 Logistic 危险率函数的变点检测方法对金融危机传染进行分析.

### 3.1 数据描述

本文对代表了各个国家股票市场情况的股票指数进行了研究, 分析的数据从 2006 年 1 月 3 日到 2008 年 7 月 28 日. 我们将分析全球五个国家的股票市场指数与美国 S&P500 指数收益率之间的关系, 从持续期的角度来考虑金融危机的传染问题, 五个国家包括中国、澳大利亚、德国、英国和韩国, 其中分别取沪深 300 指数、标普澳证 200 指数、德国 DAX 指数、英国富时 100 指数、韩国 KOSPI 指数作为代表性指数, 分析时本文采用对数收益率. 由于美国股市比所分析的几个国家开盘时间都要晚, 为了分析美国 S&P500 指数对其他国家指数的影响, 我们分析的是美国 S&P500 指数第  $t-1$  天收益率与其他国家第  $t$  天收益率的一致关系.

### 3.2 全部数据的 Logistic 危险率函数估计结果

在本文中, 为了分析危机前后各个国家指数的收益率和 S&P500 指数收益率之间的关系, 我们首先对全部数据应用危险率函数进行分析, 得到的估计结果如表 1 所示.

表 1 危险率函数估计结果

	沪深 300 指数	标普澳证 200 指数	德国 DAX 指数	英国富时 100 指数	韩国 KOSPI 指数
$\alpha$	-0.2061	0.0074	-0.1445	-0.1457	0.0536
$\beta$	0.0872	-0.0385	0.103	-0.0342	-0.2359
似然函数值	-220.0242	-220.398	-231.7136	-225.5267	-228.1583

由前面的分析可知, 当参数  $\beta$  为负时, 所分析的指数收益率与 S&P500 指数收益率符号相一致的概率较大, 即游程结束的概率随着游程长度的增加而减小. 除了中国沪深 300 指数和德国 DAX 指数的参数  $\beta$  为正值, 其他几种指数的参数均为负值. 由于在数据跨度之间美国发生了“次级债”危机, 那么在此期间危险率函数有没有变点存在呢? 参数  $\beta$  的符号有没有发生变化呢? 下一部分我们将对这些问题进行分析.

### 3.3 危险率函数的变点检验结果

首先应用 2.2 部分给出的方法对几种指数与 S&P500 指数收益率之间的游程序列的危险率函数进行了变点检验.

在对原假设进行检验时, 由于似然比统计量服从自由度为 2 的  $\chi^2$  分布, 当显著性水平为 5% 时, 统计量的临界值为 5.99, 即 (5) 式中计算得到的最大值如果大于 5.99 则拒绝原假设, 即存在变点, 反之不存在变点. 同时应用二分分段法检验了多个变点存在的可能性. 图 1 给出了几种指数 (5) 式的具体计算结果, 由图可以确定变点的位置. 统计量  $2A_{\max}$  值以及变点时刻在表 2 中给出.

表 2 变点发生时刻

	沪深 300 指数	标普澳证 200 指数	德国 DAX 指数	英国富时 100 指数	韩国 KOSPI 指数
统计量值	8.09	9.44	8.97	9.91	4.99
变点时刻	2007-8-22	2007-7-4	2007-7-25	2007-8-2	2007-7-16

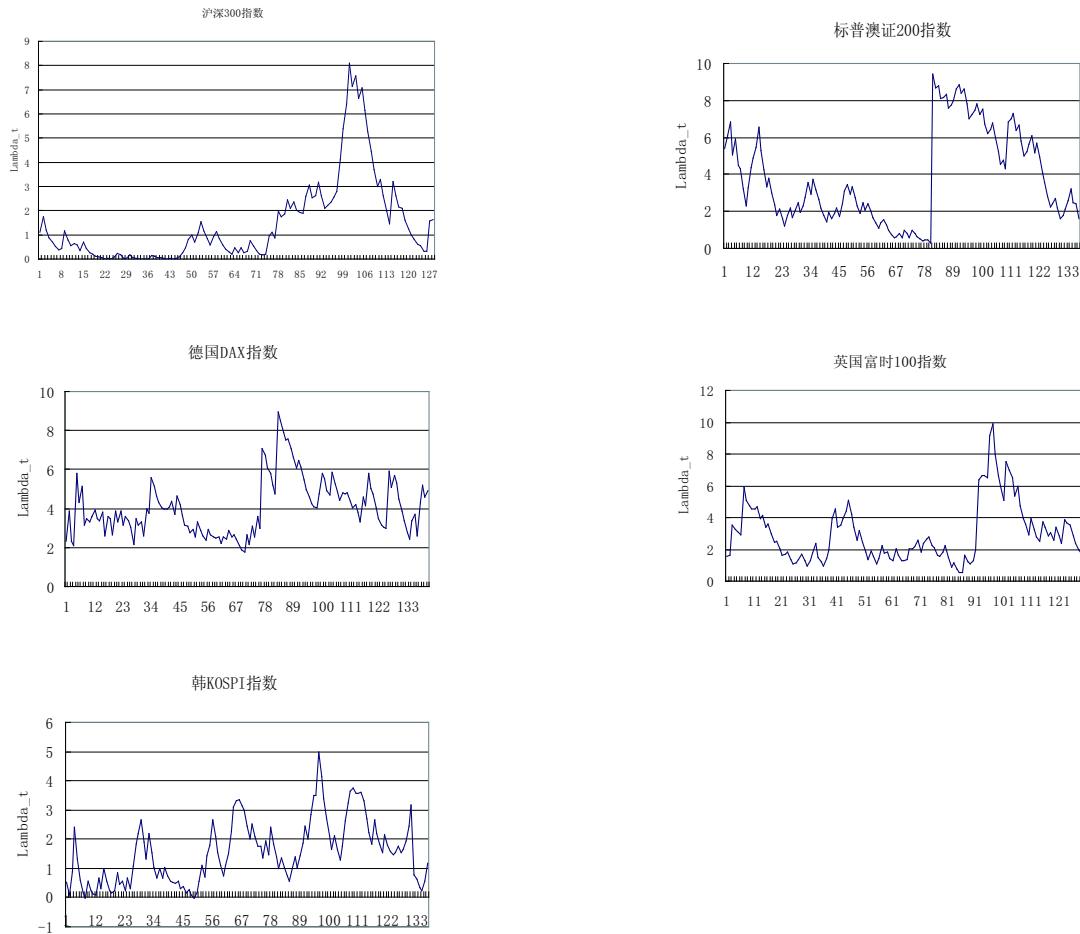


图 1 几种指数全部数据的  $2A_{t^*}$  结果图

由变点检验过程可以看出, 除去韩国 KOSPI 指数外 (似然比统计量为 4.99), 其他的几种指数与 S&P500 之间持续期的危险率函数都存在一个比较显著的变点, 而且经过两分法判断, 不存在其他的变点。

回忆一下美国次级债金融危机发生的过程: 2007 年 2 月 13 日美国新世纪金融公司 (New Century Finance) 发出 2006 年第四季度盈利预警, 美国抵押贷款风险浮出水面。市场普遍认为, 美国次级抵押债务市场忧虑最终于 7 月 26 日总爆发。2007 年 8 月 7 日, 中行、工行卷入美国次级债风暴。8 月 13 日, 日本第二大银行瑞穗银行的母公司瑞穗集团宣布与美国次级债相关损失为 6 亿日元。日、韩银行已因美国次级房贷风暴产生损失。2007 年 8 月 16 日全美最大商业抵押贷款公司股价暴跌, 面临破产美次级债危机恶化, 亚太股市遭遇 911 以来最严重下跌。

表 2 给出了游程序列危险率函数变点的具体估计, 由次级债危机的蔓延过程看, 变点时刻和次级债危机产生影响的实际时刻基本上相一致。对于所分析的各大洲的几个主要市场来说, 尽管危险率函数都存在变点, 但是否一定存在金融危机传染呢? 仅仅由是否存在变点来判定是不完全的, 例如文献 [6] 中, 中国上

表 3 分段数据危险率函数参数估计结果

	沪深 300 指数	标普澳证 200 指数	德国 DAX 指数	英国富时 100 指数	韩国 KOSPI 指数
$\alpha_1$	-0.4027	-0.095	-0.2435	-0.4855	-0.0848
$\beta_1$	0.2292	-0.0214	0.0234	0.1790	-0.0841
$\alpha_2$	0.5767	0.1528	-0.0548	0.0898	0.3242
$\beta_2$	-0.4197	-0.0921	0.4765	-0.1515	-0.5183

证指数与泰国指数之间的分位点回归模型也存在变点, 但是由进一步分析可知中国并没有受到亚洲金融危机的影响。因此需要结合变点前后的斜率参数估计值进一步进行分析。

### 3.4 分段数据的危险率函数拟合结果

得到了危险率函数的变点时刻后, 我们将由此变点分成的前后两个阶段分别对数据应用 Logistic 危险率函数进行拟合。具体的参数估计结果如表 3 所示。

由表 3 可以看出,除了德国 DAX 指数外,其他四种指数的斜率系数都有类似的变化特征,即危机后斜率系数的都取负值,而且绝对值变大.其中沪深 300 指数、英国富时 100 指数变点前斜率系数为正,而变点时刻后的斜率系数则变为负值.标普澳证 200 指数和韩国 KOSPI 指数变点前后的斜率系数虽然都为负值,但是危机后的斜率系数绝对值明显变大.这说明这四个国家指数收益率与 S&P500 指数在美国次级债危机后符号一致性增强,即受到了次级债危机的影响.而德国则出现了相反的变化,危机后的斜率系数为正而且绝对值为 0.48,比危机前还要大,这说明德国并没有受到次级债危机的传染.由于多数德国金融机构并没有参与美国次级住房抵押贷款市场,因此得以逃过一劫.

#### 4 结束语

众多研究证实金融危机存在传染现象,以往的研究方法都是从相关系数的变化情况来研究金融传染问题的,而且大多都是基于市场价格或者市场收益率之间的关系.本文首次从持续期的角度来分析危机传染的问题.其中在危机时刻发生的确定上,我们没有按照经验判断的危机发生时刻直接将数据分成两段,而是应用危险率函数的变点检测方法确定变点发生的时刻,然后对该时刻分成的两段数据进行了危险率函数的分析.

在本文中,以 S&P500 指数收益率作为比较对象,分析了具有代表性的几个国家的指数与 S&P500 指数收益率之间的持续期关系.通过分析发现,所分析的几个国家都或多或少地受到了美国次级债金融危机的影响和冲击.危险率函数中的斜率系数可以度量游程序列结束的概率与游程长度直接的关系,该系数负值绝对值越大,危机传染的程度就越强烈.对于危机传染的检验方法,已经有了很好的研究,但是关于危机传染程度的度量并没有多少研究,然而传染程度的研究对于风险管理者以及投资者都是很重要的.只有准确地分析危机传染的程度,才能更好地在全球范围内进行投资分析.

#### 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.  
Wang C F, Kang L, Wang S T. Contagion of currency crises: Theory and model[J]. Studies of International Finance, 1999, 1: 44-50.
- [2] 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.  
Zhang Z B, Qi Z Y. Testing approach and empirical analysis on contagion effect based on VaR model[J]. Journal of Industrial Engineering and Engineering Management, 2005, 3: 115-120.
- [3] Bekaert G, Wu G. Asymmetric volatility and risk in equity markets[J]. Review of Financial Studies, 2000, 13: 1-42.
- [4] Longin F M, Solnik B. Extreme correlations of international equity markets during extremely volatile periods[J]. Journal of Finance, 2001, 56: 649-676.
- [5] Bae K H, Karolyi G A, Stulz R M. A new approach to measuring financial contagion[J]. Review of Financial Studies, 2003, 16: 717-763.
- [6] 叶五一,缪柏其,谭常春.基于分位点回归模型变点检测的金融传染分析[J].数量经济技术经济研究,2007,10:151-161.  
Ye W Y, Miao B Q, Tan C C. Analysis of financial contagion based on change point testing of quantile regression model[J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2007, 10: 151-161.
- [7] Rodriguez J C. Measuring financial contagion: A Copula approach[J]. Journal of Empirical Finance, 2007, 14(3): 401-423.
- [8] Kalok C. Are there rational speculative bubbles in Asian stock markets?[J]. Pacific-Basin Finance Journal, 1998, 6: 125-151.
- [9] McQueen G, Thorley S. Bubbles, stock returns and duration dependence[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1994, 29: 379-401.
- [10] Wu C, Zhao L, Wu Y. Estimation in change-point hazard function models[J]. Statistics and Probability Letters, 2003, (63): 41-48.
- [11] Karasoy D S, Kadilar C. A new Bayes estimate of the change point in the hazard function[J]. Computational Statistics and Data Analysis, 2007, (51): 2993-3001.
- [12] Hrishnaiah P R, Miao B Q. Review about estimation of change point[C]//Handbook in Statistics, Quality Control and Reliability, North-Holland: 1988, (7): 375-402.
- [13] Greene W H. Econometric Analysis[M]. 5th ed. Prentice-Hall, 2002.