

基于 Google Trends 注意力配置的金融传染渠道^①

凌爱凡^{1,2}, 杨晓光^{2,3}

(1. 江西财经大学金融学院、证券与期货研究中心, 南昌 330013; 2. 中国科学院管理、决策与信息系统重点实验室, 北京 100190; 3. 中国石油大学工商管理学院, 北京 102249)

摘要: 20世纪末期金融危机的频繁发生和不同金融市场联系的日趋紧密使得金融传染在近年来受到广泛的关注。由于金融传染的多样性和不确定性, 致使金融危机传染渠道的确定成为金融传染问题研究的难点。文章首先引入一个线性回归模型, 以研究投资者的注意力对市场震荡的反馈, 然后设计了一个非线性回归模型来验证市场间金融危机的传染效应。在考虑了市场间的直接传染和基于注意力配置的间接传染因素下, 研究了相依性情形下的金融传染的存在性问题。基于 Google Trends 搜索量, 结合 2007-2008 年次贷危机时期, 美国、中国、日本和韩国市场间的数据进行了丰富的实证分析。实证结果发现, 在相依性情形下, 次贷危机在东亚三市场间存在显著的直接传染效应, 同时, 注意力配置作为一种间接传染渠道, 在危机的传染中非常显著。

关键词: 金融传染; 有限注意力; Google Trends

中图分类号: F830.9; F831.59 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2012)11-0104-13

0 引言

金融传染(financial contagion)的提出是伴随着20世纪末期金融危机频繁发生、不同国家和地区、不同种类的金融市场联系日趋紧密而产生的。随着20世纪90年代金融危机出现越来越频繁、危害越来越严重, 国外学术界逐渐开始重视金融市场之间传染效应的研究。许多学者发现伴随着一个金融市场遭遇冲击, 其它金融市场往往同时或在短时间内也遭到冲击。在金融和贸易等方面存在关联的某些金融市场, 在金融危机期间通常会表现出一定程度的传染性, 即在金融危机期间, 这些国家金融市场的相关性会显著。针对这一特征, 许多研究对于金融传染给出相应的定义, 其中多数定义都提到某个金融市场遭遇冲击导致其它

金融市场出现危机的概率增大、相互关联加强^[1]。关于金融传染一个最为严格的定义是指一个金融市场的危机导致各金融市场之间的关联程度显著提高或其它市场发生危机的可能性显著增加^[2]。它强调的是被传染的金融市场发生危机的原因是由于另外某个金融市场先发生了危机。

早在1999年, Masson^[3]根据危机传染的原因就将金融危机的传染分为3类: 第1类称为“季风效应”(monsoonal effects), 即一个国家发生金融危机并能影响到其它国家, 是因为其它国家和该国家之间的宏观经济基本面存在明显的相关性; 第2类称为“溢出效应”(spill-overs), 是指没有发生金融危机的国家由于与金融危机发生的国家之间存在国际贸易、货币、信贷等交易导致受到金融危机的影响。Masson认为这两类金融传染并不是

① 收稿日期: 2012-07-11; 修订日期: 2012-09-20。

基金项目: 国家自然科学基金重点资助项目(70933003); 国家自然科学基金青年基金资助项目(71001045); 中国博士后基金面上资助项目(2010048049); 江西省自然科学基金资助项目(20114BAB211008); 江西财经大学优秀青年学术人才支持计划; 中国博士后基金特别资助项目(2012T50147)。

作者简介: 凌爱凡(1977—), 男, 江西新建人, 副教授, 博士后。Email: aifanling@yahoo.com.cn

真正意义上的传染,而是经济体之间的相依性(interdependence)所导致的。真正意义上的金融传染,是指在排除了上述相依性后,金融危机通过某种传染渠道,由一个市场传染到另一个正常市场,致使正常的金融市场突然失去良好的均衡状态,变得极端不稳定,Masson把这种传染称为第3类传染,或金融危机的纯传染(pure contagion)。

近年来,基于Masson(1999)给出的金融传染与相依性的区别,激发了人们对相依性和纯传染导致金融危机传染问题的理论与实证研究的广泛关注,设计能够区分金融传染与相依性的理论和实证模型显得尤为重要。Favero & Giavazzi^[4]应用两市场的相关性来度量其相依性,应用非线性回归方程研究了相依性与传染的区别,基于两个不同市场在正常状态下相依性已知的假设,他们检验了金融危机时期两个市场相关性的变化趋势,发现危机时期两个市场比正常情形表现具有更高的相关性,从而认定相依性是导致危机传染的主要因素。类似研究还有:Boyer等^[5],Loretan & English^[6],Forbes & Rigobon^[7],Bae等^[8],Corsetti et al等^[9]。

与这些研究不同,Pesarana & Pickb^[10]从两个市场情形下的规范模型出发,根据理论和实证发现,纯相关性的检验对确定真正意义上纯传染不是金融危机传染的主要因素是无效的。Pesarana & Pickb假设金融纯传染仅仅在危机时刻发生,而市场的相依性可以在正常情形下存在,他们提出的两市场规范模型^[10],可以用于刻画市场之间存在的相依性与传染性,并在实证中进行区分。虽然Pesarana & Pickb应用其提出规范模型能够在相依性情形下确定纯传染性的存在,但是他们的模型无法进一步确定具体的传染渠道。在已知市场间存在金融纯传染的情形下,进一步探索具体的传染渠道,对金融危机的预防具有重要的意义,但同时也是金融传染研究的难点问题。正是这一困难问题激发本文探索一种新的传染渠道——投资者注意力——的研究动机。最近,国内学者从金融机构的角度^[11]和汇率变化^[12]情形,研究了金融危机对我国金融市场的影响。

注意力(attention)长期以来是认知心理学领域的研究焦点。大量的实验研究和数据结果表明,人的大脑对信息的筛选及同时处理多个任务

的能力是有限的^[13]。Kahneman^[14]认为人的注意力是一种紧缺的认知资源。有限注意力表示人在处理多个任务时,需要预先将其有限的注意力最优地配置到各个任务中,一旦在某个任务中分配了更多的注意力,那么分配在其它任务中的注意力会相应减少。对某项任务分配的注意力增加或减少直接影响投资者对该任务有关信息处理的精确程度。从信息的收集、筛选以及对信息处理所需要的时间、精力和费用等角度来讲,信息的获得总是有限的^[15]。然而,在标准的资产定价模型中,人们往往假设投资者能够获得并能处理所有对资产价格产生影响的信息。显然,这种假设与投资者有限注意力的现实不符合,因为即使是最资深的投资者也无法做到。

近年来,针对如何合理地配置注意力到有价值的信息资源上,以及注意力是如何影响投资者的投资决策等问题的研究受到许多学者的关注。如:Sims^[16],Peng^[17],Hong, Torous & Valkanov^[18],Bacchetta & van Wincoop^[19]和Mackowiak & Wiederholt^[20]。Peng & Xiong^[21]发现,有限注意力会导致投资者产生分类学习(category-learning)的行为,即相对于具体公司的信息来讲,在有限注意力的情形下,投资者会更关注整个市场和行业的信息,从而能够使得不同市场之间资产收益产生联动(comovement)效应。最近,Mondriay & Climent^[22]基于文献[21]的研究路线,以1997年泰国金融危机为样本数据,研究了金融危机通过投资者有限注意力配置由亚洲传染到拉丁美洲的效应。Mondriay & Climent认为,投资者的注意力配置是亚洲金融危机传染的有效间接传染渠道。

但是,Mondriay & Climent的模型是建立在两个市场相互独立的假设下得到的,这对于当时泰国与拉丁美洲等一些新兴市场之间的经济关系有一定的合理性,因此他们的研究结果对泰国金融危机新的传染渠道研究是有重要意义的。一个很自然的问题是:投资者有限注意力配置是否也是2007年次贷危机传染的一种传染渠道呢?其答案似乎并不明显,因为当前世界大部分国家的经济与美国的经济均有一定的相依性,这与文献[22]建立的相互独立性假设不符合;另外,2007年的次贷危机首先是在成熟的美国金融市场发

生,再向其它国家,包括向新兴市场的扩散,而泰国金融危机首先是在新兴的泰国金融市场发生,再扩散到其它市场.从这个意义上讲,2007年次贷危机迅速扩散,似乎主要是由于各国和美国经济之间存在相依性所导致.那么这是否表明不存在金融危机的纯传染效应呢?本文的研究在一定程度上回答了这一问题.

虽然有限注意力对投资者决策的影响吸引了许多学者的研究,研究者也提出了许多度量注意力的指标,如报纸的新闻数量^[22]和网络搜索量^[23,24].但是投资者注意力的度量仍然是该研究领域中的一个困难问题,目前仍然没有一个统一公认的指标.近年来,研究者发现,基于谷歌搜索频率指数,可以预测消费者行为^[25,26]和公司盈利^[27].最近, Da, Engelbergz & Gao^[28]提出应用 Google Trends 来度量投资者的注意力,与传统的度量注意力的指标相比,他们发现 Google Trends 中的搜索频率(搜索量)是一种更直接的度量投资者注意力的指标.通过应用 Google Trends 搜索量来预测股票未来收益, Da, Engelbergz & Gao 发现,高的 Google Trends 搜索量预示着未来两三周将可能有高的股票价格.与传统的报纸新闻数量等度量注意力的指标相比, Google Trends 搜索量具有如下特点: 1) 和传统的注意力度量指标具有一定相关性, 但又不完全相同; 2) 能更及时和更准确地反映投资者关于某个事件的注意力; 3) 对于度量退休投资者的注意力有更大的优势.

本文在文献[10]的规范模型基础上,引入了投资者对市场的注意力配置因素.建立了注意力配置与市场震荡、注意力配置与金融传染两个回归模型,并用所建立的模型来检验2007年美国次贷危机确实存在纯传染因素.在本文的模型中,由于存在危机发生时刻的指示函数,从而导致整个模型实际上是一个非线性回归模型,使用两阶段的最小二乘(two-stage least squares: 2SLS)回归对模型进行了估计.本文所建立的模型既具有文献[10]的规范模型特点,同时又能够保持文献[22]的模型中关于注意力传染渠道的检验,即既可以在相依性情形的下,检验纯传染的存在性,又能够进一步确定注意力配置传染渠道的存在性.

在实证中,本文考虑次贷危机在东亚3个市场:中国、日本和韩国的传染效应,首次考虑了

Google Trends 搜索量与金融传染的关系.使用3个东亚市场的主要股票综合指数作为市场行情的度量指标,使用谷歌趋势中关于美国的相对搜索量作为投资者对美国市场注意力的度量指标,对所建立的模型进行了估计.本文的研究与文献[28]不同,本文不是利用 Google Trends 的搜索量来预测股市的未来变化.相反,将股市过去的行情通过 Google Trends 搜索量反映出来.实证结果发现金融纯传染对次贷危机在东亚市场的传染具有显著性影响,而且,投资者注意力配置在次贷危机的金融传染中,确实是一种显著的传染渠道,即股市不好的过去,会导致投资者当前更多的关注,而这种更多的关注,在有限注意力的情形下,必能减少投资者在其它市场的注意力.投资者在其它市场减少了注意力,必能降低投资者在这些市场对风险的容忍程度,使得投资者对这些市场失去耐心和信心,从而影响到这些市场的资产价值和波动率,甚至诱发危机.

1 模型

本文把金融危机解释为资产市场价值的突然下跌或波动率的增加.基于金融危机的此定义, Masson^[3]的第3类金融传染(纯传染)可以解释为,某个市场中资产价值的下跌或波动率的增加是由于受到其它市场金融危机影响的结果.2007年的次贷危机首先在美国发生,然后相继席卷亚洲、欧洲等国家.本文主要考虑次贷危机对东亚3国,即中国、日本及韩国市场的影响.仅仅选择东亚3个市场,是因为其具有一定的代表性.因为在这3个市场中,既有成熟的日本市场和较为成熟的韩国市场,也有不成熟的新兴中国市场.因此本文的研究对其它市场具有很好的代表性和参考价值.

设 y_t 表示判断是否发生危机的性能指标,可以是市场的综合指数收益率或汇率,主权债券到期收益的变化^[29],或反映市场行情的主要指数收益的波动率.如果金融危机在美国市场和东亚3个市场间发生传染,那么意味着如下关系成立

$$\frac{\partial y_t^{\text{EAsia}}}{\partial y_{t-1}^{\text{US}}} > 0 \quad (1)$$

上式中时间相差一阶滞后是容易理解的,因为美国市场与东亚 3 个市场处于不同的时区,美国是 GMT - 07:00, 中国是 GMT + 08:00, 日本和韩国是 GMT + 09:00. 这就表明,在某一天东亚 3 个市场开市的时候,美国市场刚好处于前一天的交易末期. 因此,国际投资者在今天确定其在东亚 3 市场资产的交易之前,只能依据昨天,而不是今天的美国股市行情进行决策^②.

为了便于进行回归分析,本文把式(1)分解成如下两个回归方程,其中第 2 个回归方程由 3 个因素:即公共因素、直接传染因素和间接传染因素构成

$$RA_t^{U^*} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^{US} + u_t \quad (2)$$

$$y_t^{EAsia} = \beta f_t + \beta^+ [y_{t-1}^{US} I(y_{t-1}^{US} - c^{US})] + \beta^- [y_{t-1}^{US} I(-y_{t-1}^{US} - c^{US})] + \gamma RA_t^{U^*} + \varepsilon_t^{EAsia} \quad (3)$$

这里 $RA_t^{U^*} \in (RA_t^{US}, RA_t^{UEAsia})$ 表示投资者在 t 时刻对美国市场(RA_t^{US})的相对注意力,或在美国市场相对于东亚市场的相对注意力(RA_t^{UEAsia}),见下一节的详细描述. 与文献[22]采用英国金融时报(finance times)中关于某个市场的新闻数量来度量投资者对该市场注意力的方法不同,本文采用 Google Trends 中关于某个市场的搜索量来度量投资者对该市场的注意力. 假设 Google Trends 中关于“United States, China, Japan, Korea”^③的搜索量与投资者的有限注意力容量相一致, Google Trends 中关于这些词中的某个词的搜索量,表示投资者配置相应的注意力到这个词所代表的市场. 在某一天开始时, Google Trends 往往会给出前一天,某个关键词在谷歌中的搜索量,并通过相对变换(relative scaling)模式和固定变换(fixed scaling)模式两种数据形式向用户免费提供下载. 因此投资者今天通过 Google Trends 所观察到的关于某个关键词的搜索量,实际上是昨天市场中关于该关键词信息的反馈. 因此模型(2)投资者在 t 时刻关于某个市场的注意力,实

际上与 $t - 1$ 时刻该市场的行情有关. 在式(2)中,扰动项 u_t 序列不相关,满足

$E[u_t] = 0, \text{Var}(u_t | F_{t-1}) = \sigma_u^2, t \in [1, T]$, 且与 y_t 相互独立,其中 F_{t-1} 表示 $t - 1$ 时刻可得的信息集. 图 1 给出了投资者关于美国的注意力与 S&P500 指数走势、波动率的直观关系,在该图中,日波动率是基于收益率数据,并根据 GARCH(1,1)模型估计得到. 投资者对美国市场的注意力是基于谷歌趋势中关于“United States”的搜索量而得到,反应美国行情的指标是 S&P500 指数. 从直观上观察发现,当 S&P500 指数一度下滑,或市场出现激烈震荡时,投资者的注意力会相应增加,如在 460 - 530(对应于 2008 年底)个样本点附近,波动率突然增加,相应地,投资者明显给予了更多的关注,见图 1(c). 如果 $\alpha_1 \neq 0$,表明市场的震荡能显著的吸引投资者的注意力. 当危机性能指标 y_t 表示波动率时,则有 $\alpha_1 > 0$. 模型(2)给出了投资者在美国市场的(相对)注意力关于美国市场行情的回归方程,模型(3)则给出了市场间的传染效应回归方程. 在模型(3)中,把影响东亚市场的因素分解成 3 个,其中第 1 项为共同因素 f_t ,主要用来反映市场间相依性,第 2 项、第 3 项合在一起是直接传染因素(directly contagion, DC),第 4 项是间接传染因素(indirectly contagion, IDC),即注意力配置因素. ε_t^{EAsia} 是系列不相关的扰动项满足

$$E[\varepsilon_t^{EAsia}] = 0, \text{Var}(\varepsilon_t^{EAsia} | F_{t-1}) = \sigma_\varepsilon^2$$

且和 f_t, u_t 均相互独立.

$EAsia \in \{CH, JZ, KO\}$ 代表中国、日本或韩国中的某一个市场. 国际市场的共同因素 f_t 是可以预先观察的,比如:国际油价、美元指数或美元汇率等. 在本文的实证中,将用国际油价和美元指数两个指标组合成一个综合的共同因素,以克服单个指标可能具有部分极端数据的不足. $I(a)$

② 一般情形下,昨天之前的美国股市也对东亚 3 个市场今天的市场行情有影响,但这里本文强调的是昨天与今天两个时刻,并忽略更早期美国股市对东亚 3 市场的影响.

③ 本文曾考虑使用更精确的关键词“United States stock market”或“United States stock market”的 Google Trends 搜索量与投资者的有限注意力容量相匹配,但是在 Google Trends 中,没有“United States stock market”和“United States market”等关键词的日搜索量数据,只能得到这些关键词部分周数据. 本文假设关键词“United States, China, Japan, Korea”的搜索量与投资者的有限注意力容量相匹配,实际上也是非常合理的. 因为在次贷危机期间,人们对“United States”搜索,主要是基于对美国(市场)的关注,或者说,在谷歌趋势搜索中,所有与美国股市行情有关搜索,均含有关键词“United States”. 关键词“China, Japan, Korea”与“United States”具有类似的特点.

是一个指示函数,即当 $a > 0$ 时 $I(a)$ 取值为 1, 否则为 0. 在模型 (3) 中,本文特别关心的直接传染系数(β^+ β^-) 和间接传染系数(γ),只要 β^+ 和 β^- 有一个显著不为零,则表明美国次贷危机在东亚市场中存在传染. 而存在传染的情形下,如果

注意力配置是危机从美国市场到东亚各市场的传染渠道,那么意味着 $\gamma \neq 0$. 阈值 c^{US} 的设定可以给出危机发生的时点估计,如果指示函数 $I(\cdot) = 1$,表示美国市场在 $t - 1$ 处于危机时刻,其 t 时期对东亚市场产生影响.

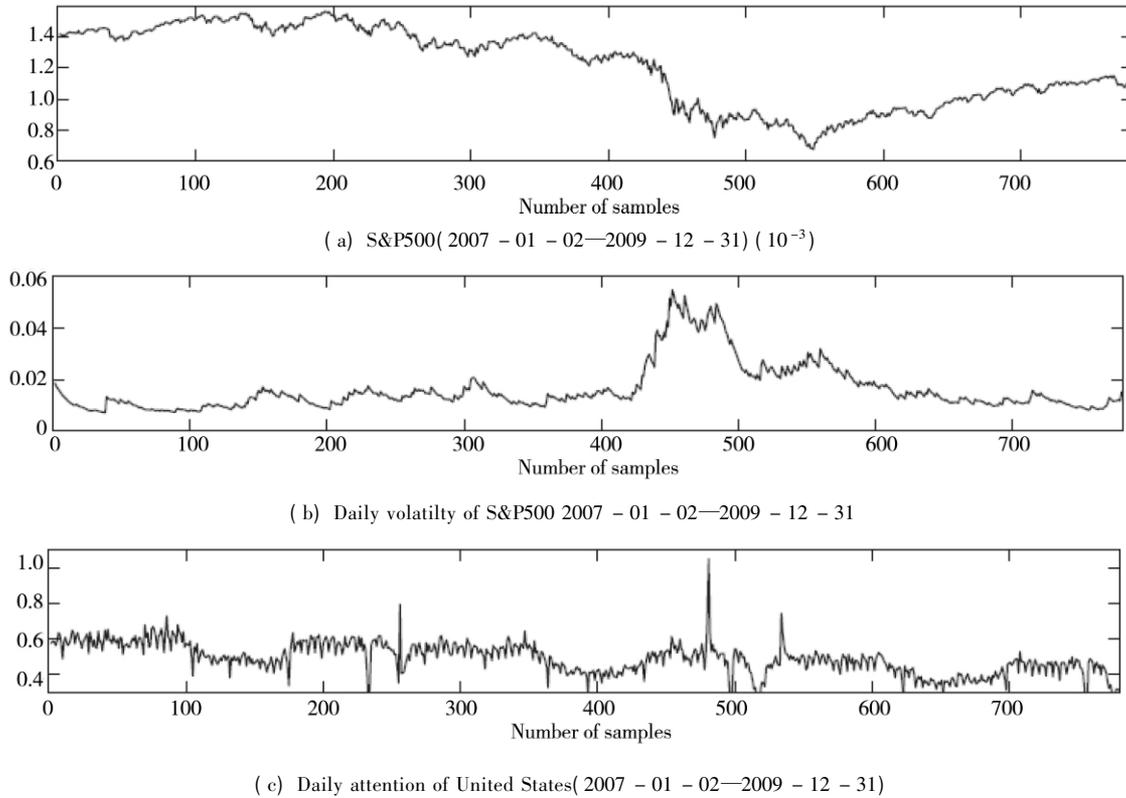


图1 S&P 500 指数及其日波动率和 Google Trends 中关于“United States”的搜索量
Fig. 1 S&P500 Index and its daily volatility, the search of “United States” in Google Trends

模型 (2) 和 (3) 与文献 [22] 的回归模型相比,至少有 3 点不同,其一,本文的模型不仅可以以波动率作为危机的性能指标,对传染进行检验,同时还可以以收益率作为危机的性能指标对传染进行检验,而在文献 [22] 中的模型只能以波动率为性能指标检验传染性;其二,本文的模型设置了一个阈值指标 c^{US} ,该阈值可以反映危机发生的时刻,而且只有在危机时刻,才对被解释变量 y_t^{EAsia} 产生影响,这种处理更能说明危机时刻的传染特点,也是投资者相对更关心的问题;其三,除了考虑直接传染和间接传染因素外,本文在文献 [22] 的模型基础上,加入了共同驱动因素,通过这一因素,可以检验共同驱动因素的存在是否会降低传染因素的显著性. 如果传染因素仍然显著,那么本文的模型将具有更好的说服力.

虽然模型 (3) 本质上是基于文献 [10] 的规范模型,但他们的规范模型是一个两市场双向同步传染模型,即假设两个市场均会给对方产生影响,而且其传染效应是同步,这一特点显然不适合美国次贷危机对东亚市场的影响. 这是因为两个市场即使存在双向传染,在时间上也不是同步的, t 时刻的东亚市场不可能对 t 时刻的美国市场产生影响. 本文提出的模型 (3) 克服了文献 [10] 的模型中这一不足,能反映单向的非同步传染特点,更适合次贷危机对东亚市场影响的实际情形. 另外,文献 [10] 没有考虑间接传染因素,因此他们无法识别任何间接传染渠道. 本文通过加入注意力配置因素,可以有效检验注意力这种间接传染渠道在危机传染过程对东亚市场的影响.

2 指标选取

市场的综合指数是反应金融市场震荡的有效指标,也是投资者对整个市场趋势把握的主要依据之一。为此,对于美国市场,本文选取了 S&P500 指数,对于东亚 3 个市场,分别选取了中国的上证指数(SSE),日本的日经指数(N225)和韩国汉城综合指数(KS11)作为反映 3 个市场行情的主要指标。设 S_t 表示某一市场的综合指数,本文考虑如下情形的 y_t

$$y_t = Vol Y_t = \sqrt{Var(Y_t)} \quad (4)$$

其中 $Y_t = \ln(S_t/S_{t-1})$ 为指数的对数收益率, Vol_{ξ} 表示随机变量 ξ 的波动率。关于共同因子,为了克服单个共同因子出现极端的情形,本文考虑一个由美元指数收益(记为 U_t^1) 和国际油价指数收益(U_t^2) 构成的混合因子,按如下方式计算

$$f_t = w_1 f_t^1 + w_2 f_t^2 \quad (5)$$

这里 $w_i \geq 0, w_1 + w_2 = 1$ 为权重 $f_t^i (i = 1, 2)$ 通过类似于计算 y_t 的方式计算

$$F_t^i = \ln(U_t^i/U_{t-1}^i), f_t^i = Vol_{F_t^i}, i = 1, 2.$$

在 Google Trends 搜索中,一般不会给出某个搜索关键词的实际搜索量,而是给出该关键词的相对变换模式搜索量和固定变换模式搜索量两种数据形式。对某个关键词的相对变换模式搜索量是基于相对时间和地区内的平均搜索量的相对量,对某个关键词的固定变换模式搜索量是基于某个固定时间内的平均搜索量的相对量^④。图 2 给出了 Google Trends 搜索的一个例子,在该图中,本文同时搜索了“United States”和“China”两个关键词,图中的趋势曲线分别表示世界范围内,在 2004 年 1 月至 2011 年 4 月的时间内,关于“United States”和“China”两个关键词的相对变化趋势,其趋势曲线是基于相对变换模式搜索量数据给出的。本文应用谷歌趋势中关于某个关键词搜索量的固定变换模式数据来度量投资者对该关键词的注意力。

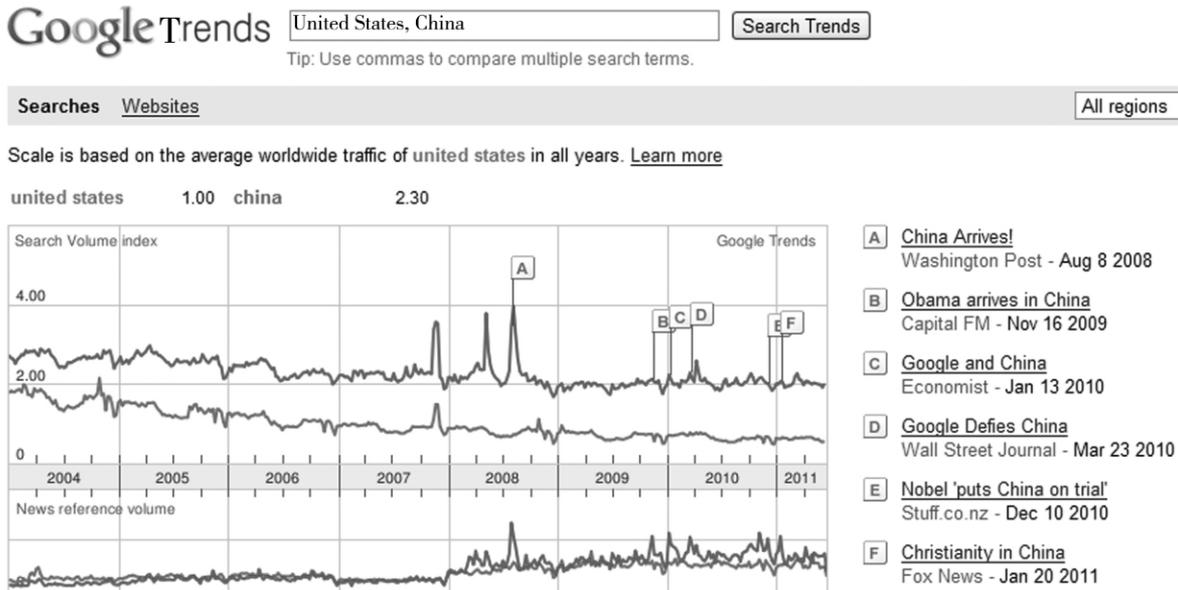


图 2 关于“United States”和“China”相对搜索量趋势曲线

Fig. 2 The trend curve of the relative search on “United States” and “China”

④ 见 Google Trends 说明的第 7 条: How is the data scaled? <http://www.google.com/intl/en/trends/about.html#7>.

设 GS_t^{US} , GS_t^{CH} , GS_t^{JA} 和 GS_t^{KO} $t \in [t_1, t_2]$ 分别表示全球范围和期间 $[t_1, t_2]$ 内对关键词 “United States”, “China”, “Japan” 和 “Korea” 的实际搜索量序列. Google Trends 会根据搜索的关键词个数不同, 而给出不同的固定变换模式数据, 例如, 如果仅仅键入 “China” 进行搜索, 并设置时间范围为 $[t_1, t_2]$, 那么其给出的固定变换模式数据为如下时间序列

$$\widehat{FCH}_t = \frac{GS_t^{CH}}{GS_{T_0}^{CH}}, t \in [t_1, t_2]$$

其中 T_0 是一个固定的时间区间, 不会随着 $[t_1, t_2]$ 的变化而变化^⑤, 而 $\overline{GS_{T_0}^{CH}}$ 时间区间 T_0 内的关于 “China” 的平均搜索量. 如果键入 “United States” 和 “China” 两个关键词进行搜索, 设置时间范围为 $[t_1, t_2]$, 并以 “United States” 在固定时间区间 T_0 内平均搜索量 $\overline{GS_{T_0}^{US}}$ 为参照标准, 那么 Google Trends 会分别给出关于两个关键词 “United States” 和 “China” 的固定变换模式数据, 即如下两个时间序列

$$FUS_t = \frac{GS_t^{US}}{GS_{T_0}^{US}}, t \in [t_1, t_2]$$

$$FCH_t = \frac{GS_t^{CH}}{GS_{T_0}^{US}}, t \in [t_1, t_2]$$

注意, 这时关于 “China” 的固定变换模式数据 FCH_t 是相对于 $\overline{GS_{T_0}^{US}}$ 得到的, 与单独对 “China” 搜索时的固定模式数据 \widehat{FCH}_t 不同. 采用同时搜索关键词 “United States” 和 “Japan” 或 “United States” 和 “Korea”, 能得到相应固定变换模式数据

$$FJA_t = \frac{GS_t^{JA}}{GS_{T_0}^{US}}, FKO_t = \frac{GS_t^{KO}}{GS_{T_0}^{US}}$$

基于上述计算的 Google Trends 搜索的固定变换模式, 定义投资者对美国市场的相对注意力为

$$RA_t^{US} = FUS_t$$

投资者关于美国市场与中国、日本和韩国 3 市场的相对注意力分别为

$$RA_t^{UC} = \frac{GS_t^{US}}{GS_t^{CH}} = \frac{FUS_t}{FCH_t}$$

$$RA_t^{UJ} = \frac{GS_t^{US}}{GS_t^{JA}} = \frac{FUS_t}{FJA_t}$$

$$RA_t^{UK} = \frac{GS_t^{US}}{GS_t^{KO}} = \frac{FUS_t}{FKO_t}$$

本文有时把 RA_t^{UC} , RA_t^{UJ} , RA_t^{UK} 统一记为 RA_t^{UEAsia} . 投资者关于美国市场与东亚 3 国市场的总相对注意力为

$$RA_t^{UEA} = \frac{GS_t^{US}}{GS_t^{CH} + GS_t^{JA} + GS_t^{KO}} = \frac{FUS_t}{FCH_t + FJA_t + FKO_t}$$

$$\text{记 } RA_t^{EAU} = \frac{1}{RA_t^{UEA}}$$

表示投资者关于东亚 3 市场与美国市场的相对注意力.

3 实证结果

在实证研究中, 选取了 2006 年 1 月 2 日至 2011 年 4 月 15 日之间所有指标的日度数据, 所有数据来自 Wind 数据库和 Google Trends (<http://www.google.com/trends?hl=en>) 搜索网站, 其统计特征见表 1. 由于示性函数的存在, 模型 (4) 是一个非线性回归模型, 这给参数 $\theta = (\beta, \beta^+, \beta^-, \gamma)^T$ 的估计带来困难. 本文先应用文献 [10] 所考虑的一种多项式近似方法来近似表示回归中的非线性函数, 然后采用 2SLS 进行估计, 具体估计步骤见文献 [10-29].

在危机发生前期和危机期间, 除了资产的市场价值会出现突然下跌外, 市场剧烈震荡也是常见的现象. 为此, 在实证中, 仅仅考虑市场的波动率作为危机的度量指标, 其它危机度量指标的实证问题可以类似地进行. 即用 y_t 表示某个市场具有代表性的指数波动率. 于是, 所考虑的波动率情形下回归模型 (2) 和 (3) 可表示为

$$RA_t^{U*} = \alpha_0 + \alpha_1 Vol_{t-1}^{SP} + u_t \tag{6}$$

⑤ 实际上, 谷歌趋势所固定的 T_0 是 2004 年 1 月份, 见 <http://www.google.com/intl/en/trends/about.html#7>.

表 1 市场综合指数收益率和 Google Trends 中关于“United States”相对搜索量数据的统计特征

Table 1 The summary statistics of the return of market composite index and the relative search of “United States” in Google Trends

	指数收益数据				相对搜索量数据			
	S&P500	SSE	N225	KS11	RA^{US}	RA^{UC}	RA^{UJ}	RA^{UK}
样本数	1 332	1 281	1 296	1 311	1 931	1 931	1 931	1 931
平均值	$2.5764e-05$	$7.0115e-04$	$-3.8397e-04$	$3.1479e-04$	0.507 2	0.372 2	0.510 6	1.737 0
标准差	0.015 2	0.019 4	0.017 6	0.015 4	0.124 9	0.075 7	0.121 4	0.526 5
最小值	-0.094 7	-0.092 5	-0.121 1	-0.111 7	0.050 0	0.126 6	0.013 9	0.160 9
最大值	0.109 6	0.090 3	0.132 3	0.112 8	1.320 0	0.892 1	1.281 6	4.254 5

注:① 表中 S&P500, SSE, N225 和 KS11 分别用于代表美国市场、东亚中的中国、日本和韩国 3 个市场行情, 表中的数据是这些指数的日收益率, 所有数据来自 Wind 数据库。由于各个国家存在不同的假期, 故样本数有一定差距; ② RA_t^{US} 是在 Google Trends 中单独搜索关键词“United States”所得到相对搜索量, 本文把它作为美国市场的注意力的相对量, RA_t^{UC} 是在 Google Trends 中同时搜索关键词“United States”和“China”并对照关键词“United States”的平均搜索量所得到的关于“United States”相对搜索量, 把它作为投资者相对于中国市场而言, 对美国市场的注意力的相对量, RA_t^{UJ} 和 RA_t^{UK} 是投资者相对于日本和韩国市场而言, 对美国市场的注意力的相对量, 其计算和 RA_t^{UC} 相同; ③ Google Trends 中得到的相对搜索量包含所有的假日和周末, 故从 Google Trends 中得到的相对搜索量样本数是相同的, 本文在应用时, 剔除了假日和周末的数据, 以便和股市指数数据相对应。

表 2 美国市场与东亚市场综合指数的相关性

Table 2 The correction of US market and East Asia market

	收益率				波动率			
	US	CH	JA	KO	US	CH	JA	KO
US	1.000 0	0.063 4	0.120 3	0.216 1	1.000 0	0.490 7	0.832 0	0.872 2
CH		1.000 0	0.276 2	0.314 5		1.000 0	0.371 2	0.489 4
JA			1.000 0	0.682 5			1.000 0	0.841 3
KO				1.000 0				1.000 0

$$Vol_{Y_t^{EAsia}} = \beta Vol_{F_t} + \beta^+ [Vol_{Y_t^{SP}} I(Vol_{Y_t^{SP}} - c^{SP})] + \gamma RA_t^{U*} + \varepsilon_t^{EAsia} \quad (7)$$

这里 Vol_{ξ_t} 表示随机序列 ξ_t 在 t 时刻的波动率(标准差), $Vol_{F_t} = w_1 Vol_{F_t^1} + w_2 Vol_{F_t^2}$ 为混合共同因素的波动率, 为了简单, 取 $w_1 = w_2 = 1/2$ 。由于波动率是非负的, 故在式(7)中, 间接传染因素中只有 β^+ 这一项, 而没有 β^- 这一项。

本文先对模型(6)进行了 OLS 估计, 并考虑投资者注意力关于 S&P500 波动率和对数波动率的估计结果, 见表 3。从该表的结果不难发现, 在 1% 的显著水平下, 可以拒绝零假设: $\alpha = 0$ 。估计值 $\hat{\alpha} > 0$ 表明, 投资者对美国市场的注意力与 S&P500 的波动率(或对数波动率)具有高度的正相关性, 即当美国市场出现大的震荡时, 必将吸引投资者的密切关注。表 3 的最后一列 RA^{AU} 表示相对于美国市场, 投资者对东亚市场的相对搜索量, 该因素的系数为负, 表明投资者在东

亚市场的总体相对注意力与美国市场的波动率呈反向关系。这就是说, 在有限注意力下, 如果投资者配置了更多注意力在美国市场, 必将减少其它市场的注意力。因此, S&P500 波动率增加, 对投资者在美国市场的相对注意力具有显著性影响。

然后本文估计模型(7)。该模型中, 阈值 c^{SP} 的选取直接能影响人们对危机发生时间的判断。为了获得合理的 c^{SP} , 考虑 3 个可能的阈值: 首先用 S&P500 的日 VaR (Value at Risk) 作为阈值 c^{SP} 的近似估计, VaR 是一种被广泛接受的控制投资组合风险的方法, 其定义可以描述为^[30, 31]: 在给定的置信水平下, 在一定的时间内, 投资者可能遭受的最大损失。基于 GARCH(1, 1) 模型的参数方法是估计 VaR 的常用方法。假设 S&P500 指数收益 Y_t^{SP} 能表示成

$$Y_t^{SP} = \bar{Y}_t^{SP} + v_t \quad (8)$$

表 3 美国市场的相对注意力与 S&P500 波动率的 OLS 估计

Table 3 OLS Estimations of relative attentions of US market and S&P500

相对搜索量	RA_t^{US}	RA_t^{UC}	RA_t^{UJ}	RA_t^{UK}	RA_t^{UA}	RA_t^{AU}
Vol_{t-1}^{SP}	0.009 4 *** (12.33)	0.006 0 *** (7.11)	0.007 6 *** (8.45)	0.006 2 *** (9.38)	0.008 5 *** (10.73)	-0.005 9 *** (-9.47)
$\log Vol_{t-1}^{SP}$	1.787 2 *** (14.56)	0.853 7 *** (7.80)	1.152 2 *** (9.01)	0.937 4 *** (9.60)	1.398 1 *** (10.91)	-1.492 0 *** (-10.02)

注:表 3 中 RA_t^{US} 是在 Google Trends 中单独搜索关键词“United States” 所得到相对搜索量,本文把它作为美国市场的注意力的相对量。 RA_t^{UC} 是在 Google Trends 中同时搜索关键词“United States” 和“China” 并对照关键词“United States” 的平均搜索量所得到的关于“United States” 相对搜索量,本文把它作为投资者相对于中国市场而言,对美国市场的注意力的相对量。 RA_t^{UJ} 和 RA_t^{UK} 是投资者相对于日本和韩国市场而言,对美国市场的注意力的相对量,其计算和 RA_t^{UC} 相同。表中数据检验了投资者对美国市场的相对注意力与 S&P500 收益变化的回归关系

$$RA_t^{U*} = \alpha_0 + \alpha Vol_{t-1}^{SP} + u_t, RA_t^{U*} = \alpha_0 + \alpha \log(Vol_{t-1}^{SP}) + u_t$$

其中 RA_t^{U*} 代表 RA_t^{US} 、 RA_t^{UC} 、 RA_t^{UJ} 和 RA_t^{UK} 。*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著水平,圆括号中表示 t 值。

并满足 $E[Y_t^{SP} | F_{t-1}] = \bar{Y}_t^{SP}$, $E[v_t | F_{t-1}] = 0$, $Var(v_t | F_{t-1}) = \sigma_{SPt}^2$ 。设当前为第 $t-1$ 个交易日时刻 $v_t \sim N(0, \sigma_{SPt}^2)$, 则对于任意给定的置信水平 $\hat{\alpha} \in (0, 5, 1)$, 第 t 个交易日内的 $VaR_t(1, \hat{\alpha})$ (1 日内的 VaR) 能表示为

$$VaR_t(1, \hat{\alpha}) = \bar{Y}_t^{SP} + \Phi^{-1}(\hat{\alpha}) \sigma_{SPt} \quad (9)$$

其中 Φ 为标准正态分布的累积分布函数。易知, $VaR_t(1, \hat{\alpha})$ 满足 $P\{Y_t^{SP} \leq VaR_t(1, \hat{\alpha}) | F_{t-1}\} = \hat{\alpha}$ 于是, 阈值 c^{SP} 的参数估计值为

$$\hat{c}_2^{SP} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T VaR_t(1, \hat{\alpha})$$

即先计算样本周期内每日的日内 $VaR_t(1, \hat{\alpha})$, 然后取样本周期内的平均日 VaR 作为 \hat{c}_2^{SP} 的估计值。在参数方法中, 应用 GARCH(1, 1) 模型来估计式(9) 中的波动率 σ_{SPt} 。在 $\hat{\alpha} = 0.95$ 的置信水平下计算所得到的 Y_t^{SP} 的日 VaR 比为 0.030 7。

其次, 由于 c^{SP} 直接与 Y_t^{SP} 的波动率 $Vol_{Y_t^{SP}}$ 进行比较, 因此, 选取 c^{SP} 为 $Vol_{Y_t^{SP}}$ 的倍数, 即考虑 $c^{SP} = 2 \cdot \overline{Vol_{Y_t^{SP}}}$ 和 $c^{SP} = 3 \cdot \overline{Vol_{Y_t^{SP}}}$ 两种情形, 其中 $\overline{Vol_{Y_t^{SP}}}$ 取值为收益率序列 Y_t^{SP} 的样本标准差, 见表 1。基于上述 3 个 c^{SP} 的估计值, 分别对模型 (7) 的参数进行估计, 其结果见表 4、表 5 和表 6。

基于这三个表中的数值结果, 不难发现:

1) 当仅仅考虑注意力的间接传染因素和共同因素对其它市场的影响时, 从表 4 中的面板数

据 A, 可以发现, 东亚 3 市场的波动率与投资者关于美国的注意力在 1% 的显著水平下具有显著性特征, 即在 1% 的显著水平下可以拒绝零假设: $\gamma = 0$ 。所有的 $\gamma > 0$, 表示东亚 3 个市场的波动率与美国市场的注意力配置成正向关系, 即如果配置更多注意力在美国市场, 在有限注意力的实际情形下, 投资者必将减少其它市场的注意力, 这会导致投资者在其它市场的风险容忍度下降, 失去耐心和出现对其它市场失去信心。一旦其它市场出现类似震荡迹象, 投资者会群体性抛售该市场的资产, 从而出现流动性不足, 导致其它市场资产价值下跌, 震荡加剧, 致使危机发生。因此, 注意力的配置对投资者在市场间进行资产的重新配置确实存在显著性的影响。

2) 虽然美国市场和东亚三个市场的收益率呈正的相关性(即存在相依性), 但是根据表 4 至表 6 中的面板数据 B 和 C 可知, 当仅仅考虑波动率的直接传染因素(面板数据 B) 或同时考虑波动率的直接传染因素和注意力间接传染因素(面板数据 C) 时, 在 1% 的显著水平下, 不能拒绝共同因子的零假设($\beta = 0$), 但可以拒绝 β^+ 的零假设。因此, 就共同因素和直接传染两种因素进行比较, 直接传染具有更显著的统计特征。而且, 由于东亚 3 市场与美国市场存在客观的相依性, 但这并不排除危机传染的可能性。本文实证结果实际上表明, 次贷危机导致东亚三市场发生危机的直接传染性因素是确实存在的。

表 4 参数 VaR 下基于指数波动率传染模型的 2SLS 估计

Table 4 2SLS estimations of contagious model based on the volatility of index under parameter VaR

参数	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}^+$	$\hat{\gamma}$	\hat{c}_1^{SP}	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}^+$	$\hat{\gamma}$	\hat{c}_1^{SP}	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}^+$	$\hat{\gamma}$	\hat{c}_1^{SP}
面板数据	面板数据 A: $\beta^+ = 0$				面板数据 B: $\gamma = 0$				面板数据 C: $\beta^+ \neq 0 \gamma \neq 0$			
中国	0.047 2**	-	0.001 5***	-	0.025 6**	0.043 9***	-	0.030 7	0.038 2**	0.037 9***	0.000 7*	0.030 7
	(2.19)		(13.10)	-	(2.44)	(13.78)			(2.40)	(11.55)	(1.82)	
日本	0.073 4**	-	0.002 6***	-	0.082 0**	0.055 7***	-	0.030 7	0.059 6**	0.053 0***	0.001 4*	0.030 7
	(2.25)		(14.02)	-	(2.33)	(12.97)			(2.23)	(11.51)	(1.87)	
韩国	0.060 7**	-	0.001 9***	-	0.057 4**	0.046 1***	-	0.030 7	0.064 9**	0.042 6**	0.001 1*	0.030 7
	(2.34)		(18.69)	-	(2.55)	(13.11)			(2.34)	(13.11)	(1.84)	

注:该表是对模型(7)在 $c^{SP} = 0.030 7$ 时的 2SLS 估计结果 *、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著水平 圆括号中表示 t 值。

表 5 基于指数波动率传染系数的 2SLS 估计

Table 5 2SLS estimations of contagious model based on the volatility of index

参数	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}^+$	$\hat{\gamma}$	$\hat{c}_2^{SP} (= 2Std)$	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}^+$	$\hat{\gamma}$	$\hat{c}_2^{SP} (= 2Std)$
面板数据	面板数据 B: $\gamma = 0$				面板数据 C: $\beta^+ \neq 0 \gamma \neq 0$			
中国	0.025 1**	0.043 2***	-	0.030 4	0.037 9**	0.037 8***	0.000 7*	0.030 4
	(2.37)	(10.78)			(2.17)	(11.01)	(1.66)	
日本	0.081 4**	0.055 1***	-	0.030 4	0.059 4**	0.052 3***	0.001 3*	0.030 4
	(2.35)	(12.22)			(2.18)	(11.74)	(1.72)	
韩国	0.057 3**	0.045 6***	-	0.030 4	0.064 8**	0.042 1***	0.001 1*	0.030 4
	(2.59)	(12.86)			(2.21)	(12.20)	(1.79)	

注:该表是对模型(7)在 c^{SP} 取值为两倍的标准差时的 2SLS 的估计结果,其中标准差为 S&P500 指数收益的样本标准差,即 $Std = 0.015 2$,见表 1。*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著水平,圆括号中表示 t 值。

3) 当同时对波动率直接传染因素和注意力间接因素进行回归时,见表 4 至表 6 中的面板数据 C,并于表 4 中的面板数据 A 进行比较,同时还发现,注意力配置下间接因素对东亚市场波动率贡献的显著性会下降,即在 10% 的波动率贡献的显著性会下降,即在 10% 的显著水平下才显著。出现这种情形是可以理解的,因为从

回归方程(6)、(7)及表 3 可知,波动率对 RA^{U^*} 具有相当的解释力。因此当对两个因素同时进行回归时,波动率直接传染因素的存在会消除 RA^{U^*} 的解释能力。但是,由于设置了阈值 c^{SP} ,从而使得 $Vol_{y_t}^{SP}$ 无法完全消除 $RA_t^{U^*}$ 对 $Vol_{y_t}^{EAsia}$ 的影响。这是本文模型与文献[10]所得到的不同结果。

表 6 基于指数波动率的传染系数 2SLS 估计

Table 6 2SLS estimations of contagious model based on the volatility of index

参数	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}^+$	$\hat{\gamma}$	$\hat{c}_3^{SP} (= 3Std)$	$\hat{\beta}$	$\hat{\beta}^+$	$\hat{\gamma}$	$\hat{c}_3^{SP} (= 3Std)$
面板数据	面板数据 B: $\gamma = 0$				面板数据 C: $\beta^+ \neq 0 \gamma \neq 0$			
中国	0.025 7**	0.044 7***	-	0.045 6	0.038 1**	0.038 9***	0.000 9*	0.045 6
	(2.14)	(10.21)			(2.17)	(9.65)	(1.82)	
日本	0.082 0**	0.057 7***	-	0.045 6	0.059 7**	0.054 2***	0.001 7*	0.045 6
	(2.30)	(11.43)			(2.36)	(10.20)	(1.93)	
韩国	0.058 1**	0.046 8***	-	0.045 6	0.065 5**	0.043 5***	0.001 6*	0.045 6
	(2.32)	(12.06)			(2.40)	(11.33)	(1.90)	

注:该表是对模型(7)在 c^{SP} 取值为 3 倍的标准差时的 2SLS 的估计结果,其中标准差为 S&P500 指数收益的样本标准差,即 $Std = 0.015 2$,见表 1。*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著水平,圆括号中表示 t 值。

4) 通过对阈值 c^{SP} 的微小调整,比如增加阈值 c^{SP} 将会延期危机发生时间,这种变化对整个模型估计结果的显著性并没有明显影响. 这是因为从统计的角度来讲,当增加阈值 c^{SP} 时,只是在模型回归时相应减少了部分观察的数据,而数据之间的相互联系,特别是危机期间注意力与波动率之间固有的依赖关系并不会因为 c^{SP} 的微小变化而发生质的改变. 这说明,虽然在非危机时刻,投资者对市场的震荡比较关注. 而在危机时刻,投资者对市场的波动率更加关注,投入更多的注意力. 而这种投入更多的关注,必将影响投资者在其它市场的关注度,从而改变投资者在其它市场的风险容忍度和信心,并影响投资者在其它市场的投资期望. 在这种脆弱的情形下,一旦出现利空信号,投资者会群体性抛售其资产,而导致流动性不足,致使该市场发生危机.

4 结束语

在传统的规范金融传染模型中,本文引入了注意力配置因素,以证明注意力是金融传染的重要间接渠道. 基于 Google Trends 的搜索量,并结合 2007 ~ 2008 年次贷危机时期的美国市场和日本、韩国 3 个东亚市场的数据进行了丰富的

实证研究. 结果表明,在相依性的情形下,金融传染是东亚 3 个市场发生危机的重要因素之一,而且不亚于相依性导致的危机传染效应.

通过市场波动率与 Google Trends 中关于美国市场的相对搜索量进行回归发现,美国市场波动率与 Google Trends 相对搜索量呈正向关系,以及东亚 3 个市场的波动率与美国市场的注意力呈反向关系. 这种结果表明:当美国市场波动率加剧时,会吸引投资者的密切关注. 投资者对美国市场的过分关注引起了对其它市场风险容忍度的下降和对这些市场失去耐心,一旦其它市场出现震荡迹象,投资者会抛售资产,使得该市场产生流动性不足,资产价格进一步恶化,发生危机. 因此,投资者的有限注意力配置是次贷危机在东亚 3 市场发现传染的重要渠道.

本文仅就次贷危机在东亚 3 个市场的注意力传染渠道进行了实证研究,那么注意力配置是否也是欧洲和亚洲其它市场发生危机的传染渠道呢? 需要进一步通过实证进行验证. 另外,本文仅考虑了股票综合指数与注意力之间的回归关系,在本文完成期间,正值美国债券发生信用评级下降和危机的时期,因此,进一步考虑国家主权债券、共同基金和注意力配置之间的回归研究也是非常有意义的.

参考文献:

- [1] Pericoli M, Sbracia M. A primer on financial contagion [J]. *Journal of Economic Surveys*, 2003, 17(6): 571 - 608.
- [2] Dornbusch R, Park Y C, Claessens S. Contagion: Understanding how it spreads [J]. *The World Bank Research*, 2000, 15(2): 177 - 197.
- [3] Masson P R. Contagion: Monsoonal effects, spillovers and jumps between multiple equilibria [M]. In: Agénor P, Miller M, Vines D. (Eds.) *The Asian Crises: Causes, Contagion and Consequences*. Cambridge: Cambridge University Press. 1999, 256 - 270.
- [4] Favero C A, Giavazzi F. Is the international propagation of financial shocks non-linear? Evidence from the ERM [J]. *Journal of International Economics*, 2002, 57(3): 231 - 246.
- [5] Boyer B H, Gibson M S, Loretan M. Pitfalls in Tests for Changes in Correlation [R]. California: Federal Reserve Board International Finance Discussion, 1999: 597 - 602.
- [6] Loretan M, English W B. Evaluating correlation breakdowns during periods of market volatility [M]. In: *Bank for International Settlements, International Financial Markets and the Implication for Monetary and Financial Stability*. Bank for International Settlements, Basel, 2000: 97 - 102.
- [7] Forbes K, Rigobon R. No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements [J]. *Journal of Finance*, 2002, 57(5): 2223 - 2261.

- [8] Bae K H , Karolyi G A , Stulz R M. A new approach to measuring financial contagion [J]. *Review of Financial Studies* , 2003 , 16 (3) : 717 – 763.
- [9] 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.
- [10] Pesarana M H , Pickb A. Econometric issues in the analysis of contagion [J]. *Journal of Economic Dynamics & Control* , 2007 , 31 (4) : 1245 – 1277.
- [11] 程 棵 , 魏先华 , 杨海珍 , 等. 金融危机对金融机构的冲击及政府救助分析 [J]. *管理科学学报* , 2012 , 15 (3) : 1 – 15.
Cheng Ke , Wei Xianhua , Yang Haizhen , et al. Simulation analysis for impact of financial crisis on financial institutions and government bailout effect [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2012 , 15 (3) : 1 – 15. (in Chinese)
- [12] 李小平 , 冯 芸 , 吴冲锋. 金融危机前后的汇率波动特征 [J]. *管理科学学报* , 2012 , 15 (4) : 40 – 49.
Li Xiaoping , Feng Yun , Wu Chongfeng. The characteristics of exchange rate volatility before and after the financial crisis [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2012 , 15 (4) : 40 – 49. (in Chinese)
- [13] Pashler H , Johnston J. *Attentional Limitations in Dual-task Performance* [M]. UK: Attention , Psychology Press , 1998 , 155 – 189.
- [14] Kahneman D. *Attention and Effort* [M]. New Jersey: Prentice Hall , 1973: 25 – 56.
- [15] Huang L , Liu H. Rational inattention and portfolio selection [J]. *Journal of Finance* , 2007 , 62 (4) : 1999 – 2040.
- [16] Sims C. Implications of rational inattention [J]. *Journal of Monetary Economics* , 2003 , 50 (6) : 665 – 690.
- [17] Peng L. Learning with Information capacity constraints [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* , 2005 , 40 (3) : 307 – 329.
- [18] Hong H , Torous W , Valkanov R. Do industries lead the stock market? [J]. *Journal of Financial Economics* , 2007 , 83 (2) : 367 – 396.
- [19] Bacchetta P , Van Wincoop E. Infrequent portfolio decisions: A solution to the forward discount puzzle [J]. *American Economic Review* , 2010 , 100 (3) : 870 – 904.
- [20] Mackowiak B , Wiederholt M. Optimal sticky prices under rational inattention [J]. *American Economic Review* , 2009 , 99 (3) : 769 – 803.
- [21] Peng L , Xiong W. Investor attention , overconfidence and category learning [J]. *Journal of Financial Economics* , 2006 , 80 (3) : 563 – 602.
- [22] Mondriay J , Climent Q D. Financial contagion and attention allocation [J]. *The Economic Journal* , DOI: 10.1111/j.1468-0297.2012.02530.x , In press , 2012.
- [23] Mondria J , Wu T , Zhang Y. The determinants of international investment and attention allocation [J]. *Journal of International Economics* , 2010 , 82 (1) : 85 – 95.
- [24] Drake M S , Roulstone D T , Thornock J R. Investor information demand: Evidence from Google searches around earnings announcements [J]. *Journal of Accounting Research* , In press , 2012 , DOI: 10.1111/j.1475-679X.2012.00443.x.
- [25] Nicolás D P , Huang H F. Constructing consumer sentiment index for U. S. using internet search patterns [R]. Working paper , University of Alberta , 2009 , Available at: < www.nikete.com/DellaPennaHaifang2009a.pdf > .
- [26] Goel S , Hofman J M , Lahaie S. Predicting consumer behavior with web search [J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences* , 2010 , 7 (41) : 17486 – 17490.
- [27] Da Z , Engelberg J , Gao P. In search of fundamentals [R]. Working paper , The University of Chicago , 2012 , Available at: < http://ssrn.com/abstract=1589805 >
- [28] Da Z , Engelberg J , Gao P. In search of attention [J]. *Journal of Finance* , 2011 , 66 (5) : 1461 – 1499.
- [29] Metiu N. Sovereign credit risk contagion in advanced economies [R]. 2010 , Working paper , Maastricht University , 2010 , available at: < www.mifn-sdu2010.com/doc/NorbertMetiu.pdf > .

- [30] Jorion P. VaR: The New Benchmark for Managing Financial Risk [M]. New York: McGraw Hill, 2000: 75 – 80.
- [31] Morgan J P. Riskmetrics-Technical Document [M]. 4th ed, New York: Morgan Guaranty Trust Company of New York, 1996: 210 – 233.

Financial contagion channel of attention allocation based on Google Trends

LING Ai-fan^{1 2}, YANG Xiao-guang^{2 3}

1. School of Finance, Jiangxi University of Finance & Economics, Nanchang 330013, China;
2. Key Laboratory of Management, Decision and Information Systems, CAS, Beijing 100190, China;
3. School of Business Administration, China University of Petroleum, Beijing 102249, China

Abstract: Stemming from the impact of frequent crisis and gradually close connection of different financial markets in the end of the 20th century, financial contagion has been paid close attentions for the past few years. But it still is very difficult to determine the contagion channel since the diversity, complexity and uncertainty of financial contagion. The feedback of investors' attention on market shock is first investigated by introducing a linear regression model in this paper. And then, a nonlinear regression model is designed to show the contagious effect of financial crisis among markets. Combining the direct contagion factor and indirect contagion factor of attention allocation into the proposed model, this paper examines the existence of financial contagion under the case of interdependence. The rich empirical results, based on the search volume index of Google Trends and market data from the financial market of United States, China, Japan and Korea in the sub-prime crisis during 2007 to 2008 show that the direct contagion effect is significant for the three markets in East Asia region. Moreover, attention allocation as an indirect contagion channel is also very significant.

Key words: financial contagion; limited attention; Google Trends