
国际股市一体化与传染的时变研究

费兆奇*

内容提要 本文研究了引起股市波动相互传递的两种机制:股市一体化和传染现象,并通过信息变量对一体化和传染模型的估计参数进行模拟,首次实现了对传染现象的连贯估计和动态研究。研究发现:实体经济中的贸易依存度通常对股市的国际一体化水平具有正向的解释和预测能力,一体化的变化和股市波动的变化对传染现象具有正向的解释能力;外界风险对美国股市的冲击主要是通过一体化的渠道,对中国股市的冲击主要是通过传染的渠道;而中国对资本账户进行严格管制并不能有效地防范外界金融风险通过传染的渠道对国内股票市场产生冲击。通过对样本中 15 个市场的比较分析后,本文对中国股票市场的国际化进程提出了相关的政策建议。

关键词 股市波动 股市联动 股市传染

一 引言

上个世纪 80 年代以来,世界或区域性的金融危机频现,如 1982 年拉美债务危机、1987 年美国股灾、1997 年亚洲金融危机、1998 年俄罗斯债务危机、2007 年美国次贷危机等等。虽然这些危机起初爆发于一个特定的市场,最终却传播到其他国家并对他国资本市场造成巨大冲击。一些金融危机的传播局限于危机爆发的区域之内,例如拉美债务危机(Griffith-Jones 和 Sunkel, 1986),而有些危机的扩散却很难解释。据 Rigobon

* 中国社会科学院金融研究所 100028 电子信箱:feizhaoqi@163.com。

本文是国家社科基金重大委托项目“中国发展道路研究”(10@ZH013)及第 52 批中国博士后科学基金面上资助项目(2012M520332)的阶段性成果。

(2002a)的报告,在1997年泰铢严重贬值、多数东南亚国家遭受重创的同时,拉美的阿根廷、巴西、墨西哥和委内瑞拉的股市收益率也下降了10%~30%,而这些拉美国家与当时的东南亚国家很少有直接的贸易或金融往来;同样,虽然俄罗斯股市的市值在世界占比很小,但1998年的俄罗斯危机却对全球股市产生了重大影响(Mete, 2004)。于是,一个有趣的问题产生了:为什么这些金融危机开始爆发于一个特定的国家或市场,而后却迅速蔓延到其他国家,无论传播源与被传播的国家是否具有直接的经济或金融联系。学界通常把这种现象称之为“传染(contagion)”。

目前,国际股市之间的传染现象仍然是一个开放性课题,相关文献对传染的定义也不尽相同。其中,较为常见的定义有两类:第一类是,如果市场间的一体化水平^①在金融危机期间出现增长,那么这种增长现象则被定义为传染(King和Wadhvani, 1990)。然而,此类定义存在三个不足:首先,它要求危机期间的一体化水平必须比其他时期显著提高,如果一体化一直维持在较高水平却没有显著增长,此定义将无法识别传染现象(Rigobon, 2002b);其次,较高的一体化水平并不是发生传染的充分条件,如果两个市场高度相关,一个市场在危机期间的突然变化可能会导致另外一个市场的剧烈波动,但一体化水平却没有统计意义上的显著增长,那么这一现象仍属于一体化范畴,并不能归结为传染现象;再次,由于股市在高度波动时期的相关性通常会迅速增强,所以,市场之间相关性的显著增长也未必是发生传染的充分条件(Baele等, 2004)。第二类传染定义由Eichengreen等(1996)(以下简称ERW)提出:在金融危机期间,市场之间不能够被经济基本面所解释的相关性。根据这一定义,ERW从两个角度研究了国际股市之间的联动性:一是股市之间的一体化,指市场之间能够被经济基本面所解释的联动性;二是股市之间的传染现象,指市场之间不能被经济基本面所解释的额外相关性。其中经济基本面是指市场之间的各种经济往来(例如双边贸易)和金融联系(例如投资、债务关系等)。Bekaert等(2005)(以下简称BHN)将这一定义运用到经验分析中,通过虚拟变量设定危机区间,然后检验一体化模型残差的相关性在此期间是否显著。他们发现,亚洲股市在1997年的亚洲金融危机期间发生了传染现象,而拉美股市在拉美债务危机期间并未出现显著的传染现象。运用类似方法,Baele和Inghelbrecht(2010)发现欧洲股市在1987年美国股灾期间具有额外相关性,意味着传染现象的发生。然而,上述文献的共性特征是集中于某几个特定时期(例如1987年美国股灾、1997年亚洲金融危机等),对传染现象进行“显著”或“不显著”的定性检

^① 一体化是指股票市场之间能够被经济基本面所解释的联动性。King和Wadhvani(1990)用股票市场之间的联动性模拟一体化水平。

验,这种研究思路在以下三个方面需要进一步的扩展:

第一,相关文献局限于检验市场之间是否存在传染这一现象,即只关心“有”或“没有”的定性问题。然而,除了对传染进行定性研究之外,决策者和投资者更关心市场之间的传染水平如何以及这种传染现象的稳定性。为此,是否可能对传染现象进行量化研究和时变研究值得进一步探讨。

第二,对于危机时期的界定和划分一直是检验传染现象的难题。主流文献通过虚拟变量事前设定危机发生的时期,这种“事前设定”的思路存在两个问题:一是由于股市波动并不是危机时期的特有现象,因此危机时期的事前设定容易忽略股市在其他时期的传染现象。二是不同文献对危机的界定和划分不尽相同,例如,BHN(2005)定义亚洲金融危机的时期为1997年4月到1998年10月;Dungey等(2003)定义亚洲金融危机的时期从1997年10月到1998年8月。然而,由于危机期间的样本观测值较少,定义的危机时期的长短将直接影响传染现象的显著性,使得检验结果具有很大的不确定性。例如,Dungey和Zhumabekova(2001)的研究发现,传染现象一般会随着样本长度的增加而变得显著。为此,如何对危机时期进行科学的划分需要进一步探讨;同时,传染是否只是危机时期的“特有现象”更值得进一步思考。

第三,根据ERW和BHN的定义,经验研究通过评估一体化模型残差的相关性对传染现象进行判定,其中,残差项代表股市收益中不能被经济基本面所解释的部分。因此,检验传染现象的前提是对股市之间的一体化程度进行准确评估。近期的研究发现,国际股市之间的一体化程度具有时变特征,其研究方法包括分段检验(Bodart和Reding,1999)、动态协整检验(Kearney和Muckley,2005)、马尔科夫转换模型(Ramchand和Susmel,1998)^①和基于信息溢出视角的卡尔曼滤波(Kalman Filter, KF)方法(费兆奇,2011)等。然而,这些方法存在的一个共性问题,它们都没有为一体化传导渠道提供论证和检验。为此,一体化的时变研究仍然需要进一步扩展。

本文致力于解决一体化和传染文献的上述问题。对传染现象的研究不局限于危机时期,而是假定传染可能发生在样本期间的任意时期。由于国际股市的波动及其在各市场之间的传递现象越发频繁而不仅仅局限于危机时期,因此这种假定在实践中更为合理。在学术研究中,这种假定无需对危机时期进行事前的事前界定和划分,避免了危机界定和传染现象的联合检验所产生的不确定性。在这个假定的基础上,我们实现了对传染现象的连贯估计和动态研究,通过对传染模型引入一组设定的信息变量,包括:

^① Ramchand和Susmel(1998)将马尔科夫转换模型与ARCH模型相结合,研究了在美国股市处于高波动与低波动状态下,各主要股市与美国股市的相关性差异。

常数项、一体化程度和当地股市波动的变化,来模拟国际股市间传染的动态过程。相关研究发现,实体经济的对外开放程度通常对股票市场的国际一体化水平具有正向的影响能力(Bekaert 和 Harvey,1995;Chen 和 Zhang,1997)。为此,本文设定的一体化模型允许被检验市场的实体经济因素(对外贸易依存度)对一体化的波动水平产生影响,进而刻画股市一体化的时变特征。

为了便于叙述,本文将描述一体化和传染的模型命名为 Information-Kalman Filter-GARCH(以下简称 INF-KF-GARCH)体系,这一模型体系的动态特征主要表现为三个层次:首先,INF 代表运用信息变量对模型估计参数进行模拟,这种方法不仅可以描述一体化和传染的时变特征,而且能够对引起一体化或传染水平随时间波动的因素进行检验。其次,该方法需要进一步扩展的地方是,它假定相关的信息变量对一体化或传染的影响程度是恒定的。由于在不同的经济周期或危机期间,各经济体的经济、金融等变量的相关性可能会发生结构性变化,从而导致相关信息变量对一体化或传染的解释程度不足,或模拟水平发生偏误。为此,本文通过卡尔曼滤波允许相关信息变量对一体化或传染的影响程度具有时变特征。最后,为了刻画模型残差方差可能出现的波动,将 GARCH 因素纳入到模型体系之中。

本文的第二部分主要探讨一体化和传染的研究方法及相关模型的构建;第三部分分析样本数据和检验结果;第四部分是本文的主要结论和建议。

二 研究框架和方法

考虑到一体化的评估将直接影响传染现象的检验,本文同时研究引起股市波动相互传递的两种机制:国际股市的一体化及相互之间的传染现象。一体化反映的是股票市场之间基于经济基本面的一些基本关系,而传染是指国际股市之间不能被经济基本面所解释的额外的相关性,它可能由危机、恐慌或谣言等因素引起。

(一) 股市一体化的检验及模型构建

完全一体化的国际股市要求市场之间不存在任何投资障碍,通过区域之间的多样化投资可以分散和消除影响股票价格的地区性因素,即当地因素对股票价格的冲击不会构成系统性风险。在这样的前提之下,有且只有世界共同因素才能对各市场的股票价格产生影响。在实践中,由于一体化通常处于一种非完全状态,相关文献通过评估世界共同因素对股票价格变动的的影响程度来模拟市场间的一体化水平,并将股票收益中不能被世界共同因素所解释的部分归因于当地因素。为了使一体化的测量具有可

操作性,需要对世界共同因素进行模拟。一种较为直观的方法是明确设定世界共同因素的相关变量,之后检验这些变量对当地股票收益是否具有显著的解释能力(Campbell 和 Hamao, 1992)。但是,模型应该包含哪些变量以及如何通过建模正确设定要素变量对股市收益的影响途径,使得该方法的检验结果具有很大的不确定性。为此,相关文献假设世界股票价格的变化可以较好地反映所有相关的信息,用世界股市的预期外收益来模拟当期的世界共同因素,并检验其对当地股市收益的影响程度(BHN, 2005; Baele, 2005; Baele 和 Inghelbrecht, 2010)。这种模拟方法虽然不能区分外界不同因素对股市收益的影响程度,但却能相对准确地将各种外界因素的影响融为一体。为此,本文以这一方法作为研究的起点。我们用市场的对外贸易依存度对模型中的一体化参数进行模拟,同时,为了允许贸易依存度对一体化的影响具有时变特征,本文构建了 INF-KF-GARCH 模型体系,其设定形式如下:

$$r_{i,t} = \mu_{i,t-1} + e_{i,t} \quad (1)$$

$$\mu_{i,t-1} = \delta_i X_{i,t-1} + \delta_{iw} X_{w,t-1} \quad (2)$$

$$e_{i,t} = \beta_{i,t-1} \varepsilon_{w,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\beta_{i,t-1} = \alpha_i + \gamma_{ira,t} trade_{i-p} \quad (4)$$

$$\gamma_{ira,t} = \gamma_{ira,t-1} + \eta_{ira,t} \quad (5)$$

$$h_{i,t} = \text{var}(\varepsilon_{i,t} | \Omega_{i,t-1}) = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} \varepsilon_{i,t-1}^2 + \alpha_{i2} h_{i,t-1} + \alpha_{i3} \xi_{i,t-1}^2 \quad (6)$$

其中, $r_{i,t}$ 代表股票市场 i 的超额收益,由预期收益 $\mu_{i,t-1}$ 和预期外收益 $e_{i,t}$ 两部分组成。 $X_{i,t-1}$ 、 $X_{w,t-1}$ 分别表示本地和世界的信息集合。^① δ_i 和 δ_{iw} 分别代表相关信息集合的参数向量。模型(1)中的预期外收益 $e_{i,t}$ 除了受到自身特有新息 $\varepsilon_{i,t}$ 的影响外,还受到世界因素 $\varepsilon_{w,t}$ 的冲击; β_i 表示股市 i 对世界因素冲击的反应程度,并以此来模拟股市 i 与全球股市的一体化水平。市场 i 的一体化程度越高,即期的全球冲击对国内回报率 $r_{i,t}$ 的影响就越显著。世界因素 $\varepsilon_{w,t}$ 的数据生成程序是模型(1)~(6)的特殊形式,其中, $i = w$, $\varepsilon_{i,t} = \varepsilon_{w,t}$, $\beta_{i,t-1} = 0$, $\delta_i = 0$ 。

本文构建的 INF-KF-GARCH 体系刻画了一体化参数 $\beta_{i,t-1}$ 的时变特征:(1) INF: 在模型中,一体化参数 $\beta_{i,t-1}$ 的时变特征由市场 i 的实体经济因素决定,其中, $trade_{i-p}$ 代表滞后 p 期的贸易依存度,^②即进出口贸易总额与当地 GDP 的比值。(2) KF: 允许实体经济因素对一体化的影响分子具有随时间变化的能力。状态模型允许参数 $\gamma_{ira,t}$

① 世界信息包括常数项、滞后 1 期的世界股市超额收益、股市的股息生息率、美国短期利率的变化、利率期限结构的变化和违约差价;本地信息包括常数项、滞后 1 期的本地股市超额收益和股息生息率。

② 滞后阶数的选择根据模型中 AIC 的最小值来确定。

符合随机游走程序,这意味着 $\gamma_{ira,t}$ 的波动来源于状态模型中的误差项 $\eta_{ira,t}$ 。其中, $\varepsilon_{i,t}$ 和 $\eta_{ira,t}$ 符合正态分布且彼此互不相关。(3) GARCH: 允许量测模型的残差方差随时间呈系统性变化,并用 GARCH(1,1) 程序描述残差方差的动态特征。其中, $h_{i,t}$ 代表 $\varepsilon_{i,t}$ 的条件方差; Ω_{t-1} 代表 $t-1$ 期的信息集合; $\xi_{i,t}$ 是虚拟变量,当残差项 $\varepsilon_{i,t}$ 的数值小于 0 时, $\xi_{i,t}$ 等于相应的残差项,否则, $\xi_{i,t} = 0$ 。由此,一体化水平由 α_i 、 $\gamma_{ira,t}$ 和 $trade_{i-p}$ 三个因素共同决定,而一体化水平的波动特征由 $\gamma_{ira,t}$ 和 $trade_{i-p}$ 二者共同决定。

(二) 股市传染的检验及模型构建

根据定义,传染是指股票市场之间不能被经济基本面所解释的相关性。为了使传染的检验在研究中具有可操作性,传统文献通过虚拟变量设定危机期间,并检验一体化的模型残差在此期间是否具有显著的相关性,即市场之间不能被经济基本面所解释的相关性。为了更全面地考察传染现象的特征,本文对传统定义和测量进行了两个方面的扩展:一方面,并未将传染现象的检验局限于危机期间,而是假定传染可能存在于样本期间的任意时期,包括危机期间和非危机期间;另一方面,通过信息变量对传染现象进行模拟,并以此实现对传染的连贯估计和动态研究。模型的具体设定形式如下:

$$\varepsilon_{i,t} = w_i + v_{i,t} \varepsilon_{w,t} + u_{i,t} \quad (7)$$

$$v_{i,t} = v_{i,0} + \varphi_{Vol,t} \Delta Vol_{i,t} + \varphi_{\beta,t} \Delta \beta_{i,t} \quad (8)$$

$$\Delta Vol_{i,t} = Vol_{i,t} - \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} Vol_{i-j} \quad (9)$$

$$\Delta \beta_{i,t} = \beta_{i,t} - \frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} \beta_{i-j} \quad (10)$$

$$\varphi_{Vol,t} = \varphi_{Vol,t-1} + \eta_{Vol,t}; \varphi_{\beta,t} = \varphi_{\beta,t-1} + \eta_{\beta,t} \quad (11)$$

$$h_{i,t} = \text{var}(u_{i,t} | \Omega_{t-1}) = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} u_{i,t-1}^2 + \alpha_{i2} h_{i,t-1} + \alpha_{i3} \xi_{i,t-1}^2 \quad (12)$$

其中, $\varepsilon_{i,t}$ 表示在本地股市 i 中不能被世界因素所解释的特有新息,是一体化模型中的残差项,它代表本地股市收益中不能被世界因素(包括往期和即期信息)和本地往期信息所解释的部分; $v_{i,t}$ 代表的是本地与世界股市之间不能被经济基本面所解释的额外的相关性,即股市之间的传染水平。由于风险在市场之间传递的过程中,股市收益率的波动水平及市场之间的一体化程度通常呈现出显著增强的状态(Forbes 和 Rigobon, 2002)。为此,本节在模型(8)中用股市波动和一体化程度的变化水平对传染参数的时变特征进行模拟。 $\Delta \beta_{i,t}$ 表示市场 i 与世界一体化程度的变化水平,由即期的一体化水平 $\beta_{i,t}$ 与其在过去 12 个月的平均水平 $\frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} \beta_{i-j}$ 的差值所决定。 $\Delta Vol_{i,t}$ 表示

市场 i 波动水平的变化情况,由即期波动水平 $Vol_{i,t}$ 与它在过去 12 个月的平均水平 $\frac{1}{12} \sum_{j=1}^{12} Vol_{i,t-j}$ 的差值所决定。我们使用股市收益率的条件方差描述股市波动(或风险)的程度,并设定股市的波动水平符合 GARCH(1,1) 程序。如果模型(8)中的参数 $\varphi_{\beta,i}$ 或 $\varphi_{Vol,i}$ 在统计意义上显著不为 0,则说明一体化程度的变化水平 $\Delta\beta_{i,t}$ 或股市波动程度的变化 $\Delta Vol_{i,t}$ 对市场之间的传染水平具有显著的解释能力。与一体化模型类似,INF-KF-GARCH 体系允许 $\Delta\beta_{i,t}$ 和 $\Delta Vol_{i,t}$ 对市场之间传染水平的影响随时间变化,其中的参数 $\varphi_{\beta,i}$ 和 $\varphi_{Vol,i}$ 符合随机游走程序(模型 11); $u_{i,t}$ 随时间呈系统性变化,并用 GARCH(1,1) 程序描述残差方差的动态特征(模型 12)。

(三) 模型检验与选择

我们首先运用似然比检验(LRT)考察每个市场模型中 GARCH 因素可能存在的非对称效应,若非对称效应显著,为其选择 TGARCH 程序;否则为其选择 GARCH 程序。

其次,对每个市场的模型体系进行了稳健性检验。如果模型是稳健的,那么模型的标准化残差 $z_{i,t} = e_{i,t} / \sqrt{h_{i,t}}$,应符合以下约束条件:

$$E[z_{i,t} z_{i,t-j}] = 0; E[(z_{i,t}^2 - 1)(z_{i,t-j}^2 - 1)] = 0 \quad (13a)$$

$$E[z_{i,t}] = 0; E[z_{i,t}^2 - 1] = 0; E[z_{i,t}^3] = 0; E[z_{i,t}^4 - 3] = 0 \quad (13b)$$

式(13a)表示条件均值和条件方差的约束条件, $j=1, 2, 3, 4$; (13b)表示标准正态分布的约束条件。本节采用 GMM 估计方法检验上述约束条件,首先对式(13a)描述的 2 个约束条件进行 4 个自由度的 χ^2 检验;然后对(13b)描述的 4 个约束条件进行 4 个自由度的 χ^2 检验;最后对上述 6 个约束条件进行 12 个自由度的 χ^2 联合检验。

三 经验研究和结果分析

(一) 数据描述

本文选取 15 个经济体的股票价格指数,这些市场分别是美国、加拿大、英国、法国、德国、俄罗斯、澳大利亚、日本、中国香港、中国、韩国、新加坡、中国台湾、印度和泰国。选择这些市场的原因是为了对全球主要的发达市场和东南亚新兴市场进行对比分析,旨在为中国资本账户开放提供更多层次的经验论据。考虑到各国汇率波动的影响,各市场均以本币计价。所有样本数据为月度数据,来源于 Datastream 数据库。

表 1 描述了世界和 15 个股市收益率的主要统计量。总体来看,在检验期间,发达经济体的股市收益率和风险相对较低,新兴市场的收益率较高,但同时伴随着较高的

风险(标准差)。例如印度、中国台湾和泰国。J-B 统计量表明样本中所有市场的收益率分布都具有明显的非正态性。表 2 描述了信息集合的统计特征,用于预测股市收益。本节通过 ADF 检验对样本数据的平稳性进行了考察,发现所有数据均是平稳的。

表 1 样本数据的基本统计特征

市场	样本数据 起始时间	均值 (%)	标准差 (%)	偏度	峰度	J-B 检验
世界	1985.01	0.093	4.321	-1.148	6.186	206.828
美国	1985.01	0.270	4.608	-1.011	6.159	188.789
加拿大	1985.01	0.237	4.648	-1.178	7.245	316.224
英国	1985.01	-0.164	4.730	-1.196	8.163	434.352
法国	1985.01	0.149	5.915	-0.526	4.030	29.052
德国	1985.01	0.085	6.594	-0.893	5.265	111.570
俄罗斯	1996.01	-0.406	16.371	-1.550	9.997	463.640
澳大利亚	1985.01	-0.044	5.181	-3.772	9.919	590.930
日本	1985.01	-0.219	5.777	-0.400	4.378	34.074
中国香港	1985.01	0.398	8.171	-1.368	11.795	1138.187
中国	2000.01	0.203	8.371	-0.584	4.381	19.356
韩国	1985.01	0.249	8.522	0.057	4.388	26.019
新加坡	1985.01	0.309	6.963	-1.799	15.613	2307.927
中国台湾	1985.01	0.661	10.738	-0.263	6.264	146.617
印度	1990.01	0.799	10.039	0.121	6.901	166.109
泰国	1985.01	0.528	9.270	-0.479	5.062	69.364

(二)模型检验和分析

根据似然比检验,从 GARCH 模型的非对称因素来看,在一体化研究中,美国、法国和德国市场的 GARCH 非对称因素显著,因此,为这些市场选择 INF-KF-TGARCH 体系,为其他市场选择 INF-KF-GARCH 体系。在传染研究中,美国、加拿大、法国、德国和韩国市场的 GARCH 非对称因素显著,因此,为这 5 个市场选择 INF-KF-TGARCH 体系,为其他市场选择 INF-KF-GARCH 体系。

从表 3 中模型稳健性检验的结果来看,在一体化模型的检验中,俄罗斯模型残差标准正态分布的约束条件被拒绝,但联合检验不能被拒绝;其他市场一体化模型的稳健性均不能被拒绝。在传染模型的检验中,中国香港模型的联合检验被拒绝,其中的主要原因是模型残差标准正态分布的约束条件被拒绝;其他市场传染模型的稳健性均不能被拒绝。

表2 信息变量的基本统计特征

世界信息变量									
	DY		CIR		CTS		DFS		
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
世界	0.188	0.044	-0.002	0.023	-0.001	0.029	0.098	0.041	
各市场股息生息率(DY)									
DY	美国		加拿大		英国		法国		
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
DY	0.199	0.079	0.212	0.055	0.321	0.071	0.267	0.063	
DY	德国		澳大利亚		日本		中国香港		
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
DY	0.188	0.054	0.336	0.074	0.085	0.043	0.287	0.077	
DY	中国		韩国		新加坡		中国台湾		
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
DY	0.233	0.095	0.135	0.061	0.203	0.064	0.164	0.139	
DY	泰国		印度		俄罗斯				
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差			
DY	0.248	0.133	0.118	0.043	0.121	0.093			

说明: DY 代表各股市的股息生息率, CIR 代表美国短期利率的变化水平, CTS 代表美国利率期限结构的变化水平, DFS 代表美国的违约差价。

表3 模型稳健性检验

市场	模型	一体化模型稳健性检验				传染模型稳健性检验			
		条件 均值	条件 方差	正态 分布	联合 检验	条件 均值	条件 方差	正态 分布	联合 检验
美国	KF-TGARCH	6.402	3.368	6.828	24.139	5.711	5.059	10.550	25.093
加拿大	KF-TGARCH	3.091	3.389	6.499	19.351	3.257	4.697	7.698	16.711
英国	KF-GARCH	7.283	4.453	6.295	18.047	8.318	1.725	5.192	19.961
法国	KF-TGARCH	6.961	8.033	4.015	21.066	3.798	6.320	5.332	15.551
德国	KF-TGARCH	1.856	3.315	2.530	15.025	2.763	5.693	1.096	11.373
俄罗斯	KF-GARCH	3.498	1.174	16.374 **	20.638	3.810	2.058	8.729	24.045
澳大利亚	KF-GARCH	0.282	8.462	1.344	23.514	1.566	8.071	1.161	14.271
日本	KF-GARCH	0.990	1.569	1.305	5.173	0.899	1.049	1.460	4.060
中国香港	KF-GARCH	2.003	5.481	10.259	20.025	6.999	3.865	16.751 ***	40.281 ***
中国	KF-GARCH	5.428	9.292	2.823	17.106	9.521	2.708	2.414	13.901
韩国	KF-TGARCH	1.189	5.333	4.272	12.618	1.578	5.387	4.328	12.037
新加坡	KF-GARCH	8.640	3.657	7.196	24.519	6.330	0.505	6.956	17.318
中国台湾	KF-GARCH	2.495	1.030	7.961	15.328	4.835	5.587	5.407	19.003
印度	KF-GARCH	2.447	5.127	4.995	12.064	1.957	5.897	2.807	14.861
泰国	KF-GARCH	9.705	1.943	1.655	15.781	8.263	1.686	8.240	26.134

说明: **、*、* 分别表示在 1%、5% 及 10% 的显著性水平上显著, 下表同。

基于上述的模型选择和模型稳健性检验,本文之后描述的结果都基于 INF-KF-(T)GARCH 模型体系。

(三)股市一体化和传染的影响因素

1. 股市一体化的影响因素:贸易依存度

当实体经济的对外贸易依存度逐步提高时,它受到世界共同因素的影响(或冲击)随之增强,股票市场之间的价格变化将表现出一定的趋同性,市场间的一体化程度随之增强。为此,实体经济的贸易依存度对股票市场的国际一体化水平应当具有正向的解释能力。本文参照 BHN 的方法,运用实体经济的贸易依存度对股市一体化模型的估计参数进行模拟,这种方法不仅可以描述一体化的时变特征,而且能够对引起一体化随时间波动的相关因素进行检验。^①

表 4 列出了各市场贸易依存度对股市一体化影响系数的均值水平及反映显著性的 T 值:在 15 个样本市场中,对于大部分发达市场和全部新兴市场,贸易依存度对一体化的影响系数 $\bar{\gamma}_{tra,t}$ 为正值,并且在 1% 的水平上显著。这说明一个经济体的对外贸易水平通常对其股票市场的国际一体化水平具有正向的解释能力。各市场贸易依存度对一体化的影响系数和贸易依存度的均值水平依次为:加拿大(贸易依存度对一体化影响系数的均值为 3.128,贸易依存度的均值为 0.139,下同)、^②印度(2.322,0.243)、俄罗斯(1.666,0.497)、中国(1.633,0.541)、美国(0.871,0.181)、日本(0.758,0.197)、德国(0.492,0.511)、泰国(0.319,0.867)、中国台湾(0.299,0.888)、新加坡(0.245,2.866)、中国香港(0.149,2.548)、韩国(0.086,0.605)。通过对这些数据的比较可以发现一个趋势性特征:市场的贸易依存度越低,贸易依存度对该市场一体化的影响程度越高,即贸易依存度与贸易依存度对一体化的影响程度呈现出反比关系。

图 1 描述了中国贸易依存度对股票市场一体化水平的影响系数的变动趋势,其中最为显著的特征是:影响系数并不是一个恒定的常数,而是随时间剧烈波动的。受篇幅限制,图 1 并没有描述其他市场的状况,但通过影响系数的标准误差可以估计和比较各市场影响系数的波动程度。各市场影响系数的标准误差和贸易依存度的均值水平依次为:印度(影响系数的标准误差为 2.494,贸易依存度均值为 0.243,下同)、日本

^① 相关文献还可参阅赵可和丁安华(2013),他们结合当前宏观经济环境不确定性因素日趋复杂重要的背景,在对不确定性相关研究综述的基础上,构建了中国经济周期与股市波动传导机制的概念模型。

^② 贸易依存度的均值由作者计算所得,其方法是取某市场的进出口贸易总额与其 GDP 比值在样本期间的均值。

(1.939,0.197)、俄罗斯(1.821,0.497)、加拿大(1.335,0.139)、美国(1.008,0.181)、泰国(0.916,0.867)、德国(0.689,0.511)、韩国(0.688,0.605)、中国(0.606,0.541)、中国香港(0.240,2.548)、中国台湾(0.159,0.888)、新加坡(0.134,2.866)。通过比较发现:发达市场影响系数的标准误差普遍偏大,而大部分新兴市场相对较小;另外,贸易依存度越高的国家,影响系数的标准误差越小。这说明对于贸易依存度较高的市场和大部分新兴市场而言,贸易依存度对一体化的影响更为稳定。

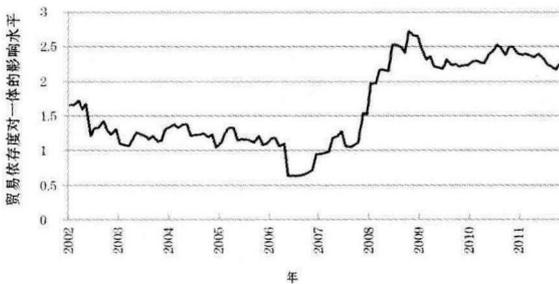


图1 中国贸易依存度对一体化影响系数的变动趋势

2. 股市传染的影响因素:股市一体化的变动与股市波动的变化

当危机源地的风险迅速蔓延到周边或全球市场时,相关股市收益率的波动区间可能在短期内被放大数倍。另外,危机事件会对宏观流动性和市场流动性造成深远的影响,同时会对投资者的心理预期产生影响,这些因素导致全球

或者周边股市收益率在短期内急剧下挫(投资者的“羊群效应”),使得相关股市的价格变化出现了趋同性,一体化程度在短期内可能呈现出显著增强的状态。^①例如,在次贷危机期间,2008年9月美国救市案被否,引发全球股市几乎在同一时间普遍大幅下跌。因此,本文用股市波动的变化水平和一体化程度的变化水平对模型的传染参数进行模拟。这种方法不仅可以检验上述变量与传染参数的相关性是否显著,还可以通过相关变量的动态特征为传染的时变研究提供论据,同时也为传染现象的连贯估计提供了基础。

表4列出了一体化变化水平和股市波动变化对传染影响系数的均值及反映显著性的T值:一体化水平变动对传染的影响系数 $\bar{\varphi}_{\beta,i}$ 在15个市场中均为正值,且在1%的水平上显著;股市波动幅度的变化对传染的影响系数 $\bar{\varphi}_{\omega,i}$ 在13个市场中(除日本和泰国)显著为正。从影响系数的均值水平来看,一个趋势性特征表现为:相对于发达市场,新兴股市波动幅度的变化对传染水平的影响程度较强(影响系数较大),15个市场影响系数的均值水平依次为:中国(127.212)、印度(92.073)、澳大利亚(45.639)、韩国(45.230)、中国香港(34.303)、中国台湾(33.943)、法国(24.622)、新

^① 彭兴韵(2007)对流动性和资产价格波动进行了分析和阐述。

加坡(24.564)、加拿大(20.203)、俄罗斯(11.119)、美国(6.692)、英国(6.292)和德国(4.681)。图2描述了中国股市一体化变化和股市波动幅度的变化对传染影响系数的变动趋势,可以发现,两组影响系数都表现出随时间剧烈波动的特征,它们分别在2008和2007年达到样本期间的最大值,之后迅速下挫,并在之后的几年回落到较低水平,特别是一体化变化的影响系数下探到围绕0值波动的区间。两组影响系数在最后几年的明显回落说明了两种可能:一是两个变量对传染的影响水平(或显著性)急剧降低;二是中国股市的传染水平在这段时期内并不显著。

表4 模型参数估计的均值及显著性

市场	一体化模型		传染模型			
	$\bar{\gamma}_{tra,t}$	T 值	$\bar{\varphi}_{\beta,t}$	T 值	$\bar{\varphi}_{Vol,t}$	T 值
美国	0.871 ***	15.515	2.303 ***	38.433	6.692 ***	5.606
加拿大	3.128 ***	42.054	1.986 ***	59.594	20.203 ***	5.366
英国	-2.930 ***	-22.532	2.088 ***	32.330	6.292 ***	2.191
法国	-0.940 ***	-38.981	4.168 ***	38.206	24.622 ***	6.552
德国	0.492 ***	12.820	3.873 ***	21.605	4.681 ***	3.098
俄罗斯	1.666 ***	12.254	0.882 ***	61.895	11.119 ***	45.591
澳大利亚	-1.361	-1.325	1.091 ***	19.829	45.639 ***	42.913
日本	0.758 ***	7.014	1.574 ***	104.024	-3.386	-1.111
中国香港	0.149 ***	11.128	1.235 ***	26.334	34.303 ***	14.829
中国	1.633 ***	31.228	3.093 ***	12.473	127.212 ***	21.408
韩国	0.086 ***	3.244	4.825 ***	28.989	45.230 ***	7.516
新加坡	0.245 ***	3.260	2.094 ***	33.673	24.564 ***	7.007
中国台湾	0.299 ***	33.840	13.105 ***	33.490	33.943 ***	11.317
印度	2.322 ***	11.179	3.288 ***	19.339	92.073 ***	79.675
泰国	0.319 ***	6.277	1.746 ***	59.111	-21.377 ***	-6.985

说明: $\bar{\gamma}_{tra,t}$ 表示贸易依存度对一体化影响的均值水平; $\bar{\varphi}_{\beta,t}$ 表示一体化变化对传染影响的均值水平; $\bar{\varphi}_{Vol,t}$ 表示股市波动幅度变化对传染影响的均值水平。T 值代表影响系数的显著性水平。以

$$\bar{\gamma}_{tra,t} \text{ 的显著性水平为例: } T = \frac{1/N \sum_{t=1}^N (\gamma_{tra,t} - 0)}{S_t / \sqrt{N}}; S_t = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^N (\gamma_{d,t} - \bar{\gamma}_d)^2}{(N-1)}}。 \text{ 其中, } \gamma_{d,t} = \gamma_{tra,t} - 0;$$

$\bar{\gamma}_d = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \gamma_{d,t}$ 。如果 $|T| > 2.326$, 我们拒绝虚拟假设, 认定 $\gamma_{tra,t}$ 在 1% 的水平上显著不为 0; 否则, 我们接受虚拟假设, 认定模型的时变参数 $\gamma_{tra,t}$ 不显著。

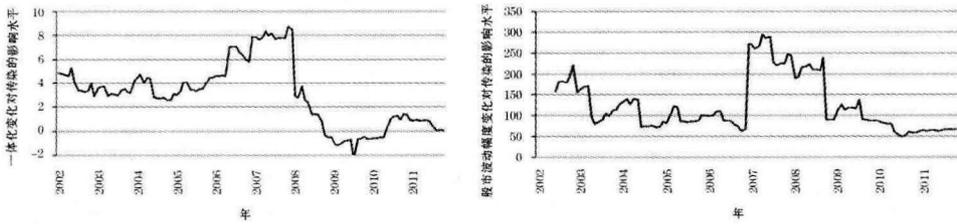


图2 中国股市一体化变化和股市波动幅度变化对传染影响系数的变动趋势

(四) 一体化与传染的动态特征

图3描述了样本中部分市场与国际股市传染水平的动态进程,为了便于理解传染的性质,作为参照,该图同时用虚线描述了一体化的动态特征。各市场的共性特征如下:

第一,从全样本视角来看,各市场的传染水平并不稳定。本节通过样本期间的标准误差比较各市场的波动特征:美国(一体化的标准误差为0.166,传染的标准误差为0.173,下同)、^①加拿大(0.184,0.201)、英国(0.135,0.155)、法国(0.131,0.331)、德国(0.366,0.522)、澳大利亚(0.340,0.349)、俄罗斯(1.058,0.779)、中国(0.339,1.071)、日本(0.242,0.316)、中国香港(0.516,0.558)、韩国(0.422,0.726)、新加坡(0.367,0.471)、中国台湾(0.190,1.311)、泰国(0.593,0.644)和印度(0.780,0.848)。从一体化和传染的比较来看,样本中大多数市场传染的标准误差大于一体化,说明相对于一体化而言,传染的波动特征更为显著。从各市场的比较来看,样本中新兴市场一体化和传染的标准误差都明显大于发达市场,这说明外界冲击对发达市场的影响程度相对平稳,而新兴市场对于外界风险的反应却很不稳定。

第二,即便在危机时期,各市场的传染水平仍然呈现出剧烈波动的特征,这是以往相关文献得出相互矛盾结论的根源所在。以1997年亚洲金融危机为例,BHN(2005)与Baele和Inghelbrecht(2010)都将亚洲金融危机的时期定义在1997年4月到1998年10月,前者发现了显著的传染现象,而后者得到了相反的结论。Dungey等(2003)以1997年10月到1998年8月的亚洲金融危机为研究对象,也认为不存在显著的传染现象。本文计算了这两个不同时期传染水平的均值水平及其标准误差(如表5所示),发现传染水平均不显著,其主要原因是传染在上述定义的时期内仍然呈现出剧烈波动的特征(标准误差很大)。

^① 标准误差分别根据样本期间一体化水平(图3中的虚线)及市场传染水平(图3中的实线)计算。

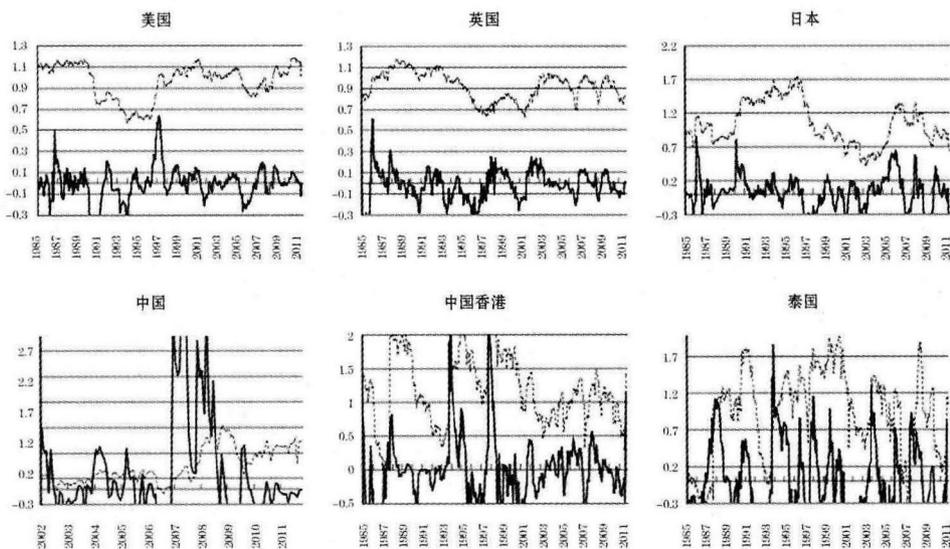


图3 股票市场国际一体化和传染的动态进程

说明:图中的纵坐标代表一体化和传染水平;横坐标代表时间年份;虚线代表某市场与国际股市的一体化水平;实线代表某市场与国际股市的传染水平。受篇幅限制,此处只列示部分国家(地区)一体化和传染的动态进程,备案。

各市场的传染水平围绕“0”值剧烈波动,说明传染在检验期间并不是持续显著的,而是某一时期或时点(例如危机时期,但不局限于危机时期)的特有现象。就某一特定时点的传染水平而言,发达市场和新兴市场再次表现出显著的差异:发达市场受传染的程度通常远低于它的一体化水平;而新兴市场的传染水平却接近,甚至超过它的一体化水平。如表5所示,1987年美国股灾时期,发达市场在10月的一体化和传染的平均水平分别是0.987和0.210;而新兴市场的平均水平分别是1.156和1.169。1997年亚洲金融危机期间,发达市场在当年10月的一体化和传染的平均水平分别是0.959和0.660;新兴市场的平均水平分别是1.056和1.560。又如表4没有列出的1998年8月俄罗斯债务危机,俄罗斯的一体化和传染水平分别达到2.466和3.674。

中国股市在2007和2008年的一体化均值水平是0.663,而传染的均值水平却高达1.607,这说明外界因素在次贷危机期间对中国的传染现象十分显著。这些数据同时验证了李红权等(2011)的观点,他们发现美国次贷金融危机对A股市场具有传染效应。从传导的路径看,马君潞等(2012)认为美国危机向亚洲新兴市场传染时,中国

香港和日本是形成多米诺效应的重要媒介,它们对美国金融危机做出剧烈反应,进而导致亚洲新兴市场“自实现”形式的危机传染。

上述检验结果说明,在危机时期:(1)关于外界风险对新兴市场的冲击程度,不能被经济基本面所解释的部分(传染)甚至超过了可以被经济基本面所解释的那一部分(一体化);(2)外界风险对新兴市场的冲击程度,无论是通过经济基本面还是非经济基本面的途径,都远大于对发达市场的冲击。这表明与发达市场相比,新兴市场防范外界风险的能力是非常脆弱的。^①

表 5 各市场在金融危机时期的传染水平

金融危机或事件 检验时期或时点 一体化或传染水平	1997 年亚洲金融危机				1987 年美国股灾			
	时期定义 1: 1997.4 ~ 1998.10		时期定义 2: 1997.10 ~ 1998.8		时点:1997.10		时点:1987.10	
	传染 均值	传染 标准误	传染 均值	传染 标准误	传染 水平	一体化 水平	传染 水平	一体化 水平
美国	0.119	0.230	0.040	0.053	-0.047	0.912	0.104	1.112
加拿大	0.008	0.249	0.119	0.186	-0.081	0.886	0.086	1.062
英国	0.034	0.136	0.083	0.121	-0.086	0.641	0.260	1.084
法国	0.225	0.425	0.477	0.300	0.536	1.083	0.297	0.997
德国	0.296	0.522	0.438	0.291	0.784	1.169	0.299	0.907
日本	-0.098	0.150	-0.060	0.102	-0.306	1.066	-0.173	0.761
澳大利亚	0.109	0.304	0.257	0.288	0.707	0.945	0.706	1.748
中国香港	0.589	0.934	1.056	0.961	2.576	2.276	0.760	1.951
韩国	0.959	1.404	1.840	1.191	3.801	0.573	0.246	0.270
新加坡	0.003	0.898	0.516	0.527	0.924	0.901	0.609	1.925
中国台湾	0.460	0.583	0.555	0.597	0.478	0.638	2.424	0.595
印度	0.683	1.091	0.123	0.331	0.769	0.317	-	-
泰国	-0.025	0.931	0.506	0.391	0.810	1.630	0.886	1.040

说明:-代表数据缺失。

(五) 传染、一体化和股市波动的因果关系:中、美两国的对比分析

为了研究中国的世界一体化和传染对股市波动造成的影响,本节通过递归格兰杰检验,考察了三者的动态因果关系,并对中、美两国的情况进行了对比分析。递归格兰

^① 受篇幅限制,本节只考察了危机时期股市之间一体化和传染的波动特征。未来对于非危机时期传染特征的研究能够更全面地反映股市波动的传导机制。

杰检验的方法是:假定检验区间为 t_0 到 t_T , 首先选定一个合适的子区间 t_0 到 t_n ($n < T$) 进行格兰杰检验, 然后随着新观测值的增加, 重新对扩大的样本区间进行格兰杰检验, 直至样本区间的尾端 (t_T)。为了便于描述, 我们将描述因果关系的统计值命名为“GF”统计量。“GF”统计量 = $F_{\text{统计值},t} / F_{\text{临界值},t}$ 。如果 $F_{\text{统计值},t} \geq F_{\text{临界值},t}$ (“GF”统计量 ≥ 1), 则说明变量间的格兰杰因果关系显著; 反之, 则不存在因果关系。由于“GF”统计量构成的时间序列可以描述变量之间因果关系稳定性的时变特征, 为此, “GF”统计量在不同检验期间的数值大小具有了数量意义: 数值越大说明变量之间的格兰杰因果关系越稳定, 数值的波动反映了格兰杰因果关系强度的变化。^①

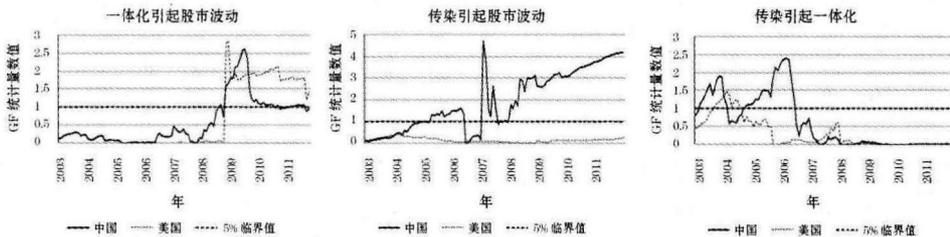


图4 一体化、传染和股市波动的因果关系走势

说明: 由于波动引起一体化、波动引起传染和一体化引起传染的格兰杰检验均不显著, 因此图4没有描述这些因果关系的检验结果。

图4描述了中、美两国在世界一体化、传染和股市波动三个变量之间因果关系的时变特征。从一体化和股市波动的因果关系来看, 中国与世界的一体化和美国与世界的一体化同时在2008年11月成为各自股市波动的格兰杰原因。这说明, 在2008年11月以后, 外界因素通过经济基本面对股市的冲击引起了两个市场的剧烈波动, 加剧了市场的风险。由此我们可通过观测上述冲击以对股市未来的风险进行预测。

在2008年以后, 美国一体化和股市波动因果关系的稳定性一直维持在较高水平, 但是, 中国这种因果关系的稳定性在2010年以后却急剧减弱, 甚至变得不显著。那么, 外界因素是否可能通过其他途径引起各国股市的波动? 从图4b可以看出, 中、美两国表现出显著的差异: 从2005年开始, 传染就成为了中国股市波动的格兰杰原因, 并且这种因果关系的稳定性水平在2007年之后一直维持在较高水平波动; 但在美国, 传染和股市波动在整个检验期间内都不具有显著的因果关系。这说明, 外界因素冲击

^① 本节通过递归方法考察变量之间因果关系的动态特征, 但需要说明的是递归方法存在窗宽选择的局限性。

对各国股市波动的影响机理并不完全相同:对于美国股市,外界因素在2008年11月以后是通过经济基本面对市场波动产生影响的,而传染的影响并不显著;对于中国股市,外界因素早在2005年开始就通过传染的渠道对市场波动产生影响,这可能与危机、投资者的恐慌或流言等因素有关,而经济基本面的作用只在2008~2009年才比较显著。造成中、美如此差异的原因在于:与中国等新兴市场相比,美国等发达市场能够通过相对完善的市场机制和价格发现机制,对外界因素的冲击做出准确、及时的反映;而外界信息在中国等新兴市场却较难得到完全的释放,导致市场参与主体通常对外界风险反映过度或估计不足,最终造成股市的非理性波动。在相当长的一段时期内,中国出于防范外界金融风险和维护金融稳定的目的,一直延缓资本账户开放的步伐。但我们的研究表明,外界风险对一国股市的冲击并不一定是由较高的国际一体化水平导致。图4b的结果显示,中国股市并没有因为维持较低的世界一体化水平而免受外界风险的冲击,因为传染也是风险传导的一个重要机制。

从一体化导致传染的因果关系来看,中、美两个市场在样本期间的格兰杰检验均不显著,这说明,我们无法通过市场之间的一体化程度对传染现象进行预测。但从二者的反向关系来看,在2006年7月之前,中国股市的受传染程度一直是其一体化水平的格兰杰原因,即在样本的部分期间内可以通过传染水平对一体化未来的变化趋势进行预测;而美国的反向因果关系则不显著。结合中国与世界一体化水平在2006年的变化趋势来看,中国的一体化水平在2006年7月之前一直维持在较低水平(平均水平为0.210),但从2006年下半年开始,一体化呈现出显著的上升趋势,并在2008年之后一直在0.5的水平之上波动。为此,本文认为,在市场一体化处于一个较低水平的时期,由于信息不能在市场之间自由流动,市场很难对外界冲击做出准确和及时的反应,于是,传染现象可能会对市场主体产生误导,使他们改变对一体化水平的预期,从而对市场之间的经济基本面产生影响,最终导致一体化程度发生改变。但随着一体化水平的提高(例如中国2007年以后),外界信息会在中国股市得到相对及时和相对完全的释放,传染“误导”一体化的途径也随之弱化或消失。这再次说明,由于传染现象的存在,维持较低的一体化水平并不能有效地防范外部的金融风险,因为在特殊时期,传染不但会使外界风险通过非经济基本面的渠道对国内市场产生冲击,而且会对风险传导的经济基本面产生影响。

四 结论、政策含义和需进一步研究的问题

本文研究了引起股市波动相互传递的两种机制:国际股市的一体化及传染现象。

其中,一体化反映的是股票市场之间基于经济基本面的一些基本关系;而传染是指国际股市之间不能被经济基本面所解释的额外相关性,它可能由危机、恐慌或谣言等因素引起。与以往研究不同,本文对传染现象的检验不仅仅局限于危机时期,而是侧重于考察传染现象在整个样本区间的动态过程。在研究方法上,我们运用信息变量对一体化模型和传染模型的估计参数进行模拟,这一方法不仅可以描述一体化和传染的时变特征,而且能够对引起一体化和传染水平随时间波动的因素进行检验。本文的主要发现和政策含义如下:

第一,股票市场的国际一体化水平具有时变特征。我们发现,实体经济中的贸易依存度对一体化水平具有正向的解释及预测能力。同时,一个趋势性特征表现为:市场的贸易依存度越低,一体化水平对贸易依存度的敏感度越高,或者说:随着贸易依存度的降低,贸易依存度对一体化影响的边际效用将会逐渐增大。

第二,股市一体化的变化水平和股市波动的变化水平对传染现象具有正向的解释能力。在中国资本账户逐步开放的趋势之下,我们需要理性看待股市一体化进程所产生的风险,因为较高的一体化水平有利于提高金融资源的配置效率,而且,一体化的绝对水平对传染的影响程度并不显著。我们需要特别警惕一体化水平或股市波动幅度在短期内出现过快的增长,因为这可能会诱发传染现象,即:在这种条件之下,外界风险可能会通过传染的途径对国内资产价格造成冲击。这意味着,中国股市的一体化进程应该稳步推进,避免激进式改革导致传染渠道成为外界风险传导的载体。

第三,从因果关系来看,外界因素对各国股市波动的影响机理并不完全相同:对于美国股市,外界因素在2008年11月以后是通过经济基本面(一体化)对市场波动产生影响的,而非基本面渠道(传染)的影响并不显著;但对于中国股市,外界因素早在2005年开始就通过传染的渠道对市场波动产生显著影响,而一体化渠道只在2008~2009年这一时期内发生作用。由于传染的生成过程极其复杂,涉及危机、投资者恐慌等非量化因素,试图对传染现象进行事前预测和精确防范是十分困难的。因此,绕过市场间的基本面,外界风险通过传染这一机制对股票市场的冲击,通常会给市场波动带来更大的不确定性,即产生更大的风险。因此,当外界风险“兵临城下”之时,如果中国能够通过一体化的渠道将其稀释或消化则是相对理想的选择,从而可以避免或降低传染对国内市场造成更大程度的冲击。为了达到这一目的,我们需要继续推进股票市场的国际一体化进程并完善市场的价格发现机制,只有这样,市场才能对外界风险的冲击做出准确和迅速的反应,从而避免市场主体的过度反应或估计不足。

第四,在相当长的一段时期内,中国出于防范外界金融风险和维护金融稳定的目

的,一直延缓资本账户开放的步伐。但本文的研究发现,虽然一体化与传染的关系在整个样本期间并不显著,但在特殊时期(例如在一体化水平很低的时候),中国股市的受传染程度构成了一体化水平的格兰杰原因。这说明,维持很低的一体化水平(例如对经常账户或资本账户进行严格的管制措施)并不能有效地防范外界的金融风险,因为传染也是风险传导的一个重要机制:它不但会促使外界风险通过非经济基本面渠道对国内市场产生冲击,而且在特殊时期会对风险传导的基本面渠道产生影响。

需要进一步研究的问题如下:(1)国际股市传导的机制和路径在实践中是非常复杂的,理想的研究方法是将所有潜在的传导路径都纳入到模型中,在以后的研究中将进一步考察在模型中如何涵盖尽可能多的要素变量以及如何通过建模正确设定要素变量对股市收益的影响途径,以更好地理解一体化和传染水平波动的深层次原因。(2)除线性关系之外,股市之间的传导机制也可能存在非线性特征,相关问题的研究能够更全面地阐述股市波动的传导机制。(3)在经验研究中,我们发现英国和法国贸易依存度对于一体化水平的影响显著为负,这与传统理论并不相符。在未来的研究中需要进一步考察其经济机理。(4)将一体化和传染模型进行整合估计可以提升估计结果的有效性,在未来的研究中需要进一步探讨整合模型的思路和方法。

参考文献:

费兆奇(2011):《股票市场的国际一体化进程》,《世界经济》第10期。

李红权、洪永森、汪寿阳(2011):《我国A股市场与美股、港股的互动关系研究:基于信息溢出视角》,《经济研究》第8期。

马君璐、吴蕾、靳晓婷(2012):《美国危机向亚洲新兴市场传染过程中的多米诺效应研究》,《世界经济》第6期。

彭兴韵(2007):《流动性、流动性过剩与货币政策》,《经济研究》第11期。

赵可、丁安华(2013):《经济周期与股市波动传导机制的概念模型构建》,《中南大学学报(社会科学版)》,第19卷第2期。

Baele, L. "Volatility Spillover Effects in European Equity Markets." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2005, Vol. 40, pp. 373-401.

Baele, L.; Ferrando, A.; Hordahl, P.; Krylova, E. and Monnet, C. "Measuring Financial Integration in the Euro Area." European Central Bank, occasional paper series, 2004, No. 14.

Baele, L. and Inghelbrecht, K. "Time-varying Integration, Interdependence and Contagion." *Journal of International Money and Finance*, 2010, Vol. 29, pp. 791-818.

Bekaert, G. and Harvey, C. R. "Time-Varying World Market Integration." *Journal of Finance*, 1995, Vol. 50(2), pp. 403-444.

Bekaert, G.; Harvey, C. R. and Ng, A. "Market Integration and Contagion." *Journal of Business*, 2005,

Vol. 78, pp. 39–68.

Bodart, V. and Reding, P. “Exchange Rate Regime, Volatility and International Correlations on Bond and Stock Markets.” *Journal of International Money and Finance*, 1999, Vol. 18(1), pp. 133–151.

Campbell, J. Y. and Hamao, Y. “Predictable Stock Returns in the United States and Japan: a Study of Long-term Capital Market Integration.” *Journal of Finance*, 1992, Vol. 47, pp. 43–69.

Chen, Nai-fu and Zhang, Feng. “Correlations, Trades and Stock Returns of the Pacific Rim Markets.” *Pacific Basin Finance Journal*, 1997, Vol. 5, pp. 559–577.

Dungey, M.; Fry, R.; Gonzalez-Hermisillo, B. and Martin, V. “Empirical Modeling of Contagion: A Review of Methodologies.” *Mimeo*, ANU and CERF, 2003.

Dungey, M. and Zhumabekova, D. “Testing for Contagion Using Correlations: Some Words of Caution.” Federal Reserve Bank of San Francisco, Pacific Basin Working Paper, 2001, PB01–09.

Eichengreen, B.; Rose, A. K. and Wyplosz, C. “Contagious Currency Crises.” *NBER Working Paper*, 1996, 5681.

Forbes, K. and Rigobon, R. “No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-movements.” *Journal of Finance*, 2002, Vol. 57, pp. 23–61.

Griffith-Jones, S. and Sunkel, O. *Debt and Development Crises in Latin America: The End of An Illusion*. Oxford University Press, 1986.

Kearney, C. and Muckley, C. “Are Re-Assessing the Evidence of an Emerging Yen Block in North and Southeast Asia.” The Institute for International Integration Studies Discussion Paper Series, 2005.

King, M. and Wadhvani, S. “Transmission of Volatility between Stock Markets.” *Review of Financial Studies*, 1990, Vol. 3 (1), pp. 5–33.

Mete, F. “Russian Financial Crisis of 1998: An Economic Investigation.” *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 2004, Vol. 1–4, pp. 113–122.

Ramchand, L. and Susmel, R. “Volatility and Cross Correlation Across Major Stock Markets.” *Journal of Empirical Finance*, 1998, Vol. 5, pp. 397–416.

Rigobon, R. “Identification through Heteroskedasticity.” Working paper, Massachusetts Institute of Technology, 2002a July.

Rigobon, R. “Contagion: How to Measure It?” in E. Sebastian and F. Jeffrey, eds. *Chicago: Currency Crises Prevention*. University of Chicago Press, 2002b.

(截稿:2014年5月 责任编辑:宋志刚)