

中美股市联动的经济基础和传染现象*

费兆奇

[摘 要]本文从因果关系的角度研究了中美股市之间的引导关系和动态特征,并通过设计格兰杰-F 检验考察了股市联动的经济基础和传染现象。研究发现:2007 年以后,美国股市对中国股市具有显著的引导关系;并且,美国股市的石油化工、原材料和金融等行业对 A 股市场的相关行业具有独立于市场指数之外的引导关系;美国股市对中国股市的引导关系通常能够被经济基础所解释,但在 2008 年 10 月至 2009 年 1 月期间,美、中股市之间发生了传染现象。

关键词: 股市 联动 传染

JEL 分类号: F30 F40 G15

一、引 言

近些年,随着全球经济一体化的发展、新兴市场的金融开放以及电子信息技术的进步,信息和风险在全球范围内的传导渠道增多,传导速度加快,各资本市场之间的相互联系和影响显著增强。例如,2008 年 9 月底美国 7000 亿救市案被否导致道琼斯工业指数当日下跌 777.68 点,进而引发全球(包括亚洲)股市的大幅下挫。在随后一个月的时间内,中国上证综指下跌了 24.6%,中国香港恒生指数跌 22.5%,韩国 KOSPI 指数跌 23.1%,新加坡海峡时报指数跌 22.2%,中国台湾加权指数跌 14.8%。于是,一系列问题由此产生:上述引导关系是否具有显著性,即各国股市的下跌是否能够归因于美国股市?这种引导关系是否只在危机时期才会发生?股市联动的引导关系是否可以被经济基础所解释?国际股市的各个行业之间是否存在特有的引导关系?本文将以这些问题作为研究的主线。

股市联动在近些年显著增强的事实已被业界普遍接受。Login and Solnik(1995)运用分段检验法估计了包括美国在内的全球 7 个主要股票市场的相关性,他们发现在 1960~1990 年的检验期间内,市场之间的相关性呈现出波动攀升的趋势。Rangvid(2001)运用动态协整的检验方法考察了英国、法国和德国股市从 1960 至 1999 年的季度数据,发现 3 个市场的协整关系在 1980 年以后变得显著,意味着股市之间的联动程度在 1980 年开始逐步增强。Baele(2005)将机制转换和波动溢出模型相结合,研究了美国和欧盟主要股市的联动性,验证了 Rangvid(2001)的结论。对于中国股市的研究,骆振心(2008)发现股权分置改革以后,中国与外界股市的协整关系开始变为显著,意味着联动性增强。李红权等(2011)通过 Hong 方法发现次贷危机以后,美国对中国股市具有较强的信息溢出效应。费兆奇(2011)通过构造时变冲击溢出模型,发现世界因素和亚洲区域因素在 2008 年以后对中国股票市场的影响程度显著增强。

目前,股市联动的相关研究主要集中在三个方面:一是影响股市联动的因素;二是危机时期的传染现象;三是国际股市不同行业之间的联动关系。

* 费兆奇,中国社会科学院金融研究所,助理研究员,经济学博士。

从影响因素来看,Bekaerk and Harvey(1997)在模型中用贸易依存度模拟股市联动的参数,发现新兴市场的贸易依存度能够决定股市联动的波动水平。Bracker 等(1999)评估了全球 9 个主要股市的相关性,之后检验众多宏观经济变量对股市联动的解释程度,他们发现,贸易依存度、市场之间的地理距离和市场规模的差异对股市联动性具有较好的解释能力。Fratzscher(2001)运用类似方法发现,欧洲各国经济周期的相关性能够解释股市之间的联动水平。

对于传染问题的研究起源于近 30 年来的世界性或区域性金融危机,例如 1987 年的美国股灾、1997 年的亚洲金融危机和 2007 年开始的美国次贷危机。当这些危机爆发于一个特定的市场之后,迅速蔓延到其他国家,无论传播源和被传播的市场是否具有直接的经济或金融联系。Eichengreen 等(1996)对传染提出了相对合理的定义,即在金融危机期间,市场之间不能被经济基础所解释的额外相关性。在这一框架之下,Bekaert 等(2005)发现亚洲股市在 1997 年亚洲金融危机期间发生了传染。Baele and Inghelbrecht(2010)发现欧洲股市在 1987 年美国股灾期间发生了传染现象。

从行业视角研究跨国股市之间的相关性和市场波动也是备受关注的焦点问题。Baca 等(2000)发现在国际股市联动的进程中,行业因素的影响越来越大,其影响程度甚至超过了国别因素。然而,Berben and Jansen(2005)通过研究全球 6 个发达股票市场的一体化程度,发现国别因素仍然占据主导地位。费兆奇(2012)研究了中国股市的一体化进程,发现 A 股市场中各个行业的差异较大,对于原材料、工业和金融行业,行业因素的影响发挥主导作用;而对于其他行业而言,行业因素的影响偏小。

与以往研究相比,本文有以下特点:(1)从因果关系的角度系统分析了中美股市之间的引导关系及动态特征;(2)首次从因果关系的角度考察两个市场的经济基础是否能够解释中美股市之间的引导关系;(3)首次从因果关系的角度检验次贷危机期间,中美股市是否发生了传染现象;(4)对中美股市的各行业进行市场风险调整(剔除市场指数的影响),之后检验两个市场中各行业的引导关系,旨在描述行业之间特有的因果关系。

二、研究框架和方法

(一)市场风险调整

本文并未采用各行业的原始数据,而是对数据的市场风险进行调整。各个行业的风险由两部分组成:一是市场整体的系统性风险,二是行业自身的风险。我们通过市场模型对各行业的市场风险进行调整:

$$R_{i,t} = a_i + b_i R_{m,t} + e_{i,t} \quad (1)$$

其中, $R_{i,t}$ 和 $R_{m,t}$ 分别表示行业*i*和市场指数的收益率。 a_i 和 b_i 表示模型的参数。 $e_{i,t}$ 代表行业*i*的异常收益,即行业*i*特有的收益(或风险)。在模型(1)中,对残差项 $e_{i,t}$ 做了同方差假定,即 $e_{i,t}$ 的方差是恒定的。然而,大量研究证实,金融模型的残差方差程序如果随时间呈现出系统性变化,同方差的假定将使估计结果出现偏误。另一方面,相关研究发现,股票的风险溢价水平通常并不是一个恒定的常数,而是具有较强的时变特征(Harvey, 1991)。为了解决上述问题,本节构建了如下动态模型:

$$R_{i,t} = a_i + b_{i,t} R_{m,t} + e_{i,t} \quad (2)$$

$$b_{i,t} = b_{i,t-1} + \eta_{i,t} \quad (3)$$

$$h_{i,t} = \text{var}(e_{i,t} | \Omega_{t-1}) = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} \eta_{i,t-1}^2 + \alpha_{i2} h_{i,t-1} + \alpha_{i3} \xi_{i,t-1}^2 \quad (4)$$

模型(2)-(4)是在 Kalman filter 体系的基础上释放了模型的同方差假定,它的动态特征主要体现在两个方面:一是状态模型(3)允许参数 $b_{i,t}$ 符合随机游走程序,这意味着 $b_{i,t}$ 的波动来源于状态模型中的误差项 $\eta_{i,t}$ 。其中,量测模型(2)和状态模型(3)的残差项符合正态分布且彼此互不相关。二是允许量测模型的残差方差随时间呈系统性变化,并用 TGARCH(1,1)模型描述残差方差的动态特征。其中, $\xi_{i,t}$ 是虚拟变量,当残差项 $e_{i,t}$ 的数值小于 0 时, $\xi_{i,t}$ 等于相应的残差项;否则, $\xi_{i,t}=0$ 。

(二)动态格兰杰检验

本文通过格兰杰因果关系检验考察中美股市的引导关系。根据格兰杰检验的定义,如果中国股市收益率的滞后值能够帮助预测美国股市收益率的当期值,那么中国股市收益率的变动就构成了美国股市收益率变动的格兰杰原因,即中国股市对美国股市具有引导作用。格兰杰因果关系的公式可以表达如下:

$$\begin{bmatrix} e_{i,ch,t} \\ e_{i,us,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}^1 & a_{12}^1 \\ a_{21}^1 & a_{22}^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{i,ch,t-1} \\ e_{i,us,t-1} \end{bmatrix} + \cdots + \begin{bmatrix} a_{11}^p & a_{12}^p \\ a_{21}^p & a_{22}^p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{i,ch,t-p} \\ e_{i,us,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

其中, $e_{i,ch,t}$ 和 $e_{i,us,t}$ 分别代表中、美股市中行业 i 的异常收益。格兰杰检验的原假设 H_0 为: a_{i2}^p 全部为 0,即 $e_{i,us,t}$ 不是 $e_{i,ch,t}$ 的格兰杰原因。如果原假设被拒绝,可以认为 $e_{i,us,t}$ 是 $e_{i,ch,t}$ 的格兰杰原因。

为了描述格兰杰因果关系的时变特征,本文采用动态递归的研究方法,即:首先确定样本区间的起点,选择一个合适的子区间进行格兰杰检验,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,直至样本区间的末端。为了便于不同时期检验结果的比较,本文构造了 GF 统计量,其表达式为, $\frac{S_t}{F_{\text{临界值},t}}$;其中, $S_t = \frac{(RSS_{0,t} - RSS_{1,t})/p}{RSS_{1,t}/(t_T - 2p - 1)}$ 服从 F 分布。 $RSS_{1,t}$ 是(5)式中 $e_{i,ch,t}$ 方程的残差平方和; $RSS_{0,t}$ 是方程中 $e_{i,us,t}$ 不含滞后变量的残差平方和; p 是滞后期间; t_T 是检验区间的时间终值。 $F_{\text{临界值},t}$ 是 F 分布在时刻 t 的临界值(5%显著性水平)。因此,如果 $S_t > F_{\text{临界值},t}$ ($GF \geq 1$),则说明 $e_{i,us,t}$ 是 $e_{i,ch,t}$ 的格兰杰原因;反之, $e_{i,us,t}$ 不是 $e_{i,ch,t}$ 的格兰杰原因。

在动态格兰杰检验的基础上,本文考察了中美股市引导关系的经济基础。首先考察中美两国经济增长的相互引导关系,由于 GDP 仅有季度数据,因此选用工业生产增长率代表经济增长。并用 $GF_{GDP,t}$ 代表两国经济增长的相互引导关系。第二步,通过设计格兰杰-F 检验考察 $GF_{GDP,t}$ 是否构成了 $GF_{stock,t}$ 的格兰杰原因,代表中美股票市场指数之间的引导关系。如果 $GF_{GDP,t}$ 是 $GF_{stock,t}$ 的格兰杰原因,则说明中美股市之间的引导关系可以被经济基础所解释;相反,则可能发生了传染现象。

三、实证检验和分析

(一)数据描述

本文选取中国和美国两个股票市场的市场指数,并同时研究市场总指数及其构成的 10 个行业指数,包括:石油化工、原材料、工业、消费品、医药行业、大众服务业、电信服务、公用事业、金融业和信息技术行业。样本数据的检验期间是 2007 年 1 月初至 2012 年 6 月底的日度数据;由于两个市场的节假日略有不同,因此删除两个市场交易日不重合的数据。所有数据均为交易日的收盘价,以本币计价,来源于 datastream 数据库。

表 1 描述了中、美股市的市场指数及各行业收益率的统计量。从收益率的均值水平来看,中国股市中的医药行业最高,美国股市中信息技术行业最高,而金融行业在两个市场中的收益率均为最低。就风险水平而言,中国股市的市场指数和大部分行业(除金融行业)收益率的标准差均大于美国股市,这体现了新兴市场具有较高风险的特征。从 ARCH 检验来看,两个市场的所有行业和指数在较长滞后区间内的 ARCH 效应都非常显著。

表 1 中美股市收益率统计量描述

行业	均值(%)		标准差(%)		ARCH(5)检验	
	中国	美国	中国	美国	中国	美国
市场指数	-0.008	-0.010	1.977	1.583	12.788	83.419
石油化工	-0.024	0.002	2.283	2.107	28.347	115.160
原材料	0.012	-0.001	2.509	2.337	7.990	96.619
工业	0.000	-0.009	2.152	1.727	13.375	61.507
消费品	0.052	0.004	2.118	1.179	15.098	94.191
医药行业	0.061	0.004	2.039	1.225	13.831	91.512
大众服务业	0.006	0.003	2.286	1.508	13.025	59.140
电信服务	-0.017	-0.003	2.657	1.573	14.112	89.632
公用事业	0.012	-0.011	2.132	1.403	35.295	95.505
金融业	-0.028	-0.056	2.111	2.521	19.212	47.523
信息技术	0.008	0.009	2.310	1.653	15.164	51.193

(二)中美股市相关行业的引导关系

GF 统计量的走势图反映了中美股票市场指数及相关行业引导关系的时变特征(图 1)。其中,黑色实线代表美国股指(或行业)对中国股指(或行业)的引导关系,即,美国股市的变动是否是中国股市变动的格兰杰原因;黑色虚线则代表反向的引导关系,检验中国股市的波动是否导致了美国股市的波动。图中的常数“1”代表格兰杰检验在 5%显著性水平上的辨别标准,本文以 GF 统计量持续大于 5%显著性水平的临界值作为存在稳健的格兰杰引导关系的标准。

从市场指数的引导关系来看,中国引导美国的 GF 统计量一直徘徊在 0 和 1 之间,这说明在检验期间,不存在中国股市收盘价对美国股市次日收盘价的引导关系。但从 2007 年 11 月中旬开始,美国股市对中国股市的引导关系开始变得显著,即可以通过美国股市价格的波动对中国股市次日的变化进行预测。其中的一个显著性特征是,反映美中引导关系的 GF 统计量在 2007 年 11 月以后不断攀升,说明美国股市引导中国股市的稳定性越来越强。其中的原因在于:一方面,中国在 2005 年以后进行了股权分置改革,进一步推动了利率市场化,实行了有管理的浮动汇率制度等,这一系列金融市场化 and 金融开放的改革,推动了我国股市的国际化进程。特别是在 2006 年底引进的 QDII 制度使得国内市场更加关注外界的投资信息和风险,全球特别是美国的经济政策和市场走势对国内资产价格的影响越来越显著。另一方面,2007 年以后,美国经济受次贷危机的影响不断恶化,我国经济增长也因外需的下降而受到牵连,这种经济波动的传导顺序最终体现在资本市场上,致使美国股市对中国股市引导关系的稳定性越来越强。

从相关行业的引导关系来看,由于本文对各行业的样本数据进行了市场风险调节,行业间的 GF 统计量反映的是行业内部特有的引导关系,排除了市场系统性风险的影响。美国对中国具有显

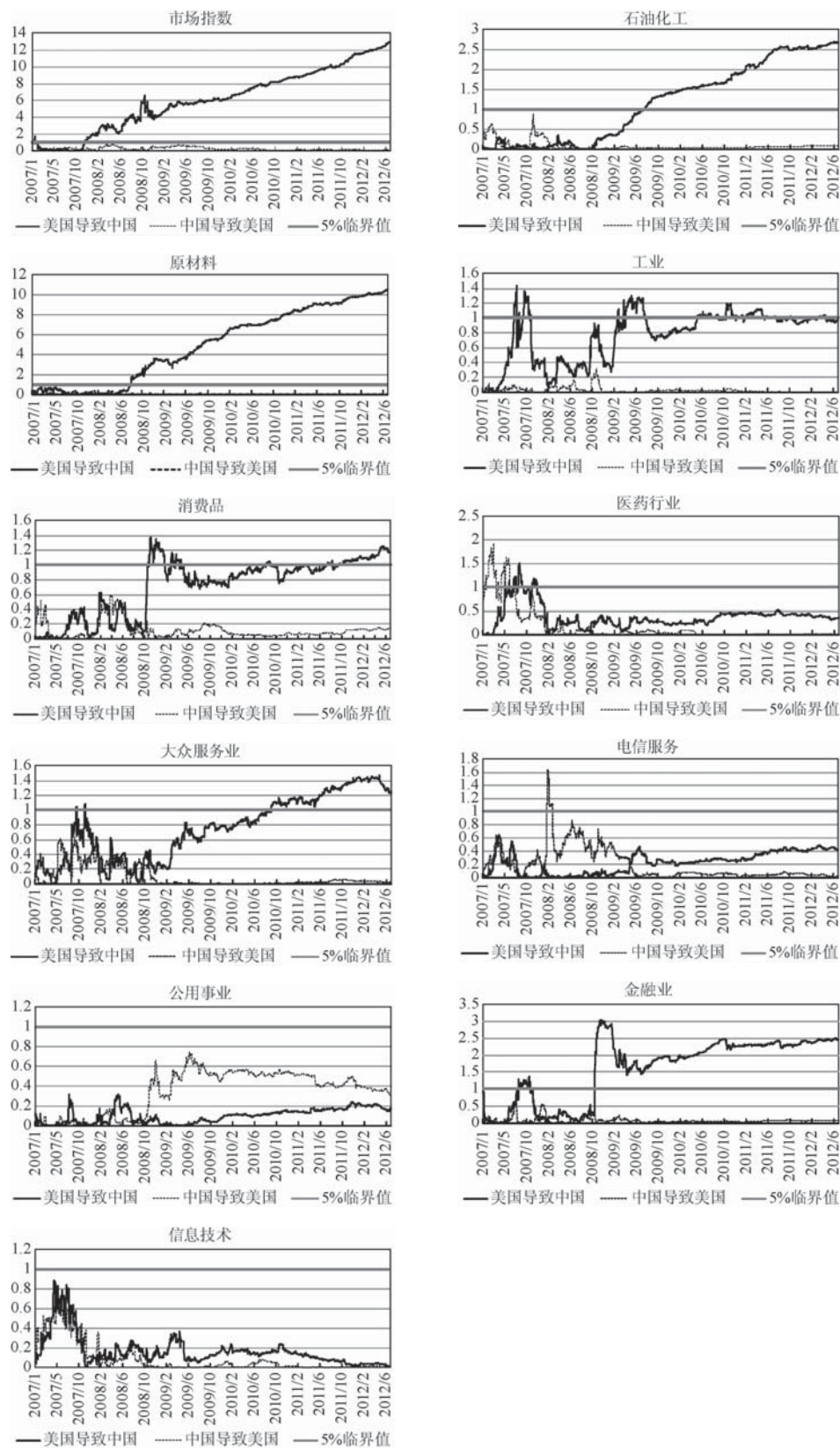


图 1 中美股市股指及相关行业的引导关系

注: 根据 AIC 及 SC 准则确定最佳滞后期, 通常为滞后 1 期最优, 为此, 在检验时, 统一选择滞后期为 1 阶。

著引导关系的行业有金融业,与大宗商品相关的石油化工行业和原材料行业,或者说这些行业之间具有额外的引导关系;而其他行业的引导关系均不显著。就石油化工和原材料行业而言,由于我国尚不掌握相关的国际大宗商品的定价权,因此美国对我国相关行业的影响具有独立于市场指数之外的引导关系。2008 年 9 月底美国 7000 亿的救市案被否导致美国股指大跌,进而引发全球股市的大幅下挫。作为次贷危机的始作俑者,金融行业在本轮下跌中的引导关系最为显著,美国引导中国的 GF 统计量从 2008 年 9 月底的 0.282 飙升到 10 月初的 1.421,此后一直在高位波动直至样本末期。

(三)中美股市联动的影响因素:经济基础

为了检验中美股市的联动性是否能够被经济基础所解释,本节首先考察中美两个经济体经济周期的引导关系。由于 GDP 仅有季度数据,因此选用工业生产增长率代表经济增长。在图 2 中,黑色实线代表美国经济对中国的引导关系;黑色虚线代表中国对美国的引导关系。从图中可以发现,代表两个引导方向的 GF 统计量均在临界值“1”值的上方波动,说明中美之间经济周期的引导关系在双方向上均是显著的。在 2008 年 9 月以前,美国对中国的引导关系更为稳定;而在 2008 年 10 月以后,中国对美国的引导关系更为稳定。

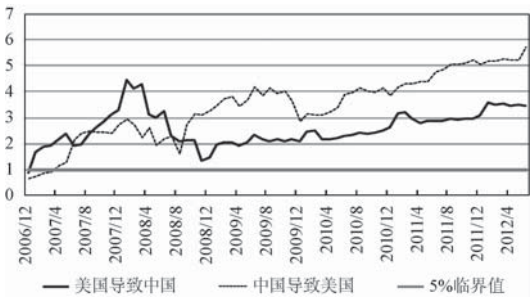


图 2 中美经济周期的引导关系

注:根据 AIC 及 SC 准则确定最佳滞后期,通常情况下为滞后 6 期最优,为此,在检验时,统一选择滞后期为 6 阶。

表 2 对美、中经济联动是否构成美、中股市联动的格兰杰原因进行了检验,结果发现,经济联动在 1%的显著性水平上构成了股市联动的格兰杰原因,即可以通过美、中经济的引导关系对美、中股市的引导关系进行预测。这说明从因果关系的角度来看,美、中股市的引导关系可以被两个市场的经济基础所解释。经济联动导致股市联动的原因在于:随着全球经济一体化的发展,一个国家宏观经济状况的变化会同时对本国和其他国家上市公司的未来现金流和折现率产生影响,最终造成股票价格变动的趋同性(McQueen and Roley,1993)。另一种解释是,即使一个国家的宏观经济发生变化所产生的影响仅局限于本国范围之内,跨国套利投资者将依据这一国家宏观经济的变化改变他们在全球范围内的资产组合,因此,其他国家股市仍可能间接地受到上述信息变化的影响(Adler and Dumas,1983)。

表 2 格兰杰-F 检验:股市联动与经济联动的因果关系检验

原假设	F 统计量	P 值	结论
美、中股市联动不是美、中经济联动的格兰杰原因	1.513	0.224	接受原假设
美、中经济联动不是美、中股市联动的格兰杰原因	9.612	0.003	拒绝原假设

注:根据 AIC 及 SC 准则确定最佳滞后期为 1 阶。

虽然中国经济对美国经济具有显著的引导关系,但由于中国股市对美国股市的引导关系并不显著,因此表 2 并没有描述其检验结果。造成上述差异的原因主要有二:一方面,由于中国的金融体制仍处于改革阶段,处于调整阶段的中国股市尚不能准确地反映中国经济的发展水平;另一方面,中国股市对美国股市的溢出效应并不显著。

(四)中美股市联动的影响因素:传染现象

根据 Eichengreen 等(1996)的定义,传染指的是,在金融危机期间,市场之间不能被经济基础所解释的相关性。为此,本文对美中经济联动和股市联动进行了动态格兰杰因果关系检验。在图 3 中,用黑色实线标记的 GF 统计量代表美中经济联动是否构成美中股市联动的格兰杰原因,从走势图可以发现,在样本中的大部分时期,GF 统计量均大于 5%显著性水平的临界值,说明美中两国的经济基础在大多数情况下能够对美中股市的引导关系进行解释。但在 2008 年 10 月以后 GF 统计量快速下跌到临界值的下方,并在较低水平波动,直到 2009 年 2 月才又回到临界值的上方;而在同期,美中股市的引导关系不仅是显著的,而且引导关系的稳定性出现了不断加强的态势。这说明在 2008 年 10 月至 2009 年 1 月这段时期内,美中股市的引导关系不能被经济的引导关系所解释,即发生了美国股市向中国股市传染的现象。

信息不对称是诱发传染现象的主要原因。在危机时期,国际投资者在不完全信息的基础上,通常会做出非理性的投资决策,容易产生趋同效应、羊群效应等行为特征,进而影响到其他国家市场的预期,无论危机发源地与其他国家是否具有直接的经济或金融联系。由于我国股市目前仍然处于相对封闭的状态,而且市场的价格发现机制尚不健全,因此,外界因素的冲击在中国市场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,最终造成股市之间的非理性联动。

需要说明的是,虽然美、中股市在 2008 年 10 月至 2009 年 1 月期间的联动是由于发生了传染现象,与两个市场的经济基础无关,但我们不能判定在样本的其它时期内是否发生了传染现象,因为股市的联动可能是经济基础和传染现象共同作用的结果。

四、结论、启示和进一步的研究方向

本文从行业视角研究了中美股市之间的引导关系和动态特征。在检验过程中,我们对各行业的原始数据进行了市场风险调整,旨在考察行业内部特有的引导关系。此外,本文从因果关系的角度研究了中美股市联动的经济基础和相互之间的传染现象。主要结论和相应启示如下:

第一,从股票市场的整体水平来看,美国股市收盘价的变化对中国股市次日收盘价的变动具有显著的引导关系,即可以通过美国股市对中国股市次日的变化进行预测。而且,这种引导关系的稳定性不断趋强,其中的原因在于:一方面,中国近些年金融市场化 and 金融开放的改革推动了股票市场的国际化进程,全球信息对国内资产价格的影响越来越显著;另一方面,在危机期间,美中两国经济波动的传导顺序体现在资本市场上,使得股市之间的引导关系不断增强。这与张兵等(2010)的观点保持了一致,他们发现美国股市在 2007 年以后对中国股市的引导作用尤为明显。

第二,在对股市中各行业进行了市场风险调整之后,本文发现在 A 股市场的石油化工、原材料和金融三个行业中,美国股市相关行业具有额外的引导关系。在次贷危机期间各国股市普遍大幅下跌的背景之下,我们需要特别关注外界风险通过上述行业对国内市场造成的冲击。这从因果关系的角度支持了费兆奇(2012)的结论,他考察了外界因素对中国 A 股市场各个行业的影响程度,并发现特定行业因素对原材料、工业和金融行业的冲击超过了外界因素对 A 股市场整体



图 3 格兰杰-F 检验:美、中经济联动与股市联动的引导关系

的影响。

第三,在样本中的大部分时期,美、中经济的引导关系构成了美、中股市引导关系的格兰杰原因,即美国股市对中国股市的引导作用可以被经济基础所解释。不过在 2008 年 10 月至 2009 年 1 月期间,经济联动与股市联动的格兰杰因果关系并不显著,但美、中股市引导关系的稳定性却大幅度提高,为此,我们判定在这段时期内,美、中股市之间发生了传染现象。

由于缺乏相关行业实际产出的高频数据,本文没有对中美股市各行业联动的经济基础和传染现象进行检验。对于相关行业传染现象的研究能够为我国防范外界金融风险、维护金融稳定提供更为充实的理论依据和经验论证,值得未来进一步的思考和研究。

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。
- 费兆奇(2012):《中国股市的世界一体化与区域一体化:行业视角》,《金融评论》,第 1 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。
- 骆振心(2008):《金融开放、股权分置改革与股票市场联动——基于上证指数与世界主要股指关系的实证研究》,《当代财经》,第 4 期。
- 张兵、范致镇、李心丹(2010):《中美股票市场的联动性研究》,《经济研究》,第 11 期。
- Adler, M. and B. Dumas (1983): “The International Portfolio Choice and Corporate Finance”, *Journal of Finance*, 38, 925–984.
- Baca, S., B. Garbe and R. Weiss (2000): “The Rise of Sector Effects in Major Equity Markets”, *Financial Analysts Journal*, 9/10, 35–40.
- Baele, L. (2005): “Volatility Spillover Effects in European Equity Market”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 40, 373–401.
- Baele, L. and K. Inghelbrecht (2010): “Time-varying Integration, Interdependence and Contagion”, *Journal of International Money and Finance*, 29, 791–818.
- Bekaert, G. and C. Harvey (1997): “Emerging Equity Market Volatility”, *Journal of Financial Economics*, 43, 29–77.
- Berben, R. and W. Jansen (2005): “Comovement in International Equity Markets: A Sector View”, *Journal of International Money and Finance*, 24, 832–857.
- Bracker, K. and P. Koch (1999): “Economic Determinants of Correlation Structure Across International Equity Markets”, *Journal of Economics and Business*, 51, 443–471.
- Bracker, K., D. Docking and P. Koch (1999): “Economic Determinants of Evolution in International Stock Market Integration”, *Journal of Empirical Finance*, 6, 1–28.
- Eichengreen, B., A. Rose and C. Wyplosz (1996): “Contagious Currency Crises”, NBER Working Paper, No. 5681.
- Fratzscher, M. (2001): “Financial Market Integration in Europe: On the Effects of EMU on Stock Markets”, Working Paper, European Central Bank, No.48.
- Harvey, C. (1991): “The World Price of Covariance Risk”, *Journal of Finance*, 46, 111–157.
- Longin, F. and B. Solnik (1995): “Is the Correlation in International Equity Returns Constant: 1960–1990?” *Journal of International Money and Finance*, 14, 3–26.
- McQueen, G. and V. Roley (1993): “Stock Prices, News and Business Condition”, *Review of Financial Studies*, 6, 683–707.
- Rangvid, J. (2001): “Increasing Convergence among European Stock Markets? A Recursive Common Stochastic Trends Analysis”, *Economics Letters*, 71, 383–389.

(责任编辑:程 炼)