

# 沪港通后上证与港股、美股间非线性短期波动溢出效应

——基于汇率波动对股市波动抑制性时变视角

李远光, 王 静(博士生导师)

**【摘要】**运用沪港通前后三年的样本数据,首先采用线性VAR模型分析发现沪港通后沪港两市联动性存在结构性变化,然后从投资者异质性及跨市资产配置角度提出汇率波动对股市波动存在时变抑制性,并以汇率作为门限变量对沪港通前后两个样本进行了三市间联动性的区制转换分析,发现沪港通后汇率波幅增大对沪港两市之间的联动性存在抑制效应,而沪市与美市之间仅存在由美市到沪市的单向短期波动溢出效应,并提出建立汇率到股市的动态监测机制,严审入市资金来源以及重视新时期不同市场间各色情绪传染的风险监测等建议。

**【关键词】**沪港通; 股市; 汇率; 门限效应; 联动性

**【中图分类号】**F832.5      **【文献标识码】**A      **【文章编号】**1004-0994(2018)18-0163-8

## 一、引言

2014年11月17日注定是被载入我国证券市场发展史册的一天,这一天沪港通正式实行,从此我国内地股市与其他地区证券市场的互通互联具备了制度基础,也是在此后,我国内地股市的国际化进程逐渐加快:2016年12月5日,深港通成功实施,2017年6月21日,A股成功加入明晟指数(MSCI),合格机构投资者(QFII、RQFII、QDII,下同)投资额度不断扩容等。与此同时,外汇市场也逐步推出多项制度安排,不断进行汇率的市场化改革:2015年8月11日,央行宣布完善人民币汇率中间价形成机制,人民币汇率双向浮动特征明显增强;2016年1月~9月,外管局、证监会分别就合格机构投资者关于额度、审批流程、锁定期等进行了改革,使合格机构投资者投资更加便利化;2016年10月,人民币进入SDR;2017年9月外汇风险准备金率从20%调整为0%。

虽然我国近年来在证券市场以及外汇市场改革中取得了多项成绩,但不可否认,我国内地证券市场

相对于香港、纽约等成熟证券市场而言仍存在投资者散户比例大、市场投机风气重、信息披露不完善等缺陷,尤其是在我国内地证券市场及外汇市场国际化进程加快之后,外资、外市对我国内地证券市场的影响或将越来越复杂,我国内地证券市场与国际主要证券市场间的联动性或将呈现新的变化。当前,互联网的不断发展使不同市场间的各类信息快速传播,各国(地区)证券市场间的联动性尤其是市场间的短期波动溢出效应,应成为我国内地证券市场在国际化进程中的研究重点,若不能正确认识不同市场间的短期波动溢出效应,或将不利于完成我国目前正在进行的防范金融系统性风险的重大任务。

本文在其他学者关于股市间联动性研究成果的基础上,分别对沪港通正式实施前后两组样本进行了Granger因果关系检验和脉冲响应函数分析,发现沪港两市之间的联动性发生了结构性变化,进而基于汇率波动对股市波动抑制性时变视角,提出汇率对股市间联动性的门限效应,运用门限回归模型分

**【基金项目】**国家自然科学基金“农村金融联结机制及其关联信用风险演化机理研究”(项目编号:71373297)

析发现,沪港两市间汇率波动增大对沪港两市的联动性产生抑制效应。

## 二、文献综述

2005年股改以来,股市间的联动性得到很多学者的关注。经文献研究发现,学者关于我国内地股市与其他地区股市间的联动性研究重点随时间的推移而变化,主要集中在三个时间跨度:第一,在美国次贷危机发生以前,关于我国内地股市与其他市场的联动性,学者主要关注沪、深、港三市间的联动,得出沪港之间联动关系较弱,且仅存在由港市到沪市的波动溢出效应<sup>[1][2][3]</sup>。第二,次贷危机后,学者对于我国内地股市与其他市场间联动性的研究重点不仅表现为地域的扩展,还包括市场间短期波动的溢出效应。徐有俊等<sup>[4]</sup>、张兵等<sup>[5]</sup>、李岸等<sup>[6]</sup>研究发现次贷危机后,中美股市短期联动性显著增强。陈云<sup>[7]</sup>、于震等<sup>[8]</sup>、张小宇等<sup>[9]</sup>发现美国股市(以下简称“美市”)对沪市的短期波动溢出效应显著性强于沪市对美市的短期波动溢出效应。鲁旭等<sup>[10]</sup>认为沪、深、港三市间的联动效应具备时变性。梁琪等<sup>[11]</sup>基于多维信息溢出视角研究发现我国股市的国际化水平得到提升,且港市对沪市存在单向信息溢出效应。随着我国金融市场的改革进程不断加快,又有学者将股票市场与外汇市场、货币市场纳入分析框架。游家兴等<sup>[12]</sup>提出金融自由化的发展显著增强了我国股市与其他股市间的联动性。龚金国等<sup>[13]</sup>却得出相反的结论。第三,沪港通实施后,冯永琦等<sup>[14]</sup>、裴延华等<sup>[15]</sup>发现沪市对港股、美股的引领作用显著增强。孙亚男等<sup>[16]</sup>认为我国在股市收益率联动中的作用提升。但方艳等<sup>[17]</sup>认为沪港通实施后从数据统计角度而言并未提升四市联动的显著性。陈九生等<sup>[18]</sup>认为沪、港股市间的联动性由实施前两市同步上涨概率大于同步下跌的概率,转换为两市同步下跌的概率大于两市同步上涨的概率。

学者对股市间联动性的研究方法主要分为以下三种:一是基于GARCH族类模型和序列条件方差进行相关研究,研究者主要有谷耀等<sup>[1]</sup>、徐有俊等<sup>[4]</sup>、张兵等<sup>[5]</sup>、游家兴等<sup>[12]</sup>、鲁旭等<sup>[10]</sup>、李岸等<sup>[6]</sup>、冯永琦等<sup>[14]</sup>、方艳等<sup>[17]</sup>、陈九生等<sup>[18]</sup>;二是基于VAR模型进行研究,结合Granger因果关系检验、脉冲响应函数分析及方差分解等,考察股市间引领作用及短期波动溢出效应,研究者主要有谷耀等<sup>[1]</sup>、游家兴等<sup>[12]</sup>、鲁旭等<sup>[10]</sup>、陈云<sup>[7]</sup>、于震等<sup>[8]</sup>、裴延华等<sup>[15]</sup>;三是基于多维信息网络分析方法考察不同市

场间的信息溢出效应,研究者主要有梁琪等<sup>[11]</sup>、李岸等<sup>[6]</sup>、孙亚男等<sup>[16]</sup>。对于上述三种分析方法,不同学者为达到研究目的会有交叉使用,但概括而言第一类研究可检验市场间动态条件相关性,却无法判断市场间的引领滞后关系;第二类研究结合Granger因果检验、脉冲响应函数分析及方差分解等可以较好地刻画市场间的引领滞后关系,但对市场间非线性特征的检验无能为力;第三类研究多侧重于分析市场间信息互联互通作用,对市场间的联动关系不能给出精确的相关系数。

综上研究成果,发现学者对股市间的波动溢出效应极为重视,分别从长期、短期,线性、非线性等方面进行了探讨,得出的结论也因使用模型以及数据的差异而各异,但主要成果均认为随着我国内地股市的改革以及国际化、市场化水平的提高,其与其他股市的联动性在逐步增强,且开始呈现出非线性特征。但鲜有学者对我国内地股市与其他地区股市间的联动性由线性到非线性联动关系的转变给出相应解释,尤其是对沪港通之后我国内地股市与其他主要股票市场间的非线性波动溢出效应缺乏有针对性的研究,更缺乏从汇率波动对股市波动的时变抑制性视角研究不同股市间联动性区制转换的研究成果。本文抓住这两点不足,从投资者异质性及跨市资产配置角度提出汇率波动对股市波动影响的时变性导致股市间联动性的非线性时变特征,进而以汇率波幅为门限变量,运用门限类回归模型考察我国内地股市与港市、美市间联动性的区制转换特征,既纳入汇率波幅对股市间联动的门限效应,又可以实现对股市间联动非线性结构的拟合,还能对股市间联动性给出准确的参数估计。

## 三、实证分析

1. 线性VAR模型分析。虽然以VAR模型为基础的关于股市联动性的研究对市场间非线性特征的检验无能为力,但是运用其Granger因果关系检验、脉冲响应函数分析及方差分解等可以较好地刻画市场间的引领滞后关系,通过沪港通前后两个样本的实证结果对比,本文可以对股市间联动性的变化作出实证解释。根据潘越<sup>[3]</sup>、张兵等<sup>[5]</sup>、冯永琦等<sup>[14]</sup>、裴延华等<sup>[15]</sup>在研究联动性时的指标选取,本文使用沪市、港市以及美市的三大代表指数:上证综指、恒生指数、道琼斯工业指数,三大指数对各自市场来说代表性最强,形成机制最为完善。至此,被解释变量为上证综合指数(记为:SZ),解释变量为香港恒生

指数(记为:HSZ)、美国道琼斯工业平均指数(记为:DQZ)。为消除趋势性因素影响并得到稳定数据,将原序列取对数做一阶差分,分别得到市场收益率序列:DLNSZ、DLNHSZ、DLNDQZ。2014年11月17日,沪港通正式实行,当天沪市资金净流入120.82亿元人民币。本文以该时间节点为基准,将日度高频交易数据划分为两个样本,样本一是时间跨度为沪港通实行之前3年,即2011.11.17~2014.11.16,样本二是时间跨度为沪港通实行后三年,即2014.11.17~2017.11.16。ADF单位根检验结果显示,两组样本均通过了5%置信水平上的单位根检验,即在5%置信区间内为平稳数据。鉴于篇幅限制,仅列出样本一的单位根检验结果,如表1所示:

**表1 样本一 ADF 稳定性检验结果**

变量	ADF 检验 T 统计量	1%临界值	平稳性
DLNSZ	-25.80042	-3.9715	平稳
DLNHSZ	-25.7666	-3.9715	平稳
DLNDQZ	-26.6617	-3.9715	平稳

注:数据来源于wind资讯金融终端。D表示对原序列作一阶差分,LN表示对原序列取对数。

基于股市收益率序列以及AIC与SC最小准则,对上述两组样本进行滞后期2阶的向量自回归模型分析,AR特征根检验显示,VAR(2)模型平稳。限于篇幅,AR特征根倒数的模单位圆省略。

基于滞后期2阶的VAR模型,对两组样本均作Granger因果关系检验,分析不同市场间的联动性,结果如表2所示:

**表2 两组样本格兰杰检验结果对比**

样本一:2011.11.17~2014.11.16		
原假设	Chi-sq	P值
DLNSZ不能格兰杰引起DLNDQZ	0.1697	0.9186
DLNSZ不能格兰杰引起DLNDQZ	0.3085	0.8571
DLNHSZ不能格兰杰引起DLNSZ	9.5289*	0.0085
DLNDQZ不能格兰杰引起DLNSZ	17.0266*	0.0002
样本二:2014.11.17~2017.11.16		
原假设	Chi-sq	P值
DLNSZ不能格兰杰引起DLNHSZ	9.0498**	0.0108
DLNSZ不能格兰杰引起DLNDQZ	0.7722	0.6797
DLNHSZ不能格兰杰引起DLNSZ	2.0990	0.3501
DLNDQZ不能格兰杰引起DLNSZ	18.3287*	0.0001

注:数据来源于wind资讯金融终端,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。下同。

Granger因果关系检验是将变量的滞后变量引入另一变量方程中,变量间若存在时间上的先后关系,则称它们具有Granger因果关系。检验结果显示,沪港通前后两组样本下沪市与美市之间的联动性并未发生改变,即美市收益率波动可格兰杰引致沪市的收益率波动,沪市与美市之间存在短期信息溢出效应,美市对沪市的信息溢出效应更为显著<sup>[7]</sup>。而在沪市和港市之间却产生了结构性变化:样本一检验结果显示,沪港通之前沪市不能格兰杰引起港市收益率的变化,而港市却对沪市收益率变化产生单向格兰杰因果关系,即港市对沪市存在“风向标”的作用,而沪市对港市并未产生“引领”作用,谷耀等<sup>[1]</sup>、龚朴等<sup>[2]</sup>、鲁旭等<sup>[10]</sup>均得出同样的结论。样本二检验结果显示,沪港通之后港市对沪市的“风向标”作用开始减弱,而沪市对港市的“引领”作用显著增强,体现为沪市可格兰杰引致港市收益率变化。为探讨这种结构性变化,本文进一步使用脉冲响应函数考察沪、港两市间的短期波动溢出效应。

脉冲响应函数可以检验随机扰动项一个标准差的冲击对其他变量变动的路径,可直观地呈现各变量之间的动态交互作用。限于篇幅本文仅给出出现结构性变化的沪港两市脉冲响应,进一步分析这种变化的短期波动溢出响应。

图1~图4为脉冲响应函数分析结果,图2和图4可以得出港市变动一个标准差对沪市的短期溢出效应仍未发生结构性变化,均在第一期达到峰值,这种响应在第二期迅速衰变为负值,并在之后逐步消失;图1和图3中沪市变动一个标准差对港市的短期溢出效应进一步验证了Granger因果关系检验结果,沪市变动一个标准差对港市的溢出效应由沪港通之前的负效应转换为正效应,发生结构性改变。

**2. 门限模型介绍。**基于VAR模型的Granger因果关系检验和脉冲响应函数分析从线性的角度分析了沪、港、美三市间的联动性以及短期波动溢出效应,得出沪港通前后沪、港市之间的联动性以及短期波动溢出效应发生了结构性变化,但研究结果仍存在两点不足:一是从线性的角度刻画市场间的联动及溢出效应,缺乏一定的解释力;二是VAR模型不能体现样本区间的结构性变化,对市场运行中存在的区制转换问题无能为力。潘越<sup>[3]</sup>、张小宇等<sup>[9]</sup>以及孙亚男等<sup>[16]</sup>学者也纷纷提出了这一观点。

Hansen等<sup>[19]</sup>指出,门限自回归模型是一种估计结构性变化的非线性模型,其非线性是通过门限变

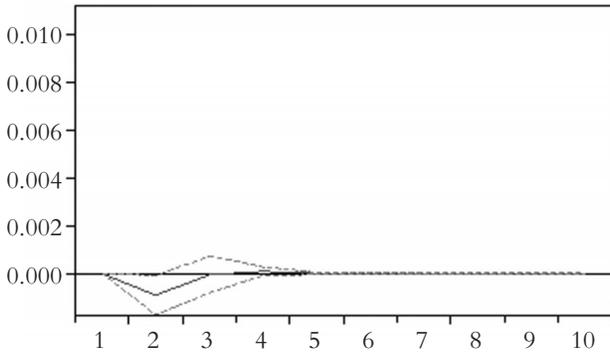


图 1 样本一：沪市对港市的脉冲响应结果

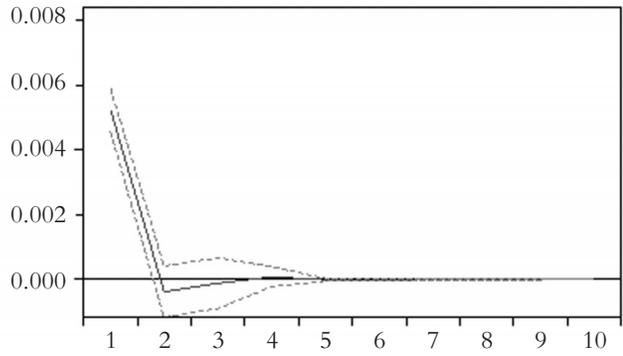


图 2 样本一：港市对沪市的脉冲响应结果

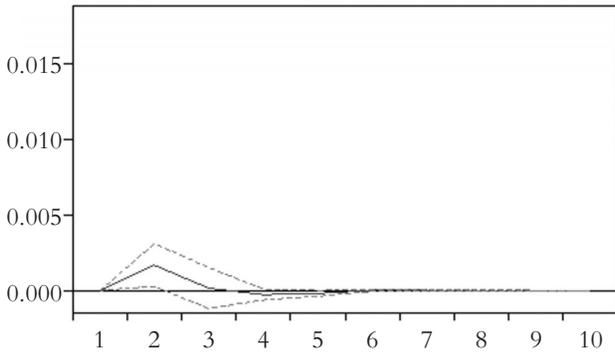


图 3 样本二：沪市对港市的脉冲响应结果

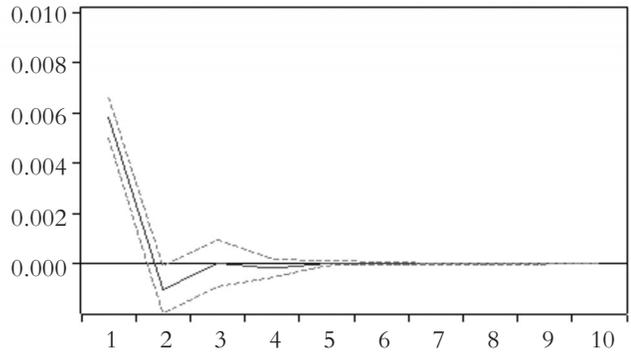


图 4 样本二：港市对沪市的脉冲响应结果

量将样本划分为不同区制，利用各区制的线性关系拟合整个样本的非线性特征。门限(自)回归模型可以以区制转换的形式描述市场间的非线性联动关系，在对变量间的联动性给出精确估计的同时，也可考察汇率波动变量对股市联动性的门限效应，为股市间的联动性研究提供了新的视角。基于此，本文使用门限自回归模型进行估计。

定义被解释变量为  $y_t$ ，解释变量为  $X_t, Z_t$ ，其中， $X_t$  的系数不随区制变动而变化， $Z_t$  的系数在每个区制均不相同， $q_t$  为可观测的门限变量， $\gamma$  为门限值，且门限值严格递增，即  $\gamma_1 < \gamma_2 < \dots < \gamma_m$ ，在区制  $j$  中有且仅有  $I_j(q_t, \gamma) = I(\gamma_j < q_t < \gamma_{j+1})$ ，则门限回归模型的一般形式可表示为：

$$y_t = \beta X_t + \sum_{j=0}^m I_j(q_t, \gamma) \times \delta_j Z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中， $\varepsilon_t$  为随机扰动项，与解释变量不相关。本文旨在研究沪、港、美三市的联动效应以及结构性变化，重点分析沪市与港市、美市之间的联动效应，故被解释变量  $y_t$  代表上证，即 DLNSZ，解释变量  $X_t, Z_t$  分别为港股、美股收益率 DLNHSZ、DLNDQZ。考虑到本文旨在研究非线性的结构性变化，门限回归方程设定时可省略解释变量  $X_t$  [20]。

3. 关于门限变量选取——汇率对股市波动抑制效应的时变性。从理论上而言，不同证券市场之间的联动性主要源于四个方面：一是各国和地区间的经济贸易往来为不同证券市场中的上市企业奠定了互通互联的经济基础；二是不同市场间存在同源信息及信息传递，互联网时代下，市场间的信息传递效率更高，对市场间情绪的“传染效果”或将更优；三是在各国及地区资本项目开放背景下，不同市场间理性投资者会进行跨市资产配置，以寻求最小风险下的收益最大化选择，这不断影响着市场间的联动性；四是异质性投资者的非理性交易行为差异导致股票市场间联动的不确定性和时变特征。综合朱孟楠等 [21]、Roberto 等 [22][23]、Refiner [24]、刘林等 [25]、何诚颖等 [26] 以及陈道攀 [27] 的研究思路，本文从跨市资金流动及投资者异质性角度并结合我国实际给出以下假定：

H1: 资本项目自由流通，投资者可进行跨市资产配置。

H2: 股市有且仅有两类投资者，即基本面投资者和技术交易者。

H3: 国外投资者可投资于外国股市，但存在国外市场投资抑制参数  $\varphi_t$ 。

H4: 外汇市场实行有管理的浮动汇率制度。

则股市价格可表示为:

$$P_{t+1} = P_t + \partial[\omega_t(D_t^{h,c} + \varphi_t D_t^{f,c}) + (1-\omega_t)(D_t^{h,F} + \varphi_t D_t^{f,F})] \quad (2)$$

其中,相比国内投资者,国外投资者不仅同样需要预期股市的投资价值,还需考虑汇率偏差,如果资产价格(包括股票和外汇)超过基本面价值,投资者会产生套利需求促使价格回归价值。 $\partial > 0$ 为价格调整参数, $\omega_t \in [0, 1]$ 为技术交易者占比。定义技术交易者比例 $\omega_t$ 为:

$$\omega_t = \frac{1}{1 + \theta(P_t - F)^2} \quad (3)$$

上式表示技术交易者占比是股价偏离价值的反函数。随着股价偏离价值幅度增大,技术交易者认为股价被纠正风险越大,投资占比越低。 $\theta$ 为敏感性参数。

$$D_t^{h,c} = \beta^h [P_t - F(P_{t-1}, P_{t-2}, \dots)] \quad (4)$$

上式表示国内技术交易者投资需求函数。技术交易者认为资产价格会向某一个方向持续运动,受到股价与价值的偏差影响,其中 $F(P_{t-1}, P_{t-2}, \dots)$ 表示关于历史价格的股票基本面价值函数, $\beta^h$ 为反应参数。

$$D_t^{f,c} = \beta^f [P_t - F(P_{t-1}, P_{t-2}, \dots) + S_t - F_t^s(i, M)] \quad (5)$$

上式表示国外技术交易者的投资需求不仅受到股价与价值的偏差影响,还受到外汇市场汇率水平的影响,其中 $F_t^s(i, M)$ 表示关于利率、货币供给的汇率基本面价值函数, $\beta^f$ 为反应参数, $S_t$ 为当期汇率水平,采取间接标价法。一般而言,国外技术交易者进行跨区投资时,不仅会考虑股票价格估值水平,还会考虑汇率的偏离程度,当股市与汇率处于低估值水平时,国外投资者将获得汇率收益,此时国外技术投资者对股票的需求大于国内技术交易者。

$$D_t^{h,f} = \gamma^h [F(P_{t-1}, P_{t-2}, \dots) - P_t] \quad (6)$$

上式表示国内基本面交易者的股市投资需求。与技术交易者不同的是,基本面交易者认为股价最终会回归基本面价值,因此当股价低于基本面价值时存在投资需求, $\gamma^h$ 为反应参数。

$$D_t^{f,F} = \gamma^f [F(P_{t-1}, P_{t-2}, \dots) - P_t + F_t^s(i, M) - S_t] \quad (7)$$

上式表示国外基本面投资者的股市投资需求。当股价和汇率同时被低估时,投资需求上涨,当汇率高企,其投资需求相对国内基本面交易者较低。

设 $\Delta P_{t+1} = P_{t+1} - P_t$ ,将式(4)、(5)、(6)、(7)代入式(2)得:

$$\begin{aligned} \Delta P_{t+1} = & \partial \omega_t \beta^h [P_t - F(P_{t-1}, P_{t-2}, \dots)] + \\ & \partial \omega_t \varphi_t \beta^f [P_t - F(P_{t-1}, P_{t-2}, \dots)] + \partial \omega_t \varphi_t \beta^f [S_t - F_t^s(i, M)] \\ & + \partial(1-\omega_t) \gamma^h [F(P_{t-1}, P_{t-2}, \dots) - P_t] + \\ & \partial(1-\omega_t) \varphi_t \gamma^f [F(P_{t-1}, P_{t-2}, \dots) - P_t] + \\ & \partial(1-\omega_t) \varphi_t \gamma^f [F_t^s(i, M)] \\ = & [\partial \omega_t \beta^h + \partial \omega_t \varphi_t \beta^f - \partial(1-\omega_t) \gamma^h - \partial(1-\omega_t) \varphi_t \gamma^f] \times \\ & [P_t - F(P_{t-1}, P_{t-2}, \dots)] + [\partial \omega_t \varphi_t \beta^f - \partial(1-\omega_t) \gamma^f] \times \\ & [S_t - F_t^s(i, M)] \end{aligned} \quad (8)$$

不妨令: $A = \partial \omega_t \beta^h + \partial \omega_t \varphi_t \beta^f - \partial(1-\omega_t) \gamma^h - \partial(1-\omega_t) \varphi_t \gamma^f$ ,  $B = \partial \omega_t \varphi_t \beta^f - \partial(1-\omega_t) \varphi_t \gamma^f$ ,则股市价格波动可表示为:

$$\Delta P_{t+1} = A [P_t - F(P_{t-1}, P_{t-2}, \dots)] + B [S_t - F_t^s(i, M)] \quad (9)$$

综上,股市价格波动不仅受到股价对基本面偏离程度的影响,还受到汇率水平的影响。由参数B可知,汇率水平对股价波动的影响方向与程度受价格调整系数 $\partial$ 、股市中技术投资者占比 $\omega_t$ 、国外投资者对内投资限制参数 $\varphi_t$ 以及国外技术交易者和基本面交易者对股市的反应系数 $\beta^f$ 、 $\gamma^h$ 共同影响;由于除 $\varphi_t$ 在一定时期保持固定外,其余各参数是时变的,则汇率对股价的波动抑制效应是时变的。

**4. 门限回归分析结果。**考虑沪市、港市以及美市的联动性研究导向以及汇率对股市波动的抑制效应的时变性分析,本文选取人民币对港元中间价以及人民币兑美元中间价(以下简称“汇率”)为门限变量。同上文,为消除异方差,对序列进行取对数做差分处理,得到其波动率序列,分别为:DLNHCNY、DLNUCNY。为对沪港通前后三年的样本进行对比研究,本文对样本一及样本二分别进行了门限回归分析(见表3),发现样本一并未因汇率波动的时变效应而发生区制变化。

表3 样本门限变量检验

样本一:2011.11.17~2014.11.16			样本二:2014.11.17~2017.11.16		
原假设:Non-Threshold Variables			原假设:Non-Threshold Variables		
备选门限变量	T统计量	P值	备选门限变量	T统计量	P值
DLNHCNY	-0.1061	0.9155	DLNHCNY	-1.9625	0.0501
DLNUCNY	-0.4032	0.6870	DLNUCNY	2.1617	0.0310

如表3所示,基于样本一的门限变量检验结果

显示,备选变量均未能拒绝原假设,即原序列并未发生区制变化;样本二的检验结果显示,备选门限变量均通过了门限变量检验,即可以作为门限变量考察原序列区制变化的非线性效应。

进一步,运用AIC最小准则,对样本二进行了门限变量选取检验,结果显示,DLNUCNY的残差平方和小于DLNHCNY,则选取DLNUCNY为门限变量考察三市间联动效应的非线性特征。

以DLNUCNY为门限变量,门限自回归结果(见表4)显示,汇率日波幅的门限值-0.1049%、0.0741%将沪港通后样本数据分为三个区制。

当汇率日波幅为负且低于-0.1049%时:

$$DLNSZ=0.1642 \times DLNSZ(-1) + 0.0806 \times DLNDQZ + 0.5048 \times DLNHSZ \quad (\text{区制1})$$

当汇率日波幅在[-0.1049%, 0.0741%]区间时:

$$DLNSZ=0.0905 \times DLNSZ(-1) - 0.0721 \times DLNDQZ + 1.1019 \times DLNHSZ \quad (\text{区制2})$$

当汇率日波幅大于等于0.0741%时:

$$DLNSZ=0.1902 \times DLNSZ(-1) + 0.2737 \times DLNDQZ + 0.4935 \times DLNHSZ \quad (\text{区制3})$$

回归结果显示,港市的日波幅对沪市的短期溢出效应存在非线性效果。当汇率日波幅增大时(区制1和区制3),短期溢出效应减弱(参数估计值减小);而当汇率日波幅减小时(区制2),短期溢出效应增强(参数估计显著增大)。相对于沪港通之前的样本检验,沪港通后港市对沪市的短期波动溢出效应呈现出结构性、非线性变化,且这种效应受到汇率波幅的抑制作用,这对上文线性向量自回归中出现的样本一到样本二的差异有了更进一步的解释,且通过了1%的置信区间检验。由于美市对沪市的影响系数未通过显著性水平检验,本文分析略。

以DLNHSZ为被解释变量的门限回归模型结果(见表5)显示,汇率日波幅的门限值为-0.0261%,样本二被分为两个区制。

当汇率日波幅为负且低于-0.0261%时:

样本二门限回归模型估计结果  
表5 (门限变量DLNUCNY,被解释变量DLNHSZ)

区制一: (DLNUCNY < -0.0261%)			区制二: (DLNUCNY ≥ -0.0261%)		
解释变量	参数估计	T值	解释变量	参数估计	T值
DLNDQZ	0.5210	6.5408*	DLNDQZ	0.1819	3.1388*
DLNSZ	0.3221	7.4682*	DLNSZ	0.3313	13.3011*

$$DLNHSZ=0.5210 \times DLNDQZ + 0.3221 \times DLNSZ \quad (\text{区制1})$$

当汇率日波幅大于等于-0.0261%时:

$$DLNHSZ=0.1819 \times DLNDQZ + 0.3313 \times DLNSZ \quad (\text{区制2})$$

回归结果显示,沪市对港市的短期溢出效应呈现出弱非线性效应(参数估计值区制差异小)。当汇率升值且日波幅加大时,美国股票市场对港市的短期波动溢出效应增强,而沪市对港市的短期波动溢出效应呈现弱化效应。

采取AIC最小准则,门限变量检验结果(见表6)显示DLNHCNY为门限变量,门限值为-0.1581%,将样本分为两个区制。

当DLNHCNY为负且低于-0.1581%时:

$$DLNDQZ=0.0919 \times DLNSZ + 0.3070 \times DLNHSZ \quad (\text{区制1})$$

当DLNHCNY大于等于-0.1581%时:

$$DLNDQZ=0.0032 \times DLNSZ + 0.1492 \times DLNHSZ \quad (\text{区制2})$$

回归结果显示,港市对美市的短期波动溢出效应存在非线性特征。当港元升值且日波幅增大时(区制一),港市对美市的波动溢出效应增大,而沪市的这种影响不显著。

#### 四、结论与启示

本文以线性向量自回归和非线性门限自回归两个模型,运用沪港通开通前后三年的样本数据,对沪市、港市以及美市之间的联动性进行了深入的研究。

表4 样本二门限自回归模型估计结果(门限变量DLNUCNY,被解释变量DLNSZ)

区制一:(DLNUCNY < -0.1049%)			区制二:(-0.1049% ≤ DLNUCNY < 0.0741%)			区制三:(DLNUCNY ≥ 0.0741%)		
解释变量	参数估计	T值	解释变量	参数估计	T值	解释变量	参数估计	T值
DLNSZ(-1)	0.1642	14772	DLNSZ(-1)	0.0905	2.3745**	DLNSZ(-1)	0.1902	2.6013*
DLNDQZ	0.0806	0.4312	DLNDQZ	-0.0721	-0.7174	DLNDQZ	0.2737	2.0741**
DLNHSZ	0.5048	4.0309*	DLNHSZ	1.1019	15.8716*	DLNHSZ	0.4935	5.1699*

注:(-1)表示滞后一期,下同。

样本二门限回归模型估计结果  
表 6 (门限变量 DLNHCNY, 被解释变量 DLNDQZ)

区制一: (DLNHCNY < -0.1581%)			区制二: (DLNHCNY ≥ -0.1581%)		
解释变量	参数估计	T 值	解释变量	参数估计	T 值
DLNSZ	0.0919	1.6957***	DLNSZ	0.0032	0.1468
DLNHSZ	0.3070	4.9531*	DLNHSZ	0.1492	4.3176*

利用线性 Granger 因果关系检验以及脉冲响应函数分析发现沪市与港市之间的联动性在沪港通实施前后发生了结构性变化,并从投资者异质性以及跨市资产配置角度提出汇率对股市波动的时变抑制效应,进而以汇率日波幅为门限变量考察沪市、港市以及美市间联动效应的区制转换,发现沪市与港市呈现出显著的双向非线性短期波动溢出效应,且随着汇率日波幅的加大,港市对沪市的短期波动溢出效应存在抑制效应,美市与沪市之间非线性短期波动溢出效应的区制转换并不显著,仅存在从美市到沪市的单向线性波动溢出效应。

1. 沪、港两市联动性呈现出的非线性短期波动溢出效应具备经济、制度基础。线性 Granger 因果关系检验结果显示沪、港两市之间存在双向联动关系,非线性研究进一步验证了这种短期非线性波动溢出效应,采取汇率日波幅为门限变量的区制检验显示,汇率日波幅增大。对沪、港两市的非线性短期波动溢出效应存在抑制性,即双向浮动的汇率制度安排有利于抑制两市的“波动传染”。沪、港两市之间联动性的经济基础不仅仅体现在香港与内地的经济往来上,更体现在内地企业赴港上市所注入的两市互联经济基础上。据港交所数据,2016年年底,内地上市公司数量占比 50.8%,但交易额却相当于港交所成交总额的 70.6%。2014年11月,沪港通之后内地与香港股票市场之间的双向开放机制逐步完善,“北上资金”(港资)与“南下资金”(内资)的交易动向也逐步成为各大金融研究机构的监测重点,两市之间双向开放的政策安排完善了两市间非线性短期波动溢出效应的制度基础,两市间的联动性或 will 日益增强。

沪、港两市间的短期波动溢出效应在经济运行稳定时有利于两市间的良性发展,但不应忽视其在一定的条件下也可以转换为两市间的“传染”性,激化紧张的市场情绪。本文以汇率日波幅为门限变量,研究证实汇率波动对两市间的联动性存在时变效

应,当汇率日波幅增大时,对两市之间的联动性存在显著的抑制性。基于此,相关部门或可从两个角度着手:一是完善两市间互动互联的制度安排,使“北上”“南下”资金投资更加便利,同时完善投资者信息审核制度,放宽投资者准入标准,但应严格审核投资者相关信息,尤其是重大资金的来源审核,坚决禁止高倍杠杆资金的快进快出;二是完善人民币汇率报价形成机制,适时、适度扩大人民币双向浮动区间,稳健促使人民币汇率中间价市场化,但应吸取亚洲金融危机时国外游资“立体化”冲击(股市、汇市以及期货市场的立体化冲击)的套利手法,建立包括汇率、股市以及股指期货之间的动态监测机制。

2. 沪市与美市仅存在由美市到沪市的短期波动溢出效应。Granger 因果关系检验结果显示,道琼斯工业指数收益率可格兰杰引致上证综指收益率的波动,即存在由美市到沪市的短期波动溢出效应,非线性模型检验结果并未得出两市联动的非线性特征。我国内地股市虽在沪港通后凭借一系列措施,例如深港通开通以及 MSCI 入选等,加快了国际化进程,但对国际主要股市的短期波动溢出效应仍不显著,尚未在国际上形成较大的影响力<sup>[11]</sup>,这与我国世界第二的经济体地位不匹配。基于此,相关部门可以从两个角度着手改进:一是加快内地证券市场建设,在交易制度以及上市制度等重要制度安排上开展适合本国国情并与国际并轨的最小差异化制度建设,同时应积极培育以机构投资者为主的市场投资风格,放宽机构准入标准,同时严格审核杠杆资金入市,随时保持对系统性金融风险的警惕;二是重视以美市为代表的国际主要证券市场对我国内地股市的短期波动溢出效应,内地股市虽成长了近 30 年,但与国际成熟证券市场相比仍存在不足,重点体现在股市中散户投资者占比较大,在此背景下若忽视国际重要证券市场对内地股市的短期波动溢出效应,有可能加大股市动荡,甚至激化市场间负面情绪的“传染”,不利于我国内地股市的稳健发展。

#### 主要参考文献:

- [1] 谷耀,陆丽娜. 沪、深、港股市信息溢出效应与动态相关性——基于 DCC-(BV)EGARCH-VAR 的检验[J]. 数量经济技术经济研究, 2006(8): 142~151.
- [2] 龚朴,李梦玄. 沪港股市的波动溢出和时变相关性研究[J]. 管理学报, 2008(1): 96~100.

- [3] 潘越. 基于非线性 Granger 因果检验的股市间联动关系研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(9):87~100.
- [4] 徐有俊, 王小霞, 贾金金. 中国股市与国际股市联动性分析——基于 DCC-GARCH 模型研究[J]. 经济经纬, 2010(5):124~128.
- [5] 张兵, 范致镇, 李心丹. 中美股票市场的联动性研究[J]. 经济研究, 2010(11):141~151.
- [6] 李岸, 粟亚亚, 乔海曙. 中国股票市场国际联动性研究——基于网络分析方法[J]. 数量经济技术经济研究, 2016(8):113~127.
- [7] 陈云. 人民币汇率与中美股市之间的信息溢出效应——基于内生结构突变的实证研究[J]. 经济评论, 2013(2):112~120.
- [8] 于震, 徐晓妹. “次贷危机”后中美金融市场联动性更强了吗[J]. 经济学家, 2014(9):87~95.
- [9] 张小宇, 刘金全. 内地股票市场与国际主要股票市场的非线性关联机制研究[J]. 数理统计与管理, 2015(5):923~932.
- [10] 鲁旭, 赵迎迎. 沪深港股市动态联动性研究——基于三元 VAR-GJR-GARCH-DCC 的新证据[J]. 经济评论, 2012(1):97~107.
- [11] 梁琪, 李政, 郝项超. 中国股票市场国际化研究: 基于信息溢出的视角[J]. 经济研究, 2015(4):150~164.
- [12] 游家兴, 陈珍珍, 郑挺国. 经济一体化与证券市场联动性——基于相关经验数据的分析[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2010(2):21~28.
- [13] 龚金国, 史代敏. 金融自由化、贸易强度与股市联动——来自中美市场的证据[J]. 国际金融研究, 2015(6):85~96.
- [14] 冯永琦, 段晓航. “沪港通”对沪港股市联动效应的影响[J]. 经济体制改革, 2016(2):143~147.
- [15] 裴延华, 余万林. 基于沪港通前后沪港和沪美股市联动性的比较分析[J]. 武汉金融, 2017(4):26~29.
- [16] 孙亚男, 肖彩霞, 刘华军. 后金融危机时期中国股市的国际地位——基于非线性视角的股市联动网络分析[J]. 南方经济, 2017(6):1~21.
- [17] 方艳, 贺学会, 刘凌, 曹亚晖. “沪港通”实现了我国资本市场国际化的初衷吗?——基于多重结构断点和 t-Copula-aDCC-GARCH 模型的实证分析[J]. 国际金融研究, 2016(11):76~86.
- [18] 陈九生, 周孝华. 沪港通背景下沪港股市联动性研究[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), 2017(2):87~93.
- [19] Hansen, Bruce. Threshold auto-regression in economics[J]. Statistics and Its Interface, 2011(4):123~127.
- [20] 高铁梅, 王金明, 陈飞, 刘玉红. 计量经济学分析方法与建模——EViews 应用及实例(第3版)[M]. 北京:清华大学出版社, 2016:316~317.
- [21] 朱孟楠, 刘林. 短期国际资本流动、汇率与资产价格——基于汇改后数据的实证研究[J]. 财贸经济, 2010(5):5~13.
- [22] Roberto Dieci, Frank Westerhoff. Heterogeneous speculators, endogenous fluctuations and interacting markets: A model of stock prices and exchange rates [J]. Journal of Economic Dynamic & Control, 2010(34):743~764.
- [23] Roberto Dieci, Frank Westerhoff. On the inherent instability of international financial markets: Natural nonlinear interactions between stock and foreign exchange markets [J]. Applied Mathematics and Computation, 2013(221):306~328.
- [24] Refiner Franke, Frank Westerrhoff. Estimation of a structural stochastic volatility model of asset pricing[J]. Springer Science+Business Media, 2011(38):53~83.
- [25] 刘林, 孟焱, 杨坤. 结构变化、人民币汇率与我国股票价格——理论解释与实证研究[J]. 国际金融研究, 2015(5):3~14.
- [26] 何诚颖, 刘林, 徐向阳, 王占海. 外汇市场干预、汇率变动与股票价格波动——基于投资者异质性的理论模型与实证研究[J]. 经济研究, 2013(10):29~42.
- [27] 陈道攀. 股价和汇率的价格及波动溢出效应分析[D]. 济南:山东大学, 2017.
- 作者单位: 西北农林科技大学经济管理学院, 陕西杨陵 712100