

Volatility Spillovers among Chinese, Brazilian and Russian Stock Markets

—A Multivariate BEKK-GARCH Model Based on Wavelet Multiresolution Analysis

Zijian Zhang

SILC Business School, Shanghai University, Shanghai 201899, China

Email: shueconometrics@163.com

Abstract

Connectivity is a power source for the rapid development of the world economy, which promotes economic exchanges between countries while deepening the links between their stock markets. China and Brazil, Russia as a high degree of economic cooperation, the stock markets of the three countries also have many similar characteristics. Therefore, it is of great academic significance to study the volatility spillover effect among the stock markets of China, Brazil and Russia. In this paper, the CSI 500 index, Brazilian Ibovespa index, and Russian RTS index are selected as the representatives of the stock markets of mainland China, Brazil, and Russia to do empirical research on the volatility spillover effect of the return series from January 1, 2014, to December 31, 2019, respectively. The results of Granger causality test show that only the changes in the Russian stock market returns are the Granger causes of the changes in the returns of the Chinese stock market and the Brazilian stock market. Based on the BEKK-GARCH model, it is found that the stock markets of China, Brazil, and Russia all embody volatility aggregation and persistence spillovers, and there are bi-directional volatility spillovers between the stock markets of China and Brazil, between the stock markets of China and Russia, and between the stock markets of Brazil and Russia. In this paper, wavelet analysis is introduced into the study, which is combined with the multivariate BEKK-GARCH(1,1) model to decompose the return series of the stock markets of the three countries into signals of different scales, corresponding to modeling the volatility spillover effects under different trading cycles. It is found that the three stock markets still have significant bidirectional spillovers to each other under short-, medium- and long-term time scales. The article suggests that policy makers should pay attention to the spillovers among stock markets, improve the regulatory system, and introduce policies to counteract market volatility. At the same time, from the perspective of investors, it reminds investors not to ignore important information about highly correlated stock markets.

Keywords: *Stock Market; Volatility Spillovers; Wavelet Multiresolution Analysis; BEKK-GARCH Model*

中国、巴西、俄罗斯股票市场间波动溢出效应的实证研究

——基于小波多分辨率分析的多元 BEKK—GARCH 模型

张子健

上海大学悉尼工商学院，上海 201899

摘要：互联互通是世界经济飞速发展的动力源，在促进了各国之间的经济往来的同时，也加深了各国股票市场之间的联系。中国与巴西、俄罗斯作为经济合作程度较高，三个国家的股票市场也有很多相似的特征。因此，研究中国、巴西、俄罗斯股票市场之间的波动溢出效应有很重要的学术意义。本文选取中证 500 指数、巴西 IBOVESPA 指数、俄罗斯 RTS 指

数，作为中国大陆、巴西、俄罗斯股票市场的代表，对 2014 年 1 月 1 日至 2019 年 12 月 31 日的收益率序列做波动溢出效应的实证研究。格兰杰因果检验的结果表明，仅有俄罗斯股票市场收益率的变动是中国股票市场、巴西股票市场收益率变动的格兰杰原因。基于 BEKK-GARCH 模型，研究发现中国、巴西、俄罗斯的股票市场都体现出波动的聚集性和持久性溢出效应，并且中国与巴西股票市场、中国与俄罗斯股票市场、巴西与俄罗斯股票市场之间都存在双向的波动溢出效应。本文将小波分析引入研究，与多元 BEKK-GARCH(1,1)模型相结合，把三个国家股票市场的收益率序列分解为不同尺度的信号，对应建立不同交易周期下的波动溢出效应模型。结果发现在短期、中期和长期的时间尺度下，三个股票市场相互之间依然显著存在双向溢出效应。文章建议政策制定者关注股票市场间的溢出关系，完善监管体制，并且出台抵御市场剧烈波动的政策。同时，又从投资者的角度出发，提醒投资者不要忽视高关联程度的股票市场的重要信息。

关键词：股票市场；波动溢出效应；小波多分辨率分析；BEKK-GARCH 模型

引言

金砖国家中与中国宏观经济联系最密切、经济总量和股票市场交易量与中国最接近的国家就是巴西和俄罗斯。作为金融市场的重要组成部分，股票市场在经济发展中发挥着越来越重要的作用。信息冲击会对关联程度高的股票市场之间造成显著影响。巴西的股票市场于 1890 年成立，如今有近 343 家上市公司在圣保罗证券交易所（BOVESPA）进行股票交易。中国的股票市场的发展速度惊人，从 1990 年成立之初的 14 家境内上市公司迅速扩展到 2018 年的 3567 家。俄罗斯股票市场虽然在 1990 年 11 月就已经成立，但是于 1996 年 4 月 22 日才被法制化规范。俄罗斯的股票市场上只有 765 家上市公司，且受原油价格波动和美国制裁的影响很大。中国、巴西、俄罗斯的股票市场之间存在很大的关联性。中国、巴西、俄罗斯均是位于新兴市场阶段的大体量经济体，资本市场相对不成熟。中国与巴西的国民经济增长速度都较快，并且都存在巨大的发展潜力。中国和俄罗斯之间的贸易强度很高，两个国家的股票市场建立时间相近，并且都在不断进行制度规范。巴西与俄罗斯两国在多个领域的贸易额逐年快速增加，股票市场之间的联系也紧密。研究中国、巴西、俄罗斯股票市场之间的关系，不仅可以反映三个国家的宏观经济合作程度，也可以为政策制定者、投资者提供更多的信息。所以，股票市场之间的收益联动性和波动溢出效应收到越来越多的关注。研究中国、巴西、俄罗斯股票市场之间的波动溢出效应，探索两个股票市场之间信息传递的方向和程度，对这三个国家的投资者在构造投资组合上提供了重要参考信息。通过研究中国、巴西、俄罗斯股票市场收益率条件均值之间的关系，可以分析这三个国家的股票市场间的信息反馈效率。通过研究中国、巴西、俄罗斯的股市收益率条件方差之间的关系，可以判断不同时间周期下这三个国家的股票市场受到的波动溢出影响的程度。

过往文献大多采用 GARCH 类模型，仅从时间的维度出发进行考察，忽略了金融时间序列时频和域频的双重特性。因此，本文将小波分析引入研究。运用小波多分辨率分析溢出效应又只局限在对市场间收益率序列的一阶矩相关性或一元 GARCH(1,1)模型下的二阶矩相关性的研究，难以量化数据来描述不同频率及周期下股票市场间的波动溢出关系和程度。所以本文将小波多分辨率分析和多元 BEKK-GARCH(1,1)模型相结合，把各股票市场的收益率序列分解为不同尺度下的信号，对应建立不同交易周期下的波动溢出效应模型，从时域和频域两维度来观察各个股票市场间的波动溢出效应。

1 文献综述

研究波动溢出效应的文献中，实证模型的选择不断演化。常用的计量经济学方法包括单变量 GARCH 模型、多变量 GARCH 模型、VAR 模型和小波分析法^[1]。此外，一些文献使用 Copula 模型来研究动态波动溢出效应。

最初研究使用单变量 GARCH 模型衡量波动溢出效应^[8]，多元 GARCH 模型研究多个市场的相关性^[7]。多元 GARCH 模型还考虑了股票市场间的非对称效应^[10]。一些研究使用多元 GARCH 模型探讨某事件对多个国家或地区股票市场的波动溢出效应^[12]。多元 GARCH 模型还可用于研究金融市场间的波动溢出效应^[3]。VAR

模型和脉冲响应分析可研究金融市场的波动溢出关系^{[1][2]}。另有研究基于滚窗方法进一步考察了不同金融市场的时变波动溢出效应^{[5][6]}。研究时变波动溢出效应的方法在滚窗 VAR 基础上有创新^{[13][2]}。Copula 模型可捕捉金融市场间的非线性关系^[4]。小波分析与其他模型结合可在时域和频域上分析波动溢出效应^[9]。

已有研究主要关注国际股市间的收益和波动关联性，尤其是中国等发展中国家的股票市场与发达国家或地区股票市场之间的相关性。然而，在发展中国家之间的股票市场，特别是在金砖国家合作战略下，相关性研究相对不足。以往研究较少分析影响溢出效应的因素，多数研究使用 GARCH 类模型研究多个市场的波动溢出效应，但仅考虑时间维度，忽略了金融时间序列的时频和域频特性。此外，在研究波动溢出效应时，多数研究使用统一模型分析所有数据，未考虑数据之间的差异性，可能导致结果产生偏差。

2 数据介绍及样本描述

中证 500 指数剔除沪深 300 指数成份股和总市值排名前 300 名股票，选取总市值排名靠前的 500 只股票。该指数涵盖沪深两个市场，成分股平均流通市值约为 100 亿左右。市值在 0-50 亿之间的股票占比为 33%，50-100 亿之间的股票占比为 43%，100-200 亿之间的股票占比为 23%。主板、中小企业板和创业板分别有 331 家、134 家和 35 家公司，综合反映了中小市值公司的股票价格表现。最大个股权重仅占 0.73%，前百大个股合计权重仅占 38.49%，不易受特定股票的过。自 1997 年起，IBOVESPA 指数是巴西证券交易所的主要指标之一，衡量巴西股市运动情况。近年来，IBOVESPA 指数保持快速增长，过去五年涨幅近 200%。这反映了巴西经济稳定和市场潜力的信心。RTS 指数自 1995 年开始发行，由莫斯科证券交易所以美元实时计算，涵盖 50 家最具流动性的上市公司股票，每三个月重新审核成份股，是许多基金的重要指标。

巴西 IBOVESPA 指数的当地开市时间为 09:00 - 17:55，（北京时间 19:00-03:55）。中证 500 指数的开市时间为 9:30-11:30 和 13:00-15:00。俄罗斯 RTS 指数的开市时间为 10:00-18:45，（北京时间 15:00-23:45，夏季为 14:00-22:45）。中国、巴西和俄罗斯股票市场的开盘和收盘时间差距较小，均在同一天。本文选取中证 500、巴西 IBOVESPA 指数和俄罗斯 RTS 指数，代表中国大陆、巴西和俄罗斯的股票市场。研究时间跨度为 2014 年 1 月 1 日至 2019 年 12 月 31 日，共有 1108 组有效数据。为解决节假日导致的非同步交易数据问题，我们对三个市场的数据进行对齐，剔除不重叠开盘日的数据。对齐的数据取自然对数的一阶差分再乘以 100，得到收益率作为实证模型的样本数据，即在 $R_{it} = (\ln P_{it} - \ln P_{i,t-1}) \times 100$ 式中， $i=1, 2, 3$ ，分别表示中国、巴西、俄罗斯的股票市场； P_{it} 为市场 i 第 t 期收盘指数； R_{it} 为市场 i 第 t 期收益率。中证 500 指数数据来自东方财富网，巴西 IBOVESPA 指数和俄罗斯 RTS 指数数据来自英为财经。数据的统计性描述、相关检验和 GARCH 模型的构建使用了 EViews10 软件完成。

表 1 变量描述性统计

	中国	巴西	俄罗斯
样本	1107	1107	1107
均值	0.018311	0.048620	0.010218
中位数	0.104934	0.049195	0.004335
最大值	6.392598	3.323639	13.24619
最小值	-8.729007	-6.119712	-13.25455

（续表）表 1 变量描述性统计

	中国	巴西	俄罗斯
标准差	1.765535	0.813394	1.759381
偏度	-0.984376	-0.470534	-0.267987
超常峰度	7.600216	6.411893	12.98309
Jarque-Bera	1154.876	577.7906	4610.166

从上表数据可知，中国、巴西、俄罗斯的股票市场收益率不服从正态分布且波动范围较大。三国股票市场的收益率均为正数，其中巴西股票市场收益率高于其他两国。中国和俄罗斯股票市场价格波动较为显著。收益率偏度显示三组序列具有左偏性质，即收益率高于平均值的天数少于低于平均值的天数。俄罗斯股票市场日收益率偏度较接近零，表明其相对稳定。收益率峰度大于 3，表明厚尾特征。Jarque-Bera 统计量伴随概率小于 0.05，拒绝了正态分布的零假设。

3 实证研究

本文使用的所有数据均为时间序列数据。在建立模型之前对三个收益率序列进行平稳性检验（单位根检验）。本文选用 ADF 检验，对包含截距和趋势项、只含截距项和不含截距项三种形式依次检验。在 1% 的显著水平下，ADF 检验均拒绝了收益率序列存在一个单位根的零假设，三个国家的股票市场收益率都是平稳序列，可直接用于建立模型¹。格兰杰因果关系检验的结果对滞后阶数的选择十分敏感，本文根据 AIC、SC 等信息准则来确定最优滞后阶数，结果见表 2。

表 2 VAR 检验滞后期数选择

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-5646.011	NA	5.637056	10.24299	10.2566*	10.24814
1	-5627.917	36.05641*	5.544868*	10.22650*	10.28096	10.24710*
2	-5624.513	6.763654	5.601426	10.23665	10.33196	10.27270
3	-5619.444	10.04621	5.641499	10.24378	10.37993	10.29528
4	-5613.092	12.55546	5.668656	10.24858	10.42558	10.31553

从滞后期数选择表中看出，五个准则中 LR、FPE、AIC 和 HQ 均选择了滞后一期为最佳滞后期数。因此，最优滞后阶数为 1。在此条件下进行格兰杰因果检验。从检验结果来看，俄罗斯股票市场收益率是中国、巴西的股票市场收益率的格兰杰原因，其他的均不存在格兰杰关系。说明俄罗斯股票市场收益率的变动会导致中国、巴西股票市场发生变动。对变量组中不存在格兰杰双向因果关系的做 OLS 回归，得到表 3 回归结果。

表 3 OLS 回归结果

被解释变量	解释变量	相关系数	标准误差	t 值	伴随概率
R_{1t}	R_{2t}	0.418407	0.064073	6.530214	0.0000
R_{1t}	R_{3t}	0.098760	0.030042	3.287440	0.0010
R_{2t}	R_{3t}	0.137664	0.013277	10.36867	0.0000

对回归方程进行序列相关检验。本文使用 Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test。通过尝试，在显著性水平为 0.05 的条件下，对存在序列相关的各方程中加入 ar(1)、ar(2)、ar(3) 的回归系数均具有显著性，可以建立三阶自回归模型。Inverted AR Roots 里三个特征根倒数均小于 1，说明回归方程的特征根均大于 1，在单位圆之外，保证了均值方差的稳定性。后续进一步检查回归方程是否存在 ARCH 效应。本文对残差进行 ARCH-LM 检验，之后又对存在 ARCH 效应的变量组，使用 GARCH 模型进一步分析。为了判断在建立了上述 GARCH 模型之后，是否消除了回归中的 ARCH 效应，本文再次进行 ARCH 效应检验。在经过对各变量组做 GARCH 模型之后，可以看到 ARCH 效应被消除了，所有的变量组都不存在 ARCH 效应，表明 GARCH 模型的建立是有效的。本文使用 Winrats8.0 软件对上述变量组做 BEKK-GARCH 模型，对模型建立的部分参

¹ 平稳性检验、格兰杰因果关系检验、序列相关检验、ARCH 效应检验及小波多分辨率公式及具体回归结果见线上附件：https://pan.baidu.com/s/1e4MCdLspvUZvNIPP_WwYUg?pwd=bbz2。

数摘选见表 4。

表 4 中国与巴西、中国与俄罗斯、巴西与俄罗斯股市 BEKK-GARCH 模型

矩阵元素下标		C	A	B
中国-巴西	11	-0.095422793 (-1.35932)	-0.236032212*** (-9.23991)	0.959607010*** (96.94349)
	12	0	-0.187310631*** (-7.99561)	0.040654741 (1.12744)
	21	-0.736015646*** (-22.53796)	0.238675619*** (4.93512)	0.076592694 (0.65338)
	22	0.000129941 (8.24534e-005)	0.052813967** (1.96863)	1.002165651*** (509.58474)
中国-俄罗斯	11	0.148585066*** (4.85361)	-0.210065982*** (-11.48816)	0.972386848*** (174.74901)
	12	0	-0.025742442 (-1.03668)	0.023952461*** (3.32603)
	21	-0.104842284 (-1.59005)	-0.033080861 (-1.56227)	-0.000149983 (-0.02059)
	22	0.230576955*** (4.17617)	0.300686284*** (10.25011)	0.942056166*** (86.32095)
巴西-俄罗斯	11	0.004023637 (0.22986)	0.052811944** (2.08473)	1.002166687*** (550.75564)
	12	0	-0.047677239 (-0.86616)	0.040611158*** (4.39454)
	21	-0.214013356*** (-8.25525)	0.040154686*** (3.54398)	-0.014864423*** (-4.90908)
	22	0.118828998 (1.93075)	0.334764654*** (10.59493)	0.931211188*** (84.63475)

注：①圆括号内为 t 统计量；②方差方程矩阵元素下标 1 表示中国，2 表示巴西；③**和***分别表示估计参数在 5%和 1%的置信水平下显著。

在表 4 中，估计系数 a_{11} 、 b_{11} 在 1%的置信水平下均显著，说明中国股票市场的前期的收益率波动对当期收益率波动有影响。估计系数 a_{22} 在 5%的置信区间下显著，估计系数 b_{22} 在 1%的置信区间下显著，说明巴西股票市场前期收益率的冲击和波动信息会影响该股票市场当期的收益率，该股票市场具有波动聚集性。估计系数 a_{12} 、 b_{12} 、 a_{21} 、 b_{21} 均不为零，说明中国与巴西股票市场的收益之间存在波动溢出效应。估计系数 a_{12} 和 a_{21} 都显著，表明中国股票市场收益率对巴西股票市场收益率、巴西股票市场收益率对中国股票市场收益率的波动溢出效应都很明显。 a_{12} 和 a_{21} 的参数估计结果说明中国股票市场收益的变动会对巴西股票市场产生反向的波动，但巴西股票市场收益的变动会对中国股票市场产生正向的波动。估计系数 b_{12} 和 b_{21} 没有通过显著性水平检验，说明巴西股票市场投资者对中国股票市场价格的波动信息不敏感，中国股票市场投资者对巴西股票市场价格的波动信息也不敏感。

在表 4 中，估计系数 a_{11} 、 b_{11} 在 1%的置信水平下均显著，说明中国股票市场的收益率波动受到前期收益率波动的影响。估计系数 a_{22} 、 b_{22} 在 1%的置信水平下均显著，说明俄罗斯股票市场前期的价格波动会改变投资者的预期，从而影响股票市场随后的波动。虽然估计系数 a_{12} 、 b_{12} 、 a_{21} 、 b_{21} 均不为零，但是只有 b_{12} 在 1%的置信水平下均显著，其他估计系数均没有通过显著性水平测试。说明中国与俄罗斯股票市场的收益之间虽

然存在波动溢出效应，但是结论不太可靠。唯一显著的 b_{12} 的参数表示中国股票市场收益的波动会使俄罗斯股票市场的收益同方向波动。相比较于中国股票市场收益波动对俄罗斯股票市场收益波动的影响，俄罗斯股票市场收益波动对中国股票市场收益波动的影响程度较小，表明中国股票市场投资者对俄罗斯股票市场价格的波动信息不敏感。

在表 4 中，估计系数 a_{11} 、 b_{11} 均通过显著性水平测试，且参数估计结果均为正，反应巴西股票市场的以往的收益波动会促进该股票市场未来的收益波动，并且该股票市场以往的波动信息会给股票市场收益带来更大程度波动。估计系数 a_{22} 、 b_{22} 在 1%的置信水平下均显著，且参数估计结果均为正，说明俄罗斯股票市场未来的收益波动受到前期收益波动的正向反馈，并且该股票市场前期波动信息会使该股票市场随后的收益波动更剧烈。估计系数 a_{12} 、 b_{12} 、 a_{21} 、 b_{21} 均不为零，除 a_{12} 外，其他估计系数均在 1%的置信水平下均显著。俄罗斯股票市场收益率对中国股票市场收益率波动溢出的参数 a_{21} 和 b_{21} 表明俄罗斯股票市场前一时刻的冲击会对巴西股票市场收益率波动产生正向的影响，但是俄罗斯股票市场前一时刻收益率的波动会引起巴西股票市场收益率反方向的波动。从这三组收益率序列的 BEKK 模型最大似然估计结果来看，三组收益率序列的矩阵 A 和矩阵 B 的对角元素 a_{11} 、 b_{11} 、 a_{22} 、 b_{22} 度显著异于零，说明中国、巴西、俄罗斯三国股票市场的收益波动均受自身以往收益波动的影响，即单个股票市场内存在波动聚集性。系数 a_{12} 、 b_{12} 、 a_{21} 、 b_{21} 都不等于零，说明这三组收益率序列的两个市场间是存在波动溢出效应的。但是结果是否可靠，需要通过系数的显著性来判断，具体分析见上文，结果整理至表 5。

表 5 BEKK-GARCH 模型分析

	a_{12} 、 b_{12} 、 a_{21} 、 b_{21}	b_{11} 与 b_{22} 关系
R_{1t} 与 R_{2t}	a_{12} 和 a_{21} 显著， b_{12} 和 b_{21} 不显著	>
R_{1t} 与 R_{3t}	b_{12} 显著， a_{12} 、 a_{21} 、 b_{21} 不显著	>
R_{2t} 与 R_{3t}	b_{12} 、 a_{21} 、 b_{21} 显著， a_{12} 不显著	>

观察 b_{11} 与 b_{22} 之间的关系，发现中国与巴西、中国与俄罗斯、巴西与俄罗斯这三个组合中， $b_{11} > b_{22}$ ，表明中国股票市场指数比巴西股票市场指数、俄罗斯股票市场指数对冲击的反映“速度”更快，周期更短。因为有些估计系数没有通过显著性水平测试，下文将对条件方差的估计参数 Wald 检验分析两个国家股票市场之间的波动溢出效应，并判断这种溢出的方向。

表 6 中国与巴西、中国与俄罗斯、巴西与俄罗斯的股市波动溢出检验

	原假设	F 值
中国-巴西	1.中国股票市场和巴西股票市场之间不存在双向的波动溢出 $H_0: a_{12} = b_{12} = a_{21} = b_{21} = 0$	24.72720*** (0.00000000)
	2.不存在中国股票市场向巴西股票市场的波动溢出 $H_0: a_{12} = b_{12} = 0$	33.90598*** (0.00000000)
	3.不存在巴西股票市场向中国股票市场的波动溢出 $H_0: a_{21} = b_{21} = 0$	12.54185*** (0.00000357)
	1.中国股票市场和俄罗斯股票市场之间不存在双向的波动溢出 $H_0: a_{12} = b_{12} = a_{21} = b_{21} = 0$	8.71467*** (0.00000050)
	2.不存在中国股票市场向俄罗斯股票市场的波动溢出 $H_0: a_{12} = b_{12} = 0$	16.25286*** (0.00000009)
	3.不存在俄罗斯股票市场向中国股票市场的波动溢出 $H_0: a_{21} = b_{21} = 0$	3.68598** (0.02507266)

巴西-俄罗斯	1.巴西股票市场和俄罗斯股票市场之间不存在双向的波动溢出	14.33860***
	$H_0: a_{12} = b_{12} = a_{21} = b_{21} = 0$	(0.00000000)
	2.不存在巴西股票市场向俄罗斯股票市场的波动溢出	10.20419***
	$H_0: a_{12} = b_{12} = 0$	(0.00003702)
	3.不存在俄罗斯股票市场向巴西股票市场的波动溢出	12.45243***
	$H_0: a_{21} = b_{21} = 0$	(0.00000391)

注：①圆括号内为伴随概率 p 值；②***表示估计参数在 1%的置信水平下显著。

在表 6 中，当原假设为两个股票市场间不存在双向的波动溢出时，在 1%显著水平下，Wald 检验倾向于拒绝原假设。这说明中国股票市场与巴西股票市场存在显著的双向的波动溢出效应，并且 Wald 检验也倾向于拒绝“中国股票市场对巴西股票市场不存在波动溢出效应”和“巴西股票市场对中国股票市场不存在波动溢出效应”的原假设，这表明显著的单向的波动溢出不仅存在于中国股票市场对巴西股票市场之间，也存在于巴西股票市场对中国股票市场之间。

在表 6 中，“中国股票市场和俄罗斯股票市场之间不存在双向的波动溢出”的原假设在 1%的置信水平下被拒绝，说明中国股票市场与俄罗斯股票市场的收益率之间存在双向的波动溢出，“不存在中国股票市场向俄罗斯股票市场的波动溢出”的原假设在 1%的置信水平下同样被拒绝，说明存在中国股票市场的收益波动对俄罗斯股票市场的收益波动的单向溢出效应。“不存在俄罗斯股票市场向中国股票市场的波动溢出”的原假设虽然在 1%下没有被拒绝，但是在 5%下被拒绝，说明俄罗斯股票市场的收益波动对中国股票市场的收益波动存在单向溢出，不过相比较于中国股票市场对俄罗斯股票市场的收益波动而言，不太显著。

在表 6 中，三个原假设均在 1%的置信水平下被拒绝，认为巴西股票市场的收益率对俄罗斯股票市场的收益率存在单向的波动溢出，俄罗斯股票市场的收益率对巴西股票市场的收益率也存在单向的波动溢出，并且，巴西股票市场收益率与俄罗斯股票市场存在双向的波动溢出。

本文所使用的收益率序列为离散序列，采用离散小波变换对原始数据进行分层和处理。应用 MATLAB7.0 软件对中国、巴西、俄罗斯的股票市场的日收益率序列进行小波多分辨的分层处理，分离出中国、巴西、俄罗斯股票市场原始、短期、中期、长期的收益率数据。用 Winrats8.0 软件实现 BEKK-GARCH (1, 1) 模型的估计和 Wald 检验。表 7 表示基于 BEKK-GARCH 模型的中国与巴西股票市场的收益率原始序列和经过小波多分辨处理的 2 天时间跨度的短期、8 天时间跨度的中期、32 天时间跨度的长期收益率序列。表 8 给出了中巴的收益率序列组的溢出效应检验结果。本文仅展示了部分（中国和巴西）检验结果的图表。

表 7 小波分析下中国与巴西股市 BEKK-GARCH 模型参数估计

Variable	S	d_1	d_2	d_3
A(1,2)	-0.187310631*** (-7.99561)	-0.049239341*** (-3.01175)	-0.011716472 (-1.45466)	-0.001469552 (-0.12775)
A(2,1)	0.238675619*** (4.93512)	-0.082750802* (-1.72667)	-0.007460036 (-0.16020)	-0.043132842** (-1.98466)
B(1,2)	0.040654741 (1.12744)	-0.164578240*** (-5.61776)	-0.039172293** (-2.02409)	0.201200025*** (16.93954)
B(2,1)	0.076592694 (0.65338)	-1.061553340*** (-8.47599)	0.372800116*** (3.85662)	-0.201567263*** (-7.29877)

表 8 小波分析下中国与巴西股市波动溢出检验

原假设	不存在双向波动: $H_0: a_{12} =$	不存在中国对巴的单向波动	不存在巴中的单向波动溢
-----	--------------------------	--------------	-------------

	$b_{12} = a_{21} = b_{21} = 0$	溢出效应: $H_0: a_{12} = b_{12} = 0$	出效应: $H_0: a_{21} = b_{21} = 0$
	F 值	F 值	F 值
S	24.72720*** (0.00000000)	33.90598*** (0.00000000)	12.54185*** (0.00000357)
d_1	69.89938*** (0.00000000)	18.04072*** (0.00000001)	37.13270*** (0.00000000)
d_2	4.37267*** (0.00155148)	2.90000* (0.05502311)	7.68545*** (0.00045946)
d_3	118.33955*** (0.00000000)	144.62658*** (0.00000000)	27.81081*** (0.00000000)

注：①圆括号内为 t 统计量；②方差方程矩阵元素下标 1 表示中国，2 表示巴西；③*、**和***分别表示估计参数在 10%、5% 和 1% 的置信水平下显著。

表 9 各组在三个时期在多少的显著水平下被拒绝

	中和巴	中对巴	巴对中	中和俄	中对俄	俄对中	巴和俄	巴对俄	俄对巴
短	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%
中	1%	10%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%
长	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%

所有的检验结果显示，三个周期的收益率序列的“估计系数 a_{12} 、 b_{12} 、 a_{21} 、 b_{21} 都为零”的原假设均在 1% 的显著水平下被拒绝。分析得出：（1）中国和巴西、中国和俄罗斯、巴西和俄罗斯之间的双向波动溢出效应在三个时期上都显著存在。（2）中国对巴西在短期和长期显著，中期溢出关系更弱。中国对俄罗斯、巴西对俄罗斯的单向波动溢出效应在三个时期的时间尺度下都存在；反向（巴西对中国、俄罗斯对中国、俄罗斯对巴西）结果则三个时期都显著。

4 结论及政策建议

通过选用不同的模型检验和参数估计得到以下结论：中国与巴西股票市场在短期、中期和长期的时间尺度下都存在双向的波动溢出效应，其中中国股票市场对巴西股票市场的单向波动溢出效应较弱。中国股票市场与俄罗斯股票市场的收益率之间存在双向的波动溢出；俄罗斯股票市场的收益波动对中国股票市场的收益波动存在相对较弱的单向溢出；巴西股票市场收益率与俄罗斯股票市场存在双向的波动溢出。中国与俄罗斯股票市场、巴西与俄罗斯股票市场在短期、中期和长期的时间尺度下都存在双向的波动溢出效应，且溢出关系很强。

根据实证结论，本文建议政策制定者需关注股票市场间的溢出关系，完善监管体制，并且出台抵御市场剧烈波动的政策；提醒投资者不要忽视高关联程度的股票市场的重要信息；政策制定者需关注本地股票市场与区域内相邻股票市场的关系。中国证券市场的逐步开放会导致某个区域甚至全球范围内系统性风险会转向中国的股票市场，建议实行减少市场剧烈波动的经济政策；投资者需留心有高关联性的其他股票市场的信息。波动溢出的存在意味着在投资组合进行风险管理十分重要。进一步关注中国、巴西、俄罗斯的股票市场间的波动溢出关系的对称性，可以发现积极或消极信息对股票市场的影响。

参考文献

- [1] Diebold F X, Yilmaz K. Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets[J]. Economic Journal, 2009, 119(534): 158-171.
- [2] Diebold F X, Yilmaz K. Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers[J]. International

Journal of Forecasting, 2012, 28(1):57-66.

- [3] Nazlioglu S., Erdem C., Soytaş U. Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets[J]. Energy Economics, 2013, 36(3):658-665.
- [4] Reboredo J C, Rivera-Castro M A, Ugolini A. Downside and Upside Risk Spillovers between Exchange Rates and Stock Prices[J]. Journal of Banking & Finance, 2016, 62:76-96.
- [5] Wang G J, Xie C, Jiang Z Q, et al. Who are the net senders and recipients of volatility spillovers in China's financial markets?[J]. Finance Research Letters, 2016:S154461231630068X.
- [6] Yarovaya L, Brzeszczyński J, Chi K M L. Intra- and inter-regional return and volatility spillovers across emerging and developed markets: Evidence from stock indices and stock index futures[J]. International Review of Financial Analysis, 2016, 43:96-114.
- [7] 董秀良, 曹凤岐. 国内外股市波动溢出效应——基于多元 GARCH 模型的实证研究[J]. 数理统计与管理, 2009, 28(6):1091-1099.
- [8] 汲源. 房地产股票市场溢出效应研究[J]. 统计研究, 2008, 25(12):66-72.
- [9] 郭玉晶, 宋林, 王锋. 国际原油期货与农产品期货市场的波动溢出效应——基于离散小波和 BEKK 模型的研究[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2015(6):86-96.
- [10] 西村友作. 中美两国股票市场联动性研究——基于 CCF 检验法的新证据[J]. 经济评论, 2009(2):43-49.
- [11] 熊正德, 谢敏. 金融市场间波动溢出效应理论研究与评价[J]. 生产力研究, 2008(1):51-53.
- [12] 张信东, 赵芳. 沪、深股票市场与香港股票市场的溢出效应——基于发布“港股直通车”方案前后的比较分析[J]. 南开管理评论, 2009, 12(4).
- [13] 郑挺国, 刘堂勇. 股市波动溢出效应及其影响因素分析[J]. 经济学(季刊), 2018, 17(2).