

# 公募REITs市场与股市、债市波动溢出效应研究

陈 妍

长沙理工大学经济与管理学院, 湖南 长沙

收稿日期: 2023年9月8日; 录用日期: 2023年9月19日; 发布日期: 2023年10月8日

## 摘 要

2021年6月, 我国首批9支公募REITs产品正式公开发售, 标志着公募REITs时代的开启, 但其波动溢出效应还具有未知性以及复杂性。基于此, 本文首先基于格兰杰因果检验对REITs市场与股市、债市之间的因果关系进行检验, 再运用VAR-BEKK-GARCH模型衡量REITs市场与股票市场、债券市场之间的波动溢出效应, 并得出结论: REITs市场对股票市场存在单向的格兰杰因果关系以及波动溢出效应。债券市场对REITs市场存在单向格兰杰因果关系以及波动溢出效应。

## 关键词

REITs, 波动溢出, 金融市场

# Research on China Infrastructure Public Offering REITs and Stock Market Volatility Spillover

Yan Chen

Institute of Economics and Management, Changsha University of Science and Technology, Changsha Hunan

Received: Sep. 8<sup>th</sup>, 2023; accepted: Sep. 19<sup>th</sup>, 2023; published: Oct. 8<sup>th</sup>, 2023

## Abstract

In June 2021, China officially launched its first batch of 9 public offering REITs products, marking the beginning of the era of public offering REITs. However, the spillover effects and complexities of these REITs remain unknown. Therefore, this paper first examines the causal relationship between the REITs market and the stock market, as well as the bond market, using Granger causality tests. Then, the VAR-BEKK-GARCH model is employed to measure the volatility spillover effects between the REITs market and the stock market, as well as the bond market. The conclusion drawn from the

analysis is that there exists a unidirectional Granger causal relationship and volatility spillover effects from the REITs market to the stock market. Additionally, there is a unidirectional Granger relationship and volatility spillover effects from the bond market to the REITs market.

## Keywords

REITs, Volatility Spillover, Financial Markets

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

REITs (Real Estate Investment Trust)是不动产证券化的重要途径,至今在国际资本市场已有 60 多年的发展历史,我国首批 9 支基础设施公募 REITs 产品已于 2021 年 6 月正式上市,截止 2023 年 9 月 1 日,已有 28 支公募 REITs 产品挂牌上市,发行规模超 926 亿元。REITs 作为仅次于股票、债券的第三大类金融产品,在高收益的背面还蕴含着较大的风险,如美国公募 REITs 的日换手率是在 7‰~8‰,而国内公募 REITs 的日换手率高达 2%,可见国内公募 REITs 的交易过于活跃。我国“十四五”规划纲要明确提出“推动基础设施领域不动产投资信托基金健康发展”,如何准确测度 REITs 市场风险传染效应,深刻理解其传导机制,对投资者管理投资组合风险和市场监管机构的政策制定均具有重要作用。

一些学者从相关性的角度分析 REITs 市场的多元化功能,并揭示了 REITs 与股票市场之间的非线性相关关系[1] [2]。然而,也有学者表示在危机时期,REITs 与股票市场之间的相关系数会增加,从而减少多元化投资的机会[3] [4]。上述研究主要从静态视角对 REITs 与金融市场的关联性进行分析。随着研究的进展,越来越多的学者从动态角度研究 REITs 与相关市场之间的波动溢出效应,许多文献表明股票市场是 REITs 市场冲击的主要来源[5] [6] [7]。REITs 与债券市场、股票市场之间的波动溢出效应可随时间变化[8]。随着全球 REITs 交易量的迅速增加,REITs 的波动溢出效应也加剧[9],甚至可能成为对股票和债券市场风险溢出的因素[10] [11] [12] [13]。然而,对于中国 REITs 市场的波动溢出效应研究还相对较少,主要集中在香港上市的中国大陆 REITs [14] [15]。因此,本文将重点研究中国基础设施公募 REITs,探讨其与股票市场和债券市场之间的波动溢出关系。

## 2. 模型设定与数据选取

### 2.1. VAR-BEKK-GARCH 模型设定

本文建立三元 VAR-GARCH-BEKK(1,1)模型研究 REITs 市场、股市以及债市之间的波动溢出效应,均值方程如下:

$$reits_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^p \Phi_{1,ireits_{t-i}} + \sum_{i=1}^p \varphi_{1,istocks_{t-i}} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1,ibonds_{t-i}} + \varepsilon_{1,t} \quad (1)$$

$$stocks_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^p \Phi_{2,ireits_{t-i}} + \sum_{i=1}^p \varphi_{2,istocks_{t-i}} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2,ibonds_{t-i}} + \varepsilon_{2,t} \quad (2)$$

$$bonds_t = \mu_3 + \sum_{i=1}^p \Phi_{3,ireits_{t-i}} + \sum_{i=1}^p \varphi_{3,istocks_{t-i}} + \sum_{i=1}^p \gamma_{3,ibonds_{t-i}} + \varepsilon_{3,t} \quad (3)$$

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}, \varepsilon_{3,t})', u_t = (u_{1,t}, u_{2,t}, u_{3,t})', u_t = H_t^{-1/2} \varepsilon_t, \varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, H_t)$$

BEKK 算法是由 Kroner 和 Engle (1995)提出的一种测量多变量间波动溢出效应的算法, 它利用 VAR 模型获得的方差 - 协方差信息构造多元 GARCH 模型, 即 BEKK-GARCH 模型[16]。三元 BEKK-GARCH 模型中,  $R_t = (R_{1t}, R_{2t}, R_{3t})'$  表示 3 维列向量, 模型如下:

均值方程:

$$R_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

方差方程:

$$H_t = C'C + B'H_{t-1}B + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A \quad (5)$$

其中:

$$H_t = \begin{pmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} & h_{13,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} & h_{23,t} \\ h_{31,t} & h_{32,t} & h_{33,t} \end{pmatrix} \quad (6)$$

$$A_t = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \quad B_t = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} \quad C_t = \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{pmatrix} \quad (7,8,9)$$

均值方程是由 VAR(p)形式的内生变量滞后影响。 $a_i$  是滞后第  $i$  阶的自回归系数矩阵。 $\varepsilon_t$  是 3 维残差列向量。

BEKK 方差方程中, 下标 1、2、3 分别表示 REITs 市场、股票市场以及债券市场指标。 $H_t$  是三个市场间收益率序列的条件方差 - 协方差矩阵,  $C$  为下三角矩阵,  $A$ 、 $B$  矩阵分别代表 ARCH 项与 GARCH 项。矩阵对角线元素表示自身残差平方滞后波动对当期波动的影响, 参数  $a_{ij}$ ,  $b_{ij}$  体现了市场自身波动的持续性;  $a_{ij}$ ,  $b_{ij}$  ( $i \neq j$ ) 表示  $i$  市场对  $j$  市场的波动溢出效应, 即 ARCH 和 GARCH 波动溢出影响[17]。具体来说, 当检验市场 1 对市场 2 的波动溢出效应时, 建立原假设  $H_0: a_{12} = b_{12} = 0$ , 表示假设市场 2 的波动不受市场 1 的波动影响, 反之亦然。检验方式选择 Wald 检验, 当 Wald 检验统计量大于临界值时, 则代表拒绝原假设[18]。

## 2.2. 数据选取与统计描述

### 2.2.1. 数据选取

本文选取中证 REITs 指数来反映中国公募 REITs 的运行情况, 中证 REITs 指数覆盖面强、能够反映 REITs 市场的整体表现; 另外选取沪深 300 指数以及中债综合净债指数来反映股票市场与债券市场。数据来自 choice 数据库以及 wind 数据库。由于中证指数的发行时间为 2021 年 9 月 30 日, 本文的研究区间确定为 2021.9.30~2023.9.1, 共 464 个交易日。对数收益率采取的计算公式为:  $r_t = 100 \times \ln(y_t/y_{t-1})$ , 其中  $r_t$  表示第  $t$  日的收益率,  $y_t$  表示第  $t$  日的收盘价,  $y_{t-1}$  表示第  $t-1$  日的收盘价。

### 2.2.2. 数据描述性统计分析

2021 年 9 月 30 日~2023 年 9 月 1 日我国 REITs 市场、股票市场、债券市场收益率数据的描述性统计如表 1。从表 1 可得, REITs、股市收益率均值为负数, 债券收益率均值为正数, 且 REITs 的收益介于股票与债券之间。从标准差还可以发现, REITs 的标准差比股票小, 比债券大, 说明 REITs 市场的风险也介于股票与债券之间。三种投资工具的收益率偏度均为负数, 呈现左偏的特征, 所有资产收益率峰度均

大于 3，说明 3 种资产收益率序列均具有“尖峰厚尾”的特征。J-B 统计量显示，3 种资产收益率序列均在 1% 的置信水平上拒绝正态分布的原假设。各资产的对数收益率均在 1% 的显著性水平上通过 ADF 检验，表示序列平稳。

**Table 1.** Descriptive statistics of return series

**表 1.** 各市场收益率序列的描述性统计

	REITs	股票	债券
均值	-0.026260	-0.056940	0.003616
标准差	0.803227	1.100385	0.050826
峰度	8.412192	5.020622	18.05412
偏度	-0.068827	-0.078632	-1.814810
最小值	-4.743545	-5.068431	-0.447446
最大值	3.514889	4.233367	0.211176
J-B	566.6748 <sup>***</sup>	79.41448 <sup>***</sup>	4636.145 <sup>***</sup>
ADF	-15.17369 <sup>***</sup>	-22.21953 <sup>***</sup>	-14.82516 <sup>***</sup>

注：\*\*\*、\*\*分别表示 1%、5% 的显著性水平，J-B 指的是 Jarque-Bera 统计检验量，ADF 是平稳性检验。

### 3. 实证分析

#### 3.1. 相关检验和 VAR 模型估计

##### 3.1.1. 单位根检验

首先，对各样本期间各收益率数据进行单位根检验，由表 2 可知，三个市场收益率序列均在 1% 的显著性水平下拒绝单位根假设，即三个市场收益率序列都是平稳序列。满足进一步波动溢出研究的要求。

**Table 2.** ADF test

**表 2.** ADF 检验统计量

	统计量	P 值
REITs	-15.17369 <sup>***</sup>	0.0000
STOCKs	-22.21953 <sup>***</sup>	0.0000
BONDS	-14.82516 <sup>***</sup>	0.0000

##### 3.1.2. 滞后阶数选择

通过单位根检验后，考虑收益率序列均值的长期均衡关系，首先进行滞后阶数的选定(如表 3)，根据似然比检验(LR)、预测误差(FPE)、赤池信息(AIC)准则，确认变化其各收益率序列的 VAR 模型的滞后阶数为 3 阶。

##### 3.1.3. Johansen 协整检验

由下文可知，本文根据不同样本期分别构建滞后阶数为 3 的向量自回归模型，Johansen 协整检验(见表 4)显示 REITs 市场、股票市场与债券市场在 5% 的显著性水平下最多存在两个协整关系，表示这些变量之间存在长期稳定关系。由 AR 根图表(图 1)验证得所有特征方程根的倒数都在单位圆内，由此可知，

所构建的 VAR(3)模型是平稳的。

**Table 3.** Log order selection  
**表 3.** 变化期滞后阶数选择

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-485.7232	NA	0.001779	2.181800	2.209287	2.192636
1	-440.2597	90.11516	0.001512	2.019016	2.128966*	2.062360*
2	-431.8278	16.60022	0.001515	2.021553	2.213965	2.097403
3	-421.0316	21.11047*	0.001503*	2.013534*	2.288408	2.121892
4	-414.2756	13.11985	0.001519	2.023552	2.380889	2.164417
5	-405.6611	16.61380	0.001521	2.025273	2.465072	2.198646
6	-398.2366	14.21920	0.001532	2.032306	2.554568	2.238187
7	-396.1765	3.917906	0.001580	2.063288	2.668012	2.301676
8	-390.5645	10.59765	0.001605	2.078413	2.765599	2.349308

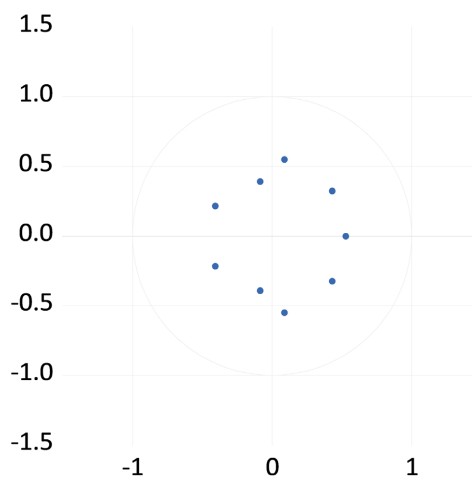
注：\*表示由准则选择的滞后顺序。

**Table 4.** Johansen cointegration test  
**表 4.** Johansen 协整检验

	原假设	特征值	t 统计量	5% 显著性水平临界值	P 值
	None*	0.290259	393.9498	29.79707	0.0000
变化期	At most 1*	0.272153	236.9220	15.49471	0.0000
	At most 2*	0.180968	91.43156	3.841465	0.0000

注：None\*表示在 5%显著性水平下不存在协整关系；At most 1\*表示在 5%的显著性水平下，最多存在一个协整关系；At most 2\*表示在 5%的显著性水平下，最多存在两个协整关系。

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



**Figure 1.** AR root graph

**图 1.** AR 根图表

### 3.2. 均值溢出模型估计及检验

#### 3.2.1. 均值方程 VAR(p)的估计

表 6 为均值方程 VAR(3)的估计结果。表 5 中第 2、3、4 列分别为 REITs 市场收益率、股票市场收益率、债券市场收益率的均值方程估计结果。

Table 5. Estimation result of VAR model

表 5. VAR 模型估计结果

	REITs	股票	债券
REITs(-1)	0.281093** [5.77481]	0.020544* [0.29294]	0.000603*** [0.19810]
REITs(-2)	-0.150839** [-3.03947]	0.031307** [0.43786]	0.003162*** [1.01859]
REITs(-3)	-0.039882** [-0.82845]	-0.186830* [-2.69364]	0.000412*** [0.13680]
股票(-1)	-0.026248** [-0.76717]	-0.054059** [-1.09667]	-0.001169*** [-0.54609]
股票(-2)	0.050657* [1.48564]	-0.027369** [-0.55710]	0.001388*** [0.65076]
股票(-3)	0.082083* [2.40904]	0.020003** [0.40747]	-0.004000*** [-1.87638]
债券(-1)	-0.408420 [-0.53633]	-2.602137 [-2.37173]	0.350951** [7.36710]
债券(-2)	0.605105 [0.75532]	1.646718 [1.42667]	-0.026437* [-0.52750]
债券(-3)	1.651951 [2.18233]	0.509928 [0.46756]	0.031598** [0.66727]
常数项	-0.029883** [-0.83380]	-0.058324* [-1.12949]	0.002542*** [1.13372]
	对数似然值-431.0559	残差项方差与协方差行列式0.001318	
	Akaike信息准则AIC 2.013345	Shwartz信息准则SC 2.283664	

注：① \*、\*\*、\*\*\*分别代表在 10%、5%、1%显著性水平下拒绝零假设。② 方括号内是 T 统计量。

表 6 的估计结果显示：① 三个金融市场收益率均受到其自身滞后项的显著影响。且均在滞后 1、2、3 期中具有显著性，说明所有市场收益率均有序列相关性。② 从变量显著性水平来看，REITs 收益率方程中，股票收益率的滞后 1、2、3 期分别在 5%、10%、10%的水平下显著；股票收益率方程中，REITs 收益率的滞后 1、2、3 期分别在 10%、5%、10%的水平下显著；债券收益率方程中，REITs 市场的滞后 1、2、3 期的影响均在 1%的水平下显著。

### 3.2.2. 格兰杰因果检验

由表 6 可知, REITs 市场与股票市场存在双向的格兰杰因果关系, 且债券是 REITs 市场的格兰杰原因, 但 REITs 并不是债券的格兰杰原因。这说明 REITs 与股票之间的价格可以相互影响并相互预测, 而债券市场的价格会影响 REITs 市场, 反之则不成立。

Table 6. Granger causality test

表 6. 格兰杰因果检验

原假设:	Chi-sq	Prob.
股票不是REITs的格兰杰原因	8.538186	0.0361
REITs不是股票的格兰杰原因	7.848758	0.0492
债券不是REITs的格兰杰原因	7.152540	0.0672
REITs不是股票的格兰杰原因	1.457289	0.6922
债券不是股票的格兰杰原因	6.706835	0.0819
股票不是债券的格兰杰原因	4.327013	0.2282

注: Chi-sq 指卡方检验结果, Prob.为显著性水平。

### 3.3. 波动溢出 BEKK-GARCH 模型估计及检验

#### 3.3.1. BEKK-GARCH(1,1)模型估计

对 REITs 市场、股票市场以及债券市场进行 VAR-BEKK-GARCH(1,1)模型估计, 结果如表 7 所示。

Table 7. Estimation results of volatility spillover

表 7. 波动溢出的估计结果

变量		相关系数
<i>REITs-STOCKs</i>	A12	-0.16011344*
	B12	0.24083895***
<i>STOCKs-REITs</i>	A21	-0.05136087
	B21	0.06864671
<i>REITs-BONDs</i>	A13	-0.00086638
	B13	-0.00031079
<i>BONDs-REITs</i>	A31	-0.34727718
	B31	-4.22625288***
<i>STOCKs-BONDs</i>	A23	-0.00121866
	B23	0.02036239***
<i>BONDs-STOCKs</i>	A32	2.57354251**
	B32	-13.14312509***
<i>REITs</i>	A11	0.87720163***
	B11	0.51258170***

Continued

<i>STOCKs</i>	A22	0.14295620**
	B22	0.62433918***
<i>BONDs</i>	A33	0.14938670***
	B33	0.88958410***

注：非主对角线元素 A12 刻画的是 REITs 市场收益率对股市收益率的 ARCH 波动效应；B12 刻画的是 REITs 收益率对股市收益率的 GARCH 波动效应。\*\*\*、\*\* 分别表示 1%、5% 的显著性水平。

REITs 市场收益率与股市收益率存在单向的波动溢出效应。REITs 收益率在 10%、1% 的显著性水平对股市收益率出现单向的 ARCH 效应和 GARCH 效应。但没有观察到从股票市场到 REITs 市场的波动溢出效应，也就是说股市的波动对 REITs 市场从长期来看没有影响。同时，债券市场对 REITs 市场收益率还产生了单项的 GARCH 波动效应，说明债券市场的持续波动会对 REITs 市场产生影响。

变化期对角线元素系数除了股票市场的 ARCH 效应在 5% 的显著性水平下显著外，其他市场均在 1% 的显著性水平下显著，说明 REITs 市场、股市、债市的独立收益率之间的波动溢出在变化期均具备波动集聚性与波动持续性特点，且持续强度较高。

### 3.3.2. Wald 联合检验

Wald 联合检验结果(如表 8)与上文检验的结果一致，REITs 市场对股票市场在 5% 的显著性水平上存在单向波动溢出效应，债券市场对 REITs 市场在 1% 的显著性水平上存在单向波动溢出效应，这种单向溢出效应导致 REITs 市场与股票市场、债券市场均存在波动溢出效应。

Table 8. Joint test results of volatility spillover effects

表 8. 波动溢出效应联合检验结果

	原假设	Chi-sq
<i>REITs-STOCKs</i>	$H_0 : a_{12} = b_{12} = 0$	8.368557**
	$H_1 : a_{21} = b_{21} = 0$	4.033914
	$H_2 : a_{12} = b_{12} = a_{21} = b_{21} = 0$	13.374415***
<i>REITs-BONDs</i>	$H_0 : a_{13} = b_{13} = 0$	0.154517
	$H_1 : a_{31} = b_{31} = 0$	21.694862***
	$H_2 : a_{12} = b_{12} = a_{21} = b_{21} = 0$	25.768541***
<i>STOCKs-BONDs</i>	$H_0 : a_{23} = b_{23} = 0$	140.225754***
	$H_1 : a_{32} = b_{32} = 0$	48.475985***
	$H_2 : a_{23} = b_{23} = a_{32} = b_{32} = 0$	176.681343***

注：表中为 Wald 检验的卡方统计量，\*\*\*、\*\* 和 \* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。

## 4. 结论

本文根据 2021 年 9 月 30 日~2023 年 9 月 1 日的中国基础设施公募中证 REITs 指数、沪深 300 指数



以及中债综合净债指数对数收益率日数据,通过建立三元 VAR-BEKK-GARCH 模型,对 REITs 市场与股市、债市的波动溢出效应进行研究。并得出以下结论:

1) REITs 市场对数收益率的均值与标准差均介于债券市场与股票市场之间,说明其收益高于债券,而风险低于股票,这证明 REITs 对投资者来说是一项收益、风险均适中的投资工具,为中国投资者提供了新的选择。

2) REITs 市场收益率是股票市场收益率的格兰杰原因,债券市场是 REITs 市场的格兰杰原因,说明 REITs 市场的收益率可以对股票市场收益率造成影响,而债券市场的收益率也可以对 REITs 收益率进行预测。

3) 通过波动溢出效应检验,我们得到了和格兰杰因果检验相似的结论,即 REITs 市场对股票市场存在单向的波动溢出关系,而债券市场对 REITs 市场同样存在单向的波动溢出关系,这说明 REITs 市场在中国已初具影响力,其价格的波动变化会对股票市场产生一定的影响,也说明部分 REITs 投资者中股票投资者占比很大。同样,持有债券的投资者可能会抛售债券,购买 REITs,这也可能导致债券市场的波动传递到 REITs 市场。

综上所述,中国基础设施公募 REITs 是一款具有适中收益与风险的投资工具,虽然作为一个新兴市场,但其与股市、债市之间的波动溢出效应足以证明 REITs 市场已经具备一定的影响力。本文对 REITs 市场波动溢出效应的研究为 REITs 市场的风险防范以及投资者资产配置均有着重要意义。

## 参考文献

- [1] Gyourko, J. and Keim, D.B. (1992) What Does the Stock Market Tell Us about Real Estate Returns? *Real Estate Economics*, **20**, 457-485. <https://doi.org/10.1111/1540-6229.00591>
- [2] Okunev, J. and Wilson, P.J. (1997) Using Nonlinear Tests to Examine Integration between Real Estate and Stock Markets. *Real Estate Economics*, **25**, 487-503. <https://doi.org/10.1111/1540-6229.00724>
- [3] Abuzayed, B., Al-Fayoumi, N. and Bouri, E. (2020) Co-movement across European Stock and Real Estate Markets. *International Review of Economics & Finance*, **69**, 189-208. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2020.05.010>
- [4] Piao, X., Yao, W. and Mei, B. (2021) On the Risk of Novel Specialized REITs. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, **28**, 33-47. <https://doi.org/10.1080/10835547.2021.2008095>
- [5] Liow, K.H. and Huang, Y. (2018) The Dynamics of Volatility Connectedness in International Real Estate Investment Trusts. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, **55**, 195-210. <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2018.02.003>
- [6] Akinsomi, O., Coskun, Y., Gupta, R., et al. (2018) Impact of Volatility and Equity Market Uncertainty on Herd Behaviour: Evidence from UK REITs. *Journal of European Real Estate Research*, **11**, 169-186. <https://doi.org/10.1108/JERER-06-2017-0021>
- [7] Damianov, D.S. and Elsayed, A.H. (2018) On the Transmission of Spillover Risks between the Housing Market, the Mortgage and Equity REITs Markets, and the Stock Market. *Finance Research Letters*, **27**, 193-200. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.03.001>
- [8] Zhang, S. (2016) An Analysis of Real Estate Investment Trust: Dynamic Correlations with Stock, Bond, Real Estate and Consumption. <http://arks.princeton.edu/ark:/88435/dsp01nv9355325>
- [9] Case, B., Yang, Y. and Yildirim, Y. (2012) Dynamic Correlations among Asset Classes: REIT and Stock Returns. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, **44**, 298-318. <https://doi.org/10.1007/s11146-010-9239-2>
- [10] Tiwari, A.K., André, C. and Gupta, R. (2020) Spillovers between US Real Estate and Financial Assets in Time and Frequency Domains. *Journal of Property Investment & Finance*, **38**, 525-537. <https://doi.org/10.1108/JPIF-08-2019-0110>
- [11] Caporin, M., Gupta, R. and Ravazzolo, F. (2021) Contagion between Real Estate and Financial Markets: A Bayesian Quantile-on-Quantile Approach. *The North American Journal of Economics and Finance*, **55**, Article ID: 101347. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2020.101347>
- [12] Stevenson, S. (2002) An Examination of Volatility Spillovers in REIT Returns. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, **8**, 229-238. <https://doi.org/10.1080/10835547.2002.12089670>

- 
- [13] Das, M., Kundu, S. and Sarkar, N. (2019) Mean and Volatility Spillovers between REIT and Stocks Returns: A STVAR-BTGARCH-M Model. [https://mpra.ub.uni-muenchen.de/94707/1/MPRA\\_paper\\_94707.pdf](https://mpra.ub.uni-muenchen.de/94707/1/MPRA_paper_94707.pdf)
- [14] 余世暉. 港台地区房地产投资信托基金市场风险溢出效应研究[J]. 经济与管理, 2018, 32(3): 51-58.
- [15] 李昊, 王茹婷, 陈广汉. 香港地产业收益与境内外资本市场溢出效应实证研究[J]. 亚太经济, 2020(5): 142-148.
- [16] 肖芝露, 尹玉良. 我国汇市、股市和债市的波动溢出效应研究——基于“8?11 汇改”的经验分析[J]. 金融理论与实践, 2018(9): 82-87.
- [17] 李成, 马文涛, 王彬. 我国金融市场间溢出效应研究——基于四元 VAR-GARCH(1,1)-BEKK 模型的分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, 27(6): 3-19.
- [18] 蔚立柱, 赵越强, 张凡, 等. 新冠肺炎疫情前后人民币与非美货币溢出效应特征的变化: 来自 30 分钟高频数据的证据[J]. 世界经济研究, 2021(4): 56-69+135.