

基于DCC-GARCH模型的我国利率债和利率互换之间波动溢出效应研究

蔡鑫宇

嘉兴大学商学院, 浙江 嘉兴

收稿日期: 2024年4月15日; 录用日期: 2024年9月23日; 发布日期: 2024年9月30日

摘要

伴随着人民币国际化和国内金融市场深层次建设的加速, 债券市场和利率互换市场都越来越受到多元主体的关注。利率债市场是公开利率的风向标之一, 利率互换市场则是金融机构风险管理的重要抓手, 两个市场受同样的因素影响具有相似的反应机制, 彼此之间存在着复杂的动态相依关系, 刻画这种关系对于完善金融市场、丰富政策工具和强化风险管理都有重要意义。本文采用t-Copula模型和DCC-GARCH模型, 基于一年期和五年期国债收益率、互换利率收益率数据讨论了我国利率债和利率互换之间的动态相依关系和波动溢出效应。本文发现两者之间不仅存在着动态相依关系, 还具有显著的交互影响和波动溢出效应。

关键词

时变T-Copula模型, DCC-GARCH模型, 利率债, 利率互换, 动态相依

Research on the Volatility Spillover Effects between China's Interest Rate Bonds and Interest Rate Swaps Based on the DCC-GARCH Model

Xinyu Cai

College of Business, Jiaxing University, Jiaxing Zhejiang

Received: Apr. 15th, 2024; accepted: Sep. 23rd, 2024; published: Sep. 30th, 2024

Abstract

With the acceleration of the internationalization of the Renminbi and the deepening construction of

文章引用: 蔡鑫宇. 基于 DCC-GARCH 模型的我国利率债和利率互换之间波动溢出效应研究[J]. 电子商务评论, 2024, 13(4): 76-86. DOI: 10.12677/ecl.2024.1341125

domestic financial markets, both the bond market and the interest rate swap market are increasingly garnering attention from diverse entities. The interest rate bond market serves as one of the barometers for public interest rates, while the interest rate swap market is a crucial mechanism for risk management in financial institutions. Both markets, influenced by similar factors, exhibit akin reaction mechanisms and share a complex dynamic interdependence. Characterizing this interdependence is vital for the refinement of financial markets, the enrichment of policy tools, and the strengthening of risk management. This paper employs the t-Copula model and the DCC-GARCH model to discuss the dynamic interdependence and volatility spillover effects between China's interest rate bonds and interest rate swaps, using data on one-year and five-year government bond yields and swap rate returns. The findings reveal not only a dynamic interdependence between the two but also significant mutual influences and volatility spillover effects.

Keywords

Time Varying T-Copula Model, DCC-GARCH Model, Interest Rate Debt, Interest Rate Swap, Dynamic Dependence

Copyright © 2024 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

在人民币债券被纳入全球主要债券指数之后，人民币的国际化再一次加速，在此过程中人民币债券市场的重要性越来越得到显现。人民币债券市场一方面是金融机构进行直接融资的高效渠道，另一方面也是监管当局通过调控货币政策达成管理诉求的重要抓手。我国的利率互换交易从 2006 年开始起步，在其后每一年交易市场规模和周转效率都在不断提高。迅速膨胀的市场规模和对相关金融市场双向的影响机制使得利率互换成为专业金融机构进行利率风险管理的选择之一，一起构成了宏观金融风险防范的工具箱。

利率债和利率互换两种不同的金融产品之间有相似的交易参与者，也受到趋同宏观因素的影响，在经济全球化和信息化加速的现在，利率债和利率互换都与全球资金流动情况和主要经济体政策信息有较强的协同作用，因此逻辑上利率债和利率互换两者之间有较强的相关性。

对利率互换市场的研究大多基于发达国家，这些国家金融数据全面、历史数据完备，有开展实证研究的良好数据基础。In 等人(2004)将多变量 Var-Garch 模型运用于国别利率互换市场之间的波动传递影响研究[1]，发现美国利率互换市场的中心地位几乎是绝对的，其和除英国外的绝大多数国家利率互换市场之间的溢出效应是单向不可逆的。

国内学者郑振龙(2012)研究了国内金融资产的配置情况[2]，并通过其市场业绩表现验证了金融资产之间所存在的时变相关关系。仲引辉、李胜宏(2014)使用中国金融市场的数据[3]，验证了国外研究者所得出的结论，除此之外还结合中国大陆的制度和经济环境验证了政策对宏观经济取向和银行交易风险的控制。陈潇静(2018)从信息不对称的视角出发[4]，使用国内主要债券品种收益率数据和银行间利率互换市场的数据讨论了持续关注流动性风险的重要性。黄培斯(2019)讨论了违约风险在对互换利差影响过程当中的时变性[5]，他进一步指出包括违约风险流动性情况和宏观经济政策等在内的诸多要素都存在时变影响效应。

也有学者聚焦于国内利率互换和债券市场的关联和互动。张屹山等(2018)利用中国人民银行提供的

数据展开实证分析, 其研究结果表明, 中国当前债券市场和利率互换市场之间已经有了较强的联动性但仍然受到政策的抑制, 其波动传递并不完全[6]。

国内外关于利率债和利率互换的相关研究, 主要包括影响互换利差的影响因素、利率互换市场之间的关联和互动情况等。由于利率互换本身是金融创新之一, 因此其研究成果更多来自金融发展历史较为长久、数据积累较为丰富的发达国家, 本文将其拓展到我国的金融市场, 将国债收益率、互换利率收益率分为短期和长期两个期限, 采用 t-copula 模型和 DCC-GARCH 模型研究我国利率债和利率互换之间的动态相依关系和波动溢出效应。

2. 模型设定

2.1. 时变相关关系分析: 基于时变 T-Copula 函数模型

Copula 函数模型, 可以较好、全面地展现出两种标的物, 在时间轴上的相关性大小, 这里我们采用 Copula 函数模型, 来对利率互换和国债利率在时间角度上, 对相关性进行刻画和描绘, 从而得出两者时变相依性。这里我们将采用时变 normal-copula 函数模型, 和时变 t-Copula 函数模型, 进行对比性分析。

Sklar 提出的 Copula 理论由于其良好的技术特性和完备的计算逻辑在金融市场相关研究中非常流行, 上个世纪末这一需要大量运算的理论借助计算机的普及被广泛运用。一般的二元 Copula 函数 $C(*, *)$ 需要满足以下性质: 1. 定义域为 $[0, 1]$; 2. 具有零基面且二维递增; 3. 对随机变量 u, v 满足 $C(u, 1) = u$, $C(v, 1) = v$ 。当 u, v 是连续的一元分布函数时, 总有 $0 \leq C(u, v) \leq 1$ 。

时变 Copula 模型是上述模型的一个衍生, 即在描述相关系数的同时考虑到了时变性。Patton 所设定的 Copula 模型在构建 t-Copula 时被广泛采用。本文也沿用这一基础模型, 在此基础上构建二元的 t-Copula 模型。

$$\rho_t = \bar{\Lambda} \left[w_t + \beta_t \rho_{t-1} + a_t \frac{1}{40} \sum_{j=1}^{40} T^{-1}(u_{t-j}, v) T^{-1}(v_{t-j}, v) \right] \quad (1)$$

w_t 、 β 和 a 都是待估参数, 进一步对模型的时变性做出刻画, 即为:

$$v_t = w_t + \beta_t v_{t-1} + a_t \frac{1}{40} \sum_{j=1}^{40} T^{-1}(u_{t-j}, v) T^{-1}(v_{t-j}, v) \quad (2)$$

2.2. 边际分布

对既有研究所刻画的金融时间序列图像特别是各种资产收益率图像进行观察可以发现其往往具备一致性的形态特征, 即突出的尖峰和长尾。为了刻画这种收益率分布的特点, 需要使用 GARCH 模型。这一模型的优越性和数理特征在前人研究中已经得到反复讨论, 此处不再赘述。t-Copula 模型多用于风险管理与量化投资。本文主要运用 Copula 函数结合 GARCH 模型来对利率债和利率互换的联合分布进行建模估测。

令 $\{x_t\}$ 、 $\{y_t\}$, $t = 1, 2, \dots, T$ 各自表示变量收益率序列, 则:

$$x_t = \mu_x + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$h_{x,t} = \omega_x + \alpha_x \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_x h_{x,t-1} \quad (4)$$

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim i.i.N(0, h_{x,t}) \quad (5)$$

$$y_t = \mu_y + \eta_t \quad (6)$$

$$h_{y,t} = \omega_y + \alpha_y \eta_{t-1}^2 + \beta_y h_{y,t-1} \quad (7)$$

$$\eta_t | I_{t-1} \sim i.i.N(\mu_{\eta_t}, h_{\eta_t, t}) \quad (8)$$

I_{t-1} 是已知的信息集, 基于以上可以完成对边际分布的刻画:

$$x_t | I_{t-1} \sim i.i.d.N(\mu_x, h_{x,t}) \quad (9)$$

$$y_t | I_{t-1} \sim i.i.d.N(\mu_y, h_{y,t}) \quad (10)$$

高斯 Copula 和 t-Copula 都属于椭球分布簇, 总是被用来描述多元随机变量的联合分布[7]。在实际的研究应用中, 相比高斯 Copula, t-Copula 的系数结构更加灵活, 能够更好地描述多元随机变量之间的相依关系, 特别是应用于拟合金融数据。

2.3. 动态相依与波动溢出效应: DCC-GARCH 模型

DCC 模型主要探讨的是, 短期利率互换和利率债、长期利率互换和利率债这两对资产组之间, 在时间序列上异方差的波动性, 随时间变化的情况。即考察两组金融资产的波动, 是否存在相依性。

DCC 模型, 属于多维 GARCH 模型的一种, Engle (2002)提出了 DCC (Dynamic Conditional Correlation) 多元变量 GARCH 模型[8]。该模型解决了大量随时间变动的条件方差协方差矩阵在计算上的复杂性, 能够使多个变量之间的相关性估计更加简化, 并且可以得到不同变量之间的动态时变的相关系数。

Engle (2002)所定义的动态条件相关系数结构为:

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (11)$$

$$Q_t = \left(1 - \sum_{m=1}^M \alpha_m - \sum_{n=1}^N \beta_n \right) \bar{Q} + \sum_{m=1}^M \alpha_m (\varepsilon_{t-m} \varepsilon'_{t-m}) + \sum_{n=1}^N \beta_n Q_{t-n} \quad (12)$$

$$Q_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{q_{11}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{q_{22}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sqrt{q_{kk}} \end{bmatrix} \quad (13)$$

其中, R_t 为动态相关系数矩阵; Q_t 为协方差矩阵; \bar{Q} 为标准化残差所求出的无条件协方差; α_m 和 β_n 分别为 DCC 多元变量 GARCH 模型中前期残差平方项的系数和前期条件方差的系数; m 和 n 分别为残差平方项的滞后阶数和条件方差的滞后阶数。约束条件为 $\alpha_m \geq 0$, $\beta_n \geq 0$, $\sum_{m=1}^M \alpha_m + \sum_{n=1}^N \beta_n < 1$, Q_t^* 为 Q_t 矩阵中对角元素的平方根所形成的对角矩阵。

3. 数据来源与参数设定

3.1. 数据说明

本文选择一年期利率互换、一年期国债利率、五年期利率互换、五年期国债利率四个关键指标。其中利率互换数据来源于 CSMAR 数据库, 利率债收益率数据来自中国债券登记公司(以国债收益率作为表征)。所选数据区间为 2008 年 2 月至 2021 年 2 月。为了更好地讨论利率结构和期限对动态相依关系的影响情况, 我们将利率分为一年期和五年期。

考虑到直接使用利率数据可能存在的平稳性风险, 为了确保对金融时间序列的平稳性便于后期计算和验证, 在计算过程中实际采用一阶差分数据进行处理, 将得到利率的增量变量, 对利率的增量进行时间序列分析, 相比于比较利率本身的时间趋势波动, 其经济意义和金融意义更为精准, 且获取的分析结果(系数)能更好地描述利率的波动情况。

3.2. 描述性统计

描述性统计结果如表 1 所示，其中一年期数据样本量为 3055，五年期数据样本量为 2872。同期利率和利率互换的平均值直观上比较接近，其标准差差异不大，不管是最大最小值还是方差都有较强的相似性。

Table 1. Descriptive statistics of main variables

表 1. 主要变量的统计描述

变量	样本量	平均值	标准差	峰度	方差	最小值	最大值
一年期利率互换	3055	2.938	0.725	3.363	0.525	0.790	5.309
一年期国债利率	3055	2.704	0.692	2.831	0.479	0.887	4.250
五年期利率互换	2872	3.352	0.617	2.966	0.381	1.490	5.391
五年期国债利率	2872	3.227	0.495	2.812	0.245	1.773	4.529

3.3. 单位根检验

为了讨论这 4 个金融时间序列数据的平稳性，在这里进行单位根检验，具体我们将采用 KPSS 检验。KPSS 的原假设为时间序列平稳，替代假设为存在单位根。

表 2 呈现了主要变量的 KPSS 平稳性检验结果，可以发现一年期利率互换和国债利率在 1% 的水平上拒绝“平稳序列”的原假设，认为存在单位根，而 5 年期利率汇款和 5 年期国债利率也在 1% 的程度上显著。较好的变量平稳性为后期开展实证研究提供了一个好的开端。

Table 2. Stationarity test of main variables

表 2. 主要变量平稳性检验

变量	测试结果	1% (临界值)	5% (临界值)	10% (临界值)	P-value	是否平稳
一年期利率互换	11.8	0.216	0.146	0.119	0.000	否
一年期国债利率	-4.690	-3.430	-2.860	-2.570	0.000	否
五年期利率互换	-4.948	-3.430	-2.860	-2.570	0.000	否
五年期国债利率	-4.064	-3.430	-2.860	-2.570	0.000	否

3.4. 自相关检验及分析

为了讨论主要变量的自相关情况，我们采用 Portmanteau (Q) 检验进行自相关检验，该检验的原假设为“序列无自相关”，检验结果如表 3 所示。4 个主要变量的 P-value 均在 1% 拒绝原假设，表明本文所采用的 4 个主要变量其内部存在高阶自相关，数据具有较高的统计计量分析价值。

3.5. 边际分布与时变 T-Copula 模型参数估计结果

在前文的实战模型特征和方法选择结束之后，沿用其他研究者所使用的成熟方法，使用 stata 进行参数估计和计算。由于我们将利率的时间结构分为 1 年期和 5 年期两种，5 年期的数据其背离程度更小，在这里使用一年期作为计算数据，参数估计值如表 4 所示。

在完成对一年期 GARCH 参数估计值的计算之后可以进一步求解出时变 t-Copula 模型的主要参数，如表 5 所示。

Table 3. Autocorrelation test of main variables**表 3. 主要变量自相关检验**

变量	Portmanteau (Q) statistic	P-value
一年期利率互换	103,400	0.000
L.一年期利率互换	159.517	0.000
一年期国债利率	160,700	0.000
L.一年期国债利率	1225.581	0.000
五年期利率互换	96,437.364	0.000
L.五年期利率互换	140.562	0.000
五年期国债利率	166,900	0.000
L.五年期国债利率	772.895	0.000

Table 4. One-year GARCH parameter estimates**表 4. 一年期 GARCH 参数估计值**

指数	ARIMA				GARCH				T 自由分布度	AIC
	AR1	MA1	AIC	k	b	c	α			
一年利率互换	-0.8144	0.8963	3.6708	-0.1564	0.2527	-0.0640	0.9726	3.3031	3.0438	
	0.0285*	0.0242*		0.0176*	0.0304*	0.0185*	0.0070*			
一年期国债	-0.8157	0.8884	3.2550	-0.1408	0.2040	-0.0464	0.9795	3.3031	3.0438	
	0.0370*	0.0304*		0.0167*	0.0251*	0.0150*	0.0059*			

注: *表示 1% 的显著水平。

Table 5. One-year time-varying t-Copula model parameters**表 5. 一年期时变 t-Copula 模型参数**

参数	时变 normal	时变 t-Copula	
		τ^U	τ^L
ρ	0.8020	0.5506	0.664
ω	4.3615	-1.1589	-1.4157
β	-1.3451	-3.1222	-1.1057
α	0.0840	3.2313	3.4418
LL	-1047.6		-1070.6
ALC	-2049.4		-2141.3

可以看出,参数 ρ 表现的一年期利率和一年期国债这两种金融资产,在时变 normal 下的大小为 0.8020,在时变 t-Copula 下的大小为 0.5506 和 0.664, 均大于 0.5, 这充分表明: 两种资产存在较强的相关性, 且该相关性在时变情况下依旧显著, 从而我们可以发现, 两者存在显著的动态相依性。

同时我们可以看到, 在时变 t-Copula 模型中, 相关系数 ρ 的大小相较于时变 normal 中有所降低, 这表明两种金融资产在 normal 和 t 分布情况下, 存在着对相关性衡量的差异性, 这些都是基于对波动的看法不同而作出的假设, 同时我们可以认为: normal 在该情况下, 可能会高估资产之间的动态全面的相关

性，进而导致在政府监管和资产配置过程中，对两者相关性的误判，从而造成政策失效或资产配置失衡。

4. 实证分析

4.1. 利率互换与利率债序列波动性分析

为了更好更直观的展现利率互换和利率债之间所存在的相关关系，将一年期利率互换和一年期国债收益率直接以时间波动的形式作图。从图 1 中可以看出一年期利率互换和一年期的国债收益率在数据走势和峰谷波动上具有高度趋同性。在 2009 年 2 月到 2018 年 2 月之间数据的偏差程度较大但其后迅速收窄差异。相似的波动时间和走势直观展现了两者之间所存在的相依关系。

图 2 和图 1 的作图逻辑整体，5 年期利率互换和 5 年期国债收益率的波动情况和数据走势仍然具有高度趋同性。在 2018 年 2 月前两者之间还存在一定的数据差异，但在此之后其数据差异迅速减小，具体利率值和走势波动几乎完全一致。5 年期数据相似的波动时间和走势也展现了两者之间所存在的相应关系并不因为时间期限的改变而发生显著变化。



Figure 1. Time series volatility of one-year interest rate bonds and interest rate swaps

图 1. 一年期利率债和利率互换时间序列波动性



Figure 2. Five-year interest rate bonds and interest rate swaps

图 2. 五年期利率债和利率互换

4.2. 利率互换与利率债间的波动溢出效应分析

表 6 清晰地说明了，在不同的时间期限上，利率互换和利率债都受到自身历史波动的影响。历史数据的波动会直接干涉到次日乃至未来的持续性波动，而不同的时间结构上利率互换和利率债的收益率波动有持续的波动性和聚类性的表现，GARCH 效应表现明显。同时表示进一步说明了利率互换和利率债之

间所存在的双向的波动溢出效应，两者之间的波动是相互传递互相影响的而并不是单向的。

从不同的时间结构上来看短期的利率互换对利率债的波动溢出效应更加明显，这可能进一步说明了当外部环境发生变化或有新的公开信息披露使利率互换市场更容易受到影响其信息传递速率更快。而在长期结构当中利率债的波动溢出效应则要大于利率互换的波动溢出效应。

Table 6. GARCH model coefficients and their significance for interest rate bonds and interest rate swaps
表 6. 利率债与利率互换 GARCH 模型系数及其显著性

	变量	系数	标准差	Z 值	P-value
短期利率债与利率互换 GARCH 模型参数	A (1, 1)	0.649	0.015	42.34	0.000
	A (1, 2)	0.562	0.017	34.00	0.000
	A (2, 1)	0.857	0.008	104.39	0.000
	A (2, 2)	0.774	0.012	66.31	0.000
	B (1, 1)	0.771	0.018	43.64	0.000
	B (1, 2)	0.730	0.019	38.15	0.000
	B (2, 1)	0.856	0.014	63.10	0.000
	B (2, 2)	0.835	0.015	54.23	0.000
长期利率债与利率互换 GARCH 模型参数	A (1, 1)	0.797	0.012	64.33	0.000
	A (1, 2)	0.714	0.016	44.44	0.000
	A (2, 1)	0.877	0.008	105.41	0.000
	A (2, 2)	0.818	0.012	69.70	0.000
	B (1, 1)	0.867	0.012	71.76	0.000
	B (1, 2)	0.865	0.013	67.66	0.000
	B (2, 1)	0.876	0.012	74.99	0.000
	B (2, 2)	0.887	0.012	76.85	0.000

4.3. 时变相依关系分析

上文的分析只完成了对模型参数的估计，但是对利率债和利率互换之间动态相依关系的研究还不够深入和具体。为了进一步讨论这种互换的动态相依关系，进一步选用 DCC 模型进行讨论。

DCC 模型主要探讨的是，短期利率互换和利率债、长期利率互换和利率债这两对资产组之间，在时间序列上异方差的波动性，随时间变化的情况[9]。即考察两组金融资产的波动，是否存在相依性。

这里需要关注 α 和 β 两个参数及其和值，两个参数的和值在模型设定中的前提假设，是要求小于 1，而当其和值越靠近 1 时，时间序列的数据波动在时间尺度上存续的周期就更长。**表 7** 和 **表 8** 分别展示了一年期和 5 年期两个期限的估计结果，从估计结果上看两个不同的时间期限上模型参数估计值都有较好的显著性。

参数 α 和 β ，是决定该模型动态变化的参数， α 衡量的是标准化扰动项的相关系数均值的滚动估计量的变化情况， β 衡量的是动态的相关系数矩阵的变化。

如**表 9** 所示，为利率互换和利率债，在短期和长期中条件准相关系数，分别为 0.437 和 0.601，两者均在 1% 水平上显著。长期视角下，利率互换和利率债之间波动的相关性，较之短期更为显著，这是因为投资者在考察长期情况下的资产时，会更加注重地去考察相关资产的风险。但从方差视角来看，短期相关系数的波动性比长期相关系数的波动性更平稳，这是因为短期情况下，两种资产的波动可以更加快速

地传递到对方市场。

Table 7. Estimation results of the DCC (1, 1) model for one-year interest rate swaps and interest rate bonds
表 7. 一年期利率互换与利率债 DCC (1, 1)模型估计结果

参数	估计值	标准误	Z 值	显著性
α	0.025	0.005	5.13	0.0000
β	0.952	0.008	113.86	0.0000
Wald 联合检验	Chi-Squared = 120.27 Significance = 0.0000			

Table 8. Estimation results of the DCC (1, 1) model for five-year interest rate swaps and interest rate bonds
表 8. 五年期利率互换与利率债 DCC (1, 1)模型估计结果

参数	估计值	标准误	Z 值	显著性
α	0.028	0.006	5.07	0.0000
β	0.956	0.009	103.75	0.0000
Wald 联合检验	Chi-Squared = 230.04 Significance = 0.0000			

Table 9. Dependence results of the DCC (1, 1) model for interest rate swaps and interest rate bonds
表 9. 利率互换与利率债 DCC (1, 1)模型相依关系结果

	系数	标准差	Z 值	显著性
短期	0.437	0.030	14.75	0.0000
长期	0.601	0.036	16.70	0.0000

图 3 和图 4 分别展示了两种不同期限利率互换和利率债之间的动态相关系数走势情况。

短期情况下，可以看出，在大部分情况下，相关系数稳定在 0.300 到 0.600 这个区间范围内，但相比于长期情况下，波动范围较小，波动上限则较为集中，稳定在 0.700 以下，表明短期内，两者的波动相关性仍局限在一定范围内。

长期情况下，可以看出，在多数情况下，相关系数稳定在 0.200 到 0.800 这个区间范围内，相比于短期情况，波动范围更大，这与表 8 中的标准差值，是相对应的。但从波动的程度上来看，长期的波动较短期略收敛，而现实中的投资者在面对长期投资时，也是更为审慎，该图能说明这一问题。

综上所述，利率债和利率互换除了受到自身历史波动的持续影响之外，还可以发现利率债和利率互换市场之间存在着显著而正向的动态相依关系。这种动态相依关系因时间结构和波动溢出效应的方向可以做出细化区分。

就利率债和利率互换之间的波动溢出效应而言不同的期限结构有不同的表现。短期的利率互换对利率债的波动溢出效应更加明显，这可能进一步说明了当外部环境发生变化或有新的公开信息披露时利率互换市场更容易受到影响其信息传递速率更快。且短期两者之间的动态相依关系相较于长期两者之间的动态相依关系更弱，长期动态相依关系的波动性更平稳。因此在讨论市场间相互影响时市场参与者有必要注意区分不同的时间维度。



Figure 3. Plot of dynamic correlation coefficients for one-year interest rate bonds and interest rate swaps
图 3. 一年期利率债与利率互换动态相关系数走势图



Figure 4. Plot of dynamic correlation coefficients for five-year interest rate bonds and interest rate swaps
图 4. 五年期利率债与利率互换动态相关系数走势图

5. 结论与启示

实证结果表明，利率债和利率互换之间存在明显的动态相依关系，这与 Engle (2002) [8]在其 DCC 模型研究中提出的变量间存在动态条件相关性的观点相一致。本研究的创新之处在于应用时变 t-Copula 模型详细分析了短期与长期金融工具之间的依赖性变化，此方法提供了比传统 DCC-GARCH 模型更细致的

时变相关性分析。从动态相依性来看,利率互换和利率债之间始终存在着正相关性,尽管相关的强度随时间发生变化。短期(一年期)利率债和利率互换的动态相依关系相对较弱,这一发现与 Rizvi 和 Arshad (2014) [10]的研究结果形成对比,长期资产的依赖性通常更为显著。因此,可以认为在动态相依性的时间尺度上,本文的发现提供了新的视角,即短期内利率互换可以作为利率债风险对冲的有效工具。此外,中长期利率债和利率互换之间的动态相依关系波动更加强烈,进一步证明了使用时变 t-Copula 模型的合理性,这与王胜和赵春晨(2020) [7]关于人民币汇率与股价之间动态相关性的研究相呼应,发现长期关系更为复杂和变化多端。

基金项目

嘉兴大学科研启动项目(CD71524005)。

参考文献

- [1] In, F., Fang, V. and Brown, R. (2004) Australian and US Interest Rate Swap Markets: Comparison and Linkages. *Accounting & Finance*, **44**, 45-56. <https://doi.org/10.1111/j.1467-629x.2004.00098.x>
- [2] 郑振龙, 杨伟. 金融资产收益动态相关性: 基于 DCC 多元变量 GARCH 模型的实证研究[J]. 当代财经, 2012(7): 41-49.
- [3] 仲引辉, 李胜宏. 利率互换利差影响因素分析[J]. 证券市场导报, 2014(11): 58-64.
- [4] 陈潇静. 人民币利率互换利差的影响因素研究[D]: [硕士学位论文]. 上海: 上海社会科学院, 2018.
- [5] 黄培斯. 时变视角下人民币互换利差风险补偿研究[D]: [硕士学位论文]. 广州: 华南理工大学, 2019.
- [6] 张屹山, 杜彤伟, 杨成荣. 银行间债券市场与利率互换市场的联动性——基于 DCC-MIDAS 模型的实证[J]. 系统工程, 2018, 36(1): 13-21.
- [7] 王胜, 赵春晨. 人民币汇率与股价之间的传导机制——基于 DCC-GARCH 模型的实证检验[J]. 工业技术经济, 2020, 39(4): 54-62.
- [8] Engle, R. (2002) Dynamic Conditional Correlation. *Journal of Business & Economic Statistics*, **20**, 339-350. <https://doi.org/10.1198/073500102288618487>
- [9] 郭栋. 新兴市场跨境资金流动的风险效应研究——基于实证的中国特征比较和国债研究拓展[J]. 经济研究参考, 2023(7): 32-50.
- [10] Arshad, S. and Rizvi, S.A.R. (2014) An Empirical Study of Islamic Equity as a Better Alternative during Crisis Using Multivariate GARCH DCC. *Islamic Economic Studies*, **22**, 159-184. <https://doi.org/10.12816/0004134>