مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره بیست و نهم / زمستان ۱۳۹۵

بررسی بازده در شرکت سرمایه‌گذاری با سه روش مارکو سویچینگ، بازده متقارن و نامتقارن

فاطمه صمدی[۱]
فریدون رهنمای رودپشتی[۲]
هاشم نیکومرام[۳]

تاریخ دریافت: ۹۵/۱/۲۰ تاریخ پذیرش: ۹۵/۲/۲۹

چکیده

برای بیش از چند دهه تئوری مالی مدرن به عنوان تنها واصلی ترین دیدگاه در بازار سرمایه مبنای اکثر تحقیقات قرار داشته است.ولی وجود بحران های ایجاد شده در دهه های گذشته در اکثر کشورها وهمچنین تحقیقات انجام شده به نظر می رسدکه بسیاری شکست هادر بازارهای مالی ناشی از همین تئوری های مدرن وفرضیات سنتی دربازارها می باشد.بنابراین نیاز به بازنگری دراین تئوری هاوفرضیات به شدت احساس می شود. این دیدگاه نوین که با توجه به تئوری آشوب و علم فر کتال،ایده های نئوکلاسیک را دگرگون گرده وروش ها وواژه های کافی برای توصیف بازار های سرمایه به ما می دهند.در این تحقیق به دنبال بررسی بازده با روش های بازار متقارن ؛نامتقارن ومارکوسویچینگ می باشیم.

واژه‌های کلیدی: بازار فرکتال[۱] ؛بازار متقارن[۲] ؛نامتقارن[۳] ؛ MSM[۴].

۱- استادیار،دکترا مدیریت مالی ،گروه حسابداری ،دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران شرق ،تهران ،ایران
۲- استاد دکترا مدیریت مالی ،گروه مدیریت مالی ،دانشگاه آزاد اسلامی ،واحد علوم وتحقیقات ،تهران ،ایران.
۳- استاد دکترا مدیریت مالی ،گروه مدیریت مالی ،دانشگاه آزاد اسلامی ،واحد علوم وتحقیقات ،تهران ،ایران.

۱- مقدمه

در فرایند تاریخی بررسی فرایند بازده و ریسک تغییرات زیادی صورت گرفته است تا به حال بیشتر مدل های ریسک،شاخص های غیر پویا،توزیع نرمال و تصادفی بودن متغییرها را برای شناختن ریسک به کارمی بردند.ولی مدلهای سنتی مدل های تعادلی هستند ونمی توانند در انتقال به سمت آشفتگی سیستم را مدیریت نمایند.در این تحقیق برآنیم بعد از تشکیل پورتفوی،از مدل های چند فرکتالی بازده به عنوان یکی از رهیافتهای اخیر در بررسی فرایند حاکم بر سری های زمانی نرخ بازده استفاده نماییم .

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

تئوری مالی مدرن با فرضیاتی چون قیمت های تصادفی؛ فقدان حافظه که امروزه آنرا خاصیت مارکو [۵] (فرآیندی که ناشی از تغییر ارزش متغییر تصادفی در دوره بعد که به سطح جاری قیمت یا قیمت های تاریخی بستگی ندارد) می نامیم ؛امکان پیش بینی آینده ؛توزیع نرمال با به عرصه نهاد.تمامی موارد وتئوری های عنوان شده در پارادایمی اتفاق افتاده اند که زیر مجموعه ای از تئوری کلاسیک بوده و بنیان گذار آن نیز تئوری های مکانیک نیوتن می باشد.ولی شوک هایی که بر این زیر بنا وارد شد وپارادایم جدیدی،فضای تئوری های مالی واقتصاد را احاطه نمود.شامل :قانون دوم ترمودینامیک ؛ مکانیک کوانتوم وتئوری آشوب(وشاخه ریاضی آن هندسه فرکتال) بودند.همچنینبا تغییر رویکرد از اقتصاد نئوکلاسیک به سمت اقتصاد پیچیده تغییراتی نیز در مالی ایجاد گردید .بدین مفهوم که دیگر تئوری های کارایی بازار وگشت تصادفی که با توجه به فرضیات اقتصاد نئوکلاسیک بنا شده بود دیگر نمی توانست جایگاه مناسبی برای ارجاع به آن باشد.به همین جهت دیدگاه ورویکرد جدید در مالی،جایگزین رویکرد قبلی گردید.این رویگرد جدید نگاه به بازار،همان بازار فرکتال و بازارمالی فرکتال بود.فرکتال ها را از زمان تولد خودتابه حال به دوسته تقسیم شده اند: .

- **Mono fractal: (فرکتال تک بعدی)**

فرایند تک فرکتالی(تک سنجه ای)،جایی که سنجه رفتار از یک ثابت Hتوصیف می شود..(فیلیمونو؛۲۰۱۱).

- **Multi fractal:(فرکتال چند گانه) (فیلیمونو؛۲۰۱۱)**

فرایند چند فرکتالی(چند سنجه ای) ،جایی که مولفه های مختلف ،سنجه ای را از گشتاورهای متفاوت توزیع مشخص می کنند.سه مولفه ضروری درمدل چند فرکتالی، اولا:توزیع ها دارای دنباله های پهن ،دوما:حافظه بلند مدت ،سوما:مفهوم زمان

ولی به طور کلی فرآیندهای فیزیکی به دو دسته کلی زیر تقسیم بندی می شوند: ۱- فرآیندهای تعیینی ؛۲- فرآیندهای تصادفی. فرآیندهای تصادفی خود براساس متغیر تصادفی X به سه دسته زیر قابل تقسیم بندیمی باشند:

الف - فرآیندهای کاملاً تصادفی

ب - فرآیندهای تصادفی وابسته (دارای حافظه بلند مدت)

ج - فرآیندهای تصادفی مارکوف (دارای حافظه کوتاه مدت).(عرفانی،۱۳۸۷)

این نظریه اولین بار توسط "ادگار پترز" معرفی گردید وباعث توسعه کاربرد تئوری آشوب وفرکتال در مدیریت مالی گردید.پترز۱۹۹۴ تئوری بازار فرکتال را به عنوان چارچوب جدیدی با مدل سازی متناقض برای مشخصات تصادفی ومعیین وجبرگرایی در بازارهای سرمایه معرفی نمود در آن زمان این تئوری به نظر می رسید که کمک تئوری قوی برای درک آشفتگی،عدم پیوستگی وغیر دوره ای بودن است که مشخصه واقعی بازارهای سرمایه امروزی است.

مقایسه بین EMH ,FMH (بازار کارا وبازار فرکتال)(ولادمیر فیلیمو ؛۲۰۱۱؛۱۳-۱۷)

تئوری بازار فرکتال	تئوری بازارکارا	
نقدینگی	**کارایی بازارها وقیمت منصف دارایی ها**	**تمرکز**
بازار ها نمی توانند دارای یک تعادل باشند هر افق سرمایه گذاری دارای سطوح تعادلی مختلف است.ودارای فرآیند غیر ایستا هستند.	بازار در تعادل است.ودارای فرآیند ایستا است.	بازار
عموم توزیعات دارای پیک های بلند ودنباله های پهن هستند .واین به دلیل ناپیوستگی حرکت قیمت ها در بازار است . بیشتر چون تغییرات بزرگ کم هستند واریانس محدود است. آمار غیر گاووسی است .	تغییرات به طور نرمال توزیع می شوند.وآمار گاووسی است	اعتبارتوزیعات نرمال
تاریخ نقش مهمی در تخمین مسیر سیستم ابفا می کند .در واقع بازارها یک ساختار فرکتال موضعی ویک جبر جهانی را نشان می دهد .با چرخه های اقتصادی گره خورده اند.پیش بینی فقط برای کوتاه مدت امکان پذیر است.در واقع اقتصاد حافظه دارد.	بازارها تصادفی رفتار می کنند بنابراین وقایع گذشته بی اثر می باشد.بهترین گمان وحدس از قیمت فردا قیمت امروز به اضافه یک روند تصادفی است.در واقع اقتصاد حافظه ندارد.	حافظه بازار وچرخه ها

بنابراین مسئله مهم این است که مدلهای فرکتال نمی توانند مفهوم پیش بینی در آینده را بیان نمایند. با مدل های نئوکلاسیک امکان پیش بینی بلند مدت در سیستم های مالی ممکن است اما با مدل های فرکتال فقط پیش بینی کوتاه مدت امکان پذیر است. با توجه به موارد عنوان شده مدل چند فرکتالی مدلی بهتر برای بیان سری های مالی واقتصادی می باشد .مدل چند فرکتالی را می توان به روش های زیر تقسیم نمود :

- **MMAR**:[۶]

این مدل را مندلبروت وهمکارانش در ۱۹۹۷ معرفی نمود که شامل دنباله های پهن می باشد وبا تکیه بر توزیع لوی می باشد. ساده ترین نمونه آن مولتی فرکتال[۷] یک حالته می باشد .

- MSM[۸]:مدل مارکو سویچینگ که اولین بار توسط کالورت ؛فیشر ولاکس در سال ۲۰۰۵ معرفی شد.

- BMF:[۹]این مدل توسط مندلبروت ولوی در ۱۹۷۸ معرفی گردیدو شامل وابستگی های بلند مدت است . این مدل خود به دسته زیر تقسیم می شود :
  - ✓ Calet/Fisher/Thomson Model
  - ✓ Liu/Lux Model

مسئله اصلی تحقیق حاضر بررسی دقت پیش‌بینی روش‌های متقارن (GARCH)، نامتقارن (EGARCH) و مولتی فرکتال و مارکو سویچینگ در پیش‌بینی بازده سهام برای شرکت منتخب در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.

۳- روش شناسی پژوهش:

تحقیق حاضر از نظر هدف، تحقیق کاربردی و از نظر سنجی ؛کمی و از نظر نوع؛ تحلیل همبستگی سری های زمانی می باشد روش عملیاتی کار در پژوهش پیش رو بدین صورت است که ابتدا بازده نقدی لگاریتمی مورد نظر از ابتدای سال ۱۳۸۰ تا پایان اسفند ماه ۱۳۹۱ به صورت روزانه محاسبه شده است.

$$r_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1}) = \ln\left(\frac{p_t}{p_{t-1}}\right)$$

که نمونه گیری با توجه به شرایط حاکم بر تحقیق انجام شده است . هدف این بخش از پژوهش بررسی مقایسه مدلهای بازده پیش بینی بازده بازار در شرکت سرمایه گذاری بورس اوراق بهادار تهران می باشد. داده های اصلی این تحقیق شامل سری زمانی مربوط به بازده نقدی روزانه سهام شرکت سرمایه گذاری در بورس اوراق بهادار تهران برای دوره زمانی یکم فروردین ۱۳۸۰ تا بیست و هشتم اسفند ماه ۱۳۹۱شامل ۲۷۹۱ مشاهده

می باشد. همچنین در این تحقیق برای پیش بینی بازده از روش های :

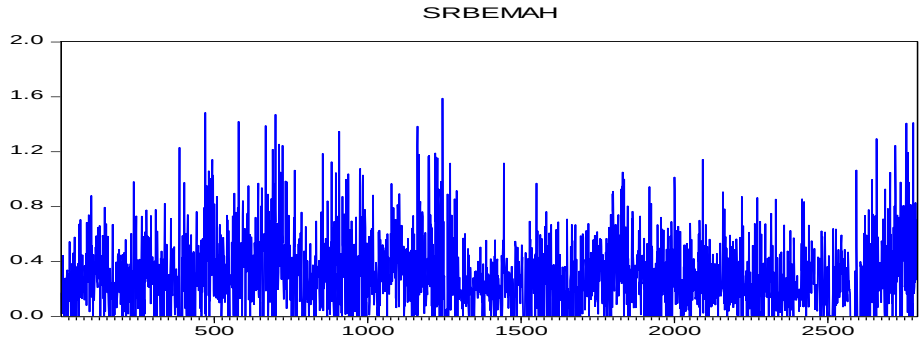
- ◉ GARCH
- ◉ EGARCH
- ◉ MS-EGARCH
- ◉ Multi fractal

۴- فرضیه پژوهش

محاسبه بازده باروش مارکو سویچینگ نسبت به روش های مولتی فرکتال؛بازار متقارن GARCHبازار نامتقارنEGARCH کاراتر است.

۵- مدل پژوهش

تجزیه و تحلیل داده ها مشتمل بر دو بخش زیر است:توصیف داده ها (آمار توصیفی)تحلیل داده ها (آمار استنباطی).ابتدا به بررسی وضعیت روند بازده نقدی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه پرداخته خواهد شد. با توجه به نمودار مشاهده می‌گردد روند تغییرات بازده نقدی این شرکت کاملاً تصادفی است.



روند تغییرات بازده نقدی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه

در ادامه شاخص‌های آمار توصیفی سری زمانی بازده نقدی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه ارائه شده است.

شاخص‌های آمار توصیفی بازده نقدی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه

Mean	0.300957
Median	0.262447
Maximum	1.589207
Minimum	0.000000
Std. Dev.	0.250397
Skewness	1.105286
Kurtosis	4.780318
Jarque-Bera	936.8645
Probability	0.000000
Sum	839.9708
Sum Sq. Dev.	174.9286
Observations	2791

بر اساس نتایج جدول بالا مشاهده می‌گردد کشیدگی بازده نقدی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه از کشیدگی توزیع نرمال بیشتر و چولگی آن به سمت راست است.همچنین با توجه به میزان آماره جارک-برا و سطح معنی‌داری آن مشاهده می‌گردد توزیع احتمال سری بازده نقدی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه نرمال نیست و احتمالاً توزیع‌های چوله توانایی بالاتری در پیش بینی این سری‌ها دارند در ادامه قبل از ورود به مباحث استنباط آماری لازم است مانایی سری مورد بررسی قرار گیرد تا از جعلی بودن رگرسیون برآوردی اطمینان حاصل گردد. جدول زیروضعیت مانایی سری زمانی بازده نقدی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه را نمایش می‌دهد.

نتایج آزمون مانایی بر روی سطح متغیرهای مدل

	دیکی فولر		دیکی فولر تعمیم یافته		فیلیپس پرون	
	آماره	کمیت بحرانی (۵٪)	آماره	کمیت بحرانی (۵٪)	آماره	کمیت بحرانی (۵٪)
SRBEMAH	-۱۳/۲۲	-۲/۸۶	-۵/۱۸	-۱/۹۴	-۵۳/۹۰	-۲/۸۶

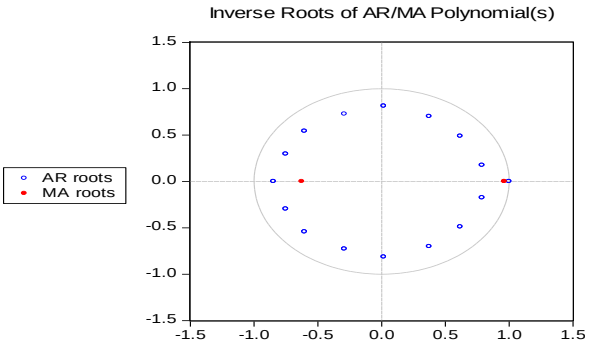
توجه به نتایج جدول قبل متغیر بازده نقدی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه در سطح ۱ درصد مانا است و در نتیجه این تضمین وجود دارد که نتایج رگرسیون به رگرسیون کاذب منتهی نخواهد گردید. در ادامه به تخمین مدل ARMA سری زمانی بازده نقدی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه پرداخته شده است.

تخمین مدل ARMA سری زمانی بازده نقدی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه

VaRiable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.306793	0.018801	16.31801	0.0000
AR(1)	0.493373	0.365943	1.348223	0.1777
AR(2)	0.472459	0.390267	1.210605	0.2262
AR(3)	-0.024750	0.045488	-0.544106	0.5864
AR(4)	0.016441	0.025952	0.633528	0.5264
AR(5)	0.013559	0.023133	0.586118	0.5578
AR(6)	-0.042791	0.023647	-1.809590	0.0705
AR(7)	0.023378	0.029875	0.782521	0.4340
AR(8)	0.031666	0.029378	1.077887	0.2812
AR(9)	-0.047038	0.023212	-2.026425	0.0428
AR(10)	0.002011	0.029552	0.068065	0.9457
AR(11)	0.002285	0.025213	0.090635	0.9278
AR(12)	0.012040	0.023566	0.510888	0.6095
AR(13)	-0.000419	0.024162	-0.017336	0.9862
AR(14)	-0.021307	0.023595	-0.903038	0.3666
AR(15)	-0.009132	0.021672	-0.421375	0.6735
AR(16)	0.048364	0.020368	2.374440	0.0176
MA(1)	-0.369989	0.366181	-1.010399	0.3124
MA(2)	-0.508698	0.345422	-1.472686	0.1410

R-squared	0.080467	Mean dependent VaR	0.301610
Adjusted R-squared	0.074461	S.D. dependent VaR	0.250840
S.E. of regression	0.241320	Akaike info criterion	0.001440
Sum squared resid	160.4970	Schwarz criterion	0.042031
Log likelihood	17.00239	Hannan-Quinn criter.	0.016098
F-statistic	13.39855	Durbin-Watson stat	1.998972
Prob(F-statistic)	0.000000		

با توجه به میزان شاخص آکاییک وقفه بهینه برای مدل آرمای سری زمانی بازده نقدی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه (۲ و۱۶) انتخاب گردید. جهت اطمینان از نتایج بهینه بودن وقفه‌های وارد شده در مدل می‌توان ساختار ریشه واحد این سری را مشاهده نمود.



بررسی ریشه واحد در مدل ARMA

مدل تغییرات رژیم

مدل تغییر رژیم مارکف به دو صورت قابل استفاده است. در یک حالت، تمامی پارامترها اجازه تغییر در دو رژیم بیان شده را پیدا می‌کنند. یعنی هم پارامترهای میانگین و هم پارامترهای واریانس اجازه تغییر جهت پیدا می‌کنند و اصطلاحاً می‌گویند که تغییر رژیم به طور کامل[10] اتفاق افتاده است. در حالتی دیگر که به تغییر رژیم جزیی[11] معروف است تنها به پارامترهای واریانس، اجازه‌ی تغییر کردن داده می‌شود. در این تحقیق می‌بایست بررسی شود که کدام حالت برای توضیح دهندگی داده‌ها بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه مناسب‌تر است. برای این منظور هر دو حالت بیان شده با در نظر گرفتن فرآیند ARMA(۱،۱) محاسبه شده و نتایج آن در جدول زیر اراائه شده است.

جدول نتایج محاسبات برای انتخاب تغییر رژیم کامل یا جزیی

		AIC
NORMAL	ARMA(۱،۱)_MRS_ EGARCH(۱،۱)	۰,۶۴۷۷
	MRS_ARMA(۱،۱)_ GARCHE(۱،۱)	۰,۶۳۷۶
t_student	ARMA(۱،۱)_MRS_ EGARCH(۱،۱)	۰,۴۷۲۱
	MRS_ARMA(۱،۱)_ GARCHE(۱،۱)	۰,۴۷۰۹
Skw_t	ARMA(۱،۱)_MRS_ EGARCH(۱،۱)	۰,۴۳۵۱
	MRS_ARMA(۱،۱)_ GARCHE(۱،۱)	۰,۴۲۹۹

با توجه به نتایج بدست آمده در جدول قیل،اگر به پارامترهای میانگین اجازه‌ی تغییر جهت دادن در بین دو رژیم تعیین شده داده شود،نتایج بهتری در بر خواهد داشت بنابراین در این تحقیق از تغییر رژیم به صورت کامل استفاده خواهد شد. در جدول زیر نتایج بدست آمده از قرار دادن مرتبه‌های متفاوت p و q

ارائه شده است و نتایج نشان می‌دهد که در این مدل‌ها نیز ARMA(۱،۱) بهتر از سایر مدل‌هـا بـوده و از آن برای محاسبات برون نمونه‌ای استفاده خواهد شد.

نتایج محاسبات درون نمونه‌ای برای مدل MRS_ARMA -EGARCH

		AIC
NORMAL	MRS_ARMA(۰،۰)_ EGARCH(۱،۱)	۰,۶۳۲۶۴۶
	MRS_ARMA(۱،۰)_ EGARCH(۱،۱)	۰,۶۱۲۰۸۷
	MRS_ARMA(۰،۱)_ EGARCH(۱،۱)	۰,۶۲۴۵۳۲
	MRS_ARMA(۱،۱)_ EGARCH(۱،۱)	۰,۶۱۰۹۶۵
t_student	MRS_ARMA(۰،۰)_ EGARCH(۱،۱)	۰,۴۸۸۹۳۴
	MRS_ARMA(۱،۰)_ EGARCH(۱،۱)	۰,۴۷۳۰۹۴
	MRS_ARMA(۰،۱)_ EGARCH(۱،۱)	۰,۴۷۵۸۹۲
	MRS_ARMA(۱،۱)_ EGARCH(۱،۱)	۰,۴۶۵۶۷۰
Skw_t	MRS_ARMA(۰،۰)_ EGARCH(۱،۱)	۰,۴۶۵۸۰۶
	MRS_ARMA(۱،۰)_ EGARCH(۱،۱)	۰,۴۶۷۹۵۴
	MRS_ARMA(۰،۱)_ EGARCH(۱،۱)	۰,۴۶۸۹۵۲
	MRS_ARMA(۱،۱)_ EGARCH(۱،۱)	۰,۴۵۳۴۶۷

نتایج حاصل از پارامترهای مدل در جداول ۱و۲و۳ نشان داده شده است. بـرای هـر تـابع توزیـع مقـدار پارامترها با مقدارP_VLUE آن ارائه شده است. اعداد داخل براکت مقدار انحراف استاندارد برای پارامتر مورد نظر را نشان می‌دهند.با توجه به جدول ۱ تمامی پارامترها بجز پارامتر مربوط به چـولگی تـابع توزیـع چولـه معنادار هستند. با انجام آزمون لیونگ-باکس برای مقادیر توان دوم مانده‌ها، مشخص شد که مدل‌ها تـا حـد زیادی توانسته‌اند خودهمبستگی موجـود در خـود را توضـیح داده و آن را برطـرف سـازند. میـزان پایـداری نوسانات در مدل‌های موجود در جدول ۱ با در نظر گرفتن و محاسبه مقدار $(\alpha_1 + \beta_1)$ قابل بررسـی اسـت که مقادیر آن برای مدل‌ها بین ۶۸/۹ و ۷۶/۹ در نوسان است و نشان می‌دهد که نوسانات از پایـداری نسـبتاً بالایی برخوردار هستند. مقدار $(\alpha_1 + \beta_1)$ اشاره به حافظه بلند مـدت سـری زمـانی دارد. بـدین معنـی کـه نوسانات موجود در سری مورد بررسی به صورت موقتی و گذارا بر روند سری زمانی موثر است یا اینکه اثرات آن به صورت دائمی موجب تغییر در روند سری زمانی می‌گردد. بزرگتر بودن این عدد اشـاره بـه مانـدگاری نوسانات در سری و کوچک بودن این مقدار اشاره به موقت بودن تأثیر این شوک‌ها بر روند سری زمانی است. در مقایسه با توزیع نرمال، توزیع t_student و t چوله در توضیح خودهمبستگی عملکرد بهتری را نسبت بـه توزیع نرمال از خود نشان داده‌اند.

جدول ۱ تخمین پارامترهای مدل ARMA(۱،۱)_ EGARCH(۱،۱)

	NORMAL	t_student	Skw_t
پارامترهای میانگین			
μ	۰,۰۵۴	۰,۰۵۹	۰,۰۶۲
	۰,۰۰۴	۰,۰۰۲	۰,۰۰۰
$AR(1)$	۰,۶۸۳	۰,۶۵۳	۰,۶۵۶
	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰
$MA(1)$	۰,۲۸۵	۰,۲۲۱	۰,۲۲۹
	۰,۰۰۴	۰,۰۰۳	۰,۰۰۲
پارامترهای واریان			
α_0	۰,۰۳۲	۰,۰۱۷	۰,۰۱۸
	{۰,۰۰۲}	{۰,۰۰۷}	{۰,۰۰۳}
α_1	۰,۳۹۱	۰,۵۶۲	۰,۵۷۸
	۰,۰۰۵	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰
β_1	۰,۲۹۸	۰,۲۰۷	۰,۱۹۵
	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰
پارامترهای تابع توزیع		۳,۷۶	۴,۰۱۲
ν		۰,۰۰۴	۰,۰۱۱
$Ln(\xi)$			-۰,۰۳
			۰,۲۴۱
Log likelihood	-۱۱۳۱,۳	-۱۰۰۴,۵	-۹۶۷,۰
Ljung_box	۱۳,۲	۴,۲۳	۴,۰۶
	۰,۰۹۹	۰,۵۷۴	۰,۵۹۳

جدول ۲نتایج حاصل از تخمین پارامترهای مدل EGARCH را نشان می‌دهد. برای بررسی متقارن بودن یا عدم تقارن شوک‌های وارده به بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه از این مدل در تحقیق استفاده شده است. پارامتر ξ در توزیع نرمال معنادار نیست اما در توزیع با دنباله پهن‌تر مشاهده می‌شود که این پارامتر معنادار خواهد بود. اگر $\xi = 0$باشد، در این صورت حالت متقارن وجود دارد و در غیر این صورت اثرات شوک‌ها نامتقارن خواهد بود. اگر $\xi \prec 0$نشان می‌دهد که اثر شوک‌های منفی بیشتر از اثر شوک‌های مثبت است.در چنین حالتی اثر شوک‌های مثبت برابر ξ و اثر شوک‌های منفی برابر با $\xi + \alpha$خواهد بود.طبق نتایج بدست آمده در مدل EGARCH با تابع توزیع t و تابع توزیع t چوله مقدار مثبت و معنادار است و نشان می‌دهد که در پرتفوی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه اثر شوک‌های منفی بیشتر از اثر شوک‌های مثبت است.میزان پایداری نوسانات در مدل EGARCH با در نظر گرفتن مقدار β_1 بررسی می‌شود و طبق نتایج

بدست آمده، نوسانات در مدل حاضر پایدارند.این نتیجه مویدی بر ضریب $(\alpha_1+\beta_1)$ در جدول ۲ است.بدین معنی که نوسانات موجود در سری بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه دارای حافظه بلند مدت بوده و اثر این نوسانات بر روند حرکت سری مورد بررسی موقتی نیست.

جدول۲: تخمین پارامترهای مدل(۱،۱)MRS ARMA _(۱،۱)_ EGARCH

	NORMAL	t_student	Skw_t
پارامترهای میانگین			
μ	۰,۰۷۳	۰,۰۴۱	۰,۰۵۵
	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰
$AR(1)$	۰,۶۲۹	۰,۵۸۳	۰,۵۸۶
	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰
$MA(1)$	۰,۲۴۵	۰,۱۹۵	۰,۱۹۹
	۰,۰۱۳	۰,۰۰۳	۰,۰۹۲
پارامترهای واریانس			
α_0	-۰,۲۱۶	-۰,۱۹۰	-۰,۲۱۷
	{۰,۰۲۲}	{۰,۰۱۳}	{۰,۰۲۷}
α_1	۰,۳۹۱	۰,۵۶۲	۰,۵۷۸
	۰,۰۰۵	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰
β_1	۰,۸۲۴	۰,۸۵۲	۰,۸۴۷
	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰	۰,۰۰۰
ξ	-۰,۰۳۶	۰,۰۴۱	۰۰۵۳
	۰,۵۳۹	۰,۰۱۲	۰,۰۱۸
پارامترهای تابع توزیع		۳,۲۷	۳,۲۹
ν		۰,۰۰۰	۰,۰۰۱
$Ln(\xi)$			-۰,۰۱۷
			۰,۳۱۳
Log likelihood	-۱۰۰۴,۶	-۹۶۱,۵	-۹۵۲,۱
Ljung_box	۱۰,۸	۴,۰۲	۳,۹۹
	۰,۱۳۸	۰,۶۱۸	۰,۶۶۳

تشخیص تغییرات رژیم

تشخیص تعداد رژیم‌های مدل‌های مارکوف از طریق آزمون نرخ راست نمایی عمومی[۱۲] یا تست والد[۱۳] امکان پذیر نیست. علت این امر آن است که، آزمون این توزیع مجانب[۱۴] غیر استاندارد است که با افزایش حجم نمونه استاندارد نمی‌گردد. برای حل این مشکل از تست نرخ راست نمایی معرفی شده به وسیله‌ی گارسیا و پرون[۱۵] (۱۹۹۶) استفاده شده است. تست گارسیا و پرون آزمونی برای بی‌ثباتی پارامترها و تغییر ساختاری در مدل رگرسیون است تاریخچه این آزمون به تحقیق چو (۱۹۶۰)، که جهت پیش‌بینی در حالت‌های تغییر رژیم به کار گرفته شده، بر می‌گردد.فرض صفر در این تست عدم تغییر در نوسانات بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه به وسیله یک فرآیند EGARCH(1,1) (یک رژیمه) در مقابل یک ساختار MRS-EGARCH (دو رژیمه) است. به عبارتی فرض صفر بیانگر این امر است که، آیا تخمین مدل به صورت خطی (یک رژیمه) توانایی توضیح دهندگی بیشتر نویانات سری زمانی را دارد یا تخمین مدل به صورت غیر خطی (دو رژیمه) توانایی توضیح دهندگی بالاتری از نوسانات را داراست؟ قابل ذکر است که میانگین و واریانس به صورت جداگانه تخمین زده شده است. با استفاده از مقادیر بحرانی آکائیک[۱۶] (۱۹۷۴)، حنان کوئین[۱۷] (۱۹۷۹) رتبه خود رگرسیون در تابع میانگین، صفر تعیین شده و برای تابع واریانس مدل؛ این نتیجه حاصل شده که EGARCH(1,1) سری شرکت سرمایه‌گذاری بیمه را نسبت به سایر مرتبه‌ها بهتر توصیف می‌کند. آماره تست LR به وسیله رابطه‌ی $LR=2|\ln L_{MRS\text{-}EGARCH}-\ln L_{EGARCH}|$ تعیین شده است. این آماره بیان می‌دارد که اگر تفاوت میزان آماره حداکثر راستنمایی در مدل دو رژیمه ($\ln L_{MRS\text{-}EGARCH}$) بزرگتر از تک رژیمه ($\ln L_{EGARCH}$) باشد عدد داخل قدرمطلق بزرگتر می‌گردد؛ که این امر به این معنا است که تفاوت معنی‌داری مابین ضرایب تخمینی در حال تک رژیمه نسبت به دو رژیمه وجود دارد و در نتیجه تخمین ضرایب در حالت دو رژیمه کاراتر از حالت تک رژیمه خواهد بود. ارزش بحرانی آماره LR مبتنی بر ارزش P داویس[۱۸] (۱۹۸۷) که به وسیله گارسیا و پرون پیشنهاد شده می‌باشد. کاربرد این آماره مقایسه‌ی مابین مدل دو رژیمه و تک رژیمه است که از میانگین واریانس خطا در مدل دو رژیمه تقسیم بر میانگین واریانس خطا در مدل یک رژیمه حاصل می‌شود. نتایج این آزمون در جدول ۴ قابل مشاهده است. بر اساس نتایج جدول ۳ تست نرخ راست نمایی مدل MRS (دو رژیمه)، بالاتر از مدل EGARCH(1,1) (یک رژیمه) برای بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه می‌باشد. بنابراین فرض صفر مبنی بر عدم تغییر در رژیم، با سطح معنی‌داری ۱ درصد رد می‌گردد؛ در نتیجه نوسانات بازدهی به وسیله مدل MRS-EGARCH دو رژیمه بهتر از تک رژیمه توصیف می‌گردد.

جدول ۴: تست LR بررسی حالت خطی یا غیر خطی بودن سری بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه

	lnL	*LR*
EGARCH(1,1) خطی	۲۴۹/۸۶	$\chi^2 = 20.06^{***}$
MRS-EGARCH(1,1) غیر خطی	۲۶۰/۱۶	

***: در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.

مدل MRS-EGARCH با احتمالات انتقال ثابت شده

در این بخش نتایج تخمین مدل MRS-EGARCH(1,1) تک متغیره[۱۹] با احتمالات انتقال ثابت شده، برای بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه ارائه شده است. همه پارامترهای در توابع میانگین و واریانس وابسته به رژیم بوده (اجازه داده شده که در رژیم‌های مختلف تغییر کنند). یکی از ویژگی‌های مدل‌های تغییر رژیم ارائه شده، تغییر رژیم همزمان اثرات عدم تقارن[۲۰] و ARCH می‌باشد. ویژگی دیگر مدل‌های تغییر رژیم این است که رژیم قابل مشاهده نیستند، اما می‌تواند در فرآیند تخمین تشخیص داده شوند. پس از تخمین مدل، ضریب اثرات عدم تقارن δ_1 بی‌معنی تشخیص داده شدند؛ بر این اساس نتایج حاصل از تخمین با حذف ضرایب اثرات نامتقارن در جدول ۵ قابل مشاهده است:

جدول ۵: نتایج تخمین مدل MRS-EGARCH(1,1) بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه در حالت توزیع t

$$y_t = \mu_{it} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t / I_{t-1} \rightarrow D(0, h_{i,t})$$
$$ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta_i \, ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}}$$

μ_0	-۰/۰۰۴۱۵ -۰/۷۷۲
μ_1	۰/۰۳۲۹ ۸/۳۴***
ω_0	۷/۲۹۷ ۴/۶۸***
ω_1	۸/۹۶ ۱۹/۰۲***
φ_0	۰/۹۴۷۸ ۱۸/۸۱***
φ_1	۰/۹۰۴۴ ۱۲/۴۹***
β_0	۰/۹۶۶ ۱۰/۵۹**
β_1	۱/۳۰۴ ۵/۶۸***
θ_0	-۳/۲۸ ۳/۰۹***
∂_0	۳/۷۸ ۳/۴۸***
p_{00}	۰/۹۶۳۸
p_{11}	۰/۹۷۷۷
Log-likelihood	۲۶۰/۱۶

*** : در سطح ۱٪ معنی‌دار است؛ ** : در سطح ۵٪ معنی‌دار است؛ * : در سطح ۱۰٪ معنی‌دار است

هر یک از دو رژیم تشخیص داده شده برای ارزش اسمی پرتفوی بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه تفسیر مشخصی دارند، بر این اساس شرح نتایج تخمین که در جدول۴ ارائه شده، به شرح زیر است:

۱- بر اساس نتایج حاصل از جدول ۵ تخمین در مدل دو رژیمه کاراتر از تک رژیمه است. دو نوع از رژیم تفکیک شده به شرح زیر است:

- **رژیم صفر:** رفتار بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه در وضعیت رکود[۲۱] با میانگین انتظاری پایین و نوسان پایین را نشان می‌دهد.
- **رژیم یک**: رفتار بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه را در وضعیت رونق[۲۲] با میانگین انتظاری بالا و نوسان بالا نشان می‌دهد.

بر اساس نتایج جمله ثابت میانگین (۰/۰۳۲۹) و واریانس شرطی رژیم یک (۸/۹۶) بالاتر از رژیم جمله ثابت میانگین (۰/۰۰۴۱۵-) و واریانس شرطی رژیم (۷/۲۹۷) صفر است. میانگین نوسانات بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه در طول وضعیت رکود (μ_0) برای هر روز ۰/۰۰۴۱۵- تخمین زده شده که به صورت معنی داری متفاوت از صفر است، به علاوه در رژیم یک که بیانگر حالت رونق است، مقدار آن (μ_1) به ۰/۰۳۲۹ افزایش یافته است. در نتیجه تغییر در شوک‌هایی که موجب افزایش بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه می‌گردند شدیدتر از شوک‌هایی است، که موجب کاهش آن می‌گردند.

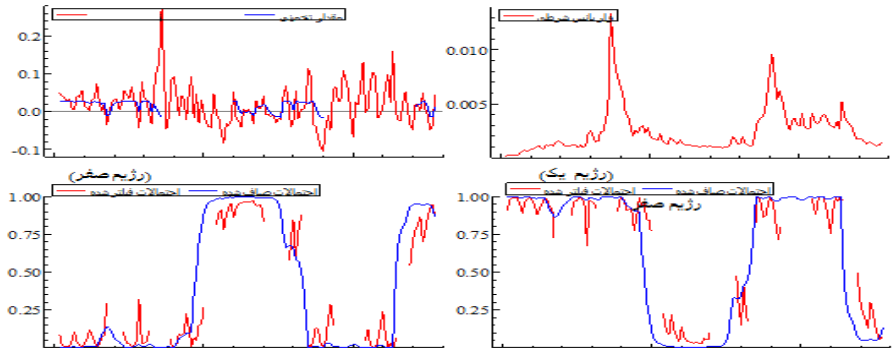
۲- به منظور تعیین رژیم غالب، نیاز به تفسیر احتمالات هر رژیم می‌باشد. بر اساس نتایج جدول ۷ احتمالات انتقال p_{00} و p_{11}، معنادار هستند. بر اساس نتایج، احتمال ماندن در رژیم صفر (p_{00} در حدود ۰/۹۶۳۸ است) کوچک‌تر از احتمال ماندن در رژیم یک (p_{11} در حدود ۰/۹۷۷۷) است. نزدیک بودن میزان این احتمالات به عدد یک نشان دهنده آن است که، تنها یک شوک بزرگ می‌تواند روند بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه را از رژیم یک به رژیم صفر و یا برعکس انتقال دهد. این نتایج می‌تواند مویدی بر وجود خاصیت حافظه بلند مدت در سری مذکور باشد. همچنین با توجه به اینکه احتمال ماندن در رژیم یک بزرگتر از احتمال ماندن در رژیم صفر است در نتیجه رژیم یک رژیم غالب معرفی شده و انتظار بر آن است که در دوره آینده بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه در حالت میانگین و واریانس بالا قرار بگیرد. این نتیجه با واقعیت رخ داده در تغییرات بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه در کشور صادق است؛ به گونه‌ای که عموماً بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه رو به بالا و مثبت است.

۳- پارامترهای β_0 و β_1 مدل EGARCH، که پایداری در واریانس شرطی را تفسیر می‌کنند، معنی‌دار شده‌اند. در نتیجه چه در رژیم یک و چه در رژیم دو حافظه بلند مدت سری وجود دارد. همانطور که ذکر شد ضریب اثرات نامتقارن δ_1 بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه بی‌معنی بوده و در نتیجه از مدل حذف شده‌اند، بی‌معنی بودن ضرایب فوق نشان می‌دهد که بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه به صورت متقارن به تغییرات مثبت و منفی نوسانات عکس‌العمل نشان می‌دهند.

۴- مزیت دیگر مدل‌های مارکوف محاسبه احتمالات رژیم‌های شرطی در رژیم صفر و یک در زمان t است. احتمالات فیلتر شده[۲۳] که بیشتر در زمان پیش‌بینی مورد استفاده قرار می‌گیرند و احتمالات صاف شده[۲۴] که بیشتر به منظور تصمیم‌گیری در زمانی که تغییرات رژیم رخ می‌دهد مورد استفاده قرار می‌گیرند؛ به طوری که احتمالات فیلتر شده مبتنی بر اطلاعات موجود در زمان t می‌باشند ($Pr[S_t=1/\Phi_{t-1}]$) و احتمالات صاف شده که مبتنی بر نمونه کامل می‌باشند ($Pr[S_t=1/\Phi_t]$)، به طوری که احتمالات صاف شده[۲۵] به منظور درک بیشتر در تفسیر اقتصادی که با استفاده از پارامترهای تخمین زده شده سودمند می‌باشد (آلوی و جمازی، ۲۰۰۹).

به منظور تفسیر بهتر دو رژیم،در نمودار زی،احتمالات صاف شده (از کل داده‌ها استفاده شده) برای مدل MRS-EGARCH(1,1) با دو رژیم، ارائه شده است. رژیم صفر در زمان t رژیمی است که، احتمال شرطی آن زیر ۵۰٪ و رژیم یک رژیمی است که احتمال شرطی آن بالای ۵۰٪ باشد.

- ✓ اقتصاد در رژیم صفر خواهد بود (فاز رکود) هنگامی‌که $P_i(s_t=0)>0.5$.
- ✓ اقتصاد در رژیم یک خواهد بود (فاز رونق) هنگامی‌که $P_i(s_t=1)<0.5$.



نمودار : احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل MRS-EGARCH(1,1) بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه (توزیع t)

بر اساس نمودار هرچه احتمال شرطی رژیم مورد نظر در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه در آن رژیم بیشتر است. یافته‌ها نشان می‌دهد که مدل MRS-EGARCH در تفسیر مسیر تغییرات سری بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه در هر دو حالت رژیم صفر و یک خوب عمل می‌کند.

اثر شوک‌های بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه در رژیم‌های رکود و رونق (t چوله)

در این بخش متغیر بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه را در تابع میانگین و واریانس مدل MRS-EGARCH با فرض چوله بودن توزیع t مورد بررسی قرار داده‌ایم. هدف اصلی در این مرحله آن است که، بررسی گردد آیا نوسانات بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه در حالت غیر نرمال بودن بهتر از حالت توزیع نرمال بودن است یا خیر؟ برای این منظور مدل MRS-EGARCH با احتمالات انتقال ثابت شده[۲۶] بسط داده شده است.

جدول ۶ جدول تست *LR* بررسی بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه (توزیع *t* چوله)

	lnL	***LR***
MRS-EGARCH(1,1) توزیع نرمال	۲۶۰/۱۶	$\chi^2 = 24.02^{***}$
MRS-EGARCH(1,1) توزیع t چوله	۲۷۲/۱۷۱	

***: در سطح ۱٪ معنی‌دار می‌باشد.

نتایج تست آشکار می‌کند که مدل MRS-EGARCH(1,1) در حالت توزیع t چوله، نرخ راست نمایی بالاتری در مقایسه به مدل MRS-EGARCH(1,1) در حالت توزیع نرمال دارد و مدل MRS-EGARCH(1,1) توزیع نرمال در سطح معنی‌داری ۱ درصد رد می‌شود. این یافته‌ها بیانگر آن است که تخمین مدل در حالت t چوله بهتر از تخمین مدل در حالت توزیع نرمال است. در جدول۷، نتایج تخمین مدل MRS-EGARCH(1,1) با احتمالات انتقال ثابت شده محاسبه شده است.

جدول۷: نتایج تخمین مدل *MRS-EGARCH(1,1)* (توزیع *t* چوله)

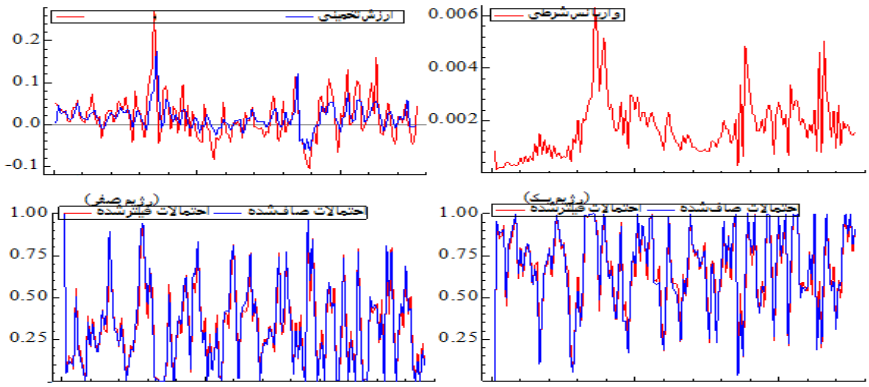
$$y_t = \mu_{it} + \eta_i x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t / I_{t-1} \to D(0, h_{i,t})$$
$$ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \beta_i \, ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \lambda_i x_{t-1}$$

μ_0	۰/۰۰۱۶ ۰/۱۱
μ_1	۰/۰۲۸۷ ۲/۵۳۶**
η_0	-۰/۰۰۴۱ -۵/۴۹***
η_1	۰/۰۰۲۲ ۱/۸۵*
ω_0	۷/۰۹ ۱۵/۴۱***

$y_t = \mu_{it} + \eta_i x_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t / I_{t-1} \to D(0, h_{i,t})$ $ln(h_{i,t}) = \omega_i + \varphi_i \left[\left\lvert\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}}\right\rvert - \sqrt{2/\pi}\right] + \beta_i ln(h_{i,t-1}) + \delta_i \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{i,t-1}}} + \lambda_i x_{t-1}$	
ω_1	۸/۶ ۱۴/۸۷***
φ_0	-۱/۰۷۵ -۷/۲۴***
φ_1	۰/۹۴ ۳۵/۶۷***
β_0	-۱/۳۴ -۷/۰۲***
β_1	۱/۲۴ ۱۴/۱۸***
θ_0	-۰/۰۶۲ ۴/۱۲***
∂_0	-۱/۱۰۴ -۳/۵۲۵***
p_{00}	۰/۴۸۴
p_{11}	۰/۷۵
Log-likelihood	۲۷۲/۱۷

*** : در سطح ۱٪ معنی‌دار است، ** : در سطح ۵٪ معنی‌دار است، * : در سطح ۱۰٪ معنی‌دار است

بر اساس نتایج جدول ۷ رژیم صفر دارای واریانس پایین و میانگین پایین و رژیم یک دارای واریانس بالا و میانگین بالا می‌باشد. بر اساس نتایج تخمین در رژیم میانگین و واریانس پایین (رژیم رکود)، شوک‌های بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه اثر منفی بر میانگین نوسانات بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه می-گذارد $(\eta_0 = -0.0041)$،اما در رژیم میانگین و واریانس بالا (رژیم رونق)، نوسانات بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه اثر مثبت و معنی‌داری بر تابع میانگین دارد $(\eta_1 = 0.0021)$. نتایج فوق نشان‌دهنده‌ی اثرات نامتقارن نوسانات بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه بر روی نوسانات بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه در دو رژیم رکود و رونق می‌باشد. در نمودار زیر، احتمالات صاف شده برای مدل *MRS-EGARCH(1,1)* با دو رژیم ارائه شده است.



نمودار احتمالات صاف شده و فیلتر شده مدل *MRS-EGARCH(1,1)* (توزیع *t* چوله)

بر اساس نمودار بالا ، هر چه احتمال رژیم در یک دوره زمانی به یک نزدیک‌تر باشد، احتمال قرار گرفتن تغییرات بازدهی شرکت سرمایه‌گذاری بیمه در آن رژیم، در آن دوره زمانی بیشتر است. یافته‌ها نشان می‌دهد که مدل *MRS-EGARCH* در حالت *t* چوله، نسبت به مدل *MRS-EGARCH* در حالت توزیع نرمال دارد.

مقایسه عملکرد مدل‌ها در توضیح نوسانات و میانگین شرطی

ابتدا عملکرد مدل‌ها در دوره‌ی تخمین پارامترها با محاسبات درون نمونه‌ای مورد مقایسه قرار گرفته است. برای این منظور از معیارهای ارزیابی *MSE* و *MAE* استفاده شده است. نتایج در جدول ۸ارائه شده است که از میان مدل‌های استفاده شده، مدل تغییر رژیم مارکف با توزیع *t* چوله بهترین عملکرد را داشته است.

جدول ۸عملکرد درون نمونه‌ای

		MSE	*Rank*	*MAE*	*Rank*
EGARCH*(۱،۱)*	NORMAL	۱,۱۱۴۳	۹	۰,۲۷۵۱	۹
EGARCH*(۱،۱)*	t_student	۱,۰۹۲۳	۸	۰,۲۷۱۲	۸
EGARCH*(۱،۱)*	Skw_t	۱,۰۸۳۴	۶	۰,۲۶۹۹	۷
EGARCH*(۱،۱)*	NORMAL	۱,۰۸۴۴	۷	۰,۲۲۱۷	۳
EGARCH*(۱،۱)*	t_student	۰,۹۱۳۴	۳	۰,۲۲۴۳	۴
EGARCH*(۱،۱)*	Skw_t	۰,۹۲۵۶	۴	۰,۲۳۳۳	۵
MRS_ EGARCH*(۱،۱)*	NORMAL	۱,۰۱۴۵	۵	۰,۲۳۶۹	۶
MRS_ EGARCH*(۱،۱)*	t_student	۰,۵۸۳۷	۲	۰,۲۰۱۸	۲
MRS_ EGARCH*(۱،۱)*	Skw_t	۰,۵۶۳۷	۱	۰,۱۹۵۳	۱

طبق معیار ارزیابی *MSE*، مدل *MRS_ EGARCH* با تابع توزیع *t* و *t* چوله از سایر مدل‌ها بهتر عمل کرده‌اند. آنچه که مسلم است اگر بجای استفاده از توان دوم بازدهی‌ها بتوان از نوسانات دقیقه‌ای یا ساعتی استفاده نمود نتایج دقیق‌تر و قابل اتکاءتری قابل ارائه اما متأسفانه چنین اطلاعاتی در دست نیست.

جدول ۹ عملکرد برون نمونه‌ای

	نوع توزیع	*MSE*	*Rank*
EGARCH	NORMAL	۰,۶۱۴۵۳۸	۱۵
EGARCH	t_student	۰,۵۹۶۵۳۰	۱۳
EGARCH	Skw_t	۰,۵۹۳۶۵۷	۱۲
EGARCH	*توزیع پارتو*	۰,۵۵۸۳۳	۹
GARCH	NORMAL	۰,۶۰۴۶۹۲	۱۴
GARCH	t_student	۰,۵۵۶۸۷۳	۸
GARCH	Skw_t	۰,۵۵۹۹۹۱	۱۰
GARCH	*توزیع پارتو*	۰,۵۳۷۵۸۱	۷
مولتی فرکتال	*NORMAL*	۰,۵۶۰۱۲۶	۱۱
مولتی فرکتال	*t_student*	۰,۵۰۵۴۷۱	۲
مولتی فرکتال	*Skw_t*	۰,۵۰۴۳۲۵	۱
مولتی فرکتال	توزیع پارتو	۰,۵۱۲۲۴	۳
MRS_ARMA *(۱،۱)*_ GARCHE *(۱،۱)*	*NORMAL*	۰,۵۳۵۷۷	۶
MRS_ARMA *(۱،۱)*_ GARCHE *(۱،۱)*	t_student	۰,۵۲۳۵۵	۵
MRS_ARMA *(۱،۱)*_ GARCHE *(۱،۱)*	Skw_t	۰,۵۱۲۸۴	۴
MRS_ARMA *(۱،۱)*_ GARCHE *(۱،۱)*	-	-	-

با توجه به جدول فوق مشاهده می‌گردد که روش مولتی فرکتال و مارکوف سویچینگ بر اساس شاخص *MSE* در حالت توزیع *t* چوله بهتر از توزیع نرمال و *t* اقدام به پیش‌بینی مدل می‌نماید.

۶- نتایج پژوهش

در این پژوهش به بررسی و تجزیه و تحلیل و امکان وجود ساختار فرکتالی در بازده سهام شرکت سرمایه گذاری بیمه در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شده است. همان گونه که بحث گردید این پژوهش از مدل های اقتصادسنجی برای بررسی امکان وجود این ساختار وتوانی برای جایگزین نمودن این دیدگاه بهره گرفته و برای برآورد مدل افزون بر آزمون های متداول. در نتیجه گیری بعمل آمده از طریق آزمون های بکار رفته در این بررسی ارائه گردیده است. هدف این پژوهش آزمون امکان وجود ساختار فوق

در بازده سهام شرکتها در بورس اوراق بهادار تهران بوده است و نتایج بدست آمده از طریق بکارگیری آزمون های مختلف به قرار زیر است

- ✓ بر اساس آزمون ریشه واحد ، مانایی بازده سهام برای دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۱ مورد بررسی قرار گرفت. نتایجی که از طریق انجام این آزمون همچنین طبق آزمون ویکی فولر وویکی فولر تعمیم یافته وفیلیپس پرون جود نامانایی در بازده سهام شرکت سرمایه گذاری بورس اوراق بهادار تهران تایید می گردد.. به طور کلی بر اساس نتایج بدست آمده گفتنی است که وجود ساختار فرکتالی در دوره زمانی ۱۳۸۱ تا ۱۳۹۲ تایید می گردد.
- ✓ با توجه به شاخص آکاییک به بررسی وجود وقفه بهینه در مدل های مختلف در شرکت سرمایه گذاری برداخته شده است و با توجه به میزان شاخص آکاییک وقفه بهینه برای مدل ارما ی سری زمانی بازده انتخاب گردیده است
- ✓ در ادامه با توجه به روش های مختلف وتوزیع های متفاوت چون مدل های مولتی فرکتال ،مارکو سویچینگ ودو حالت متقارن ونامتقارن در سه توزیع نرمال وtچوله وtوتوزیع پرتو برای شرکت سرمایه گذاری به صورت کامل مشخص شده است واین که در هر شرکت سرمایه گذاری کدام روش در پیش بینی بازده روش موثر تری بوده است .

جدول مقایسه دقت روش‌های مختلف در توزیع‌های مختلف در شرکت‌های مورد بررسی

نام شرکت	مدل تخمین				نوع توزیع			
	متقارن	نامتقارن	مولتی فرکتال	سویچینگ مارکوف	توزیع نرمال	توزیع t	توزیع چوله t	توزیع پارتو
SRBEMAH			✓				✓	

پیش بینی بازده با ۵ متدلوژی روش مولتی فرکتال وحالت متقارن ونامتقارن مارکو سویچینگ متقارن ونامتقارن در سه توزیع نرمال وtوtچوله بررسی شد ونتایج کلی بررسی برای بازده شرکت سرمایه گذاری در این تحقیق نشان داد که روش مولتی فرکتال دراین شرکت از روش مارکوف سویچینگ ،متقارن ونامتقارن از دقت بالاتری در تخمین برخوردار بوده است. همچنین با توجه به بررسی مدل‌های مختلف مشاهده گردید حالت توزیع **t** چوله نسبت به سایر توزیع‌های آماری در پیش بینی بازده نقدی شرکت تحت بررسی از دقت بالاتری برخوردار بوده است.

محاسبه بازده پرتفوی با رویکرد مولتی فرکتال نسبت به روش‌های سنتی کاراتر است

فهرست منابع

* بررسی خواص فرکتالی در رفتار نرخ ارز ایران، عبدالمجید جلالی،علی ابوالحسینی ،مطالعات اقتصاد بین الملل ،۱۳۸۸

* Benoit Mandelbrot,1996. Fractal :Form,Chanse and Dimension.
* Benoit Mandelbrot,1982. The fractal geometry of nature.
* Benoit Mandelbrot,1997. Fractal ,hazard et fainance .
* Binoit Mandelbrot,2002.Fractal ,graphics,and mathemathics education,(with M.L Frame).
* Benoit Mandelbrot and Richard .LHudson,2004.The {Mis}behavior of market : Afractal view of risk ,ruin and reward.
* Benoit Mandelbrot ,2006.Fractals and scaling in finance ,Springer.
* Tanai Velasquez, 2009.Chaos Theory and the science of fractal and their application in risk management.
* Valadimir Filimonov ,2011.Modeling financial time series.effective multifractalitiy and self-excited multifractal processs ,Fractals and Related Fields II, Ile de Porquerolles, France, June 13-17.

یادداشت‌ها

[1] Fractal market
[2] Symmetric market
[3] Asymetric markrt
[4] Markov Swiching
[5]-Markov
[6] -Multifractal Model of Assest Return
[7] -Binomial multi-fractal
[8] -Markov-switching multi fractal
[9] -BiVaRiant multi fractal
[10] Full regime switching
[11] Partial regime switching
[12] usual likelihood ratio
[13] Wald tests
[14] Asymptotic distributions
[15] Garcia and Perron
[16] Akaike
[17] Hannan and Quinn
[18] Davies
[19] Univariate
[20] Asymmetry effects
[21] recession
[22] expansion
[23] Filter probability
[24] Smoothed probability
[۲۵] احتمالات فیلتر شده میزان احتمال وقوع هر رژیم از تخمین داده‌های باقیمانده‌ای است که جهت پیش بینی از مدل کنار گذاشته شده‌اند (کل داده‌ها منهای داده‌های حذف شده جهت پیش بینی) و احتمالات صاف شده میزان احتمالات وقوع هر رژیم است که از اضافه نموده داده‌های حذف شده به داده‌ها (کل داده‌ها) محاسبه می‌گردند. به عنوان مثال اگر ۷۰۰ داده جهت تخمین مدل موجود باشد و ۱۰۰ تا از داده‌ها را جهت محاسبه دقت مدل کنار بگذاریم میزان احتمال هر رژیم محاسبه شده از ۶۰۰ داده اول را احتمالات فیلتر شده و میزان محاسبه شده احتمال وقوع هر رژیم از ۷۰۰ داده را احتمالات صاف شده می‌نامند.
[26] fixed transition probabilities