



تاثیر افق سرمایه گذاری روی تخصیص دارایی بین استراتژی های رشدی و ارزشی در بورس اوراق بهادار تهران با استفاده از تجزیه و تحلیل موجک

حمیدرضا وکیلی فرد^۱
زهرا شیرازیان^۲

تاریخ پذیرش: ۹۲/۰/۰۰

تاریخ دریافت: ۹۲/۰/۰۰

چکیده

با افزایش افق سرمایه گذاری، ریسک بهینه دارایی ها چقدر تغییر می کند؟ آیا این امر روی تصمیم گیری سرمایه گذاری رشدی و ارزشی اثر دارد؟ این مقاله رویکرد جدیدی را با استفاده از روش تجزیه و تحلیل موجک که بازده های استراتژی سرمایه گذاری خاص را به افق های سرمایه گذاری چندگانه تجزیه می کند، برای بررسی تخصیص پورتنفوی میان سهام رشدی و ارزشی در افقهای سرمایه گذاری مختلف ارائه می دهد. در این مقاله از شاخص کل بازار بورس و پورتنفوی شرکتهای سرمایه گذاری که بیش از ۴۰ درصد آن ها بورسی می باشد طی دوره ۱۰ ساله ۱۳۸۳ تا ۱۳۹۲ بر اساس بازده ماهانه استفاده شد. سهام به دو دسته رشدی و ارزشی تقسیم شدند. سهام ارزشی دارای ارزش دفتری به بازاری بیشتر از ۳۰ درصد و سهام رشدی دارای ارزش دفتری به بازاری کمتر از ۳۰ درصد می باشند. داده ها از نرم افزار ره آورد نوین گردآوری شد و با استفاده از نرم افزار متلب تحلیل شدند. نتیجه تحقیق نشان می دهد که در شرکتهای سرمایه گذاری با ریسک گریزی متوسط و کم، با افزایش افق سرمایه گذاری میزان سرمایه گذاری در سهام رشدی کم و میزان سرمایه گذاری در سهام ارزشی افزایش یافته است در حالی که در بررسی پورتنفوی بازار وزن سهام رشدی و ارزشی تفاوت قابل ملاحظه ای باهم نداشتند.

واژه های کلیدی: افق سرمایه گذاری، سهام رشدی و سهام ارزشی، تجزیه و تحلیل موجک.

۱- دانشیار و عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، گروه حسابداری، تهران، ایران.

۲- عضو هیات علمی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد ملایر، گروه مدیریت، ملایر، ایران (مسئول مکاتبات)

Zahra.shirazian@gmail.com

۱- مقدمه

اهمیت مطالعه تخصیصات رشدی و ارزشی بهینه در پرتفوی ها برای افق های سرمایه گذاری مختلف می تواند در استراتژی صنعت شرکتهای سرمایه گذاری یافت شود، که نیازهای سرمایه گذاری بیشتر سرمایه گذاران خرد را ذخیره می کند. سوال این است که چگونه با افزایش افق های سرمایه گذاری، ریسک در معرض بهینه دارایی ها تغییر می کند؟ آیا این امر روی تصمیم گیری پرتفوی سرمایه گذاری بخصوص تخصیص بهینه دارایی بین سهام رشدی و ارزشی در افقهای سرمایه گذاری مختلف اثر می گذارد؟ این تحقیق یک مرحله مهمی از توسعه روشهای جدید و نوآور جهت جواب به این پرسشها می باشد. هدف اصلی این مقاله بررسی تخصیص دارایی میان سهام رشدی و ارزشی بوسیله تطبیق یک رویکرد موجه می باشد.

برای اولین بار است که تخصیص بهینه پرتفوی بین سهام رشدی و ارزشی در افقهای سرمایه گذاری مختلف (افقهای سرمایه گذاری کوتاه مدت و بلندمدت) در بورس ایران توسط تجزیه و تحلیل موجه بررسی می شود. سرمایه گذاران شخصی ممکن است افقهای سرمایه گذاران مختلفی بدلیل الگوهای مختلف مصرف داشته باشند (لی و همکاران ۱۹۹۰) بنابراین بازده پرتفوی بدست آمده می تواند بعنوان یک ترکیبی از رفتارهای معاملاتی سرمایه گذاران شخصی با افق های سرمایه گذاری مختلف دیده شود. در این منظر، تجزیه و تحلیل موجه یک ابزار طبیعی استفاده شده برای بررسی تصمیمات تخصیص پرتفوی می باشد همانطور که موجهها به ما اجازه دریافت ویژگی هایی را می دهند که در زمان فراوانی محلی هستند. این مطالعه کمک به درک عمیق از مسأله تخصیص دارایی میان سهام رشدی و ارزشی در افق های سرمایه گذاری مختلف می دهد. نتایج می تواند برای مدیریت ریسک استفاده شود و مورد علاقه مدیران دارایی و سرمایه گذاران باشد. از طرف دیگر ادبیات گذشته شواهد بطور بنیادی متضادی را ارائه کردند.

بحث اصلی در این مقاله، استفاده از تجزیه و تحلیل موجه برای تخصیص دارایی میان سهام رشدی و ارزشی با توجه به درجات مختلف ریسک گریزی سرمایه گذاران می باشد. از سوی دیگر به منظور تحلیل اثر افق سرمایه گذاری روی عملکرد نسبی دارایی های مختلف، بازده های کلی در دوره های زمانی طولانی مدت را بدست آورده ایم. در هر حال بدلیل فقدان هم پوشانی بازده های دوره نگهداری برای افق های طولانی مدت، رویکرد سنتی برای ایجاد بازده دوره نگهداری طولانی مدت تر براساس این فرض است که بازده های دوره نگهداری از هم مستقل اند و توزیع های بازده ثابت هستند. این فرضیات به محققان اجازه می دهد به آسانی بازده و واریانس/کوواریانس دوره نگهداری طولانی تر را براساس بازده تک دوره ای و واریانس کوواریانس محاسبه کنند، در حالی که بازده مورد انتظار و واریانس ایجاد شده در طول زمان برابری در حالی که این درست نیست.

در این تحقیق از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و شرکتهای سرمایه گذاری پذیرفته شده در بورس تهران استفاده شد. نتایج مربوط به پرتفوی شرکتهای سرمایه گذاری نشان می دهد که با افزایش افق زمانی، تخصیص بهینه سرمایه گذاران از سهام رشدی کم می شود بخصوص کسانی که سطوح ریسک

گریزی پائین تر و متوسط را دارند. جالب است که در شاخص بورس وزنه‌های تخصیصی به سهام رشدی و ارزشی بسیار متفاوت نیست.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

فرانکسیس و همکاران (۲۰۱۱) به بررسی اثر افزایش افق سرمایه‌گذاری روی ریسک در معرض بهینه‌داری‌ها با استفاده از تجزیه و تحلیل مویک پرداختند و از پورتفوی‌های فاما و فرنچ در مقابل پورتفوی‌های استاندارد اند پورز استفاده کردند نتیجه تحقیقشان نشان می‌دهد که در پورتفوی‌های فاما و فرنچ با افزایش افق سرمایه‌گذاری، تخصیص بهینه سرمایه‌گذاران از سهام رشدی دور می‌شود و درباره پورتفوی‌های استاندارد پورز تفاوت قابل ملاحظه‌ای میان وزن سهام رشدی و ارزشی وجود ندارد. از انتشارات مهم فاما و فرنچ (1992, 1993, 2007) شاغلان و دانشگاهیان توجه قابل ملاحظه‌ای را به این حقیقت داشته‌اند که سهام ارزشی (سهام با ارزش دفتری به بازاری بالا) متوسط بازده بیشتری را نسبت به سهام رشدی (سهام با ارزش دفتری به بازاری پایین) کسب نموده‌اند. این یافته برای انتظارات عقلایی به نظر غیر عادی می‌رسد چرا که بر طبق خرد متداول، اختیارات معامله رشدی وابسته به شرایط اقتصادی آینده می‌باشد و پریسک تر از دارایی‌های موجود می‌باشد. (زانگ ۲۰۰۵) نتیجتاً دانشگاهیان سعی به توضیح منبع صرف ارزش کرده‌اند و وارد مباحثه شده‌اند. ابتدا فاما و فرنچ (۱۹۹۳) بحث کرده‌اند که این صرف یک پاداشی برای نگهداری سهام شرکت‌های تحت درماندگی مالی نسبی می‌باشد. دوم آنکه، لاکونیشوک و همکاران (۱۹۹۴) و هاگن و باکر (۱۹۹۶)، این صرف را به عدم توانایی قیمت‌گذاری کارای بازار سهام نسبت دادند. سرانجام ماکینلای (۱۹۹۰) و کوتاری (۱۹۹۵) پیشنهاد میکنند که این نتیجه بدلیل تورش‌های جستجوگران داده می‌باشد. بنابراین صرف ارزش بطور تصادفی اتفاق می‌افتند و بعید به نظر می‌رسد که در آینده دوباره اتفاق بیافتد.

سوال بعدی درباره صرف ارزش (استراتژی) این است که آیا این استراتژی در بلند مدت نگهداری می‌شود یا خیر؟ لینچ (۲۰۰۱)، جرک و ویسریا (۲۰۰۶) و بنسال و کیکو (۲۰۰۶) تخصیص دارایی را با استفاده از سهام رشدی و ارزشی بررسی کردند. لینچ با بررسی اثر قابلیت پیش بینی بازده روی انتخاب پرتفوی برای یک سرمایه‌گذار چند دوره‌ای سهمی را در این مساله داشت. او به این نتیجه رسید که سرمایه‌گذاران سهام رشدی را فروش استقراری کرده و موقعیت خرید در سهام ارزشی گرفته‌اند. جرک و ویسریا (۲۰۰۶) تصمیم تخصیص دارایی میان سهام رشدی و ارزشی را با استفاده از روش بردار - خود رگرسیونی پیشنهاد شده توسط ویسیریا و کامپل (۲۰۰۲-۲۰۰۱) بررسی نمودند و یافتند که میانگین تخصیص به سهام رشدی با افزایش افق سرمایه‌گذاری بطور چشم‌گیری افزایش می‌یابد، با اشاره بر اینکه سهام رشدی در افق سرمایه‌گذاری بلند مدت تر برای صرفاً سرمایه‌گذاران سهامی ریسک کمتری نسبت به سهام ارزشی دارد. در هر حال با ترکیب اسناد خزانه و اوراق قرضه در مدل، سرمایه‌گذاران محافظه کار با افق بلند مدت در پرتفوی خود سهام را نگهداری نمی‌کنند، با این پیشنهاد که، بطور تجربی سهام رشدی در مقابل عدم

اطمینان بازده قرضه به خوبی مصون از ریسک نمی شوند. بطور مشابه بنسل و کیکو (۲۰۰۶) تخصیص دارایی میان سهام رشدی و ارزشی از طریق بردار خود رگرسیونی صحت خطا (EC - VAR) بررسی نمودند. نویسندگان یافتند که تخصیص به دارایی های ارزشی با افزایش افق زمانی بطور قابل توجهی افزایش می یابد. اختلاف میان نتایج بنسل و کیکو با جرک و ویسریا ریشه در توجه به واژه خطای تصادفی در مدل می باشد.

جرک و ویرسا (۲۰۰۶) یافتند که با افزایش افق سرمایه گذاری، تخصیص به سهام رشدی بطور چشم گیری افزایش می یابد در حالی که بنسل و کیکو (۲۰۰۶) با استفاده از روش بردار خود رگرسیونی صحت خطا یافتند که در بلند مدت یعنی با افزایش افق زمانی تخصیص دارایی به سهام ارزشی افزایش می یابد. در هر حال باربریز (۲۰۰۰) و کامپل و ویرسا (۲۰۰۲) نشان دادند که انحراف معیار بازده های سهام در افق سرمایه گذاری کوتاه مدت بدلیل برگشت میانگین بازده های سهام متفاوت از افق سرمایه گذاری بلند مدت می باشد. این نشان می دهد که سهام در بلند مدت ایمن تر هستند و پیشنهاد می کند که عامل افق سرمایه گذاری بلند مدت برای سهام متقاضی بیشتری را دارد. نتایج اصلی از تحلیل تجربی نشان می دهد که موفقیت پیروی از استراتژی ارزشی (فروشی استقراری سهام رشدی و روی سهام ارزشی ماندن در بلند مدت) با رویکرد مورد استفاده برای طبقه بندی بازده های سهام رشدی و ارزشی متأثر می شود.

۳- روش شناسی پژوهش

در این بخش ابتدا تخصیص پرتفوی میان سهام رشدی و ارزشی بوسیله تطبیق مرزهای میانگین واریانس با افقهای سرمایه گذاری مختلف را ارایه می دهیم سپس رویکرد تجزیه و تحلیل موجک را توصیف کرده و چگونگی تجزیه شدن سریهای زمانی را به افقهای سرمایه گذاری مختلف توضیح می دهیم. بعد از مارکوویتز که تخصیص ثروت به سببی از اوراق بهادار را بررسی کرد نقش افقهای سرمایه گذاری در انتخاب پورتفوی بهینه در مطالعات مختلف بررسی شده است. فرض می کنیم بدلیل آنکه سرمایه گذاران مختلف الگوهای مصرف مختلفی دارند دارای افق های سرمایه گذاری مختلفی نیز می باشند. برای بررسی تخصیص دارایی میان سهام رشدی و ارزشی فرض می شود که همه سرمایه گذاران ریسک گریزند و زمان تشکیل پورتفوی بهینه شان بدنبال حداکثرسازی تابع مطلوبیت مورد انتظار هستند. همانطور که لی و همکاران (۱۹۹۰) فرض کرده اند تخصیص دارایی سرمایه گذار بوسیله میانگین بازده و واریانس/کوواریانس طی افقهای سرمایه گذاری برنامه ریزی شده اثر می پذیرد. این فرض با این دیدگاه حمایت میشود که یک سرمایه گذاری که برای یک ماه سرمایه گذاری می کند پایه تصمیماتش بر میانگین و واریانس/کوواریانس محاسبه شده از بازده های ماهانه گذشته می باشد در حالی که یک سرمایه گذار با دوره نگهداری یکساله نرخهای بازده و ریسک یکسال گذشته را بکار خواهد برد. بنابراین سرمایه گذاران با افقهای سرمایه گذاری مختلف ممکن است در یک افق سرمایه گذاری خاص به واریانس/کوواریانس پاسخ دهند. به یاد داشته باشید که سیستم برای افقهای سرمایه گذاری جایگزین حل شده است $\lambda_j=1,2,\dots,n$

بنابراین ما بدنبال وزن دارایی بهینه $X(\lambda_j)$ که مطلوبیت سرمایه‌گذار را بین بازده و واریانس موردانتظار در یک مقیاس زمانی خاص حداکثر کند هستیم تحت این فرض که سرمایه‌گذار تابع مطلوبیت موردانتظار میانگین-واریانس را زمان تشکیل یک پورتفوی بهینه بوسیله حل معادله زیر حداکثر کند.

$$\text{Max } EU(\lambda_j) = E[\mu'(\lambda_j)X(\lambda_j)] - \gamma X(\lambda_j)\Sigma(\lambda_j)X(\lambda_j)$$

subject to $I'X(\lambda_j) = 1$

در جایی که $\Sigma(\lambda_j)$ ماتریس واریانس-کوواریانس، $\mu(\lambda_j)$ بردار بازده‌های موردانتظار برای افق سرمایه‌گذاری خاص λ_j ، γ درجه ریسک‌گریزی است ($\gamma > 0$) و I بردار آن است. در این مورد محدودیت منفی نبودن وزن دارایی‌ها را برای فروش استقرای ننگذاشته ایم.

با مقایسه بردار وزندهی در افق‌های سرمایه‌گذاری مختلف، اثر افق‌های سرمایه‌گذاری روی تخصیص دارایی را می‌توانیم تحلیل کنیم بعلاوه یک مقایسه با ضرایب ریسک‌گریزی و افق‌های سرمایه‌گذاری مختلف به ما اجازه می‌دهد تا بررسی کنیم که چگونه ریسک‌گریزی روی تخصیص دارایی اثر می‌گذارد و چگونه تخصیص پورتفوی بوسیله افق‌های سرمایه‌گذاری اثر می‌پذیرد. طبق تحقیق زیمبا و چوپرا (۱۹۹۳) تخصیص بهینه پورتفوی می‌تواند بوسیله خط‌هایی در میانگین‌ها، واریانس‌ها و کوواریانس‌ها در چارچوب میانگین-واریانس اثر پذیرد. در برخی مقالات مانند سانفیلیپو (۲۰۰۳) و هاسون و پرسون (۲۰۰۱) از رویکرد خودراه‌اندازی (bootstrap) استفاده کرده‌اند در این مقاله نیز از این روش استفاده شده است. سرمایه‌گذاران بدلیل الگوهای متفاوت مصرفشان افق‌های سرمایه‌گذاران متفاوتی را دارند. بنابراین بازده‌های مشاهده شده می‌تواند بعنوان یک سیگنالی از سطوح مختلف بررسی شود که افق‌های زمانی سرمایه‌گذار را منعکس می‌کند. از آنجایی که این موجک‌ها به ما اجازه می‌دهند ویژگی‌هایی را که در زمان و فراوانی محلی هستند را بگیریم پس در این قسمت تجزیه و تحلیل موجک بعنوان یک ابزار طبیعی برای بررسی تصمیمات تخصیص پورتفوی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این تحقیق از یک موجک گسسته با حداکثر هم‌پوشانی که در یک تحلیل چندگانه تغییر شکل می‌یابد، استفاده می‌شود.

کلید تحلیل حل چندگانه یک تابع موجک مادر $\psi(0)$ می‌باشد. $\psi(t)$ یک موجکی می‌باشد که شرایط نظم و مقبولیت را تامین می‌کند. این شرایط ضروری این اطمینان را می‌دهد که $\psi(t)$ در هر دو فضای زمانی و فراوانی به خوبی محلی شده است. (جنسن ۲۰۰۰) با فرض اینکه موجک‌ها در زمان و فراوانی محلی باشند تبدیل موجک گسسته با حداکثر هم‌پوشانی (MODWT) ضرایب تخمینی و جزئی را بدست می‌آورد که مربوط به سری‌های زمانی می‌باشد. ضرایب جزئی در هر مقیاس، انحرافات را از روند می‌گیرد در حالی که ضرایب تخمینی روند را ارائه می‌کنند. به یاد داشته باشید که مقیاس‌های کوچکتر به باندهای با فراوانی بیشتر مربوطند. برای مثال با پیروی از جنسای و همکاران (۲۰۰۱)، اولین مقیاس در ارتباط با افق سرمایه‌گذاری یک ماهه برای داده ماهیانه و مقیاس دوم در ارتباط با افق سرمایه‌گذاری دو ماهه با داده ماهیانه و ... می‌باشد. X_t و \mathcal{Y}_t فرایندهای ثابت می‌باشند. با فرض اینکه ضرایب موجک برای X_t و

\mathcal{Y}_l از MODWT بدست آمده است، واریانس موجک برای هر فرایند ثابت با استفاده از ضرایبی برای مقیاس $\lambda_j = 2^{j-1}$ تخمین زده می شود تحت این فرض که ساختار وابسته بازده هایمان مستقل از طول زمان است.

$$\sigma_l^2(\lambda_j) \equiv \frac{1}{N_j} \sum_{t=L_j-1}^{N-1} [d_{j,t}^l]^2, l = X, Y,$$

در جایی که $d_{j,t}^l$ ضریب موجک از متغیرهای l در مقیاس λ_j و $\tilde{N} \equiv N - L_j + 1$ تعداد ضرایب بدون تأثیر از محدودیت می باشد و $L_j = (2^j - 1)(L - 1) + 1$ طول مقیاس فیلتر موجک λ_j می باشد و واریانس موجک در هر مقیاسی می تواند بعنوان قدرت (انرژی) موجک از هر مقیاس تفسیر شود. پرسپوال والدن (۲۰۰۰) و گنناسای و همکاران (۲۰۰۲) نشان دادند که واریانس سری های زمانی اولیه (اصلی) توسط واریانس ضرائب از MODWT بطور کامل گرفته شده است. با استفاده از این واریانس موجک (قدرت موجک) ، مانیماران و همکاران (۲۰۰۵)، توان مقیاس بندی هرست Hurst را با استفاده از واریانس موجک زیر محاسبه کردند.

$$F(\lambda_j) \sim N_j^H, \text{ where } F(\lambda_j) = \left[\sum_{N_j=1}^s \sigma^2(\lambda_j) \right]^{1/2}$$

در جایی که تابع نوسان $F(\lambda_j)$ در مقیاس λ_j می تواند بوسیله کم کردن سرپهای نوسازی شده بعد از حذف ضرایب موجک موفق از داده بدست آید. توان هرست Hurst می تواند از شیب نمودار لگاریتم - لگاریتم $F(\lambda_j)$ در مقابل مقیاس λ_j بدست آید. توان هرست با مقدار 0.5 برابر با کوچی است و $0.5 < H < 1$ یک سری های زمانی مقاوم را نشان می دهد و $0.5 < H < 1$ یک سری های زمانی غیر مقاوم را نشان می دهد. بطور مشابه با استفاده از ضرایب موجک برای X_t و Y_t بدست آمده از MODWT ، کوواریانس و همبستگی با استفاده از ضرایب برای مقیاس $\lambda_j = 2^{j-1}$ تحت این فرض که ساختار وابستگی از بازده هایمان مستقل از طول زمان است، تخمین زده شده است.

$$\text{Cov}_{XY}(\lambda_j) \equiv \frac{1}{N_j} \sum_{t=L_j-1}^{N-1} d_{j,t}^X d_{j,t}^Y$$

$$\tilde{\rho}_{XY}(\lambda_j) \equiv \frac{\text{Cov}_{XY}(\lambda_j)}{\sigma_X(\lambda_j) \sigma_Y(\lambda_j)},$$

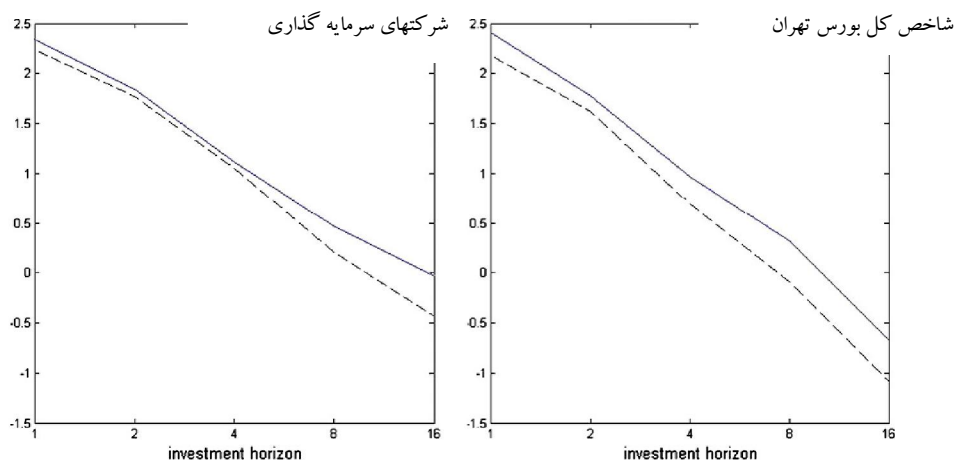
در این مشخصه و $\text{COV}_{XY}(\lambda_j)$ و $\tilde{P}_{XY}(\lambda_j)$ نشان دهنده کوواریانس موجک و همبستگی موجک از افق های سرمایه گذاری خاص می باشد.

در این مقاله از بازده‌های ماهانه سهام ارزشی و رشدی و بازده اوراق مشارکت طی دوره ۱۰ ساله استفاده شد. داده‌ها از نرم افزار ره آورد نوین جمع‌آوری شدند. نسبت‌های ارزش دفتری به ارزش بازاری بالای ۳۰٪ برای سهام ارزشی و کمتر از ۳۰ درصد برای سهام رشدی در نظر گرفته شد (طبق مقاله فرانکسیس و همکاران (۲۰۱۱)). از شاخص بورس تهران طی همان دوره زمانی برای سهام رشدی و ارزشی نیز استفاده شد. برای تحلیل تخصیص دارایی میان افق‌های سرمایه‌گذاری مختلف ابتدا باید تعیین کنیم که کدامیک از فیلترهای موجک در دسترس متنوع را استفاده نماییم با تمرکز بر توازن میان اندازه نمونه و طول فیلتر موجک. فیلتر موجک با طول ۸ و حداقل عدم تقارن را انتخاب کردیم که داده‌هایمان را به ۵ مقیاس تجزیه می‌کند که از یک تا افق سرمایه‌گذاری ۱۶ ماه می‌باشد. در ابتدا واریانس‌های بازده‌ها مربوط به سهام رشدی و ارزشی را با استفاده از دو سری داده در افق‌های سرمایه‌گذاری مختلف بررسی نمودیم. یک ویژگی مهم از انتقال موجک توانایی آن برای تجزیه و تحلیل واریانس فرایند تصادفی می‌باشد.

۴- نتایج پژوهش

نمودار یک واریانس‌های موجک بر مبنای انتقال موجک گسسته با حداکثر همپوشانی از چهار سری در برابر افق‌های سرمایه‌گذاری بعد از تبدیل به لگاریتم را توضیح می‌دهد. در این نمودار خط پرنرنگ لگاریتم واریانس‌های موجک بازده سهام رشدی از شاخص بورس و شرکت‌های سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد در حالی که خط ممتد لگاریتم واریانس‌های موجک بازده سهام ارزشی شاخص بورس و شرکت‌های سرمایه‌گذاری را نشان می‌دهد. از نمودار یک دو چیز مهم را می‌توان فهمید اول آنکه واریانس‌های موجک سهام رشدی بیشتر از سهام ارزشی در تمام افق‌های سرمایه‌گذاری می‌باشد. این یافته نشان می‌دهد که سهام رشدی بدون توجه به افق سرمایه‌گذاری پر ریسک‌تر از سهام ارزشی می‌باشد. دوم آنکه واریانس‌های ارزشی و رشدی با افزایش افق سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد که با یافته بنسل وکیکو (۲۰۰۶) سازگار می‌باشد. این نتیجه نشان می‌دهد که یک سرمایه‌گذار با افق سرمایه‌گذاری کوتاه مدت مجبور به پاسخ به هر نوسانی در بازده‌های درک شده می‌باشد در حالی که برای یک سرمایه‌گذار با افق سرمایه‌گذاری بلند مدت، ریسک بلند مدت بطور قابل توجهی کاهش می‌یابد (کیم ۲۰۰۵).

نمودار یک می‌تواند مربوط به مقیاس بندی واریانس مشهور باشد. تحلیل مقیاس بندی برای بررسی وابستگی بلند مدت در سری‌های زمانی مالی بکار گرفته می‌شوند. از نقطه نظر سرمایه‌گذار، وجود وابستگی بلند مدت نشان می‌دهد که ریسک سرمایه‌گذاری نه تنها یک تابعی از نوع دارایی مورد توجه می‌باشد بلکه به افق سرمایه‌گذاری ترجیح داده شده از طرف سرمایه‌گذار نیز مربوط می‌باشد. (هالتن ۱۹۹۲) حقیقت این است که واریانس‌های بازده‌ها روی سهام ارزشی و رشدی با افزایش افق سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد که می‌تواند بدین معنا باشد که سربها غیرهمبسته می‌باشند.



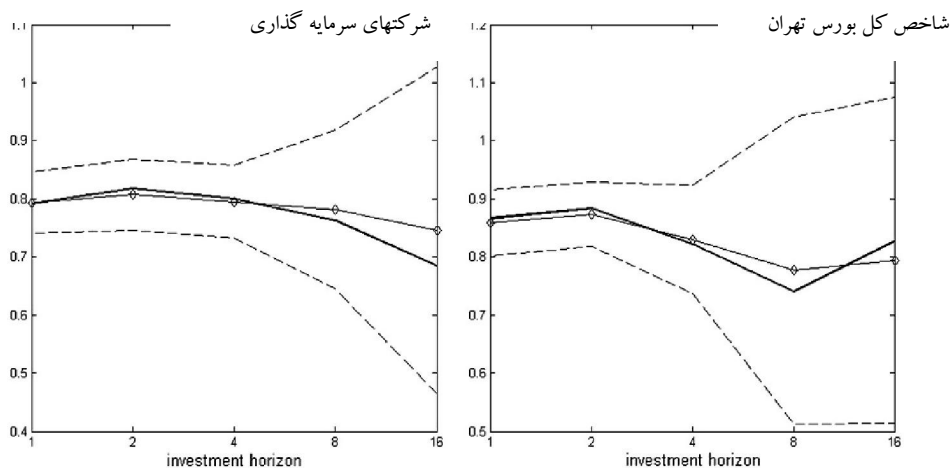
نمودار ۱

برای بررسی این واقعیت توان هرست Hurst (H) برای شناسایی ثبات نسبی و وابستگی بلند مدت برای سهام رشدی و ارزشی با استفاده از معادله ۳ تخمین زده می شود. توان هرست تخمین زده شده H در جدول یک گزارش شده است.

	Growth	Value	Growth	Value
Hurst	0.240*	0.238*	0.296	0.186
F-stat.	71.086 (0.004)	57.604 (0.005)	6.598 (0.083)	7.538 (0.071)

همانطور که در این جدول دیده می شود، همه تخمین ها بطور آماری در سطح یک درصد بجز سهام ارزشی شاخص بورس تهران معنادارند. این نتیجه نشان می دهد که سهام غیرهمبسته اند بجز سهام ارزشی شاخص بورس تهران، عبارت دیگر نتایج پیشنهاد می کنند پدیده ای را که بازده های سهام یک فرایند برگشت میانگین را دنبال می کند. ساختار همبستگی بعنوان یک عامل مهم در تعیین یک پرتفوی می باشد، بدلیل همبستگی منفی (مثبت) میان بازده های دو دارایی منجر به کاهش (افزایش) کل واریانس پرتفوی می شود. ما همبستگی موجک را در افق های سرمایه گذاری متنوع بررسی نمودیم.

از آنجایی که آنها بوسیله اثر افق تاثیر خواهند پذیرفت بدلیل آنکه یک اثر تنوع بخشی زمان میانگین ها و واریانسهای بازده های افق بلندمدت را تغییر می دهد. نمودار 2 (a,b) همبستگی های موجک بر مبنای MODWT را از بازده های سهام رشدی و ارزشی نشان می دهد.



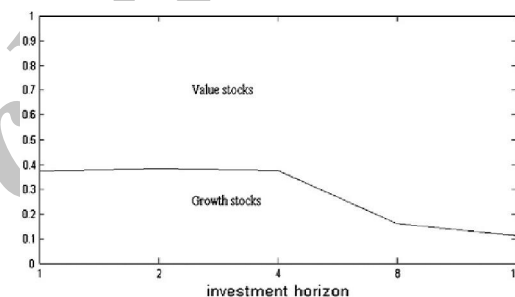
نمودار ۲

در نمودار 2 خط تیره همبستگی‌های موجک در افق‌های سرمایه‌گذاری مختلف را نشان می‌دهد که بوسیله داده‌های اصلی تخمین زده شده‌اند در حالی که خطوط با نقاط برجسته و خطوط ممتد به ترتیب همبستگی‌های میانگین و فاصله اطمینان 95 درصد را نشان می‌دهند که با استفاده از روش خودراه‌انداز ثابت بر مبنای 5000 بار تکرار محاسبه شده‌اند. همه همبستگی‌های تخمین زده شده در نمودار 2 در سطح 5 درصد معنا دارند. تحلیل مان همبستگی‌های موجک را نسبت به همبستگی‌های میانگین در طی افق‌های سرمایه‌گذاری متنوع تطبیق می‌دهد. بطور کلی حرکات همبستگی‌های موجک در افق‌های زمانی ثابت‌اند. در هر حال همبستگی‌های میان سهام رشدی و ارزشی در شاخص بورس یک مقدار بیشتر از سهام رشدی و ارزشی شرکت‌های سرمایه‌گذاری است. در این مقاله دو سناریو را بررسی می‌کنیم یکی سرمایه‌گذاری که فقط روی سهام رشدی و ارزشی سرمایه‌گذاری می‌کنند و دیگری یک پرتفوی با دارایی‌های رشدی و ارزشی به همراه یک دارایی بدون ریسک مانند اوراق مشارکت را شامل می‌شود. وزن‌های تخصیصی به سهام رشدی و ارزشی در سناریو اول در جدول 2 با تنوعی از ریسک‌گریزی و افق‌های سرمایه‌گذاری برای پرتفوی‌های شرکت‌های سرمایه‌گذاری ارائه شده است. به یاد داشته باشید که میانگین وزن‌های تخصیصی سهام رشدی و ارزشی و میانگین خودراه‌اندازی و انحراف معیارها بعد از تخمین ریسک مربوطه گزارش شده‌اند که توسط چوپرا و زیمبا (1993) یافت شد. با استفاده از میانگین خودراه‌اندازی و انحراف معیار همه وزن‌های تخصیصی پرتفوی تخمین زده شده در سطح اطمینان 95 درصد معنا دارند.

جدول ۲: وزنهای تخصیص داده شده به پورتفوی با دو دارایی ریسکی با ۵۰۰۰ بار تکرار با استفاده از بوت استرپ و خطای استاندارد

	Risk aversion parameters									
	1.0		4.0		10.0		50.0		100.0	
	Growth	Value	Growth	Value	Growth	Value	Growth	Value	Growth	Value
Original series	45.18 (45.16)	54.82 (54.84)	46.63 (46.55)	53.37 (53.45)	46.92 (46.83)	53.08 (53.17)	47.07 (46.98)	52.93 (53.02)	47.09 (46.99)	52.91 (53.01)
1 month	[16.49]	[16.49]	[16.47]	[16.47]	[16.47]	[16.47]	[16.47]	[16.47]	[16.47]	[16.47]
	34.02 (37.02)	65.98 (62.98)	37.38 (40.22)	62.62 (59.78)	38.05 (40.86)	61.95 (59.14)	38.41 (41.20)	61.59 (58.80)	38.45 (41.24)	61.55 (58.76)
	[15.16]	[15.16]	[15.26]	[15.26]	[15.29]	[15.29]	[15.31]	[15.31]	[15.32]	[15.32]
2 month	32.64 (42.24)	67.36 (57.76)	38.24 (47.75)	61.76 (52.25)	39.36 (48.85)	60.64 (51.15)	39.96 (49.44)	60.04 (50.56)	40.04 (49.52)	59.96 (50.48)
	[19.16]	[19.16]	[18.79]	[18.79]	[18.75]	[18.75]	[18.73]	[18.73]	[18.73]	[18.73]
4 month	25.62 (46.09)	74.38 (53.91)	37.65 (56.13)	62.35 (48.87)	40.05 (58.14)	59.95 (41.86)	41.34 (58.21)	58.66 (40.79)	41.50 (59.34)	58.50 (40.66)
	[24.91]	[24.91]	[23.93]	[23.93]	[23.84]	[23.84]	[23.81]	[23.81]	[23.80]	[23.80]
8 month	-3.87 (28.34)	103.87 (71.66)	16.20 (47.47)	83.80 (52.53)	20.21 (51.30)	79.79 (48.70)	22.35 (53.34)	77.63 (46.66)	22.62 (53.59)	77.38 (46.41)
	[35.37]	[35.37]	[31.08]	[31.08]	[30.56]	[30.56]	[30.34]	[30.34]	[30.32]	[30.32]
16 month	-15.00 (-332)	115.00 (103.32)	11.29 (33.24)	88.71 (66.76)	16.55 (40.55)	83.45 (59.45)	19.35 (44.45)	80.65 (53.55)	19.70 (44.94)	80.30 (53.06)
	[56.39]	[56.39]	[41.12]	[41.12]	[39.50]	[39.50]	[38.90]	[38.90]	[38.84]	[38.84]

اول بررسی می کنیم که چگونه افزایش افق سرمایه گذاری روی تخصیص دارایی اثر می گذارد. بطور کلی با افزایش افق سرمایه گذاری بیشتر وزنها بدون توجه به ریسک گریزی به سهام ارزشی تخصیص داده می شود. با ضریب ریسک گریزی 4 وزنهای تخصصی پورتفوی میان سهام رشدی و ارزشی در نمودار 3 ارایه شده است.



نمودار ۳ وزنهای تخصیص داده شده به پورتفوی شرکتهای سرمایه گذاری تا افق سرمایه گذاری ۱۶ ماهه

از این نمودار مشخص است که وزن تخصیصی به سهام رشدی با افزایش افقهای سرمایه گذاری کاهش می یابد این نتیجه پیشنهاد می کند که سهام ارزشی کم ریسک تر از سهام رشدی در افقهای طولانی مدت برای سرمایه گذارانی که فقط سهام می خردند، هستند. این نتیجه دقیقاً مرتبط به ریسک نسبی میان سهام

رشدی و ارزشی است. به منظور آنکه ببینیم چگونه برگشت میانگین روی ریسک نسبی سهام رشدی در مقابل سهام ارزشی اثر می‌گذارد واریانس نسبی سهام ارزشی به سهام رشدی را محاسبه می‌کنیم $\sigma_{value}^2(\lambda_f) / \sigma_{growth}^2(\lambda_f)$ این ارزشهای محاسبه شده به ترتیب برابر با 0.98، 0.93، 0.935، 0.766، 0.672 در افق های سرمایه‌گذاری 1، 2، 4، 8، 16 ماهه می‌باشد که نشان می‌دهند کل واریانس نسبی سهام ارزشی با افزایش افق سرمایه‌گذاری کاهش می‌یابد این نشان می‌دهد که سهام ارزشی در بلندمدت کم ریسک ترند تا در کوتاه مدت و بنابراین برای سرمایه‌گذار جذاب می‌باشند. سپس اثر ریسک‌گریزی روی مساله تخصیص پورتنوی را بررسی می‌کنیم. در اینحالت اثر بزرگی از درجه ریسک‌گریزی یافت نمی‌شود و بدلیل آنست که دارایی بدون ریسکی در این مورد وجود ندارد. عبارت دیگر در یک دنیایی با عدم وجود دارایی بدون ریسک، ریسک‌گریزی نقشی را در تعیین تخصیص دارایی بهینه بازی نمی‌کند. در جدول 3 نسبت های شارپ و انحراف معیار مربوط به پورتنوی را با افق سرمایه‌گذاری مختلف و ضرایب ریسک‌گریزی مختلف گزارش کرده است.

جدول 3: نسبتهای شارپ تخمین زده شده برای پورتنوی های با دو دارایی ریسکی

	Risk aversion parameter				
	1	4	10	50	100
Original series	0.089 (0.092) [0.031]	0.044 (0.046) [0.016]	0.028 (0.029) [0.010]	0.012 (0.013) [0.004]	0.009 (0.009) [0.003]
1 month	0.144 (0.145) [0.045]	0.070 (0.071) [0.022]	0.044 (0.045) [0.014]	0.020 (0.020) [0.006]	0.014 (0.014) [0.005]
2 month	0.161 (0.179) [0.062]	0.078 (0.086) [0.031]	0.049 (0.054) [0.020]	0.022 (0.024) [0.009]	0.015 (0.017) [0.006]
4 month	0.284 (0.246) [0.097]	0.133 (0.115) [0.048]	0.083 (0.071) [0.031]	0.037 (0.032) [0.014]	0.026 (0.022) [0.010]
8 month	0.488 (0.396) [0.167]	0.225 (0.178) [0.081]	0.139 (0.110) [0.051]	0.062 (0.048) [0.023]	0.043 (0.034) [0.016]
16 month	0.782 (0.653) [0.306]	0.366 (0.288) [0.153]	0.227 (0.174) [0.095]	0.100 (0.076) [0.042]	0.071 (0.053) [0.030]

بدون در نظر گرفتن درجه ریسک‌گریزی با افزایش افق زمانی نسبت شارپ زیاد شده است. این نتیجه از واریانس موجک انتظار می‌رود همانطور که در نمودار 2 مشاهده می‌شود واریانس بلندمدت کمتر از واریانس کوتاه مدت می‌باشد در حالی که در افق های سرمایه‌گذاری مختلف، همبستگی ثابت می‌باشد. بنابراین نسبت شارپ در بلندمدت بیشتر از کوتاه مدت می‌باشد. از طرف دیگر با بررسی اثر ریسک‌گریزی، بدین نتیجه رسیدیم که درجه ریسک‌گریزی بالاتر، نسبت شارپ پایین تری دارد. در سناریو 2 به بررسی دو دارایی ریسکی (سهام رشدی و ارزشی) به همراه دارایی بدون ریسک پرداختیم. وزنهای تخصیصی به دارایی ها در جدول 4 به همراه افق های زمانی و درجه ریسک‌گریزی مختلف آمده است. میانگین ها و انحراف معیارهای خودراه اندازی شده نشان می‌دهند که تمام وزنهای تخصیصی در سطح اطمینان 95 درصد معنادارند. در ابتدا توجه کنید که افزایش افق سرمایه‌گذاری چگونه روی تخصیص دارایی اثر دارد.

در ابتدا با افزایش افق سرمایه گذاری، سرمایه گذاری در سهام رشدی و ارزشی بیشتر شده است. ریسک نسبی سهام با افزایش افق سرمایه گذاری کم در حالی که ریسک نسبی اوراق مشارکت با افزایش افق سرمایه گذاری افزایش می یابد. البته اگر درجه ریسک گریزی بیشتر از 10 شود آنگاه وزنه های سهام رشدی و ارزشی ناچیز و کم می شوند چرا که بازده بدون ریسک در بلندمدت یک درآمد ثابت را نسبت به سهام رشدی و ارزشی برای سرمایه گذاران محافظه کار ارایه می کند.

جدول ۴: وزنه های تخصیصی تخمین زده شده برای پورتنوی های با دو دارایی ریسکی و دارایی نقد در پورتنوی رشدی و ارزشی شرکتهای سرمایه گذاری با ۵۰۰۰ بار تکرار با استفاده از خودراه اندازی (بوت استرپ) تا افق سرمایه گذاری ۱۶ ماهه، خطاهای استاندارد، ارایه نتایج با تجزیه و تحلیل موجک

	Risk aversion parameter														
	1			4			10			50			100		
	Cash	Growth	Value	Cash	Growth	Value	Cash	Growth	Value	Cash	Growth	Value	Cash	Growth	Value
Original series	98.65	0.46	0.88	99.66	0.13	0.20	99.87	0.07	0.07	99.97	0.03	-0.01	99.99	0.03	-0.01
	(98.60)	(0.50)	(0.90)	(99.66)	(0.14)	(0.20)	(99.87)	(0.07)	(0.06)	(99.98)	(0.03)	(-0.02)	(100.00)	(0.03)	(-0.02)
	[0.50]	[0.30]	[0.26]	[0.12]	[0.15]	[0.12]	[0.05]	[0.13]	[0.12]	[0.02]	[0.13]	[0.13]	[0.01]	[0.13]	[0.12]
1 month	96.91	1.07	2.02	99.23	0.33	0.44	99.69	0.19	0.12	99.94	0.11	-0.05	99.97	0.10	-0.07
	(96.82)	(1.13)	(2.05)	(99.21)	(0.34)	(0.45)	(99.69)	(0.18)	(0.13)	(99.95)	(0.09)	(-0.04)	(99.98)	(0.08)	(-0.06)
	[1.07]	[0.59]	[0.56]	[0.26]	[0.19]	[0.17]	[0.11]	[0.14]	[0.13]	[0.03]	[0.12]	[0.13]	[0.02]	[0.12]	[0.13]
2 month	95.71	1.41	2.88	98.92	0.40	0.68	99.57	0.19	0.24	99.92	0.09	0.00	99.96	0.07	-0.03
	(94.89)	(1.74)	(3.37)	(98.72)	(0.43)	(0.85)	(99.49)	(0.16)	(0.34)	(99.91)	(0.02)	(0.07)	(99.96)	(0.00)	(0.04)
	[1.91]	[1.01]	[1.03]	[0.48]	[0.29]	[0.26]	[0.19]	[0.17]	[0.14]	[0.04]	[0.13]	[0.12]	[0.02]	[0.13]	[0.12]
4 month	89.53	3.39	7.08	97.34	0.92	1.74	98.93	0.40	0.66	99.79	0.13	0.08	99.90	0.09	0.01
	(90.16)	(2.48)	(7.36)	(97.55)	(0.78)	(1.67)	(99.03)	(0.26)	(0.71)	(99.82)	(-0.02)	(0.19)	(99.92)	(-0.05)	(0.13)
	[4.19]	[4.62]	[5.96]	[1.01]	[0.57]	[0.53]	[0.41]	[0.31]	[0.22]	[0.09]	[0.21]	[0.16]	[0.05]	[0.20]	[0.17]
8 month	71.89	-20.33	48.43	94.19	2.01	3.80	97.68	0.97	1.34	98.57	0.41	0.02	99.81	0.34	-0.14
	(78.38)	(-9.87)	(31.49)	(94.96)	(1.71)	(3.33)	(97.99)	(0.69)	(1.32)	(99.62)	(0.13)	(0.25)	(99.83)	(0.06)	(0.11)
	[11.89]	[18.71]	[23.47]	[2.56]	[1.27]	[1.49]	[1.02]	[0.56]	[0.54]	[0.20]	[0.27]	[0.22]	[0.11]	[0.25]	[0.23]
16 month	37.03	-22.42	85.40	87.25	4.32	8.43	94.88	2.08	3.04	99.07	0.82	0.11	99.60	0.66	-0.26
	(48.80)	(-30.74)	(80.94)	(88.18)	(0.90)	(10.92)	(95.65)	(1.50)	(2.86)	(99.20)	(0.38)	(0.43)	(99.64)	(0.23)	(0.13)
	[37.44]	[47.32]	[59.89]	[9.25]	[8.88]	[14.46]	[3.13]	[1.50]	[2.39]	[0.57]	[0.47]	[0.45]	[0.29]	[0.41]	[0.43]

حال به اثر ریسک گریزی روی تخصیص پورتنوی توجه کنید که با افزایش ریسک گریزی وزن تخصیصی به سهام رشدی و ارزشی کاهش می یابد بدین معنی که سرمایه گذاران محافظه کار نیازمند یک جریان ثابتی از مصرف می باشند. حال به وزن تخصیصی به سهام رشدی در مقابل سهام ارزشی می پردازیم. مثلاً در درجه ریسک گریزی 4، در افق سرمایه گذاری کوتاه مدت، وزن سهام رشدی بیشتر از ارزشی و در بلندمدت وزن سهام ارزشی بیشتر از رشدی است هر چند که این وزنها درصد خیلی کمی از پورتنوی را شامل می شوند. مثلاً در افق سرمایه گذاری 16 ماهه 8/43 درصد به سهام ارزشی و 4/32 درصد به سهام رشدی تخصیص داده شده است.

نتایج تجربی پورتنوی شاخص بورس در جدول 5 آمده است بر اساس نتایج خود راه اندازی تمامی وزنه های تخصیصی در این جدول در سطح 5 درصد معنی دار هستند. وزنه های تخصیصی به سهام رشدی و ارزشی با افزایش افق سرمایه گذاری، افزایش می یابد با تمرکز روی تخصیص دارایی میان سهام رشدی و ارزشی نتایج کمی متفاوت از نتایج پورتنوی شرکتهای سرمایه گذاری بدست آمد.

زمانی که درجه ریسک گریزی بیشتر از 50 است، وزنه های تخصیصی به سهام رشدی و ارزشی کم است. این نتیجه مانند پورتنوی شرکتهای سرمایه گذاری است. در هر حال زمانی که ضریب ریسک گریزی

10 یا کمتر از آن می‌باشد، وزنهای تخصیصی به سهام رشدی و ارزشی بسیار مهم بخصوص در افق سرمایه‌گذاری بلندمدت می‌شوند. بهرحال در اینمورد تفاوت اندکی میان وزندهی پورتنفوی سهام رشدی و ارزشی مشاهده شد که نتیجه تحقیق کوتاری و همکاران (۱۹۹۵) را تایید کند که یافتند با استفاده از بازده های سالیانه پورتنفوی، نسبت ارزش دفتری به بازاری اثری روی پورتنفویهای استاندارد پوورز ندارد. بطور کلی این یافته نشان می‌دهد که موفقیت در پیروی از استراتژی ارزشی بستگی به آن دارد که چه فیلترهای رشدی و ارزشی برای بازده های سهام بکار گرفته شده است.

جدول ۵: وزنهای تخصیصی تخمین زده شده برای پورتنفوی های با دو دارایی ریسکی و دارایی نقد در پورتنفوی رشدی و ارزشی شاخص بورس با ۵۰۰۰ بار تکرار با استفاده از خود راه اندازی (بوت استرپ) تا افق سرمایه‌گذاری ۱۶ ماهه، خطاهای استاندارد، ارایه نتایج با تجزیه و تحلیل موجک

	Risk aversion parameter														
	1			4			10			50			100		
	Cash	Growth	Value	Cash	Growth	Value	Cash	Growth	Value	Cash	Growth	Value	Cash	Growth	Value
Original series	98.41	0.79	0.80	99.62	0.31	0.07	99.86	0.21	-0.07	99.99	0.16	-0.15	100.00	0.15	-0.16
	(98.20)	(0.90)	(0.90)	(99.57)	(0.34)	(0.10)	(99.84)	(0.22)	(-0.06)	(99.99)	(0.16)	(-0.15)	(100.00)	(0.16)	(-0.16)
	[0.68]	[0.35]	[0.36]	[0.17]	[0.09]	[0.11]	[0.07]	[0.06]	[0.08]	[0.02]	[0.05]	[0.07]	[0.02]	[0.05]	[0.07]
1 month	96.79	1.42	1.79	99.21	0.45	0.33	99.69	0.26	0.04	99.95	0.16	-0.11	99.99	0.14	-0.13
	(96.39)	(1.64)	(1.98)	(99.11)	(0.51)	(0.38)	(99.65)	(0.28)	(0.06)	(99.95)	(0.16)	(-0.11)	(99.98)	(0.15)	(-0.13)
	[1.31]	[0.68]	[0.69]	[0.33]	[0.17]	[0.19]	[0.13]	[0.08]	[0.10]	[0.03]	[0.05]	[0.07]	[0.02]	[0.05]	[0.07]
2 month	94.29	2.50	3.21	98.58	0.68	0.74	99.43	0.32	0.25	99.89	0.13	-0.02	99.95	0.10	-0.05
	(93.18)	(2.97)	(3.85)	(98.30)	(0.80)	(0.90)	(99.32)	(0.37)	(0.31)	(99.87)	(0.14)	(-0.01)	(99.94)	(0.11)	(-0.05)
	[2.93]	[1.50]	[1.53]	[0.73]	[0.38]	[0.38]	[0.29]	[0.16]	[0.15]	[0.06]	[0.06]	[0.05]	[0.03]	[0.05]	[0.05]
4 month	85.59	6.62	7.79	96.42	1.81	1.77	98.59	0.85	0.56	99.75	0.34	-0.08	99.89	0.27	-0.16
	(83.15)	(2.30)	(14.55)	(96.08)	(1.79)	(2.14)	(98.45)	(0.84)	(0.71)	(99.73)	(0.33)	(-0.06)	(99.89)	(0.27)	(-0.15)
	[7.84]	[10.56]	[15.16]	[1.62]	[0.81]	[0.87]	[0.65]	[0.33]	[0.35]	[0.13]	[0.12]	[0.14]	[0.07]	[0.11]	[0.14]
8 month	63.94	4.80	31.26	91.75	4.05	4.19	96.76	1.88	1.36	99.44	0.72	-0.16	99.78	0.57	-0.35
	(55.20)	(-14.04)	(58.84)	(90.83)	(3.63)	(5.54)	(96.45)	(1.79)	(1.76)	(99.39)	(0.64)	(-0.03)	(99.76)	(0.49)	(-0.25)
	[22.74]	[37.77]	[48.15]	[5.15]	[3.80]	[5.45]	[1.94]	[0.93]	[1.12]	[0.44]	[0.31]	[0.51]	[0.28]	[0.30]	[0.49]
16 month	-30.70	62.93	67.77	67.47	15.89	16.64	87.02	6.52	6.46	97.46	1.52	1.02	98.76	0.90	0.34
	(-7.23)	(-36.58)	(143.81)	(75.46)	(-0.45)	(24.99)	(91.60)	(2.96)	(5.44)	(98.59)	(0.94)	(0.48)	(99.40)	(0.62)	(-0.02)
	[91.39]	[120.17]	[152.13]	[23.53]	[25.16]	[36.42]	[8.62]	[5.86]	[9.19]	[1.45]	[0.77]	[0.97]	[0.78]	[0.51]	[0.76]

۵- نتیجه گیری و بحث

تخصیص دارایی میان سهام رشدی و ارزشی برای مدیران مالی جذاب می‌باشد. این مقاله رویکرد جدیدی با استفاده از روش موجک برای بررسی تخصیص پورتنفوی میان سهام رشدی و ارزشی در افقهای سرمایه‌گذاری مختلف را ارایه می‌دهد. در این مقاله به بررسی این موضوع با جواب به دو سوال زیر پرداخته شد: الف- چگونه افق سرمایه‌گذاری روی تخصیص پورتنفوی اثر می‌گذارد؟ ب- چگونه ریسک‌گریزی روی تخصیص پورتنفوی اثر می‌گذارد؟ یافته تحقیق نشان می‌دهد زمانی که یک دارایی بدون ریسک را در تحلیل مان ترکیب کردیم با افزایش افق سرمایه‌گذاری سرمایه‌گذار، بیشتر وزن پورتنفوی به سهام رشدی و ارزشی داده شد که با نتیجه Hassan (2000) سازگار است. یک توضیحی برای این نتیجه اینست که در یک افق سرمایه‌گذاری خاص، فرایند تولید بازده برای سهام بطور متوسط برمی‌گردد که بدان معناست که با افزایش افق سرمایه‌گذاری، ریسک نسبی سهام کم می‌شود.

بحث اصلی در این مقاله، استفاده از تجزیه و تحلیل مویک برای تخصیص دارایی میان سهام رشدی و ارزشی با توجه به درجات مختلف ریسک گریزی سرمایه گذاران می باشد. از سوی دیگر به منظور تحلیل اثر افق سرمایه گذاری روی عملکرد نسبی دارایی های مختلف، بازده های کلی در دوره های زمانی طولانی مدت را بدست آورده ایم. در هر حال بدلیل فقدان هم پوشانی بازده های دوره نگهداری برای افق های طولانی مدت، رویکرد سنتی برای ایجاد بازده دوره نگهداری طولانی مدت تر براساس این فرض است که بازده های دوره نگهداری از هم مستقل اند و توزیع های بازده ثابت هستند. این فرضیات به محققان اجازه می دهد به آسانی بازده و واریانس/کوواریانس دوره نگهداری طولانی تر را براساس بازده تک دوره ای و واریانس کوواریانس محاسبه کنند، در حالی که بازده مورد انتظار و واریانس ایجاد شده در طول زمان برابری در حالی که این درست نیست.

در این تحقیق از شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران و شرکتهای سرمایه گذاری پذیرفته شده در بورس تهران استفاده شد. نتایج پورترفوی شرکتهای سرمایه گذاری نشان می دهد که با افزایش سرمایه گذار، میانگین بهینه تخصیص سرمایه گذاران به سمت سهام ارزشی می رود و از سهام رشدی فاصله می گیرد (بخصوص برای افراد با درجه ریسک گریزی کم و متوسط). این نتایج نشان می دهد که سهام ارزشی در بلندمدت ریسک کمتری نسبت به سهام رشدی دارد. بطور قابل توجهی برای پورترفوی بازار، وزنهای تخصیصی میان سهام رشدی و ارزشی متفاوت از هم نمی باشند.

فهرست منابع

- شاه بنده، میثم (۱۳۸۵). مقایسه شرکت های دارای سهام رشدی و ارزشی در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد مدیریت بازرگانی، دانشگاه مازندران، دانشکده علوم اقتصادی و اداری.
 قالیباف اصل، حسن؛ بابالویان، شهرام؛ جولان، جعفر (۱۳۸۷). "مقایسه بازدهی سهام رشدی با سهام ارزشی در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه بورس اوراق بهادار"، سال اول، شماره ۳، صص ۱۱۱-۱۳۴.
 مالکی قمی، علی (۱۳۸۹). مقایسه بازدهی روش های مختلف انتخاب سهام ارزشی و رشدی در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه دوره کارشناسی ارشد مدیریت مالی، تهران، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

- * Bansal.R., Kiku.D., 2006. Long-run Asset Allocation. Working Paper.
- * Bansal.R., Dittmar.R.F., Lundblad.C., 2005. Consumption. Dividends and the crossection of equity returns. The Journal of Finance 60. 1639-1672.
- * Bansal.R., Dittmar.RF.,Kiku.D., 2006. Cointegration and Consumption Risks in Asset Returns. Working Paper. Duke University.
- * Barberis.N., 2000. Investing for the long run when returns are predictable. The Journal of Finance 55. 225-264.
- * Bodie.Z., Merton.R.C., Samuelson. W.F., 1992. Labor supply flexibility and portfolio choice in a life cycle model. Journal of Economic Dynamics and Control 16. 427-449.
- * Campbell. J.Y., Viceria. L.M., 2001. Who should buy long-term bonds? The American Economic Review 91. 99-127.
- * Campbell.J.Y, Viceria.l.m., 2002. Strategic Asset Allocation: portfolio choice for long-term investors. Oxford University press. Oxford.

- * Chopra.V.K., Ziemba.W.T., 1993. The effect of error in means, Variances and covariances on optimal portfolio choice. *Journal of portfolio management* 19. 6-11.
- * Durai.S.R.S., Bhaduri.S.N., 2009. Stock prices. Inflation and output: evidence from wavelet analysis. *Economic Modeling* 26. 1089-1092.
- * Fama.E., French.K., 1992. The Cross-section of expected stock returns. *The Journal of Finance* 47. 427-456.
- * Fama.E., French.K., 1993. Common risks factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33.3-56.
- * Francis.I.N., Sangbae.Kim., 2011. Investment horizon effect on asset allocation between value and growth strategies. *Economic Modelling* 28(2011). 1489-1497.
- * Fama.E., French.K., 2007. The anatomy of value and growth stock returns. *Financial Analysts Journal* 63. 44-54.
- * Gencay.R., Selcuk.F., Whitcher.B., 2001. Scaling properties of foreign exchange volatility. *Physica A* 289. 249-266.
- * Gencay.R., Selcuk.F., Whitcher.B., 2002. An introduction to Waveletes and other Filtering Methods in Finance and Economics. Academic press . London.
- * Gencay.R., Selcuk.F., Whitcher.B., 2003. Systematic risk and time scales. *Quantitative Finance* 3.108-116.
- * Gollier.C., Zeckhauser.R., 2002. Horizon length and portfolio risk. *Journal of risk and uncertainty* 24. 195-212.
- * Gunthorpe.D., Levy.H., 1994. Portfolio composition and the investment horizon *Financial Analysts Journal* 50. 51-56.
- * Hansson.B., Persson .M., 2000. Time diversifications and estimation risk. *Financial Analysts Journal* 56, 55-62.
- * Hatemi-J.A., Roca.E., 2006. A re-examination of international portfolio diversification based on evidence from leveraged bootstrap method. *Economic modeling* 23.993-1007.
- * Haugen.R.A., Baker..N.L., 1996. Commonalities in the determinants of expected stock returns. *Journal of Financial Economics* 41. 401-439.
- * Holton.G.A., 1992. Time: the second dimension of risk. *Financial Analysts Journal* 48. 38-45.
- * Houge.T., Loughran.T., 2006. Do investors capture the value premium? *Financial Management* 35. 5-19.
- * In.F., Kim.S., 2006. The hedge ratio and empirical relationship between the stock and futures markets: a new approach using wavelet analysis. *Journal of Business* 79. 799-820.
- * Jensen.M.J. 2000. An alternative maximum likelihood estimator of long memory processes using compactly supported wavelets. *Journal of Economic Dynamics and control* 24. 361-387.
- * Jurek.J.W., Viceria.LM., 2006. Optimal value and growth Tilts in long run portfolios. NBER Working paper NO.12017.
- * Kim.S., In.F., 2005. Stock returns and inflation: new evidence from wavelet analysis. *Journal of Empirical Finance* 12. 435-444.
- * Kim.S., In.F., 2010. portfolio allocation and the investment horizon: a multiscaling approach. *Quantitative Finance* 10. 443-453.
- * -Kothari.S.P.,Shanken.J., Sloan.R.G., 1995. Another look at the cross section of expected stock returns. *The Journal of Finance* 50. 185-224.
- * Lakonishok.J., Schleifer.A., Vishny. R.W., 1994. Contrarian investment, extrapolation and risk. *The journal of Finance* 49. 1541-1578.
- * Lee,C.F., WU.C., Wei. K.C.J.1990. The heterogeneous investment horizon and the capital asset pricing model: theory and implications, *Journal of Financial and Quantitative analysis* 25. 361-376.
- * Li.D.,Ng.W.,2000. Optimal dynamic portfolio selection: multiperiod mean- variance formulation. *Mathematical Finance* 10. 387-406.

- * LO.A.W.Mackinlay. AC.,1990. When are contrarian profits due to stock market overreaction? Review of Financial studies 3. 175-205.
- * Lynch. A.W.,2001.Portfolio choice and equity characteristics: characterizing thr hedging demands induced by return predictability. Journal of financial economics 62. 67-130.
- * -Manimaran, p., panigrahi, p.k parikh. J.c., 2005.wavelet analysis and scaling properties of time series. Physics review E 72. 046120.
- * Markowitz.H.,1952. Portfolio selection .the Journal of Finance 7. 77-91.
- * Percival ,D.B.,Walden,A.T., 2000. Wavelet methods for time series analysis. Cambridge university press. Cambridge.
- * Petkova R.,Zhang. L., 2005. Is value riskier than growth? Journal of financial Economics 78. 187-202.
- * Politis, D.N., Romano,JP., The stationary bootstrap, Jornal of the American Statistical Association 89. 1303-1313
- * Francis, In. Sangbae,Kim .,(2011). Investment horizon effect allocation between value and growth strategies.Economic Modelling 1489-1497

پیوست:

تحلیل چند مقیاسی و تبدیل موجک گسسته

۱- تبدیل موجک گسسته

در این بخش به مروری بر پایه های ریاضی و جزئیات موجک می پردازیم. ساختار ریاضی موجک بر فضای توابع V از تجزیه چند مقیاسی (تحلیل چند مقیاسی) بنا شده است. مثال های کلاسیک که در مقاله می ی (۱۹۹۷) بیان شده است. تجزیه بر روی فضای هیلبرت $L_2(R)^2$ می باشد. تحلیل چند مقیاسی شامل یک دنباله از زیر فضاهای تو در تو V_i از فضای توابع V (یعنی $\dots \subset V_j \subset V_{j+1} \subset \dots$) با اشتراک تهی و بسیار چگال در $L_2(R)$ است. تجزیه در لایه های دقت چندگانه، نیازمند یک رابطه دو مقیاسی به صورت زیر است:

$$F(t) \in V_j \Leftrightarrow F(2t) \in V_{j-1}$$

نقطه شروع برای تجزیه (و برای ساختن پایه های موجک) ساختن موجک پدر ϕ است.

این تابع باید دارای مزیت حمایت فشرده و تبدیلات صحیح از توابع مقیاس $\phi(2^l t - k)$ فضای فیلتر (پالاینده) V_j ساخته می شود. مقیاس دادن به وسیله 2^l ، توابع پایه ای برای فضای V_j می سازد و فضاهای تو در تو V_j برای ساختن معادله مقیاس

$$\phi(t) = \sum_{k \in \mathbb{Z}} a_k \phi(2t - k) \quad (1)$$

با ضرایب اختصاص یافته a_k ، $k \in \mathbb{Z}$ به کار می رود.

با استفاده از ترکیب های خطی تابع مقیاس موجک پدر، موجک مادر ساخته می شود.

حفظ تعامد برای ضرایب انتخاب شده در ترکیبات خطی لازم است. به بیان دیگر یکی از شرایط انتخاب موجک های پدر و مادر داشتن تعامد است:

$$\langle \phi(0 - k), \psi(0 - l) \rangle \geq 0, l, k \in \mathbb{Z} \quad (2)$$

معادله مقیاس ۱ و شرایط تعامد ۲ شرایطی را برای ضرایب B_k فراهم می سازد، این ضرایب موجک مادر را شناسایی می کنند. موجک مادر ترکیب خطی از مقیاس و موجک های پدر ϕ است،

$$\psi(t) = \sum_{k \in \mathbb{Z}} b_k \phi(2t - k) \quad (3)$$

موجک های ψ با ضرایب $\{b_k\}$ و $k \in \mathbb{Z}$ ، به طور یکتا محاسبه می شوند.

یک مثال معروف برای موجک مادر، موجک هار، φ^3 با ضابطه زیر است:

$$\psi(t) = \begin{cases} 1 & t \in [0, 0.5] \\ -1 & t \in [0.5, 1] \\ 0 & t \in [0, 1] \end{cases}$$

که می‌توان موجک پدر را با ضابطه زیر به دست آورد:

$$\psi(t) = \begin{cases} 1 & t \in [0, 1] \\ 0 & t \in [0, 1] \end{cases}$$

نکته ای که در این حالت برای موجک پدر صادق است، این است که معادله مقیاس را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\varphi(t) = \varphi(2t) + \varphi(2t - 1) \quad \text{به صورت } a_k=0 \text{ و } a_0=a_1 \text{ برای } k \neq 0, 1 \text{ است.}$$

موجک هار به عنوان ترکیب خطی از موجک های پدر مقیاس شده $\psi(t) = \varphi(2t) + \varphi(2t - 1)$ تعریف می‌شود، در حالی که مقدار ضرایب b_k رابطه ۳ عبارت است از $b_0=1, b_1=-1$ و $b_k \neq 0$ برای سایر k ها. موجک هارا می‌توان به عنوان یک موجک داپشیز از مرتبه ۱ یا ۲ ضریب تعریف کرد. در حالت کلی، موجک های داپشیز از مرتبه N به صورت تحلیلی به دست نمی‌آیند، اما به وسیله $2N$ ضریب توصیف می‌شوند.

موجک داپشیز بر مبنای افزایش تعداد پایه های متعامد ساخته می‌شود، از طریق ترکیب ایده تجزیه و تحلیل فوریه و بانک های فیلتر توصیف شرایط برای تعامد پایه ها نسبت به شرایط فیلتر های a_k و b_k در روابط ۱ و ۳ مقذور است، از این می‌توان نشان داد که تبدیلات ψ و φ متعامد هستند و از این تعامد می‌توان دید که در موجک هار $\sum_k b_k = 2$ و $\sum_k a_k = 2$ است. این امر در موجک به آسانی بدست می‌آید. موجکی در نظر بگیرید به طوری که پایه های این موجک به وسیله تابع ψ تبدیل و مقیاس بندی شده اند. نوع ψ مقیاس بندی و تبدیل شده به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\psi_{j,k}(t) = 2^j \psi(2^j t - k) \quad (4)$$

برای موجک متعامد ψ ، مجموعه $\{\psi_{j,k} \mid j, k \in \mathbb{Z}\}$ پایه ای متعامد برای موجک است.

یک تابع f را می‌توان به صورت زیر نمایش داد:

$$f(t) = \sum_{j \in \mathbb{Z}} \sum_{k \in \mathbb{Z}} C_{j,k} \psi_{j,k}(t) \quad (5)$$

تبدیل موجک گسسته (DWT) متناظر با با نگاشتی با ضابطه $f \rightarrow C_{j,k}$ است. DWT ساز و کاری فراهم می‌سازد که برای نمایش داده یا سری های زمانی f در جملاتی از ضرایب که به وسیله مقیاس های خاص کاربرد دارد. اگر f یک سیگنال باشد، تجزیه f مقیاس های خاص کاربرد دارد. اگر f یک سیگنال باشد تجزیه f به مقیاس های متفاوت از طریق دقت اعمال DWT به f به دست می‌آید.

۲. تبدیل موجک گسسته حداکثر هم پوشانی

در این بخش، روش های پایه ای و اصلی موجک ارئه شده و به طور خاص تبدیل گسسته DWT و تبدیل موجک گسسته حداکثر هم پوشانی MODWT تشریح می‌شود. همچنین بر اساس سری داده های تجزیه شده از طریق روش محاسبه واریانس، کوواریانس و همبستگی موجک دو متغیره ارائه می‌شود.

همان طور که پیشتر نیز اشاره شد. تبدیل های موجک پایه عبارتند از موجک پدر و موجک مادر که آنها را به ترتیب با علامت های $\varphi(t)$ و $\psi(t)$ نشان می‌دهند. موجک پدر (تابع مقیاس) نشان دهنده روند اصلی داده هاست. در حالی که موجک مادر (تابع کوچک) در جهت توضیح تمام انحرافات از روند اصلی داده ها استفاده می‌شود.

سری زمانی $f(t)$ را در نظر بگیرید. می‌خواهیم آن را به مقیاس های موجک گوناگون تجزیه کنیم با استفاده از DWT می‌توان داده های اصلی را به فضای کوچک تبدیل کرد. این کار با استفاده از تبدیل $w=WF(t)$ انجام می‌شود.

شود ویژگی های مهم سری های زمانی را می توان با استفاده از توابع موجک مادر ف بهتر به دست آورد. این توابع تفاوت های بین دوفضای مجاور را پوشش می دهند با استفاده از تعامد می توان فضای را به صورت زیر تعریف کرد.

$$L^2 = V_0 \oplus V_1 \oplus V_2 \oplus \dots \quad (6)$$

در رابطه بالا \oplus بیانگر جمع دو فضاست. در این رابطه ارتباط، V_0 با فضای موجک از طریق $W_{-1} \oplus \dots \oplus W_{-\infty}$ بیان می شود. بر همین اساس موجک مادر به صورت زیر است.

$$\psi_{j,k}(t) = 2^{\frac{j}{2}} \phi_k(2^{-j}t - k) 2^{-\frac{2^j}{2}} \left(\frac{t-2^j k}{2^j}\right) \quad (7)$$

بر اساس رابطه γ هر سری زمانی $f(t) \in L$ به صورت بسط سری موجک نوشته و بیان می شود.

$$f(t) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} S_k \phi_k(t) + \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{k=-\infty}^{\infty} d_{j,k} \psi_{j,k}(t) \quad (8)$$

همان طور که در رابطه ۸ مشاهده می شود، الگوریتم DWT توانایی ایجاد ضرایب موجک را در مقایسه های ظریف خش دارد. از این رودادهای با تواتر بالا کم را ثبت می کند. بنابراین، یک سری از اطلاعات هموار شده توسط از جزئیات به دست می آید که پیشتر مورد بررسی قرار نگرفته است در حالی که این اطلاعات سطوح دقت بیشتری را ارائه می دهد. در این پژوهش، تجزیه و تحلیل MODWT جانشین DWT می شود. این تجزیه و تحلیل تمام عملکردهای DWT را ایجاد می کند که می توان از تجزیه و تحلیل واریانس MRA نام برد. مفهوم اصلی واریانس موجک جانشین مفهوم تغییر پذیر بر مقیاس های معین می شود که مقایسه کلی به وسیله واریانس نمونه بر آورد می شود. (پرسیوال و والدن ۲۰۰۰)

واریانس موجک به وسیله ضرایب MODWT برای مقیاس 2^{j-1} از طریق رابطه زیر بیان می شود.

$$\sigma_j^2(\lambda_j) = \frac{1}{N_j} \sum_{t=1}^{N-1} [\bar{d}_{j,t}^2], 1 = x, y \quad (9)$$

که $d_{j,t}^2$ ضریب موجک MODWT متغیر های l در مقیاس (z) است.

$N_j = N - L_j + 1$ مجموعه ای از ضرایب است که تحت تاثیر محدودیت نمی باشد و $L_j = (2^j - 1)(L - 1) + 1$ طول فیلتر موجک مقیاس λ_j است.

کواواریانس موجک هم می تواند کواواریانس نمونه را به مقیاس های زمانی متفاوت تجزیه کند.

کواواریانس موجک در مقیاس به صورت زیر بیان می شود.

$$cov_{xy}(\lambda_j) \equiv \frac{1}{N_j} \sum_{t=1}^{N-1} \bar{d}_{j,t}^x \bar{d}_{j,t}^y \quad (10)$$

باید توجه داشت که برآوردگر هیچ ضریبی را که کاربرد روشنی از حالت های محدود زمانی را داشته باشد به کار نمی برد. با استفاده از ضرایب موجک MODWT متاثر از محدودیت و نرمالسازی مجدد می توان بر آورد گر ویژه ای از کواواریانس نوسان را به وجود آورد.

در صورتی که د کواواریانس تغییر سری های زمانی را دخالت ندهیم. می توان مفهوم همبستگی موجک را تعریف کرد. همبستگی موجک از کواواریانس موجک برای $\{x_1$ و $y_1\}$ و واریانس های موجک برای x_1 و y_1 تشکیل می شود. برآوردگر همبستگی نوسانی به طریق زیر با استفاده از روابط ۹ و ۱۰ بیان می شود.

$$\hat{\rho}_{xy}(\lambda_j) \equiv \frac{cov_{xy}(\lambda_j)}{\hat{v}_x(\lambda_j) \hat{v}_y(\lambda_j)}$$

همبستگی نوسانی همانند ضریب همبستگی معمولی بین دو متغیر تصادفی بیان می شود و دارای مقدار است.