فصلنامه بورس اوراق بهادار شمارهٔ ۵۴ تابستان ۱۴۰۰ سال چهاردهم ـ تاریخ دریافت: ۹۸/۰۱/۱۶تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۲/۰۱ ص ۵-۴۰

تحلیل بازده سهام بر اساس مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در مقیاس‌های زمانی مختلف با رهیافت تحلیل موجک در بورس اوراق بهادار تهران

سید محمدرضا داودی[1]

چکیده

هدف پژوهش حاضر تحلیل عوامل مؤثر در بازده سهام بر اساس مدل فاما و فرنچ و با رویکرد تحلیل موجک می‌باشد. مدل فاما و فرنچ در نظریه قیمت گذاری دارایی و مدیریت سبد سرمایه گذاری، مدلی است که متغیرهای مستقل در آن عوامل صرف ریسک، اندازه، ارزش، سرمایه گذاری و سودآوری می‌باشد. سری‌های زمانی متغیرهای مستقل، به‌وسیله تجزیه موجک به سطوح مختلف تجزیه شده و تأثیر متغیرهای مستقل بر بازده سهام در این سطوح و به کمک رابطه رگرسیونی بررسی می‌شود. داده‌های مورد نیاز پژوهش از نرم افزار ره آورد نوین جمع آوری شده و برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم افزار متلب و جعبه ابزار موجک آن استفاده گردید. نتیجه تحلیل رگرسیونی مقیاس زمانی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در بورس اوراق بهادار تهران در خلال سال‌های ۱۳۹۵-۱۳۸۰و با استفاده از تحلیل موجک نشان می‌دهد در کوتاه مدت (۲-۴ دوره سه ماهه) ، متغیرهای اندازه، صرف ریسک و سودآوری دارای تأثیر معناداری بر بازده هستند. در میان مدت(۴-۸ دوره سه ماهه)، اندازه، صرف ریسک، ارزش و در دراز مدت (۸-۱۶ دوره سه ماهه) صرف ریسک و سرمایه گذاری دارای تأثیر مثبت و معناداری بر بازده هستند.

واژگان کلیدی: آنالیز موجکی، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، تحلیل رگرسیونی مقیاس زمانی، بازده
طبقه‌بندی موضوعی: G23

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

۱. استادیار، گروه مدیریت، واحد دهاقان، دانشگاه آزاد اسلامی، دهاقان، ایران.(نویسنده مسئول) smrdavoodi@ut.ac.ir

۱- مقدمه

بازار سرمایه از ارکان اساسی نظام اقتصادی هر کشور به شمار می‌رود. این بازار محل تجمیع منابع ارزان قیمت، سرگردان و پراکنده به سمت واحدهای مختلف اقتصادی است. نماد بازار سرمایه، بورس اوراق بهادار و نهادهای وابسته می‌باشد. عملکرد صحیح بورس می‌تواند پیامدهای ارزشمندی مانند رشد و توسعه اقتصادی را به همراه داشته باشد. این امر موجب شد که نظریه‌ها ، مدل‌ها و روش‌های گوناگونی برای قیمت گذاری دارایی‌های مالی و محاسبه و پیش بینی نرخ بازدهی سهام، مطرح شده و هر روز در حال توسعه و تغییر و تحول باشد (شمس و پارسائیان، ۱۳۹۱).

الگوی اولیه قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای[2] که توسط شارپ (۱۹۶۴-۱۹۶۳) ارائه شد، بیان می‌کند که بازده مورد انتظار یک دارایی، تابعی خطی و مثبت از شاخص ریسک سیستماتیک آن دارایی (بتا) خواهد بود(Sharp,1964). بارزترین مطالعه‌ای که به بررسی اعتبار تجربی الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای می‌پردازد، مطالعه‌ای است که توسط بانز (Banz,1981) انجام شد. وی نشان داد که متوسط بازده سهام شرکت‌های کوچک در مقایسه با متوسط بازده سهام شرکت‌های بزرگ که در همان سطح بتای بازار قرار دارند، بزرگ‌تر است. مطالعهٔ دیگری که اعتبار الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای را با سؤالی جدی مواجه کرد، توسط بهاندری (Bhandari,1988) انجام شد. همان‌طور که اشاره شد، طبق تصریح الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، بتای یک سهم به‌تنهایی توانایی توضیح اختلاف بازده شرکت‌های مختلف را دارد. لیکن، بهاندری (۱۹۸۸) توانست نشان دهد که با افزودن متغیر اهرم مالی توانایی الگو به‌طور معنی‌داری بهبود می‌یابد(پورزمانی و بشیری،۱۳۹۲).

در مدل سه عاملی فاما و فرنچ، بازده اضافی یک پورتفوی، به سه عامل مربوط می‌باشد. عامل اول صرف ریسک بازار است که همان عامل بتای مدل تعادلی می‌باشد. عامل دوم، تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های کوچک و پو پرتفوی سهام شرکت‌های بزرگ است. عامل سوم، تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین است که عموماً به آن عامل ارزش می‌گویند. گرگوری، تاریان وکریستیدیس (Gregory and Christidis,2013)، شواهد جدیدی مبنی بر کاربرد محدود این مدل در بازار انگلیس، علیرغم اندازه و اهمیت جهانی این بازار، ارائه کرده‌اند. شواهدی وجود دارد که سودآوری و سرمایه‌گذاری می‌توانند قدرت تبیین میانگین بازده سهام را افزایش دهند. دلیل منطقی که این متغیرها را به میانگین بازده مرتبط

[2] Capital Asset pricing model

می‌کند را می‌توان با مدل تنزیل سود سهام توضیح داد. این مدل می‌گوید ارزش بازار یک سهم، برابر باارزش فعلی سودهای مورد انتظار هر سهم در طی دوره برآورد کند.

مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (2013) شکل کامل‌تری از مدل سه عاملی می‌باشد که در آن عامل سودآوری و سرمایه گذاری نیز وارد مدل شده‌اند. در پژوهش حاضر این مدل از دیدگاه تحلیل موجک مورد بررسی قرار می‌گیرد. تحلیل موجک اجازه می‌دهد تا در مقیاس‌های زمانی مختلف یک پدیده وابسته به مکان و زمان بررسی شود. اقتصاددانان مدت‌ها شناخته‌اند که مقیاس زمانی مهم است، زیرا ساختار تصمیم گیری در مورد افق زمانی مربوطه، درجه انباشت زمان، قدرت رابطه و حتی متغیرهای مرتبط با مقیاس زمانی متفاوت است.

یکی از ابزارهای سنجش میزان تأثیر یک متغیر بر متغیر دیگر ، تحلیل رگرسیونی استفاده می‌شود. در تحلیل رگرسیونی برای جلوگیری از رگرسیون کاذب از شرط مانایی استفاده می‌شود که برای رسیدن به مانایی باید یک سری زمانی را بدون روند کرد.تبدیل موجک روشی برای حذف روند از داده‌ها می‌باشد که در آن روند یا سری تقریب یا سری کلیات خود یک سری زمانی می‌باشد. با حذف روند از داده‌ها سری روند زدایی شده یا سری جزئیات محاسبه می‌شود . آنالیز موجک یک ابزار نسبتاً جدید و قدرتمند برای پردازش سیگنال است که هر دو حوزه زمان و فرکانس را در نظر می‌گیرد و در آن یک سری زمانی به بازه‌های زمانی مختلف تجزیه می‌شود و قابلیت انجام با داده‌های نامانا را دارد(عباسی نژاد و نادری،۱۳۹۱:۲).

در پژوهش حاضر متغیرهای مستقل مدل پنج عاملی به کمک تحلیل موجک به سری‌های کلیات و جزئیات تقسیم می‌شوند و در مقیاس‌های زمانی مختلف(کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت)، عمل رگرسیونی و ایجاد ارتباط بین آن‌ها مورد تخمین قرار می‌گیرد تا میزان قدرت توضیح دهندگی مدل و متغیرهای معنا دار آن در مقیاس‌های زمانی مختلف مشخص شود. پژوهش حاضر به دنبال پاسخگویی به این سؤال می‌باشدکه با استفاده از رهیافت تحلیل موجک، عوامل مؤثر بر بازده سهام در مدل پنج عاملی فاما و فرنچ در کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت کدامند؟

۲ مبانی نظری و پیشینه پژوهش

۲-۱- مدل سه عاملی و پنج عاملی فاما و فرنچ

همان‌گونه که اشاره شد فاما و فرنچ (Fama and French,1993) مدل سه عاملی بتا، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار را با توجه به یافته‌های خود در سال ۱۹۹۲ ارائه نمودند. در این مدل بازده اضافی یک پرتفوی، به سه عامل مربوط می‌باشد. عامل اول صرف ریسک بازار است که

همان عامل بتای مدل تعادلی می‌باشد.عامل دوم، تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های کوچک و پو پرتفوی سهام شرکت‌های بزرگ است. عامل سوم، تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بالا و پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار پایین است که عموماً به آن عامل ارزش می‌گویند و با HML[3]نشان داده شده است. بنابراین مدل سه عاملی فاما و فرنچ عبارت است.

رابطه(۱) این مدل را نشان می دهد.

$$R_{it} - R_{Ft} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + \xi_{it} \qquad (۱)$$

که R_{it}:بازده پرتفوی i ام در زمان t؛ R_{Ft}:بازده بدون ریسک؛ SMB_t: عامل اندازه که از حاصل تفاضل بازده پرتفوی متنوع از سهام کوچک از بازده پرتفوی متنوع از سهام بزرگ؛ HML_t:عامل ارزش که حاصل تفاضل بازده پرتفوی متنوع از سهام با اندازه دفتری به بازار کوچک از بازده پرتفوی متنوع از سهام باارزش دفتری به بازار زیاد؛

مدل سه عاملی فاما-فرنچ، بیش از ۹۰٪ بازده پرتفوی‌های متنوع شده را توضیح می‌دهد و این در مقابل ۷۰ درصدی است که توسط CAPM توضیح داده می‌شود (توجیه درون نمونه‌ای). آن‌ها دریافتند که سایز کوچک و نیز عوامل ارزشی، بالا بودن نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و سایر نسبت‌های مرتبط، بازده مثبت ایجاد می‌کنند. در بررسی دریافتند که بازده بالاتر، اندازه کوچک و بتای بالاتر، همگی باهم همبستگی دارند. سپس با در نظر گرفتن اندازه به‌عنوان متغیر کنترل، میزان بازده بابت بتا را آزمودن کردند و رابطه‌ای پیدا نکردند(رمضانی و کامیابی،۱۳۹۶).گرگوری، تاریان وکریستیدیس (۲۰۱۳)، شواهد جدیدی مبنی بر کاربرد محدود این مدل در بازار انگلیس، علیرغم اندازه و اهمیت جهانی این بازار، ارائه کرده‌اند. بررسی‌های اخیر در بورس‌های توسعه‌یافته دنیا نشان داده‌اند که میزان بهره‌وری سرمایه در شرکت‌ها بر بازدهٔ آتی آن‌ها تأثیرگذار بوده و استراتژی انتخاب شرکت‌های بهره‌ور، منجر به کسب بازده واقعی بیشتر از بازده مورد انتظار مدل سه عاملی فاما و فرنچ بوده است. مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، توانایی و مزیت کمی در توضیح میانگین بازده پرتفوی در سطح بین‌المللی دارد (رستمی و همکاران، ۱۳۹۶).

شواهدی وجود دارد که سودآوری و سرمایه‌گذاری می‌توانند قدرت تبیین میانگین بازده سهام را افزایش دهند. دلیل منطقی که این متغیرها را به میانگین بازده مرتبط می‌کند را می‌توان با مدل تنزیل

[3] High minus Low

سود سهام توضیح داد. این مدل می‌گوید ارزش بازار یک سهم، برابر باارزش فعلی سودهای مورد انتظار هر سهم در طی دوره برآورد کند (رستمی، پویان فرد، هاشم پور ۱۳۹۶). مدل پنج عاملی فاما و فرنچ (۲۰۱۳) شکل کامل‌تری از مدل سه عاملی می‌باشد که در آن عامل سودآوری و سرمایه‌گذاری نیز به مدل سه عاملی اضافه شده‌اندکه در رابطه۲ قابل مشاهده است:

$$R_{it} - R_{Ft} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + \xi_{it} \quad (۲)$$

برای آشنایی با دو عامل جدید اضافه شده به مدل سه عاملی در جهت رسیدن به مدل پنج عاملی دو کمیت زیر در رابطه ۳و۴ معرفی می‌شود:

OP[۴]= سودآوری عملیاتی که از حاصل تقسیم سود عملیاتی منهای هزینه مالی دوره قبل بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام دوره قبل سهام محاسبه می‌شود.

$$profitability_t = \frac{op_{t-1}}{BE_{t-1}} \quad (۳)$$

Inv=که از حاصل تقسیم کل دارایی‌های یک دوره قبل از دو دوره قبل تقسیم بر یک دوره قبل محاسبه می‌شود:

$$inv_t = \frac{TA_{t-1} - TA_{t-2}}{TA_{t-1}} \quad (۴)$$

با این تعاریف:

RMV[۵]:عامل سودآوری که از حاصل تفاضل بازده پرتفوی متنوع متشکل از سهام با سودآوری ضعیف از بازده سهام با سودآوری قوی محاسبه می‌شود.

CMA[۶]:عامل سرمایه گذاری که از حاصل تفاضل بازده پرتفوی متنوع متشکل از سهام با سرمایه گذاری محافظه کار از بازده سهام با سرمایه گذاری جسورانه محاسبه می‌شود.

فاما و فرنچ برای تعریف متغیرهای مدل، اندازه در دو سطح(S:کوچک و B:بزرگ)، ارزش دفتری به بازار را در سه سطح(H:بالا،N:خنثی و L:کم) ،سودآوری عملیاتی در سه سطح(R:قوی،N :خنثی،

[4]Operational profitability
[5] Robust Minus Weak
[6] Conservative minus Aggressive

W:ضعیف) و سرمایه گذاری در سه سطح(R:محافظه کار،N :خنثی،A :جسورانه)تقسیم نمودند و مطابق روابط ۵ و ۶، متغیرها را محاسبه کردند:

$$SMB_{B/M} = \frac{SH + SN + SL}{3} - \frac{BH + BN + BL}{3}$$
$$SMB_{op} = \frac{SR + SN + SW}{3} - \frac{BR + BN + BW}{3}$$
$$SMB_{inv} = \frac{SC + SN + SA}{3} - \frac{BC + BN + BA}{3}$$
$$SMB = SMB_{B/M} + SMB_{op} + SMB_{inv} \qquad (۵)$$

$$HML = \frac{SH + BH}{2} - \frac{SL + BL}{2}$$
$$RMW = \frac{SR + BR}{2} - \frac{SW + BW}{2}$$
$$CMA = \frac{SC + BC}{2} - \frac{SA + BA}{2} \qquad (۶)$$

فاما و فرنچ(2013) در تحقیق خود به اثر اندازه اشاره کردند. برای این منظور اندازه، ارزش ، سود آوری و سرمایه گذاری را در پنج طبقه تقسیم کردند و سپس سه پانل تشکیل دادند. پانل اندازه–ارزش، اندازه–سرمایه گذاری و اندازه–سودآوری . اثر اندازه بیان می کند، غالبا مشاهده می‌شود که با افزایش اندازه، بازده کاهش می‌یابد . غالبا مشاهده می‌شود که در یک سطح اندازه با افزایش نسبت دفتری به بازار، بازده افزایش می‌یابد که به آن اثر ارزش می گویند. رفتار مشابهی در رابطه با رابطه اندازه و سودآوری مشاهده می‌شود. به این صورت که با افزایش اندازه در سطوح مختلف سودآوری بازده کاهش یافته و در یک مقدار مشخص از اندازه با افزایش سودآوری، بازده افزایش می‌یابد.همچنین با افزایش اندازه در سطوح مختلف سرمایه گذاری بازده کاهش یافته و در یک مقدار مشخص از اندازه با افزایش سرمایه گذاری، بازده کاهش می‌یابد.

برای بررسی اثر ارزش، ابتدا اندازه بر حسب دو اندازه کوچک و بزرگ(برای از بین نرفتن تنوع) تعریف و پرتفوی‌ها مرتب شده‌اند و سه متغیر باقی مانده هر کدام در چهار سطح بررسی شده‌اند. برای پرتفوی متشکل از سهام با اندازه کوچک و پرتفوی متشکل از سهام با اندازه بزرگ، در یک سطح مشخص از سودآوری و سرمایه گذاری با افزایش نسبت ارزش دفتری به بازار، بازده افزایش

می‌یابد. همچنین مشاهده می‌شود برای پرتفوی سهام کوچک که مقدار پایینی از سودآوری عملیاتی و مقدار بالایی از سرمایه گذاری دارند، بازده منفی می‌باشد.

۲-۲ تجزیه و تحلیل موجک

موجک‌ها[7]، دسته‌ای از توابع ریاضی هستند که برای تجزیه سیگنال پیوسته به مؤلفه‌های فرکانسی آن بکار می‌رود که رزولوشن هر مؤلفه برابر با مقیاس آن است. تبدیل موجک تجزیه یک تابع بر مبنای توابع موجک هست. موجک‌ها (که به‌عنوان موجک‌های دختر شناخته می‌شوند) نمونه‌های انتقال یافته و مقیاس شده یک تابع (موجک مادر) با طول متناهی و نوسانی شدیداً میرا هستند(راعی و همکاران،۱۳۹۴).

در مقایسه با تبدیل فوریه می‌توان گفت که تبدیل موجک دارای خصوصیت محلی سازی بسیار خوبی است. به‌طور مثال تبدیل فوریه یک پیک تیز دارای تعداد زیادی ضریب است، چرا که توابع پایه تبدیل فوریه توابع سینوسی و کسینوسی هستند که دامنه آن‌ها در کل بازه ثابت است، در حالی که توابع موجک توابعی هستند که بیشتر انرژی آن‌ها در بازه کوچکی متمرکز شده است و به‌سرعت میرا می‌شوند. بنابراین با انتخاب مناسب موجک‌های مادر می‌توان فشرده‌سازی بهتری در مقایسه با تبدیل فوریه انجام داد(نظر زاده و همکاران،۱۳۹۳).

به‌طور کلی در تحلیل طیفی ، یک سری زمانی از طریق یک تبدیل متعامد به یک سری از اجزا با دامنه و فرکانس‌های متفاوت تبدیل می گردد که هر یک از این اجزاء خود سری‌های زمانی جدیدی می‌باشند که علاوه بر حفظ انرژی سری زمانی اصلی دارای ویژگی‌های اضافه دیگری می‌باشند. روش‌های تحلیل طیفی سنتی مانند تحلیل فوریه دارای محدودیت‌هایی هستند که از آن جمله می‌توان به نامناسب بودن آن‌ها برای تحلیل تغییرات ناگهانی، گسستگی‌ها و یا سایر تغییرات محلی و موضعی در سری‌های زمانی اشاره کرد.

به‌طور خلاصه می‌توان گفت ابزارهای تحلیل طیفی سنتی در مورد سری‌های زمانی نامانا دارای عملکرد مناسبی نمی‌باشند. تبدیل موجک یک تابع پایه جدید بنام تابع مادر را بکار می‌برد که با کشیده شدن و انتقال بر روی محور زمان امکان تشخیص ویژگی‌های و خصوصیات محلی را در حوزه‌های زمان و فرکانس مهیا می‌نماید. طول تابع پایه تبدیل موجک وقتی که پدیده‌های با فرکانس پایین را تشخیص می‌دهد در حوزه زمان بلند است و لذا دارای قدرت تفکیک فرکانسی خوبی است .

---

[7] Wavelet

به‌طور عکس وقتی‌که پدیده‌های با فرکانس بالا را تشخیص می‌دهد طول تابع پایه تبدیل موجک در حوزه زمان کوتاه است و لذا دارای قدرت تفکیک زمانی مناسبی برای این پدیده‌ها است. با ترکیبی از کشیدگی‌ها و نوبت‌های زمانی مختلف تابع پایه مادر در تبدیل موجک امکان تشخیص و گرفتن کلیه اطلاعات موجود در یک سری زمانی و مرتبط کردن آن‌ها با افق‌های زمانی مشخص و مکان زمانی آن‌ها وجود دارد(جلایی و حبیب دوست،۱۳۹۲).

در حالی که تبدیل فوریه تابعی از فرکانس است تبدیل موجک تابعی از مقیاس می‌باشد. البته در واقع مقیاس در تبدیل موجک مرتبط با فرکانس می‌باشد. به‌طور کلی مقیاس رابطه معکوس با فرکانس دارد .اگر پارامتر مقیاس افزایش یابد تابع پایه تبدیل موجک در حوزه زمان کشیده می‌شود و در حوزه فرکانس به سمت فرکانس‌های پایین شیفت پیدا می‌کند. به‌طور عکس با کاهش مقدار پارامتر مقیاس ، تابع پایه تبدیل موجک در حوزه زمان فشرده می‌گردد ، فرکانس‌های مورد تشخیص آن افزایش میابد و به سمت فرکانس‌های بالا شیفت پیدا می‌کند(راعی و همکاران،۱۳۹۳).

۲-۳ -پیشینه پژوهش

رستمی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی به بررسی مدل قیمت‌گذاری چندمقیاسی با رویکرد آنالیز موجک و سه فاکتور فاما– فرنچ و عدم‌نقدشوندگی در بازار سهام ایران پرداختند. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد که در بازه‌های زمانی متفاوت، به نتایج متفاوتی می‌رسیم. رابطه بین بازده باارزش دفتری به ارزش بازار و عدم‌نقدشوندگی در بلندمدت معنادار است. رابطه بین بازده سهام با بتا، ارزش دفتری به ارزش بازار و اندازه شرکت در میان‌مدت معنادار هستند. رابطه بین بازده سهام و اندازه در کوتاه مدت معنادار است. متدلوژی پیشنهادی به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌کند که فرصت‌های سرمایه گذاری را با استراتژی مدیریت پرتفوی پویا و گرفتن حساب چندمقیاسی ریسک و بازده انتخاب نمایند.

طالبی (۱۳۹۵) در پژوهشی وجود رابطه بین ریسک سیستماتیک و بازده سهام با استفاده از روش چندمقیاسی موجک را آزمون کردند. روش چندمقیاسی امکان بررسی رابطه یاد شده را در مقیاس‌های زمانی متفاوت فراهم می‌نماید. نتایج تحقیق نشان داد که در دوره‌های پر مخاطره و بلندمدت، ریسک سیستماتیک تاثیر کمتری نسبت به میان مدت بر روی بازده سهام دارد. همچنین در دوره‌های کم خطر و در بلندمدت ریسک سیستماتیک تاثیر کمتری نسبت به میان‌مدت بر روی بازده‌ی سهام دارد.

اسلامی بیدگلی و هنر دوست (۱۳۹۱) در پژوهشی به بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ بعلاوه معیار ریسک نقدشوندگی بازار پاستور و استامبا (۲۰۰۳) و مقایسه آن با مدل سه عاملی فاما و فرنچ پرداختند. نتایج تحقیق حاکی از معنی داری اثرات مازاد بازده بازار، اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار و عدم معنی داری عامل نقدشوندگی بازار است. بتای بازار نیز تنها تابعی از متغیر اندازه می‌باشد.

عباسی و غزلجه (۱۳۹۱) در تحقیقی با عنوان " بررسی زمان مقیاس مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای از طریق تبدیل موجک "به بررسی مدل سه عاملی فاما و فرنچ در بورس تهران پرداختند. برای این منظور، شش سبد سهام بر حسب اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر اساس ۶۱۶ سهم برای مجموع سال‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۳ تشکیل شد. نتایج نشان داد که عوامل بتا، اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار بر بازده سبد سهام تأثیر معنی داری دارند. به الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، دو عامل اندازه شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار اضافه شد و به افزایش ضریب تعیین منجر شد. این بدان معنی است که الگوی سه عاملی درصد بیشتری از پراکندگی بازده سبد سهام را نسبت به الگوی تک عاملی توضیح می‌دهد.

کاند و همکاران(Kang, et al., 2017) در تحقیقی با عنوان "بتای مقایس بندی شده و بازده سهام در مدل فاما و فرنچ"نشان دادند که مدل‌های قیمت گذاری بتای استاندارد مربوط به ریسک سیستماتیک دارایی را می‌توان به‌عنوان ترکیبی وزنی از تعدادی از بتای دارای مقیاس‌های زمانی مختلف در نظر گرفت. با توجه به این نکته آن‌ها یک چارچوب مبتنی بر موجک را توسعه دادند که به بررسی قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای در مقیاس‌های زمانی مختلف می‌پردازد. نتیجه تجربی حاصل از پیاده‌سازی مدل بر روی ۲۵ پرتفوی در بازده ۱۹۶۳تا ۲۰۰۸ نشان می‌دهد که موفقیت تجربی مدل، عمدتاً به دلیل اجزای بتا است که با یک دوره زمانی کوتاه‌تر از یک دوره کسب و کار (به‌عنوان مثال، مقیاس موجک ۳) مرتبط است .این بدان معنی است که هر توضیحی قابل قبول برای موفقیت مدل فراملی فراما که در مورد عوامل فاما-فرانسوی مورد استفاده قرار می‌گیرد، به‌ویژه در مقیاس ۳ مؤلفه‌های این عوامل باید اعمال شود.

تریمچ و همکاران (Trimech, et al., 2009) به تخمین مدل فاما و فرنچ در بعد زمان فرکانس و در بورس فرانسه پرداختند. داده‌های مورد استفاده به‌صورت هفتگی و در بازه ۱۹۸۵ تا ۲۰۰۶ می‌باشد. نتیجه تحقیق نشان می‌دهد که قدرت توضیح دهندگی مدل فاما و فرنچ با بزرگ‌تر شدن

مقیاس یا کاهش فرکانس افزایش می‌یابد و رابطه بین بازده پرتفوی و عوامل ریسک اندازه و ارزش به افق زمانی وابستگی دارد.

گنسیو همکاران (Gençay, et al., 2003) در پژوهشی با عنوان"بررسی مقیاس زمانی ریسک سیستماتیک" یک رویکرد جدید برای ارزیابی ریسک سیستماتیک را در مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای پیشنهاد دادند. این پیشنهاد بر اساس یک رویکرد پند مقیاسی موجک است که یک سری زمانی را تجزیه می‌کند. در هر مقیاس، واریانس موجک بازده بازار و کوواریانس موجک بین بازده بازار و a پرتفوی برای برآورد بتا نمونه کارها محاسبه می‌شوند. نتایج تجربی نشان می‌دهد که رابطه بین بازده پرتفوی و بتا آن با افزایش مقیاس موجک افزایش می‌یابد. بنابراین، پیش‌بینی مدل CAPMدر دوره متوسطه دارای دقت بالاتری نسبت به کوتاه مدت می‌باشد.

۳-تبیین مدل

یکی از پرکاربرترین روش‌ها در مدل سازی، رگرسیون خطی می‌باشد.در این روش یک متغیر وابسته بانام y به چند متغیر مستقل $x_1, x_2, \ldots, x_p$ و از طریق یک رابطه خطی مرتبط می‌شوند. بنابراین با در اختیار داشتن نمونه $\{y_i, x_{i1}, \ldots, x_{ip}\}_{i=1}^{n}$ صورت مدل رگرسیونی به‌صورت رابطه ۷ می‌باشد:

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \cdots + \beta_p x_{ip} + \varepsilon_i = \mathbf{x}_i^{\bullet}\ \boldsymbol{\beta} + \varepsilon_i, \qquad i = 1, \ldots, n, \tag{۷}$$

یا در فرم بسته ماتریسی به‌صورت $\mathbf{y} = X\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon},$ می‌باشد که در آن روابط ۸ و ۹ و ۱۰ برقرار است.

$$\mathbf{y} = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}, \tag{۸}$$

$$X = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_1^{\bullet} \\ \mathbf{x}_2^{\bullet} \\ \vdots \\ \mathbf{x}_n^{\bullet} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & \cdots & x_{1p} \\ 1 & x_{21} & \cdots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & \cdots & x_{np} \end{pmatrix}, \tag{۹}$$

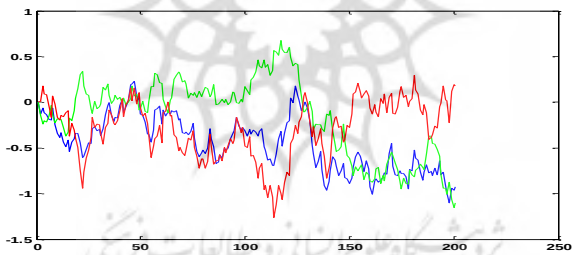
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

$$\boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_p \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\varepsilon} = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}. \tag{۱۰}$$

برای محاسبه ضرایب رگرسیونی از روش حداقل مربعات استفاده می‌شود.در این روش ضرایب رگرسیونی به گونه‌ای انتخاب می‌شوند که مجموع توان دوم فاصله خروجی‌های مطلوب از خروجی‌های رگرسیونی کمینه گردد. بردار ضرایب رگرسیونی به صورت رابطه ۱۱نشان داده می‌شود:

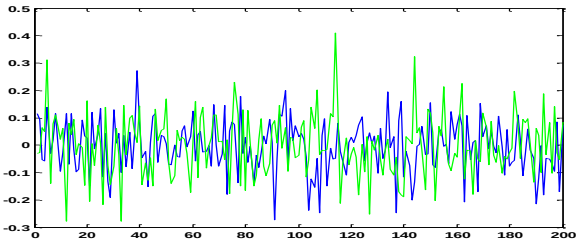
$$\boldsymbol{\beta} = (\mathbf{X}^{\cdot}\ \mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}^{\cdot}\ \mathbf{y} = \left(\sum \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^{\cdot}\ \right)^{-1}\left(\sum \mathbf{x}_i y_i\right) \tag{۱۱}$$

در یک حالت ساده فرض می‌شود تنها یک متغیر وابسته و یک متغیر مستقل داریم.نمودار ۱ این دو متغیر را با رنگ‌های سبز و آبی نشان می‌دهد که بعلاوه از یکدیگر مستقل هستند(تصویر قرمز رنگ برابر تفاضل دو سری می‌باشد.). بنابراین انتظار می‌رود که ضریب رگرسیونی آن‌ها نزدیک به صفر محاسبه شود.



نمودار(۱):نمودار دو سری مستقل به همراه تفاضل آن‌ها

اما محاسبه صورت گرفته چنین نتیجه‌ای را نشان نمی‌دهد و این ضریب برابر ۰,۶ محاسبه شده است. دلیل در این است که دو سری مذکور دارای روند می‌باشند و روند موجود ضریب همبستگی بالایی را نتیجه می‌دهد. ضریب رگرسیونی از تقسیم کواریانس متغیر وابسته و مستقل تقسیم بر واریانس متغیر مستقل حساب می‌شود و بنابراین ضریب رگرسیونی محاسبه شده بزرگ می‌شود. در این حالت گفته می‌شود که رگرسیون کاذب است و بنابراین باید برای جلوگیری از رگرسیون کاذب روند از دو سری حذف شود و در نظریه رگرسیون خطی گفته می‌شود که دو سری باید مانا باشند تا رگرسیون کاذب شکل نگیرد.برای مثال قبل با حذف روند به‌صورت نمودار۲مشخص می‌شود:



نمودار(۲):سری‌های بی روند شده نمودار۱

این بار در سری تفاضل مقدار بتا برابر ۰/۰۱ شده است.بنابراین راه حل مواجه نشدن با مشکل رگرسیون کاذب مفهوم روند زدایی می‌باشد. یکی از روش‌های روند زایی در اقتصادسنجی تفاضل مرتبه اول یا دوم می‌باشد.

تحلیل موجک نیز یک ابزار روند زدایی به نام تجزیه موجکی معرفی می‌کند که می‌تواند در افق‌های (مقیاس‌های) زمانی مختلف انجام گیرد. تبدیل DWT[8] یا موجک گسسته برای سیگنال x با گذر سیگنال از یک تعداد فیلتر صورت می‌گیرد. در ابتدا نمونه‌ها از یک فیلتر پایین گذر با سیگنال پاسخ g به فرم کانولشنی یا پیچشی رابطه ۱۲ عبور می‌کنند:

$$y[n] = (x * g)[n] = \sum_{k=-\infty}^{+\infty} x[k]g[n-k] \qquad (۱۲)$$

سیگنال هم‌زمان توسط یک فیلتر بالا گذر h نیز تجزیه می‌شود.خروجی به‌صورت یک سری ضرایب حاصل از فیلتر بالا گذر که نشان دهنده جزئیات می‌باشد و یک سری ضرایب حاصل از فیلتر پایین گذر می‌باشد که نشان دهنده تقریب یا کلیات می‌باشد. از آنجا که بعد از تقریب پایین گذر سیگنال، هنوز نیمی از فرکانس‌ها در سیگنال حضور دارند مطابق قانون نیگویست[9] ضرایب کلیات و جزئیات با یک عمل زیر نمونه گیری[10] یا کاهش نمونه به نصف کاهش می‌یابد و در روابط ۱۳ و۱۴ قابل مشاهده است:

$$y_{high} = (x * h) \downarrow 2 \qquad (۱۳)$$

8 Disrete wavelet transform
9 Nyquist
10 subsampling

$$y_{low} = (x * g) \downarrow 2$$
$$y_{\text{high}} = (x * h) \downarrow 2 \qquad (۱۴)$$

رابطه ۱۵ به صورت زیر برقرار است:

$$(y \downarrow k)[n] = y[kn] \qquad (۱۵)$$

مجموع دو عمل فوق می‌تواند به کمک فیلترهای رابطه ۱۶ به‌صورت یک باره صورت گیرد.

$$y_{\text{low}}[n] = \sum_{k=-\infty}^{\infty} x[k] g[2n-k]$$
$$y_{high}[n] = \sum_{k=-\infty}^{\infty} x[k] \text{h}[2n-k] \qquad (۱۶)$$

که این نوع محاسبه متناظر با زوج کردن داده‌ها و اعمال فیلتر بر روی آن‌ها می‌باشد. به‌عنوان نمونه ماتریس متناظر با موجک هار عبارت از رابطه ۱۷ است:

$$H_2 = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{bmatrix}. \qquad (۱۷)$$

این بدان مفهوم است که برای سیگنالی مانند $(a_0, a_1, \ldots, a_{2n}, a_{2n+1})$ با در نظر گرفته شدن به‌صورت زوج‌های متوالی مجزا $((a_0, a_1), \ldots, (a_{2n}, a_{2n+1}))$ تبدیل موجک در یک سطح به‌صورت مجموع و تفاضل‌های رابطه ۱۸ می‌باشد.

$$((s 0 , d 0) , \ldots , (s n , d n)) \quad \{\displaystyle \left(\left(s_{0},d_{0}\right),\dots ,\left(s_{n},d_{n}\right)\right)\} \quad \left((s_0, d_0), \ldots, (s_n, d_n)\right) \qquad (۱۸)$$

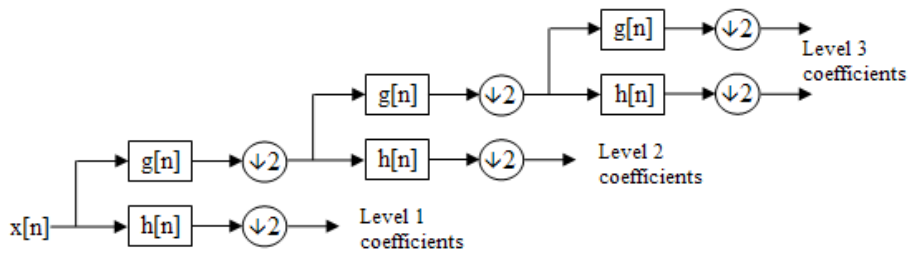
از دید عملگر پیچش فیلترهای پایین گذر g و بالا گذر h عبارت از رابطه ۱۹ است:

$$h[n] = \left[\frac{-\sqrt{2}}{2}, \frac{\sqrt{2}}{2}\right], \; g[n] = \left[\frac{\sqrt{2}}{2}, \frac{\sqrt{2}}{2}\right] \qquad (۱۹)$$

در واقع تبدیل موجک گسسته یک سیگنال را به‌صورت کد شده و رمز در می‌آورد و می‌توان از روی صورت کد شده به سیگنال اصلی نیز دست یافت. برای پیاده سازی تبدیل موجک گسسته در چند سطح از بانک فیلتر[11] استفاده می‌شود. در این حالت بعد از اولین سطح تجزیه،دومین سطح تجزیه

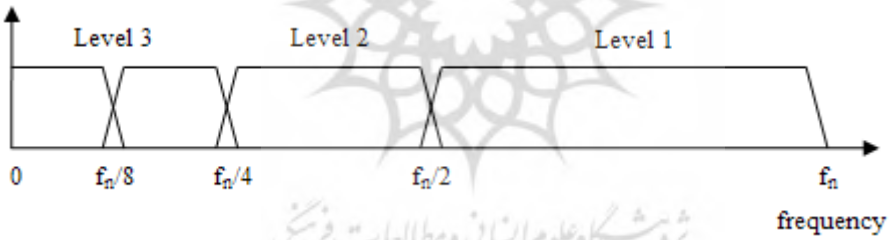
[11] Filter Bank

بر روی سری تقریب حاصل از سطح اول صورت می گیرد و همین صورت ادامه می‌یابد.نمودار ۳ نشان دهنده این موضوع است:



نمودار(۳):تجزیه موجک بر اساس بانک فیلتر

به‌عنوان نمونه در صورتی که سیگنال نمونه ۳۲ عضوی و فیلترهای مورد استفاده در بانک فیلتر در بازده صفر تا f_n باشد، آنگاه چهار خروجی مقیاسی در سه سطح تجزیه به‌صورت نمودار ۴ تولید می‌شود.



نمودار(۴):سطوح تجزیه و فرکانس‌ها

پیاده سازی بانک فیلتر معادل با محاسبه ضرایب روابط ۲۰ می‌باشد.

$$c_{jk} = \int_{-\infty}^{\infty} x(t) \frac{1}{\sqrt{2^j}} \psi\left(\frac{t - k2^j}{2^j}\right) dt \qquad (۲۰)$$

و برای موجک‌های فرزند رابطه ۲۱ برقرار است.

$$\psi_{j,k}(t) = \frac{1}{\sqrt{2^j}} \psi\left(\frac{t - k2^j}{2^j}\right) \qquad (۲۱)$$

در صوری که مقیاس j را ثابت فرض کنیم در این صورت c_{jk} فقط تابعی از k می‌باشد. بنابراین c_{jk} حاصل از کانولشن سیگنال x با فرم تغییر یافته بر اساس مقیاس و انتقال موجک مادر رابطه ۲۲ می‌باشد.

h (t) = 1 2 j ψ (− t 2 j) {\displaystyle h(t)={\frac {1}{\sqrt {2^{j}}}}\psi \left({\frac {-t}{2^{j}}}\right)} (۲۲)

$$h(t)=\frac{1}{\sqrt{2^{j}}}\psi\left(\frac{-t}{2^{j}}\right)$$

بنابراین برای محاسبه سری جزئیات از فیلتر بالا گذر تولید شده بر اساس موجک مادر استفاده می‌شود. در مولتی رزولوشن آنالیز[12] از یک تابع مقیاس برای ساخت یک دنباله از تقریب‌های سیگنال استفاده می‌شود.همچنین یک تابع موجک به‌منظور کدگذاری سطوح مختلف تقریبات متوالی مورد استفاده قرار می‌گیرد. سری توانی ،تبدیل فوریه و تبدیل موجک همگی تصمیم بر تجزیه یک تابع بر حسب یکسری توابع پایه مانند چند جمله‌ای‌ها یا توابع متناوب دارند. در حالت کلی یک سیگنال مانند f (x) را می‌توان بر حسب ترکیب خطی یک سری از توابع موسوم به توابع گسترشی به‌صورت رابطه ۲۳ بسط داد.

$$f(x)=\sum_{k}\alpha_{k}\phi_{k}(x) \qquad (۲۳)$$

که در آن‌ها α_k ها مقادیر حقیقی موسوم به ضرایب گسترش می‌باشند.در صورتی که گسترش یکتا باشد توابع $\phi_k(x)$ را توابع پایه می‌نامند.فضای تابعی حاصل $\{\phi_k(x)\}$ با رابطه ۲۴ نمایش داده می‌شود:

$$V=\underset{k}{span}\{\phi_k(x)\} \qquad (۲۴)$$

بنابراین $f(x)\in V$ نتیجه می‌دهد که f در فضای خطی پیموده شده توسط $\{\phi_k(x)\}$ قرار دارد.در صورتی که پایه متعامد باشد یعنی از رابطه ۲۵ استفاده می‌شود.

$$\left\langle \phi_j(x),\tilde{\phi}_k(x)\right\rangle=\delta_{jk}=\begin{cases}0 & ,j\neq k\\ 1 & ,j=k\end{cases} \qquad (۲۵)$$

[12] Multi-reslutional analysis

برای محاسبه ضرایب α_k می‌توان از ضرب داخلی استفاده کرد.در این صورت رابطه ۲۶ برقرار است.

$$\alpha_k = \left\langle \tilde{\phi}_k(x),\, f(x) \right\rangle = \int \tilde{\phi}_k^*(x)\, f(x) dx \qquad (۲۶)$$

پایه $\{\phi_k(x)\}$ را ارتونرمال[13] نامند هرگاه نرم تمام ϕ_k برابر یک و بعلاوه $\phi_k(x) = \tilde{\phi}_k(x)$ باشد، در حالت خاص که توابع گسترش $\{\phi_{j,k}(x)\}$ به‌صورت انتقال یافته و تغییر مقیاس یافته تابع مربع انتگرال پذیر $\phi(x)$ باشد،یعنی رابطه ۲۷

$$\phi_{j,k}(x) = 2^{j/2}\phi(2^j x - k) \qquad (۲۷)$$

که $k \in \mathbf{Z}$ و $\phi(x) \in L^2(\mathbf{R})$. $\phi(x)$را، تابع مقیاس یا موجک پدر می‌نامند.زیر فضای خطی تولید شده توسط موجک فرزند به‌صورت رابطه ۲۸ تعریف می‌شود:

$$V_j = \underset{k}{span}\left\{\phi_{j,k}(x)\right\} \qquad (۲۸)$$

در ادامه توابع مقیاسی مورد نیاز می‌باشد که دارای چهار خاصیت زیر باشند:

۱-توابع مقیاس باید در انتقالات خود نسبت به تغییر مقیاس بر هم عمود باشند (رابطه ۲۹):

$$< \phi_{j,k}, \phi_{j',k} >= 0 \quad j \neq j' \qquad (۲۹)$$

۲-دارای خاصیت آشیانه‌ای باشند (رابطه ۳۰):

$$V_{-\infty} \subset \cdots \subset V_{-1} \subset V_0 \subset V_1 \subset V_2 \subset \cdots \subset V_{\infty}. \qquad (۳۰)$$

۳-اشتراک تمام زیر فضاها برابر صفر شود (رابطه ۳۱):

$$V_{-\infty} = \{0\} \qquad (۳۱)$$

۴-هر تابع مربع انتگرال پذیر را بتوان با هر دقت بر حسب موجک‌های فرزند تعریف کرد.(رابطه ۳۲):

$$V_{\infty} = \left\{L^2(\mathbf{R})\right\} \qquad (۳۲)$$

[13] Orthogonal basis

باوجود چهار شرط مذکور می‌توان نشان داد که تابع گسترش در هر زیر فضایی را می‌توان بر حسب یک ترکیب خطی از عناصر موجود در زیر فضای متوالی بالاتر رابطه ۳۳را نوشت.

$$\phi(x)=\sum_{n} h_{\phi}(n)\sqrt{2}\phi(2x-n) \qquad (۳۳)$$

در صورتی که یک تابع مقیاس در شرایط مذکور صدق کند در این صورت تابع موجک $\psi(x)$ موسوم به موجک مادر موجود است که روابط ۳۴ و ۳۵ تعریف می‌شود:

$$\psi_{j,k}(x)=2^{j/2}\psi(2^{j}x-k) \qquad (۳۴)$$

و

$$W_j=\underset{k}{span}\left\{\psi_{j,k}(x)\right\} \qquad (۳۵)$$

رابطه ۳۶ به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$V_{j+1}=V_j\oplus W_j \qquad (۳۶)$$

که W_j زیر فضای جمع مستقیم V_j می‌نامند.به زبان ساده مکمل زیر فضای V_j می‌باشد.

بنابراین با توجه به رابطه آشیانه‌ای روابط ۳۷ و ۳۸ ارایه می گردد:

$$L^2(\mathbf{R})=V_0\oplus W_0\oplus W_1\oplus W_2\oplus\cdots \qquad (۳۷)$$

یا

$$L^2(\mathbf{R})=\cdots\oplus W_{-2}\oplus W_{-1}\oplus W_0\oplus W_1\oplus W_2\oplus\cdots \qquad (۳۸)$$

برای هر $f(x)\in L^2(\mathbf{R})$ ضریب منحصر به فردی موجود بوده و رابطه ۳۹ برقرار است:

$$f(x)=\sum_{k} c_{j_0}(k)\phi_{j_0,k}(x)+\sum_{j=j_0}^{\infty}\sum_{k} d_j(k)\psi_{j,k}(x) \qquad (۳۹)$$

که j_0 یک نقطه آغاز برای مقیاس می‌باشد و ضرایب $c_{j_0}(k)$ را ضرایب تقریب یا کلیات و ضرایب $d_j(k)$ را ضرایب جزئیات می‌نامند که شامل روابط ۴۰ و ۴۱ است:

$$c_{j_0}(k)=\left\langle f(x),\tilde{\phi}_{j_0,k}(x)\right\rangle=\int f(x)\tilde{\phi}_{j_0,k}(x)dx \qquad (۴۰)$$

$$d_j(k) = \left\langle f(x), \tilde{\psi}_{j,k}(x) \right\rangle = \int f(x)\tilde{\psi}_{j,k}(x)dx \quad (۴۱)$$

در تبدیل موجک گسسته رابطه ۴۲ برقرار است:

$$W_\phi(j_0,k) = \frac{1}{\sqrt{M}} \sum_{x=0}^{M-1} f(x)\tilde{\phi}_{j_0,k}(x) \quad (۴۲)$$

و برای $j \geq j_0$ رابطه ۴۳ برقرار است:

$$W_\psi(j,k) = \frac{1}{\sqrt{M}} \sum_{x=0}^{M-1} f(x)\tilde{\psi}_{j,k}(x) \quad (۴۳)$$

و در نهایت رابطه ۴۴ به صورت زیر تعریف می‌شود:

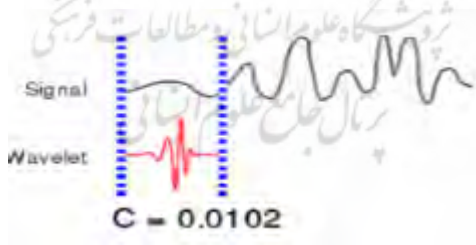
$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{M}} \sum_k W_\phi(j_0,k)\phi_{j_0,k}(x) + \frac{1}{\sqrt{M}} \sum_{j=j_0}^{\infty} \sum_k W_\psi(j,k)\psi_{j,k}(x) \quad (۴۴)$$

که در آن $f(x)$ ، $\phi_{j_0,k}(x)$ و $\psi_{j,k}(x)$ توابعی گسسته در نقاط $x = 0, 1, 2, \ldots, M$ می‌باشند.

با توجه به آنچه بیان شد، سری‌های زمانی به‌وسیله تبدیل موجک گسسته مورد تجزیه به سری‌های جزئیات و کلیات(تقریب) قرار می گردند. انجام یک تبدیل موجک را می توان در مراحل زیر خلاصه کرد:

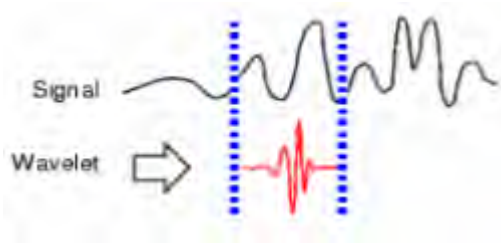
۱- موجک مورد نظر را انتخاب و با یک بخش در شروع سیگنال مقایسه می‌شود.

۲- میزان شباهت موجک با این بخش از سیگنال در شکل ۱ محاسبه می‌شود.



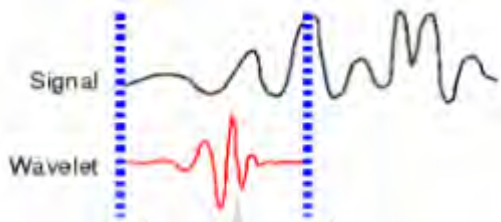
شکل (۱):مراحل تبدیل موجک

۳- موجک به سمت راست حرکت داده می‌شود و مراحل ۱ و۲ تکرار می‌شود تا کل سیگنال در شکل ۲پوشش داده می‌شود.



شکل (۲): مراحل تبدیل موجک

۴- مقیاس موجک را تغییر داده و مراحل ۱ تا ۳ تکرار در شکل ۳ نشان داده می‌شود .



شکل (۳): مراحل تبدیل موجک

۵- مراحل ۱ تا ۴ برای تمام مقیاس‌ها تکرار می‌شود.

عمل تجزیه را می‌توان در چند سطح کوتاه مدت(۲ تا ۴ دوره زمانی)، میان مدت (۸-۴) دوره زمانی و بلند مدت (۸ تا ۱۶ دوره زمانی)انجام داد.

بنابراین سری نوعی $\{x_t\}_{t=1}^{T}$ در تعداد سطوح تجزیه n به سری‌های جزئیات رابطه ۴۵ به صورت زیر نشان داده می‌شود:

$$\{d_{1t}\}_{t=1}^{T},\{d_{1t}\}_{t=1}^{T},\ldots,\{d_{nt}\}_{t=1}^{T} \qquad (۴۵)$$

و سری تقریب یا کلیات $\{s_t\}_{t=1}^{T}$ تجزیه می‌شود به صورتی که مطابق آنالیز مولتی رزولوشن[14] رابطه ۴۶ را داریم:

$$X_t = s_t + d_{1t} + d_{2t} + \ldots + d_{nt} \qquad (۴۶)$$

به‌عنوان نمونه برای دو متغیر مستقل zوy و متغیر وابسته x با تعداد سطوح تجزیه n،می‌توان n رگرسیون به‌صورت رابطه ۴۷ تشکیل داد و برای سنجش رابطه متغیرها در مقیاس‌های مختلف استفاده کرد.

[14] Multi resolutional analysis

$$
\begin{aligned}
d_{x,1t} &= c + \beta_{11} d_{y1t} + \beta_{21} d_{z1t} + \xi_t \\
d_{x,2t} &= c + \beta_{12} d_{y2t} + \beta_{22} d_{z2t} + \xi_t \\
&\vdots \qquad\quad \vdots \qquad\quad \vdots \\
d_{x,nt} &= c + \beta_{1n} d_{ynt} + \beta_{2n} d_{znt} + \xi_t
\end{aligned}
\qquad (۴۷)
$$

در پژوهش حاضر با توجه به موضوع تحقیق که تحلیل مقیاس زمانی مدل فاما و فرنچ می‌باشد، پنج متغیر مستقل می‌باشد که در رابطه ۴۸ مشخص است:

$$R_{it} - R_{Ft} = a_i + b_i(R_{Mt} - R_{Ft}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + r_i RMW_t + c_i CMA_t + \xi_{it} \qquad (۴۸)$$

R_{Ft} :بازده بدون ریسک

SMB_t[۱۵]: عامل اندازه که از حاصل تفاضل بازده پرتفوی متنوع از سهام کوچک از بازده پرتفوی متنوع از سهام بزرگ

HML_t[۱۶] :عامل ارزش که حاصل تفاضل بازده پرتفوی متنوع از سهام با اندازه دفتری به بازار کوچک از بازده پرتفوی متنوع از سهام باارزش دفتری به بازار زیاد.

RMW[۱۷] :عامل سودآوری که از حاصل تفاضل بازده پرتفوی متنوع متشکل از سهام با سودآوری ضعیف از بازده سهام با سودآوری قوی محاسبه می‌شود.

CMA_t[۱۸] :عامل سرمایه گذاری که از حاصل تفاضل بازده پرتفوی متنوع متشکل از سهام با سرمایه گذاری محافظه کار از بازده سهام با سرمایه گذاری جسورانه محاسبه می‌شود.

متغیر وابسته نیز بازده یک پرتفوی به‌اندازه کافی متنوع می‌باشد. برای محاسبه متغیرهای مدل، اندازه در دو سطح(S:کوچک و B:بزرگ)، ارزش دفتری به بازار را در سه سطح(H:بالا،N:خنثی و L:کم) ،سودآوری عملیاتی در سه سطح(R:قوی،N :خنثی،W :ضعیف) و سرمایه گذاری در سه سطح (R:محافظه کار،N :خنثی،A :جسورانه) تقسیم می‌شوند. سپس مطابق روابط ۴۹ و ۵۰ متغیرهای مدل پنج عاملی فاما و فرنچ محاسبه می‌شوند.

---

15 Small minus big
16 High inus low
17 Robust Minus Weak
18 Conservative minus Aggressive

$$SMB_{B/M} = \frac{SH + SN + SL}{3} - \frac{BH + BN + BL}{3} \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2$$
$$SMB_{op} = \frac{SR + SN + SW}{3} - \frac{BR + BN + BW}{3}$$
$$SMB_{inv} = \frac{SC + SN + SA}{3} - \frac{BC + BN + BA}{3}$$
$$SMB = SMB_{B/M} + SMB_{op} + SMB_{inv}$$

(۴۹)

$$HML = \frac{SH + BH}{2} - \frac{SL + BL}{2}$$
$$RMW = \frac{SR + BR}{2} - \frac{SW + BW}{2}$$
$$CMA = \frac{SC + BC}{2} - \frac{SA + BA}{2}$$

(۵۰)

متغیرهای مدل یعنی اندازه، ارزش، صرف ریسک بازار، سودآوری، سرمایه گذاری و بازده پرتفوی در سطوح مختلف تجزیه می‌شوند و با ابزار رگرسیون، جزئیات متغیر وابسته بر جزئیات متغیرهای مستقل در سطح مختلف تجزیه رگرسیون می‌شود تا اثر مقیاس زمانی مورد مطالعه قرار می‌گیرد و عوامل تأثیر گذار بر بازده در مقیاس‌های زمانی مختلف مشخص شود.

٤ - سؤالات پژوهش

۱-چگونه می‌توان به کمک تحلیل موجک، مدل پنج عاملی فاما و فرنچ را در مقیاس‌های زمانی مختلف تحلیل کرد؟

۲-تأثیر پنج عامل مدل فاما و فرنچ(اندازه،ارزش،صرف ریسک، سودآوری و سرمایه گذاری) بر بازده سهام در کوتاه مدت چگونه است؟

۳- تأثیر پنج عامل مدل فاما و فرنچ(اندازه،ارزش،صرف ریسک، سودآوری و سرمایه گذاری) بر بازده سهام در میان مدت چگونه است؟

۴- تأثیر پنج عامل مدل فاما و فرنچ(اندازه،ارزش،صرف ریسک، سودآوری و سرمایه گذاری) بر بازده سهام در بلند مدت چگونه است؟

۵- روش پژوهش

روش تحقیق در این پژوهش توصیفی-تحلیلی می‌باشد.این تحقیق بر اساس هدف یک تحقیق کاربردی است. تحقیقات کاربردی با استفاده از زمینه و بستر شناختی و معلوماتی که از طریق تحقیقات بنیادی فراهم شده برای رفع نیازمندی‌ها و بهبود و بهینه سازی ابزار، روش‌ها و الگوها در جهت توسعه رفاه و آسایش انسان مورد استفاده قرار می‌گیرند. مطالعات مرتبط به‌صورت کتابخانه‌ای و با استفاده از مقالات و کتب انجام شده است. هدف پژوهش تحلیل عوامل مؤثر در بازده سهام بر اساس مدل فاما و فرنچ و با رویکرد تحلیل موجک می‌باشد. سری‌های زمانی متغیرهای مستقل، به‌وسیله تجزیه موجک به سطوح مختلف تجزیه شده و تأثیر متغیرهای مستقل بر بازده سهام در این سطوح و به کمک رابطه رگرسیونی بررسی می‌شود. داده‌های مورد نیاز پژوهش از نرم افزار ره آورد جمع آوری می‌شود و برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از نرم افزار متلب و جعبه ابزار موجک آن استفاده گردیده است.

۵-۱- جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری تحقیق کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشند. از آنجا که داده‌های مورد استفاده در پژوهش از صورت‌های مالی و به‌صورت سه ماه یک بار(صورت‌های مالی شرکت‌های بورسی به‌صورت سه ماه یک‌بار منتشر می‌شود) استخراج می‌شود، بنابراین شرکت‌های نمونه آماری باید در بازه نمونه گیری ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵ صورت‌های مالی خود را به‌صورت منظم و سه ماه یک بار منشتر کرده باشند که تعداد چنین شرکت‌هایی در این بازه ۱۲۰ شرکت می‌باشد که لیست آن‌ها در جدول (۱) ارائه شده است:

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول (۱):لیست سهام موجود در نمونه آماری

افست	پارس مینو	دارو امین	کربن ایران	شهد ایران	نورد قطعات فولادی
اما	پاکسان	دارو جابرابن حیان	کمپرسور ایران	شیشه قزوین	نوش مازندران
ایران پویا	پتروشیمی اصفهان	دارو عبیدی	لاستیک سهند	شیشه و گاز	نیرو محرکه
ایران ترانسفو	پتروشیمی آبادان	دارو فارابی	لامیران	شیمیایی سینا	ورزیران
ایران خودرو	پتروشیمی خارک	دارو لقمان	لبنیات پاک	صنایع ریخته گری ایران	لنت ترمز
ایران خودرو دیزل	پتروشیمی شازند	داروسازی کوثر	لعابیران	صنایع شیمیایی ایران	لوازم خانگی پارس
ایران گچ	پشم بافی توس	دوده صنعتی پارس	لنت ترمز	صنعتی بارز	لوله و ماشین سازی
ایران مرینوس	پشم شیشه ایران	رادیاتور ایران	لوازم خانگی پارس	صنعتی بهپاک	محورسازان
ایرکا پارت صنعت	پمپ ایران	کاشی تکسرام	لوله و ماشین سازی	صنعتی بهشهر	مس باهنر
آبگینه	تامین ماسه	کاشی حافظ	محورسازان	صنعتی بوتان	معادن روی ایران
آذراب	تولی پرس	کاشی سعدی	مس باهنر	صنعتی کاوه	معدنی املاح ایران
آلومینیوم پارس	نورد آلومینیوم	سایپا	معادن روی ایران	فرآورده های نسوز ایران	معدنی دماوند
آهنگری تراکتور	جام دارو	سر. پارس توشه	معدنی املاح ایران	فروسیلیس ایران	ملی سرب و روی
بسته بندی البرز	جنرال	سر. سایپا	معدنی دماوند	فنرسازی خاور	مهرام
بلبرینگ ایران	چینی البرز	سر. صندوق بازنشستگی	ملی سرب و روی	فیبر ایران	موتوژن
بهنوش	خاک چینی ایران	سرماآفرین	مهرام	قند نقش جهان	نساجی بروجرد
پارس الکتریک	خوراک دام پارس	سیمان تهران	موتوژن	کابل باختر	نفت بهران
پارس خزر	داده پردازی ایران	سیمان سپاهان	نساجی بروجرد	کارخانجات تولیدی تهران	نفت پارس
پارس دارو	دارو اسوه	سیمان شرق	نفت بهران	کاشی الوند	نورد آلومینیوم
پارس سرام	دارو اکسیر	سیمان شمال	نفت پارس	کاشی پارس	نورد قطعات فولادی

٦ - تجزیه و تحلیل داده‌ها

جامعه آماری تحقیق کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشند. از آنجا که داده‌های مورد استفاده در پژوهش از صورت‌های مالی و به‌صورت سه ماه یک بار(صورت‌های مالی شرکت‌های بورسی به‌صورت سه ماه یک‌بار منتشر می‌شود) استخراج می‌شود، بنابراین شرکت‌های نمونه آماری باید در بازه نمونه‌گیری ۱۳۸۰ تا ۱۳۹۵ صورت‌های مالی خود را به‌صورت منظم و سه ماه یک بار منشتر کرده باشند که تعداد چنین شرکت‌هایی در این بازه ۱۲۰ شرکت می‌باشد . متغیر وابسته نیز بازده یک پرتفوی به‌اندازه کافی متنوع که بازده پرتفوی متشکل از سهام نمونه آماری می‌باشد. در این پرتفوی ضریب مشارکت هر سهم در سبد سهام یکسان و برابر $^{1}/_{120}$ می‌باشد.

آمار توصیفی مربوط به متغیرهای پژوهش در جدول(۲) ارائه شده است. در این ارتباط میانگین، اصلی‌ترین شاخص مرکزی بوده و متوسط داده‌ها را نشان می‌دهد، به‌طوری که اگر داده‌ها بر روی یک محور به‌صورت منظم ردیف شوند، مقدار میانگین دقیقاً نقطه تعادل یا مرکز ثقل توزیع قرار می‌گیرد. انحراف معیار از پارامترهای پراکندگی بوده و میزان پراکندگی داده‌ها را نشان می‌دهد. چولگی نیز از پارامترهای تعیین انحراف از قرینگی بوده و شاخص تقارن داده‌ها است. در صورتی که جامعه از توزیع متقارن برخوردار باشد، ضریب چولگی مساوی صفر، در صورتی که جامعه چوله به چپ باشد، ضریب چولگی منفی و در صورتی که دارای چوله به راست باشد، ضریب چولگی مثبت خواهد بود. کشیدگی نیز شاخص سنجش پراکندگی جامعه نسبت به توزیع نرمال می‌باشد

جدول(۲):آمار توصیفی

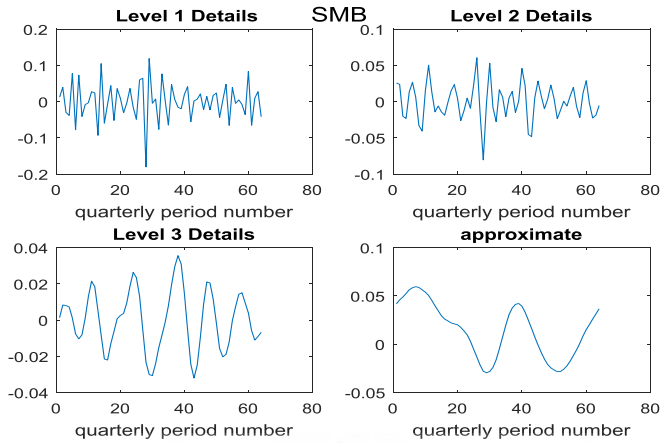
شاخص آماری	$r_m - r_f$	CMA	HML	SMB	RMW	Portfolio return
میانگین	۰,۰۸۹۸۶۵	۰,۰۴۹۹۸	-۰,۱۰۴۳۷	۰,۰۱۴۴۰۱	۰,۰۱۰۰۰۲	۰,۰۶۰۶۱
میانه	۰,۱۰۱۸۱۴	۰,۰۴۹۹۷۹	-۰,۰۹۳۴۴	۰,۰۰۶۹۹۳	۰,۰۰۹۹۸۷	۰,۰۱۹۳۱
ماکزیمم	۰,۲۳۱۶۵۳	۰,۰۵۰۲۵۳	۰,۱۶۳۲۰۲	۰,۱۴۹۷۹۴	۰,۰۱۰۲۹۱	۰,۴۰۹۱۵۱
مینیمم	-۰,۳۹۶۰۸۳	۰,۰۴۹۷۶۷	-۰,۰۴۳۹۸	-۰,۳۱۱۷	۰,۰۰۹۷۸۶	-۰,۱۳۹۹۱۵
انحراف معیار استاندارد	۰,۱۳۹۹۶۴	۰,۰۸۰۱۲۲	۰,۰۱۰۶۱۵۸	۰,۰۷۸۲۳۹	۰,۰۰۰۱۱۲	۰,۱۴۳۲۱۴
چولکی	۰,۳۳۵۴۱۱	۰,۱۲۳۴۷۶	-۰,۸۷۴۵۲	-۰,۹۹۵۵۹	۰,۳۳۲۲۱۳	۰,۹۲۲۸۵۷
کشیدگی	۲,۷۴۹۴۲	۲,۹۹۹۶۵۳	۴,۴۷۸۱۷	۶,۲۲۵۰۸۵	۲,۷۸۸۱۰۲	۲,۷۴۵۹۹۱
آماره جارک-برا	۱,۳۶۷۴۴۶	۰,۱۶۲۶۲۸	۱۳,۹۸۵۵	۳۸,۳۰۹۳۶	۱,۲۹۶۹۶۴	۹,۲۵۶۴۷۵
مقدار احتمال	۰,۵۰۴۷۳۴	۰,۹۲۱۹۰۴	۰,۰۰۰۹۱۹	۰	۰,۵۲۲۸۳۹	۰,۰۰۹۷۷۲

آماره جارک-برا برای بررسی نرمال بودن توزیع احتمال متغیرهای پژوهش استفاده می‌شود و در صورتی که مقدار احتمال متناظر با آن کمتر از پنج صدم باشد، حاکی از عدم نرمال بودن توزیع متغیر در سطح اطمینان ۰,۹۵ می‌باشد. همان‌طور که در جدول آمار توصیفی مشاهده می‌شود تنها سه متغیر صرف ریسک، عامل سرمایه گذاری و سود آوری دارای توزیع نرمال می‌باشند.

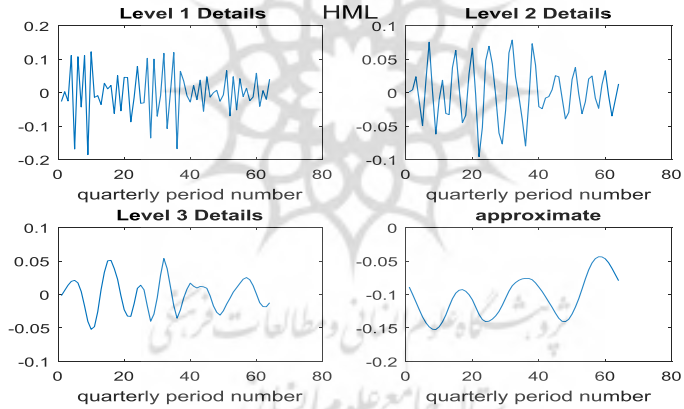
همان‌طور که در روش تحقیق بیان شد برای تجزیه سری‌های زمانی مربوط به متغیرهای مستقل و وابسته از ابزار موجک استفاده می‌شود. برای تجزیه سری‌های زمانی تحقیق از موجک دابشیز دو [19]یا db2 استفاده شده لازم به توضیح می باشد که این تکنیک به طور عمده در تجزیه و تحلیل موجک

[19] Daubichies2

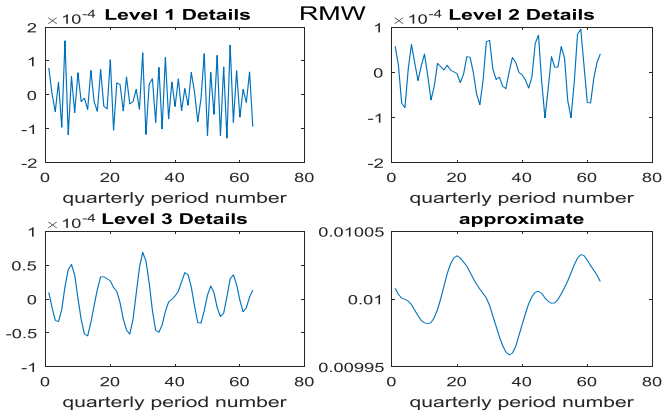
مورد استفاده قرار می گیرد که علت عمده استفاده در این پژوهش میباشد.. نمودارهای حاصل از تجزیه متغیرهای تحقیق در سه سطح در نمودارهای ۵ تا ۱۰ ارائه شده است.



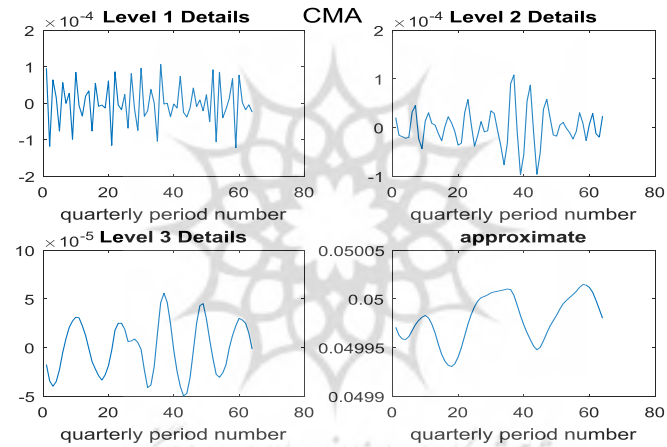
نمودار(۵):تجزیه SMB



نمودار(۶):تجزیه HML

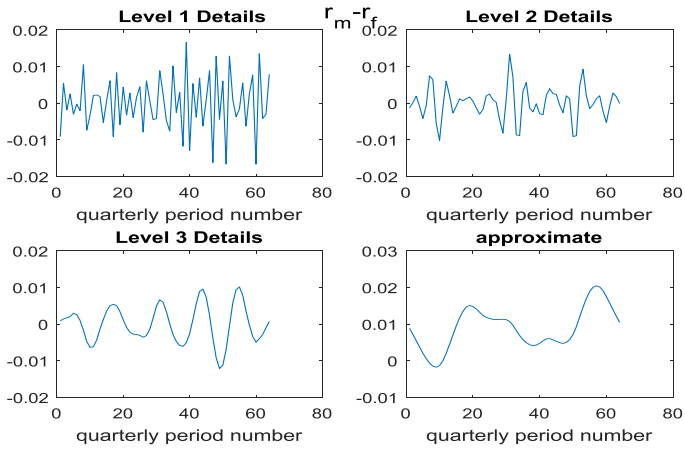


نمودار(۷):تجزیه RMW

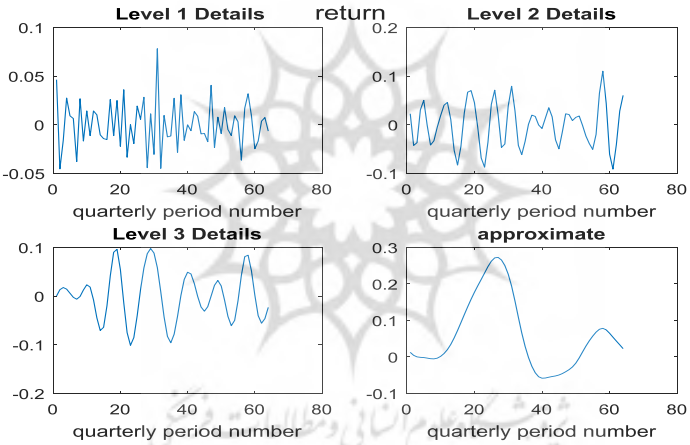


نمودار(۸):تجزیه CMA

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



نمودار(۹):تجزیه صرف ریسک بازار



نمودار(۱۰):تجزیه بازده پرتفوی

تقریب مدل فاما و فرنچ

برای بررسی مانایی متغیرهای تحقیق آزمون دیکی فولر مورد استفاده قرار گرفت که نتیجه در جدول۳ ارائه شده است. نتایج نشان می‌دهد که همه متغیرهای تحقیق در سطح و در سطح اطمینان ۰,۹۵ مانا می‌باشند و رگرسیون معمولی کاذب نخواهد بود.

جدول(۳):بررسی مانایی متغیرها

متغیر	آماره دیکی فولر	مقدار احتمال
SMB	-۸,۰۵۵	۰,۰۰۰
HML	-۸,۰۰۳	۰,۰۰۰
CMA	-۷,۴۶۱	۰,۰۰۰
RMW	-۸,۵۳۱	۰,۰۰۰
$R_M - R_f$	-۵,۸۷۲	۰,۰۰۰

پس از تخمین مدل فاما و فرنچ ، نتایج جدول ۴ حاصل شد:

جدول(۴):نتایج رگرسیون معمولی

متغیر	مقدار	خطا استاندارد	آمارهT	مقدار احتمال
c	۰,۱۳۷	۰,۷۰۴	۱۹,۵۳۵	۰,۰۰۰
$R_M - R_f$	۰,۴۴۷	۰,۴۴۷	-۲,۲۸۰	۰,۰۱۳
SMB	-۰,۱۱۹	۰,۲۱۵	۲,۵۵۳	۰,۰۰۶
HML	۰,۰۴۱	۰,۵۱۰	-۰,۶۱۰	۰,۲۷۲
RMW	۰,۱۲۲	۰,۱۵۲	-۱,۷۷۸	۰,۰۴۷
CMA	-۰,۲۷۲	۰,۱۷۴	۱,۲۸۱	۰,۱۰۲

در این مدل ضریب نیکویی برازش جدول ۵ می‌باشد.

جدول(۵):ضرب نیکویی برازش

ضریب نیکویی برازش	۰,۶۵۲۱
ضریب نیکویی برازش تعدیل شده	۰,۶۴۱

بنابراین مدل حدود ۰,۶۵ از تغییرات بازده پرتفوی را توجیه می‌کند.با توجه به نتایج حاصل شده، عوامل مؤثر بر بازده سهام در یک افق زمانی یک دوره‌ای معادل سه ماه در فاصله اطمینان ۰,۹۵، صرف ریسک بازار، عامل اندازه و عامل سودآوری می‌باشد. از بین عوامل معنی‌دار، تاثیر اندازه منفی و دو عامل دیگر مثبت می‌باشند. همچنین عامل سرمایه‌گذاری دارای تاثیر منفی و بی‌معنا می‌باشد و عامل ارزش نیز مثبت و بی‌معنا می‌باشد. بنابراین تاثیر تمام متغیرهای معنادار مثبت می‌باشد و به‌طور متوسط با افزایش آن‌ها، متوسط بازده پرتفوی افزایش می‌یابد.

مدل فاما و فرنچ در مقیاس‌های زمانی مختلف

- **کوتاه مدت**

در این روش، سری جزییات اصل شده از جزییات سطح یک تجزیه متغیر وابسته بر جزییات سطح اول تجزیه متغیرهای وابسته رگرسیون می‌شود که نتیجه حاصل از برآورد مدل که به مدل کوتاه‌مدت تفسیر می‌شود در جدول ۶ ارائه شده است:

جدول(۶): نتایج تحلیل کوتاه مدت

متغیر	مقدار	خطای استاندارد	آماره T	مقدار احتمال
c	۰,۰۰۴	۰,۰۲۱	۳,۱۵۳	۰,۰۰۲
$R_M - R_f$	۰,۰۳۴	۰,۳۰۳	۱۰,۶۴۲	۰,۰۰۰
SMB	-۰,۰۳۳	۰,۲۰۴	-۹,۲۵۳	۰,۰۰۰
HML	۰,۰۰۲	۰,۰۳۰	۱,۶۲۰	۰,۰۵۵
RMW	۰,۰۱۸	۰,۰۳۶	-۱,۸۲۸	۰,۰۳۶
CMA	۰,۰۰۱	0۰,۲۱	۰,۸۵۱	۰,۱۹۹

در این مدل ضریب نیکویی برازش جدول ۷ می‌باشد.

جدول(۷):ضریب نیکویی برازش

ضریب نیکویی برازش	۰,۶۴۱۲
ضریب نیکویی برازش تعدیل شده	۰,۶۳۵

بنابراین حدود ۰,۶۴ از تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. همان‌طور که مشاهده می‌شود ، عوامل مؤثر بر بازده سهام در فاصله اطمینان ۰,۹۵ و در کوتاه مدت (۲تا ۴ دوره سه ماهه)، صرف ریسک بازار، عامل اندازه، و عامل سودآوری می‌باشد. از بین عوامل معنی‌دار، تاثیر اندازه منفی و دو عامل دیگر مثبت می‌باشند. همچنین عامل سرمایه‌گذاری دارای تاثیر مثبت و بی‌معنا می‌باشد و در کوتاه‌مدت عامل ارزش بی‌تأثیر می‌باشد.

- **میان مدت**

در این روش، سری جزییات اصل شده از جرییات سطح دو تجزیه متغیر وابسته بر جزییات سطح دو تجزیه متغیرهای وابسته رگرسیون می‌شود که نتیجه حاصل از برآورد مدل که به مدل میان مدت تفسیر می‌شود در جدول ۸ ارائه شده است:

جدول(۸): نتایج تحلیل میان مدت

متغیر	مقدار	خطای استاندارد	آمارهT	مقدار احتمال
c	۰,۱۷۴	۰,۰۱۶	۱۰,۸۹۵	۰,۰۰۰
$R_M - R_f$	۰,۷۶۰	۰,۲۷۹	۲,۷۲۵	۰,۰۰۴
SMB	-۰,۰۱۲۶	۰,۰۶۰	۲,۰۰۴	۰,۰۲۴
HML	۰,۰۰۶	۰,۰۴۲	۱,۳۷۴	۰,۰۳۴
RMW	-۰.۰۰۷	۰.۰۲۴	-۰,۲۹۳	۰,۳۸۵
CMA	۰,۱۲۶	۰,۰۶۰	۲,۱۰۱	۰,۰۱۱۹

در این مدل ضریب نیکویی برازش میان مدت جدول ۹ می‌باشد.

جدول(۹):ضریب نیکویی برازش میان مدت

ضریب نیکویی برازش	۰,۶۶۱
ضریب نیکویی برازش تعدیل شده	۰,۶۴۲۵

بنابراین حدود ۰,۶۶ از تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. عوامل مؤثر بر بازده سهام در فاصله اطمینان ۰,۹۵ و در میان مدت (۸تا ۱۶ دوره سه ماهه)، صرف ریسک بازار، عامل اندازه و عامل سرمایه گذاری می‌باشد. از بین عوامل معنی دار، تاثیر اندازه منفی و دو عامل دیگر مثبت می‌باشند. همچنین عامل‌های ارزش و سودآوری در این فرکانس دارای اثر معناداری نمی-باشند. نسبت به کوتاه‌مدت، نتایج برآورد نشان می‌دهد که به‌صورت متوسط سرمایه‌گذاری در دارایی-های ثابت توانسته است خود را در بازده نشان بدهد. نسبت به دوره کوتاه‌مدت، سودآوری یا خاصیت مومنتوم در میان‌مدت تاثیر معکوس دارد و متوسط شرکت‌های برنده در این فرکانس زمانی، خاصیت مومنتومی را تائید نمی‌کنند.

- **بلند مدت**

در این روش، سری جزییات اصل شده از جرییات سطح سه تجزیه متغیر وابسته بر جزییات سطح سه تجزیه متغیرهای وابسته رگرسیون می‌شود که نتیجه حاصل از برآورد مدل که به مدل میان‌مدت تفسیر می‌شود در جدول ۱۰ ارائه شده است:

جدول(۱۰): نتایج تحلیل دراز مدت

متغیر	مقدار	خطای استاندارد	آمارهT	مقدار احتمال
c	-۰,۰۳۵	۰,۲۴۲	-۱,۴۵۸	۰,۷۴۹
$R_M - R_f$	۱,۰۳۱	۰,۰۰۰	۳,۱۵۳	۰,۰۰۱
SMB	-۰,۰۳۰	۰,۳۹۲	۱۰,۶۴۲	۰,۳۴۸
HML	۰,۰۰۳	۰,۰۰۲	۱,۲۳	۰,۱۱۱
RMW	۰,۰۰۱	۰,۰۰۰	۱,۶۳۴	۰,۰۵۳
CMA	۰,۰۰۴	۰,۰۰۰	-۱,۸۲۸	۰,۰۳۶

در این مدل ضریب نیکویی برازش بلندمدت جدول ۱۱ می‌باشد.

جدول(۱۱):ضریب نیکویی برازش بلند مدت

ضریب نیکویی برازش	۰,۶۴۵۲
ضریب نیکویی برازش تعدیل شده	۰,۶۲۱

بنابراین حدود ۰,۶۵ از تغییرات متغیر وابسته، توسط متغیرهای مستقل توضیح داده می‌شود. عوامل مؤثر بر بازده سهام در فاصله اطمینان ۰,۹۵ و در میان مدت (۴تا ۸ دوره سه ماهه)، صرف ریسک بازار و عامل سرمایه‌گذاری می‌باشد. همچنین عامل های ارزش، اندازه و سودآوری در این فرکانس دارای اثر معناداری نمی‌باشند.

۷ - بحث در نتایج و پیشنهادها

پژوهش حاضر اولین پژوهش در باب بررسی مدل پنج عاملی فاما و فرنچ با رویکرد تحلیل موجک در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. لکن در مورد مدل سه عاملی رستمی و همکاران (۱۳۹۶) در پژوهشی با عنوان " مدل قیمت‌گذاری چند مقیاسی با رویکرد آنالیز موجک و سه فاکتور فاما– فرنچ و عدم نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران" به بررسی مدل فاما و فرنچ سه عاملی با رهیافت تجزیه موجک می‌پردازند. آن‌ها بیان می‌کنند که در بازه‌های زمانی متفاوت، به نتایج متفاوتی رسیده‌اند. رابطه بین بازده باارزش دفتری به ارزش بازار و عدم‌نقدشوندگی در بلندمدت معنادار است. رابطه بین بازده سهام با بتا، ارزش دفتری به ارزش بازار و اندازه شرکت در میان‌مدت معنادار هستند. رابطه بین بازده سهام و اندازه در کوتاه مدت معنادار است. پژوهش حاضر نیز به مانند پژوهش رستمی

و همکاران عامل ارزش را در میان مدت معنادار و در کوتاه مدت بی‌معنا می‌داند(مدل فاما و فرنچ نیز ارزش را باوجود متغیرهای سودآوری و سرمایه گذاری فاقد معنی می‌داند) و همچنین عامل اندازه را در بلند مدت بی‌معنا ارزیابی می‌کند. اندازه در همه سطوح دارای تأثیر منفی می‌باشد که نشان می‌دهد که شرکت‌های کوچک‌تر به‌طور متوسط بازده بهتری داشته‌اند.

در پاسخ به سؤال اول: یکی از متداول‌ترین ابزارهای تحقیق رگرسیون معمولی می‌باشد. یکی از مشکلات به‌کارگیری رگرسیون معمولی، ایجاد رگرسیون کاذب می‌باشد که راه حل مواجه نشدن با این مشکل ، مفهوم روند زدایی می‌باشد. یکی از روش‌های روند زایی در اقتصادسنجی تفاضل مرتبه اول یا دوم می‌باشد. تحلیل موجک نیز یک ابزار روند زدایی را معرفی می‌کند. این مفهوم می‌تواند در مقیاس‌های زمانی مختلف انجام شود. سری‌های زمانی به‌وسیله تبدیل موجک گسسته مورد تجزیه به سری‌های جزئیات و کلیات(تقریب) قرار می‌گیرند. عمل تجزیه را می‌توان در چند سطح انجام داد، متغیرهای مستقل تحقیق شامل، اندازه، ارزش، صرف ریسک بازار، سودآوری ، سرمایه گذاری و بازده پرتفوی، در سطوح مختلف و به کمک موجک دابیشیز ۲ تجزیه گردید و با ابزار رگرسیون ، جزئیات متغیر وابسته بر جزئیات متغیرهای مستقل در سطح مختلف تجزیه شامل کوتاه مدت، میان مدت و بلند مدت رگرسیون گردید و بدین صورت عوامل مؤثر بر بازده سهام در افق‌های زمانی مختلف مشخص گردید.

در پاسخ به سؤال دوم: عوامل مؤثر بر بازده سهام در فاصله اطمینان ۰,۹۵ و در کوتاه مدت (۲تا ۴ دوره سه ماهه)، صرف ریسک بازار، عامل اندازه، و عامل سودآوری می‌باشد. از بین عوامل معنی دار، تأثیر اندازه منفی و دو عامل دیگر مثبت می‌باشند. همچنین عامل سرمایه گذاری دارای تأثیر مثبت و بی‌معنا می‌باشد و در کوتاه مدت عامل ارزش بی‌تأثیر می‌باشد.

در پاسخ به سوال سوم: عوامل مؤثر بر بازده سهام در فاصله اطمینان ۰,۹۵ و در میان مدت (۴تا ۸ دوره سه ماهه)، صرف ریسک بازار، عامل اندازه و عامل سرمایه گذاری می‌باشد. از بین عوامل معنی دار، تأثیر اندازه منفی و دو عامل دیگر مثبت می‌باشند. همچنین عامل‌های ارزش و سودآوری در این فرکانس دارای اثر معناداری نمی‌باشند. نسبت به کوتاه مدت، نتایج برآورد نشان می‌دهد که به‌صورت متوسط سرمایه گذاری در دارایی‌های ثابت توانسته است خود را در بازده نشان بدهد. نسبت به دوره کوتاه مدت، سود آوری یا خاصیت مومنتوم در میان مدت تأثیر معکوس دارد و متوسط شرکت‌های برنده در این فرکانس زمانی، خاصیت مومنتومی را تائید نمی‌کنند.

در پاسخ به سوال چهارم: عوامل مؤثر بر بازده سهام در فاصله اطمینان ۰,۹۵ و در بلند مدت (۸تا ۱۶ دوره سه ماهه)، صرف ریسک بازار، عامل و عامل سرمایه گذاری می‌باشد. همچنین عامل‌های ارزش ، اندازه و سودآوری در این فرکانس دارای اثر معناداری نمی‌باشند.

نتایج تحلیل موجک و بررسی مدل فاماوفرنچ در مقیاس‌های زمانی متفاوت نشان می‌دهد که سرمایه گذاران در افق‌های زمانی مختلف باید عامل متفاوتی را در شکل دهی به انتظار خود از یک پرتفوی در نظر بگیرند. متدلوژی پیشنهادی به سرمایه‌گذاران پیشنهاد می‌کند که فرصت‌های سرمایه گذاری را با استراتژی مدیریت پرتفوی پویا و گرفتن حساب چندمقیاسی ریسک و بازده انتخاب نمایند.

در کوتاه مدت (۴-۲ دوره سه ماهه)و در شرایطی که نرخ بهره بدون ریسک چشمگیر نمی‌باشد، به‌طور متوسط یک پرتفوی متنوع که غالب آن را شرکت‌های با اندازه کوچک و مومنتوم بالا (سودآوری قبلی بالا) تشکیل می‌دهد، گزینه مناسبی می‌باشد. زیرا در کوتاه مدت عوامل مؤثر بر بازده سهام، اندازه و سودآوری و صرف ریسک می‌باشد.

سرمایه گذاری در میان مدت نسبت به کوتاه مدت دارای یک عامل تأثیر گذار بیشتر می‌باشد و آن عامل ارزش می‌باشد. در میان مدت شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به بازار بالا توانسته‌اند بازده مناسبی کسب کنند. در واقع فاصله گرفتن ارزش دفتری از بازار حاکی از انتظار سرمایه گذاران برای رشد بازده سهام ناشی از تحولات آتی می‌باشد. اینکه عامل ارزش دارای اثر معناداری می‌باشد نشان می‌دهد که به‌طور متوسط در میان مدت، انتظارات آتی سرمایه گذاران محقق شده است.

در بلند مدت مهم‌ترین عوامل تأثیر گذار بر بازده، صرف ریسک بازار و سرمایه گذاری می‌باشد. بنابراین با تشکیل یک پرتفوی متنوع در بورس اوراق بهادار تهران می‌توان در بلند مدت ارزش پول را حفظ کرد. همچنین همگام شدن با پیشرفت‌های تکولوژی شرکت‌ها را به سمت سرمایه گذاری در دارایی‌های ثابت با فنّاوری بالاتر سوق داده و این امر توانسته در آینده بازده مناسبی برای سرمایه گذاران کسب کند. بنابراین در بلند مدت، به‌طور متوسط بازده مناسبی در انتظار سرمایه گذاران در سهام با سرمایه گذاری بالا می‌باشد.

منابع و مآخذ

۱. اسلامی بیدگلی غلامرضا، هنردوست اعظم. (۱۳۹۱). «مدل سه عاملی فاما و فرنچ و ریسک نقدشوندگی: شواهدی از بازار بورس اوراق بهادار تهران». دانش سرمایه گذاری، ۱(۲)، ۱۱۶-۹۷.

۲. پور زمانی، زهرا. بشیری، علی (۱۳۹۲) «آزمون مدل کارهارت برای پیش بینی بازده مورد انتظار به تفکیک سهام رشدی و ارزشی». مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (۱۶)۱۰۷-۹۳.

۳. جلایی،عبدالمجید؛جبیب دوست،امیر (۱۳۹۲). «بررسی رابطه نوسان‌های نرخ ارز و بازدهی سهام با استفاده از تحلیل موجک در بخش‌های مختلف بورس اوراق بهادار تهران.۷ (۲۵)، ۳۲-۹.

۴. راعی،رضا؛محمدی،شاپور و فندرسکی،حنطه (۱۳۹۴). «پیش بینی شاخص بورس با استفاده شبکه‌های عصبی و تبدیل موجک». فصلنامه علمی -پژوهشی مدیریت دارایی و تأمین مالی،(۸). ۵۴-۷۵.

۵. رستمی, محمدرضا, پویان فرد, ریحانه, هاشم پور, مریم. (۱۳۹۶). «مدل قیمت‌گذاری چندمقیاسی با رویکرد آنالیز موجک و سه فاکتور فاما– فرنچ و عدم‌نقدشوندگی در بورس اوراق بهادار تهران». نشریه انجمن علوم مالی ایران،۱(۲)، ۲۰-۷.

۶. رمضانی, جواد, کامیابی, یحیی. (۱۳۹۶). «مقایسه مدل شش عاملی با مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای در تبیین بازده مورد انتظار سرمایه‌گذار». پژوهش‌های اقتصادی ایران۲۲(۷۰) ، ۲۰۷-۲۳۱.

۷. شمس، ناصر، پارسائیان سمیرا(۱۳۹۱). «مقایسه عملکرد مدل فاما و فرنچ و شبکه‌های عصبی مصنوعی در پیش بینی بازده سهام در بورس تهران». مجله مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (۱۱) ۱۰۳- ۱۱۸.

۸. طالبی, حمید. (۱۳۹۵).« بررسی رابطه ریسک سیستماتیک و بازده سهام شرکت‌ها با به‌کارگیری تحلیل موجک». پنجمین کنفرانس بین‌المللی حسابداری و مدیریت با رویکرد علوم پژوهشی نوین، تهران، شرکت ارتباط ارغوان ایرانیان.

۹. عباسی نژاد، حسین و نادری، اسماعیل(۱۳۹۱). « تحلیل آشوب تجزیه موجک و شبکه عصبی در پیش بینی شاخص بورس تهران». فصلنامه تحقیقات مدل سازی اقتصادی ،(۸) ۹-۱۵.

۱۰. عباسی، ابراهیم غفار غزلچه. (۱۳۹۱).«آزمون تاثیر الگوی سه عاملی فاما و فرنچ در پراکندگی بازده سبد سهام» . دانش حسابداری،.(۱۱)، ۱۶۱-۱۸۰.

۱۱. نظری زاده دهکردی, سمیه و کبری قاسمی، (۱۳۹۳). « برآورد ارزش در معرض خطر براساس تبدیل موجک و نظریه‌ی تعمیم یافته ارزش فرین (مطالعه‌ای در بازار فلزات) ». کنفرانس بین‌المللی مدیریت در قرن ۲۱، تهران، موسسه مدیران ایده پرداز پایتخت ویرا.

12. Addison, P. S. (2002). "The continuous wavelet transform. "The illustrated wavelet transform handbook, 6-63.
13. Banz, R. W. (1981). "The relationship between return and market value of common stocks. "Journal of financial economics, 9(1), 3-18.
14. Fama, E. F., & French, K. R. (2013). A five-factor asset pricing model. Journal of financial economics, 116(1), 1-22.
15. Fama, E. F., & French, K. R. (1993). "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds". Journal of financial economics, 33(1), pp.3-56.
16. Fama, E. F., & French, K. R. (2012). "Size, Value, and Momentum in International Stock Returns". Journal of Financial Economics, 105(3), pp. 457.
17. Gençay, R., Selçuk, F., & Whitcher, B. (2003). "Systematic risk and timescales". Quantitative Finance, 3(2), 108-116.
18. Gregory, A., Tharyan, R., & Christidis, A. (2013). "Constructing and testing alternative versions of the Fama–French and Carhart models in the UK". Journal of Business Finance & Accounting, 40(1-2), 172-214.
19. Kang, B. U., In, F., & Kim, T. S. (2017). "Timescale betas and the cross section of equity returns: Framework, application, and implications for interpreting the Fama–French factors". Journal of Empirical Finance, 42, 15-39
20. Trimech, A., Kortas, H., Benammou, S., & Benammou, S. (2009). "Multiscale Fama-French model: application to the French market. "The Journal of Risk Finance, 10(2), 179-192.

Stock Return Analysis Based on Fama and French Factor Model at Different Time Scales with Wavelet Analysis Approach in Tehran Stock Exchange

Sayyed Mohammad Reza Davoodi[20]

Abstract:
The purpose of this study is to analyze the factors affecting stock returns based on the Fama and French models and with the wavelet analysis approach. The Fama and French models in asset pricing and asset management are a model in which independent variables are risk, size, value, investment, and profitability factors. The time series of independent variables are analyzed by wavelet decomposition into different levels and the effect of independent variables on stock returns at these levels is investigated using regression relationship. The data needed for the research are collected from the new rational software and for data analysis, the MATLAB software and its wavelet toolbox are used. The result of time scale regression analysis of the Fama and French Factor model in Tehran Stock Exchange during the years 1395-1380 and using wavelet analysis shows that in the short run (2-4 months), variables of size; risk and profitability have a significant impact on returns. In the medium term (4-8 quarterly periods), size, risk, value, and long-term (8-6 quarterly periods), risk and investment have a positive and significant impact on returns.

Keywords: Wavelet Analysis, Fama and French Five-Factor Model, Time-Scale Regression Analysis, Efficiency
JEL Classification: G23

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

20. Assistant Professor, Department of Management, Dehaghan Branch, Islamic Azad University, Dehaghan, Iran (Corresponding Author) smrdavoodi@ut.ac.ir