مجله دانش حسابداری/ سال چهارم/ ش ۱۵ / زمستان ۱۳۹۲ / ص ۱۲۹ تا ۱۴۸

تئوری قیمت گذاری آربیتراژ و فرآیند تولید مقادیر غیرمنتظرهٔ متغیرهای کلان

دکتر سیدعبدالمجید جلائی *
امیر حبیب دوست **

چکیده

با توجه به اهمیت نحوهٔ تولید مقادیر غیرمنتظره در آزمون تئوری قیمت گذاری آربیتراژ و نقش آن در تایید یا رد این تئوری در بازار بورس اوراق بهادار تهران، در این تحقیق، به منظور تولید اجزای غیرمنتظرهٔ متغیرهای کلان، از سه روش فیلتر موجک، نرخ تغییرات و خود رگرسیونی استفاده شده است. در این مقاله به منظور آزمون تئوری قیمت گذاری آربیتراژ، از مقادیر غیرمنتظرهٔ متغیرهای کلان نرخ ارز غیر رسمی، قیمت نفت، تورم، ارزش افزودهٔ بخش صنعت، و همچنین، بازده سهام ۳۰ شرکت منتخب در بازهٔ زمانی فروردین ۱۳۸٦ تا پایان مرداد ۱۳۸۹ استفاده شده است. نتایج حاکی از آن است که آنالیز موجک و روش خود رگرسیونی در تولید مقادیر غیرمنتظره موفق تر عمل می کند. علاوه بر این، بر اساس نتایج می‌توان گفت تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ در بورس اوراق بهادار تهران کاربرد ندارد؛ که این خود نشان از وجود فرصت‌های آربیتراژی در بازار بورس اوراق بهادار تهران است.

* دانشیار اقتصاد، دانشگاه شهید باهنر کرمان.
** دانشجوی کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید باهنر کرمان
نویسندهٔ مسئول مقاله:حبیب امیردوست (Email: amirhabibdoost@yahoo.com)
تاریخ دریافت: ۹۲/۲/۳۰ تاریخ پذیرش: ۹۲/۸/۸

واژه‌های کلیدی: تئوری قیمت گذاری آربیتراژ، متغیرهای کلان اقتصادی، فیلتر موجک.

مقدمه

مسئله قیمت‌گذاری دارایی‌ها و یا به عبارت دیگر، تبیین ارتباط ریسک و بازده ودتهاست که توجه سیاست گذاران، سرمایه گذاران و محققین را به خود جلب کرده است. در نگرش سنتی به مسئله قیمت گذاری، اصولاً نقش ریسک در نظر گرفته نمی‌شد؛ اما مارکویتز[۱] با ایجاد یک نگرش جدید، مسئلهٔ تصمیم‌گیری بر اساس بیشترین بازده در یک سطح معین ریسک و یا کمترین ریسک در یک سطح معین بازده، و همچنین، همبستگی اوراق بهادار و متنوع سازی را وارد دنیای اقتصاد مالی کرد. پس از مارکویتز مسئلهٔ قیمت‌گذاری دارایی دستخوش تغییر و تحول و پیشرفت شد. شارپ[۲] (۱۹۶۴) و لینتنر[۳] (۱۹۶۵b) به طور مستقل الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای[۴] (CAPM) را معرفی کردند. پس از الگوی قیمت‌گذاری دارایی‌ها که می‌توان از آن «به عنوان پدر بزرگ الگوهای قیمت‌گذاری دارایی‌ها» (واریان[۵] (۱۳۸۸)) یاد کرد، تئوری قیمت گذاری آربیتراژ[۶] (APT) معرفی شد.

راس[۷] (۱۹۷۶) با انتقاد جدی به الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای، تئوری قیمت گذاری آربیتراژ (APT) را معرفی کرد که جایگاه ویژه‌ای در حوزه نظر و عمل پیدا کرده است. اگرچه آزمون این تئوری مسایل نظری و تجربی خاص خود را دارد، اما بزرگترین مسئله در تئوری قیمت گذاری آربیتراژ تعیین حساسیت ها و جداسازی حرکات غیرمنتظره از حرکات موردانتظار است (راس و رول[۸]، ۱۹۸۳). از این رو، این مقاله به بررسی استفاده از روش نرخ تغییرات، روش خود رگرسیونی و فیلترموجک در تولید مقادیر غیرمنتظره، به منظور استفاده در آزمون APT پرداخته است. اگرچه تاکنون از روش‌های مختلفی برا ی تولید مقادیر غیرمنتظرهٔ متغیرهای کلان استفاده شده است، اما فیلترموجک برای این منظور به کار برده نشده است.

چارچوب نظری

به منظور تکمیل و رفع انتقادات وارد به الگوی CAPM و الگوی‌های عاملی، راس تئوری قیمت گذاری آربیتراژ را ارائه کرد. بیان راس و رول از APT اینگونه است: APT با توضیح ساده ای از مسیری که در آن رویدادهای غیرمنتظره و نامطمئن بر روی بازدهی دارایی اثر می گذارند، آغازمی‌شود (راس و رول، ۱۹۸۳). فرض اساسی APT نبودِ فرصت آربیتراژی است و طبق تعریف «قیمت‌گذاری نادرست ورقه اوراق بهادار به طریقی که سود بدون ریسک ایجاد نماید، آربیتراژ نامیده می‌شود» (راعی و پویان فر، ۱۳۹۰). در تئوری قیمت گذاری آربیتراژ حساسیت هر عامل، بر اساس معادلهٔ الگوی عاملی به شکل زیر تعیین می‌شود:

$$r_{i,t} = a_i + b_{1i} F_{1t} + \ldots + b_{iJ} F_{Jt} + e_{it} \qquad i = 1,2\ldots,N \qquad (۱)$$

که در آن؛ $r_{i,t}$، بازدهی دارایی Iام؛ F_{Jt}، ارزش عامل‌ها با امتیازات عوامل یا همان متغیر کلان اقتصادی؛ b_{iJ}، میزان حساسیت؛ a_i، بازده انتظاری و e_{it}، عبارت خطا می باشند. از آن‌جایی که مسئلهٔ اصلی برای مدیریت مالی، تشخیص مبادله بین ریسک و بازده است، مانند دیگر الگوهای قیمت‌گذاری باید رابطه‌ای بین بازده مورد انتظار و ریسک بیابیم. در واقع، هزینه یا ارزش سرمایه یا همان بازده مورد انتظار برابر با نرخ بهره بدون ریسک به علاوه متوسط وزنی از فاکتور حساسیت است (رول و راس، ۱۹۸۰). از این‌رو، صفحه‌ای که از نقاط $\bar{R}_i, \ldots b_2, b_1$ می گذرد عبارت است از:

$$\bar{R}_i(\exp ected.return) = r_f(risk - free.\text{int}erest.rate) + \lambda_1 b_{i1} + \lambda_2 b_{i2} + \ldots\ldots + \lambda_n b_{in} + \varepsilon_i \qquad (۲)$$

که در آن λ ها پاداش تحمل ریسک هستند. bها نیز ضرایب معادلهٔ رگرسیونی(۱) هستند و ε_i پارامتر خطاست. آنچه در اینجا حائز اهمیت است این است، که متغیرهای کلان در رابطه (۱) می‌بایست به صورت مقادیر غیر منتظره وارد رگرسیون شوند. در توضیح این مطلب باید گفت بازدهی یک سهام تحت تأثیر یکسری تغییرات گسترده مورد انتظار، غیر منتظره ایجاد می شود. تغییرات مورد انتظار طبیعتاً توسط سرمایه‌گذاران در انتظارشان از

بازدهی لحاظ می شود. از این‌رو می‌بایست تغییرات غیرمنتظره به عنوان عاملی تعیین کننده برای بازدهی و همچنین، منشاء ایجاد ریسک تلقی شوند (رول و راس، ۱۹۸۴).

پیشینهٔ پژوهش

مشکل اصلی در آزمون تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ(APT) معین نبودن پارامترها یا همان عامل‌های موثر بر بازدهی بود که با روش پیشنهادی چن و همکاران[۹] (۱۹۸۶) با وارد کردن متغیرهای کلان بر اساس تجربهٔ محقق مرتفع شد. هاماو[۱۰] (۱۹۸۸) با استفاده از داده‌های اقتصاد کلان کشور ژاپن، یک بررسی تجربی بر روی الگوی قیمت گذاری آربیتراژ انجام داد. وی متغیرهای تولید صنعتی، تورم، اطمینان سرمایه گذاران، نرخ ارز، نرخ بهره و قیمت نفت را به عنوان عامل های موثر وارد الگو کرد. وی نتایج به دست آمده را با نتایج حاصل از الگوی CAPM مقایسه کرد و نتیجه گرفت که الگوی کپم نمی تواند برخی ریسک ها را که توسط متغیر های کلان ایجاد می شوند، شناسایی کند.

پریستلی[۱۱] (۱۹۹۶) با به چالش کشیدن روش های سنتی محاسبهٔ اجزای غیرمنتظره که در الگو وارد می شوند، پیشنهاد استفاده از روش فیلتر کالمن را برای تولید داده‌های غیرمنتظره ارائه می کند. او مدعی شده است که این روش در به دست آوردن اجزای مورد انتظار هر عامل نتایج بهتری را در استفاده از APT در اختیار قرار می‌دهد. زیرا، روش‌های نرخ تغییرات و خود رگرسیونی در تولید این داده ها به دلیل مسایل آماری (وجود خود همبستگی در روش نرخ تغییرات و ناپایداری ضرایب تخمینی در روش خود رگرسیونی) و همچنین، استفاده از اطلاعات پیشین در شکل دهی انتظارات استفاده می کنند.

نمازی و محمد تبار(۱۳۸۶) در تحقیقی به منظور توضیح بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، از یک الگوی چند عاملی استفاده کردند. آن‌ها تأثیر متغیرهای کلان رشد پول، قیمت سکه طلا، نرخ دلار و شاخص قیمت سهام بورس تهران را بر بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس تهران را بررسی کردند. نتایج تحقیق آن ها حاکی از آن است که متغیرهای مذکور تغییرات بازده سهام را توصیف نمی

کنند. تالانه و قاسمی (۱۳۹۰) در تحقیقی به آزمون و مقایسهٔ تجربی الگوی های CAPMو APT پرداختند. نتایج آن‌ها نشان می دهد که الگوی قیمت گذاری آربیتراژ در ایران نمی‌توان تأیید کرد؛ اما شواهدی ضعیف برای تأیید تجربی الگوی CAPM یافتند. آن‌ها برای آزمون APT از داده‌های ماهانهٔ نرخ ارز، تورم، قیمت نفت، ارزش صادرات گمرکی و ارزش واردات گمرکی استفاده کردند.

عباسی و غزلجه (۱۳۹۱)، تأثیر اجزای الگوی سه عاملی فاما و فرنچ در بورس تهران را بررسی کردند. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که عوامل بتا، اندازه و نسبت ارزش دفتری، به ارزش بازار بر بازده سبد سهام تاثیر معنی داری دارند. آن‌ها با اضافه کردن دو عامل اندازهٔ شرکت و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار به الگوی قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای نشان دادند که ضریب تعیین به مقدار۳ افزایش خواهد یافت. این بدان معنی است که الگوی سه عاملی درصد بیشتری از پراکندگی بازده سبد سهام را نسبت به الگوی تک عاملی توضیح می‌دهد. آن‌ها نشان دادند دو عامل اندازه و نسبت ارزش دفتری به ارزش بازار، به تنهایی درصد قابل توجهی از پراکندگی بازده سبد سهام را توضیح می دهند.

روش تحقیق

در این تحقیق از رهیافت مورد استفاده توسط چن و همکاران(۱۹۸۶) یا همان روش رگرسیون دو مرحله ای فاما و مکبث[۱۲] استفاده شده است. در این روش، در مرحلهٔ اول رگرسیون (۱) تخمین زده می شود و در مرحلهٔ دوم پس از تعیین ضرایب یعنی BI ، از این ضرایب به عنوان متغیرهای توضیحی در رگرسیون مقطعی مرحلهٔ دوم (رابطه ۲) استفاده می‌شود. در صورتی که λ ها (در رابطه۲) معنادار شوند به این معناست که تئوری قیمت گذاری آربیتراژ توانایی ارزشگذاری را دارد. متغیر وابسته رگرسیون مقطعی مرحلهٔ دوم نیز بازده مورد انتظار هر شرکت است که از میانگین ساده بازده هر شرکت در طول بازه زمانی مورد بررسی به دست می‌آید. با توجه به اهمیت روش تولید اجزای غیرمنتظره، سه روش به کار رفته در این پژوهش معرفی خواهند شد.

روش‌های تولید مقادیر مورد انتظار

اگر انتظارات بنگاه‌ها عقلایی باشد، سری زمانی جزء غیرمنتظره باید میانگین صفر داشته باشد و به طور سریالی همبسته نباشند (پریستلی، ۱۹۹۶).

فیلتر موجک: تحلیل‌های مقیاس- زمان، کاربردهای زیادی در مهندسی، اقتصاد و مدیریت پیدا کرده است. در واقع، در دو دههٔ اخیر این تحلیل‌ها به حوزهٔ اقتصاد مالی وارد شده است. تحلیل موجک یا همان آنالیز «مقیاس- زمان» به منظور رفع نقاط ضعف تحلیل‌های دامنه- زمان و تحلیل های حوزهٔ فرکانس (برای مثال، تحلیل فوریه) توسعه یافت. دربارهٔ فیلتر موجک ادبیات و منابع مناسب و فراوانی در دسترس قرار دارد(مالات[۱۳] (۱۹۸۸)، استرانگ[۱۴] (۱۹۸۹) و رمزی[۱۶](۱۹۹۶)، بیدگلی و همکاران (۱۳۸۸)، مشیری و همکاران (۱۳۸۹) و جلایی و حبیب‌دوست (۱۳۹۱)). دربارهٔ فیلتر موجک به طور خلاصه باید گفت که یک سری زمانی را می توان این گونه نوشت:

$$f(t) \approx S_j(t) + D_j(t) + D_{j-1}(t) + ... + D_1(t) \qquad (۳)$$

که در آن؛ $S_j(t)$، جز روند یا تقریب و $D_j(t)$ ها اجزاء در سری زمانی مورد نظر هستند. به صورت دقیق‌تر، این کار به کمک یک روش چند مرحله ای صورت می‌گیرد. در هر مرحله فرکانس های پایین‌تر(نوسان های کمتر) از سیگنال جدا می شوند(W یا D) تا در مقیاس نهایی تنها جزء روند یا تقریب سیگنال(سری زمانی) باقی می‌ماند (S یا V). در شکل ۱ این مراحل نمایش داده شده است. با توجه به شکل ۱ به V_j یا d_j و W_j یا s_j نیاز داریم. برای محاسبهٔ آن‌ها می‌توانیم از روابط زیر استفاده کنیم.

$$W_1(t) = \sum_{k=0}^{L-1} h_k X(t') \qquad (۴) \qquad V_1(t) = \sum_{k=0}^{L-1} l_k X(t') \qquad (۵)$$

که $t' = 2T + 1 - l \ \text{MOD}\ N$ و $T = 0, 1, \ldots, N/2 - 1$ و N تعداد نمونه های تحلیل است (رمزی ۲۰۰۲)که در آن l_k و h_k فیلترهای پایین گذر و بالاگذر هستند و از رابطه زیر به دست می‌آیند:

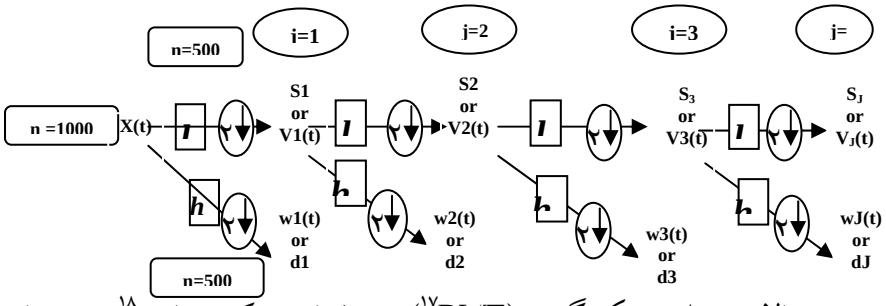
$$h_k = \frac{1}{\sqrt{2}} \int \varphi(t)\phi(2t-k)dt \qquad (۶) \qquad l_k = \frac{1}{\sqrt{2}} \int \phi(t)\phi(2t-k)dt \qquad (۷)$$

به طور معمول تابع تقریب (موجک پدر) با نماد ϕو تابع جزییات (موجک مادر) با نماد ϕشناخته می شود.(رمزی (۲۰۰۲))

$$\phi(t)=\sqrt{2}\sum_{k=0}^{L-1} l_k \phi(2t-k) \qquad (۸)$$

$$\psi(t)=\sqrt{2}\sum_{k=0}^{L-1} h_k \phi(2t-k) \qquad (۹)$$

شکل شماره ۱. الگوریتم هرمی تبدیل موجک گسسته



روش بالا به تبدیل موجک گسسته(DWT[17])معروف است که معایبی[18] به همراه دارد. بنابراین، در این تحقیق تجزیهٔ داده‌ها با استفاده از نرم افزار متلب از روش دیگری معروف به ماکزیمم همپوشانی تبدیل موجک گسسته(MODWT) [19]، انجام شده است. گسسته سازی به کمک موجک ساختار داده‌ها را به هم می‌ریزد از این رو خود همبستگی در داده‌ها به شدت کاهش می‌یابد. در این تحقیق، از داده های مربوط به فرکانس‌های بالا یعنی D_1 یا مقیاس دو ماهه به عنوان مقادیر غیرمنتظرهٔ متغیرها استفاده شده است.

روش نرخ تغییرات: این روش در واقع مبنای تولید اجزای غیرمنتظره را تفاضل سادهٔ مرتبهٔ اول متغیرها قرار می‌دهد. چن و همکاران (۱۹۸۶)برای تولید مقادیر غیرمنتظره از آن استفاده کردند. در این روش فرض بر این است که بنگاه‌ها از اطلاعات گذشته استفاده نمی‌کنند (پریستلی، ۱۹۹۶).

روش خود رگرسیونی: یک روش دیگر برای تولید اجزای غیرمنتظره آن است که وابستگی‌ها و اثرات زمانی را با استفاده از وارد کردن وقفه‌ها به عنوان متغیر توضیحی، از متغیر اصلی حذف کنیم. از این رو، با یک فرآیند خود رگرسیونی مواجه خواهیم بود که باید وقفه‌های مناسب را در آن یافته و سپس، از باقی مانده‌های الگو به عنوان اجزای غیرمنتظره استفاده نمود. در واقع، الگوی کلی تخمین زده شده در این روش به شکل زیر خواهد بود:

$$y_t = b_0 + b_1 y_{t-1} + u_t \qquad (۱۰)$$

که در آن، u_t پارامتر خطا و y_t متغیر مورد نظر است. این روش اولین بار توسط کلر و توماس (۱۹۹۴) به کار گرفته شد.

متغیرهای الگو

مبنای نظری وارد کردن متغیرها در الگو، رابطهٔ معروف مربوط به قیمت یک سهم است:

$$P = \frac{\sum_{1}^{t} E\ (c)}{(1 + k_e)^t} \qquad (۱۱)$$

که درآن ، t زمان k_e، نرخ تنزیل و$E(c)$ ، ارزش مورد انتظار جریانات نقدی بنگاه و P، قیمت سهم است. بنابراین، هر آنچه صورت و یا مخرج کسر (۱۱) را تحت تأثیر قرار دهد، می‌تواند موجب تغییر بازدهی سهام گردد. از این رو، باید به دنبال متغیرهایی بود که نرخ تنزیل و یا جریان وجوه نقد بنگاه را تحت تأثیر قرار دهند. متغیرهای این تحقیق مقادیر غیرمنتظرهٔ متغیرهای نرخ ارز، تورم، تولیدات صنعتی و قیمت نفت است. زیرا افزایش نرخ ارز در سودآوری و ضرر شرکت‌ها مؤثر است. از این‌رو، تغییرات غیرمنتظرهٔ آن می‌تواند قیمت سهام بنگاه‌ها و بازدهی سهام آن‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهد. نرخ تورم می‌تواند بر درآمد و بدهی‌های یک شرکت از طریق تغییرات نرخ بهره و تنزیل و همچنین، جریانات نقدی اسمی اثر بگذارد. مقادیر غیرمنتظرهٔ تولیدات صنعتی می تواند با تأثیر بر جریانات نقدی بنگاه بر روی بازدهی آن تأثیر گذارد. در واقع، تولیدات صنعتی بر میزان اشتغال و میزان پرداختی‌ها و همچنین، سود شرکت اثر گذار است. افزایش قیمت نفت نیز می تواند بر رونق اقتصادی و اشتغال در ایران تأثیر بگذارد. به عبارت دیگر، نفت عامل محرک اقتصاد ایران و از عوامل بسیار مؤثر طرف عرضه است که بر ارزش و سوددهی بنگاه‌ها مؤثر است. نهایتاً، رگرسیون مرحله اول به شکل زیر خواهد بود:

$$R_{it} = b_{0i} + b_i \mathrm{ER_t} + b_i INF_t + b_i IP_t + b_i Oilp_t + e_{it} \qquad (۱۲)$$

که در آن، R_{it} بازدهی بنگاه I در زمانT، $\mathrm{ER_t}$ تغییرات غیرمنتظره نرخ ارز، INF_t تغییرات غیرمنتظرهٔ تورم، IP_t تغییرات غیرمنتظرهٔ تولیدات صنعتی، $Oilp_t$ تغییرات غیرمنتظرهٔ قیمت نفت و e_{it} پارامتر خطاست.

جامعهٔ آماری، نمونهٔ آماری و بازه زمانی پژوهش

جامعهٔ آماری مورد مطالعه در این تحقیق، شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران از ابتدای فروردین سال ۱۳۸۶ تا انتهای مرداد سال ۱۳۸۹ بوده است؛ به‌گونه‌ای که طی این دوره این شرکت ها فعالیت خود را در بورس تهران قطع نکرده باشند. ضمناً در این تحقیق شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بیمه‌ای و بانکی و شرکت‌هایی که صورت‌های مالی ناقص داشته اند، حذف شده اند. با اعمال این محدودیت‌ها تنها ۵۰ شرکت از کل شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران برای نمونه گیری باقی ماندند که با استفاده از فرمول کوکران تعداد ۳۰ شرکت به عنوان نمونه مورد استفاده قرار گرفته است. آمارهای مربوط متغیرهای کلان از پایگاه اینترنتی بانک مرکزی و بانک جهانی و بازدهی شرکت‌ها از نرم افزار تدبیرپرداز استخراج شده است. با توجه به اینکه ضرایب متغیرها و مقادیر ریسک در طول زمان تغییر خواهند کرد، لذا داده‌های فصلی تولیدات صنعتی و نرخ ارز غیررسمی با استفاده از درونیابی به کمک یک تابع اس پی لاین[20] به ماهانه تبدیل شده‌اند.

یافته‌های پژوهش

در این بخش، قبل از پرداختن به نتایج رگرسیون دو مرحله‌ای، می بایست خصوصیات آمار توصیفی، خود همبستگی، همبستگی سریالی و مانایی داده‌های تولید شده به عنوان مقادیر غیرمنتظره بررسی شود. آماره های توصیفی به بررسی مشخصات عمومی متغیرها کمک می کند. آماره‌های توصیفی ارائه شده در جدول شمارهٔ ۱ شامل حداکثر و حداقل مقادیرمیانگین، میانه، انحراف استاندارد، چولگی و میانه بازدهی متوسط ۳۰ شرکت در طول دورهٔ مورد بررسی است.

جدول شمارهٔ ۱. آمار توصیفی بازدهی متوسط ۳۰ شرکت نمونه

بازده متوسط شرکت ها	میانگین	انحراف استاندارد	چولگی	میانه
حداکثرها در ۳۰ شرکت	7/304	37/8548	4/4594	6/36
حداقل ها در ۳۰ شرکت	-0/943	6/5835	-1/98987	-1/37

جدول شماره ۲. میانگین و انحراف استاندارد متغیرهای تولیدی به وسیله ۳ روش

قیمت نفت	تولیدات صنعتی	تورم	نرخ ارز	
روش فیلتر موجک				
۰/۰۰۳	۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	میانگین
2/1308	702/5000	0/0172	86/2298	انحراف استاندارد
روش نرخ تغییرات				
0/3687	756/6245	-0/0012	35/0655	میانگین
8/7720	959/9000	0/0350	106/9164	انحراف استاندارد
روش خود رگرسیونی				
۰/۰۰۱	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱	۰/۰۰۱	میانگین
6/8244	775/6914	0/0175	109/0820	انحراف استاندارد

جدول شمارهٔ ۲ نیز مقادیر میانگین و انحراف استاندارد مقادیر به دست آمدهٔ سه روش را نشان می‌دهد. با توجه به نتایج جدول شمارهٔ ۲ پیداست که در بین سه روش متغیرهای به دست آمده به وسیلهٔ فیلتر موجک از انحراف استاندارد کمتری برخوردار هستند. علاوه بر این، همانطور که انتظار می‌رفت، مقدار میانگین سری‌های زمانی حاصل از روش فیلتر موجک همانند روش خود رگرسیونی برابر صفر است که به معنای مناسب بودن داده‌ها در آزمون الگو است.

ماتریس همبستگی سری‌های زمانی تولید شده در جدول شمارهٔ ۳ نشان داده شده است. با توجه به نتایج جدول شمارهٔ ۳ می‌توان گفت خودهمبستگی بین سری های زمانی تولید شده توسط روش نرخ تغییرات چندان مشکل ساز نیست. روش خود رگرسیونی نیز سری‌هایی با همبستگی پایین تولید کرده است، اگرچه نسبت به روش نرخ همبستگی بین

متغیرها بالاتر است. همبستگی بین سری‌های زمانی تولید شده توسط روش فیلتر موجک نیز چندان قابل توجه نیست و مقادیر تولیدی برای استفاده در آزمون قابل قبول است.

جدول شمارهٔ ۳ . ماتریس همبستگی سری‌های زمانی حاصل از ۳ روش

	نرخ ارز	تورم	تولیدات صنعتی	قیمت نفت
روش نرخ تغییرات				
نرخ ارز	1			
تورم	-0/0196	1		
تولیدات صنعتی	-0/0132	-0/0973	1	
قیمت نفت	0/0303	-0/0925	-0/0742	1
روش خود رگرسیونی				
نرخ ارز	1			
تورم	-0/0638	1		
تولیدات صنعتی	0/0649	0/01633	1	
قیمت نفت	0/0156	-0/2095	-0/1207	1
روش فیلتر موجک				
نرخ ارز	1			
تورم	-0/0364	1		
تولیدات صنعتی	0/0572	-0/0475	1	
قیمت نفت	0/0593	-0/1948	0/1079	1

جدول شمارهٔ ۴ خود همبستگی سریالی سری‌های زمانی تولیدی روش نرخ تغییرات را تا۱۲ وقفه نشان می دهد. می‌توان گفت همبستگی سریالی در هر کدام از سری‌های زمانی بالاست. به دیگر سخن، داده‌های تولیدی این روش دارای خصوصیت اصلی تغییرات غیرمنتظره، یعنی عدم وجود همبستگی سریالی در سری زمانی نیست. اغلب خود همبستگی‌های قابل توجه در وقفه‌های ۱۲و۹، ۶، ۳، ۱ رخ داده است که نشان از وجود اثرات فصلی در این داده‌ها است.

جدول شمارهٔ ۵ خود همبستگی سریالی در سری های زمانی تولید شده توسط روش فیلتر موجک تا ۱۲ وقفه را نشان می دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، خود همبستگی

جدول شمارهٔ ٤. خودهمبستگی سریالی در سری‌های زمانی حاصل از روش نرخ تغییرات

وقفه / ϕ_{ii}	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲
نرخ ارز	۰/۲۴۸	-۰/۰۹۷	۰/۰۱۵	-۰/۰۷۷	-۰/۲۱۲	-۰/۲۴۲	-۰/۰۷۵	-۰/۱۲۷	-۰/۰۱۸	۰/۱۸۳	۰/۰۳۱	-۰/۱۵۵
تورم	-۰/۵۱۲	-۰/۲۸	۰/۶۱۵	-۰/۳۲۴	-۰/۱۹۸	۰/۳۹۱	-۰/۱۲۲	-۰/۳۴۵	۰/۵۳۵	-۰/۲۱۳	-۰/۳۷۱	۰/۶۲۶
تولیدات	۰/۵۳۸	-۰/۰۳۶	-۰/۴۱	-۰/۴۳۲	-۰/۱۹۱	۰/۰۷۱	۰/۱۴۱	-۰/۰۰۲	-۰/۱۵۸	-۰/۱۳۱	۰/۰۹۹	۰/۳۳۳
قیمت نفت	۰/۵۶۷	۰/۴۳۷	۰/۰۸۲	-۰/۱۱۵	-۰/۲۷۳	-۰/۳۲۷	-۰/۲۷۹	-۰/۱۷۵	-۰/۱۹	-۰/۰۹۲	-۰/۰۷۳	-۰/۰۹۲

جدول شمارهٔ ۵. خودهمبستگی سریالی در سری‌های زمانی حاصل از روش خود رگرسیونی

وقفه / ϕ_{ii}	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲
نرخ ارز	۰/۰۱۶	-۰/۰۴۷	۰/۰۹	-۰/۰۸۲	-۰/۱۵۳	-۰/۲۳	-۰/۰۰۱	-۰/۱۳۷	-۰/۰۵۸	۰/۱۶	۰/۰۲۱	-۰/۱۵۷
تورم	-۰/۱۹۴	-۰/۰۵۶	-۰/۱۰۸	-۰/۰۵۸	۰/۰۵۷	-۰/۲۷۲	۰/۲۸۷	۰/۰۵۷	۰/۰۰۸	-۰/۱۲۹	-۰/۲۱۵	۰/۴۰۷
تولیدات	۰/۲۶۷	۰/۱۱۳	-۰/۳۳۹	۰/۱۶۱	۰/۰۴۳	۰/۲۸۲	-۰/۱۰۴	۰/۰۱۳	-۰/۲۵۲	۰/۰۷۱	-۰/۰۵	۰/۰۹۶
قیمت نفت	۰/۰۱۲	-۰/۰۴۲	-۰/۰۴۱	۰/۰۴	-۰/۰۲۵	-۰/۱۴۲	-۰/۰۵	۰/۰۷۵	-۰/۲۱۴	-۰/۰۴۶	-۰/۰۴۶	-۰/۱۶۵

جدول شمارهٔ ٦. خودهمبستگی سریالی در سری‌های زمانی حاصل از آنالیز موجک

وقفه / ϕ_{ii}	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰	۱۱	۱۲
نرخ ارز	-۰/۱۸	-۰/۱	۰/۰۶۸	-۰/۰۵۳	-۰/۰۳۱	۰/۰۳۷	۰/۰۱۶	-۰/۰۲۳	-۰/۰۰۸	۰/۰۳۹	-۰/۰۵	-۰/۰۳۴
تورم	-۰/۵۶۷	-۰/۲۱۷	۰/۶۳۱	-۰/۳۸۹	-۰/۱۴۸	۰/۴۰۶	-۰/۱۴۹	-۰/۳۴۴	۰/۵۵۹	-۰/۲۳۶	-۰/۳۴۹	۰/۶۳۵
تولیدات	-۰/۱۵	-۰/۱۳۹	-۰/۰۱۳	-۰/۰۰۹	۰/۰۰۳	۰/۰۲۳	۰/۰۳۳	۰/۰۰۶	-۰/۰۲۶	-۰/۰۳۴	-۰/۰۰۷	۰/۰۲۶
قیمت نفت	-۰/۵۷۲	۰/۱۴	۰/۰۰۷	-۰/۰۲۹	۰/۰۰۱	-۰/۰۱۳	-۰/۰۲	۰/۱۳۲	-۰/۱۵۷	۰/۰۳	۰/۱۲۳	-۰/۲۰۳

سریالی در سری‌های زمانی بسیار کمتر از همبستگی سریالی در دو روش دیگر است. به عبارت دیگر، تمامی خصوصیات مربوط به تغییرات غیرمنتظره را داده‌های مربوط به مقیاس دو ماهه در خود دارند.

خود همبستگی سریالی سری های زمانی تولیدی توسط روش خود رگرسیونی نیز تا ۱۲ وقفه در جدول شماره ۶ نشان داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در سری‌های زمانی حاصل از این روش نیز خود همبستگی قابل توجه است. لازم به ذکر است خود همبستگی‌های، قابل توجه، اغلب در وقفه‌های ۱۲و ۹، ۶، ۳، ۱ رخ داده است که نشان از وجود اثرات فصلی در این داده‌ها است. از این رو، به نظر می‌رسد استفاده از این داده‌ها نیز منجر به تورش‌دار شدن تخمین‌ها خواهد شد. لازم به ذکر است برای تولید داده‌ها توسط روش خود رگرسیونی متغیرهای کلان ابتدا با یک مرتبه تفاضل‌گیری ساکن شده‌اند و سپس، برای تولید اعمال رگرسیون و یافتن وقفه مناسب مورد استفاده قرار گرفته‌اند. نتایج رگرسیون‌ها به منظور یافتن مقادیر مناسب باقی مانده ها توسط این روش در جدول شمارهٔ ۷ آورده شده است.

جدول شمارهٔ ۷. ضرایب روش خود رگرسیونی

	تورم				نرخ ارز		
سطح معناداری	آماره t	ضریب	متغیر	سطح معناداری	آماره t	ضریب	متغیر
0/001	-9/872	-0/9719	DINF(-1)	0/091	1/7358	0/2891	DER(-1)
0/001	-8/258	-0/7888	DINF(-2)	0/315	-1/0179	-0/1697	DER(-2)
0/961	-0/049	-0/0001	C	0/099	1/6921	32/05089	C
	0/759	R^2				0/38072	R^2
	قیمت نفت				تولیدات		
سطح معناداری	آماره t	ضریب	متغیر	سطح معناداری	آماره t	ضریب	متغیر
0/0002	4/210	0/5671	DOILP(-1)	۰/۰۰0	14/6776	2/5752	DIP(-1)
0/968	0/0404	0/0479	C	۰/۰۰۰	-8/9453	-3/3318	DIP(-2)
				۰/۰۰۰	5/65580	2/2163	DIP(-3)
				0/0006	-3/8295	-0/8142	DIP(-4)
				0/162	1/4314	245/1593	C
		0/3239	R^2			0/9506	R^2

در جدول شمارهٔ ۷ متغیرهای DINF ، DER ، DOIP و DIP به ترتیب سری های زمانی تفاضل مرتبهٔ اول تورم، نرخ ارز، قیمت نفت و تولیدات صنعتی هستند و مقادیر داخل پرانتز، تعداد وقفه‌ها را نشان می‌دهند. همان‌طور که در جدول شماره ۷ مشاهده می‌شود، در هر چهار متغیر، کلیهٔ ضرایب در سطح ۱ درصد معنادار هستند. تنها ضریب وقفه دوم رابطهٔ خود رگرسیونی نرخ ارز معنادار نشده است. لذا، با توجه به هر رابطهٔ خود رگرسیونی می‌توان مقادیر باقیمانده های هر رابطه را به عنوان مقادیر غیر انتظاری متغیرهای کلان مورد مطالعه در نظر گرفت.

بررسی مانایی سری های زمانی تولیدی از این سه روش نشان می‌دهد کلیهٔ مقادیر تولیدی، بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته در سطح ۱ درصد ساکن هستند (جدول شمارهٔ ۸) .

جدول شمارهٔ ۸. آزمون مانایی سری‌های زمانی متغیرهای غیر انتظاری حاصل از سه روش

فیلتر موجک		روش تفاضل گیری		روش خودرگرسیونی		
سطح معناداری	آماره t	سطح معناداری	آماره t	سطح معناداری	آماره t	متغیر
0/000	/۹۲۰۳	0/0005	-4/7258	۰/۰۰۰	-۵/۸۱۷۵	نرخ ارز
0/000	-	۰/۰۰۰	-16/282	۰/۰۰۰	-	تورم
0/000	-	۰/۰۰۰	4/9124	۰/۰۰۰	3/912	تولید
0/000	-	0/000	-3/8326	۰/۰۰۰	-	قیمت

در مجموع می‌توان گفت خود همبستگی بین متغیرها در هر سه روش پایین بوده و قابل توجه نیست. اما در روش موجک در مقایسه با دیگر روش‌ها سری‌های زمانی از خود همبستگی سریالی به مراتب کمتری برخوردار هستند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نتایج رگرسیون مرحلهٔ اول

جدول شمارهٔ ۹ مانایی سری زمانی بازدهی شرکت های منتخب توسط آزمون دیکی فولر را که تعمیم یافته نشان می‌دهد. تخمین نتایج رگرسیون مرحلهٔ اول حاکی از آن است که در برخی از شرکت‌ها مقادیر ضرایب متغیرهای کلان معنادار نشده است.[۲۰] لازم به ذکر است این وضعیت در رگرسیون های مربوط به روش نرخ تغییرات بیشتر است. در واقع، این وضعیت نشان از عدم توانایی توضیح بازده شرکت های نمونه توسط متغیر های کلان اقتصادی است. لازم به ذکر است کلیهٔ سری های زمانی بازده بنگاه‌ها که بر اساس آزمون دیکی فولر تعمیم یافته ساکن هستند.

جدول شمارهٔ ۹. مانایی سری زمانی بازدهی شرکت های منتخب توسط آزمون دیکی فولر تعمیم یافته

شرکت	آماره t	سطح معناداری	شرکت	آماره t	سطح معناداری
بهنوش	-6/75116	۰/۰۰۰	مارگارین	-7/053396	۰/۰۰۰
بهران	-5/81666	۰/۰۰۰	نوش مازندران	-6/60728	۰/۰۰۰
بوتان	-4/20011	0/002	دارویی اسوه	-7/173532	۰/۰۰۰
چینی	-5/84868	۰/۰۰۰	پاک	-7/844035	۰/۰۰۰
داروپخش	-7/9998	۰/۰۰۰	پاکسان	-7/511463	۰/۰۰۰
دیزل	-7/31261	۰/۰۰۰	پتروشیمی	-6/074648	۰/۰۰۰
قند شیرین	-5/01004	0/0002	پتروشیمی	-6/524019	۰/۰۰۰
گرجی	-7/03433	۰/۰۰۰	پتروشیمی	-6/135064	۰/۰۰۰
ایران	-7/92819	۰/۰۰۰	پیرانشهر	-6/961674	۰/۰۰۰
دارو جابر	-5/15363	0/0001	سایپا	-7/966995	۰/۰۰۰
کف	-5/6588	۰/۰۰۰	سیمان سپاهان	-4/776424	0/0004
کربن	-3/79446	0/0061	سیمان شمال	-8/236346	۰/۰۰۰
کیمیدارو	-5/71669	۰/۰۰۰	سیمان تهران	-5/317643	0/0001
لنت	-6/42095	۰/۰۰۰	توسعه بهشهر	-4/953318	0/0002
لعاب ایران	-5/62777	۰/۰۰۰	مسگال	-6/614525	۰/۰۰۰

نتایج رگرسیون مرحلهٔ دوم

جدول شمارهٔ ۱۰ نتایج مربوط به رگرسیون مرحلهٔ دوم را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، مقدار مقدار R^2 اصلاح شده در روش نرخ تغییرات منفی است. علاوه بر این، ضرایب متغیرهای غیرمنتظرهٔ نرخ ارز، تورم، تولیدات صنعتی مثبت است و اما ضریب قیمت نفت منفی است که می‌توانست نشان‌دهندهٔ اثر مثبت سه متغیر اول بر قیمت‌گذاری سهام و همچنین، اثر منفی تورم باشد؛ اما با توجه به اینکه هیچ یک از متغیرها در سطوح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد معنادار نیستند، لذا مقادیر ضرایب اختلاف معناداری با صفر ندارند. ضمنا مقدار پایین آمارهٔ F تایید کنندهٔ بی‌معنی بودن کل رگرسیون است.

جدول شمارهٔ ۱۰. ضرایب رگرسیون مرحلهٔ دوم – روش نرخ تغییرات

متغیر	ضریب	آماره t	سطح معناداری
روش نرخ تغییرات			
نرخ ارز	11/59958	0/518362	0/6088
تورم	0/014973	1/053822	0/302
تولیدات صنعتی	401/5159	0/313066	0/7568
قیمت نفت	-1/052941	-0/59105	0/5598
C	2/989251	5/587954	0
R-squared	0/071248	دوربین واتسون	1/86559
Adjusted R-squared	-0/077352	آماره F	0/47946
روش خودرگرسیونی			
نرخ ارز	10/4808	0/549338	0/5878
تورم	0/010476	1/971902	0/2603
تولیدات صنعتی	356/438536	2/035923	0/5529
قیمت نفت	-0/202036	-0/099235	0/9218
C	2/603256	5/475401	0
R-squared	0/061017	دوربین واتسون	1/870114
Adjusted R-squared	0/053785	آماره F	0/46985
روش موجک			
نرخ ارز	-8/721726	10/17319	0/3994
تورم	0/115365	0/256193	64۲۴/0
تولیدات صنعتی	-365/101	308/0541	0/2471
قیمت نفت	0/066259	0/335581	0/8451
C	3/024722	0/500689	0
R-squared	0/069514	دوربین واتسون	1/896795
Adjusted R-squared	-0/079364	آماره F	0/47692

نتایج رگرسیون مرحلهٔ دوم مربوط به روش خود رگرسیونی نشان می دهد که مقدار R^2 اصلاح شده بسیار پایین است. ضرایب متغیرهای نرخ ارز، تورم و تولیدات صنعتی مثبت و ضریب قیمت نفت منفی است. اما مانند روش نرخ تغییرات، در این روش نیز هیچ یک از ضرایب متغیرها در سطوح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد معنادار نیستند. به عبارت دیگر، ضرایب، اختلاف معنا داری با صفر ندارند. مقدار پایین آمارهٔ F نیز حاکی از بی‌معنی بودن کل رگرسیون است. در روش فیلتر موجک نیز ضرایب متغیرهای تورم و قیمت نفت مثبت است، اما ضرایب متغیرهای تولیدات صنعتی و نرخ ارز منفی است. با توجه به اینکه هیچ یک ازضرایب متغیرها در سطوح ۱ درصد، ۵ درصد و ۱۰ درصد معنادار نیستند، لذا ضرایب اختلاف معنا داری با صفر ندارند که به معنی رد شدن تئوری قیمت گذاری آربیتراژ در بازار بورس اوراق بهادار تهران است. همان‌طور که مشاهده می‌شود مقدار R^2 اصلاح شده بسیار پایین است و ضمناً مقدار پایین آمارهٔ F نیز حاکی از بی معنی بودن کل رگرسیون است.

نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق الگوی قیمت گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با استفاده از داده‌های ماهانه مورد بررسی قرار گرفت. به منظور اطمینان از تولید صحیح مقادیر غیرمنتظره متغیر کلان از سه روش نرخ تغییرات، روش خود رگرسیون و روش موجک استفاده شد. نتایج درباره داده های حاصل، حاکی از آن است که در داده های تولید شده توسط روش موجک، خودهمبستگی سریالی در میان داده، انحراف استاندارد و میانگین به طور قابل توجهی کمتر است. علاوه بر این، نتایج حاکی از آن است که استفاده از روش نرخ تغییرات برای تولید اجزای غیرانتظاری متغیرهای کلان به دلیل خود همبستگی بالا می تواند به تورش‌دار شدن نتایج منجر گردد.

با توجه به نتایج به دست آمده از رگرسیون دو مرحله‌ای برای آزمون APT می توان گفت، این الگو برای قیمت گذاری دارایی و ریسک دارایی ها دربورس اوراق بهادار تهران

الگوی مناسبی نیست. به دیگر سخن، وجود فرصت های آربیتراژی در بازار بورس اوراق بهادار تهران مانع از شکل گیری یک رابطهٔ خطی بین بازده مورد انتظار و ریسک می گردد. در واقع، با توجه به اقتصاد دولتی و وابسته به نفت ایران که در آن اکثر شرکت‌ها به شدت وابسته به دولت و نقش آن در اقتصاد و حتی تصمیم گیری آن در شرکت‌ها می‌باشد، این نتیجه دور از ذهن نمی باشد. ضمناً با توجه به اینکه باورهای سرمایه گذاران (که در شکل گیری بازده مؤثر است) بیشتر معطوف به مسایل سیاسی و همچنین، تصمیمات کلان کشوری و مشکلات شرکت‌ها است؛ از این رو، عدم هم حرکتی بازده سهام شرکت‌ها با متغیرهای کلان اقتصادی را می‌توان پذیرفت. علاوه بر این، تغییر مداوم و سریع اهرم مهمی همچون مدیریت شرکت‌ها، و همچنین، برخی مشکلات اقتصادی همچون تورم مهار گسیخته عملاً در بی‌ثبات شدن ضرایب متغیرها و ریسک شرکت به شدت مؤثر است که خود سبب می‌شود رابطه‌ای بین بازده و مقادیر غیرمنتظرهٔ متغیرهای کلان شکل نگیرد. علاوه بر این، به نظر می‌رسد با توجه به وضعیت نامناسب شفافیت اطلاعات و عدم تقارن اطلاعاتی در کشور فرضیهٔ عدم وجود فرصت آربتیراژ در بورس اوراق بهادار تهران پذیرفته نشود.

با توجه به نتایج به دست آمده پیشنهاد می گردد سیاست گذاران در راستای کاهش برتری‌ها و عدم تقارن اطلاعاتی دست به اصلاحات نهادی، تدوین ابزارها و قوانین جدید بزنند. این اصلاحات نه تنها در حوزهٔ بورس اوراق بهادار می‌بایست صورت پذیرد، بلکه در سطح اقتصاد کلان و حوزهٔ حقوقی نیز لازم است. پیام تحقیق برای سرمایه گذاران این است که تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ ابزارمناسبی در قیمت گذاری دارایی‌های مالی و ارزیابی ریسک نیست.

در پایان لازم به ذکر است این تحقیق با محدودیت تعداد داده‌ها و همچنین، تواتر آن مواجه بوده است. از این‌رو، برای رفع محدودیت تواتر، داده های فصلی به داده‌های ماهانه تبدیل شده است. کما اینکه کم بودن تعداد نمونه‌ها، محدودیت دیگر این تحقیق بوده است.

با توجه به نتایج این پژوهش توصیه های زیر را برای پژوهش‌های آینده می‌توان ارائه نمود:

۱. با توجه به اهمیت شکل‌گیری انتظارات و مقادیر غیرمنتظرهٔ متغیرهای کلان اقتصادی، به منظور آزمون APT در ایران از داده‌های تولیدی فیلتر کالمن نیز جهت تولید مقادیر غیرمنتظره استفاده شود.

۲. با افزایش تعداد نمونه‌ها، آزمون تئوری قیمت‌گذاری آربیتراژ مجدداً مورد آزمون قرار گیرد.

یادداشت‌ها

1. Markowitz
2. Sharp
3. Lintner
4.Capital Asset Pricing Model
5.Varian
6. Arbitrage Pricing Theory
7. Ross
8 .Ross and Roll
9. Chen
10. Hamao
11. Priestley
12. Fama and MacBeth
13. Mallat
14. Strang
15. Ramsey
16. Discrete Wavelet Transform

۱۷. در مقاله کرولی (۲۰۰۵) به مشکلات DWT و مزایای MODWT پرداخته شده است.

18. Maximum Overlap Discrete Wavelet Transform
19 Spline

۲۰. با توجه به محدودیت صفحات مقالات این جداول ارائه نشده است.

منابع و مآخذ

- اسلامی بیدگلی، غلامرضا؛ عبده تبریزی، حسین؛ محمدی، شاپور؛ شمس، شهاب الدین. (۱۳۸۸)، بررسی زمان مقیاس الگوی قیمت گذاری دارایی سرمایه ای از طریق تبدیل موجک، *بررسی های حسابداری و حسابرسی*. ۵۸: ۵۲-۳۵.
- جلایی، سید عبد المجید و حبیب دوست، امیر (۱۳۹۱)، بررسی رابطه نوسان‌های نرخ ارز و بازدهی سهام با استفاده از تحلیل موجک در بخش های مختلف بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش های اقتصادی ایران*. ۵۲: ۹-۳۲.
- راعی، رضا و پویان فر، احمد. (۱۳۹۰)، *مدیریت سرمایه گذاری پیشرفته*، *انتشارات سمت*، چاپ پنجم، زمستان ۱۳۹۰.
- عباسی، ابراهیم و غزلجه، غفار، (۱۳۹۲)، آزمون تاثیر الگوی سه عاملی فاما و فرنچ در پراکندگی بازده سبد سهام. *دانش حسابداری* ، ۳(۱۱): ۱۶۱-۱۸۱.

- مشیری، سعید؛ پاکیزه، کامران؛ دبیریان، منوچهر؛ جعفری، ابوالفضل. (۱۳۸۹). بررسی رابطه میان بازدهی سهام و تورم با استفاده از تجزیه و تحلیل موجک در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۴۲: ۷۴- ۵۵.
- نمازی، محمد و حسن محمد تبار کاسگری. (۱۳۸۶). به کار گیری الگوی چند عاملی برای توضیح بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، *مجله علوم انسانی و اجتماعی دانشگاه شیراز*، (ویژه‌نامه حسابداری). ۲۶ (۱): ۱۵۷-۱۸۰.
- واریان، هال.(۱۳۸۸)، *تحلیل اقتصاد خرد*. حسینی، رضا. ایران، *نشر نی*، چاپ چهارم.
- Chen, N.F., Roll, R., Ross, S.A. (1986), Economic forces and the stock market .*Journal of Business*, 3 (59): 383–404.
- Clare, A.C. and Thomas, S.H., (1994). Macroeconomic factors, the APT and the UK stockmarket. *Journal of Business Finance and Accounting*, 21: 309-330.
- Crowley, P. (2005). An intuitive guide to wavelets for economists. *Research Discussion Papers*, 1/2005, Bank of Finland.
- Hamao, Y. (1988). An empirical examination of the arbitrage pricing theory, using Japanese data, *Japan and the World Economy*, 1: 45-61.
- Mallat, S.G. (1989). A theory for multiresolution signal decomposition: The wavelet representation. *IEEE Transaction on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 11 (7): 674-693.
- Priestley, R. (1996). The arbitrage pricing theory, macroeconomic and financial factors, and expectations generating processes. *Journal of Banking & Finance*, 20: 869-890.
- Roll, R., and Ross, S.A. (1984). The Arbitrage pricing theory Approach to Strategic Portfolio Planning. *Financial Analysis Journal*. May/June: 14-26.
- Roll, R., and Ross, S.A. (1980). An empirical investigation of the arbitrage pricing theory, *Journal of Finance*, 35: 1073–1104.
- Ross, S. and Roll, R. (1983). Regulation, the Capital Asset Pricing Model, and The Arbitrage Pricing Theory., *Public Utilities Fortnightly*, 3 (11): 22-28.
- Ross, S.A. (1976). The arbitrage pricing theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, 13 (2): 341–360.
- Strang, G. (1989). Wavelets and dilation equations: A brief introduction. *SIAM Review*. 31 (4): 614-627.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی