فصلنامــه اقتصاد مالی
سال چهاردهم / شماره ۵۰ / بهار ۱۳۹۹
صفحه ٦٣ تا ٨٩

مقایسه تطبیقی الگوهای قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف در بازار سرمایه ایران (رویکرد رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مکبث)*

صدیقه علیزاده [۱]
محمد نبی شهیکی تاش [۲]
رضا روشن [۳]

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۱۰/۱۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۱۴

چکیده

هدف اصلی پژوهش حاضر تبیین مقایسه‌ای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف سنتی[۱] و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل شده با لحاظ ریسک نقدشوندگی در بازار سرمایه ایران است. جامعه آماری مورد مطالعه این پژوهش شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ است. با مقایسه‌ای میان این دو نوع مدل قیمت‌گذاری با استفاده از مدل رگرسیونی دو مرحله‌ای فاما و مکبث نشان داده می‌شود که قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف سنتی تعدیل شده با نقدشوندگی نسبت به قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف سنتی بازدهی مورد انتظار مقطعی سهام را بهتر توضیح می‌دهد. نتایج نشان می‌دهد که خطای قیمت‌گذاری در مدل تعدیل شده با نقدشوندگی نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف سنتی کمتر مشاهده می شود. شواهد این مطالعه بر اهمیت نقش نقدشوندگی در قیمت‌گذاری دارایی نیز تاکید می‌کند.

واژه‌های کلیدی: قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف سنتی و تعدیل یافته ، فاما و مکبث.

طبقه بندی JEL : G10, G33, C21

---

* برگرفته از رساله دکتری صدیقه علیزاده به راهنمایی دکتر محمد نبی شهیکی تاش و مشاوره دکتر رضا روشن

۱- دانشجوی دکتری علوم اقتصادی دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. s.alizadeh95@pgs.usb.ac.ir
۲- دانشیار دانشکده اقتصاد و مدیریت دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران. (نویسنده مسئول) mohammad_tash@eco.usb.ac.ir
۳- استادیار دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران. re.roshan@pgu.ac.ir

۱- مقدمه

مناسب نبودن تخصیص منابع مالی، یکی از مشکلات عمده‌ای است که بازار سرمایه اکثر کشورهای دارای اقتصاد نوظهور با آن مواجه هستند. رفع چنین مشکلی، مستلزم شناخت فرصت-های مناسب سرمایه‌گذاری با استفاده از ابزارهایی با دقت بیشتر برای پیش‌بینی متغیرهای ضروری تصمیم‌گیری است. در بیشتر مواقع عدم موفقیت سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه، معلول ناتوانی آن‌ها در انجام پیش‌بینی‌های مناسب از متغیرهای مربوطه است. چنانچه با استفاده از ابزارها و مدل‌های مناسب بتوان متغیرهای ضروری تصمیم‌گیری را با دقت بیشتری پیش‌بینی نمود، بازار در جهت کارایی حرکت خواهد کرد و منابع مالی به گونه‌ای مناسب‌تر هدایت می‌شوند (مشایخ و اسفندی، ۱۳۹۳).

تاکنون مدل‌های بسیاری برای قیمت گذاری دارایی مالی از جمله مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای معرفی شده‌اند که از زمان ارائه، تاکنون پارادیم غالب است. اما انتقادات زیاد بر این مدل اعتبار آن را زیر سوال برده و منجر به انجام تعدیلاتی در آن شده است. از جمله مدل های تعدیل یافته[۲] مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف[۳] است که توسط بریدن[۴] (۱۹۷۹) ارائه و در آن بازده مورد انتظار سهام همراه با کواریانس بازده سهام و مصرف تغییر می‌کند.

مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف فرض بازار بدون اصطکاک یا کاملا نقدشونده را در نظر می‌گیرد. اما بعدها محققان با توجه به اهمیت نقش نقدشوندگی این جنبه از دارایی‌ها را نیز در مدل‌های قیمت‌گذاری وارد و نقش عامل نقدشوندگی در ارزش‌گذاری دارایی‌ها را تعیین کننده دانستند. زیرا سرمایه گذاران این موضوع را مد نظر قرار می‌دهند که اگر بخواهند دارایی خود را به فروش برسانند، باید بررسی کنند که آیا بازار مناسبی برای آنها وجود دارد یا خیر. هر چه ریسک ناشی از دارایی‌ها افزایش یابد، سرمایه‌گذار انتظار دریافت بازده بیشتری خواهد داشت.

یکی از عوامل موثر بر ریسک دارایی، قابلیت نقدشوندگی آن است. برخی از سرمایه‌گذاران ممکن است به سرعت به منابع مالی سرمایه‌گذاری خود نیاز داشته باشند؛ در چنین مواردی، قدرت نقدشوندگی ممکن است اهمیت زیادی داشته باشد. سرعت نقدشوندگی سهامی که معامله آنها در بورس اوراق بهادار با استقبال روبه رو می‌شود، بالا است. مطالعات اخیرا در زمینه قیمت‌گذاری دارایی نشان می‌دهند که نقدشوندگی نقش مهمی را در تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری ایفا می-کنند. از نقاط ضعف مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف در نظر نگرفتن مفهوم نقدشوندگی است. از نقاط قوت مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل شده با ریسک نقدشوندگی، در نظر گرفتن متغیرهای درونی و ذاتی شرکت و ریسک

نقدشوندگی است که بیشتر عواملی را که باعث ایجاد ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک می-شود را در نظر می‌گیرند.

در این مطالعه مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف با استفاده از ریسک نقدشوندگی و هزینه معاملاتی تعدیل یافته برآورد می شود. دو مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل یافته و قیمت گذاری دارایی مالی مبتنی بر مصرف سنتی مقایسه و آزمون مقایسه‌ای بین دو مدل مذکور از رگرسیون دو مرحله‌ای فاما و مکبث (۱۹۷۳) استفاده شده است. هدف این مطالعه تبیین مقایسه‌ای مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل شده با لحاظ ریسک نقدشوندگی در بازار سهام ایران است.

دو فرضیه اصلی عبارتند از:

- مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل یافته با نقدشوندگی نسبت به مدل سنتی بازدهی مورد انتظار را بهتر توضیح می‌دهد.
- خطای قیمت‌گذاری در مدل تعدیل یافته با نقدشوندگی نسبت به مدل سنتی کمتر مشاهده می‌شود.

بخش‌های مختلف مقاله به شرح زیرساماندهی شده است. بخش اول مقدمه، بخش دوم و سوم پیشینه و مبانی نظری ، بخش چهارم شامل داده‌ها و متغیرها و در بخش پنجم مربوط به روش پژوهش و یافته ها و بخش ششم نتیجه‌گیری است.

۲- پیشینه تحقیق

از اولین مطالعات در زمینه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه ای مبتنی بر مصرف، مطالعه بریدن (۱۹۷۹) می‌باشد. وی یک مدل قیمت‌گذاری دارایی تک بتایی در شرایط عدم اطمینان قیمت کالاهای مصرفی و موقعیت‌های سرمایه‌گذاری ارائه نمود. بریدن نشان داد که بتای دارایی نسبت به تغییرات در نرخ واقعی مصرف کل به جای نرخ بازار اندازه‌گیری می‌شود.

مطالعه آمیهود و مندلسون (۱۹۸۶)[5] را شاید بتوان سرآغاز ورود متغیر نقدشوندگی به مدل-های قیمت‌گذاری دارایی دانست. آنها به بررسی وجود ارتباط میان بازده سهام و تفاوت عرضه و تقاضا پرداخته و شواهدی مبنی بر وجود صرف نقدشوندگی یافته و نشان دادند که رابطه مثبتی میان هزینه‌های نقدشوندگی و بازده‌های مورد انتظار سهام برقرار است.

مطالعه مینگ سیانگ چن (۲۰۰۳) قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف و قیمت-گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل شده و مبتنی بر نقدینگی در بازار سهام تایوان را

انجام داد. وی فرض نمود که مصرف کل در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل شده و مبتنی بر نقدینگی برابر با کل سود سهام پرداختی است و رشد این سود از یک فرآیند اتورگرسیوی مرتبه اول تبعیت می‌کند. وی با مقایسه این دو مدل از نظر میزان انطباق بازده پیش‌بینی شده، به این نتیجه رسید که در تمامی موارد توان تبیین مدل الگوی سنتی در ارتباط بین ریسک و بازده، بیشتر از شکل تعدیل شده آن است.

جینگ چن[۶] (۲۰۰۴)، به بررسی صرف ریسک در قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازار آمریکا به توضیح صرف نقدشوندگی با متغیرهای اقتصاد کلان با دیدگاهی طولانی مدت پرداخته و سپس به تاثیر این عامل در قیمت‌گذاری دارایی‌ها توجه نموده است.

پارکر و جولیارد[۷] (۲۰۰۵) در پژوهشی به ارزیابی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه مبتنی بر مصرف که در آن بازدهی مورد انتظار یک دارایی توسط ریسک تعادلی آن برای مصرف تعیین می‌شود پرداختند. آنها به جای اندازه‌گیری ریسک با کواریانس همزمان میان بازدهی دارایی و رشد مصرف، به اندازه‌گیری ریسک توسط کواریانس میان بازدهی دارایی و رشد مصرف پرداختند که در طول چندین دوره به دنبال بازدهی انباشت می‌شود. در حالی که ریسک مصرف همزمان تغییرات کمی از بازدهی متوسط را از طریق ۲۵پرتفوی فاما و فرنچ توضیح می‌دهد. اندازه‌گیری ریسک مصرف نهایی در یک افق زمانی سه ساله، بخش بزرگی از این تغییرات را توضیح و شکل تعدیل شده بازدهی متوسط سهام را تایید می‌کند.

گرگوریو و یواندیس[۸] (۲۰۰۶) با وارد کردن متغیر هزینه مبادلات در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل شده را در بازار سهام انگلیس طی دوره ۱۹۸۰ تا ۲۰۰۰، آزمون و دریافتند که این الگو نمی تواند بازده سهام را تبیین کند، ولی متغیر هزینه مبادلات در تمامی موارد معنادار است .

کیم و لی[۹] (۲۰۱۴) به بررسی مفهوم قیمت‌گذاری ریسک نقدشوندگی در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای تعدیل شده با نقدشوندگی آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵)، با استفاده از معیارهای نقدشوندگی چندگانه و مولفه‌های اصلی آن دریافتند نتایج تجربی به معیارهای نقدشوندگی مورد استفاده حساس است. آنها شواهدی قوی از قیمت‌گذاری ریسک نقدشوندگی در میان هشت معیار نقدشوندگی تخمین زدند، یافته‌های آنها حاکی از آن است که جزء سیستماتیکی که با هر یک از پراکسی‌های نقدشوندگی اندازه‌گیری می‌شود با معیارهایی همبستگی دارد همچنین شوک‌های سیستماتیک و جزء رایج نقدشوندگی منابعی هستند که بر ریسک اثری ندارند.

کیم و همکاران[۱۰] (۲۰۱۱) به ارزیابی و مقایسه مدل‌های قیمت گذاری سنتی، مدل‌های آربیتراژ، قیمت گذاری مصرفی، قیمت گذاری چند دوره‌ای و مدل شرطی جاناتان و وانگ در بازار

بورس کشور کره پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد که مدل فاما و فرنچ پنج عاملی بهتر از سایر مدل‌ها رفتار مقطعی و چند دوره‌ای بازده سهام بورس کره را توضیح می‌دهد. بعد از مدل پنج عاملی، مدل سه عاملی فاما و فرنچ (۱۹۹۳)، مدل سه عاملی چن وهمکاران (۲۰۱۰) و مدل کمپل (۱۹۹۶) عملکرد بهتری دارد. همچنین نشان دادند که پرتفوی‌های اوراق قرضه نقش مهمی در توضیح بازده سهام کره دارند.

وانگ و چن۱۱ (۲۰۱۲) در پژوهشی یک مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای دو گشتاوری مشروط به نقدینگی و همچنین مدل سنتی قیمت گذاری دارای سرمایه ای سه گشتاوری مشروط به نقدینگی را براساس تئوری عامل تنزیل تصادفی استخراج نمودند. در الگوی سنتیدو گشتاوری مشروط به نقدشوندگی نشان می‌دهد که بازده اضافی مورد انتظار مشروط به نقدشوندگی شامل سه بخش می‌شود: هزینه نقدشوندگی مورد انتظار شرطی، صرف ریسک سیستماتیک و صرف ریسک نقدشوندگی. الگوی سنتی سه گشتاوری تعدیل شده نشان می‌دهد که تامین بازدهی اضافی مورد انتظار شرطی به هزینه نقدشوندگی مورد انتظار شرطی،کواریانس شرطی میان بازدهی آن و بازدهی بازار، کواریانس میان هزینه نقدشوندگی آن و هزینه نقدشوندگی بازار و عدم تقارن شرطی بازدهی آن و بازدهی بازار بستگی دارد.

وان و همکاران[۱۲] (۲۰۱۵) مجموعه‌ای از مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف را ایجاد کردند و به مقایسه عملکرد تجربی آنها در توضیح بازار سهام و مسکن پرداختند. به عبارتی آنها به مقایسه و برآورد هشت مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف مختلف با استفاده از داده-های بازار سرمایه هنگ کنگ پرداختند. نتایج تجربی آنها نشان می‌دهد که تمامی مدل‌های قیمت-گذاری دارایی سرمایه‌ای برآورد شده جنبه‌های مهمی از دارایی را در نظر می‌گیرند. وان و همکاران نشان می‌دهند که ریسک مصرف همیشه در توضیح بازدهی مسکن وارد می‌شود، اما لزوما در توضیح بازدهی سهام نقشی ایفا نمی‌کند. و مدل مطلوبیت بازگشتی مزیت برجسته‌ای در توضیح داده‌های بازار سرمایه هنگ کنگ، با یا بدون مسکن، در میان مدل‌های مختلف مقایسه شده دارد. همچنین نشان می‌دهند که اضافه کردن ریسک درآمد نیروی کار به رشد مصرف استاندارد و ریسک‌های ترکیبی هیچ بهبودی برای بازدهی‌های دارایی و معیارهای مقایسه مدل ندارد.

لئو، لیو، ژائو[۱۳] (۲۰۱۶) مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف را در بازار سهام آمریکا با استفاده از ریسک نقدشوندگی و پراکسی‌های مختلف هزینه‌های معاملاتی، از قبیل معیار هزینه معاملاتی موثر هاسبروک (۲۰۰۹) و معیار اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش تعدیل نمودند. آنها با مقایسه این مدل تعدیل یافته و مدل سنتی به این نتیجه رسیدند که مدل تعدیل

یافته نسبت به مدل سنتی بازدهی مورد انتظار مقطعی را بهتر توضیح می‌دهد. نتایج مطالعه آنها به صورت تجربی و نظری نشان می‌دهد که نقدشوندگی نقش مهمی بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها دارد.

تهرانی و همکاران (۱۳۸۷) با مقایسه الگوی سنتی قیمت گذاری با با الگوی تعدیل یافته در بورس اوراق بهادار تهران نشان دادند با وجود اینکه بتای مصرف از نظر تئوری بایستی یک معیار بهتری از ریسک سیستماتیک باشد ولی عملکرد تجربی مدل قیمت‌گذاری دارایی سنتی، بهتر بوده و در همه آزمون‌ها موفقیت نسبی داشته است.

در ایران نیز محمدزاده و همکاران (۱۳۹۴) در مطالعه ای به مقایسه مدل‌های قیمت گذاری دارایی مسکن و مدل سنتی مصرفی برای داده‌های فصلی دوره ۱۳۶۷ تا ۱۳۹۱ بورس اوراق بهادار تهران با روش گشتاورهای تعمیم یافته و روش فاصله هنسن-جاناتان پرداختند. نتایج تخمین نشان می‌دهد که مخارج مصرفی بخش مسکن و کل مخارج مصرفی بر بازده سهام اثر معنی‌داری دارند. همچنین مقایسه مدل‌ها با روش فرم کاهشی لگاریتم خطی و تابع فاصله هنسن- جاناتان نشان می‌دهد که مدل قیمت گذاری سنتی مبتنی بر مصرف نسبت به مدلقیمت گذاری دارایی سرمایه ای مسکن در توضیح بازده سهام کاراتر عمل می‌کند.

مشایخ و اسفندی (۱۳۹۴) در مطالعه‌ای به ارزیابی و مقایسه ۱۰ مدل معروف قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. این مدل عبارتند از: مدل سنتی، ۶ مدل قیمت-گذاری آربیتراژی، مدل سنتی مبتنی بر مصرف و دو مدل سنتی چند دوره‌ای. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که کارایی مدل‌های مورد آزمون، یکسان نمی‌باشد. مدل فاما فرنچ ۳ عاملی بهترین و مدل دو عاملی شامل نقدشوندگی دارای ضعیف‌ترین کارایی می‌باشند.

هوشمند و همکاران (۱۳۹۶)، به تبیین مقایسه‌ای مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای رفتاری و کلاسیک در بازار سرمایه ایران پرداختند. یافته‌های تحقیق آنها نشان می‌دهد که مدل-های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای کلاسیک در مقایسه با مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای رفتاری در بازار سرمایه ایران دارای قدرت تبیین بیشتری می‌باشد. این در حالی است که در بین مدل‌های رفتاری مدل استاندارد قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای(X_CAPM)، دارای کمترین قدرت تبیین می‌باشد.

۳- مبانی نظری

در این بخش به شرح مبانی نظری مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف سنتی پرداخته می‌شود. سپس نحوه استخراج مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل شده با نقدشوندگی بیان و از لحاظ جبری مقایسه‌ای بین این دو مدل صورت می‌گیرد.

برای درک مفهوم مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، مسئله بهینه‌سازی مصرف فرد را بایستی در نظر گرفت؛ فرد در هر دوره، سطحی از مصرف را در نظر می‌گیرد و همچنین پرتفویی متفاوت از دارایی‌های مختلف خواهد داشت، که در نهایت هدف فرد حداکثر کردن تابع مطلوبیت زیر است:

$$Et\sum_{s=0}^{\infty}(1+p)^{-s}U(C_{t+s}) \qquad (۱)$$

در معادله (۱) Et حالت شرطی مورد انتظار با توجه به اطلاعات زمان t است. P نرخ رجحان زمانی ذهنی و C_{t+s} مصرف فرد در دوره t+s را مشخص می‌کند. U نیز تابع مطلوبیت اکیدا مقعر یک دوره‌ای است.

شرط استاندارد مرتبه اول تابع عبارت است از:

$$Et\left[\left(\frac{1+R_{it}}{1+p}\right)\left(\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}\right)\right]=1 \qquad (۲)$$

یا

$$Et[(1+R_{it})S_t]=1 \qquad (۳)$$

که R_{it} بازده دارایی i و $s=\frac{U'(C_{t+1})}{(1+p)(U'(C_t))}$، همان نرخ نهایی جانشینی است. حال باید ارتباطی میان بازدهی مورد انتظار دارایی و کواریانس بین مصرف و بازدهی مورد انتظار با استفاده از معادله (۳) به دست آورد. اولین نکته این است که با توجه به قانون فرافکنی تکراری[۱۴] در وضعیت انتظارات انتظارات غیر شرطی معادله (۳) همچنان برقرار است. در نتیجه معادله (۳) به صورت معادله (۴) نوشته می‌شود.

$$E[1+R_{it}]=[ES_t]^{-1}(1-cov(R_{it},S)) \qquad (۴)$$

E بیانگر وضعیت مورد انتظار غیرشرطی و cov بیانگر کواریانس غیرشرطی است.

حال فرض می‌شود که مصرف کننده تابع مطلوبیت U(0) یک دوره‌ای با خاصیت ریسک گریزی ثابت دارد، یعنی:

$$U(C)=\frac{C^{1-A}}{1-A} \qquad (۵)$$

در معادله (۵)، A معیار ریسک‌گریزی نسبی است. با این تابع مطلوبیت، می‌توان کواریانس فرمول (۴) را به صورت معادله (۶) محاسبه نمود:

$$cov(R_{it}, S_t) \cong \left[\frac{-A}{(1+p)}\right] \times cov(R_{it}, \frac{C_{t+1}}{C_t}) \qquad (۶)$$

با ترکیب معادله (۴) و تقریب (۶) رابطه بتای مصرف استخراج می‌شود، در نتیجه:

$$R_i = \alpha_0 + \alpha_2 \beta_{ct} + v_i \qquad (۷)$$

در معادله (۷) R_i بازدهی سهام است و سایر مولفه‌ها نیز به صورت زیر تعریف می‌شوند:

$$\alpha_0 = [ES_t]^{-1} - 1 \qquad (۸)$$

$$\alpha_2 = \frac{A\, cov(R_{Mt}, \frac{C_{t+1}}{C_t})}{[(1+p)ES_t]} \qquad (۹)$$

$$\beta_{ci} = \frac{cov(R_{it}, \frac{C_{t+1}}{C_t})}{Cov(R_{mt}, \frac{C_{t+1}}{C_t})} \qquad (۱۰)$$

این مدل، بازده دارایی را با ریسک سیستماتیک آن ارتباط می‌دهد. در اینجا کواریانس میان بازدهی دارایی‌ها و رشد مصرف یعنی همان معیار ریسک سیستماتیک (β_{ci})، به گونه‌ای تبیین شده است که این معیار برای بازار برابر با یک است (رستمیان و جوانبخت،۱۳۹۰). به عبارتی در این مدل استاندارد و پایه CCAPM رابطه خطی، بین بتای مصرف و مازاد بازده دارایی‌ها برقرار است، نکته ای که وجود دارد این است که CCAPM خطی منجر به معمای صرف سهام شده است. بدین معنی که برای توضیح بزرگی صرف سهام ریسک‌گریزی بسیار بالایی نیاز است. در حالی که برای پارامتر ریسک‌گریزی در مدل CCAPM خطی، عدد بزرگی به دست نمی‌آید. همچنین همانطور که در معادله (۷) نیز نشان داده شده است، در مدل CCAPM فرض بازارهای دارای عدم نقدشوندگی در نظر گرفته نشده است، و این خود منجر به این موضوع می‌شود که بازده سهام کاملا توسط CCAPM پایه توضیح داده نمی‌شود.

اما در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل شده با نقدشوندگی در ابتدا لازم است که هزینه‌های معامله و محدودیت‌های بودجه مورد توجه قرار گیرد: مصرف کننده نمونه یک سری از توابع مطلوبیت مورد انتظار را با توجه به تابع مصرف و یک تابع آزمایشی نهایی حداکثر میکند و تصمیم میگیرد که در n دارایی ریسکی و دارایی بدون ریسک سرمایه گذاری کند. فاصله تصمیم‌گیری یک دوره زمانی گسسته است و طول هر دوره یک واحد است. در این مطالعه، روش آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) با فرض هزینه معاملاتی که در طول زمان تغییر میکند دنبال می-

گردد، به این معنی که مصرف کننده نماینده با نااطمینانی در مورد هزینه‌های معاملاتی مواجه می‌گردد. در ادامه نشان داده می‌شود که شوک‌های هزینه‌های معاملاتی ضدچرخه‌ای است. بازدهی دارایی ریسکی i بعد از پرداخت هزینه‌های معاملاتی برابر است با:

$$R_{i,t+1}^{n} = \frac{D_{i,t+1}+P_{i,t+1}-TC_{i,t+1}}{P_{i,t}} = R_{i,t+1} - tc_{i,t+1} \qquad (۱۱)$$

که $P_{i,t+1}$ قیمت سهام i است و $D_{i,t+1}$ سود سهام، $TC_{i,t+1}$ هزینه فروش هر سهم سهام i، $R_{i,t+1}$ بازدهی قبل از هزینه های معاملاتی، $R_{i,t+1}^{n}$ بازدهی خالص، $tc_{i,t+1}$ هزینه های معاملاتی متغیر در طول زمان است. به عقیده آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵)، سرمایه‌گذاران می‌توانند سهام i را در $P_{i,t+1}$ خریداری نمایند اما مجبورند آن را در $P_{i,t+1} - TC_{i,t+1}$ به فروش برسانند. با توجه به فرضیه فوق، تاثیر هزینه‌های معاملاتی در محدودیت‌های بودجه وارد می‌گردد. زمان مصرف کننده نماینده t، وزن دارایی ریسکی i، $\omega_{i,t}$ و وزن دارایی بدون ریسک نیز برابر $1 - \sum_{i=1}^{n} \omega_{i,t}$ میباشد. از آنجایی که مصرف کننده نماینده در بازاری قرار دارد که از آن بازدهی خالص به دست می‌آورد ثروت وی در زمان t+1 برابر است با (با فرض اینکه اگر معامله بر روی دارایی بدون ریسک نقدشونده انجام شود هیچ هزینه معاملاتی تحمیل نمیگردد):

$$W_{t+1} = (W_t - C_t)\left[R_{f,t+1} + \sum_{i=1}^{n} \omega_{i,t}\left(R_{i,t+1} - tc_{i,t+1} - R_{f,t+1}\right)\right] \qquad (۱۲)$$

که در آن C_t مصرف در زمان t است ، W_t ثروت در زمانt و $R_{f,t+1}$ بازدهی دارایی بدون ریسک برای دوره t تا t+1 می‌باشد. به منظور درک بهتر موضوع، ثروت پویای یک دوره‌ای در نظر گرفته می‌شود: W_0 و C_0 ثروت و مصرفِ مصرف‌کننده نماینده در دوره صفر است (منظور شروع دوره). ثروت پویا در دوره یک به صورت معادله (۱۳) است:

$$C_1 = (W_0 - C_0)\left[R_{f,1} + \sum_{i=1}^{n} \omega_i\left(R_{i,1} - tc_{i,1} - R_{f,1}\right)\right] \qquad (۱۳)$$

براساس معادله (۱۳)، هزینه‌های بالای معاملاتی ($tc_{i,1}$) تاثیر منفی بر مصرف در دوره یک دارد. بدین معنی که با نقدشوندگی پایین‌تر در دوره یک صرف سهام[۱۵] ارزش بالاتری خواهد داشت (لئو و همکاران، ۲۰۱۶).

در انجام این تحقیق فرض لئو وهمکاران (۲۰۱۶) در نظر گرفته می‌شود که بیان می‌کند زمان برای مصرف کننده نماینده به طور یکنواخت در حال افزایش است، و تابع مطلوبیت اکیدا مقعر فن نیومن- مورگنسترن[۱۶] برای مصرف طول عمر فرد در نظر گرفته می‌شود، که زمان در آن گسسته است.

$I(W)_t$ تابع مطلوبیت طول عمر فرد براساس ثروت، به صورت زیر می‌باشد:

$$\mathrm{I}(W_t) = max_{C_s,\omega_{i,s},\forall_s,i} E_t[\sum_{s=t}^{T-1} \delta^s U(C_s) + \delta^T B(W_T)] \qquad (۱۴)$$

در معادله (۱۴) δ عامل تنزیل ذهنی و $U(C_s)$ مطلوبیت حاصل از مصرف در زمان s است.$B(W_T)$ تابع نهایی است که به طور یکنواخت افزایشی و اکیدا مقعر است. $E_t[0]$ نیز امید شرطی اطلاعات در زمان t را نشان می‌دهد. معادله (۱۴) نشان می‌دهد که با کمک متغیرهای ω_{is} و C_s مصرف-کننده نماینده می‌تواند تصمیم بگیرد که چگونه مطلوبیت مورد انتظار طول عمر خود را حداکثر کند. با استفاده از برنامه‌ریزی پویای تصادفی شرایط مرتبه اول معادله (۱۴) استخراج می‌گردد. برای حل معادله (۱۴) باید آن را یک دوره به عقب برگرداند:

$$I(W_{T-1}) = max_{C_{T-1},\omega_{i,T-1}} E_{T-1}[\delta^{T-1} U(C_{T-1}) + \delta^T B(W_T)] \qquad ۱۴\text{-}۱$$
$$= max_{C_{T-1},\omega_{i,T-1}} \delta^{T-1} U(C_{T-1}) + E_{T-1}[\delta^T B(W_T)]$$

که در آن $W_T = (W_{T-1} - C_{T-1})[R_{f,T} + \sum_{i=1}^{n} \omega_{i,T}(R_{i,T} - tc_{i,T} - R_{f,T})]$

با مشتق گرفتن از معادله ۱۴-۱ نسبت به C_{T-1} و $\omega_{i,T}$، شرایط مرتبه اول زیر به دست می‌آید:

$$U_C(C_{T-1}) = E_{T-1}[\delta B_W(W_T)\big[R_{f,T} + m_{i=1}^{n} \omega_{i,T}\big(R_{i,T} - tc_{i,T} - R_{f,T}\big)\big]] \qquad ۱۴\text{-}۲$$

و

$$E_{T-1}\big[B_W(W_T)\big(R_{i,T} - tc_{i,T} - R_{f,T}\big)\big] = 0 \qquad ۱۴\text{-}۳$$

در اینجا U_C و B_W مشتقات جزئی نسبت به مصرف و ثروت هستند. با کمک معادله ۱۴-۳ می‌توان معادله ۱۴-۲ را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$U_C(C_{T-1}) = R_{f,T} E_{T-1}[\delta B_W(W_T)] \qquad ۱۴\text{-}۴$$

با جایگذاری شرایط مرتبه اول، معادلات ۱۴-۲ و ۱۴-۳، در معادله۱۴-۱ و دیفرانسیل‌گیری نسبت به W_{T-1} معادله ۱۴-۵ نتیجه می‌گردد:

$$I_W = \delta^{T-1}U_c\frac{\partial C^*_{T-1}}{\partial W_{T-1}} + E_{T-1}\times\left[\delta^T B_{W_T}\left(\frac{\partial W_T}{\partial W_{T-1}} + \sum_{i=1}^{n}\frac{\partial W_T}{\partial \omega^*_{i,T-1}}\frac{\partial \omega^*_{i,T-1}}{\partial W_{T-1}} + \frac{\partial W_T}{\partial C^*_{T-1}}\frac{\partial C^*_{T-1}}{\partial W_{T-1}}\right)\right] =$$
$$\delta^{T-1}U_c\frac{\partial C^*_{T-1}}{\partial W_{T-1}} + E_{T-1}[\delta^T B_{W_T}\left\{\sum_{i=1}^{n}\left(R_{i,T} - tc_{i,T} - R_{f,T}\right)\left(W_{T-1} - C_{T-1}\right)\frac{\partial \omega^*_{i,T-1}}{\partial W_{T-1}} +$$
$$\left[R_{f,T} + \left(R_{i,T} - tc_{i,T} - R_{f,T}\right)\right]\left(1 - \frac{\partial C^*_{T-1}}{\partial W_{T-1}}\right)\right\}]$$

۱۴-۵

که در آن C^*_{T-1} و ω^*_{T-1} به ترتیب تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری بهینه مصرف‌کننده هستند. با استفاده از معادلات ۱۴-۲ تا ۱۴-۴ می‌توان معادله ۱۴-۵ را به صورت معادله ۱۴-۶ خلاصه نمود:

$$I_W(W_{T-1}) = \delta^{T-1}U_C(C^*_{T-1}) \qquad ۱۴\text{-}۶$$

معادله ۱۴-۶ نشان می‌دهد زمانی که مصرف‌کننده نماینده تصمیمات مصرف و سرمایه‌گذاری را بهینه می‌کند، مطلوبیت نهایی ثروت برابر با مطلوبیت نهایی مصرف جاری است. به دنبال اصل بهینه‌سازی بلمن[۱۷] (۱۹۵۷)، تصمیمات بهینه در زمان $T-2$ را به صورت زیر می‌توان نوشت:

۱۴-۷

$$I(W_{T-2}) = max_{C_{T-2}.\omega_{i,T-2}} \times\left\{\delta^{T-2}U(C_{T-2}) + E_{T-2}\left[max_{C_{T-1}.\omega_{i,T-1}}E_{T-1}[\delta^{T-1}U(C_{T-1}) + \delta^T B(W_T)]\right]\right\} = max_{C_{T-2}.\omega_{i,T-2}}\delta^{T-2}U(C_{T-2}) + E_{T-2}[I(W_{T-1})].$$

معادله ۱۴-۷ مشابه معادله ۱۴-۱ می‌باشد. بنابراین، با دیفرانسیل‌گیری از معادله ۱۴-۷، شرایط مرتبه اول زیر به دست می‌آید:

$$I_W(W_{T-2}) = \delta^{T-2}U_C(C^*_{T-2}) \qquad ۱۴\text{-}۸$$

و

$$R_{f,T-1}E_{T-2}[I_W(W_{T-1})] = E_{T-2}[\left(R_{i,T-1} - tc_{i,T-1}\right)I_W(W_{T-1})] \qquad ۱۴\text{-}۹$$

اگر اصل بهینه سازی برای دوره‌های زمانی دیگر t=0,1,…,T-1 به کار برده شود، می‌توان تابع هدف مصرف‌کننده نماینده را بهینه نمود:

$$I(W_t) = max_{C_t,\omega_{i,t}} U(C_t) + E_t[\delta I(W_{t+1})] \qquad ۱۰-۱۴$$

به طور مشابه، شرایط مرتبه اول برابرند با:

$$I_W(W_t) = \delta^t U_C(C_t^*) \qquad ۱۱-۱۴$$

و

$$R_{f,t+1} E_t[I_W(W_{t+1})] = E_t[(R_{i,t+1} - tc_{i,t+1}) I_W(W_{t+1})] \qquad ۱۲-۱۴$$

با جایگزینی $I_W(W_{t+1}) = \delta^{t+1} U_C(C_{t+1}^*)$ در معادله ۱۴-۱۲ و با استفاده از معادله ۱۴-۱۱، می‌توان شرایط مرتبه اول مسئله انتخاب بهینه را با استفاده از برنامه‌ریزی پویای تصادفی به صورت معادلات (۱۵) و (۱۶) بیان نمود:

$$E_t\left[\delta \frac{U_C(C_{t+1}^*)}{U_C(C_t^*)}(R_{i,t+1} - tc_{i,t+1}\right] = 1 \qquad (۱۵)$$

و

$$E_t\left[\delta \frac{U_C(C_{t+1}^*)}{U_C(C_t^*)}(R_{i,t+1} - tc_{i,t+1}\right] = 1 \qquad (۱۶)$$

که $U_C(C_t^*)$ مشتقات جزئی نسبت به مصرف بهینه مصرف‌کننده نماینده است. با توجه به معادلات (۱۵) و (۱۶) استنباط می‌شود که:

$$E_t\left[\delta \frac{U_C(C_{t+1}^*)}{U_C(C_t^*)}(R_{i,t+1} - tc_{i,t+1} - R_{f,t+1}\right] = 1 \qquad (۱۷)$$

فرض می‌شود که مطلوبیت مصرف کننده نماینده، یک تابع ریسک گریزی نسبی ثابت (CRRA) است: برای مثال: $U(C) = \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma}$، که γ ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت است.

بردن و لیت زنبرگر[۱۸] (۱۹۷۸) نشان دادند که مصرف هر فرد در یک زمان معین، تابع افزایشی از مصرف کل در یک بازار سرمایه‌ایست که در آن تخصیص مصرف به صورت بهینه صورت می‌گیرد. فرض می‌شود که همه افراد همان عامل تنزیل ذهنی زمان را دارند. زمانی که تابع مصرف کل به طور یکنواخت در حال کاهش است، مطلوبیت نهایی بهینه مصرف هر فرد در زمان مشخص t برابر با اسکالر،a، است. بعدها، بردن و همکاران (۱۹۸۹)[۱۹] نشان دادند که در یک بازار سرمایه بهینه، نرخ رشد مطلوبیت نهایی مصرف برای تمامی افراد با نرخ رشد مطلوبیت نهایی مصرف کل در تعادل برابر است، که به صورت معادله (۱۸) نوشته می‌شود:

$$\frac{U_C(C^*_{t+1})}{U_C(C^*_t)} = \frac{f(C_{t+1})}{f(C_t)} \qquad (۱۸)$$

براساس معادله (۱۷) و با گرفتن بسط سری تیلور معادله (۱۸) در C_t، معادله (۱۹) استخراج می-گردد:

$$E_t\left[(1-\gamma\Delta C_{t+1})(R_{i,t+1} - tc_{i,t+1} - R_{f,t+1})\right] = 0 \qquad (۱۹)$$

معادله (۱۹) را می‌توان با استفاده از مطالعه کوکران (۲۰۰۵) به صورت معادله (۲۰) نوشت:

$$\begin{aligned} E(R_{i,t+1} - R_{f,t+1}) &= E(tc_{i,t+1}) \\ &+ \frac{\gamma}{1-\gamma E(\Delta C_{t+1})}\left[cov(R_{i,t+1}, \Delta C_{t+1}) - cov(tc_{i,t+1}, \Delta C_{t+1}\right] \\ &= E\left(tc_{i,t+1}\right) + \frac{\gamma\, var(\Delta C_{t+1})}{1-\gamma E(\Delta C_{t+1})}(\beta_{R_i,c} + \beta_{TC_i,c}) \end{aligned} \qquad (۲۰)$$

معادله (۲۰) نشان می‌دهد که مازاد بازده مورد انتظار یک دارایی به هزینه‌های معاملاتی مورد انتظار آن ($E\left(tc_{i,t+1}\right)$)، ریسک مصرف ($\beta_{R_i,c} = \frac{cov(R_{i,t+1},\Delta C_{t+1})}{var(\Delta C_{t+1})}$) و ریسک نقدشوندگی ($\beta_{TC_i,c} = \frac{-cov(tc_{i,t+1},\Delta C_{t+1}}{var(\Delta C_{t+1})}$) مرتبط است (لئو و همکاران،۲۰۰۶). به عبارتی این معادله همان CCAPM تعدیل شده با لحاظ ریسک نقدشوندگی است. از معادله (۲۰) نتایج زیر استنباط می-گردد:

۱) در ابتدا معادله (۲۰) نشان میدهد که بازدهی مورد انتظار سهام با هزینه‌های معاملاتی مورد انتظار آن ارتباط مثبتی $E\left(tc_{i,t+1}\right)$ دارد، که با شواهد قبلی در مورد پیش بینی بازده سهام توسط هزینه‌های معاملاتی سازگاری دارد.

۲) حساسیت بازده سهام به رشد مصرف توسط $\beta_{R_i,c}$ نشان داده می‌شود. و نشان دهنده این است که سهام زمانی که در معرض ریسک مصرف بالاتری قرار میگیرند، پاداش ریسک بالاتری دارند.

۳) کوواریانس منفی میان هزینه معاملاتی سهام و رشد مصرف توسط $\beta_{TC_i,c}$ ارائه می‌گردد که به عنوان ریسک نقدشوندگی در این مطالعه تعریف میگردد. که این کواریانس میان هزینه معاملاتی و رشد مصرف نشان دهنده این است که اگر هزینه های معاملاتی با

کاهش رشد مصرف، افزایش یابند دارایی در معرض ریسک نقدشوندگی بالاتری قرار میگیرد.

مدل تعدیل شده با نقدشوندگی نشان میدهد که ریسک بالای نقدشوندگی با بازده مورد انتظار بالا جبران می‌گردد. مکانیسم اصلی نسبتا به طور مستقیم درک میشود. در طی دوران رکود اقتصادی، سرمایه‌گذاران ممکن است مجبور باشند برخی از سهام خود را به منظور تامین هزینه مصرف یا انجام تعهدات خود تبدیل به پول نقد نمایند. بنابراین، احتمالا آنها به سهامی با بازدهی مورد انتظار پایین که هزینه‌های معاملاتی آنها مانع کاهش مصرف میگردد راضی شوند؛ در حالی که به سهامی با بازدهی بالا که شامل هزینه‌های معامله بسیار حساس به کاهش مصرف می‌شوند، نیاز دارند (لئو و همکاران [۲۰] ۲۰۱۶).

مدل ارائه شده در این مطالعه به مدل آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵) مربوط می‌شود. بردن (۱۹۷۹) نشان میدهد که CAPM، به عنوان یک مورد خاص، میتواند از CAPM مصرفی مشتق گرفته شود. به طور مشابه، می‌توان CAPM تعدیل شده با نقدشوندگی آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵) را به عنوان یک مورد خاص از CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی در نظر گرفت.

به پیروی از بردن (۱۹۷۹) و کوکران (۲۰۰۵)، فرض می‌شود که بازدهی پرتفوی بازار بعد از پرداخت هزینه‌های معاملاتی کل با مطلوبیت نهایی مصرف در زمان t+1 همبستگی منفی دارد، برای مثال $R_{m,t+1} - tc_{m,t+1} = -\frac{1}{k} U_C(C^*_{t+1}).R_{m,t+1}$ بازدهی پرتفوی بازار است. $tc_{m,t+1}$ هزینه معاملاتی کل و C^*_{t+1} مصرف بهینه و $K > 0$ می‌باشد. بنابراین:

$$Co\left[U_C(C^*_{t+1}), R_{m,t+1} - tc_{m,t+1}\right] = -kvar(R_{m,t+1} - tc_{m,t+1}) \qquad (۲۱)$$

و

$$Co\left[U_C(C^*_{t+1}), R_{i,t+1} - tc_{i,t+1}\right] = -kCo\,(R_{m,t+1} - tc_{m,t+1}, R_{i,t+1} - tc_{i,t+1}) \qquad (۲۲)$$

می‌توان معادله (۱۷) را به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$E\left[R_{i,t+1} - tc_{i,t+1} - R_{f,t+1}\right] = \frac{cov[U_C(C^*_{t+1}), R_{i,t+1} - tc_{i,t+1}]}{E[U_C(C^*_{t+1})]} \qquad (۲۳)$$

با جایگزینی $R_{m,t+1} - tc_{m,t+1}$ در معادله (۲۳) به جای $R_{i,t+1} - tc_{i,t+1}$ و با استفاده از معادله (۲۱)، معادله (۲۴) به دست می‌آید:

$$E\left[R_{m,t+1} - tc_{m,t+1} - R_{f,t+1}\right] = -\frac{kvar(R_{m,t+1} - tc_{m,t+1})}{E[U_C(C^*_{t+1})]} \qquad (۲۴)$$

و با استفاده از معادلات ۲۴-۲۲، نتیجه می‌شود:

$$\frac{E[R_{m,t+1}-tc_{m,t+1}-R_{f,t+1}]}{E[R_{i,t+1}-tc_{i,t+1}-R_{f,t+1}]}=\frac{kVar(R_{m,t+1}-tc_{m,t+1})}{kcov(R_{m,t+1}-tc_{m,t+1},R_{i,t+1}-tc_{i,t+1})} \quad (۲۵)$$

بتا ارائه شده در معادله (۲۵) فرم زیر را دارا می‌باشد:

(۲۶)

$$E[R_{i,t+1}-R_{f,t+1}] = E[tc_{i,t+1}]+R[R_{m,t+1}-tc_{m,t+1}-R_{f,t+1}]\times(\beta_{i,1}+\beta_{i,2}+\beta_{i,3}+\beta_{i,4})$$

که در آن

$$\beta_{i,1}=\frac{cov(R_{i,t+1},R_{m,t+1})}{var(R_{m,t+1}-tc_{m,t+1})}$$

$$\beta_{i,2}=\frac{cov(tc_{i,t+1},tc_{m,t+1})}{var(R_{m,t+1}-tc_{m,t+1})}$$

$$\beta_{i,3}=\frac{cov(-R_{i,t+1},tc_{m,t+1})}{var(R_{m,t+1}-tc_{m,t+1})}$$

$$\beta_{i,4}=\frac{cov(-tc_{i,t+1},R_{m,t+1})}{var(R_{m,t+1}-tc_{m,t+1})}$$

معادله (۲۶) همان الگوی سنتی تعدیل شده با نقدینگی آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵) است.

الگوی سنتی تعدیل شده با نقدینگی سه فرم ریسک نقدشوندگی را پیشنهاد می‌نماید: ضریب همبستگی در نقدشوندگی، حساسیت بازدهی سهام به نقدشوندگی بازار و حساسیت نقدشوندگی سهام به بازدهی بازار. در این مطالعه به پیروی از لئو وهمکاران (۲۰۱۶) سه کانال ریسک نقدشوندگی توسط کواریانس بین هزینه‌های معامله و رشد مصرف بیان می‌شود، که در ادبیات موضوع جدید است. آچاریا و پدرسن دریافتند که ریسک نقدشوندگی، که توسط حساسیت نقدشوندگی سهام به بازدهی پرتفوی بازار اندازه‌گیری میشود، تاثیر بزرگتری بر بازدهی سهام در میان انواع فرم‌های ریسک نقدشوندگی میگذارد (لئو و همکاران، ۲۰۱۶).

با مقایسه معادلات و مبانی ارائه شده برای الگوی سنتی بر مصرف و الگوی تعدیل شده با نقدشوندگی مشاهده می‌شود که ورود هزینه معاملاتی و ریسک نقدشوندگی در مدل سنتی منجر به بهبود و کارایی بیشتر مدل می‌شود. به عبارتی بازدهی مورد انتظار در مدل الگوی سنتی مبتنی

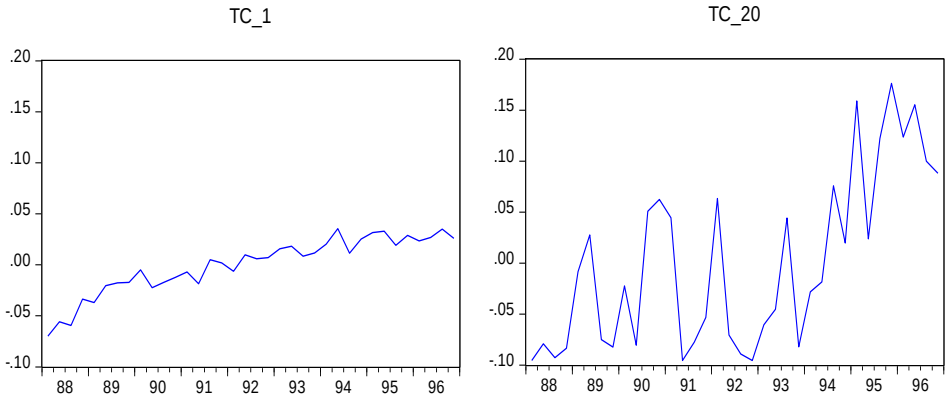
بر مصرف تعدیل یافته نسبت به مدل پایه به طور کاملتری توضیح داده می‌شود. در ادامه از رویکرد گرسیونی فاما و فرنچ به منظور استحکام بخشیدن به نتایج استفاده شده است.

۴- داده ها و متغیرهای تحقیق

داده‌ها و متغیرهای مورد نیاز در این مطالعه برای تخمین مدل رگرسیونی دو مرحله‌ای فاما و مکبث (۱۹۷۳) مربوط به دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ است که از وبسایت بانک مرکزی، بورس اوراق بهادار و نرم افزار رهاورد نوین استخراج شده است. جامعه آماری تحقیق شامل ۴۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران[۲۱] می‌باشد.

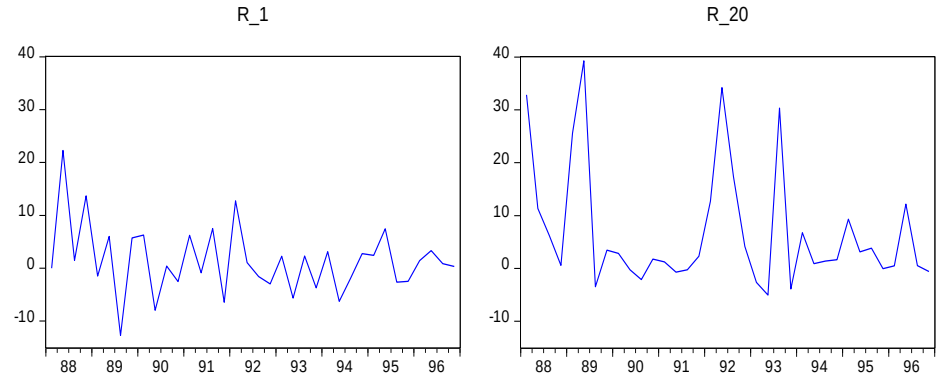
از متغیرهای اصلی مورد نیاز برای تخمین مدل، مخارج مصرفی کالاها و خدمات بی‌دوام می-باشد که به منظور محاسبه بتا مصرف مورد استفاده قرار می‌گیرد. رگرسیونی که به منظور مقایسه مدل قیمت گذاری سنتی و تعدیل شده مورد استفاده قرار می‌گیرد، شامل متغیرهای بتا مصرف، بتا نقدشوندگی و هزینه معاملاتی است که به پیروی از لئو وهمکاران (۲۰۱۶) بتا مصرف و بتا نقدشوندگی به ترتیب با استفاده از رگرسیون سری زمانی بازدهی سهام بر روی رشد مصرف و رگرسیون هزینه‌های معاملاتی بر روی رشد مصرف محاسبه می‌شود. همچنین متغیر هزینه معاملاتی با استفاده از بالاترین و پایین‌ترین قیمت‌های روزانه سهام به دست می‌آید. لازم به ذکر است که به منظور آزمودن مدل‌ها از پرتفوی‌هایی استفاده می‌شود که براساس ویژگی‌های شرکت شامل معیار عدم نقدشوندگی گوپالان، هزینه معاملاتی CSspread[۲۲] و نسبت ارزش دفتری به بازاری ساخته می‌شوند. پرتفوی‌های بر این اساس ساخته می‌شوند که سهام موجود در پرتفوی نخست بالاترین میزان نقدشوندگی و سهام موجود در آخرین پرتفوی کمترین میزان نقدشوندگی را دارا می‌باشند.

نمودار (۱) روندهای مربوط به سهامی با بالاترین و پایین‌ترین هزینه‌های معاملاتی را نشان می-دهد. همانطور که مشاهده می‌شود در TC-1 که مربوط به سهامی با بالاترین میزان هزینه معاملاتی است روند نمودار دارای نوسانات کمتری است. در حالی که TC-20 که دارای سهام با پایین‌ترین میزان هزینه معاملاتی است، روند نمودار دارای نوسانات زیادی است. همبستگی میان این روندها ۰/۵۴۷ وکواریانس آنها ۰/۰۰۱۲ می‌باشد.



نمودار ۱- هزینه معاملاتی پرتفوی‌های ساخته شده بر اساس CSspread

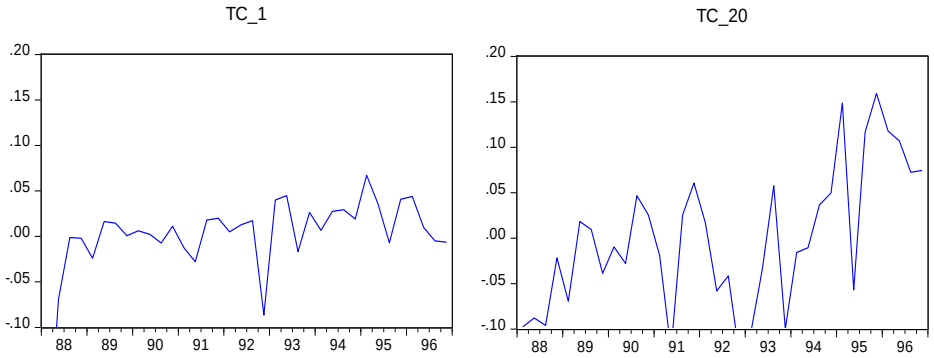
نمودار (۲) مربوط به بازدهی سهام موجود در پرتفوی‌های ساخته شده بر اساس معیار CSspread می‌باشد. نمودار R-1 مربوط به بازدهی سهامی است که بالاترین میزان هزینه معاملاتی را دارند و همانطور که مشاهده می‌شود روند این نمودار دارای نوسانات زیادی است. روند نمودار R-20 که مربوط به بازدهی سهامی با کمترین میزان هزینه معاملاتی است، دارای درجه نوسان بیشتری نسبت به R-1 می‌باشد. درجه همبستگی و کواریانس میان این دو روند به ترتیب برابر ۰/۲۱ و ۱۵/۲۹ می‌باشد.



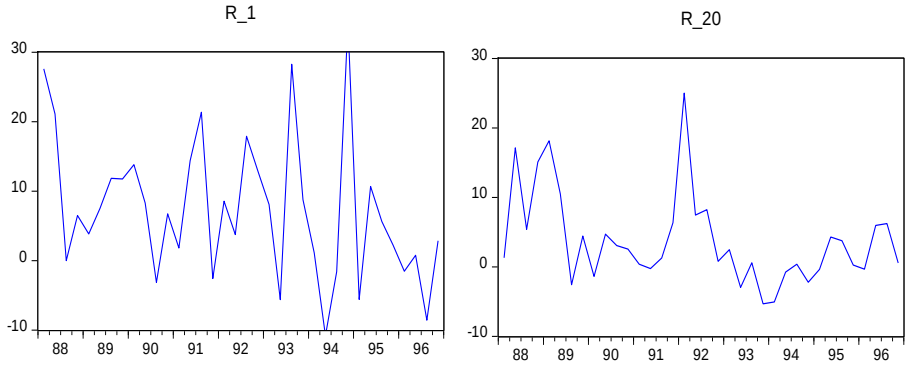
نمودار ۲- بازدهی سهام پرتفوی‌های ساخته شده براساس CSspread

نمودارهای (۳) و (۴) مربوط به هزینه معاملاتی و بازدهی سهام پرتفوی‌های ساخته شده براساس معیار عدم نقدشوندگی گوپالان می‌باشند. همانطور که مشاهده می‌شود مانند حالت قبل روند

نمودار TC-20 (بالاترین نقدشوندگی) نسبت به TC-1 (کم‌ترین نقدشوندگی) درجه نوسان بیشتری دارد. همبستگی دو روند برابر۰/۴۲ وکواریانس آن دو برابر ۰/۰۰۱ می‌باشد. همچنین روند R-1 دارای نوسان بیشتری نسبت به R-20 می‌باشد. همبستگی و کواریانس میان دو روند نیز به ترتیب برابر ۰/۰۲۳ و ۱/۹۵ می‌باشد.



نمودار۳- هزینه معاملاتی پرتفوی‌های ساخته شده براساس گوپالان



نمودار ۴- بازدهی سهام پرتفوی‌های ساخته شده براساس گوپالان

۵- روش تحقیق و یافته‌ها

آزمون‌های مقایسه‌ای بین مدل CCAPM تعدیل شده با نقدینگی و CCAPM با استفاده از رگرسیون های مقطعی زیر انجام می‌شود:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{R_p,c} + \varepsilon_{p,t} \qquad (۲۷)$$

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1 tc_{p,t} + \gamma_2 \beta_{R_p,c} + \gamma_3 \beta_{TC_p,c} + \varepsilon_{p,t} \qquad (۲۸)$$

که $R_{p,t} - R_{f,t}$ مازاد بازده سبد p نسبت به بازده بدون ریسک در فصل t ، $\beta_{R_p,c}$ بتای مصرف، $tc_{p,t}$ هزینه های معاملاتی سبد p و $\beta_{tc_p,c}$ بتای نقدشوندگی است. همانطور که در بخش قبلی نیز بیان شد بتا مصرف از طریق یک رگرسیون سری زمانی مازاد بازده بر روی رشد مصرف برآورد می-شود. بتا نقدشوندگی نیز از طریق رگرسیون سری زمانی تغییرات نقدشوندگی بر روی رشد مصرف برآورد می‌گردد.

در ادامه به منظور برآورد دو معادله (۲۷) و (۲۸) از مدل رگرسیونی دو مرحله‌ای فاما و مکبث (۱۹۷۳) استفاده می‌شود. مدل رگرسیون دومرحله‌ای مقطعی ابتدا توسط بلک، ینسن و شولز[۲۳] (۱۹۷۲) و فاما و مکبث (۱۹۷۳) مورد استفاده قرار گرفت و پس از آن به‌طور گسترده‌ای برای ارزیابی و برآورد مدل‌های خطی قیمت‌گذاری ازجمله مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، مدل قیمت‌گذاری آربیتراژ[۲۴] (APT) و دیگر مدل‌ها به کار گرفته شد.

تئوری‌های اقتصادی عموماً از فاکتورهای ریسک به‌منظور توضیح دادن بازدهی دارایی‌ها استفاده می‌کنند که این عوامل شامل متغیرهای مالی مانند بازدهی بازار مالی و اندازه بنگاه و همچنین متغیرهای کلان اقتصاد ازجمله مصرف، تورم، نرخ ارز و ... می‌باشد، که رگرسیون دومرحله‌ای فاما و مکبث یک راه عملی جهت بررسی تأثیر این عوامل بر بازدهی دارایی‌ها است و هدف از آن برآورد صرف ریسک و ضرایب حساسیت یا هزینه ریسک هر یک از عوامل مورد بررسی بر بازدهی دارایی می‌باشد.

در این روش در مرحله اول با استفاده از رگرسیون سری زمانی بازدهی پرتفوی (دارایی) بر روی عوامل ریسک (متغیرهای توضیحی) رگرس می‌شود و چگونگی در معرض قرار گرفتن بازده پرتفوی‌ها در مقابل هریک از این عوامل ریسک مشخص می‌گردد، در مرحله دوم بازده پرتفوی بر روی ضرایب برآورد شده در مرحله قبل برازش می‌شود تا بتوان صرف ریسک هر عامل را در هر دوره زمانی محاسبه نمود. در این حالت، یک مدل برآورد شده برای هر پرتفوی وجود دارد، که برای هر عامل ریسک عرض از مبدأ و ضرایب خاص خود را دارد. به منظور دست‌یابی به نتایج کلی که متوسطی از نتایج برآورد مدل برای هر پرتفوی است، از ضرایب هر عامل و عرض از مبدأ میانگین گرفته می‌شود. به منظور رفع مشکل ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی سریالی که در روش فاما و مکبث باقیمانده‌های مدل از آن رنج می‌برند، معمولاً از روش نیوی و وست[۲۵] (۱۹۸۷) استفاده شده است (افلاطونی، ۱۳۹۲)، همچنین روش تخمین آن به شرح زیر می‌باشد:

فرض می‌شود n دارایی یا پرتفوی و m عامل وجود داشته باشد، در مرحله اول ضرایب حساسیت (β ها) با استفاده از n رگرسیون بر روی m عامل با استفاده از رگرسیون سری زمانی به شکل زیر برآورد می‌گردد که هر معادله بیانگر یک رگرسیون می‌باشد:

$$R_{1,t} = \alpha_1 + \beta_{1,F_1}F_{1,t} + \beta_{1,F_2}F_{2,t} + \cdots + \beta_{1,F_m}F_{m,t} + \varepsilon_{1,t}$$
$$R_{2,t} = \alpha_2 + \beta_{2,F_1}F_{1,t} + \beta_{2,F_2}F_{2,t} + \cdots + \beta_{2,F_m}F_{m,t} + \varepsilon_{2,t}$$
$$\dots$$
$$R_{n,t} = \alpha_n + \beta_{n,F_1}F_{1,t} + \beta_{n,F_2}F_{2,t} + \cdots + \beta_{n,F_m}F_{m,t} + \varepsilon_{n,t}$$

که در آن $R_{i,t}$ بازدهی دارایی (پرتفوی) i ام در زمان t می‌باشد، $F_{j,t}$ نیز بیانگر عامل j ام می‌باشد و نشان می‌دهد که چگونه هر یک از این عوامل بازدهی را تحت تاثیر قرار می‌دهند، زمان نیز از t تا T می‌باشد. هر رگرسیون برای F عامل مشابه استفاده می‌شود زیرا در اینجا حساسیت بازدهی هر دارایی در برابر مجموعه عوامل تاثیرگذار تعیین می‌شود.

مرحله دوم برآورد T رگرسیون مقطعی از بازدهی دارایی بر روی تعداد m بتای تخمین زده شده از مرحله اول می‌باشد. در این مرحله هر رگرسیون از بتاهای به دست آمده مرحله قبل استفاده می‌نماید زیرا در این مرحله اثرگذاری ضرایب حساسیت بر روی بازدهی دارایی‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد و همچنین صرف ریسک هر یک از عوامل بر روی بازدهی دارایی‌ها به دست می‌آید:

$$R_{i,1} = \lambda_{1,0} + \lambda_{1,1}\hat{\beta}_{i,F_1} + \lambda_{1,2}\hat{\beta}_{i,F_2} + \cdots + \lambda_{1,m}\hat{\beta}_{i,F_m} + \varepsilon_{i,1}$$
$$R_{i,2} = \lambda_{2,0} + \lambda_{2,1}\hat{\beta}_{i,F_1} + \lambda_{2,2}\hat{\beta}_{i,F_2} + \cdots + \lambda_{2,m}\hat{\beta}_{i,F_m} + \varepsilon_{i,2}$$
$$\dots$$
$$R_{i,T} = \lambda_{T,0} + \lambda_{n,1}\hat{\beta}_{i,F_1} + \lambda_{n,2}\hat{\beta}_{i,F_2} + \cdots + \lambda_{n,m}\hat{\beta}_{i,F_m} + \varepsilon_{i,T}$$

در این مرحله $\mathrm{m}+1$ سری از λ برای هر عامل و در هر زمان T به دست می‌آید، حال اگر فرض شود که ε ها IID باشند آنگاه صرف ریسک عامل m ام (λ_m) برابر میانگین λ ها برای این عامل در طول زمان T است؛ که در اینجا صرف ریسک عوامل با استفاده از برآورد λ ها به دست می‌آید و در صورت معنادار بودن آن اثرگذاری ضرایب حساسیت عوامل دلیلی بر اثرگذاری هر یک از متغیرهای توضیحی مورد تأیید است.

با توجه به مطالب فوق نتایج مربوط به برآورد ضرایب رگرسیون (۲۷) و (۲۸) با استفاده از روش دو مرحله‌ای فاما و مکبث در جدول (۱) و (۲) گزارش شده است. برای هر سه مجموعه هزینه معاملاتی CSspread، معیار عدم نقدشوندگی گوپالان و نسبت ارزش دفتری به بازاری، ضریب بتا

نقدشوندگی عددی مثبت و معنی‌دار به دست آمده است که تاییدی بر اثر مثبت و معنی‌دار نقدشوندگی در مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف است.

برای مجموعه CSspread مدل CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی ۳۵٪ و CCAPM سنتی ۰/۵۴٪ از تغییرات بازدهی سهام را توضیح می‌دهد. که این اعداد نشان دهنده این است که مدل تعدیل شده نسبت به مدل سنتی ۳۴/۴۶٪ قدرت توضیح‌دهندگی تغییرات بازدهی را افزایش می-دهد. برای مجموعه دوم یعنی گوپالان تغییرات بازدهی سهام در CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی ۵/۶٪ و در CCAPM سنتی برابر ۳۰٪- می‌باشد که این نتایج نیز نشان می‌دهد که قدرت توضیح دهندگی مدل تعدیل شده ۳۵/۶ درصد بیشتر است.

نتایج مجموعه سوم یعنی نسبت ارزش دفتری به بازاری نشان می‌دهد که مدل تعدیل شده با نقدشوندگی بخش بزرگتری از تغییرات را توضیح می‌دهد، به طوری که قدرت توضیح دهندگی مدل از ۰/۱۲ درصد به ۴۸ درصد افزایش می‌یابد. به عبارتی مدل تعدیل شده قدرت توضیح دهندگی مدل را ۴۷/۸۸ درصد افزایش می‌دهد.

در کل نتایج دو جدول بیانگر این است که مدل CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی برازش بهتری نسبت به مدل CCAPM سنتی از خود نشان می‌دهد. به عبارتی مدل تعدیل شده نسبت به مدل سنتی بازدهی مورد انتظار مقطعی را بهتر توضیح می‌دهد. نتایج بدست آمده از جدول با مطالعه لئو و همکاران (۲۰۱۶)، سازگاری دارد. این محققان نیز به این نتیجه رسیده‌اند که مدل تعدیل یافته بخش بزرگتری از تغییرات بازدهی مقطعی را توضیح می‌دهد.

جدول ۱- نتایج ضرایب رگرسیون $R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1 tc_{p,t} + \gamma_2 \beta_{R_p,c} + \gamma_3 \beta_{TC_p,c} + \varepsilon_{p,t}$

سبدها	متغیر	ضریب	انحراف معیار	t-Statistic	Prob	R^2
CSspread	$tc_{p,t}$	-10/7275	71/75677	-0/2642	0/19505	35%
	$\beta_{R_p,c}$	7/511689	15/36366	0/367614	0/46575	
	$\beta_{TC_p,c}$	45/64166	13/74543	3/900401	0/00776	
گوپالان	$tc_{p,t}$	-10/8	44/98572	-0/19773	0/44578	5.6%
	$\beta_{R_p,c}$	9/530563	12/12764	0/710532	0/375873	
	$\beta_{TC_p,c}$	32/27259	8/548006	3/933312	0/00692	
Book/market	$tc_{p,t}$	-8/73607	40/27728	-0/1347	0/652445	48%
	$\beta_{R_p,c}$	11/73281	16/77458	0/372071	0/472464	
	$\beta_{TC_p,c}$	32/47414	9/638325	3/184822	0/019036	

منبع: یافته های پژوهشگر

جدول ۲- نتایج ضرایب رگرسیون $R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{R_p,c} + \varepsilon_{p,t}$

سبدها	متغیر	ضریب	انحراف معیار	t-Statistic	Prob	R^2
CSspread	$\beta_{R_p,c}$	6/566197	2/507860	2/618246	0/0090	0/54%
گوپالان	$\beta_{R_p,c}$	5/591869	2/405504	2/324614	0/0204	-30%
نسبت ارزش دفتری به بازاری	$\beta_{R_p,c}$	4/742740	2/323940	2/040818	0/0416	12%

منبع: یافته های پژوهشگر

در جدول ۳ خطاهای قیمت‌گذاری برای CCAPM سنتی و مدل تعدیل یافته با نقدشوندگی گزارش شده است. خطای قیمت‌گذاری بیانگر اختلاف میان بازدهی برازش شده و بازدهی واقعی است. میانگین بازدهی واقعی، برابر با میانگین مازاد بازده سری زمانی نسبت به بازده بدون ریسک می‌باشد. بازدهی مورد انتظار برازش شده برای CCAPM سنتی به عنوان ارزش برازش شده با استفاده از رابطه $E[R_{i,t} - R_{f,t}] = \gamma_0 + \gamma_1 \beta_{i,c}$ به دست می‌آید و همچنین بازدهی مورد انتظار برازش شده برای CCAPM تعدیل یافته از رابطه $E[R_{i,t} - R_{f,t}] = \gamma_0 + \gamma_1 E[tc_{i,t}] + \gamma_2 \beta_{i,c} + \gamma_3 \beta_{i,tc}$ به دست می‌آید. هزینه معاملاتی با استفاده از برآوردگر CSspread ارائه شده توسط کاروین و اسچالتز[۲۶] محاسبه می‌شود. این آزمون‌ها بر روی ۲۰ پرتفوی ساخته شده براساس معیار عدم نقدشوندگی گوپالان، هزینه معاملاتی CSspread و نسبت ارزش دفتری به بازاری (B/M) صورت می‌گیرد. در این جدول P1 بیانگر پرتفویی با بالاترین میزان نقدشوندگی در میان ۲۰ پرتفوی موجود است و P20 پرتفویی با کم‌ترین میزان نقدشوندگی است. همانطور که نتایج ارائه شده در جدول نشان می‌دهد، برای هر سه معیار مورد بررسی شامل هزینه معاملاتی CSspread، معیار عدم نقدشوندگی گوپالان و نسبت ارزش دفتری به بازاری، خطای قیمت‌گذاری در مدل تعدیل یافته با نقدشوندگی نسبت به مدل CCAPM سنتی کمتر است و به عبارتی مدل بهتر برازش می‌شود. به عنوان مثال طبق نتایج معیار گوپالان، خطای قیمت‌گذاری در پرتفوی اول یعنی پرتفویی با سهام دارای بیشترین مقدار نقدشوندگی برای مدل سنتی و تعدیل یافته به ترتیب برابر ۶/۵۹۱۱ و ۳/۹۷۷۷ میباشد.

جدول ۳- خطاهای قیمت‌گذاری

CSspread	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P10
CCAPM سنتی	۳/۰۸۸۱	۳/۵۳۳۶	۶/۱۳۲۷	-۰/۷۲۲۹	۰/۲۱۱۰	۵/۲۵۳۵	۸/۵۳۸	۱/۵۴۴	۵/۵۳۲۱	۵/۸۵۷
CCAPM تعدیل یافته	-۰/۰۷۵۸	۲/۵۱۰۱	۲/۶۲۸۳	۰/۹۲۰۱	۱/۵۴۰۱	۱/۶۷۴۱	۴/۷۰۹۹	۰/۶۰۱۵	۲/۴۹۲۵	۳/۰۹۲۴
CSspread	**P11**	**P12**	**P13**	**P14**	**P15**	**P16**	**P17**	**P18**	**P19**	**P20**
CCAPM سنتی	۲/۶۴۲۸	۴/۹۵۰۸	۴/۷۰۶۸	۰/۸۹۱۵	۴/۲۷۶۱	۸/۲۲۸۱	۲/۸۹۶۹	۲/۹۵۱۶	۶/۹۰۸۵	۳/۰۷۳۳
CCAPM تعدیل یافته	۰/۱۸۶۴	۱/۱۳۳۶	۲/۲۷۰۱	۱/۰۵۰۴	۱/۳۶۰۲	۰/۶۰۴۶	-۱/۹۳۲۳	-۲/۴۳۰۷	-۲/۲۲۴۳	-۳/۶۶۴۶
gopalan	**P1**	**P2**	**P3**	**P4**	**P5**	**P6**	**P7**	**P8**	**P9**	**P10**
CCAPM سنتی	۶/۵۹۱۱	۵/۴۰۹	۵/۷۹۹۴	۵/۱۲۷۶	۴/۰۸۹۹	۳/۸۴۳۳	۳/۴۶۰۶	۴/۶۲۷۲	۲/۶۷۵۴	۴/۰۶۱۲
CCAPM تعدیل یافته	۳/۹۷۷۷	۰/۶۲۸۷	۲/۳۴۲۱	۱/۲۷۲۵	۰/۹۵۹۳	-۰/۵۷۵۸	-۰/۶۶۳	۲/۹۰۳۶	۰/۷۹۵۱	-۰/۲۲۹
gopalan	**P11**	**P12**	**P13**	**P14**	**P15**	**P16**	**P17**	**P18**	**P19**	**P20**
CCAPM سنتی	۲/۹۰۹۳	۴/۳۰۱	۴/۹۲۷۷	۴/۳۰۲	۵/۶۲۸۳	۳/۲۲۶۶	۳/۱۹۵۸	۴/۷۴۸۶	۳/۰۹۷۸	۵/۵۴۴۱
CCAPM تعدیل یافته	-۱/۶۹۳۴	۰/۱۹۷۰	۲/۲۳۹۲	۰/۸۲۲۴	۲/۸۸۳۲	-۲/۰۲۹۶	-۰/۶۷۰۸	-۳/۱۴۸	-۱/۷۲۸	۱/۹۴۵۷
B/M[۲۷]	**P1**	**P2**	**P3**	**P4**	**P5**	**P6**	**P7**	**P8**	**P9**	**P10**
CCAPM سنتی	۱/۲۳۳۳	۵/۴۱۷۳	۴/۰۱۱۳	۳/۹۷۰۰	۴/۰۵۳	۲/۵۶۸۰	۱/۹۸۸۳	۲/۷۱۶	۰/۹۵۵۴	۰/۵۸۹۷
CCAPM تعدیل یافته	-۲/۲۱۰۶	-۱/۱۷۱۵	-۱/۷۹۶۸	-۰/۸۹۱۶	۰/۱۰۲۳	-۰/۶۹۹۷	۲/۱۹۶۱	۰/۶۵۶۳	-۰/۹۸۵	-۳/۳۹۶
B/M	**P11**	**P12**	**P13**	**P14**	**P15**	**P16**	**P17**	**P18**	**P19**	**P20**
CCAPM سنتی	۴//۸۳۶۲	۴/۴۷۳۹	۷/۴۱۷۴	۵/۰۴۶۹	۴/۳۶۲۹	۶/۶۴۰۹	۵/۲۰۷۲	۴/۱۵۷۶	۳/۹۰۰۱	۹/۳۹۴۳
CCAPM تعدیل یافته	-۰/۳۷۷۹	۱/۳۲۶۱	۳/۲۵۳۴	۴/۹۰۷۷	۴/۹۳۲۵	۴/۲۱۳۵	۴/۵۹۲۱	۵۱۶۲۲	۳/۰۵۱۷	۶/۴۷۸۴

منبع: یافته های پژوهشگر

۶- نتیجه‌گیری

یکی از مهمترین شاخه‌های علم مالی، الگوسازی و ارزیابی نحوه قیمت‌گذاری دارایی‌ها است. مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی ها از جمله مدل CCAPM با انتقاداتی همراه بوده است. بنابراین مطالعات سال‌های اخیر اقتصاددانان در حوزه اقتصاد مالی و قیمت‌گذاری دارایی‌ها، مدل‌های جدیدی را به این حوزه معرفی کرده است که این مدل‌ها گاهی شامل متغیرهای ویژگی بازار می-باشد. از جمله متغیرهای وارد شده به این مدل‌ها نقدشوندگی می‌باشد. نقدشوندگی سهام در بازارهای مالی به صورت توانایی معامله سریع حجم بالایی از اوراق بهادار با هزینه پایین و تاثیر قیمتی کم تعریف می‌گردد. تاثیر قیمتی کم به این معنی است که قیمت دارایی در فاصله میان سفارش تا خرید، تغییر چندانی نداشته باشد. با این تعریف نقدشوندگی در کنار بازدهی و ریسک از مهمترین عوامل تعیین کننده قیمت سهام یک شرکت می‌باشد.

با توجه به اهمیت نقش نقدشوندگی در قیمت‌گذاری دارایی در این مطالعه مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف با استفاده از ریسک نقدشوندگی تعدیل می‌گردد و در ادامه به مقایسه این مدل تعدیل یافته با مدل سنتی پرداخته می‌شود تا تاکید شود که ورود متغیر ریسک نقدشوندگی به مدل قیمت‌گذاری منجر به بهبود مدل می‌شود. نتایج مقایسه مدل CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی و CCAPM سنتی نشان می‌دهد که مدل تعدیل یافته نسبت به مدل سنتی در مورد نرخ بازدهی دارایی‌های شرکت‌های پذیرفته شده بورس اوراق بهادار تهران در قلمرو زمانی بین سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ دارای قدرت تبیین بالاتری بوده است. به عبارتی مدل تعدیل یافته بازدهی مورد انتظار مقطعی را بهتر توضیح می‌دهد. همچنین تفاوت میان بازدهی برازش شده و بازدهی واقعی که با استفاده از معادلات مربوط به مدل CCAPM تعدیل شده و سنتی به دست می‌آید به عنوان خطای قیمت‌گذاری در نظر گرفته می‌شود و نتایج مربوط نشان می‌دهد که خطای قیمت‌گذاری در مدل تعدیل شده با نقدشوندگی نسبت به مدل سنتی کمتر مشاهده می‌شود. به عبارتی خطاهای قیمت‌گذاری در مدل سنتی تمایل دارند که از مدل تعدیل یافته بزرگتر باشند.

بر پایه نتایج مطرح شده پیشنهاد میگردد که کلیه سرمایه‌گذاران، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، تحلیل‌گران بازار سرمایه و همچنین دیگر مشارکت‌کنندگان بازارهای مالی ایران، برای بررسی دقیق‌تر عوامل موثر بر جریان عملکرد قیمتی سهام، به نقش نقدشوندگی و اطلاعاتی نظیر جایگاه قرارگیری شرکت‌ها در سطوح نقدشوندگی توجه کافی مبذول نمایند. همچنین علاوه بر در نظر گرفتن متغیرهای مالی به نقش و تاثیر متغیرهایی از قبیل متغیرهای کلان اقتصادی نیز توجه نمایند. و برای پژوهش‌های آتی پیشنهاد می‌شود که محققان به بررسی نقش متغیرهایی از قبیل چولگی و گشتاورهای بالای ریسک نقدشوندگی که اخیرا در زمینه قیمت‌گذاری‌ها به آنها توجه شده است بپردازند. در این مطالعه مخارج مصرفی کالاها و خدمات بی‌دوام به عنوان متغیر نرخ رشد مصرف به کار گرفته شده است، پیشنهاد می‌گردد که سایر مخارج مصرفی شامل رشد مصرف بلند مدت و رشد مصرف کل نیز در نظر گرفته شود.

فهرست منابع

۱) افلاطونی، عباس. (۱۳۹۲). تجزیه و تحلیل آماری با EViews در تحقیقات حسابداری و مدیریت مالی، تهران، انتشارات ترمه.

۲) تهرانی، رضا؛ گودرزی، مصطفی و مرادی، هادی. (۱۳۸۷). ریسک و بازده: آزمون مدل CCAPMدر مقایسه با مدل CAPM در بورس اوراق بهادار تهران. تحقیقات اقتصادی، ۴۳(۴).

۳) رستمیان، فروغ و جوانبخت، شاهین. (۱۳۹۰). مقایسه کارایی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM) با مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مطالعات تجربی حسابداری مالی، ۹(۳۱)، ۱۵۷-۱۴۳

۴) محمدزاده، اعظم؛ شهیکی تاش، محمد نبی و روشن، رضا. (۱۳۹۴). مقایسه مدل‌های قیمت-گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) و مبتنی بر مخارج مصرفی مسکن (HCCAPM) در توضیح بازده سهام ایران، فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد، ۲(۳)، ۷۲-۴۹

۵) مشایخ، شهناز و اسفندی، خدیجه. (۱۳۹۴). ارزیابی و مقایسه کارایی مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها با استفاده از معیارهای متفاوت تشکیل پرتفوی، فصلنامه علمی پژوهشی حسابداری مالی، ۷(۲۶)، ۸۱-۵۲

۶) هوشمند نقابی، زهرا؛ وکیلی‌فرد، حمیدرضا؛ خلیلی عراقی، مریم و طالب‌نیا، قدرت‌اله. (۱۳۹۶). تبیین مقایسه‌ای مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای کلاسیک و رفتاری در بازار سرمایه ایران، فصلنامه اقتصاد مالی، ۱۱(۴۱)، ۱۲۲-۸۵

7) Acharya, V.V., Peders en, L.H. (2005). Asset Pricing with Liquidity Risk. Journal of Financial Economics, 77,375-410

8) Amihud, Y., Mendelson, H (1986), Asset Pricing and the Bid-Ask Spread, Journal of Financial Economics, 17, 223–249

9) Breeden, D.T., Litzenberger, R.H (1978), Prices of State-contingent Claims Implicit in Option Prices, Journal of Business, 621-561

10) Chen, M. H. (2003), Risk and Return: CAPM and CCAPM. Journal of Economic and Finance, 43, 369-393

11) Corwin, S.A., Schultz, P (2012), A simple way to estimate bid-ask spreads from daily high and low prices , Journal of Finance, 67, 719–760.

12) Fama, E.F., MacBeth, J.D., 1973. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. Journal of Political Economy 81, 607–636

13) Gregoriou, A. & Ioannidis, C. (2006). Generalized Method of Moments and Value Tests of the Consumption-Capital Asset Pricing Model under Transactions. Empirical Economics. 32, 19-39

14) Jagannathan, R., Wang, Y., 2007. Lazy Investors, Discretionary Consumption, and the Cross-section of Stock Returns. Journal of Finance 62, 1623–1661

15) jing chen (2004), Credit Distortion and Financial Crisis, journal of International Review of Financial Analysis, No.13, pp.559-570
16) Kim, Dongcheol, Kim, Tong Suk, & Min, Byoung-Kyu. (2011). Future Labor Income Growth and the Cross-section of Equity Returns. Journal of Banking & Finance, 35(1), 67-81.
17) Kwan, Y. Leung, Ch. K, and Dong, J. (2015), Comparing Consumption-based Asset Pricing Models: The case of an Asian city. Journal of Housing Economics. 28, 18-41
18) Liu, W., Luo D., & Zhao H (2015), Transaction Costs, Liquidity Risk, and the CCAPM, Journal of Banking & Finance, 63 (2016), 126– 145
19) Parker, J.A., Julliard, C., 2005. Consumption Risk and the Cross Section of Expected Returns. Journal of Political Economy, 113, 185–222
20) Soon-Ho Kim a, Kuan-Hui Lee (2014). Pricing of Liquidity Risks: Evidence from Multiple Liquidity Measures. Journal of Empirical Finance, 25, 112–133
21) Wang, J. Chen, L. (2012). Liquidity-adjusted Conditional Capital Asset Pricing Model. Economic Modelling. 29, 361-368
22) Yogo, M. (2006). A Consumption-based Explanation of Expected Stock Return, Journal of Finance, 61, 539–580

یادداشت‌ها

[1] Capital Asset Pricing Model
[2] Capital Asset Pricing Model
[3] Consumption-Based Capital Asset Pricing Model
[4] Breeden
[5] Amihud and Mendelson (1986)
[6] Jing Chen (2004)
[7] Parker and Julliard (2005)
[8] Gregoriou & Ioannidis (2006)
[9] Soon-Ho Kim , Kuan-Hui Lee
[10] Kim, Dongcheol, Kim, Tong Suk, & Min, Byoung-Kyu. (2011)
[11] Jinan Wang and Langnan Chen (2012)
[12] Yum K. Kwan, Charles Ka Yui Leung, Jinyue Dong (2014)
[13] Weimin Liu ،Di Luo ،Huainan Zhao (2016)
[14] Iterated Projections
[15] Stock Payoff
[16] Von Neumann-Morgenstern Utility Function
[17] Bellman, 1957
[18] Breeden and Litzenberger (1978)
[19] Breeden et al (1989)
[20] Weimin Liu, Di Luo, Huainan Zhao
[21] این ٤٧ شرکت براساس چند معیار مشخص انتخاب شده‌اند:۱- قبل از سال مالی ۱۳۸۸ در بورس پذیرفته و تا پایان سال مالی ۱۳۹٦ خارج نشده باشند. ۲- سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند ماه باشد. ۳- جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشند. ٤- سهام شرکت‌های مورد نظر حداقل ۱۰۰ روز در طی حداقل ۹ ماه در بورس اوراق بهادار تهران مورد معامله قرار گرفته باشند. ٥- بیش از سه ماه توقف معاملاتی نداشته باشد.
۲ کاروین و اسچالتز (۲۰۱۲) با استفاده از بالاترین (H_t) و پایین‌ترین (L_t) قیمت‌های روزانه، اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش را به صورت زیر محاسبه کردند:

$$CSspread = \frac{2(e^{\alpha} - 1)}{1 + e^{\alpha}}$$

$\alpha = \frac{\sqrt{2\beta}-\sqrt{\beta}}{3-2\sqrt{2}} - \sqrt{\frac{\gamma}{3-2\sqrt{2}}}$ $\beta = \sum_{j=0}^{1}\left[\ln(H_{t+j}^{0}/L_{t+j}^{0}\right]^2$ $\gamma = \left[\ln(\frac{H_{t,t+1}^{A}}{L_{t,t+1}^{A}})\right]^2$

[23] Black, Jensen and Scholes
[24] Arbitrage Pricing Theory
[25] Newey and West
[26] Corwin and Schultz (2012)

[۲۷] نسبت ارزش دفتری به بازاری(Book/Market Ratio)