Archive of SID

فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار
شماره چهل و چهارم / پائیز ۱۳۹۹

# استفاده از اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش به عنوان پراکسی برای هزینه معاملاتی در تعدیل مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف

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

تاریخ دریافت مقاله : ۹۹/۰۱/۰۶ تاریخ پذیرش مقاله : ۹۹/۰۲/۰۵

## چکیده

هدف این مطالعه برآورد معیار اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش با استفاده از داده‌های روزانه و به کاربردن این معیار به عنوان پراکسی برای هزینه‌های معاملاتی است. در ادامه با استفاده از این نوع هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی به تعدیل مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف پرداخته می‌شود. به منظور انجام آزمون‌های تجربی، داده‌های روزانه از ۴۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران و برای دوره ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ جمع‌آوری می‌گردد. پژوهش مبتنی بر بیست پرتفوی است؛ که براساس معیارهای نقدشوندگی لئو، حجم معاملات، اندازه و گیبس ساخته می‌شود. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که مدل قیمت گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف سنتی عملکرد ضعیفی در توضیح بازدهی سهام مقطعی دارد و مدل CCAPM تعدیل یافته نسبت به مدل سنتی بخش بزرگتری از تغییرات بازدهی را توضیح می‌دهد. همچنین نتایج نشان می‌دهد که ورود متغیرهای هزینه معاملاتی و ریسک نقدشوندگی منجر بهبود عملکرد مدل CCAPM می‌شود.

## کلمات کلیدی

CCAPM سنتی-CCAPM تعدیل شده با نقدشونگی- ریسک نقدشوندگی- اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش

۱-گروه اقتصاد- دانشکده اقتصاد و مدیریت- دانشگاه سیستان و بلوچستان- زاهدان-ایران. s.alizadeh95@pgs.usb.ac.ir
۲-گروه اقتصاد-دانشکده اقتصاد و مدیریت- دانشگاه سیستان و بلوچستان- زاهدان-ایران.(نوسینده مسئول)
mohammad_tash@eco.usb.ac.ir
۳-گروه اقتصاد-دانشکده ادبیات و علوم انسانی- دانشگاه خلیج فارس- بوشهر-ایران. re.roshan@pgu.ac.ir



www.SID.ir

Archive of SID



**مقدمه**

ریسک و بازده از جمله معیارهایی هستند که در مدیریت سبد سهام مورد توجه قرار می‌گیرد. ویلیام شارپ در سال ۱۹۶۴ روشی را به منظور تبیین ریسک و بازده سرمایه‌گذاران معرفی نمود که مدل پایه قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM[1]) می‌باشد. بعدها ریبنستاین[۲] (۱۹۷۶) با توجه به انتقاداتی که به CAPM وارد شد، تعدیلاتی را در این مدل‌ها انجام داد و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف[۳] (CCAPM) را ارائه داد. در مدل CCAPM بازده مورد انتظار سهام به وسیله کواریانس میان بازده سهام و مصرف تغییر می‌کند.

طی تحقیقات زیادی که صورت گرفته است، محققان به این نتیجه رسیده‌اند که بازدهی سهام کاملا توسط مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی توضیح داده نمی‌شود و آنها به دنبال وارد کردن جنبه‌های دیگر سهام در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی برآمدند. به عنوان مثال، برخی از محققان بر نقش چولگی[۴] در مدل‌های قیمت‌گذاری تاکید کردند. از اولین مطالعات در این زمینه، مطالعه فرایند و وسترفیلد[۵] (۱۹۸۰) است که نشان می‌دهد چولگی برای توضیح بازدهی دارایی‌های فردی مورد نیاز است و سرمایه‌گذاران ممکن است برای داشتن چولگی مثبت در سبدهای دارایی‌شان پاداشی را بپردازند. برخی دیگر نیز بر نقش نقدشوندگی در قیمت‌گذاری دارایی تاکید می‌کنند که از مهمترین عوامل تعیین‌کننده بازدهی سهام می‌باشد. از اولین مطالعات در این زمینه، مطالعه آمیهود و مندلسون[۶] (۱۹۸۶) است، که به بررسی اثر ریسک نقدشوندگی و نقدشوندگی بر قیمت‌گذاری‌دارایی‌ها با استفاده ازاختلاف قیمت‌پیشنهادی خرید و فروش[۷] پرداختندو نشان‌دادندکه میان‌نقدشوندگی و بازدهی‌های موردانتظارسهام رابطه مثبتی‌برقراراست.

بعدها محققان دیگری از جمله آمیهود[۸] (۲۰۰۲)، چوردیا و همکاران[۹] (a۲۰۰۱) و جانز[۱۰] (۲۰۰۱) نشان دادندکه میان نقدشوندگی، بازدهی و پیش‌بینی بازدهی‌های آینده ارتباط هم‌سویی برقرار است. مدل ارائه شده توسط آچاریا و پدرسن[۱۱] (۲۰۰۵) چهارچوب تئوریکی را ارائه می‌دهد که یافته‌های تجربی این محققین را توضیح می‌دهد. به عبارتی CAPM تعدیل شده با نقدشوندگی[۱۲] که توسط آچاریا و پدرسن ارائه می‌شود، شواهدی مربوط به نقدشوندگی و ریسک نقدشوندگی را نشان می‌دهد و نتایج بیانگر این است که CAPM تعدیل شده با نقدشوندگی نسبت به CAPM سنتی بازدهی مورد انتظار را بهتر توضیح می‌دهد. در ادامه لئو (۲۰۰۶) نیز با معرفی یک معیار نقدشوندگی جدید برای سهام فردی که از ابعاد مختلف نقدشوندگی یعنی سرعت معامله، حجم معامله و هزینه معامله استفاده می‌نماید، مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای را تعدیل می‌نماید. در ایران نیز قالیباف و پورفرد (۱۳۹۵) با افزودن ریسک نقدشوندگی به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استاندارد، به تبیین رابطه ریسک و بازده پرداختند



www.SID.ir

Archive of SID



و تاثیرپذیری قیمت سهام از ریسک نقدشوندگی را نشان دادند.

در نتیجه با توجه به نقش مهم نقدشوندگی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها، این مطالعه به پیروی از لئو و همکاران[۱۳] (۲۰۱۶) مدل CCAPM سنتی را با استفاده از اثرات نقدشوندگی و هزینه معاملاتی در بازار سهام ایران گسترش می‌دهد. به عبارتی بازدهی سهام مورد انتظار توسط ریسک مصرف و ریسک نقدشوندگی که خود به عنوان کواریانس میان هزینه‌های معاملاتی و رشد مصرف بیان می‌شود، تعیین می‌گردد. این پژوهش در پی پاسخ به این سوال است که آیا CCAPM تعدیل شده بازدهی مورد انتظار سهام را از طریق پرتفوی‌هایی که براساس نقدشوندگی ساخته می‌شوند، بهتر توضیح می‌دهد یا خیر؟

همچنین لازم به ذکر است که این مطالعه به طور خاص تاکید بر هزینه‌های معاملاتی دارد؛ هر چند که هزینه‌های معاملاتی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سنتی چندان مورد محاسبه قرار نگرفته است، اما اخیرا توجهات زیادی را به خود جلب کرده است. باس و دوماس[۱۴] (۲۰۱۳) نشان می‌دهند که هزینه‌های معاملاتی به اندازه گردش پول نقد مهم هستند. همچنین گارلانیو و پدرسن[۱۵] (۲۰۱۳) با استفاده از استراتژی تجاری بهینه برای کالاهای آینده تاثیر هزینه‌های معاملاتی بر پرتفوی‌های بهینه سرمایه‌گذاران را نشان می‌دهد. کاروین و اسچالتز[۱۶] (۲۰۱۲) نیز از بالاترین و پایین‌ترین قیمت‌های روزانه به منظور برآورد هزینه‌های تجاری استفاده نمودند. به عبارتی آنها اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش را با استفاده از بالاترین و پایین‌ترین قیمت‌های روزانه برآورد کردند. آنها نشان دادند که این نوع برآوردگر اختلاف قیمت پیشنهادی نسبت به دیگر برآوردگرهای هزینه معاملاتی شناخته شده از قبیل رول[۱۷] (۱۹۸۴) و لسموند و همکاران[۱۸] (۱۹۹۹) عملکرد بهتری دارد. همچنین دریافتند که در آزمون‌های قیمت‌گذاری دارایی، بازدهی پرتفوی‌هایی که براساس برآوردگر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش طبقه‌بندی می‌شوند به طور معنی‌داری مثبت هستند. در این مطالعه نیز از برآورد اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش با استفاده از بالاترین و پایین‌ترین قیمت‌های روزانه به عنوان پراکسی برای هزینه‌های معاملاتی استفاده می‌گردد.

پژوهش حاضر مبتنی بر سه فرضیه اصلی می‌باشد:

- ✓ ریسک نقدشوندگی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر بازدهی مورد انتظار سهام دارد.
- ✓ CCAPM تعدیل شده با استفاده از اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش و ریسک نقدشوندگی نسبت به CCAPM سنتی، بازدهی مورد انتظار را بهتر توضیح می‌دهد.
- ✓ در مدل CCAPM تعدیل شده، بین بتای مصرف و بازدهی مورد انتظار رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد.



www.SID.ir

Archive of SID



لذا در این چارچوب بخش‌های مختلف مقاله پیش‌رو، بدین شرح ساماندهی شده است. در بخش دوم و سوم به بیان مبانی نظری و پیشینه تحقیق پرداخته می‌شود. بخش چهارم و پنجم به ترتیب مربوط به روش پژوهش و یافته‌هاست. در بخش ششم نیز نتایج و پیشنهادات بیان می‌گردد.

**پیشینه تحقیق**

همانطور که در مقدمه نیز بیان شد در این مطالعه از برآورد اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش با استفاده از بالاترین و پایین‌ترین قیمت‌های روزانه که توسط کاروین و اسچالتز (۲۰۱۳) ارائه شده، به عنوان پراکسی برای هزینه‌های معاملاتی استفاده شده است و مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف با استفاده از این نوع هزینه معاملاتی تعدیل یافته است. قبل از کاروین و اسچالتز، محققان طبقه‌بندی‌های دیگری برای برآوردگر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش براساس داده های روزانه انجام دادند. رول (۱۹۸۴) اولین تکنیک برای برآورد اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش موثر را با استفاده از داده‌های روزانه ارائه نموده است. معیار ارائه شده توسط رول به آسانی محاسبه می‌گردد و همچنین در صورتی که محقق قیمت‌های تجاری را داشته باشد، می‌تواند برآوردهای دقیقی را با استفاده از داده‌های تجاری فراهم نماید. در ادامه محققان اصلاحاتی را بر روی برآوردگر رول انجام دادند. جرج و همکاران[۲۷] (۱۹۹۱) بیان نمودند که اگر بازدهی‌های مورد انتظار در طول زمان تغییر کند[۲۸]، تخمین‌زننده رول به سمت پایین تورش دار خواهد بود و بنابراین خودهمبستگی مثبت خواهند داشت. آنها برآوردکننده‌ای ارائه دادند که براساس باقیمانده‌های رگرسیون بازدهی یک سهم بر روی معیار بازدهی مورد انتظار می‌باشد. همچنین نشان می‌دهند که برآورد اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش که با استفاده از این تغییرات بر روی برآوردگر رول انجام می‌شود، به احتمال زیاد منفی و به طور متوسط بزرگ است. لسمند و همکاران[۲۹] (۱۹۹۹) تخمین‌زننده‌ای را براساس این ایده گسترش دادند که بازدهی واقعی سهام با توجه به مدل بازار تعیین می‌شود و بازدهی‌های مشاهده شده تنها در صورتی غیر صفر هستند که بازدهی‌های واقعی بر هزینه‌های تجاری پیشی بگیرد. لسموند و همکاران از ارتباط موجود میان هزینه‌های معاملاتی و بازدهی‌های مشاهده شده به منظور برآورد هزینه‌های معاملاتی استفاده نمودند.

جاکوبی و همکاران (۲۰۰۰) مدل CAPM تعدیل شده با نقدشوندگی و هزینه معاملاتی اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش را با استفاده از بازدهی خالص توسعه دادند و نشان دادند که ریسک بازار و نقدشوندگی به یکدیگر مرتبط هستند.

لو و همکاران۳۰ (۲۰۰۴) نیز مدلی را با بررسی تاثیر هزینه‌های معاملاتی ثابت بر روی قیمت‌های دارایی و رفتار تجاری در یک حالت تعادلی با عوامل ناهمگن ارائه دادند. به عبارتی یک مدل تعادلی پویا



www.SID.ir

Archive of SID



از قیمت‌های دارایی و حجم معاملات، زمانی که عاملان اقتصادی با هزینه‌های معاملاتی ثابت رو به رو می‌شوند را ارائه و نشان دادند که هزینه‌های معاملاتی نقش موثری بر قیمت‌گذاری دارایی و همچنین بازدهی‌های مورد انتظار دارد. در کل آنها با استفاده از یک مدل تعادلی با عوامل ناهمگن نشان دادند که حتی هزینه‌های معاملاتی کوچک می‌توانند به طور قابل توجهی بر قیمت دارایی‌ها تاثیر بگذارند.

مارکوئیتز و همکاران[۳۱] (۲۰۱۴) معیار ریسک نقدشوندگی را به عنوان کواریانس میان بازدهی‌ها و عامل نقدشوندگی تعریف می‌کنند. همچنین با در نظر گرفتن یک شوک عدم نقدشوندگی بازار به رشد مصرف، عامل تنزیل تصادفی تعدیل شده با نقدشوندگی را شکل می‌دهد. نتایج آنها نشان می‌دهد که ریسک عدم‌نقدشوندگی برای قیمت‌گذاری دارایی‌های ریسکی مهم است.

گیان و همکاران[۳۲] (۲۰۱۹) از راه حل فرم بسته برای مسئله انتخاب پرتفوی بهینه در زمان پیوسته با استفاده از پیش‌بینی‌پذیری بازدهی و هزینه معاملاتی استفاده نمودند. آنها فرض نمودند که بازدهی دارایی توسط سیگنال‌های استوکاستیک پیش‌بینی می‌شوند و هزینه‌های معاملاتی فرم درجه دو دارند. تجزیه و تحلیل آنها این بینش را که عامل‌های اقتصادی معمولا در دارایی‌هایی با سیگنال‌های ماندگارِ بیشتر و هزینه‌های معاملاتی کمتر سرمایه‌گذاری می‌کنند، به ادبیات موضوع اضافه می‌کنند.

از مطالعات داخلی مرتبط با این موضوع نیز می‌توان به مطالعات زیر اشاره نمود.

مهرانی و رسائیان (۱۳۸۸) در تحقیقی به بررسی رابطه بین اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، به عنوان معیار نقدشوندگی سهام شرکتها و نقدشوندگی دارایی‌ها در بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. آنها در مطالعه خود عامل نقدشوندگی سهام، اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، عامل نقدشوندگی داراییها و نسبت مجموع وجوه نقد به جمع داراییها را در نظر گرفته و با استفاده از مدل رگرسیون و داده‌های پانلی به تجزیه و تحلیل مدل پرداختند. نتایج آنها بیانگر این است که بین اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام و نقدشوندگی دارایی‌ها رابطه منفی و بی‌معنی وجود دارد.

جعفری و همکاران (۱۳۹۱) به بررسی رابطه میان دوره نگهداری سهام با اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، ارزش بازاری شرکت و نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار پرداختند. که در این پژوهش دوره نگهداری سهام به عنوان متغیر وابسته و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، نوسانات بازده بازار و ارزش بازار شرکت به عنوان متغیرهای مستقل مورد بررسی قرار گرفته است. یافته-های پژوهش آنها بیانگر وجود رابطه مثبت بین ارزش بازار و دوره نگهداری سهام می‌باشد. همچنین با تجزیه و تحلیل داده‌ها این نتیجه حاصل می‌گردد که رابطه معنی‌داری بین نوسانات بازده سهام و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام با دوره نگهداری آنها، در دوره مورد بررسی وجود ندارد.



www.SID.ir

Archive of SID



بادآور نهندی و همکاران (۱۳۹۲) به بررسی رابطه میان نقدشوندگی و بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار پرداختند. در این تحقیق، شکاف قیمتی نسبی و تعداد دفعات گردش سهام به عنوان معیار نقدشوندگی در نظر گرفته شدند. نتایج تحقیق نشان می‌دهد که معیارهای نقدشوندگی با بازده سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران رابطه مثبتی دارد.

خدامی‌پور و امیری (۱۳۹۶) در مطالعه‌ای رابطه بین هزینه معاملات سهام و قیمت سهام را مورد آزمون قرار داده و نقش تعدیلی سرمایه‌گذاران نهادی بر این ارتباط را بررسی نمودند. آنها به منظور تحلیل آماری پژوهش، از رگرسیون خطی چند متغیره استفاده نمودند. نتایج آنها نشان می‌دهد که بین هزینه معاملات سهام و قیمت سهام رابطه مثبت و در حد ضعیفی وجود دارد. همچنین، وجود سرمایه‌گذاران نهادی باعث کاهش هزینه معاملات سهام می‌شود. آنها استدلال می‌کنند که سرمایه‌گذاران نهادی، به دلیل توانایی برتری که در دسترسی به اطلاعات دارند و همچنین نقش نظارتی آن‌ها بر مدیران، موجب کاهش هزینه معاملاتی حاصل از شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام می‌شوند. همچنین نشان می‌دهندکه سرمایه‌گذاران نهادی باعث منفی‌شدن رابطه بین قیمت سهام وهزینه معاملات‌سهام می‌شوند.

نیکو سخن و فدایی نژاد (۱۳۹۷) به بررسی رابطه میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده سهام پرداختند. شواهد آنها حاکی از آن است که به طور متوسط ۲۷ درصد از سهام رابطه معنی‌داری را میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده تجربه می‌کنند. همچنین نتایج آنها بیانگر این است که بررسی اثر ویژگی‌های شرکت بر احتمال وجود رابطه معنی‌دار میان ریسک غیرسیستماتیک و بازده نشان می‌دهد که اندازه، سودهر سهم، اهرم و نسبت ارزش دفتری به بازاری احتمالِ این رابطه را تحت تاثیر قرار می‌دهد.

**مبانی نظری**

اصولا سرمایه‌گذاری‌ها به جهت نوسان‌پذیری که در بازده آن‌ها ایجاد می‌شود، دارای ریسک هستند. به منظور اندازه‌گیری ریسک، اقتصاددانان مالی الگوهای متفاوتی را ارائه دادند. نظریه بازار سرمایه با بسط و تعمیم نظریه پرتفوی، مدلی را برای قیمت‌گذاری دارایی‌های ریسک‌دار استخراج می‌کند. خروجی نهایی این نظریه، به نام مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای (CAPM)، این امکان را فراهم می‌سازد تا نرخ بازده هر دارایی ریسک‌دار تعیین شود. به عبارتی مدل CAPM، ارتباط بین ریسک و بازده را تبیین می‌کند و به دلیل رابطه ریاضی ساده بین ریسک و بازده، به طور گسترده‌ای در صنعت مالی به ویژه در بودجه‌بندی سرمایه‌ای شرکت‌ها، ساختاربندی پرتفوی و ارزیابی پروژه‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد.

اما مفروضات محدودکننده نظریه قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، مثل تقارن و فرض بازار کاملا نقدشونده، صاحب‌نظران مدیریت و اقتصاد را بر آن داشته است تا به گسترش و تعدیل این نظریه بپردازند



www.SID.ir

Archive of SID



و آن را به شرایط واقعی بازار نزدیک کنند. بنابراین، انتقادات فراوانی به مدل CAPM وارد شد که خود مهمترین عامل ابداع مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای دیگری مثل ACAPM، RCAPM، CCAPM و غیره است. مدل ACAPM الگویی را در اختیار قرار می‌دهد تا از طریق آن، چگونگی تاثیرگذاری ریسک نقدشوندگی بر قیمت دارایی‌ها بررسی شود؛ یعنی الگویی که قبلا در سایر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مدنظر قرار نگرفته بود. مدل RCAPM نیز مدلی است که به صورت یکپارچه، ریسک سیستماتیک و غیر سیستماتیک و همچنین داده‌های تاریخی و داده‌های آتی را مدنظر قرار می‌دهد (رهنمای رودپشتی و امیرحسینی، ۱۳۸۹).

مدل CCAPM که موضوع مورد بحث این مطالعه نیز می‌باشد، یکی دیگر از مدل‌هایی است که از مدل CAPM توسط رابینستن (۱۹۷۶)، بریدن و لیتزنبرگر (۱۹۷۸) و بریدن (۱۹۷۹) استخراج شده است. این مدل ریسک اقتصاد کلان را به قیمت‌گذاری دارایی‌ها اضافه می‌نماید. به منظور درک مفهوم مدل CCAPM، باید مسئله بهینه‌سازی مصرف فرد در نظر گرفته شود. هر فرد در هر دوره پرتفوی‌های متفاوتی از دارایی‌های مختلف خواهد داشت و همچنین وی سطح مشخصی از مصرف را انتخاب می‌کند؛ و در نهایت هدف فرد حداکثر کردن تابع مطلوبیت زیر است:

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

در معادله (۱)، $\delta$ نرخ رجحان زمانی ذهنی و $U(C_{t+s})$ مطلوبیت مصرف در زمان t+s است. شرط استاندارد مرتبه اول تابع مطلوبیت عبارت است از:

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

یا

$$Et[(1+R_{it})S_t]=1 \qquad (۳)$$

که در این معادلات $R_{it}$ بازده دارایی i و $S=\frac{U'(C_{t+1})}{(1+p)(U'(C_t))}$، همان نرخ نهایی جانشینی است.حال به منظور یافتن رابطه‌ای میان بازده مورد انتظار دارایی و کواریانسش با مصرف، و با فرض اینکه معادله (۳) در وضعیت انتظارات غیر شرطی هم برقرار است، می‌توان معادله (۳) را به صورت زیر نوشت:

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

E بیانگر وضعیت مورد انتظار غیرشرطی و cov بیانگر کواریانس غیرشرطی است. حال فرض می‌شود که تابع مطلوبیت یک دوره‌ای مصرف کننده، یک تابع مطلوبیت با ریسک‌گریزی ثابت است؛ یعنی:



www.SID.ir

Archive of SID



$$U(C) = \frac{C^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (۵)$$

که $\gamma$ در این معیار ریسک‌گریزی نسبی است. با این تابع مطلوبیت، می‌توان کواریانس فرمول (۴) را به شرح زیر تخمین زد:

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

اکنون می‌توان رابطه بتای مصرف را استخراج کرد. با ترکیب معادله (۴) و تقریب (۶) معادله (۷) به دست می‌آید:

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

که $R_i$ همان بازده تشخیص داده شده سهام بوده و سایر مولفه‌ها به شرح زیر محاسبه شده‌اند:

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

$$\alpha_2 = \frac{\gamma\, cov(R_{Mt}, \frac{C_{t+1}}{C_t})}{[(1+\delta)ES_t]} \quad (۹)$$

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

معادله (۷) همان مدل CCAPM سنتی است که بازده دارایی را با ریسک سیستماتیک آن ارتباط می‌دهد. در اینجا معیار ریسک سیستماتیک که کواریانس با رشد مصرف است ($\beta_{ci}$)، به گونه‌ای تبیین شده است که این معیار برای بازار برابر با یک باشد (رستمیان و جوانبخت، ۱۳۹۰). به عبارتی در این مدل استاندارد و پایه CCAPM، رابطه خطی بین بتای مصرف و مازاد بازده دارایی‌ها برقرار است. نکته‌ای که وجود دارد این است که CCAPM خطی باعث ایجاد معمای صرف سهام شده است؛ بدین معنی که برای توضیح بزرگی صرف سهام نیاز به ریسک‌گریزی بسیار بالایی است. در حالی که در مدل CCAPM خطی، برای پارامتر ریسک گریزی عدد بزرگی به دست نمی‌آید.

در ادامه بحث مربوط به مبانی نظری، همانطور که در مقدمه نیز بیان شد، ریسک نقدشوندگی و همچنین هزینه معاملاتی به عنوان عنصر کلیدی این مطالعه به پیروی از لئو و همکاران (۲۰۱۶) وارد مدل CCAPM سنتی می‌شود و در نتیجه مدل CCAPM با استفاده از این دو عنصر تعدیل می‌یابد. به منظور استخراج مدل تعدیل یافته در ابتدا لازم است که هزینه‌های معامله و محدودیت‌های بودجه مورد توجه قرار گیرد:

لئو و همکاران بیان نمودند که 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



www.SID.ir

Archive of SID



و دارایی بدون ریسک سرمایه گذاری کند. فاصله تصمیم‌گیری یک دوره زمانی گسسته است و طول هر دوره یک واحد است. در این مطالعه، کار آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵) با فرض هزینه معاملاتی که در طول زمان تغییر میکند دنبال می‌گردد؛ به این معنی که مصرف کننده نماینده با نااطمینانی در مورد هزینه های معاملاتی مواجه است. در ادامه نشان داده می‌شود که شوک‌های هزینه‌های معاملاتی ضدچرخه‌ای است. بازدهی دارایی ریسکی i بعد از پرداخت هزینه‌های معاملاتی برابر است با:

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

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، $R^n_{i,t+1}$ بازدهی خالص، $tc_{i,t+1}$ هزینه های معاملاتی متغیر در طول زمان است. به عقیده آچاریا و پدرسن (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. 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):

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

در معادله (۲) $C_t$ 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. $\omega_{i,t}$ نیز وزن دارایی ریسکی i است. 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 (۳) 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 ارزش بالاتری خواهد داشت.

در ادامه لئو و همکاران فرض نمودند که زمان برای مصرف کننده نماینده به طور یکنواخت در حال افزایش است، و تابع مطلوبیت اکیدا مقعر فن نیومن- مورگنسترن[۱۹] برای مصرف طول عمر فرد در نظر گرفته می‌شود، که زمان در آن گسسته است، برای مثال، مطلوبیت در زمان t تنها به مقدار مصرف در همان زمان بستگی دارد و به مقدار مصرف قبل یا بعد از زمان t بستگی ندارد.



www.SID.ir

Archive of SID



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

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

در معادله (۱۴)، $\delta$ نرخ رجحان زمانی ذهنی ، $U(C_s)$ مطلوبیت حاصل از مصرف در زمان s و $B(W_T)$ تابع نهایی است که به طور یکنواخت افزایشی و اکیدا مقعر است. $\mathrm{E_t}[0]$ امید شرطی اطلاعات در زمان t است. معادله (۱۴) نشان می‌دهد که مصرف‌کننده نماینده، با متغیرهای $\omega_{is}$ و $C_s$ تصمیم میگیرد که مطلوبیت مورد انتظار طول عمر خود را حداکثر کند. با کمک برنامه‌ریزی پویای تصادفی، می‌توان شرایط مرتبه اول مسئله انتخاب بهینه را به صورت زیر نوشت:

$$E_t\left[\delta \frac{U_C(C^*_{t+1})}{U_C(C^*_t)} R_{f,t+1}\right] = 1 \quad (۱۵)$$

و

$$E_t\left[\delta \frac{U_C(C^*_{t+1})}{U_C(C^*_t)} (R_{i,t+1} - tc_{i,t+1}\right] = 1 \quad (۱۶)$$

که $U_C(C^*_t)$ مشتقات جزئی نسبت به مصرف بهینه مصرف‌کننده نماینده است. با توجه به معادلات (۱۵) و (۱۶)، معادله (۱۷) به دست می‌آید:

$$E_t\left[\delta \frac{U_C(C^*_{t+1})}{U_C(C^*_t)} (R_{i,t+1} - tc_{i,t+1} - R_{f,t+1}\right] = 1 \quad (۱۷)$$

در اینجا فرض می‌شود که مطلوبیت مصرف کننده نماینده، یک تابع ریسک گریزی نسبی ثابت (CRRA) است: برای مثال: $\mathrm{U(C)} = \frac{\mathrm{C}^{1-\gamma}}{1-\gamma}$، و در این تابع مطلوبیت $\gamma$ ضریب ریسک گریزی نسبی ثابت[۲۰] است.

بردن و لیت زنبرگر[۲۱] (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. بعدها، بردن و همکاران (۱۹۸۹)[۲۲] نشان دادند که در یک بازار سرمایه بهینه، نرخ رشد مطلوبیت نهایی مصرف برای تمامی افراد برابر است با نرخ رشد مطلوبیت نهایی مصرف کل در تعادل، که می‌تواند به صورت معادله (۱۸) نوشته شود:

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

با گرفتن بسط سری تیلور معادله (۱۸) در $C_t$، معادله (۱۸) را میتوان به صورت زیر بازنویسی کرد:



www.SID.ir

Archive of SID



$$\frac{U_C(C^*_{t+1})}{U_C(C^*_t)} = \frac{f(C_{t+1})}{f(C_t)} \approx \frac{f(C_t)+f'(C_t)(C_{t+1}-C_t)}{f(C_t)} = 1 - \left[1 - \frac{C_t f'(C_t)}{f(C_t)}\right]\Delta C_{t+1} = 1 - \gamma \Delta C_{t+1} \quad (۱۹)$$

در معادله (۱۹)، $\Delta C_{t+1}$ رشد مصرف کل از زمان t تا t+1 است. براساس معادلات (۱۸) و (۱۹) معادله (۲۰) استخراج می‌گردد:

$$E_t\left[(1-\gamma\Delta C_{t+1})(R_{i,t+1} - tc_{i,t+1} - R_{f,t+1})\right] = 0 \quad (۲۰)$$

همانند مطالعه کوکران[۲۳] (۲۰۰۵)، معادله (۲۰) به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$E(R_{i,t+1} - R_{f,t+1}) = E(tc_{i,t+1}) + \frac{\gamma}{1-\gamma E(\Delta C_{t+1})}\left[cov(R_{i,t+1}, \Delta C_{t+1}) - cov(tc_{i,t+1}, \Delta C_{t+1}\right] = E\left(tc_{i,t+1}\right) + \frac{\gamma\, var(\Delta C_{t+1})}{1-\gamma E(\Delta C_{t+1})}(\beta_{R_i,c} + \beta_{TC_i,c}) \quad (۲۱)$$

معادله (۲۱) همان مدل CCAPM تعدیل شده می‌باشد و بیانگر این است که مازاد بازده مورد انتظار یک دارایی به هزینه‌های معاملاتی مورد انتظار آن ($E\left(tc_{i,t+1}\right)$)، ریسک مصرف ($\beta_{R_i,c}$) و ریسک نقدشوندگی ($\beta_{TC_i,c}$) مرتبط است (لئو و همکاران،۲۰۱۶). همانطور که مشاهده می‌شود هزینه معاملاتی مورد انتظار بر بازدهی مورد انتظار یک سهم تاثیرگذار است.

- **اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش با استفاده از داده‌های روزانه**

در این قسمت روش مورد استفاده توسط کاروین و اسچالتز[۲۴] (۲۰۱۲) برای برآورد اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش با استفاده از بالاترین و پایین‌ترین قیمت‌های روزانه شرح داده می‌شود. برآوردهای انجام شده توسط کاروین و اسچالتز براساس دو مفهوم شکل می‌گیرند. اول اینکه، قیمت‌های بالای روزانه تقریبا همیشه سفارشات خرید و قیمت‌های پایین روزانه سفارشات فروش می‌باشند. بنابراین نسبت قیمتی بالا به پایین برای یک روز، منعکس‌کننده نوسانات اساسی سهام و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش می‌باشد. دوم اینکه، جزئی از این نسبت قیمتی که ناشی از نوسانات است، متناسب با طول وقفه معاملاتی افزایش می‌یابد؛ در حالی که جزء دیگر که ناشی از اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش در طی وقفه‌های تجاری مختلف است، ثابت می‌باشد. این بدان معنی است که مجموع محدوده قیمتی برای دو روز متوالی، نشان‌دهنده نوسانات دو روزه می‌باشد که اختلاف قیمت در آن دو بار تکرار می‌شود؛ در حالی که محدوده قیمت در یک دوره دو روزه، نشان‌دهنده همان نوسانات دو روزه است ولی اختلاف قیمت در آن یک بار تکرار می‌شود. که این امر امکان برآورد اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام را به عنوان تابعی از نسبت بالاترین قیمت‌ها به پایین‌ترین آنها را برای یک دوره دو روزه و



www.SID.ir

Archive of SID



دو روز متوالی فراهم می‌کند (کاروین و اسچالتز،۲۰۱۲).

به منظور برآورد اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش فرض می‌گردد که ارزش واقعی قیمت سهام روند انتشار را دنبال می‌کند. همچنین فرض می‌گردد که اختلاف قیمتی به میزان S% وجود دارد، که در طول دوره برآورد دو روزه ثابت می‌باشد. به دلیل اختلاف قیمت پیشنهادی، قیمت‌های مشاهده شدهِ پیشنهادات خرید، به اندازه (S/2)% از مقادیر واقعی بزرگتر هستند؛ در حالی که قیمت‌های مشاهده شدهِ پیشنهادات فروش، به همین اندازه از مقادیر واقعی کوچکتر هستند. در ادامه کاروین و اسچالتز اینگونه فرض می‌کنند که، بالاترین (پایین‌ترین) قیمت در هر روز یک پیشنهاد خرید (فروش) است و به وسیله نیمی از اختلافات رشد پیدا می‌کند (کاهش می‌یابد). با در نظر گرفتن $H_t^A(L_t^A)$به عنوان بالاترین (پایین‌ترین) قیمت واقعی سهام در روز t و $H_t^0(L_t^0)$ به عنوان بالاترین (پایین‌ترین) قیمت مشاهده شده سهام در روز t می‌توان نوشت:

$$\left[\ln(\frac{H_t^0}{L_t^0})\right]^2 = \left[\ln\left(H_t^A(1+\frac{s}{2})/L_t^A(1-\frac{s}{2})\right)\right]^2 \quad (۲۲)$$

معادله (۲۲) را می‌توان به صورت زیر بازنویسی کرد:

$$\left[\ln(\frac{H_t^0}{L_t^0})\right]^2 = \left[\ln(\frac{H_t^A}{L_t^A})\right]^2 + 2[ln(H_t^A/L_t^A)][ln(2+s/2-s)] + [ln(2+s/2-s)]^2 \quad (۲۳)$$

معادله (۲۳) را با توجه به اینکه لگاریتم طبیعی نسبت قیمت‌های بالا به پایین (اولین جمله معادله (۲۳)) متناسب با واریانس سهام است، می‌توان ساده سازی کرد. خصوصا تحت فرضیاتی که قیمت‌های سهام از حرکت هندسی براونی پیروی می‌کنند و به طور پیوسته در حال تغییرند. پارکینسن[۲۵] (۱۹۸۰) و جرمن و کلاس[۲۶] (۱۹۸۰) نشان دادند که تخمین زننده قدرتمند و بدون تورش واریانس می‌تواند به صورت زیر تعریف گردد:

$$\sigma_{HL}^2 = 1/Tk\sum_{t=1}^{T}[ln(H_t^A/L_t^A)]^2 \quad (۲۴)$$

در معادله (۲۴) $H_t$بالاترین قیمت در روز t و $L_t$پایین‌ترین قیمت روز t و $k = 1/(4\ln 2)$ می‌باشد. با ضرب کردن دو طرف معادله (۲۳) در k و با جایگزینی $\sigma$ از معادله (۲۴) در معادله (۲۳)، رابطه زیر برقرار خواهد بود:

$$E\left(k\left[\ln(\frac{H_t^0}{L_t^0})\right]^2\right) = \sigma_{Daily}^2 + 2\sqrt{K}[ln(2+S/2-S)]\sigma_{Daily} + K[ln(2+S/2-S)]^2 \quad (۲۵)$$

در معادله (۲۵)، S بیانگر مقدار اختلاف و σ انحراف استاندارد سهام می‌باشد. با جمع زدن معادله (۲۵) برای دو روز معادله زیر حاصل می‌گردد:



www.SID.ir

Archive of SID



$$E\left(\sum_{j=0}^{1} K\left[\ln(H_{t+j}^{0}/L_{t+j}^{0}\right]^{2}\right) = 2\sigma_{Daily}^{2} + 4\sqrt{K}[ln(2+S/2-S)]\sigma_{Daily} + 2K[ln(2+S/2-S)]^{2} \quad (۲۶)$$

معادلات (۲۷) برای ساده‌سازی در نظر گرفته می‌شود:

$$\alpha = \left[ln\left(\frac{2+s}{2-s}\right)\right] \quad (۲۷)$$

$$\beta = \sum_{j=0}^{1}\left[\ln(H_{t+j}^{0}/L_{t+j}^{0}\right]^{2}$$

در نتیجه، معادله (۲۶) به صورت زیر بازنویسی می‌شود:

$$0 = 2\sigma_{Daily}^{2} + 4\sqrt{k}\alpha\sigma_{Daily} + 2k\alpha^{2} - k\beta \quad (۲۸)$$

در صورتی که واریانس و اختلاف قیمت پیشنهادی در طی یک دوره دو روزه ثابت باشند و بازدهی‌های واقعی نیز به صورت سریالی ناهمبسته باشند، جزء واریانس نسبت بالاترین قیمت به پایین‌ترین آن برای یک دوره دو روزه، دو برابر دوره یک روزه است؛ اما جزء اختلاف قیمت پیشنهادی تحت تاثیر فاصله زمانی قرار نمی‌گیرد. بنابراین، اگر از محدوده قیمت‌ها در طی یک دوره دو روزه، به جای مجموع آنها در طی دو روز استفاده گردد، معادله (۲۹) نتیجه می‌شود:

$$k\left[\ln(H_{t,t+1}^{0}/L_{t,t+1}^{0}\right]^{2} = k\left[\ln\left(\frac{H_{t,t+1}^{A}}{L_{t,t+1}^{A}}\right)\right]^{2} + 2k\left[\ln\left(\frac{H_{t,t+1}^{A}}{L_{t,t+1}^{A}}\right)\right]\left[\ln\left(\frac{2+s}{2-s}\right)\right] + k\left[\ln\left(\frac{2+s}{2-s}\right)\right]^{2} \quad (۲۹)$$

که $H_{t,t+1}$ و $L_{t,t+1}$ به ترتیب بالاترین و پایین‌ترین قیمت در طی دو روز t و t+1 است. برای ساده‌سازی بیشتر می‌توان نوشت:

$$\gamma = \left[\ln\left(\frac{H_{t,t+1}^{A}}{L_{t,t+1}^{A}}\right)\right]^{2} \quad (۳۰)$$

با استفاده از این ساده‌سازی‌ها و گرفتن انتظارات از معادله (۳۰)، معادله (۳۱) به دست می‌آید:

$$0 = 2\sigma_{Daily}^{2} + 2\sqrt{2k}\alpha\sigma_{Daily} + k\alpha^{2} - k\gamma \quad (۳۱)$$

با حل کردن معادله (۲۸) براساس σ معادله (۳۲) نتیجه می‌گردد:

$$\sigma_{Daily} = -\sqrt{k}\alpha \mp \sqrt{\frac{k\beta}{2}} \quad (۳۲)$$



www.SID.ir

Archive of SID



برای اطمینان از اینکه درنهایت مقداری مثبت برای σ به دست می‌آید، از ریشه مثبت معادله بالا استفاده می‌گردد:

$$\sigma_{Daily} = \sqrt{\frac{k\beta}{2}} - \sqrt{k}\alpha \quad (۳۳)$$

با جایگزینی معادله (۳۳) در (۳۱) و مرتب کردن آن رابطه زیر به دست می‌آید:

$$0 = \alpha^2 + \alpha\left(\frac{2\sqrt{\beta}-2\sqrt{2\beta}}{3-2\sqrt{2}}\right) + \left(\frac{\beta-\gamma}{3-2\sqrt{2}}\right) \quad (۳۴)$$

با حل معادله (۳۴) براساس $\alpha$ رابطه زیر برقرار خواهد بود:

$$\alpha = \frac{\sqrt{2\beta}-\sqrt{\beta}}{3-2\sqrt{2}} \pm \sqrt{\frac{\gamma}{3-2\sqrt{2}}} \quad (۳۵)$$

برای یک مقدار $\beta$ معین، $\gamma$ بزرگتر نشان دهنده اختلاف قیمت پیشنهادی کمتری است. در نتیجه برای برقراری این ارتباط منفی، از معادله‌ای برای محاسبه α استفاده می‌گردد که در آن جمله دوم معادله (۳۵) منهای جمله اول آن شود:

$$\alpha = \frac{\sqrt{2\beta}-\sqrt{\beta}}{3-2\sqrt{2}} - \sqrt{\frac{\gamma}{3-2\sqrt{2}}} \quad (۳۶)$$

در نتیجه با استفاده از تعریف $\alpha$ در معادله (۳۶) وحل معادله (۲۷)، برآوردگر اختلاف قیمت پیشنهادی برابر است با:

$$s = \frac{2(e^{\alpha}-1)}{1+e^{\alpha}} \quad (۳۷)$$

برآوردگر اختلاف قیمت پیشنهادی که در معادله (۳۷) بیان شده، محاسبه آسانی دارد و نیازی به تخمین‌های پیوسته برای به دست آوردن مقادیر صحیح آن نیست. به منظور به دست آوردن اختلافات برای دوره‌های طولانی‌تر، مثلا برای یک ماه، میانگین برآوردهای دوره‌های دو روزه در یک ماه محاسبه می‌گردد (کاروین و اسچالتز، ۲۰۱۲).

**روش پژوهش**

دوره زمانی در نظر گرفته شده برای این مطالعه از فرودین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۳۹۶ می‌باشد. اطلاعات مربوط به داده‌ها و متغیرهای تحقیق از وب سایت و گزارشات سالانه بانک مرکزی، بانک اطلاعات آماری ره‌آورد نوین ، سایت شرکت مدیریت فناوری بورس تهران و بورس اوراق بهادار تهران جمع‌آوری شده است و جامعه آماری تحقیق شامل ۴۷ شرکت پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد.



www.SID.ir

Archive of SID



البته دامنه تحقیق کل شرکت‌های پذیرفته شده در بورس بوده است؛ ولیکن از کل شرکت‌ها تنها ۴۷ شرکت براساس معیارهای مقابل انتخاب شده‌اند:۱- قبل از سال مالی ۱۳۸۸ در بورس پذیرفته و تا پایان سال مالی ۱۳۹۶ خارج نشده باشند. ۲- سال مالی آنها منتهی به پایان اسفند ماه باشد. ۳- جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشند. ۴- ارزش دفتری شرکت‌ها منفی نباشد. ۵- بیش از سه ماه توقف معاملاتی نداشته باشند. ۵- سهام شرکت‌های مورد نظر حداقل ۱۰۰ روز در طی حداقل ۹ ماه در بورس اوراق بهادار تهران مورد معامله قرار گرفته باشد

از جمله داده‌های مورد نیاز به منظور برآورد مدل CCAPM، نرخ رشد مصرف کالاها و خدمات بی‌دوام می‌باشد که با استفاده از هزینه مصرفی نهایی کالاها و خدمات بی‌دوام خانوارهای شهری محاسبه می‌گردد. همچنین $R_{f,t}$ نرخ بازده بدون ریسک است و معادل نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت می‌باشد.

در این پژوهش به منظور تخمین مدل به جزء CSspread از معیارهای مختلف دیگری نیز استفاده شده است. اولین معیار، معیار لئو می‌باشد که با استفاده از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$\mathrm{LM} = \left[\mathrm{NZeros} + \left(\frac{\frac{1}{\mathrm{Turn}}}{\mathrm{Deflator}}\right)\right] * (21/\mathrm{NTDays})$$

در رابطه بالا، NZeros تعداد روزهای بدون حجم معامله در طی ماه قبل، Turn نسبت حجم معاملات ماهانه به تعداد سهام منتشره در ماه گذشته، NTDays تعداد روز معامله در بازار طی ماه قبل، Deflator تعدیل‌کننده است که(1/Turn)/Deflator را بین صفر و یک قرار می‌دهد. معیار بعدی، معیار حجم ریالی معاملات است که به عنوان سنجه دیگری از نقدشوندگی مورد استفاده قرار می‌گیرد. اندازه نیز معیار دیگری است که با استفاده از ارزش بازاری محاسبه می‌شود. آخرین معیار، هزینه‌های معاملاتی موثر هاسبروک[۳۳] (۲۰۰۹) بر مبنای مدل رول (۱۹۸۴) است. معیار رول، با استفاده از رابطه $\sqrt{-cov(\Delta p_t, \Delta p_{t+1})}$ به دست می‌آید که در آن P لگاریتم قیمت معاملاتی است و شامل محاسبه همبستگی سریالی منفی در بازدهی‌ها می‌باشد. برآورد cGibbs که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است، مبتنی بر روش بیزین هاسبروک (۲۰۰۴) است.

همچنین به منظور محاسبه بازدهی سهام در این تحقیق از رابطه زیر استفاده می‌شود:

$$R_{i,t} = \frac{P_{i,t} - P_{i,t-1} + D_{i,t}}{P_{i.t-1}}$$



www.SID.ir

Archive of SID



که در آن $R_{i,t}$ بازده سهام i در روز t، $P_{i,t}$ و $P_{i,t-1}$ به ترتیب قیمت سهام i در ابتدا و انتهای ماه و $D_{i,t}$ سود نقدی هر سهم طی دوره t است. لازم به ذکر است که منافع حاصل از افزایش در قالب سهام جایزه و حق تقدم، از دیگر اجزای بازده سهام محسوب می‌شود.

در این مطالعه و در جدول (۱) به بررسی ویژگی‌های آمار توصیفی مربوط به معیارهای نقدشوندگی لئو، حجم معاملات و هزینه‌های معاملاتی CSspread، cGibbs و همچنین عامل اندازه و خصوصیات آماری نرخ رشد مصرف کالاها و خدمات بی‌دوام، بتا مصرف و بتا نقدشوندگی پرداخته می‌شود. همچنین درجه همبستگی بین معیارهای مورد استفاده در این پژوهش نیز محاسبه شده است. همانطور که مطابق انتظار است همبستگی میان معیار CSspread و بقیه معیارها ( به استثناء لئو) مثبت می‌شود. همچنین حجم معاملات و cGibbs با تمامی معیارها (به استثناء لئو) همبستگی مثبتی دارند. که وجود این ارتباط مثبت نشان دهنده این است که سهام کوچک با داشتن اثر قیمتی بالا، حجم معاملاتی کم و همچنین هزینه‌های معاملاتی بالا دارای نقدشوندگی کمتری هستند.

**جدول ۱: خصوصیات آماری**

| بخش اول | خصوصیات آماری | CSspread | لئو | اندازه | حجم معاملات | gibbs | نرخ رشد مصرف | بتا مصرف | بتا نقدشوندگی |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | میانگین | ۰/۲۴۳۷۴۹ | ۱۱/۱۷۵۳۵ | ۲۳۵۰۰۰ | ۳۲۶۳۸۲۱۴ | ۰/۰۲۰۲ | ۱۸/۱۴۸ | ۰/۰۶۱۹ | ۰/۱۹۱۳ |
| | میانه | ۰/۲۶۸۳۳۴ | ۳/۳۱۵۸ | ۲۹۴۰۰ | ۳۸۸۸۱۰۶ | ۰/۰۰۰۲ | ۱۷/۷۵۲ | ۰/۰۵۳۹ | ۰/۱۴۶۲ |
| | انحراف معیار | ۰/۰۸۹۴۷۷ | ۳۳/۱۹۴ | ۷۵۳۰۰۰ | ۱۰۷۰۰۰۰۰۰ | ۰/۰۸۸۳ | ۹/۷۵۴ | ۰/۱۱۳۹ | ۰/۱۰۲۷ |
| | حداکثر | ۰/۴۳۴۲۵۳ | ۴۴۱/۰۱۱۵ | ۱۲۲۰۰۰۰۰ | ۱۸۰۰۰۰۰۰۰۰ | ۲/۳۷ | ۳۲/۰۲۵ | ۰/۲۷۳۶ | ۰/۴۲۱۹ |
| | حداقل | ۰/۰۰۰ | ۰/۰۰۰ | ۸۲۵ | -۱۳۴۳۶۲۲ | ۰ | ۳/۶۹۴ | -۰/۱۲۰۷ | ۰/۰۸۶۹ |
| | درجه همبستگی | | | | | | | | |
| | CSspread | ۱ | | | | | | | |
| | لئو | -۰/۲۵۶۶۵۳ | ۱ | | | | | | |
| | اندازه | ۰/۲۵۲۷۴ | ۰/۲۶ | ۱ | | | | | |
| | حجم معاملات | ۰/۲۹۵۷ | -۰/۰۸۹۴ | ۰/۳۸۶۶ | ۱ | | | | |
| | Gibbs | ۰/۰۸۵۱۴ | -۰/۰۵۶۸ | ۰/۳۰۳۹ | ۰/۱۰۰۳ | ۱ | | | |

**منبع: یافته‌های محقق**



www.SID.ir

Archive of SID



به منظور آزمودن مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی و بررسی ارتباط میان ویژگی‌های شرکت، نقد شوندگی سهام و بازدهی‌های بازار در این مطالعه از روش طبقه‌بندی پرتفوی استفاده می‌گردد. فاما و فرنچ[۳۴] (۲۰۰۸) بیان می‌کنند که روش طبقه‌بندی پرتفوی‌ها نشان دهنده این است که تفاوت در میانگین بازدهی‌ها به متغیرهای خاصی مربوط میگردد. روش اساسی تحقیق این است که سهام در پرتفوی‌ها براساس معیارهای نقدشوندگی و هزینه معاملاتی و یا دیگر ویژگی‌های شرکت دسته‌بندی می‌شوند. دوره نگهداری بعد از تشکیل پرتفوی‌ها در این روش یک ماهه، سه ماهه، شش ماهه و دوازده ماهه می‌باشد. در این مطالعه با توجه به محدویت سال‌های مورد بررسی دوره سه ماه در نظر گرفته می‌شود.

با توجه به موارد ذکر شده به منظور ساخت پرتفوی‌ها ابتدا تمامی سهام موجود و فعال در بازار بورس اوراق بهادار که دارای شرایط ذکر شده در بخش قبلی می‌باشند، در نظر گرفته می‌شود. سپس سهام براساس معیارهای نقدشوندگی لئو، حجم معاملات و هزینه‌های معاملاتی CSspread، cGibbs و عامل اندازه به ترتیب از سهام دارای نقدشوندگی بیشتر به سهام دارای نقدشوندگی کمتر مرتب می‌گردند. سهام مربوط به هر فصل بین بیست پرتفوی تقسیم و جای‌گذاری می‌گردد، به ترتیبی که سهام موجود در پرتفوی نخست متشکل از سهام با بالاترین میزان نقدشوندگی و سهام موجود در پرتفوی بیستم مشتمل بر سهام دارای کمترین میزان نقدشوندگی می‌باشند.

به منظور تشکیل پرتفوی‌ها می‌توان از دو روش وزن‌دهی براساس ارزش و وزن‌دهی برابر استفاده نمود. در روش وزن‌دهی براساس ارزش، وزن‌دهی سهام براساس ارزش بازاری آنها انجام می‌گیرد؛ به طوری که نسبت ارزش بازاری هر سهم به مجموع ارزش بازاری سهام موجود در پرتفوی به عنوان وزن آن سهم در نظر گرفته می‌شود. در روش دیگر هر کدام از سهام موجود در پرتفوی وزن یکسانی نسبت به بقیه سهام دارند؛ به عبارتی فرض می‌گردد که فرد به مقدار مساوی در سهام موجود سرمایه‌گذاری می‌کند. در این مطالعه روش اول مورد استفاده قرار می‌گیرد.

در ادامه به منظور محاسبه بازدهی پرتفوی‌ها از روش تعادلی استفاده می‌گردد. در این روش برای پرتفوی‌هایی که طبق روش وزن‌دهی براساس ارزش طبقه بندی می‌شوند، بازدهی پرتفوی در هر دوره زمانی برابر میانگین موزون بازدهی سهام در آن دوره است؛ که به صورت معادله (۳۸) محاسبه می‌شود:

$$r(rb)_{p\tau} = \sum_{i=1}^{N} w_i r_{i\tau} \qquad \tau = 1,2,\dots,m \qquad (۳۸)$$

که rb نشان‌دهنده تعادل است. وزن‌ها نیز برابر ارزش بازاری هر سهم نسبت به ارزش بازاری کل سهام موجود در آن پرتفوی می‌باشد:



www.SID.ir

Archive of SID



$$r(rb)_{p\tau}^{ew} = \sum_{i=1}^{N} \frac{MV_{i0}}{\sum_{j=1}^{N} MV_{j0}} r_{i\tau} \qquad \tau = 1,2,\dots m \qquad (۳۹)$$

و در صورتی که پرتفوی‌ها دارای وزن یکسانی باشند، بازدهی پرتفوی در هر دوره زمانی برابر میانگین حسابی بازدهی کل سهام پرتفوی در آن دوره است:

$$r(rb)_{p\tau}^{ew} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} r_{i\tau} \qquad \tau = 1,2,\dots,m \qquad (۴۰)$$

در این مطالعه با توجه به تاکیدی که بر روی هزینه‌های معاملاتی وجود دارد، همانند لئو و استرانگ[۳۵] (۲۰۰۹) از بازدهی‌های تعدیل شده به وسیله هزینه معاملاتی استفاده می‌شود. به عبارتی $r_{i\tau}$ موجود در معادلات (۳۸)، (۳۹) و (۴۰) زمانی که به صورت بازدهی تعدیل شده به وسیله هزینه معاملاتی سهام i موجود در پرتفوی S در نظر گرفته شود، برای فصل اول برابر است با:

$$r(S,TC,rb)_{i,1} = \frac{w_{i,h}(1+r_{i,1})+TC_{i,h,1}}{w_{i,h}-Tc_{i,h,0}} - 1 \qquad (۴۱)$$

که در این معادله $TC_{i,h,1}$ هزینه معاملاتی مربوط به ارزش معامله شده $|w_{i,h}r_{i,1}|$ در پایان اولین دوره نگهداری است. اگر $w_{i,h}r_{i,1} < 0$ باشد، سرمایه‌گذار سهام خود را می‌فروشد و در غیر اینصورت سهام خریداری می‌کند. برای فصل t ام از دوره نگهداری، بازدهی تعدیل شده با هزینه معاملاتی سهام i به صورت روابط زیر بیان می‌گردد:

$$r(S,TC,rb)_{i,t} = -\frac{w_{i,h}-[w_{i,h}(1+r_{i,t})+TC_{i,h,t}]}{w_{i,h}} = r_{i,t} + \frac{TC_{i,h,t}}{w_{i,h}} \qquad t = 2,3,\dots,m-1 \quad (۴۲)$$

و برای فصل پایانی m، بازدهی تعدیل شده به صورت معادله زیر بیان می‌گردد:

$$r(S,TC,rb)_{i,m} = -\frac{w_{i,h}-[w_{i,h}(1+r_{i,m})+TC_{i,h,m}]}{w_{i,h}} = r_{i,m} + \frac{TC_{i,h,m}}{w_{i,h}} \qquad (۴۳)$$

که $TC_{i,h,m}$ هزینه معاملاتی سهم i مربوط به ارزش قابل معامله $[w_{i,h}(1+r_{i,m})+TC_{i,h,m}]$ در پایان دوره نگهداری h است. اگر $w_{i,h}(1+r_{i,m})+TC_{i,h,m} < 0$ باشد، سرمایه‌گذار سهام خود را می‌فروشد و در غیر اینصورت اقدام به خرید سهام می‌کند. با توجه به معادلات (۴۳)،(۴۲) و (۴۱) بازدهی تعدیل شده با هزینه‌های معاملاتی برای پرتفوی‌های تعادلی و در طی دوره‌های زمانی مشخص به صورت رابطه (۴۴) است:

$$r(TC,rb)_{s,\tau} = \sum_{i=1}^{N} w_{i,h} r(S,TC,rb)_{i,\tau} \qquad \tau = 1,2,\dots,m \qquad (۳۴)$$

که در این معادله N تعداد سهام موجود در پرتفوی S در دوره زمانی h است (لئو و استرانگ،۲۰۰۸).



www.SID.ir

Archive of SID



**یافته‌ها**

همانطور که در بخش قبل بیان شد مدل مورد استفاده در این تحقیق براساس پرتفوی‌ها آزمون می‌گردد و پرتفوی‌ها براساس معیارهای نقدشوندگی لئو، حجم معاملات و هزینه‌های معاملاتی CSspread، cGibbs و همچنین عامل اندازه ساخته میشود. مدل CCAPM تعدیل شده توسط لئو وهمکاران (۲۰۱۶) نشان میدهد که بازدهی مورد انتظار سهام توسط ریسک مصرف و ریسک نقدشوندگی تعیین می‌شود. از دو رگرسیون زیر به منظور تخمین بتا مصرف و بتا نقدشوندگی استفاده می‌شود:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_{i,tc} + \beta_{R_i,c}\Delta C_t + \varepsilon_{i,t} \quad (۴۵)$$

$$-u_{i,t} = \alpha_{i,tc} + \beta_{TC_i,c}\Delta C_t + \varepsilon_{i,t} \quad (۴۶)$$

که $R_{i,t} - R_{f,t}$ مازاد بازده سهام i نسبت به بازده بدون ریسک و $\Delta C$ رشد مصرف کالاها و خدمات بی دوام و $u_{i,t}$ باقیمانده رگرسیون زیر می‌باشد:

$$tc_{i,t} = \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1}tc_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (۴۷)$$

که در آن $tc_{i,t}$ هزینه‌های معاملاتی دارایی i در فصل t است. استفاده از تغییر در هزینه‌های معاملاتی، $u_{i,t}$، به علت دوام و پایداری نقدشوندگی است. آزمون‌های مقایسه‌ای بین مدل CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی و هزینه معاملاتی و CCAPM سنتی با استفاده از رگرسیون های مقطعی زیر انجام می‌شود:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{R_p,c} + \varepsilon_{p,t} \quad (۴۸)$$

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1 tc_{p,t} + \gamma_2\beta_{R_p,c} + \gamma_3\beta_{TC_p,c} + \varepsilon_{p,t} \quad (۴۹)$$

که در اینجا $R_{p,t} - R_{f,t}$ مازاد بازده پرتفوی p نسبت به بازده بدون ریسک در فصل t، $\beta_{R_p,c}$ بتای مصرف، $tc_{p,t}$ هزینه های معاملاتی پرتفوی p و $\beta_{tc_p,c}$ بتای نقدشوندگی است. بتا مصرف از طریق یک رگرسیون سری زمانی مازاد بازده بر روی رشد مصرف همانند معادله (۴۵) و بتا نقدشوندگی نیز از طریق رگرسیون سری زمانی تغییرات نقدشوندگی بر روی رشد مصرف همانند معادله (۴۶) برآورد می‌گردد. همانند آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵) و لتا و لودویگسن[۳۶] (۲۰۰۱) بتا مصرف و بتا نقدشوندگی در طی دوره کامل نمونه تخمین‌زده می‌شود.

ابتدا به منظور مقایسه خطاهای قیمت‌گذاری در مدل CCAPM سنتی و CCAPM تعدیل یافته در شکل (۱) میانگین مازاد بازده برازش شده در مقابل میانگین مازاد بازده واقعی ترسیم می‌شود. محور عمودی نشان‌دهنده میانگین مازاد بازده واقعی و محور افقی نشان‌دهنده مازاد بازده برازش شده است.



www.SID.ir

Archive of SID



میانگین مازاد بازده واقعی، برابر با میانگین سری زمانی مازاد بازده پرتفوی‌های ساخته شده براساس معیارهای مختلف نسبت به بازده بدون ریسک می‌باشد. مازاد بازده مورد انتظار برازش شده برای CCAPM سنتی از معادله (۴۸) و مازاد بازده مورد انتظار برازش شده برای مدل CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی از معادله (۴۹) به دست می‌آید. همانطور که بیان شد، در گام اول، بتا مصرف و بتا نقدشوندگی از طریق معادلات (۴۵) و (۴۶) برآورد می‌گردد. در ادامه بازدهی مورد انتظار برازش شده با استفاده از بتاهای برآورد شده در گام اول و برآورد ضرایب در گام دوم محاسبه می‌گردد. که این روش در مطالعاتی مانند، لئو و همکاران (۲۰۱۶)، پتکوا[۳۷] (۲۰۰۶) و یوگو[۳۸] (۲۰۰۶) نیز مورد استفاده قرار گرفته است.

نقطه‌ها در شکل (۱) پرتفوی‌های طبقه‌بندی شده براساس معیارهای مورد استفاده در این مطالعه می‌باشد. شکل (۱) شامل ۵ مجموعه نمودار است؛ که به ترتیب براساس معیارهای CSspread، حجم معاملات، لئو، اندازه و cGibbs رسم شده‌اند. نمودار سمت راست مربوط به مدل سنتی و نمودار سمت چپ در هر مجوعه مربوط به مدل تعدیل یافته است. اگر بازدهی‌های مورد انتظار برازش شده با بازدهی‌های واقعی برابر باشند، برای هر مجموعه‌ای از پرتفوی‌ها این نقاط باید بر روی خط ۴۵ درجه قرار بگیرند. فاصله عمودی این نقاط تا خط ۴۵ درجه خطاهای قیمت‌گذاری را ارائه می‌دهد. با توجه به شکل (۱) مشاهده می‌شود که خطاهای قیمت‌گذاری در مدل CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی از خطاهای مشاهده شده در مدل CCAPM مرسوم کوچکتر هستند. به عبارتی این خطاهای قیمت‌گذاری میان بازدهی‌های واقعی و برازش شده متفاوت می‌باشند؛ به عنوان مثال، برای عامل CSspread و برای پرتفوی اول (که دارای بالاترین میزان نقدشوندگی و کمترین میزان هزینه معاملاتی است)، بازدهی مورد انتظار برازش شده برای مدل CCAPM تعدیل شده و سنتی به ترتیب برابر ۱/۲۳ و ۴/۷ و بازدهی واقعی ۱/۴ است. بنابراین همانطور که از نتایج مشخص است، نقطه مربوط به پرتفوی اول در مدل تعدیل یافته نسبت به مدل سنتی به خط ۴۵ درجه نزدیک‌تر است(برای تمامی نقاط این نتیجه صادق است).

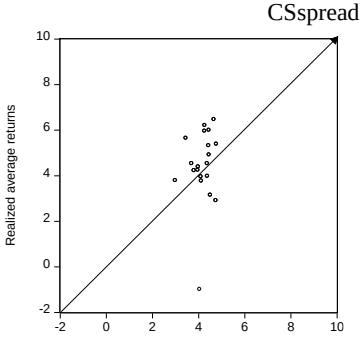


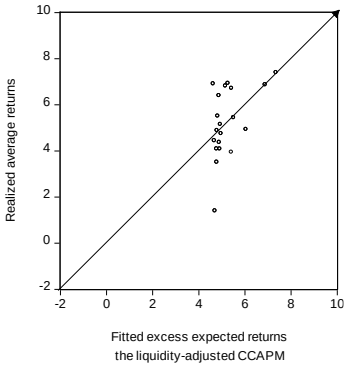
www.SID.ir

Archive of SID

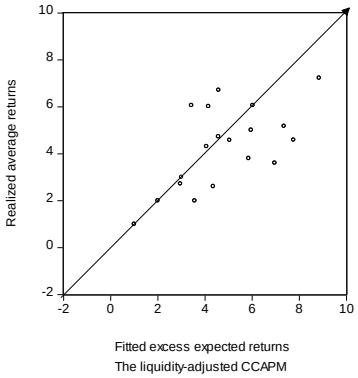


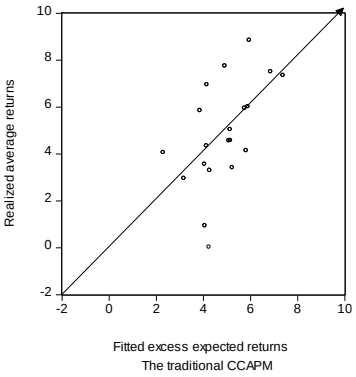
CSspread



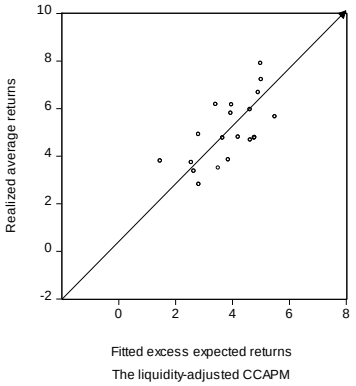



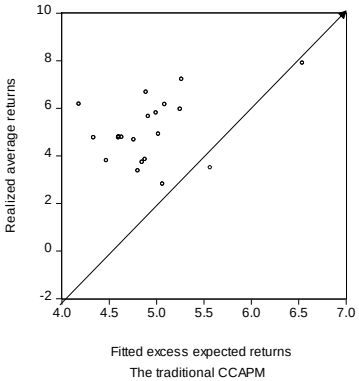

Vol Monthly




Liu



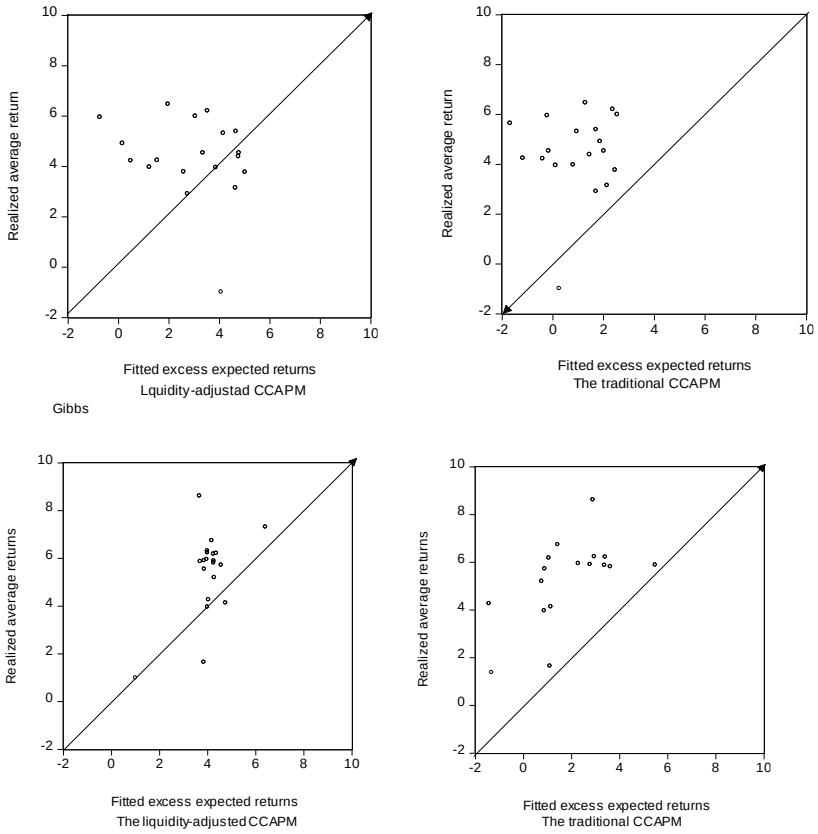

Size



www.SID.ir

Archive of SID






**شکل ۱ : بازدهی واقعی در برابر بازدهی برازش شده براساس انواع معیارهای نقدشوندگی منبع: یافته‌های محقق**

در ادامه از معادله (۴۹)، به منظور بررسی وجود ارتباط معنی‌دار میان بتا نقدشوندگی، بتا مصرف و هزینه معاملاتی با بازدهی مورد انتظار استفاده می‌گردد:

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

همانطور که در بخش قبلی بیان گردید، $R_{p,t} - R_{f,t}$ مازاد بازده پرتفوی p نسبت به بازده بدون ریسک در فصل t ، $\beta_{R_p,c}$ بتای مصرف، $\beta_{tc_p,c}$ بتای نقدشوندگی و $tc_{p,t}$ هزینه معاملاتی پرتفوی p می‌باشند. همچنین به منظور محاسبه بتای مصرف از رگرسیون سری زمانی بازدهی پرتفوی بر روی رشد مصرف استفاده می‌گردد و چگونگی در معرض قرار گرفتن بازده پرتفوی‌ها در مقابل رشد مصرف مشخص می‌شود. به عبارتی با استفاده از روش OLS معادله (۴۵) برای هر یک از بیست پرتفوی برآورد می‌گردد. همچنین بتا نقدشوندگی با استفاده از رگرسیون سری زمانی تغییرات نقدشوندگی بر روی رشد مصرف و برای هر پرتفوی محاسبه می‌گردد. در این مورد نیز با استفاده از روش OLS، بیست بتا نقدشوندگی برای



www.SID.ir

Archive of SID



بیست پرتفوی طبقه‌بندی شده محاسبه می‌گردد. در ادامه به منظور محاسبه مقدار $tc_{p,t}$، از رگرسیون هزینه‌های معاملاتی بر روی بتا نقدشوندگی استفاده می‌گردد؛ به طوری‌که باقیمانده‌های این رگرسیون همان مقدار $tc_{p,t}$ می‌باشد. آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵) معتقدند که سطح نقدشوندگی با ریسک نقدشوندگی ارتباط دارد. بنابراین رگرس نمودن هزینه‌های معاملاتی بر روی بتا نقدشوندگی منجر به کاهش مسئله همخطی چندگانه می گردد (لئو و همکاران،۲۰۱۶). لازم به ذکر است که به منظور برآورد مدل رگرسیونی بالا از روش Pooled OlS استفاده می‌گردد.

نتایج ضرایب برآورد شده برای هزینه‌های معاملاتی، بتا مصرف و بتا نقدشوندگی برای بیست پرتفوی تشکیل شده براساس معیارهای نقدشوندگی لئو، حجم معاملات و هزینه‌های معاملاتی CSspread، cGibbs و همچنین عامل اندازه در جدول (۲) آورده شده است؛ لازم به ذکر است که اعداد داخل پرانتز آماره t هستند. طبق نتایج به دست آمده از ستون اول جدول (۲)، هزینه‌های معاملاتی ارتباط معنی‌داری با بازدهی‌ها ندارند (به جز برای پرتفوی‌های طبقه‌بندی شده براساس CSspread)؛ که این نتیجه سازگار است با مطالعات دیگر در مورد اینکه هزینه‌های معاملاتی فاقد قدرت قابل توجهی در پیش‌بینی بازدهی‌هایی است که ریسک نقدشوندگی عامل موثری بر این بازدهی‌ها است و بیانگر این است که ریسک نقدشوندگی با توجه به سطح نقدشوندگی اهمیت پیدا می‌کند. با این حال طبق مدل استفاده شده در این مطالعه می‌توان نتیجه گرفت که هزینه‌های معاملاتی به طور حاشیه‌ای بر بازدهی مورد انتظار سهام تاثیر می‌گذارد؛ که این نتیجه نیز با مطالعات قبلی سازگاری دارد. همچنین لو و همکاران (۲۰۰۴) با استفاده از یک مدل تعادلی نشان دادند که هزینه‌های معاملاتی می‌تواند نقش موثری بر قیمت‌گذاری دارایی و همچنین بازدهی‌های مورد انتظار داشته باشد.

همچنین نتایج ستون دوم جدول (۲) نشان می‌دهد که هیچ یک از ضرایب به دست آمده برای بتا مصرف، دارای رابطه مثبت و معنی داری نیستند. این نتایج با مطالعات دیگر از جمله مطالعه لئو و همکاران (۲۰۱۶) در مورد اینکه CCAPM عملکرد ضعیفی در توضیح بازدهی سهام بخش مقطعی دارد، سازگار می‌باشد. با توجه به نتایج به دست آمده در این ستون فرضیه سوم پژوهش رد می‌شود.

همانطور که نتایج ستون سوم جدول (۲) نشان می‌دهد، ضرایب به دست آمده برای بتای نقدشوندگی دارای مقادیر مثبت و معنی‌داری برای تمامی پرتفوهای ساخته شده می‌باشد؛ که این حالت بیانگر این است که ریسک نقدشوندگی بالا بازدهی مورد انتظار بالاتری را نتیجه می‌دهد (پذیرش فرضیه اول). علاوه بر این نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران به کواریانس میان هزینه‌های معاملاتی و رشد مصرف کل توجه می‌نمایند. بنابراین سرمایه‌گذاران برای نگهداری سهام با ریسک نقدشوندگی بالا، بازدهی بالاتری را نیز



www.SID.ir

Archive of SID



تقاضا می‌کنند. نتیجه به دست آمده در مورد بتا نقدشوندگی هماهنگ با مطالعه لئو و همکاران (۲۰۱۶) و لئو (۲۰۰۶) می‌باشد.

در جدول (۳) نتایج مربوط به محاسبه $R^2$ رگرسیون‌های مقطعی آورده شده است. در اینجا به منظور محاسبه $R^2$ به پیروی از کندل و استامبوت (۱۹۹۵)، $R^2$ تعدیل شده مقطعی با استفاده از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$R^2 = 1 - \frac{\bar{\epsilon}'_{\omega} W \bar{\epsilon}_{\omega}}{\bar{\epsilon}'_{0} W \bar{\epsilon}_{0}}$$

که در این رابطه $\bar{\epsilon}'_0$ انحراف میانگین بازدهی‌های پرتفوی از میانگین مقطعی آنها است و $\bar{\epsilon}'_{\omega} W \bar{\epsilon}_{\omega}$ نیز معیار کلی قیمت‌گذاری خطا می‌باشد. نتایج این جدول نشان می‌دهد که CCAPM تعدیل شده نسبت به CCAPM سنتی بخش بزرگتری از بازدهی مورد انتظار را توضیح می‌دهد؛ به عبارتی مدل تعدیل یافته قدرت توضیح‌دهندگی مدل را افزایش می‌دهد. برای مثال برای ۲۰ پرتفویی که براساس معیار حجم معاملاتی طبقه‌بندی شده‌اند، CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی ۴۱٪ و CCAPM سنتی ۲۷٪ از تغییرات بازدهی را توضیح می‌دهند. همچنین برای پرتفوی‌های طبقه‌بندی شده براساس معیار cGibbs، مدل سنتی ۵٪ از تغییرات بازدهی را توضیح می‌دهد؛ در حالی که برای همین معیار، مدل تعدیل شده ۶۶٪ از تغییرات را توضیح می‌دهد. لازم به ذکر است که مجموع نتایج ارائه شده در جدول (۳) تاییدی بر فرضه دوم مقاله می‌باشد.

**جدول ۲ : برآورد ضرایب رگرسیون**

| معیار نقدشوندگی | $tc_{p,t}$ | $\beta_{R_p,c}$ | $\beta_{TC_p,c}$ |
|---|---|---|---|
| CSspread | -۱۴/۸۸۸۴۰<br>(-۲/۵۰۱۹۸۴) | ۲/۷۹۹۹۳۵<br>(۱/۰۳۱۱۱۲) | ۴/۸۸۵۵۲۷<br>(۲/۸۵۰۸۸۹) |
| حجم معاملاتی | -۱۳/۸۰۸۲<br>(-۰/۷۱۶۵۲) | ۳/۷۳۷۸۷۵<br>(۰/۴۶۹۳۷۲) | ۳۵/۶۱۴۵۴<br>(۳/۸۶۸۳۷۴) |
| لئو | -۱۲/۳۹۸۲۳۲<br>(-۱/۹۵۰۴۷۴) | ۳/۱۲۰۹۵۶<br>(۱/۲۴۶۴۵۱) | ۲۲/۲۹۹۰۹<br>(۹/۰۸۱۸۹۵) |
| اندازه | -۷/۲۶۱۸۷<br>(-۱/۴۸۴۷۱) | ۴/۳۳۹۱۸۲<br>(۰/۵۸۹۰۰۶) | ۱۳/۲۵۵۹۸<br>(۳/۷۳۵۳۳) |
| cGibbs | -۴/۱۷۷۶۸<br>(-۱/۰۳۰۷۸) | ۵/۳۵۸۹<br>(۱/۵۴۸۳۵۵) | ۱۹/۴۱۲۳۷<br>(۵/۲۲۷۳۱۱) |

**منبع: یافته‌های محقق**



www.SID.ir

Archive of SID



**جدول ۳ : نتایج $R^2$ تعدیل شده**

| معیار نقدشوندگی | $R^2$ مربوط به CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی | $R^2$ مربوط به CCAPM سنتی |
|---|---|---|
| CSspread | ۰/۹۳۵۴۸۵ | ۰/۹۱۷۰۰۷ |
| حجم معاملاتی | ۰/۴۱۰۵۲۳ | ۰/۲۷۱۶۴۱ |
| لئو | ۰/۲۹۹۶۶ | ۰/۰۲۶۸۳۸ |
| اندازه | ۰/۶۴۱۸۴۶ | ۰/۰۰۵۷۷۴ |
| cGibbs | ۰/۶۶۱۰۱۱ | ۰/۰۵۰۵۱۵ |

**منبع: یافته‌های محقق**

**نتایج و پیشنهادها**

امروزه یکی از عوامل مهمی که در بازارهای مالی نقش بسزایی در تعیین رفتار معاملاتی فعالان بازار دارد، هزینه‌های معاملاتی است. مطالعات اخیر نیز تاثیر آن‌ها را بر عملکرد سرمایه‌گذاری مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند. همچنین شواهد زیادی وجود دارد که نشان می‌دهد نقدشوندگی و بازدهی دارایی‌ها، وابستگی زیادی به هزینه‌های معاملاتی دارند. از این روی در این مطالعه در کنار عامل نقدشوندگی، تاثیر هزینه‌های معاملاتی نیز بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها مورد بررسی قرار می‌گیرد و پراکسی که به عنوان هزینه معاملاتی در نظر گرفته می‌شود، معیار اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش است که با استفاده از بالاترین و پایین‌ترین قیمت‌های روزانه برآورد می‌شود.

به طور کلی در این مطالعه از نسخه تعمیم یافته آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵) و از یک منبع جدید ریسک نقدشوندگی که کواریانس میان هزینه‌های معاملاتی و رشد مصرف است، استفاده می‌شود و نشان داده می‌شود که کواریانس میان هزینه‌های معاملاتی و رشد مصرف هر سه کانال ریسک نقدشوندگیِ آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵) را در بر می‌گیرد. به عبارتی به پیروی از لئو و همکاران (۲۰۱۶) با نشان دادن ارتباط مثبت میان بازدهی سهام و حساسیت هزینه‌های معاملاتی به رشد مصرف، ادبیاتی در بازار سهام ایران گسترش می‌یابد که بر قیمت‌گذاری ریسک سیستماتیک همراه با مصرف تاکید می‌کند. لازم به ذکر است که در این مطالعه یک مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل شده با استفاده از هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی ارائه می‌شود و این موضوع که آیا قدرت توضیح دهندگی مدل CCAPM با این تعدیلات افزایش می‌یابد یا خیر، مورد بررسی قرار می‌گیرد.



www.SID.ir

Archive of SID



مدل CCAPM تعدیل شده نشان می‌دهد که بازدهی مورد انتظار با هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی همراه است. که این به علت حساسیت بالای هزینه‌های معاملاتی به نوسانات در مصرف است؛ که خود اشاره به دشواری تبدیل سرمایه به پول نقد برای موارد مصرفی دارد. بنابراین، سرمایه‌گذاران بازدهی مورد انتظار بالاتری را به منظور جبران ریسک نقدشوندگی بالاتر تقاضا می‌کنند. به عبارتی نتایج بیانگر این است که ریسک نقدشوندگی ارتباط مثبت و معنی‌داری با بازدهی مورد انتظار سهام دارد. مدل ارائه شده در این مطالعه نشان می‌دهد که نادیده گرفتن هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی منجر به برآورد نادرست بازدهی‌های مورد انتظار می‌گردد.

نتایج نشان می‌دهد که ضریب بتای مصرف برای هیچ یک از معیارهای نقدشوندگی، معنی‌داری نیست. به عبارت دیگر، در چارچوب مدل CCAPM تعدیل شده، بتای مصرف تاثیر معنی‌داری بر بازدهی دارایی‌های موجود در پرتفوهای طبقه‌بندی شده براساس معیارهای مختلف نقدشوندگی نداشته است. که این نتیجه با مطالعات قبلی مبنی بر اینکه ریسک مصرف قدرت محدودی برای توصیف بازدهی‌های مقطعی دارد، سازگار است. در ادامه، نتایج مربوط به مقایسه دو مدل CCAPM سنتی و تعدیل شده نشان میدهد که مدل تعدیل شده نسبت به مدل سنتی بازدهی مورد انتظار مقطعی را بهتر توضیح می‌دهد؛ به عبارتی اضافه نمودن ریسک نقدشوندگی و هزینه معاملاتی منجر به بهبود عملکرد مدل می‌شود. همچنین نتایج بیانگر این است که مدل تعدیل شده دارای خطاهای قیمت‌گذاری کمتری نسبت به مدل سنتی است. درنتیجه مدل CCAPM سنتی به طور تجربی عملکرد ضعیفی در توضیح بازدهی سهام دارد و ریسک و بازدهی مورد انتظار را به درستی برآورد نمی‌کند.

همچنین نتایج نشان می‌دهد که هزینه‌های معاملاتی فاقد قدرت قابل توجهی در پیش‌بینی بازدهی-هایی است که ریسک نقدشوندگی عامل موثری بر این بازدهی‌ها است. با این وجود، بررسی مدل ارائه شده بیانگر این است که هزینه‌های معاملاتی می‌تواند به طور حاشیه‌ای بر بازدهی مورد انتظار سهام نقش موثری داشته باشد. با توجه به نتایج به دست آمده مدل CCAPM تعدیل یافته به عنوان مدل مطلوب تر، در پیش‌بینی بازدهی سهام در بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌گردد و با توجه به تحقیقات قبلی، برای تحقیقات آینده پیشنهاد می‌شود که سایر مدل‌های قیمت‌گذاری با استفاده از هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی مورد سنجش قرار گیرند؛ زیرا نبود این دو عامل منجر به برآوردهای نادرست بازدهی‌های مورد انتظار می‌شود. همچنین اثر سایر متغیرها از قبیل سود پرداختی سهام و رشد آن نیز بر بازده سهام مورد بررسی قرار گیرد.



www.SID.ir

Archive of SID



**منابع**


**۱)** بادآوری نهندی، یونس.، زینالی، مهدی و ملکی، اژدر. (۱۳۹۲). بررسی تاثیر نقدشوندگی سهام بر بازده سهام شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پژوهش‌نامه اقتصاد و کسب و کار، ۴(۵)، صص ۸۹-۹۸.

**۲)** جعفری، علی.، هنرمند، مهسا.، ذوالفقاری، حمید و رسائیان، امیر. (۱۳۹۱). رابطه بین دوره نگهداری سهام با اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام، ارزش بازار شرکت و نوسانات بازده در بورس اوراق بهادار تهران. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۵(۱۶)، ۵۹-۴۱.

**۳)** خدامی‌پور، احمد و امیری، اسماعیل. (۱۳۹۶). هزینه معاملات سهام و قیمت سهام: نقش تعدیلی سرمایه‌گذاران نهادی. مجله بررسی‌های حسابداری، ۴(۱۵)، ۶۶-۴۵.

**٤)** 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.

**۵)** رهنمای رودپشتی، فریدون و امیرحسینی، زهرا. (۱۳۸۹). تبیین قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای: مقایسه تطبیقی مدلها، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۷(۶۳)، ۶۸-۴۹.

**۶)** قالیباف اصل، حسن و پورفرد، شهروز. (۱۳۹۵). قیمت‌گذاری ریسک نقدشوندگی در بازار بورس اوراق بهادار، *فصلنامه سیاست‌ها مالی و اقتصادی*، ۴(۱۶)، ۲۹-۶۵.

**۷)** مهرانی، ساسان و رسائیان، امیر. (۱۳۸۸). نقدشوندگی سهام و نقدشوندگی دارایی‌ها، حسابرس. شماره ۴۶ .۵۲-۵۶.

**۸)** نیکو سخن، معین و فدایی نژاد، محمد اسماعیل. (۱۳۹۷). بررسی اهمیت ریسک غیرسیستماتیک هر ورقه بهادار: نگاه دیگر به ریسک غیر سیستماتیک و بازده. راهبرد مدیریت مالی،۶(۲۰)، ۲۴-۱.

9) Acharya, V.V., Pedersen, L.H. (2005). Asset pricing with liquidity risk. Journal of Financial Economics,77,375-410

10) Amihud, Y. (2002). Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. Journal of Financial Market,. 5,31–56

11) Amihud, Y., Mendelson, H., (1986). Asset pricing and the bid-ask spread. Journal of Financial Economics, 17, 223–249.

12) Breeden, D. T. (1979), ‘‘An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities’’, Journal of Financial Economics, 7(3), pp. 265-296.




www.SID.ir

Archive of SID



13) Breeden, D.T., Litzenberger, R.H. (1978). Prices of state-contingent claims implicit in option prices", Journal of Business, 621-561.
14) Brennan, M. J., Subrahmanyam, A. (1996). Market Microstructure and Asset Pricing: On the Compensation for Illiquidity in Stock Returns. Journal of Financial Economics, 41(3), 441-464.
15) Buss, A., Dumas, B., (2013). The equilibrium dynamics of liquidity and illiquid asset prices. Working Paper
16) Chordia, T., Roll, R,. & Subrahmanyam, A. (2000). Commonality in Liquidity. Journal of Financial Economics, 56(1),3-28.
17) Chordia, T., Roll, R., Subrahmanyam, A., (2000). Commonality in liquidity. Journal of Financial Economics 56, 3–28.
18) Cochrane, J. H. (2005). Asset Pricing, Revised Edition. (Princeton, NJ: Princeton University Press).
19) 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.
20) Fama, E.F., French, K.R., 2008. Dissecting anomalies. Journal of Finance, 63, 1653– 1678.
21) Friend, I., Westerfield, R., (1980). Co-skewness and capital asset pricing. Journal of Finance 35, 897–913.
22) Gârleanu, N., Pedersen, L.H., (2013). Dynamic trading with predictable returns and transaction costs. Journal of Finance 68, 2309–2340.
23) George, T., Kaul, G. and M. Nimalendran, (1991), Estimation of the bid-ask spread and its components: A new approach, Review of Financial Studies4,623-656.
24) Ghalibaf, H., Pourfard, SH. (2017). Government Policy and exploitation of entrepreneurial opportunities**,** quarterly journal of fiscal and Economic policies. 4 (16), 29-65.
25) Guiyuan, M., Chi Chung, S. and Soong-ping Z. (2019). Dynamic portfolio choice with return predictability and transaction costs, European Journal of Operational Research.(278)3, 967-988.
26) Hasbrouck, J. (2004), ". Liquidity in the futures pits: inferring market dynamics from incomplete data",Journal of Financial and Quantitative Analysis,39(2),305-326.
27) Hasbrouck, J. (2009), "Trading costs and returns for U.S. equities: estimating effective costs from daily data", Journal of Finance, 64(3), 1445–1477.
28) Jones, C.M., 2001. A century of stock market liquidity and trading costs. Working Paper. Graduate School of Business, Columbia University.
29) Kim, V.,Na, H. (2017). Higher-momen.t liquidity risks and the cross-section of stock returns, Journal of Financial Markets, 38(2018), 39-59.



www.SID.ir

Archive of SID



30) Lesmond, David, Joseph Ogden, and Charles Trzcinka, (1999), A new estimate of transactions costs, Review of Financial Studies 12, 1113-1141.
31) Lettau, M., Ludvigson, S. (2001). Resurrecting the (C)CAPM: a cross-sectional test when risk premia are time-varying.Journal of Political Economy,109,1238– 1287.
32) Liu, W. (2006). A liquidity augmented capital asset pricing model. Journal of financial Economics, 82, 631–671.
33) Liu, W., Luo D., & Zhao H. (2015). Transaction costs, liquidity risk, and the CCAPM. Journal of Banking & Finance, 63 (2016), 126–145.
34) Liu, W., Strong, N., (2008). Biases in Decomposing Holding-Period Portfolio Returns. The Review of Financial Studies. 21(5), 2243-2274.
35) Lo, A.W., Mamaysky, H. and Wang, J. (2004), "Asset prices and trading volume under fixed transactions costs", Journal of Political Economy, 112, 1054-1090.
36) Márquez, E., Nieto, B., Rubio, G., (2014). Stock returns with consumption and illiquidity risks. International Review of Economics and Finance 29, 57–74.
37) Pastor, L., Stambaugh, R.F. (2003). Liquidity risk and expected stock returns. Journal of Political Economy, 111, 642–685.
38) Petkova, R. (2006). Do the Fama-French Factors Proxy for Innoations in Predictive Variables? Journal of Finance, 61(2),581-612.
39) Roll, R., (1984), A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market, Journal of Finance 39, 127-1139.
40) Rubinstein, M., (1976). The valuation of uncertain income streams and the pricing of options. Bell Journal of Economics and Management Science 7, 407–425.
41) Sadka, R. (2006). Momentum and Post-Earnings-Announcement Drift Anomalies:The Role of Liquidity Risk.Journal of Financial Economics,80(2),309-349.
42) Sharpe, W., (1964). Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. Journal of Finance 19, 425–442.
43) Yogo, M. (2006). A consumption-based explanation of expected stock returns. Journal of Finance, 61, 539–580.

**یادداشت‌ها :**

1 Capital asset pricing model
2 Rubinstein
3 Consumption-based capital asset pricing model
4 coskewness
5 Friend and Westerfield
6 Amihud and Mendelson
7 Bid- Ask spread
8 Amihud



www.SID.ir

Archive of SID



9 Chordia et al
10 Jones
11 Acharya and Pedersen (2005)
12 Liquidity-adjusted CAPM
13 Liu et al.
14 Buss and Dumas
15 Garleanu and pedersen
16 Corwin and Schultz, P.
17 Roll
18 Lesmond
19 Von Neumann-Morgenstern utility function
20 The coefficient of constant relative risk aversion
21 Breeden and Litzenberger
22 Breeden et al
23 Cochrane
24 Corwin and Schultz
25 Parkinson
26 Garman and Klass
27 powerful and unbiased variance estimator
28 George et al.
29 Lesmond et al
30 Lo et al
31 Márquez et al
32 Guiyuan Ma et al.
33 Hasbrouck
34 Fama and French
35 Liu and Strong
36 Lettau & ludvigson
37 Petkova
38 Yogo



www.SID.ir