نشریه علمی سیاست‌گذاری اقتصادی
مقاله پژوهشی/ سال دوازدهم، شماره بیست و چهارم، پاییز و زمستان ۱۳۹۹

بررسی مدل CCAPM تعدیل شده با استفاده از تخمین بیزین هزینه‌های معاملاتی

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

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۹/۲۰ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۰۶/۳۰

چکیده

هزینه‌های معاملاتی در بازارهای مالی نقش تعیین‌کننده‌ای در تعیین رفتار معاملاتی فعالان بازار، نقدشوندگی بازار و بازدهی دارایی‌ها دارد. در این مطالعه شاخص هزینه معاملاتی موثر هاسبروک (۲۰۰۹)، با استفاده از رویکرد گیبس بیزین و مدل رول و بهره‌گیری از داده‌های روزانه قیمت پایانی سهام در بورس اوراق بهادار تهران در بازه زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۶ برآورد شده است. سپس با ورود دو نوع هزینه معاملاتی هاسبروک (cGibbs) و اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش (CSspread) و همچنین ریسک نقدشوندگی در مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف، به تعدیل این مدل‌ها پرداخته شده است. نتایج بیان‌گر این است که ریسک مصرف ارائه شده در مدل این مطالعه قدرت محدودی در توضیح بازدهی مورد انتظار سهام دارد. اما ریسک نقدشوندگی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر بازدهی مورد انتظار سهام دارد به طوری که با افزایش ریسک نقدشوندگی، بازدهی مورد انتظار سهام نیز افزایش می‌یابد. همچنین بررسی مدل ارائه شده نشان می‌دهد که هزینه‌های معاملاتی بر بازدهی مورد انتظار سهام نقش موثر و معنی‌داری دارد. به عبارتی این مطالعه به صورت نظری و تجربی از نقش موثر نقدشوندگی و هزینه‌های معاملاتی در قیمت‌گذاری دارایی‌ها حمایت می‌کند.

واژگان کلیدی: هزینه معاملاتی، ریسک نقدشوندگی، ریسک مصرف، رویکرد گیبس بیزین.

Keywords: Trading Costs, Liquidity Risk, Consumption Risk, Gibbs Bayesian Method.

JEL Classification: E21, D32, G33.

[۱]. دانشجوی دکترا اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران (نویسنده مسئول)
s.alizadeh14@yahoo.com

[۲]. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان، زاهدان، ایران
mohammad_tash@yahoo.com

[۳]. استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد و کسب وکار، دانشگاه خلیج فارس، بوشهر، ایران re_roshan@yahoo.com

۱- مقدمه

امروزه یکی از عوامل مهمی که در بازارهای مالی نقش تعیین‌کننده‌ای در تعیین رفتار معاملاتی فعالان بازار دارد، هزینه‌های معاملاتی است. امروزه بازارهای مالی به عنوان محور بیشتر اقتصادها در سراسر جهان شناخته شده و تا حد زیادی توجه اقتصاددانان را به خود جلب کرده است (یاوری و همکاران، ۱۳۹۵: ۲۶). با توجه به این نقش تعیین‌کننده، هزینه‌های معاملاتی بر نقدشوندگی بازار و بازدهی دارایی در تعادل نیز تاثیر می‌گذارد. با این حال، جهت و اندازه تاثیرات آن‌ها بر روی بازدهی و قیمت دارایی، حجم معاملات و سایر متغیرهای بازار هنوز موضوع مورد بحث و مذاکره است. مطالعات اولیه هزینه‌های معاملاتی در بازارهای دارایی در درجه اول متکی بر تحلیل جزئی تعادل است (لو و همکاران[1]، ۲۰۰۴: ۱۰۵۵). برای مثال، با مقایسه بازدهی دو دارایی، که یکی از این دو شامل هزینه‌های معاملاتی می‌گردد و دیگری فاقد آن است، کانستانتینید (۱۹۸۶)[2] استدلال می‌کند که هزینه‌های معاملاتی متناسب تنها تاثیر اندکی بر قیمت دارایی‌ها دارد. با این حال، با استفاده از ارزش فعلی هزینه‌های معاملاتی به عنوان معیار تنزیل تصادفی در قیمت‌های دارایی، این نتیجه حاصل می‌شود که تنزیل نقدشوندگی علی‌رغم هزینه‌های معاملاتی کوچک می‌تواند قابل توجه باشد (آمیهود و مندلسون[3]، ۱۹۸۶: ۲۲۴).

بعدها، مطالعاتی در زمینه مدل‌های تعادلی انجام شد. به عنوان مثال، هیتن و لوکاس (۱۹۹۶)[4] به صورت عددی مدلی را برآورد نمودند که در آن عوامل برای این‌که ریسک درآمد نیروی کار خود را به اشتراک بگذارند، تجارت می‌کنند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که هزینه‌های معاملاتی متقارن به تنهایی بر معنی‌داری قیمت و بازدهی دارایی‌ها تاثیر نمی‌گذارد. وایانس (۱۹۹۸)[5] مدلی را توسعه داد که در آن عاملان اقتصادی برای هموار کردن مصرف طول عمرشان معامله می‌کنند، وی به این نتیجه رسید که تاثیر هزینه‌های معاملاتی بر بازدهی و قیمت دارایی‌ها به طور متناسب خطی و از لحاظ تجربی نیز منفی است.

همچنین با توجه به این‌که قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای به خصوص سهام در فرآیند سرمایه‌گذاری در این اوراق از مهمترین مسائل فراروی سرمایه‌گذاران و فعالان در بازار سرمایه

1. Lo (2004)
2. Constantinides (1986)
3. Amihud and Mendelson (1986)
4. Heaton and Lucas (1996)
5. Vayanos (1998)

است، پژوهشگران علاقه‌مند هستند ضمن قیمت‌گذاری دقیق سهام، به پیش‌بینی بازده مورد انتظار خود نیز بپردازند. به عبارتی مدل‌های قیمت‌گذاری بیان‌گر رابطه میان بازدهی مورد انتظار و ریسک سهام می‌باشد. در نتیجه با توجه به نقش تعیین‌کننده هزینه‌های معاملاتی در بازارهای مالی و همچنین اهمیت مدل‌های قیمت‌گذاری، بررسی تاثیر هزینه‌های معاملاتی بر مدل‌های قیمت‌گذاری قابل توجه می‌باشد. در ابتدا بررسی هزینه‌های معاملاتی در مدل‌های CCAPM سنتی مورد توجه پژوهشگران قرار نمی‌گرفت، اما به تدریج مطالعاتی در این زمینه صورت گرفت. جاکوبی و همکاران (۲۰۰۰)[1] از اولین کسانی بودند که مدل CAPM تعدیل شده با نقدشوندگی و هزینه معاملاتی اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش را با استفاده از بازدهی خالص توسعه و نشان دادند که ریسک بازار و نقدشوندگی به یکدیگر مرتبط هستند. مطالعات دیگری نیز در این زمینه انجام شده است و در کل بیان‌گر این هستند که هزینه‌های معاملاتی هر چند کوچک می‌توانند به طور قابل توجهی بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها تاثیر بگذارند. در ادامه آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵)[2] بررسی نمودند که چگونه سرمایه‌گذاران مطلوبیت مورد انتظارشان را با هزینه‌های نقدشوندگی متفاوت حداکثر می‌کنند. آن‌ها نشان دادند که ریسک نقدشوندگی تاثیر مرتبه اولی بر روی بازدهی سهام دارد. مطالعات اخیر نشان می‌دهد که هزینه‌های معاملاتی می‌تواند پاداش نقدشوندگی را ایجاد کند و به همان ترتیبی است که هزینه‌های با موقعیت‌های سرمایه‌گذاری مختلف و با بازدهی‌های قابل پیش‌بینی، شوک ثروت و هزینه‌های معاملاتی وابسته به دولت تنظیم می‌گردد.

در این مطالعه به پیروی از لئو و همکاران (۲۰۱۶)[3] CCAPM سنتی با وارد کردن اثرات نقدشوندگی و هزینه‌های معاملاتی به مدل توسعه می‌یابد و نشان داده می‌شود که بازدهی مورد انتظار توسط ریسک مصرف و ریسک نقدشوندگی تعیین می‌شود. همچنین با استفاده از برآوردگر اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش مبتنی بر بالاترین و پایین‌ترین قیمت‌های روزانه و هزینه‌های تجاری موثر هاسبروک (۲۰۰۹)[4]، که این روش در ادبیات موضوع مربوط به بازار سرمایه ایران جدید است، به عنوان پراکسی برای هزینه‌های معاملاتی نشان داده می‌شود که CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی نسبت به CCAPM سنتی برازش بهتری برای بازدهی‌های

1. Jacoby (2000)
2. Acharya and Pedersen (2005)
3. Liu (2016)
4. Hasbrouck (2009)

مورد انتظار از طریق پرتفوی‌های مبتنی بر نقدشوندگی ایجاد می‌کند.

در این مطالعه نیز با استفاده از قیمت‌های پایانی روزانه سهام در بورس اوراق بهادار تهران هزینه‌های معاملاتی موثر به کمک تجزیه و تحلیل بیزین و با استفاده از روش زنجیره مارکف مونت کارلو برآورد می‌گردد و سپس این برآوردها در مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف متعارف با هدف بررسی نقش هزینه‌های معاملاتی به عنوان مشخصه‌ای در توضیح بازدهی‌های مورد انتظار مورد استفاده قرار می‌گیرد. به عبارتی در این مطالعه به کمک هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی (که در این مطالعه از ۸ معیار استفاده می‌شود) مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل و بررسی می‌گردد.

چارچوب مقاله حاضر به شرح زیر است: در بخش دوم مروری بر انجام پیشینه تحقیق صورت می‌گیرد و در بخش سوم مشخصات و روش‌های محاسباتی مورد استفاده به منظور برآورد هزینه موثر توصیف می‌شود. در بخش چهارم نیز به شرح داده‌ها و متغیرهای تحقیق و همچنین انواع معیارهای نقدشوندگی مورد استفاده در این مطالعه پرداخته می‌شود. بخش پنجم مربوط به برآورد مدل و نتایج است و در بخش ششم میزان استحکام نتایج مورد بررسی قرار می‌گیرد. بخش پایانی نیز مربوط به نتیجه‌گیری است.

۲- پیشینه تحقیق

در پژوهش‌های داخلی تا زمان انجام این پژوهش، موضوعی که به تعدیل مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف با استفاده از نقدشوندگی و هزینه‌های معاملاتیِ برآورد شده با استفاده از رویکرد گیبس بیزین بپردازد، وجود ندارد. با این حال در ادامه، برخی از مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با پژوهش حاضر بیان شده است:

مطالعه رول (۱۹۸۴)[1] جزء اولین مطالعاتی است که به بررسی هزینه‌های معاملاتی با استفاده از داده‌های روزانه پرداخته است. وی بیان می‌کند که در یک بازار کارآمد، ارزش اساسی یک سهم به طور تصادفی نوسان می‌کند و هزینه‌های معاملاتی وابستگی سریالی منفی را در تغییرات قیمت بازاری که به طور متوالی مشاهده می‌شود، ایجاد می‌کند. رول در مطالعه خود روشی را برای استخراج مستقیم معیار اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش از سری زمانی قیمت‌های بازار ارائه می‌دهد. استفاده از این روش به دلیل این‌که تنها نیازمند داده‌های قیمت است، بسیار آسان

[1]. Roll (1984)

است. وی دو فرض اساسی را مطرح می‌کند، اول این‌که دارایی در یک بازار اطلاعاتی کارآمد معامله می‌شود و دومین مورد این است که توزیع احتمال تغییرات قیمت مشاهده شده ثابت است (حداقل برای فواصل کوتاه‌مدت، مثلا دو ماهه). برآوردهای به دست آمده با اندازه بنگاه ارتباط منفی دارد، بنابراین از معیار مرتبط با هزینه‌های معاملاتی در زمینه وجود این ارتباط منفی حمایت می‌کند.

هاسبروک (۲۰۰۴) با توجه به مدل‌های اقتصادی تجاری متوالی تجزیه و تحلیل‌هایی را برای داده‌های معاملاتی آینده انجام داد. همچنین برای مقابله با عدم حضور به موقع سهام خرید و فروش شده که در بیشتر مطالعات بازار سهام مورد استفاده قرار می‌گیرد، تکنیک جدیدی را بر اساس برآورد زنجیره مارکوف مونت کارلو ارائه می‌دهد. به عبارتی هاسبروک در مطالعه خود تجزیه و تحلیل بیزین را با استفاده از تخمین‌زننده زنجیره مارکوف مونت کارلو انجام می‌دهد (منظور همان نمونه‌گیری Gibbs است) که هم از نظر تحلیلی و هم از نظر محاسباتی جذاب است. وی انگیزه استفاده از روش‌های بیزین را سهولت تحلیلی و محاسباتی بیان می‌کند؛ که امکان لحاظ نمودن متغیرهای پنهان از قبیل جهت‌های تجاری در آن وجود دارد.

لو و همکاران (۲۰۰۴)[1] مدلی را با بررسی تاثیر هزینه‌های معاملاتی ثابت روی قیمت‌های دارایی و رفتار تجاری در یک حالت تعادلی با عوامل ناهمگن ارائه دادند. به عبارتی یک مدل تعادلی پویا 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 ناهمگون نشان دادند که حتی هزینه‌های معاملاتی کوچک می‌توانند به طور قابل توجهی بر قیمت دارایی‌ها تاثیر بگذارند.

هاسبروک (۲۰۰۹) معیار هزینه‌های معاملاتی موثر را بر اساس مدل رول (۱۹۸۴) توسعه داد. معیار رول محاسبه همبستگی سریالی منفی در بازدهی‌ها را شامل می‌شود. از آن‌جا که همبستگی بازدهی‌ها اغلب مثبت می‌باشد، معیار هزینه‌های معاملاتی موثر این مسئله را حداقل می‌کند. وی دریافت که سهام با هزینه‌های معاملاتی بالاتر به طور میانگین بازدهی‌های بالاتری نیز دارد. وی در این مطالعه با استفاده از برآورد گیبس هزینه موثر، تجزیه و تحلیل اولیه تغییرات نقدینگی را انجام داده است، با این حال نتایج وی تاثیرات ریسک نقدشوندگی را به مقدار کمی پشتیبانی می‌کند.

[1]. Lo (2004)

وی روش جدیدی را برای برآورد هزینه موثر تجاری و تغییرات مشترک این نوع هزینه‌ها ارائه داد.

اسپاروهوا و همکاران (۲۰۱۰)[1] در مطالعه‌ای بررسی نمودند که آیا معیارهای عدم نقدشوندگی در بازدهی‌های سهام مقطعی قیمت‌گذاری می‌شوند یا خیر؟ آن‌ها پی به وجود تورش رو به رشد قابل توجهی در بازدهی‌های برآورد شده برای مجموعه‌ای از معیارهای عدم نقدشوندگی بردند. زمانی که اوراق بهادار نقدشونده در نمونه گنجانده می‌شود، تورش رشد بالاتری دارد و حتی برای سهام NYSE/Amex پس از اعشاری شدن همچنان ادامه دارد. همچنین از چندین معیار نقدشوندگی استفاده می‌کنند و برای محاسبه این معیارها داده‌های روزانه را به کار می‌برند. از جمله این معیارها، معیار اختلاف قیمت موثر است که برای هر سهم با استفاده از رویکرد نمونه‌گیری گیبس بیزین و داده‌های روزانه محاسبه می‌شود.

ایسرائل و مسکوئیتز (۲۰۱۳)[2] نقش اندازه شرکت و زمان را در سودآوری، ارزش و استراتژی‌های حرکت مورد بررسی قرار دادند. همچنین بررسی نمودند که چگونه سودهای این استراتژی‌ها با معیارهای هزینه معاملاتی کلی متفاوت بوده است که احتمالا ارتباط معکوسی با مقدار فعالیت‌های معاملاتی و همچنین معیارهای مستقیم صندوق‌های سرمایه‌گذاری و نهادی دارد. معیارهای هزینه معاملاتی استفاده شده در مطالعه آن‌ها معیارهای جونز[3] (۲۰۰۲) و هاسبروک (۲۰۰۹) می‌باشد که جونز میانگین اختلاف قیمت موثر برای سهام صنعتی سالانه Dow Jones از سال۱۹۲۶ تا ۱۹۹۸ را محاسبه نموده و هاسبروک (۲۰۰۹) برآورد اختلاف قیمت موثر سالانه برای همه شرکت‌های فهرست شده در NYSE از سال ۱۹۲۶ تا ۲۰۰۹ را با استفاده از برآورد نمونه‌گیری گیبس ارائه داده است، طبق نتایج آن‌ها همبستگی میان معیارهای اختلاف قیمت موثر جونز و هاسبروک ۰/۶ می‌باشد.

ریستکچی و همکاران (۲۰۱۷)[4] تاثیر هزینه‌های معاملاتی را بر روی خطای قیمت‌گذاری دارایی‌ها در بازارهای مشروط ایالتی مورد تجزیه و تحلیل قرار دادند و با استفاده از مدل تئوریکی تعدیل شده با هزینه‌های معاملاتی و همچنین یک مدل عوامل ناهمگون، اثبات کردند که هزینه‌های معاملاتی به تنهایی نمی‌تواند منجر به خطای قیمت‌گذاری شود. آن‌ها نشان دادند که هزینه‌های

1. Asparouhova (2010)
2. Israel and Moskowitz (2013)
3. Jones (2002)
4. Restocchi (2017)

معاملاتی تاثیر مستقیمی بر روی خطای قیمت‌گذاری دارد و به عبارتی قیمت‌های بازار می‌تواند تحت تاثیر هزینه‌های معاملاتی قرار گیرد.

کیم و نا (۲۰۱۸)[1] در پژوهشی با عنوان «گشتاورهای بالای ریسک نقدشوندگی و بخش مقطعی بازدهی سهام» بالاترین گشتاور ریسک‌های نقدینگی را به طور تئوریکی به دست آوردند و بررسی نمودند که آیا این ریسک‌های نقدینگی به طور تجربی قیمت‌گذاری می‌شود یا خیر. آن‌ها دریافتند زمانی که سرمایه‌گذاران هزینه تجاری را به تابع مطلوبیت اضافه می‌کنند، بازدهی مورد انتظار سهام باید حاوی پاداش مربوط به سه گشتاور بالای ریسک نقدینگی باشد. آن‌ها نشان دادند که یکی از ریسک‌های نقدشوندگی گشتاورهای بالا، یا ریسک چولگی نقدشوندگی، سهم نهایی سهام فردی را برای عدم تقارن نقدشوندگی پرتفوی اندازه می‌گیرد و به طور مداوم قیمت‌گذاری می‌شود. نتایج آن‌ها حاکی از آن است که ریسک چولگی نقدشوندگی نقش مهمی را در قیمت‌گذاری دارایی و مدیریت پرتفوی بازی می‌کند.

لام و همکاران (۲۰۱۹)[2] به بررسی نقش نقدشوندگی در توضیح بازدهی سهام در بازار سهام چین پرداختند. آن‌ها با در نظر گرفتن چهار بعد نقدشوندگی، معیار نقدشوندگی جدیدی را ارائه دادند و عملکرد این عامل ریسک نقدشوندگی را با رگرسیون بازدهی سهام بر روی مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای، مدل قیمت‌گذاری دارایی سه عاملی فاما- فرنچ[3]، مدل چهار عاملی مومنتوم[4] و مدل تعدیل شده با نقدشوندگی آزمون کردند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که ریسک نقدشوندگی نقش مهمی در توضیح بازدهی سهام دارد.

صالحی‌راد و حبیبی‌فر (۱۳۹۱) به منظور مطالعه و بررسی داده‌های سری زمانی بازده شاخص سهام در بازارهای مالی، مدل‌های گارچ را به کار بردند. به منظور برآورد پارامترهای مدل از روش‌های MCMC استفاده و مدل گارچ را با دو توزیع نرمال t و روش خطاهای تصادفی مدل مورد بررسی قرار دادند. سپس MSE پارامترهای این مدل‌ها را با استفاده از روش حداکثر درستنمایی و بیز با یکدیگر مقایسه نموده و در نهایت با انتخاب مناسب‌ترین مدل، پیش‌بینی‌های حاصل از این مدل را برای قیمت سهام در آینده به دست آوردند که در حقیقت مدل بیزی است.

---

1. Kim and Na (2018)
2. Lam (2019)
3. Fama–French Three-Factor Model
4. Momentum Three-Factor Model

قالیباف و پورفرد (۱۳۹۵) پژوهشی را با استفاده از مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل شده با نقدشوندگی که توسط آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) ارائه شده است انجام دادند. هدف پژوهش آن‌ها این است که با افزودن ریسک نقدشوندگی به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استاندارد، به تبیین رابطه ریسک و بازده بپردازند. روش پژوهش از نوع توصیفی و تحلیل رگرسیون می‌باشد. یافته‌های پژوهش آن‌ها نشان‌گر تاثیرپذیری قیمت سهام از ریسک نقدشوندگی و مطالبه بازده بالاتر توسط سرمایه‌گذاران جهت نگهداری اوراق بهادار با نقدشوندگی کمتر می‌باشد.

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 معاملات سهام حاصل از شکاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش سهام می‌شوند. افزون بر این، نتایج دیگر پژوهش آن‌ها حاکی از این است که، سرمایه‌گذاران نهادی باعث منفی شدن رابطه بین قیمت سهام و هزینه معاملات سهام می‌شوند.

اصولیان و همکاران (۱۳۹۸) به بررسی ریسک نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاران در بازارهای صعودی و نزولی پرداختند و از معیار نقدشوندگی آمیهود[1]، به عنوان شاخص نقدشوندگی معاملات سهام و از شکست ساختار زمانی برای صعودی یا نزولی بودن بازار استفاده کردند. نتایج آن‌ها نشان می‌دهد که عامل نقدشوندگی تجمعی، اثر معکوسی بر بازده سهام دارد؛ در حالی‌که اثر نقدشوندگی بر بازده سهام در بازارهای صعودی و نزولی به تفکیک مثبت بوده است. آن‌ها نشان دادند که بر خلاف تاثیرات ناهمگون ریسک نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار در بازار سرمایه، با تفکیک بازار به دو بخش صعودی و نزولی، تاثیر مثبت ریسک نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار قابل مشاهده است. بنابراین نتیجه گرفتند که تاثیر ریسک نقدشوندگی بر بازده مورد انتظار، در بازارهای نزولی مثبت و بیشتر از بازارهای صعودی است.

[1]. Amihud

۳- تخمین بیزین هزینه‌های معاملاتی

در این بخش ابتدا مدل رول اصلی توصیف می‌گردد، هر چند مدلی که به منظور برآورد هزینه‌های معاملاتی در این مطالعه استفاده می‌گردد، با مدل رول تفاوت‌هایی دارد؛ ولی در کل مدل پایه‌ای رول برای توصیف روش برآورد مناسب است. پویایی‌های قیمت به شرح زیر بیان می‌گردد:

$$m_t = m_{t-1} + u_t \qquad (۱)$$
$$p_t = m_t + cq_t$$

در معادله ۱، m_t قیمت موثر t امین معامله است، p_t لگاریتم قیمت تجاری و q_t شاخص‌های جهت‌دهی است که مقادیر ۱+ (برای یک خرید) و ۱- (برای یک فروش) با وزن برابر را می‌گیرد. جزء اخلال، u_t، اطلاعات عمومی را منعکس می‌کند و فرض می‌شود که با q_t همبستگی ندارد. رول، c را به عنوان نیمی از اختلاف قیمت خرید و فروش در نظر می‌گیرد، اما از آن‌جا که مدل برای قیمت‌های معاملاتی در نظر گرفته می‌شود، می‌توان c را به عنوان هزینه موثر نیز در نظر گرفت. اگرچه مدل رول در برخی موارد با استفاده از داده‌های معاملاتی برآورد می‌گردد، ولی در این‌جا با استفاده از داده‌های روزانه و همراه با q_t که به عنوان متغیر جهت‌دهی برای آخرین معامله هر روز به کار گرفته می‌شود، برآورد می‌گردد. مدل رول به صورت معادله زیر بیان می‌گردد:

$$\Delta p_t = m_t + cq_t - (m_{t-1} + cq_{t-1}) = c\Delta p_t + u_t \qquad (۲)$$

که در این معادله $c = \sqrt{-cov(\Delta p_t, \Delta p_{t-1})}$ می‌باشد و $cov(\Delta p_t, \Delta p_{t-1})$ اتوکواریانس مرتبه اول تغییرات قیمت است. تخمین معمول c نمونه مشابه این مقدار است و برآورد اتوکواریانس[1] نامیده می‌شود، زیرا از یک نمونه لحظه‌ای به جای ارزش تراکمی استفاده می‌کند. تنها در صورتی که اتوکواریانس مرتبه اول نمونه منفی باشد، برآورد لحظه‌ای امکان‌پذیر است که در نمونه‌های روزانه اغلب این‌گونه نیست. در نمونه‌های سالانه، رول اتوکواریانس مثبتی در نیمی از موارد به دست می‌آورد. هاریس[2] (۱۹۹۰) جنبه‌های دیگر این تخمین‌زننده‌ها را بحث می‌کند. وی نشان می‌دهد برای مقادیری که تغییرات قیمت کمتری دارند احتمال وقوع اتوکواریانس مثبت

[1]. Autocovariance
[2]. Harris (1990)

بیشتر وجود دارد. بر این اساس، یک راه حل ساده این است که مقدار پیشین[1] تابع صفر در نظر گرفته شود. مسئله دیگر زمانی به وجود می‌آید که هیچ معامله‌ای در یک روز خاص صورت نگیرد. اگر این روزها در نمونه باقی بمانند، معمولا هزینه برآورد شده به سمت پایین تورش‌دار خواهد بود. همچنین اگر این روزها از نمونه حذف گردند، به دلیل این‌که ممکن است تغییرات قیمت موثر چند روز طول بکشد، احتمال افزایش ناهمگونی وجود دارد. در ادامه چگونگی استفاده از نمونه‌بردار گیبس در تخمین بیزین شرح داده می‌شود.

۳-۱- تخمین بیزین با استفاده از نمونه بردار گیبس

در این مطالعه همانند مطالعه هاسبروک (۲۰۰۹) از روش بیزین استفاده شده است. به منظور تکمیل مدل اقتصادسنجی بیزی لازم است که نوع تابع توزیع u_t مشخص شود؛ که در این‌جا $u_t \sim^d i.i.d.N(0,\sigma_u^2)$ است. در ادامه تابع توزیع پیشین پارامترها توضیح داده می‌شود.

در معادله ۲، $\{c,\sigma_u^2\}$ نمونه را مشخص می‌کند. دو پارامتر مدل یعنی $p \equiv \{p_1,p_2,\dots,p_T\}$ مجهول می‌باشند و داده‌های پنهان، شاخص‌های جهت‌دهی تجاری $q \equiv \{q_1,\dots,q_T\}$ هستند (با مشخص بودن p و q می‌توان $m \equiv \{m_1,\dots,m_T\}$ را تعیین نمود). تابع چگالی پسین[2] $f(c,\sigma_u|p)$ به صورت تصادفی تعیین می‌شود (به عبارتی می‌توان آن را با استفاده از میانگین و سایر خصوصیات آماری محاسبه نمود). که این موقعیت تصادفی با شبیه‌سازی تابع چگالی پسین با استفاده از نمونه برداری گیبس ایجاد می‌گردد. به عبارتی در ابتدا c و q مقداردهی اولیه می‌شوند. سپس، c از تابع $f(c|\sigma_u^2,q,p)$، σ_u^2 از تابع $f(\sigma_u^2|c,q,p)$ و q_1 از تابع $f(q_1|c,\sigma_u^2,q_2,q_3,\dots q_T,p)$ استخراج می‌گردند (در ادامه جزئیات بیشتر این نوع استخراج توضیح داده خواهد شد).

اگر Δq_t معلوم باشد، معادله ۲ یک رگرسیون خطی ساده با ضریب c است، که این رگرسیون خطی موضوع اصلی تجزیه و تحلیل‌های این بخش است. این ساده‌سازی‌ها با استفاده از نتایج استاندارد آمار بیزین انجام می‌شود و راه‌هایی که در آن مدل ممکن است تعمیم یابد را ارائه می‌دهد. در ادامه شبیه‌سازی اجزاء معادله ۲ مطرح شده است.

---

[1]. Priori
[2]. Posterior

۳-۲- شبیه‌سازی ضرایب در یک رگرسیون خطی

مدل رگرسیونی بیزین استاندارد $y = Xb + e$ می‌باشد که y بردار ستونی از n متغیر وابسته و X ماتریسی $n \times k$ از رگرسورهای مستقل می‌باشد. همچنین b برداری از ضرایب و e باقیمانده‌ها است که دارای توزیع $e \sim N(0, \Omega_e)$ می‌باشد. با توجه به Ω_e، تابع توزیع پیشین و پسین b به ترتیب برابر است با $b \sim N(\mu_b, \Omega_b)$ و $b \sim N(\mu_b^*, \Omega_b^*)$. در تابع پسین $\mu_b^* = \left(X'\Omega_e^{-1}X + \Omega_b^{-1}\right)'\left(X'\Omega_e^{-1}y + \Omega_b^{-1}\mu_b\right)$ و $\Omega_b^* = \left(X'\Omega_e^{-1}X + \Omega_b^{-1}\right)'$ می‌باشد. کارلین و لوئیس[1] (۲۰۰۰)، لنکستر[2] (۲۰۰۴) و گوَکِی[3] (۲۰۰۵) نیز در مطالعات خود این موارد را ذکر نمودند.

زمانی که توزیع پیشین b به دامنه $b_- < b < \bar{b}$ محدود گردد، پارامترها و محدوده زمانی توزیع پسین مشابه با توزیع پیشین می‌باشد (هاسبروک، ۲۰۰۹).

۳-۳- شبیه‌سازی ماتریس کواریانس خطا

هاسبروک (۲۰۰۹)، در مطالعه خود از رابطه $\Omega_e = \sigma^2 I$ استفاده می‌نماید. که در این‌جا اگر تابع توزیع پیشین برابر $\sigma^2 \sim IG(\alpha, \beta)$ باشد (IG توزیع گاما معکوس است)، تابع توزیع پسین نیز $\sigma^2 \sim IG(\alpha^*, \beta^*)$ می‌باشد، که در آن $\alpha^* = \alpha + n/2$ و $\beta^* = [\beta^{-1} + \sum e_i^2/2]^{-1}$ است.

۳-۴- شبیه‌سازی شاخص‌های جهت‌دهی تجاری

با توجه به معلوم بودن c و σ_u^2، گام باقیمانده در نمونه‌برداری استخراج $q \equiv \{q_1, .., q_T\}$ به روش متوالی می‌باشد. این مرحله شامل استخراج q_1، q_2 و q_3 است که به ترتیب برابر با $q_1|q_2, \dots q_T$، $q_2|q_1, q_3 \dots q_T$ و $q_3|q_1, q_2, q_4, \dots q_T$ می‌باشد و این روند همچنان ادامه دارد. که در این روابط علامت (|) استخراج شرطی را مشخص می‌کند. مجموعه کامل اطلاعات شرطی شامل تغییرات قیمت $\Delta p \equiv \{\Delta p_2, \dots, \Delta p_T\}$ و پارامترهای c و σ_u^2 می‌باشد.

---

1. Carlin and Louis (2000)
2. Lancaster (2004)
3. Geweke (2005)

اولین کاربرد u_t برای در نظر گرفتن قیمت‌های قابل مشاهده u_2 می‌باشد که ممکن است به عنوان تابعی از q_1 مطابق $u_2(q_1) = \Delta p_2 - cq_2 + cq_1$ نوشته شود و تابع توزیع پیشین آن به صورت $u_2 \sim N(0, \sigma_u^2)$ می‌باشد. q_1 مقادیر $+1$ و -1 را با احتمال برابر می‌گیرد. نسبت احتمال تابع توزیع پسین خرید به تابع توزیع پسین فروش برابر است با:

$$\frac{\Pr(q_1 = +1|q_2, \dots)}{\Pr(q_1 = -1|q_2, \dots)} = \frac{f(u_2(q_1 = +1))}{f(u_2(q_1 = -1))}$$

که در این معادله f تابع چگالی نرمال با میانگین صفر و واریانس σ_u^2 است. طرف سمت راست این معادله به آسانی محاسبه می‌شود و q_1 با استفاده از تابع احتمال برنولی استخراج می‌گردد. برای استخراج q_2 می‌توان از دو معادله $u_2(q_2) = \Delta p_2 - cq_2 + cq_1$ و $u_3(q_2) = \Delta p_3 - cq_3 + cq_2$ استفاده نمود. با توجه به فروض سریالی مستقل u_t، نسبت احتمال تابع توزیع پسین برابر است با:

$$\frac{\Pr(q_2 = +1|q_1, q_3, \dots)}{\Pr(q_1 = -1|q_1, q_3, \dots)} = \frac{f(u_2(q_2 = +1))f(u_3(q_2 = +1))}{f(u_2(q_2 = -1))f(u_3(q_2 = -1))}$$

در این رابطه نیز مانند حالت قبل ابتدا طرف سمت راست محاسبه می‌گردد و با توجه به q_t باقیمانده، محاسبات ادامه می‌یابد. برای تمامی q_tهای استخراج شده (به جزء مورد اول و آخر) نسبت احتمال تابع پسین تنها اختلالات مجاور u_t و u_{t-1} را شامل می‌گردد. نسبت احتمال پسین برای آخرین استخراج برابر است با:

$$\frac{\Pr(q_T = +1|q_1, \dots, q_{T-1})}{\Pr(q_T = -1|q_1, \dots, q_{T-1})} = \frac{f(u_T(q_T = +1))}{f(u_T(q_T = -1))}$$

برای بعضی از نمونه‌ها و در زیرمجموعه‌ای از زمان، جهت‌های تجاری ممکن است شناخته شده باشند. q_tها ممکن است به سادگی در مقادیر شناخته شده خود باقی بمانند. امکان بروز چنین وضعیتی در روزهایی که هیچ معامله‌ای وجود ندارد، افزایش می‌یابد. برای این روزها $q_t = 0$ در نظر گرفته می‌شود و در نتیجه با توجه به معادله ۲، رابطه $p_t = m_t$ به دست می‌آید. این قضیه ممکن است با ارائه الگویی کلی‌تر که احتمال نبود معامله را نیز در نظر بگیرد، رسما توجیه شود. اگر احتمال نبود معامله با π مشخص شود، در مدل کلی q_t مقادیر ۰، ۱+ و ۱- را با احتمال π،

$\frac{1-\pi}{2}$ و $\frac{1-\pi}{2}$ می‌گیرد. با فرض وجود روزهای بدون معامله، احتمال خرید و فروش یکسان است و تمایلی برای تخمین و توصیف مدل وجود ندارد.

با در نظر گرفتن این فرضیه اقتصادی که هزینه‌های تجاری معمولا مثبت هستند، ضریب c در این‌جا مثبت است ($C > 0$). اما از دیدگاه آماری، این ضریب عددی منفی است ($C < 0$) و همه جهت‌های تجاری علائم متضادی دارند. همچنین تابع توزیع پسین شبیه‌سازی شده برای c دوقطبی و متقارن است. در این بخش از فرضیه اقتصادی و اعمال محدودیت $C > 0$ بر روی تابع توزیع پیشین استفاده می‌شود. رگرسورها در معادله ۲ Δq_t می‌باشند که شبیه‌سازی شده‌اند. اگر q_tها در یک تکرار از نمونه‌گیری استخراج شوند، همگی دارای علامت یکسانی می‌باشند در نتیجه Δq_tها برابر صفر خواهند بود و رگرسیون محاسبه شده حاوی اطلاعات مفیدی نخواهد بود (برای این مرحله). در این حالت، استخراج باید از توزیع پیشین صورت گیرد و توزیع‌های پیشینی از c که دارای پراکندگی است رد می‌شود (هاسبروک، ۲۰۰۹: ۱۴۵۰).

۳-۵- مدل اصلی بازار

همانند هاسبروک (۲۰۰۹) مدل برآورد شده در این مطالعه تعمیم‌یافته مدل رول اصلی با در نظر گرفتن جنبه‌های مختلف است. با هدف تخصیص تغییرات قیمت معاملاتی میان بازدهی واقعی (قیمت کارا) و هزینه‌های معاملاتی گذرا می‌توان رگرسورهای دیگری را به معادله ۲ اضافه نمود. هر عاملی که قدرت توضیح‌دهندگی متغیرها را داشته باشد، رسیدن به نتیجه را تسریع می‌بخشد. مدل اصلی بازار برابر است با:

$$\Delta p_t = c\Delta q_t + \beta_m r_{mt} + u_t \qquad (۳)$$

در معادله ۳ r_{mt} بازدهی بازار در روز t است و از Δq_t مستقل می‌باشد. در صورتی که شاخص‌های جهت‌دهی تجاری برای سهام از یکدیگر مستقل باشند، مقادیر اختلاف قیمت خرید و فروش متنوعی ایجاد می‌گردد. ذکر این نکته مهم است که اگرچه هدف این بخش بهبود برآورد c است، نقش بسزایی نیز در بهبود برآورد β_m دارد. تابع توزیع پیشین c دارای میانگین صفر و واریانس ۰٫۰۵^۲ و تنها شامل اعداد مثبت می‌باشد ($N^+(\mu = 0, \sigma^2 = 0.05^2)$. μ و σ^2 تنها پارامترهای اصلی هستند. میانگین و واریانس واقعی توزیع به علت خلاصه‌سازی‌ها متفاوت

می‌باشد. تابع توزیع پیشین β_m و σ_u^2 به ترتیب برابر با $N(\mu=1,\sigma^2=1)$ و $IG(\alpha=1\times10^{-12},\beta=1\times10^{-12})$ می‌باشد.

نمونه‌گیری شامل چهار گام می‌باشد و برنامه زیر را دنبال می‌کند:

- گام (۰): اگرچه رفتار محدود کننده نمونه نسبت به مقادیر اولیه یکسان است، حدس‌های اولیه مناسب ممکن است همگرایی را تسریع بخشد. شاخص‌های جهت‌دهی تجاری q_t با توجه به علامت آخرین تغییر قیمت تعیین می‌شود. مطابق با مطالعه هاسبروک (۲۰۰۹) اگر برای q_1 عدد ۱+ در نظر گرفته شود، $\sigma_u^2=0.0004$ می‌شود. C و β_m باید ابتدا استخراج شوند، بنابراین هیچ مقادیر اولیه‌ای برای آن‌ها در نظر گرفته نمی‌شود.
- گام (۱): در این گام بر اساس آخرین مقادیر شبیه‌سازی شده برای σ_u^2 و مجموعه q_t، تابع توزیع پیشین برای ضرایب رگرسیون (C و β_m) مشخص می‌شود.
- گام (۲): با توجه به C، β_m و مجموعه q_t، u_t ضمنی محاسبه و تابع توزیع پیشین جدیدی برای σ_u^2 در نظر گرفته می‌شود.
- گام (۳): با توجه به C، β_m و σ_u^2، $q_1,q_2,\dots,q_T$ استخراج می‌گردند. بعد از انجام این مرحله به گام اول برگشته و مراحل دوباره تکرار می‌شوند.

برای کم کردن فشار محاسباتی، هر نمونه‌گیری تنها برای ۱۰۰۰ تکرار اجرا می‌شود. اگرچه این مقدار مطابق استانداردهای تجزیه و تحلیل‌های زنجیره مارکوف مونت کارلو نیست، اما با توجه به مطالعه هاسبروک به نظر می‌رسد که کافی باشد، زیرا آزمایش با ۱۰۰۰۰ تکرار اساسا روی میانگین پارامترهای تخمین زده شده تاثیری ندارد. از میان ۱۰۰۰ استخراج صورت گرفته برای هر پارامتر ابتدا ۲۰۰ تای آن حذف می‌شود تا تاثیر مقادیر شروع را از بین ببرد. میانگین ۸۰۰ مقدار باقیمانده به عنوان یک نقطه برآورد پارامتر در تجزیه و تحلیل‌ها استفاده می‌شود.

به طور خلاصه در این مطالعه به منظور برآورد شاخص هزینه معاملاتی از قیمت‌های پایانی روزانه، که به منظور تعدیل مدل CCAPM مورد استفاده قرار می‌گیرد، به بررسی مدل رول پرداخته می‌شود. به عبارتی همانند هاسبروک از نمونه‌گیری گیبس به منظور برآورد پارامترهای مدل (C,σ_u^2)، شاخص‌های جهت‌دهی تجاری و قیمت‌های موثر استفاده می‌گردد. نمونه‌گیری گیبس یک فرآیند تکراری با سه گام برای هر تکرار است. لازم به ذکر است که نتایج این بخش با استفاده از داده‌های روزانه بورس اوراق بهادار تهران و کدنویسی در نرم‌افزار SAS به دست می‌آید.

۴- داده‌ها و متغیرهای تحقیق و انواع معیارهای نقدشوندگی

به منظور بررسی مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف در بورس اوراق بهادار تهران در این مطالعه از داده‌های فصلی مربوط به فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۳۹۶ استفاده می‌شود. اطلاعات مربوط برای ۴۷ شرکت و 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. همچنین به منظور تعدیل مدل از ۶ معیار نقدشوندگی و ۲ مشخصه بازار (اندازه، نسبت ارزش دفتری به بازاری) استفاده می‌شود که در زیر به شرح آن‌ها پرداخته می‌شود:

معیار اول: تعداد روزهای بدون حجم معامله که در سال ۲۰۰۶ توسط ویمین لئو به‌کار گرفته شد.

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

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 و NTDays تعداد روز معامله در بازار طی ماه قبل است. همچنین Deflator تعدیل‌کننده است که (1/Turn)/Deflator را بین صفر و یک قرار می‌دهد. در این پژوهش، با توجه به داده‌های محاسبه شده، مقدار تعدیل‌کننده یک میلیارد در نظر گرفته شده است. استفاده از متغیر Turn (نسبت حجم معاملات ماهانه به تعداد سهام منتشر شده) به این علت است که سهام با گردش بالاتر، نقدشونده‌تر به‌حساب می‌آیند و مشابه این است که تعداد روز بدون معامله کمتری دارند. به دلیل این‌که کل تعداد روزهای معامله در طی ماه می‌تواند از ۱۵ تا ۲۳ روز متفاوت باشد، ضرب عامل (21/NTDays) استاندارد تعداد روزهای معامله در ماه را ۲۱ روز در نظر می‌گیرد تا این معیار نقدشوندگی در طی زمان قابل مقایسه باشد (لئو[1]، ۲۰۰۶: ۶۳۵).

معیار دوم: STURN می‌باشد که با توجه به نسبت مجموع حجم معاملات ماهانه به تعداد سهام منتشره در ابتدای ماه به دست می‌آید.

[1]. Liu (2006)

معیار سوم: حجم ریالی معاملات ماهانه[1] است که برای قابل مقایسه بودن معیارها، به‌صورت میلیارد ریال بیان می‌شود و به عنوان سنجه دیگر نقدشوندگی مورد استفاده قرار می‌گیرد.

معیار چهارم: (M/B) نسبت ارزش دفتری به بازاری است که از تقسیم ارزش دفتری دارایی‌ها بر مجموع ارزش دفتری کل دارایی‌ها و ارزش بازار حقوق صاحبان سهام منهای ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به دست می‌آید. فرض می‌شود که ارزش دفتری بدهی‌ها با ارزش بازار آن برابر است. اگر ارزش دفتری بدهی‌ها به ارزش بازار حقوق صاحبان سهام اضافه شود ارزش بازار دارایی‌ها بدست می‌آید. و از تقسیم ارزش دفتری دارایی‌ها بر ارزش بازار دارایی‌ها نسبت (M/B) به دست می‌آید.

معیار پنجم: اندازه شرکت[2] است که با استفاده از ارزش بازاری شرکت به دست می‌آید و برابر با حاصل ضرب تعداد سهم در قیمت روزانه هر سهم می‌باشد.

معیار ششم: گوپالان[3] معیار عدم نقدشوندگی را که توسط آمیهود ارائه شده به منظور تصحیح چولگی زیاد آن بهینه نموده است. معیار بهینه شده توسط گوپالان به روش زیر محاسبه می‌گردد:

$$Illiq_{i,t} = \frac{1}{N_{i,t}} \sum_{j=1}^{N_{i,t}} \sqrt{\frac{|R_{ij}|}{Vol_{i,j} \,.\, P_{i,j-1}}}$$

که در این معادله $N_{i,t}$ تعداد روزهای معاملاتی سهام i در ماه t، R_{ij} بازدهی سهام، $Vol_{i,j}$ حجم معاملات سهام و $P_{i,j-1}$ قیمت پایانی سهام می‌باشد.

اساس این معیار بر این است که اگر قیمت سهام در واکنش به حجم کوچکی از معاملات سهام به مقدار قابل توجهی تغییر کند، سهام از نقدشوندگی پایین‌تری برخوردار است (یعنی اندازه معیار عدم نقدشوندگی آمیهود برای آن بالاست) پس معیار عدم نقدشوندگی آمیهود واکنش قیمت بازار سهام را نسبت به جریان‌های سفارش اندازه‌گیری می‌کند.

معیار هفتم: معیار هزینه‌های معاملاتی موثر هاسبروک (۲۰۰۹) می‌باشد. هاسبروک معیار هزینه‌های معاملاتی موثر را بر مبنای مدل رول (۱۹۸۴) توسعه می‌دهد. 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 می‌باشد و

[1]. Vol Monthly
[2]. Size
[3]. Gopalan

شامل محاسبه همبستگی سریالی منفی در بازدهی‌ها است. این معیار نیازمند این است که $cov(\Delta p_t, \Delta p_{t+1})$ منفی باشد. با این وجود، رول کوواریانس مثبتی را تقریبا در نیمی از موارد پیدا می‌کند. یک راه حل ساده این است که مقدار پیش فرض، صفر در نظر گرفته شود. برآورد cGibbs که در این مقاله مورد استفاده قرار گرفته مبتنی بر روش بیزین هاسبروک (۲۰۰۴) است، که این مشکل را حداقل می‌کند.

معیار هشتم: معیار کاروین و اسچالتز[1] (۲۰۱۲) می‌باشدکه با استفاده از بالاترین (H_t) و پایین‌ترین (L_t) قیمت‌های روزانه، اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش را برآورد نمودند که با استفاده از روابط زیر محاسبه می‌شود:

$$\gamma = \left[\ln(\frac{H^A_{t,t+1}}{L^A_{t,t+1}})\right]^2$$

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

$$\alpha = \frac{\sqrt{2\beta}-\sqrt{\beta}}{3-2\sqrt{2}} - \sqrt{\frac{\gamma}{3-2\sqrt{2}}}$$

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

در ادامه لازم است بیان شود که در این پژوهش به منظور تخمین مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف تعدیل شده از داده‌های مصرف داخلی مربوط به هزینه مصرفی کالاهای بی‌دوام و خدمات سرانه استفاده می‌شود. همچنین نرخ بازده بدون ریسک معادل نرخ سود علی‌الحساب سپرده‌های سرمایه‌گذاری کوتاه‌مدت می‌باشد. جداول ۱ و ۲ خصوصیات آماری و درجه همبستگی معیارها و متغیرهای استفاده شده در مدل را نشان می‌دهد. همبستگی میان اکثر معیارهای نقدشوندگی به کار برده شده مثبت می‌باشد، دامنه این ارتباط مثبت بین ۰/۰۸۵ تا ۰/۷۶ است. وجود این ارتباط مثبت نشان‌دهنده این است که سهام کوچک و همچنین سهام توقیف شده نقدشوندگی کمتری دارند و داشتن یک اثر قیمتی زیاد، منجر به هزینه‌های معاملاتی بالا و حجم معاملاتی کم می‌گردد. بالاترین درجه همبستگی مثبت میان معیار اندازه و نسبت ارزش دفتری به

[1]. Corwin and Schultz (2012)

بازاری و همچنین میان Sturn و حجم معاملات ماهانه برقرار است. ولی معیار لئو (۲۰۰۶) با اکثر معیارهای به کار برده شده همبستگی منفی دارد.

جدول ۱: خصوصیات آماری

بخش اول	خصوصیات آماری	گوپالان	CSspread	M/B	Liu	size	sturn	Vol monthly	gibbs	نرخ رشد مصرف	بتای مصرف	بتای نقدشوندگی
	میانگین	۰/۰۳۳۵	۰/۲۴۳۷	۰/۱۲۵۰	۱۱/۱۷۵۳۵	۲۳۵۰۰۰	۰/۰۳۲۴	۳۲۶۳۸۲۱۴	۰/۰۲۰۲	۱۸/۱۴۸	۰/۰۶۱	۰/۱۹۱
	میانه	۰/۰۰۰۰	۰/۲۶۸۳	۰/۰۶۵۰	۳/۳۱۵۸	۲۹۴۰۰	۰/۰۱۲۲	۳۸۸۸۱۰۶	۰/۰۰۰۲	۱۷/۷۵۲	۰/۰۵۳	۰/۱۴۶
	انحراف معیار	۰/۰۹۶۴	۰/۰۸۹۴	۰/۱۹۹۳	۳۳/۱۹۴	۷۵۳۰۰۰	۰/۰۵۶۲	۱۰۷۰۰۰۰۰۰	۰/۰۸۸۳	۹/۷۵۴	۰/۱۱۳	۰/۱۰۲
	حداکثر	۰/۳۸۷۱	۰/۴۳۴۲	۲/۱۹۱۵	۴۴۱/۰۱۱۵	۱۲۲۰۰۰۰۰	۰/۷۳۱	۱۸۰۰۰۰۰۰۰	۲/۳۷	۳۲/۰۲۵	۰/۲۷۳	۰/۴۲۱
	حداقل	۰/۰۰۰	۰/۰۰۰	−۰/۲۲۱۴	۰/۰۰۰	۸۲۵	−۰/۰۱۳۴	−۱۳۴۳۶۲۲	۰/۰۰۰	۳/۶۹۴	−۰/۱۲۰	۰/۰۸۶

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول ۲: درجه همبستگی معیارها

بخش دوم	درجه همبستگی								
		گوپالان	CSspread	M/B	Liu	size	sturn	Vol monthly	gibbs
	گوپالان	۱							
	CSspread	۰/۲۶۰۷۹۱	۱						
	M/B	−۰/۰۲۰۴۹۰	۰/۳۹۹۱۲۵	۱					
	Liu	−۰/۰۳۸۸۸۵	−۰/۲۵۶۶۵۳	۰/۰۸۶۸۸۶	۱				
	Size	−۰/۰۱۷۹۲۱	۰/۲۵۲۷۴	۰/۷۶۵۳۲	۰/۲۶	۱			
	Sturn	۰/۱۴۵۹	۰/۴۵۰۰۷	۰/۴۲۳۶۵	−۰/۱۵۹۲	۰/۳۶۳	۱		
	Vol monthly	۰/۱۲۵۶۴	۰/۲۹۵۷	۰/۳۹۵	−۰/۰۸۹۴	۰/۳۸۶۶	۰/۶۹۹۲	۱	
	Gibbs	−۰/۰۸	۰/۰۸۵۱۴	۰/۴۴۳	−۰/۰۵۶۸	۰/۳۰۳۹	۰/۱۲۰۴	۰/۱۰۰۳	۱

منبع: یافته‌های تحقیق

۵- برآورد مدل و نتایج

مدل مورد استفاده در این پژوهش بر اساس سبدها آزمون می‌گردد. سبدها بر اساس معیارهای مورد استفاده در این پژوهش ساخته می‌شود. به منظور ساخت سبدها ابتدا تمامی سهام موجود و فعال در بورس اوراق بهادار که دارای شرایط مشخصی[۱] باشند، در نظر گرفته می‌شود. سپس سهام بر اساس معیارهای مورد استفاده در این پژوهش به ترتیب از سهام دارای نقدشوندگی بیشتر به سهام دارای نقدشوندگی کمتر مرتب می‌گردد. سهام مربوط به هر فصل بین بیست سبد تقسیم و جای‌گذاری می‌گردد، به ترتیبی که سهام موجود در سبد نخست متشکل از سهام با بالاترین میزان نقدشوندگی و سهام موجود در سبد بیستم مشتمل بر سهام دارای کمترین میزان نقدشوندگی می‌باشند[۲].

مدل تعدیل شده با نقدشوندگی نشان می‌دهد که بازده مورد انتظار سهام توسط ریسک مصرف و ریسک نقدشوندگی تعیین می‌شود. مطابق مطالعه لئو و همکاران (۲۰۱۶) از دو رگرسیون زیر به منظور تخمین بتای مصرف و بتای نقدشوندگی استفاده می‌شود:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_{i,tc} + \beta_{R_ic}\Delta C_t + \varepsilon_{i,t} \quad (۴)$$

$$-u_{it} = \alpha_{itc} + \beta_{TC_ic}\Delta C_t + \varepsilon_{it} \quad (۵)$$

که $R_{it} - R_{ft}$ مازاد بازده پرتفوی i نسبت به بازده بدون ریسک و ΔC رشد مصرف کالاها و خدمات بی‌دوام و u_{it} باقیمانده رگرسیون زیر می‌باشند:

$$tc_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}tc_{it-1} + u_{it} \quad (۶)$$

که در آن tc_{it} هزینه‌های معاملاتی دارایی i در فصل t است. استفاده از تغییر در هزینه‌های معاملاتی، u_{it}، به علت دوام و پایداری نقدشوندگی است. علاوه بر این بتای نقدشوندگی را می‌توان مستقیما با استفاده از هزینه‌های معاملاتی برآورد نمود:

---

[۱]. قبل از سال مالی ۱۳۸۸ در بورس پذیرفته و تا پایان سال مالی ۱۳۹۶ خارج نشده باشند، سال مالی آن‌ها منتهی به پایان اسفند ماه باشد، جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری و واسطه‌گری مالی نباشند، ارزش دفتری شرکت‌ها منفی نباشد، بیش از سه ماه توقف معاملاتی نداشته باشند، سهام شرکت‌های مورد نظر حداقل ۱۰۰ روز در طی حداقل ۹ ماه در بورس اوراق بهادار تهران مورد معامله قرار گرفته باشند.

[۲]. همچنین به منظور محاسبه بازدهی پرتفوی از روش مورد استفاده توسط Liu and Strong (2008) استفاده می‌شود.

$$-tc_{it} = \alpha_{itc} + \beta_{TC_{ic}}\Delta C_t + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

لازم به ذکر است که در این مطالعه به منظور برآورد رگرسیون‌ها از دو روش Pooled GLS و مدل رگرسیونی دو مرحله‌ای فاما و مکبث (۱۹۷۳) استفاده شده است ولی با توجه به دست‌یابی به نتایج مشابه در این بخش تنها نتایج روش Pooled GLS مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. آزمون‌های مقایسه‌ای بین مدل CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی (معادله ۹) و CCAPM سنتی (معادله ۸) با استفاده از رگرسیون های مقطعی زیر انجام می‌شود:

$$R_{pt} - R_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{R_pc} + \varepsilon_{pt} \quad (۸)$$

$$R_{pt} - R_{ft} = \gamma_0 + \gamma_1 tc_{pt} + \gamma_2\beta_{R_pc} + \gamma_3\beta_{TC_pc} + \varepsilon_{pt} \quad (۹)$$

که $R_{pt} - R_{ft}$ مازاد بازده سبد p نسبت به بازده بدون ریسک در فصل t، β_{R_pc} بتای مصرف و β_{tc_pc} بتای نقدشوندگی است. tc_{pt} نیز هزینه‌های معاملاتی سبد p است که در بخش سوم به شرح آن پرداخته شد. به منظور محاسبه بتای مصرف با استفاده از رگرسیون سری زمانی، بازده سبد بر روی رشد مصرف رگرس می‌گردد و چگونگی در معرض قرار گرفتن بازده سبدها در مقابل رشد مصرف مشخص می‌شود. به عبارتی با استفاده از روش OLS معادله ۴ برای هر یک از ۲۰ سبد برآورد می‌گردد. همچنین بتای نقدشوندگی با استفاده از رگرسیون سری زمانی تغییرات نقدشوندگی بر روی رشد مصرف و برای هر سبد محاسبه می‌گردد. در این مورد نیز با استفاده از روش OLS، ۲۰ بتای نقدشوندگی برای ۲۰ سبد طبقه‌بندی شده محاسبه می‌گردد. در ادامه به منظور محاسبه مقدار $tc_{p,t}$ از رگرسیون هزینه‌های معاملاتی بر روی بتای نقدشوندگی استفاده می‌گردد به طوری که باقیمانده‌های این رگرسیون همان مقدار $tc_{p,t}$ می‌باشد. آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) معتقدند که سطح نقدشوندگی با ریسک نقدشوندگی ارتباط دارد. بنابراین رگرس نمودن هزینه‌های معاملاتی روی بتای نقدشوندگی منجر به کاهش مسئله همخطی چندگانه می‌گردد.

برآورد معادله ۹ که همان مدل CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی است در جدول ۳ آورده شده است. جدول ۳ شامل دو بخش می‌باشد. در بخش اول CSspread و در بخش دوم cGibbs به عنوان هزینه معاملاتی در نظر گرفته می‌شود. ستون اول در هر بخش شامل معیارهایی است که سبدها بر اساس آن ساخته می‌شود. ستون دوم، سوم و چهارم به ترتیب مربوط به هزینه معاملاتی، بتای مصرف و بتای نقدشوندگی است. اعداد داخل پرانتز t-statistic ضرایب می‌باشد.

جدول ۳: برآورد مدل $R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1 tc_{p,t} + \gamma_2 \beta_{R_{p,c}} + \gamma_3 \beta_{TC_{p,c}} + \varepsilon_{p,t}$

بخش اول: CSspread به عنوان معیار نقدشوندگی			
نوع پرتفوی‌های طبقه‌ندی شده	$tc_{p,t}$	$\beta_{R_{p,c}}$	$\beta_{TC_{p,c}}$
CSspread	−۱۴/۸۸۸۴۰ (−۲/۵۰۱۹۸۴)	۲/۷۹۹۹۳۵ (۱/۰۳۱۱۱۲)	۴/۸۸۵۵۲۷ (۲/۸۵۰۸۸۹)
Gopalan	−۹/۵۸۷۰۱۵ (−۱/۳۸۳۱۴۶)	۶/۲۱۲۰۶۶ (۲/۱۷۱۱۲۳)	۱۶/۲۸۱۱۵ (۶/۲۱۷۵۵۰)
Book/Market	−۸/۶۹۸۱۸۴ (−۰/۹۵۴۵)	۵/۸۵۵۸۳۲ (۱/۶۴۹۴۱۶)	۱۷/۸۰۵۴۱ (۵/۴۵۴۸۲۵)
Size	−۷/۲۶۱۸۷ (−۱/۴۸۴۷۱)	۴/۳۳۹۱۸۲ (۰/۵۸۹۰۰۶)	۱۳/۲۵۵۹۸ (۳/۷۳۵۳۳)
Liu	−۱۲/۳۹۸۲۳ (−۱/۹۵۰۴۷۴)	۳/۱۲۰۹۵۶ (۱/۲۴۶۴۵۱)	۲۲/۲۹۹۰۹ (۹/۰۸۱۸۹۵)
Sturn	−۳/۴۰۲۶۴ (−۰/۹۶۰۷۲)	۱۰/۹۷۶۴ (۱/۴۷۰۴۹۱)	۱۵/۷۷۷۱۸ (۲/۶۶۶۷۲۸)
Vol Monthly	−۱۳/۸۰۸۲ (−۰/۷۱۶۵۲)	۳/۷۳۷۸۷۵ (۰/۴۶۹۳۷۲)	۱۵/۶۱۴۵۴ (۳/۸۶۸۳۷۴)
Gibbs	−۴/۱۷۷۶۸ (−۱/۰۳۰۷۸)	۵/۳۵۸۹ (۱/۵۴۸۳۵۵)	۱۹/۴۱۲۳۷ (۵/۲۲۷۳۱۱)

بخش دوم: cGibbs به عنوان معیار نقدشوندگی			
نوع پرتفوی‌های طبقه‌بندی شده	$tc_{p,t}$	$\beta_{R_{p,c}}$	$\beta_{TC_{p,c}}$
CCspread	۱/۵۳۹۱۷۳ (۰/۳۹۶۲۷)	۱۸/۷۳۳۱ (۱۳/۲۴۰۶۱)	۱/۳۲۹۵۷۱ (۲/۰۱۴۸۱۴)
Gopalan	−۴/۱۳۳۲۹ (−۱/۷۸۵۱۲)	۱/۹۰۱۸۸۷ (۰/۳۸۹۴۷۷)	۸/۵۸۵۶۷۹ (۲/۱۶۸۹۸۸)
Book/market	−۵/۵۹۹۰۷ (−۱/۳۵۸۳۴)	۲۲/۹۲۴۵۷ (۴/۵۷۱۷۳۵)	−۰/۵۹۴۸۱ (−۰/۲۵۶۷۲)
Size	۱/۱۰۴۳۶۲ (۰/۵۰۳۶۶۹)	۰/۵۵۲۵۸۶ (۰/۲۵۰۰۷۱)	۴/۸۲۲۵۲۴ (۳/۹۴۴۹۹۸)
Liu	۲۲/۴۶۵۲ (۰/۷۴۵۵۰۱)	−۲/۸۹۴۴۸ (−۲/۰۶۵۷۴)	۱۳/۹۳۸۸۷ (۲/۲۹۰۰۹۴)
Sturn	۳/۵۱۱۶۷۱ (۱/۲۶۳۵۲۲)	۱۴/۶۴۱۵۵ (۳/۵۰۸۱۱۸)	۱۷/۳۴۰۵۸ (۳/۸۸۵۳۴۲)
Vol Monthly	−۰/۹۳۵۱۱ (−۰/۵۲۸۸۷)	۱۳/۱۱۹۰۶ (۵/۸۰۲۷۲۷)	۴/۱۴۶۰۵۲ (۳/۳۱۵۶۶۹)
Gibbs	−۰/۹۳۸۲ (−۰/۱۴۴۸۳)	۳/۵۱۳۶۴۱ (۱/۶۴۶۷۲۹)	۷/۰۳۸۸۶۶ (۲/۴۱۰۱۰۴)

منبع: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که بیان گردید ستون اول جدول ۳ مربوط به هزینه‌های معاملاتی برای پرتفوی‌های ساخته شده بر اساس انواع معیارهای نقدشوندگی و ویژگی‌های بازار است. ضرایب به دست آمده برای متغیر هزینه معاملاتی، هم در بخش اول که cGibbs به عنوان معیاری برای هزینه‌های معاملاتی در نظر گرفته شده و هم در بخش دوم که CSspread به عنوان معیاری برای هزینه‌های معاملاتی در نظر گرفته شده است، نشان‌دهنده این است که هزینه‌های معاملاتی به مقدار ناچیزی به بازدهی‌ها مربوط می‌شود. به عبارتی نتایج نشان می‌دهد که هزینه‌های معاملاتی فاقد قدرت توضیح‌دهندگی برای پیش‌بینی بازدهی‌ها زمانی که ریسک نقدشوندگی وجود دارد، می‌باشد. این نتایج با مطالعه لئو و همکاران (۲۰۱۶) کاملا سازگار است. نکته‌ای که وجود دارد این است که مدل ارائه شده در این مطالعه نشان می‌دهد که نادیده گرفتن هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی منجر به برآورد نادرستی از بازدهی‌های مورد انتظار می‌شود که در بخش بعدی نیز به این موضوع پرداخته خواهد شد. به عبارتی همانند مطالعه اوهارا و همکاران (۲۰۰۲)[1] در این مطالعه نیز بیان می‌شود که هزینه‌های معاملاتی، نقدشوندگی و ریسک قیمت‌ها باید در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی گنجانده شود.

ستون دوم جدول ۳ ضرایب و آماره آزمون مربوط به بتای مصرف را نشان می‌دهد. در بیشتر موارد ضرایب به دست آمده برای بتای مصرف معنی‌دار نمی‌باشد؛ که این نتیجه با مطالعات قبلی در مورد اینکه CCAPM عملکرد ضعیفی در توضیح بازدهی سهام دارد سازگار است. به عبارتی نتایج نشان می‌دهد که ریسک مصرف قدرت محدودی در توضیح بازدهی سهام مورد انتظار دارد.

و در نهایت ستون سوم جدول ۳ نشان می‌دهد که بتای نقدشوندگی برای تمامی معیارها و با در نظر گرفتن هر دو نوع هزینه معاملاتی CSspread و cGibbs عددی مثبت و معنی‌دار است (به جز معیار B/M که بتای نقدشوندگی در آن عددی منفی و بی‌معنی است). برای مثال در مورد معیار Sturn و زمانی که cGibbs به عنوان هزینه معاملاتی در نظر گرفته می‌شود این ضریب برابر ۱۷/۳۴ و مقدار آماره آزمون آن ۳/۸۸ می‌باشد و نشان‌دهنده این است که بتای نقدشوندگی در پرتفوی‌هایی که بر اساس معیار نقدشوندگی Sturn ساخته می‌شود عددی مثبت و معنی‌دار می‌باشد و همچنین نشان می‌دهد که با افزایش ریسک نقدشوندگی بازدهی مورد انتظار پرتفوی‌ها نیز افزایش می‌یابد. به عبارتی نتایج این مطالعه در مورد ریسک نقدشوندگی نشان می‌دهد که صرف ریسک نقدشوندگی در مدل ارائه شده و بر اساس معیارهای مختلف مورد استفاده معنی‌دار

[1]. O'Hara (2002)

است و بیان‌گر این است که ریسک نقدشوندگی قیمت‌گذاری می‌شود و همچنین عاملی مهمی در قیمت‌گذاری دارایی محسوب می‌شود. علاوه بر این نشان می‌دهد که سرمایه‌گذاران به کواریانس بین هزینه‌های معاملاتی و رشد مصرف کل توجه می‌نمایند. بنابراین، سرمایه‌گذاران برای نگه داشتن سهام با ریسک نقدشوندگی بالا، بازده بالاتری را تقاضا می‌کنند. نتیجه به دست آمده در مورد بتای نقدشوندگی هماهنگ با مطالعه لئو و همکاران (۲۰۱۶) و لئو (۲۰۰۶) می‌باشد. همچنین سازگار با مطالعه هاشمی و همکاران (۱۳۹۲) در مورد ارتباط معنی‌دار میان نقدشوندگی و بازدهی سهام می‌باشد.

۶- بررسی میزان استحکام نتایج

در این بخش به منظور بررسی استحکام نتایج و همچنین بررسی نقش بسزای ریسک نقدشوندگی در CCAPM از R^2 رگرسیون‌های مقطعی استفاده می‌شود. به عبارتی همانند جاگانادن و وانگ[1] (۱۹۹۶) و لتا و لودویگسن[2] (۲۰۰۱)، روش فاما و مکبث (۱۹۷۳) برای محاسبه R^2 مورد استفاده قرار می‌گیرد که برای محاسبه آن از فرم زیر استفاده می‌شود:

$$R^2 = \frac{[Var_c(\bar{R}_i^e) - Var_c(\bar{\epsilon}_i)]}{Var_c(\bar{R}_i^e)}$$

در این معادله $\bar{R}_i^e$ میانگین سری زمانی مازاد بازده نسبت به بازده بدون ریسک برای پرتفوی i می‌باشد. همچنین $\bar{\epsilon}_i$ میانگین سری زمانی باقیمانده‌ها برای پرتفوی i و Var_c واریانس مقطعی می‌باشد. در اینجا R^2 سهم تغییرات بازدهی را که توسط CCAPM سنتی یا CCAPM تعدیل‌یافته با نقدشوندگی توضیح داده می‌شود اندازه‌گیری می‌کند. این معیار R^2 توسط لئو و همکاران (۲۰۱۶) و پتکوا[3] (۲۰۰۶) نیز مورد استفاده قرار گرفته است. نتایج این بخش در جدول ۴ و نمودار ۱ بیان شده است.

همان‌طور که نتایج برآورد R^2 در جدول ۴ نشان می‌دهد، برای هر دو نوع معیار هزینه معاملاتی، CCAPM تعدیل شده با نقدشونگی نسبت به CCAPM سنتی بخش بزرگتری از تغییرات مقطعی را توضیح می‌دهد. به عبارتی مدل تعدیل شده از طریق پرتفوی‌های ساخته شده بر اساس معیار

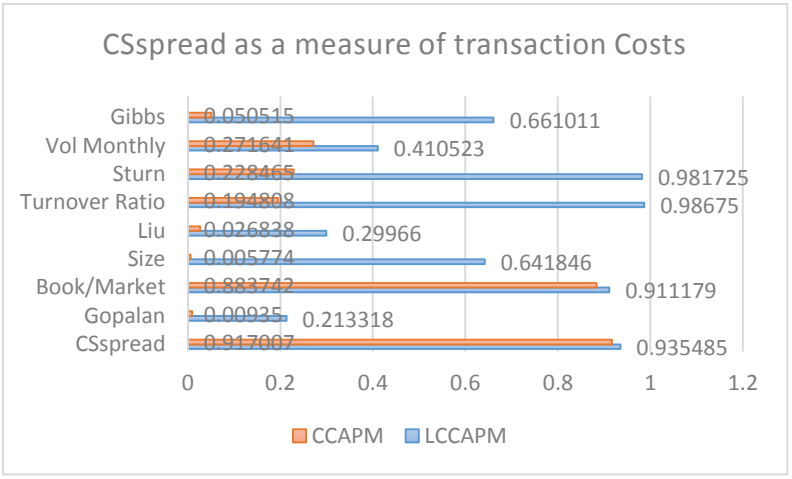
1. Jagannathan and Wang (1996)
2. Lettau and Ludvigson (2001)
3. Petkova (2006)

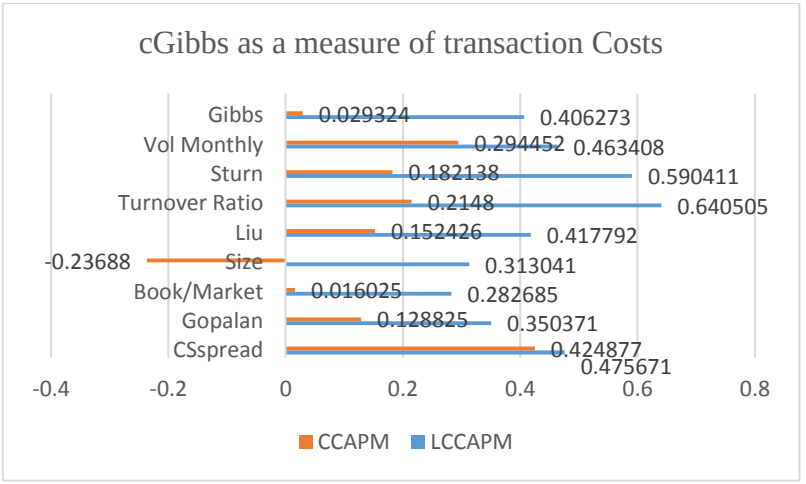
نقدشوندگی نسبت به مدل سنتی عملکرد بهتری در توضیح تغییرات بازدهی مورد انتظار دارد. برای مثال، برای پرتفوی‌های طبقه‌بندی شده بر اساس معیار Sturn، مدل سنتی ۱۸٪ (زمانی که cGibbs به عنوان معیار هزینه معاملاتی در نظر گرفته می‌شود) و ۲۲٪ (زمانی که CSspread به عنوان معیار هزینه معاملاتی در نظر گرفته می‌شود) از تغییرات بازدهی را توضیح می‌دهد در حالی که برای همین معیار، مدل تعدیل شده ۵۹٪ (با cGibbs) و ۹۸٪ (با CSspread) از تغییرات بازدهی را توضیح می‌دهد. به عبارتی قدرت توضیح‌دهندگی مدل تعدیل یافته نسبت به سنتی به میزان ۴۱٪ (با cGibbs) و ۷۶٪ (با CSspread) بیشتر است.

جدول ۴: نتایج مربوط به R^2

بخش اول: CSspread به عنوان معیار نقدشوندگی		
R^2 مربوط به CCAPM سنتی	**R^2 مربوط به CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی**	**نوع پرتفوی‌های طبقه‌بندی شده**
۰/۹۱۷۰۰۷	۰/۹۳۵۴۸۵	**CSspread**
۰/۰۰۹۳۵	۰/۲۱۳۳۱۸	**Gopalan**
۰/۸۸۳۷۴۲	۰/۹۱۱۱۷۹	**Book/Market**
۰/۰۰۵۷۷۴	۰/۶۴۱۸۴۶	**Size**
۰/۰۲۶۸۳۸	۰/۲۹۹۶۶	**Liu**
۰/۲۲۸۴۶۵	۰/۹۸۱۷۲۵	**Sturn**
۰/۲۷۱۶۴۱	۰/۴۱۰۵۲۳	**Vol Monthly**
۰/۰۵۰۵۱۵	۰/۶۶۱۰۱۱	**Gibbs**
بخش دوم: cGibbs به عنوان معیار نقدشوندگی		
R^2 مربوط به CCAPM سنتی	**R^2 مربوط به CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی**	**نوع پرتفوی‌های طبقه‌بندی شده**
۰/۴۲۴۸۷۷	۰/۴۷۵۶۷۱	**CSspread**
۰/۱۲۸۸۲۵	۰/۳۵۰۳۷۱	**Gopalan**
۰/۰۱۶۰۲۵	۰/۲۸۲۶۸۵	**Book/Market**
-۰/۲۳۶۸۸	۰/۳۱۳۰۴۱	**Size**
۰/۱۵۲۴۲۶	۰/۴۱۷۷۹۲	**Liu**
۰/۱۸۲۱۳۸	۰/۵۹۰۴۱۱	**Sturn**
۰/۲۹۴۴۵۲	۰/۴۶۳۴۰۸	**Vol Monthly**
۰/۰۲۹۳۲۴	۰/۴۰۶۲۷۳	**Gibbs**

منبع: یافته‌های تحقیق





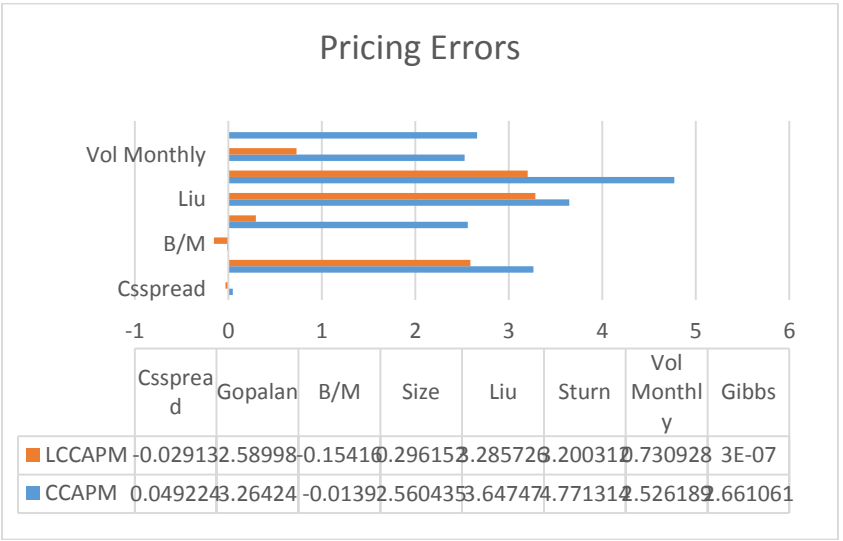
منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۱: نتایج مربوط به R^2

در ادامه به منظور بررسی بیشتر دو مدل به محاسبه خطاهای قیمت‌گذاری پرداخته می‌شود. خطای قیمت‌گذاری تفاوت میان بازدهی برازش شده و بازدهی واقعی است. میانگین بازدهی‌های 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. در این بخش شاخص cGibbs به عنوان معیار هزینه معاملاتی استفاده شده است. نتایج نشان می‌دهد که مدل تعدیل شده نسبت به مدل سنتی خطاهای قیمت‌گذاری کمتری دارد.

در ادامه میانگین خطاهای قیمت‌گذاری در نمودار ۲ بیان شده است. به عنوان مثال طبق نتایج به دست آمده برای پرتفوی‌های ساخته شده بر اساس معیار نقدنشوندگی گوپالان مقدار میانگین خطاهای قیمت‌گذاری برای مدل تعدیل یافته ۲/۵۸ و برای مدل سنتی ۳/۲۶ است. این ارقام برای معیار حجم معاملات ماهانه به ترتیب برابر ۰/۷۳ و ۲/۵۲ می‌باشد که این ارقام نشان دهنده این است که خطاهای قیمت‌گذاری در مدل سنتی از مدل تعدیل‌یافته بزرگتر می‌باشد. به عبارتی نتایج نشان می‌دهد که تعدیل مدل CCAPM به وسیله هزینه معاملاتی و ریسک نقدشوندگی بخشی از خطاهای قیمت‌گذاری را نسبت به مدل پایه کاهش می‌دهد.



	Csspread	Gopalan	B/M	Size	Liu	Sturn	Vol Monthly	Gibbs
LCCAPM	-0.02913	2.58998	-0.15416	0.296153	3.285726	3.200312	0.730928	3E-07
CCAPM	0.049224	3.26424	-0.01392	2.560435	3.647474	4.771314	2.526189	2.661061

منبع: یافته‌های تحقیق

نمودار ۲: میانگین خطاهای قیمت‌گذاری

۷- نتیجه‌گیری

در مطالعات اخیر هزینه معاملاتی به عنوان شاخص کلیدی برای سنجش عملکرد بیان شده است و نقش محوری در بازارهای مالی دارد. در برخی از این مطالعات، هزینه معاملاتی به صورت عدم نقدشوندگی مورد بحث قرار گرفته، به طوری که هزینه معاملاتی عاملی تعیین‌کننده در

نقدشوندگی بازار و بازده دارایی‌ها محسوب می‌شود. با توجه به اهمیت نقش هزینه معاملاتی در بازارهای مالی، در این مطالعه یک مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل‌شده ارائه شده است و بررسی می‌شود که چگونه مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف با هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی تعدیل می‌گردد. در این مطالعه همانند هاسبروک (۲۰۰۹) به منظور برآورد هزینه‌های معاملاتی موثر با استفاده از قیمت‌های پایانی روزانه بورس اوراق بهادار تهران، به برآورد مدل دینامیکی رول (۱۹۸۴) پرداخته شده است؛ به عبارتی با استفاده از برآورد گیبس هزینه موثر، تجزیه و تحلیل اولیه تغییرات نقدشوندگی انجام گرفته است، که این روش در ادبیات موضوع مربوط به بازار سرمایه ایران جدید است.

به عبارتی با استفاده از پراکسی‌های مختلفی برای هزینه‌های معاملاتی از قبیل هزینه‌های معاملاتی موثر هاسبروک (۲۰۰۹) و برآورد اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش بر اساس بالاترین و پایین‌ترین قیمت‌ها، نشان داده می‌شود که CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی برازش بهتری برای بازدهی‌های مورد انتظار مقطعی از طریق پرتفوی‌های ساخته شده بر اساس معیارهای نقدشوندگی تهیه می‌نماید؛ در حالی که CCAPM سنتی توانایی در نظر گرفتن اثرات نقدشوندگی را ندارد. نتایج مقایسه مدل CCAPM تعدیل شده و CCAPM سنتی در توضیح بازدهی سهام در بازار سرمایه ایران نشان می‌دهد که قدرت توضیح دهندگی مدل CCAPM تعدیل شده با نقدشوندگی زمانی که هزینه معاملاتی CSspread باشد ۶۳٪ و زمانی که هزینه معاملاتی cGibbs باشد ۴۱٪ است و در مدل CCAPM سنتی این قدرت توضیح‌دهندگی به ترتیب ۲۹٪ و ۱۲٪ است، به عبارتی نتایج نشان می‌دهد که CCAPM تعدیل یافته نسبت به CCAPM سنتی بازدهی مورد انتظار سهام را در بازار سرمایه ایران بهتر توضیح می‌دهد.

ریسک نقدشوندگی در این مطالعه به عنوان کواریانس میان هزینه‌های معاملاتی و رشد مصرف بیان می‌شود. این امر بدین دلیل است که حساسیت بالای هزینه‌های معاملاتی به نوسانات در مصرف بر دشواری تبدیل میزان سرمایه‌گذاری به پول نقد اشاره دارد. مدل ارائه شده در این مطالعه نشان می‌دهد که غفلت از هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی منجر به برآورد نادرست بازدهی‌های مورد انتظار می‌شود.

در کل نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که CCAPM سنتی ریسک و بازدهی مورد انتظار را کمتر از حد نشان می‌دهد که دلیلی بر عملکرد ضعیف مدل سنتی است. در حقیقت در این مطالعه نتایجی سازگار با مطالعات قبلی به دست آمده است. ریسک مصرف ارائه شده در مدل این مطالعه

قدرت محدودی در توضیح بازدهی مورد انتظار سهام دارد. اما ریسک نقدشوندگی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر بازدهی مورد انتظار سهام دارد؛ به طوری که با افزایش ریسک نقدشوندگی، بازدهی مورد انتظار سهام نیز افزایش می‌یابد. همچنین بررسی مدل ارائه شده نشان می‌دهد که هزینه‌های معاملاتی بر بازدهی مورد انتظار سهام نقش موثر و معنی‌داری دارند. به عبارتی این مطالعه به صورت نظری و تجربی از نقش موثر نقدشوندگی و هزینه‌های معاملاتی در قیمت‌گذاری دارایی حمایت می‌کند.

با توجه به نتایج به دست آمده مدل CCAPM تعدیل یافته به عنوان مدل مطلوب‌تر در پیش‌بینی بازده در بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌گردد و 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 بر بازده سهام نیز مورد بررسی قرار می‌گیرد.

منابع و مآخذ

۱. اصولیان، محمد. حسن‌نژاد، محمد. و سمیعی تبریزی، پدرام (۱۳۹۸). "بررسی مدل تعدیل‌شده قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای با عامل نقدشوندگی در بازارهای صعودی و نزولی بورس اوراق بهادار تهران". تحقیقات مالی **۲**(۲۱): ۳۲۰-۲۹۳.

۲. خدامی‌پور، احمد. و امیری، اسماعیل (۱۳۹۶). "هزینه معاملات سهام و قیمت سهام: نقش تعدیلی سرمایه‌گذاران نهادی". مجله بررسی‌های حسابداری **٤**(۱۵): ۶۶-۴۵.

۳. صالحی راد، محمدرضا. و حبیبی فرد، نفیسه (۱۳۹۱). "مقایسه مدل گزینه بیزی بر اساس روش MCMC و سری‌های زمانی مالی (مدل گارچ)". نشریه دانش مالی تحلیل اوراق بهادار **۵**(۱۶): ۵۹-۶۷.

۴. قالیباف اصل، حسن. و پورفرد، شهروز (۱۳۹۵). "قیمت‌گذاری ریسک نقدشوندگی در بازار بورس اوراق بهادار". فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی **٤**(۱۶): ۶۵-۲۹.

۵. هاشمی، عباس. قجاوند، زهرا. و قجاوند، سحر (۱۳۹۲). "بررسی تاثیر سطوح مختلف معیارهای نقدشوندگی بر صرف بازده سهام با استفاده از مدل چهار عاملی فاما و فرنچ". فصلنامه علمی پژوهشی مدیریت دارایی و تامین مالی **۱**(۲): ۸۶-۶۹.

۶. یاوری، کاظم. شهیدی، آمنه. دهقان دهنوی، محمد علی. و حیدری، حسن (۱۳۹۵). "اثر توسعه مالی بر ساختار بنگاه‌های غیر مالی حاضر در سازمان بورس و اوراق بهادار ایران". مجله سیاست‌گذاری اقتصادی **۸**(۱۵): ۵۴-۲۵.

7. Acharya, V.V. & Pedersen, L.H. (2005). "Asset Pricing with Liquidity Risk". Journal of Financial Economics **77**(2): 375-410.
8. Amihud, Y. & Mendelson, H. (1986). "Asset Pricing and the Bid-ask Spread". Journal of Financial Economics **17**(2): 223-249.
9. Asparouhova, E. Bessembinder, H. and Kalcheva, I. (2010). "Liquidity Biases in Asset Pricing Tests". Journal of Financial Economics **96**(2): 215-237.
10. Carlin, B. & Louis, T. (2000). *Bayes and Empirical Bayes Methods for Data Analysis*, Chapman and Hall, London, 2nd Edition.
11. Constantinides, G.M. (1986). "Capital Market Equilibrium with Transaction Costs". Journal of Political Economy **94**(4): 842-862.
12. 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.
13. Fama, E. F. & Macbeth, J. D. (1973). "Risk, Return, and Equilibrium: Emprical Tests". Journal of Political Economy **81**(3): 607-636.

14. Geweke, J. (2005). *Contemporary Bayesian Statistics and Econometrics*, John Wiley and Sons, New York.
15. Harris, L. (1990). "Statistical Properties of the Roll Serial Covariance Bid/ask Spread Estimator". Journal of Finance **45**(2): 579-590.
16. Hasbrouck, J. (2004). "Liquidity in the Futures Pits: Inferring Market Dynamics from Incomplete Data". Journal of Financial and Quantitative Analysis **39**(2): 305-326.
17. Hasbrouck, J. (2009). "Trading Costs and Returns for U.S. Equities: Estimating Effective Costs from Daily Data". Journal of Finance **64**(3): 1445-1477.
18. Heaton, J. & Deborah J. L. (1996). "Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing". Journal of Financial Economics **104** (3): 443-487.
19. Israel, R. & Moskowitz, T. (2013). "The Role of Shorting, Firm Size and Time on Market Anomalies". Journal of Financial Economics **108**(2): 275-301.
20. Jacoby, G. Fowler, D.J. and Cottesman, A.A. (2000). "The Capital Asset Pricing Model and the Liquidity Effect: A Theoretical Approach". Journal of Financial Markets **3**(1): 69-81.
21. Jagannathan, R. & Wang, Z. (1996). "The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns". Journal of Finance **51**(1): 3-53.
22. Kim, S. & Na, H. (2018). "Higher-moment Liquidity Risks and the Cross-section of Stock Returns". Journal of Financial Markets **38**: 39-52
23. Lam, K. S. Tam, L. H. and Dong, L. (2019). "Liquidity and Stock Returns: Evidence from the Chinese Stock Market". China Accounting and Finance Review **21**(4): 1-42.
24. Lancaster, T. (2004). *An Introduction to Modern Bayesian Econometrics*, Blackwell Publishing, Malden, MA.
25. Lettau, M. & Ludvigson, S. (2001). "Resurrecting the (C) CAPM: A Cross-sectional Test when Risk Permia are Time-varing". Journal of Political Economy **109**(6): 1238-1287.
26. Liu, W. (2006). "A Liquidity Augmented Capital Asset Pricing Model". Journal of Financial Economics **82**: 631-671.
27. Liu, W. Luo, D. & Zhao, H. (2016). "Transaction Costs, Liquidity Risk, and the CCAPM". Journal of Banking & Finance **63**: 126-145.
28. Liu, W. & Strong, N. (2008). "Biases in Decomposing Holding-Period Portfolio Returns". The Review of Financial Studies **21**(5): 2243-2274.

29. Lo, A.W. Mamaysky, H. and Wang, J. (2004). "Asset Prices and Trading Volume under Fixed Transactions Costs". Journal of Political Economy **112**(5): 1054-1090.
30. O'Hara, M. Easley, D. and Hvidki, R. (2002). "Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?" . Journal of Finance **57**(5): 2185-2221.
31. Petkova, R. (2006). "Do the Fama-French Factors Proxy for Innovations in Predictive Variables?". Journal of Finance **61**(2): 581-612.
32. Restocchi, V. McGroarty, F. Gerding, E. and Johnson, J. E. V. (2017). "The Impact of Transaction Costs on State-contingent Claims Mispricing". Finance Research Letters **23**(1): 174-178.
33. Roll, R. (1984). "A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market". The Journal of Finance **39**(4): 1127-1139.
34. Vayanos, D. (1998). "Transaction Costs and Asset Prices: A Dynamic Equilibrium Model". The Review of Financial Studies **11**(1): 1-58.

Original Research Article

The study of an adjusted CCAPM model through the Bayesian estimation of trading costs

Sedighe Alizadeh[1]
Mohammad Nabi Shahiki tash[2]
Reza Roshan[3]

Received: 11-12-2019 Accepted: 20-09-2020

Introduction: The capital asset pricing model (CAPM), developed by Markowitz (1952), Sharpe (1964) and Lintner (1965), explains stock returns based on the mean-variance framework. However, many researchers and practitioners have found that stock returns cannot be fully explained by the CAPM. This has led to further attempts to incorporate other aspects of stock into the CAPM. One of the most successful findings is the role of liquidity in asset pricing. Amihud and Mendelson (1986) were among the first to examine how the level of liquidity affects asset prices. Pastor and Stambaugh (2003) and Acharya and Pedersen (2005) also examined the role of the second moments of liquidity in asset prices. Other research works have been done in this area.

In our study, we seek to make a liquidity adjustment to the consumption-based capital asset pricing model (CCAPM) and show that the liquidity-adjusted CCAPM is a generalized model of Acharya and Pedersen (2005). This aspect of CAPM has not been investigated in my country. So, the research is of novelty here.

The study aims to show that the expected stock return is determined by both consumption risk (CR) and liquidity risk (LR). The latter (i.e., LR) has been defined as the covariance between transaction costs and consumption growth.

In this study, the effective trading cost index of Hasbrouck (2009) was estimated using Gibbs Bayesian method and roll's model with the daily data

[1]- Ph.D. Student of Economics, Faculty of Economic and Management, University of Sistan and Baluchestna, Zahedan, Iran
Email: s.alizadeh14@yahoo.com

[2]- Associate Professor of Economics, Faculty of Economic and Management, University of Sistan and Baluchestna, Zahedan, Iran

[3]- Assistant Professor of Economics, Faculty of Literature and Humanities, University of the Persian Gulf

of the stock closing price in Tehran Stock Exchange during 2009-2010. Then, by including the two types of Hasbrouck trading cost and the bid-ask spread as well as the liquidity risk in the traditional consumption-based capital asset pricing models, adjustments are made in these models. The purpose is to show that the liquidity-adjusted CCAPM provides a better fit for the cross-sectional expected returns across various liquidity-based portfolios, while the traditional CCAPM fails to capture the liquidity effect.
This study also seeks to show that the liquidity adjusted CCAPM is robust enough to include industry portfolios
The model considered in this study is a generalized version of Acharya and Pedersen (2005) and suggests a novel source of liquidity risk which is the covariance between transaction costs and consumption growth. The question to arise is 'Can the three channels of liquidity risk of Acharya and Pedersen (2005) be captured by the covariance between transaction costs and consumption growth?' We try to enrich the literature that highlights the pricing of various systematic risks associated with consumption by showing the positive relation between stock returns and the sensitivity of transaction costs to consumption growth.
Reviewing the literature, it seems this area has worked in advanced countries (Lettau and Ludvigson, 2001; Bansal and Yaron, 2004; Parker and Julliard, 2005; Yogo, 2006; Jagannathan and Wang, 2007; Savov, 2011; Boguth and Kuehn, 2013), while, in some country such as Iran, it has not been tried yet.
The focus of this research is on the liquidity adjustment to the consumption-based pricing models, as an area that has attracted little attention in the literature. The research will add to the literature on asset pricing models in Iran by answering the following questions:

- Is there a significant and positive relationship between the expected stock returns and the expected transaction costs?
- Does liquidity-adjusted CCAPM have the power to explain the expected stock returns of Tehran stock exchange?
- Compared to the traditional CCAPM, can liquidity-adjusted CCAPM better explain the cross-sectional expected returns across various liquidity-based portfolios?
- Does the increase in stock liquidity lead to lower stock returns (and vice versa)?

Also, the main research purposes are as follows:

- Investigating the impact of companies' expected returns through a factor called the liquidity systematic risk
- Presentation of liquidity-adjusted CCAPM which is consistent with Tehran Stock Exchange, as a practical model to determine risk and return

- Considering the liquidity risk as a covariance between transaction costs and the total consumption growth
- Testing the explanatory power of the theory in determining the rate of the expected return in Tehran Stock Exchange and examining the existence of a significant relationship between risk and return

Methodology: In this study, the liquidity-adjusted model is examined by means of a portfolio constructed on the basis of liquidity criteria and market characteristics. Based on the previous studies and the structure of the capital market in Iran, 20 portfolios were observed in the present study, and Liu and Strong's (2008) approach was used to calculate the portfolio return. This model shows that the expected return on stocks is determined by the risk of consumption and the risk of liquidity. According to the study by Liu et al. (2016), the following two regressions are used to estimate the beta consumption and the beta liquidity in the present study:

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_{i,tc} + \beta_{R_i,c}\Delta C_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$-u_{i,t} = \alpha_{i,tc} + \beta_{TC_i,c}\Delta C_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

where $R_{p,t} - R_{f,t}$ is the ratio of the residual of the returns in portfolio i to risk-free returns, ΔC refers to the growth in the consumption of non-durable goods and services, and $u_{i,t}$ is the residual of the following regression:

$$tc_{i,t} = \alpha_{i,0} + \alpha_{i,1}tc_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (3)$$

where $tc_{i,t}$ is the transaction cost of the asset i in season t. Using the change in the transaction costs,$u_{i,t}$, is because of the durability and stability of liquidity. In addition, beta liquidity can be directly estimated using transaction costs as follows:

$$-tc_{i,t} = \alpha_{i,tc} + \beta_{TC_i,c}\Delta C_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

It should be noted that, in this study, Pooled GLS and Generalized Method of Moments (GMM) were used to estimate the regressions. However, considering the similar results yielded by these two methods, only the results of Pooled GLS are analyzed in this section. Comparative assessments between the liquidity-adjusted CCAPM model (6) and the traditional CCAPM (5) are performed using the following cross-sectional regressions:

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1\beta_{R_p,c} + \varepsilon_{p,t} \quad (5)$$

$$R_{p,t} - R_{f,t} = \gamma_0 + \gamma_1 tc_{p,t} + \gamma_2\beta_{R_p,c} + \gamma_3\beta_{TC_p,c} + \varepsilon_{p,t} \quad (6)$$

where $R_{p,t} - R_{f,t}$ refers to excess of portfolio p to risk-free returns in season t, $\beta_{R_p,c}$ is the beta consumption, $tc_{p,t}$ is the transaction costs of portfolio p and $\beta_{TC_p,c}$ is the beta liquidity. Beta consumption is estimated through a time series regression of the excess return on consumption growth as in Equation (1). Beta liquidity is also estimated through the time series regression of liquidity changes on consumption growth as in Equation (2). Similar to the procedure applied in studies by Acharya and Pedersen (2005) and Lettau and

Ludvigson (2001), beta consumption and beta liquidity are estimated over the entire sample period in this study.

Results and Discussion: In recent studies, transaction costs have been cited as a key measure of performance and a central role in financial markets. Also, transaction costs have been discussed in a non-liquidity way in many studies. However, transaction costs are considered as a determining factor in market liquidity and assets return. Given the importance of the role of transaction cost in financial markets, this study proposed an adjusted consumption-based capital asset pricing model and examined how this model is adjusted by transaction costs and liquidity risk. In this study, like Hasbrouck (2009), the researchers aimed at estimating the dynamic model of Roll (1984) in order to estimate effective transaction costs using daily ultimate prices of Tehran Stock Exchange. In other words, using Gibbs cost-effectiveness estimation, the initial analysis of the liquidity changes has been carried out, which is a new approach in the literature related to the Iranian capital market.

In other words, using different proxies for transaction costs such as Hasbrouck's (2009) effective transaction costs and estimated bid-ask spread based on the highest and lowest prices, liquidity-adjusted CCAPM is shown to be more appropriate for the expected cross-sectional returns through portfolios formed on the basis of liquidity criteria. However, the traditional CCAPM is unable to account for liquidity effects. Comparing the results of the adjusted CCAPM model with the traditional CCAPM model in explaining the stock return in the Iranian capital market shows that the explanatory power of the model in liquidity-adjusted CCAPM is 67% (when the transaction cost is based on CSspread) and 50% (when the transaction cost is based on cGibbs). But in the traditional CCAPM model, this explanatory power is 28% and 21% respectively. It means that the adjusted CCAPM can better explain the expected stock return in the Iranian capital market as compared to the traditional CCAPM.

In this study, liquidity risk is expressed as the covariance between transaction costs and consumption growth. This is because the high sensitivity of transaction costs to fluctuations in consumption highlights the difficulty of converting investment funds into cash. The model presented in this study shows that neglecting the transaction costs and liquidity risk can lead to inaccurate estimation of the expected returns.

Conclusion: The results of this study show that traditional CCAPM underestimates the expected risk and return. This is a reason for the poor performance of the traditional model. In fact, the results of the study are in line with the results of previous studies. The consumption risk proposed in the model of this study has limited power to explain the expected stock return. But liquidity risk has a significantly positive effect on the expected stock return, so that, with no increase in liquidity risk, the expected stock

return can increase. Furthermore, the analysis of the proposed model shows that the transaction costs have a significant effect on the expected stock return. In other words, this study theoretically and empirically supports the effective role of liquidity and transaction costs in asset pricing.
According to the results, the adjusted CCAPM model is suggested as a more desirable model to estimate the returns in Tehran Stock Exchange. It is also suggested to evaluate other pricing models using transaction cost and liquidity risk in future research. This is because neglecting these two factors can lead to inaccurate estimates of expected returns. Moreover, the effect of other variables such as stock interest and growth on stock returns should be investigated.

Keywords: Trading Costs, Liquidity risk. Consumption risk, Gibbs Bayesian Method.
JEL Classification: E21, D32, G33.