New Economy and Trade, Institute for Humanities and Cultural Studies (IHCS)
Quarterly Journal, Vol. 15, No. 1, Spring 2020, 25-58
doi: 10.30465/jnet.2020.5686

Analyzing the Effect of Liquidity on Asset Pricing: using Epstein-Zin Model in the Iranian Capital Market

Sedighe alizadeh*

mohammad nabi shahiki tash**

Abstract

Liquidity is one of the most important aspects of development in financial markets and one of the risk factors of financial assets. In this study, liquidity risk is also used as a factor to modify the Epstein-Zin model, and its performance is evaluated against traditional consumption-based asset pricing models. In order to adjust the Epstein-Zin model in this study, the liquidity factors of Liu (2006), Turnover ratio, Gopalan and cGibbs have been applied and the used data are for 48 stock companies from 2009 to 2017. The results indicate that the adjusted model has a higher adjusted-R^2 than the traditional consumption-based capital asset pricing model and the traditional Epstein-Zin model, and indicates that liquidity is a significant risk factor and adds a significant explanatory power to model. Thus, overall, the results of this study show that liquidity risk is a pricing factor and its incorporation into pricing models leads to improved model performance.

Keywords: liquidity risk, Epstein-Zin model, the traditional CCAPM- adjusted-R^2
JEL classification: G14, G12

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* PhD Student in Economics, Sistan and Baluchestan University (Corresponding Author), sedighe.alizadeh14@gmail.com

** Associate Professor, Department of Economics, Sistan and Baluchestan University, mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

Date of receipt: 26/11/2019, Date of acceptance: 7/3/2020

Copyright © 2010, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article. This work is licensed under the Creative Commons Attribution 4.0 International License. To view a copy of this license, visit http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/ or send a letter to Creative Commons, PO Box 1866, Mountain View, CA 94042, USA.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

اقتصاد و تجارت نوین، پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
فصل‌نامهٔ علمی (مقالهٔ علمی ـ پژوهشی)، سال پانزدهم، شمارهٔ اول، بهار ۱۳۹۹، ۲۷ – ۵۸

بررسی اثر نقدشوندگی بر قیمت‌گذاری دارایی با استفاده از مدل اپستین-زین در بازار سهام ایران

صدیقه علیزاده*

محمد نبی شهیکی تاش**

چکیده

نقدشوندگی از مهم‌ترین جنبه‌های توسعه بازارهای مالی و یکی از عوامل ریسک دارایی-های مالی به شمار می‌رود. در این مطالعه نیز از ریسک نقدشوندگی به عنوان عاملی تاثیرگذار بر قیمت‌گذاری دارایی همچنین برای تعدیل مدل اپستین-زین سنتی استفاده می‌شود و عملکرد این مدل در برابر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف سنتی مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. به منظور تعدیل مدل اپستین-زین در این مطالعه عوامل نقدشوندگی لئو (۲۰۰۶)، نرخ گردش سهام، گوپالان و همکاران و گیبس به کار گرفته شده و داده‌های مورد استفاده نیز مربوط به ٤٨ شرکت بورس اوراق بهادر تهران از فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۳۹٦ است. نتایج بیانگر این است که مدل تعدیل شده، R^2 تعدیل شده مقطعی بالاتری نسبت به مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف سنتی (CCAPM) و مدل اپستین-زین سنتی دارد و نشان‌دهنده این است که نقدشوندگی عامل ریسک معنی‌داری است و قدرت توضیح‌دهندگی قابل توجهی را به مدل اضافه می-کند. بنابراین در کل نتایج این مطالعه نشان می‌دهد که ریسک نقدشوندگی یک عامل قیمت‌گذاری است و ورود آن به مدل‌های قیمت‌گذاری منجر به بهبود عملکرد مدل می-شود.

کلیدواژه‌ها: ریسک نقدشوندگی-مدل اپستین-زین- مدل CCAPM سنتی- R^2 تعدیل شده- بورس اوراق بهادار تهران

---

* دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان (نویسندهٔ مسئول)، sedighe.alizadeh14@gmail.com

** دانشیار گروه اقتصاد، دانشگاه سیستان و بلوچستان، mohammad_tash@eco.usb.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۳۹۸/۰۹/۰۵، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱۲/۱۷

Copyright © 2018, IHCS (Institute for Humanities and Cultural Studies). This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International, which permits others to download this work, share it with others and Adapt the material for any purpose

طبقه‌بندی JEL: G12,G14

۱. مقدمه

دارایی‌های مختلفی برای سرمایه‌گذاری در بازارهـای مـالی وجـود دارد. سـرمایه‌گـذاران بـه منظور انتخاب نوع سـرمایه‌گـذاری، بـه بـازده و ریسـک دارایـی توجـه مـی‌کننـد. قابلیـت نقدشوندگی دارایی‌ها، یکی از عوامل ریسک آنهاست. این نکته بـرای سـرمایه‌گـذار اهمیـت دارد که اگر تصمیم بگیرد دارایی خود را بفروشد، آیا بازار مناسـبی بـرای فـروش آن وجـود دارد، یا اینکه چه مدت طول می‌کشد تا آن را به فروش برساند و به پول نقد تبدیل کند. ایـن دو سوال، تحقق ریسک عدم‌نقدشوندگی دارایی برای خریدار است. به عبارت دیگـر برخـی سرمایه‌گذاران ممکن است به سرعت به منابع مالی سرمایه‌گذاری خود نیاز داشـته باشـند، در چنین مواردی قابلیت نقدشوندگی در تصمیم‌گیری‌های سرمایه‌گـذاری اهمیـت زیـادی دارد. اگر سرمایه‌گذار اطمینان داشته باشد که در صورت تصمیم به فـروش دارایـی، همیشـه طـی مدت زمان کوتاهی می‌تواند دارایی خود را به پول نقد تبدیل کند و همچنـین بـرای فـروش دارایی‌اش بازار مناسبی وجود دارد، ریسک عدم‌نقدشوندگی برای وی کاهش می‌یابـد و ایـن موجب اطمینان خاطر وی از سرمایه‌گذاری خواهد شد (زمانی و فغانی،۱۳۹۵،۶۲).

مطالعات اخیر در زمینه قیمت‌گذاری دارایی نشان می‌دهند که نقدشوندگی نقـش مهمـی در مصرف سرمایه‌گذاران و تصمیم‌گیری در مورد پس‌انداز و مصرف آنهـا دارد .بنـابراین بـا توجه به نقش تعیین‌کننده‌ای که نقدشوندگی در بازارهای مالی و تصـمیمات سـرمایه‌گـذاری دارد، در این مطالعه به بررسی تاثیری که ریسک نقدشـوندگی مـی‌توانـد بـر قیمـت‌گـذاری دارایی‌ها داشته باشد، پرداخته می‌شود.

به طور خاص در این مطالعه با اسـتفاده از عامـل‌هـای ریسـک نقدشـوندگی گوپـالان و همکاران ((gopalan, Kadan and Pevzner (2009) ، لئو ((Liu,(2006)، نـرخ گـردش سـهام و هزینه معاملاتی گیبس (CGibbs) بررسی می‌شود که آیا ریسک نقدشوندگی به طـور معنـی-داری در بازار بورس اوراق بهادار تهران قیمت‌گذاری می‌شود یـا خیـر. بـرخلاف مطالعـات قبلـی ماننـد پاسـتور و اسـتامبوت ((Pastor and Stambaugh, (2003)، لئـو، سـادکا (Sadka, (2006))، آچاریـا و پدرسـن ((Acharya and Pedersen, (2005) و قالیبـاف و پـورفرد کـه بـه تعدیل مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای یا فاما و فرنچ بـا اسـتفاده از عامـل نقدشـوندگی می‌پردازند، در این مطالعه به تعدیل مدل اپسـتین-زیـن (Epestin-Zin Model) بـا اسـتفاده از

عامل نقدشوندگی پرداخته می‌شود و نقش نقدشوندگی بر عملکرد این مدل مورد بررسی قرار می‌گیرد، بخشی که در ادبیات موضوع نسبت به آن کم توجهی شده است. به عبارتی این مدل گسترش یافته نشان می‌دهد که ریسک مصرف، ریسک بازار و ریسک نقدشوندگی به طور مشترک بازدهی مورد انتظار سهام را تعیین می‌کنند. مطالعات اپستین–زین (۱۹۸۹،۱۹۹۱) در راستای حل مشکلات مدل قیمت‌گذاری مبتنی بر مصرف شکلی از تابع مطلوبیت بازگشتی را ارائه نمودند که در این تابع امکان جداسازی ضریب ریسک-گریزی نسبی (the coefficient of constant relative risk aversion) و کشش جانشینی بین-دوره‌ای وجود دارد، به ویژه اینکه تابع مطلوبیت بازگشتی تجمعی تابعی از مصرف جاری و تابع مطلوبیت دوره آتی می‌باشد.

به طور کلی، این مطالعه براساس دو روش تجربی و تئوری بر نقش نقدشوندگی در توضیح بازدهی مورد انتظار سهام تاکید می‌کند و با نشان دادن اینکه نقدشوندگی علاوه بر اینکه یک عامل قیمت‌گذاری است به طور قابل توجهی در قدرت توضیح دهندگی مدل نیز نقش دارد، شواهدی مبنی بر اهمیت ریسک نقدشوندگی در قیمت‌گذاری دارایی را ارائه می‌دهد. همچنین مقایسه مدل اپستین–زین تعدیل شده با دیگر مدل‌های سنتی قیمت‌گذاری دارایی از لحاظ میزان خطاهای قیمت‌گذاری (Pricing Errors) و قدرت توضیح‌دهندگی مدل از دیگر اهداف این مطالعه می‌باشد.

این مطالعه بدین صورت سازماندهی شده است که ابتدا مروری بر پیشینه تحقیق و مبانی نظری انجام شده و مدل اپستین زین تعدیل شده با نقدشوندگی معرفی شده است. بخش چهارم مقاله دربردارنده داده‌ها و روش تحقیق است. در بخش پنجم برآورد مدل و نتایج تجربی بیان شده است و در نهایت بخش پایانی مقاله به نتیجه‌گیری اختصاص داده شده است.

۲. پیشینهٔ تحقیق

همانطور که در مقدمه نیز بیان شد مطالعات اخیر در قیمت‌گذاری دارایی نشان می‌دهند که نقدشوندگی نقش مهمی را در تصمیمات سرمایه‌گذاری و مصرف سرمایه‌گذاران ایفا می-کند. در این مطالعه نیز به بررسی رابطه میان نقدشوندگی و بازده سهام در الگوی تعدیل یافته اپستین–زین که در ادبیات مربوط به این مطالعات در مورد آن کم توجهی شده است پرداخته می‌شود. به عبارتی می‌توان بیان کرد که در مطالعات داخلی مدل قیمت‌گذاری

دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف با ترجیحات اپستین-زین که با استفاده از ریسک نقدشوندگی تعدیل یافته باشد، به طور جامع و دقیق بررسی نشده است. در نتیجه در این بخش تعدادی از مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با موضوع که به تعدیل انواع مدل‌های قیمت‌گذاری به کمک ریسک نقدشوندگی پرداخته‌اند، به طور خلاصه بیان می‌گردد.

آمیهود و مندلسون (Amihud and Mendelson) جزء اولین کسانی بودند که اثر نقدشوندگی بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها را مورد بررسی قرار دادند. آنها با تحلیل ارتباط میان بازده سهام و تفاوت عرضه و تقاضا شواهدی مبنی بر وجود صرف نقدشوندگی یافتند. همچنین تاثیر ریسک نقدشوندگی و نقدشوندگی بر قیمت‌گذاری دارایی‌ها را با استفاده از اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش و برای دوره زمانی ۱۹۸۰ تا ۱۹۶۱ بررسی نمودند.

اپستین و زین (۱۹۸۹) مجموعه‌ای از ترجیحات بازگشتی را توسعه دادند و بیان نمودند که یکی از ویژگی‌های مهم این ترجیحات این است که آنها به نگرش‌های ریسکی اجازه می‌دهند که از درجه جانشینی بین‌زمانی جدا شوند. علاوه بر این ارائه مفهوم ویژگی‌های این ترجیحات منجر به ارائه مدلی از بازده دارایی‌ها می‌شود که در آن ترکیب مناسبی از هر دو CAPM نامتعارف و CCAPM موقتی به عنوان موارد خاص وجود دارد. در مدل کلی اپستین و زین، ریسک سیستماتیک یک دارایی توسط کواریانس بازدهی پرتفوی بازار و رشد مصرف تعیین می‌شود در حالی که در هر یک از مدل‌های ذکر شده تنها یکی از این عوامل نقش دارد. این نتیجه با وجود همگن بودن ترجیحات و تفکیک‌پذیری در مصرف و تصمیمات پرتفوی حاصل می‌شود. دو ویژگی تحلیلی دیگری که مطالعه آنها دارد اثبات دو قضیه است: وجود توابع مطلوبیت موقتی بازگشتی و وجود حالت مطلوب مسائل بهینه-سازی متناظر با آن.

تابع مطلوبیت موقتی که آنها تنظیم نمودند سه ویژگی بسیار مهم دارد. اول اینکه جانشینی و ریسک گریزی از بین رونده هستند. همچنین آنها تئوری‌های مطلوبیت غیر منتظره و نامتعارف را در یک چهارچوب زمانی موقتی ادغام نمودند و آخرین مورد هم این است که مفاهیمی را برای رفتار موقتی مصرف و بازدهی‌های دارایی ایجاد می‌کنند. علاوه بر این، این ویژگی‌ها ممکن است به روش تجربی با استفاده از تکنیک‌های اقتصادسنجی مورد بررسی قرار گیرد. توابع مطلوبیت اپستین و زین نتایج آماری مقایسه‌ای را به درستی مشخص و بدین ترتیب درک واضح‌تری از عوامل تعیین‌کننده قیمت دارایی ایجاد می‌کند.

بیکر و استین (۲۰۰۳) (Baker and Stein) نیز مدلی برای توضیح افزایش نقدشوندگی هنگام کاهش اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش، کاهش تاثیر قیمت بر مبادلات و یا افزایش نرخ گردش ارایه دادند. نتایج آنها بیانگر این است که معیار نقدشوندگی مورد استفاده در مطالعه آنها با بازده سهام همبستگی مثبت بالایی دارد.

لام وتام (۲۰۱۱) (Lam and Tam) با استفاده از شاخص‌های مختلف از جمله نسبت نقدشوندگی آمیهود، نقدشوندگی سهام در بازار بورس هنگ کنگ را بررسی نمودند. آنها نیز به این نتیجه رسیدند که نقدشوندگی بر قیمت سهام تاثیرگذار است. از نظر آنها عوامل بازار، اندازه شرکت، نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری سهام و نقدشوندگی معیارهای مناسبی جهت ارزیابی رابطه صرف ریسک و بازده می‌باشند.

مارکویز، نیتو و رابیئو (۲۰۱٤) (Márquez, Nieto, and Rubio) مدل CCAPM را با وارد کردن شوک‌های نقدشوندگی گسترش دادند. این شوک‌ها بر محدودیت بودجه سرمایه‌گذار اثرگذار است. آنها در این مطالعه برخلاف سایر مطالعاتی که ریسک را مورد بررسی قرار می‌دهند، به بررسی ریسک نقدشوندگی با حل مسئله بهینه‌سازی رفتار عامل اقتصادی پرداخته‌اند. این مدل که با استفاده از مدل‌های قیمت‌گذاری عامل تنزیل تصادفی معرفی شده است الگوی ضد دوره‌ای قوی را نشان می‌دهد.

از جمله مطالعاتی که به تعدیل مدل اپستین-زین پرداخته، مطالعه لئو، لیو، ژائو (۲۰۱٦) (Liu, Luo & Zhao) است. آنها مدل اپستین زین سنتی را با استفاده از ریسک نقدشوندگی تعدیل نمودند و به بررسی عملکرد مدل تعدیل یافته در برابر مدل سنتی پرداختند. به منظور ارزیابی عملکرد مدل از دو معیار تابع فاصله هنسن و جاناتان (۱۹۹۷) و R^2 مقطعی تعدیل شده استفاده کردند و نشان دادند که مدل تعدیل شده با نقدشوندگی R^2 مقطعی بالاتر و فاصله هنسن جاناتان کمتری را نسبت به مدل اپستین زین اصلی و CCAPM سنتی ایجاد می‌کند. به عبارتی نتایج نشان می‌دهد که مدل اپستین زین تعدیل یافته نسبت به دو مدل دیگر در توضیح بازدهی مورد انتظار سهام موفق‌تر است. همچنین نشان دادند که نقدشوندگی، یک عامل ریسک معنی‌دار است و قدرت توضیح‌دهندگی مدل را افزایش می‌دهد.

همچنین آبانکارا، کلینکاسکا و لی (۲۰۱۵) (Abhyankar, Klinkowska and Lee) از مدل CCAPM با تابع ترجیحات اپستین، زین و ویل (۱۹۹۱، ۱۹۸۹) برای توضیح ریسک اوراق خزانه‌داری آمریکا استفاده نمودند. دو نوع ریسک در این مدل معرفی شده است؛ ریسک

مربوط به عدم اطمینان در مورد مصرف جاری و ریسک عدم اطمینان در مورد مصرف بلندمدت. براساس روابط قیمت‌گذاری آنها، مازاد بازده‌های انتظاری تحت تاثیر دو عامل است، اولین عامل تغییرات مازاد بازده با رشد مصرف همان دوره است و دومین عامل چگونگی تغییرات آن‌ها با تغییرات انتظارات رشد مصرف آتی است. نتایج آنها توضیح می‌دهند که اوراق قرضه بلندمدت دولتی بازده بیشتری طلب می‌کنند چرا که آن‌ها ریسکی‌تر هستند و در نهایت نویسندگان نتیجه‌گیری می‌کنند که باید به سرمایه‌گذاران صرفی اعطا شود که اوراق قرضه نگهداری کنند.

آلتی و کالگیچی (۲۰۱۹) (Altay and Calgici) در چارچوب مدل LCAPM تاثیر ریسک نقدشوندگی بر روی بازدهی دارایی‌ها را در یک بازار نوظهور، بورسا استانبول، مورد بررسی قرار دادند. و از یک روش دو مرحله‌ای کلاسیک به منظور آزمون معنی‌داری سه بتای نقدشوندگی و همچنین بتای بازار بر روی بازدهی سهام استفاده می‌کنند. نتایج آنها نشان می‌دهد که وارد کردن بتای نقدشوندگی در مدل CAPM قدرت توضیح‌دهندگی ریسک سیستماتیک را بر روی بازدهی دارایی‌ها افزایش می‌دهد. حساسیت بازدهی‌دارایی‌ها به نقدشوندگی بازار نیز بیانگر اثر مثبت و معنی‌داری است.

از جمله مطالعات داخلی که به تعدیل مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی پرداخته است، مطالعه قالیباف و پورفرد (۱۳۹۵) است. آنها مطالعه‌ای را با استفاده از مدل شرطی قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای تعدیل شده با نقدشوندگی که توسط آچاریا و پدرسون (۲۰۰۵) ارائه شده است را انجام دادند. در این مطالعه، آنها با افزودن ریسک نقدشوندگی به مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای استاندارد، و با استفاده از روش توصیفی و تحلیل رگرسیون به تبیین رابطه ریسک و بازده در بازار بورس اوراق بهادار تهران پرداختند. نتایج آنها نشانگر تاثیرپذیری قیمت سهام از ریسک نقدشوندگی و مطالبه بازده بالاتر توسط سرمایه‌گذاران جهت نگهداری اوراق بهادار با نقدشوندگی کمتر می‌باشد.

رادنیا و همکاران (۱۳۹۵) به بررسی معمای صرف سهام با استفاده از تابع مطلوبیت بازگشتی اپستین و زین در بازار بورس اوراق بهادارتهران پرداختند. نتایج آنها نشان می‌دهد که علاوه بر شواهد تجربی، مقدار پارامتر برآوردی ضریب ریسک گریزی نسبی در معادله مربوط به مدل CCAPM در کمترین حالت معادل ۲۲/۰۷ بوده که وجود معمای صرف سهام را تایید می‌نماید. آنها پس از تعدیل مدل فوق با استفاده از تابع مطلوبیت بازگشتی و جداسازی ضریب ریسک گریزی نسبی و کشش جانشینی بین دوره‌ای، مقادیر۰/۳ و ۱/٤٥

را به ترتیب برای این دو پارامتر به دست آورند. در ادامه آنها با توجه به اختلاف قابل توجه ضریب ریسک گریزی و کشش بین دوره‌ای و نیز کاهش چشمگیر ضریب ریسک گریزی، توانایی تعدیل مدل CCAPM مبتنی بر تابع مطلوبیت بازگشتی در حل معمای صرف سهام برای بازار بورس اوراق بهادار ایران را نتیجه گرفتند.

محمدزاده و همکاران (۱۳۹۵) تعدیلاتی را در مدل پایه قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف انجام دادند و به استخراج نوع جدیدی از ترجیحات برای قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای پرداختند که در این نوع ترجیحات تابع مطلوبیت نه تنها به مصرف بلکه به پس‌انداز نیز بستگی دارد. نتایج آنها نشانگر این است که متغیر مصرف و پس‌انداز در توضیح بازده سهام در دوره مورد نظر مطالعه، یعنی سال‌های ۱۳۶۷ تا ۱۳۸۹ موفق بوده است. همچنین نتایج آنها نشان می‌دهد که ترجیحات در تابع پس‌انداز معنادار است اما ضریب ریسک‌گریزی بالایی ندارند.

۳. مبانی نظری

ریسک، بازده و نقدشوندگی از جمله معیارهایی هستند که در مدیریت سبد سهام مورد توجه قرار می‌گیرد. اولین معیار مطرح شده در مدیریت سبد سهام، ریسک است. تعاریف متعددی از مفهوم ریسک در سرمایه‌گذاری بیان شده است. به طور کلی ریسک یک دارایی، تغییر احتمالی بازده آینده ناشی از آن دارایی است؛ بنابراین ریسک یک دارایی زمانی بیشتر می‌شود که تغییرپذیری بازده‌های آینده آن دارایی بیشتر باشد. سازمان‌ها و انسان‌ها ریسک را به طور قابل توجهی در زندگی خود وارد نمودند. نکته حائز اهمیت این است که ریسک، قیمت مشخصی دارد و به تبع آن، انتقال و حذف آن نیز مستلزم صرف هزینه است؛ بنابراین باید تعادلی میان ریسک و بازده برقرار شود. برای تمام افراد و مشارکت کنندگان بازار دو حالت وجود دارد، که یا ریسک گریز هستند و یا سطح قابل قبولی از ریسک را می‌پذیرند. از این رو با توجه به اینکه مشارکت‌کنندگان بازار در نخستین برخورد با هر گونه اوراق بهاداری از سطح ریسک آن می‌پرسند؛ مفهوم ریسک کاربرد فراوانی در حوزه مالی پیدا می‌کند (احمدپور و مروی‌زاده، ۷۸،۱۳۹۵).

معیار دیگر مورد توجه در مدیریت سبد سهام، بازده است. این معیار، عامل بسیار مهمی در تصمیم‌گیری‌های مالی برای سرمایه‌گذاری به شمار می‌رود. بازده عبارت است از: تغییرات قیمت و جریان‌های نقدی حاصل از آن دارایی طی دوره سرمایه‌گذاری. این میزان

تغییرات را بر حسب درصد بیان می‌نمایند که نشان‌دهنده درصدی از مبلغ سرمایه‌گذاری است که آن را نرخ بازده سرمایه‌گذاری می‌نامند. از آنجایی که بازدهی سهام، خود به تنهایی دارای محتوای اطلاعاتی است، بیشتر سرمایه‌گذاران بالفعل و بالقوه در تجزیه و تحلیل مالی و پیش‌بینی‌ها از آن استفاده می‌کنند (قائمی و طوسی،۱۳۸۵،۱۶۰). سرمایه‌گذاران باید بکوشند، پس‌اندازهای خود را در جایی سرمایه‌گذاری کنند که بیشترین بازدهی را داشته باشد، اما در کنار بازدهی سهام باید به ریسک مربوط به سرمایه‌گذاری نیز توجه نمایند و در صورتی ریسک را متحمل شوند که بازدهی بیشتری در ازاء آن سرمایه‌گذاری کسب نمایند. استفاده از معیارهایی که واقعیت‌ها را بهتر بیان کند و راهنمایی برای سرمایه‌گذاری و کسب بازده بیشتر باشد، می‌تواند منجر به دستیابی به بازدهی‌های بیشتری گردد.

آخرین معیار مورد استفاده در مدیریت سبد سهام، عامل نقدشوندگی سهام است. نقدشوندگی، به معنای توانایی انجام معامله سریع با حجم بالایی از اوراق بهادار و هزینه پایین است؛ به این معنی که قیمت دارایی در فاصله زمانی میان سفارش تا خرید، تغییر چندانی نداشته باشد (لئو،۲۰۰۶،۶۵۳). این معیار به عنوان یک عامل تعیین کننده بازده سهام از اواسط دهه ۱۹۸۰ مطرح شده است. احتمال ناتوانی شرکت در ایفای تعهدات مالی کوتاه‌مدت، ریسک نقدشوندگی نامیده می‌شود. سه عامل ناتوانی در اجرای تعهدات مالی کوتاه‌مدت و ناتوانی در تامین منابع مالی کوتاه‌مدت در هنگام نیاز و نیز ناتوانی در تامین منابع مالی کوتاه‌مدت با هزینه‌های مقرون به صرفه ریسک نقدشوندگی را به وجود می‌آورند. این نوع ریسک به توانایی شرکت برای به دست آوردن وجه نقد کافی به منظور پرداخت بدهی‌های خود، مربوط است و یکی از ریسک‌های مهم و قابل توجه برای شرکت‌ها است و حتی ممکن است سبب ورشکستگی آن در وضعیت نامناسب اقتصادی شود. در کل سه منبع برای ریسک نقدشوندگی وجود دارد: تفاوت میان زمان رسیدن سفارش خرید و فروش در بازار؛ وجود قوانین مشخص در مورد معامله اوراق بهادار؛ وجود تقاضای بسیار کم برای معامله و مبادله اوراق بهادار(بهرام‌فر و فاضلی،۱۳۹۰،۴۷).

بعد از معرفی معیارهای مورد توجه در مدیریت سبد سهام، همانگونه که در بالا بیان گردید، حال نقدشوندگی سهام به عنوان عنصر کلیدی این مطالعه و به منظور تعدیل مدل اپستین–زین وارد این مدل می‌شود.

در ابتدا به پیروی از لئو و همکاران (۲۰۱۵) فرض می‌شود که مطلوبیت مصرف‌کننده نماینده، از تابع بازگشتی اپستین–زین (۱۹۸۹،۱۹۹۱) پیروی می‌کند. مطلوبیت بازگشتی

امکان وارد نمودن بازدهی اضافی بازار را در مدل تعدیل شده بـا نقدشـوندگی فـراهم مـی-نماید.

بازدهی دارایی ریسکی i بعد خالص شدن از هزینه‌های نقدشوندگی برابر است با:

$$(۱)\quad R^{n}_{i,t+1}=\frac{D_{i,t+1}+P_{i,t+1}-LC_{i,t+1}}{P_{i,t}}=R_{i,t+1}-lc_{i,t+1}$$

که در این معادله $P_{i,t+1}$ قیمت بدون سود سهم i، $D_{i,t+1}$ سود هر سهمi و $LC_{i,t+1}$ هزینـه فـروش هـر سـهم i در زمـان t+1 اسـت. همچنـین $R_{i,t+1}$ بـازدهی همـراه بـا هزینـه‌هـای نقدشوندگی، $R^{n}_{i,t+1}$ بازدهی خالص و $lc_{i,t+1}$ هزینه‌های نقدشوندگی متغیر را برای هـر سـهم i و در زمان t+1 مشخص می‌کند. آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵) بیان می‌کنند کـه سـرمایه‌گـذاران می‌تواننـد سـهم i را در $P_{i,t+1}$ بخرنـد امـا مجبورنـد آن را در $P_{i,t+1}-LC_{i,t+1}$ بـه فـروش برسانند.

در این مطالعه از هزینه‌های نقدشوندگی برای تعمـیم ویژگـی عمـومی نقدشـوندگی بـه قیمت استفاده می‌شود. همچنین همانند آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵) فرض می‌شود کـه هزینـه-های نقدشوندگی، $lc_{i,t}$، در طول زمـان متغیـر هسـتند، کـه ایـن امـر امکـان بررسـی اثـرات نقدشوندگی بر ثروت پویا را فراهم می‌کند. وزن دارایی همراه با ریسـک پرتفـوی مصـرف-کننده نماینده، $w_{i,t}$ می‌باشد و وزن دارایی بدون ریسک نیز $1-\sum_{i=1}^{n}w_{i,t}$ است. فرض مـی-شود که مصرف‌کننده نماینده به زمان t+1 منتقل شود. بـا توجـه بـه معادلـه (۱) محـدودیت نابرابر زیر نوشته می‌شود:

$$(۲)\quad W_{t+1}\leq(W_t-C_t)(R_{f,t+1}+\sum_{i=1}^{n}w_{i,t}(R_{i,t+1}-R_{f,t+1}))$$

در رابطه (۲) C_t مصرف در زمان t و W_t ثروت در زمان t اسـت. همچنـین $R_{f,t+1}$ نـرخ بدون ریسک را از زمان t تا t+1 مشخص می‌کند. فرض می‌شود که معاملـه بـر روی دارایـی بدون ریسک و نقدشونده بدون هیچ گونه هزینه نقدشوندگی انجام میشود. مفهـوم اقتصـادی رابطه (۲) این است که بازدهی‌ها به دلیل عوامل نقدشوندگی تا حدی دچار تغییر مـی‌شـوند، زیرا، مصرف‌کننده نماینده در معرض بازاری است که در آن بازدهی خالص پـس از تعـدیل هزینه نقدشوندگی به دست می‌آید. تغییر ایجـاد شـده بـه وسـیله هزینـه‌هـای نقدشـوندگی

مستقیما قابل درک است، به طوری که براساس معادله (۱) به اندازه‌ای که هزینه‌ها بزرگتر از صفر باشند، بازدهی خالص $(R_{i,n})$ کمتر از بازدهی همراه با هزینه‌های نقدشوندگی (R_i) است.

فرمول‌بندی ضریب لاگرانژ ثروت پویا به صورت زیر بیان می‌شود:

$$(۳)\ W_{t+1} = (1 - L_{t+1})(W_t + y_t - C_t)\ [R_{f,t+1} + \sum_{i=1}^{n} w_{i,t}(R_{i,t+1} - R_{f,t+1})]$$

در ادامه به پیروی از لئو و همکاران (۲۰۱۵) بررسی خواهد شد که چگونه سطح نقدشوندگی بازار بر مصرف تاثیر می‌گذارد. W_0 و C_0ثروت و مصرف مصرف‌کننده نماینده در زمان صفر هستند. همچنین فرض می‌شود که مصرف‌کننده تمام ثروتش را در زمان ۱ ،C_1، مصرف می‌کند. در نتیجه فرمول‌بندی لاگرانژ ثروت پویا یک دوره‌ای به صورت معادله (٤) قابل بیان است:

$$(٤)\ C_1 = (1 - L_1)(W_0 - C_0)\ [R_{f,1} + \sum_{i=1}^{n} w_i(R_{i,1} - R_{f,1})]$$

در این معادله $1 - L_{t+1}$ نشان‌دهنده درصد تغییرات در ثروت خالص $(W_0 - C_0)$ می‌باشد که به عنوان نتیجه شوک نقدشوندگی ناشی از نگهداری پرتفوی دارایی ریسکی است. براساس معادله (٤)، هنگامی که بازار نقدشوندگی کمتری داشته باشد، تاثیر منفی بر مصرف در زمان (۱) می‌گذارد. یعنی؛ زمانی که نقدشوندگی بازار کم است، بازپرداخت سهام در زمان (۱) ارزش بالاتری خواهد داشت.

حال مدل اپستین-زین تعدیل شده با نقدشوندگی مورد بررسی قرار می‌گیرد. مصرف کننده نماینده تابع مطلوبیت طول عمر خود را به صورت زیر حداکثر می‌کند:

$$(۵)\ max_{C_s, w_{i,s}, \forall_{s,i}}\ E_t[\sum_{s=t}^{T-1} U(C_s) + B(W_T)]$$

در معادله (۵) $U(C_s)$ مطلوبیت مصرف در زمان s و $B(W_T)$ تابعی نهایی است که به طور یکنواخت افزایش یافته و کاملا مقعر است. همچنین $E_t[\,]$ تابع مورد انتظار شرطی منوط به اطلاعات در زمان t است. معادله (۵) نشان می‌دهد که مصرف کننده نماینده تصمیمات خود را با متغیرهای $w_{i,s}$ و C_s می‌گیرد تا ارزش مورد انتظار مطلوبیت طول عمر خود را حداکثرکند. مسئله بهینه‌سازی معادله (۵) موضوع محدودیت شرطی معادله (۳)

است. براساس معادله (۳)، می‌توان از برنامه‌نویسی پویا تصادفی به منظور به دست آوردن شرط مرتبه اول مسئله انتخاب بهینه در معادله (۵) استفاده نمود:

$$(٦)\ E_t\left[\frac{U_C(C^*_{t+1},t+1)}{U_C(C^*_t,t)}(1-L_{t+1})(R_{i,t+1}-R_{f,t+1})\right]=0$$

که در این معادله U_C مشتق جزئی نسبت به مصرف C را مشخص می‌کند. در ادامه براساس مطالعه اپستین-زین (۱۹۸۹،۱۹۹۱) معادله (۷) به دست می‌آید:

$$(٧)\ \frac{U_C(C^*_{t+1},t+1)}{U_C(C^*_t,t)}=\beta^{\frac{1-\theta}{1-\rho}}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\rho\frac{1-\theta}{1-\rho}}R_{W,t+1}^{\frac{\rho-\theta}{1-\rho}}$$

در معادله (۷) $R_{W,t+1}$ بازدهی ثروت از زمان t تا t+1 است. در نبود اثر نقدشوندگی، مفهوم قیمت‌گذاری دارایی مدل اپستین-زین ،مدلی دو عاملی است که CAPM سنتی را با CCAPM سنتی ترکیب می‌کند.

براساس معادلات (٦) و (۷)، معادله اولر مدل تعدیل شده با نقدشوندگی به صورت معادله (۸) نوشته می‌شود:

$$(٨)\ E_t\left[\beta^{\frac{1-\theta}{1-\rho}}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\rho\frac{1-\theta}{1-\rho}}R_{W,t+1}^{\frac{\rho-\theta}{1-\rho}}(1-L_{t+1})(R_{i,t+1}-R_{f,t+1})\right]=0$$

به منظور محاسبه بتا ارائه شده در معادله (۸)، M_{t+1} به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$(١-٨)\ M_{t+1}=\beta^{\frac{1-\theta}{1-\rho}}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\rho\frac{1-\theta}{1-\rho}}R_{W,t+1}^{\frac{\rho-\theta}{1-\rho}}(1-L_{t+1})$$

معادله (۱-۸) را می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$(٢-٨)\ \mathrm{E}\left[\mathrm{M_{t+1}}(\mathrm{R_{i,t+1}}-\mathrm{R_{f,t+1}})\right]=0$$

به دنبال کوکران (۲۰۰۵) (Cochran) و یوگو (۲۰۰٦) (Yogo)، می‌توان M_{t+1} را در یک بردار f_t به صورت خطی نوشت:

$$(٣-٨)\ -\frac{M_{t+1}}{E[M_{t+1}]}=a+bf_{t+1}$$

بتا ارائه شده در معادله (۳-۸) برابر است با:

$$(٤-٨)\ E\left[R_{i,t+1}-R_{f,t+1}\right]=\gamma'\beta_i$$

با گرفتن لگاریتم از دو طرف معادله (۱-۸) معادله (۵-۸) به دست می‌آید:

$$(٥-٨)\ m_{t+1}=\frac{1-\theta}{1-\rho}\ln(\beta)-\frac{1-\theta}{1-\rho}\rho\Delta c_{t+1}+\frac{\rho-\theta}{1-\rho}rw_{t+1}+\ln(1-L_{t+1})$$

در این معادله حروف کوچک نشان دهنده لگاریتم حروف بزرگ هستند. حال با استفاده از معادله (۵–۸) کواریانس میان m_{t+1} و بازدهی سهام به صورت زیر خواهد بود:

$$cov(m_{t+1}, R_{i,t+1}) = -\frac{1-\theta}{1-\rho}\rho\, cov(\Delta c_{t+1}, R_{i,t+1}) + \frac{\rho-\theta}{1-\rho} cov(r_{w,t+1}, R_{i,t+1}) + cov[\ln(1-L_{t+1}), R_{i,t+1}] \quad (۶–۸)$$

با توجه به یوگو (۲۰۰۶)، M_{t+1} به صورت زیر تقریب زده می‌شود:

$$-\frac{M_{t+1}}{E[M_{t+1}]} = -1 - m_{t+1} + E[m_{t+1}] = a + b_1\Delta c_{t+1} + b_2 r_{w,t+1} + b_3\ln(1-L_{t+1})$$

با استفاده از معادلات (۴)، (۵)، (۶) و (۷) بتا ارائه شده به صورت زیر نوشته می‌شود:

$$E[R_i - R_f] = \gamma_{cg}\beta_{i,cg} + \gamma_{mkt}\beta_{i,R_w} + \gamma_{liq}\beta_{i,liq} \quad (۹)$$

معادله (۹)، همان مدل اپستین– زین تعدیل شده با نقدشوندگی است. که در این معادله $\beta_{i,cg}$ بتا مصرف، β_{i,R_w} بازدهی بتا ثروت و $\beta_{i,liq}$ بتا نقدشوندگی را مشخص می‌کند. همچنین γ_{mkt} ،γ_{cg} و γ_{liq} به ترتیب قیمت‌های ریسک مصرف، ریسک بازار و ریسک نقدشوندگی هستند. در این مطالعه به بررسی مدل ارائه شده در معادله (۹) با استفاده از داده‌های بازار سهام ایران پرداخته می‌شود.

این مدل هم‌راستا با مطالعات قبلی است که از اهمیت نقش ریسک نقدشوندگی در قیمت‌گذاری دارایی استفاده می‌کند. براساس چارچوب CAPM بین دوره‌ای مرتن (۱۹۶۹) (Merton) بسیاری از تحقیقات نشان می‌دهند که نقدشوندگی یک متغیر قیمت‌گذاری شده است (پاستور و استامبوت(۲۰۰۳)، لئو (۲۰۰۶) و سادکا (۲۰۰۶)). در ادامه آنها نشان دادند که تعدیل CAPM سنتی یا مدل سه عاملی فاما و فرنچ با یک عامل نقدشوندگی عملکرد این مدل‌ها را بهبود می‌بخشد.

مفهوم اقتصادی وارد نمودن ریسک نقدشوندگی در مدل قیمت‌گذاری دارایی مبتنی بر مصرف واضح است. وقتی در اقتصاد نااطمینانی وجود داشته باشد، با تاثیر مصرف و فشار نقدشوندگی، سرمایه‌گذاران فردی ممکن است به منظور هموار کردن مصرف خود ناخواسته سهام خود را به پول نقد تبدیل کنند و سرمایه‌گذاران نهادی ممکن است مبادلات پول نقد خود را به منظور تکمیل تعهداتشان تغییر دهند. تحت این شرایط، سهامی که بازدهی آنها حساسیت کمتری به نقدشوندگی بازار دارند، خیال سرمایه‌گذاران را در مورد

مصرف‌شان در آینده راحت می‌کند. در مقابل، سهام با ریسک نقدشوندگی بالا، توانایی سرمایه‌گذاران را برای تغییر مصرف تضعیف می‌کند. به عنوان نتیجه، سرمایه‌گذاران به منظور نگهداری سهام با ریسک نقدشوندگی بالا به جبران بالاتری نیاز دارند (لئو و همکاران، ۱۲۷،۲۰۱٦).

٤. داده‌ها و روش تحقیق

به منظور آزمون تجربی مدل اپستین-زین تعدیل شده با نقدشوندگی از چهار پراکسی برای عامل ریسک نقدشوندگی استفاده می‌شود. اولین مورد عامل نرخ گردش سهام می‌باشد که با توجه به نسبت مجموع حجم معاملات ماهانه به تعداد سهام منتشره در ابتدای ماه به دست می‌آید. دومین مورد عامل نقدشوندگی لئو (۲۰۰٦) است که براساس معیار ناپیوستگی تجاری نقدشوندگی و به وسیله معادله زیر ساخته 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 روزهای معاملاتی در بازار طی ماه قبل و Deflator تعدیل‌کننده است که(1/Turn)/Deflator را بین صفر و یک قرار می‌دهد. مقدار تعدیل کننده در این مطالعه یک میلیارد در نظر گرفته می‌شود (لئو،۲۰۰٦،٦۳۵). سومین مورد، معیار گوپالان و همکاران (۲۰۰۹) است که معیار تعدیل شده‌ای از معیار آمیهود (۲۰۰۲) (Amihud) است که به روش زیر محاسبه می‌گردد.

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

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.

آخرین مورد معیار هزینه‌های معاملاتی موثر هاسبروک (۲۰۰۹) (Hasbrouck) می باشد. هاسبروک معیار هزینه‌های معاملاتی موثر را برمبنای مدل رول (۱۹۸٤) (Roll) 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 و 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 گیبس، که در این مطالعه مورد استفاده قرار گرفته است، مبتنی بر روش بیزین هاسبروک (۲۰۰٤) است، که این مشکل را حداقل میکند.

داده‌های مورد نیاز برای محاسبه این معیارها از وب سایت و گزارشات سالانه بانک مرکزی، بانک اطلاعات آماری ره‌آورد نوین، سایت شرکت مدیریت فناوری بورس تهران و بورس اوراق بهادار تهران و برای دوره زمانی فروردین ۱۳۸۸ تا اسفند ۱۳۹٦ جمع‌آوری شده است.

همچنین به منظور برآورد مدل اپستین–زین تعدیل شده با نقدشوندگی از دو متغیر رشد مصرف کالاها و خدمات بی‌دوام که اطلاعات مربوط به آن از مرکز آمار ایران جمع آوری شده است و همچنین بازدهی بازار استفاده می‌شود. لازم به ذکر است که بازده بازار از رابطه زیر محاسبه می‌شود:

$$R_m = \frac{TEPIX_t - TEPIX_{t-1}}{TEPIX_{t-1}}$$

در رابطه بالا R_m بازدهی بازار است.همچنین $TEPIX_t$ و $TEPIX_{t-1}$ به ترتیب شاخص کل بورس تهران در روز t و t-1 می‌باشد.

یکی از راه‌های کنترل سرمایه‌گذاری، تشکیل پرتفوی می‌باشد. همچنین سرمایه‌گذاران تلاش می‌کنند پس‌اندازهای خود را بیشتر در جایی سرمایه‌گذاری کنند که بیشترین بازده را داشته باشد. لذا آزمون اصلی در این مطالعه براساس ۲۵ پرتفوی ساخته شده براساس سایز و نسبت ارزش دفتری به بازاری و براساس مدل پرتفوی فاما و فرنچ (۱۹۹۲و ۱۹۹۳) انجام می‌شود.

- عامل اندازه (SMB)

عامل اندازه میانگین بازده‌های شرکت‌های کوچک منهای شرکت‌های بزرگ است، زمانی که عملکرد سهام شرکت‌های کوچک بهتر از عملکرد سهام شرکت‌های بزرگ در آن ماه باشد، SMB عددی مثبت و زمانی که شرکت‌های بزرگ در آن ماه از عملکرد بهتری برخوردار باشند SMB عددی منفی است. فاما و فرنچ (۲۰۰٤) (Fama and French) در

مطالعات خود نشان دادند که امکان رشد برای سهام موجود در شرکت‌های کوچک بیشتر است. در این تحقیق در پایان هر فصل شرکت‌ها بر مبنای اندازه شرکت (لگاریتم طبیعی ارزش بازاری هر سهم) به پنج گروه مساوی تقسیم شده‌اند.

- عامل ارزش (HML)

عامل ارزش نیز همانند عامل اندازه به دو صورت مثبت یا منفی نشان داده می‌شود و به مقایسه عملکرد سهام رشدی و ارزشی می‌پردازد. به صورتی که HML مثبت، نشان می‌دهد که سهام ارزشی نسبت به سهام رشدی از عملکرد بهتری برخوردار است و در مورد HML منفی عکس این حالت برقرار است. عامل ارزش همان تفاوت میانگین بازده شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به ارزش بازاری بالا و پایین است. براساس این عامل در این مطالعه شرکت‌ها براساس نسبت فصلی ارزش دفتری به ارزش بازار (B/M) به پنج گروه مساوی تقسیم می‌شوند.

۵. برآورد مدل و نتایج تجربی

در این بخش ابتدا الگوهای بتا مصرف، بازار و نقدشوندگی که با استفاده از یک رگرسیون سری زمانی چندگانه برای هر یک از ۲۵ پرتفوی فاما و فرنچ ارزش دفتری به بازاری و اندازه برآورد می‌شود، مورد مطالعه قرار می‌گیرد. به عبارتی با استفاده از گام اول روش فاما و مکبث (۱۹۷۳) (Fama and Macbeth)، عوامل ریسک مطابق معادله زیر برآورد می‌گردد:

$$R_i = \alpha_i + \beta_{cg,i} f_{cg} + \beta_{mkt,i} f_{mkt} + \beta_{liq,i} f_{liq} + e_i \quad (۱۰)$$

که در این معادله cg رشد مصرف کالاها و خدمات بی‌دوام، mkt بازدهی اضافی پرتفوی بازار و liq عامل نقدشوندگی را مشخص می‌کند.

نتایج برآورد معادله (۱۰) در مجموعه جداول (۱)، (۲) و (۳) آورده شده است و جداول به ترتیب مربوط به بتا نقدشوندگی، بتا مصرف و بتای بازار هستند. هر مجموعه جدول شامل چهار بخش (الف–ب–ج–د) است و هر بخش مربوط به یک عامل نقدشوندگی است. در هر یک از بخش‌های جدول سطرها براساس عامل اندازه از سهام بزرگتر به سهام کوچکتر (از چپ به راست) مرتب می‌شوند و ستون‌ها نیز براساس عامل ارزش دفتری به بازاری از زیاد به کم (از بالا به پایین) رتبه‌بندی می‌شوند. اعداد داخل پرانتز

آماره t هستند. از ضرایب به دست آمده در این قسمت به منظور برآورد مدل اپستین-زین تعدیل یافته با نقدشوندگی استفاده می‌شود.

نتایج جدول نشان می‌دهد که بتا نقدشوندگی به اندازه و نسبت ارزش دفتری به بازاری مربوط است. با توجه به مقدار ارزش دفتری به بازاری ثابت، بتا نقدشوندگی در بیشتر موارد برای سهام بزرگتر، کمتر و برای سهام کوچکتر بیشتر هستند. به طور مشابه، بتا نقدشوندگی تقریبا با نسبت کاهشی ارزش دفتری به بازاری و با وجود اندازه (size) ثابت کاهش می‌یابد. همچنین نتایج به دست آمده با استفاده از عامل هزینه معاملاتی گیبس نشان می‌دهد که بتا مصرف به اندازه شرکت مربوط می‌شود، سهام کوچک، بتا مصرف بالاتری دارند. با این وجود بتا مصرف الگوی ذاتی معکوسی را در نسبت ارزش دفتری به بازاری نشان می‌دهد.

جدول (۱):نتایج مربوط به بتای نقدشوندگی

الف: معیار نقدشوندگی نرخ گردش سهام					
	بزرگ	۲	۳	۴	کوچک
زیاد	۵/۵۵۵ (۳/۲۲۳)	۵/٤۸۹ (۳/۲۳۹)	۵/٦٤۰ (۳/۳۲۷)	۰/۰۰۵ (۰/۰۲۱)	۰/۰۰۱ ۰/۰٦
۲	۱/٦٦۲ (۵/۱۷۹)	۱/۵۸۵ (٤/۲۵٤)	۱/۸٦۳ (٤/۸۲٦)	۱/۹۷۱ (٤/۸۵۲)	۳/٦۹۷ (۳/۱۱۰)
۳	۰/۹۳۳ (۲/۳۰۷)	۰/۸٤۰ (۱/۷۲٦)	۱/٤۷٤ (۲/٦۰٦)	۱/۹۷۷ (٤/۱٤۰)	۳/۹٦۷ (۲/۷۸۵)
٤	۰/۷۱۰ (۲/۸۱۱)	۰/٦۲۵ (۱/۵۹٦)	۱/۱۲۳ (۲/۳۰۹)	۱/۷٤۳ (۳/۳٤۱)	۵/٦۱۹ (٤/٤۸٦)
کم	۰/۰۱۱ (۱/۲۱٦)	۰/٤۷۰ (۱/۵۱۱)	۱/۰۹۳ (۲/۵۷٤)	۱/۷۹۷ (٤/۲۵۹)	٤/۱۷۹ (۲/۹۱۸)

اعداد داخل پرانتز آماره t (t-statistic) هستند.

ب: معیار نقدشوندگی لئو					
	بزرگ	۲	۳	۴	کوچک
زیاد	۰/۲٦ (۲/۵۷)	۰/۲٦۳ (۲/۵۸۲)	۰/۲٦۱ (۲/۵٤۷)	۰/۲۸٤ (۲/۸۲۷)	۰/۲۵۱ (۲/۵۰۹)
۲	۰/۱۳٦ (۱/۷۳۰)	۰/۱۳۰ (۱/٦۰٤)	۰/۱۷۰ (۳/۳٦٤)	۰/۱۵۵ (۲/۲۷۸)	۰/۲٦۲ (۲/۵٤٦)

۳	۰/۰۹٤ (۰/۹۰۸)	۰/۰۹۲ (۰/۸٦٥)	۰/۰۳۲ (۰/۳۰۱)	۰/۱٦۷ ۲/۲۷۹	۰/۲٤٦ (۲/٤۰۲)
٤	۰/۰۱٦ (۰/۸٦۰)	۰/۰۱۱ (۱/۰۳٥)	۰/۰۳۱ (۰/۲۳۷)	۰/۱٥٤ (۱/۸٦٥)	۰/۳۱۰ (۲/٦۰۹)
کم	۰/۰٦٤ (۰/۸۸۱)	۰/۰۹۸ ۰/۸۸۱	۰/۰٥٤ (۰/٤٦۲)	۰/۱٦٦ (۲/٤۸۳)	۰/۲٤۸ (۲/٤٦٥)

اعداد داخل پرانتز آماره t (t-statistic) هستند.

ج: معیار نقدنشوندگی گوپالان و همکاران					
	بزرگ	**۲**	**۳**	**۴**	**کوچک**
زیاد	۱/۱۹۳ (۲/٤۳۷)	۱/۰۹۸ (۲/۳۱۹)	۱/۰۷٤ (۲/۲۲۹)	۰/۷٥۷ (۲/۲۰۲)	۱/۲٤۳ (۲/٥۳۷)
۲	۰/۰٦۸ (۰/۹۷٤)	۰/۰٦۲ (۰/۸٦٦)	۰/۱٦۲ (۲/۹۷۱)	۰/۰٤۹ (۰/۷۸۷)	۰/۷۸۲ ۲/۳۲
۳	−۰/۰۰٦ (−۰/۰۹٥)	−۰/۰۰۸ (−۰/۱۰۷)	−۰/۰۷ (−۰/۹٥)	۰/۲۷۲ (۲/۳۹۲)	۱/۰۸٤ (۲/۳۲۷)
٤	−۰/۰۱۳ (−۰/٥۷٥)	−۰/۰۹٥ (−۰/٦۰٤)	−۰/۱٦٤ (−۱/۳۱۷)	۰/۰۳۰ (۰/۳٥۸)	−۰/۰٤۷ −۰/٤٤۲
٥	۰/۰۰۱ (۰/۲۱۷)	−۰/۰٥۹ (−۰/٤٥۷)	−۰/۱۰۸ (−۱/۲۳۰)	۰/۰۳٥ (۰/٥۱۸)	۱/۲۹٥ (۲/٦۰٥)

اعداد داخل پرانتز آماره t (t-statistic) هستند.

د: معیار هزینه معاملاتی گیبس					
	بزرگ	**۲**	**۳**	**۴**	**کوچک**
زیاد	−۰/۱٦۷ (−۰/۸۳۹)	−۰/۱۱۲ (−۰/٦۱۱)	−۰/۱۲۹ (−۰/۷۱٦)	−۰/۱٤۲ (−۰/۷۹۱)	−۰/۱۱۷ (−۰/٦٦۹)
۲	−۰/۰۸۸ (−۰/٤۳٥)	−۰/۰۸٤ (−۰/٤۱۱)	−۰/۰۷۲ (−۰/۳۲٥)	−۰/۱٤۱ (−۰/۷۳۲)	۰/۰۰۰۰۱ (۰/۲۸۹)
۳	۰/۰۳۲ (۰/۱٤۱)	۰/۰۰۲ (۰/۰۱۳)	−۰/۰٦۱ (−۰/۳٤٥)	−۰/۱۹٦ (−۰/۹۲۹)	−۰/۱٥٥ (−۰/۷٦٤)
٤	۰/۰۹۳ (۰/٤۰۷)	−۰/۰۹ (−۰/٤۲٥)	−۰/۰۸۹ (−۰/٤۰۹)	−۰/۲۷۲ (−۱/۲۰۸)	−۰/۳۹٥ (−۱/۸۱۳)

کم	۰/۱۶۵ (۱/۶۳۸)	−۰/۰۹۷ (−۰/۷۱۷)	−۰/۰۳ (−۰/۲۴۹)	−۰/۱۰۳ (−۰/۷۲۷)	−۰/۰۸۹ (−۰/۶۶۵)

اعداد داخل پرانتز آماره t (t-statistic) هستند.

ماخذ: یافته‌های محقق

جدول (۲): نتایج مربوط به بتا مصرف

الف: معیار نقدشوندگی نرخ گردش سهام					
	بزرگ	۲	۳	۴	کوچک
زیاد	−۰/۰۷۲ (−۰/۹۱۶)	−۰/۰۷۵ (−۰/۹۳۸)	−۰/۰۸ (−۱/۰۱۲)	۰/۱۴۸ (۳/۱۸۲)	۰/۱۳۸ (۲/۹۸۵)
۲	−۰/۰۴۷ (−۰/۸۲۲)	−۰/۰۱۶ (−۰/۲۶۶)	−۰/۰۲۱ (−۰/۳۹۷)	−۰/۰۵۲ (−۰/۸۶)	−۰/۰۲۳ (−۰/۳۴۴)
۳	۰/۹۳۳ (۲/۳۰۷)	۰/۰۸۳ (۱/۴۲)	۰/۰۵۴ (۱/۰۱۴)	−۰/۰۲۷ (−۰/۴۴۸)	−۰/۰۱۷ (−۰/۲۴۵)
۴	۰/۰۳۰ (۰/۴۸۴)	۰/۶۲۵ (۱/۵۹۶)	۱/۱۲۳ (۲/۳۰۹)	−۰/۰۰۳ (−۰/۰۴۶)	−۰/۰۸۱ (−۱/۱۲۱)
کم	۰/۰۶۶ (۱/۴۸۳)	۰/۰۶۹ (۱/۱۴۲)	۰/۰۵۰ ۰/۹۶۸	−۰/۰۴۴ (−۰/۶۸۸)	−۰/۰۳۰ (−۰/۴۳)

اعداد داخل پرانتز آماره t (t-statistic) هستند.

ب: معیار نقدشوندگی لئو					
	بزرگ	۲	۳	۴	کوچک
زیاد	۰/۰۸۴ (۱/۷۳۳)	۰/۰۸۵ (۱/۷۵۸)	۰/۰۸۴ (۱/۷۲۵)	۰/۰۷۷ (۱/۵۹۳)	۰/۰۷۹ (۱/۶۴۱)
۲	۰/۰۹۸ (۱/۵۳۲)	۰/۱۱۳ (۱/۷۷۷)	۰/۱۷۰ (۳/۳۶۴)	۰/۱۰۱ (۱/۷۸۲)	۰/۰۷۶ (۱/۵۴۲)
۳	۰/۱۰۱ (۱/۵۸۳)	۰/۱۱۳ (۱/۷۱۲)	۰/۱۴۶ (۲/۳۶۳)	۰/۰۹۱ (۱/۶۳۷)	۰/۰۸ (۱/۶۵۱)
۴	۰/۱۴۰ (۱/۹۱۶)	۰/۱۴۷ (۱/۸۳۷)	۰/۱۷۸ (۲/۲۳۳)	۰/۱۳۳ (۱/۹۳۴)	۰/۰۹۷ (۱/۶۵۳)
کم	۰/۰۵۳ (۰/۹۳۴)	۰/۰۸۶ (۱/۲۳۹)	۰/۱۲۱ (۱/۸۹۵)	۰/۰۸۸ (۱/۵۶۵)	۰/۰۷۴ (۱/۵۲۹)

اعداد داخل پرانتز آماره t (t-statistic) هستند.

ج: معیار نقدنشوندگی گوپالان و همکاران					
کوچک	۴	۳	۲	بزرگ	
۰/۰۸٤ (۱/۷۹٤)	۰/۱۰٦ (۲/۲٦۱)	۰/۰۹۰ (۱/۸۱۹)	۰/۰۹۷ (۲/۰۰٤)	۰/۰۹۰ (۱/۸۷٤)	زیاد
۰/۰۸۹۰ (۱/۸۲۸)	۰/۱٦۱ (۳/۰۱٥)	۰/۱٦۲ (۲/۹۷۱)	۰/۱٥۸ (۲/۸٥۸)	۰/۱٤٥ (۲/٥٥٥)	۲
۰/۰۸۳ (۱/۷۰۷)	۰/۱٦۱ (۳/۱۳۷)	۰/۱۸۸ (۳/۹٦۲)	۰/۱٦۳ (۳/۲۱۹)	۰/۱٥۱ (۳/۰۸۳)	۳
۰/۱۸٥ (۳/۲۲٦)	۰/۲۰۲ (۳/۲۷٤)	۰/۲٤۸ (۳/۹۰۱)	۰/۲۳۷ (۳/۳٦۲)	۰/۱٦۰ (۲/۹٥٥)	٤
۰/۰۷٤ (۱/٥٦۲)	۰/۱٥۸ (۲/۹۲۲)	۰/۱۸٥ (۳/٦۰)	۰/۱٥٤ (۲/٥٤۰)	۰/۰۸۳ (۱/۸۸۳)	٥

اعداد داخل پرانتز آماره t (t-statistic) هستند.

د: معیار هزینه معاملاتی گیبس					
کوچک	۴	۳	۲	بزرگ	
۰/۱۷۲ (۲/٥٤۰)	۰/۱۸۸ (۲/۷۷۱)	۰/۱۸٤ (۲/۷۱۱)	۰/۱۸۱ (۲/٦٤۰)	۰/۱۸۹ (۲/۷٤۳)	زیاد
۰/۱۳۹ (۲/۹٥۱)	۰/۲۰٦ (۳/۰۷۰)	۰/۱۸٤ (۲/۸٦٤)	۰/۱۹۳ (۲/۸۷۱)	۰/۱۸۱ (۲/٦٤۷)	۲
۰/۱۷۷ (۲/٦٦٥)	۰/۲۱۱ (۳/۲٦۲)	۰/۱۷۰ (۳/٥۹)	۰/۱٥۹ (۲/۸۱۱)	۰/۱٤۲ (۲/٤٦٤)	۳
۰/۲٦۷ (۳/۷۰٤)	۰/۲٦٤ (۳/٦۳٤)	۰/۲۰٥ (۳/٦۱۱)	۰/۲۲۱ (۳/٦۱۱)	۰/۱۳٥ (۲/۱٤۹)	٤
۰/۱٥۲ (۲/۹۱٤)	۰/۱۸٤ (۳/۲۷۹)	۰/۱٤۷ (۳/٥٤۸)	۰/۱٤۹ (۳/۱٤٤)	۰/۰٥۳ (۱/۱٦٥)	کم

اعداد داخل پرانتز آماره t (t-statistic) هستند.

ماخذ: یافته‌های محقق

جدول (۳): نتایج مربوط به بتا بازار

الف: معیار نقدشوندگی نرخ گردش سهام					
	بزرگ	۲	۳	۴	کوچک
زیاد	۱/۲۲۵ (۱/۰۳۹)	۱/۲۳٤ (۱/۰۵۲)	۱/۱۷۸ (۱/۰۱۷)	۱/۷٤۰ (۱/۳۰۵)	۱/۸۲۵ (۱/۳۸۱)
۲	-۰/۳۳۲ (-۰/۲۸۳)	-۰/٦۳۵ (-۰/۵۱۸)	-۰/۸۱۳ (-۰/۷٤۵)	-۰/٤۰۵ (-۰/۳۵۷)	۱/۳۲۵ (۱/۱۲۳)
۳	-۲/۰۸۲ (-۱/۹۸۰)	-۲/۱۵۹ (-۱/۹۲٦)	-۲/۰۰۵ (-۱/۹٦۰)	-۱/۰۱۲ (-۰/۹۰۸)	۱/۲۲٦ (۰/۰۲۷)
٤	-۲/۰۸۸ (-۱/۵۵۷)	-۲/٦۵۵ (-۱/۷۳٦)	-۲/۲۰٦ (-۱/٦٦٦)	-۱/۰۳۵ (-۰/۷۱۰)	۱/۱۰۹ (۰/۸۸٤)
کم	-۱/۳۱۳ (-۱/۰٤٦)	-۱/۷۸۷ (-۱/٤۵۱)	-۱/۷۵۱ (-۱/٦٤۸)	-۰/۵۲٤ (-۰/٤۳۹)	۱/۳۰۳ (۱/۰۹۸)

اعداد داخل پرانتز آماره t (t-statistic) هستند.

ب: معیار نقدشوندگی لئو					
	بزرگ	۲	۳	۴	کوچک
زیاد	۱/۸٤۳ (۱/۵۱۸)	۱/۷۸۵ (۱/٤۷۲)	۱/۷۳۷ (۱/٤۳۷)	۱/٦۸۱ (۱/٤۰۸)	۱/۷۸۹ (۱/٤۸۰)
۲	-۱/۰۰۵ (-۰/٦۷۰)	-۱/۲۷۳ (-۰/۸۷٤)	-۱/٤۱۳ (-۰/۹۹۸)	-۱/۰۱۷ (-۰/۷٤۰)	۱/۵۰۳ (۱/۲۲۷)
۳	-۲/٦٦۱ (-۲/۳۸٦)	-۲/٦۲۰ (-۲/۲۸٦)	-۲/٤۹۲ (-۱/۷۵٦)	-۱/٤٦۱ (-۰/۹۱٤)	۱/٤٦۲ (۱/۰۱۱)
٤	-۲/٤٤۰ (-۱/٦۳۹)	-۲/۹۵۸ (-۱/۹۰۸)	-۲/٤۹۲ (-۱/۷۵٦)	-۱/٤٦۱ (-۰/۹۱٤)	۱/٤٦۲ (۱/۰۱۱)
کم	-۱/۷۷۷ (-۱/٤۵۹)	-۲/۱۸۰ (-۱/۷٦۵)	-۲/۱٦۲ (-۱/۸۸۰)	-۱/۱٦٤ (-۰/۸۵۸)	۱/٦٦۹ (۱/۳۷۲)

اعداد داخل پرانتز آماره t (t-statistic) هستند.

ج: معیار نقدنشوندگی گوپالان و همکاران					
	بزرگ	۲	۳	۴	کوچک
زیاد	۱/۸۹۲ (۱/۵٤۵)	۱/۸۱۷ (۱/٤۷٤)	۱/۷۹۳ (۱/٤۵٦)	۱/۷٦۷ (۱/٤۲۲)	۱/۸۲۰ (۱/۵۰۸)

۲	−۱/۰۰۲ (−۰/٦٤٨)	−۱/۲۸۷ (−۰/۸٦۰)	−۱/۳۹۷ (−۰/۹۸۷)	−۰/۹٤٦ (−۰/٦٤٦)	۱/٥۸۲ (۱/۲۷۳)
۳	−۲/٥۰٥ (−۲/۲٤٥)	−۲/٥۰٤ (−۲/۱۷٤)	−۲/٤٥۹ (−۲/۲٤۹)	−۱/۳۹٥ (−۱/۰۲۲)	۱/٥۷۹ (۱/۲۹۱)
٤	−۲/۳٥۸ (−۱/٥۸٤)	−۲/۸٤۲ (−۱/۸۰۰)	−۲/٥۰٥ (−۱/۸۱۰)	−۱/٤۱٦ (−۰/۸٤٤)	۱/٤۱٥ (۰/۸۹۲)
کم	−۱/۷۷۳ (−۱/٤۳۰)	−۱/۹۸۲ (−۱/٥۳۰)	−۲/۰۷۹ (−۱/۸٤٤)	−۱/۰٤۸ (−۰/۷۱۱)	۱/٦٦۸ (۱/۳۸٤)

اعداد داخل پرانتز آماره t (t-statistic) هستند.

د: معیار هزینه معاملاتی گیبس					
	بزرگ	۲	۳	۴	کوچک
زیاد	۱/۷۲۷ (۱/۲۹۷)	۱/۷۰٦ (۱/۲۷٦)	۱/٦٥٤ (۱/۲٤۸)	۱/٥۸۳ (۱/۱۸۸)	۱/٦۸۳ (۱/۲٦۹)
۲	−۱/۱۳۱ (−۰/۷۱۷)	−۱/۳۹٥ (−۰/۹۱٥)	−۱/٤۲٦ (−۱/۰۰۸)	−۱/۱۲۰ −۰/۷٥۸	۱/٥٤۹ (۱/۱٥۲)
۳	−۲/٤۹۲ (−۲/۲۲۷)	−۲/٥۰٦ (−۲/۱٦٥)	−۲/۳۸۹ (−۲/۱٤۳)	−۱/٥۳۱ (−۱/۱۲۹)	۱/٤۱٥ (۱/۰۷۱)
٤	−۲/٤۳٥ (−۱/٦٤۲)	−۲/۹٤٤ (−۱/۸۷٤)	−۲/۳۹٥ (−۱/٦٦۳)	−۱/٥٦٤ (−۰/۹٤۹)	۱/۱۰۸ (۰/۷۲٥)
کم	−۱/٥۹٦ (−۱/۳٤٥)	−۲/۲۰٥ (−۱/۷۷٥)	−۲/۰۸٤ (−۱/۷۸۱)	−۱/۰۹۸ (−۰/۷٤۸)	۱/٦۱۷ (۱/۲۲۷)

اعداد داخل پرانتز آماره t (t-statistic) هستند.

ماخذ: یافته‌های محقق

در ادامه همانطور که در بخش مبانی نظری بیان شد با معرفی هزینه‌های نقدشونگی به یک مدل قیمت‌گذاری دارایی استاندارد با ترجیحات اپستین-زین، یک مدل اپستین- زین تعدیل شده با ریسک نقدشوندگی معرفی و برآورد می‌گردد:

$$E[R_i - R_f] = \gamma_{cg}\beta_{i,cg} + \gamma_{mkt}\beta_{i,R_W} + \gamma_{liq}\beta_{i,liq}$$

نتایج مربوط به برآورد این مدل با استفاده از روش Pooled OLS در جدول (٤) آورده شده است. در ستون اول این جدول انواع عوامل نقدشوندگی بیان می‌شوند. ستون‌های دوم،

سوم و چهارم به ترتیب مربوط به ضرایب بتا نقدشوندگی، بتا بازار و بتا مصرف هستند. اعداد داخل پرانتز آماره t است.

همانطور که نتایج جدول نشان می‌دهد ضریب بتای نقدشوندگی برای عامل نقدشوندگی نرخ گردش سهام ، لئو، گوپالان و همکاران و گیبس به ترتیب برابر ۱/۲۱۷، ۸/۹۱۸، ۱/۹۱ و ۵/۳۱۳ است و آماره t نیز برای هر یک از این عوامل به ترتیب برابر ٤/٣٤٢، ٣/٥٢١، ٢/٢١٣ و ٢/٥١٦ است. تاثیرگذاری ریسک نقدشوندگی زمانی که عامل نقدشوندگی لئو می‌باشد از بقیه موارد بیشتر است و در مقابل این تاثیرگذاری زمانی که عامل به کار برده شده گوپالان و همکاران است از بقیه کمتر است. که این یک نتیجه منطقی است زیرا متغیرهایی که برای محاسبه هر یک از عوامل نقدشوندگی به کار می‌روند متفاوت است. در کل همانطور که نتایج نشان می‌دهد ضریب بتا نقدشوندگی برای تمامی عوامل نقدشوندگی عددی مثبت و معنی‌دار است. که این نتیجه نشان می‌دهد که ریسک نقدشوندگی تاثیر مثبتی بر بازدهی مورد انتظار سهام دارد. به این معنی که سهام با ریسک نقدشوندگی بالاتر، توانایی سرمایه‌گذاران را برای تغییر مصرف مختل می‌کند و سرمایه-گذاران برای نگهداری سهام با ریسک نقدشوندگی بالاتر، بازدهی مورد انتظار بالاتری را مطالبه می‌نمایند. و در مقابل سرمایه‌گذاران برای سهامی که ریسک نقدشوندگی کمتری دارند، بازدهی کمتری را نیز انتظار دارند.

همانطور که بیان شد ستون چهارم جدول مربوط به ضریب بتا بازار است. این ضریب برای عوامل نقدشوندگی نرخ گردش سهام ، لئو، گوپالان و همکاران و گیبس به ترتیب برابر ۰/۵۳۲-، ۰/۰۲٦، ۰/۰٦٧- و ۰/۳۱۸ و آماره t آنها نیز برابر ۰/۱٤، ۰/۱٤۹، ۰/۱٥٦-، ۰/۳۱۸ است. همانطور که نتایج نشان می‌دهد این ضریب برای تمامی عوامل به کار گرفته شده در این بخش بی‌معنی است و آماره t آن کمتر از عدد ۲ می‌باشد. حتی در مورد دو عامل نقدشوندگی نرخ گردش سهام و عامل نقدنشوندگی گوپالان و همکاران، بتا بازار ارتباط منفی با بازدهی سهام دارد. این نتیجه بیانگر این است که بتای بازار توانایی پیشی‌بینی بازدهی سهام در مدل اپستین-زین تعدیل شده را ندارد. همچنین قابل ذکر است که این نتیجه با مطالعه فاما و فرنچ (۱۹۹۲) (Fama and French) و لئو وهمکاران (۲۰۱۵) سازگاری دارد.

همچنین در ادامه آزمون والد (Wald Test) معنی‌داری مشترک پارامترها برای مدل اپستین-زین تعدیل شده با نقدشوندگی انجام شده است. جدول (۵) نتایج مربوط به آزمون

والد را نشان می‌دهد. و نتایج بیانگر این است که فرضیه صفر مبنی بر اینکه پارامترها به طـور مشترک برابر صفر هستند، در سطح قراردادی ۵ درصد رد می‌شوند.

جدول (۴): نتایج مربوط به برآورد مدل $E[R_i - R_f] = \gamma_{cg}\beta_{i,cg} + \gamma_{mkt}\beta_{i,R_W} + \gamma_{liq}\beta_{i,liq}$

نوع عامل نقدشوندگی	ضریب بتا نقدشوندگی (γ_{liq})	ضریب بتا مصرف (γ_{cg})	ضریب بتا بازار (γ_{mkt})
نرخ گردش سهام	۱/۲۱۷ (٤/۳٤۲)	(۳/۳۲۲) ۲۳/۱۹	−۰/۵۳۲ (۰/۱٤)
لئو	۸/۹۱۸ (۳/۵۲۱)	۱۸/۱۱۸ (٤/۵۲۹)	۰/۰۲٦ (۰/۱٤۹)
گوپالان و همکاران	۱/۹۱ (۲/۲۱۳)	۱۸/۳۵۸ (۰/۰۰۰)	−۰/۰٦۷ (−۰/۱۵٦)
هزینه معاملاتی گیبس	۵/۳۱۳ (۲/۵۱٦)	۲۲/۸۷۸ (٤/۳۱٦)	۰/۳۱۸ (۰/۰۹۲)

اعداد داخل پرانتز آماره t (t-statistic) هستند.

ماخذ: یافته‌های محقق

جدول (۵): نتایج مربوط به آزمون والد

نوع عامل نقدشوندگی	آزمون آماره	ارزش	درجه آزادی	احتمال
نرخ گردش سهام	t-statistic	۳/٤۲۸۷	۸۹۷	۰/۰۰۰٦*
	F-statistic	۱۱/۷۵٦۰	(۱،۸۹۷)	۰/۰۰۰٦*
	Chi-square	۱۱/۷۵٦۰	۱	۰/۰۰۰٦*
لئو	t-statistic	٤/۷۳۸۸	۸۹۷	۰/۰۰۰۰*
	F-statistic	۲۲/٤۵٦۳	(۱،۸۹۷)	۰/۰۰۰۰*
	Chi-square	۲۲/٤۵٦۳	۱	۰/۰۰۰۰*
گوپالان و همکاران	t-statistic	۱۰/۲۸۰	۸۹۷	۰/۰۰۰۰*
	F-statistic	۱۰۵/٦۷۸	(۱،۸۹۷)	۰/۰۰۰۰*
	Chi-square	۱۰۵/٦۷۸	۱	۰/۰۰۰۰*
عامل هزینه معاملاتی گیبس	t-statistic	۳/۹٦۱	۸۷۲	۰/۰۰۰۰*
	F-statistic	۱۵/٦۸۹	(۱،۸۷۲)	۰/۰۰۰۰*
	Chi-square	۱۵/٦۸۹	۱	۰/۰۰۰۰*

ضرایب در سطح ۵ درصد معنادار است.

ماخذ: یافته‌های محقق

در ادامه میانگین بازدهی واقعی و بازدهی برازش‌شده پرتفوی ها در شکل (۱) ترسیم می‌شود. مجموعه (الف) مربوط به مدل اپستین–زین تعدیل شده با نقدشوندگی است. مجموعه (ب) و (ج) به ترتیب مربوط به مدل اپستین–زین سنتی و CCAPM سنتی است. هر مجموعه شامل چهار نمودار است که براساس عوامل نقدشوندگی نرخ گردش سهام ، لئو، گوپالان و همکاران و هزینه معاملاتی گیبس ترسیم شده‌اند. میانگین مازاد بازده واقعی برابر با میانگین سری زمانی مازاد بازده پرتفوی‌های ساخته شده براساس معیارهای مختلف نسبت به بازده بدون ریسک می‌باشد و به منظور محاسبه بازدهی مورد انتظار برازش شده هر یک از مدل‌های مورد بررسی از روابط زیر استفاده می‌شود:

مدل اپستین–زین تعدیل شده با نقدشوندگی

$$E[R] = \gamma_{cg}\beta_{cg} + \gamma_{mkt}\beta_{mkt} + \gamma_{liq}\beta_{liq}$$

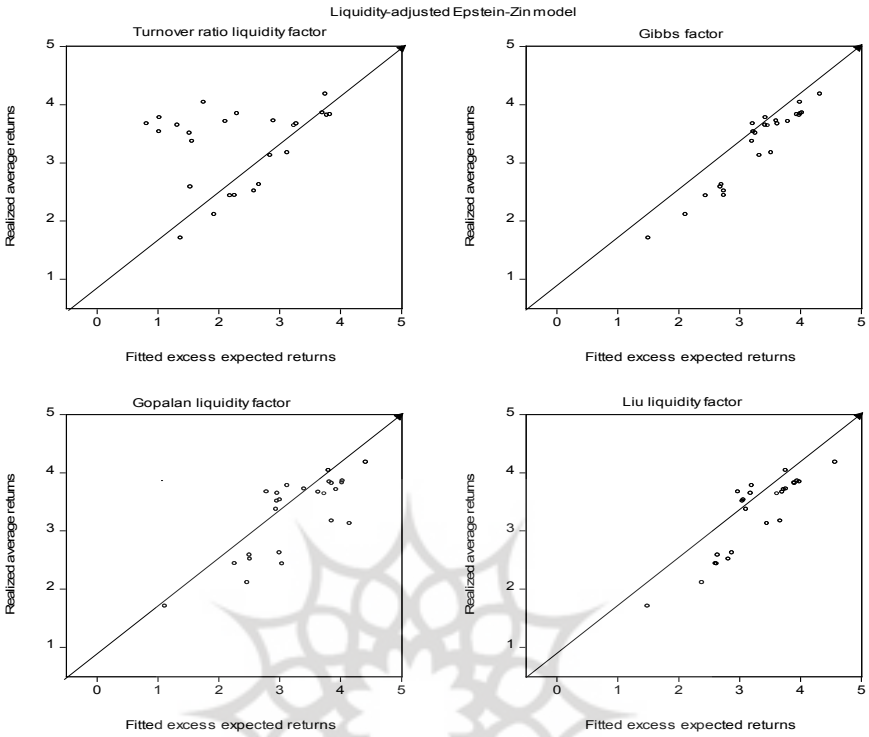
مدل اپستین–زین سنتی

$$E[R] = \gamma_0 + \gamma_{cg}\beta_{cg} + \gamma_{mkt}\beta_{mkt}$$

مدل CCAPM سنتی

$$E[R] = \gamma_0 + \gamma_{cg}\beta_{cg}$$

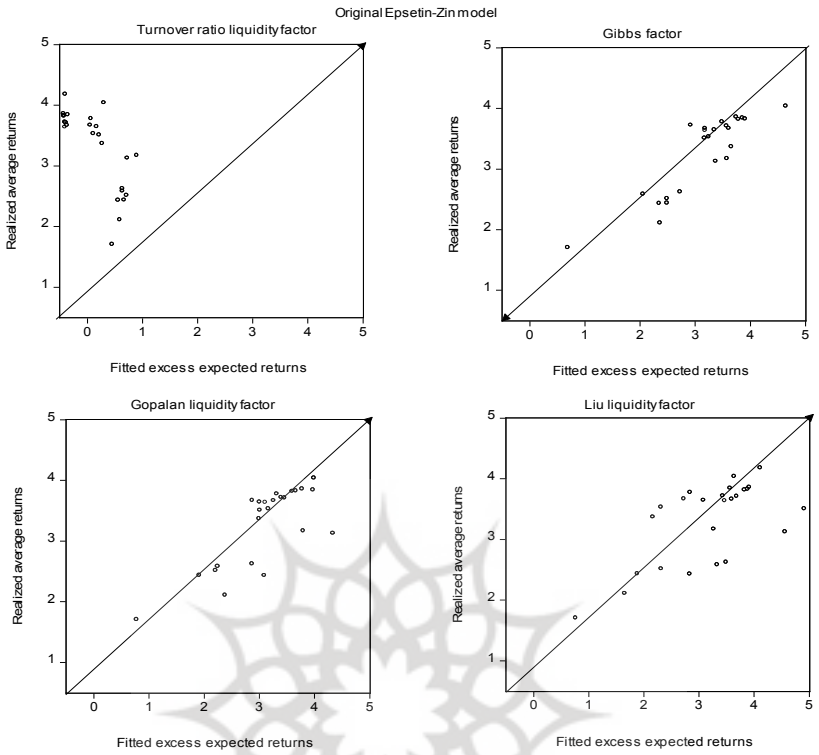
هر یک از نمودارها دارای ۲۵ نقطه است و هر یک از این نقاط نشان دهنده یک پرتفوی است. فاصله عمودی هر یک از این نقاط تا خط ٤٥ درجه خطاهای قیمت‌گذاری را نشان می‌دهد. شکل (۱) نشان می‌دهد که فاصله عمودی نقاط تا خط ٤٥ درجه در مجموعه (الف) که مربوط به مدل اپستین–زین تعدیل شده با نقدشوندگی است، از دو مجموعه دیگر کمتر است. که این نتیجه اشاره بر کمتر بودن خطاهای قیمت‌گذاری در مدل اپستین–زین تعدیل شده نسبت به مدل اپستین–زین سنتی و مدل CCAPM سنتی دارد. به عنوان مثال این نتیجه به وضوح با مشاهده پراکندگی نقاط برای شکل اول سمت چپ در هر سه مجموعه (منظور پرتفوی‌های طبقه‌بندی شده براساس نرخ گردش سهام) حاصل می‌گردد. به طوری که نقاط در مجموعه اول که مربوط به مدل تعدیل یافته است به خط ٤٥ درجه نزدیک‌تر است.از لحاظ عددی نیز برای این عامل و برای پرتفوی اول بازدهی مورد انتظار برازش شده مدل اپستین–زین تعدیل شده، سنتی و CCAPM سنتی به ترتیب برابر ۳/۵۲، ۰/٤۲ و ۰/۱۳ و بازدهی واقعی ۳/۸۲ است. بنابراین همانطور که از نتایج مشخص است نقطه مربوط به پرتفوی اول در مدل تعدیل یافته نسبت به دو مدل دیگر به خط ٤٥ درجه نزدیک‌تر است.



شکل (۱): ترسیم بازدهی واقعی در برابر بازدهی برازش شده

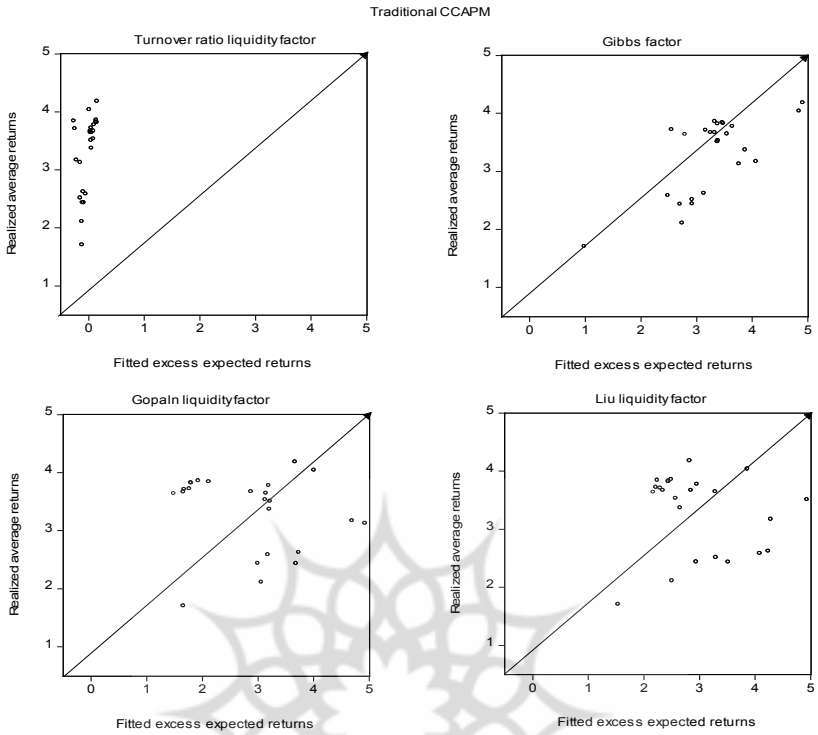
مجموعه (الف) مدل اپستین-زین تعدیل شده با نقدشوندگی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



مجموعه (ب): مدل اپستین-زین سنتی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



مجموعه (ج): مدل CCAPM سنتی

ماخذ: یافته‌های محقق

۱.۵ عملکرد مدل

در این بخش، عملکرد مدل اپستین-زین تعدیل شده با نقدشوندگی با دیگر مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی مصرفی مقایسه می‌شود. به منظور انجام این مقایسه به پیروی از کندل و استامبوت (۱۹۹۵) (Kandel and Stambaugh) 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. در جدول (٦) نتایج مربوط به R^2

تعدیل شده مقطعی گزارش شده است. همانطور که نتایج جدول نشان می‌دهد، برای ۲۵ پرتفوی فاما و فرنچ ساخته شده براساس نسبت ارزش دفتری به بازاری و اندازه، کسری از تغییرات بازدهی مقطعی توضیح داده شده به وسیله مدل اپستین–زین تعدیل شده با نقدشوندگی با استفاده از عوامل نقدشوندگی نرخ گردش سهام ، لئو، گوپالان و همکاران و گیبس به ترتیب برابر ۳۶٪، ۷۶٪، ۵۱٪ و ۸۹٪ است. در مدل اپستین–زین سنتی همین ارقام به ترتیب برابر با ۵–٪، ۱۱٪، ۲۳٪ و ۵۷٪ است. همچنین طبق جدول ارقام مربوط به مدل CCAPM سنتی برابر با ۲۲٪، ۲٪، ۰/۹٪ و ۵٪ است. بنابراین همانطور که نتایج نشان می‌دهد مدل اپستین–زین تعدیل شده با نقدشوندگی دارای R^2 تعدیل شده بالاتری است و بخش بزرگتری از تغییرات بازدهی را نسبت به مدل CCAPM و اپستین–زین سنتی توضیح می‌دهد. به عنوان مثال در مورد عامل نقدشوندگی لئو قدرت توضیح دهندگی مدل اپستین–زین تعدیل شده با نقدشوندگی نسبت به مدل CCAPM و اپستین–زین سنتی به ترتیب به میزان ۶۵٪ و ۷۳٪ بیشتر است. در کل نتایج نشان می‌دهد که مدل اپستین–زین تعدیل شده نسبت به دو مدل دیگر عملکرد بهتری دارد.

جدول (۶): نتایج مربوط به R^2 تعدیل شده

نوع عامل نقوشوندگی	R^2 مربوط به اپستین–زین تعدیل شده با نقدشوندگی	R^2 سنتی مربوط به اپستین–زین	R^2 مربوط به CCAPM سنتی
نرخ گردش سهام	۰/۳۶	–۰/۰۵	۰/۲۲۸
لئو	۰/۷۶۸	۰/۱۱	۰/۰۲۶
گوپالان و همکاران	۰/۵۱۰	۰/۲۳۶	۰/۰۰۹
هزینه معاملاتی گیبس	۰/۸۹۸	۰/۵۷۴	۰/۰۵

ماخذ: یافته‌های محقق

٦. نتیجه‌گیری

مطالعات اخیر در قیمت‌گذاری دارایی نشان می‌دهد که نقدشوندگی نقش مهمی را در تصمیمات سرمایه‌گذاری و مصرف ایفا می‌کند. لیکن از نقاط ضعف مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف آن است که مفهوم نقدشوندگی در این مدل‌ها در نظر گرفته نشده است و از نقاط قوت مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف تعدیل شده با لحاظ ریسک نقدشوندگی آن است که با در نظر گرفتن متغیرهای درونی و ذاتی شرکت و همچنین ریسک نقدشوندگی، قسمت اعظم عناصری که باعث ایجاد ریسک سیستماتیک و غیرسیستماتیک می‌شوند را در نظر می‌گیرد و از لحاظ تئوری درصد بیشتری از بازده مورد انتظار را توضیح می‌دهد. بنابراین با توجه به اهمیت نقش نقدشوندگی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، در این مطالعه به بررسی مدل اپستین-زین تعدیل شده با لحاظ ریسک نقدشوندگی پرداخته شده است؛ با این شرط که پس از در نظر گرفتن هزینه-های نقدشوندگی، افراد مطلوبیت مصرف خود را در طول زمان حداکثر می‌نمایند . این مدل تعدیل شده با نقدشوندگی نشان می‌دهد که علاوه بر مصرف و ریسک بازار، ریسک نقدشوندگی نیز تعیین‌کننده بازدهی مورد انتظار سهام است. به عبارتی مدل ارائه شده در این مطالعه نشان می‌دهد که نادیده گرفتن ریسک نقدشوندگی منجر به برآورد نادرست بازدهی مورد انتظار سهام می‌گردد.

در این مطالعه با استفاده از روش‌های آزمودن مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی، مدل اپستین-زین تعدیل یافته با نقدشوندگی با مدل اپستین-زین سنتی و مدل CCAPM سنتی مقایسه شده است. نتایج این مقایسه نشان می‌دهد که مدل تعدیل یافته با نقدشوندگی نسبت به دیگر مدل‌های مورد بررسی عملکرد بهتری دارد و بازدهی مورد انتظار سهام را نیز بهتر توضیح می‌دهد؛ به عبارتی نشان می‌دهد که مدل‌های CCAPM و اپستین-زین سنتی ریسک و بازده مورد انتظار را به درستی برآورد نمی‌کنند و به طور تجربی دارای عملکرد ضعیفی هستند. همچنین خطاهای قیمت‌گذاری در مدل تعدیل یافته نسبت به مدل‌های سنتی کمتر است. در ادامه نتایج نشان می‌دهد که 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.

با توجه به نتایج بدست آمده در مورد مطلوب‌تر بودن مدل اپستین-زین تعدیل شده با نقدشوندگی در پیش‌بینی بازده در بورس اوراق بهادار تهران پیشنهاد می‌گردد که پژوهش-

های آینده سایر مدل‌های قیمت‌گذاری را مورد سنجش قرار دهند و اثر سایر متغیرها از قبیل نرخ ارز، تراز تجاری و تورم را نیز بر بازده سهام مورد بررسی قرار دهند. همچنین بر پایه نتایج حاصل از برآورد مدل اپستین-زین تعدیل شده با نقدشوندگی پیشنهاد می‌گردد که کلیه سرمایه‌گذاران، شرکت‌های سرمایه‌گذاری، تحلیل‌گران بازار سهام و همچنین دیگر مشارکت‌کنندگان بازارهای مالی ایران، برای بررسی دقیق‌تر عوامل موثر بر جریان عملکرد قیمتی سهام، به نقش نقدشوندگی و اطلاعاتی نظیر جایگاه قرارگیری شرکت‌ها در سطوح نقدشوندگی توجه کافی مبذول نمایند. به عبارتی پیشنهاد می‌شود با توجه به اینکه نقدشوندگی عامل مهمی در قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای محسوب می‌شود و تاثیر آن بر مازاد بازده بیش از تاثیرات عوامل بازار، اندازه و ارزش است، سرمایه‌گذاران نقدشوندگی را در تصمیمات سرمایه‌گذاری خود به عنوان یک متغیر مهم در تبیین بازده سهام مد نظر داشته باشند

کتاب‌نامه

احمدپور، احمد و مروی‌زاده، فرشته (۱۳۹۵). ریسک نقدینگی و تاثیر آن بر بازده مازاد در شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه علمی- پژوهشی مدیریت مالی و تامین مالی*، سال ٤، شماره ۳، صص.۷۷-۹۰

بهرام‌فر، نقی و فاضلی، نقی (۱۳۹۰). بررسی رابطه شاخص‌های نقدینگی و نرخ بازده مورد انتظار. *فصلنامه بورس اوراق بهادار*، شماره ۲۹،صص. ٥٥-٤٦

رادنیا، مرجان؛ پهلوانی، مصیب؛ شهیکی تاش، محمد نبی و روشن، رضا (۱۳۹۵)، قیمت‌گذاری دارایی-های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف با استفاده از توابع مطلوبیت بازگشتی، *مجله ایرانی مطالعات اقتصادی*، دوره ۵، شماره۱، صص. ۷۸-٦٥

زمانی، شیوا و فغانی کندری، پگاه (۱۳۹۵)، محاسبه میزان نقدشوندگی سهام بورس تهران و بررسی عوامل اثرگذار بر آن، *چشم‌انداز مدیریت مالی*، دوره ٦، شماره ۱۳، صص. ۸۰-٦۱

قائمی، حسین. و طوسی، سعید (۱۳۸۵). بررسی عوامل موثر بر بازده سهام عادی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران. پیام مدیریت، دوره ۱۸، شماره ۱۷، ۱۷۵-۱۵۹

قالیباف، حسن و پورفرد، شهروز (۱۳۹۵)، قیمت‌گذاری ریسک نقدشوندگی در بازار بورس اوراق بهادار تهران، *فصلنامه سیاست‌های مالی و اقتصادی*، دوره٤، شماره ١٦، صص. ٦٥-۲۹

محمدزاده، اعظم؛ شهیکی تاش، محمد نبی و روشن، رضا (۱۳۹٤)، مقایسه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌های سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف (CCAPM) و مبتنی بر مخارج مصرفی مسکن (HCCAPM)

در توضیح بازده سهام در ایران، *فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد*، دوره۲، شماره ۳، صص. ۷۲-۴۹

Abhyankar, A., Klinkowska, O. & Lee, S., (2015), Consumption risk and the cross-section of government bond returns, *Journal of Empirical Finance*, Vol. 32, pp. 180-200

Acharya, V.V & Pedersen, L.H. (2005), Asset pricing with liquidity risk, *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, No. 2, pp. 375–410

Altay, E. & Calgici, C. (2019), Liquidity adjusted capital asset pricing model in an emerging market: Liquidity risk in Borsa Istanbul, *Borsa Istanbul Review*, Vol. 19, No. 4, pp. 297-309

Amihud, Y. & Mendelson. (1986), Illiquidity and stock return cross sectional and time-series effect, Journal of Financial market, Vol. 5, pp. 31-58

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

Baker, M., & Stein, J. (2003), Market Liquidity as a Sentiment Indicator, *Journal of Financial Market*, Vol. 7, pp. 271-299

Cochran, J. H. (2005), *Asset pricing, revised edition*, Princeton, NJ: Princeton University Press.

Epstein, Larry G. & Stanley E Zin. (1991), Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis, *Journal of Political Economy*, Vol. 99, pp. 263-286.

Epstein, Larry G., & Stanley E. Zin. (1989), Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework, *Econometrica*, Vol. 57, pp. 937-969.

Fama, E. F., & French, K. R. (2004), The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 18, No. 3, pp. 25–46

Fama, E. F., & MacBeth, J. D. (1973), Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3, pp. 607–636

Fama, E. F., & French, K. R. (1992), The Cross-Section of Expected Stock Returns, Journal of Finance, Vol. 47, No. 2, pp. 427–465

Gopalan, R.; Kadan, O. & Pevzner, M. (2009), *Managerial Decisions, Asset Liquidity, and Stock Liquidity*, EFA 2009 Bergen Meetings Paper.

Hasbrouck, J. (2004), "Liquidity in the futures pits: inferring market dynamics from incomplete data", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 39, No. 2, pp. 305-326

Hasbrouck, J. (2009), Trading costs and returns for U.S. equities: estimating effective costs from daily data, *Journal of Finance*, Vol. 64, No. 3, pp. 1445–1477

Kandel, S., Stambaugh, R.F, (1995), Portfolio inefficiency and the cross-section of expected returns, *Journal of Finance* Vol. 50, pp. 157–184.

Lam K.S.K. & Tam, L.H.K. (2011), Liquidity & Asset Pricing: Evidence from the Hong Kong Stock Market, *Journal of Banking & Finance*, No. 35, pp. 2217–2230

Liu, W. (2006), A liquidity augmented capital asset pricing model, *Journal of financial Economics*, Vol. 82, pp. 631–671

Liu, W., Luo D. & Zhao H. (2015), Transaction costs, liquidity risk, and the CCAPM, *Journal of Banking & Finance,* Vol. 63, pp. 126–145

Liu, W., Luo D. & Zhao H. (2016), The Epstein-Zin Model with Liquidity Extension, *The Financial Review*, Vol. 51, No. 1, pp. 113-146

Márquez, E., Nieto, B & Rubio, G., (2014), Stock returns with consumption and illiquidity risks, *International Review of Economics and Finance,* Vol. 29, pp. 57–74

Merton, R. C. (1969), Lifetime portfolio selection under uncertainty: The continuous-time case, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 51, pp. 247-257

Pastor, L & Stambaugh, R.F. (2003), Liquidity risk and expected stock returns, *Journal of Political Economy,* Vol. 111, pp. 642–685

Roll, R. (1984), A Simple implicit Measure of the effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market*, The Journal of Finance*, Vol. 39, No. 4, pp. 1127-1139

Sadka, R. (2006), Momentum and Post-Earnings-Announcement Drift Anomalies: The Role of Liquidity Risk, *Journal of Financial Economics,* Vol. 80, No. 2, pp. 309-349.

Yogo, M. (2006), A consumption-based explanation of expected stock returns, *Journal of Finance*, Vol. 61, pp. 539-580

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی