فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
دوره ۱۶ / شماره ۲ (پیاپی ۶۲) / تابستان ۱۴۰۶
صفحه ۴۸۷ تا ۵۰۹

توسعه مدل قیمت‌گذاری دارایی بر پایه اثر قیمتی: مقایسه معیارهای پرفراوانی

پدرام سمیعی تبریزی
دانشجوی دکتری مالی بین‌الملل،گروه مدیریت مالی حسابداری و مهندسی مالی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی،تهران، ایران
Pedram.samiee@gmail.com
مهدی معدن‌چی زاج
استادیار گروه علمی مدیریت مالی، دانشکده مدیریت واحد تهران مرکزی، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران (نویسنده مسئول):
ma.madanchi@iau.ac.ir
حمیدرضا کردلوئی
دانشیار گروه علمی حسابداری و مدیریت، واحد اسلامشهر، دانشگاه آزاد اسلامی، اسلامشهر، ایران
hamidreza.kordlouie@gmail.com
فاطمه صمدی
استادیار گروه علمی مدیریت؛ واحد تهران شرق، دانشگاه ازاد اسلامی؛تهران، ایران
m.samadi53@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۲/۱۵ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۲/۰۳

چکیده

در پژوهش حاضر به توسعه مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها با رویکرد اثر قیمتی در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته شد. در این راستا، تعداد ۴ پارامتر اثر قیمتی کایل (۱۹۸۵)، گلوستن و هریس (۱۹۸۸)، فوستر و ویسواناتان (۱۹۹۳) و سدکا (۲۰۰۶) به عنوان نماینده‌های اثر قیمتی مبتنی بر داده‌های پرفراوانی و ۲ معیار نقدشوندگی آمیهود و پاستور به عنوان نماینده‌های اثر قیمتی مبتنی بر داده‌های کم فراوانی مورد توجه قرار گرفتند. در این راستا تعداد ۱۴۰ شرکت از بین مجموعه شرکت‌های فعال در بورس اوراق بهادار تهران به عنوان نمونه آماری تحقیق طی دوره سال‌های ۱۳۹۴ تا ۱۴۰۲ مورد مطالعه قرار گرفته و به منظور برآورد پارامترهای اثر قیمتی مبتنی بر داده‌های پرفراوانی، از اطلاعات ماهیانه معاملات سهام شرکت‌ها استفاده شد. عامل ریسک نقدشوندگی سهام بر پایه مقادیر پارامترها و مبتنی بر استراتژی تشکیل پرتفوی برنده-بازنده، به عنوان عامل ششم ریسک در مدل قیمت‌گذاری ۵ عاملی فاما و فرنچ آزمون شد. نتایج این تحلیل نشان داد که سه پارامتر اثر قیمتی کایل، فوستر و ویسواناتان و سدکا به عنوان عوامل قیمت‌گذاری در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها نقش معناداری دارند و توان توضیح‌دهندگی معناداری از بازده مورد انتظار و قیمت سهام دارند. مقایسه قدرت توضیح‌دهندگی این پارامترها با مدل ۵ عاملی قیمت‌گذاری نشان داد که هر سه پارامتر اثر قیمتی مذکور، توان توضیح‌دهندگی قیمت سهم را نسبت به مدل ۵ عاملی ارتقاء می‌دهند.

واژه‌های کلیدی: اثر قیمتی، فاما و فرنچ، قیمت‌گذاری دارایی، نقدشوندگی.

۱- مقدمه

ارزش‌گذاری دارایی‌ها از جمله اوراق بهادار یکی از ارکان اصلی مؤثر بر تصمیمات سرمایه‌گذاری است. ارزش‌گذاری اصولی و صحیح دارایی‌ها باعث تخصیص بهینه منابع سرمایه‌ای می‌شود (داس و یعقوبی[۱]، ۲۰۲۳). اتخاذ تصمیمات اصولی سرمایه‌گذاری و تخصیص بهینه منابع مستلزم ارزش‌گذاری سهام با استفاده از روش‌های معتبر علمی است، زیرا به‌دلیل ناکارایی بازارها، نمی‌توان به قیمت‌های بازار چندان اطمینان نمود یا حداقل اینکه پدیده کشف قیمت در کوتاه‌مدت به علت نوسانات شدید و غیرواقعی در بازار محقق نمی‌شود (گو، کلی و ژیو[۲]، ۲۰۲۱).

طی دو دهه اخیر، مطالعات دانشگاهی در حوزه ریزساختار بازار[۳] به سرعت گسترش یافته است. در این حوزه از دانش مالی، چگونگی تأثیر سازوکارهای معاملاتی و طراحی بازار بر فرایند شکل‌گیری قیمت‌ها و معاملات بررسی می‌شود. به بیان روشن‌تر، حوزه ریزساختار بازار به مطالعه هزینه معامله اوراق بهادار و تأثیر هزینه مذکور بر رفتار معامله‌گران و در نتیجه قیمت‌ها می‌پردازد (پویان فر، راعی و محمدی، ۱۳۸۸). تحقیقات انجام‌شده درحوزه ریزساختار در بورس اوراق بهادار تهران نیز وجود رابطه بین اجزای ریزساختار و فرآیند شکل‌گیری قیمت‌ها و همچنین وجود معاملات مبتنی بر اطلاعات نهانی را که ناشی از ریزساختارهای بازار می‌باشد، تأیید نموده است (پویانفر، راعی و محمدی، ۱۳۸۸؛ عیوضلو، ۱۳۹۱).

نقدشوندگی[۴] یکی از مهم‌ترین عوامل تأثیرگذار بر ارزش دارایی‌هاست. نقدشوندگی نقش مهمی در بازارهای مالی به جهت تسهیل به‌اشتراک گذاشتن ریسک و بهبود کارایی معاملات ایفا می‌کند. ریسک نقدشوندگی را می‌توان به عنوان ریسک عدم توانایی خرید و فروش دارایی بدون کاهش ارزش در زمان مور نظر تعریف کرد (لی و گریگوریو[۵]، ۲۰۲۰). نقدشوندگی یک سهم معیار مهمی است که سرمایه‌گذاران در خریداری اوراق بهادار به آن توجه زیادی می‌کنند. زیرا سطح و تغییرپذیری آن دلالت بر استراتژی تنوع‌بخشی پرتفوی و عملکرد سرمایه‌گذاری دارد. شواهد تجربی نشان می‌دهد که قیمت‌گذاری دارایی‌ها علاوه بر ریسک سیستماتیک که با بتای استاندارد بازار اندازه‌گیری می‌شود، از عوامل دیگری مانند ریسک نقدشوندگی نیز تأثیر می‌گیرد (نایک و ردی[۶]، ۲۰۲۱). در نهایت سرمایه‌گذاران خواهان سهمی هستند که در هنگام فروش آن با مشکلی مواجه نشوند. بنابراین قدرت نقدشوندگی یکی از عواملی است که می‌تواند در انتخاب یک سهم و در توقع سهامداران از بازده کسب‌شده مؤثر باشد (آمیهود و لوی[۷]، ۲۰۲۳).

بال، سدکا و تسنگ[۸] (۲۰۲۲) در مطالعه خود به طور برجسته‌ای نقش نقدشوندگی را در بازارهای سرمایه مورد توجه قرار داده و نشان داده‌اند که در نظر گرفتن هزینه‌های جانبی عدم نقدشوندگی (در قالب اثر قیمتی سدکا) می‌تواند اهمیت بیش از پیش نقدشوندگی را در پیش‌بینی بازار تبیین نماید.

[1] Das & Yaghoubi
[2] Gu, Kelly & Xiu
[3] Market Microstructure
[4] Liquidity
[5] Le & Gregoriou
[6] Naik & Reddy
[7] Amihud & Levi
[8] Ball, Sadka & Tseng

از طرفی، قیمت‌گذاری دارایی‌ها[1] به دنبال توضیح شکل‌گیری قیمت‌ها و بازده اوراق بهادار در بازار سرمایه است. در این زمینه اگر با افزایش پذیرش یک نوع ریسک، صرف ریسک آن بالا برود، می‌توان گفت که آن عامل بخشی از بازده دارایی را توضیح می‌دهد و می‌بایست جهت تخمین بهتر بازده در این مدل‌ها، مورد استفاده قرار گیرد (شانگ[2]، ۲۰۲۰). مطالعات متعددی در راستای اندازه‌گیری میزان نقدشوندگی یک دارایی و متعاقباً محاسبه ریسک نقدشوندگی و تأثیر آن در تعیین بازده اوراق بهادار صورت گرفته و رابطه معکوس میان بازده و نقدشوندگی (نظریه صرف نقدشوندگی) در بازارهای مالی به طور گسترده مشاهده شده است (ناداراجا[3] و همکاران، ۲۰۲۱).

یکی از مهم‌ترین کارکردهای بازار مالی به ویژه بازار سرمایه افزایش قابلیت نقدشوندگی دارایی‌های مالی و کاهش صرف ریسک مربوط به نقدشوندگی است (لو[4]، ۲۰۲۲). دیرزمانی است که اندیشمندان مالی به این مسأله اعتقاد دارند که اوراق بهادار با قدرت نقدشوندگی پایین‌تر می‌بایست بازده مورد انتظار بالاتری (از بازده که به وسیله کوواریانس‌گیری از بازده سهام با بازده بازار یا سایر عوامل به دست می‌آید) ارائه نمایند و در این راستا اوهارا[5] (۱۹۹۵) بیان می‌کند که این گونه اوراق بهادار می‌بایست از سطح قیمتی پایین‌تری برخوردار باشند. مطالب فوق، این سوال را ایجاد می‌کند که آیا اثرقیمتی به عنوان معیار عدم نقدشوندگی توان توضیح‌دهندگی بازده مدل ۵ عاملی فاما-فرنچ را، پس از کنترل سایر ویژگی‌های شرکت، افزایش می‌دهد؟

اگرچه مطالعاتی مانند مقاله ژنگ[6] و همکاران (۲۰۲۱)، بال، سدکا و تسنگ (۲۰۲۲) و معدود مطالعات دیگری را می‌توان یافت که نشان می‌دهند اثر قیمتی قابلیت توضیح‌دهندگی مدل قیمت‌گذاری دارایی را به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش می‌دهد، اما در تمامی این مطالعات، تنها به انواع خاصی از پارامترهای اثر قیمتی و عوامل نقدشوندگی مبتنی بر ریزساختار بازار توجه شده و توان تبیین کنندگی پارامترهای اثر قیمتی مبتنی بر داده‌های پرفراوانی با یکدیگر مورد مقایسه قرار نگرفته‌اند. از طرفی، از آنجا که مطالعات مربوط به توسعه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی عموماً متمرکز بر عوامل خاص شرکت بوده‌اند و نقش عوامل منتج از بازار و به خصوص ریزساختار بازار، مانند اثر قیمتی نقدشوندگی در توسعه این مدل‌ها مورد توجه نبوده، این مطالعه می‌تواند تبیین دقیق‌تری از نقش قابل توجه عوامل بازار در توسعه مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی نسبت به مطالعات پیشین این حوزه ارائه دهد. به طور واضح، نتایج این مطالعه می‌تواند در راستای برآوردهای دقیق‌تر از بازده مورد انتظار پرتفوی تحت مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی توسعه‌یافته، توسط سرمایه‌گذاران مورد استفاده قرار گیرد. کاهش خطای پیش‌بینی از بازده مورد انتظار پرتفوی با اتکا به مدل‌های توسعه‌یافته قیمت‌گذاری دارایی، می‌تواند مدیریت ریسک بهتری را در فرایند سبدگردانی سرمایه‌گذاران منجر شود.

در این مطالعه به سوال فوق پاسخ داده شده و مقایسه‌ای بین توان توضیح‌دهندگی پارامترهای اثر قیمتی مبتنی بر داده‌های پرفراوانی انجام شده که به تبیین هرچه بیشتر اهمیت این پارامترها، در حوزه ریزساختار بازار

[1] Asset Pricing
[2] Shang
[3] Nadarajah
[4] Luo
[5] O`Hara
[6] Zheng

کمک می‌کند. مطالعه حاضر با تلفیق اطلاعات برگرفته از ریزساختار بازار (پارامترهای اثر قیمتی) با سایر عوامل ریسک در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها به مدل مناسب‌تری در قیمت‌گذاری دست یافته و یک رویکرد جدیدتر در رابطه تجربی عدم‌نقدشوندگی- بازده ارائه می‌دهد.

چارچوب نظری و پیشینه پژوهش

تأثیرگذاری مورد انتظار پارامترهای اثر قیمتی بر بازده مورد انتظار پرتفوی را می‌توان در چارچوب زیر تبیین کرد. پارامتر اثر قیمتی کایل[1] به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری تأثیر معاملات بزرگ بر قیمت دارایی‌ها استفاده می‌شود. این پارامتر نشان‌دهنده میزان حساسیت قیمت دارایی به حجم معاملات است و به عنوان یک شاخص نقدشوندگی در نظر گرفته می‌شود (کامین، لشکری و مستیری[2]، ۲۰۲۱). پارامتر اثر قیمتی کایل، نشان‌دهنده میزان تغییر قیمت یک دارایی در پاسخ به حجم معاملات است. به عبارت دیگر، این پارامتر اندازه‌گیری می‌کند که چگونه یک سفارش بزرگ خرید یا فروش می‌تواند قیمت دارایی را تحت تأثیر قرار دهد. هرچه این پارامتر بزرگ‌تر باشد، نشان‌دهنده این است که بازار کمتر نقدشونده است و معاملات بزرگ تأثیر بیشتری بر قیمت دارند (بالکو، جافر و دی ماجیستریس[3]، ۲۰۲۲).

پارامتر اثر قیمتی گلوستن و هریس[4]، به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری تأثیر معاملات بر قیمت دارایی‌ها استفاده می‌شود. این پارامتر به‌طور خاص به بررسی تأثیر معاملات بر قیمت‌ها در حضور اطلاعات نامتقارن و هزینه‌های معاملاتی می‌پردازد (گلوستن[5]، ۲۰۲۰). پارامتر اثر قیمتی گلوستن و هریس، نشان‌دهنده میزان تغییر قیمت یک دارایی در پاسخ به حجم معاملات است، با این تفاوت که این مدل به‌طور خاص هزینه‌های معاملاتی و اطلاعات نامتقارن را در نظر می‌گیرد. این پارامتر به دو بخش تقسیم می‌شود: اثر موقت[6] (تغییرات قیمتی که به‌طور موقت در پاسخ به حجم معاملات رخ می‌دهد) و اثر دائمی[7] که در آن، تغییرات قیمتی به‌طور دائمی در نتیجه اطلاعات جدید ناشی از معاملات ایجاد می‌شود. در مدل‌های پیشین قیمت‌گذاری دارایی، بازده مورد انتظار یک دارایی به ریسک سیستماتیک آن (بتا) و بازده بازار بستگی دارد (میلوبدزکی و نوواک[8]، ۲۰۲۲).

پارامتر اثر قیمتی فوستر و ویسواناتان[9]، به عنوان معیاری برای اندازه‌گیری تأثیر معاملات بر قیمت دارایی‌ها در حضور اطلاعات نامتقارن و رفتار استراتژیک معامله‌گران استفاده می‌شود. این پارامتر به‌طور خاص به بررسی تأثیر معاملات بر قیمت‌ها در شرایطی که معامله‌گران از اطلاعات متفاوتی برخوردار هستند، می‌پردازد (ویسواناتان[10] و همکاران، ۲۰۲۱). پارامتر اثر قیمتی فوستر و ویسواناتان، در واقع نشان‌دهنده میزان تغییر قیمت یک دارایی در

[1] Kyle
[2] Comin, Lashkari & Mestieri
[3] Ballco, Jaafer & de Magistris
[4] Glosten & Harris
[5] Glosten
[6] Temporary Impact
[7] Permanent Impact
[8] Miłobędzki & Nowak
[9] Foster & Viswanathan
[10] Viswanathan

پاسخ به حجم معاملات است، با این تفاوت که این مدل به‌طور خاص اطلاعات نامتقارن و رفتار استراتژیک معامله‌گران را در نظر می‌گیرد. این پارامتر به بررسی این موضوع می‌پردازد که چگونه معامله‌گران با اطلاعات و رفتار استراتژیک متفاوت می‌توانند بر قیمت‌ها تأثیر بگذارند (ژو و وانگ[1]، ۲۰۲۰).

پارامتر اثر قیمتی سدکا[2] نیز به‌طور خاص به بررسی تأثیر هزینه‌های نقدشوندگی و اطلاعات نامتقارن بر قیمت‌ها می‌پردازد (کر، سدکا و سدکا[3]، ۲۰۲۰). پارامتر اثر قیمتی سدکا در واقع، نشان‌دهنده میزان تغییر قیمت یک دارایی در پاسخ به حجم معاملات است که به دو جزء اصلی تقسیم می‌شود: اثر نقدشوندگی (تغییرات قیمتی که به دلیل هزینه‌های نقدشوندگی مانند گستره قیمت خرید و فروش ایجاد می‌شود) و اثر اطلاعات نامتقارن (تغییرات قیمتی که به دلیل اطلاعات نامتقارن بین معامله‌گران ایجاد می‌شود). این پارامتر به‌طور جامع‌تری نسبت به مدل‌های قبلی (مانند مدل‌های کایل یا گلوستن و هریس) هزینه‌های نقدشوندگی و اطلاعات نامتقارن را در نظر می‌گیرد (ایسدورفر[4] و همکاران، ۲۰۲۲). پارامتر اثر قیمتی سدکا به عنوان یک عامل اضافی در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها می‌تواند تأثیر عواملی چون هزینه‌های نقدشوندگی و اطلاعات نامتقارن را بر بازده دارایی‌ها لحاظ کند. به عبارت دیگر، این پارامتر به عنوان یک عامل نقدشوندگی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها می‌تواند عملکردی قابل قبول داشته باشد و به همین علت، معامله‌گران می‌توانند از این پارامتر برای بهینه‌سازی زمان و حجم معاملات خود در حضور هزینه‌های نقدشوندگی و اطلاعات نامتقارن استفاده کنند (بال، سدکا و تسنگ، ۲۰۲۲).

مطالعات انجام شده در این حوزه نیز نشان می‌دهند که بسط مدل قیمت‌گذاری دارایی‌های فاما و فرنچ، بر پایه عوامل ریسک دیگری چون نقدشوندگی امکان پذیر است. به عنوان مثال، علیزاده، شهیکی تاش و روشن (۱۳۹۹) با مطالعه برآورد معیار اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش با استفاده از داده‌های روزانه و به کاربردن این معیار به عنوان پراکسی برای هزینه‌های معاملاتی همچنین با استفاده از این نوع هزینه‌های معاملاتی و ریسک نقدشوندگی به تعدیل مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف دریافتند که مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف سنتی عملکرد ضعیفی در توضیح بازدهی سهام مقطعی دارد و مدل CCAPM تعدیل یافته نسبت به مدل سنتی بخش بزرگتری از تغییرات بازدهی را توضیح می‌دهد. همچنین همچنین نتایج نشان داده که ورود متغیرهای هزینه معاملاتی و ریسک نقدشوندگی منجر بهبود عملکرد مدل CCAPM می‌شود. خجسته و تهرانی (۱۳۹۶) اثر مفهوم نقدشوندگی در مدل قیمت‌گذاری سهام در بورس تهران را با توجه به ابعاد مختلف آن تبیین کرده‌اند. در این مطالعه از شاخص حجم ریالی معاملات به عنوان نماینده حجم نقدشوندگی، از شاخص نسبت گردش به عنوان نماینده سرعت نقدشوندگی و از شاخص آمیهود به عنوان نماینده هزینه و اثر قیمتی استفاده شده و یافتند که در بررسی سبدهای سبکی سهام (ترکیب سبک‌های کوچک، بزرگ، ارزشی، رشدی، نقدشونده بالا، نقدشونده پایین) ارتقای معنی داری در ضریب تعیین تعدیل شده نسبت به مدل سه عاملی فاما و فرنچ ایجاد می‌کنند. این اثر در سبد سبک شرکت‌های با نقدشوندگی کمتر، بالاتر است. حبیبی‌ثمر، تهرانی و انصاری (۱۳۹۳)

[1] Zhou & Wang
[2] Sadka
[3] Kerr, Sadka & Sadka
[4] Eisdorfer

در پژوهش خود با استفاده از روش تحلیل پرتفوی میان ریسک نقدشوندگی و بازده سهام رابطه مثبتی مشاهده نمودند و نشان دادند که این رابطه در شرکت‌های رشدی قوی‌تر است. ابزری، کبیری پور و سهیلی (۱۳۹۲) نیز دریافتند که تأثیر شاخص چند بعدی نقدشوندگی بر مازاد بازده پذیرفته می‌شود و سرمایه‌گذاران صرف ریسک و جبرانی را برای تحمل هزینه‌ها و ریسک‌های مربوط به عدم‌نقدشوندگی تقاضا می‌کنند که این صرف، در بازده مورد انتظار منعکس شده و مازاد بازده سهام را تحت‌تأثیر قرار می‌دهد. همچنین، عیوض‌لو (۱۳۹۱) با بررسی مدل هشت عاملی بسط یافته مدل پنج عاملی فاما و فرنچ، با افزودن سه عامل ریسک نکول، نقدشوندگی و مومنتوم سعی در بهبود قدرت تبیین کنندگی مدل داشته و دنبال یافتن پاسخی برای برخی نابهنجاری‌های این مدل، یافت که قدرت توضیح‌دهندگی مدل‌ها تا حد بسیار زیادی به نحوه گزینش عوامل بستگی دارد و نتایج درباره قدرت عوامل جدید و اثر آن‌ها بر ارتقای مدل پنج عاملی در ترکیبات مختلف نشان داده که در ترکیب تنها یکی از عوامل با مدل پنج عاملی، مومنتوم عملکرد بهتری داشته و ریسک نکول ضعیف‌ترین عملکرد را ارایه کرده است و نهایتاً در ترکیب دو عامل از میان عوامل، بررسی عرض از مبدا نشان داده که ترکیب ریسک نقدشوندگی و مومنتوم باعث بهبود بیشتری شده است.

در میان مطالعات انجام شده در خارج از کشور نیز، ژنگ و همکاران (۲۰۲۱) به طراحی مدل دو عاملی بازار و نقدشوندگی نشأت گرفته از مدل‌های CAPM و عاملی فاما-فرنچ با استفاده از عوامل نقدشوندگی و اثر قیمتی پرداختند و دریافتند که قابلیت توضیح‌دهندگی مدل به طور قابل ملاحظه‌ای افزایش یافته است. چو[1] (۲۰۲۰) ادعا کرد با بکارگیری با اضافه کردن متغیرهای ارزش‌دفتری به ارزش بازار و همچنین تعدیل ریسک عامل بازار می‌توان ارزش توضیح‌دهندگی مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها را در افق زمانی بلندمدت و کوتاه‌مدت همسان کرد. هولشتاین[2] و همکاران (۲۰۱۹) ادعا کردند که اگرچه مدل به CAPM به خوبی داده‌های مقطعی قیمت را به‌طور منصفانه توضیح می‌دهد، اما به دلیل عدم لحاظ ریسک‌های متفاوت توانایی کمی در توضیح بازده به تنهایی دارد. چوردیا، گرین و کیتوموکالور[3] (۲۰۱۸) بیان کردند که نوسان‌پذیری جریان سفارشات[4] معیاری برای اندازه‌گیری هزینه اطلاعات نامتقارن است و نوسان‌پذیری مثبت به عنوان پارامتری موثر بر کژگزینی به شمار می‌رود. آیتکین[5] و همکاران (۲۰۱۷) نیز در پژوهش خود به بررسی تأثیرنقدشوندگی سهام بر قیمت‌گذاری اختیار خرید و فروش پرداختند. نتایج تحقیق ایشان نشان داده که ارتباط معنی‌داری بین نقدشوندگی سهام و قیمت‌گذاری اختیارها وجود دارد. به نظر ایشان معیارهای اندازه‌گیری بر روی حجم معاملات اختیارات تأثیرگذار است. بن-رفائل[6] و همکاران (۲۰۱۷) که به مطالعه بازار NYSE پرداختند، شواهدی یافتند که سودآوری استراتژی معاملات بر اساس صرف نقدشوندگی طی چهار دهه اخیر کاهش یافته است، یا در واقع این استراتژی‌ها سودآوری خود را از دست داده است. چن[7] و همکاران (۲۰۱۵) با بکارگیری از سه معیار

[1] Cho
[2] Hollstein
[3] Chordia, Green & Kottimukkalur
[4] volatility of order flow
[5] Aitken
[6] Ben-Rephael
[7] Chen

اندازه‌گیری نشان دادند که پرتفوهایی با درجه نقدشوندگی کمتر، همواره بازده بیشتری را در مقایسه با پرتفوهای نقدشونده ایجاد می‌نماید و بازده پرتفوی بدون هزینه، حداقل در دو معیار از سه معیار استفاده‌شده از نظر آماری قابل ملاحظه بوده است. برنان، هاه و سوبرامانیام[1] (۲۰۱۳) که از معیار عدم‌نقدشوندگی آمیهود برای قیمت‌گذاری دارایی‌ها استفاده کردند، بیان نمودند که در مجموع فقط در روزهای نزولی بازار، صرف بازده ناشی از نقدشوندگی به وجود می‌آید. لیچسکی و ورونکوا[2] (۲۰۱۲) که سبک‌های سرمایه‌گذاری مختلفی را بر بازار لهستان بررسی کردند یافتند که، اندازه شرکت و ارزش آن بر کسب بازده مازاد بر اساس استراتژی تأثیر داشته اما نقدشوندگی تأثیر قابل ملاحظه‌ای ندارد. همچنین، تحقیقات آچاریا و پدرسن[3] (۲۰۰۵) و همچنین پاستور و استمباگ[4] (۲۰۰۳) نشان می‌دهد که ریسک نقدشوندگی به عنوان عامل قیمتی در بازار است. تحقیق آچاریا و پدرسن (۲۰۰۵) مدل نظری را با سه صرف ریسک مرتبط با تغییرات نقدشوندگی معرفی کرده و بررسی نمودند که بازده در بازار آمریکا به‌شکل معناداری مرتبط با این عوامل است. همچنین در بازار آمریکا اهمیت نقدشوندگی به عنوان عامل ریسک بیشتر و در سایر بازارهای توسعه‌یافته کم‌اثرتر است.

مرور مطالعات پیشین نشان می‌دهد که عامل نقدشوندگی به عنوان یک ریسک-فاکتور مدل قیمت‌گذاری دارایی در غالب مطالعات قبلی بر پایه معیارهای کم‌فراوانی مورد توجه بوده است. از طرفی، در معدود مطالعاتی که توجه ویژه به معیارهای پرفراوانی نقدشوندگی داشته‌اند (مانند: علیزاده، شهیکی تاش و روشن، ۱۳۹۹؛ ژنگ و همکاران، ۲۰۲۱؛ چوردیا، گرین و کیتوموکالور، ۲۰۱۸)، مقایسه جامعی بین معیارهای پرفراوانی نقدشوندگی انجام نشده و تنها جریان سفارشات روزانه که مبنای اولیه محاسبه معیارهای پرفراوانی است، مورد توجه بوده است. از این رو انجام مطالعه حاضر، با رویکرد مقایسه‌ای بین معیارهای پرفراوانی نقدشوندگی در توسعه مدل قیمت‌گذاری دارایی، گامی در راستای کاهش این خلأ تحقیقاتی به شمار می‌آید.

روش تحقیق

این پژوهش از نظر هدف، از دسته پژوهش‌های کاربردی به شمار می‌رود و از نظر روش، پژوهشی توصیفی مبتنی بر تحلیل رگرسیونی است که در آن، از روش تحلیل داده‌های ترکیبی و ادغام استفاده شده است. جامعه آماری این تحقیق عبارت از کلیه شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره زمانی ۱۴۰۲-۱۳۹۴ می‌باشد که تعداد ۱۴۰ شرکت بر اساس محدودیت‌های غربالگری بر روی کلیه شرکت‌ها انتخاب شده و در این تحقیق مورد مطالعه قرار گرفته‌اند. داده‌های مورد نیاز از گزارش‌های انتشاریافتهٔ سازمان بورس و اوراق بهادار جمع‌آوری شده است. تجزیه وتحلیل داده‌های پژوهش با استفاده از نرم افزار Eviews و R و در سطح معناداری ۹۵ درصد انجام شده است.

[1] Brennan, Huh & Subrahmanyam
[2] Lischewski & Voronkova
[3] Acharya & Pedersen
[4] Pastor & Stambaugh

سؤال تحقیق این است که آیا اثرقیمتی به عنوان معیار عدم نقدشوندگی توان توضیح‌دهندگی بازده مدل پنج عاملی فاما-فرنچ را، پس از کنترل سایر ویژگی‌های شرکت، افزایش می‌دهد. برای پاسخ به این سوال، از توسعه مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ استفاده شده است و اثر قیمتی به عنوان عامل ریسک ششم وارد مدل شده و نقش آن در توضیح بازده مورد انتظار مورد آزمون قرار گرفته است. مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ به صورت رابطه (۱) تصریح شده است:

$$\left(\mathrm{R_{i,t}} - \mathrm{R_{f,t}}\right) = \alpha + \beta_{\mathrm{MKT}}\mathrm{MKT_t} + \beta_{\mathrm{SMB}}\mathrm{SMB_t} + \beta_{\mathrm{HML}}\mathrm{HML_t} + \beta_{\mathrm{RMW}}\mathrm{RMW_t} + \beta_{\mathrm{CMA}}\mathrm{CMA_t} + \varepsilon_{\mathrm{i,t}} \quad (۱)$$

به طوری که در این مدل،

$\mathrm{R_{i,t}} - \mathrm{R_{f,t}}$: بازده مازاد پرتفوی نسبت به نرخ بهره بدون ریسک است.

$\mathrm{MKT_t}$: صرف ریسک بازار و همان عامل بتای سیستماتیک مدل CAPM است که عامل بازار نامیده می‌شود و از طریق تفاضل نرخ بهره بدون ریسک از بازده بازار $(R_M - R_f)$ سنجیده می‌شود.

$\mathrm{SMB_t}$: عامل اندازه در مدل قیمت‌گذاری دارایی و برابر با تفاوت بین میانگین بازده‌های پرتفوی سهام شرکت‌های کوچک و پرتفوی سهام شرکت‌های بزرگ است و از طریق رابطه (۲) محاسبه می‌شود.

$$SMB = \left(\frac{\frac{S}{L} + \frac{S}{M} + \frac{S}{H}}{3}\right) - \left(\frac{\frac{B}{L} + \frac{B}{M} + \frac{B}{H}}{3}\right) \quad (۲)$$

به طوری که در رابطه (۲)، $\frac{S}{L}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های کوچک با ارزش دفتری به بازار پایین، $\frac{S}{M}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های کوچک با ارزش دفتری به بازار متوسط، $\frac{S}{H}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های کوچک با ارزش دفتری به بازار بالا، $\frac{B}{L}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های بزرگ با ارزش دفتری به بازار پایین، $\frac{B}{M}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های بزرگ با ارزش دفتری به بازار متوسط و $\frac{B}{H}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های بزرگ با ارزش دفتری به بازار بالا است.

$\mathrm{HML_t}$: عامل ارزش در مدل قیمت‌گذاری دارایی و برابر با تفاوت بین میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به بازار بالا و پرتفوی سهام شرکت‌های با نسبت ارزش دفتری به بازار پایین است و از طریق رابطه (۳) محاسبه می‌شود:

$$HML = \left(\frac{\frac{S}{H} + \frac{B}{H}}{2}\right) - \left(\frac{\frac{S}{L} + \frac{B}{L}}{2}\right) \quad (۳)$$

به طوری که در رابطه (۳)، $\frac{S}{H}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های کوچک با ارزش دفتری به بازار بالا، $\frac{B}{H}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های بزرگ با ارزش دفتری به بازار بالا، $\frac{S}{L}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های کوچک با ارزش دفتری به بازار پایین و $\frac{B}{L}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های بزرگ با ارزش دفتری به بازار پایین است.

RMW_t: عامل سودآوری در مدل قیمت‌گذاری دارایی و برابر با تفاوت بین میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌های با سودآوری بالا و پرتفوی سهام شرکت‌های با سودآوری پایین است و از طریق رابطه (۴) محاسبه می‌شود:

$$RMW = \left(\frac{\frac{HP}{B} + \frac{HP}{S}}{2}\right) - \left(\frac{\frac{LP}{B} + \frac{LP}{S}}{2}\right) \quad (۴)$$

به طوری که در رابطه (۴)، $\frac{HP}{B}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های بزرگ با سودآوری بالا، $\frac{HP}{S}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های کوچک با سودآوری بالا، $\frac{LP}{B}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های بزرگ با سودآوری پایین و $\frac{LP}{S}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های کوچک با سودآوری پایین است.

CMA_t: عامل سرمایه‌گذاری در مدل قیمت‌گذاری دارایی و برابر با تفاوت بین میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌های با سرمایه‌گذاری بالا و پرتفوی سهام شرکت‌های با سرمایه‌گذاری پایین است و از طریق رابطه (۵) محاسبه می‌شود:

$$CMA = \left(\frac{\frac{HI}{B} + \frac{HI}{S}}{2}\right) - \left(\frac{\frac{LI}{B} + \frac{LI}{S}}{2}\right) \quad (۵)$$

به طوری که در رابطه (۵)، $\frac{HI}{B}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های بزرگ با سرمایه‌گذاری بالا، $\frac{HI}{S}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های کوچک با سرمایه‌گذاری بالا، $\frac{LI}{B}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های بزرگ با سرمایه‌گذاری پایین و $\frac{LI}{S}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های کوچک با سرمایه‌گذاری پایین است.

بنابراین، در تعمیم مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ، با افزودن عامل ششم، یعنی عامل ریسک نقدشوندگی، مدل قیمت‌گذاری دارایی در رابطه (۵) به صورت رابطه (۶) بازنویسی شده است:

$$\begin{aligned}\left(R_{i,t} - R_{f,t}\right) = \alpha + \beta_{MKT}MKT_t + \beta_{SMB}SMB_t + \beta_{HML}HML_t + \beta_{RMW}RMW_t \\ + \beta_{CMA}CMA_t + \beta_{LIQ}LIQ_t + \varepsilon_{i,t}\end{aligned} \quad (۶)$$

به طوری که در این مدل، فاکتورهای ریسک مشابه با مدل ۵ عاملی قیمت‌گذاری تعریف و محاسبه می‌شوند، اما برای محاسبه عامل ریسک نقدشوندگی در این مدل (LIQ_t) از رابطه (۷) بهره گرفته شده است. عامل نقدشوندگی در مدل قیمت‌گذاری دارایی برابر با تفاوت بین میانگین بازده پرتفوی سهام شرکت‌های با نقدشوندگی بالا و پرتفوی سهام شرکت‌های با نقدشوندگی پایین است و از طریق رابطه (۷) محاسبه می‌شود:

$$LIQ = \left(\frac{\frac{HL}{B} + \frac{HL}{S}}{2}\right) - \left(\frac{\frac{LL}{B} + \frac{LL}{S}}{2}\right) \quad (۷)$$

به طوری که در رابطه (۷)، $\frac{HL}{B}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های بزرگ با نقدشوندگی بالا، $\frac{HL}{S}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های کوچک با نقدشوندگی بالا، $\frac{LL}{B}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های بزرگ با نقدشوندگی پایین و $\frac{LL}{S}$ میانگین بازده پرتفوی شرکت‌های کوچک با نقدشوندگی پایین است.

واضح است در صورتی که عامل نقدشوندگی قابلیت توضیح و تبیین بازده مورد انتظار و قیمت سهام را داشته باشد، نقش آن به عنوان یک عامل ریسک در مدل قیمت‌گذاری دارایی معنادار خواهد بود و از طرفی، توان تبیین کنندگی مدل قیمت‌گذاری توسعه یافته در رابطه (۶)، نسبت به مدل ۵ عاملی طرح شده در رابطه (۱)، بالاتر خواهد بود.

پارامترهای اثر قیمتی مورد مطالعه در این تحقیق شامل پارامتر اثر قیمتی کایل (۱۹۸۵)، پارامتر اثر قیمتی گلوستن و هریس (۱۹۸۸)، پارامتر اثر قیمتی فوستر و ویسواناتان (۱۹۹۳) و پارامتر اثر قیمتی سدکا (۲۰۰۶) است که به عنوان معیارهای نقدشوندگی مبتنی بر داده‌های پرفراوانی شناخته می‌شوند.

جریان سفارشات مبتنی بر داده‌های پرفراوانی

برای تخمین پارامترهای اثرقیمتی به عنوان معیارهای نقدشوندگی، در ابتدا باید جریان سفارشات را محاسبه نمود. پیش از تشریح مدل‌های تخمین پارامترهای اثر قیمتی، ابتدا فرایند پردازش جریان سفارشات (حجم معامله توأم با جهت[1]) توضیح داده شده است.

به منظور محاسبه جریان سفارشات براساس الگوی لی و ردی (۱۹۹۱)، معاملات بین روزانه به معامله‌های خرید و معامله‌های فروش طبقه‌بندی شده و تعداد معامله‌های خرید و فروش در هر روز محاسبه می‌شود (لی و ردی،۱۹۹۱). در الگوریتم لی و ردی از میانه قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش استفاده می‌شود. الگوریتم مذکور مشتمل بر سه مرحله می‌باشد:

۱) معامله‌هایی که در قیمتی بیشتر (کمتر) از میانه قیمت‌های پیشنهادی انجام شوند، معامله‌های سمت خرید (فروش) طبقه‌بندی می‌شوند؛

۲) معامله‌هایی که در قیمتی برابر با میانه قیمت‌های پیشنهادی اما بیشتر (کمتر) از قیمت معامله قبلی انجام شوند، معامله‌های سمت خرید (فروش) طبقه‌بندی می‌شوند.

۳) معامله‌هایی که در قیمتی برابر با میانه قیمت‌های پیشنهادی و قیمت معامله قبلی انجام شده اما بیشتر (کمتر) از آخرین قیمت معامله‌های متفاوت باشد، معامله سمت خرید (فروش) طبقه‌بندی می‌شوند.

در خصوص طبقه بندی معاملات به معاملات سمت خرید و سمت فروش، علاوه بر الگوریتم لی و ردی، از دو قاعده دیگر نیز در تحقیقات مالی استفاده می‌شود که شامل الگوریتم قانون تیک[2] و الگوریتم طبقه‌بندی حجم انباشته[3] می‌باشد که مورد اخیر توسط ایزلی، لوپز و اوهارا بیان شده است (ایزلی و همکاران، ۲۰۱۲)، اما مطالعات صورت گرفته برتری الگوریتم لی و ردی را نسبت به سایر روش‌ها تأیید نموده است (چکرابارتی و دیگران، ۲۰۱۵).

[1] Signed Volume

[2] تیک به تغییر قیمت سهام از یک معامله به معامله دیگر گفته می‌شود (Tick Rule)

[3] Bulk Volume Classification

در این تحقیق با توجه به محدودیت محقق در دسترسی به داده‌های پرفراوانی و عدم امکان تعیین جهت سفارش بر پایه الگوریتم لی و ردی (۱۹۹۱)، از روش تعدیل شده لی و ردی (۱۹۹۱) بهره گرفته شده است. در صورتی که قیمت پایانی هر سهم در پایان دوره معاملاتی، بزرگتر یا مساوی اولین قیمت معاملات سهم در همان دوره باشد، معاملات سهام در آن دوره در جهت خرید و در غیر این صورت در جهت فروش شناخته می‌شوند. براساس جریان سفارشات پردازش شده، چهار پارامتر اثر قیمتی محاسبه شدند که شرح روش سنجش هریک از آنها در ادامه ارائه شده است.

اثر قیمتی کایل (۱۹۸۵)

اولین پارامتر اثر قیمتی بر اساس مدل کایل (۱۹۸۵) تخمین زده می‌شود. این مدل پیشنهاد می‌دهد که:

$$\Delta P_{i,t,m} = \alpha_{i,t} + \lambda_{i,t}^{K} S_{i,t,m} V_{i,t,m} + \varepsilon_{i,t,m} \qquad (۸)$$

که در آن $\Delta P_{i,t,m}$ تغییر قیمت (در سهام i در سال t و در ماه m نسبت به ماه گذشته)، $S_{i,t,m}$ جهت معامله (۱+ = S اگر معامله در سمت خرید و ۱- = S اگر معامله در سمت فروش باشد)، و $V_{i,t,m}$ حجم معامله (براساس ارزش معامله) می‌باشد. بنابراین $S_{i,t,m}V_{i,t,m}$ حجم معامله توأم با جهت می‌باشد، که اغلب از آن به عنوان جریان سفارش نام برده می‌شود. پارامتر اثرقیمتی، $\lambda_{i,m}^{K}$ (لامبدای کایل[۱])، هر سال برای هر سهم از طریق برازش رگرسیون سری زمانی با استفاده از جریان سفارشات ماهانه در سال t در معادله (۸)، با یک جزء ثابت[۲] ($\alpha_{i,t}$)، تخمین زده می‌شود.

اثر قیمتی گلوستن و هریس (۱۹۸۸)

گلوستن و هریس (۱۹۸۸) هزینه‌های معاملاتی را به چهار جزء تجزیه کردند: (۱) هزینه ثابت نقل و انتقال (که با $\bar{\varphi}$ نشان داده می‌شود)، (۲) هزینه متغیر نقل و انتقال ($\bar{\lambda}$)، (۳) هزینه ثابت دائمی (φ) و (۴) هزینه متغیر دائمی (λ). دو جزء اول ناشی از هزینه‌های استخدام متخصص[۳]، هزینه‌های نگهداری موجودی[۴]، و هزینه‌های تهاتر[۵] است، در حالی که دو جزء آخر به دلیل انتخاب معکوس[۶] و عدم تقارن اطلاعاتی[۷] می‌باشد.

اگر μ_t نشان دهنده ارزش مورد انتظار یک سهم به شرط مجموعه اطلاعات در زمان t، برای یک بازارگردان باشد که تنها جریان سفارشات (S_tV_t) و سیگنال اطلاعات عمومی (ξ_t) را مشاهده می‌کند، آنگاه مدل‌های شکل‌گیری قیمت مانند مدل کایل (۱۹۸۵) و مدل آدماتی و پفلیدر (۱۹۸۸) نشان می‌دهند که μ_t به شکل زیر استنتاج می‌گردد:

[1] Kyle Lambda
[2] Constant Term
[3] توضیح اینکه در بورس نیویورک به کارگزاران معامله گر، متخصص (Specialist) می‌گویند
[4] Inventory Holding Costs
[5] Clearing Fees
[6] Adverse Selection
[7] Information Asymmetry

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \lambda S_t V_t + \xi_t \quad (۹)$$

ارزش مورد انتظار یک سهم در این تحقیق بر پایه نسبت P/E گروه هر یک از شرکت‌ها محاسبه می‌شود. حاصل ضرب سود هر سهم شرکت در نسبت P/E گروه در هر دوره، می‌تواند نماینده خوبی برای ارزش مورد انتظار سهام شرکت در مقایسه با سایر شرکت‌های هم گروه آن باشد.

گلوستن و هریس شواهدی یافتند که هزینه ثابت دائمی و هزینه متغیر نقل و انتقال در نمونه آنها بی‌اهمیت و قابل حذف می‌باشد. به عبارت دیگر، $\varphi = \bar{\lambda} = ۰$ است. در تخمین پارامتر اثر قیمتی، ما از این یافته آنها استفاده نموده و فرض می‌کنیم که بازارگردان‌ها ریسک خنثی و رقابت پذیر هستند. براساس جهت معامله (S_t)، قیمت مشاهده شده هر سهم، P_t، بصورت رابطه (۱۰) بیان خواهد شد:

$$P_t = \mu_t + \bar{\varphi} S_t \quad (۱۰)$$

از جایگذاری معادله (۹) در معادله (۱۰) خواهیم داشت:

$$P_t = \mu_{t-1} + \lambda S_t V_t + \bar{\varphi} S_t + \xi_t \quad (۱۱)$$

از معادله (۱۱) نتیجه‌گیری می‌شود که:

$$P_{t-1} = \mu_{t-1} + \bar{\varphi} S_{t-1} \quad (۱۲)$$

با تفریق (۱۲) از معادله (۱۱) و با تغییر نشان‌گذاری به شکل خاص‌تر، آنگاه تغییر قیمت (ΔP_t)، به صورت رابطه (۱۳) بیان می‌گردد:

$$\Delta P_{i,t,m} = \lambda_{i,t}^{GH} S_{i,t,m} V_{i,t,m} + \bar{\varphi}_{i,t}^{GH} (S_{i,t,m} - S_{i,t,m-1}) + \xi_{i,t,m} \quad (۱۳)$$

که در آن $\lambda_{i,t}^{GH}$ (لامبدای گلستون و هریس)[1] دومین معیار عدم نقدشوندگی (برای سهم i در سال t) خواهد بود، $\bar{\varphi}_{i,t}^{GH}$ نشان دهنده هزینه ثابت نقل و انتقال، و $\xi_{i,t,m}$ جزء خطای غیرقابل مشاهده می‌باشد.

اثر قیمتی فوستر و ویسواناتان (۱۹۹۳)

به منظور تخمین معیاری برای جزء انتخاب معکوس در تغییر قیمت سهام، فوستر و ویسواناتان (۱۹۹۳) از جریان سفارشات غیرمنتظره[2] بجای جریان سفارشات خام[3] مورد استفاده در معادله (۱۳)، بهره گرفتند. استفاده از این رویکرد به دلیل این حقیقت است که اگر جریانات سفارش دارای خودهمبستگی باشند، آنگاه بخشی از جریان سفارشات قابل پیش‌بینی است و نباید در اندازه‌گیری محتوای اطلاعاتی معامله قرار گیرد.

[1] Glosten-Harris Lambda
[2] Unexpected Order Flows
[3] Raw Order Flows

با توجه به مطالعات برنان و سوبرامانیام (۱۹۹۶) و سدکا (۲۰۰۶)، در این تحقیق جریان سفارشات براساس فرایند خودبازگشتی رگرسیونی مرتبه q بر روی مقادیر ماهانه جریان سفارشات برآورد شده است:

$$S_t V_t = \delta + \sum_{j=1}^{q} K_j S_{t-j} V_{t-j} + \tau_t \qquad (۱۴)$$

به طوری که تعداد وقفه‌های پسروی q بر اساس معیار آکایک شناسایی می‌شوند و در این مدل، τ_t جزء پسماند ناشی از رگرسیون سری زمانی می‌باشد. از τ_t بعنوان جریان سفارشات غیرمنتظره برای تخمین پارامتر اثر قیمتی، استفاده می‌شود. با جایگزینی τ_t بجای $S_t V_t$ در معادله (۱۴) خواهیم داشت:

$$\Delta P_{i,t,m} = \lambda_{i,t}^{FV} \tau_{i,t,m} + \bar{\varphi}_{i,t}^{FV} (S_{i,t,m} - S_{i,t,m-1}) + \xi_{i,t,m} \qquad (۱۵)$$

که در آن $\lambda_{i,t}^{FV}$ (لامبدای فوستر-ویسواناتان)[1] سومین معیار عدم نقدشوندگی (برای سهم i در سال t)، بعنوان پاسخی برای بخش غیرمنتظره جریان سفارشات خواهد بود، و $\bar{\varphi}_{i,t}^{FV}$ نشان دهنده هزینه ثابت نقل و انتقال می‌باشد.

اثر قیمتی سدکا (۲۰۰۶)

براساس مدل سدکا (۲۰۰۶) ابتدا جریان سفارشات غیر منتظره (τ_t)، واریانس آنها (σ_τ^2) و ارزش‌های برازش شده جریان سفارشات ($\widehat{S_t V_t}$) در معادله (۱۴) تخمین زده می‌شود. واریانس جریان سفارشات غیر منتظره σ_τ^2 بر پایه واریانس نمونه‌ای مقادیر ماهانه τ_t در معادله (۱۴) برآورد خواهد شد. جهت غیره منتظره[2] (π_t) یک معامله به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$\pi_t = S_t - E_{t-1}(S_t) = S_t - \left\{1 - 2\Phi\left(-\frac{\widehat{S_t V_t}}{\sigma_\tau}\right)\right\} \qquad (۱۶)$$

که در آن $\Phi(.)$ نشان دهنده تابع توزیع تجمعی نرمال استاندارد می‌باشد. اکنون اجزای چهارگانه هزینه‌ای معاملاتی را می‌توان به صورت زیر تخمین زد:

$$\begin{aligned}\Delta P_{i,t,m} = \bar{\lambda}_{i,t}^{S}\left(S_{i,t,m} V_{i,t,m} - S_{i,t,m-1} V_{i,t,m-1}\right) + \lambda_{i,t}^{S} \tau_{i,t,m} + \varphi_{i,t}^{S} \pi_{i,t,m} \\ + \bar{\varphi}_{i,t}^{S}\left(S_{i,t,m} - S_{i,t,m-1}\right) + \varsigma_{i,t,m}\end{aligned} \qquad (۱۷)$$

که در آن $\bar{\lambda}_{i,t}^{S}$ هزینه متغیر نقل و انتقال است، $\lambda_{i,t}^{S}$ (لامبدای سدکا[3]) به عنوان چهارمین معیار عدم نقدشوندگی نشان دهنده هزینه متغیر دائمی، $\varphi_{i,t}^{S}$ نشان دهنده هزینه ثابت دائمی و $\bar{\varphi}_{i,t}^{S}$ نشان دهنده هزینه ثابت نقل و انتقال است.

[1] Foster-Viswanathan Lambda
[2] Unexpected Sign
[3] Sadka Lambda

همانگونه که ملاحظه می‌شود سه مدل اخیر هزینه‌های معاملاتی را به دو یا چهار جزء تجزیه می‌کنند. در این موارد، با توجه به اینکه تمرکز ما بر روی هزینه‌های معاملاتی مربوط به عدم تقارن اطلاعاتی می‌باشد، تنها پارامترهای اثر قیمتی را که نماینده هزینه متغیر دائمی می‌باشند ($\lambda_{i,t}^{S}$ ،$\lambda_{i,t}^{FV}$ ،$\lambda_{i,t}^{GH}$) به کار می‌بریم و از سایر اجزای هزینه‌های مبادلاتی صرف نظر می‌کنیم.

نکته‌ای که هنگام تخمین پارامترهای اثرقیمتی در معادلات فوق مطرح می‌گردد، این است که آیا از ارزش ریالی جریان سفارشات استفاده شود یا از حجم (تعدادی) جریان سفارشات. تمرکز این تحقیق بر پارامترهای اثرقیمتی ناشی از ارزش ریالی جریان سفارشات است.

یافته ها

جدول (۱) شاخص‌های تمرکز و پراکنش بدست آمده برای هریک از متغیرهای مدل قیمت‌گذاری دارایی را نشان می‌دهد.

باتوجه به نتایج جدول (۱)، مشاهده می‌شود که با منطق استراتژی برنده-بازنده، خرید دارایی‌های نقدشونده و فروش دارایی‌های کمتر نقدشونده تحت اثر قیمتی کایل، منجر به متوسط بازده برابر با ۰/۰۲۹۲ می‌شود. این استراتژی تحت مدل گلوستن و هریس، بازده برابر با ۰/۰۵۱۸ و تحت مدل فوستر و ویسواناتان بازدهی برابر با ۰/۰۱۰۷ ایجاد می‌کند. متوسط بازده مورد انتظار از خرید دارایی‌های نقدشونده و فروش دارایی‌های کمتر نقدشونده تحت عامل اثر قیمتی سدکا، برابر با ۰/۰۱۹۶- براورد شده که عملکردی مخالف با ۳ معیار دیگر نقدشوندگی نشان داده است.

جدول ۱: آمار توصیفی متغیرها

متغیر	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف معیار
عامل اثر قیمتی کایل (۱۹۸۵)	۰/۰۲۹۲۹	-۰/۰۱۵۶۴	۰/۴۱۸۰۸	-۰/۲۲۹۴۰	۰/۱۶۷۴۳
عامل اثر قیمتی گلوستن و هریس (۱۹۸۸)	۰/۰۵۱۸۷	۰/۰۴۹۷۸	۰/۲۹۴۰۵	-۰/۱۳۷۰۸	۰/۱۱۲۰۲
عامل اثر قیمتی فوستر و ویسواناتان (۱۹۹۳)	۰/۰۱۰۷۱	۰/۰۳۱۴۲	۰/۳۶۸۱۹	-۰/۱۸۳۱۳	۰/۱۶۴۰۳
عامل اثر قیمتی سدکا (۲۰۰۶)	-۰/۰۱۹۶۰	۰/۰۵۶۰۰	۰/۱۶۱۴۴	-۰/۱۹۶۷۷	۰/۱۳۹۶۶
صرف ریسک بازار	-۰/۰۵۴۵	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۹۱۲	-۰/۵۲۷۵	۰/۱۷۷۴
عامل اندازه پرتفوی	-۰/۱۱۰۰	-۰/۱۴۰۹	۰/۱۰۷۳	-۰/۳۵۷۴	۰/۱۴۴۲
عامل ارزش پرتفوی	-۰/۰۴۸۶	-۰/۰۷۶۰	۰/۵۰۴۴	-۰/۳۷۸۹	۰/۲۴۱۹
عامل سرمایه‌گذاری پرتفوی	۰/۰۸۳۶	۰/۱۴۱۸	۰/۳۸۶۲	-۰/۲۱۷۲	۰/۱۷۶۳
عامل سودآوری پرتفوی	-۰/۰۰۲۲	-۰/۰۲۵۱	۰/۱۱۳۱	-۰/۰۹۴۶	۰/۰۶۹۲
بازده مازاد سهام	۰/۰۸۶۲	۰/۰۸۱۵	۰/۳۵۲۰	-۰/۲۱۸۰	۰/۱۴۹۸
بازده سهام	۰/۰۷۳۸	۰/۰۰۹۵	۱/۳۳۸۳	-۰/۵۴۳۲	۰/۳۹۲۶

همچنین، میانگین عامل اندازه پرتفوی برابر با ۰/۱۱۰- بدست آمده که نشان می‌دهد بازده حاصل از فروش دارایی‌های کوچک و خرید دارایی‌های بزرگ در پرتفوی، به طور متوسط منفی بوده است. این معیار برای عامل ارزش پرتفوی برابر با ۰/۰۴۸۶- بدست آمده که این معیار نیز نشان از بازده بالاتر برای سهام با ارزش‌های کوچک نسبت به سهام با ارزش‌های بزرگ دارد. عامل سرمایه‌گذاری پرتفوی دارای میانگین ۰/۰۸۳۶ بوده که نشان می‌دهد، بازده حاصل از فروش سهام شرکت‌هایی با سرمایه‌گذاری کم و خرید سهام شرکت‌هایی با سرمایه‌گذاری زیاد، به طور متوسط مثبت بوده است در حالی که میانگین بدست آمده برای عامل سودآوری برابر با ۰/۰۰۲۲- منفی بوده و نشان دهنده بازده‌های بالاتر برای شرکت‌هایی است که سودآوری کمتری داشته‌اند. بازده مازاد سهام شرکت‌ها به طور میانگین برابر با ۰/۰۸۶۲ بدست آمده که نشان می‌دهد، متوسط بازده سهام شرکت‌ها نسبت به نرخ بهره بدون ریسک، بزرگتر بوده است و همچنین میانگین بازده سهام شرکت‌ها طی دوره تحقیق برابر با ۰/۰۷۳۸ بدست آمده که نشان از بازدهی تقریبا ۷ درصدی در طول هر سال برای شرکت‌ها دارد.

به منظور محاسبه توان توضیح‌دهندگی پارامترها از بازده، ابتدا مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ، به عنوان مدل پایه برازش داده شده است. جدول (۲) نتایج برازش این مدل را به همراه آزمون‌های تعقیبی مربوطه نشان می‌دهد.

جدول ۲: نتایج برازش مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ

متغیر توضیحی	ضریب	خطای برآورد	آماره t	سطح معناداری	VIF
صرف ریسک بازار	۰/۱۱۸۰-	۰/۰۹۶۷	۱/۲۲۱۲-	۰/۲۲۴۷	۳/۳۱۸۸
عامل اندازه	۱/۲۴۵۴	۰/۲۸۵۳	۴/۳۶۵۰	۰/۰۰۰۱	۱/۲۲۰۰
عامل ارزش	۰/۰۲۸۶-	۰/۰۵۸۴	۰/۴۸۹۵-	۰/۶۲۵۴	۱/۸۱۴۱
عامل سرمایه گذاری	۳/۱۲۶۵-	۰/۵۰۰۱	۶/۲۵۱۵-	۰/۰۰۰۱	۱/۱۱۸۱
عامل سودآوری	۰/۱۸۸۴-	۰/۰۸۴۰	۲/۲۴۳۱-	۰/۰۲۶۹	۳/۱۹۲۴
مقدار ثابت	۰/۲۴۰۹	۰/۰۴۱۹	۵/۷۳۸۳	۰/۰۰۰۱	-
مشخصات مدل رگرسیونی					
آماره آزمون چاو (معناداری)	۰/۷۷۳۶۸۸ (p-value = ۰/۷۳۵۲)				
آماره F نسبت درستنمایی (معناداری مدل)	۱۹/۸۰۶۱۹ (p-value = ۰/۰۰۰)				
ضریب تعیین (تعدیل شده)	۰/۴۷۸۳ (۰/۴۵۴۱)				
آماره بروش پاگان گادفری (معناداری)	۰/۷۰۸۲۵۰ (p-value = ۰/۶۱۸۰)				
آماره بروش گادفری (معناداری)	۱/۶۰۶۰۱۱ (p-value = ۰/۲۰۳۷)				

در تخمین این مدل ابتدا آزمون چاو به منظور تشخیص معناداری اثرات مقطعی انجام شد و با توجه به سطح معنادای بدست آمده برای این آزمون (p-value = ۰/۷۳۵۲) روش حداقل مربعات ترتیبی (OLS) به منظور برآورد ضرایب انتخاب شد. سطح معناداری مدل که کوچکتر از خطای ۰/۰۵ بدست آمده، نشان از معناداری کلی مدل رگرسیونی دارد. سطوح معناداری بدست آمده از آزمون‌های بروش پاگان گادفری (p-value = ۰/۶۱۸۰) و بروش

گادفری (p-value = ۰/۲۰۳۷) نیز با مقادیر بزرگتر از ۰/۰۵، نشان از برقراری مفروضات اولیه رگرسیونی در این مدل دارند. همچنین، شاخص VIF در راستای سنجش همخطی متغیرهای توضیحی مدل نیز با مقادیر کوچکتر از ۱۰ نشان دهنده عدم وجود همخطی قابل توجه بین متغیرهای توضیحی است. بر این اساس، اعتبار کلی مدل در جهت تقریب بازده مورد انتظار مورد تأیید بوده است. بر اساس ضریب تعیین تعدیل شده مدل می‌توان ادعا نمود که مجموعه متغیرهای توضیحی مدل می‌توانند ۴۷/۸۳ درصد از تغییرات موجود در بازده پرتفوی را تبیین نمایند. این مقدار، نشان دهنده توان تبیین شوندگی بازده پرتفوی از طریق عوامل ریسک تحت مدل ۵ عاملی قیمت‌گذاری فاما و فرنچ است که در مقایسه با مدل توسعه یافته قرار می‌گیرد.

جدول ۳: مدل توسعه یافته قیمت‌گذاری دارایی بر پایه اثر قیمتی

پارامتر اثر قیمتی / متغیر توضیحی	کایل		گلوستن و هریس		فوستر و ویسواناتان		سدکا	
	ضریب	معناداری	ضریب	معناداری	ضریب	معناداری	ضریب	معناداری
صرف ریسک بازار	۰/۳۷۷۰۳	۰/۰۰۳۱	۰/۴۴۵۷	۰/۰۹۳۰	۰/۸۵۶۳	۰/۰۰۰۱	-۰/۶۳۰۲	۰/۰۰۲۳
عامل اندازه	۳/۹۲۴۳۸	۰/۰۰۰۱	۴/۱۸۶۸	۰/۰۰۰۱	۶/۲۲۰۷	۰/۰۰۰۱	۰/۰۹۳۸	۰/۸۸۹۷
عامل ارزش	۰/۳۶۷۸۰	۰/۰۰۰۱	۰/۲۵۶۵	۰/۱۴۸۰	۰/۴۹۵۳	۰/۰۰۰۱	۰/۶۰۹۷	۰/۰۰۰۱
عامل سرمایه گذاری	۱/۰۹۱۷۲	۰/۰۰۰۱	۰/۹۵۷۷	۰/۰۰۰۱	۱/۵۴۰۳	۰/۰۰۰۱	-۰/۲۴۴۰	۰/۲۱۷۹
عامل سودآوری	-۹/۴۹۰۴۵	۰/۰۰۰۱	-۹/۷۳۲۸	۰/۰۰۰۱	-۱۵/۲۴۷۱	۰/۰۰۰۱	-۰/۷۱۶۰	۰/۶۴۶۹
اثر قیمتی	-۰/۳۸۲۵۶	۰/۰۰۰۱	-۰/۵۵۸۷	۰/۲۶۷۴	-۰/۶۴۱۱	۰/۰۰۰۱	۱/۰۸۹۳	۰/۰۰۰۱
مقدار ثابت	۰/۴۲۵۳۹	۰/۰۲۱۹۸	۰/۵۱۳۳	۰/۰۰۰	۰/۶۹۰۶	۰/۰۰۰۱	۰/۰۱۷۹	۰/۸۰۷۵
آماره آزمون چاو (معناداری)	۰/۷۸۶۹۸ (۰/۷۴۰۹)		۰/۷۷۰۱۱۷ (۰/۷۳۹۲)		۰/۷۷۵۸۵۱ (۰/۷۳۲۷)		۰/۷۹۰۶۸۵ (۰/۷۱۵۵)	
آماره F نسبت درستنمایی (معناداری)	۳۶/۸۸۳۵۴ (۰/۰۰۰)		۳۶/۵۵۲۲۳ (۰/۰۰۰)		۳۶/۸۵۶۱۰ (۰/۰۰۰)		۳۶/۸۱۸۸۴ (۰/۰۰۰)	
ضریب تعیین (تعدیل شده)	۰/۵۶۱۲ (۰/۵۴۶۰)		۰/۵۵۹۰ (۰/۵۴۳۷)		۰/۵۶۱۰ (۰/۵۴۵۸)		۰/۵۶۰۸ (۰/۵۴۵۵)	
آماره دوربین-واتسون	۲/۰۰۲۱۸۷		۲/۰۰۵۸۰۳		۲/۰۰۲۷۸۷		۲/۰۰۲۲۱۸	

باتوجه به نتایج جدول (۳) مشاهده می‌شود که سطح معناداری اثر قیمتی کایل در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها کوچکتر از خطای ۰/۰۵ بدست آمده و نشان از تأثیرگذاری معنادار این عامل در بازده مورد انتظار پرتفوی دارد. بنابراین می‌توان پذیرفت که پارامتر اثر قیمتی کایل توان توضیح‌دهندگی قیمت را در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها داشته است. با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده این مدل که برابر با ۰/۵۴۶۰ بدست آمده می‌توان نتیجه گرفت که این مدل می‌تواند ۵۴/۶۰ درصد از تغییرات موجود در بازده مورد انتظار پرتفوی را تبیین نماید. در مقایسه با مدل قیمت‌گذاری ۵ عاملی در جدول (۲) که دارای توان تبیین کنندگی ۴۵/۴۱ درصد از بازده مورد انتظار است، اثر قیمتی کایل در این مدل، قابلیت ارتقاء توان تبیین کنندگی مدل قیمت‌گذاری ۵ عاملی را داشته است.

سطح معناداری اثر قیمتی گلوستن و هریس در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها بزرگتر از خطای ۰/۰۵ بدست آمده (p-value = ۰/۲۶۷۴) و نشان از عدم تأثیرگذاری معنادار این عامل در بازده مورد انتظار پرتفوی دارد. بنابراین

می‌توان پذیرفت که پارامتر اثر قیمتی گلوستن و هریس توان توضیح‌دهندگی قیمت را در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها نداشته است. در تبیین علت عدم تاثیرگذاری این پارامتر بر بازده مورد انتظار پرتفوی، باید توجه داشت که گلوستن و هریس، هزینه متغیر نقل و انتقال را در مدل اثر قیمتی خود بی‌اهمیت و قابل حذف دانسته‌اند، در حالی که هزینه‌های متغیر نقل و انتقال با توجه به حجم معاملات می‌تواند بخش قابل توجهی از هزینه‌های معامله را تبیین نماید. واضح است که عدم توجه به هزینه‌های متغیر نقل و انتقال در معاملات به خصوص با حجم بالا، می‌تواند عایدی سرمایه‌گذار را تحت تاثیر قرار داده و برآوردهای تورش‌داری از بازده مورد انتظار سرمایه‌گذاری ارائه دهد. بنابراین، با توجه به عدم تاثیرگذاری پارامتر اثر قیمتی گلوستن و هریس در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها، به نظر می‌رسد که بخش قابل توجه پارامترهای اثر قیمتی که توان توضیح‌دهندگی بازده مورد انتظار پرتفوی و در نتیجه، توسعه مدل قیمت‌گذاری دارایی را دارد، هزینه‌های متغیر نقل و انتقال باشد.

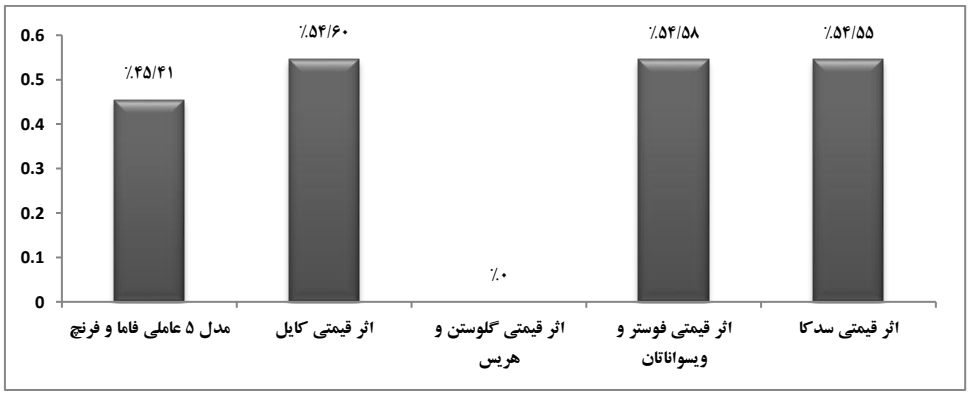
با توجه به ضریب تعیین تعدیل شده مدل مبتنی بر پارامتر اثر قیمتی فوستر و ویسواناتان که برابر با ۰/۵۴۵۸ بدست آمده می‌توان نتیجه گرفت که این مدل می‌تواند ۵۴/۵۸ درصد از تغییرات موجود در بازده مورد انتظار پرتفوی را تبیین نماید. در مقایسه با مدل قیمت‌گذاری ۵ عاملی، اثر قیمتی فوستر و ویسواناتان در این مدل، قابلیت ارتقاء توان تبیین کنندگی مدل قیمت‌گذاری ۵ عاملی را داشته است. همچنین، مدل مبتنی بر پارامتر اثر قیمتی سدکا نیز توانسته ۵۴/۵۵ درصد از تغییرات موجود در بازده مورد انتظار پرتفوی را تبیین نماید. بنابراین، اثر قیمتی سدکا در این مدل، قابلیت ارتقاء توان تبیین کنندگی مدل قیمت‌گذاری ۵ عاملی را داشته است. اگرچه در جهت تاثیرگذاری این پارامترها بر بازده مورد انتظار پرتفوی واضح است که پارامتر اثرقیمتی سدکا برخلاف سایر پارامترهای اثر قیمتی، تاثیری مستقیم بر بازده مورد انتظار پرتفوی داشته است و این اختلاف در نوع تاثیرگذاری را می‌توان به محتوای اطلاعاتی متفاوت پارامتر اثر قیمتی سدکا نسبت به سایر پارامترها نسبت داد. در محاسبه این پارامتر، تمامی هزینه های ثابت و متغیر دائمی و نقل و انتقال در نظر گرفته می‌شوند و از این رو، این پارامتر، محتوای اطلاعاتی بیشتری نسبت به هزینه‌های معامله دربر دارد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که اگر پارامتر اثرقیمتی شامل اطلاعات جامع‌تری از هزینه‌های معامله باشد، می‌تواند موجب افزایش بازده مورد انتظار پرتفوی گردد. با استناد به این ویژگی، به نظر می‌رسد که تفاوت در نوع تاثیرگذاری آن بر بازده مورد انتظار پرتفوی، منطقی باشد.

جدول (۴)، خلاصه‌ای از عملکرد پارامترهای اثر قیمتی در توسعه مدل قیمت‌گذاری دارایی ۵ عاملی فاما و فرنچ را نشان می‌دهد.

باتوجه به نتایج جدول (۴) مشاهده می‌شود که پارامتر اثر قیمتی کایل بیشترین توان توضیح‌دهندگی را از بازده مورد انتظار پرتفوی داشته است. پس از آن، پارامتر اثر قیمتی فوستر و ویسواناتان در مرتبه دوم و پارامتر اثر قیمتی سدکا در مرتبه سوم از توان توضیح‌دهندگی بازده مورد انتظار پرتفوی قرار داشته‌اند. پارامتر اثر قیمتی گلوستن و هریس نیز با توجه به عدم معناداری نقش آن در مدل توسعه یافته قیمت‌گذاری دارایی، از ترتیب تبیین‌کنندگی این پارامترها خارج شده و توان تبیین‌کنندگی آن از بازده مورد انتظار برابر با صفر در نظر گرفته شده است. مقایسه عملکرد این پارامترها از نظر توان تبیین کنندگی بازده، در نمودار (۱) ترسیم شده است.

جدول ۴: مقایسه عملکرد پارامترهای اثر قیمتی در توسعه مدل قیمت‌گذاری دارایی ۵ عاملی

معیارهای مقایسه	مدل ۵ عاملی فاما و فرنچ	اثر قیمتی کایل	اثر قیمتی گلوستن و هریس	اثر قیمتی فوستر و ویسواناتان	اثر قیمتی سدکا
معناداری توان توضیح دهندگی	-	معنادار	غیرمعنادار	معنادار	معنادار
تاثیرگذاری بر بازده مورد انتظار	-	-۰/۳۸۲۵۶	-	-۰/۶۴۱۱	۱/۰۸۹۳
توان تبیین کنندگی بازده مورد انتظار	٪۴۵/۴۱	٪۵۴/۶۰	٪۰	٪۵۴/۵۸	٪۵۴/۵۵



نمودار ۱: مقایسه توان توضیح‌دهندگی پارامترهای اثر قیمتی از بازده مورد انتظار پرتفوی

بحث و نتیجه گیری

نتایج این تحقیق نشان داد که پارامترهای اثر قیمتی کایل، فوستر و ویسواناتان و سدکا به عنوان عوامل قیمت‌گذاری در مدل قیمت‌گذاری دارایی‌ها نقش معناداری دارند و بنابراین، توان توضیح‌دهندگی معناداری از بازده مورد انتظار و قمت سهام دارند. مقایسه قدرت توضیح‌دهندگی این پارامترها با مدل ۵ عاملی قیمت‌گذاری نشان داد که هر ۳ پارامتر اثر قیمتی مذکور، توان توضیح‌دهندگی قیمت سهم را نسبت به مدل ۵ عاملی ارتقاء می‌دهند. از آنجا که از میان پارامترهای اثر قیمتی، ۳ پارامتر مبتنی بر داده‌های پرفراوانی وجود داشتند که توان توضیح‌دهندگی مدل قیمت‌گذاری دارایی را بهبود می‌بخشند، می‌توان پذیرفت که معیارهای نقدشوندگی مبتنی بر داده‌های پرفراوانی، قابلیت ارتقاء تبیین شوندگی بازده را تحت مدل قیمت‌گذاری دارند و بنابراین، مدل قیمت‌گذاری ۵ عاملی فاما و فرنچ، قابل توسعه از طریق این پارامترها بوده است.

در این راستا، مطالعات برنان، هاه و سوبرامانیام (۲۰۱۳)، چن و همکاران (۲۰۱۵)، آیتکین و همکاران (۲۰۱۷)، چوردیا، گرین و کیتوموکالور (۲۰۱۸)، چو (۲۰۲۰)، ژنگ و همکاران (۲۰۲۱)، علیزاده، شهیکی تاش و روشن (۱۳۹۹)، عیوض‌لو (۱۳۹۱)، خجسته و تهرانی (۱۳۹۶)، ابزری، کبیری پور و سهیلی (۱۳۹۲) و حبیبی‌ثمر، تهرانی

و انصاری (۱۳۹۴) شواهدی را در بازارهای مالی مختلف مستند کرده‌اند که نشان از نقش قابل توجه عامل نقدشوندگی در تبیین بازده مورد انتظار سهام و پرتفوی است. وجه تمایز یافته‌های این فرضیه با نتایج مطالعات پیشین در این است که این مطالعه، به طور خاص نقش پارامترهای اثر قیمتی را به عنوان نماینده‌ای از نقدشوندگی مبتنی بر داده‌های پرفراوانی در تبیین بازده مورد انتظار پرتفوی مورد بررسی قرار داده و از این جهت می‌تواند در راستای تعمیق بیشتر و توسعه یافته‌های مطالعات پیشین مورد توجه قرار گیرد. از طرفی، یافته‌های این تحقیق می‌تواند به عنوان گامی برای توسعه نتایج بدست آمده در مطالعات ژنگ و همکاران (۲۰۲۱)، بال، سدکا و تسنگ (۲۰۲۲) به شمار آید که اهمیت معیارهای نقدشوندگی مبتنی بر داده‌های پرفراوانی را مورد توجه قرار داده‌اند. به طور کلی یافته‌های این تحقیق نشان از محتوای اطلاعاتی فزایند پارامترهای اثر قیمتی در مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها دارد و نشان می‌دهد که علی رغم تمامی تلاش‌هایی که در راستای توسعه و بهبود عملکرد مدل‌های قیمت‌گذاری دارایی‌ها شده، همچنان، عامل نقدشوندگی به عنوان یک ریسک-فاکتور می‌تواند حائز توجه باشد. برخلاف سایر مطالعات پیشین که عامل نقدشوندگی را بر پایه سنجه‌های کم‌فراوانی مورد مطالعه قرار داده‌اند، در این مطالعه، نقش معیارهای پرفراوانی نقدشوندگی در توضیح بازده مورد انتظار پرتفوی تحت مدل قیمت‌گذاری دارایی برجسته شد و نشان می‌دهد که عوامل ریزساختار بازار، نقش قابل توجهی در بازده مورد انتظار پرتفوی سرمایه‌گذاران دارند، در حالی که این نگرش در مطالعات پیشین مشاهده نمی‌شود. اگرچه انجام این تحقیق با محدودیت‌هایی در محاسبه پارامترهای اثر قیمتی نیز همراه بوده که از مهمترین آنها می‌توان به محاسبه جریان سفارشات بازار اشاره کرد که برای مواجهه با آن، راهکار طبقه‌بندی سفارشات بر مبنای قیمت ابتدایی و پایانی سهم مورد توجه قرار گرفت. با این حال، به نظر می‌رسد که بکارگیری اطلاعات دقیق پرفراوانی از معاملات بازار، بتواند نتایج دقیق تری را نسبت به عملکرد پارامترهای اثر قیمتی فراهم آورد. با توجه به یافته‌های تحقیق پیشنهاد می‌شود که استفاده از مدل‌های بهینه‌سازی پرتفوی که نقدشوندگی را به عنوان یک محدودیت در نظر می‌گیرند، مورد توجه قرار گیرد. این مدل‌ها به سرمایه گذاران کمک می‌کنند تا پرتفوی‌هایی با بازده مورد انتظار بالا و ریسک نقدشوندگی پایین ایجاد نمایند. همچنین، پیشنهاد می‌شود که در فرآیند بهینه‌سازی، محدودیت‌هایی برای نقدشوندگی تعیین شود. به عنوان مثال، حداقل نقدشوندگی مورد نیاز برای هر دارایی مشخص شود. همچنین، سیاست‌گذاران بازار سرمایه می‌توانند در راستای پیش‌بینی وضعیت آتی بازار و ارائه سیاست‌های تشویقی جهت مشارکت بیشتر سرمایه‌گذاران در بازار سرمایه و در نتیجه، توسعه این بازار، از یافته های مطالعه حاضر بهره گیرند.

منابع

ابزری، مهدی؛ کبیری پور، وحید؛ سهیلی، سیروس (۱۳۹۲). تحلیل تأثیر نقدشوندگی بر بازده سهام با کنترل سبک‌های سرمایه‌گذاری رویکردی جدید با معیاری چند بعدی. دانش حسابداری ۱۵، ۱۰۴-۷۹.

پویان فر، احمد؛ راعی، رضا؛ محمدی، شاپور (۱۳۸۸). فرایند شکل‌گیری قیمتها در بورس تهران– رویکرد ریزساختاری. بررسیهای حسابداری و حسابرسی، ۱۶(۵۶)، ۲۱-۳۸ .

حبیبی ثمر، جواد؛ تهرانی، رضا؛ انصاری، کامبیز (۱۳۹۳). بررسی رابطه بین ریسک نقدشوندگی وریسک بازار با بازده سهام رشدی و ارزشی با رویکرد مدل AHP در بورس اوراق بهادار تهران. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۲۳، ۵۸-۳۹.

خجسته، محمدعلی؛ تهرانی، رضا (۱۳۹۶). ارتقای مدل قیمت‌گذاری سهام مبتنی بر عامل ریسک نقدشوندگی. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۳۵(۱۰)، ۱۷-۱.

علیزاده، صدیقه؛ شهیکی تاش، محمدنبی؛ روشن، رضا (۱۳۹۹). استفاده از اختلاف قیمت پیشنهادی خرید و فروش به عنوان پراکسی برای هزینه معاملاتی در تعدیل مدل قیمت‌گذاری دارایی سرمایه‌ای مبتنی بر مصرف. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار (مدیریت پرتفوی)، ۱۱(۴۴)، ۲۵۶-۲۲۷.

عیوضلو، رضا (۱۳۹۱). طراحی مدل سنجش ریسک اطلاعات با استفاده از مدلهای مبتنی بر اطلاعات و ارزیابی ریسک غیرسیستماتیک. پایان نامه دکتری، دانشگاه تهران.

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

Aitken, M. J., Ji, S., Mollica, V., & Wang, X. (2017). The Impact of the Shanghai–Hong Kong Connect on Market Liquidity and Price Divergence. In *8th Conference on Financial Markets and Corporate Governance (FMCG)*.

Amihud, Y., & Levi, S. (2023). The effect of stock liquidity on the firm's investment and production. *The Review of Financial Studies*, *36*(3), 1094-1147.

Ball, R., Sadka, G., & Tseng, A. (2022). Using accounting earnings and aggregate economic indicators to estimate firm-level systematic risk. *Review of accounting studies*, *27*(2), 607-646.

Ballco, P., Jaafer, F., & de Magistris, T. (2022). Investigating the price effects of honey quality attributes in a European country: evidence from a hedonic price approach. *Agribusiness*, *38*(4), 885-904.

Ben-Rephael, A., Carlin, B.I., Da, Z., Israelsen, R. D. (2017). Demand for Information and Asset Pricing. NBER Working Papers 23274, National Bureau of Economic Research, Inc.

Brennan, M., Huh, S. W., & Subrahmanyam, A. (2013). An analysis of the Amihud illiquidity premium. *The Review of Asset Pricing Studies*, *3*(1), 133-176.

Chen, S., Wilson, W. W., Larsen, R., & Dahl, B. (2015). Investing in agriculture as an asset class. *Agribusiness*, *31*(3), 353-371.

Cho, T. (2020). Turning alphas into betas: Arbitrage and endogenous risk. *Journal of Financial Economics*, *137*(2), 550-570.

Chordia, T., Green, T. C., & Kottimukkalur, B. (2018). Rent seeking by low-latency traders: Evidence from trading on macroeconomic announcements. *The Review of Financial Studies*, *31*(12), 4650-4687.

Comin, D., Lashkari, D., & Mestieri, M. (2021). Structural change with long-run income and price effects. *Econometrica*, *89*(1), 311-374.

Das, K. K., & Yaghoubi, M. (2023). Stock liquidity and firm-level political risk. *Finance Research Letters*, *51*, 103419.

Eisdorfer, A., Froot, K., Ozik, G., & Sadka, R. (2022). Competition links and stock returns. *The Review of Financial Studies*, *35*(9), 4300-4340.

Fama, E. & French, K. (1993), "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics* 33, 3–56.

Foster, D. & Viswanathan, S. (1993), "Variations in trading volume, return volatility, and trading costs: evidence on recent price formation models", *Journal of Finance* 48, 187–211.

Glosten, L. & Harris, L. (1988) "Estimating the components of the bid-ask spread", *Journal of Financial Economics* 21, 123–142.

Glosten, L. R. (2020). Economics of the stock exchange business: Proprietary market data. *Available at SSRN 3533525*.

Gu, S., Kelly, B., & Xiu, D. (2021). Autoencoder asset pricing models. *Journal of Econometrics*, *222*(1), 429-450.

Hollstein, F., Prokopczuk, M., & Wese Simen, C. (2019). The conditional CAPM revisited: evidence from high-frequency betas. *Management Science*.

Kerr, J., Sadka, G., & Sadka, R. (2020). Illiquidity and price informativeness. *Management Science*, *66*(1), 334-351.

Kyle, A. (1985) "Continuous auctions and insider trading", *Econometrica* 53, 1315–1335.

Le, H., & Gregoriou, A. (2020). How do you capture liquidity? A review of the literature on low-frequency stock liquidity. *Journal of Economic Surveys*, *34*(5), 1170-1186.

Lischewski, J., & Voronkova, S. (2012). Size, value and liquidity. Do they really matter on an emerging stock market?. *Emerging Markets Review*, *13*(1), 8-25.

Luo, D. (2022). ESG, liquidity, and stock returns. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, *78*, 101526.

Miłobędzki, P., & Nowak, S. (2022). The components of bid-ask spread on the Warsaw Stock Exchange. In *Handbook of Banking and Finance in Emerging Markets* (pp. 131-151). Edward Elgar Publishing.

Nadarajah, S., Duong, H. N., Ali, S., Liu, B., & Huang, A. (2021). Stock liquidity and default risk around the world. *Journal of financial markets*, *55*, 100597.

Naik, P., & Reddy, Y. V. (2021). Stock market liquidity: A literature review. *Sage Open*, *11*(1), 2158244020985529.

O`Hara, M. (1995). "Market Microstructure Theory", Blackwell Publishers, Cambridge, MA.

Shang, C. (2020). Trade credit and stock liquidity. *Journal of Corporate Finance*, *62*, 101586.

Viswanathan, M., Umashankar, N., Sreekumar, A., & Goreczny, A. (2021). Marketplace literacy as a pathway to a better world: Evidence from field experiments in low-access subsistence marketplaces. *Journal of Marketing*, *85*(3), 113-129.

Zheng, D., Dai, X., Lan, T., Zhang, W., & Mou, J. (2021). The negative effect of share pledging by controlling shareholders under COVID-19. *Emerging Markets Finance and Trade*, *57*(10), 2826-2837.

Zhou, D., & Wang, W. (2020). Insider, outsider and information heterogeneity. *The North American Journal of Economics and Finance*, *53*, 101193.

ضمایم (نمادها)

تغییر قیمت سهام i در سال t و در ماه m نسبت به ماه گذشته	$\Delta P_{i,t,m}$
جهت معامله سهام i در سال t و در ماه m	$S_{i,t,m}$
حجم معامله سهام i در سال t و در ماه m	$V_{i,t,m}$
پارامتر اثرقیمتی لامبدای کایل سهام i در سال t	$\lambda_{i,t}^{K}$
ارزش مورد انتظار سهم در دوره t	μ_t
جریان سفارشات روزانه	$S_t V_t$
پارامتر اثرقیمتی لامبدای گلوستن و هریس برای سهام i در سال t	$\lambda_{i,t}^{GH}$
هزینه ثابت نقل و انتقال در مدل گلوستن و هریس	$\bar{\varphi}_{i,t}^{GH}$
پارامتر اثرقیمتی فوستر و ویسواناتان برای سهام i در سال t	$\lambda_{i,t}^{FV}$
جریان سفارشات غیرمنتظره سهام i در سال t و در ماه m	$\tau_{i,t,m}$
نوسانات جریان سفارشات غیرمنتظره	σ_τ
هزینه ثابت نقل و انتقال در مدل فوستر و ویسواناتان	$\bar{\varphi}_{i,t}^{FV}$
هزینه متغیر نقل و انتقال در مدل سدکا	$\bar{\lambda}_{i,t}^{S}$
پارامتر اثرقیمتی سدکا برای سهام i در سال t	$\lambda_{i,t}^{S}$
هزینه ثابت دائمی در مدل سدکا	$\varphi_{i,t}^{S}$
جهت غیره منتظره معامله سهام i در سال t و در ماه m	$\pi_{i,t,m}$
هزینه ثابت نقل و انتقال در مدل سدکا	$\bar{\varphi}_{i,t}^{S}$
تابع توزیع تجمعی نرمال	$\Phi(.)$

Financial Economics
Vol. (16) Issue (62) Summer 2027

Development of Asset Pricing Model Based on Price Impact: Comparison of High-frequency-based Measures

Pedram Samiee Tabrizi
PhD Student of International Finance, Department of Financial Management and Accounting, Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
Pedram.samiee@gmail.com
Mahdi Madanchi Zaj
Assistant Professor, Department of Financial Management, Central tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran
(Corresponding Author)
ma.madanchi@iau.ac.ir
Hamidreza Kordlouie
Associate Professor Of Accounting And Management department, Islamshahr Branch, Islamic Azad University, Islamshahr, Iran
hamidreza.kordlouie@gmail.com
Fatemeh Samadi
Assistant Professor, Department of Management, Shargh Tehran Branch, Islamic Azad University, Tehran,Iran
m.samadi53@gmail.com

Abstract
The purpose of this article is to develop the asset pricing model with the price impact approach in the stock market. In this regard, 4 price impact parameters of Kyle (1985), Glosten and Harris (1988), Foster and Viswanathan (1993) and Sadka (2006) were considered as representatives of high frequency data and 2 illiquidity proxy of Amihud (2002) and Pastor and Stambaugh (2003) as representatives of low frequency data. The number of 140 companies in the Tehran Stock Exchange was examined as a statistical sample of the research during the period of 1394 to 1402, and in order to estimate the price effect parameters based on abundant data, the monthly information of the companies' stock transactions was used. The risk factor of stock liquidity based on the parameters and based on the strategy of forming a win-loss portfolio was tested as the sixth risk factor in the Fama and French five-factor model. The results of this analysis showed that the three price effect parameters of Kyle, Foster, Viswanathan and Sadka have a significant role in the asset pricing model and have a significant explanatory power of the expected return and stock price. Also, all three parameters of the mentioned price effect improve the explanatory power of the share price compared to the 5-factor model.
Keywords: Price-impact parameters, Fama-French models, Liquidity, Asset pricing;