



فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری
سال دوم / شماره هشتم / زمستان ۱۳۹۲

رابطه قیمت سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری با ارزش خالص دارایی آن‌ها

ناصر شمس

استادیار دانشگاه صنعتی امیرکبیر
nsg1798@gmail.com

مهسا پزشکی

کارشناسی ارشد مهندسی مالی دانشگاه علم و فرهنگ (مسئول مکاتبات)
mhspezeshki@gmail.com

ابوالفضل داودآبادی

کارشناسی ارشد مدیریت مالی دانشگاه شهید بهشتی

تاریخ دریافت: ۹۲/۱/۱۷ تاریخ پذیرش: ۹۲/۳/۲۰

چکیده

از نظر تئوریک ارزش روز پورتفوی صندوق‌های سرمایه‌گذاری با سرمایه ثابت، به عنوان یکی از مهمترین شاخص‌های ارزشگذاری سهام آن‌ها تلقی می‌شود. در عمل قیمت سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری با مقداری کسر یا صرف، نسبت به ارزش خالص دارایی‌های شرکت در بازار معامله می‌شود که معامله سهام با کسر از عمومیت بیشتری برخوردار است.

هدف این مقاله بررسی رابطه بین قیمت سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری و ارزش خالص دارایی‌های آن‌ها است که برای این منظور داده‌های مربوط به قیمت و ارزش خالص دارایی‌های شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، از سال ۱۳۸۱ تا پایان سال ۱۳۸۸، به عنوان دو متغیر سری زمانی با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی مورد بررسی قرار گرفتند.

نتایج نشان داد که در رابطه کوتاه‌مدت، وجود خودهمبستگی میان سری قیمت به خوبی روشن بوده و علت این امر بیشتر متأثر از دو عامل حد نوسان قیمت و محدودیت حجم مبنای می‌باشد. در رابطه بلندمدت تصریح شده است که بعد از سال ۸۳ قیمت سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری عبارت است از ۶۷٪ ارزش خالص دارایی‌های آن‌ها به همراه جمع جبری یک مقدار ثابت (۷۳۲ ریال) و یک مقدار متغیر وابسته به زمان (روند). مقدار متغیر رابطه تعادلی بلندمدت در بورس تهران سیری نزولی داشته که حاکی از افزایش کسر قیمت سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری بورس تهران در سال‌های اخیر بوده است.

با توجه به بالا بودن ضریب همبستگی بین کسر سهام شرکت‌های مختلف نمونه در طول زمان، میتوان بیان نمود که تئوری‌های رفتاری نقش بیشتری را در تشریح تغییرات کسر سهام بورس تهران ایفا نموده‌اند.

واژه‌های کلیدی: صندوق‌های سرمایه‌گذاری با سرمایه ثابت، ارزش خالص دارایی، کسر سهام.

۱- مقدمه

شرکت‌های سرمایه‌گذاری یکی از واسطه‌های مالی هستند که از آن‌ها در کلیهٔ بورس‌های پیشرفتهٔ دنیا، در جهت ایجاد تعادل و نظم در بازار اوراق بهادار، با هدف افزایش کارایی و رونق سرمایه‌گذاری در بازارهای سرمایه استفاده می‌شود و نقش با اهمیتی در تجهیز منابع مالی و هدایت آن به سوی ظرفیت‌های تولیدی دارند. فلسفهٔ اصلی تأسیس این شرکت‌ها جمع‌آوری پس‌اندازهای کوچک و سرمایه‌گذاری آن‌ها در مجموعهٔ متنوعی از اوراق بهادار (سهام، اوراق قرضه و سایر انواع اوراق بهادار) است. این شرکت‌ها را می‌توان به طور کلی به چهار دسته تقسیم کرد: شرکت‌های سرمایه‌گذاری مدیریتی، شرکت‌های سرمایه‌گذاری غیرفعال (یونیت تراست‌های سرمایه‌گذاری)، شرکت‌های سرمایه‌گذاری با سرمایه متغیر (صندوق‌های مشترک) و شرکت‌های سرمایه‌گذاری با سرمایه ثابت.

به طور کلی ارتباط میان Pt و NAVt برای شرکت‌های سرمایه‌گذاری از هر نوع، بر روی جذابیت خرید و فروش سهام شرکت بسیار موثر می‌باشد. در شرکت‌های سرمایه‌گذاری رابطه میان Pt و NAVt وابسته به عرضه و تقاضا در بورس می‌باشد. به علت مشکلات و کمبودهایی که در این زمینه در بسیاری کشورها مشاهده گردید، ایده تشکیل صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک^۱ شکل گرفت. در کشور ما نیز چندین سال از تشکیل صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک می‌گذرد. برخلاف شرکت‌های سرمایه‌گذاری، رابطه میان Pt و NAVt در صندوق‌های سرمایه‌گذاری مشترک تعریف شده است و عرضه و تقاضای واحدهای صندوق هیچ تاثیری بر قیمت خرید و یا فروش واحد صندوق سرمایه‌گذاری نخواهد داشت.

در این مقاله رابطه قیمت و ارزش خالص دارایی شرکت‌های سرمایه‌گذاری در ایران مورد بررسی قرار گرفته و با توجه به شرایط بورس اوراق بهادار تهران، چگونگی این رابطه در کوتاه مدت و بلند مدت تشریح شده است.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

ویژگی مهمی که صندوق‌های مشترک سرمایه‌گذاری با سرمایه ثابت را از سایر شرکت‌های سرمایه‌گذاری مشترک مجزا می‌سازد، عدم مطابقت بین قیمت سهام صندوق و ارزش خالص سرمایه‌گذاری آن است. سهام صندوق با یک کسر یا صرف نسبت به ارزش خالص دارایی‌ها معامله می‌شود. بنابراین سرمایه‌گذاران دو راه را برای بدست آوردن بازده یا از دست دادن آن دارد: افزایش یا کاهش ارزش سرمایه‌گذار بهای ذی ربط و افزایش یا کاهش کسر سهام.

اکثر تحقیقات دانشگاهی که موضوع صندوق های مشترک سرمایه گذاری با سرمایه ثابت را پوشش می دهند بر توضیح و توجیه کسر سهام تمرکز می کنند.

فدمن و اسکات (۱۹۹۱) در مقاله خود چنین استدلال می کنند که ممکن است قسمتی از کسر سهام ناشی از بدهی های مالیات بر منفعت سرمایه باشد و نشان می دهند که اگر عملکرد (بازده) پرتفوی مناسب و میزان دیون مالیاتی منفعت سرمایه زیاد باشد، در این صورت کسر سهام طبق روال گذشته رفتار خواهد کرد.

رویه های دفترداری می تواند بطور بالقوه NAV صندوق را بیش از اندازه یاکمتر از حد لازم برآورد نماید. مالکیل (۱۹۷۷) در مطالعات خود متوجه این موضوع شد که در طول دوره زمانی ۱۹۶۹ تا ۱۹۷۴ بین کسر سهام و نسبت سهام غیر قابل معامله موجود در پرتفوی رابطه قابل ملاحظه ای وجود داشته است. با این حال لی شلیفر و تالر (۱۹۹۵) نشان می دهند که سرمایه گذاری در سهام غیر قابل معامله نمی تواند قسمت عمده معمای کسر سهام صندوق های با سرمایه ثابت را توجیه نماید.

سلترز (۱۹۸۹) چنین استدلال می کند که کسر سهام را می توان با قیمت گذاری نادرست اوراق بهادار غیر قابل معامله موجود در پرتفوی توجیه نمود. وی نشان می دهد که قیمت این اوراق بهادار احتمالاً به خاطر سختی تعیین قیمت جاری یا قیمت بازار آن ها، بیش از ارزش واقعی شان در نظر گرفته می شود. اهمیت نقد شوندگی در رابطه با توجیه بازده سهام توسط داتار، نایک و رادکلیف (۱۹۹۸) نشان داده است. نقد شوندگی و استدلال های مربوط به آن یک دلیل موجه احتمالی برای وجود کسر سهام است.

گروه دیگری از توجیهات ممکن برای کسر سهام صندوق های با سرمایه ثابت بر انواع گوناگون تفکیک و جداسازی بازار تمرکز دارد.

سرمایه گذاری در اوراق بهادار خارجی شاید بتواند وجود کسر و صرف سهام در این صندوق ها را توجیه نماید. همان طور که هابرم (۱۹۸۸) نشان می دهد، بازارها را می توان در داخل کشور مورد نظر نیز از هم تفکیک نمود.

بونسر نیل، باور، دیل و وتلی (۱۹۹۰) به بررسی این موضوع پرداختند که آیا بین اعلام تغییر در محدودیت های سرمایه گذاری و تغییر در نسبت قیمت به ارزش خالص داررانی ها رابطه وجود دارد. این محققین با استفاده از مشاهدات هفتگی در طول دوره زمانی ۱۹۸۱ تا ۱۹۸۹ به این نتیجه رسیدند که بعد از اعلام آزادسازی سرمایه گذاری، نسبت قیمت به ارزش خالص داررانی های چهار صندوق از مجموع پنج صندوق (منظور صندوق های از نوع Country fund است) بطور قابل ملاحظه

ای کاهش یافت. افزون بر این مالکیل (۱۹۷۸) هیچ رابطه معنی داری بین کسر سهام و سرمایه گذاری در سهام خارجی مشاهده نکرد.

پرت (۱۹۹۶) و فرستنبری و مالکیل (۱۹۷۸) در سال ۱۹۷۸ نشان می دهند که شرکت های سرمایه گذاری با سرمایه ثابت در مقایسه با صندوق های با سرمایه متغیر، به خاطر فقدان ترفیع فروش و نبود درک عمومی، با یک کسر نسبت به NAV فروخته می شوند.

توجهی که در این رابطه مطرح می شود مبحث عرضه بیش از حد (Over, supply) است که توسط آرنود (۱۹۸۳) در سال ۱۹۸۳ ارائه گردیده است. وی و چند تن از محققین بعد از او چنین استدلال می کنند که بازار صندوق های با سرمایه ثابت در ایالات متحده تفکیک شده و کنترل آن در دست نهادها و موسساتی قرار گرفته است که باعث تحریف قیمت ها می شوند.

ناکامی تئوری های اقتصادی در توجیه رفتار غیر عادی کسر سهام صندوق های سرمایه گذاری با سرمایه ثابت، وجود عقلانیت در بازار را به تردید می افکند.

زد و یگ (۱۹۷۳) نخستین کسی است که نشان داده است که کسر سهام ممکن است نشان دهنده انتظارات سرمایه گذاران حقیقی باشد. ویس (۱۹۸۹) در سال ۱۹۸۹ از این حدس و گمان دفاع کرده و نشان می دهد که سرمایه گذاران حقیقی برخلاف سرمایه گذاران نهادی (حقوقی) از حق مالکیت بیشتری در صندوق های مشترک سرمایه گذاری با سرمایه ثابت برخوردارند.

لی، شلیفر و تالر (۱۹۹۱) در سال ۱۹۹۱ بر این شواهد و ادله تکیه کرده و برآورد می کنند که تغییرات کسر سهام نشان دهنده احساسات و عقاید متفاوت سرمایه گذاران حقیقی است. دی لونگ، شلیفر و ولدمن (۱۹۹۰) در سال ۱۹۹۰ و لی شلیفر و تالر (۱۹۹۱) در سال ۱۹۹۱ بر مبنای مدل «معامله غیر عقلانی» wise trading که با نظریه بازار کارا همخوانی ندارد، یک توجیه احتمالی برای معمای کسر سهام صندوق های با سرمایه ثابت ارائه کردند.

لی، شلیفر و تالر (۱۹۹۱) در سال ۱۹۹۱ نشان می دهند که مفاهیم ضمنی و تلویحی ناشی از نظریه احساسات سرمایه گذار در شواهد و ادله ی بدست آمده از بازار ایالات متحده مورد تأیید قرار گرفته اند. بویژه این شواهد و مدارک نشان می دهد که:

- اولاً صندوق های جدید زمانی شروع به فعالیت می کنند که صنوق های معتبر و جا افتاده (seasoned funds) با یک صرف نسبت به NAV یا با یک کسر سهام اندک به فروش می رسند.
- ثانیاً کسر سهام با قیمت سایر اوراق بهادار مثل سهام شرکت های کوچک که تحت تأثیر احساسات و عقاید همان سرمایه گذار قرار گرفته اند، همبستگی دارد.
- ثالثاً کسر سهام صندوقهای مختلف همزمان و با یکدیگر تغییر میکنند.

۳- فرضیه‌های پژوهش

فرضیه اصلی ۱: میانگین قیمت P_t و میانگین ارزش خالص دارایی NAV_t شرکت‌های سرمایه‌گذاری با یکدیگر هم‌انباشته نمی‌باشند. در صورت رد شدن فرضیه اصلی ۱، لازم است تا فرضیه فرعی زیر بررسی شود؛

فرضیه فرعی: ساختار شرکت‌های سرمایه‌گذاری (هلدینگ و سرمایه‌گذاری) تأثیری بر رابطه P_t و NAV_t ندارد.

فرضیه اصلی ۲: میان کسر (صرف) سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری در طول زمان، رابطه‌ای وجود ندارد.

۴- روش شناسی پژوهش

روش جمع آوری داده‌ها

متغیرهای اصلی در این تحقیق سری زمانی قیمت سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری و خالص ارزش روز دارائی‌های آن $(NAV)_t$ می‌باشد. این دو سری زمانی از تاریخ ۱۳۸۱/۱۲/۲۹ تا ۱۳۸۸/۱۲/۲۹ به صورت روزانه در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفته‌اند.

در این تحقیق از دو سری داده‌های اولیه و ثانویه استفاده شده است. داده‌های اولیه شامل صورت وضعیت پورترفوی شرکت‌ها، قیمت پایانی سهام‌های بورسی و سرمایه‌های آن‌ها و نیز نسبت P/E شرکت‌های بورسی می‌باشد. از داده‌های ثانویه نیز بایستی به نسبت P/E صنعت و NAV روزانه شرکت‌های سرمایه‌گذاری اشاره نمود.

در مورد سری زمانی قیمت، داده‌های استفاده شده در این تحقیق مستقیماً از سایت بورس اوراق بهادار تهران استخراج شده است و مبنای تعیین قیمت نیز، قیمت پایانی سهام مذکور در تاریخ‌های معامله شده می‌باشد. (<http://www.irbourse.com/Zsymboltrade.aspx>)
در مورد ارزش خالص دارایی، فرمول کلی محاسبه خالص ارزش دارائی‌های شرکت به صورت زیر می‌باشد؛

$$NAV = \frac{\text{ارزش روز کل بدهی‌ها} - \text{ارزش روز کل دارائی‌ها}}{\text{تعداد سهام منتشره}}$$

در این تحقیق از فرمول زیر که مشتق شده از این فرمول کلی است و شرکتهای سرمایه‌گذاری برای محاسبه خالص ارزش دارائی از آن استفاده میکنند بهره بردیم.

NAV =

$$\text{ارزش ویژه} + (\text{بهای تمام شده پورتنفوی غیر بورسی} - \text{ارزش روز پورتنفوی غیر بورسی}) + (\text{بهای تمام شده پورتنفوی بورسی} - \text{ارزش روز پورتنفوی بورسی})$$

تعداد منتشره سهام

با توجه به فرمول بالا ارزش پورتنفوی شرکت نشأت گرفته از سه عامل پورتنفوی بورسی، پورتنفوی غیر بورسی و ارزش ویژه شرکت می‌باشد که در ذیل هر یک از سه عامل ذکر شده تشریح شده است.

ارزش روز پورتنفوی بورسی: برای محاسبه ارزش روز پورتنفوی بورسی با توجه به آخرین صورت وضعیت پورتنفوی شرکت تعداد سهام موجود در پورتنفوی شرکت را محاسبه نموده و در طول ماه این تعداد را ثابت فرض می‌کنیم ولی قیمت‌های پایانی سهام‌های موجود در سید را به ارزش روز در فرمول وارد خواهیم کرد. استفاده از چنین فرمولی موجب می‌شود تا ارزش روز پورتنفوی شرکت دقیقاً از نگاه سرمایه‌گذارانی باشد که با توجه به اطلاعات منتشر شده از شرکت قصد ارزیابی ارزش ذاتی شرکت را به قصد سرمایه‌گذاری دارند.

ارزش روز پورتنفوی غیر بورسی: برای محاسبه ارزش این بخش از دارائی‌های شرکت‌های سرمایه‌گذاری از مدل ارزشگذاری نسبی با استفاده از ضریب P/E بهره برده‌ایم و ابتدا برای هر صنعت موجود در بورس با استفاده از فرمول زیر P/E متوسط صنعت را محاسبه کرده و سپس با توجه به عایدی (EPS) هر سهم غیر بورسی و نسبت P/E متوسط آن صنعت در بورس، اقدام به ارزشگذاری سهام شرکت غیر بورسی نموده‌ایم. البته لازم به ذکر است که چنانچه ارزشگذاری با روش ضریب از بهای تمام شده دارائی کمتر باشد، بهای تمام شده دارائی را در محاسبه ارزش روز پورتنفوی غیر بورسی قرار خواهیم داد چرا که معمولاً ارزش جایگزینی این دارائی‌ها برای شرکت‌های سرمایه‌گذاری حداقل به اندازه بهای تمام شده آن‌ها می‌باشد.

$$\text{متوسط P/E صنعت} = \sum_{i=1}^n \frac{F_i * (P/E)}{F_i}$$

F_i = سرمایه شرکت

i = تعداد شرکت‌های موجود در هر صنعت

ارزش ویژه شرکت: با توجه به اینکه ارزش روز بدهی در ایران با ارزش تاریخی آن برابر می‌باشد لذا این متغیر با استفاده از کسر کردن بدهی‌های ترازنامه از دارائی‌های آن بدست می‌آید. و در آخر، کسر سهام که معمولاً به صورت درصد بیان می‌شود، از رابطه زیر قابل محاسبه است.

$$\text{کسر سهام} = \frac{NAV_t - P_t}{NAV_t}$$

جامعه آماری در این تحقیق عبارت است از شرکت‌های سرمایه‌گذاری پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران در فاصله زمانی سال‌های ۸۱ تا ۸۸ که به دلیل محدودیت از میان کلیه شرکت‌ها تعداد هشت شرکت پرمعامله جدول زیر به عنوان نمونه محدود شده در این تحقیق مورد استفاده قرار گرفت. در این تحقیق از شرکتهایی استفاده شده که تعداد روزهای معاملاتی آنها از بقیه بیشتر بوده است.

نام شرکت سرمایه‌گذاری (هلدینگ)	نماد بورسی	نام شرکت سرمایه‌گذاری	نماد بورسی
توسعه صنایع بهشهر (هلدینگ)	وبشهر	سرمایه‌گذاری بوعلی	وبوعلی
سرمایه‌گذاری آلبرز (هلدینگ)	والبر	سرمایه‌گذاری ملی ایران	ونیکی
سرمایه‌گذاری توسعه معادن و فلزات (هلدینگ)	ومعادن	سرمایه‌گذاری صنعت و معدن	وصنعت
سرمایه‌گذاری گروه صنعتی رنا (هلدینگ)	ورنا	سرمایه‌گذاری صنعت بیمه	وبیمه

روش تحقیق

با توجه به هدف مطالعه که بررسی تأثیر ارزش خالص دارایی شرکت‌های سرمایه‌گذاری بر قیمت سهام آنها در بورس می‌باشد، لازم است از داده‌های سری زمانی متغیرهای مذکور برای بررسی روابط اقتصادی بین آنها استفاده شود.

مطالعه داده‌های سری زمانی بدون توجه به ساکن بودن یا انجام آزمون‌های ریشه واحد منجر به پدیده رگرسیون کاذب می‌شود. امروزه مفهوم ریشه واحد و هم‌انباشتگی، علم اقتصادسنجی را به‌طور قابل توجهی متحول ساخته است. به‌طوری که مطالعه روابط اقتصادی بین چند متغیر سری زمانی، بدون توجه به آزمون ریشه واحد و مفهوم هم‌انباشتگی از اعتبار لازم برخوردار نیست. مفهوم اقتصادی هم‌انباشتگی آن است که دو یا چند متغیر سری زمانی با یکدیگر ارتباط داده می‌شوند تا یک رابطه تعادلی بلندمدت را شکل دهند هر چند ممکن است خود این سری‌های زمانی دارای روندی تصادفی بوده باشند (نا ایستا باشند)، اما در طول زمان یکدیگر را به خوبی دنبال می‌کنند به گونه‌ای که تفاضل بین آنها ایستا است (نو فرستی، ۱۳۷۸).

وجود نوعی هماهنگی در حرکت بین سری‌های زمانی در طول زمان ایده اساسی هم‌انباشتگی می‌باشد و هم‌انباشتگی گویای یک رابطه تعادلی بلندمدت است که سیستم اقتصادی به مرور زمان به سمت آن گرایش دارد.

در شرایطی که دو متغیر وجود داشته باشد از روش انگل-گرنجر به منظور بررسی روابط هم‌انباشتگی استفاده می‌شود.

زمانی که تعداد متغیرهای دخیل در رگرسیون هم‌انباشتگی از دو تا بیشتر می‌شوند ($k > 2$)، این امکان وجود دارد که بیش از یک بردار هم‌انباشتگی بین متغیرهای الگو وجود داشته باشد. وقتی k متغیر در یک الگو باشد، تعداد بردارهای هم‌انباشتگی می‌تواند به تعداد $k-1$ بردار هم‌انباشتگی مستقل خطی باشد و تنها وقتی $k=2$ است یک بردار هم‌انباشتگی منحصر بفرد وجود خواهد داشت و در این صورت بکارگیری روش انگل - گرنجر بلامانع است (نوفرستی، ۱۳۷۸).

به طور کلی روش‌هایی مثل انگل - گرنجر در مطالعاتی که با نمونه‌های کوچک (تعداد مشاهدات کم) سروکار دارند، بدلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه مدت موجود بین متغیرها، اعتبار لازم را ندارند، چرا که برآوردهای حاصل از آنها بدون تورش نبوده و در نتیجه، انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های آزمون معمول مثل t معتبر نخواهد بود. به همین دلیل استفاده از الگوهایی که پویایی‌های کوتاه مدت را در خود داشته باشند و منجر به برآورد ضرایب دقیق‌تری از الگو شوند، مورد توجه قرار می‌گیرند. به طور کلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها، همانند رابطه زیر وارد شوند.

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + Ut$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده کنیم که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه زیر در نظر بگیرد.

$$\phi(L, P)Y_t = \sum_{i=1}^k b_i(L, q_i)X_{it} + c'wt + ut$$

الگوی فوق یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی^۲ (ARDL) نام دارد، که در آن داریم:

$$\begin{aligned} \Phi(L, P) &= 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \\ b_i(L, q_i) &= b_i + b_{i1} L + \dots + b_{iq} L^q \end{aligned} \quad i = 1, 2, \dots, K$$

L عملگر وقفه، W برداری از متغیرهای ثابت مثل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی یا متغیرهای برون‌زای با وقفه ثابت است.

در مرحله بعد با استفاده از یکی از معیارهای آکاییک، شوارز-بیزین، حنان کوبین یا ضریب تعیین تعدیل شده یکی از معادلات انتخاب می‌شود. معمولاً در نمونه‌های کمتر از ۱۰۰، از معیار شوارز-بیزین استفاده می‌شود، تا درجه آزادی از دست نرود.

برای محاسبه ضرایب بلند مدت مدل از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلند مدت مربوط به متغیرهای x از این رابطه به دست می‌آیند:

$$\phi_i = \frac{\hat{b}_i(1, q_i)}{1 - \hat{\phi}(1, p)} = \frac{\hat{b}_{i0} + \hat{b}_{i1} + \dots + \hat{b}_{iq}}{1 - \phi_1 - \dots - \phi_p}, \quad i = 1, 2, 3, \dots, k$$

حال برای بررسی این که رابطه بلند مدت حاصل از این روش، کاذب نیست، دو راه وجود دارد: در روش اول فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0 = \sum_{i=1}^p \phi_i - 1 \geq 0$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^p \phi_i - 1 < 0$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود.

$$\text{test statistic} = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\hat{\phi}_i}}$$

اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

الگوی تصحیح - خطا (ECM)

وجود هم‌انباشتگی بین مجموعه‌ای از متغیرهای اقتصادی، مبنای آماری استفاده از الگوهای تصحیح خطا^۳ را فراهم می‌کند. عمده‌ترین دلیل شهرت این الگوها آن است که نوسانات کوتاه مدت متغیرها را به مقادیر تعادلی بلند مدت ارتباط می‌دهد. این مدل‌ها در واقع نوعی از مدل‌های تعدیل جزئی‌اند که در آنها با وارد کردن پسماند پایا از یک رابطه بلند مدت، نیروهای مؤثر در کوتاه مدت و سرعت نزدیک شدن به مقدار تعادلی بلندمدت اندازه‌گیری می‌شوند.

۵- نتایج پژوهش

برای بررسی رابطه بلند مدت تعادلی بین دو یا چند متغیر اقتصادی ابتدا لازم است تا متغیرهای مورد مطالعه از نظر مانایی^۴ بررسی شده و طی مراحل بعدی بستگی به نتایج اولیه این مرحله خواهد داشت.

یک متغیر سری زمانی وقتی ماناست که میانگین و واریانس و کوواریانس و ضرایب همبستگی آن در طول زمان ثابت باشد و یا به عبارت دیگر مستقل از زمان باشد. در راستای بررسی این پدیده در این تحقیق از آزمون دیکي فولر تعمیم یافته^۵ استفاده شده است. با عنایت به اینکه تمامی متغیرهای اصلی در سطح صفر مانا نبودند لذا مانایی آن‌ها با یکبار تفاضل گیری بررسی شد و در این مرحله متغیرهای نامانا به متغیرهای مانا تبدیل شدند.

رهیافت این تحقیق برای بررسی رابطه هم‌انباشتی دو متغیر P_t و NAV_t ، استفاده از روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های توزیعی (ARDL) می‌باشد. بر این اساس متغیرهای میانگین کلیه قیمت‌های سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری با میانگین ارزش خالص دارائی‌های آن‌ها مورد بررسی قرار گرفته و در این میان از تمامی متغیرهای برون‌زای^۶ احتمالی مانند شاخص قیمتی نیز بهره گرفته شد. با توجه به عدم وجود رابطه بلند مدت میان قیمت و NAV سهام شرکت‌های و با توجه تغییر شرایط بعد از سال ۸۳ لذا در ادامه با تحدید کردن دامنه داده‌ها از ۱۴۵۴ داده به ۹۱۰ داده و حذف سال ۸۳ و ماقبل آن، دوباره سعی در اکتشاف رابطه‌ای میان این دو متغیر نمودیم که نتیجه آن به صورت معادله زیر استخراج شده است.

$$\text{Ave}P_t = 13 + 0/98 \text{ Ave}P_{t-1} + 0/21 \text{ Ave}NAV_t - 0/17 \text{ Ave}NAV_{t-1} + 0/09 \text{ Ave}NAV_{t-2} - 0/11 \text{ Ave}NAV_{t-3} - 0/022T$$

رابطه فوق خروجی نرم‌افزار Microfit است که از منوی Univariate Approach to cointegration → ARDL و با وقفه هشت برای متغیر دورن‌زای NAV و متغیرهای برون‌زای شاخص و روند زمانی با دو معیار شوارز-بیزین و حنان کویین بدست آمده است. حال برای بررسی این که رابطه بلند مدت حاصل از این روش، کاذب نیست فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0 = \sum_{i=1}^p \phi_i - 1 \geq 0 \quad \phi_i = \text{وقفه‌های ضرایب متغیر قیمت}$$

$$H_1 = \sum_{i=1}^p \phi_i - 1 < 0 \quad \phi_i = \text{وقفه‌های ضرایب متغیر قیمت}$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه پویای کوتاه مدت به سمت تعادل بلند مدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام آزمون مورد نظر باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود.

$$\text{test statistic} = \frac{\sum_{i=1}^p \hat{\Phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^p S_{\hat{\Phi}_i}}$$

اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود. با توجه به بررسی‌های به عمل آمده رابطه پویا و در سطوح ۱۰٪ خطا بین دو متغیر P_t و NAV_t ، میانگین کل قیمت‌ها و میانگین ارزش خالص دارائی‌های کل شرکت‌ها وجود داشت. پس از حاصل شدن رابطه تعادلی کوتاه‌مدت و معنادار بودن آن می‌توان رابطه بلندمدت بین متغیر-ها را مطابق با جدول زیر، استخراج نمود که مطابق با آن از سال ۱۳۸۳ به بعد قیمت سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری به طور متوسط برابر با ۶۷٪ خالص ارزش دارائی‌های آن‌ها بوده است. مضافاً اینکه ضریب منفی معنادار T2 در این رابطه بیانگر این مطلب است که روند کسر قیمت در بورس تهران در بلندمدت سیر نزولی داشته است.

Estimated Long Run Coefficients using the ARDL Approach
ARDL(1,3) selected based on Schwarz Bayesian Criterion

```
*****
Dependent variable is AVETOTALP
910 observations used for estimation from 545 to 1454
*****
```

Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
AVETOTALN	.67510	.14073	4.7971[.000]
C	732.3572	311.5556	2.3506[.019]
T2	-1.2319	.17555	-7.0177[.000]

```
*****
```

در نتیجه با توضیحات فوق فرض صفر مبنی بر عدم وجود رابطه تعادلی کوتاه مدت و بلند مدت بین میانگین قیمت و میانگین ارزش خالص دارایی رد شده و فرض یک مبنی بر عدم وجود رابطه تعادلی کوتاه مدت و بلند مدت پذیرفته می‌شود. با توجه به ضریب تصحیح خطای محاسبه شده، نوسانات روزانه برای رسیدن به تعادل بلند مدت ۱/۷ - می‌باشد.

برای بررسی ارتباط میان رابطه P_t و NAV_t ، با ساختار شرکت‌های سرمایه‌گذاری (هلدینگ و سرمایه‌گذاری)، نیاز است تا قالب داده‌های مورد استفاده به صورت داده‌های مرکب بررسی شود و تنها در آزمون این فرضیه از فرمت مرکب داده‌ها استفاده شده است.

Redundant Fixed Effects Tests				
Pool: STRUCTURE				
Test cross-section fixed effects				
Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.	
Cross-section F	11.833404	-11.815	0.0006	
Cross-section Chi-square	11.827488	1	0.0006	
Cross-section fixed effects test equation:				
Dependent Variable: P?				
Method: Panel Least Squares				
Date: 0000 Time: 0000				
Sample: 0001000				
Included observations: 000				
Cross-sections included: 0				
Total pool (balanced) observations: 00				
Convergence achieved after 7 iterations				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-499.7153	2217.164	-0.225385	0.8217
NAV?	0.201539	0.020052	10.05099	0
T?	0.675515	1.362204	0.495899	0.62
AR(1)	0.997122	0.001175	848.5429	0
R-squared	0.998968	Mean dependent var	1811.13	
Adjusted R-squared	0.998968	S.D. dependent var	962.869	
S.E. of regression	30.96248	Akaike info criterion	9.70562	

با توجه به جدول فوق هر دو ضریب دارای سطح معناداری بالای ۹۹٪ بوده که بر این اساس می‌توان اظهار نمود که ساختار شرکت بر رابطه P_t و NAV_t اثر داشته و بر این اساس فرض صفر مبنی بر عدم تأثیر ساختار شرکت بر رابطه میان P_t و NAV_t شرکت‌های سرمایه‌گذاری رد و فرضیه مخالف آن پذیرفته می‌شود.

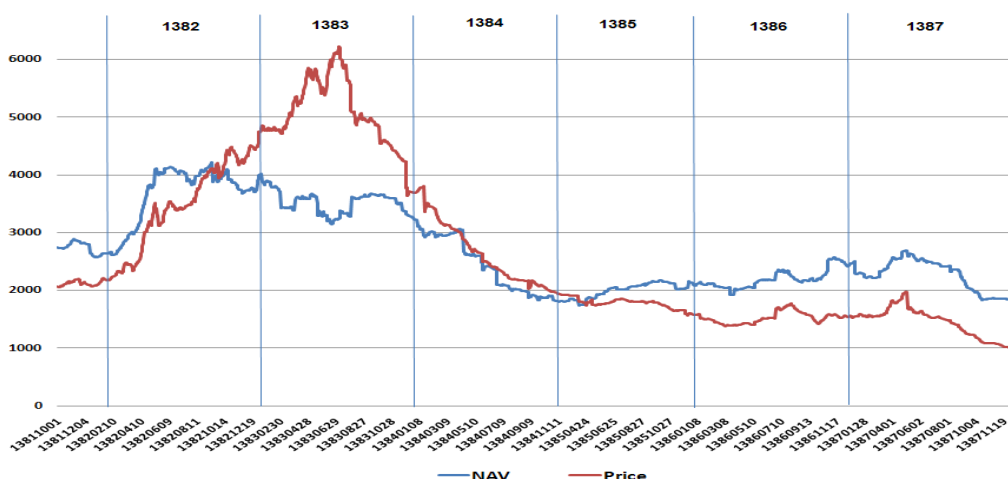
برای بررسی اینکه آیا کسر سهام شرکت‌های مختلف در طول زمان با یکدیگر همبستگی دارند یا خیر با استفاده از نرم‌افزار SPSS همبستگی جفت جفت کسری سهام شرکت‌های مختلف را در طول زمان با یکدیگر بررسی نموده‌ایم.

با توجه به جدول ضرایب همبستگی، تمامی ضرایب همبستگی میان شرکت‌های سرمایه‌گذاری در سطح ۱٪ خطا از نظر آماری معنا دار بوده و چنانچه از کل ضرایب و سپس به تفکیک گروه اقدام به میانگین‌گیری و سپس محاسبه انحراف معیار نماییم، نتایج حاصله مطابق با جدول زیر خواهد بود.

میانگین کل و تفکیک ضرایب همبستگی میان کسری قیمت شرکت‌های مختلف سرمایه‌گذاری

نام متغیر	میانگین	انحراف معیار
ضریب همبستگی کسری کلیه شرکت‌های مورد مطالعه	۰/۴۸	۰/۲۱
ضریب همبستگی کسری شرکت‌های هلدینگ	۰/۵۲	۰/۲۱
ضریب همبستگی شرکت‌های سرمایه‌گذاری	۰/۶۳	۰/۱۱

با توجه به اینکه دامنه $(۰/۲۱ \times ۲) \pm ۰/۴۸$ شامل عدد صفر نمی‌شود لذا در سطح اطمینان ۹۵٪ فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود رابطه میان کسر سهام شرکت‌های مختلف سرمایه‌گذاری رد شده و فرضیه مخالف آن مبنی بر وجود رابطه، پذیرفته می‌شود. نمودار زیر میانگین Pt و NAVt برای نمونه تحقیق نشان می‌دهد.



۶- نتیجه‌گیری و بحث

میان قیمت سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری و ارزش خالص دارائی‌های آن‌ها در بورس تهران طی سال‌های ۸۳ تا ۸۸، یک رابطه پویای کوتاه‌مدت و یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. در رابطه کوتاه‌مدت، وجود خودهمبستگی میان سری قیمت به خوبی روشن بوده و علت این امر بیشتر متأثر از دو عامل "حد نوسان قیمت" و محدودیت "حجم مبنا" می‌باشد. در رابطه بلندمدت تصریح شده است که بعد از سال ۸۳ قیمت سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری عبارت است از ۶۷٪ ارزش خالص دارائی‌های آن‌ها به همراه جمع جبری یک مقدار ثابت (۷۳۲ ریال) و یک مقدار متغیر وابسته به زمان. مقدار متغیر رابطه تعادلی بلندمدت در بورس تهران سیری نزولی داشته که حاکی از افزایش کسر قیمت سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری بورس تهران در سال‌های اخیر بوده است.

از دیگر نتایج قابل تأمل، اثرگذار بودن ساختار شرکت (سرمایه‌گذاری یا هلدینگ بودن آن) بر میزان کسری سهام می‌باشد، به نحوی که کسر سهام در شرکت‌های سرمایه‌گذاری بیش از شرکت‌های هلدینگ برآورد شده است. علت بروز این رویداد را به چندین عامل می‌توان نسبت داد، اول اینکه شرکت‌های سرمایه‌گذاری تعداد سهام بیشتری در پورتنفوی خود نگهداری می‌کنند لذا در اکثر اوقات این شرکت‌ها دارای سهام‌هایی هستند که برای مدت طولانی نماد آن‌ها بسته بوده و لذا ارزش خالص دارایی‌های این شرکت‌ها در فرمول بیشتر برآورد می‌شود و عکس‌العمل بازار نسبت به این پدیده بیشتر بودن کسری قیمت سهام شرکت خواهد بود. برای تفسیر این پدیده دلایل بسیار دیگری می‌توان بیان نمود ولی آنچه در اینجا مهم می‌باشد تأیید شدن بالاتر بودن کسری سهام شرکت‌های سرمایه‌گذاری نسبت به هلدینگ‌ها است.

میانگین ضریب همبستگی ۴۸٪ بین کسر سهام شرکت‌های مختلف سرمایه‌گذاری دلیلی محکم برای تأیید دیدگاه رفتاری در تغییرات کسر سهام بورس تهران می‌باشد. این رقم برای صندوق‌های آمریکایی در سال‌های ۱۹۶۵ تا ۱۹۸۵، ۳۹٪ و برای صندوق‌های انگلیسی در این بازه ۳۵٪ محاسبه شده است (لی، شیلفر و تالر ۱۹۹۱). تحلیل همبستگی نشان می‌دهد که کسر سهام شرکت‌های مختلف سرمایه‌گذاری بورس تهران با یکدیگر و در یک جهت حرکت میکنند. این همسویی حرکت در بین شرکت‌هایی که در یک خانواده (هلدینگ یا سرمایه‌گذاری) جای می‌گیرند نمود بیشتری دارد.

فهرست منابع

- * تشکینی احمد، اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit، چاپ اول، انتشارات موسسه فرهنگی هنری دیباگران تهران، ۱۳۸۴
- * جهانخانی، علی و پارسائیان، علی (ترجمه و تألیف)، ۱۳۷۴. بورس اوراق بهادار. انتشارات دانشکده

مدیریت دانشگاه تهران.

* شیرین‌بخش شمس‌الله، حسن خونساری زهراء، کاربرد EViews در اقتصاد سنجی، چاپ دوم، انتشارات پژوهشکده امور اقتصادی، تهران، ۱۳۸۴.

* گجراتی دامودار، مبانی اقتصاد سنجی، جلد ۱ و ۲، حمید ابریشمی، چاپ چهارم، انتشارات دانشگاه تهران، تهران، ۱۳۸۵.

* نوفرستی محمد، ریشه واحد و همجمعی در اقتصاد سنجی، چاپ اول، موسسه خدمات فرهنگی رسا، تهران، ۱۳۷۸.

- * Anderson, Seth C. 1984. "Relationship between Value of an Investment Company's Shares and Value of the Underlying Net Assets." Ph.d. thesis, University of North Carolina at Chapel Hill.
- * Barclay, Michael, Neil Pearson, and Michael Weisbach. 1998. "Open – End Mutual Funds and Capital-Gains Taxes". *Journal of Financial Economics* 49:3-43.
- * Bodie, Z., Kane, A. and A. J. Marcus (1999). *Investment*. Fourth Edition, New York: McGraw-Hill.
- * Bodurtha, J., E. Kim and C. Lee. 1993. "Close-End Country Funds and US Market Sentiment". *Review of Financial Studies* 8:879-918.
- * Bonser-Neal, Catherine, Gregory Brauer, Robert Neal and Simon Wheatley. 1990. "International Investment Restrictions and Closed-End Country Fund Prices". *Journal of Finance* 45:523-547.
- * Boudreaux, Kenneth J. 1973. "Discounts and Premiums on Closed-End Funds: A Study in Valuation". *Journal of Finance* 28: 515-522.
- * B. Philippkellerhals, Rainer Schobel * The dynamic behavior of closed-end funds and its implication for pricing, forecasting, and trading * *Journal of Banking & Finance* 26(2002) 1615-1643
- * Brauer, Gregory A. 1988. "Closed-End Fund Shares' Abnormal Returns and the Information Content of Discounts and Premiums". *Journal of Finance* 43:113-127.
- * Brickley, James, Steven Manaster, and James Schallheim. 1991. "The Tax-Timing Option and the Discounts on Closed-End Investment Companies". *Journal of Business* 64:287-312.
- * Enders Walter, "Applied Econometric Time Series", 1sted, Wiley Series, 1995.
- * <http://www.irbourse.com/Zsymboltrade.aspx>
- * KIM HIANG LIOW * property company stock price and Net asset value: A mean Reversion Perspective * *Journal of Real state and Economics*, 27:2, 235-255, 2003.
- * Kim Hiang Liow .Ying Li * Net Asset Value Discounts for Asian-Pacific Real Estate Companies: Long Run Relationships and Short Term Dynamics * *J Real Estate Finan Econ* (2006) 33 : 363-388 DOI 10/1007/s11146-006-0338-z
- * www.ici.org Investment Company Institute (2003). "Mutual Funds Fact Book", www.ici.org

یادداشت‌ها

- ¹ Mutual Fund
- ² Auto Regressive Distributed Lag Method
- ³ Error Correction Model
- ⁴ Stationary
- ⁵ Augmented Dickey-Fuller Test
- ⁶ Auto Regressive Distributed Lag Method
- ⁷ Exogenous