چشم‌انداز مدیریت مالی
شماره ۵ ـ بهار ۱۳۹۱
ص‌ص ۱۰۵ ـ ۹۱

بررسی تأثیر قدرت بازار محصول بر نقدشوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران

شکرالله خواجوی*، مهرداد ابراهیمی**

چکیده

هدف این مقاله، بررسی تأثیر قدرت بازار محصول بر نقدشوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. برای دستیابی به این هدف، شاخص هرفیندال ـ هیرشمن و شاخص لرنر به‌عنوان معیارهای قدرت بازار محصول در نظر گرفته شده‌اند و برای اندازه‌گیری نقدشوندگی سهام از معیارهای نسبت نقدشوندگی آمیوست، تعداد دفعات معاملات، ارزش معاملات و نسبت جریان استفاده شده است. نمونهٔ مورد بررسی شامل ۸۹ شرکت طی دورهٔ زمانی ۱۳۸۳ تا ۱۳۸۸ می‌باشد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش به‌روش داده‌های ترکیبی بیانگر این است که بین شاخص لرنر با نقدشوندگی سهام، رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد و رابطهٔ بین شاخص هرفیندال ـ هیرشمن و نقدشوندگی سهام مثبت می‌باشد، اما معنادار نیست. درمجموع می‌توان نتیجه گرفت هر چقدر که قدرت بازار محصول بیشتر باشد، نقدشوندگی سهام بیشتر خواهد بود.

کلیدواژه‌ها: قدرت بازار محصول؛ نقدشوندگی سهام؛ داده‌های ترکیبی؛ بورس اوراق بهادار تهران.

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۰/۱۱/۲۴، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۱/۰۲/۰۲

* دانشیار، دانشگاه شیراز (نویسنده مسئول).

E-mail:shkhajavi@rose.shirazu.ac.ir

** دانشجوی کارشناسی ارشد. دانشگاه تهران.

۱. مقدمه

نقدشوندگی، قابلیت خرید و فروش یا هزینه‌های معامله، از خاصه‌های اولیهٔ بسیاری از طرح‌های سرمایه‌گذاری و ابزارهای مالی می‌باشند. در صنعت اوراق بهادار، مدیران پرتفوی و مشاوران سرمایه‌گذاری، پرتفوهایی را ایجاد می‌نمایند که با افق زمانی سرمایه‌گذاری مشتریان خود و اهداف نقدشوندگی آن‌ها مطابقت داشته باشد. اما، با وجود اهمیت آشکار نقدشوندگی در عمل، نقش آن در بازارهای مالی به‌ندرت در تحقیق‌های دانشگاهی منعکس گردیده است [۶]. افزایش نقدشوندگی می‌تواند موجب توزیع بیشتر ریسک مالی ازطریق کاهش هزینه‌های پرتفوی‌گردانی و انگیزش بیشتر سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری‌های معاملاتی شود. با افزایش نقدشوندگی، هزینهٔ معاملات به شکل چشم‌گیری پایین خواهد آمد. نقدشوندگی همچنین، نقش مهمی را در فرآیند کشف قیمت بازی می‌کند. با توجه به نقش نقدشوندگی، شناخت عوامل مؤثر بر آن مهم است [۰]. بنابراین، در این مقاله به بررسی این مسئله پرداخته می‌شود که آیا قدرت بازار محصول تأثیری بر نقدشوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد؟

۲. مبانی نظری و پیشینه تحقیق

پرس [۱۶] یک چارچوب انتظارات عقلایی را بسط می‌دهد که در آن، رقابت ناقص در بازار محصول، اما رقابت کامل در بازار سهام وجود دارد. رقابت ناقص در بازار محصول به این معناست که شرکت‌ها تا اندازه‌ای توانایی تعیین قیمت محصول خود را دارند. شرکتی که از قدرت بازار محصول برخوردار است، هنگامی که با تکان‌های تولیدی منفی (مثبت) مواجه می‌شود و میزان خروجی آن کاهش می‌یابد، قادر خواهد بود تا قیمت محصول خود را افزایش (کاهش) دهد و از سود خود در برابر تکان‌های تولیدی محافظت نماید [۱۴]. از آنجا که سود شرکت‌هایی که قدرت بازار محصول بزرگ‌تری دارند با ریسک کمتری روبرو است، سرمایه‌گذاران، سهام آن‌ها را بیشتر معامله می‌کنند. این معاملات بیشتر، به‌نوبهٔ خود باعث می‌شوند که اطلاعات محرمانه با سرعت بیشتری در قیمت‌ها منعکس گردد. با بهبود صحت اطلاعات عمومی، سرمایه‌گذاران برای معاملهٔ بیشتر ترغیب خواهند شد [۱۶]. بنابراین، قدرت بازار محصول، نوسان‌پذیری جریان وجه نقد شرکت را پایین می‌آورد و درنتیجه، نوسان‌پذیری بازده سهام آن هم پایین خواهد آمد. با افزایش قدرت بازار، جریان‌های نقد و بازده‌های مورد انتظار، قطعیت بیشتری می‌یابند و این امر، صحت اطلاعات سرمایه‌گذاران دربارهٔ قیمت سهام را بهبود می‌بخشد. درنتیجه، شرکت‌هایی که قدرت بازار بزرگ‌تری دارند، اثر قیمتی کمتر و بنابراین نقدشوندگی سهام بهتری دارند [۱۴]. توکس [۱۸]، مدلی از معاملهٔ آگاهانه ارائه می‌کند که در آن ارزش دارایی‌ها از بازارهای محصول رقابتی

ناقص به‌وجود می‌آیند و رویدادهای اطلاعات محرمانه، در هر یک از شرکت‌ها رخ می‌دهد. این مدل پیش‌بینی می‌کند که معامله‌کنندگان آگاه، انگیزه خواهند داشت تا معاملات مبتنی بر اطلاعات محرمانه را در سهام شرکت‌هایی که با یکدیگر رقابت دارند، انجام دهند. بنابراین، چارچوب نظری توکس نیز بیانگر رابطهٔ مثبت بین قدرت بازار محصول و نقدشوندگی است، اگرچه او با به‌کارگیری مکانیزم‌های دیگری به این نتیجه‌گیری دست می‌یابد. در مدل توکس، معامله‌کنندگان آگاهی که دارای ثروت محدود هستند و نسبت به ریسک بی‌تفاوت می‌باشند، ترجیح می‌دهند سهام شرکت‌هایی را که قدرت بازار محصول ضعیف‌تری دارند، معامله نمایند. زیرا ارزش سهام این شرکت‌ها حساسیت بیشتری در برابر اطلاعات محرمانه دارد. بنابراین، با کاهش در قدرت بازار محصول، معاملهٔ آگاهانه افزایش می‌یابد که این امر باعث کاهش نقدشوندگی به‌دلیل مسئلهٔ مربوط به انتخاب نامساعد می‌گردد [۱۴].

کیل و لون [۱۴] رابطهٔ بین قدرت بازار محصول و نقدشوندگی را بااستفاده از نمونه‌ای متشکل از ۱۲۶۹۵ مشاهده (سال ـ شرکت) در دورهٔ زمانی۲۰۰۳ ـ۱۹۸۴ بررسی نمودند. آن‌ها دریافتند که قدرت بازار باعث افزایش نقدشوندگی سهام می‌گردد. زیرا قدرت بازار کاهش در نوسان‌پذیری سهام را به همراه خواهد داشت. آن‌ها همچنین دریافتند که با شدت یافتن مسئلهٔ عدم تقارن اطلاعاتی، رابطهٔ بین قدرت بازار و نقدشوندگی، قوت می‌یابد. ایراوین و پنتیف [۱۳] رابطهٔ بین نوسان‌پذیری بازده و جریان‌های نقدی خاص شرکت و رقابت بازار محصول را با-استفاده از نمونه‌ای متشکل از ۴۶۹۰۰۰ مشاهده(سال ـ شرکت) در دورهٔ زمانی۲۰۰۳ ـ۱۹۶۲ بررسی نمودند. آن‌ها پی بردند که در طول زمان و در سطح شرکت، نوسان‌پذیری سود، جریان‌های نقدی و فروش خاص شرکت افزایش یافته است. آن‌ها پس از بررسی‌های مقطعی دریافتند شرکت‌های موجود در صنعت‌هایی که بیشتر در معرض رقابت خارجی هستند، ریسک خاص شرکت بیشتری دارند.

پرس [۱۶]، رابطهٔ بین رقابت بازار محصول، معامله بااستفاده از اطلاعات داخلی و کارایی بازار سهام را بااستفاده از نمونه‌ای متشکل از ۲۸۱۷۲ مشاهده (سال ـ شرکت) در دورهٔ زمانی ۲۰۰۵ ـ۱۹۹۶، بررسی نمود. پرس یک مدل انتظارات عقلایی از معامله در شرایط عدم تقارن اطلاعاتی در بازارهای سهام رقابتی را ارائه می‌کند که شرکت‌ها از قدرت انحصاری در بازار محصول برخوردار هستند. او به این نتیجه رسید که در شرکت‌هایی که قدرت بازار محصول در آن‌ها بزرگ‌تر است، حجم معاملهٔ سهام آن‌ها بیشتر و درنتیجه اطلاعات با سرعت بیشتری در قیمت‌ها منعکس می‌گردد.

در ایران تا کنون هیچ پژوهشی در راستای تأثیر قدرت بازار محصول بر نقدشوندگی سهام انجام نشده است.

۳. توسعه فرضیه‌ها و مدل مفهومی

فرضیه‌های پژوهش. با توجه به مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش، فرضیه‌هایی به‌شرح زیر تدوین شد:

۱. بین شاخص هرفیندال ـ هیرشمن و نسبت نقدشوندگی آمیوست رابطهٔ معناداری وجود دارد.
۲. بین شاخص هرفیندال ـ هیرشمن و تعداد دفعات معاملات رابطهٔ معناداری وجود دارد.
۳. بین شاخص هرفیندال ـ هیرشمن و ارزش معاملات رابطهٔ معناداری وجود دارد.
۴. بین شاخص هرفیندال ـ هیرشمن و نسبت جریان رابطهٔ معناداری وجود دارد.
۵. بین شاخص لرنر و نسبت نقدشوندگی آمیوست رابطهٔ معناداری وجود دارد.
۶. بین شاخص لرنر و تعداد دفعات معاملات رابطهٔ معناداری وجود دارد.
۷. بین شاخص لرنر و ارزش معاملات رابطهٔ معناداری وجود دارد.
۸. بین شاخص لرنر و نسبت جریان رابطهٔ معناداری وجود دارد.

٤. روش‌شناسی

این پژوهش کاربردی و طرح آن از نوع شبه‌تجربی و بااستفاده از رویکرد پس‌رویدادی است. به بیان دیگر، این روش برای انجام پژوهش‌هایی به‌کار می‌رود که پژوهش‌گر در جستجوی علت یا علل روابط معینی است که در گذشته رخ داده و تمام شده است. بنابراین، این نوع طرح پژوهش از روایی بیرونی بالایی برخوردار است [۰].

تعریف متغیرهای پژوهش. در این پژوهش، از سه دسته متغیرهای مستقل، وابسته و کنترلی استفاده می‌شود.

متغیرهای مستقل. متغیرهای مستقل در این مطالعه، قدرت بازار محصول است که از طریق معیارهای زیر اندازه‌گیری می‌شود.

شاخص هرفیندال– هیرشمن. این شاخص به‌صورت زیر محاسبه و در پژوهش‌های گرولن و میچائیلی [۱۰]، هی [۱۲] و مارسی‌اُوکیتیت و پارک [۱۵] نیز به‌عنوان معیار رقابت به‌کار گرفته شده است:

$$HHI = \sum_{i=1}^{N_j} \left(SALES_{i,j} \Big/ \sum_{i=1}^{N_j} SALES_{i,j} \right)^2$$

رابطه (۱)

در این رابطه، $SALES_{i,j}$ کل فروش شرکت i در صنعت j است. اما از آنجا که براساس دسته‌بندی بورس تهران، شرکت‌های موجود در یک صنعت، الزاماً فعالیت مشابهی را انجام نمی‌دهند، برای این که یک معیار سنجش معنادار از رقابت بازار محصول به‌دست آید، به‌جای صنعت، از طبقهٔ صنعت استفاده و شاخص هرفیندال ـ هیرشمن برای طبقات صنعت دارای دست‌کم ۱۰ شرکت در هر طبقه محاسبه شد. در واقع، شاخص هرفیندال ـ هیرشمن، تمرکز صنعت را اندازه‌گیری می‌کند. هر چقدر که این شاخص بیشتر باشد، بیانگر تمرکز بیشتر و رقابت کمتر در صنعت است و برعکس. از آنجا که نرم‌افزارها و پایگاه داده‌های موجود، تنها داده‌های شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران را در بر دارد، معیار سنجشی که به این صورت محاسبه می‌شود، ممکن است رقابت در صنعت را کمتر از اندازه برآورد کند؛ زیرا شرکت‌های خصوصی را در نظر نمی‌گیرد. اما همبستگی بین این معیار و تعداد شرکت‌های موجود در صنعت ۶۱٪- است؛ به این معنا که صنایع متمرکزتر دارای تعداد شرکت کمتری است. همبستگی بین این معیار و میانگین کل دارایی‌ها ۰/۳۰ است؛ یعنی شرکت‌های موجود در صنایع متمرکزتر از اندازهٔ بزرگ‌تری برخوردارند. هر دو این ضرایب از نظر آماری در سطح ۵ درصد معنادار است و این امر حاکی از این می‌باشد که معیار سنجش محاسبه‌شده نشان‌دهندهٔ تمرکز در صنایع ایران می‌باشد.

شاخص لرنر (حاشیهٔ قیمت ـ هزینهٔ تقسیم بر فروش). شاخص لرنر برابر است با قیمت محصول شرکت، منهای هزینهٔ نهایی تولید. این شاخص به‌صورت مستقیم نشان‌دهندهٔ ویژگی قدرت بازار، یعنی توانایی شرکت برای منظور نمودن قیمتی بیشتر از هزینهٔ نهایی می‌باشد. چالش پیش‌روی به‌کارگیری شاخص لرنر در پژوهش‌های تجربی این است که هزینه‌های نهایی قابل مشاهده نیستند. از این‌رو، معمولا پژوهشگران شاخص لرنر را از طریق حاشیه قیمت– هزینه تقریب می‌زنند [۸]. به پیروی از گاسپر و ماسا [۹]، کیل و لون [۱۴] و بوث و ژو [۸] شاخص لرنر بر حسب سود عملیاتی تقسیم بر فروش تعریف می‌شود.

$$LI = \frac{SALE - COGS - SG\&A}{SALE}$$ رابطه (۲)

که در این رابطه:

$SALE$: فروش

$COGS$: بهای تمام شدهٔ کالای فروش رفته

$SG\&A$: هزینه‌های عمومی، اداری و فروش است.

متغیرهای وابسته. متغیرهای وابسته در این پژوهش، معیارهای نقدشوندگی است. از آنجا که نقدشوندگی دارای چندین بعد است، یک معیار به‌تنهایی نمی‌تواند همهٔ ابعاد آن را شامل شود. برای مثال، حجم معاملات، ارزش معاملات و گردش سهام تا حد زیادی با فعالیت معاملاتی مالکان مختلف درارتباط می‌باشد. در حالی‌که، معیارهای مبتنی بر سفارش با احتمال بیشتری با هزینه‌های انتخاب نامساعد، همبستگی بیشتری دارند [۱۸]. در این پژوهش، مطابق با پژوهش‌های روبین [۱۷]، ویس [۱۹] و رحمانی و همکاران [۴]، برای اندازه‌گیری نقدشوندگی سهام از معیارهای نسبت نقدشوندگی آمیوست، تعداد دفعات معاملات، ارزش معاملات، و نسبت جریان استفاده شده است.

نسبت نقدشوندگی آمیوست. این معیار از نخستین معیارهای ترکیبی است که مشخصاً برای اندازه‌گیری نقدشوندگی به‌کار می‌رود. این معیار توسط شخصی به‌نام آمیوست محاسبه شده و از بازده و حجم معاملات سهام در یک بازه مشخص استفاده می‌کند. روش محاسبهٔ این معیار به‌صورت زیر است:

$$Amivest_t^i = \frac{1}{N}\sum_{d=1}^{N}\frac{V_{td}^i}{\left|R_{td}^i\right|}$$ رابطه (۳)

که در این رابطه، V_{td}^i و $\left|R_{td}^i\right|$، به‌ترتیب برابر با حجم ریالی (به میلیون ریال) و قدرمطلق بازده سهم i در روز d از ماه t می‌باشند [۴]. در این پژوهش، از لگاریتم طبیعی این معیار استفاده می‌گردد.

تعداد دفعات معاملات. بیانگر تعداد دفعات معاملهٔ سهم در یک بازه زمانی است. هرچه تعداد دفعات معاملات یک سهم بیشتر باشد، به این معناست که آن سهم زیاد معامله می‌شود و نقدشوندگی آن بالا است. در این پژوهش از لگاریتم طبیعی تعداد دفعات معاملات استفاده خواهد شد.

ارزش معاملات. از حاصل‌ضرب تعداد سهام معامله‌شده در قیمت‌های سهم در یک بازه زمانی به‌دست می‌آید. هرچه ارزش معاملات بیشتر باشد، نقدشوندگی سهام بالاتر خواهد بود. در این پژوهش از لگاریتم طبیعی ارزش معاملات استفاده خواهد شد.

نسبت جریان. این معیار از حاصل تقسیم ارزش معاملات بر زمان انتظار معاملهٔ به‌دست می‌آید. زمان انتظار معامله به تفاوت زمانی بین دو معاملهٔ متوالی اشاره دارد. زمان انتظار معامله نشان می‌دهد که به‌طور میانگین، زمان انتظار برای معاملهٔ یک سهم چند روز است. نسبت جریان بیانگر این است که آیا معاملهٔ سهم به دفعات کم و با حجم زیاد صورت گرفته است یا به دفعات زیاد و با حجم کم. بیشتر بودن نسبت جریان به این معناست که نقدشوندگی سهام بالا است. در این پژوهش از لگاریتم طبیعی نسبت جریان استفاده خواهد شد.

متغیرهای کنترل. پژوهش‌های پیشین پیرامون نقدشوندگی سهام، چندین عامل را بر شمرده‌اند که ممکن است بر نقدشوندگی سهام شرکت‌ها تأثیر بگذارند. از این‌رو، در این پژوهش تأثیر این عوامل کنترل می‌شود. متغیرهای کنترلی عبارت‌اند از:

معکوس قیمت سهام. شواهد موجود نشان می‌دهد سهام‌هایی که قیمت آن‌ها پایین است، ریسک بیشتری دارند و بنابراین هزینهٔ نگهداری آن‌ها زیاد است. بنابراین انتظار می‌رود که رابطهٔ بین نقدشوندگی و معکوس قیمت سهام منفی و معنادار باشد. در پژوهش‌های کیل و لون [۱۴] و اگروال [۵] نیز معکوس قیمت سهام به‌عنوان متغیر کنترلی در نظر گرفته شده است.

اندازه. شرکت‌های بزرگ تعداد سهامداران بیشتری دارند و همچنین محیط اطلاعاتی آن‌ها غنی‌تر می‌باشد. بنابراین انتظار می‌رود که نقدشوندگی آن‌ها نسبت به شرکت‌های کوچک، بیشتر باشد. در این پژوهش از لگاریتم طبیعی کل دارایی‌های شرکت به‌عنوان معیار اندازه استفاده شده است. تأثیر اندازه بر نقدشوندگی در پژوهش‌های کیل و لون [۱۴]، روبین [۱۷] و اگروال [۵] نیز کنترل شده است.

نوسان بازده. شرکت‌هایی که نوسان بازده آن‌ها زیاد است، ریسک بالایی دارند و بنابراین نقدشوندگی سهام آن‌ها پایین است. در این پژوهش برای محاسبهٔ نوسان بازده از انحراف معیار بازده‌های روزانه استفاده شده است. تأثیر نوسان بازده بر نقدشوندگی سهام در پژوهش‌های اگروال [۵] و کیل و لون [۱۴] نیز کنترل شده است.

مدل‌های آزمون فرضیه‌ها. مدل‌های زیر برای آزمون فرضیه‌های پژوهش تخمین زده شدند:

$LNAMIVEST_{it} = \beta_0 + \beta_1 HHI_{it} + \beta_2 INVPRICE_{it} + \beta_3 LNSIZE_{it} + \beta_4 VOLATILITY_{it} + \varepsilon_{it}$	فرضیه ۱
$LNNUMTRA_{it} = \beta_0 + \beta_1 HHI_{it} + \beta_2 INVPRICE_{it} + \beta_3 LNSIZE_{it} + \beta_4 VOLATILITY_{it} + \varepsilon_{it}$	فرضیه ۲
$LNDOLLVOL_{it} = \beta_0 + \beta_1 HHI_{it} + \beta_2 INVPRICE_{it} + \beta_3 LNSIZE_{it} + \beta_4 VOLATILITY_{it} + \varepsilon_{it}$	فرضیه ۳
$LNFLOW_{it} = \beta_0 + \beta_1 HHI_{it} + \beta_2 INVPRICE_{it} + \beta_3 LNSIZE_{it} + \beta_4 VOLATILITY_{it} + \varepsilon_{it}$	فرضیه ۴
$LNAMIVEST_{it} = \beta_0 + \beta_1 LERNER_{it} + \beta_2 INVPRICE_{it} + \beta_3 LNSIZE_{it} + \beta_4 VOLATILITY_{it} + \varepsilon_{it}$	فرضیه ۵
$LNNUMTRA_{it} = \beta_0 + \beta_1 LERNER_{it} + \beta_2 INVPRICE_{it} + \beta_3 LNSIZE_{it} + \beta_4 VOLATILITY_{it} + \varepsilon_{it}$	فرضیه ۶
$LNDOLLVOL_{it} = \beta_0 + \beta_1 LERNER_{it} + \beta_2 INVPRICE_{it} + \beta_3 LNSIZE_{it} + \beta_4 VOLATILITY_{it} + \varepsilon_{it}$	فرضیه ۷
$LNFLOW_{it} = \beta_0 + \beta_1 LERNER_{it} + \beta_2 INVPRICE_{it} + \beta_3 LNSIZE_{it} + \beta_4 VOLATILITY_{it} + \varepsilon_{it}$	فرضیه ۸

$LNAMIVEST_{it}$: لگاریتم طبیعی نسبت نقدشوندگی آمیوست

$LNNUMTRA_{it}$: لگاریتم طبیعی دفعات معاملات

$LNDOLLVOL_{it}$: لگاریتم طبیعی ارزش معاملات

$LNFLOW_{it}$: لگاریتم طبیعی نسبت جریان

HHI_{it}: شاخص هرفیندال ـ هیرشمن

$LERNER_{it}$: شاخص لرنر

$INVPRICE_{it}$: معکوس قیمت سهام

$LNSIZE_{it}$: لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها

$VOLATILITY_{it}$: نوسان بازده

جامعهٔ آماری، روش نمونه‌گیری و محدوده زمانی. باتوجه به محدودیت اطلاعات، دورهٔ مورد مطالعه از سال ۱۳۸۳ تا پایان سال ۱۳۸۸ و جامعهٔ آماری مورد بررسی کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. در انتخاب نمونه موارد زیر در نظر گرفته شده است:

طبقات صنعت دارای بیش از ۱۰ شرکت باشد، پایان سال مالی شرکت‌ها ۲۹ اسفند باشد، شرکت‌ها در طی دورهٔ مورد نظر سال مالی خود را تغییر نداده و توقف فعالیت نیز نداشته باشند، صورت‌های مالی و یادداشت‌های همراه شرکت‌ها در دورهٔ زمانی ۱۳۸۲ الی ۱۳۸۸ به‌گونهٔ کامل در سایت بورس اوراق بهادار موجود باشد، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام آن‌ها طی دورهٔ مورد بررسی منفی نباشد و شرکت انتخابی جزء شرکت‌های سرمایه‌گذاری، بانک‌ها و مؤسسه‌های بیمه نباشد. باتوجه به محدودیت‌های فوق تعداد ۸۹ شرکت یافت گردید. از این‌رو، کل این شرکت‌ها مورد بررسی قرار گرفت و هیچ‌گونه نمونه‌گیری به‌عمل نیامد.

روش گردآوری داده‌ها. در این پژوهش برای جمع‌آوری داده‌ها و اطلاعات، از روش آرشیوی استفاده می‌شود. برای گردآوری داده‌ها و اطلاعات مالی مورد نیاز ابتدا داده‌های نرم‌افزار رهاورد نوین و نرم‌افزار تدبیرپرداز در کنار هم قرار داده شده و اقلام مغایر شناسایی شدند. از آنجا که اختلاف قابل توجهی بین ارقام دو نرم‌افزار وجود داشت، بااستفاده از صورت‌های مالی موجود در سایت سازمان بورس اوراق بهادار (www.rdis.ir) و اطلاعات سایت‌های (www.irportfolio.com) و (www.fipiran.org) مغایرت‌گیری به‌عمل آمد.

۵. تحلیل داده‌ها

در این پژوهش، رابطهٔ رقابت بازار محصول و نقدشوندگی سهام شرکت‌ها، از یک سو، در میان شرکت‌های مختلف و از سوی دیگر، در دورهٔ زمانی ۱۳۸۳ ـ ۱۳۸۸ بررسی می‌شود. بنابراین، در این بررسی، از تجزیه‌وتحلیل "داده‌های ترکیبی" استفاده خواهد شد [۷]. در ابتدا به بررسی ایستایی یا پایایی متغیرهای وابسته و کنترل پژوهش پرداخته شد. پارامترهای (گشتاورهای) مربوط به متغیرهای هر مدل اعم از مستقل و وابسته باید در طول زمان در یک مدل رگرسیونی از نوع سری زمانی ثابت باشند که برای تعیین ایستایی (پایایی) متغیرهای مدل از آزمون ریشه واحد فیلیپس پرون استفاده می‌شود [۲]. براساس آزمون ریشهٔ واحد فلیپس پرون، چون مقدار P-Value کمتر از ۵٪ بوده است، کل متغیرهای وابسته و کنترل پژوهش در طی دوره پژوهش در سطح پایا بوده‌اند. این بدان معنی‌است که میانگین و واریانس متغیرها در طول زمان و کوواریانس متغیرها بین سال‌های مختلف ثابت بوده است. درنتیجه استفاده از این متغیرها در مدل باعث به‌وجود آمدن رگرسیون کاذب نمی‌شود. جدول ۱ خلاصهٔ این اطلاعات را نشان می‌دهد.

جدول ۱. نتایج آزمون فیلیپس پرون

متغیر	آماره χ^2	سطح معناداری	متغیر	آماره χ^2	سطح معناداری
$LNNUMTRA_{it}$	۲۹۳/۵۹۷	۰/۰۰۰۰	$LERNER_{it}$	۲۲۷/۷۶۰	۰/۰۰۷۰
$LNDOLLVOI_{it}$	۳۳۱/۲۵۰	۰/۰۰۰۰	$INVPRICE_{it}$	۳۳۹/۸۳۶	۰/۰۰۰۰
$LNFLOW_{it}$	۳۳۶/۷۹۲	۰/۰۰۰۰	$LNSIZE_{it}$	۴۳۰/۷۷۱	۰/۰۰۰۰
$LNAMIVEST_{it}$	۴۲۷/۲۲۳	۰/۰۰۰۰	$VOLATILITY_{it}$	۵۱۹/۵۴۹	۰/۰۰۰۰
HHI_{it}	۲۸۰/۴۰۲	۰/۰۰۰۰			

در مرحلهٔ بعد آزمون بروش پاگان (۱۹۸۰) انجام شد. هدف از انجام این آزمون تعیین وجود یا عدم وجود اثر تصادفی در داده‌ها است [۷]. نتایج حاصل از این آزمون که در جدول شماره ۲ آورده شده است حاکی از رد فرض صفر و لزوم استفاده از روش اثرات تصادفی برای هر یک از فرضیه‌های ۱ تا ۸ می‌باشد.

جدول۲. نتایج آزمون بروش پاگان

فرضیه	آماره	سطح معناداری	فرضیه	آماره	سطح معناداری
۱	۲۱/۲۵	۰/۰۰۰۰	۵	۱۹/۲۲	۰/۰۰۰۱
۲	۴۵۸/۰۶	۰/۰۰۰۰	۶	۴۶۰/۵۳	۰/۰۰۰۰
۳	۱۵۹/۳۴	۰/۰۰۰۰	۷	۱۵۴/۱۰	۰/۰۰۰۰
۴	۲۴۲/۹۵	۰/۰۰۰۰	۸	۲۳۸/۱۵	۰/۰۰۰۰

سپس، آزمون چاو (۱۹۶۰) به‌منظور انتخاب از بین روش داده‌های تلفیقی و روش اثرات ثابت انجام شده است [۷]. نتایج حاصل از این آزمون که در جدول ۳ برای فرضیات ۱ تا ۴ پژوهش و در جدول ۴ برای فرضیات ۵ تا ۸ آورده شده است بیانگر رد فرضیهٔ صفر و لزوم استفاده از روش اثرات ثابت برای تمامی فرضیه‌های پژوهش می‌باشد.

جدول۳. نتایج آزمون چاو

فرضیه	آماره F	سطح معناداری
۱	F(۸۸, ۴۴۱) = ۲/۸۷۸۲۹۴	۰/۰۰۰۰
۲	F(۸۸,۴۴۱) = ۱۱/۶۸۰۱۰۹	۰/۰۰۰۰
۳	F(۸۸,۴۴۱) = ۵/۶۱۱۰۱۴	۰/۰۰۰۰
۴	F(۸۸, ۴۴۱) = ۶/۹۰۵۸۰۴	۰/۰۰۰۰

جدول۴. نتایج آزمون چاو

فرضیه	آماره F	سطح معناداری
۵	F(۸۸, ۴۴۱) = ۲/۷۹۸۷۳۶	۰/۰۰۰۰
۶	F(۸۸, ۴۴۱) = ۱۲/۱۸۶۳۳۱	۰/۰۰۰۰
۷	F(۸۸, ۴۴۱) = ۵/۵۲۳۴۵۳	۰/۰۰۰۰
۸	F(۸۸, ۴۴۱) = ۶/۸۵۳۷۶۶	۰/۰۰۰۰

باتوجه به اینکه آزمون چاو وجود اثر ثابت و آزمون بروش پاگان نیز وجود اثر تصادفی را تأیید کرد، به‌منظور انتخاب از بین روش اثر ثابت و اثر تصادفی، آزمون هاسمن (۱۹۷۸) اجرا شد [۷]. نتایج به‌دست آمده از این آزمون که در جدول شماره ۵ آورده شده است بیانگر رد فرضیه صفر و انتخاب روش اثرات ثابت برای تمامی فرضیه‌های پژوهش می‌باشد.

جدول۵. نتایج آزمون هاسمن

فرضیه	آماره	سطح معناداری	فرضیه	آماره	سطح معناداری
۱	۶۴/۱۲۵۶۲۰	۰/۰۰۰۰	۵	۶۴/۶۴۹۷۵۷	۰/۰۰۰۰
۲	۳۵/۰۶۴۳۷۸	۰/۰۰۰۰	۶	۴۰/۴۸۷۵۰۹	۰/۰۰۰۰
۳	۵۸/۱۸۷۶۰۳	۰/۰۰۰۰	۷	۵۸/۴۱۴۷۰۹	۰/۰۰۰۰
۴	۴۶/۷۰۸۷۶۸	۰/۰۰۰۰	۸	۴۷/۷۲۹۳۴۳	۰/۰۰۰۰

بنابراین، جدول شماره ۶ نتایج برآورد مدل فرضیه‌های ۱ تا ۴ پژوهش را به روش اثرات ثابت نشان می‌دهد. جدول شماره ۷ نیز نشان‌دهندهٔ نتایج برآورد مدل فرضیه‌های ۵ تا ۸ به‌روش اثرات ثابت می‌باشد. اعداد داخل پرانتز نماینگر سطح معناداری ضرایب است.

جدول۶. نتایج برآورد الگو

	فرضیه ۱	فرضیه ۲	فرضیه ۳	فرضیه ٤
C	۲۰/۶۰۲۷۳ (۰/۰۰۰۰)	۷/۵۶۸۷۷۰ (۰/۰۰۰۱)	۱۸/۵۵۸۶۵ (۰/۰۰۰۰)	۱۸/۸۱۳۱۵ (۰/۰۰۰۰)
HHI_{it}	۷/۲۶۴۵۶۴ (۰/۲۱۹۰)	۱/۶۴۰۰۲۲ (۰/۵۹۸۹)	۷/۵۳۹۷۴۳ (۰/۱۲۶۳)	۷/۶۲۷۹۹۵ (۰/۲۲۸۸)
$INVPRICE_{it}$	−۶/۵۰۹۸۳۶ (۰/۰۰۰۰)	−۳/۷۰۶۸۴۳ (۰/۰۰۰۲)	−۴/۵۳۹۴۱۰ (۰/۰۰۰۰)	−۴/۹۱۳۸۷۷ (۰/۰۰۰۰)
$LNSIZE_{it}$	−۱/۰۳۴۷۲۰ (۰/۰۰۰۱)	−۰/۰۳۵۰۷۴ (۰/۸۰۱۲)	−۰/۶۵۲۶۶۹ (۰/۰۰۳۲)	−۰/۷۳۹۱۴۱ (۰/۰۰۹۳)
$VOLATILITY_{it}$	−۰/۸۰۸۷۶۲ (۰/۱۵۷۱)	−۰/۳۷۳۵۸۲ (۰/۲۱۵۶)	−۰/۸۵۵۹۷۲ (۰/۰۰۰۰)	−۱/۱۴۲۴۶۳ (۰/۰۶۲۶)
R^2	۰/۶۲۹۳۲۴	۰/۸۰۳۴۴۵	۰/۷۰۲۹۴۱	۰/۷۱۰۳۳۰
R^2 تعدیل شده	۰/۵۵۱۹۹۵	۰/۷۶۲۴۴۱	۰/۶۴۰۹۷۰	۰/۶۴۹۹۰۰
آماره F	۸/۱۳۸۲۳۹ (۰/۰۰۰۰۰)	۱۹/۵۹۴۰۱ (۰/۰۰۰۰۰۰)	۱۱/۳۴۲۹۸ (۰/۰۰۰۰۰)	۱۱/۷۵۴۶۱ (۰/۰۰۰۰۰)
D-W	۲/۰۲۱۳۸۶	۱/۸۶۶۱۶۲	۲/۰۰۸۰۵۲	۲/۰۴۸۶۶۴

جدول۷. نتایج برآورد الگو

	فرضیه ۵	فرضیه ٦	فرضیه ۷	فرضیه ۸
C	۲۱/۵۸۶۲۲ (۰/۰۰۰۰)	۷/۵۵۸۵۴۳ (۰/۰۰۰۰)	۱۹/۲۷۹۷۵ (۰/۰۰۰۰)	۱۹/۴۹۲۱۴ (۰/۰۰۰۰)
$LERNER_{it}$	۰/۰۹۵۷۸۷ (۰/۸۶۳۳)	۰/۸۴۲۷۹۸ (۰/۰۰۳۹)	۱/۱۵۸۸۵۲ (۰/۰۱۲۳)	۱/۳۵۱۱۱۶ (۰/۰۲۳۱)
$INVPRICE_{it}$	−۶/۳۳۴۳۹۳ (۰/۰۰۰۰)	−۱/۱۸۷۵۰۳ (۰/۰۰۱۷)	−۴/۱۲۰۸۳۵ (۰/۰۰۰۰)	−۴/۴۵۰۵۱۴ (۰/۰۰۰۰)
$LNSIZE_{it}$	−۱/۰۱۹۶۶۴ (۰/۰۰۰۱)	−۰/۰۳۳۹۸۴ (۰/۸۰۵۱۷)	−۰/۶۴۰۰۲۳ (۰/۰۰۳۶)	−۰/۷۲۶۸۴۹ (۰/۰۱۰۱)
$VOLATILITY_{it}$	−۰/۸۰۷۵۷۰ (۰/۱۵۸۴)	−۰/۳۷۶۲۳۴ (۰/۲۰۸۲)	−۰/۸۵۸۵۰۳ (۰/۷۰۷۰)	−۰/۸۵۵۹۷۲ (۰/۰۶۰۸)
R^2	۰/۶۲۸۰۷۵	۰/۸۰۷۰۱۰	۰/۷۰۵۵۸۳	۰/۷۱۲۷۶۱
R^2 تعدیل شده	۰/۵۵۰۴۸۵	۰/۷۶۶۷۴۹	۰/۶۴۴۱۶۲	۰/۶۵۲۸۳۸
آماره F	۸/۰۹۴۸۲۲ (۰/۰۰۰۰۰)	۲۰/۰۴۴۴۸ (۰/۰۰۰۰۰)	۱۱/۴۸۷۷۵ (۰/۰۰۰۰۰)	۱۱/۸۹۴۶۴ (۰/۰۰۰۰۰)
D-W	۲/۰۱۵۳۴۱	۱/۸۸۹۹۳۵	۲/۰۰۸۹۲۱	۲/۰۵۵۶۵۵

نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های ۱ تا ۴ بیانگر این است که رابطهٔ مثبت بین شاخص هرفیندال ـ هیرشمن با به‌ترتیب نسبت نقدشوندگی آمیوست، دفعات معاملات، ارزش معاملات و نسبت جریان وجود دارد. همچنین، نتایج حاصل از آزمون فرضیهٔ ۵ نشان می‌دهد که بین شاخص لرنر و نسبت نقدشوندگی آمیوست مثبت است. اما همان‌گونه که مشاهده می‌شود رابطهٔ بین به‌ترتیب شاخص هرفیندال ـ هیرشمن و شاخص لرنر با نقدشوندگی در هر یک از فرضیه‌های ۱ تا ۵ معنادار نیست. از این‌رو، فرضیه‌های ۱ تا ۵ پذیرفته نمی‌شوند. سهم پایین بخش خصوصی در شرکت‌های مورد مطالعه و همچنین کارا نبودن بورس اوراق بهادار تهران می‌تواند توجیهی برای عدم معناداری فرضیه‌های ۱ تا ۵ دانست. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های ۵ تا ۸ نیز بیانگر این است که رابطهٔ بین شاخص لرنر با به‌ترتیب دفعات معاملات، ارزش معاملات و نسبت جریان مثبت و در سطح ۵ درصد معنادار است. بنابراین، رابطهٔ بین به‌ترتیب شاخص هرفیندال ـ هیرشمن و شاخص لرنر با نقدشوندگی سهام مثبت است. اما این رابطه در فرضیه‌های ۱ تا ۵ معنادار نیست. وجود رابطهٔ مثبت بین قدرت بازار محصول و نقدشوندگی سهام، با پژوهش‌های کیل و همکاران [۱۴] و پرس [۱۶] سازگار است. افزون بر این، مدل‌های حاصل از تخمین فرضیه‌های پژوهش بیانگر این است که در فرضیه‌های ۱ تا ۸، رابطهٔ منفی معناداری بین معکوس قیمت سهام با نقدشوندگی سهام وجود دارد. این یافته با نتایج پژوهش‌های کیل و همکاران [۱۴] و اگروال [۵] سازگار است. وجود رابطهٔ منفی بین معکوس

قیمت سهام با نقدشوندگی حاکی از این است که در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، سهام‌هایی که قیمت بالاتری دارند از نقدشوندگی بیشتری برخوردار هستند. درخصوص تأثیر اندازه نیز چنین مشاهده می‌شود که رابطهٔ بین لگاریتم طبیعی کل دارایی‌ها با نقدشوندگی سهام در تمامی فرضیه‌های پژوهش به غیر از فرضیه‌های ۲ و ۶ منفی و معنادار است. این نتیجه با یافته‌های کیل و همکاران [۱۴] و اگروال [۵] ناسازگار است. رابطهٔ بین نوسان بازده با نقدشوندگی سهام در فرضیه‌های ۱ تا ۸ منفی و در برخی تا حدودی معنادار بوده و با پژوهش‌های کیل و همکاران [۱۴] و اگروال [۵] سازگار است.

٦. بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش‌های تجربی و تئوریکی اخیر بیانگر این است که قدرت بازار محصول موجب افزایش نقدشوندگی سهام شرکت‌ها می‌شود. از این‌رو، در این مقاله، به بررسی این مسئله پرداخته شد که آیا قدرت بازار محصول تأثیری بر نقدشوندگی سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران دارد؟ برای پاسخگویی به این سوال، نخست، شاخص هرفیندال ـ هیرشمن و شاخص لرنر به‌عنوان معیارهای سنجش قدرت بازار محصول در نظر گرفته شدند و برای اندازه‌گیری نقدشوندگی سهام، از معیارهای نقدشوندگی آمیوست، تعداد دفعات معاملات، ارزش معاملات و نسبت جریان استفاده شد. سپس، هشت فرضیهٔ پیرامون رابطهٔ بین قدرت بازار محصول و نقدشوندگی سهام مطرح و آزمون شد. یافته‌های پژوهش بیانگر وجود شواهدی دال بر وجود رابطهٔ مثبت بین قدرت بازار محصول با نقدشوندگی در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران می‌باشد. باتوجه به نقش نقدشوندگی در تأمین مالی از طریق سرمایهٔ سهام با هزینهٔ سرمایه پایین، یافته‌های این پژوهش مبنی بر اینکه قدرت بازار محصول باعث افزایش نقدشوندگی سهام می‌شود، نشان می‌دهد شرکت‌هایی که قدرت بازار محصول آن‌ها بیشتر است، ارزش بیشتری دارند.

در انجام این پژوهش، محدودیت‌هایی به‌شرح زیر وجود داشت:

۱. عدم دسترسی به اطلاعات فروش شرکت‌هایی که در بورس فعالیت نمی‌کنند.

۲. نبود تعداد زیادی طبقهٔ صنعت دارای بیشتر از ۱۰ شرکت طی دورهٔ مورد بررسی که درنتیجه، تعداد شرکت‌های مورد بررسی کاهش یافت.

در پایان، به پژوهشگران آتی توصیه می‌شود که برای اندازه‌گیری قدرت بازار محصول از معیار سهم بازار و برای اندازه‌گیری نقدشوندگی از معیارهای دیگری نظیر شکاف قیمت‌های پیشنهادی خرید و فروش و نسبت عدم نقدشوندگی آمیهود استفاده نمایند.

منابع

۱. رحمانی، علی. حسینی، سید علی و رضاپور، نرگس (۱۳۸۹). "رابطهٔ مالکیت نهادی و نقدشوندگی سهام در ایران"، بررسی‌های حسابداری و حسابرسی، ۱۷(۶۱)، تهران، ۳۹-۵۴.

۲. عباسی‌نژاد، حسین (۱۳۸۰). "اقتصادسنجی(مبانی و روش‌ها)". چاپ اول، تهران، انتشارات دانشگاه تهران.

۳. عبدالخلیق، رشاد و آجین کیا، بیپین (۱۳۷۹)، "پژوهش‌های تجربی در حسابداری: دیدگاه روش‌شناختی"، مترجم: نمازی، محمد، شیراز، انتشارات دانشگاه شیراز.

۴. نوبهار، نازنین (۱۳۸۸). "بررسی ارتباط بین نقدشوندگی و بازده سهام در بازار"، پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشکده مدیریت دانشگاه تهران.

5. Agarwal, P. (2008). Institutional Ownership and Stock Liquidity, *Working paper, Available at http://ssrn.com/.*

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

7. Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd Edition. Great Britain. John Wiley & Sons Ltd.

8. Booth, L. and Zhou, J. (2009). Market Power and Dividend Policy: a Risk-Based Perspective. *Available at http://ssrn.com/.*

9. Gaspar, J.M, & Massa, M. (2006). Idiosyncratic volatility and product market competition. *Journal of Business, 79,* 3125-3152.

10. Grullon, G., & Michaely, R. (2008). Corporate Payout Policy and Product Market Competition. Working paper, Cornell University.

11. Gujarati, N. D. (1995). *Basic Econometrics.* Furth edition, McGraw-Hill International Editions: Economic Series.

12. He, W. (2009). Agency Problems, Product Market Competition and Dividend Policy in Japan.

13. Irvine, P.J., & Pontiff, J. (2008). Idiosyncratic return volatility, cash flows, and product market competition. *Review of Financial Studies, 22,* 1149–1177.

14. Kale, J. R., & Loon, Y. C. (2011). Product Market Power and Stock Market Liquidity. *Journal of Financial Markets, 14,* 376-410.

15. Marciukaityte, D. and Park, J. C. (2009). Market Competition and Earnings Management. *Available at http://ssrn.com/.*

16. Peress, J. (2010). Product market competition, insider trading and stock market efficiency. *Journal of Finance, 65,* 1–43.

17. Rubin, A. (2007). Ownership level, ownership concentration and liquidity. *Journal of Financial Markets, 10,* 219–248.

18. Tookes, H.E. (2008). Information, trading, and product market interactions: cross-sectional implications of informed trading. *Journal of Finance, 63,* 379–413.

19. Wyss R. v. (2004). Measuring and Predicting Liquidity in the Stock Market, *Dissertation. Available at http://ssrn.com/.*