فصلنامه چشم انداز حسابداری و مدیریت
دوره ۴، شماره ۵۴، زمستان ۱۴۰۰(جلد پنجم)

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

چشم انداز حسابداری و مدیریت (دوره چهارم)
شماره ۵۴ / زمستان ۱۴۰۰ (جلد پنجم)/ صص ۱۱۱ -۱۲۵

بررسی تاثیر پاندمی کووید- ۱۹ بر کارایی مدیریت سرمایه در گردش در بورس اوراق بهادار

دکتر حمید رستمی جاز
استادیار گروه حسابداری، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران.
hamid.rostami1358@gmail.com
ابوذر پارسایی
دانشجوی دکتری حسابداری، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران.
parsahesabco@yahoo.com
محمد احمدنژاد
دانشجوی دکتری حسابداری، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران.
Divan.3star@gmail.com
سمیه حسام
دانشجوی دکتری حسابداری، واحد بندرعباس، دانشگاه آزاد اسلامی، بندرعباس، ایران. (نویسنده مسئول).
somayeh.hesam.90@gmail.com

چکیده

در این مقاله برای شناخت تاثیر پاندمی کووید-۱۹ بر کارایی مدیریت سرمایه در گردش در بورس اوراق بهادار، روش تحلیلی با استفاده از سناریو نویسی به کار گرفته شده است. به منظور برآورد مدل از داده‌های ماهیانه ۹۸ شرکت بورس اوراق بهادار ایران طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۵ که اطلاعات ۶ ماه اول سال ۱۴۰۰ با استفاده از مدل‌های سری زمانی پیش‌بینی شده و روش رگرسیون هم‌جمعی کانونی (CCR) بهره برده شده است. نتایج نشان داد، نقش اندک شاخص مالکیت سهام در شرایط عادی باعث تغییر در رشد سرمایه در گردش شده است، که در حالت وقوع بحران کووید-۱۹ این اثر به صورت پررنگ‌تر ظاهر شده است. این بدان معنی است که نرخ رشد از حد معمول در مواجهه با بحران بیشتر است. در واقع آسیب‌هایی که پاندمی کووید-۱۹ بر اقتصاد وارد می‌کند، از مجاری کاهش نرخ سرمایه‌گذاری منجر به کاهش تولید و در نهایت رشد اقتصادی خواهد شد. چنانچه، با افزایش روند سرمایه‌گذاری و مدیریت کارای سرمایه در گردش، روند تولید افزایش یافته است تا زیرساخت‌های جدید جوابگوی حجم تولید باشد. از این‌رو، استفاده از حمایت‌های دولت در کوتاه‌مدت به خصوص برای پاسخگویی به سرمایه‌گذاری‌های زودبازده پیشنهاد می‌شود. حمایت دولت از بخش‌های آسیب دیده در بازه زمانی شیوع بیماری امری لازم است. با توجه به نتایج حاصل از مطالعه، پیشنهاد می‌گردد که به تاثیر بحران‌های غیرقابل پیش‌بینی بر رشد بازار سرمایه توجه بیشتری مبذول گردد.

واژگان کلیدی: پاندمی کووید- ۱۹، مدیریت سرمایه در گردش، سرمایه‌گذاری، بورس.

مقدمه

در اواخر دسامبر ۲۰۱۹، نوع جدیدی از کرونا ویروس (coronavirus) به نام کووید-۱۹ (COVID-19) از ووهان چین گزارش شد. با گسترش بسیار سریع این بیماری در چین و پس از آن در سایر نقاط جهان، نگرانی و وحشت زیادی در بین مردم جهان به وجود آمد. سرعت بالای انتشار ویروس، عدم وجود واکسن و درمان اختصاصی قطعی موجب گردید تا کشورها با حجم وسیعی از افراد مبتلا و افزایش مرگ و میر مواجه شوند و چالش‌هایی در حوزه‌های مختلف بهداشتی، اقتصادی، سیاسی، اجتماعی و غیره ایجاد شود. به همین دلیل سازمان سلامت جهان طی اطلاعیه‌ای در سراسر جهان

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

وضعیت اضطراری اعلام کرد (تانگ[1] و همکاران). در ایران شیوع این ویروس، در تاریخ ۲۹ بهمن ۱۳۹۸ به طور رسمی اعلام شد. روند صعودی موارد ابتلا در اقصی نقاط ایران آغاز شد به طوری که در مدت زمانی کوتاه، همه استان‌های کشور ایران درگیر این بیماری شدند. ناشناخته بودن بیماری، نبود داروی موثر، عدم استفاده کارآمد از ظرفیت فناوری اطلاعات در مدیریت افکار عمومی و فقدان نگاه فرابخشی به مساله سلامت موجب ایجاد ترس و بروز واکنش هیجانی در جامعه گردید (دشمنگیر[2] و همکاران). در راستای کنترل شیوع این ویروس، کاهش حداکثری تعاملات اجتماعی غیرضروری انجام شد. لازمه این امر تعطیلی بسیاری از فعالیت‌های اقتصادی است. بخش‌های زیادی در ایران و جهان مانند تولید و اشتغال، بودجه، تجارت و بازار سرمایه تحت تاثیر قرار گرفته‌اند. بخش سرمایه یکی از نخستین بخش‌هایی است که تاثیر منفی زیادی پذیرفته و دچار خسارت جدی شده است. چنانچه محدود شدن سرمایه‌گذاری و تولید باعث کندتر شدن فعالیت‌های اقتصاد جهانی شده است. پس از آنکه ویروس کرونا به یک پاندمی تبدیل شد و بسیاری از کشورها درگیر آن شدند، اقتصاد جهانی دچار رکود بزرگی شده و روز به روز به گستره‌ی آن افزوده می شود. این رکود بزرگ بسیاری از ابعاد اقتصاد از جمله بازارهای کالا و خدمات، بازارهای مالی و پولی و بازار کار را تحت تاثیر قرار داده است. با توجه به بحران ایجاد شده، از نظر بسیاری از صاحب‌نظران و کارشناسان، شناسایی مسائل و چالش‌های ایجاد شده در بخش سرمایه کشور یکی از موارد مهم و ضروری به حساب می‌آید که برای جلوگیری از گسترش آسیب‌های فراگیر ناشی از آن باید تلاش همه جانبه‌ای را به کار بست و با ارائه راهبردها و راهکارهایی به منظور هدایت سیاست-گذاران و مجریان برای جلوگیری از گسترش آسیب‌های فراگیر ناشی از آن، گام برداشت. برای ارزیابی اثرات پاندمی کووید-۱۹ بر اقتصاد جهانی، می‌توان سناریوهای مختلفی را در نظر گرفت. این سناریوها را می‌توان براساس میزان و شدت مداخلات دولت‌ها برای جلوگیری از پاندمی ویروس کرونا و همچنین بر حسب سرعت و گستردگی پاندمی ویروس و داده‌های موجود در دنیا تعریف کرد. در این مطالعه تلاش خواهد شد تا برخی از زوایای موضوع برای ایجاد چالش فکری در این زمینه بررسی شود. بنابراین هدف این مطالعه، طرح اولیه‌ی موضوع چالش برانگیز تاثیر بحران کرونا بر کارایی مدیریت سرمایه درگردش در بورس اوراق بهادار است و به دنبال پاسخگویی به این پرسش است که کرونا و پروتکل‌های بهداشتی و درمانی آن، چه تاثیراتی بر کارایی مدیریت سرمایه درگردش خواهد گذاشت. از این رو، سوال اصلی که مقاله به دنبال پاسخ به آن است؛ این است که انتشار ویروس کرونا چه تاثیری بر مدیریت سرمایه درگردش گذاشته است؟ برای پاسخ به این پرسش، این مطالعه در سه بخش تنظیم شده است: در بخش اول به مبانی نظری و پیشینه پژوهش اشاره شده است. بخش دوم به ارائه الگوی مورد مطالعه و تحلیل نتایج تجربی حاصل از تخمین الگو پرداخته شده و در بخش چهارم نتیجه‌گیری مربوطه آمده است.

پیشینه پژوهش

نظر به اینکه تاکنون در ایران، پژوهشی مستقیماً در خصوص بررسی تأثیر پاندمی کووید- ۱۹ بر کارایی مدیریت سرمایه در گردش شرکت‌ها، انجام نشده است، در ادامه به ذکر پژوهش‌های خارجی پرداخته می‌شود؛ که تا حدودی با موضوع این پژوهش ارتباط دارند و در انتخاب متغیر کمک می‌کنند. آهارون و سیف[3] (۲۰۲۱) در پژوهشی به بررسی تاثیر مداخله دولت برای مهار گسترش کووید-۱۹[4] در کشورهای در حال ظهور بر عملکرد شاخص‌های سهام، مبادرت ورزیدند. در این پژوهش، از داده‌های مربوط به عملکرد ۲۵ شاخص بازار سرمایه بین‌المللی و داده‌هایی درباره تعطیلی‌ها، اقدامات اقتصادی

[1] Tang
[2] Doshmangir
[3] Aharon and Siev
[4] COVID-19

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

و بهداشتی اعمال‌شده استفاده شده است. به طور کلی نتایج این پژوهش بیانگر این است که محدودیت‌های دولت با بازده منفی بازار مرتبط است. همچنین، دلیل تأثیر نامطلوب پیش‌بینی‌شده برای اقتصاد، اثر نامطلوب در هنگام بسته شدن اقتصاد عنوان شده است. چنانچه، واکنش بازار به محرک‌های اقتصادی خفیف است، اما بسته به نوع مداخله اعمال شده، مانند اقدامات بهداشتی، متفاوت است. کمپین‌های عمومی ممکن است آگاهی عمومی را در مورد کووید-۱۹ افزایش دهند، اما می‌توانند ترس عمومی از همه‌گیری را افزایش دهند که در واکنش منفی در بازارهای سرمایه منعکس می‌شود.

بائو[1] و همکاران (۲۰۲۱)، در مطالعه خود در بازه زمانی سه ماهه اول سال ۲۰۲۰ مصادف با شیوع کووید-۱۹، به گرداوری شواهدی در ارتباط با نقش و رفتار سرمایه‌گذاران از این منظر که آیا اخبار مرتبط با کرونا و اطلاعیه‌های مرتبط با اقتصاد و قیمت‌گذاری بر ارزش پرتفوی سهام پزشکی در چین، هنگ‌کنگ، کره، ژاپن و ایالات متحده تأثیر دارد، پرداخته‌اند. به طور کلی نتایج بدست آمده، بیانگر وجود یک رابطه مثبت بین سرمایه‌گذاران نهادی و ارزش شرکت بوده و موید فرضیه نظارت کارامد است. نتایج پژوهش نشان داد که سرمایه‌گذاران در بازارهای مختلف رفتارهای متفاوتی دارند، در حالی‌که هدف اصلی آن‌ها سرمایه‌گذاری در سهام پزشکی است. احساسات منفی موجب شده است سرمایه-گذاران پرتفوی‌های پزشکی در بازارهای سهام مرتبط با چین ایجاد نمایند. مجموع اثرات بر پرتفوی سهام پزشکی پنج بازار مثبت و قابل توجه است، به این معنی که احساسات سرمایه‌گذاران خوش‌بینانه در صنعت پزشکی، نقش مهمی در پیشگیری از این بیماری بی‌سابقه داشته است. احساسات سرمایه‌گذار در کشورهای دیگر مثبت بوده است، به این معنی که وقتی چین در سه ماهه اول سال ۲۰۲۰ با شیوع کووید-۱۹ درگیر بود و شیوع این بیماری در آن زمان در خارج از چین منتشر نشده بود، ترس از این موضوع وجود داشت؛ اما تاثیر بیماری در سایر بازارهای سهام ظاهر نشده است. با این حال، تأثیرات مثبت و قابل توجهی بر سهام شرکت‌های تولید محصولات پزشکی و دارویی داشته است. به عبارت دیگر، احساسات مثبت سرمایه‌گذاران تاثیر قابل توجهی را در پرتفوی‌های پزشکی در بازارهای سهام مرتبط با چین ایجاد کرده است، در حالی که احساسات منفی سرمایه‌گذاران در بازارهای سهام غیر چینی برای تمام بازارها قابل توجه است.

جیائی[2] و همکاران (۲۰۲۱) در پژوهشی تأثیر کووید-۱۹ را بر سرمایه‌گذاری در چین براساس گزارش‌های مالی سه ماه با استفاده از روش تطبیق امتیاز گرایش و تخمین تفاوت‌ها وانعطاف‌پذیری مالی شرکت‌ها مورد بررسی قرار دادند. در طول شیوع بیماری، سرمایه‌گذاری توسط شرکت‌های دارای انعطاف‌پذیری نقدی بالا به طور قابل توجهی افزایش یافته است، که این فرضیه را تایید می‌کند که انعطاف‌پذیری نقدی در طول یک بحران موثر است و در تامین بودجه برای عملیات روزانه و سرمایه‌گذاری کمک می‌کند. در واقع، شرکت‌هایی که دارای ذخایر نقدی بالایی هستند، انعطاف‌پذیری بالایی از خود نشان داده‌اند و توانسته‌اند به برنامه‌های مخارج سرمایه‌ای اولیه خود ادامه دهند یا حتی مخارج سرمایه‌ای خود را افزایش دهند. نتایج تجربی شواهدی را ارائه کردند که نشان می‌دهد همه‌گیری کووید-۱۹ در چین تأثیر منفی بر شرکت‌های فهرست‌شده چینی داشته است. همچنین، نقش حیاتی ذخایر مالی انعطاف‌پذیر برای بقا و توسعه شرکت‌ها در طول بحران تایید شده است. چنانچه این شرکت‌ها پس از شیوع کووید-۱۹ توانستند سرمایه‌گذاری‌های خود را به میزان قابل توجهی افزایش دهند. در حالی‌که این رابطه منفی در شرکت‌های بزرگ دولتی شرقی چین بارزتر است.

شعیب و صدیقی[3] (۲۰۲۱) در پژوهش خود با عنوان "مدیریت سود و تعدیل نظری در الگوی عملکرد ساختار سرمایه" نقش مدیریت سود را در رابطه بین عملکرد شرکت و ساختار سرمایه با استفاده از داده‌های ۸۰۲ شرکت در کشورهای عضو توافق‌نامه تجاری آسیا و اقیانوسیه[4] مورد بررسی قرار دادند. در این مطالعه به جای استفاده از روش سنتی، تقسیم

[1] Bao
[2] Jiea
[3] Shoaib & Siddiqui
[4] APTA

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

مدیریت سود به اقلام تعهدی اختیاری و غیر اختیاری برای آزمایش تئوری‌های ساختار سرمایه توصیه شده است. یافته‌ها نشان داد که درغیاب مدیریت سود، رابطه بین ساختار سرمایه و عملکرد شرکت از تئوری مبادله پیروی می‌کند. افزون براین، نتایج با تئوری نمایندگی فقط از طریق مداخله مدیران از طریق مدیریت سود مطابقت دارد. چنانچه، در هند، رفتار فرصت طلبانه قابل توجهی در اقلام تعهدی اختیاری مشاهده شده است و مدیریت بر متغیر دستکاری عملکرد ساختار سرمایه به روش های فرصت طلبانه تمرکز داشته است. علاوه بر این، سود اختیاری بر پنهان کردن ناکارآمدی دارایی‌ها متمرکز است که از افزایش اجباری اندازه شرکت ناشی شده است.

یاروواوایا[1] و همکاران (۲۰۲۱) در تحقیقی با عنوان "کارایی سرمایه انسانی و عملکرد صندوق‌های سهام در طول همه-گیری کووید-۱۹" تاثیر کارایی سرمایه انسانی (HCE) را بر عملکرد صندوق‌های سهام در طول سه مرحله از همه‌گیری کووید-۱۹، با استفاده از داده‌های ۷۹۹ صندوق سرمایه‌گذاری مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند. یافته‌ها حاکی از آن بود، که در طول شیوع کووید-۱۹، صندوق‌های سهامی که در رتبه‌بندی HCE بالاتر بودند، از همتایان خود بهتر عمل کردند.

هابر[2] و همکاران (۲۰۲۱)، به بررسی شوک‌های بازار و رفتار سرمایه‌گذاری حرفه‌ای در زمان شیوع ویروس کووید-۱۹ پرداخته‌اند. بدین منظور، برای جداسازی تغییرات در ریسک‌پذیری از سایر عوامل، آزمایش‌های کنترل‌شده‌ای را با متخصصان مالی در دسامبر ۲۰۱۹ و مارس ۲۰۲۰ انجام شده است. با این فرض که، انتظارات قیمتی تغییر نکرده است نتایج بیانگر این است که، نسبت سرمایه‌گذاری‌های صورت گرفته در مارس ۲۰۲۰، ۱۲ درصد از میزان سرمایه‌گذاری انجام شده در دسامبر بوده است. از این‌رو، راه‌های مهار ریسک‌گریزی و تغییر در باور سرمایه‌گذاران جهت افزایش سرمایه‌گذاری پیشنهاد شده است.

پینیرو-چوزا[3] و همکاران (۲۰۲۱) به بررسی واکنش بازار سهام شرکت‌های داروسازی ایالات متحده به همه‌گیری کووید-۱۹ پرداخته‌اند. بدین منظور تأثیر شاخص بازار تکنولوژی، نوسانات بازار و عکس‌العمل سرمایه‌گذار بر سهام دو شرکت بیوداروییِ ایالات متحده بررسی شده است. نتایج نشان دهنده تأثیر نابرابر و متفاوت نوسانات بازار و احساسات بازار بر بازده هر دو شرکت بوده است. علاوه بر این، یک اثر مسری در طول دوره کووید-۱۹ بین هر دو شرکت و بازار فناوری مشاهده شده است. به طوری‌که، یافته‌ها بر اهمیت کاهش عدم اطمینان و ریسک در بازارهای سهام تأکید دارد. از این‌رو، پیشنهاد شده است دولت‌ها و سیاست‌گذاران کنترل کافی و دقیقی بر شاخص‌های کلان اقتصادی جهت تدوین سیاست‌هایی برای کاهش یا اجتناب از موقعیت‌های نوسان شدید اعمال نمایند. علاوه بر این تدوین، سیاست‌هایی برای تضمین ثبات بخش‌های مربوطه، مانند بخش‌های مرتبط با آب، انرژی یا کشاورزی، که کلید دستیابی به توسعه پایدار هستند، پیشنهاد شده است.

تیساوی[4] و همکاران (۲۰۲۱)، نوسانات و عدم نقدینگی بازار در طول شیوع کووید-۱۹ را با استفاده از شواهدی از بورس اوراق بهادار عربستان از طریق رویکردهای انسجام موجک مورد بررسی قرار داده‌اند. در این پژوهش به قدرت توضیحی نوسانات تحقق یافته بر عدم نقدشوندگی در بازار سهام عربستان سعودی در طول شیوع کووید-۱۹ پرداخته شده است. برای دستیابی به این هدف، از رویکردهای انسجام موجک به عنوان ابزارهای تجربی برای بررسی اثر ترکیبی نوسانات تحقق یافته و بحران کووید-۱۹ بر عدم نقدینگی بازار در فرکانس‌ها و طول زمان با در نظر گرفتن تعداد موارد آلوده در عربستان سعودی استفاده شده است. همچنین در این مطالعه از آزمون ARDL به عنوان یک مدل معیار استفاده شده است. نتایج حاکی از این است که، اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت قابل توجهی از نوسانات بازار بر عدم نقدشوندگی، به

[1] Yarovaya
[2] Huber
[3] Pineiro-Chousa
[4] Tissaoui

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

صورت همزمان و با تاخیر وجود داشته است. افزون بر این، ابزارهای تجزیه و تحلیل انسجام موجک بین نسبت نقدینگی و نوسانات واقعی در عربستان سعودی در تمام افق‌های زمانی بسیار برجسته است. چنانچه واکنش شاخص عدم نقدینگی بازار به تقویت در موارد تایید شده محلی (مثلا موارد تایید شده بین المللی) و نوسانات بازار سهام در افق‌های کوتاه و میانی قابل توجه بوده است.

سرمایه در گردش[1]

توسعه فعالیت‌های تجاری، توسعه کمی و کیفی «مدیریت مالی» را در پی داشته و به طبع این مدیریت را پیچیده کرده است. تداوم فعالیت‌های بنگاه‌های اقتصادی به میزان زیادی به مدیریت منابع کوتاه مدت آن‌ها وابسته است؛ زیرا فعالیت-های عملیاتی در دوره عادی عموما به سرمایه در گردش و مدیریت مطلوب آن بستگی دارد، به گونه‌ای که نتایج مورد انتظار تحقق یابد و امکان تداوم فعالیت در درازمدت فراهم گردد. بنابراین «سرمایه در گردش» از اقلام مهم دارایی‌های واحدها و بنگاه‌های اقتصادی محسوب می‌شود که در تصمیم‌های مالی، نقش زیادی را به خود اختصاص داده است. تعریف واژه سرمایه در گردش در متون حسابداری، دارایی‌های جاری منهای بدهی‌های جاری است و نشانگر میزان سرمایه‌گذاری شرکت در وجه نقد، اوراق بهادار قابل فروش، حساب‌های دریافتنی تجاری و موجودی مواد و کالا منهای بدهی‌های جاری است. برخی نویسندگان، سرمایه در گردش را به وسیله مجموع دارایی‌ها و بدهی‌های جاری معنی می‌کنند و اختلاف آن‌ها را به عنوان سرمایه در گردش خالص بیان می‌کنند. به عبارت دیگر، سرمایه در گردش خالص، معرف آن بخش از دارایی‌های جاری است که بر بدهی‌های جاری فزونی دارد و از طریق وام گیری درازمدت و حقوق صاحبان سرمایه، پشتیبانی شده است (شباهنگ، ۱۳۸۷). بنابراین در مدیریت سرمایه در گردش می‌توان با اتخاذ خط مشی‌های مناسب، حجم سرمایه‌گذاری بهینه در اقلام مختلف سرمایه در گردش را تعیین نمود. به طوری که از یکسو هزینه فرصت از دست رفته ناشی از افزایش بی‌رویه سرمایه‌گذاری در دارایی‌های جاری به حداقل رسد و از سوی دیگر از ایجاد اخلال در تولید و فروش و ریسک ناشی از ناتوانی پرداخت به موقع بدهی‌ها که به دلیل کمبود سرمایه‌گذاری در دارایی‌های جاری ایجاد می‌گردد، جلوگیری شود. از این‌رو، مدیریت سرمایه در گردش به دو دلیل صرفه‌جویی در زمان و توجه مداوم به روند دارایی‌ها و بدهی‌های تشکیل دهنده سرمایه در گردش و حساب‌های کنترل‌پذیر حائز اهمیت است (ستایش و همکاران، ۱۳۸۸). چنانچه، با توجه به این که بدهی‌های جاری منبع اصلی تامین مالی شرکت‌های کوچک را تشکیل می‌دهد، سطوح واقعی و مطلوب دارایی‌های جاری دستخوش تغییرات دائمی است. این وضع باعث می‌شود که درباره سطح مطلوب یا مورد انتظار دارایی‌های جاری، به صورت مستمر و روزانه تصمیماتی اتخاذ شود. که، اگر مدیریت سرمایه در گردش صحیح نباشد، احتمال دارد فروش و سود شرکت کاهش یابد و چه بسا شرکت در پرداخت به موقع دیون و تعهدات خود ناتوان بماند.

به طور مشخص، سرمایه‌گذاری در سرمایه در گردش با ایجاد توازن بین سودآوری و ریسک، مرتبط است. زیرا معمولاً تصمیماتی که سودآوری را افزایش می‌دهند منجر به افزایش ریسک می‌شوند و تصمیماتی که کاهش ریسک را مورد توجه قرار می‌دهند منجر به کاهش سودآوری بالقوه می‌شوند (تروئل و سولانو، ۲۰۰۷). لذا، مضمون اصلی مدیریت سرمایه در گردش، متاثر از تأثیر تصمیمات کوتاه‌مدت مدیریت مالی بر عملکرد شرکت است. که با توجه به اهمیت این تصمیمات، تئوری تأمین مالی شرکت به آرامی به سمت انتخاب یک سیاست مدیریت سرمایه در گردش کارا پیش رفته است (ادواردو و سی، ۲۰۰۲).

[1] Working Capital

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

بحران‌های مالی جهانی، نشانگر اهمیت مدیریت سرمایه در گردش برای شرکت‌ها در سطح بین‌المللی است. به طوری‌که، تصمیمات مدیریت مالی در زمینه ساختار سرمایه، بیمه سرمایه کوتاه مدت و بلند مدت، حفظ نقدینگی و پرداخت بدهی به عنوان یک تابع کلیدی در ایجاد مزیت‌های رقابتی موثر است (کاجاناندن و اکیودن، ۲۰۱۳). از این‌رو، تصمیم‌گیری در مدیریت سرمایه در گردش به عنوان یک اصل استراتژیک در بازار سرمایه در نظر گرفته شده است. علاوه بر این، مدیریت سرمایه در گردش به طور قابل توجهی تحت تأثیر درصد اعضای غیر موظف هیئت مدیره، ساختار مالکیت، پاداش هیئت مدیره، اندازه شرکت، رشد فروش شرکت و شیوه‌های صنعت است. افزون براین، درصد بالای مدیران غیرموظف هیئت مدیره شرکت، باعث عملکرد بهتر مدیریت سرمایه در گردش می‌شود؛ و پاداش زیاد مدیر عامل باعث عملکرد بهتر مدیریت سرمایه شرکت می‌شود (موساوای و همکاران، ۲۰۰۶).

روش‌شناسی پژوهش

فرضیه‌های پژوهش

با توجه به مطالب ارائه شده در بخش قبل و همچنین پاسخ به پرسش مطرح شده، فرضیه‌های پژوهش به صورت زیر بیان می‌گردد:

فرضیه اول: پاندمی کووید- ۱۹ دوره وصول مطالبات تاثیر دارد.

فرضیه دوم: پاندمی کووید- ۱۹ بر دوره تبدیل موجودی‌ها تاثیر دارد.

فرضیه سوم: پاندمی کووید- ۱۹ بر دوره بازپرداخت بدهی‌ها تاثیر دارد.

فرضیه چهارم: پاندمی کووید- ۱۹ بر بر چرخه تبدیل وجه نقد تاثیر دارد.

متغیرهای پژوهش و نحوه محاسبه آن‌ها

در این پژوهش تاثیر پاندمی کووید- ۱۹ بر مدیریت سرمایه در گردش، مورد بررسی قرار می‌گیرد. در کارهای تجربی اخیر برای بررسی کارایی مدیریت سرمایه در گردش، متغیرهای چرخه تبدیل وجه نقد، میانگین دوره وصول مطالبات، میانگین دوره تبدیل موجودی، میانگین دوره بازپرداخت بدهی و چرخه تبدیل وجه نقد به عنوان متغیر جایگزین در نظر گرفته شده است. چرخه تبدیل وجه نقد (CCC) فاصله زمانی بین انجام هزینه برای خرید مواد اولیه و وصول مبالغ کالاهای فروش رفته است. نسبت کمتر طول دوره تبدیل به نقد، نشان دهنده این است که شرکت وضعیت نقدینگی بهتری دارد. در پژوهش حاضر این متغیر از رابطه زیر محاسبه شده است (دلوف[1]، ۲۰۰۳):

دوره حساب‌های پرداختنی – دوره تبدیل موجودی+ دوره وصول مطالبات = چرخه تبدیل وجه نقد

میانگین دوره وصول مطالبات (DSO)، میانگین تعداد روزهای صرف شده برای وصول وجوه از مشتریان را نشان می-دهد. رقم بزرگ‌تر این متغیر، نشان دهنده سرمایه‌گذاری بیشتر در حساب‌های دریافتنی است. این متغیر از رابطه زیر محاسبه می‌شود (ستایش و همکاران، ۱۳۸۸).

۳۶۰ * (فروش /میانگین حساب‌های دریافتنی اول دوره و پایان دوره) = میانگین دوره وصول مطالبات

[1] Deloof

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

میانگین دوره تبدیل موجودی (DSI)، میانگین تعداد روزهایی است که موجودی به وسیله شرکت پردازش و به فروش می‌رسد. به عنوان یک قاعده کلی می‌توان گفت هر چه تعداد روزهای نگهداری کالا بیشتر باشد، نشان دهنده‌ی سرمایه-گذاری بیشتر در موجودی کالا است. این متغیر به صورت زیر محاسبه می‌شود (ستایش و همکاران، ۱۳۸۸).

۳۶۰* (بهای تمام شده کالای فروش رفته / میانگین موجودی پایان دوره و اول دوره) = دوره تبدیل موجودی‌ها

میانگین دوره بازپرداخت بدهی (DPO)، نشان دهنده‌ی مدت زمان بین ایجاد و تسویه بدهی‌ها است و هدف آن سنجش مدت زمان پرداخت بدهی ناشی از خرید نسیه است (رهنمای رودپشتی، زمردیان، ۱۳۸۶).

۳۶۰*(بهای تمام شده کالای فروش رفته / میانگین حساب‌های پرداختنی پایان دوره و اول دوره) = دوره‌ی بازپرداخت بدهی‌ها

در این مطالعه، متغیرهای اندازه شرکت، رشد فروش و نرخ بازده دارایی‌ها به عنوان متغیرهای کنترل در نظر گرفته شده است. اندازه شرکت (SIZE)، معیاری برای تعیین اندازه دارایی‌های شرکت است و برای محاسبه آن از لگاریتم طبیعی دارایی‌های شرکت استفاده شده است. رشد فروش (GROW)، از حاصل تقسیم تفاضل فروش سال جاری و فروش سال گذشته بر فروش سال گذشته قابل محاسبه است. نرخ بازده دارایی‌ها (ROA)، بیانگر کارایی استفاده از دارایی‌ها است و میزان سود به ازای هر واحد از وجوه سرمایه‌گذاری شده در شرکت را نشان می‌دهد (کریمی پور، ۱۳۹۰).

$$ROA \quad \frac{NI}{TA} \qquad TA(A): \text{کل دارایی‌ها} \qquad \mathbf{NI}: \text{سود خالص} \qquad (۱)$$

به دلیل نبود داده‌های آماری و متغیر مناسب، آثار پاندمی کووید- ۱۹ براساس دو سناریو مورد بررسی قرار می‌گیرد. در سناریو اول، برای دستیابی به هدف خود جهت بررسی تاثیر پاندمی کووید-۱۹، به اندازه‌گیری شاخص مالکیت سهام و سرمایه‌گذاری، با لحاظ رشد منفی پیش‌بینی شده برای تولید ناخالص داخلی کشور از طریق صندوق بین المللی پول پرداخته شده است. در سناریو دوم به بررسی شکست ساختاری در تعامل میان متغیرهای مورد نظر پرداخته شده است. چنانچه ثباتی در نتایج حاصل از دوره‌های مختلف یافت نشود بیانگر تاثیر کرونا ویروس بر کارایی مدیریت سرمایه درگردش است. مقدار DI شاخص مالکیت سهام و سرمایه‌گذاری است که درآن شکست ساختاری حادث شده است. مقدار سرمایه‌گذاری به صورت درونزا استخراج خواهد شد. D یک متغیر مجازی است به طوری که در ماه‌های وجود کرونا مقدار آن برابر یک و در غیر اینصورت برابر صفر خواهد بود. وجود نقطه شکست ساختاری تاییدی بر ارتباط بین مدیریت سرمایه در گردش و پاندمی کووید-۱۹ خواهد بود. با توجه به اینکه شیوع ویروس کرونا در ایران از ۲۹ بهمن ماه سال ۱۳۹۸ به طور رسمی اعلام شده است و تاثیر شوک‌های وارد بر متغیرهای اقتصادی به خصوص متغیرهای سمت تقاضا با وقفه اعمال و اثرگذاری، همراه است و از سوی دیگر، اطلاعات در ایران با تاخیر به روزرسانی می‌شود؛ با نظر کارشناسان و اساتید اقتصادسنجی، اطلاعات مربوط به سال ۱۴۰۰ پیش‌بینی شده است. شایان ذکر است که، شاخص‌های مورد استفاده دارای نقاط ضعف و قوت هستند و شاخص‌ها محاسبه شده توسط متغیرهای مجازی از نظر برخی صاحب-نظران به خوبی روابط بین متغیرها را نشان نمی‌دهد و به عنوان شاخص نمی‌توان به آن اطمینان کرد و نیاز به کمی کردن این پدیده و انتخاب شاخص مناسب برای آن است. از این‌رو، در این مطالعه به منظور پوشش دادن ایرادات وارده و نزدیک شدن به نتایج بهینه اطلاعات بروزرسانی شده و از سناریوهای مکمل استفاده شده است. بنابراین، دلیل پیش‌بینی داده‌ها برای سال ۱۴۰۰ سازگاری روند آن با اطلاعات موجود و بررسی تاثیر شکست ساختاری ناشی از پاندمی کووید-۱۹ است. همچنین، با توجه به این‌که با استفاده از روش‌های اقتصادسنجی در پیش‌بینی متغیرها، بخشی از اطلاعات به دلیل اعمال وقفه از بین می‌رود، برای پیش‌بینی داده‌های مورد نیاز در مطالعه، که شامل اطلاعات ۶ ماه اول سال ۱۴۰۰ است؛ از داده‌های ماهیانه سال‌های ۱۳۹۹-۱۳۹۳ استفاده شده است. بدین منظور، از مدل سری‌زمانی ARMA(1,2) بهره برده شده و در مرحله بعد به منظور تخمین مدل از داده‌های ماهیانه‌ی ۹۸ شرکت بورس اوراق بهادار جمهوری اسلامی ایران،

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

طی سال‌های ۱۴۰۰-۱۳۹۵ استفاده شده است. در فرآیند تهیه، اصلاح، آماده‌سازی و پردازش داده‌ها از نرم افزار اکسل و ایویوز استفاده گردیده است. از طریق معادلات زیر رابطه بین متغیرهای مستقل و وابسته تبیین شده است.

$$DSO= \alpha+ \beta1INSTit+ \beta2SBit+ \beta3AMBit+ \beta4ROAit+ \beta5size+ \beta6GROWit+ \beta7DI+\mu it \quad (۲)$$

$$DSI= \alpha+ \beta1INSTit+ \beta2SBit+ \beta3AMBit+ \beta4ROAit+ \beta5size+ \beta6GROWit+ \beta7DI+\mu it \quad (۳)$$

$$DPO= \alpha+ \beta1INSTit+ \beta2SBit+ \beta3AMBit+ \beta4ROAit+ \beta5size+ \beta6GROWit+ \beta7DI+\mu it \quad (۴)$$

$$CCC= \alpha+ \beta1INSTit+ \beta2SBit+ \beta3AMBit+ \beta4ROAit+ \beta5size+ \beta6GROWit+ \beta7DI+\mu it \quad (۵)$$

$$DSO= \alpha+ \beta1INSTit+ \beta2SBit+ \beta3AMBit+ \beta4ROAit+ \beta5size+ \beta6GROWit+ \beta7DI+\mu it \quad (۶)$$

$$DSI= \alpha+ \beta1INSTit+ \beta2SBit+ \beta3AMBit+ \beta4ROAit+ \beta5size+ \beta6GROWit+ \beta7DI+\mu it \quad (۷)$$

$$DPO= \alpha+ \beta1INSTit+ \beta2SBit+ \beta3AMBit+ \beta4ROAit+ \beta5size+ \beta6GROWit+ \beta7DI+\mu it \quad (۸)$$

$$CCC= \alpha+ \beta1INSTit+ \beta2SBit+ \beta3AMBit+ \beta4ROAit+ \beta5size+ \beta6GROWit+ \beta7DI+\mu it \quad (۹)$$

شایان ذکر است که مدل‌های ۲الی ۵، جهت بررسی سناریو اول و مدل‌های ۶ الی ۹ جهت بررسی سناریو دوم مورد استفاده قرار گرفته است.

INST: برابر درصد مالکیت سهامداران نهادی شرکت i در زمان t.

AMB: درصد اعضای غیرموظف.

ROA: نرخ بازده دارایی‌ها.

II : شاخص مالکیت سهام.

DI: متغیر مجازی.

SB: اندازه هیئت مدیره.

SIZE: اندازه شرکت.

GROW: رشد فروش.

DSO: دوره وصول مطالبات.

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

یافته‌های پژوهش

روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی، مبتنی بر فروض مانایی متغیرهای مورد مطالعه است؛ به این دلیل که امکان ساختگی بودن برآورد با متغیرهای نامانا وجود دارد و استناد به نتایج چنین برآوردهایی به نتایج گمراه کننده‌ای منجر خواهد شد. از این رو، قبل از استفاده از متغیرها لازم است نسبت به مانایی آن‌ها اطمینان حاصل کرد. به منظور بررسی مانایی متغیرها، روش‌های متعددی وجود دارد که روش دیکی فولر تعمیم یافته (ADF) از عمومیت بیشتری نسبت به روش‌های دیگر برخوردار است و در مواردی که شکست ساختاری در فرایند داده‌ها وجود دارد، ممکن است آزمون ADF با ارائه نتیجه اشتباه، سری مانا را نامانا جلوه دهد. از این‌رو، به منظور افزایش دقت نتایج تحقیق از روش کوایتکوسکی، فیلیپس، اشمیت و شین (KPSS)[1] برای آزمون مانایی متغیرها استفاده شده است. در ازمون KPSS به منظور افزایش توان آزمون، نسبت به آزمون ADF[2]، فرضیه H_0 به صورت مانایی سری زمانی در نظر گرفته شده است. در واقع، این روش مبتنی بر، رگرسیون پسماندهای حاصل از تخمین OLS سری Y_t بر X'_t می باشد (ازدومر[3] و ۲۰۱۵).

$$Y_t = X'_t + \varepsilon_t \qquad (۱۰)$$

تابع آزمون ارائه شده توسط KPSS از نوع LM[4] می باشد و دارای توزیع کای دو است:

$$LM = \frac{\sum_t S(t)^2}{(T^2 f_0)} \qquad \text{where} \qquad S(t) = \sum_{i=1}^{t} e_i \qquad (۱۱)$$

که در آن، e_i باقیمانده معادله دیکی فولر می باشد. نتایج این آزمون، با فرض وجود متغیرهای عرض از مبدا، عرض از مبدا و روند زمانی و به تفکیک سطح و اولین تفاضل، در جدول شماره (۱) ارائه شده است. با توجه به مقدار آماره آزمون KPSS و مقدار بحرانی این آزمون در سطح ۵ درصد، بیانگر این است که، در هر دو حالت C و C &T، کلیه متغیرها در سطح نامانا هستند. اما با یک بار تفاضل‌گیری به صورت مانا درآمده‌اند؛ بنابراین، کلیه متغیرها از درجه مانایی واحد یعنی I(1) برخوردارند.

جدول (۱): نتایج آزمون مانایی

متغیر	سطح		اولین تفاضل		درجه مانایی
	عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند	عرض از مبدا	با عرض از مبدا و روند	
DSO	۰.۶۹۹	۰.۱۱۱	۰.۰۵۲	۰.۰۴۷	I (۱)
DSI	۰.۷۲۲	۰.۲۰۶	۰.۵۰۱	۰.۱۰۸	I (۱)
DPO	۰.۸۸۳	۰.۳۸۲	۰.۳۱۷	۰.۱۸۲	I (۱)
CCC	۰.۷۱۶	۰.۱۳۲	۰.۰۸۸	۰.۰۸۹	I (۱)
JINST	۰.۵۲۵	۰.۳۳۶	۰.۲۲۱	۰.۲۰۲	I (۱)
SIZE	۰.۷۵۱	۰.۱۵۲	۰.۰۱۸	۰.۰۰۹	I (۱)
AMB	۰.۸۵۳	۰.۲۵۵	۰.۱۳۳	۰.۱۲۲	I (۱)

[1] Kwiatkowski-Phillips-Schmit-Shin
[2] Augmented Dicky-Fuller
[3] ozdamar
[4] Lagrange Multiplier

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

SB	۰.۵۰۱	۰.۲۲۱	۰.۱۱۷	۰.۱۱۸	I (۱)
ROA	۰.۷۲۲	۰.۲۴۹	۰.۳۰۱	۰.۲۲۱	I (۱)
GROW	۰.۶۴۳	۰.۳۵۲	۰.۳۱۷	۰.۲۴۳	I (۱)
II	۰.۵۸۸	۰.۱۰۵	۰.۱۱۲	۰.۱۱۰	I (۱)
DI	۰.۵۳۶	۰.۱۸۴	۰.۳۹۲	۰.۱۸۴	I (۱)
مقدار بحرانی آزمون در سطح ۵ درصد، با عرض از مبدا، برابر با ۰.۴۷۱ و با عرض از مبدا و روند زمانی، برابر با ۰.۱۵۲است.					

با توجه به ناماناییی کلیه متغیرها، گام بعدی، بررسی هم جمعی و وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای دو مدل تخمینی است. به این منظور، از دو آزمون هم جمعی پارک[1] (۱۹۹۲) و یوهانسن و یوسلیوس[2] (۱۹۹۰) استفاده شده است. در آزمون پارک، بررسی هم جمعی با توجه به پسماندهای به دست آمده از برآورد مدل های تحقیق به روش CCR اجرا می شود. یکی از ویژگی های این آزمون، استفاده از توزیع کای دو است که نسبت به سایر آزمون‌ها توان بیشتری دارد. فرضیه صفر در آزمون هم جمعی پارک، وجود هم جمعی است. نتایج این آزمون با توجه به نوع مدل و شاخص انتخاب شده برای بررسی و تحلیل اثر پاندمی کووید- ۱۹ بر کارایی مدیریت سرمایه درگردش در جدول (۲) آمده و براساس نتایج این جدول فرضیه صفر مبنی بر وجود هم جمعی، رد نشده است.

جدول (۲): آزمون هم جمعی پارک

	روابط ۱				روابط ۲			
متغیر وابسته مدل	DSO	DSI	DPO	CCC	DSO	DSI	DPO	CCC
آماره کای دو	۱.۴۲	۱.۰۳	۱.۱۷	۱.۸۷	۱.۴۹	۱.۲۱	۱.۶۴	۱.۸۷
P-value	۰.۵۹	۰.۵۷	۰.۶۹	۰.۷۲	۰.۵۵	۰.۸۲	۰.۶۴	۰.۷۰

در مرحله بعد با استفاده از روش یوهانسن و یوسلیوس، به بررسی هم جمعی بین متغیرهای هر دو گروه روابط پرداخته شده است. چنانچه با استفاده از آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر، تعداد بردارهای هم انباشت کننده (هم جمع) (R) مشخص می‌گردد. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۳) آمده است. با توجه به نتایج آزمون‌های اثر و بزرگ‌ترین مقدار ویژه، وجود حداقل یک بردار هم انباشتگی در سطح ۵ درصد تایید می‌شود؛ چرا که، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم جمعی، در هر دو آزمون، با توجه به بزرگ‌تر بودن آماره این آزمون‌ها از مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد، رد شده است.

جدول (۳): آزمون همجمعی یوهانسن

	متغیر وابسته مدل	DSO	DSI	DPO	CCC
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد آزمون حداکثر مقدار ویژه[3]	روابط ۱	۵۹.۹۸	۷۵.۵۲	۷۰.۰۳	۸۴.۱۶
	روابط ۲	۶۸.۸۸	۶۲.۲۳	۶۸.۱۱	۸۳.۴۲
آماره آزمون H_0 R=0 H_1 R=1	روابط ۱	۱۴۴.۰۱	۱۵۲.۲۲	۱۳۸.۰۷	۱۲۵.۵۸
	روابط ۲	۱۷۴.۷۳	۱۵۵.۳۱	۱۳۹.۲۳	۱۲۸.۰۱
مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد آماره اثر[4]	روابط ۱	۱۷۱.۰۲	۱۵۸.۱۹	۱۶۶.۶۷	۱۴۹.۹۸
	روابط ۲	۱۴۸.۸۸	۱۶۳.۷۷	۱۷۲.۲۸	۱۵۹.۹۹
آماره آزمون H_0 R=0 H_1 R ≥ 1	روابط ۱	۳۸۷.۴۰	۳۷۶.۳۱	۴۲۱.۳۵	۳۹۶.۶۶
	روابط ۲	۳۵۶.۶۵	۳۵۵.۴۹	۳۹۸.۴۸	۳۸۷.۲۱

[1] Park
[2] Johansen and Juselius
[3] Maximum Eigenvalue
[4] Trace

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

پس از اطمینان از برقراری فروض کلاسیک، می‌توان با توجه به اثبات رابطه بلندمدت قوی بین متغیرهای مدل، بدون نگرانی از بروز رگرسیون کاذب، این مدل‌ها را برآورد کرد. لازم به ذکر است که مدل‌ها در دو سناریو بررسی می‌شود. نتایج برآورد این مدل‌ها با استفاده از روش رگرسیون هم جمعی کانونی[1] (CCR) در جدول ۴ آمده است.

جدول (۴): نتایج برآورد مدل به روش CCR

متغیر وابسته مدل	ضریب برآوردی سطح احتمال							
	روابط ۱				روابط ۲			
	DSO	DSI	DPO	CCC	DSO	DSI	DPO	CCC
c	−۱۵.۴۲ ۰.۰۰۰	۰.۹۸۸ ۰.۰۰۷	۱۸.۹۹ ۰.۰۵	−۷.۵۹ ۰.۰۰۰	−۱۴.۹۸ ۰.۰۰۲	۱.۰۱ ۰.۰۲	۶۹.۰۱ ۰.۰۰۰	۰.۳۱۷ ۰.۰۰۰
INST	−۰.۲۱ ۰.۰۰۱	−۰.۱۸ ۰.۰۰۴	۸.۴۱ ۰.۰۰۰	−۰.۱۳ ۰.۰۰۰	−۰.۲۱ ۰.۰۰۰	−۰.۲۸ ۰.۰۰	۱۲.۰۴ ۰.۰۰۰	−۰.۲۸ ۰.۰۰۰
SIZE	−۰.۰۳ ۰.۰۰۲	۰.۰۹ ۰.۰۰	−۱۱.۵۶ ۰.۰۰۱	−۰.۲۴ ۰.۰۶	−۰.۰۲ ۰.۰۰۲	۱.۰۵ ۰.۰۰۱	−۷.۴۳ ۰.۰۰۱	۰.۱۸ ۰.۰۰۱
AMB	۰.۲۵ ۰.۰۰۵	۰.۲۰ ۰.۰۰۲	−۱.۹۲ ۰.۰۰۳	−۰.۲۵ ۰.۰۳	۰.۲۴ ۰.۰۰۴	۰.۳۷ ۰.۰۰۲	−۱.۰۴ ۰.۰۰۰	−۰.۱۲ ۰.۱۱
SB	−۰.۱۷ ۰.۰۰۰	−۰.۱۹ ۰.۰۰۰	−۲.۷۲ ۰.۱۰	−۰.۰۷ ۰.۰۱	−۰.۲۱ ۰.۰۰۰	−۰.۲۸ ۰.۰۰۰	−۳.۹۳ ۰.۱۲	−۰.۱۱ ۰.۰۰۰
ROA	−۰.۲۴ ۰.۰۰۲	۰.۲۵ ۰.۰۰۰	−۰.۳۷ ۰.۰۰۰	−۰.۲۲ ۰.۰۰۰	−۰.۲۸ ۰.۰۰۰	۱.۰۲ ۰.۰۸	−۰.۴۵ ۰.۰۰۰	−۰.۴۶ ۰.۰۰۰
GROW	−۰.۰۹ ۰.۰۰۰	−۰.۲۳ ۰.۰۹	−۱.۴۳ ۰.۰۰۰	−۰.۲۶ ۰.۰۲	−۰.۱۲ ۰.۰۰۱	−۲.۲۱ ۰.۰۰۰	−۰.۹۹ ۰.۰۰۰	−۱.۲۷ ۰.۰۰۰
II	−۰.۰۸ ۰.۰۰۲	−۰.۶۱ ۰.۰۰۰	۰.۷۸ ۰.۰۰۱	−۰.۱۴ ۰.۰۰۰	-	-	-	-
DI	-	-	-	-	۰.۲۲ ۰.۰۸	۰.۱۷ ۰.۰۰۰	۰.۸۰ ۰.۰۰۰	−۰.۵۸ ۰.۰۰۰
$R^2 = 0/99$		$AdiR^2 = 0/99$		$R^2 = 0.99$		$AdiR^2 = 0/99$		

بر اساس نتایج در مدل (۶) ضرایب برآوردی همه متغیرها به استثناء متغیر مجازی سرمایه‌گذاری در بحران کرونا، کمتر از ۰/۰۵ است که معنادار بودن ضرایب مذکور در مدل را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد ضرایب برآوردی متغیر شاخص مالکیت سهام در دوران بحران، به لحاظ آماری معنادار بوده و بیانگر وجود ارتباط متغیرهای مستقل با دوره وصول مطالبات است. بنابراین فرضیه اول را نمی‌توان رد کرد. ضریب مثبت متغیرشاخص سرمایه‌گذاری بیانگر ارتباط معکوس با دوره وصول مطالبات است. فرضیه فرعی (۱-۲) رد گردیده در این مدل ضریب تعیین R^2=۰/۹۹ بدست آمده است. یعنی، ۰.۹۹ درصد از تغییرات متغیر وابسته توسط متغیرهای مستقل و متغیرهای کنترلی قابل توضیح است. همان طور که در جدول مشاهده می‌شود، ضرایب برآوردی همه متغیرها در مدل (۳) به استثناء متغیر رشد فروش و در مدل (۷) متغیر نرخ بازده دارایی‌ها کمتر از ۰/۰۵ است که معنادار بودن ضرایب مذکور در مدل را نشان می‌دهد. نتایج حاصل از تخمین نشان می‌دهد ضرایب برآوردی متغیر مستقل شاخص سرمایه‌گذاری و متغیر مجازی سرمایه‌گذاری از لحاظ آماری معنادار بوده و بیانگر وجود ارتباط این متغیر با دوره تبدیل موجودی است. بنابراین، فرضیه

[1] Canonical Co-integration Regression

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

دوم پذیرفته می‌شود. ضریب منفی متغیر مستقل سرمایه‌گذاری بیانگر ارتباط معکوس این متغیر با دوره تبدیل موجودی است. همانگونه که از نتایج براورد شده در مدل (۴و۸) ملاحظه می‌شود، ضریب برآوردی تمامی متغیرها به استثناء اندازه هیئت مدیره کمتر از ۰/۰۵ است که معنادار بودن ضرایب مذکور در مدل را نشان می‌دهد. بنابراین، فرضیه سوم پذیرفته می‌شود. ضریب منفی متغیرهای کنترلی نرخ بازده دارایی و رشد فروش بیانگر ارتباط معکوس این متغیرها با دوره تبدیل موجودی است. همچنین ضریب مثبت متغیر مستقل درصد سهامداران نهادی و سرمایه‌گذاری بیانگر ارتباط مستقیم این متغیرها با دوره تبدیل موجودی است. همچنین، ضریب برآوردی تمامی متغیرها به استثناء متغیراندازه شرکت در مدل (۵) و ضریب متغیر درصد اعضای غیرموظف در مدل (۹) کمتر از ۰/۰۵ است که معنادار بودن ضرایب مورد بررسی در مدل-های مطالعه را نشان می‌دهد. بنابراین، فرضیه چهارم پذیرفته می‌شوند. ضریب مثبت متغیرهای مستقل اندازه شرکت و سرمایه‌گذاری بیانگر ارتباط مستقیم این متغیرها با چرخه تبدیل وجه نقد است.

براساس نتایج به دست آمده از جدول ۴، متغیر سرمایه‌گذاری در هر دو رابطه معنادار است، به این به معنا که افزایش سرمایه‌گذاری طی دوره مورد بررسی، تاثیر معناداری بر کارایی مدیریت سرمایه درگردش داشته است. شاید بتوان چنین تفسیر کرد که پاندمی کووید-۱۹ تاثیری بر اثر میزان تقاضای سرمایه‌گذاری نداشته است. ثبات ضریب مثبت شاخص سرمایه‌گذاری و متغیر مجازی سرمایه‌گذاری در هر دو حالت با در نظر گرفتن تاثیر پاندمی کووید-۱۹ نشان می‌دهد که در هر صورت، تاثیر سرمایه‌گذاری بر مدیریت سرمایه درگردش مثبت است. شاید بتوان این ارتباط را چنین توجیه کرد که در دوره مورد بررسی تولید کالاهای ضروری در سبد کالاهای مصرفی خانوار جز کالاهای کم کشش محسوب می‌شود و این قبیل کالاها، جزو کالاهای ضروری مردم هستند که ناگزیر تحت هر شرایطی مجبور به مصرف آن هستند، بنابراین پاندمی کرونا بر سرمایه درگردش شرکت‌های مورد مطالعه تاثیر منفی نداشته بلکه موجب رشد و بهبود آن شده است. نتایج حاصل از بررسی اثر سرمایه‌گذاری بر مدیریت سرمایه درگردش از آن است که اگر سرمایه‌گذاری به طور متوسط در حالت عادی یک درصد افزایش یابد، چرخه تبدیل وجوه نقد به میزان ۰.۱۴ درصد افزایش خواهد یافت. همچنین کشش چرخه تبدیل وجوه نقد به متغیر مجازی سرمایه‌گذاری در شرایط پاندمی کووید-۱۹ به میزان ۰.۵۸درصد می‌باشد که حاکی از اثر مثبت و معنادار سرمایه‌گذاری در دوران پاندمی کووید-۱۹ است. در توضیح این نتیجه می‌توان گفت که نقش اندک سرمایه‌گذاری در شرایط عادی باعث رشد سرمایه در گردش شده که در حالت وقوع بحران کووید-۱۹ این اثر به صورت پررنگ‌تر ظاهر می‌گردد. به عبارت دیگر، پاندمی کووید-۱۹ باعث کارامدی سرمایه در گردش شده که این موضوع به نوبه خود، نقش خود را در سرمایه‌گذاری در این بازار نشان داده است. که اثرات سرمایه‌گذاری در بازار سرمایه به واسطه اثرات کووید-۱۹ تقویت شده است.

نتیجه گیری

شناخت آثار پاندمی کووید-۱۹ بر مدیریت سرمایه در گردش، اهمیت زیادی برای ارائه راه حل‌های برون رفت از تله سرمایه‌گذاری و در نهایت رشد اقتصادی ایران دارد. در این مقاله برای شناخت تاثیر پاندمی کووید-۱۹ بر کارایی مدیریت سرمایه در گردش، روش تحلیلی با استفاده از سناریو نویسی به کار گرفته شده است. به این منظور از داده‌های ماهیانه ۹۸ شرکت بورس اوراق بهادار ایران طی سال های ۱۴۰۰- ۱۳۹۵ و روش برآورد رگرسیون هم جمعی کانونی (CCR) استفاده شده است. نتایج حاکی از این است که؛ سرمایه در گردش با فرض ثبات سایر شرایط در دو سناریو کم کشش است. ضریب بیشتر سرمایه‌گذاری در هر دو سناریو نسبت به حالت عدم وجود پاندمی، باعث افزایش کشش سرمایه‌گذاری شده است. براساس سناریوهای ارائه شده رابطه مثبت میان دو متغیر سرمایه‌گذاری و مدیریت سرمایه در گردش که در قالب چهار متغیر جایگزین بررسی شد، مورد تایید قرار گرفته است. در واقع آسیب‌هایی که ویروس کرونا بر اقتصاد وارد

www.jamv.ir
ISSN: 2645-4572

می‌کند از مجاری کاهش نرخ سرمایه‌گذاری منجر به کاهش تولید و در نهایت رشد اقتصادی خواهد شد. از سویی با افزایش روند تولید و تقاضا، روند تقاضا سرمایه‌گذاری افزایش یافته است تا زیرساخت‌های جدید جوابگوی حجم تولید باشد. با توجه به نتایج بین درصد شاخص سرمایه‌گذاری و چرخه تبدیل وجه نقد رابطه معکوس و معناداری وجود دارد یعنی افزایش در شاخص سرمایه‌گذاری، طول دوره تبدیل وجه نقد شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار را کاهش می‌دهد. این نتیجه بدین معناست که سهامداران نقش نظارتی فعالی را در جهت کاهش طول دوره تبدیل وجه نقد در شرکت ایفا می‌کنند. همچنین هیچ‌گونه ارتباط معناداری بین درصد اعضا غیرموظف و چرخه تبدیل وجه نقد در سطح اطمینان ۹۵ درصد وجود نداشته است. افزون بر این، نتایج حاکی از این است که بین نرخ بازده دارایی‌ها، درصد فروش و اندازه شرکت و چرخه تبدیل وجه نقد ارتباط منفی و بین درصد مالکیت نهادی و دوره وصول مطالبات رابطه منفی و معناداری وجود دارد. این نتیجه بدین معناست که سهامداران نهادی نقش نظارتی فعالی بر تصمیمات و فعالیت شرکت در جهت کاهش طول دوره وصول مطالبات اعمال می‌کنند و با افزایش درصد مالکیت نهادی سهام طول دوره وصول مطالبات کاهش می‌یابد. بین درصد مالکیت نهادی و دوره بازپرداخت بدهی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. این نتیجه بدین معناست که سهامداران نهادی نقش نظارتی فعالی بر تصمیمات و فعالیت شرکت در جهت کاهش طول دوره بازپرداخت بدهی اعمال می‌کنند و با افزایش درصد مالکیت نهادی سهام طول دوره بازپرداخت بدهی افزایش می‌یابد. بر اساس وجود رابطه منفی بین درصد سهامداران نهادی با چرخه تبدیل وجه نقد و دوره تبدیل موجودی و رابطه مثبت با دوره باز پرداخت بدهی که نشانگر این است که درصد بالای سهامداران نهادی در کاهش دوره تبدیل موجودی و چرخه تبدیل وجه نقد و افزایش دوره باز پرداخت بدهی و در نتیجه بهبود کارایی سرمایه در گردش موثر است. لذا به مدیریت شرکت‌ها توصیه می‌گردد که این مسئله را مورد توجه قرار داده و همچنین به سازمان بورس اوراق بهادار پیشنهاد می‌گردد در این زمینه تمهیداتی در نظر گیرند.

منابع

- ✓ رهنمای رودپشتی، فریدون، زمردیان، غلامرضا، (۱۳۸۶)، مجموعه مباحث مدیریت مالی، انتشارات شهر آشوب.
- ✓ شباهنگ، رضا، (۱۳۸۷)، مدیریت مالی، انتشارات سازمان حسابرسی، جلد اول و دوم.
- ✓ ستایش، محمد حسین، کاظم نژاد، مصطفی، ذوالفقاری، مهدی، (۱۳۸۸)، بررسی تأثیر مدیریت سرمایه در گردش بر سودآوری شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، فصلنامه مطالعات حسابداری، شماره ۲۳، ص ۴۳-۶۶.
- ✓ کریمی پور، ع، (۱۳۹۰)، بررسی تأثیر گزارشگری مالی محافظه‌کارانه بر ریسک ورشکستگی شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.
- ✓ Aharon, D. A. & Siev, S. (2021). COVID-19, government interventions and emerging capital markets performance. Research in International Business and Finance, 58, 101492.
- ✓ Bao, Q. & Lu, Z. (2021). Coronavirus (Covid-19) outbreak, investor sentiment, and medical. Pacific-Basin Finance Journal 65 (2021) 101463.
- ✓ Deloof. M (2003),"Does Working Capital Management Affect Profitability of Belgian Firms?" Journal of Business, Finance and Accounting, V. 30, N. 3-4, pp: 573-587.
- ✓ Doshmangir L, Mahbub Ahari A,Qolipour K, Azami-Aghdash S, Kalankesh L, Doshmangir P,et al. East Asia's Strategies for Effective Response to COVID-19: Lessons Learned for Iran. Management Strategies in Health System 2020; 4:370-373 (in Persian).

- ✓ Eduardo. M, Seay. S (2002),"Teaching Short Term Financial Management: a Classroom Exercise Linking Working Capital Management Efficiency to Firm Profitability", Journal of Accounting and Finance Research, V. 10, N. 2, pp. 60-65.
- ✓ Groenewegen, J., Hardeman, S. & Stam, E. (2021). Does COVID-19 state aid reach the right firms? COVID-19 stateaid, turnover expectations, uncertainty and management practices. Journal of Business Venturing Insights 16, e00262.
- ✓ Huber, C. Huber, J. & Kirchler,B. (2021). Market shocks and professionals' investment behavior – Evidence from the COVID-19 crash. Journal of Banking and Finance 133,106247.
- ✓ Jiea, J., Houb, J., Cangyua, W., & HaiYue, W. (2021). COVID-19 impact on ifrm investment Evidence from Chinese publicly listed ifrms. Journal of Asian Economics 75,101320.
- ✓ Kajananthan. R.a, Achchuthan. S. b (2013),"Corporate Governance Practices and Its Impact on Working Capital Management: Evidence from Sri Lanka", Journal of Finance and Accounting, V.4, N.3.
- ✓ Kim, Y.K., Poncelet, J. L., Min, G., Lee, J. & Yang, Y. (2021). COVID-19: Systemic risk and response management in the Republic of Korea, Progress in Disaster Science 12 (2021) 100200
- ✓ Moussawi. R, LaPlante. M, Kieschnick. R, Baranchuk. N (2006),"Corporate working capital management:Determinates and Consequences", [on line] Available:http:/www. 129.62. 162. 212/seminars/papers/ cwcm_current.pdf, 10-10-2012.
- ✓ Ozdamar, G. (2015). Factors affecting current account balance of Turkey: A survey with the co-integrating regression analysis. Journal of Business Economics & Finance, 4(4): 633-658.
- ✓ Pineiro-Chousa, J., Lopez-Cabarcos, A., Quinoa-Pineiro, L & Perez-Pico, A. M. (2021). US biopharmaceutical companies' stock market reaction to the COVID-19 pandemic. Understanding the concept of the paradoxical spiral' from a sustainability perspective Running title: Reaction of biopharmaceutical companies to COVID-19. Technological Forecasting & Social Change, 21365, S0040-1625(21)00796-4, https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.121365.
- ✓ Sharma, G. Kumar Tiwari, A. Talan, G. & Jain, M. (2021). Revisiting the sustainable versus conventional investment dilemma in COVID-19 times Deep. Energy Policy 156 (2021) 112467.
- ✓ Shoaib, A. & Siddiqui, M. A. (2021). Earnings management and theoretical adjustment in capital structure performance pattern: Evidence from APTA economies. http://www.elsevier.com/journals/borsa-istanbul-review/2214-8450
- ✓ Shuwaikh, F. & Dubocage, E. (2021). Access to the Corporate Investors' Complementary Resources: A Leverage for Innovation in Biotech Venture Capital-Backed Companies. Technological Forecasting & Social Change. https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.121374
- ✓ Tang PF, Hou ZY, Wu XB, et al. Expert consensus on management principles of orthopedic emergency in the epidemic of coronavirus disease 2019. Chinese Medical Journal 2020;133:1096-1098doi:10.1097/CM9.000000000810.
- ✓ Tejal Kanitkar, 2020, The COVID-19 lockdown in India: Impacts on the economy and the power sector,Global Transitions 2 (2020) 150-156.
- ✓ Tissaoui, K., Hkiri, B., Talbi, M., Alghassab, W. & Alfreahat, Kh. I. (2021). Market volatility and illiquidity during the COVID-19 outbreak:Evidence from the Saudi stock exchange through the wavelet coherence approaches. North American Journal of Economics and Finance, 58, 101521.
- ✓ Truel. P. J. G, Solano. P. M (2007),"Effects of Working Capital Management on SME Profitability", International Journal of Managerial Finance, Vol. 3, No. 2, pp. 164-177.

✓ Yarovaya, L., Mirza, N., Abaidi, J. & Hasnaoui, A. (2021). Human Capital efficiency and equity funds' performance during the COVID-19 pandemic. Nternational Review of Economics and Finance, 71,584–591.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی