فصلنامه علمی

سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم‌انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

۱۴ سال ۴، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۴ شاپا الکترونیکی: ۲۸۲۱-۱۷۴X

○ **برآورد شاخص نا اطمینانی بیماری کووید-۱۹ و تأثیر آن بر عملکرد سهام شرکت‌های فعال حوزه دارویی بورس اوراق بهادار تهران**
رامین امانی؛ عباس عصاری آرانی ۱-۳۸

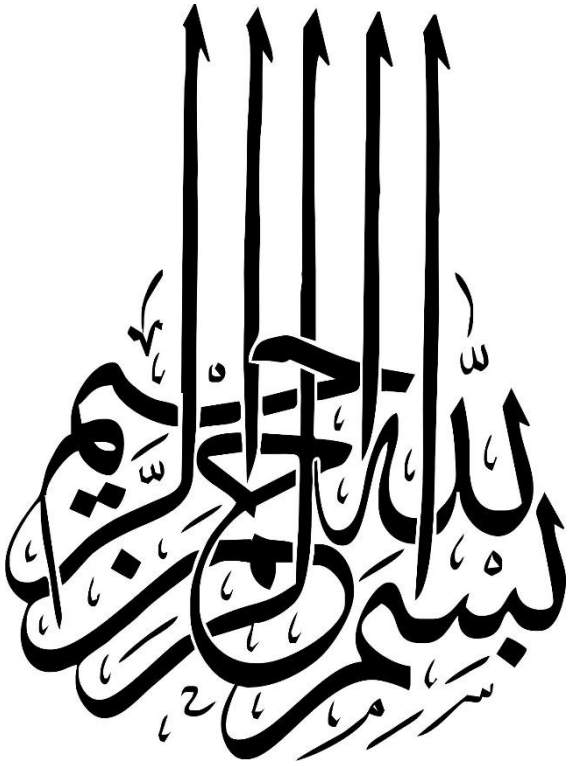
○ **منحنی فیلیپس و رفتار مصرف‌کننده برمبنای کالاهای گیفن و وبلن تحت تکانه پایه پولی**
محمد علی بگلی؛ نادر مهرگان؛ علیرضا عرفانی ۳۹-۶۱

○ **تأثیر قیمت حامل‌های انرژی، فلزات گران‌بها، بازارهای سهام و متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای گروه هفت(G7) بر بازار ارزهای دیجیتال**
شبنم زین‌الدینی؛ محمد شریف کریمی؛ آزاد خانزادی؛ علی فلاحتی ۶۳-۸۹

○ **اثرات آستانه‌ای نا اطمینانی اقتصادی بر سرمایه‌گذاری خارجی در کشورهای درحال‌توسعه**
مصطفی پور دهقان اردکان؛ سید علی‌رضا علوی باجگانی؛ سید یحیی ابطحی؛ محمدعلی دهقان تفتی ۹۱-۱۱۱

○ **تحلیل تأثیر نرخ ارز و اهرم مالی بر شکنندگی مالی شرکت‌ها: شواهد تجربی از ایران**
مهدیه رضاقلی‌زاده ۱۱۳-۱۳۸

○ **بیمه نفت‌کش‌ها توسط شرکت‌های بیمه: مطالعه تطبیقی ایران و جهان**
میرحسین موسوی؛ جلال دهنوی؛ اسماعیل صفرزاده؛ فاطمه عباس؛ فرید دهقانی ۱۳۹-۱۶۵


بسم الله الرحمن الرحيم

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

فصلنامهٔ علمی گروه علوم اقتصادی
دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان

عنوان اختصاری: JEPR
شاپای چاپی و الکترونیکی: 2821-174X
آغاز انتشار: خرداد ۱۴۰۱

موضوعات

پژوهش‌های اکادمیک مربوط به علوم اقتصادی،
سیاست‌ها و راهبردهای اقتصادی، رشد و توسعه اقتصادی، برنامه‌ریزی و توسعه پایدار،
اقتصاد رفتاری، اقتصاد نهادی، اقتصاد مالی و پولی، اقتصاد بین‌الملل، اقتصاد نوآوری، اقتصاد دیجیتال،
اقتصاد منابع و محیط زیست، اقتصاد انرژی، اقتصاد گردشگری، اقتصاد ورزش، اقتصاد سلامت، اقتصاد شهری و منطقه‌ای.

مجوز ارشاد: نشریه براساس مجوز شماره ثبت ۸۸۰۴۶ در تاریخ ۱۴۰۰/۰۳/۱۰ هیات نظارت بر مطبوعات وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی، مجوز انتشار و براساس آیین نامه کمسیون نشریات علمی وزارت علوم، تحقیقات و فناوری در سال ۱۴۰۱ اعتبار علمی دریافت نموده است.

رتبهٔ علمی در وزارت علوم: نشریه براساس آیین نامه نشریات علمی مصوب ۱۳۹۸/۰۲/۰۹ در ارزیابی سال ۱۴۰۳ نشریات وزارت علوم موفق به کسب **رتبه ب** شده است.

بسمه تعالی

جمهوری اسلامی ایران
وزارت علوم، تحقیقات و فناوری
معاونت پژوهش و فناوری
کمیسیون نشریات علمی

گواهی رتبه علمی

نشریه

سیاست ها و تحقیقات اقتصادی

با صاحب امتیازی **دانشگاه کردستان** بر اساس آیین‌نامه نشریات علمی مصوب ۱۳۹۸/۰۲/۰۹ در ارزیابی سال ۱۴۰۳، موفق به کسب رتبه **ب** شده است.

بی تردید تلاش دست اندرکاران آن نشریه سهم بسزایی در گسترش مرزهای دانش و ارتقای کیفی و کمی جایگاه علمی کشور خواهد داشت.

رتبه علمی

ب

بررسی صحت گواهی در :
JOURNALS.MSRT.IR

صمد نژاد ابراهیمی
مدیرکل دفتر سیاستگذاری و برنامه ریزی امور پژوهشی و دبیر کمیسیون نشریات علمی

مدیریت پژوهش علوی ایران
سامانه یکپارچه مدیریت اطلاعات پژوهشی و فناوری
MAPFA.MSRT.IR

راهنمای نویسندگان

به‌منظور تسریع در فرایند داوری، قبل از ارسال مقاله، فایل **راهنمای نگارش مقاله** را به‌دقت مطالعه و نکات آن را رعایت نمایید. لازم به ذکر است که در مرحله مرور اولیه، در صورت عدم رعایت موارد ذکر شده، مقاله به‌منظور اصلاح به نویسنده بازگردانده خواهد شد. همچنین، برای تسریع در بررسی و انتشار به‌موقع نشریه، لطفاً به نکات زیر توجه فرمایید:

- مقاله باید نتیجهٔ تحقیقات نویسنده (نویسندگان) باشد.
- موضوع مقاله در ارتباط با رشته اقتصاد و مرتبط با یکی از **موضوعات و محورهای** نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی باشد.
- لطفاً قبل از ارسال **اصول اخلاقی انتشار مقاله** را به طور دقیق مطالعه فرمایید. در صورت اثبات عدم رعایت موارد اخلاقی در نگارش مقاله، نشریه مقاله را رد خواهد کرد و طی یک نامه رسمی پرونده سرقت علمی به اشتراک گذاشته خواهد شد.
- ارسال مقاله تنها از طریق **سامانهٔ مجلهٔ** در سامانهٔ نشریات دانشگاه کردستان امکان‌پذیر است.
- پیگیری مقالات فقط از طریق سامانه و ایمیل نشریه قابل‌انجام است و از نویسندگان محترم استدعا می‌شود از تماس تلفنی خودداری نمایند.
- نویسندگانی که مقالات در دست بررسی دارند تا مشخص‌شدن نتیجه بررسی آن مقاله از ارسال مقالات جدید خودداری نمایند؛ لذا از هر نویسنده در هر سال، تنها یک مقاله بررسی و چاپ خواهد شد.
- نویسنده مسئول مکاتبات باید با مرتبه دانشگاهی (استادیار، دانشیار یا استاد) و از اعضای هیئت‌علمی باشد و مقاله با ایمیل سازمانی یا دانشگاهی ارسال شود.
- همه نویسندگان مقالات باید دارای **شناسه پژوهشگر** (ORCID) باشند.
- درصورتی‌که مقاله حامی مالی دارد، ذکر آن در بخش تقدیر و تشکر الزامی است.۳
- اگر مقاله ارسالی، مستخرج از پایان‌نامه، رساله و طرح پژوهشی است، نویسندگان محترم، حتماً به این موضوع در فایل اصلی مقاله در پاورقی و فرم تعارض منافع اشاره نمایند.
- برای مشابهت‌یابی مقالات از سامانه **مشابهت‌یاب سمیم نور** استفاده فرمایید؛ بدیهی است تعداد واژه‌ها در مقاله با تعداد واژه‌ها در گزارش مشابهت‌یابی تطبیق داده خواهد شد.
- در پایان هر منبع در فهرست منابع و مأخذ، شناسه DOI و آدرس اینترنتی هر منبع ارائه شود.
- جهت نگارش و تنظیم چکیده مبسوط انگلیسی حتماً از ویراستار انگلیسی موردتأیید استفاده کنید.
- ویراستار مجله در ویرایش ادبی و فنی مقاله بدون تغییر محتوای آن آزاد است.
- بررسی اولیه، داوری و انتشار مقاله در نشریه فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی رایگان است.
- در صورت عدم رعایت موارد ذکر شده در بخش راهنمای نویسندگان، مقاله پذیرفته نخواهد شد.

فایل‌های موردنیاز برای بارگذاری در سایت نشریه

جهت ارزیابی و داوری مقالات در فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی، در قسمت اضافه‌کردن فایل‌ها، باید فایل‌های زیر در سامانه بارگذاری شود. ضمناً جهت رعایت معیارها و حفظ وحدت رویه، از فرمت‌های آماده‌سازی شده جهت ارسال فایل‌ها موردنیاز استفاده نمایید (برای دریافت فایل‌ها روی عبارت دانلود کلیک کنید).

نکته مهم: مقاله را دقیقاً بر اساس راهنمای تدوین گفته شده در فایل راهنمای نگارش مقالات و شرایط و ضوابط انتشار مقاله (**دانلود فایل راهنما**) بر اساس فرمت نشریه تنظیم و ارسال کنید.

۱- **فایل الگوی نویسنده (دانلود):** فایل اصل مقاله همراه با نام نویسندگان و مطابق با راهنمای نویسندگان، در قالب فایل مایکروسافت ورد و براساس الگوی اصلی مقالات نشریه تنظیم گردد. در این راستا، متن‌های توضیحی موجود در الگوی اصلی باید حذف و با محتوای اصلی مقاله جایگزین شوند. همچنین چکیده مبسوط انگلیسی نیز در قالب همین فایل اصلی مقاله خواهد بود.

۲ - **فایل اصل مقاله:** همان فایل الگوی نویسنده است که باید بدون نام نویسندگان تنظیم و ارسال گردد. لذا در فایل الگوی نویسندگان فقط مشخصات نویسندگان و توضیحات تکمیلی در بخش فارسی و انگلیسی حذف و به عنوان فایل اصل مقاله ارسال شود .

۳ - **فایل گزارش مشابهت‌یابی مقاله (لینک):** باید شامل فایل اصلی مقاله مشابه‌یابی شده همراه با گواهی آن که مستقیماً از سامانه مشابهت‌یاب سمیم نور دریافت و ارسال شود.

۴ - **فرم تعهدنامه نویسندگان (دانلود):** تعهدنامه خود را دقیقاً بر اساس این فرمت تنظیم نمایید و باید به امضای همه نویسندگان رسیده باشد.

۵ - **فرم تعارض منافع (دانلود):** باید براساس این فرمت تنظیم و توسط نویسنده مسئول تکمیل و امضا شود.

۶ - **فرم مشخصات نویسندگان (دانلود):** باید مشخصات کامل و دقیق نویسندگان به ترتیب درج در مقاله بر روی این فایل بارگذاری شود.

پس از داوری مقاله، جهت پاسخ به داوران در خصوص انجام اصلاحات، می‌بایست فایل‌های زیر ارسال گردد:

۷ - **فایل اصل مقاله (تغییرات برجسته شده):** فایل اصلاحی شده مقاله اصلی بدون نام نویسندگان که در آن تغییرات (**های‌لایت**) برجسته شده است.

۸ - **فایل پاسخ به داوران (دانلود):** پاسخ به داوران بر اساس این الگو تنظیم و در آن نظر داوران به تفکیک درج و توضیح داده شده باشد.

۹ – **فایل‌های اضافه:** در صورت نیاز فایل‌های درخواستی تکمیلی داوران.

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

فصلنامهٔ علمی سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

سال چهارم، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۴، صفحات ۱ تا ۱۶۵

رتبه نشریه در وزارت علوم برای سال ۱۴۰۳: **ب**

صاحب امتیاز: **دانشگاه کردستان**

مدیر مسئول: **بختیار جواهری**

سردبیر: **پرویز محمدزاده**

جانشین سردبیر: **خالد احمدزاده**

کارشناس نشریه: **وحید عزیزی**

ویراستار انگلیسی: **رامین امانی**

ویراستار فنی و صفحه آرایی: **وحید عزیزی**

اعضای هیات تحریریه به ترتیب حروف الفبا

سید عزیز آرمن	استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
فتح اله تاری	استاد، گروه اقتصاد بازرگانی، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
اسفندیار جهانگرد	دانشیار، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران
فاتح حبیبی	دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
کیومرث سهیلی	استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران
سید کمال صادقی	استاد، گروه توسعهٔ اقتصادی و برنامه ریزی، دانشکدهٔ اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
عبدالله صوفی	استاد اقتصاد، دانشکده مدیریت کسب و کار، دانشگاه ویسکانسین پلاتویل.
حسن فرازمند	استاد گروه اقتصاد، دانشکدهٔ علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران
علی فقه مجیدی	دانشیار اقتصاد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
حامد قادرزاده	دانشیار، گروه اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
حسین قراملکی	استاد اقتصاد، دانشکده اقتصاد و علوم اداری، دانشگاه کارابوک، ترکیه
پرویز محمدزاده	استاد، گروه توسعه اقتصادی و برنامه ریزی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
تیمور محمدی	استاد، گروه اقتصاد نظری، دانشکده اقتصاد، دانشگاه علامه طباطبایی، تهران، ایران
زهرا نصراللهی	استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و حسابداری، دانشگاه یزد. یزد، ایران

پست الکترونیک نشریه: Jepr@uok.ac.ir **وب سایت نشریه:** www.jepr.uok.ac.ir

آدرس نشریه: ایران، کردستان، سنندج، بلوار پاسداران، دانشگاه کردستان، دانشکده علوم انسانی و احتماعی، گروه اقتصاد، دفتر نشریه

تلفن تماس در ساعات اداری: ۲۲۶۹ - ۰۸۷۳۳۶۶۴۶۰۰

حق نشر © ۲۰۲۲ نویسنده (گان). منتشر شده توسط گروه اقتصاد، دانشکده علوم‌انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان.
مقالات این نشریه با دسترسی آزاد است که تحت شرایط مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 4.0 توزیع شده است که استفاده، توزیع و تکثیر نامحدود در هر رسانه‌ای را مجاز می‌داند، مشروط بر اینکه به نویسنده و منبع اصلی استناد شود.

OPEN ACCESS

فهرست مقالات

برآورد شاخص نا اطمینانی بیماری کووید-۱۹ و تأثیر آن بر عملکرد سهام شرکت‌های فعال حوزه دارویی بورس اوراق بهادار تهران

رامین امانی؛ عباس عصاری آرانی ۱-۳۸

منحنی فیلیپس و رفتار مصرف‌کننده برمبنای کالاهای گیفن و وبلن تحت تکانه پایه پولی

محمد علی بگلی؛ نادر مهرگان؛ علیرضا عرفانی ۳۹-۶۱

تأثیر قیمت حامل‌های انرژی، فلزات گران‌بها، بازارهای سهام و متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای گروه هفت(G7) بر بازار ارزهای دیجیتال

شبنم زین‌الدینی؛ محمد شریف کریمی؛ آزاد خانزادی؛ علی فلاحتی ۶۳-۸۹

اثرات آستانه‌ای نا اطمینانی اقتصادی بر سرمایه‌گذاری خارجی در کشورهای درحال‌توسعه

مصطفی پور دهقان اردکان؛ سید علی‌رضا علوی باجگانی؛ سید یحیی ابطحی؛ محمدعلی دهقان تفتی ۹۱-۱۱۱

تحلیل تأثیر نرخ ارز و اهرم مالی بر شکنندگی مالی شرکت‌ها: شواهد تجربی از ایران

مهدیه رضاقلی‌زاده ۱۱۳-۱۳۸

بیمه نفت‌کش‌ها توسط شرکت‌های بیمه: مطالعه تطبیقی ایران و جهان

میرحسین موسوی؛ جلال دهنوی؛ اسماعیل صفرزاده؛ فاطمه عباس؛ فرید دهقانی ۱۳۹-۱۶۵

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی

نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

داوران این شماره به ترتیب حروف الفبا

خالد احمدزاده	دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.
رامین امانی	دانشجوی دکتری اقتصاد سلامت، گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.
فاتح حبیبی	دانشیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.
نسرین حضارمقدم	استادیار، گروه پژوهشی بیمه‌های اشخاص، پژوهشکده بیمه، بیمه مرکزی، تهران، ایران.
اسماء حمزه	دانشیار، گروه پژوهشی فناوری‌های نوین بیمه‌ای، پژوهشکده بیمه، بیمه مرکزی، تهران، ایران.
موسی خوشکلام خسروشاهی	دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران.
شهریار زروکی	دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.
اسماعیل صفرزاده	استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران.
صالح طاهری بازخانه	استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه گیلان، رشت، ایران.
ابوالقاسم گل خندان	دکتری اقتصاد بخش عمومی، گروه اقتصاد، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.
یونس گلی	دکتری اقتصاد، کارشناس اقتصادی اداره کل امور اقتصادی و دارایی استان کرمانشاه، کرمانشاه، ایران.
صلاح الدین منوچهری	استادیار، گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران.

Economic Policies and Research
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Journal Homepage: www.jepr.uok.ac.ir
ISSN Online: 2821-174X

Volume 4, Issue 2, Summer 2025, Page: 1-38 DOI: 10.22034/jepr.2025.142912.1225

Original Research Article

Measuring COVID-19 Uncertainty Index and Its Impact on the Performance of Pharmaceutical Companies in the Tehran Stock Exchange**

Ramin Amani[1], **Abbas Assari Arani***[2]

1. Ph.D. Candidate in Health Economics, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran
2. Associate Professor, Department of Economic Development and Planning, Faculty of Management and Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran

Received: 06 January 2025 *Accepted: 01 April 2025*

Abstract

This study has two primary aims: first, to estimate a COVID-19 uncertainty index, and second, to examine its impact on the stock index of pharmaceutical companies listed on the Tehran Stock Exchange, using weekly data from April 2020 to July 2023. A GARCH model is applied to daily data on new cases, deaths, and vaccine doses per person to construct the uncertainty index. Then, a Structural Vector Autoregression model is used to assess the effects of this uncertainty on pharmaceutical stock performance. Results show that the immediate impact of COVID-19 uncertainty on pharmaceutical stocks is initially positive but becomes negative over time. Oil and Bitcoin shocks have a negative effect, while gold price shocks show a short-term negative and long-term positive impact. Currency shocks are negative in the short term and positive in the long run. Confidence interval analysis suggests that some responses are not statistically significant, emphasising the importance of considering additional economic factors in future studies. In the short term, fluctuations in the stock index are mainly driven by internal market dynamics. However, in the long term, COVID-19 uncertainty becomes the dominant factor, explaining over 32% of the variation by the tenth period. Exchange rate volatility also has a notable long-term effect, while oil, gold, and Bitcoin shocks have relatively smaller impacts.

Keywords: COVID-19 Uncertainty Index, Pharmaceutical Companies' stocks, Tehran Stock Exchange.

JEL Classification: C22, I10, G12

* ***Corresponding Author**: Abbas Assari Arani,* ***E-mail:** assari_a@modares.ac.ir,* ***Tel:** +989121273696*

** The Present Article is Taken From The Doctoral Thesis of *Ramin Amani* at Tarbiat Modares University.

How To Cite: Amani, R. & Assari Arani, A. (2025). Measuring COVID-19 Uncertainty Index and its Impact on the Performance of Pharmaceutical Companies in the Tehran Stock Exchange. *Journal of Economic Policies and Research*, *4*(2), 1-38. DOI: 10.22034/jepr.2025.142912.1225

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63751.html?lang=en

Copyright © 2022 The Author(s). Published by Department of Economics, University of Kurdistan. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

Stock markets are highly sensitive to macroeconomic shocks, especially during periods of uncertainty. The COVID-19 pandemic, oil price fluctuations, gold price volatility, developments in the cryptocurrency market, and shifts in exchange rates have significantly impacted global financial markets. Among various sectors, the pharmaceutical industry plays a crucial role in both economic and public health dimensions, making it an essential area of study during economic and financial crises.

This study specifically focuses on pharmaceutical companies listed on the Tehran Stock Exchange (TSE) and investigates how their stock index reacts to major economic shocks. The pharmaceutical sector in Iran is vital due to its strategic role in the healthcare system, reliance on imported raw materials, and exposure to currency fluctuations. Unlike traditional industries, pharmaceutical companies often experience countercyclical growth during health crises, driven by increased demand for medicines and vaccines. However, their sensitivity to broader economic uncertainty, supply chain disruptions, and financial market volatility remains a key concern for investors and policymakers.

This research investigates the effects of COVID-19-related uncertainty, oil price fluctuations, gold price fluctuations, Bitcoin price fluctuations, and exchange rate variations on the stock index of pharmaceutical companies listed on the Tehran Stock Exchange (TSE). By analysing short-term and long-term market reactions, this study offers valuable insights into how various economic shocks impact investor sentiment, risk perception, and market stability in Iran's pharmaceutical sector. The findings contribute to the growing body of literature on financial market resilience and the role of macroeconomic uncertainty in shaping stock performance.

Methodology

This study employs a quantitative approach using financial market data from pharmaceutical companies listed on the Tehran Stock Exchange (TSE). The dataset covers the period from 2020 to 2023, capturing the effects of multiple economic shocks. Data on stock prices, oil prices, gold prices, Bitcoin values, exchange rates, and COVID-19-related economic uncertainty are obtained from TSE databases, the Central Bank of Iran, and international commodity markets.

Empirical Framework: To analyse the impact of economic shocks on the TSE pharmaceutical stock index, this study employs a Structural Vector Autoregression (SVAR) model and Impulse Response Functions (IRFs). The SVAR model is a widely used econometric technique that captures the dynamic relationships among multiple time-series variables. It enables an assessment of how stock prices react to exogenous shocks across various time horizons. The impulse response analysis is conducted to track how an unexpected shock to one variable (e.g., COVID-19 uncertainty) propagates over time and affects the stock index. Additionally, variance decomposition analysis is performed to quantify the proportion of stock market fluctuations attributable to each macroeconomic shock.

Results and Discussion

The findings reveal that pharmaceutical stocks on the Tehran Stock Exchange (TSE) initially experience a significant increase in response to COVID-19-related uncertainty. This short-term growth can be attributed to heightened investor interest in pharmaceutical companies, which are perceived as key players in the healthcare response to the pandemic. Government support for vaccine production, increased demand for medicines, and heightened public health concerns contributed to the initial surge in the stock index.

However, in the long term, the stock index exhibits a declining trend. This decline suggests that the initial optimism fades as broader economic uncertainties, such as supply chain disruptions, currency devaluation, and inflationary pressures, begin to dominate investor behavior. Economic contractions and reduced consumer purchasing power may have contributed to the decline in the attractiveness of pharmaceutical stocks over time.

The study finds that oil price shocks have a negative impact on the pharmaceutical stock index on the Tehran Stock Exchange. A rise in oil prices increases production and transportation costs, affecting pharmaceutical firms reliant on imported raw materials for drug manufacturing. Additionally, higher oil prices contribute to inflation and economic instability in Iran, leading to weaker stock market performance. Interestingly, the variance decomposition results indicate that oil price fluctuations become more influential over time. This suggests that prolonged periods of high energy costs can have a cumulative adverse effect on pharmaceutical stock valuations. Gold, traditionally regarded as a safe-haven asset, exhibits an inverse relationship with stock market performance. The results indicate that an increase in gold prices initially exerts a negative effect on the pharmaceutical stock index, as investors shift funds away from equities toward safer assets. However, in later periods, the stock index rebounds, reflecting market corrections and renewed investor confidence. This finding aligns with the broader financial literature, which suggests that gold serves as a hedge during financial crises but does not sustain long-term adverse effects on stock markets. Bitcoin, as an emerging digital asset, has been increasingly recognized as an alternative investment vehicle. The study finds that rising Bitcoin prices have a negative impact on the pharmaceutical stock index on the TSE. This suggests that capital may flow out of traditional stock markets into cryptocurrencies when Bitcoin experiences bullish trends.

However, the statistical significance of this effect varies across different periods. Given the high volatility and speculative nature of Bitcoin, the lack of a consistent impact indicates that while cryptocurrency markets interact with traditional equities, their influence on TSE pharmaceutical stocks remains limited. Exchange rate fluctuations exhibit a dual effect on pharmaceutical stocks. In the short term, an increase in exchange rate volatility negatively impacts stock prices due to heightened market uncertainty and increased costs of importing raw materials. Pharmaceutical firms that rely on foreign inputs face increasing production expenses, which reduce their profit margins.

In contrast, the long-term effects are positive, particularly for export-oriented pharmaceutical companies. A weaker Iranian rial makes pharmaceutical exports more competitive, leading to higher revenues and improved stock performance. This finding underscores the importance of currency risk management strategies for pharmaceutical firms listed on the TSE.

Conclusion

This study offers a comprehensive examination of the impact of major economic shocks on pharmaceutical companies listed on the Tehran Stock Exchange (TSE). The key findings indicate that:

1. COVID-19 uncertainty initially boosts pharmaceutical stock prices, but long-term effects are negative due to broader economic disruptions.
2. Oil price shocks negatively impact stock performance, with stronger effects in the long run due to increased production costs and economic instability.
3. Gold price shocks induce short-term declines, followed by market corrections.
4. Bitcoin price fluctuations have a negative impact on pharmaceutical stocks, although their statistical significance varies.
5. Exchange rate fluctuations exhibit a dual effect, with short-term declines followed by long-term gains, benefiting export-oriented firms.

The study highlights the importance of considering macroeconomic factors for investors and policymakers when evaluating stock market trends.

Conflict of interest

The authors declare no conflict of interest.

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
وب سایت نشریه: www.jepr.uok.ac.ir
شاپای الکترونیکی: ۲۸۲۱-۱۷۴X
دانشگاه کردستان
University of Kurdistan
سال چهارم، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۱ – ۳۸
DOI: 10.22034/jepr.2025.142912.1225

مقاله پژوهشی

برآورد شاخص نا اطمینانی بیماری کووید-۱۹ و تأثیر آن بر عملکرد سهام شرکت‌های فعال حوزه دارویی بورس اوراق بهادار تهران**

رامین امانی[۱] ، عباس عصاری آرانی[۲]*

۱. دانشجوی دکتری اقتصاد سلامت، گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران
۲. دانشیار، گروه توسعه و برنامه‌ریزی اقتصادی، دانشکده مدیریت و اقتصاد، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۱۷ *تاریخ پذیرش:* ۱۴۰۴/۰۱/۱۲

چکیده

پژوهش حاضر دارای دو هدف اصلی است. اول، برآورد شاخص نا اطمینانی بیماری کووید-۱۹ و دوم تأثیر این شاخص نا اطمینانی بر شاخص سهام شرکت‌های فعال در حوزه دارویی بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی هفتگی از آوریل ۲۰۲۰ تا جولای ۲۰۲۳. برای دستیابی به هدف اول، از داده‌های روزانه تعداد مبتلایان، مرگ‌ومیر و دوزهای تزریق‌شده واکسن با استفاده از مدل گارچ، شاخص نا اطمینانی کووید-۱۹ محاسبه شد. سپس، برای بررسی هدف دوم، از مدل خودرگرسیون برداری ساختاری استفاده گردید. یافته‌ها نشان می‌دهد که واکنش آنی شاخص سهام دارویی به نا اطمینانی ناشی از کووید-۱۹ ابتدا مثبت و در بلندمدت منفی است. همچنین، شوک‌های نفتی و بیت کوین تأثیر منفی داشته‌اند، درحالی‌که واکنش به شوک طلا در ابتدا منفی و سپس مثبت بوده است. شوک نرخ ارز نیز در کوتاه‌مدت اثر منفی و در بلندمدت اثر مثبتی بر شاخص دارد. بررسی فواصل اطمینان نشان می‌دهد که برخی از واکنش‌ها ازنظر آماری معنادار نیستند. در کوتاه‌مدت، نوسانات شاخص عمدتاً ناشی از عوامل داخلی بازار سهام است، اما در بلندمدت، نا اطمینانی کووید-۱۹ نقش اصلی را ایفا می‌کند و تا دوره دهم بیش از ۳۲ درصد از تغییرات را توضیح می‌دهد. همچنین نرخ ارز در بلندمدت نقش قابل‌توجهی یافته و تأثیر شوک‌های نفت، طلا و بیت کوین کمتر بوده است.

واژگان کلیدی: شاخص نا اطمینانی کووید – ۱۹، سهام شرکت‌های دارویی، بورس اوراق بهادار تهران.

طبقه‌بندی JEL: C22, I10, G12

* **نویسنده مسئول:** عباس عصاری آرانی *آدرس رایانامه:* assari_a@modares.ac.ir *تلفن تماس:* ۰۹۱۲۱۲۷۳۶۹۶

** مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری رامین امانی در رشته اقتصاد سلامت در دانشگاه تربیت مدرس است.

استناد به مقاله: امانی، رامین و عصاری آرانی، عباس. (۱۴۰۴). برآورد شاخص نا اطمینانی بیماری کووید-۱۹ و تأثیر آن بر عملکرد سهام شرکت‌های فعال حوزه دارویی بورس اوراق بهادار تهران. *فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۴(۲)، ۱-۳۸.
DOI: 10.22034/jepr.2025.142912.1225
صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_63751.html?lang=fa

حق نشر © ۲۰۲۲ نویسنده (گان). منتشر شده توسط گروه اقتصاد، دانشکده علوم‌انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان.
این یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت شرایط مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 4.0 توزیع شده است که استفاده، توزیع و تکثیر نامحدود در هر رسانه‌ای را مجاز می‌داند، مشروط بر اینکه به نویسنده و منبع اصلی استناد شود.

۱. مقدمه

ویروس کووید-۱۹ که در اواخر سال ۲۰۱۹ به وجود آمد، تأثیر عمیق و گسترده‌ای بر اقتصاد جهانی داشته است. این ویروس ارتباطات پیچیده دنیای مدرن را بیان کرده و اهمیت درک رابطه پیچیده بین سلامت عمومی و اقتصاد را بیشتر مورد تأکید قرار داده است. اهمیت کووید-۱۹ بر اقتصاد چندگانه است. ابتدا و قبل از همه، این ویروس یک بحران اقتصادی جهانی را به وجود آورده و منجر به رکود در بسیاری از کشورها شده است. قرنطینه‌ها، محدودیت‌های مسافرتی و تدابیر فاصله‌گذاری اجتماعی کسب‌وکارها و زنجیره‌های تأمین را اختلال داده و منجر به از دست دادن شغل‌های گسترده و سختی‌های اقتصادی شده است. دولت‌ها در سراسر جهان مجبور به اجرای سیاست‌های انبساطی گسترده‌ای برای مقابله با افت اقتصادی شده‌اند.

علاوه بر این، تأثیر اقتصادی کووید-۱۹ به بازارهای مالی هم گسترش‌یافته است و افزایش نوسان و عدم قطعیت تأثیرگذاری بر سرمایه‌گذاران و کسب‌وکارها دارد. این ویروس اهمیت نظارت و مدیریت ریسک در یک سیستم مالی جهانی و متصل را مورد تأکید قرار داده است (Mazur et al., 2021). بورس و بازارهای مالی به‌عنوان مرکزهای حیاتی در اقتصادهای جهانی شناخته می‌شوند. این بازارها نه‌تنها برای سرمایه‌گذاران و معامله‌گران، بلکه برای اقتصاد کشورها و شرکت‌ها نیز اهمیت فراوانی دارند. بورس‌ها به‌عنوان مکان‌های اصلی تبادل اوراق بهادار و دارایی‌های مالی عمل می‌کنند و در اینجا اهمیت چشمگیری دارند. بازارهای مالی به‌عنوان محورهای اصلی اقتصاد مدرن عمل می‌کنند و وظیفه‌های چندگانه‌ای را انجام می‌دهند. ازجمله این وظایف مهم می‌توان به تأمین منابع مالی برای شرکت‌ها و دولت‌ها، معاملات دارایی‌های مالی، تصمیم‌گیری در مورد ارزش دارایی‌ها و پویایی اقتصادی اشاره کرد. همچنین، بازارهای مالی به‌عنوان شاخص‌های مهمی برای ارزیابی وضعیت اقتصادی و مالی یک کشور عمل می‌کنند. یکی از اهمیت‌های اصلی بازارهای مالی تأمین منابع مالی برای شرکت‌ها و دولت‌ها است. شرکت‌ها برای توسعه و توسعهٔ پروژه‌های خود به منابع مالی نیاز دارند و عرضه سهام در بورس‌ها یکی از راه‌های اصلی تأمین منابع است. همچنین، دولت‌ها نیز برای تأمین مخارج عمومی خود به منابع مالی برای پروژه‌ها و خدمات عمومی نیاز دارند. علاوه بر این، بازارهای مالی نقش مهمی در تعیین ارزش دارایی‌ها و دارایی‌های مالی ایفا می‌کنند. این ارزش‌گذاری به‌عنوان شاخص‌های اصلی برای ارزیابی وضعیت اقتصادی یک کشور عمل می‌کنند و تغییرات در ارزش دارایی‌ها و دارایی‌های مالی می‌تواند تأثیرات عمیقی روی اقتصاد جامعه داشته باشد. درنهایت، بازارهای مالی نقش بسیار مهمی در تحقق اهداف اقتصادی و مالی دارند. این بازارها به‌عنوان مکان‌هایی برای تبادل و معامله دارایی‌ها و سرمایه‌ها عمل می‌کنند و اهمیت بی‌پایانی در تحقق رشد و توسعه دارند (El Wassal, 2013).

تأثیر ویروس بر اقتصاد بستگی به شیوع و مدت‌زمان پایداری آن دارد و در صورت ادامه ویروس، تأثیراتی برطرف عرضه و تقاضای اقتصاد، و همچنین سطح اعتماد افراد به بازارهای مختلف خواهد داشت. در بخش طرف عرضه اقتصاد، ممکن است کارخانه‌ها و فعالیت‌های مرتبط با بخش خدمات تحت تأثیر قرار بگیرند. در بخش تقاضا نیز ممکن است کاهش در حمل‌ونقل و گردشگری، کاهش در خدمات آموزشی و افزایش هزینه‌های دولتی را به دنبال داشته باشد. ازنظر تأثیر بر اعتماد افراد، ممکن است باعث کاهش یا تأخیر در مصرف کالاها، خدمات

و سرمایه‌گذاری شود (Amani et al., 2022). برای کشور، فراگیری و پایداری ویروس از طریق این مسیرها تأثیرگذار خواهد بود (رودری و همایونی‌فر، ۱۴۰۰). هرچند درگذشته نزدیک چندین همه‌گیری به‌صورت جدی رخ‌داده است، مانند ویروس اسپانیایی (در سال ۱۹۱۸)، سارس (در سال ۲۰۰۳)، مرس (در سال ۲۰۱۲) و ابولا (در سال ۲۰۱۴)، شیوع ویروس کووید -۱۹ در دوره ۲۰۱۹ – ۲۰۲۳ جزو شدیدترین و پرگسترش‌ترین موارد به‌حساب می‌آید که در بیش از ۲۰۰ کشور جهام شیوع داشته است (سازمان بهداشت جهانی، ۲۰۲۰). شیوع پاندمی کووید – ۱۹ منجر به بحران اقتصادی جهانی و کاهش شدید در ارزش بازار سهام کشورهای مختلف شده است. مطالعات قبلی نشان داده‌اند که بازارهای مالی نه‌تنها تحت تأثیر منفی بیماری‌ها و بحران‌ها قرار دارند، بلکه شدت و زمان تأثیر نیز در کشورهای مختلف متفاوت است (Nippani & Washer, 2004; McTier et al., 2013; Bekaert et al., 2014; Ichev & Marinˇc, 2018). پژوهش‌های مختلفی درباره تأثیرات پاندمی کووید - ۱۹ در بازارهای مالی کشورهای مختلف انجام‌شده و این تحقیقات حاکی از تأثیر متفاوت این بیماری بر کشورهای گوناگون باتوجه‌به امکانات و سطح توسعه‌یافتگی کشور موردنظر است. به‌طور مثال، بازارهای مالی آسیایی همان زمان با شیوع ویروس رکودی سریع را تجربه کردند (Liu et al., 2020). همچنین، تأثیر همه‌گیری کووید - ۱۹ بر بازارهای ایالات‌متحده و اروپا با تأخیر و در چند روز پس از شیوع ویروس در کره جنوبی و ایتالیا رخ داد. به همین شکل، Gormsen & Koijen, (2020) معتقدند که تنها زمانی که کووید – ۱۹ در ایتالیا، ایران و کره جنوبی گسترش یافت، ارزش بازارهای سهام ایالات‌متحده و آلمان کاهش‌یافته است.

در دوره پاندمی کووید – ۱۹ و طبق آمار صندوق بین‌المللی پول رشد اقتصادی جهان منفی ۳ درصد بوده که ۶ درصد از پیش‌بینی قبلی این نهاد کم‌تر است. از طرف دیگر، در دوره پاندمی کووید – ۱۹ حدود ۱۷۰ کشور جهان با کاهش درآمد سرانه روبه‌رو شده و درنتیجه این بحران در برخی جهات بدترین وضعیت از زمان بحران رکود بزرگ در دهه ۱۹۳۰ میلادی در جهان است. همچنین، اقتصادهای نوظهور، کشورهای کم‌درآمد آفریقا، آمریکای لاتین و آسیا در معرض خطر بالاتری قرار داشتند و نسبت به سایرین اغلب از منابع کم‌تری برای محافظت از خود برابر پیامدهای اقتصادی چنین بحرانی، برخوردار بودند. در این دوره رشد اقتصادی ایران نیز ۲/۷- درصد بوده است. در دوره پاندمی کووید – ۱۹ در ایران به دلیل افزایش استفاده مردم از اینترنت، معاملات آنلاین نیز افزایش یافت و این امر سبب آشنایی بیشتر مردم با بازارهای مالی مانند بورس شد. شاخص کل بورس تهران در اواخر بهمن‌ماه سال ۱۳۹۸ و در زمان گسترش اولیه بیماری کووید – ۱۹ در ایران، عدد ۴۷۸۷۵۶ واحد را ثبت کرده که این عدد در پایان سال ۱۳۹۸ به ۵۱۲۹۰۱ واحد رسیده است که نشان‌دهنده رشد ۷/۱ درصدی است. در انتهای سال ۱۳۹۹ شاخص کل بورس تهران به عدد ۱۳۰۷۷۰۷ واحد رسیده که نسبت به پایان سال ۱۳۹۸ رشدی معادل با ۱۵۵ درصد را تجربه کرده است. در پایان سال ۱۴۰۱ شاخص کل بورس تهران به عدد ۱۹۶۰۴۵۷ واحدی دست پیداکرده که این رقم بیان‌کننده یک بازدهی ۴۳/۴ درصدی نسبت به سال قبل است. درنهایت شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران در تاریخ ۳ مرداد ۱۴۰۲ که در ایران اعلام رسمی پایان کرونا صورت گرفته به عدد ۲۰۰۱۸۹۷ دست پیدا کند که این رقم نسبت به پایان سال ۱۴۰۱ معادل ۲/۱ درصد رشد پیداکرده است (بورس اوراق بهادار تهران، ۱۴۰۲).

در سال ۲۰۲۰ تعداد مبتلایان جدید ویروس کرونا در ایران ۱۲۱۸۷۵۳ نفر بوده است این در حالی است که نرخ مبتلایان جدید به کووید ۱۹ در سطح جهانی برابر با ۸۲۳۴۷۲۹۸ نفر بوده که سهم ایران نسبت به جهان ۱/۴۸ درصد است. آمارها در سال ۲۰۲۱ برای مبتلایان جدید کرونا در کشور ایران ۴۹۷۳۹۴۵ نفر بوده که سهمی معادل ۲/۴۴ درصدی را نسبت به نرخ مبتلایان جدید کووید ۱۹ در سطح جهانی که معادل ۲۰۳۱۱۲۸۲۰ نفر است را از آن خودکرده است. از دلایل اصلی این امر می‌توان به تحریم‌های اقتصادی ایران اشاره کرد که مانع از ورود دارو و واکسن‌های لازم به کشور شده است. در سال ۲۰۲۲ نرخ مبتلایان جدید به پاندمی کرونا در ایران برابر بوده است با ۱۳۶۸۳۶۰ نفر که در دنیا ۴۴۴۰۲۷۷۸۱ نفر را به ثبت رسانده است بااین‌وجود سهم ایران معادل ۰/۳۰ درصد از سطح جهانی است. درنهایت سال ۲۰۲۳ باتوجه‌به کشف واکسن‌های مختلف و ضرورت آن‌ها جهت پیشگیری افراد برای ابتلا به این ویروس نرخ مبتلایان در ایران به ۵۵۷۳۳ نفر رسیده و در سطح جهانی ۴۱۴۶۷۵۶۶ نفر بوده است که سهم ایران از این آمار ۰/۱۳ درصد است. بنا به عدم آشنایی مردم با این ویروس کشنده، عدم کشف واکسن‌های لازم و همچنین بی‌توجهی به نکات بهداشتی ارائه‌شده توسط متخصصین سبب شده است که در سال‌های ۲۰۲۰ و ۲۰۲۱ سهم مرگ‌ومیر ایران نسبت به سطح جهانی به ترتیب معادل ۲/۸۴ و ۲/۱۶ درصد باشد؛ چراکه نرخ مرگ‌ومیر در ایران در این سال‌ها برابر ۵۵۰۹۵ نفر و ۷۶۴۷۷ نفر بوده است و در سطح جهانی به ترتیب ۱۹۳۶۸۲۵ نفر و ۳۵۳۷۴۴۴ نفر بوده است. اما در سال‌های ۲۰۲۲ و ۲۰۲۳ باتوجه‌به کشف واکسن‌های کووید ۱۹، رعایت نکات بهداشتی و درمانی و قرنطینه‌های لازم جهت پیشگیری از ابتلا به این ویروس نرخ مرگ‌ومیر در ایران و جهان کاهشی بوده است به‌طوری‌که در ایران به ترتیب ۱۳۱۱۰ نفر و ۱۷۰۴ نفربر اثر این ویروس عفونی جان خود را ازدست‌داده‌اند که سهمی معادل ۱/۰۵ و ۰/۶۹ درصد از سطح جهان را به خود اختصاص داده است این در حالی است که در جهان نرخ مرگ‌ومیر برای سال‌های ۲۰۲۲ و ۲۰۲۳ برابر ۱۲۴۷۷۷۵ نفر و ۲۴۳۳۱۸ نفر بوده است (سازمان بهداشت جهانی، ۲۰۲۳؛ احترامی و همکاران، ۱۴۰۲).

مطالعات گسترده‌ای در حوزه تأثیر ویروس کرونا بر بازارهای مالی و سهام انجام‌گرفته که می‌توان به مطالعات Mazur et al., (2021)، Fernandez-Perez et al., (2022)، Gao et al., (2022)، Herwany et al., (2021) و Yuan et al., (2023) اشاره کرد؛ اما هیچ‌کدام از این پژوهش‌ها به همه‌گیری کووید – ۱۹ به‌عنوان یک نا اطمینانی توجه نکرده‌اند. درنتیجه پژوهش حاضر دارای دو هدف اصلی است. اول، برآورد شاخص نا اطمینانی بیماری کووید-۱۹ و دوم تأثیر این شاخص نا اطمینانی بر شاخص سهام شرکت‌های فعال در حوزه دارویی بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی آوریل ۲۰۲۰ تا جولای ۲۰۲۳. برای رسیدن به اهداف پژوهش، ابتدا با استفاده از داده‌های روزانه سه متغیر تعداد مبتلایان جدید، تعداد مرگ‌ومیر جدید و تعداد دوز واکسن جدید تزریق‌شده به هر فرد و با استفاده از روش‌های مرسوم آرچ[1] و گارچ[2] و به برآورد شاخص نا اطمینانی بیماری کووید – ۱۹ پرداخته و سپس با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری[3] به بررسی تأثیر نا اطمینانی کووید – ۱۹ بر شاخص سهام شرکت‌های فعال در حوزه دارویی بورس اوراق بهادار تهران پرداخته می‌شود.

---

1. ARCH
2. GARCH
3. Structural Vector Auto-regression (SVAR)

در ادامه بخش دوم به بیان ادبیات تحقیق شامل مبانی نظری و مهم‌ترین مطالعات داخلی و خارجی مرتبط با موضوع می‌پردازد. بخش سوم اهداف و فرضیات تحقیق را موردبررسی قرار داده و بخش چهارم ارائه مختصری از روش تحقیق پژوهش حاضر را ارائه می‌دهد. درنهایت بخش پنجم جنبه نوآوری تحقیق و بخش ششم منابع مورداستفاده را ارائه می‌کند.

۲. ادبیات پژوهش

۲–۱. مبانی نظری

ویروس کووید-۱۹ نمایانگر یک اختلال مهم است که می‌تواند به‌طورجدی بر کسب‌وکارها و زنجیره‌های تأمین تأثیر بگذارد و منجر به کاهش کارایی و عملکرد شود. این بیماری از طریق دو کانال اصلی بر زنجیره تأمین جهانی تأثیرگذار است: شوک‌های تولید و شوک‌های مرتبط با جریان‌های تجاری و حمل‌ونقل. این دو با چند چالش متعددی روبرو هستند که ظرفیت‌های آن‌ها را محدود می‌کنند. این چالش‌ها شامل قرنطینه بازار تأمین، کمبود نیروی کار، الزامات فاصله‌گذاری فیزیکی در اماکن تولید، بسته شدن مرزها و اختلالات در حمل‌ونقل است. باتوجه‌به این تأثیرات چندجانبه بر زنجیره تأمین، همراه با چالش‌های اقتصادی و مالی دیگر، انتظار می‌رود که این بیماری تأثیرات شدیدی بر تجارت بین‌المللی داشته باشد. بنابراین، عملکرد زنجیره تأمین به‌عنوان یک عامل حیاتی برای عملکرد صحیح اقتصادها ظاهر می‌شود. چنین آسیب‌پذیری می‌تواند منجر به موانع مؤثر با تبعات منفی برای بهره‌وری و رشد اقتصادی شود (Guan et al., 2020; Dolgui & Ivanov, 2021).

ادبیات نظری بیشتر به راه‌های تأثیرگذاری پاندمی کووید- ۱۹ بر بازار سهام به‌صورت عمومی پرداخته و کم‌تر به‌صورت تخصصی مانند تأثیر این پاندمی بر بخش دارویی بررسی کرده است. با درنظرگرفتن تداخل‌های جهانی، اثرگذاری بیماری و پاندمی کووید – ۱۹ بر اقتصاد کشورها و اثرات شدید در حوزه مرگ‌ومیر و ابتلا به‌وضوح قابل‌مشاهده است. به‌عنوان‌مثال، کاهش فعالیت‌های اقتصادی در بخش‌های مختلف در اقتصاد چین منجر به ایجاد اختلال در زنجیره تأمین جهانی شده است. شرکت‌ها و واحدهای تولیدی، بی‌توجه به‌اندازه وابستگی آنان به واردات از چین، کاهش تولید و اشتغال را تجربه کرده‌اند. محدودیت‌های حمل‌ونقل بین‌المللی نیز بر کاهش فعالیت‌های اقتصادی تأثیر گذاشته است. وجود ترس و نا اطمینانی در میان مصرف‌کنندگان و واحدهای تولیدی الگوی عادی مصرف را تحت تأثیر قرار داده است. به‌علاوه، تأثیرگذاری شدید ویروس بر الگوی مصرف و کاهش مصرف افراد نیز ممکن است دلایلی برای تغییر در اقتصاد محسوب شود. همه این عوامل می‌توانند تبیین‌کننده‌ای برای ریسک بازار سهام در شرایط پاندمی کووید - ۱۹ باشد (McKibbin & Fernando, 2021).

باتوجه‌به تمرکز بسیاری از شرکت‌های موجود در بورس اوراق بهادار بر صادرات، شیوع ویروس کووید – ۱۹ ممکن است تأثیرگذار بر تجارت خارجی، قیمت سهام و معاملات این شرکت‌ها باشد. به‌طور خلاصه، بخش تولیدی ممکن است از سه جنبه تحت تأثیر قرار گیرد: اول، اختلال مستقیم در زنجیره تأمین به دلیل شیوع بیماری در مناطق تولیدی اصلی دنیا (مانند چین و شرق آسیا) و انتشار سریع آن در کشورهای صنعتی بزرگ. دوم، گسترش

ویروس باعث افزایش هزینه دسترسی به منابع می‌شود و به‌تبع آن هزینه تمام‌شده افزایش می‌یابد و سوم، اختلال در تقاضا ناشی از بروز رکود و کاهش تقاضا کل و تأخیر در خرید و سرمایه‌گذاری افراد است (Yuan et al., 2023).

به‌طور هم‌زمان، بخش خدمات نیز با مشکلات جدی روبرو شده است. همچنین، یکی از عوامل تأثیرگذار بر جریان تجارت می‌تواند الگوی جذب باشد. بر اساس این الگو، ارزش صادرات از کشور مبدأ به کشور مقصد به‌طور مثبت به تقاضای کل کشور مقصد و تأمین کل کشور مبدأ وابسته است. باتوجه‌به فاصله‌ای ثابت، شوک دوجانبه صادراتی به‌تدریج به شوک تأمین و تقاضا تبدیل می‌شود. به همین دلیل، دو مورد می‌تواند موردتوجه قرار گیرد؛ اولاً، شیوع ویروس به‌عنوان یک شوک تأمین باعث کاهش صادرات می‌شود و این کاهش در کشورهایی که دچار آلودگی بیشتری هستند، بیشتر است. دوم، شیوع ویروس کووید – ۱۹ به‌عنوان یک شوک تقاضا باعث کاهش واردات می‌شود و این کاهش واردات از کشورهایی خواهد بود که شیوع ویروس بیشتری دارند (Ozili & Arun, 2023). از طرف دیگر، باتوجه‌به وابستگی شدید بسیاری از شرکت‌های حاضر در بورس اوراق بهادار به بخش خارجی اقتصاد، شیوع بیشتر ویروس ممکن است تأثیرگذار بر صادرات و واردات کالاها و خدمات شود و درنتیجه بر عملکرد شرکت‌های معاملاتی و درنهایت بر شاخص بازار سهام اثرگذار باشد. همچنین، شیوع ویروس کووید - ۱۹ از طریق تأثیر بر هزینه‌های سرمایه‌گذاری و ایجاد نا اطمینانی در محیط کسب‌وکار به عملکرد اقتصادی تأثیر می‌گذارد (Al-Awadhi et al., 2021).

در مطالعات متعددی به واقعیات مهمی که بازار سهام به آن‌ها واکنش نشان داده، اشاره‌شده است. به‌عنوان‌مثال، بلاهای طبیعی مانند کوالفسکی و اسپیوانوفسکی[1] (۲۰۲۰)، رویدادهای ورزشی نظیر بوهاگیار و همکاران[2]، (۲۰۱۸)، اخبار سیاسی (Li, 2018) و عوامل محیطی نظیر گائو و همکاران[3] (۲۰۲۰) ازجمله وقایع مهمی هستند که تأثیر آن‌ها بر بازار سهام موردبررسی قرارگرفته است. همچنین بازار سهام ممکن است به بیماری‌های واگیر مانند شیوع ویروس سارس (Chen et al., 2009) و شیوع ویروس ابولا (Ichev & Marinˇc, 2018) واکنش نشان دهد. درواقع، شیوع ویروس کرونا سرمایه‌گذاری و فضای تجاری را تحت تأثیر قرار داده است. همچنین بخش خدمات که مهم‌ترین بخش تشکیل‌دهنده تولید ناخالص داخلی در بسیاری از کشورها است، بیشترین آسیب را از شیوع ویروس کرونا دیده است. از مهم‌ترین بخش‌هایی که تحت تأثیر قرارگرفته است، بخش زنجیره عرضه و تأمین و همچنین تجارت جهانی است. در پی شیوع ویروس کرونا، کشورهای قوی صادراتی به‌واسطه کاهش سطح تولید بنگاه‌ها و کشورهای واردکننده به‌واسطه کاهش در مواد اولیه و نهاده‌های تولید با کاهش تولید ناخالص داخلی مواجه شده‌اند. بر اساس آمار سازمان تجارت جهانی؛ تجارت با کاهش تقریباً ۳۲ درصدی در سال ۲۰۲۰ مواجه شده است. در چنین شرایطی، شرکت‌های خدماتی و تولیدی با آسیب جدی و همچنین با کاهش شدید تولید یا افزایش هزینه مواجه خواهند شد. این می‌تواند با تأثیر بر سود خالص، شرکای بورسی و متعاقباً تأثیر در نسبت‌های مالی این شرکت‌ها، جذابیت سهام برای خرید تحت تأثیر قرار دهد (وردی و همایونی‌فر، ۱۴۰۰). در برخی کشورها مانند ایالات‌متحده آمریکا، سیاست نرخ بهره صفر و دسترسی آسان به

1. Kowalewski & Śpiewanowski
2. Buhagiar et al.
3. Guo et al.

منابع مالی در پی شیوع ویروس کرونا پیاده شده است. این می‌تواند از یک‌سو، کاهش درآمدهای شبکه بانکی را به دنبال داشته باشد و از سوی دیگر، افزایش نقدینگی را به دنبال داشته باشد که می‌تواند با تأثیر بر متغیرهای کلان اقتصادی بر عملکرد شرکت‌های بورسی و متعاقباً شاخص کل بازار سهام تأثیرگذار باشد (ژانگ و همکاران، ۲۰۲۰)؛ بنابراین، شیوع ویروس کرونا و همچنین سیاست‌های حمایتی دولت‌ها می‌توانند عملکرد بازار سهام را تحت تأثیر قرار دهند. تأثیر کووید – ۱۹ بر بازار سهام می‌تواند از طریق تجزیه‌وتحلیل کاملی از زیربناها و مفاهیم نظری اقتصادی به‌طور جامع موردبررسی قرار گیرد.

فرضیه بازار کارآمد: بر اساس این فرضیه، قیمت‌های سهام به‌سرعت تمام اطلاعات موجود را جذب می‌کنند. همان‌طور که ویروس کووید-۱۹ پیش می‌رفت، قیمت‌های سهام به‌صورت پویا به ورود اطلاعات مربوط به این پاندمی و تطور وضعیت‌های اقتصادی و انتظارات سرمایه‌گذاران واکنش نشان داده است (Ganie et al., 2022).

خطر و عدم اطمینان: شیوع کووید-۱۹ میزان بی‌سابقه‌ای از عدم اطمینان و خطر را به اقتصاد جهانی وارد کرد. بازار سهام به‌شدت به تغییرات درخطرهای مشاهده‌شده واکنش نشان داد و تغییرات قیمت شدیدی را تجربه کرد، زیرا سرمایه‌گذاران در تصمیم‌گیری در مورد تأثیر ویروس بر کسب‌وکارها و چشم‌انداز اقتصادی گسترده رقابت داشتند (Dash & Maitra, 2022).

اقتصاد رفتاری: نظریه‌های مانند نظریه احتمال و رفتار گله‌ای، روشنگری می‌کنند که چگونه عوامل روانی و تعصبات شناختی تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران در طی کووید-۱۹ تحت تأثیر قرار می‌دهند (Niculaescu, 2023).

تجزیه‌وتحلیل صنعت و بخش‌ها: نظریه‌های اقتصادی مرتبط با تجزیه‌وتحلیل صنعتی مانند نظریه پنج نیروی پورتر به‌روشنی بیان می‌کنند که چرا بخش‌هایی مانند فناوری و بهداشت در طی این بحران نسبت به دیگران عملکرد بهتری داشتند. عملکرد بخش‌هایی مانند بخش سهام بهداشتی در بازارهای مالی در طی دوره کرونا به عوامل متعددی برمی‌گردد که در شکل (۱) ارائه‌شده است.

شکل ۱: تأثیرگذاری عوامل مختلف بر سهام شرکت‌های دارویی

منبع: نتایج پژوهش

۱. *تقاضا بالا:* در دوران شیوع کووید-۱۹، تقاضا برای محصولات و خدمات بهداشتی به‌شدت افزایش یافت. این شامل ماسک‌های صورت، ضدعفونی‌کننده‌ها، دستکش‌ها، و واکسن‌های کووید-۱۹ می‌شود. بنابراین، شرکت‌های مرتبط با این صنایع از افزایش تقاضا بهره‌مند شدند.
۲. *فنّاوری و نوآوری:* بخش بهداشتی به‌طور مداوم در تحقیق‌وتوسعه نوآوری‌های جدید سرمایه‌گذاری می‌کند. این نوآوری‌ها شامل واکسن‌های جدید و فنّاوری‌های تشخیصی بهبودیافته[1] می‌شوند. شرکت‌هایی که به نوآوری و توسعه پایبند بودند، از این مزیت بهره‌مند شدند.
۳. *مقاومت در برابر رکود اقتصادی:* بخش سلامت از معمولاً مقاومت بهتری در برابر رکود اقتصادی[2] برخوردار است. به‌عبارت‌دیگر، در زمان‌های بحرانی مانند شیوع ویروس، افراد باید به بهداشت و درمان نیاز داشته باشند، و به‌عبارت‌دیگر، این بخش‌ها به مردم خدمات ضروری ارائه می‌دهند.
٤. *افزایش حمایت دولتی:* در بسیاری از کشورها، دولت‌ها به بخش بهداشتی به‌منظور مقابله با ویروس کووید-۱۹ و ترویج سلامت عمومی سرمایه‌گذاری کردند. این سرمایه‌گذاری‌ها شامل تسهیلات مالی، تشویق به تحقیق‌وتوسعه، و تسهیلات مالی برای تولید و توزیع واکسن‌ها بود. این حمایت‌ها می‌توانند عملکرد بخش بهداشتی در بازارهای مالی را تقویت کنند.
۵. *عوامل روانی:* شیوع یک بیماری و وضعیت جهانی غیرقابل‌پیش‌بینی می‌تواند باعث افزایش توجه به بهداشت و سلامت عمومی شود. افراد و سرمایه‌گذاران ممکن است به شرکت‌هایی که در این بخش‌ها فعالیت می‌کنند، توجه بیشتری داشته باشند (Hunjra et al., 2021; Chang et al., 2021).

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

هوشمند نقابی و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه خود به بررسی رابطه بازدهی سهام و نوسانات با نقد شوندگی بازار سهام در طی شیوع بیماری کرونا در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران پرداخته است. جامعه آماری این پژوهش شامل ۱۳۳ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران بوده برای دوره زمانی بین ۱۳۹۸ تا ۱۳۹۹ تعیین‌شده است. برای تجزیه‌وتحلیل پژوهش از تحلیل رگرسیون چند متغیره استفاده‌شده است. نتایج حاصل از آزمون فرضیات نشان داد بین بازدهی سهام و نوسانات با نقد شوندگی بازار سهام در طی شیوع بیماری کرونا رابطه مستقیم معناداری وجود دارد.

مجاوریان و همکاران (۱۴۰۱) در پژوهش خود به بررسی اثر مبتلایان ویروس کرونا بر ارزش شاخص سهام شرکت‌های صنایع غذایی پرداخته‌اند. جهت انجام تحقیق از داده‌های روزانه رسمی وزارت بهداشت و مرکز پردازش اطلاعات مالی ایران از ۳ اسفند تا ۱۲ خرداد ۱۴۰۰ استفاده کرده‌اند. روش مورداستفاده در این مطالعه مدل‌های رگرسیونی میانگین واریانس ناهمسان شرطی[3] است. یافته‌ها نشان داد که افزایش تعداد مبتلایان به ویروس کرونا

1. Improved Diagnostic Technologies
2. Economic Recession
3. Mean Conditional Heteroscedasticityvariance Regression Models

سبب کاهش ارزش سهام شرکت‌های صنایع مواد غذایی می‌شود. افزایش متغیر قیمت دلار به‌عنوان بازار رقیب تأثیر منفی بر شاخص قیمت سهام نشان داد. همچنین، ریسک مطابق انتظار رابطه معکوس و معنی‌دار باارزش سهام شرکت‌های صنایع غذایی داشته و به‌عبارت‌دیگر افزایش ریسک منجر به کاهش قیمت سهام صنایع غذایی می‌شود.

رودری و همایونی‌فر (۱۴۰۰) در پژوهش خود به بررسی تأثیر شیوع ویروس کرونا بر بازار سهام ایران طی دوره روزانه از بهمن ۱۳۹۸ تا خرداد ۱۳۹۹ و با استفاده از روش الگوی انتقال رژیم مارکف[1] پرداخته است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که رشد نرخ ارز در شرایطی که شاخص بازار سهام در رژیم بالا خود باشد، تأثیر معناداری ندارد؛ اما در رژیم پایین و متوسط، تأثیر منفی و معنادار دارد. متغیر رشد قیمت نفت در تمامی رژیم‌های شاخص بازار سهام، تأثیر منفی و معنادار داشته است. همچنین چنانچه شاخص بازار سهام در رژیم بالا باشد، شیوع و افزایش تعداد مبتلایان به ویروس کرونا منجر به کاهش شاخص سهام می‌شود و در نقطه مقابل در شرایطی که شاخص در رژیم پایین خود باشد، شیوع و افزایش تعداد مبتلایان به ویروس کرونا منجر به افزایش شاخص‌ها می‌شود.

فتاحی و کیان‌پور (۱۳۹۹) در پژوهش خود به الگوسازی وابستگی بین بازدهی بورس، طلا و کووید ۱۹ در کشور ایران پرداخته‌اند. در این تحقیق به تجزیه‌وتحلیل رابطه میان بازده بازارهای بورس اوراق بهادار، سکه و کووید ۱۹ با استفاده از روش توابع کاپولا و شبیه‌سازی مونت کارلو با زنجیره مارکوف[2] با استفاده از نرم‌افزار متلب[3] در دوره زمانی ۱۳۹۹-۱۳۹۸ و با استفاده از داده‌های روزانه پرداخته‌شده است. بر اساس نتایج این تحقیق بین بازدهی بازار بورس و بیماری کووید ۱۹ وابستگی دنباله‌ای بالایی و پایینی مشابه وجود دارد و در زمان بازدهی شدید مثبت و منفی، وابستگی آن‌ها بیشتر خواهد شد و به‌عبارت‌دیگر سرایت وجود دارد. همچنین، بین بازارهای طلا و بیماری کووید ۱۹ وابستگی دنباله‌ای متقارن وجود دارد. بنابراین، با گسترش شیوع کووید ۱۹، بازدهی بازار طلا ثابت باقی‌مانده است.

صانعی فر و همکاران (۱۳۹۹) در مطالعه خود به ایجاد شبکه پیچیده اثر ویروس کرونا بر بازار بورس سهام ۷۵ کشور به همراه متغیرهای نفت، طلا، نقره و مس پرداخته‌اند. نتایج نشان می‌دهد که به‌هم‌پیوستگی اقتصاد مدرن بازارهای سهام و متغیرهای اقتصادی، بحران بهداشتی را به یک بحران اقتصادی در سطح جهان تبدیل کرده است. ویروس کرونا به‌طور مستقیم بر ۳۵ درصد بازارهای بورس تأثیر منفی گذاشته است، این ویروس بیشترین تأثیر را بر بازارهای بورس کشورهای اروپایی و آسیایی گذاشته است، همچنین کم‌ترین تأثیر بر بازارهای بورس کشورهای عربی و آفریقایی بوده است. ویروس کرونا به‌طور غیرمستقیم با تأثیرگذاری بر متغیرهای اقتصادی باعث سقوط بازارهای بورس شده است، کاهش بی‌سابقه قیمت نفت سبب افت ۵۶ درصد بازارهای بورس شده است و نوسانات قیمت طلا بر ۲۹ درصد این بازارها تأثیرگذار بوده است. کاهش قیمت نقره و مس بین ۲۵ تا ۳۲ درصد بازارهای سهام را با ریزش مواجه کرده است.

---

1. Markov Regime-Switching Model
2. The Copula Functions Method And Monte Carlo Simulation With Markov
3. MATLAB software

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

گائو و همکاران (۲۰۲۰) در پژوهش خود به بررسی تأثیر کووید – ۱۹ بر بازار سهام در چین و ایالات‌متحده با استفاده از روش تبدیل موجک[1] پرداخته است. تجزیه موجک نشان می‌دهد که در مقایسه با نوسانات قیمت نفت، کووید - ۱۹ دلیل اصلی نوسان شدید بازار سهام ایالات‌متحده است. بااین‌حال، برخلاف چین، رشد شدید موارد جدید روزانه که برای ماه‌ها ادامه داشت، بازار سهام ایالات‌متحده را نسبت به کووید – ۱۹ خنثی کرده است. علاوه بر این، سیاست نرخ بهره ضعیف به‌طور مؤثری نوسانات بازار سهام ایالات‌متحده را کنترل کرده است. بااین‌حال، برخلاف چین، نرخ بهره نزدیک به صفر اعمال‌شده توسط ایالات‌متحده، ایجاد فضای سیاست پولی کافی برای مقابله با یک بحران بالقوه جدید را دشوار می‌کند. نتیجه این مطالعه، تفاوت‌های پاسخ بازار مالی را در حالت‌های مختلف مدیریت اپیدمی نشان می‌دهد. در پس‌زمینه‌ای که کووید-۱۹ به‌طور مؤثر کنترل نمی‌شود، یک سیاست پولی سست ممکن است اقدامی مناسب برای تثبیت بازار باشد. این امر از اهمیت عملی زیادی برای دستیابی به کنترل همه‌گیر و ثبات بازار مالی در پس‌زمینه شیوع جهانی کرونا برخوردار است.

سزیگیلسکی و همکاران[2] (۲۰۲۱) در مطالعه خود به بررسی تأثیر تعداد جست‌وجوهای مرتبط با بیماری کووید – ۱۹ در اینترنت بر بازارهای سهام در ۶ منطقه جهان شامل آسیا، اروپا، آمریکای لاتین، آمریکای شمالی و کشورهای عربی طی دوره روزانه ژانویه ۲۰۱۹ تا جولای ۲۰۲۰ و با استفاده از روش‌های آرچ و گارچ[3] پرداخته‌اند. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که با تکیه‌بر روان‌شناسی اقتصادی، جستجوهای اطلاعاتی برای بیماری کووید - ۱۹ که توسط روندهای جستجوی در گوگل منعکس می‌شود، اندازه‌گیری می‌شود، بازارهای آسیایی نسبت به سایرین انعطاف‌پذیرتر هستند. بازارهای آمریکای لاتین بیشترین تأثیر را ازنظر بازده و نوسان دارند. برای اکثر مناطق، شواهدی از تأثیر فزاینده عدم اطمینان مربوط به کرونا وجود دارد که با تکامل بحران از بین می‌رود.

مازور و همکاران (۲۰۲۱)[4] در پژوهش خود به بررسی تأثیر کووید-۱۹ بر بازار سهام ایالات‌متحده در زمان اوج‌گیری این بیماری در مارچ ۲۰۲۰ پرداخته‌اند. این مقاله نشان می‌دهد که سهام در صنایع گاز طبیعی، صنایع غذایی، مراقبت‌های بهداشتی، و صنعت نرم‌افزار با درآمدهای مثبت بالا روبه‌رو هستند در مقایسه با تأثیر منفی کووید-۱۹ بر ارزش سهام در بخش‌های نفت، املاک، و سرگرمی که به‌طور چشمگیری کاهش می‌یابد. این پژوهش نشان می‌دهد که تأثیر این بیماری بر بازار سهام به نحوی متنوع و دامنه گسترده‌ای دارد و تفاوت‌های مهمی در عملکرد صنایع مختلف و بخش‌های اقتصادی نشان می‌دهد.

لی‌یو[5] (۲۰۲۱) در مطالعه خود به بررسی تأثیر کووید – ۱۹ بر بازار سهام در کشور چین با استفاده از روش گارچ تحقق‌یافته[6] پرداخته است. این مطالعه بر اساس داده‌های گوگل‌ترندز[7] در بازه زمانی ۱ ژانویه ۲۰۲۰ تا ۱۲ آوریل ۲۰۲۰ است. این پژوهش نشان می‌دهد که عدم قطعیت بالاتر ناشی از همه‌گیری کووید – ۱۹ به‌طور

1. Wavelet Transform
2. Szczygielski et al.
3. ARCH and GARCH methods
4. Mazur et al.
5. Liu
6. EGARCH
7. Google Trends

قابل‌توجهی با افت بازارهای مالی مرتبط است. در شاخص بازار سهام چین، اما این تأثیر بر اساس بخش‌ها متفاوت است. به‌طور هم‌زمان، عدم اطمینان بیشتر ناشی از بیماری کووید – ۱۹ به‌طور قابل‌توجهی با نوسانات بیشتر در بازده سهام برای بازارهای مختلف سهام در چین مرتبط است.

هروانی و همکاران[1] (۲۰۲۱) در پژوهش خود به بررسی تأثیر بیماری کووید – ۱۹ بر بازار سهام در اندونزی و با استفاده از رگرسیون حداقل مربعات معمولی[2] پرداخته‌اند. نتایج بخش اموال مالی، مستغلات و ساخت‌وساز کاهش ارزش بازده غیرعادی را نشان می‌دهد. بخش‌های زیرساخت، خدمات شهری و حمل‌ونقل نیز مقدار بازگشتی غیرعادی را نشان می‌دهند که تمایل به ثابت بودن دارد، درحالی‌که ارزش بازگشت غیرعادی در سایر بخش‌ها افزایش می‌یابد. بخش‌های کالاهای مصرفی و صنعت معدن همچنان مثبت هستند، درحالی‌که سایر بخش‌ها واکنش‌های منفی موقتی را نشان می‌دهند.

پیشینه پژوهش نشان می‌دهد که تاکنون هیچ پژوهش مستقلی به برآورد نا اطمینانی پاندمی کووید – ۱۹ نپرداخته است. از طرف دیگر پژوهش‌های انجام‌شده درباره تأثیر کووید – ۱۹ بر بازار بورس بر صنایع مرتبط با دارو تأکید نکرده و بیشتر جنبه کلی بازار بورس را موردنظر قرار داده است. درنتیجه آنچه پژوهش حاضر را از سایر پژوهش‌ها مجزا می‌کند؛ اول، برآورد نا اطمینانی بیماری کووید – ۱۹ و سپس تمرکز بر بخش دارویی بورس اوراق بهادار تهران است.

۲–۳. نوآوری پژوهش

مرور ادبیات پیشین موجود دررابطه‌با موضوع نشان می‌دهد که بخش قابل‌توجهی از مطالعات پیشین به بررسی تأثیر کلی همه‌گیری کووید-۱۹ بر بازارهای مالی پرداخته‌اند. این مطالعات عمدتاً با استفاده از مدل‌های اقتصادسنجی، به تحلیل نوسانات بازار سهام، ارتباط بین ریسک و بازده، و تأثیر شوک‌های بیرونی مانند نرخ ارز، قیمت نفت و اخبار مربوط به همه‌گیری پرداخته‌اند. باوجود یافته‌های ارزشمند، بیشتر این پژوهش‌ها بر سطح کلی بازار متمرکز بوده و کمتر به صنایع خاص، به‌ویژه صنعت دارویی، توجه داشته‌اند. همچنین، در اغلب موارد، شاخص مشخص و مستقلی برای اندازه‌گیری نا اطمینانی ناشی از پاندمی کووید-۱۹[3] معرفی نشده است و تحلیل‌ها بیشتر به داده‌های خام یا متغیرهای جایگزین محدود بوده‌اند. این شکاف‌ها شامل فقدان شاخص نا اطمینانی مستقل، تمرکز اندک بر صنایع خاص و بهره‌گیری محدود از مدل‌های ساختاری برای تحلیل روابط علی نشان‌دهنده نیاز به پژوهش‌هایی دقیق‌تر و هدفمندتر در این حوزه هستند. پژوهش حاضر با تمرکز بر برآورد شاخص نا اطمینانی کووید-۱۹ و بررسی اثر آن بر سهام شرکت‌های دارویی، تلاشی نوآورانه در جهت پر کردن این خلأها است. استفاده از مدل گارچ برای برآورد نا اطمینانی و مدل خودرگرسیون برداری ساختاری برای تحلیل روابط، نه‌تنها به غنای روش‌شناختی ادبیات می‌افزاید، بلکه می‌تواند در تبیین رفتار بخشی از بازار سرمایه ایران در شرایط بحران، نقش مؤثری ایفا کند.

1. Herwany et al.
2. Ordinary Least Squares
3. COVID-19 pandemic

۳. روش‌شناسی پژوهش

همان‌طور که در بخش‌های قبل اشاره شد، هدف اصلی پژوهش حاضر برآورد شاخص نا اطمینانی بیماری کووید-۱۹ و تأثیر این شاخص نا اطمینانی بر شاخص سهام شرکت‌های فعال در حوزه دارویی بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی آوریل ۲۰۲۰ تا جولای ۲۰۲۳ است. برای رسیدن به هدف پژوهش، ابتدا با استفاده از داده‌های روزانه سه متغیر تعداد مبتلایان جدید، تعداد مرگ‌ومیر جدید و تعداد دوز واکسن جدید تزریق‌شده به هر فرد و با استفاده از روش‌های مرسوم آرچ و گارچ به برآورد شاخص نا اطمینانی بیماری کووید – ۱۹ پرداخته و سپس با استفاده از روش خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) به بررسی تأثیر نا اطمینانی کووید – ۱۹ بر شاخص سهام شرکت‌های فعال در حوزه دارویی بورس اوراق بهادار تهران پرداخته می‌شود. از طرف دیگر، از متغیرهای قیمت جهانی طلا، نرخ ارز، قیمت جهانی نفت و قیمت بیت کوین به‌عنوان متغیرهای کنترلی استفاده خواهد شد.

۳-۱. برآورد نا اطمینانی

در مرحله اول و برای الگوسازی نا اطمینانی بایستی این‌گونه فرض شود که موضوع موردنظر تا چه حد قابل پیش‌بینی است؛ زیرا اکثر نما گرهای اقتصادی و غیراقتصادی به‌صورت ذاتی دارای نوسان و پراکندگی هستند. باتوجه‌به تعریفی که به‌صورت عام از نا اطمینانی وجود دارد این‌گونه برداشت می‌شود که هرچه موضوع موردنظر کم‌تر قابلیت پیش‌بینی باشد نشانگر سطوح بالاتری از نا اطمینانی است (هیبتی و همکاران، ۱۳۹۵). ویروس کووید – ۱۹ در اواخر سال ۲۰۱۹ جهان را در یک شوک بزرگ فروبرد و سطح پیش‌بینی‌پذیری بسیار محدودی نیز داشت به همین دلیل در این دوره نا اطمینانی این پاندمی[1] قطعا قابل‌توجه است.

برای برآورد نا اطمینانی با استفاده از مطالعه جورادو و همکاران[2] (۲۰۱۵) از روش آرچ و گارچ و استفاده از سه متغیر تعداد مبتلایان جدید روزانه، تعداد مرگ‌ومیر جدید روزانه و تعداد واکسن تزریق‌شده جدید روزانه، ابتدا بایستی بهترین الگوی آریما (p,d,q)[3] انتخاب شود. دراین‌رابطه p تعداد جملات خودرگرسیون، d تعداد دفعاتی که سری زمانی اولیه باید تفاضل شود تا مانا شود و q تعداد جملات میانگین متحرک است. برای برآورد مدل آریما از متدولوژی باکس - جنکینز[4] استفاده می‌شود. طبق این روش ابتدا باید مقادیر واقعی p، d و q تعیین شوند. بدین منظور از ابزار نمودار خودهمبستگی[5] و خودهمبستگی جزئی استفاده می‌شود و وقفه‌های بهینه مدل انتخاب می‌شوند؛ سپس ضرایبی که ازنظر آماری نسبت به بقیه ضرایب ازنظر آماری کم‌تر معنی‌دار هستند، بر اساس روش‌شناسی باکس جنکینز حذف می‌شود و مدل مجدداً تخمین زده می‌شود. روند حذف متغیرها با ضرایب بی‌معنی تا مرحله‌ای که ضرایب همه متغیرها ازنظر آماری معنی‌دار باشند، ادامه می‌یابد. همچنین باید آزمون شود که پسماندهای مدل نوفه سفید[6] باشند. برای بررسی در این زمینه مانایی جملات پسماند مورد آزمون قرار

1. Pandemic
2. Jurado et al.
3. ARIMA(p,d,q)
4. Box-Jenkins
5. Autocorrelation
6. white noise

می‌گیرد. واریانس در طول روند تصادفی سری موردنظر ثابت نیست و تابعی از رفتار جملات خطا باشد. مدل‌های خانواده آرچ می‌توانند روند واریانس شرطی را باتوجه‌به اطلاعات گذشته خود توضیح دهند و برای سری‌های زمانی که دارای نوسان هستند و واریانس آن‌ها در طول زمان تغییر می‌کند به کار می‌رود. اما باید به این نکته توجه داشت که تنها زمانی می‌توان با استفاده از روش‌های گارچ نا اطمینانی را تخمین زد که وجود ناهمسانی شرطی توسط آزمون اثر آرچ مورد تأیید قرار گیرد. پس از تأیید اثر آرچ، برای انتخاب p و q بهینه در فرایند گارچ (p,q) معیارهای متفاوتی مانند معیارهای اطلاعات آکائیک[1] و شوارتز – بیزین[2] استفاده می‌شود. هرچقدر مقادیر آکائیک و شوارتز کوچک‌تر باشند بهتر است. پس از برآورد نا اطمینانی در مرحله پایانی باید عدم وجود ناهمسانی واریانس[3] در جملات اخلال تخمین را آزمون کرد. برای این منظور با استفاده از آزمون LM-ARCH، واریانس ناهمسانی جمله اختلال آزمون می‌شود (Engle, 1982; Bollerslev, 1986).

۳–۲. تصریح مدل و معرفی متغیرهای پژوهش

برای اولین بار اعمال محدودیت‌های نظری بر تأثیرات هم‌زمان شوک‌ها توسط لپر و همکاران[4] (۱۹۹۶)، بلانچارد و واتسون (۱۹۸۶)[5] و برنانک (۱۹۸۶)[6] توسعه داده شد. مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR)[7] سپس توسط کلاریدا و گالی (۱۹۹۴)[8] با اعمال محدودیت‌های نظری بر اثرات بلندمدت شوک‌ها توسعه داده‌شده است. به‌طور صریح مدل (SVAR) اعمال پارامترهای ساختاری بر رویکرد اساسی یک نظریه اقتصادی را مجاز می‌داند (Shahrazi et al., 2023). پس از برآورد شاخص نا اطمینانی همه‌گیری کووید – ۱۹ به بررسی تأثیر این نا اطمینانی بر شاخص سهام شرکت‌های فعال در حوزه دارویی بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی آوریل ۲۰۲۰ تا جولای ۲۰۲۳ پرداخته خواهد شد. برای رسیدن به این هدف با استفاده از مطالعات گائو و همکاران (۲۰۲۲)، سزیگیلسکی و همکاران (۲۰۲۱)، مازور و همکاران (۲۰۲۱)، لیو (۲۰۲۱) و هروانی و همکاران (۲۰۲۱) و مدل خودرگرسیون برداری ساختاری پژوهش حاضر طبق معادله (۱) خواهد بود.

$$BY_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^{n} \Gamma_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (۱)$$

که در معادله فوق؛ $Y_t = (COVUN, Oil, Gold, Bit, Ex)$ بردار ۱×۶ متغیرها، B ماتریس ۶×۶ همزمان، Γ_0 بردار مقادیر ثابت، Γ_i ماتریس ۶×۶ ضریب خودرگرسیون و n تعداد وقفه‌های بهینه است. از طرف دیگر، ε_t بردار ۱×۶ نوآوری‌های ساختاری و نامرتبط متقابل است. هنگامی که عناصر B^{-1} تخمین زده می‌شوند، می‌توانیم بردار شوک‌های ساختاری را محاسبه کنیم. درنتیجه ماتریس ضرایب بلندمدت ما به شکل زیر خواهد بود.

---

1. Akaike information criterion
2. Bayesian information criterion
3. Heterogeneity of variance
4. Leeper et al.
5. Blanchard & Watson
6. Bernanke
7. Structural Vector Autoregression
8. Clarida & Gali

$$e_t = \begin{bmatrix} e_t^{COVUN} \\ e_t^{Oil} \\ e_t^{Glod} \\ e_t^{Bit} \\ e_t^{Ex} \\ e_t^{HSM} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} & 0 & 0 \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} & \alpha_{54} & \alpha_{55} & 0 \\ \alpha_{61} & \alpha_{62} & \alpha_{63} & \alpha_{64} & \alpha_{65} & \alpha_{66} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} e_t^{COVUNShock} \\ e_t^{OilShock} \\ e_t^{GoldShock} \\ e_t^{BitShock} \\ e_t^{ExShock} \\ e_t^{HSMShock} \end{bmatrix} \quad (۲)$$

که ۰ در ماتریس فوق نشان‌دهنده این است که هیچ پاسخ خاصی از شوک‌های مورد انتظار نیست، عناصر غیر صفر مانند α_{ij} (i= ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶ و j= ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶) ضرایب پاسخ i به شوک j هستند. در معادله فوق، HSM_t شاخص سهام شرکت‌های فعال در حوزه دارویی بورس اوراق بهادار تهران، $COVUN_t$ شاخص نا اطمینانی همه‌گیری کووید - ۱۹، Oil_t قیمت جهانی نفت، $Gold_t$ قیمت جهانی طلا، Bit_t قیمت بیت کوین، Ex_t نرخ ارز و عبارت e_{it} جز خطا است. از طرف دیگر، متغیرهای پژوهش به‌صورت کامل در جدول (۱) معرفی شده است.

جدول ۱: معرفی متغیرهای پژوهش

نوع متغیر	نماد	نام متغیر	واحد	منبع
وابسته	HSM	شاخص سهام شرکت‌های فعال در حوزه دارویی[1] بورس اوراق بهادار تهران	–	شرکت بورس اوراق بهادار تهران
مستقل	COVUN	شاخص نا اطمینانی همه‌گیری کووید – ۲۱۹[2]	–	نتایج پژوهش
	Oil	قیمت جهانی نفت[3]	دلار آمریکا	Oil Price
	Gold	قیمت جهانی طلا[4]	دلار آمریکا	bullionvault
	Bit	قیمت بیت کوین[5]	دلار آمریکا	CoinDesk
	Ex	نرخ ارز (نرخ دلار بازار آزاد)[6]	ریال ایران	CBI

منبع: نتایج پژوهش

در این مطالعه، برای تخمین توابع عکس‌العمل آنی و تجزیه تاریخی در مدل خودرگرسیون برداری ساختاری (SVAR) از روش تجزیه ساختاری استفاده‌شده است. دلیل انتخاب این روش، توانایی آن در شناسایی شوک‌های ساختاری از طریق اعمال قیود نظری مبتنی بر روابط اقتصادی بین متغیرها است. در مقایسه با روش‌هایی مانند چالسکی[7] یا شوک‌های تعمیم‌یافته[8]، روش تجزیه ساختاری امکان استخراج دقیق‌تر اثرات شوک‌های ساختاری را فراهم کرده و از وابستگی به ترتیب متغیرها جلوگیری می‌کند (Clarida & Gali, 1994).

1. Health Stock Market
2. Covid – 19 Uncertainty
3. Global Oil Price
4. Global Gold Price
5. Bitcoin Price
6. Exchange rate (US$=IRRial)
7. Cholesky's method
8. generalized shocks

۴. یافته‌های پژوهش

۴–۱. برآورد نا اطمینانی بیماری کووید – ۱۹

در این بخش باتوجه‌به مطالعه بیکر و همکاران (۲۰۱۶)[1] ابتدا به برآورد نا اطمینانی داده‌های نرخ مرگ‌ومیر، نرخ مبتلایان و تعداد واکسن تزریق‌شده به هر فرد می‌پردازیم. سپس با استفاده از روش نرمال‌سازی داده‌ها و میانگین گیری از سه نا اطمینانی فوق، اقدام به برآورد نا اطمینانی بیماری کووید – ۱۹ پرداخته می‌شود. در مرحله اول نتایج آزمون مانایی سه متغیر نرخ مرگ‌ومیر، نرخ مبتلایان و تعداد واکسن تزریق‌شده به هر فرد ارائه‌شده است. جدول (۲) نتایج آزمون ریشه واحد را برای متغیرهای پژوهش نشان می‌دهد. باتوجه‌به اینکه هر سه سری زمانی فوق در سطح مانا هستند، بنابراین، درجه هم انباشتگی این متغیرها یک بوده و لذا مشکلی بابت استفاده از مدل‌های آرچ و گارچ وجود ندارد. بااین‌حال، توجه به این نکته ضروری است که درصورتی‌که وجود ناهمسانی شـرطی توسـط آزمـون اثـر آرچ تأیید شود، آنگاه می‌توان با استفاده از روش‌های گارچ نا اطمینانی را تخمین زد.

جدول ۲: نتایج آزمون مانایی متغیرهای پژوهش

نماد	نام متغیر	آزمون مانایی در سطح		درجه مانایی
		مقدار آماره	سطح احتمال	
NC	مبتلایان جدید کووید – ۱۹	-۳/۲۴	۰/۰۱۸	I(0)
ND	مرگ‌ومیر جدید کووید – ۱۹	-۲/۷۹	۰/۰۵۰	I(0)
NV	واکسن‌های تزریق‌شده	-۳/۱۹	۰/۰۲۲	I(0)

منبع: نتایج پژوهش

حال، در این قسمت، با استفاده از آزمون ARCH-LM، ناهمسانی شرطی جملات اخلال در جدول (۳) موردبررسی و تحلیل قرار می‌گیرد. بر اساس نتایج مندرج در جدول (۳) فرضیه صفر درباره همسانی واریانس جملات اخلال درمورد هر سه سری زمانی در سطح احتمال ۵ درصد رد می‌شود. تجزیه‌وتحلیل واریانس در سری‌های زمانی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین مراحل در پژوهش، به ما کمک می‌کند تا بهترین تخمین از متغیرهای ناپایدار و نوسانات بازار را به دست آوریم.

جدول ۳: نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

نماد	نام متغیر	کمیت آماری F	مقدار احتمال
NC	مبتلایان جدید کووید – ۱۹	۶۹/۰۷	۰/۰۰۰
ND	مرگ‌ومیر جدید کووید – ۱۹	۱۲۸/۳۰	۰/۰۰۰
NV	واکسن‌های تزریق‌شده	۱۲۱/۴۰	۰/۰۰۰

منبع: نتایج پژوهش

1. Baker et al.

جدول ۴: انتخاب p و q در فرایند GARCH (p,q)

متغیر	معیار											
	(۱و۰)		(۱و۱)		(۱و۲)		(۲و۱)		(۲و۲)			
	آکاییک	شوارتز	آکاییک	شوارتز	آکاییک	شوارتز	آکاییک	شوارتز	آکاییک	شوارتز		
NC	۱۵/۶۹	۱۵/۷۴	۱۲/۲۸	۱۲/۳۲	۱۱/۸۹	۱۱/۹۵	۱۱/۹۰	۱۱/۹۷	۱۱/۹۱	۱۱/۹۹	۱۲/۰۲	۱۲/۰۱
ND	۷/۵۵	۷/۵۹	۴/۴۱	۴/۴۶	۴/۴۰	۴/۳۹	۴/۴۲	۴/۵۰	۴/۴۵	۴/۴۸	۴/۵۱	۴/۴۹
NV	۲۲/۴۷	۲۲/۵۱	۱۴/۷۳	۱۴/۷۵	۱۴/۶۵	۱۴/۶۴	۱۴/۶۶	۱۴/۷۴	۱۴/۶۸	۱۴/۷۶	۱۴/۷۰	۱۴/۷۸

منبع: نتایج پژوهش

در ادامه برای انتخاب بهترین میزان p و q در مدل گارچ از معیار آکاییک و شوارتز استفاده می‌شود. انتخاب بهینه، انتخابی با حداقل مقدار این دو معیار است. در این بخش‌بر اساس جدول (۴) کم‌ترین مقدار معیار آکاییک و شوارتز – بیزین به‌عنوان وقفه بهینه در مدل گارچ انتخاب می‌گردد. باتوجه‌به جدول فوق برای هر سه سری زمانی، گارچ (۱و۱) به‌عنوان معیار تخمین در نظر گرفته می‌شود.

نتایج تخمین مدل برای هر سه سری زمانی بر اساس وقفه بهینه موردنظر در جدول (۵) ارائه‌شده است. همان‌طور که از جدول (۵) مشاهده می‌گردد، وقفه هرکدام از متغیرها دارای اثر مثبت و معنی‌دار بر خود متغیر در دوره جاری بوده است. از طرف دیگر، در معادله واریانس گارچ، توان دوم وقفه جملات اخلال برای هر سه سری زمانی موردنظر اثر مثبت و معنی‌دار بر متغیرها دارد که این میزان به ترتیب برای مبتلایان جدید کووید – ۱۹، مرگ‌ومیر جدید کووید – ۱۹ و واکسن‌های تزریق‌شده برابر با ۲/۲۷۳، ۱/۸۴۹ و ۲/۵۱۸ واحد است. همچنین، وقفه واریانس خطاها یا همان وقفه گارچ برای هر سه سری زمانی موردنظر معنی‌دار است.

جدول ۵: نتایج مدل GARCH (1,1)

نماد	متغیر	نام آماره	ضریب	آماره Z	احتمال
NC	مبتلایان جدید کووید – ۱۹	وقفه مبتلایان جدید کووید – ۱۹	۰/۹۰۸	۲۱۳/۷۴۶	۰/۰۰۰
		عرض از مبدأ	۰/۲۲۵	۲/۴۵۲	۰/۰۱۴
		توان دوم وقفه جملات اخلال	۲/۲۷۳	۸/۶۶۸	۰/۰۰۰
		وقفه گارچ	۰/۱۹۳	۶/۰۲۹	۰/۰۰۰
ND	مرگ‌ومیر جدید کووید – ۱۹	وقفه مرگ‌ومیر جدید کووید – ۱۹	۰/۸۶۰	۱۹۶/۱۸۸	۰/۰۰۰
		عرض از مبدأ	۰/۱۲۲	۲/۳۲۷	۰/۰۵۹
		توان دوم وقفه جملات اخلال	۱/۸۴۹	۸/۹۰۱	۰/۰۰۰
		وقفه گارچ	۰/۱۵۶	۳/۸۶۲	۰/۰۰۰
NV	واکسن‌های تزریق‌شده	وقفه واکسن‌های تزریق‌شده	۰/۵۸۸	۲۹/۶۲۸	۰/۰۰۰
		عرض از مبدأ	۵/۸۵۳	۲۰/۸۵۵	۰/۰۰۰
		توان دوم وقفه جملات اخلال	۲/۵۱۸	۸/۸۳۱	۰/۰۰۰
		وقفه گارچ	۰/۲۴۸	۹/۶۱۲	۰/۰۰۰

منبع: نتایج پژوهش

در مرحله بعد، باید عدم وجود ناهمسانی واریانس در جملات اخلال تخمین گارچ (۱و۱) را آزمون کرد. به این منظور، مجدداً با استفاده از آزمون ARCH-LM، واریانس ناهمسانی جمله اختلال مورد آزمون قرار می‌گیرد. جدول (۶) نتایج آزمون ناهمسانی واریانس جمله اخلال را نشان می‌دهد. نتایج جدول (۶) نشان می‌دهد که فرضیه صفر آزمون LM را که بیانگر عدم وجود ناهمسانی واریانس است، نمی‌توان رد کرد و بنابراین، جملات اخلال مدل برآوردی مشکل ناهمسانی واریانس ندارد و مدل‌های برآوردی را می‌توان تأیید کرد.

جدول ۶: نتایج آزمون ناهمسانی واریانس

نماد	نام متغیر	کمیت آماری F	مقدار احتمال
NC	مبتلایان جدید کووید – ۱۹	۰/۷۱۴	۰/۳۹۹
ND	مرگ‌ومیر جدید کووید – ۱۹	۰/۳۳۱	۰/۵۶۵
NV	واکسن‌های تزریق‌شده	۰/۰۲۲	۰/۸۸۲

منبع: نتایج پژوهش

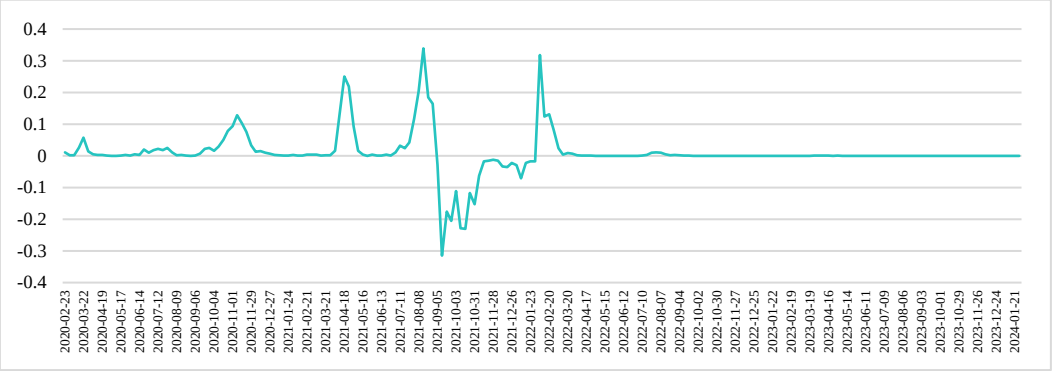
درنهایت برای به دست آوردن شاخص نا اطمینانی بیماری کووید – ۱۹، ابتدا باید هر سه نا اطمینانی مبتلایان جدید کووید – ۱۹، مرگ‌ومیر جدید کووید – ۱۹و واکسن‌های تزریق‌شده استاندارد شود. برای فرایند استانداردسازی دو نا اطمینانی مبتلایان جدید کووید – ۱۹ و مرگ‌ومیر جدید کووید – که دارای تأثیر افزایشی بر نا اطمینانی کووید – ۱۹ هستند از معادله (۳) و برای نا اطمینانی واکسن‌های تزریق‌شده که دارای تأثیر کاهشی بر نا اطمینانی کووید – ۱۹ است از معادله (۴) استفاده می‌کنیم.

$$I_{qc} = \frac{x_{qc} - min_{c(xq)}}{max_{c(xq)} - min_{c(xq)}} \quad (۳)$$

$$I_{qc} = (-1)\frac{x_{qc} - min_{c(xq)}}{max_{c(xq)} - min_{c(xq)}} \quad (۴)$$

که در دو معادله فوق، I_{qc} مقدار استانداردشده مؤلفه q و x_{qc} مقدار واقعی همان مشاهده است. $max_{c(xq)}$ و $min_{c(xq)}$ نیز به ترتیب بیشترین و کم‌ترین مشاهده است. بعد از استانداردسازی سری‌های زمانی برای محاسبه نهایی شاخص نااطمینانی بیماری کووید – ۱۹ به‌تبعیت از مطالعه بیکر و همکاران (۲۰۱۶) از روش میانگین‌گیری ساده استفاده‌شده است. درنتیجه این شاخص عددی است بین ۱- و ۱ که هرچه به ۱ نزدیک‌تر باشد نشان‌گر افزایش این نااطمینانی است. نمودار (۱) شاخص اندازه‌گیری شده نااطمینانی بیماری کووید– ۱۹ را نشان می‌دهد.

همان‌طور که از نمودار شکل (۱) مشاهده می‌گردد، نااطمینانی کووید – ۱۹ در ایران از ابتدای ماه دوم ۲۰۲۰ رو به افزایش بوده و در ماه چهارم ۲۰۲۰ به اولین بیشینه خود می‌رسد. دومین بیشینه در ماه دوازدهم ۲۰۲۰، سومین و بیشترین بیشینه با مقدار ۰/۳۴ نیز متعلق به ماه هشتم ۲۰۲۱ است. با گسترش واکسیناسیون در اواخر ماه هشتم ۲۰۲۰، نا اطمینانی کووید – ۱۹، نا اطمینانی این بیماری در ایران شروع به کاهش کرده و در ماه دهم ۲۰۲۱ به کم‌ترین میزان خود یعنی ۰/۳۱- واحد رسیده است. وجود پیک‌های متعدد این بیماری سبب شده که در ماه‌های بعد مجدد این نا اطمینانی افزایش‌یافته و مجدد پیک چهارم این نا اطمینانی در ماه سوم ۲۰۲۲ اتفاق افتاده است و سپس روند این نا اطمینانی تا انتهای دوره زمانی پژوهش کاهشی بوده و به صفر نزدیک می‌شود.



شکل ۱: نمودار شاخص نا اطمینانی بیماری کووید – ۱۹ برای ایران

۴-۲. تأثیر شاخص نا اطمینانی کووید-۱۹ بر بازده سهام شرکت‌های فعال حوزه دارویی

در ابتدا ذکر شد که هدف اصلی دوم این پژوهش برآورد تأثیر شاخص نا اطمینانی بیماری کووید-۱۹ بر بازده سهام شرکت‌های فعال حوزه دارویی بورس اوراق بهادار تهران است. درنتیجه، در این بخش نتایج این مبحث ارائه می‌گردد. در این بخش ابتدا نتایج آزمون مانایی برای متغیرهای پژوهش موردبررسی قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون در جدول (۷) ارائه‌شده است. همان‌طور که مشاهده می‌گردد، تمامی متغیرهای مورداستفاده در سطح احتمال ۵ درصد و با در نظر گرفتن یک شکست ساختاری در سطح مانا هستند و درنتیجه مشکلی برای استفاده از مدل خود رگرسیون برداری ساختاری وجود ندارد زیرا یکی از شرایط استفاده از این مدل مانایی همه متغیرهای پژوهش در سطح و یا با یک‌بار تفاضل است.

جدول ۷: نتایج آزمون مانایی

نام متغیر	نماد	آزمون مانایی در سطح		سال شکست ساختاری	درجه مانایی
		آماره آزمون	سطح احتمال		
شاخص سهام شرکت‌های دارویی	HSM	-۳/۴۷۰	۰/۰۰۰	۲۰۲۲/۰۸/۳۱	I(0)
شاخص نا اطمینانی همه‌گیری کووید – ۱۹	COVUN	-۵/۸۴۶	۰/۰۲۴	۲۰۲۱/۰۷/۱۴	I(0)
قیمت جهانی نفت	Oil	-۴/۲۸۹	۰/۰۰۴	۲۰۲۲/۰۹/۲۱	I(0)
قیمت جهانی طلا	Gold	-۳/۵۶۰	۰/۰۰۲	۲۰۲۱/۰۴/۱۴	I(0)
قیمت بیت کوین	Bit	-۳/۴۸۲	۰/۰۰۲	۲۰۲۰/۱۰/۲۱	I(0)
نرخ ارز	Ex	-۴/۵۵۴	۰/۰۰۰	۲۰۲۰/۰۲/۱۲	I(0)

منبع: نتایج پژوهش

تعیین وقفه در مدل‌های خودرگرسیون برداری ساختاری طبق جدول (۸)، از معیارهای اطلاعات مانند آکائیک[1]، حنان - کویین[2] و شوارتز – بیزین[3] استفاده‌شده است. باتوجه‌به آماره معیارهای اطلاعات آکائیک، حنان – کویین و شوارتز – بیزین طول وقفه ۲ برای مدل تعیین می‌گردد.

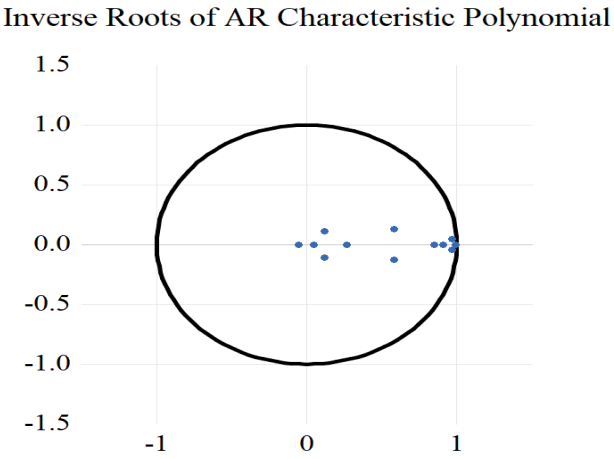
1. AIC: Akaike information criterion
2. HQ: Hannan-Quinn information criterion
3. SC: Schwarz information criterion

جدول ۸: تعیین طول وقفه بهینه مدل

وقفه	معیار آکائیک	معیار حنان - کوئین	معیار شوارتز – بیزین
۰	۸۷/۰۷۷	۸۷/۱۲۴	۸۷/۱۹۳
۱	۷۱/۳۱۸	۷۱/۸۹۵	۷۲/۷۸۵
۲	۷۱/۲۸۶*	۷۱/۶۴۶*	۷۲/۱۲۶*
۳	۷۱/۵۰۲	۷۲/۳۹۱	۷۳/۶۹۳
۴	۷۱/۷۲۱	۷۲/۸۹۲	۷۴/۶۰۴
۵	۷۱/۷۸۴	۷۳/۱۹۹	۷۵/۳۲۳

منبع: نتایج پژوهش

حال به بررسی آزمون پایداری مدل خودرگرسیون برداری از طریق آزمون دایره ریشه‌های معکوس چندجمله‌ای پرداخته خواهد شد. نتایج این آزمون در شکل (۲) قابل‌مشاهده است. همان‌طور که مشاهده می‌گردد، هیچ ریشه‌ای خارج از دایره واحد قرار ندارد درنتیجه مدل خودرگرسیون برداری ساختاری، شرایط ثبات را برآورده می‌کند و درنتیجه عدم کاذب بودن ضرایب مدل تأیید می‌گردد.



شکل ۲: آزمون دایره ریشه‌های معکوس چندجمله‌ای

منبع: نتایج پژوهش

قبل از ارائه نتایج مدل، آزمون همبستگی سریالی، ناهمسانی واریانس و آزمون ثبات پارامترها است که در جدول (۹) گزارش‌شده است. همان‌طور که مشاهده می‌گردد، احتمال هر دو آزمون همبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس بالاتر از ۵ درصد است. درنتیجه، فروض صفر به ترتیب مبنی بر عدم وجود همبستگی سریالی و عدم وجود ناهمسانی واریانس رد نشده و تأیید می‌گردد. از طرف دیگر، سطح احتمال آزمون ثبات پارامترها نیز بالای ۵ درصد است. درنتیجه فرض صفر این آزمون دال بر وجود هم انباشتگی بین متغیرها رد نشده و تأیید می‌گردد و پارامترها از ثبات برخوردار هستند.

جدول ۹: نتایج آزمون همبستگی سریالی، واریانس ناهمسانی و ثبات پارامترها

آزمون همبستگی سریالی				آزمون واریانس ناهمسانی		
وقفه	درجه آزادی	آماره	احتمال	آماره	درجه آزادی	احتمال
۱	۳۲	۳۴/۴۵۸	۰/۵۴۲	۶۰/۶۷۲	۱۰	۰/۱۹۵
۲	۷۸	۵۹/۴۴۴	۰/۸۵۴			
۳	۱۰۸	۱۰۳/۴۰۶	۰/۶۰۷			
آزمون ثبات پارامترها						
آماره هانسن			احتمال			
۰/۵۱۰			۰/۱۱۵			

منبع: نتایج پژوهش

جدول (۱۰) هم‌حسی بین متغیرهای پژوهش را گزارش می‌کند. باتوجه‌به جدول، می‌توان گفت که هم‌حسی بین متغیرها در سطح پایینی قرار دارد. برای هر جفت از متغیرها، ضرایب هم‌حسی نشان‌دهنده ارتباط ضعیف یا تقریباً هیچ‌گونه ارتباطی بین آن‌ها هستند. به‌طور خاص، تمام ضرایب هم‌حسی در سطح پایین از ۰/۳ قرار دارند، که نشان‌دهنده همبستگی ناچیز یا غیر قوی بین متغیرها است. بنابراین، باتوجه‌به سطح پایین هم‌حسی بین متغیرها، می‌توان نتیجه گرفت که هر یک از این متغیرها اطلاعات مستقل و منحصربه‌فردی را به مدل اضافه می‌کنند و مدل تحلیل نتایج به شکل قابل‌اعتمادی خواهد بود.

جدول ۱۰: هم‌حسی بین متغیرهای پژوهش

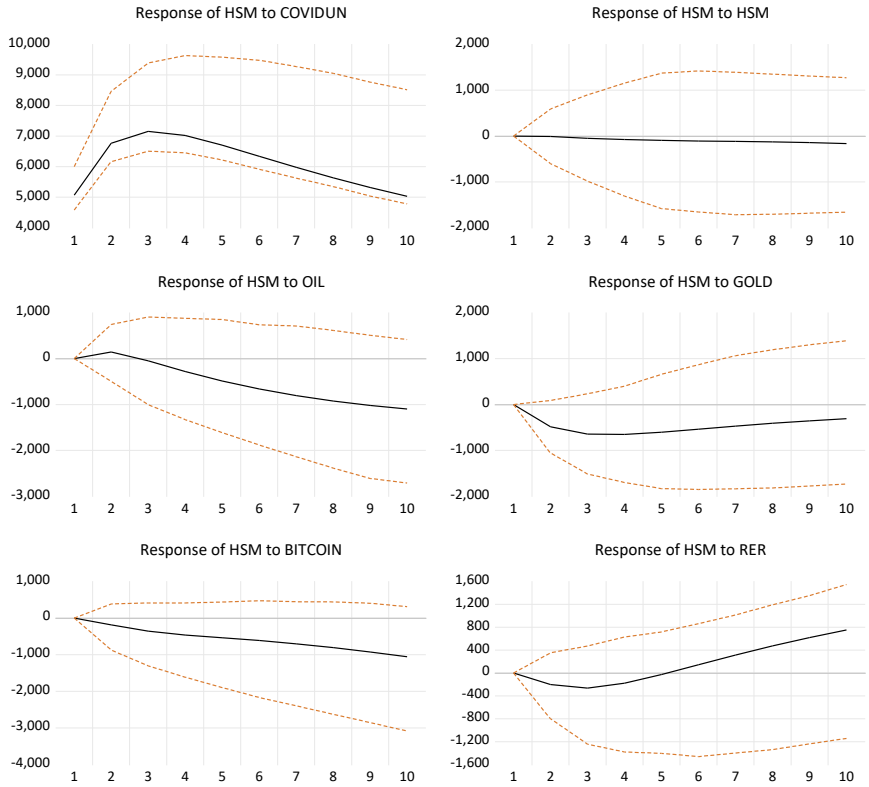
	HSM	COVUN	Oil	Gold	Bit	Ex
HSM	۱/۰۰					
COVUN	-۰/۰۴۲	۱/۰۰				
Oil	۰/۱۱۷	-۰/۲۰۱	۱/۰۰			
Gold	۰/۳۹۵	۰/۰۲۱	۰/۲۵۱	۱/۰۰		
Bit	-۰/۰۳۱	-۰/۰۹۵	۰/۵۳۱	۰/۲۰۹	۱/۰۰	
Ex	۰/۴۷۲	-۰/۱۰۰	۰/۴۵۱	۰/۳۵۴	-۰/۰۸۱	۱/۰۰

منبع: نتایج پژوهش

شکل (۳) توابع واکنش آنی[1] را ارائه می‌دهد. در بررسی واکنش شاخص سهام شرکت‌های دارویی بورس به شوک نا اطمینانی کووید-۱۹، نتایج نشان می‌دهد که، بازار سهام در ابتدا افزایش‌یافته و پس از چند دوره روندی کاهشی را تجربه می‌کند. این یافته می‌تواند حاکی از آن باشد که در کوتاه‌مدت، سیاست‌های حمایتی و انتظارات

1. Impulse Response Functions

سرمایه‌گذاران منجر به رشد شاخص شده است، اما در بلندمدت، نا اطمینانی‌های اقتصادی و تأثیرات منفی بحران‌های بهداشتی موجب کاهش ارزش بازار می‌شود. بااین‌حال، بررسی فواصل اطمینان نشان می‌دهد که واکنش در برخی از دوره‌های زمانی ازلحاظ آماری معنادار نیست. این امر نشان می‌دهد که رابطه میان شوک[1] کووید-۱۹ و شاخص بازار سهام ممکن است تحت تأثیر سایر عوامل اقتصادی قرار داشته باشد و نمی‌توان با اطمینان، اثرگذاری مستقیم این شوک را در تمامی دوره‌ها تأیید کرد.



شکل ۳: توابع واکنش آنی

منبع: نتایج پژوهش

در واکنش به شوک نفتی، شاخص بازار سهام روندی نزولی را نشان می‌دهد که بیانگر تأثیر منفی افزایش قیمت نفت بر بازار سهام است. این تأثیر می‌تواند ناشی از افزایش هزینه‌های تولید برای شرکت‌های وابسته به انرژی و کاهش سودآوری آن‌ها باشد. علاوه بر این، افزایش قیمت نفت می‌تواند موجب تشدید فشارهای تورمی و اعمال سیاست‌های انقباضی[2] از سوی بانک‌های مرکزی شود که تأثیر منفی بر ارزش بازار سهام خواهد داشت. بااین‌حال، بررسی فواصل اطمینان نشان می‌دهد که این واکنش در برخی دوره‌های زمانی فاقد معناداری آماری است. این امر، حاکی از آن است که تأثیر شوک‌های نفتی بر بازار سهام ممکن است وابسته به سایر عوامل اقتصادی، همچون سیاست‌های کلان اقتصادی، ساختار بازار و میزان وابستگی صنایع به قیمت نفت باشد.

1. Shock
2. Contractionary Policies

در خصوص واکنش بازار سهام به شوک قیمت طلا، مشاهده می‌شود که شاخص ابتدا کاهش‌یافته و سپس روندی صعودی را تجربه می‌کند. این الگو نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، افزایش قیمت طلا به‌عنوان یک دارایی امن ممکن است موجب خروج سرمایه‌ها از بازار سهام شود. اما در بلندمدت، با تعدیل شرایط و کاهش نوسانات، اثر منفی این شوک کاهش‌یافته و بازار به وضعیت تعادلی بازمی‌گردد. بااین‌وجود، فواصل اطمینان در برخی دوره‌ها دربردارنده صفر بوده که نشان‌دهنده عدم معناداری آماری واکنش در آن دوره‌ها است؛ بنابراین، این احتمال وجود دارد که شوک طلا در برخی مقاطع زمانی اثر مشخصی بر شاخص بازار سهام نداشته باشد و عوامل دیگری در تعیین روند شاخص نقش ایفا کنند.

واکنش بازار سهام به شوک بیت کوین نیز منفی بوده و در طول زمان تداوم دارد. این یافته می‌تواند نشان‌دهنده افزایش نقش دارایی‌های دیجیتال به‌عنوان یک جایگزین برای سرمایه‌گذاری‌های سنتی باشد. با رشد قیمت بیت کوین، ممکن است سرمایه‌گذاران بخشی از منابع خود را از بازار سهام خارج کرده و به بازار رمزارزها منتقل کنند که منجر به کاهش شاخص بازار سهام خواهد شد. بااین‌حال، بررسی فواصل اطمینان نشان می‌دهد که این واکنش در برخی دوره‌ها فاقد معناداری آماری است. این عدم معناداری می‌تواند به دلیل ماهیت پر نوسان بازار رمزارزها و عدم وجود یک رابطه پایدار میان بیت کوین و بازار سهام باشد. ازاین‌رو، نمی‌توان به‌طور قطعی تأثیر منفی شوک بیت کوین بر بازار سهام را در تمامی دوره‌ها تأیید کرد.

واکنش بازار سهام به شوک نرخ ارز نیز حاکی از آن است که در ابتدا افزایش نرخ ارز موجب کاهش شاخص بازار سهام می‌شود، اما در ادامه این روند معکوس شده و شاخص رشد می‌کند. این واکنش نشان می‌دهد که افزایش نوسانات نرخ ارز می‌تواند در کوتاه‌مدت موجب افزایش نا اطمینانی و کاهش سرمایه‌گذاری در بازار سهام شود. بااین‌حال، در بلندمدت، شرکت‌های صادرات ممکن است از کاهش ارزش پول ملی سود ببرند که منجر به بهبود شاخص بازار سهام خواهد شد. بررسی فواصل اطمینان نشان می‌دهد که در برخی از دوره‌های زمانی، واکنش به این شوک ازنظر آماری معنادار نیست. این موضوع نشان‌دهنده آن است که تأثیر نرخ ارزبر بازار سهام ممکن است وابسته به شرایط اقتصادی، سیاست‌های ارزی و میزان وابستگی شرکت‌ها به واردات و صادرات باشد.

در ادامه جدول (۱۱) تجزیه واریانس[1] را ارائه می‌دهد. نتایج، نشان‌دهنده سهم هر یک از شوک‌های اقتصادی و بهداشتی در تبیین تغییرات شاخص سهام شرکت‌های فعال در حوزه دارویی بورس تهران در یک بازه ده دوره‌ای است. این تحلیل به بررسی نحوه‌ی انتقال و پایداری این شوک‌ها در طول زمان می‌پردازد و به تبیین اهمیت هر یک از متغیرهای موردبررسی در نوسانات بازار سهام دارویی کمک می‌کند. در ابتدا، شوک خود شاخص سهام دارویی تنها عامل تغییرات در دوره اول است، به‌طوری‌که در این دوره ۱۰۰ درصد تغییرات را توضیح می‌دهد. این امر نشان‌دهنده‌ی واکنش اولیه بازار به تغییرات درونی خود است، امری که در بسیاری از مطالعات مرتبط با تجزیه واریانس مشاهده‌شده است. بااین‌حال، این اثر در طول زمان کاهش می‌یابد، به‌گونه‌ای که در دوره دهم سهم این شوک به ۵۱/۵۶ درصد می‌رسد. کاهش تدریجی تأثیر این شوک نشان می‌دهد که باگذشت زمان، سایر متغیرها نقش بیشتری در توضیح نوسانات بازار ایفا می‌کنند و شاخص سهام به‌تدریج تحت تأثیر نیروهای برون‌زا

1. Variance Decomposition

قرار می‌گیرد. یکی از مهم‌ترین این نیروهای برون‌زا شوک نا اطمینانی ناشی از کووید-۱۹ است که در ابتدای دوره هیچ تأثیری بر نوسانات بازار ندارد، اما به‌مرورزمان اهمیت آن افزایش می‌یابد. در دوره دوم، سهم این شوک تنها ۳/۵۷ درصد است، اما در دوره دهم به ۳۲/۴۳ درصد افزایش می‌یابد. این روند صعودی نشان‌دهنده حساسیت بالای بازار سهام دارویی به تغییرات ناشی از نا اطمینانی‌های بهداشتی است. این یافته با مطالعات قبلی که اثرات مخرب نا اطمینانی‌های اقتصادی و بهداشتی بر بازارهای مالی را بررسی کرده‌اند، همخوانی دارد. افزایش این اثر در بلندمدت می‌تواند به دلیل تغییر در انتظارات سرمایه‌گذاران، تأثیر سیاست‌های بهداشتی بر عملکرد شرکت‌ها و عدم قطعیت درروند کنترل بیماری باشد.

علاوه بر شوک نا اطمینانی کووید-۱۹، شوک نرخ ارز نیز از دیگر عوامل تأثیرگذار در نوسانات سهام دارویی محسوب می‌شود. تأثیر این شوک در دوره‌های ابتدایی محدود است (۰/۳۶۹ درصد در دوره دوم)، اما در طول زمان افزایش‌یافته و در دوره دهم به ۷/۹۲۸ درصد می‌رسد. این افزایش می‌تواند به وابستگی شرکت‌های دارویی به واردات مواد اولیه و تأثیرپذیری آن‌ها از نوسانات نرخ ارز مرتبط باشد. درواقع، افزایش نرخ ارز می‌تواند منجر به افزایش هزینه‌های تولید و درنتیجه کاهش سودآوری این شرکت‌ها شود، که این امر درنهایت بر ارزش سهام آن‌ها تأثیرگذار خواهد بود.

جدول ۱۱: تابع تجزیه واریانس

دوره	شوک شاخص سهام دارویی	شوک نا اطمینانی کووید - ۱۹	شوک قیمت نفت	شوک قیمت طلا	شوک قیمت بیت کوین	شوک نرخ ارز
۱	۱۰۰/۰۰	۰۰/۰۰	۰۰/۰۰	۰۰/۰۰	۰۰/۰۰	۰۰/۰۰
۲	۹۴/۸۲	۳/۵۷	۰/۴۸۷	۰/۵۱۲	۰/۲۳۲	۰/۳۶۹
۳	۸۹/۶۷	۷/۲۱	۰/۹۷۲	۱/۰۲۷	۰/۴۶۸	۰/۶۴۳
۴	۸۴/۳۵	۱۰/۸۴	۱/۴۸۲	۱/۵۴۲	۰/۵۱۸	۱/۲۵۶
۵	۷۸/۹۱	۱۴/۴۶	۲/۰۳۴	۲/۰۶۸	۰/۵۲۹	۱/۹۸۱
۶	۷۳/۴۵	۱۸/۰۸	۲/۶۱۷	۲/۶۰۵	۰/۳۱۹	۲/۹۲۱
۷	۶۷/۹۸	۲۱/۶۸	۳/۲۲۷	۳/۱۵۵	۰/۲۵۸	۳/۹۸۹
۸	۶۲/۵۱	۲۵/۲۷	۳/۸۶۲	۳/۷۱۷	۰/۴۵۱	۵/۱۷۸
۹	۵۷/۰۳	۲۸/۸۵	۴/۵۲۱	۴/۲۹۲	۰/۷۹۶	۶/۴۹۱
۱۰	۵۱/۵۶	۳۲/۴۳	۵/۲۰۴	۴/۸۸۰	۱/۹۹۲	۷/۹۲۸

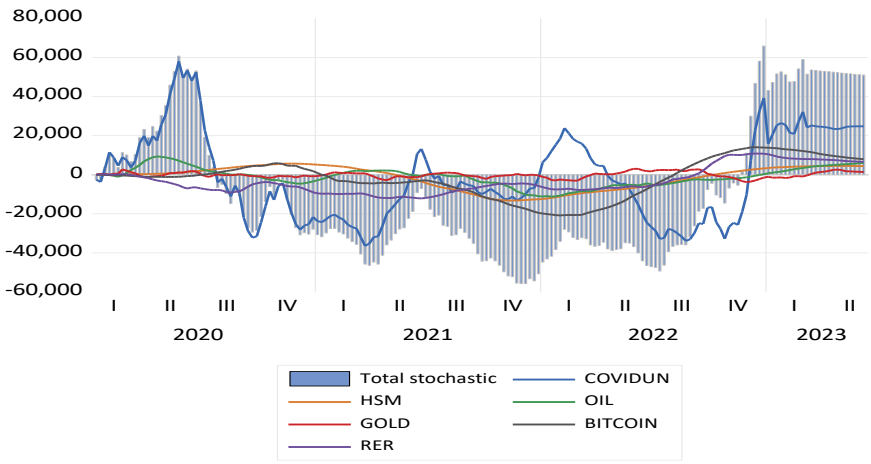
منبع: نتایج پژوهش

شوک قیمت نفت و طلا تأثیر متوسطی بر شاخص سهام دارویی دارند. سهم شوک قیمت نفت از ۰/۴۸۷ درصد در دوره دوم به ۵/۲۰۴ درصد در دوره دهم افزایش می‌یابد، که نشان‌دهنده‌ی تأثیر تدریجی قیمت نفت بر این صنعت است. این اثر می‌تواند به دلیل تأثیر غیرمستقیم قیمت نفت بر هزینه‌های حمل‌ونقل، تولید و مصرف انرژی در صنعت دارویی باشد. از سوی دیگر، تأثیر شوک قیمت طلا نیز نسبتاً محدود است، به‌گونه‌ای که در دوره دوم ۰/۵۱۲ درصد از تغییرات را توضیح می‌دهد و در دوره دهم به ۴/۸۸۰ درصد می‌رسد. این موضوع نشان

می‌دهد که سرمایه‌گذاران در بازار سهام دارویی کم‌تر به تغییرات قیمت طلا واکنش نشان می‌دهند، چراکه این صنعت وابستگی مستقیمی به این متغیر ندارد.

نهایتاً، شوک قیمت بیت کوین کم‌ترین تأثیر را در میان متغیرهای موردبررسی دارد. سهم این شوک در تمامی دوره‌ها در سطح پایینی قرار دارد و حتی در دوره دهم تنها ۱/۹۹۲ درصد از تغییرات شاخص سهام دارویی را توضیح می‌دهد. این نتیجه نشان می‌دهد که بازار سهام دارویی در بورس تهران وابستگی چندانی به نوسانات بازار رمزارزها ندارد و سرمایه‌گذاران این حوزه، برخلاف سایر بازارهای مالی، حساسیت کم‌تری نسبت به تغییرات در این دارایی دیجیتال نشان می‌دهند.

نمودار شکل (۴) تجزیه تاریخی را ارائه می‌کند. نمودار تجزیه تاریخی شاخص سهام شرکت‌های دارویی نشان‌دهنده تأثیر شوک‌های مختلف اقتصادی و مالی بر نوسانات بازار سهام طی دوره ۲۰۲۰ تا ۲۰۲۳ است. نوسانات کل تصادفی[1] که با میله‌های آبی نمایش داده‌شده‌اند، نشان می‌دهند که بازار سهام در اوایل سال ۲۰۲۰ تحت تأثیر بحران کووید-۱۹، نوسانات شدیدی را تجربه کرده است. در این دوره، افزایش نا اطمینانی اقتصادی، کاهش فعالیت‌های تجاری و سیاست‌های پولی و مالی دولت‌ها نقش تعیین‌کننده‌ای در تغییرات بازار داشته‌اند. به‌تدریج، این نوسانات کاهش‌یافته و بازار در مسیر ثبات نسبی قرارگرفته است.



شکل ۴: توابع تجزیه تاریخی

منبع: نتایج پژوهش

بررسی عوامل تأثیرگذار نشان می‌دهد که عدم قطعیت ناشی از کووید-۱۹ بیشترین نقش را در ایجاد نوسانات سال ۲۰۲۰ داشته است. این یافته نشان‌دهنده تأثیر شدید بحران‌های سلامت عمومی بر بازارهای مالی است. در مقابل، تأثیر این عدم قطعیت در سال‌های بعد کاهش‌یافته و جای خود را به سایر متغیرهای اقتصادی داده است. قیمت نفت در برخی دوره‌ها اثرگذاری کم‌تری داشته، اما در سال ۲۰۲۲ نقش پررنگ‌تری پیداکرده است. این موضوع را می‌توان به نوسانات قیمت جهانی نفت، تغییرات در عرضه و تقاضای انرژی و اثرات اقتصادی ناشی از

1. Total Stochastic

آن نسبت داد. در مقابل، قیمت طلا نوسانات نسبتاً محدودی بر شاخص بازار سهام داشته که نشان می‌دهد طلا عمدتاً به‌عنوان یک دارایی امن عمل کرده و اثر آن بر بازارهای مالی بیشتر در شرایط بحران قابل‌مشاهده است. از نکات قابل‌توجه، افزایش تأثیر بیت کوین بر بازار سهام از سال ۲۰۲۱ به بعد است. این امر می‌تواند نشان‌دهنده پذیرش گسترده‌تر دارایی‌های دیجیتال توسط سرمایه‌گذاران و افزایش همبستگی بین این دو بازار باشد. تغییر رفتار سرمایه‌گذاران و ورود دارایی‌های دیجیتال به جریان اصلی سرمایه‌گذاری می‌تواند نقش مهمی در پویایی بازارهای مالی ایفا کند. در کنار این، نرخ ارز نیز در برخی مقاطع به‌ویژه در اواخر ۲۰۲۲ تأثیر محسوسی بر شاخص بازار سهام داشته است که می‌تواند ناشی از سیاست‌های ارزی و تغییرات در سرمایه‌گذاری خارجی باشد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

بیماری کووید-۱۹، یکی از مهم‌ترین و چالش‌برانگیزترین مسائل بهداشتی و پزشکی جهان در دهه اخیر محسوب می‌شود. اهمیت این بیماری نه‌تنها به علت ابعاد بیماری و خطرات مربوط به آن، بلکه به دلیل تأثیرات وسیع اقتصادی، اجتماعی و روانی آن نیز است. کووید-۱۹ باعث ایجاد بحران بهداشتی جهانی شده و تحت تأثیر آن، سیستم‌های بهداشت و درمان در سراسر جهان با چالش‌های بزرگی مواجه شدند. ازجمله تأثیرات مهم این بیماری می‌توان به مرگ‌ومیر زیاد، فشار زیاد بر سیستم‌های بهداشتی، محدودیت‌های اقتصادی، تغییرات در الگوی زندگی اجتماعی، و تحولات در رفتارهای افراد اشاره کرد.

از طرف دیگر، سهام شرکت‌های بهداشتی در بورس یکی از بخش‌های بسیار حیاتی و اساسی اقتصاد هر کشور محسوب می‌شود. این شرکت‌ها مسئولیت تأمین محصولات و خدمات مرتبط با بهداشت و درمان را بر عهده‌دارند که ازجمله آن‌ها می‌توان به داروها، وسایل پزشکی، تجهیزات پزشکی، خدمات درمانی و بهداشتی، تحقیقات و توسعه درزمینه بهداشت و درمان اشاره کرد. این شرکت‌ها نقش بسیار مهمی در حفظ سلامت جامعه دارند و تأمین بهبود و حفظ سلامت جامعه را به‌عنوان یک اولویت اساسی مدنظر دارند. همچنین، سهام شرکت‌های بهداشتی اغلب به‌عنوان یک گزینه سرمایه‌گذاری پایدار و ایمن موردتوجه سرمایه‌گذاران قرار می‌گیرند؛ زیرا فعالیت‌های این شرکت‌ها در معرض ریسک‌های کم‌تری قرار دارند و در دوره‌های بحرانی مانند اپیدمی‌ها یا بحران‌های بهداشتی، عملکرد آن‌ها معمولاً پایدار می‌ماند. به همین دلیل، سهام شرکت‌های بهداشتی در بورس تأثیر بسزایی بر اقتصاد و جامعه دارند و توسعه و پیشرفت این بخش از اقتصاد می‌تواند به بهبود کیفیت زندگی و سلامت مردم کشور کمک کند.

تأثیر کووید-۱۹ بر سهام شرکت‌های بهداشتی در بورس اهمیت بسیار زیادی دارد. با ظهور و گسترش این بیماری، نیاز به محصولات و خدمات بهداشتی و درمانی افزایش‌یافته است. ازاین‌رو، شرکت‌های بهداشتی که در زمینه تولید داروها، تجهیزات پزشکی و خدمات بهداشتی فعالیت می‌کنند، با تقاضای بیشتری روبه‌رو شده‌اند. افزایش تقاضا منجر به افزایش فروش و درآمد شرکت‌ها می‌شود که درنتیجه، ارزش سهام آن‌ها نیز افزایش می‌یابد. همچنین، برخی شرکت‌های بهداشتی در زمینه تحقیق‌وتوسعه داروها و واکسن‌های جدید برای مقابله با کووید-۱۹ فعالیت دارند که در صورت موفقیت، ارزش سهام آن‌ها به طرز قابل‌توجهی افزایش می‌یابد. ازاین‌رو،

توجه سرمایه‌گذاران به سهام شرکت‌های بهداشتی در بازار بورس افزایش می‌یابد و این شرکت‌ها از تغییرات در بازار سرمایه نتیجه‌گیری می‌کنند که در برخی موارد، باعث افزایش قیمت سهام و رشد مالی آن‌ها می‌شود.

پژوهش حاضر دارای دو هدف اصلی است. اول، برآورد شاخص نا اطمینانی بیماری کووید-۱۹ و دوم تأثیر آن بر شاخص سهام شرکت‌های فعال در حوزه دارویی بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی روزانه آوریل ۲۰۲۰ تا جولای ۲۰۲۳. برای رسیدن به اهداف پژوهش، ابتدا با داده‌های روزانه سه متغیر تعداد مبتلایان جدید، تعداد مرگ‌ومیر جدید و تعداد دوز واکسن جدید تزریق‌شده استخراج و با استفاده از روش‌های آرچ و گارچ به برآورد شاخص نا اطمینانی بیماری کووید – ۱۹ پرداخته و سپس با استفاده از روش (SVAR) به بررسی تأثیر نا اطمینانی کووید – ۱۹ بر شاخص سهام شرکت‌های فعال در حوزه دارویی پرداخته می‌شود. از طرف دیگر، از متغیرهای قیمت جهانی طلا، نرخ ارز، قیمت جهانی نفت و قیمت بیت کوین به‌عنوان متغیرهای کنترلی استفاده‌شده است.

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که واکنش شاخص سهام شرکت‌های دارویی بورس به شوک‌های اقتصادی، الگوهای رفتاری متفاوتی را در کوتاه‌مدت و بلندمدت نشان می‌دهد. در مواجهه با نا اطمینانی ناشی از کووید-۱۹، بازار سهام در ابتدا با افزایش روبه‌رو شده، اما در افق زمانی بلندمدت، به دلیل آثار منفی اقتصادی و کاهش اعتماد سرمایه‌گذاران، روندی نزولی را تجربه می‌کند. این یافته، بیانگر آن است که سیاست‌های حمایتی و مداخلات دولتی ممکن است در کوتاه‌مدت اثر مثبتی بر بازار داشته باشند، اما در بلندمدت، اثرات نا اطمینانی‌های کلان اقتصادی بر بازار سهام غالب خواهد شد.

بررسی تأثیر سایر شوک‌های اقتصادی نشان می‌دهد که افزایش قیمت نفت تأثیر منفی بر شاخص بازار سهام دارد. این اثر می‌تواند ناشی از افزایش هزینه‌های تولید برای صنایع وابسته به انرژی و اعمال سیاست‌های پولی انقباضی باشد. از سوی دیگر، افزایش قیمت بیت کوین نیز تأثیر منفی بر بازار سهام داشته که می‌تواند به دلیل تغییر ترجیحات سرمایه‌گذاران و انتقال منابع مالی از بازار سهام به دارایی‌های دیجیتال باشد. واکنش شاخص به شوک قیمت طلا رفتاری دوگانه دارد، به‌طوری‌که در ابتدا اثر منفی اما در ادامه روندی مثبت مشاهده می‌شود. این امر نشان می‌دهد که در کوتاه‌مدت، افزایش قیمت طلا به‌عنوان دارایی امن، موجب خروج سرمایه از بازار سهام می‌شود، اما در بلندمدت، با کاهش نوسانات و بازگشت ثبات به بازار، این اثر تعدیل می‌شود. درارتباط‌با شوک نرخ ارز، مشاهده می‌شود که این اثر در کوتاه‌مدت منفی بوده، اما در بلندمدت تأثیر مثبتی بر شاخص داشته است. این روند بیانگر آن است که در کوتاه‌مدت، افزایش نرخ ارز می‌تواند نا اطمینانی و فشار هزینه‌ای ایجاد کند، اما در بلندمدت، شرکت‌های صادرات از کاهش ارزش پول ملی منتفع شده و این امر باعث افزایش شاخص بازار سهام می‌شود. بااین‌حال، بررسی فواصل اطمینان نشان می‌دهد که برخی از این واکنش‌ها ازنظر آماری معنادار نیستند. این عدم معناداری می‌تواند ناشی از وجود متغیرهای میانجی و عوامل اقتصادی مکمل باشد که برشدت و جهت واکنش‌ها تأثیر می‌گذارند. ازاین‌رو، لازم است در مطالعات آتی، نقش سایر متغیرهای کلان اقتصادی همچون سیاست‌های پولی، وضعیت نقدینگی و شاخص‌های بخش حقیقی اقتصاد در تحلیل نوسانات بازار سهام موردبررسی قرار گیرد.

تجزیه تاریخی شاخص سهام شرکت‌های دارویی نشان می‌دهد که شوک‌های اقتصادی و مالی مختلف بر نوسانات بازار سهام طی دوره ۲۰۲۰ تا ۲۰۲۳ اثرگذار بوده‌اند. بحران کووید-۱۹ در سال ۲۰۲۰ بیشترین سهم را در افزایش نوسانات داشته و تا دوره دهم، بیش از ۳۲ درصد از تغییرات بازار را توضیح می‌دهد. اما باگذشت زمان، تأثیر این عامل کاهش‌یافته و سایر متغیرها، ازجمله نرخ ارز، نقش پررنگ‌تری در نوسانات بازار ایفا کرده‌اند. سهم نرخ ارز در توضیح نوسانات شاخص بازار سهام دارویی در بلندمدت به ۷/۹ درصد افزایش‌یافته است که نشان‌دهنده اهمیت این متغیر در عملکرد شرکت‌های دارویی است. در مقابل، تأثیر شوک‌های قیمت نفت و طلا در سطحی متوسط قرار دارد و شوک‌های مرتبط باقیمت بیت کوین کم‌ترین تأثیر را بر این بازار داشته‌اند.

به‌طورکلی، یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که نوسانات بازار سهام تحت تأثیر ترکیبی از شوک‌های کلان اقتصادی قرار دارد و شدت این اثرات بسته به شرایط بازار و دوره‌های زمانی متغیر است. این نتایج بر ضرورت توجه سیاست‌گذاران و سرمایه‌گذاران به ماهیت پویای بازارهای مالی و نقش عوامل کلان اقتصادی در تحلیل نوسانات تأکید دارد. برای درک دقیق‌تر این روابط، پیشنهاد می‌شود که در مطالعات آتی از مدل‌های پویا و غیرخطی برای بررسی تعاملات میان متغیرهای اقتصادی و بازار سهام استفاده شود.

نتایج این پژوهش با مطالعات، هوشمند نقابی و همکاران (۱۴۰۱)، مجاوریان و همکاران (۱۴۰۱)، رودری و همایونی‌فر (۱۴۰۰)، فتاحی و کیان‌پور (۱۳۹۹)، صانعی‌فر و همکاران (۱۳۹۹)، گائو و همکاران (۲۰۲۲)، سزیگیلسکی و همکاران (۲۰۲۱)، مازور و همکاران (۲۰۲۱)، لی‌یو (۲۰۲۱) و هروانی و همکاران (۲۰۲۱) در یک راستا و همسو است.

باتوجه‌به یافته‌های این پژوهش، مجموعه‌ای از توصیه‌های سیاستی برای کاهش آسیب‌پذیری این صنعت و افزایش پایداری آن ارائه می‌شود:

۱. کاهش نا اطمینانی اقتصادی از طریق سیاست‌های تثبیت‌کننده کلان: نتایج نشان داد که نا اطمینانی ناشی از شوک کووید-۱۹ تأثیر منفی بر بازدهی سهام شرکت‌های دارویی دارد. بنابراین، سیاست‌گذاران باید به دنبال تدوین راهکارهایی برای کاهش نا اطمینانی در سطح اقتصاد کلان باشند. شفافیت در سیاست‌های مالی و پولی، تدوین برنامه‌های اقتصادی پایدار و ارائه اطلاعات به‌روز و دقیق درباره وضعیت اقتصادی و بهداشتی کشور می‌تواند به کاهش رفتارهای ریسک گریزانه سرمایه‌گذاران و افزایش ثبات در بازار سرمایه منجر شود.

۲. مدیریت اثرات نوسانات قیمت نفت بر صنایع وابسته: باتوجه‌به تأثیر منفی شوک‌های قیمتی نفت بر عملکرد شرکت‌های دارویی، پیشنهاد می‌شود که سیاست‌های حمایتی برای کاهش هزینه‌های تولید ناشی از افزایش قیمت انرژی اتخاذ شود. اعمال سیاست‌های یارانه‌ای هدفمند در بخش انرژی، ارتقای بهره‌وری در مصرف سوخت و توسعه زیرساخت‌های انرژی تجدید پذیر می‌تواند از تأثیرات منفی نوسانات قیمت نفت بر این صنعت بکاهد. همچنین، برنامه‌ریزی برای متنوع سازی منابع تأمین مواد اولیه و کاهش وابستگی به واردات انرژی بر می‌تواند از ریسک‌پذیری شرکت‌های دارویی در برابر شوک‌های قیمتی نفت بکاهد.

۳. سیاست‌های تنظیم‌گری در بازارهای موازی برای کنترل خروج سرمایه از بازار سهام: تایج نشان داد که افزایش قیمت طلا و بیت کوین تأثیر منفی بر بازدهی سهام شرکت‌های دارویی داشته است که بیانگر خروج

سرمایه از بازار سهام به سمت دارایی‌های جایگزین است. تقویت جذابیت بازار سرمایه از طریق سیاست‌هایی همچون بهبود شفافیت اطلاعاتی، تسهیل فرایندهای سرمایه‌گذاری، کاهش هزینه‌های مبادلاتی و تقویت نهادهای نظارتی می‌تواند از مهاجرت سرمایه‌ها به سمت بازارهای موازی جلوگیری کند. همچنین، ایجاد ابزارهای مالی جدید مانند اوراق بهادار مرتبط با صنعت دارویی و صندوق‌های سرمایه‌گذاری تخصصی می‌تواند نقدینگی بیشتری را به این صنعت جذب کند.

۴. *توسعه سیاست‌های حمایتی برای تقویت صنعت دارویی در برابر نوسانات اقتصادی:* باتوجه‌به وابستگی صنعت دارویی به متغیرهای کلان اقتصادی، لازم است سیاست‌های حمایتی برای تقویت این صنعت تدوین شود. ایجاد مشوق‌های مالیاتی برای شرکت‌های دارویی، افزایش سرمایه‌گذاری در تحقیق‌وتوسعه، حمایت از تولید مواد اولیه دارویی در داخل کشور و توسعه شبکه‌های توزیع کارآمد ازجمله سیاست‌هایی هستند که می‌توانند تاب‌آوری این صنعت را در برابر شوک‌های اقتصادی افزایش دهند. همچنین، توسعه قراردادهای بلندمدت با تأمین‌کنندگان خارجی و داخلی برای کاهش اثرات نوسانات قیمت مواد اولیه می‌تواند از آسیب‌پذیری این شرکت‌ها بکاهد.

۵. *تقویت چارچوب‌های نظارتی و سیاست‌گذاری برای افزایش پایداری بازار سرمایه:* درنهایت، باتوجه‌به تأثیرات متغیرهای کلان اقتصادی بر بازار سرمایه، پیشنهاد می‌شود که چارچوب‌های نظارتی و سیاست‌گذاری در بازار سرمایه تقویت شود تا از رفتارهای سوداگرانِ و نوسانات شدید جلوگیری شود. توسعه مکانیزم‌های تنظیمی نظیر سقف نوسانات قیمت، الزام به افشای به‌موقع اطلاعات مالی و اقتصادی، و اجرای دقیق‌تر مقررات حاکمیت شرکتی می‌تواند به افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران و کاهش تأثیرات منفی نوسانات اقتصادی بر بازار سرمایه کمک کند.

توضیحات تکمیلی

سپاسگزاری

نویسندگان این مقاله بر خود لازم می‌دانند از داوران محترمی که با نظرات سازنده و راهنمایی‌های خود در بهبود کیفیت این مقاله نقش داشته‌اند تشکر نمایند.

مشارکت نویسندگان

مقاله حاضر مستخرج از رساله دکتری آقای رامین امانی به راهنمایی آقای دکتر عباس عصاری آرانی است.

تضاد منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ‌گونه تضاد منافع در این پژوهش وجود ندارد.

ORCID

Ramin Amani https://orcid.org/0000-0002-3069-8919

Abbas Assari Arani https://orcid.org/0000-0002-4995-867X

منابع و مأخذ

احترامی، محمدپارسا، احمدزاده، خالد و جواهری، بختیار. (۱۴۰۲). بررسی تأثیر پاندمی کووید – ۱۹ بر عملکرد شرکت‌های فعال در حوزه پتروشیمی بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۲(۴)، ۳۶–۶۹. DOI: 10.22034/jepr.2024.140957.1103

رودری، سهیل و همایونی‌فر، مسعود. (۱۴۰۰). بررسی تأثیر شیوع ویروس کرونا بر بازار سهام ایران با لحاظ تغییرات رژیم. *نشریه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۶(۸۷)، ۱۹۵–۲۲۷. DOI: 10.22054/ijer.2020.51202.851

فتاحی، شهرام و کیان‌پور، سعید. (۱۳۹۹). وابستگی بین بازدهی بورس، بازدهی طلا و گسترش ویروس کرونا در ایران: رویکرد توابع کاپیولا. *نشریه اقتصاد و الگو سازی*، ۱۱(۲)، ۱۸۱–۲۲۱. DOI: 10.29252/jem.2021.185233.1493

مجاوریان، سید مجتبی، عشقی، فواد و آهنگری، صدیقه. (۱۴۰۱). تأثیر شیوع بیماری کرونا بر ارزش سهام شرکت‌های مواد غذایی در بورس تهران. *نشریه اقتصاد و توسعه کشاورزی*، ۳۶(۴)، ۳۵۳–۳۶۱. DOI: 10.22067/jead.2022.71165.1053

هوشمند نقابی، زهرا، اسلامی مفیدآبادی، حسین و آقاسی، محمد. (۱۴۰۱). رابطه بازدهی سهام و نوسانات بازده با نقد شوندگی بازار سهام شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران در دوره شیوع بیماری ویروس کرونا. *نشریه پژوهش‌های حسابداری مالی و حسابرسی*، ۱۴(۵۶)، ۱۹۱–۲۲۰. (URL of Article) .

هیبتی، رضا، شجری، هوشنگ و صمدی، سعید. (۱۳۹۵). اندازه‌گیری نا اطمینانی در اقتصاد کلان. *نشریه پژوهش‌های پولی و بانکی*، ۹(۲۸)، ۲۲۳–۲۵۰. DOR: 20.1001.1.26453355.1395.9.28.4.5

صانعی فر، متین، سعیدی، پرویز، عباسی، ابراهیم و دیده‌خانی، حسین. (۱۳۹۹). شبکه پیچیده تأثیر ویروس کرونا (کووید–۱۹) بر متغیرهای کلان اقتصادی و سقوط بازارهای بورس سهام. مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار، ۱۱(۴۵)، ۲۹۶–۲۶۸. DOR: 20.1001.1.22519165.1399.11.45.12.9

References

Al-Awadhi, A. M., Alsaifi, K., Al-Awadhi, A. & Alhammadi, S. (2020). Death and contagious infectious diseases: Impact of the COVID-19 virus on stock market returns. *Journal of behavioral and experimental finance*, 27(1), 100326. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100326

Amani, R., Ghaderi, S. & Ahmadzadeh, K. (2022). Covid-19 and Inflation Rate: An Evidence for OECD Countries. *Iranian Journal of Economic Studies*, 11(1), 85-102. https://doi.org/10.22099/ijes.2023.43481.1825

Baker, S. R., Bloom, N. & Davis, S. J. (2016). Measuring economic policy uncertainty. *The quarterly journal of economics*, 131(4), 1593-1636. https://doi.org/10.1093/qje/qjw024

Bekaert, G., Ehrmann, M., Fratzscher, M. & Mehl, A. (2014). The global crisis and equity market contagion. *The Journal of Finance*, 69(6), 2597-2649. https://doi.org/10.1111/jofi.12203

Bernanke, B. S. (1986). Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25(1), 49-99. https://doi.org/10.1016/0167-2231(86)90037-0

Blanchard, O. & Watson, M. (1986). Are Business Cycles All Alike? In The American Business Cycle: Continuity and Change. *National Bureau of Economic Research*, Inc. https://EconPapers.repec.org/RePEc:nbr:nberch:10021

Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327. https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1

Buhagiar, R., Cortis, D. & Newall, P. W. (2018). Why do some soccer bettors lose more money than others?, *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 18(2), 85-93. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2018.01.010

Chang, C. P., Feng, G. F. & Zheng, M. (2021). Government fighting pandemic, stock market return, and COVID-19 virus outbreak. *Emerging Markets Finance and Trade*, 57(8), 2389-2406. https://doi.org/10.1080/1540496X.2021.1873129

Chen, V. H. H., Lin, W., Haller, M., Leitner, J. & Duh, H. B. L. (2009). Communicative behaviors and flow experience in tabletop gaming. *In Proceedings of the International Conference on Advances in Computer Entertainment Technology (pp. 281-286)*. https://doi.org/10.1145/1690388.1690436

Clarida, R. & Gali, J. (1994). Sources of real exchange-rate fluctuations: How important are nominal shocks. In Carnegie-Rochester conference series on public policy. *North-Holland*. 41(1), 1-56. https://doi.org/10.1016/0167-2231(94)00012-3

Dash, S. R. & Maitra, D. (2022). The COVID-19 pandemic uncertainty, investor sentiment, and global equity markets: Evidence from the time-frequency co-movements. *The North American Journal of Economics and Finance*, 62(1), 101712. https://doi.org/10.1016/j.najef.2022.101712

Dolgui, A., & Ivanov, D. (2021). Ripple effect and supply chain disruption management: new trends and research directions. *International Journal of Production Research*, *59*(1), 102–109. https://doi.org/10.1080/00207543.2021.1840148

Ehterami, M. P., Ahmadzadeh, K. & Javaheri, B. (2024). Investigating the Impact of the COVID-19 Pandemic on the Performance of Petrochemical Companies of Tehran Stock Exchange. *Economic Policies and Research*, 2(4), 36-69. https://doi.org/10.22034/jepr.2024.140957.1103 [In Persian].

El Wassal, K. A. (2013). The development of stock markets: In search of a theory. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(3), 606-624. https://dergipark.org.tr/en/pub/ijefi/issue/31958/351940

Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007. https://www.jstor.org/stable/1912773

Fattahi, S. & Kianpoor, S. (2020). The Dependence of Returns in Stock Exchange Returns and Gold Markets with Spread of Covid-19 Virus in Iran: The Copula Functions Approach. *Journal of Economics and Modelling*, 11(2), 181-221. https://doi.org/10.29252/jem.2021.185233.1493 [In Persian].

Fernandez-Perez, A., Gilbert, A., Indriawan, I. & Nguyen, N. H. (2021). COVID-19 pandemic and stock market response: A culture effect. *Journal of behavioral and experimental finance*, 29(1), 100454. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100454

Ganie, I. R., Wani, T. A. & Yadav, M. P. (2022). Impact of COVID-19 Outbreak on the Stock Market: An Evidence from Select Economies. *Business Perspectives and Research*, 1(1). 1-10. https://doi.org/10.1177/22785337211073635

Gao, X., Ren, Y. & Umar, M. (2022). To what extent does COVID-19 drive stock market volatility? A comparison between the US and China. *Economic Research-Ekonomska Istraivanja*, 35(1), 1686-1706. https://doi.org/10.1080/1331677X.2021.1906730

Gormsen, N. J. & Koijen, R. S. (2020). Coronavirus: Impact on stock prices and growth expectations. *The Review of Asset Pricing Studies*, 10(4), 574-597. https://doi.org/10.1093/rapstu/raaa013

Guan, D., Wang, D., Hallegatte, S., Davis, S. J., Huo, J., Li, S., Bai, Y., Lei, T., Xue, Q., Coffman, D., Cheng, D., Chen, P., Liang, X., Xu, B., Lu, X., Wang, S., Hubacek, K., Gong, P. & Global

Carbon Project. (2020). Global supply-chain effects of COVID-19 control measures. *Nature Human Behaviour*, 4(6), 577-587. https://doi.org/10.1038/s41562-020-0896-8

Guo, M., Kuai, Y. & Liu, X. (2020). Stock market response to environmental policies: Evidence from heavily polluting firms in China. *Economic Modelling*, 86(1), 306-316. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.09.028

Herwany, A., Febrian, E., Anwar, M. & Gunardi, A. (2021). The influence of the COVID-19 pandemic on stock market returns in Indonesia stock exchange. Journal of Asian Finance, *Economics and Business*, 8(3), 39-47. https://doi.org/10.13106/jafeb.2021.vol8.no3.0039

Heybati, R., Shajari, H. & Samadi, S. (2016). Measuring Uncertainty in Macroeconomics. *Journal of Monetary and Banking Research*, 28(2), 223-250. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.26453355.1395.9.28.4.5 [In Persian].

Hooshmand Naqabi, Z., Eslami Mofid Abadi, H, & Aghasi, M. (2023). The Relationship between Stock Returns and Return Fluctuations with the Liquidity of the Stock Market of Companies Listed on the Tehran Stock Exchange during the Outbreak of the Corona Virus. *The Financial Accounting And Auditing Researches*, 14(56), 191-220. https://sid.ir/paper/1053201/en [In Persian].

Hunjra, A. I., Kijkasiwat, P., Arunachalam, M. & Hammami, H. (2021). Covid-19 health policy intervention and volatility of Asian capital markets. *Technological Forecasting and Social Change*, 169(1), 120840. https://doi.org/10.1016/j.techfore.2021.120840

Ichev, R. & Marinč, M. (2018). Stock prices and geographic proximity of information: Evidence from the Ebola outbreak. *International Review of Financial Analysis*, 56(1), 153-166. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2017.12.004

Jurado, K., Ludvigson, S. C. & Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, 105(3), 1177-1216. https://doi.org/10.1257/aer.20131193

Kowalewski, O. & Śpiewanowski, P. (2020). Stock market response to potash mine disasters. *Journal of Commodity Markets*, 20(1), 100124. https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2020.100124

Leeper, E. M., Sims, C. A., Zha, T., Hall, R. E. & Bernanke, B. S. (1996). What Does Monetary Policy Do. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996(2), 1–78. https://doi.org/10.2307/2534619

Li, K. (2018). Reaction to news in the Chinese stock market: A study on Xiong'an New Area Strategy. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 19(1), 36-38. https://doi.org/10.1016/j.jbef.2018.03.004

Liu, K. (2021). The effects of COVID-19 on Chinese stock markets: an EGARCH approach. *Economic and Political Studies*, 9(2), 148-165. https://doi.org/10.1080/20954816.2020.1814548

Mazur, M., Dang, M. & Vega, M. (2021). COVID-19 and the march 2020 stock market crash. Evidence from S&P1500. *Finance research letters*, 38(1), 101690. https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101690

McKibbin, W. & Fernando, R. (2021). The global macroeconomic impacts of COVID-19: Seven scenarios. *Asian Economic Papers*, 20(2), 1-30. https://doi.org/10.1162/asep_a_00796

McTier, B. C., Tse, Y. & Wald, J. K. (2013). Do stock markets catch the flu?. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 48(3), 979-1000. https://doi.org/10.1017/S0022109013000239

Mojaverian, S., Eshghi, F. & Ahangari, S. (2023). The Impact of the Covid-19 Outbreak on the Stock Value of Food Companies: Case Study of the Tehran Stock Exchange- Iran. *Journal of Agricultural Economics and Development*, 36(4), 353-361. https://doi.org/10.22067/jead.2022.71165.1053 [In Persian].

Niculaescu, C. E., Sangiorgi, I. & Bell, A. R. (2023). Does personal experience with COVID-19 impact investment decisions? Evidence from a survey of US retail investors. *International Review of Financial Analysis*, 88, 102703. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102703

Nippani, S. & Washer, K. M. (2004). SARS: a non-event for affected countries' stock markets?. *Applied Financial Economics*, 14(15), 1105-1110. https://doi.org/10.1080/0960310042000310579

Ozili, P. K. & Arun, T. (2023). Spillover of COVID-19: impact on the Global Economy. In Managing inflation and supply chain disruptions in the global economy (pp. 41-61). *IGI Global*. https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3562570

Roudari, S. & Homayounifar, M. (2021). Investigation of the Effect of Coronavirus Outbreak on Iran Stock Market by Considering Regime Changes. *Iranian Journal of Economic Research*, 26(87), 195-227. https://doi.org/10.22054/ijer.2020.51202.851 [In Persian].

Saneifar, M., Saeedi, P., Abaasi, E., & Didehkhani, H. (2020). The complex network of the impact of the coronavirus (Qovid-19) on macroeconomic variables and the stock markets crash. *Financial Engineering And Portfolio Management,* 11(45), 268-296. https://dorl.net/dor/20.1001.1.22519165.1399.11.45.12.9 [In Persian]

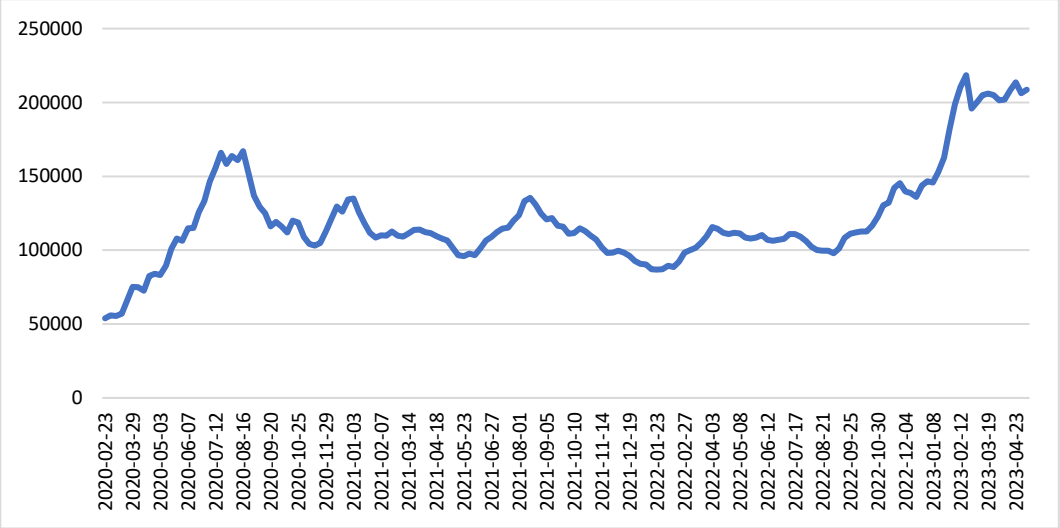
Shahrazi, M., Ghaderi, S. & Sanginabadi, B. (2023). Commodity prices and inflation: an application of structural VAR. *Applied Economics*, 55(27), 3110-3120. https://doi.org/10.1080/00036846.2022.2108753

Szczygielski, J. J., Bwanya, P. R., Charteris, A. & Brzeszczyński, J. (2021). The only certainty is uncertainty: An analysis of the impact of COVID-19 uncertainty on regional stock markets. *Finance research letters*, 43(1), 101945. https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.101945

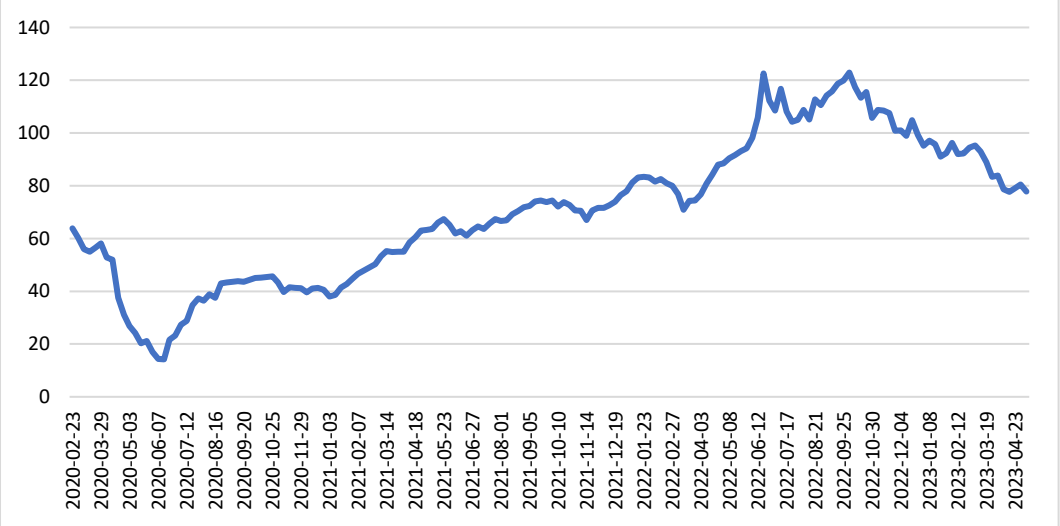
Yuan, C., Ma, X., Wang, H., Zhang, C. & Li, X. (2023). COVID-19-MLSF: A Multi-Task Learning-Based Stock Market Forecasting Framework during the COVID-19 Pandemic. *Expert Systems with Applications*, 217(1), 119549. https://doi.org/10.1016/j.eswa.2023.119549

پیوست

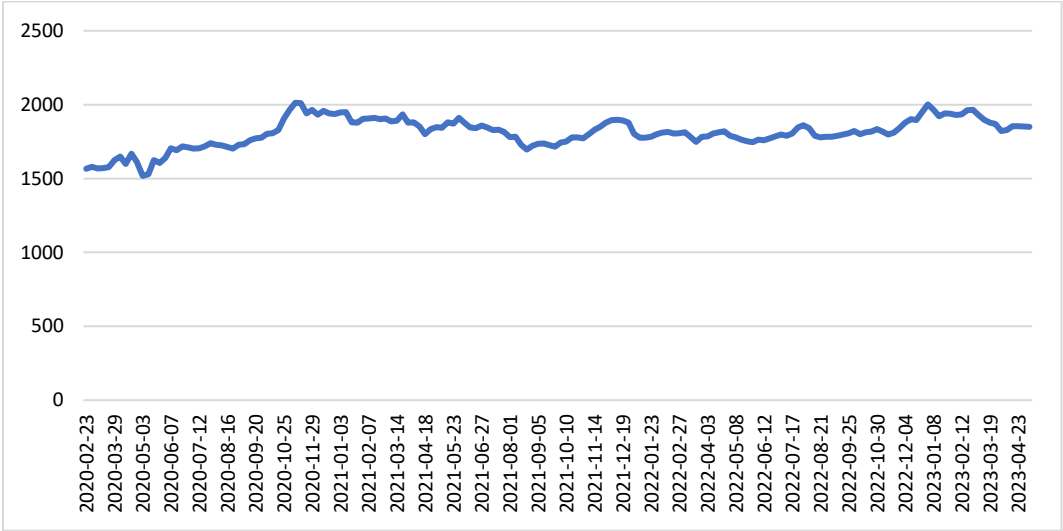
روند سری زمانی متغیرهای مستقل



شکل ۵: روند شاخص عملکرد سهام شرکت‌های بهداشتی بورس اوراق بهادار تهران

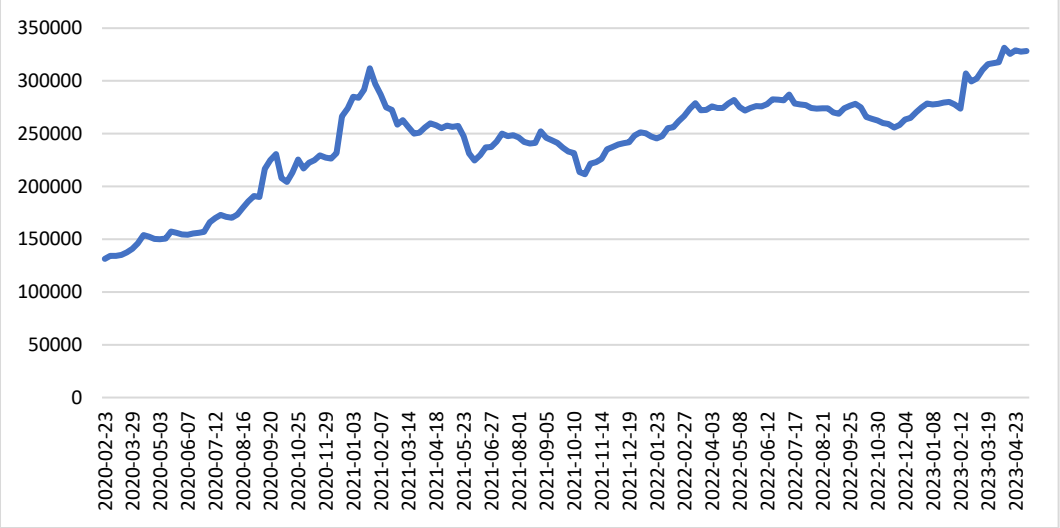


شکل ۶: روند قیمت نفت



شکل ۷: روند قیمت طلا

شکل ۸: روند قیمت بیت کوین



شکل ۹: روند قیمت دلار آمریکا

Economic Policies and Research
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Journal Homepage: www.jepr.uok.ac.ir
ISSN Online: 2821-174X

Volume 4, Issue 2, Summer 2025, Page: 39-61 DOI: 10.22034/jepr.2025.142138.1174

Original Research Article

Phillips Curve And Consumer Behavior Based On Giffen And Veblen Goods Under Monetary Floor Effect

Mohammad Alibegli[*1], **Nader Mehregan**[2], **Alireza Erfani**[3]

1. Ph.D. Candidate, Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran
2. Professor Emeritus, Department of Economics, Faculty of Economics and Social Sciences, Bu-Ali Sina University, Hamedan, Iran
3. Department of Economics, Faculty of Economics, Management and Administrative Sciences, Semnan University, Semnan, Iran

13 September 2024 *06 April 2025*

Abstract

The aim of this article is to examine consumer behavior regarding Giffen and Veblen goods in response to monetary shocks. Using the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model, the reactions of Iran's macroeconomic variables were analyzed based on seasonal data from the period 2001-2022. The results of this study showed that following a monetary base shock, inflation and labor demand increased, while the real interest rate decreased. Investment initially exhibited a positive short-term reaction but eventually declined. With the rise in household consumption expenditures, imports of consumer, capital, and intermediate goods also increased. The monetary base shock affected consumption more significantly than production and investment. Therefore, this shock had a positive impact on inflation and consumption, indicating consumer behavior that violates the law of demand but remains rational. As a result, it is recommended that policymakers focus on identifying Giffen and Veblen goods based on household income deciles, increasing production to meet societal needs, implementing stabilization policies particularly for Giffen goods, reducing the impact of the monetary base through oil revenues, and making appropriate investments in research and development.

Keywords: Phillips curve, Giffen Goods, Veblen Goods, Monetary base shock, DSGE

JEL Classification: E5, H42, Q1, G18

** Corresponding Author: Mohammad Alibegli* *E-mail: m.alibegli@semnan.ac.ir* *Tel: +989115405411*

How To Cite: Alibegli, M., Mehregan, N. & Erfani, A. (2025). Phillips Curve And Consumer Behavior Based On Giffen And Veblen Goods Under Monetary Floor Effect. *Journal of Economic Policies and Research*, *4*(2), 39-61.
DOI: 10.22034/jepr.2025.142138.1174
Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63758.html?lang=en

Copyright © 2022 The Author(s). Published by Department of Economics, University of Kurdistan. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

The aim of this article is to examine consumer behavior regarding Giffen and Veblen goods in response to monetary shocks. Using the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model, the reactions of Iran's macroeconomic variables were analyzed based on seasonal data from the period 2001-2022. The results of this study showed that following a monetary base shock, inflation and labor demand increased, while the real interest rate decreased. Investment initially exhibited a positive short-term reaction but eventually declined. With the rise in household consumption expenditures, imports of consumer, capital, and intermediate goods also increased. The monetary base shock affected consumption more significantly than production and investment. Therefore, this shock had a positive impact on inflation and consumption, indicating consumer behavior that violates the law of demand but remains rational. As a result, it is recommended that policymakers focus on identifying Giffen and Veblen goods based on household income deciles, increasing production to meet societal needs, implementing stabilization policies particularly for Giffen goods, reducing the impact of the monetary base through oil revenues, and making appropriate investments in research and development.

Methodology

In this study, calibration was used to obtain the model parameters. Based on the equations derived from the model optimization and the coding of the computable stochastic dynamic general equilibrium model, it was done using Dynar software. Additionally, the parameters were assigned using data provided by the Central Bank and the Statistical Center of Iran, as well as existing studies in the country for some parameters. The obtained curves indicate the instantaneous reaction functions of the model variables against the monetary base shock. The variables are in the form of logarithmic deviations from their steady-state values, but the exchange rate growth and inflation rate show the standard deviation from the steady state. With the entry of a monetary base shock of one standard deviation, inflation increases by 1.3 percent, and as a result, private consumption (Euler equation) also increases, since the marginal utility in consumption becomes greater than savings. Thus, with the increase in the nominal exchange rate and the resulting inflationary conditions, the real exchange rate initially decreased by 0.48 percent but eventually started to increase. On the other hand, this shock caused a decrease in the real interest rate and an increase in the demand for labor from firms. Initially, investment showed a positive short-term reaction but eventually declined and reached a steady state over three periods. In the mentioned process, with the increase in household consumption expenditures, imports of consumer goods, capital goods, and intermediate goods also increased, which largely aligns with the results of Mansour and Taghipour (2015). According to the stated effects, the monetary base shock affected consumption more than production and investment. Based on Figure (4), the monetary base shock had a positive effect on inflation and consumption, and the type of consumer behavior in dealing with Giffen and Veblen goods can be observed according to the used data. According to the study by Azad et al. (2021), factors such as economic conditions, market structure, consumption capacity, financial ability, competitive resources, and economic disruptions have been mentioned as factors creating Giffen goods in Iran, which have influenced consumer behavior.

Results and Discussion

The designed model includes utility maximizing households, the labor applicant firm, the government and the central bank by the type of structure, and revenues from oil sales and taxes. Calibration was used to obtain the model parameters according to the conditions of market setting and calibration of the model parameters. In this study, a computable stochastic dynamic general equilibrium model is presented by coding using Dynar software.

In order to investigate the effect of the monetary base, a standard deviation of one percent was entered into the model and the graphs of the instantaneous reaction functions show that the introduction of this effect leads to an increase in inflation and a decrease in the real interest rate, on the one hand there is an increase in the demand for labor. We will be on the side of the company and increase investments, which will lead to an increase in non-oil production. On the other hand, we will see an increase in private consumption, since the marginal utility of consumption is greater than savings (Euler equation). Finally, in the following periods, investment faces a decline and then returns to its steady state. Due to the stable demand of the whole economy and the increase in investments, inflation and interest rates will fall and the incomes of companies will increase as supply increases in the first period. Moreover, as household consumption expenditures increase during this period, imports of consumer goods, capital and intermediate goods also increase. It is worth noting that according to the Phillips curve, there is an inverse relationship between inflation and the unemployment rate, but according to the output of the model in Iran, it can be assumed that there is a relationship according to the behavior of Giffen and Veblen goods. The relationship between inflation and unemployment rate can be positive.

Conclusion

The inability of economic agents to accurately predict the future state of economic activities is one of the main sources of business cycle fluctuations. According to Lucas's critique, changes in the behavior of monetary authorities and economic policymakers lead to changes in macroeconomic parameters. Therefore, considering the flexibility of prices and wages and exogenous shocks such as the monetary base, how will consumers behave when dealing with Giffen and Veblen goods? What would be the appropriate policy to implement and create satisfaction? Thus, analyzing this behavior is important for monetary authorities.

The results of this study showed that with the entry of a monetary base shock, inflation increased, the real interest rate decreased, and the demand for labor increased. Investment initially reacted positively in the short term but eventually declined. With the increase in household consumption expenditures, imports of consumer, capital, and intermediate goods also increased. The important point is that the monetary base shock affected consumption more than production and investment. With the increase in consumption, policymakers should identify Giffen and Veblen goods and understand consumer behavior. For example, to reduce the consumption of a Giffen good, it is not necessarily effective to increase its price; instead, another policy should be pursued, as increasing the price will not only fail to reduce consumption but will also create new sectoral inflation in that good and other goods and services. Additionally, for a Veblen good to emerge, the price of the good must rise so that a specific consumer will purchase it, even if the good was previously ordinary or inferior. This price increase can be attributed to improved quality, design, or scarcity of the good.

It is worth noting that a consumer who is trapped in the consumption of a Giffen good, if a substitute inferior to the Giffen good is not available to them, will still be forced to use it, even if the price of the desired good increases. Therefore, the share of this good in the consumer's income will increase, and the demand for other necessary goods will decrease.

Given the above results, it must be accepted that although Giffen and Veblen goods violate the law of demand, consumers behave rationally based on microeconomic theories. Therefore, the following recommendations are presented for policymakers and monetary authorities:

a) Identifying Giffen and Veblen goods in society based on household income deciles.

b) It can be said that Giffen goods are inferior goods for which consumers cannot find suitable substitutes, so production of these goods should be planned to meet societal needs.

c) Price changes of these goods should be supported as a stabilization policy by policymakers and monetary authorities, considering the level of demand.

d) Reducing the impact of the monetary base with oil revenues and making appropriate investments in research and development with proper policy and planning by policymakers and monetary authorities.

Conflict of interest

There is no conflict of interest.

Author Contributions

All authors contribute equally to the writing of the article.

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
وب سایت نشریه: www.jepr.uok.ac.ir
شاپای الکترونیکی: ۲۸۲۱-۱۷۴X
سال ۴، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۳۹ – ۶۱
DOI: 10.22034/jepr.2025.142138.1174

مقاله پژوهشی

منحنی فیلیپس و رفتار مصرف‌کننده برمبنای کالاهای گیفن و وبلن تحت تکانه پایه پولی

محمد علی بگلی* [۱]، نادر مهرگان [۲]، علیرضا عرفانی [۳]

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.
۲. استاد بازنشسته، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اجتماعی، دانشگاه بوعلی سینا، همدان، ایران.
۳. استاد، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد، مدیریت و علوم اداری، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۶/۲۳ *تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۱/۱۷*

چکیده

هدف این مقاله، بررسی رفتار مصرف‌کنندگان در زمینه کالاهای گیفن و وبلن در اثر تکانه پولی است. با استفاده از الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE) واکنش متغیرهای کلان اقتصادی ایران بر اساس داده‌های فصلی طی دوره زمانی ۱۴۰۱-۱۳۸۰ تحلیل شد. نتایج این مطالعه نشان داد که با وارد شدن تکانه پایه پولی، تورم و تقاضا برای نیروی کار افزایش و نرخ بهره حقیقی کاهش‌یافته و سرمایه‌گذاری ابتدا در کوتاه‌مدت واکنش مثبت داشته اما درنهایت با کاهش مواجه شده است. با افزایش مخارج مصرفی خانوار، واردات کالاهای مصرفی، سرمایه‌ای و واسطه‌ای نیز افزایش‌یافته است. تکانه پایه پولی مصرف را بیشتر از تولید و سرمایه‌گذاری تحت تأثیر قرار داده لذا این تکانه اثر مثبت بر تورم و مصرف داشته که مبین وجود رفتار مصرف‌کننده بر اساس نقص کننده قانون تقاضا بوده، اما رفتاری عقلایی داشته است. درنتیجه می‌توان شناسایی کالاهای گیفن و وبلن بر اساس دهک‌های درآمدی خانوارها، افزایش تولید به میزان نیاز جامعه، اجرای سیاست تثبیتی بخصوص برای کالاهای گیفن، کاهش میزان اثر پایه پولی با درآمدهای نفتی و همچنین سرمایه‌گذاری مناسب در تحقیق و توسعه را به سیاست‌گذاران پیشنهاد نمود.

واژگان کلیدی: کالای گیفن، کالای وبلن، تکانه پایه پولی، الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا

طبقه‌بندی JEL: E5, H42, Q1, G18

* **نویسنده مسئول:** محمد علی بگلی *آدرس رایانامه: m.alibegli@semnan.ac.ir* *تلفن تماس: ۰۹۱۱۵۴۰۵۴۱۱*

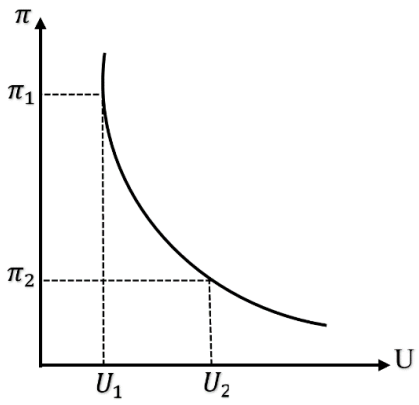
استناد به مقاله: علی بگلی، محمد، مهرگان، نادر و عرفانی، علیرضا. (۱۴۰۴). منحنی فیلیپس و رفتار مصرف‌کننده برمبنای کالاهای گیفن و وبلن تحت تکانه پایه پولی. *فصلنامه سیاست ها و تحقیقات اقتصادی*، ۴(۲)، ۳۹-۶۱. DOI: 10.22034/jepr.2025.142138.1174

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_63758.html?lang=fa

حق نشر © ۲۰۲۲ نویسنده (گان). منتشرشده توسط گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان.
این‌یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت شرایط مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 4.0 توزیع‌شده است، که استفاده، توزیع و تکثیر نامحدود در هر رسانه‌ای را مجاز می‌داند، مشروط بر اینکه به نویسنده و منبع اصلی استناد شود.

۱. مقدمه

فیلیپس[1](۱۹۵۸) اقتصاددان انگلیسی از مدرسه اقتصاد لندن، اولین کسی بود که با مطالعه بر رفتار دستمزد منحنی اولیه فیلیپس را ارائه داد که بین تورم دستمزدها و بیکاری رابطه معکوس وجود دارد. اولین مقاله جهت ارائه تئوریک این منحنی توسط لیپسی[2] و سپس توسط پل ساموئلسون[3] و رابرت سولو[4] (۱۹۶۰) بود که رابطه نرخ بیکاری و نرخ تورم را بر اساس مفهوم منحنی فیلیپس طبق شکل (۱) ارائه نمودند.



شکل ۱: منحنی فیلیپس

منبع: (Clark & Laxton, 1997)

در کوتاه‌مدت برای کاهش یافتن نرخ بیکاری، تورم با نرخی بالاتر خود را نشان خواهد داد؛ اما بر اساس نقد لوکاس[5] (۱۹۷۶) تغییرات ایجادشده در رفتار مقامات پولی و سیاست‌گذاران اقتصادی با در نظر گرفتن انتظارات عوامل اقتصادی، باعث خواهد شد که پارامترهای کلان اقتصادی تغییر نمایند. لذا منحنی فیلیپس با توجه به انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و دستمزدها و تکانه‌های برون‌زا مانند پایه پولی دچار تزلزل مفهومی در رابطه بین تورم و بیکاری شده و کاربرد مناسبی برای سیاست‌گذاری نخواهد داشت. در ایران نیز منحنی فیلیپس به دلیل وجود شکست ساختاری ناشی از شوک‌های برون‌زا یا تغییر رژیم سیاست‌گذاری مانع بزرگی برای استفاده از آن برای تصمیم‌گیری‌هاست (مرزبان و نجاتی، ۱۳۸۸).

در کنار بحث تورم و نرخ بیکاری، برنامه‌ریزی و افزایش سطح رفاه خانوارها در برنامه دولتمردان بوده و بررسی نوع تقاضا و رفتار آن‌ها در تصمیم‌گیری‌ها بسیار مهم است. وجود کالاهای تولیدی یا وارداتی بسته به نوع کاربرد می‌تواند، رفتار خانوار را تغییر داده و میزان تقاضا کاهش یا افزایش یابد. به‌طورمثال مطالعات تجربی نشان می‌دهد که تقاضای برای برخی محصولات در طول یک رکود اقتصادی در کشور اسپانیا طبق نظریه تقاضای گیفن، رابطه مستقیم بین قیمت و مقدار تقاضا داشته و اثر درآمدی براثر جانشینی غلبه کرده است (Franco, 2015). همچنین

1. Phillips
2. Lipsy
3. Paul Samuelson
4. Robert Solow
5. Lucase

شواهدی از رفتار کالاهای گیفن در مطالعه جانسن و میلر[1] (۲۰۰۷) برای چین دیده‌شده که پرداخت یارانه به موادغذایی اصلی خانوارهای فقیر برای کالاهای برنج و گندم باعث حداکثر شدن رضایتمندی با توجه به نگرانی‌های معیشتی موجود بوده و کشش تقاضا به‌طور قابل‌توجهی به‌شدت فقر آن‌ها بستگی داشته است. لذا این موضوع در طراحی برنامه‌های رفاهی جهت فقیران بسیار مهم خواهد بود. از طرفی در خصوص کالاهای وبلن، با توجه به وضعیت اجتماعی و اثر نمایشی مصرف، حتی در شرایط تورمی کالاهای تجملی در حالی که ذاتاً نسبت به برخی کالاها برتر نیستند، با قیمت‌های بالاتر به مصرف‌کنندگان فروخته می‌شوند (Bagwell & Bernheim, 1996).

هدف از این مطالعه بررسی تکانه پایه پولی و رفتار مصرف‌کننده در مواجهه با کالاهای مورد تقاضا در ایران و روشن شدن افق دید تولیدکنندگان و عرضه‌کنندگان این نوع کالاها باسلیقه مصرف‌کنندگان در ایران با استفاده از الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا (DSGE)[2] است. ازآنجا که در کشور پژوهش تکانه پایه پولی در خصوص این کالاها با استفاده از الگوهای اقتصادی صورت نگرفته، در این مقاله شده سعی شده اثرگذاری این تکانه در برخورد با کالاهای گیفن و وبلن مشخص‌شده و سیاست مناسب برای اجرا شناسایی گردد. در مطالعه حاضر پس از مقدمه، مبانی نظری مورد بررسی قرارگرفته و در بخش سوم، الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی با شرایط وقوع تکانه پایه پولی، برای اقتصاد ایران تصریح شده است. در بخش چهارم توابع عکس‌العمل حاصل از شبیه‌سازی بررسی و نتایج ارائه شده و در بخش پنجم نتایج مورد تحلیل قرارگرفته و پیشنهادهای لازم ارائه‌شده است.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

چرخه تجاری اقتصاد یک کشور تحت تأثیر مجموعه‌ای از عوامل و تکانه‌های اقتصادی قرار دارد که می‌تواند تغییرات قابل‌توجهی را در نمو و توسعه اقتصاد ایجاد نماید. ایران با دارا بودن یک اقتصاد چندقطبی و وابسته به منابع نفتی، به‌ویژه حساسیت زیادی در برابر تکانه‌های اقتصادی دارد (سعادت و همکاران، ۱۴۰۲). اقتصاددانان مکاتب اقتصادی مختلف در مورد وجود رابطه پایدار بین تورم و بیکاری در کشورهای مختلف پرداخته‌اند. در همین حال، نوع اولیه منحنی فیلیپس توسط فریدمن (۱۹۶۸) و فیلیپس (۱۹۶۸) به علت در نظر نگرفتن انتظارات تورمی مورد انتقاد قرار گرفت. سپس ایشان با لحاظ نمودن اثر انتظارات اعلام نمودند که رابطه دائمی بین بیکاری و تورم در بلندمدت برقرار نیست؛ اما این رابطه در کوتاه‌مدت ممکن است به دلیل تأخیر در تعدیل انتظارات برقرار باشد. نظر لوکاس (۱۹۷۶) نیز با نقد تکان‌دهنده خود، تغییر در رفتار سیاست‌گذاران موجب تغییر در انتظارات عوامل اقتصادی شده که تغییر پارامترهای مدل‌های کلان اقتصادسنجی را دربر دارد را بیان می‌کند. ایسترلا و فوهرر[3] (۲۰۰۳) معتقدند که نقد لوکاس به‌خودی‌خود یک نتیجه نظری نبوده بلکه هشداری است که اهمیت به‌کارگیری آزمونهای ثبات پارامترها در مدل‌های اقتصاد کلان را آشکار می‌سازد؛ بنابراین فن‌های اقتصادسنجی برای بررسی ثبات پارامترها، جهت آزمون نقد لوکاس اهمیت اساسی دارند.

---

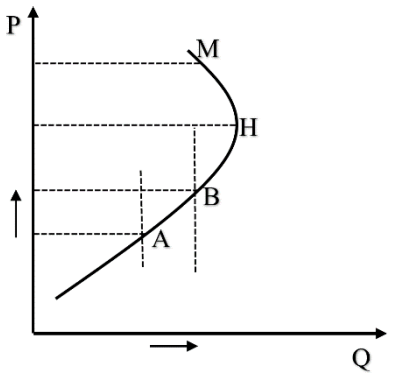
1. Jensen & Miller
2. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
3. Estrella & Fuhrer

۲-۱- ۱. کالای گیفن[1]:

اثرگیفن وضعیت نظری منحنی تقاضای نزولی را به‌عنوان یک اصل اول در نظریه اقتصادی نئوکلاسیک به چالش می‌کشد. تغییرات اساسی در نظریه اقتصادی همیشه با تغییرات در فرضیات مربوط به رفتار انسانی همراه بوده‌اند. این بر اقدامات عمدی یا ارادی تمرکز داشته و باعث ایجاد نظریه‌های جدید اقتصادی شده است (Williams, 1989). درحالی‌که کالاهای گیفن حالت خاص و نادر در اقتصاد است، اما بررسی آن برای اقتصاددانان دارای اهمیت زیادی است. چون نشان‌دهنده قابل پیش‌بینی نبودن رفتار مصرف‌کنندگان در مواجهه با آن‌هاست. لذا باید عواملی چون درآمد، سلیقه و شرایط اقتصادی نیز در مطالعه مدنظر قرار گیرد. مهم‌ترین اهمیت شناخت کالای گیفن، دستیابی به قیمت تعادلی در بازار است؛ زیرا در حالت عادی، انتظار این است که تعامل میان عرضه و تقاضای یک محصول خاص، قیمت آن را در بازار به تعادل برساند؛ اما در مورد کالای گیفن با توجه به اینکه تابع تقاضا وضعیتی غیرعادی دارد، قیمت تعادلی بر اساس مکانیسم بازار، به‌راحتی به وجود نمی‌آید. درواقع بازار این نوع کالا در برابر تکانه‌های قیمتی آسیب‌پذیر است. حتی اگر اندازه تکانه کوچک باشد.

دلایل وجود کالاهای گیفن عبارت‌اند از:

کالای پست: کالای گیفن حالت خاصی از کالای پست[2] بوده که دارای کالای جانشین نیست. با افزایش قیمت آن، تقاضا افزایش‌یافته و کاهش در قیمت آن، باعث می‌شود که مصرف‌کننده، مقدار کمتری از آن را تقاضا کند. اولین بار اقتصاددان اسکاتلندی بنام رابرت گیفن[3] به وجود چنین کالایی اشاره‌کرده است (Ferguson & Gould, 1980). وی معتقد بود که این کالاها بیشتر در کشورهای با درآمد پایین و خانوارهای فقیر به چشم می‌خورد. لذا درآمد کم و عدم جایگزینی آن با کالای دیگر موجب افزایش تقاضا برای این کالاها می‌شود. به‌عنوان‌مثال، اگر افراد در یک وعده غذایی یک نان و مقداری گوشت مصرف می‌کنند، اگر بخواهند با هزینه مشابه، مصرف و کالری لازم برای فعالیت‌های روزانه را تأمین نمایند، باید تعداد نان‌هایی که می‌خرند را افزایش و مصرف گوشت را کاهش دهند و یا حتی صفر کنند. درواقع با افزایش قیمت، منابع موجود برای خانواده‌های کم‌درآمد کمتر می‌شود.



شکل ۲: منحنی قیمت-تقاضای کالای گیفن

منبع: (Moffatt & Moffatt, 2014)

1. Giffen goods
2. Inferior Good
3. Robert Giffen

در شکل (۲)، تغییرات تقاضای نان نسبت به افزایش قیمت نان و گوشت نشان داده‌شده است. با توجه به توضیحات داده‌شده، می‌توان گفت که با افزایش قیمت نان از نقطه A به B، تقاضای نان افزایش‌یافته است. این افزایش تقاضا با افزایش قیمت نان ادامه دارد. این روند تا زمانی که بودجه افراد اجازه دهد، ادامه می‌یابد. در نقطه H، بیشترین تقاضای نان در برابر افزایش قیمت دیده می‌شود. پس‌ازاین نقطه، مثلاً نقطه‌ای مانند M تقاضای نان نیز کاهش می‌یابد. درواقع با افزایش مداوم قیمت نان، مردم دیگر قادر به خرید نان بیشتر نیز نبوده، بنابراین تقاضای آن‌ها کاهش می‌یابد.

نبود کالای جایگزین: با موجود نبودن جایگزین مناسب برای کالای گیفن، مصرف‌کننده مجبور است با افزایش قیمت، بازهم به مصرف همان کالا ادامه دهند.

کالای ضروری[1]*:* کالای ضروری که مصرف‌کننده حاضر به کاهش مصرف از آن تمایلی ندارد نیز ازجمله کالای گیفن محسوب می‌شود.

با اینکه ممکن است در نگاه اول، رفتار مصرف‌کننده کالای گیفن غیرعقلانی به نظر برسد، اما بر اساس تئوری اقتصاد خُرد که بر پایه عقلانیت بناشده است، نشان داده می‌شود که این رفتار مصرف‌کننده، عقلانی است. درواقع شرایط مصرف‌کننده کالای گیفن موجب می‌شود که رفتارش در زمینه تقاضای کالای گیفن، غیرمعمول باشد و قانون تقاضا را نقض کند اما این تناقض، استثنایی نظری و مشروع بر قانون تقاضا است (Ferguson & Gould, 1980) و بر اساس عقلانیت روی می‌دهد؛ بنابراین کالای گیفن کالایی است که با افزایش قیمت تقاضا نیز برای آن افزایش‌یافته و قانون تقاضا (با افزایش قیمت، مقدار تقاضا افزایش می‌یابد) را نقض می‌کند. البته باید توجه داشت که ممکن است یک کالا در کشوری به‌عنوان کالای گیفن مطرح‌شده و اما همین کالا در کشور دیگر کالای معمولی[2] قلمداد گردد.

باید در اینجا با توجه به ارتباط کالای پست و گیفن بیان کردد که هر کالای گیفنی یک کالای پست بوده اما عکس این مطلب صحیح نیست، یعنی لزوماً هر کالای پستی کالای گیفن نخواهد بود[3]. همچنین برای کالای گیفن باید کالایی مکمل که به‌نوعی از خود آن تجملی‌تر باشد، موجود باشد. به‌طور مثال اگر کالاهای پلاستیک و فلز را در نظر بگیریم برای بنگاه‌های تولیدی پلاستیک یک کالای گیفن خواهد بود. چون با افزایش قیمت کالاهای تولیدی، تقاضا برای کالاهای پلاستیکی بیشتر از کالاهایی با جنس فلز خواهد بود. در ضمن در خصوص اثرات جانشینی و درآمدی باید گفت که اگر کالا معمولی باشد هر دو اثر جانشینی و درآمدی هم‌جهت بوده و اثر کل منفی و برابر مجموع دو اثر است. لذا تقاضای کالا در اثر کاهش قیمت به‌اندازه مجموع دو اثر جانشینی و درآمدی افزایش می‌یابد. اگر کالا پست باشد اثر جانشینی و درآمدی مخالف یکدیگر بوده اما اثر جانشینی بیش از اثر درآمدی است بوده و لذا با کاهش قیمت تقاضای کالا افزایش می‌یابد. اگر کالا گیفن باشد اثر جانشینی و درآمدی مخالف یکدیگر بوده و اثر درآمدی مثبت و قدری قوی است که اثر جانشینی را خنثی می‌کند و حتی از آن بزرگ‌تر هم است لذا با کاهش قیمت تقاضای کالا کاهش می‌یابد (فرجی، ۱۳۷۸)

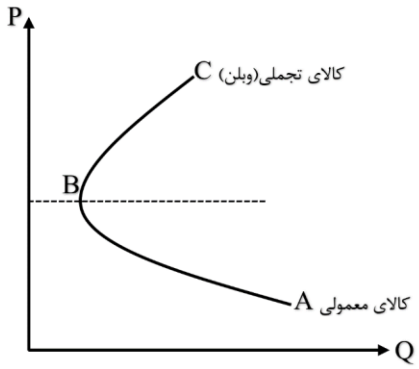
---

1. Essential goods
2. Normal Goods
3. https://b.fdrs.ir/1f4

۲–۱– ۲. کالای وبلن

کالای وبلن[1] برای اولین بار توسط تورستن وبلن[2] اقتصاددان و جامعه‌شناس آمریکایی در اواخر قرن ۱۹ ارائه شد. وبلن در کتاب خود بنام نظریه طبقه تن‌آسا[3] این ایده را بیان کرد که برخی از کالاها و خدمات به دلیل قیمت بالای خود، به نمادهایی از وضعیت اجتماعی و ثروت تبدیل می‌شوند. این کالاها که به‌عنوان کالای وبلن شناخته می‌شوند، با افزایش قیمت، جذابیت بیشتری برای خریداران پیدا می‌کنند. وبلن معتقد بود که این کالاها به افراد کمک می‌کنند تا موقعیت اجتماعی خود را به نمایش بگذارند و از طریق مصرف نمایشی، برتری خود را نشان دهند (Bagwell & Bernheim, 1996).

البته برعکس کالای گیفن که کالایی پست است، از ویژگی‌های کالای وبلن، قیمت بسیار بالای آن بوده و در مجموعه کالاهای تجملی قرار می‌گیرد؛ مانند جواهرآلات زینتی، ماشین‌های لوکس، نماد ثروت و لوکس گرایی است. به‌عبارت‌دیگر زمانی که قیمت این کالاها افزایش می‌یابد، تقاضا به دلیل لوکس بودن، افزایش‌یافته و هنگامی‌که قیمت آن‌ها کاهش می‌یابد به دلیل اینکه افراد طبقه متوسط نیز توان خرید آن‌ها رادارند، دیگر لوکس نبوده و تقاضای آن افراد کاهش می‌یابد. رضایتمندی مصرف‌کنندگان از کالاهای لوکس و کمیاب ناشی از عدم توانایی دیگر مصرف‌کنندگان در خرید این کالاهاست.



شکل ۳: منحنی قیمت–تقاضای کالای وبلن

منبع: (Bagwell & Bernheim, 1996)

۲–۲. پیشینهٔ پژوهش

۲–۲–۱. مطالعات داخلی

آزاد و مقام آسا (۱۴۰۰) در مطالعه خود باهدف شناسایی و رتبه‌بندی مؤلفه‌های اثرگذار بر ایجاد کالاهای گیفن بر رفتار مصرف‌کننده انجام‌شده است. این پژوهش با روش معادلات ساختار به روش تحلیل عاملی اکتشافی صورت گرفته و مدل ارائه‌شده نشان داده که مؤلفه‌های شرایط اقتصادی، ساختار بازار، توان مصرف، توانایی مالی، منابع رقابتی و اختلالات اقتصادی در ایجاد کالای گیفن بر رفتار مصرف‌کننده مؤثر بوده است.

1. Veblen Goods
2. Thorstein Veblen
3. The Theory of the Leisure Class

کیان‌پور و همکاران (۱۳۹۸) به برآورد منحنی فیلیپس هیبریدی کینزین‌های جدید در ایران با روش تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) پرداخته دریافتند که الگوی ارائه‌شده به‌خوبی می‌تواند رفتار ادواری و نوسانات متغیرها را شبیه‌سازی کرده و تکانه‌هایی مانند مخارج دولت و فشار هزینه باعث افزایش تورم و تکانه‌های نفتی، پولی و فنّاوری باعث کاهش تورم می‌شوند.

جعفری صمیمی و همکاران (۱۳۹۴) به استخراج منحنی فیلیپس کینزی جدید با مدل تعادل عمومی پویای تصادفی (DSGE) در شرایط اقتصاد باز به وضعیت پایداری تورم در ایران طی دوره ۱۳۹۰-۱۳۵۰ پرداخته‌اند. یافته‌ها نشان می‌دهد اثرات تورمی تکانه‌های پولی بیشتر اثرات واقعی بوده و اثر اولیه یک تکانه پولی بر تورم بیشتر از تولید است. همچنین، تکانه درآمد نفتی و تکانه فناوری، سبب افزایش هم‌زمان تولید و تورم می‌گردد.

مرزبان و نجاتی (۱۳۸۸) در تحقیق خود ضمن بررسی رابطه تورم و بیکاری در کوتاه‌مدت، به دلیل وجود شکست ساختاری ناشی از تکانه‌های برون‌زا مانع بزرگی برای استفاده از منحنی فیلیپس برای سیاست‌گذاری است. نتایج نشان می‌دهد علاوه بر نوسانات زیاد در تورم، ماندگاری بالایی نیز داشته و منحنی فیلیپس حتی در بلندمدت نیز خطی نمی‌گردد.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

کورنارد[1] (۲۰۲۳) در مطالعه خود با مبنای نظری منحنی فیلیپس که تورم منجر به کاهش بیکاری می‌شود، بحث خود را آغاز کرده است. یک شرکت ساده‌شده به‌عنوان مدل مورداستفاده قرار گرفت که در آن تقاضای نیروی کار به سرمایه‌گذاری مرتبط بود. آزمایش‌ها نشان داده است که تورم در کوتاه‌مدت بیکاری را کاهش می‌دهد، بنابراین فرضیه فیلیپس را تأیید می‌کند. این بدان معناست که بانک‌های مرکزی قادر به مقابله با بیکاری از طریق یک سیاست پولی تورمی و انبساطی و ایجاد رشد در کوتاه‌مدت هستند، اما اثرات توزیعی قوی وجود دارد.

عمران و بیلان[2] (۲۰۲۱) در مطالعه خود با عنوان تأثیر تورم بر نرخ بیکاری در مصر موضوع تورم را به دلیل اثرات زیان‌بار اجتماعی، اقتصادی و سیاسی بررسی نموده‌اند. هدف اصلی این مقاله بررسی رابطه بین تورم و نرخ بیکاری مصر بوده که با استفاده از داده‌های سری‌زمانی از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۲۰ مدل خودرگرسیون‌برداری (VAR) و ابزار تابع پاسخ ضربه (IRF) استفاده‌شده است. نتایج نشان می‌دهد که تورم رابطه مثبتی با تولید ناخالص داخلی دارد درحالی‌که بر نرخ بیکاری تأثیر منفی دارد.

گومیس-پورکوئراس و همکاران[3] (۲۰۲۰) در مطالعه خود روابط بلندمدت بین تورم، بیکاری و انباشت سرمایه را با پیشنهاد مدلی با بررسی اختلافات در هر دو بازار کالا و کار را بررسی می‌کند. این نتایج با شواهد تجربی مطابقت داشته که نشان داده یک رابطه غیریکنواخت بین تورم و نسبت سرمایه‌گذاری به تولید ناخالص داخلی در بلندمدت وجود دارد. نتایج کالیبره شده نیز با یافته‌های تجربی داده‌های ایالات‌متحده در مورد تأثیر تورم بر موجودی سرمایه، بیکاری و نرخ‌های بهره واقعی مطابقت دارد.

---

1. Conrad
2. Omran & Bilan
3. Gomis-Porqueras et al.

فوجیموتو[1] (۲۰۱۸) در مقاله خود با ایجاد رویکرد هندسی برای رفتار کالای گیفن چگونگی ظاهر یا ناپدید شدن رفتار گیفن به‌عنوان سطح درآمد یا قیمت یک تغییر خوب را موردبررسی قرار داده است. رفتار گیفن بر اساس دو نوع معیشت محور و سیری محور دسته‌بندی‌شده است. در نتایج ایشان مصرف‌کنندگان بر اساس منطقه مصرف (به‌عنوان‌مثال منطقه معیشتی) با استفاده از سهم کالری اولیه طبقه‌بندی‌شده و مشخص شد که فقیرترین افراد، رفتار گیفن را از خود نشان نمی‌دهند بلکه فقط افراد ضعیف آن رفتار را بروز می‌دهند. درنتیجه مصرف کالای اصلی افزایش‌یافته و با افزایش قیمت اصلی، مصرف کالای ترجیحی کاهش خواهد یافت.

ویسوکی و بلاک[2] (۲۰۱۸) در مطالعه خود با فرض اینکه هر منحنی تقاضا به‌صورت یکنواخت و غیر افزایشی باشد، با پیروی از موری راتبارد[3] منحنی تقاضا را برگرفته از قانون کاهش مطلوبیت حاشیه‌ای می‌دانست. با شرط این‌که محور افقی باید نشان‌دهنده واحدهای یک کالای اقتصادی یکسان باشد، با استفاده از مفهوم کالای اقتصادی یکسان، استدلال گردید که کالاهای گیفن یا وبلن هیچ مشکل واقعی برای تحلیل ایجاد نمی‌کنند. بلکه، آن‌ها مانند هر کالای دیگری رفتار کرده و به‌عبارت‌دیگر منحنی تقاضا برای آن‌ها نیز (و لزوماً) نزولی است.

فرانکو (۲۰۱۵)[4] رویکردی را برای بررسی رفتار مصرف‌کننده و بازارها با تأکید ویژه بر کالاهای کشاورزی مطرح کرده و تقاضای برخی محصولات در طول یک رکود اقتصادی اخیر در اسپانیا را ارائه داده است. رفتار برخی مصرف‌کنندگان در مصرف در کالاهای گیفن نشان داد که رابطه مثبت بین قیمت و مقدار تقاضا وجود داشته و اثر درآمدی براثر جانشینی غلبه کرده است. درنتیجه اثر گیفن دارای قدرت توضیحی بیشتری نسبت به نظریه کلاسیک مارشال[5] داشته است. لذا این نوع رفتار برای طراحی سیاست‌های اقتصادی باید در نظر گرفته شود.

دوی و همکاران[6] (۲۰۰۹) در مقاله خود تحت عنوان رفتار کالاهای گیفن مستقل از سطح ثروت به دنبال نشان دادن یک تابع مطلوبیت با رفتار خوب بودند که بتواند رفتار گیفن را ایجاد کند. تابع تقاضای حاصل از هر کالا با توجه به قیمت و درآمد متفاوت بوده و علاوه بر آن، نشان‌دهنده رفتار گیفن با هر سطح از مطلوبیت و سهم کم در سرانه درآمد صرف شده برای کالاهای پایین‌تر سازگار قرار دارد. نتیجه این تحقیق نشان می‌دهد که صرفاً پایین بودن سطح ثروت خانوارها، باعث ایجاد کالای گیفن نخواهد شد.

ایتون و اسواران[7] (۲۰۰۹) در مطالعه خود نشان داده در کشورهای توسعه‌یافته، افزایش رفاه در دهه‌های اخیر رفاه را افزایش نداده است. لذا به دنبال توضیحی برای این موضوع ازنظر مصرف آشکار بوده‌اند. پدیده‌ای که در ابتدا توسط وبلن شناسایی شد و ایشان آن را در برخی از مدل‌های تعادل عمومی ساده توسعه داده که یک کالای وبلن را بررسی می‌کند. در همه مدل‌های در نظر گرفته‌شده، با افزایش بهره‌وری، کالای وبلن درنهایت بر اقتصاد مسلط می‌شود، به این معنا که با کاهش اوقات فراغت، بیش از همه بهره‌وری اضافه در تولید این کالا تلف می‌شود. همچنین در صورت وجود کالای وبلن، افزایش بهره‌وری سرمایه اجتماعی را از بین می‌برد.

---

1. Fujimoto
2. Wysocki & Block
3. Murray Rothbard
4. Franco
5. Marshall's classical theory
6. Doi et al.
7. Eaton & Eswaran

۳. روش‌شناسی پژوهش

الگوی تعادل عمومی تصادفی پویا با استفاده از مدل گالی و موناسلی[1] (۲۰۰۵) و تصریح مدل توسط لوبیک و اسکورفیلد[2] (۲۰۰۵)، اولاینی اولائو[3] (۲۰۰۹) طراحی‌شده است. بخش‌های موجود که به بررسی توابع و متغیرهای به‌کاررفته پرداخته‌شده عبارت‌اند از:

۳-۱. خانوار

نیروی کار و سرمایه توسط خانوارها (مالک) عرضه‌کننده می‌گردند. یک نمونه خانوار (با عمر نامحدود) با فرض اینکه مشابه بودن، به‌عنوان نماینده دیگر خانوارها بوده و با در نظر گرفتن قید بودجه، به دنبال آن هستند که تابع مطلوبیت انتظاری حداکثر گردد. لذا تابع مطلوبیت مدنظر طبق با توجه به مطالعه تقی‌پور و منظور (۱۳۹۵) رابطه (۱) ارائه‌شده است:

$$Max\ U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[LnC_t^i + \psi Ln\left(\frac{M_t^i}{P_t}\right) - DL_t^i \right] \quad (۱)$$

که E_0 عامل انتظارات، $0 < \beta < 1$ عامل تنزیل، متغیر C_t^i مصرفی خانوار، متغیر L_t^i عرضه نیروی کار توسط خانوارها، $\frac{M_t^i}{P_t}$ بیانگر مانده حقیقی پول، ψ کشش تقاضای پول و D عدم ترجیحات عرضه کار است.

در رابطه (۲) قید بودجه خانوار در این مطالعه به‌صورت زیر معرفی می‌شود:

$$s.t: \left[C_t^i + K_{t+1}^i + \frac{M_t^i}{P_t} - w_t L_t - r_t K_t^i - (1-\delta)K_t^i - \frac{M_{t-1}^i}{P_t} \right] \quad (۲)$$

همچنین با توجه به رابطه $\Pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ جهت محاسبه تورم، خانوار برای حداکثر کردن تابع مطلوبیت طبق معادلات رابطه (۳) عمل می‌کند:

$$\mathcal{L} = \beta^t \left[LnC_t^i + \psi Ln\left(\frac{M_t^i}{P_t}\right) - DL_t^i \right] + \beta^t \lambda_t \left[C_t^i + K_{t+1}^i + \frac{M_t^i}{P_t} - w_t L_t^i - r_t K_t^i - (1-\delta)K_t^i - \frac{M_{t-1}^i}{P_t} \right] \quad (۳)$$

$$\frac{\delta \mathcal{L}}{\delta C_t^i} = 0 \rightarrow \beta^t \left(\frac{1}{C_t^i}\right) = \beta^t \lambda_t \rightarrow \frac{1}{C_t^i} = \lambda_t \quad (۴)$$

$$\frac{\delta \mathcal{L}}{\delta L_t^i} = 0 \rightarrow \beta^t D = \beta^t \lambda_t w_t \rightarrow D = \lambda_t w_t \rightarrow \frac{1}{C_t^i} = \frac{D}{w_t} \quad (۵)$$

$$\frac{\delta \mathcal{L}}{\delta(\frac{M_t^i}{P_t})} = 0 \rightarrow \beta^t \left(\frac{\psi}{\frac{M_t^i}{P_t}}\right) + \beta^{t+1}\lambda_{t+1}\left(\frac{1}{\Pi_{t+1}}\right) = \lambda_t \beta^t \quad (۶)$$

$$\frac{\delta \mathcal{L}}{\delta K_{t+1}} = 0 \rightarrow \beta^{t+1}\lambda_{t+1}[r_{t+1} + (1-\delta)] = \beta^t \lambda_t \quad (۷)$$

$$\frac{M_t^i}{P_t} = m_t \rightarrow \frac{1}{C_t^i} = \frac{\psi}{m_t} + \beta(\frac{1}{C_{t+1}^i})(\frac{1}{\Pi_{t+1}}) \quad (۸)$$

1. Gali & Monacelli
2. Lubik & Schorfheild
3. Olayeni

$$\frac{M_{t-1}^{i}}{P_t} = \frac{M_{t-1}^{i}}{P_{t-1}} \times \frac{P_{t-1}}{P_t} = \frac{m_{t-1}^{i}}{\pi_t} \quad (۹)$$

$$\frac{1}{C_t^i} = \beta\left(\frac{1}{C_{t+1}^i}\right)[r_{t+1} + (1-\delta)] \quad (۱۰)$$

تابع مطلوبیت با فرض جدایی‌پذیر و لگاریتمی بودن و همچنین تابعی از فراغت و مصرف خانوار باشد، قاعده حرکت سرمایه طبق رابطه (۱۱) است.

$$K_{j,t+1}^{i} = I_{j.t}^{d} + (1-\delta)K_{j,t}^{i} \quad (۱۱)$$

δ : نرخ استهلاک

خانوار به‌عنوان یکی از کارگزاران اقتصادی، عرضه نیروی کار را بر عهده داشته و با انتخاب دستمزد اسمی W_t^i، عرضه کل تقاضای موجود برای نیروی کار L_t^i طبق رابطه (۱۲) را انجام می‌دهد.

$$L_t^i = \left(\frac{W_t^i}{w_t}\right)^{-\omega} L_t^i \quad (۱۲)$$

۳–۲. تقاضای بنگاه‌ها برای نیروی کار در تکانه پایه پولی

از تابع کاپ-داگلاس[1] به‌عنوان تولید کالاهای مصرفی و سرمایه‌گذاری توسط بنگاه‌ها با تکانه بهره‌وری، تکانه فناوری و تکانه اخبار مربوط به فناوری استفاده‌شده است. بنگاه‌ها در دوره‌های گوناگون، با توجه به نوع تقاضا نیروی کار و همچنین احتمال $1-\alpha_i$، به دنبال بهینه کردن قیمت‌های خود بوده لذا طبق روابط زیر خواهیم داشت:

$$Y_t = A_t(K_t)^{\alpha}(H_t)^{1-\alpha} \quad (۱۳)$$

$$r_t = \alpha_i\left(\frac{Y_t}{K_t}\right)\frac{1}{q_t} \quad (۱۴)$$

$$w_t = (1-\alpha_i)\left(\frac{Y_t}{Hh_t}\right)\frac{1}{q_t} \quad (۱۵)$$

$$q_t^{-1} = \left(\frac{\theta-1}{\theta}\right) + \frac{\phi_p}{\theta}(\Pi_t)(\Pi_{t-1}) - \beta\frac{\phi_p}{\theta}(\Pi_{t+1})(\Pi_{t+1}-1)\left(\frac{C_t}{C_{t+1}}\right)\left(\frac{Y_{t+1}}{Y_t}\right) \quad (۱۶)$$

$$Ln\left(\frac{A_t}{\bar{A}}\right) = \rho_a Ln\left(\frac{A_{t-1}}{\bar{A}}\right) + \varepsilon_t^a + \varepsilon_{t,t-j}^n \quad (۱۷)$$

معادله (۱۷) مربوط به تکانه فناوری و تکانه اخبار آینده از فناوری است.

۳–۳. دولت و بانک مرکزی

دولت جهت تأمین مالی مخارج خود (G_t) به مواردی چون مالیات‌ها، درآمد حاصل از فروش نفت و خلق پول نیازمند است. همچنین طبق سیاست‌های کنترلی، با فروش اوراق قرضه داخلی $B_{g.t}$ عرضه پول M_t را کنترل می‌نماید.

$$G_t = tY + or_1 + \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} \quad (۱۸)$$

1. Cobb–Douglas production

$$\mu_t = \frac{M_t}{M_{t-1}}\Pi_t \quad (۱۹)$$

$$Ln\left(\frac{\mu_t}{\bar{\mu}}\right) = \rho_\mu Ln\left(\frac{\mu_{t-1}}{\bar{\mu}}\right) + \varepsilon_t^\mu \quad (۲۰)$$

$$Ln\left(\frac{G_t}{\bar{G}}\right) = \rho_g Ln\left(\frac{G_{t-1}}{\bar{G}}\right) + \varepsilon_t^g \quad (۲۱)$$

$$Ln\left(\frac{O_t}{\bar{O}}\right) = \rho_O Ln\left(\frac{O_{t-1}}{\bar{O}}\right) + \varepsilon_t^O \quad (۲۲)$$

$$Ln(or_1) = g_{or}Ln(or_{t-1}) + (1-\rho_{or})Ln(\overline{or})g + \varepsilon_{or_1} \quad \varepsilon_{or}\sim \mathrm{N}(0,\sigma^2) \quad (۲۳)$$

قابل‌ذکر است درآمد حاصل از فروش نفت در ایران به‌صورت برون‌زا بوده و در طرف درآمدی بودجه قرار می‌گیرد و به‌صورت یک فرایند برون‌زای $AR(1)$ است.

توکلیان (۱۳۹۱)، مهرگان و دلیری (۱۳۹۲)، اسفندیاری و همکاران (۱۳۹۳) در طراحی مدل تعادل پویای تصادفی برای اقتصاد ایران، نرخ رشد حجم پول را به دلیل ابزار سیاست پولی در نظر گرفته‌اند. لذا در این مطالعه تغییرات حجم پول مورداستفاده قرارگرفته است. به جهت اینکه درآمدهای ارزی حاصل از فروش نفت به ریال تبدیل می‌گردد، لذا تغییرات حجم پول با نوسانات درآمد نفتی ارتباط داشته و این تکانه را بسیار بر نرخ رشد حجم پول اثرگذار است. همچنین با توجه عدم استقلال بانک مرکزی، فرض شده که دولت مسئول اجرای سیاست‌های مالی است و بخشی از مخارج دولت از محل خلق پول تأمین مالی می‌گردد، لذا مخارج دولت نیز بر حجم پول اثر می‌گذارد (فخرحسینی و همکاران، ۱۳۹۱)؛ بنابراین قاعده سیاست پولی طبق رابطه (۲۴) خواهد بود.

$$U_t = \rho_u u_{t-1} + (1-\rho_u)(\bar{u}) + \omega_{or}\varepsilon_{or_1} + \omega_g\varepsilon_g + \varepsilon_{u_t} \quad (۲۴)$$

ρ_u و ε_{u_t} دارای توزیع نرمال و میانگین صفر و انحراف معیار σ_u هستند. ω_{or} و ω_g ضریب همبستگی درآمدهای نفتی و مخارج دولتی که با رشد پول را نشان می‌دهند.

$u_t = \frac{M_t}{M_{t-1}}$ نرخ رشد ناخالص عرضه پول

ε_{or} شوک درآمدهای نفتی

ε_g شوک مخارج دولتی

اگر فرض شود مخارج دولت نیز از فرآیند خودرگرسیو تبعیت می‌کند طبق رابطه (۲۵) داریم:

$$g_t = \rho_g g_{t-1} + (1-\rho_g)(\bar{g}) + \varepsilon_{g_t} \quad \varepsilon_g \approx \mathrm{N}(0,\sigma^2) \quad (۲۵)$$

با فرض این‌که دولت از یک قاعده سیاست پولی جهت تعیین مالیات بر درآمد نیروی کار به‌صورت رابطه (۲۶) استفاده می‌کند.

$$\tau_{h,t} - \tau_h = \psi_h\left(\frac{L_t}{Y_t} - \left(\frac{l}{y}\right)^{tar}\right) + \psi_y(y_t - y) + \varepsilon_{\tau,t} \quad (۲۶)$$

$$\tau_{k,t} = (1-\rho_{\tau k})\tau_k + \rho_{\tau k}\tau_{k,t-1} + \varepsilon_{\tau k,t}$$

$$\tau_{c,t} = (1-\rho_{\tau c})\tau_c + \rho_{\tau c}\tau_{c,t-1} + \varepsilon_{\tau c,t}$$

$\left(\frac{l}{y}\right)^{tar}$ نسبت بدهی هدف دولت به تولید

۳-۴. تسویه بازار

در شرایط تسویه بازار[1] عرضه کل با تقاضای کل برابر است:

$$Y_t + O_t = C_t + I_t + G_t + AC_t \quad (۲۷)$$

AC_t هزینه تعدیل قیمت‌ها

$$AC_t = \frac{\emptyset P}{2}(\Pi_t - 1)^2 Y_t \quad (۲۸)$$

۳-۵. رفاه مصرف‌کننده

با توجه به نوع رفتار مصرف‌کننده در تقاضای کالاها و رسیدن به سطح رضایتمندی موردنظر خود و در این مطالعه اندازه‌گیری رفاه بر اساس تابع مطلوبیت دوره‌ای خانوار که از توابع سیاستی در مصرف و عرضه نیروی کار پیروی می‌کند، استفاده‌شده که بر اساس مطالعه مرزبان و همکاران (۱۳۹۵) تابع مطلوبیت دوره‌ای خانوار U_i از متغیرهای c_t^i مصرف و l_t^i عرضه نیروی کار تشکیل‌شده است و به‌صورت رابطه (۲۹) ارائه‌شده است:

$$U_i^c = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t \left(\left(c_t^i - \frac{z c_{t-1}^i}{\mu_t^2 (\mu_t^\gamma)^{\frac{\theta}{1-\theta}}} \right), L_t^i \right) \quad (۲۹)$$

z: درجه پایداری عادت مصرف

θ: سهم سرمایه

μ_t^z: رشد بهره‌وری

$$U_t(c_t, l_t) = (1-\gamma) log \left(c_t^i - \frac{z c_{t-1}^i}{\mu_t^2 (\mu_t^\gamma)^{\frac{\theta}{1-\theta}}} \right) + \gamma \log (1 - l_t) \quad (۳۰)$$

$$wel_{u,i} = E_0 \sum_{0}^{\infty} \beta_t U_t \, (c_{i,t} - l_{i,t}) \quad (۳۱)$$

$$wel_{u,i} = U_t(c_{i,t}, l_{i,t}) + \beta U_{t+1} \, (c_{i,t+1}, l_{i,t+1}) \quad (۳۲)$$

۴. یافته‌های پژوهش

در این مطالعه برای به دست آوردن پارامترهای مدل از کالیبراسیون[2] استفاده‌شده است. با توجه به معادلات استخراج‌شده از بهینه‌سازی مدل و کد نویسی مدل تعادل عمومی پویای تصادفی[3] قابل‌محاسبه ارائه‌شده، با استفاده از نرم‌افزار داینار[4] انجام‌شده است. همچنین داده‌های ارائه‌شده توسط بانک مرکزی و مرکز آمار ایران و نیز مطالعه‌های موجود در کشور برای برخی از پارامترها، مقداردهی به این پارامترها انجام‌شده است. در جدول (۱) مقادیر حالت پایدار برای اقتصاد کشور نشان می‌دهد.

1. Market settlement
2. Calibration
3. Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE)
4. Dynare

جدول ۱: مقادیر باثبات متغیرهای الگو نسبت به تولید غیرنفتی

نسبت	توضیحات	مقدار
$\frac{C}{Y}$	نسبت باثبات مصرف خصوصی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰/۴۲
$\frac{I}{Y}$	نسبت باثبات سرمایه‌گذاری خصوصی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰/۳۵
$\frac{w.l}{Y}$	نسبت باثبات سهم نیروی کار از محصول	۰/۵۷
$\frac{r.K}{Y}$	نسبت باثبات سهم سرمایه از محصول	۰/۴۳
$\frac{K}{Y}$	نسبت باثبات سرمایه به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰/۵۲۱
$\frac{or}{Y}$	نسبت باثبات درآمدهای نفتی به تولید ناخالص داخلی بدون نفت	۰/۲

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۱. کالیبره سازی

در جدول (۲) نسبت‌ها برای تعریف پارامترهای ساختاری مشخص‌شده است که این انتخاب مقادیر برمبنای ادبیات اقتصادی موجود برای اقتصادهایی با مجموعه‌ای مشابه توصیف‌شده است.

جدول ۲: مقداردهی پارامترهای الگو

پارامتر	توضیحات	مقدار	منبع
β	عامل تنزیل	۰/۹۹	عباسی نژاد و همکاران (۱۳۸۹)
ψ	حجم حقیقی پول در تابع مطلوبیت	۰/۳۷	بهرامی و قریشی (۱۳۹۰)
D	عرضه نیروی کار در تابع مطلوبیت	۳/۲۵	بهرامی و قریشی (۱۳۹۰)
$\mathcal{b}$	درجه پایداری مصرف	۰/۳۰۹۶	منظور و همکاران (۱۳۹۴)
α	بهره‌وری سرمایه	۰/۴۱۲	محاسبات تحقیق
τ^c	میانگین نرخ مالیات بر مصرف	۰/۹	کشاورزی و همکاران (۲۰۲۴)
τ^k	میانگین نرخ مالیات بر درآمد سرمایه	۰/۵۲	کشاورزی و همکاران (۲۰۲۴)
τ^h	مالیات بر درآمد کار	۰/۰۷۸	کشاورزی و همکاران (۲۰۲۴)
ρ_a	پارامتر AR(1) بهره‌وری کل عوامل تولید	۰/۶	محاسبات تحقیق
ρ_g	پارامتر AR(1) ماندگاری مخارج دولت	۰/۶	محاسبات تحقیق
ρ_{or}	پارامتر AR(1) تکانه درآمدهای نفتی	۰/۷	کشاورزی و همکاران (۲۰۲۴)
ρ_{τ^k}	پارامتر AR(1) تکانه مالیات بر درآمد سرمایه	۰/۶	محاسبات محقق
ρ_{τ^h}	پارامتر AR(1) تکانه درآمد کار	۰/۶	محاسبات محقق
ρ_{τ^c}	پارامتر AR(1) تکانه مالیات بر مصرف	۰/۶	محاسبات محقق
ω_{or}	پارامتر AR(1) تکانه درآمد نفتی بر عرضه پول	۰/۱۵	فخرحسینی و همکاران (۱۳۹۱)
ω_g	پارامتر AR(1) تکانه مخارج دولتی بر عرضه پول	۰/۴۲	فخرحسینی و همکاران (۱۳۹۱)
σ_a	انحراف معیار تکانه فناوری	۰/۰۱	–

منبع: یافته‌های پژوهش

۴-۲. تکانه اقتصادی پایه پولی و اثرات آن بر رفتار مصرف‌کنندگان

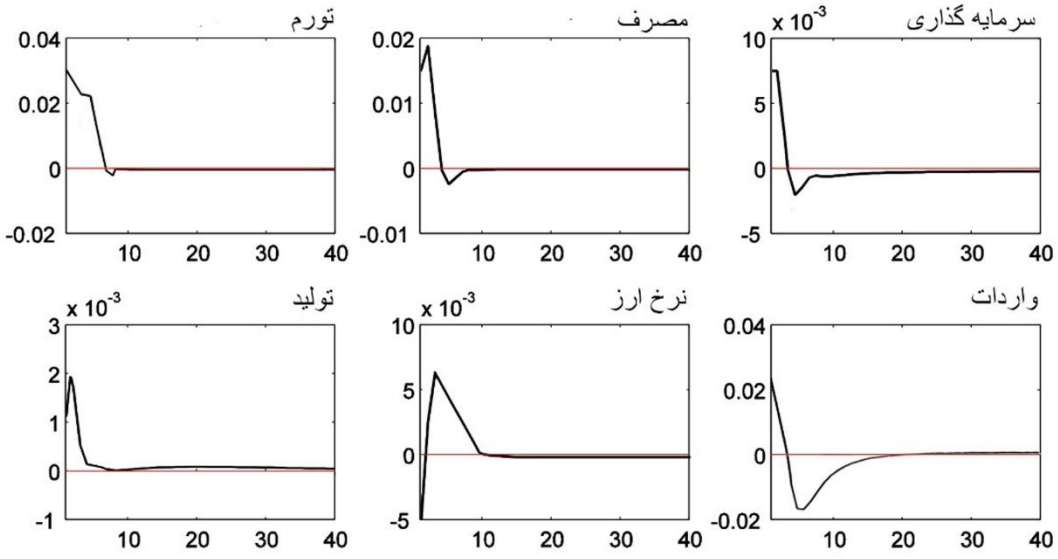
شکل (۴) نشان‌دهنده توابع عکس‌العمل آنی متغیرهای مدل در برابر تکانه پایه پولی است. متغیرها به شکل انحراف لگاریتمی از مقادیر باثبات خود بوده اما نرخ رشد ارز و نرخ تورم میزان انحراف معیار از وضعیت باثبات را نشان می‌دهد. با وارد شدن تکانه پایه پولی به‌اندازه یک انحراف معیار، تورم به میزان ۱/۳ درصد افزایش و درنتیجه مصرف خصوصی (معادله اولر) نیز افزایش می‌یابد، چون مطلوبیت نهایی در مصرف از پس‌انداز بیشتر می‌گردد.

⇧تولید ⇨ ⇧سرمایه گذاری⇨ ⇧تقاضای نیروی‌کار

⇨ ⇩ نرخ بهره حقیقی⇨ ⇧ تورم ⇨ ⇧پایه‌پولی

⇧مصرف (بدلیل بالاتربودن‌مطلوبیت نهایی نسبت به پس‌انداز)

لذا با افزایش نرخ ارز اسمی و شرایط تورمی ایجادشده، نرخ ارز حقیقی ابتدا ۰/۴۸ درصد کاهش اما درنهایت سیر افزایشی به خود گرفته است. از طرف دیگر این تکانه، باعث کاهش نرخ بهره حقیقی و افزایش تقاضا برای نیروی کار از سمت بنگاه شده و ابتدا سرمایه‌گذاری به‌صورت کوتاه‌مدت از خود واکنش مثبت نشان داده؛ اما درنهایت کاهش‌یافته و در طی سه دوره به وضعیت باثبات می‌رسد. در فرایند ذکرشده با افزایش مخارج مصرفی خانوار، واردات کالاهای مصرفی و کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای نیز افزایش می‌یابد که این نتایج به مقدار زیادی منطبق با نتایج تقی‌پور و منظور (۱۳۹۵) است. طبق اثرات گفته‌شده، تکانه پایه پولی بیشتر مصرف را تحت تأثیر قرار داده و بر فعالیت تولیدی و سرمایه‌گذاری کمتر اثرگذار خواهد بود. بر اساس شکل (۴) تکانه پایه پولی اثر مثبت بر تورم و مصرف داشته و می‌توان طبق داده‌های استفاده‌شده نوع رفتار مصرف‌کنندگان را در مواجهه با کالاهای گیفن و وبلن مشاهده نمود. طبق مطالعه آزاد و مقام آسا (۱۴۰۰) نیز از عوامل ایجاد کالاهای گیفن در کشور ایران مانند شرایط اقتصادی، ساختار بازار، توان مصرف، توانایی مالی، منابع رقابتی و اختلالات اقتصادی نامبرده که بر رفتار مصرف‌کننده مؤثر بوده است.



شکل ۴: اثر تکانه پایه پولی بر متغیرهای الگو

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

۵-۱. نتیجه‌گیری

ناتوانی عوامل اقتصادی در پیش‌بینی صحیح وضعیت فعالیت‌های اقتصادی آینده از منابع اصلی نوسانات ادوار تجاری است. بر اساس نقدی که لوکاس ارائه کرد تغییر در رفتار مقامات پولی و سیاست‌گذاران اقتصادی باعث تغییرات در پارامترهای کلان اقتصادی می‌گردد؛ بنابراین با توجه به انعطاف‌پذیری قیمت‌ها و دستمزدها و تکانه‌های برون‌زا مانند پایه پولی، رفتار مصرف‌کنندگان در برخورد با کالاهای گیفن و وبلن چه رفتاری خواهند داشت؟ همچنین سیاست مناسب برای اجرا و ایجاد رضایتمندی چگونه خواهد بود؟ لذا تحلیل این رفتار برای مقامات پولی مهم است.

نتایج این مطالعه نشان داد که با وارد شدن تکانه پایه پولی، تورم افزایش، نرخ بهره حقیقی کاهش و تقاضا برای نیروی کار افزایش‌یافته و سرمایه‌گذاری ابتدا در کوتاه‌مدت واکنش مثبت داشته اما درنهایت با کاهش مواجه شده است. با افزایش مخارج مصرفی خانوار، واردات کالاهای مصرفی و کالاهای سرمایه‌ای و واسطه‌ای افزایش‌یافته است. نکته مهم این است که تکانه پایه پولی بیشتر مصرف را تحت تأثیر قرار داده و بر فعالیت تولیدی و سرمایه‌گذاری کمتر اثرگذار بوده است. با افزایش مصرف، سیاست‌گذاران در صورت شناخت کالاهای گیفن و وبلن و نوع رفتار مصرف‌کنندگان باید تشخیص دهند. به‌عنوان‌مثال جهت کاهش مصرف یک کالای گیفن لزوماً نباید قیمت آن را افزایش داد، بلکه باید به دنبال سیاست دیگری بود، چراکه افزایش قیمت نه‌تنها مصرف را کاهش نخواهد داد بلکه موجب ایجاد تورم بخشی جدید در آن کالا و دیگر کالاها و خدمات خواهد شد. همچنین برای به وجود آمدن یک کالای وبلن باید قیمت کالا بالا رفته تا مصرف‌کننده خاص نسبت به خرید آن اقدام نمایند. حتی اگر آن کالا قبلاً معمولی یا پست بوده باشد. چراکه اینکه این افزایش قیمت را به بهبود کیفیت، طراحی آن ارتباط داده یا اینکه کالا کمیاب شده باشد. قابل‌ذکر است مصرف‌کننده‌ای که گرفتار مصرف یک کالای گیفن است، درصورتی‌که کالای جانشین پست‌تر از کالای گیفن برای ایشان در دسترس نباشد، بازهم مجبور به استفاده از آن خواهد بود، حتی اگر قیمت کالای موردنظر افزایش یابد. لذا سهم این کالا از درآمد مصرف‌کننده بیشتر شده و تقاضا برای کالاهای موردنیاز دیگر کاهش خواهد یافت.

۵-۲. پیشنهادهای سیاستی

نظر به نتایج فوق باید پذیرفت که کالاهای گیفن و وبلن اگرچه نقض کننده قانون تقاضا هستند اما مصرف‌کننده بر اساس نظریه‌های اقتصاد خرد، رفتار عقلائی دارد؛ بنابراین پیشنهادها زیر جهت توجه سیاست‌گذاران و مقامات پولی ارائه می‌شود:

الف- شناسایی کالاهای گیفن و وبلن در جامعه بر اساس دهک‌های درآمدی خانوارها.

ب- می‌توان گفت که کالاهای گیفن، کالاهایی پست هستند که مصرف‌کننده نمی‌تواند برای آن‌ها جایگزین مناسبی پیدا نمایند، پس باید در تولید این کالاها به میزان لازم در جامعه برنامه‌ریزی نمود.

ج- تغییرات قیمتی این کالاها با توجه به میزان تقاضا، به‌صورت یک سیاست تثبیتی از سوی سیاست‌گذاران و مقامات پولی موردحمایت قرارگیری.

د- کاهش میزان اثر پایه پولی با درآمدهای نفتی و همچنین سرمایه‌گذاری مناسب در تحقیق و توسعه با سیاست‌گذاری و برنامه‌ریزی مناسب از سوی سیاست‌گذاران و مقامات پولی.

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

تمامی نویسندگان به یک اندازه در نگارش مقاله سهم دارند.

تضاد منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Mohammad Alibegli https://orcid.org/0000-0001-9035-5582

Nader Mehregan https://orcid.org/0000-0001-9065-7249

Alireza Erfani https://orcid.org/0000-0003-1493-216X

منابع و مأخذ

اسفندیاری، مرضیه، دهمرده، نظر، کاوند، حسین. (۱۳۹۳). بازار کار دوگانه در چارچوب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای اقتصاد ایران. نشریه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)، ۱۴(۱)، ۲۳۸-۲۱۷. DOR: 20.1001.1.17356768.1393.14.1.8.7

آزاد، ناصر و مقام آسا، رزا، (۱۴۰۰). ارائه مدل عوامل اثر گذار ایجاد کالای گیفن بر رفتار مصرف کننده (مورد کاوی: مصرف کنندگان مواد غذایی)، *اولین کنفرانس بین‌المللی جهش علوم مدیریت، اقتصاد و حسابداری*، ساری. (URL of Article)

بهرامی، جاوید و قریشی، نیره سادات. (۱۳۹۰). تحلیل سیاست پولی در اقتصاد ایران با استفاده از یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *نشریه مدل‌سازی اقتصادی*، ۵(۱۳)، ۱-۲۲. (URL of Article).

تقی پور، انوشیروان و منظور، داود. (۱۳۹۵). تحلیل آثار شوک‌های پولی و مخارج دولت مالی در ایران با استفاده از مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *نشریه تحقیقات اقتصادی*، ۵۱(۴)، ۹۷۷-۱۰۰۱. DOI: 10.22059/jte.2016.59465

توکلیان، حسین. (۱۳۹۱). بررسی منحنی فیلیپس کینزی جدید در قالب یک مدل تعادل عمومی پویای تصادفی برای ایران، نشریه تحقیقات اقتصادی، ۴۷(۳)، ۱-۲۲. DOI: 10.22059/jte.2012.29251

جعفری صمیمی، احمد.، طهرانچیان، امیرمنصور.، بالونژادنوری، روزبه. و ابراهیمی، ایلناز. (۱۳۹۴). استخراج منحنی فیلیپس با استفاده از الگوی باز تعادل عمومی پویای تصادفی: مطالعه موردی اقتصاد ایران. *نشریه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۵(۴)، ۲۱۶-۱۹۳. DOR: 20.1001.1.17356768.1394.15.4.1.3

سعادت، رحمان، ابونوری، اسمعیل و رئیس کرمی، فاطمه سادات. (۱۴۰۲). شوک‌ها در چرخه تجاری ایران: رویکرد الگوهای تعادل عمومی تصادفی پویا. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۲(۲)، ۱۳۹-۱۷۴. DOI: 10.22034/jepr.2024.140259.1065

فخرحسینی، سید فخرالدین، شاهمرادی، اصغر، احسانی، محمد علی. (۱۳۹۱). چسبندگی قیمت و دستمزد و سیاست پولی در اقتصاد ایران. *نشریه پژوهش‌های اقتصادی (رشد و توسعه پایدار)*، ۱۲(۱)، ۳۰-۱. DOR: 20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7

فرجی، یوسف. (۱۳۷۸). *نظریه اقتصاد خرد*. تهران: موسسه دانش اندیش معاصر.

کیان پور، پرتو، امینی فرد، عباس، زارع، هاشم و ابراهیمی، مهرزاد. (۱۳۹۸). منحنی فیلیپس هایبریدی نئوکینزینی در چارچوب مدل تعادل عمومی پویای تصادفی. *نشریه مطالعات و سیاست‌های اقتصادی*، ۶(۱)، ۲۶۷-۳۰۰. (URL of Article)

مرزبان، حسین و نجاتی، مهدی. (۱۳۸۸). شکست ساختاری در پایداری تورم و منحنی فیلیپس در ایران. *نشریه مدل‌سازی اقتصادی*، ۲(۸)، ۱-۲۶. (URL of Article)

مرزبان، حسین، دهقان شبانی، زهرا، رستم زاده، پرویز، ایزدی، حمیدرضا. (۱۳۹۵). محاسبه رفاه با سناریوهای متفاوت سیاست مالی در چارچوب مدل سیاست پولی و مالی بهینه. *نشریه مدلسازی اقتصادی*، ۱۰(۴)، ۲۵-۵۱. (URL of Article).

مهرگان، نادر و دلیری، حسن. (۱۳۹۲). واکنش بانک‌ها در برابر سیاست‌های پولی بر اساس مدل DSGE، *نشریه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*. ۲۱(۶۶)، ۶۸-۳۹. (URL of Article).

References

Azad, N., & Maghamasa, R. (1400). Presenting a Model of Factors Influencing the Creation of Giffen Goods on Consumer Behavio (Case Study: Food Consumers). *The First International Conference on Advances in Management, Economics, and Accounting Sciences,* https://civilica.com/doc/1464006. [In Persian]

Bagwell, L. S., & Bernheim, B. D. (1996). Veblen Effects in a Theory of Conspicuous Consumption. *The American Economic Review*, *86*(3), 349–373. http://www.jstor.org/stable/2118201

Bahrami, J., & Ghoreyshi, N.. (2011). Analyzing The Monetary Policy In Iran Economy By Using A Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *Economic Modelling*, 5(13), 1-22. https://sanad.iau.ir/Journal/eco/Article/995398/FullText [In Persian]

Clark, M. P. B., & Laxton, M. D. (1997). *Phillips curves, Phillips lines and the unemplyment costs of overheating*. IMF Working Papers 1997, 017 (1997), accessed July 31, 2025, https://doi.org/10.5089/9781451843507.001

Conrad, C. (2023). Testing the Phillips Curve: Inflation or Unemployment? Evidence from a Behavioral Experiment. *Applied Economics and Finance*, 10(2), 18-22. https://doi.org/10.11114/aef.v10i2.6091

Doi, J., Iwasa, K., & Shimomura, K. (2009). Giffen Behavior Independent of the Wealth Level. *Economic Theory*, *41*(2), 247–267. http://www.jstor.org/stable/40283061

Eaton, B. C., & Eswaran, M. (2009). Well-being and Affluence in the Presence of a Veblen Good. The Economic Journal, 119(539), 1088-1104. https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2009.02255.x

Estrella, A., & Fuhrer, J. C. (2003). Monetary policy shifts and the stability of monetary policy models. *Review of Economics and Statistics*, 85(1), 94-104. https://doi.org/10.1162/003465303762687730

Fakhrehosseini, S. F., Shahmoradi, A. & Ehsani, M. A. (2012). Sticky Prices, Wages and Monetary Policy in the Iranian Economy. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 12(1), 1-30. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1391.12.1.2.7 [In Persian]

Faraji, Y. (1999). Microeconomic theory. Tehran: Danesh Andish Moaser Institute. [In Persian]

Franco, J. A. (2015). Principles of econometrics from the Giffen demand. *Technological and Economic Development of Economy*, *21*(4), 557-576. https://doi.org/10.3846/20294913.2013.876686

Fujimoto, M. (2018). A geometrical approach to Giffen behavior: the Epstein and Spiegel utility function revisited. *The Manchester School*, *86*(5), 681-694. https://doi.org/10.1111/manc.12198

Gali, J., & Monacelli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 707-734.

Gomis-Porqueras, P., Huangfu, S., & Sun, H. (2020). The role of search frictions in the long-run relationships between inflation, unemployment and capital. European Economic Review, 123, 103396. https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2020.103396

Gould, J. P., & Ferguson, C. E. (1980). *Microeconomic theory* th(5)., 80-89

Jafari Samimi, A., Tehranchian, A. M., Balounejad, Nouri. R. & Ebrahimi, E. (2016). Derivation of Phillips Curve Using an Open Economy Stochastic Dynamic General Equilibrium Model: Case Study Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*,15(4), 193-216. http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1394.15.4.1.3 [In Persian]

Jensen, R. T., & Miller, N. H. (2007). *Giffen behavior: theory and evidence*. KSG Research Paper No. RWP07-030. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.310863

Keshavarzi, A., Mahmoodi, S. & Horry, H.R. (2024). Investigating the economic and environmental effects of a pandemic and its policy responses: a Bayesian dynamic stochastic general equilibrium model. *Environment, Development and Sustainability,* 26, 29269–29292. https://doi.org/10.1007/s10668-023-03864-z

Kiyanpor, P., Amminifard, A., Zare, H., & Ebrahimi, M. (2019). A Hybrid New Keynesian Phillips Curve in framework a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model. *The Journal of Economic Studies and Policies*, 6(1), 267-300. https://economic.mofidu.ac.ir/article_39006.html [In Persian]

Lubik, T. A., & Schorfheide, F. (2007). Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation. *Journal of Monetary Economics*, 54(4), 1069-1087. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2006.01.009

Marzban, H. & Nejati, M. (2009). Structural Breakdown In The Inflation Persistence And Philips Curve In Iran. *The Journal of Economic Modelling*, 2(8), 1-26. https://sanad.iau.ir/Journal/eco/Article/995376 [In Persian]

Marzban, H., Dehghan, Z., Rostamzadeh, P., & Izadi, H. R. (2017). The welfare computation under different fiscal policies in an optimal monetary and fiscal policy model framework. *Economic Modelling,* 10(4), 25-51. https://sanad.iau.ir/Journal/eco/Article/995431/FullText [In Persian]

Mehregan, N. & Daliri, H. (2013). Banks Respond to Monetary Policy Shocks Based on DSGE Model. *Journal of Economic Research and Policies*, 21(66), 39-68. http://qjerp.ir/article-1-725-fa.html [In Persian]

Moffatt, P. G., & Moffatt, H. K. (2014). Giffen Goods and their Reflexion Property. *The Manchester School*, 82(2), 129-142. https://doi.org/10.1111/manc.12003

Olayeni, O. R. (2009). *A small open economy model for Nigeria: a BVAR-DSGE approach*. Available at SSRN 1432802. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1432802

Omran, E. A. M., & Bilan, Y. (2021). The impact of inflation on the unemployment rate in Egypt: a VAR approach. *In SHS Web of Conferences* (Vol. 107, p. 06009). EDP Sciences. https://doi.org/10.1051/shsconf/202110706009

Saadat, R., Abounoori, E., & Reiskarami, F. (2023). Shocks in Iran's Business Cycle: Dynamic Stochastic General Equilibrium Models Approach. Journal of Economic Policies and Research, 2(2), 139-174. https://doi.org/10.22034/jepr.2024.140259.1065 . [In Persian]

Sfandyari, M. Dahmardeh, N. & Kavand, H. (2014). Dual Labor Market in a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of Iran. *The Economic Research (Sustainable Growth and Development)*, 14(1), 217-238. [In Persian] http://dorl.net/dor/20.1001.1.17356768.1393.14.1.8.7

Taghipour, A., & Manzoor, D. (2016). Analysis of Monetary and Budgetary Shocks implications in the Iranian Economy Using a DSGE Model. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 51(4), 977-1001. https://doi.org/10.22059/jte.2016.59465 [In Persian]

Tavakolian, H. (2012). A new Keynesian Phillips curve in a DSGE model for Iran. *Journal of Economic Research (Tahghighat-E-Eghtesadi)*, 47(3), 1-22. https://doi.org/10.22059/jte.2012.29251. [In Persian]

URL: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-10347-fa.html. [In Persian]

URL: http://ecor.modares.ac.ir/article-18-6736-fa.html

URL: http://qjerp.ir/article-1-725-fa.html. [In Persian]

Williams, W. D. (1989). The Giffen effect: A control theory resolution of an economic paradox. *In Advances in Psychology,* 62, 531-547. North-Holland.

Wysocki, I., & Block, W. E. (2018). The Giffen good–a praxeological approach. *Wrocław Economic Review*, 24(2), 9-22. https://doi.org/10.19195/2084-4093.24.2.1

Economic Policies and Research
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Journal Homepage: www.jepr.uok.ac.ir
ISSN Online: 2821-174X

Volume 4, Issue 2, Summer 2025, Page: 63-89 DOI: 10.22034/jepr.2025.143167.1239

Original Research Article

The Impact of Energy Prices, Precious Metals, Stock Markets, and Variables of G7 Countries on the Cryptocurrencies**

Shabnam Zeinedini[1], **Mohammad Sharif Karimi**[*2], **Azad Khanzadi**[2], **Ali Falahati**[2]

1. Ph.D. Student, Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Razi University, Kermanshah, Iran
2. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Economics and Accounting, Razi University, Kermanshah, Iran

Received: 17 February 2025 *Accepted: 12 April 2025*

Abstract

Today, Cryptocurrencies have entered the global financial system and are now part of the investment portfolio of institutions and individuals. Therefore, investigation of the relationships and influential factors on the prices of this emerging market can be effective understanding the investors to choose the optimal investment portfolios. This study examines the impact oil and gas prices as the most important energy carriers, gold and silver as the top precious metals, stock indices, inflation and interest rates of G7 countries as the richest countries in the world on the price of Bitcoin and Ethereum. For this purpose, the ARDL Panel approache is used in this study. The data used include monthly observations from April 2020 to December 2023. The results show that Brent oil price, natural gas, gold, silver, inflation rates and stock indices of G7 industrialized countries have a significant impact on the price of digital currencies, depending on the type of relationship they have with virtual currencies.

Keywords: Cryptocurrencies, Stock Markets of G7, precious metals, Energy Prices, Macroeconomic variables of G7 Countries.

JEL Classification: G15, C23.

** Corresponding Author: Mohammad Sharif Karimi* *E-mail: sharifkarimi2@yahoo.com* *Tel: + 989188723679*

** The Present Article is Taken From The Doctoral Thesis of *Shabnam Zeinedini* at Razi University.

How To Cite: Zeinedini, S., Karimi, M.S, Khanzadi, A., & Falahatii, A. (2025). The Impact of Energy Prices, Precious Metals, Stock Markets, and Variables of G7 Countries on the Cryptocurrencies. *Journal of Economic Policies and Research*, 4(2), 63-89. DOI: 10.22034/jepr.2025.143167.1239

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63777.html?lang=en

Copyright © 2022 The Author(s). Published by Department of Economics, University of Kurdistan. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

Over the past decades, there have been many advances in the field of financial technology. The further evolution of financial discussions, since the emergence of the digital currency market, has made this market one of the most important new investment venues. These emerging markets have presented new sources of potential risks for investors (Heine et al., 2020). Due to the emergence of various crises in the last few years, financial markets and energy markets around the world have always experienced high price fluctuations due to uncertainty in the economy. Following these uncertainties in these markets, investors have usually looked for a way to protect their assets (Yu et al., 2021). So, many countries, including the G7 countries, have faced serious economic and financial fluctuations. The G7 economies account for approximately 30 percent of the world's GDP. According to the International Monetary Fund (IMF) report of April 14, 2020, all G7 countries experienced a deep recession. Global stocks, including G7 stock indices, were also negatively affected by the oil price crash on April 20, 2020. At the same time, Bitcoin set different records at that time. The price of Bitcoin reached $10,482 in the first quarter of 2020, which set a new record for that period, and then within a month of this increase, the entire cryptocurrency market fell and Bitcoin fell to its lowest level in history, $3,869.50. Until its price rose again in September 2020 and stabilized at around $11,100 (Obeid et al., 2022). This indicates that the market price of digital currencies can be influenced by the most important macroeconomic variables and stock indices of the G7 countries, which are the most important advanced industrial countries in the world. Therefore, this study examines the impact of stock prices and the most important macroeconomic variables of the G7 countries on the price of digital currencies. In addition, the impact of the price of precious metals and the price of the most important energy carriers, as traditional assets that always change during crises, on the price of digital currencies is also evaluated.

Methodology

If there is a cointegration relationship between the data, as well as the presence of a dependent variable with an interval on the right side of the model, one of the most appropriate methods for estimating the equation is to use dynamic panel models Panel ARDL. The Panel ARDL approach has been employed by researchers in most recent studies due to its features. This method is especially used in situations where the model variables are not stationary at a level. It is also employed in the cases where a number of variables are stationary at a level or a number with a single difference. It is worth noting that ARDL does not allow second-order stationarity (Hosseinzadeh and Keshavarz, 2023) (Howidz et al., 2023). For this purpose, in this study, the ARDL panel method is used to estimate the impact of variables on the price of digital currencies and the short-term and long-term relationships of variables simultaneously.

Results and Discussion

The results indicated that in the short term, all variables except silver had a significant effect on the price of Bitcoin. In addition, in the short term, among the research variables, only two variables,

silver and interest rate, did not have a significant effect on Ethereum. Overall, based on the results, in the long term, all variables have a significant effect on the price of Bitcoin and Ethereum.

Conclusion

Given that energy markets, precious metals markets, stock markets of G7 countries, and macroeconomic variables of these countries each affect the price of cryptocurrencies. It is therefore important for investors, portfolio managers, and academics to understand the differences nuances of cryptocurrencies compared to other financial and commodity markets during recent global crises. Therefore, the findings of this study significantly contribute to understanding the impact of changes in inflation rates in advanced industrialized countries on cryptocurrency prices, especially during crises. Besides, it identifies how stock prices in these countries affect and relate to cryptocurrency market prices. This research provides new insights into the relationship between other financial markets and the cryptocurrency market during crises. Therefore, it is recommended that investors who want to minimize investment risk in the virtual currency market consider the price trend of Bitcoin and Ethereum in light of potential fluctuations in energy markets, precious metals, and stock markets in advanced industrialized countries. Moreover, policymakers who are concerned about the financial consequences of various unexpected events at the global level can use government policies and regulatory frameworks to regulate speculation and investment activities in the digital currency market and traditional markets with changes in inflation rates.

Author Contributions

All authors contributed equally to the writing of the article.

Conflict of Interest

The authors have no conflicts to disclose

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
وب سایت نشریه: www.jepr.uok.ac.ir
شاپای الکترونیکی: ۱۷۴X-۲۸۲۱
سال چهارم، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۶۳ – ۸۹
DOI: 10.22034/jepr.2025.143167.1239

مقاله پژوهشی

تأثیر قیمت حامل‌های انرژی، فلزات گران‌بها، بازارهای سهام و متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای گروه هفت(G7) بر بازار ارزهای دیجیتال**

شبنم زین‌الدینی[۱]، محمدشریف کریمی[۲*]، آزاد خانزادی[۲]، علی فلاحتی[۲]

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.
۲. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده اقتصاد و حسابداری ، دانشگاه رازی، کرمانشاه، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۱/۱۹ *تاریخ پذیرش:* ۱۴۰۴/۰۱/۲۳

چکیده

امروزه، ارزهای دیجیتال در سیستم مالی جهانی ورود پیدا کرده‌اند و بخشی از سبد سرمایه‌گذاری، مؤسسات و افراد را در خود جای‌داده‌اند. ازاین‌رو، بررسی روابط و عوامل تأثیرگذار بر روی قیمت‌های این بازار نوظهور می‌تواند در تصمیم‌گیری سرمایه‌گذاران برای انتخاب سبدهای بهینه مؤثر باشد. در این پژوهش به بررسی تأثیر قیمت نفت و گاز به‌عنوان مهم‌ترین حامل‌های انرژی، طلا و نقره به‌عنوان برترین فلزات گران‌بها، شاخص‌های سهام، تورم و نرخ بهره کشورهای گروه هفت (G7) به‌عنوان ثروتمندترین کشورهای جهان بر قیمت بیت‌کوین و اتریوم پرداخته شده است. بدین منظور، در این مطالعه رویکرد Panel ARDL بکار گرفته شده است. داده‌های مورداستفاده شامل مشاهدات ماهیانه از آپریل سال ۲۰۲۰ تا دسامبر سال ۲۰۲۳ است. نتایج نشان دادند که قیمت نفت برنت، گاز طبیعی، طلا، نقره، نرخ تورم، نرخ بهره و شاخص سهام کشورهای صنعتی G7 بسته به نوع رابطه‌ای که با ارزهای دیجیتال دارند، تأثیر معناداری بر قیمت آن‌ها دارند.

واژگان کلیدی: *ارزهای دیجیتال، بازارهای سهام کشورهای G7، فلزات گران‌بها، قیمت حامل‌های انرژی، متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای G7.*

طبقه‌بندی JEL : *G15*، C23

* **نویسنده مسئول:** *محمد شریف کریمی* *آدرس رایانامه: sharifkarimi2@yahoo.com* *تلفن تماس:* ۰۹۱۸۸۷۲۳۶۷۹

** مقاله حاضر برگرفته از رساله دکتری شبنم زین‌الدینی در دانشگاه رازی کرمانشاه است.

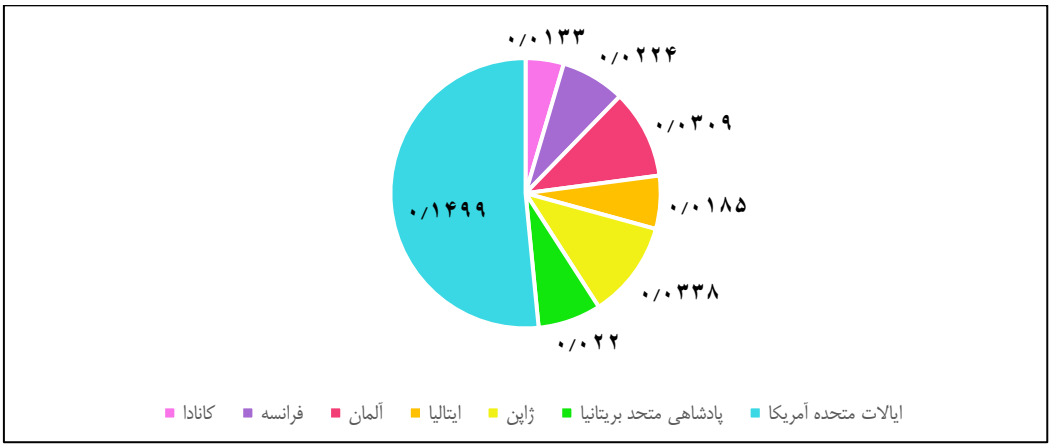
استناد به مقاله: زین‌الدینی، شبنم، کریمی، محمد شریف، خانزادی، آزاد و فلاحتی، علی. (۱۴۰۴)، تأثیر قیمت حامل‌های انرژی، فلزات گران‌بها، بازارهای سهام و متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای گروه هفت (G7) بر بازار ارزهای دیجیتال، *فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۴(۲)، ۶۳-۸۹. DOI: 10.22034/jepr.2025.143167.1239

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_63777.html?lang=fa

حق نشر © ۲۰۲۲ نویسنده (گان). منتشر شده توسط گروه اقتصاد، دانشکده علوم‌انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان.
این یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت شرایط مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 4.0 توزیع شده است که استفاده، توزیع و تکثیر نامحدود در هر رسانه‌ای را مجاز می‌داند، مشروط بر اینکه به نویسنده و منبع اصلی استناد شود.

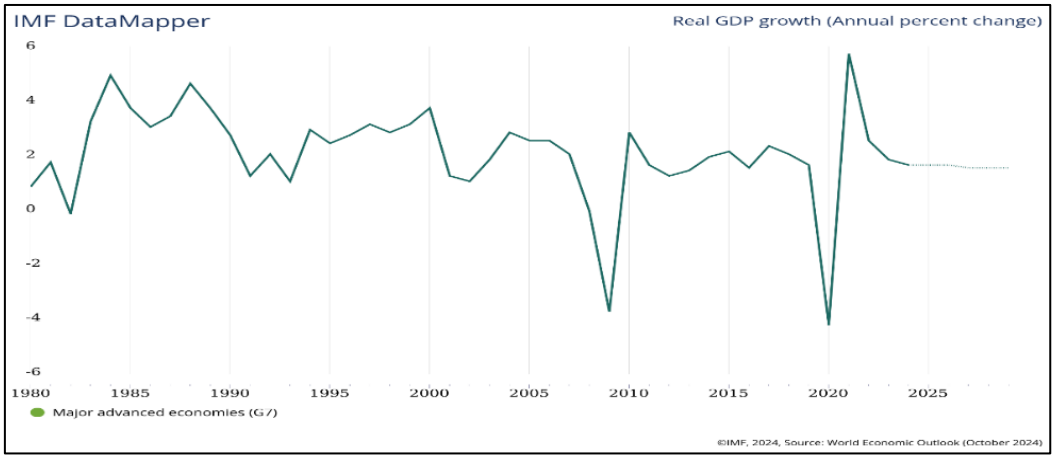
۱. مقدمه

در طی دهه‌های گذشته، در زمینه فناوری مالی پیشرفت‌های زیادی رقم خورده است. تکامل هرچه بیشتر مباحث مالی، از زمان پیدایش بازار ارزهای دیجیتال، این بازار را به یکی از مهم‌ترین مکان‌های سرمایه‌گذاری جدید تبدیل کرده است. این بازارهای نوظهور منابع جدیدی از ریسک‌های بالقوه را برای سرمایه‌گذاران ارائه داده‌اند (Huynh et al., 2020). باتوجه‌به پیدایش بحران‌های مختلف در چند سال اخیر، بازارهای مالی و بازارهای انرژی در سراسر جهان به دلیل عدم اطمینان در اقتصاد همواره نوسانات قیمتی زیادی را تجربه نموده‌اند. به دنبال این عدم اطمینان‌ها در این بازارها سرمایه‌گذاران معمولاً به دنبال راهی برای محافظت از دارایی‌هایشان بوده‌اند (Yu et al., 2021). به‌طوری که، اقتصاد کشورهای که تقریباً ۳۰ درصد از تولید ناخالص داخلی جهان را تشکیل می‌دهند، از نظر اقتصادی و مالی با زیان‌های جدی مواجه شده‌اند. در شکل (۱)، سهم این کشورها به تفکیک کشور از تولید ناخالص جهانی ارائه شده است.



شکل ۱: سهم کشورهای گروه هفت (G7) از تولید ناخالص داخلی در سال ۲۰۲۴

مأخذ: صندوق بین‌المللی پول



شکل ۲: روند تولید ناخالص داخلی گروه هفت (G7) از سال ۱۹۸۰ تا ۲۰۲۴

مأخذ: صندوق بین‌المللی پول

بر اساس گزارش صندوق بین‌المللی پول در ۱۴ آوریل سال ۲۰۲۰، همه کشورهای گروه هفت (G7) رکود عمیقی را تجربه نموده‌اند. شکل (۲)، نمودار روند رشد تولید ناخالص داخلی این کشورها را از سال ۱۹۸۰ تا سال ۲۰۲۴ نشان می‌دهد. همچنین سهام‌های جهانی، از جمله شاخص‌های سهام گروه هفت (G7)، تحت‌تأثیر منفی سقوط قیمت نفت در ۲۰ آوریل ۲۰۲۰ قرار گرفتند. این در حالی است که در آن زمان بیت‌کوین رکوردهای متفاوتی را ثبت نمود. قیمت بیت‌کوین در سه ماهه اول سال ۲۰۲۰ به ۱۰۴۸۲ دلار رسید که رکورد جدیدی را برای آن دوره ثبت کرد، سپس ظرف یک ماه پس از این افزایش، کل بازار ارزهای دیجیتال سقوط کرد و بیت‌کوین به پایین‌ترین سطح تاریخ خود یعنی ۳۸۶۹/۵۰ دلار سقوط کرد. تا این‌که دوباره در سپتامبر ۲۰۲۰، قیمت آن افزایش یافت و در حدود ۱۱۱۰۰ دلار تثبیت شد (Obeid et al., 2022). این موضوع بیانگر آن است که امکان تأثیرپذیری قیمت بازار ارزهای دیجیتال از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی و نیز شاخص‌های سهام کشورهای گروه هفت (G7) به‌عنوان مهم‌ترین کشورهای پیشرفته صنعتی جهان هستند، وجود دارد. بنابراین در این پژوهش تأثیر قیمت سهام و مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای گروه هفت بر قیمت ارزهای ارزهای دیجیتال بررسی می‌گردد. به‌علاوه، میزان تأثیرگذاری قیمت فلزات گران‌بها و قیمت مهم‌ترین حامل‌های انرژی به‌عنوان دارایی‌های سنتی که همواره در طی بحران‌ها دستخوش تغییر می‌گردند، نیز بر قیمت ارزهای دیجیتال ارزیابی می‌شود. ادامه مقاله به شرح زیر سازماندهی شده است. در بخش ۲، مبانی نظری و ادبیات مرتبط خارجی و داخلی آورده شده است. در بخش ۳، مدل، داده‌ها، جامعه آماری و روش تحقیق معرفی شده است. در بخش ۴، برآوردها، نتایج تجربی و تجزیه‌وتحلیل نتایج ارائه شده است. و در نهایت، در بخش ۵، به بیان نتیجه‌گیری و پیشنهادات پرداخته شده است.

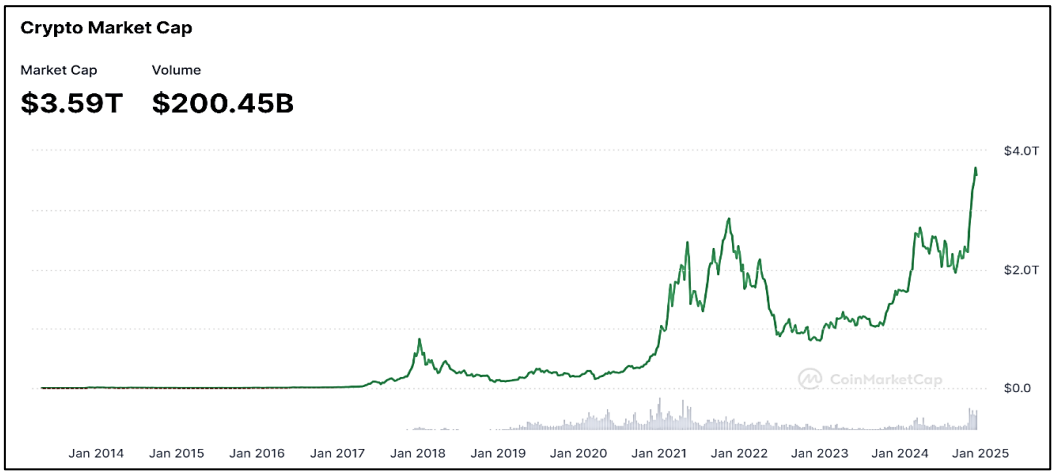
۲. ادبیات پژوهش

۲–۱. مبانی نظری

در این بخش، در ابتدا به مبانی نظری و ادبیات موضوع ارزهای دیجیتال پرداخته می‌شود. سپس، مجاری اثرگذاری قیمت مهم‌ترین حامل‌های انرژی، قیمت فلزات گران‌بها و متغیرهای کلان اقتصادی و بازار سهام کشورهای گروه هفت (G7) به‌صورت مختصر ارائه شده است.

در یک نگاه تاریخی به گذشته، بازارها به‌طورکلی و بازارهای مالی به طور خاص، توسعه عظیمی را تجربه کرده‌اند. در این راستا ابزارهای مورداستفاده به‌عنوان ابزار مبادله نیز تغییراتی را تجربه کرده و مطابق با نیازهای بازار باهدف سهولت هرچه بیشتر معاملات تجاری تکامل یافته‌اند. آن دسته از ابزارهایی که برای واسطه‌گری مبادله کالا استفاده می‌شوند، پول نامیده می‌شوند. پول همواره تکامل‌یافته است، از دوران مبادله که پول به‌صورت کالا، فلز و سکه بوده تاکنون که توسط سیستم‌های پولی مدرن و چک ادامه یافته و با آخرین تحولات ارزی جهانی، مانند معرفی ارزهای رمز پایه معروف به بیت‌کوین و اتریوم و موارد مشابه، به پایان رسیده است. معرفی ارزهای رمزنگاری شده، سیستم پرداخت بین‌المللی را در مقیاسی متحول کرده است که تا چند سال پیش غیرقابل‌تصور بود (Bunjaku et al., 2017). به دنبال بحران مالی جهانی و در نتیجه ازدست‌دادن اعتماد به سیستم

مالی، و همچنین عدم اطمینان شدید در مورد اتخاذ تدابیر سیاست اقتصادی توسط دولت‌ها و بانک‌های مرکزی، زمینه برای تحقیقات زیادی در مورد پول ایجاد گشت. در سال ۲۰۰۹، یک فرد (یا گروه) با نام مستعار «ساتوشی ناکاموتو» ارز دیجیتال «بیت‌کوین» را ایجاد کرد. ارزهای دیجیتال یا ارزهای مجازی بر پایه رمزنگاری رایانه‌ای ایجاد شده‌اند، که به مزیتی تبدیل شده که امکان جعل و یا احتمال بروز تقلب را سلب می‌کند (قاسمی، ۱۴۰۰؛ Al-yahyaee et al., 2018). بر اساس چنین ویژگی‌های خاصی، می‌توان ارزهای دیجیتال را به‌عنوان متنوع کننده‌هایی کامل در طی دوران رکود و یا عدم اطمینان بالا بیان کرد (Caferra & Vidal-Tom´as., 2021؛ Ciaian et al., 2015؛ Symitsi & Chalvatzis., 2019؛ قاسمی، ۱۴۰۰). در دسامبر ۲۰۱۷، گروه بورس کالای شیکاگو (CME)[1] و بورس گزینه‌های هیئت مدیره شیکاگو (CBOE)[2] به راه‌اندازی قراردادهای آتی با بیت‌کوین به‌عنوان یک دارایی اساسی پرداختند. راه‌اندازی قراردادهای آتی بر اساس قیمت بیت‌کوین در سال ۲۰۱۷ مشروعیت آن را به مراتب به‌عنوان یک سبد دارایی افزایش داد (Shahzad et al., 2020). استفاده بالقوه از ارزهای دیجیتال به‌عنوان یک وسیله مبادله به دلیل هزینه‌های پایین تراکنش، طراحی همتا به همتا، جهانی و بدون دولت جذاب است (Symitsi & Chalvatzis., 2019). به‌طورکلی، ارزهای دیجیتال به پدیده‌ای گسترده و جذاب تبدیل شده است که موردتوجه مؤسسات مالی و دولتی و همچنین محققان دانشگاهی قرار گرفته است. آن‌ها به طرز جالبی در پاسخ به عدم قطعیت پیرامون سیستم‌های متعارف اقتصادی در طی بحران‌ها افزایش یافته‌اند. بدیهی است که ظهور چنین ارزهای جدیدی عملکرد و ثبات سیستم‌های مالی را به ارمغان می‌آورد. بنابراین برای سرمایه‌گذاران، مدیران پورتفولیو[3] و دانشگاهیان مهم است که واقعیت‌های ظریف ارز دیجیتال را در مقایسه با سایر بازارهای مالی و کالایی درک کنند (Al-yahyaee et al., 2018; Majdoub et al., 2021). امروزه ارزش بازار این دارایی‌ها از ۳/۵۹ تریلیون دلار فراتر رفته است (شکل، ۳).



شکل ۳: نمودار ارزش بازار کل ارزهای دیجیتال (۱۳ دسامبر ۲۰۲۴)

مأخذ: coinmarketcap.com

1. The Chicago Mercantile Exchange (CME)
2. Chicago Board Options Exchange (CBOE)
3. Portfolio Managers

در ادامه به معرفی و عملکرد دارایی‌های مالی مختلف با ارزهای دیجیتال و برخی از مجاری اثرگذاری قیمت این متغیرها بر ارزهای دیجیتال به‌صورت مختصر اشاره می‌گردد.

مهم‌ترین حامل‌های انرژی و ارزهای دیجیتال: رابطه بین قیمت‌های انرژی و فعالیت‌های اقتصادی و به‌تبع بازارهای مالی همواره موردتوجه بسیاری از محققان بوده است. نفت و گاز طبیعی، منابع اصلی انرژی در جهان هستند.

تأثیرات سیاسی و عدم اطمینان در بازارهای مالی: نفت خام به‌عنوان یک کالا، یک ماده استراتژیک به‌حساب می‌آید. به طور قابل‌توجهی نوسانات قیمت و عرضه نفت تحت‌تأثیر شرایط سیاسی است (Jiang et al., 2020). گاز طبیعی نیز یک منبع استراتژیک انرژی در اکثر کشورها است (Szafranek & Rubaszek., 2024)، همانند نفت خام، همواره تحت‌تأثیر تنش‌ها سیاسی دستخوش نوسان می‌گردد. هرگونه نوسان در قیمت انرژی می‌تواند بر جریان نقدی شرکت‌ها تأثیر بگذارد و به نوبه خود می‌تواند عملکرد روان و ثبات مالی را به خطر بیندازد (Yashwini et al., 2024). در واقع، می‌تواند باعث کاهش درآمد واقعی و سود شرکت‌ها و کاهش اعتماد به سهام شرکت‌ها شود. این امر سرمایه‌گذاران را به سمت سرمایه‌گذاری در ارزهای دیجیتال که مستقل از دولت‌ها و مسائل سیاسی هستند، سوق می‌دهد.

هزینه استخراج ارزهای دیجیتال: نفت خام و گاز طبیعی یکی از منابع استراتژیک انرژی در اکثر کشورها هستند. گاز طبیعی، به‌عنوان یک ورودی مهم برای تولید صنعتی عمل می‌کند و بخش قابل‌توجهی از ترکیب تولید برق را نشان می‌دهد (Szafranek & Rubaszek., 2024). به‌علاوه، شرکت‌های حوزه نفتی نیز، از طریق رویکردهای نوآورانه از گاز طبیعی اضافی تولید شده در طی فرایندهای استخراج نفت برای تولید برق مصرفی در جهت استخراج ارزهای دیجیتال استفاده می‌کنند. هزینه‌های عملیاتی (هزینه‌هایی مانند برق و سوخت) یکی از هزینه‌های مهم به‌منظور استخراج ارزهای دیجیتال است (رجبی و صابری، ۱۴۰۱). از آن‌جا که بیت‌کوین و اتریوم ارزهای استخراج‌پذیری هستند، قیمت آن‌ها متأثر از قیمت‌های انرژی است. بنابراین، انرژی مورداستفاده برای استخراج ارزهای دیجیتال یکی از نکات کلیدی در میزان استخراج ارزهای دیجیتال و به تبع قیمت‌های پیشروی این بازار است.

فلزات گران‌بها و ارزهای دیجیتال:

توانایی پوشش‌دهی و جایگزینی دارایی‌ها: فلزات گران‌بها، در دوره‌های آرام اقتصادی نقش یک تنوع‌بخش و دارایی پوشش‌دهنده را دارند و در دوران رکود اقتصادی و عدم اطمینان سیاسی بالا، به‌عنوان یک دارایی امن برای سرمایه‌گذاری موردتوجه هستند (Mensi et al., 2021). در مواقعی که سرمایه‌گذاران احساس کنند که این دارایی‌ها نمی‌توانند پناهگاه امنی برای سرمایه‌هایشان باشد، به دارایی‌های امن دیگری، یعنی ارزهای دیجیتال روی می‌آورند. به‌طوری‌که در طی شیوع کووید-۱۹ در حدود آگوست ۲۰۲۰، قیمت طلا به طور چشمگیری تحت‌تأثیر قرار گرفت و قیمت لحظه‌ای طلا به زیر ۲۰۰۰ دلار سقوط کرد و در ۱۱ آگوست تقریباً ۶ درصد سقوط کرد (Yashwini et al., 2024). در حالی‌که قیمت ارزهای دیجیتال در سپتامبر همان سال روندی صعودی به خود گرفت. این موضوع بیانگر آن است که قیمت ارزهای دیجیتال تحت‌تأثیر تغییرات در قیمت فلزات گرانبهاست.

تنوع سبد دارایی‌ها: طلا که نماینده یک ذخیره اصلی ارزش است، عمدتاً برای اهداف سرمایه‌گذاری و پوشش استفاده می‌شود (Yashwini et al., 2024). نقره به‌عنوان یک فلز گران‌بها پس از طلا بیشترین استفاده را در ذخیره ارزش دارد (Kaymak., 2025). در صورت وجود شرایط منفی در بازار، سرمایه‌گذاران می‌توانند با داشتن چندین دارایی فرصتی برای محافظت از ثروت خود داشته باشند (Baur & Mcdermott., 2010). بسیاری از سرمایه‌گذاران، ممکن است سبدی از دارایی‌هایی همچون، طلا، نقره و ارزهای دیجیتال داشته باشند. در نتیجه، تغییر در قیمت طلا و نقره می‌تواند بر تصمیمات سرمایه‌گذاران در بازار ارزهای دیجیتال تأثیرگذار باشند.

متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای گروه هفت و ارزهای دیجیتال: سهم کشورهای گروه هفت (G7) در تولید ناخالص داخلی جهانی بسیار قابل‌توجه است (Rehman et al., 2021). در نتیجه، تغییرات تورم و نرخ بهره این کشورها می‌تواند در تغییرات بازارهای مالی و از جمله بازارهای ارزهای دیجیتال نقش داشته باشند.

پوشش دارایی‌ها : نوسانات نرخ تورم ریسک قدرت خرید یا ریسک کسب بازده واقعی کمتر از حد انتظار را افزایش می‌دهند، و باعث می‌شوند سرمایه‌گذاران ارزش بازده واقعی سرمایه‌گذاری کمتری دریافت کنند؛ لذا، سرمایه‌گذاران، مدیران پرتفوی و دولت‌ها همواره به دنبال راهی برای مدیریت ریسک قدرت خرید بوده تا بتوانند دارایی‌های خود را در برابر آن پوشش دهند (Singh & Joshi, 2019). به عقیده برخی از محققان بیت‌کوین یک محافظ مناسب در برابر تورم است (Blau et al., 2022). در نتیجه، تورم یکی از متغیرهایی است که می‌تواند بر قیمت و تقاضا برای ارزهای دیجیتال به‌عنوان محافظی در برابر کاهش قدرت خرید اثرگذار باشد.

هزینه فرصت: نرخ بهره به‌عنوان یکی از ابزارهای مهم سیاست پولی است که باتوجه‌به تورم، سطح سرمایه‌گذاری و نوسانات نرخ ارز توسط مقامات پولی تصمیم‌گیری و اتخاذ می‌گردد (Akbar et al., 2019). ازاین‌روی، ممکن است در صورت افزایش نرخ بهره تمایل سرمایه‌گذاران در سرمایه‌گذاری در دارایی‌هایی با ریسک بالاتر کاهش یابد. در نتیجه، می‌تواند به‌عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار بر بازارهای مالی و از جمله بازار ارزهای دیجیتال باشد.

بازارهای سهام کشورهای گروه هفت و ارزهای دیجیتال: کشورهای گروه هفت (G7) دارای برخی از تأثیرگذارترین سرمایه‌گذاران نهادی، سابقه‌ای طولانی در فعالیت‌های بازار سهام، و دارای بزرگ‌ترین ارزش بازار و خروجی‌های اقتصادی هستند. به‌طوری‌که کشورهای گروه هفت (G7) دارای بزرگ‌ترین و مهم‌ترین بازارهای سهام هستند که بر اساس داده‌های بورس جهانی، بیش از دو سوم ارزش بازار جهانی را به خود اختصاص داده‌اند (Shahzad et al., 2020).

همبستگی احساسات و تنوع در سبدها: بازارهایی که ارزش دارایی آن‌ها توسط عوامل کلان اقتصادی متفاوت تعیین می‌شود، می‌توانند تحت‌تأثیر شوک‌ها به یکدیگر متصل شوند. به نظر می‌رسد ریسک بازده ارزهای دیجیتال که سطوح بالایی از بازدهی را نشان می‌دهند برای شرکت‌کنندگان در بازار سهام که به دنبال تنوع‌بخشیدن به سبد دارایی‌های خود با اوراق بهادار سنتی مانند سهام و اوراق‌قرضه هستند، در اغلب موارد، ممکن است بر روی سرمایه‌گذاری‌ها تأثیر بگذارد (Nguyen et al., 2022). در نتیجه، در صورت افزایش قیمت سهام ممکن است سرمایه‌گذاران بخشی از این ثروت را در بازار ارزهای دیجیتال سرمایه‌گذاری کنند.

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

در سال‌های اخیر رابطه بازار کالا، بازارهای مالی و بازارهای انرژی بر بازار ارزهای دیجیتال به‌عنوان یک بازار نوظهور موردتوجه محققین قرار گرفته است، باتوجه‌به اهمیت این موضوع تعدادی از مطالعات انجام شده داخلی و خارجی توسط این محققین در ادامه ذکر شده است.

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

ابوالحسنی و صمدی (۱۴۰۰) به تحلیل عوامل مؤثر بر قیمت ارزهای بیت‌کوین و اتریوم پرداختند. آن‌ها دریافتند که قیمت جهانی طلا متغیری است که بیشترین تأثیر را بر روی قیمت بیت‌کوین و اتریوم داشته است. همچنین در کوتاه‌مدت ارتباط منفی بین قیمت جهانی طلا و نرخ مبادله دلار و یورو با ارزش رمز ارز بیت‌کوین و اتریوم را نشان دادند.

محمدی شاد و همکاران (۱۴۰۰) به مطالعه سرایت‌پذیری و پویایی ریسک بین بازارهای کامودیتی، بازارهای مالی و ارزهای دیجیتال پرداختند. آن‌ها بیان کردند که بین نسبت دلار به یورو و بیت‌کوین رابطه معکوس و معنادار است. به‌علاوه، به لحاظ بازدهی و نوسانات بین طلا و بیت‌کوین، قیمت نفت و بیت‌کوین رابطه مستقیم و معنادار است.

حیدری اشترینانی و همکاران (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای رابطه پویا بین بیت‌کوین با شاخص سهام، طلا و دلار در ایران را بررسی کردند. نتایج بیانگر حرکت مشترک بین بازار بیت‌کوین و سهام در ایران طی دوره‌های مختلف و در جهت‌های متفاوت است. همچنین نشان دادند که هم حرکتی مشابهی در بین بازارهای بیت‌کوین و نرخ ارز، بیت‌کوین و طلا وجود دارد که در دوره‌های کوتاه‌مدت و میان‌مدت از دوره بلندمدت بیشتر بوده‌اند. به‌علاوه قوی‌ترین همدوسی را بین طلا و ارز مشاهده کردند.

یوسفی بهزاد فرخی و قاسمی فر (۱۴۰۱) در مطالعه‌ای رابطه نوسانات بیت‌کوین و نوسانات بورس اوراق بهادار تهران را قبل و بعد از دوره کرونا بررسی نمودند. آن‌ها نشان دادند که در طی دوره کرونا شدت واکنش شاخص بازار سهام به تکانه‌های بیت‌کوین افزایش بیشتری پیدا کرده است.

عباسی و همکاران (۱۴۰۲) با استفاده از داده‌های روزانه ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰، به بررسی اثرات سرریز تلاطم‌های بازار رمز پول، طلا و نفت پرداختند. بر اساس نتایج، سرریز تلاطم یک‌طرفه از بازار بیت‌کوین به بازار طلا و بازار نفت وجود دارد، اما عکس آن صادق نیست.

آقایی و همکاران (۱۴۰۲) نوسان و بازدهی بین بازارهای فارکس و رمزارزها و بازار سهام در ایران را بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که، بین بازارهای فارکس، رمزارزها و ارز با بازار سهام همبستگی وجود دارد و رشد یکی از بازارها، منجر به رشد بازارهای دیگر خواهد داشت.

ابو نوری و همکاران (۱۴۰۳) سرایت‌پذیری میان نرخ بازده دلار، شاخص هم‌وزن سهام، صندوق طلا و بیت‌کوین را تجزیه‌وتحلیل کردند. آن‌ها اظهار داشتند که اثرات سرایت و انتقال تلاطم میان نرخ بازده دلار، صندوق طلای لوتوس، شاخص سهام هم وزن و بیت‌کوین وجود دارد.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

قربل و جریبی[1] (۲۰۲۱) رابطه بین نوسانات پنج ارز دیجیتال، شاخص‌های آمریکا (S&P500، NASDAQ و VIX) نفت و طلا را تجزیه‌وتحلیل کردند. در این پژوهش، سرریز نوسانات دوطرفه بین ارزهای دیجیتال، شاخص‌های سهام، بازارهای نفت و طلا را مشاهده نمودند.

یاووز و همکاران[2] (۲۰۲۲) به بررسی رابطه بین شاخص بازار ارزهای دیجیتال و ابزارهای سرمایه‌گذاری مرسوم (سهام بین‌المللی، اوراق‌قرضه، دلار آمریکا، طلا و کالاها) پرداختند. آن‌ها نشان دادند که از ابزارهای سرمایه‌گذاری مرسوم علیت یک‌طرفه گرنجر به شاخص ارز دیجیتال وجود دارد.

یو و کینکیو[3] (۲۰۲۳) اثرات پوشش ریسک بیت‌کوین و طلا در بازارهای سهام کشورهای گروه هفت (G7) را بررسی کردند. آن‌ها دریافتند که بیت‌کوین در بازارهای سهام G7 در مقایسه با طلا در طول دوره‌های کووید-۱۹ و جنگ روسیه - اوکراین پوشش ریسک کوتاه‌مدت قوی‌تری داشته است.

شاکری و همکاران[4] (۲۰۲۳) به بررسی رابطه بین ارزهای دیجیتال باقیمت نفت و طلا پرداختند. آن‌ها یک ارتباط متقابل بین نوسانات ارزهای دیجیتال باقیمت طلا و نفت پیدا کردند. به‌عنوان نتیجه اصلی این تحقیق، نشان دادند که نوسانات قیمت نفت و طلا تأثیر مثبتی بر نوسانات ارزهای دیجیتال دارد.

بوعزیزی و همکاران[5] (۲۰۲۴) تعاملات پویا بین قیمت‌های انرژی (نفت وست تگزاس اینترمیدیت، نفت برنت و گاز طبیعی)، فلزات گران‌بها (طلا و نقره)، نرخ تبدیل ده ارز دیجیتال و شش ارز را بررسی کردند. طبق نتایج ارتباط قوی بین بیشتر ارزهای دیجیتال و قیمت انرژی، قیمت فلزات گران‌بها و نرخ مبادله، وجود داشته است.

زین‌الدینی و همکاران[6] (۲۰۲۴) به بررسی تأثیر قیمت‌های طلا و نفت بر قیمت بیت‌کوین در طی دو درگیری روسیه و اوکراین و درگیری اسرائیل و غزه پرداختند. در این پژوهش نشان دادند که در طی جنگ روسیه - اوکراین و اسرائیل - غزه، قیمت طلا تأثیر مثبتی بر قیمت بیت‌کوین اغلب در دوره کوتاه‌مدت داشته است. اما تأثیر قیمت نفت خام در کوتاه‌مدت عموماً بر قیمت بیت‌کوین منفی و ناچیز بوده است.

کیریازیس و همکاران[7] (۲۰۲۴) در مطالعه‌ای پیوندهای ارتباطی پویا بین فلزات گران‌بها، فلزات تولیدی، نفت، گاز طبیعی و بیت‌کوین تجزیه‌وتحلیل کردند. آن‌ها متوجه شدند که یک رابطه آماری معنی‌دار و نامتقارن بین عوامل اقتصادی جهانی و ارز دیجیتال در طول کووید-۱۹ بوده است.

مرور ادبیات حاکی از آن است که اغلب مطالعات به رابطه عوامل مختلف با ارزهای دیجیتال پرداخته‌اند. با این وجود، هیچ مقاله‌ای در مورد تأثیر قیمت طلا، نقره، نفت، گاز، نرخ بهره، تورم و شاخص سهام کشورهای گروه هفت بر قیمت بیت‌کوین و اتریوم در طول بحران‌ها یافت نشد. در نتیجه هدف این تحقیق بررسی تأثیر متغیرهای ذکر شده بر قیمت بیت‌کوین و اتریوم در جریان بحران‌های کرونا، جنگ روسیه -اوکراین و اسرائیل - غزه است.

---

1. Ghorbel & Jeribi.
2. Yavuz et al.
3. Xu & Kinkyo.
4. Shakeri et al.
5. Bouazizi et al.
6. Zeinedini et al.
7. Kyriazis et al.

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳–۱. معرفی مدل

مدلی که در این پژوهش بررسی می‌گردد به‌صورت زیر است که برای هریک از متغیرهای وابسته یک مدل استفاده می‌گردد:

$$DC_t = \alpha + \beta_1(OIL)_t + \beta_2(GAS)_t + \beta_3(GOLD)_t + \beta_4(SILVER)_t + \beta_5(SI)_t + \beta_6(IR)_t + \beta_7(INF)_t \quad (۱)$$

در این مدل: DC[1] قیمت ارزهای دیجیتال بر حسب دلار است که شامل دو ارز دیجیتال اصلی یعنی قیمت بیت‌کوین و اتریوم است که بیشترین حجم بازار را دارند. OIL قیمت حقیقی نفت جهانی، به قیمت دلار است. GAS قیمت حقیقی گاز جهانی، بر حسب قیمت دلار است. GOLD نشان‌دهنده قیمت هر اونس جهانی طلا بر حسب دلار است. SILVER نشان‌دهنده قیمت جهانی نقره بر حسب دلار است. SI بیانگر شاخص سهام کشورهای صنعتی گروه هفت (G7) شامل شاخص‌های سهام (CAC 40, DAX, FTSE 100, FTSE MIB, Nikkei 225, S&P 500, S&P/TSX) است. IR نرخ بهره که هزینه فرصت پول را نشان می‌دهد که شامل نرخ بهره کشورهای گروه هفت (G7) است و INF نرخ تورم که از شاخص قیمت مصرف‌کننده برای به‌دست‌آوردن نرخ تورم کشورهای گروه هفت (G7) استفاده شده است.

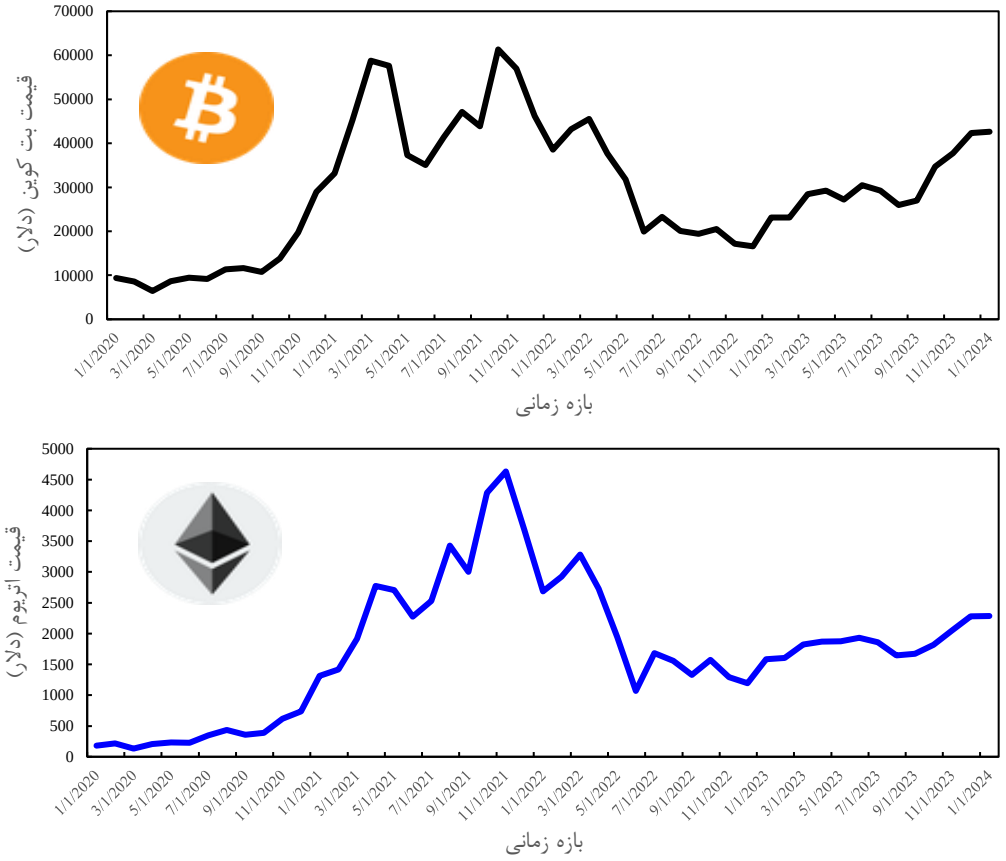
۳–۲. جامعه آماری، داده‌ها و روش تحقیق

جامعه آماری این پژوهش شامل مجموعه کشورهای گروه هفت (G7)، است. دلیل انتخاب این کشورها، این است که پیشرفته‌ترین کشورهای صنعتی محسوب می‌شوند و حجم زیادی از تولیدات جهانی و نیز بزرگ‌ترین ارزش بازارهای سهام را دارا هستند. بازه زمانی برای این پژوهش از ۱۱ آپریل سال ۲۰۲۰ تا دسامبر سال ۲۰۲۳ و به‌صورت ماهیانه در نظر گرفته شده است. به‌طوری‌که در این دوره زمانی، ارزهای دیجیتال شاهد اولین بحران‌ها از زمان ظهور خود هستند. شروع دوره زمانی موردمطالعه پس از اعلام رسمی شیوع همه‌گیری کرونا توسط سازمان جهانی در تاریخ ۱۱ مارس سال ۲۰۲۰ است. داده قیمت بیت‌کوین و قیمت اتریوم از سایت کوین مارکت کپ[2]، داده قیمت‌های نفت، گاز، طلا، نقره و شاخص سهام کشورهای گروه هفت (G7) از سایت سرمایه‌گذاری[3] و داده نرخ بهره و تورم از سایت صندوق بین‌المللی پول[4]، جمع‌آوری شده است.

در شکل (۴) روند و تغییرات قیمت بیت‌کوین و اتریوم بر اساس دلار آمریکا در دوره زمانی انتخاب شده ۱ ژانویه ۲۰۲۰ تا ۱ ژانویه ۲۰۲۴ نشان داده شده است. از آن‌جایی که قیمت فلزات گرانها، قیمت حامل‌های انرژی و بازارهای سهام در تعطیلات رسمی بسته هستند، مشاهدات بیت‌کوین و اتریوم برای این روزهای خاص حذف شدند تا داده‌ها همگام شوند.

---

1. Digital Currencies
2. https://coinmarketcap.com
3. https://www.investing.com
4. https://www.imf.org



شکل ۴: نمودار تغییرات قیمت بیت‌کوین و اتریوم (۱ ژانویه ۲۰۲۰ تا ۱ ژانویه ۲۰۲۴)

مأخذ: سایت کوین مارکت کپ

تجزیه‌وتحلیل ارتباط کلی بین دارایی‌ها کافی نیست، بلکه توجه به رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت بین دارایی‌ها نیز بایستی موردتوجه باشد، چرا که برخی از شوک‌ها ممکن است تنها بر کوتاه‌مدت تأثیرگذار باشند. از سوی دیگر، ممکن است عوامل انتظارات سرمایه‌گذاران را تحت‌تأثیر قرار دهند و اثرات‌دائمی و بلندمدت بیشتری داشته باشند؛ لذا، سرمایه‌گذاران باید اثرات شوک‌ها را بر نحوه بازده و نوسان و در فرکانس‌های زمانی مختلف بررسی نمایند (Ozturk., 2020). در صورت وجود رابطه هم انباشتگی در بین داده‌ها، همچنین وجود متغیر وابسته با وقفه در سمت راست مدل، یکی از مناسب‌ترین روش‌ها برای تخمین معادله استفاده از الگوی خود توضیحی با وقفه‌های گستردهٔ پنلی (Panel ARDL)[1] است. Panel ARDL به‌دلیل ویژگی‌هایش توانسته در بیشتر مطالعات جدید مورد استقبال پژوهشگران قرار گیرد. این روش به‌ویژه در شرایطی به کار می‌رود که متغیرهای مدلی در یک سطح مانا نباشند. حتی در مواردی که تعدادی از متغیرها در سطح و یا تعدادی با یک‌بار تفاضل مانا هستند، نیز استفاده می‌گردد. قابل‌ذکر است، ARDL اجازه ایستایی مرتبه دوم را نمی‌دهد (حسین‌زاده و کشاورز، ۱۴۰۱؛ Havidz et al., 2023). برای این منظور در این مطالعه، از روش Panel ARDL برای دست‌یابی به تخمین تأثیر متغیرها بر قیمت ارزهای دیجیتال و روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرها به طور هم‌زمان استفاده می‌گردد.

1. Panel Autoregressive Distributed Lag

۴. یافته‌های پژوهش

برآورد با تجزیه‌وتحلیل آمار توصیفی آغاز می‌شود. ویژگی‌های آماری داده‌های تحقیق در جدول (۱) به صورت خلاصه ارائه شده است. باتوجه‌به جدول، قیمت بیت‌کوین دارای بیشترین میانگین و تورم دارای کمترین میانگین است. بیشترین میانه نیز متعلق به قیمت بیت‌کوین و کمترین آن متعلق به قیمت گاز است. همچنین، قیمت بیت‌کوین بیشترین ماکزیمم و تورم کمترین مینیمم را دارد. بیشترین انحراف معیار مربوط به قیمت بیت‌کوین و کمترین آن مربوط به قیمت گاز است. همه متغیرها دارای ضریب چولگی صفر یعنی توزیع نرمال نیستند، که بیانگر چولگی به سمت راست و چپ توزیع است. اما باتوجه‌به آن‌که تعداد مشاهدات زیاد است، طبق قضیه حد مرکزی توزیع آماری به سمت توزیع نرمال می‌رود.

جدول ۱: ویژگی‌های آماری داده‌های مورد بررسی

متغیرها	میانگین	میانه	حداکثر	حداقل	انحراف معیار	چولگی	تعداد مشاهدات
بیت‌کوین	۳۰۶۴۷/۳۷	۲۹۲۳۰/۱۱	۶۱۳۱۸/۹۶	۸۶۵۸/۵۵	۱۴۱۴۹/۵۶	۰/۳۳	۳۱۵
اتریوم	۱۸۳۷/۲۸	۱۸۱۶/۴۶	۴۶۳۱/۴۸	۲۰۷/۶۰	۱۰۵۵/۹۵	۰/۵۰	۳۱۵
نفت	۷۶/۰۸	۷۸/۵۲	۱۲۲/۸۴	۲۵/۲۷	۲۲/۳۱	-۰/۲۷	۳۱۵
گاز	۳/۹۲	۲/۹۳	۹/۱۲	۱/۷۵	۱/۸۹	۱/۰۹	۳۱۵
طلا	۱۸۵۷/۳۴	۱۸۴۸/۴۰	۲۰۷۱/۸۰	۱۶۵۴/۹۰	۱۰۵/۰۶	۰/۱۴	۳۱۵
نقره	۲۳/۹۹	۲۴/۳۷	۲۹/۷۴	۱۵/۹۵	۲/۷۸	-۰/۴۶	۳۱۵
تورم	۳/۷۴	۳/۶۰	۱۱/۸۳	-۱/۱۹	۲/۹۹	۰/۳۱	۳۱۵
نرخ بهره	۱/۵۸	۱/۱۹	۴/۸۸	-۰/۶۱	۱/۵۰	-۰/۴۵	۳۱۵
شاخص سهام	۱۴۷۱۸/۶۰	۱۴۷۸۰/۷۴	۳۳۴۴۵/۰۰	۲۹۱۲/۴۳	۸۸۸۲/۳۷	۰/۳۲	۳۱۵

منبع: یافته‌های پژوهش

برای مشخص‌کردن نوع مدل پانل یا پولینگ بودن مدل‌های موردمطالعه، از آزمون F لیمر[1] استفاده می‌شود. نتایج این آزمون در جدول (۲) ارائه شده است. باتوجه‌به سطح معنی‌داری، نتایج آزمون چاو، برای هر دو مدل حاکی از رد فرض صفر است و وجود مدل پانل در این مطالعه تأیید می‌گردد.

جدول ۲: آزمون F لیمر

مدل	آماره آزمون t	سطح احتمال	نتیجه آزمون	
وابسته: قیمت بیت‌کوین	۱۱/۷۷	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر	مدل پانل
وابسته: قیمت اتریوم	۹/۵۱	۰/۰۰۰۰	رد فرضیه صفر	مدل پانل

منبع: یافته‌های پژوهش

1. F-Limer test

در جدول (۳) ماتریس ضریب همبستگی بین متغیرهای مورداستفاده برای هر دو مدل ارائه شده است. به‌عنوان نمونه، ضریب همبستگی نفت، گاز، طلا، نقره، تورم، نرخ بهره و شاخص سهام با بیت‌کوین به ترتیب ۰/۳۱۹، ۰/۱۰۶، ۰/۰۳۵-، ۰/۰۱۳، ۰/۰۹۸- و ۰/۱۰۸ می‌باشد. همچنین ضریب همبستگی این متغیرها با اتریوم به ترتیب ۰/۴۹۲، ۰/۳۱۰، ۰/۰۰۴-، ۰/۲۱۳، ۰/۲۵۳، ۰/۰۱۵ و ۰/۱۱۹ است.

جدول ۳: ماتریس ضریب همبستگی بین متغیرهای تحقیق

متغیرها	بیت‌کوین	اتریوم	نفت	گاز	طلا	نقره	تورم	نرخ بهره	شاخص سهام
بیت‌کوین	۱	–							
اتریوم	–	۱							
نفت	۰/۳۱۹	۰/۴۹۲	۱						
گاز	۰/۱۰۶	۰/۳۱۰	۰/۶۹۴	۱					
طلا	-۰/۰۳۵	-۰/۰۰۴	۰/۰۶۹	-۰/۴۰۴	۱				
نقره	۰/۳۹۹	۰/۲۱۳	-۰/۰۸۷	-۰/۳۴۴	۰/۴۵۴	۱			
تورم	۰/۰۱۳	۰/۲۵۳	۰/۷۱۲	۰/۵۲۳	۰/۰۱۵	-۰/۲۶۳	۱		
نرخ بهره	-۰/۰۹۸	۰/۰۱۵	۰/۴۶۳	۰/۱۲۱	۰/۳۰۸	-۰/۱۸۴	۰/۶۸۴	۱	
شاخص سهام	۰/۱۰۸	۰/۱۱۹	۰/۱۰۹	۰/۰۱۶	۰/۰۷۲	۰/۰۴۵	-۰/۱۳۲	-۰/۰۹۴	۱

منبع: یافته‌های پژوهش

در این پژوهش، به‌منظور بررسی هم‌خطی چندگانه بین متغیرها از آزمون عامل تورم واریانس (VIF) استفاده شده است. در این آزمون، درصورتی‌که میانگین آزمون زیر ۵ باشد، هیچ همخطی چندگانه‌ای وجود ندارد (گل‌خندان، ۱۴۰۳؛ Mujalli et al., 2024). نتایج این آزمون در جدول (۴) ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، آزمون عامل تورم واریانس هیچ هم خطی چندگانه را در بین متغیرها نشان نمی‌دهد.

جدول ۴: آزمون تورم واریانس جهت بررسی هم‌خطی چندگانه

متغیرها	نفت	گاز	طلا	نقره	تورم	نرخ بهره	شاخص سهام	میانگین VIF
VIF	۴/۱۵	۳/۵۷	۲/۰۲	۱/۵۸	۳/۵۹	۲/۶۳	۱/۱۳	۲/۶۷

منبع: یافته‌های پژوهش

باتوجه‌به این‌که داده‌های مورداستفاده در این پژوهش پانلی هستند، در ابتدا انتخاب آزمون‌های ریشه‌های واحد مناسب برای ارزیابی مانایی داده‌ها ضروری است. این عمل باتوجه‌به وجود وابستگی مقطعی تعیین می‌شود. وابستگی مقطعی زمانی وجود دارد که سری‌های زمانی برای واحدهای مقطع مختلف، در نتیجه عوامل مشاهده نشده یا اثرات سرریز، همبستگی داشته باشند. موضوع وابستگی مقطعی در تجزیه‌وتحلیل داده‌های پانل یک موضوع تحقیقاتی روزافزون در سال‌های اخیر است (Worku. 2024). از این‌رو، از آزمون وابستگی مقطعی پسران[۱]

2. Pesaran Cross-Sectional Dependence test

(۲۰۰۴) برای ارزیابی وجود وابستگی مقطعی استفاده شده است. به‌علاوه، از آزمون تجانس (همگنی) پسران و یاماگاتا[1] (۲۰۰۸) نیز به‌منظور بررسی همگنی شیب بین متغیرها استفاده می‌گردد. نتایج این آزمون‌ها در جدول (۵) برای هر دو مدل گزارش شده است. بر اساس نتایج، فرضیه صفر مبنی بر عدم وابستگی مقطعی رد و وابستگی مقطعی بین متغیرهای تحقیق تـأیید می‌گردد. به‌علاوه، فرضیه صفر مبنی بر همگنی و یکسان بودن شیب ضرایب رد شده، و عدم تجانس (ناهمگنی) بین کشورهای مورد بررسی نتیجه‌گیری می‌شود.

جدول ۵: نتایج آزمون وابستگی مقطعی و همگنی

متغیر	آزمون وابستگی مقطعی پسران		آزمون همگنی پسران - یاماگاتا		
	آماره	سطح احتمال	نماد	آماره	سطح احتمال
بیت‌کوین	۳۰/۲۹۸	۰/۰۰۰*	$\tilde{\Delta}$	۸/۴۲	۰/۰۰۰*
			$\tilde{\Delta}_{adj}$	۹/۴۱	۰/۰۰۰*
اتریوم	۲۴/۴۸	۰/۰۰۰*	$\tilde{\Delta}$	۱۱/۳۷	۰/۰۰۰*
			$\tilde{\Delta}_{adj}$	۱۲/۷۱	۰/۰۰۰*

منبع: یافته‌های پژوهش

*، ** و *** به ترتیب بیانگر معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

باتوجه‌به وجود وابستگی مقطعی بین متغیرهای پژوهش، دیگر نمی‌توان از آزمون‌های ریشه واحد نسل اول استفاده نمود؛ بنابراین در این تحقیق از آزمایش ریشه واحد نسل دوم (CIPS) استفاده شده است. نتایج آزمون (CIPS) در جدول (۶) نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می‌گردد، متغیرها یا در سطح مانا هستند، یا با یک‌بار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. بنابراین همه متغیرها هم‌انباشته از درجه صفر و یک هستند.

جدول ۶: نتایج آزمون ریشه واحد پسران

نام متغیر	در سطح	با یک تفاضل	درجه مانایی
بیت‌کوین	-۲/۱۶	-۵/۸۱*	I(1)
اتریوم	۱/۷	-۴/۱۶*	I(1)
نفت	۰/۱۶	-۴/۶*	I(1)
گاز	-۱/۴۳	-۵/۱۸*	I(1)
طلا	-۱/۹۴	-۳/۱۵*	I(1)
نقره	-۲/۶۱*	-	I(0)
تورم	-۲/۱۲	-۵/۷۸*	I(1)
نرخ بهره	-۲/۹۳*	-	I(0)
شاخص سهام	-۲/۰۸	-۵/۹۴*	I(1)

منبع: یافته‌های پژوهش

مقادیر بحرانی در سطح ۱ درصد (-۲/۵۵)، در سطح ۵ درصد (-۲/۳۳) و در سطح ۱۰ درصد (-۲/۲۱) است.

*، ** و *** به ترتیب بیانگر معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰درصد است.

3. Pesaran & Yamagata

باتوجه‌به آنکه درجه مانایی متغیرها متفاوت هستند، از آزمون هم انباشتگی وسترلند[1] (۲۰۰۷) برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها استفاده می‌گردد. فرضیه صفر آزمون این است که هیچ هم انباشتگی در داده‌های پانل وجود ندارد. یافته‌های جدول (۷) نشان می‌دهد که فرضیه صفر مبنی بر عدم هم انباشتگی برای هر دو مدل رد شده است. در نتیجه، رابطه بلندمدت بین متغیرها اثبات می‌گردد.

جدول ۷: نتایج آزمون هم انباشتگی وسترلند

مدل	آماره آزمون	سطح احتمال
متغیر وابسته: قیمت بیت‌کوین	-۱/۸۲	۰/۰۳۳**
متغیر وابسته: قیمت اتریوم	۱/۳۶۰	۰/۰۲۶**

منبع: یافته‌های پژوهش

*، ** و *** به ترتیب بیانگر معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰درصد است.

پس از تأیید وجود هم انباشتگی بین متغیرها، مرحله بعدی تعیین ضرایب روابط بین متغیرها است. در این مطالعه از رویکرد برآورد (Panel ARDL) برای تجزیه‌وتحلیل ضرایب بلندمدت و کوتاه‌مدت استفاده شده است. نتایج در جدول (۸) برای هر دو مدل در کوتاه‌مدت و بلندمدت آورده شده است. نتایج نشان می‌دهند که قیمت نفت در کوتاه‌مدت اثر منفی و در بلندمدت اثر مثبتی بر قیمت بیت‌کوین داشته است. تأثیر قیمت گاز بر قیمت بیت‌کوین در کوتاه‌مدت مثبت است، در حالی‌که در بلندمدت اثر منفی بر قیمت بیت‌کوین دارد. قیمت طلا در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت بر قیمت بیت‌کوین دارد، اما در بلندمدت تأثیری منفی بر قیمت بیت‌کوین دارد. قیمت نقره در کوتاه‌مدت اثر مثبت و غیرمعنادار ولی در بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر قیمت بیت‌کوین داشته است. نرخ تورم کشورهای G7، در کوتاه‌مدت تأثیر مثبتی بر قیمت بیت‌کوین دارد، اما در بلندمدت تأثیر منفی بر قیمت بیت‌کوین داشته است. نرخ بهره، در کوتاه‌مدت اثر مثبت و در بلندمدت اثر منفی بر قیمت بیت‌کوین دارد. شاخص سهام کشورهای G7 هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت اثر مثبتی بر قیمت بیت‌کوین داشته است.

قیمت نفت در کوتاه‌مدت اثر منفی و در بلندمدت اثر مثبتی بر قیمت اتریوم داشته است. این در حالی است که قیمت گاز بر قیمت اتریوم در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و در بلندمدت اثر منفی دارد. قیمت طلا در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت بر قیمت اتریوم دارد، اما در بلندمدت تأثیری منفی بر قیمت اتریوم داشته است. قیمت نقره در کوتاه‌مدت اثر غیرمعناداری بر قیمت اتریوم دارد، اما در بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر قیمت اتریوم داشته است. نرخ تورم کشورهای (G7)، در کوتاه‌مدت تأثیر مثبتی بر قیمت اتریوم دارد، اما در بلندمدت تأثیر منفی بر قیمت اتریوم داشته است. نرخ بهره در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و غیرمعنادار و در بلندمدت تأثیر منفی و معناداری بر قیمت اتریوم دارد. تأثیر شاخص سهام کشورهای گروه هفت (G7) بر قیمت اتریوم هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت مثبت است. همان‌طور که از نتایج مشاهده می‌گردد دو متغیر بیت‌کوین و اتریوم به نحوی مشابه تحت‌تأثیر متغیرهای تحقیق قرار گرفته‌اند. ازاین‌رو در ادامه به تفسیر کلی از نتایج پرداخته می‌شود.

1. Westerlund

جدول ۸: نتایج تخمین الگوی‌های پژوهش با استفاده از روش Panel ARDL

بخش ۱: نتایج تخمین رابطه بلندمدت					
متغیر وابسته: بیت‌کوین			متغیر وابسته: اتریوم		
متغیرها	ضرایب	احتمال	متغیرها	ضرایب	احتمال
نفت	۳۲۶/۰۸	۰/۰۰۰۷*	نفت	۴۴/۸۸	۰/۰۱۴۳**
گاز	-۴۱۸۷/۱۶	۰/۰۰۰۰*	گاز	-۵۴۸/۲۹	۰/۰۱۰۹**
طلا	-۹۶/۶۷	۰/۰۰۰۰*	طلا	-۱۰/۰۹	۰/۰۰۰۳*
نقره	۱۴۵۲/۷۷	۰/۰۰۰۲*	نقره	۲۰۴/۲۵	۰/۰۱۱۱**
تورم	-۳۶۵۹/۶۴	۰/۰۰۰۰*	تورم	-۱۸۲/۹۵	۰/۰۳۲۹**
نرخ بهره	-۱۷۹۴۳/۷۰	۰/۰۰۰۰*	نرخ بهره	-۱۸/۲۱	۰/۰۹۳۶***
شاخص سهام	۲/۸۷	۰/۰۰۳۳*	شاخص سهام	۰/۲۹	۰/۰۰۱۸*
ECM	-۰/۴۳	۰/۰۰۰۰*	ECM	-۰/۱۶	۰/۰۰۰۰*
بخش ۲: نتایج تخمین رابطه کوتاه‌مدت					
متغیر وابسته: بیت‌کوین			متغیر وابسته: اتریوم		
متغیرها	ضرایب	احتمال	متغیرها	ضرایب	احتمال
نفت	-۲۷۲/۹۹	۰/۰۰۰۰*	نفت	-۲۵/۸۱	۰/۰۰۰۰*
گاز	۱۱۳۱/۹۰۸	۰/۰۰۰۰*	گاز	۸۴/۴۱	۰/۰۰۰۰*
طلا	۱۴/۸۴	۰/۰۰۵۰*	طلا	۱/۴۲	۰/۰۰۰۰*
نقره	۲۵۲/۲۱	۰/۱۴۳۶	نقره	۳/۴۰	۰/۵۷۵۱
تورم	۱۳۹۴/۱۶	۰/۰۰۴۷*	تورم	۱۳۵/۸۰	۰/۰۰۰۰*
نرخ بهره	۷۰۴۲/۴۵	۰/۰۰۰۰*	نرخ بهره	۲۳/۵۱	۰/۸۱۸۵
شاخص سهام	۴/۵۷	۰/۰۱۶۰**	شاخص سهام	۰/۳۱	۰/۰۱۳۴**
مقدار ثابت	۳۳۴۵۲/۳۷	۰/۰۰۰۰*	مقدار ثابت	۱۷۹۵/۰۱	۰/۰۰۰۰*

منبع: یافته‌های پژوهش

*، ** و *** به ترتیب بیانگر معنی‌داری در سطح ۱، ۵ و ۱۰درصد است.

افزایش ارزهای دیجیتال و پذیرش جهانی فناوری بلاک‌چین چالش‌ها و فرصت‌هایی را برای بخش انرژی ایجاد می‌کند که ناشی از تقاضای انرژی بیشتر برای فعالیت‌های استخراج است. نفت خام برنت[1] پراستفاده‌ترین معیار در بازار جهانی نفت است که حدود دو سوم کل قراردادهای نفت خام به آن اشاره دارد. قیمت نفت در کوتاه‌مدت تأثیر منفی بر قیمت بیت‌کوین و اتریوم دارد؛ اما در بلندمدت رابطه‌ای مثبت بین قیمت نفت باقیمت بیت‌کوین و اتریوم مشاهده می‌گردد. قیمت نفت به‌عنوان یکی از منابع اصلی برای استخراج بیت‌کوین و ارزهای

1. Brent Crude

مجازی در تولید برق به کار می‌رود. در نتیجه، افزایش قیمت نفت در بلندمدت بر روی روند استخراج بیت‌کوین و اتریوم تأثیر گذاشته و منجر به افزایش قیمت آن‌ها می‌گردد. به‌طوری‌که کعبیه و همکاران[1] (۲۰۲۰) نشان دادند که یک همبستگی قوی و یک رابطه مثبت بین قیمت بیت‌کوین و قیمت‌های بازارهای نفت خام وجود دارد. این نتایج با پژوهش‌های سالیسو و همکاران[2] (۲۰۲۳) نیز مطابقت دارد که اظهار کردند که بین قیمت بیت‌کوین و قیمت‌های بازارهای نفت خام همبستگی قوی و یک رابطه مثبت وجود دارد و قیمت‌های بالاتر نفت باعث افزایش هزینه تولید بیت‌کوین می‌شود.

برخی از شرکت‌ها در کشورهای صنعتی از جمله آمریکا اعلام داشته‌اند که برق موردنیاز به‌منظور استخراج بیت‌کوین و ارزهای مجازی را از طریق مازاد گاز طبیعی تأمین کرده‌اند. این شرکت‌ها با چنین تدبیری توانسته‌اند از طریق ژنراتورهای گازی، برق موردنیاز برای ماینینگ را تأمین کنند. اگرچه در کوتاه‌مدت افزایش قیمت گاز تأثیر مثبتی بر بیت‌کوین و اتریوم داشته است، اما در بلندمدت باتوجه‌به افزایش قیمت آن، مسلماً این شرکت‌ها گاز کمتری استفاده کرده و در نتیجه افزایش قیمت گاز تأثیری منفی بر قیمت بیت‌کوین و اتریوم دارد. نتایج بامطالعه اوموا و همکاران[3] (۲۰۲۴) مطابقت دارد که اظهار کردند، هزینه استخراج بیت‌کوین عمدتاً از برق (که به‌شدت به گاز طبیعی وابسته است) می‌آید. به‌علاوه، آن‌ها نشان دادند یک اثر سرریز از گاز طبیعی به بیت‌کوین وجود دارد، و مؤلفه مثبت (منفی) نوسانات گاز طبیعی، نوسانات بیت‌کوین را تثبیت می‌کند (بی‌ثبات می‌کند). به‌علاوه مارس و همکاران[4] (۲۰۲۰) در پژوهش دیگری بیان نمودند که اتریوم یک پلتفرم مبتنی بر بلاک‌چین است که به‌منظور اجرای تراکنش، یک رویکرد اندازه‌گیری مبتنی بر گاز را اتخاذ می‌کند. ازاین‌رو، هر چه قیمت گاز در معاملات بیشتر باشد، کارمزد پرداختی به ماینر بیشتر می‌شود و هزینه تراکنش افزایش می‌یابد.

قیمت طلا در کوتاه‌مدت تأثیر مثبتی بر قیمت بیت‌کوین و اتریوم دارد، اما در بلندمدت تأثیری منفی بر قیمت ارزهای دیجیتال دارد. در ابتدا، افزایش قیمت طلا می‌تواند به‌عنوان یک محرک عمل کند و مکمل افزایش قیمت بیت‌کوین و اتریوم باشد و سرمایه‌گذاران را ترغیب به خرید ارزهای دیجیتال نماید. اما در نهایت، افزایش قیمت آن می‌تواند تأثیری منفی بر قیمت ارزهای مجازی[5] داشته باشد. مستندات حاکی از آن است که طلا به‌ویژه در شرایط عدم اطمینان اقتصادی در بازارهای مالی جهانی در بلندمدت رابطه منفی با ارزهای دیجیتال دارد، چرا که سرمایه‌گذاران معمولاً به سمت دارایی‌هایی با ریسک کمتر همچون طلا گرایش دارند. در نتیجه منجر به همبستگی منفی بلندمدت طلا با ارزهای دیجیتال می‌گردد. نتایج این پژوهش بامطالعه ژانگ و همکاران[6] (۲۰۲۴) مطابقت دارد که نشان دادند نوسانات قیمت در بازار ارزهای دیجیتال باعث نوسانات قیمت در جهت مخالف در بازار طلا می‌شود. به‌علاوه، محمدی و همکاران[7] (۲۰۲۳) نیز به این نتیجه رسیدند که همبستگی قوی بین بازار طلا و بیت‌کوین وجود دارد و بازده طلا اثر منفی بر بازده بیت‌کوین دارد.

---

1. Kaabia et al.
2. Salisu et al.
3. Omura et al.
4. Mars et al.
5. Virtual Currencies
6. Zhang et al.
7. Mohammadi et al.

متغیر قیمت نقره در کوتاه‌مدت اثر مثبت و غیرمعناداری بر قیمت بیت‌کوین و اتریوم دارد؛ ولی در بلندمدت اثر مثبت و معناداری بر آن‌ها دارد. نقره از جمله فلزات گران‌بهایی که در صنعت کاربرد بسیار زیادی دارد. در صورت هموارشدن راه‌های امکان پیشرفت فناوری مصرف نقره افزایش می‌یابد؛ بنابراین قیمت آن افزایش پیدا می‌کند. بلاک‌چین و ارزهای بر بستر آن همچون بیت‌کوین و اتریوم نیز از جمله فناوری‌های نوظهور و مرتبط با صنعت هستند؛ لذا افزایش قیمت نقره به معنای افزایش قیمت بیت‌کوین و اتریوم است. بر اساس یک گزارشی از کوین تلگراف (به‌عنوان یکی از بهترین سایت‌های تحلیل رمزارز)، مبتنی بر تجزیه‌وتحلیل اخیر از اکتبر ۲۰۱۹ تا اکتبر ۲۰۲۲، نقره یکی از بیشترین دارایی‌های مرتبط با بیت‌کوین بوده است. مطالعه رحمان (۲۰۲۰) نیز نشان داد که نقره به‌عنوان یکی از محتمل‌ترین دارایی‌هایی است که در یک سبد سرمایه‌گذاری همراه با بیت‌کوین قرار می‌گیرد.

نرخ تورم یکی از اصلی‌ترین شاخص‌های اقتصادی برای هر کشوری محسوب می‌گردد. زمانی که تورم افزایش می‌یابد، کشورهای صنعتی از جمله آمریکا به‌منظور کاهش آن به افزایش نرخ بهره اقدام می‌کنند. با افزایش نرخ بهره، مسلماً توجه سرمایه‌گذاران به سرمایه‌گذاری در دارایی‌های پر ریسکی همچون ارزهای دیجیتال کاهش می‌یابد. به‌طوری‌که مستندات حاکی از آن است که طی سال‌های ۲۰۲۱ و ۲۰۲۲ تورم جهانی در بالاترین سطح نسبت به ۴۰ سال گذشته بوده است، درحالی‌که در طی این سال‌ها، بازار ارزهای دیجیتال روندی کاهشی داشته است. یافته‌های این مطالعه با گبولاهان[1] (۲۰۲۳) مطابقت دارد، که اظهار داشت بیت‌کوین یک همبستگی منفی بلندمدت قابل‌توجه با تورم ایالات متحده دارد. به طور مشابه، هیچ رابطه قابل‌توجهی بین بیت‌کوین و تورم در منطقه یورو، پیدا نکرد. علاوه بر این، اسمالس[2] (۲۰۲۴) نشان داد که بازده ارزهای دیجیتال به افزایش شاخص قیمت مصرف‌کننده ماهانه (CPI) پاسخ منفی می‌دهد. در واقع، ارزهای دیجیتال در حال حاضر جایگزین مناسبی برای طلا برای پوشش تورم به سرمایه‌گذاران ارائه نمی‌دهند.

نرخ بهره در کوتاه‌مدت تأثیر مثبت و در بلندمدت تأثیر منفی بر ارزهای دیجیتال داشته است. افزایش نرخ بهره تمایل سرمایه‌گذاران برای سرمایه‌گذاری در معاملات سفته‌بازانه، به‌عنوان نمونه بیت‌کوین، را کاهش می‌دهد (Havidz et al., 2021). یافته‌های این پژوهش با نتایج کوس و اونال[3] (۲۰۲۳) مطابقت دارد که بیان می‌کنند، پاسخ قیمت بیت‌کوین به نرخ بهره واقعی منفی در بلندمدت قابل‌توجه است. برخی از کشورها به‌منظور تحریک رشد اقتصادی در شرایط تورمی، نرخ بهره منفی را به‌عنوان یک ابزار در جهت تشویق افراد به سرمایه‌گذاری به‌جای نگهداری در بانک‌ها در نظر می‌گیرند. تحت این شرایط، قیمت بیت‌کوین می‌تواند تحت‌تأثیر قرار گیرد و در نتیجه، قیمت بیت‌کوین افزایش یابد.

شاخص سهام کشورهای گروه هفت (G7) هم در کوتاه‌مدت و هم در بلندمدت تأثیر مثبت و معناداری بر قیمت بیت‌کوین و اتریوم دارد. این یافته‌ها نشان می‌دهند که بازارهای سهام در طول دوره‌های آشفتگی و بحران‌ها باتوجه‌به ترس سرمایه‌گذاران از فضای کسب‌وکار و علاقه سفته‌بازان به محصولات الکترونیکی جدید تأثیر مثبتی

1. Gbolahan
2. Smales
3. Köse & Ünal

بر دو دارایی دیجیتال با بالاترین محبوبیت دارند. طبق مطالعات مالی، همبستگی مثبت و معنی‌داری بین بازارهای سهام جهانی و ارزهای دیجیتال وجود دارد (Ustalar et al., 2022؛ Mgadmia et al., 2023؛ Xu & Kinkyo., 2023) یافته‌های این مطالعه با سالیسو و همکاران[1] (۲۰۱۸) مطابقت دارد که اظهار داشتند، ارتباط نزدیکی بین ارزهای مجازی با بورس‌های توسعه‌یافته مانند کشورهای گروه هفت (G7) وجود دارد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در نیم دهه اخیر، باتوجه‌به پیدایش بحران‌های بهداشتی، ژئوپلیتیکی و سیاسی در سطح جهانی، بازارهای مالی، بازارهای انرژی و متغیرهای کلان اقتصادی کشورهای صنعتی بی‌تأثیر از این وقایع نبوده‌اند. در نتیجه سرمایه‌گذاران به دنبال پاسخ به این سؤال هستند که انتخاب چه دارایی‌هایی در سبد سرمایه‌گذاری‌شان مناسب‌تر است. یکی از مهم‌ترین نوآوری‌های مالی دهه گذشته ارزهای دیجیتال هستند. هدف اصلی این تحقیق بررسی چگونگی تأثیر قیمت نفت برنت، گاز طبیعی، طلا، نقره، نرخ تورم و شاخص سهام کشورهای صنعتی گروه هفت (G7) بر قیمت بیت‌کوین و قیمت اتریوم به‌عنوان دو ارز برتر بازار ارزهای است. دوره زمانی شامل هر سه بحران اخیر جهانی از آپریل سال ۲۰۲۰ تا دسامبر سال ۲۰۲۳ است. در این مطالعه از روش‌های (Panel ARDL) استفاده شده است.

نتایج حاکی از آن است که در کوتاه‌مدت، از بین متغیرهای پژوهش، تنها نقره اثر معناداری بر بیت‌کوین نداشته است و سایر متغیرها اثر معناداری بر قیمت بیت‌کوین داشته‌اند. به‌علاوه، همه متغیرها در کوتاه‌مدت به جز دو متغیر نقره و نرخ بهره تأثیر معناداری بر قیمت اتریوم داشته‌اند. به‌طورکلی، بر اساس نتایج در بلندمدت همه متغیرها تأثیری معناداری بر قیمت بیت‌کوین و اتریوم دارند. این نتایج بامطالعه ارداش و یاغجیلار[2] (۲۰۲۲) مطابقت دارد که بیان می‌کند که کشورهای توسعه‌یافته گروه هفت (G7) بر قیمت بیت‌کوین تأثیر می‌گذارند. این یافته‌ها به طور قابل‌توجهی به درک تأثیر تغییرات نرخ تورم کشورهای صنعتی پیشرفته بر قیمت ارزهای دیجیتال به‌ویژه در بحران‌ها کمک می‌کند. به‌علاوه نحوه اثر و رابطه قیمت‌های سهام این کشورها بر قیمت بازار ارزهای دیجیتال را شناسایی می‌کند.

این پژوهش، بینش جدیدی را در مورد رابطه سایر بازارهای مالی[3] با بازار ارزهای دیجیتال در طی بحران‌ها ارائه می‌دهد؛ لذا پیشنهاد می‌شود: سرمایه‌گذارانی که می‌خواهند ریسک سرمایه‌گذاری را در بازار ارزهای دیجیتال به حداقل برسانند، روند قیمت بیت‌کوین و اتریوم را باتوجه‌به نوسانات بازارهای بالقوه انرژی، فلزات گران‌بها، بازارهای سهام کشورهای پیشرفته صنعتی در نظر بگیرند. به‌علاوه، سیاست‌گذارانی که نگران پیامدهای مالی رویدادهای غیرمنتظره مختلف در سطح جهانی هستند، می‌توانند با تغییرات نرخ تورم، سیاست‌های دولتی و چارچوب‌های نظارتی را برای تنظیم سفته‌بازی و فعالیت‌های سرمایه‌گذاری در بازار ارزهای دیجیتال و بازارهای سنتی استفاده نمایند.

---

1. Salisu et al.
2. Erdaş & Yağcılar
3. Financial markets

توضیحات تکمیلی

مشارکت نویسندگان

تمامی نویسندگان به یک اندازه در نگارش مقاله سهم داشته‌اند.

تضاد منافع

تعارض منافع وجود ندارد.

ORCID

Shabnam Zeinedini http://orcid.org/0009-0000-3180-2098

Mohammad Sharif Karimi http://orcid.org/0000-0002-5967-6756

Azad Khanzadi http://orcid.org/0000-0002-2060-275X

Ali Falahati http://orcid.org/0000-0003-2880-6674

منابع و مأخذ

آقایی، مجید، رضا قلی‌زاده، مهدیه، چاوشانی، سمیرا. (۱۴۰۲). بررسی سرریز نوسان و بازدهی بین بازارهای فرامرزی (فارکس و رمزارزها) و بازار سهام در ایران، نشریه اقتصاد و الگو سازی، ۴(۱۴)، ۱۱۱-۱۴۲. DOI: 10.48308/jem.2024.234768.1896

ابوالحسنی، محمدجواد و صمدی، سعید. (۱۴۰۰). تحلیل عوامل مؤثر در قیمت ارزهای مجازی (مطالعه موردی: بیت‌کوین و اتریوم). نشریه پژوهش‌های پولی و بانکی، ۱۳(۴۶)، ۵۹۱-۶۲۹. DOR: 20.1001.1.26453355.1399.13.46.1.6

ابو نوری، اسمعیل، گل ارضی، غلامحسین، ابوالفضلی، سید رامین و ویسی، حسین. (۱۴۰۳). بررسی سرایت‌پذیری تلاطم میان نرخ بازده دلار، شاخص هم‌وزن سهام، صندوق طلا و بیت‌کوین با استفاده از مدل DECO-GARCH، *نشریه بورس اوراق بهادار*، ۶۷، ۲۵-۴۸. Doi: 10.22034/jse.2024.12310.2186

حیدری اشترینانی، سروش، خوچیانی، رامین و خرسندزاک، محمد. (۱۴۰۱). بررسی رابطه پویا بین بیت‌کوین با شاخص سهام، طلا و دلار در ایران :کاربردی از رویکرد همدوسی و تحلیل موجک. *نشریه توسعه و سرمایه*، ۷(۲)، ۹۱ -۱۰۹. DOI: 10.22103/jdc.2022.19251.1224

حسین‌زاده، رمضان، کشاورز، هادی. (۱۴۰۲). اثرات بلندمدت و کوتاه‌مدت ریسک اقتصادی و مالی بر توزیع درآمد: رهیافت PANEL ARDL. *نشریه تحلیل‌های اقتصادی توسعه ایران*، ۹(۱)، ۲۷-۴۸. DOI: 10.22051/ieda.2023.42590.1343

رجبی، ابوالقاسم، صابری، علی. (۱۴۰۱). *تأثیر استخراج رمز ارز بر پایداری شبکه برق ایران، مطالعات انرژی، صنعت و معدن (گروه فناوری اطلاعات و ارتباطات)*، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی. (URL of Article).

عباسی، عیسی، محمدی، تیمور و حسینی، سید شمس‌الدین. (۱۴۰۲). مقایسه سهم تأثیر تکانه‌ها و حافظه تلاطم گذشته بازار بر تلاطم‌های جاری بازارهای مالی با تأکید بر رمزارزها: رویکرد MGARCH. *نشریه اقتصاد پولی مالی*، ۳۰(۲۵)، ۱-۳۴، DOI: 10.22067/mfe.2023.80984.1281

قاسمی، ناصر. (۱۴۰۰). فرصت‌ها و تهدیدات ارزهای دیجیتال؛ مطالعه موردی کشورهای شرق آسیا. *نشریه سیاست جهانی*، ۱۰(۳)، ۱۸۵-۲۱۸. DOI: 10.22124/wp.2021.20854.2929

گل خندان، ابوالقاسم. (۱۴۰۳). تأثیر آستانه‌ای پیچیدگی اقتصادی بر وابستگی به منابع طبیعی در کشورهای منطقه MENA. *نشریه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۳(۱)، ۱۳۸-۱۷۴. DOI: 10.22034/jepr.2024.141515.1130

محمدی شاد، حمید، معدنچی زاج، مهدی، کیقبادی، امیررضا. (۱۴۰۰). سرایت‌پذیری و پویایی ریسک بین بازارهای مال، بازارهای کالایی و ارزهای دیجیتال با رویکرد مدل MGARCH. *نشریه مهندسی مالی و مدیریت اوراق بهادار*، ۱۲(۴۷)، ۴۷۰-۴۹۰. DOR: 20.1001.1.22519165.1400.12.47.22.0

یوسفی، بهزاد، فرخی، محمدعلی، قاسمی فر، ثمینه. (۱۴۰۲). تحلیل رابطه نوسانات بیت‌کوین و نوسانات بورس اوراق بهادار تهران در خلال اپیدمی کروناویروس (رویکرد مارکف سوئیچینگ بیزین ور). *نشریه راهبرد مدیریت مالی*، ۱۱(۱)، ۱۰۱-۱۲۰. DOI: 10.22051/jfm.2023.40085.2675

References

Abbasi, E., Mohamadi, T., & Hosseini, S.S. (2023). The comparison of the impact of momentum and the memory of past market turbulence on the current turbulence of financial markets with an emphasis on cryptocurrencies: MGARCH model. *Monetary & Financial Economics*, 30(25), 1-34. https://doi.org/10.22067/mfe.2023.80984.1281 [In persian].

Abolhasani, M. J., & Samadi, S. (2021). The Analysis of Effective Factors on Virtual Currency Prices (Case Study: Bitcoin and Ethereum). *Journal of Monetary and Banking Research*, 13(46), 591-629. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.26453355.1399.13.46.1.6 [In persian].

Abonoori, E., Golarzi, G., Abolfazli, S. R., & Veisi, H. (2024). Investigating The Volatility Transmissions among Exchange Rate, Equally weighted stock index, Gold ETF and Bitcoin Using the DECO-GARCH. *Journal of Securities and Exchange*, 17 (67), 25-48. https://www.doi.org/10.22034/jse.2024.12310.2186 [In persian].

Aghaei, M., Rezagholizadeh, M. & chawshany, S. (2024). Investigation the Spillover of Volatility and Return between Cross-Border Markets (Forex and Cryptocurrencies) and Stock Market in Iran. *Journal of Economics and Modelling*, 14(4), 111-142. https://doi.org/10.48308/jem.2024.234768.1896 [In persian].

Akbar, M., Iqbal, F., & Noor, F. (2019). Bayesian analysis of dynamic linkages among gold price, stock prices, exchange rate and interest rate in Pakistan. *Resources Policy*, 62, 154–164. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2019.03.003.

Al-yahyaee, K. H., Mensi, W., & Yoon, S. (2018). PT US CR. *Finance Research Letters*. 27, 228-234. https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.03.017.

Baur, D. G., & McDermott, T. K. (2010). Is gold a safe haven? International evidence. *Journal of Banking & Finance*, 34(8), 1886-1898. https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2009.12.008.

Blau, B. M., Griffith, T. G., & Whitby, R. J. (2021). Inflation and Bitcoin : A descriptive time-series analysis. *Economics Letters*, 203, 109848. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2021.109848.

Bouazizi, T., Kaabia, O., Guesmi, K. Sahut, J.M. (2024). Unraveling the Nexus: Energy, Precious Metals, Cryptocurrencies and Currencies Dynamics. Available at SSRN, https://ssrn.com/abstract=4939822 .

Bunjaku, F., Gjorgieva-Trajkovska, O., Miteva-Kacarski, E. (2017). Cryptocurrencies–advantages and disadvantages. *Journal of Economics*, 2(1), 31-39. https://js.ugd.edu.mk/index.php/je/article/view/1933

Caferra, R., & Vidal-Tomas, D. (2021). Who raised from the abyss ? A comparison between cryptocurrency and stock market dynamics during the COVID-19 pandemic, *Finance Research Letters*, 43, 101954. https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.101954

Ciaian, P., Rajcaniova, M., & Kancs, d'Artis. (2015). The economics of BitCoin price formation. *Applied Economics*, *48*(19), 1799–1815. https://doi.org/10.1080/00036846.2015.1109038

Erdaş, M. L. & Yağcılar, G. G. (2022). Bitcoin as An Investment Vehicle: The Asymmetric Relationships Between Bitcoin and Global Technology Indexes', *Journal of Mehmet Akif Ersoy University Economics and Administrative Sciences Faculty*, 9(3), 2097–2120. https://doi.org/10.30798/makuiibf.1097491.

Gbolahan, K. I. (2023). An Empirical Investigation of Bitcoin Hedging Capabilities against Inflation using VECM: The Case of United States, Eurozone, Philippines, Ukraine, Canada, India, and Nigeria. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *13*(6), 91–100. https://doi.org/10.32479/ijefi.14956

Ghasemi, N. (2021). Opportunities and threats of cryptocurrencies. World politics a quarterly journal, 10(3), 185-218. https://dx.doi.org/10.22124/wp.2021.20854.2929 [In persian].

Ghorbel, A., & Jeribi, A. (2021). Investigating the relationship between volatilities of cryptocurrencies and other financial assets. *Decisions in Economics and Finance*, 44, 817-843. https://doi.org/10.1007/s10203-020-00312-9

Golkhandan, A. (2024). The Threshold Effect of Economic Complexity on Natural Resource Dependency in MENA Countries. *Economic Policies and Research*, 3(1), 138-174. https://doi.org/10.22034/jepr.2024.141515.1130 [In persian].

Havidz, A. H., Calvilus, I. C., & Angelita, Z. (2023). COVID-19 full vaccination and blockchain size : empirical evidence from the cryptocurrency market. *EuroMed Journal of Business*, 18(2), 229–247. https://doi.org/10.1108/EMJB-12-2021-0200.

Havidz, S. A. H., Karman, V. E., & Mambea, I. Y. (2021). Is bitcoin price driven by macro-financial factors and liquidity? A global consumer survey empirical study. *Organizations and Markets in Emerging Economies*, 12(2), 399-414. https://doi.org/10.15388/omee.2021.12.62

Hedariashtarenani, S., Khochiany, R., & Khorsandzak, M. (2022). Investigating the Dynamic Relationship between Bit coin and Stock Index, Gold and Dollar in Iran: An Application of the Wavelet Coherency Approach. *Journal of Development and Capital*, 7(2), 91-109. https://doi.org/10.22103/jdc.2022.19251.1224. [In persian].

Hosseinzadeh, R., & Keshavarz, H. (2023). Long-Term and Short-Term Effects of Economic and Financial Risk on Income Distribution: PANEL ARDL Approach. *Iranian Economic Development Analyses*, 9(1), 27-46. https://doi.org/10.22051/ieda.2023.42590.1343. [In persian].

Huynh, T. L. D., Nasir, M. A., Vo, V. X., & Nguyen, T. T. (2020). Small things matter most ": The Spillover effects in the cryptocurrency market and Gold as a silver bullet. *North American Journal of Economics and Finance*, 54, 101277. https://doi.org/10.1016/j.najef.2020.101277.

Jiang, Y., Tian, G., & Mo, B. (2020). Spillover and quantile linkage between oil price shocks and stock returns: new evidence from G7 countries. *Financial Innovation*, 6, 42. 1–26. https://doi.org/10.1186/s40854-020-00208-y

Kaabia, O., Abid, I., Guesmi, K. and Sahut, J.-M. (2020). How Do Bitcoin Price Fluctuations Affect Crude Oil Markets ? *Management & Prospective*, 37(1), 47-60. https://doi.org/10.3917/g2000.371.0047.

Kaymak, O. (2025). A Study on the Dependency Between Selected Global Stock Markets and Gold and Silver Futures. *Journal of Economics and Administrative Sciences*, 26(1), 50–64. https://doi.org/10.37880/cumuiibf.1516047.

Köse, N., & Ünal, E. (2023). The Asymmetric Effects of the Interest Rate on the Bitcoin Price. *Finance a Uver: Czech Journal of Economics & Finance*, 73(2), 189-217.

Kyriazis, N., Papadamou, S., Tzeremes, P., & Corbet, S. (2024). Quantifying spillovers and connectedness among commodities and cryptocurrencies: Evidence from a Quantile-VAR analysis. *Journal of Commodity Markets*, 33, 100385. https://doi.org/10.1016/j.jcomm.2024.100385.

Majdoub, J., Sassi, S. Ben, & Bejaoui, A. (2021). Can fiat currencies really hedge Bitcoin ? Evidence from dynamic short term perspective. *Decisions in Economics and Finance*, 44(2), 789–816. https://doi.org/10.1007/s10203-020-00314-7.

Mars, R., Abid, A., Cheikhrouhou, S., & Kallel, S. (2021, July). A Machine Learning Approach for Gas Price Prediction in Ethereum Blockchain. In *2021 IEEE 45th annual computers, software, and applications conference (COMPSAC)* (pp. 156-165). IEEE. https://doi.org/10.1109/COMPSAC51774.2021.00033

Mensi, W., Nekhili, R., Vo, X. V., & Kang, S. H. (2021). Oil and precious metals : Volatility transmission , hedging , and safe haven analysis from the Asian crisis to the COVID-19 crisis. *Economic Analysis and Policy*, 71, 73–96. https://doi.org/10.1016/j.eap.2021.04.009.

Mgadmia, N., Sadraouia, T., Alkaabib, W., & Abidi, A. (2023). The interconnectedness of stock indices and cryptocurrencies during the Russia-Ukraine war Nidhal. *Journal of Economic Criminology Journal*, 2, 100039. https://doi.org/10.1016/j.jeconc.2023.100039.

Mohammadi shad, H., Madanchi Zaj, M. & Keyghobadi, A.R. (2021). Risk spillover and dynamics between financial markets, commodity markets and digital currencies with the MGARCH method. *Financial Engineering and Protfolio Management*, 12(47), 470-490. https://dorl.net/dor/20.1001.1.22519165.1400.12.47.22.0 [In persian].

Mohammadi, M., Farzin, M., Hosseini, S., & Mohammadi, T. (2023). Investigating the Impact of the Dollar Index and Gold Return Rate on Bitcoin Price: Non-linear and Asymmetric Analysis. *International Journal of Business and Development Studies*, 15(1), 5-23. https://doi.org/10.22111/ijbds.2023.46486.2054

Mujalli, A., Jibran, M., Wani, G., Almgrashi, A., & Asiri, N. (2024). The influence of IFRS and institutional quality on economic growth : empirical evidence in the GCC countries using panel ARDL analysis. *Cogent Business & Management*, 11(1). https://doi.org/10.1080/23311975.2024.2396547.

Nguyen, K. Q. (2022). The correlation between the stock market and Bitcoin during COVID-19 and other uncertainty periods. *Finance Research Letters*, 46(PA), 102284. https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.102284.

Obeid, A., Jeribi, A., Loukil, S., Turki, A. (2022). What do we know about assets' behavior and connectedness between Bitcoin, oil, and G7 stocks amid the COVID-19 pandemic? Bankers, Markets & Investors, (December 2022). https://doi.org/10.54695/bmi.171.6762.

Omura, A., Cheung, A. (Wai K. and Su, J. J. (2024) Does natural gas volatility affect Bitcoin volatility? Evidence from the HAR-RV model, *Applied Economics*, 56(4), 414–425. https://doi.org/10.1080/00036846.2023.2168608.

Ozturk, S. S. (2020). Dynamic Connectedness between Bitcoin, Gold, and Crude Oil Volatilities and Returns. *Journal of Risk and Financial Management*, *13*(11), 275. https://doi.org/10.3390/jrfm13110275

Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels*. Cambridge Working Papers. Economics, Faculty of Economics, University of Cambridge. 1240(1), 1.

Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of econometrics*, 142(1), 50-93. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010.

Rajabi, Abolghasem, Saberi, Ali (2022) *The impact of cryptocurrency mining on the stability of Iran's electricity network, Energy, Industry and Mining Studies (Information and*

Communication Technology Group), Research Center of the Islamic Consultative Assembly, 1-18. https://rc.majlis.ir/fa/report/show/1744939 [In persian].

Rehman, M. U. (2020). Do bitcoin and precious metals do any good together? An extreme dependence and risk spillover analysis. *Resources Policy*, 68, 101737. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2020.101737.

Rehman, M. U., Kang, S. H., Ahmad, N., & Vo, X. V. (2021). The impact of COVID-19 on the G7 stock markets: A time-frequency analysis. *The North American Journal of Economics and Finance*, 58, 101526. https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101526.

Salisu, A. A., Isah, K. and Akanni, L. O. (2018). *Predicting the stock prices of G7 countries with Bitcoin prices*, Working Papers 054, Centre for Econometric and Allied Research, University of Ibadan. https://ideas.repec.org/p/cui/wpaper/0054.html

Salisu, A. A., Ndako, U. B., & Vo, X. V. (2023). Oil price and the Bitcoin market. *Resources Policy*, 82, 103437. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103437.

Shahzad, S. J. H., Bouri, E., Roubaud, D., & Kristoufek, L. (2020). Safe haven, hedge and diversification for G7 stock markets: Gold versus bitcoin. *Economic Modelling*, 87, 212-224. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2019.07.023.

Shakeri, B. , Beytari, A. , Ghorbanian, M. and Javadi, R. (2023). Evaluation of the association between cryptocurrencies with oil and gold prices using the BEKK multivariate GARCH model. *International Journal of Nonlinear Analysis and Applications*, 14(1), 2061-2078. 10.22075/ijnaa.2022.27155.3523. https://doi.org/10.22075/ijnaa.2022.27155.3523

Singh, N. P., & Joshi, N. (2019). Investigating Gold Investment as an Inflationary Hedge. *Business Perspectives and Research*, 7(1), 30–41. https://doi.org/10.1177/2278533718800178

Smales, L. A. (2024). Cryptocurrency as an alternative inflation hedge?, *Accounting & Finance*, 64(2), 1589–1611. https://doi.org/10.1111/acfi.13193.

Symitsi, E., & Chalvatzis, K. J. (2019). The economic value of Bitcoin: A portfolio analysis of currencies, gold, oil and stocks. *Research in International Business and Finance*, *48*, 97-110. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2018.12.001

Szafranek, K., & Rubaszek, M. (2024). Have European natural gas prices decoupled from crude oil prices ? Evidence from TVP-VAR. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 28(3), 507–530. https://doi.org/10.1515/snde-2022-0051.

Ustalar, S. A., Ayar, E. and Şanlisoy, S. (2022). The Volatility Transmission Between Cryptocurrency And Global Stock Market Indices: Case Of Covid-19 Period. *İzmir Journal of Economics*, 37(2). 443–459. https://doi.org/10.24988/ije.1034580.

Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748. https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x

Worku, U. R. (2024). World Development Sustainability Factor productivity nexus economic growth in Sub-Saharan Africa: Symmetric and asymmetric panel approaches. *World Development Sustainability*, 5(March 2022), 100169. https://doi.org/10.1016/j.wds.2024.100169.

Xu, L., & Kinkyo, T. (2023). Hedging effectiveness of bitcoin and gold : Evidence from G7 stock markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 85(August 2022), 1–18. https://doi.org/10.1016/j.intfin.2023.101764.

Yashwini, R. A., Kokkiang, T., & Samadi, B. (2024). Assessing the Asymmetric Relationship between Global Economic Factors and Cryptocurrency: A Comparison between Normal Times and COVID-19 Times using the NARDL Model. *International Journal of Advanced Business Studies*, 3(special issue), 59-72. https://doi.org/10.59857/IJABS.4204

Yavuz, M. S., Bozkurt, G., & Boğa, S. (2022). Investigating the Market Linkages between Cryptocurrencies and Conventional Assets. *Emerging Markets Journal*, 12(2), 36-45. https://doi.org/10.5195/emaj.2022.266

Yousefi Behzad Farokhi, M. A. & Qasemifar, S. (2023). Analysis of the Relationship between Bitcoin Fluctuations and Tehran Stock Exchange Fluctuations During the Coronavirus Epidemic (Markov Switching Baysian VAR). *Financial Management Strategy*, *11*(1), 101-120. https://doi.org/10.22051/jfm.2023.40085.2675. [In persian].

Yu, J., Shang, Y., & Li, X. (2021). Dependence and Risk Spillover among Hedging Assets : Evidence from Bitcoin , Gold , and USD. *Discrete Dynamics in Nature and Society*, 2021, 1–20. https://doi.org/10.1155/2021/2010705.

Zeinedini, S., Karimi, M. S., Khanzadi, A., & Falahati, A. (2024). Impact of oil and gold prices on Bitcoin price during Russia-Ukraine and Israel-Gaza wars. *Resources Policy*, 99, 105405. https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2024.105405.

Zhang, X., Chen, Z. and Wang, S. (2024). A study of the impact of cryptocurrency price volatility on the stock and gold markets. *Finance Research Letters journal*, 69, 106114. https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.106114.

Economic Policies and Research
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Journal Homepage: www.jepr.uok.ac.ir
ISSN Online: 2821-174X

Volume 4, Issue 2, Summer 2025, Page: 91-111 DOI: 10.22034/jepr.2024.142014.1168

Original Research Article

Threshold Effects of Economic Uncertainty on Foreign Investment in Developing Countries

Mostafa Purdehghan Ardakan[1], Seyed Alireza Alavi Bajgani[*2], Seyed Yahya Abtahi[3], Mohamad Ali Dehghan Tafti[2]

1. Ph.D. Candidate, Department of Economics,, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran.
2. Assistant Professor, Department of Economics, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran
3. Associate Professor, Department of Financial Management, Yazd Branch, Islamic Azad University, Yazd, Iran

Received: 28 August 2024 *Accepted: 19 October 2024*

Abstract

One of the important characteristics of investing in the real world is uncertainty, which is mostly not seen in traditional investment theories. Nevertheless, the future flow of criticism affects the investment and ultimately the economic environment. This article examines the threshold effects of world economic uncertainty on foreign investment in developing countries. The statistical method used is threshold panel model and annual combined data between 1992-2022 for 14 developing countries. Considering the effect of world economic uncertainty on net investment in different situations of net investment, the obtained results showed that the net foreign investment of countries follows a non-linear pattern. Also, the impact of global economic uncertainty on the investment of countries is an impact dependent on the initial state of net investment of each country, and countries that are in a higher initial state of net investment, this higher state will lead to a lower impact of economic uncertainty on the investment of countries in the coming years. Finally, if the developing countries can be present in the world arena with higher foreign investment, the impact of the uncertainty of the global economy in the coming years on the net investment of these countries will be less.

Keywords: Economic Uncertainty, Foreign Investment, Threshold Panel Model

JEL Classification: D80, F21, C24

** Corresponding Author: Seyed Alireza Alavi Bajgani* *E-mail: Alavii@iau.ac.ir* *Tel: +989133513404*

How To Cite: Purdehghan Ardekan, M., Alavi Bajgani, S. A., Abtahi, S. Y. & Dehghan Tafti, M. A. (2025). Threshold Effects of World Economic Uncertainty on Foreign Investment in Developing Countries. *Journal of Economic Policies and Research*, *4*(2), 91-111. DOI: 10.22034/jepr.2024.142014.1168

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63480.html?lang=en

Copyright © 2022 The Author(s). Published by Department of Economics, University of Kurdistan. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

The importance of uncertainty in investment analysis lies in the fact that investment decisions are made based on future cash flows, which increases the amount due to the irreversibility of capital. Irreversibility means that the firm cannot trade any capital at any time without incurring adjustment and exchange costs. Global economic uncertainty is a situation where there is no certainty about the event's characteristics and what will transpire. Global economic uncertainty reveals our inability to recognize the economic, political, and social consequences or predict the probability of an event.

There has been a lack of attention given to the relationship between global economic uncertainty and a country's progress in the investment development model when it comes to the effects of uncertainty on international investment. It can be argued that depending on the level of economic development of a country, global economic uncertainty may have a different effect on domestic investment abroad and foreign investment domestically. In the event of high uncertainty, developing countries may not be able to progress to the higher stage of the investment development model, if the amount of foreign receipts from developed countries decreases due to domestic investment; Thus, developing economies are unable to reap the benefits of the positive spillovers of foreign investment back home. Uncertainty is a crucial aspect of investing in the real world, which is not present in traditional investment theories. Nevertheless, the future criticism will have an impact on the investment and ultimately the economic environment. Economic uncertainty's threshold effects on foreign investment in developing countries are examined in this article. The statistical approach employed involves using the threshold panel model and annual combined data from 1992 to 2022 for fourteen developing countries.

Methodology

The impact of global economic uncertainty on foreign direct investment has been investigated by several researches so far, But most of the research conducted in this field has estimated the relationship through linear relationships and assumed the existence of a specific trend. Sometimes the changes in the behavior of time series cannot be shown by a trend. In fact, a trend cannot provide an acceptable explanation for the changing behavior of the time series. In recent decades, there has been a significant tendency to develop models that can model such behavior. The regime rotation approach is a suitable way to model such behaviors,This allows the researcher to model changes in the behavior of time series variables at different time points and with different regimes. The process of determining the starting point of the new regime is random, making it impossible to observe the appropriate turning point. In this study The effect of global economic uncertainty on foreign direct investment has been investigated using the threshold panel approach, which depends on the situation (regime).

Results and Discussion

When the net investment exceeds the threshold value of 0.8684, the impact of global economic uncertainty on the net investment of countries is 0.651. If the amount of investment with interruption is less than the threshold value of 0.8684, The net investment of countries is increased by 7.31 as a result of global economic uncertainty. Therefore, the impact of global economic uncertainty on the investment of countries is an impact dependent on the initial state of net investment of each country,

and countries that are in a higher initial state of net investment, this higher state will lead to a lower impact of global economic uncertainty on the net investment of countries in the coming years. Finally, if the developing countries can be present in the world arena with higher foreign investment, these countries' net investment will be less affected by global economic uncertainty in the coming years.

Conclusion

Therefore, the impact of global economic uncertainty on country investment is dependent on the initial state of net investment of each country, and the countries with a higher initial net investment level, this higher state will lead to a lower impact of economic uncertainty on the investment of countries in the coming years. The past shows that Iran's economy has not been in a favorable position when it comes to investment growth and capital stock, Especially since the growth rate of capital stocks has been negative in some years during the last decade. According to the research findings, the current state of investment growth is unfavorable and the country's capital stock and the country's economy being in a low investment regime increases the impact of global uncertainties on its economic growth and development. Therefore, based on the findings of this investigation the transition of the country from the stage of low regime to high investment regime and getting rid of the destructive effects of the economic uncertainties of the world on the economic situation of the country requires special attention to domestic investments so that the country can upgrade itself from the low regime to the high investment regime. The only way he can free himself from the negative effects of the uncertainties of the global economy is through this method.

Conflict of interest

There is no conflict of interest.

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
وب سایت نشریه: www.jepr.uok.ac.ir
شاپای الکترونیکی: ۲۸۲۱-۱۷۴X
سال چهارم، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۹۱ – ۱۱۱
DOI: 10.22034/jepr.2024.142014.1168

مقاله پژوهشی

اثرات آستانه‌ای نا اطمینانی اقتصادی بر سرمایه‌گذاری خارجی در کشورهای درحال‌توسعه

مصطفی پور دهقان اردکان [۱]، سید علی‌رضا علوی باجگانی *[۲]، سید یحیی ابطحی [۳]، محمدعلی دهقان تفتی [۲]

۱. دانشجوی دکتری، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران.
۲. استادیار، گروه اقتصاد، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران
۳. دانشیار، گروه مدیریت مالی، واحد یزد، دانشگاه آزاد اسلامی، یزد، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۶/۰۷ *تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۷/۲۸*

چکیده

یکی از خصوصیات مهم سرمایه‌گذاری در دنیای واقعی نا اطمینانی است که عمدتاً در نظریه‌های سنتی سرمایه‌گذاری دیده نشده است. بااین‌وجود، جریان نقد آتی سرمایه‌گذاری و درنهایت محیط‌های اقتصادی را تحت تأثیر قرار می‌دهد. این مقاله به بررسی اثرات آستانه‌ای نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر سرمایه‌گذاری خارجی در کشورهای درحال‌توسعه پرداخته است. روش آماری مورداستفاده مدل پنل آستانه‌ای و داده‌های ترکیبی سالانه بین سال‌های ۲۰۲۲- ۱۹۹۲ برای ۱۴ کشور درحال‌توسعه است. با توجه به تأثیر نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر خالص سرمایه‌گذاری در وضعیت‌های مختلف خالص سرمایه‌گذاری نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که سرمایه‌گذاری خالص خارجی کشورها از یک الگوی غیرخطی پیروی می‌کند. همچنین تأثیر نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر سرمایه‌گذاری کشورها یک تأثیر وابسته به وضعیت اولیه خالص سرمایه‌گذاری هر کشور است و کشورهای که در وضعیت اولیه سرمایه‌گذاری خالص بالاتری باشند این وضعیت بالاتر منجر به تأثیر کمتر نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر سرمایه‌گذاری کشورها در سال‌های آتی خواهد شد. درنهایت کشورهای درحال‌توسعه اگر بتواند با سرمایه‌گذاری خارجی بالاتری در عرصه جهانی حضور پیدا کنند تأثیر نا اطمینانی اقتصادی جهانی در سال‌های آتی بر خالص سرمایه‌گذاری این کشورها کم‌رنگ‌تر می‌شود.

واژگان کلیدی: نا اطمینانی اقتصادی جهانی، سرمایه‌گذاری خارجی، مدل پنل آستانه‌ای.

طبقه‌بندی JEL: D80, F21, C24

* **نویسنده مسئول:** سید علی‌رضا علوی باجگانی *آدرس رایانامه: Alavi@iau.ac.ir* *تلفن تماس: ۰۹۱۳۳۵۱۳۴۰۴*

استناد به مقاله: پور دهقان اردکان، مصطفی، علوی باجگانی، سید علی‌رضا، ابطحی، سید یحیی و دهقان تفتی، محمدعلی. (۱۴۰۴). اثرات آستانه‌ای نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر سرمایه‌گذاری خارجی در کشورهای درحال‌توسعه. *فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۴(۲)، ۹۱ – ۱۱۱. DOI: 10.22034/jepr.2024.142014.1168

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_63480.html?lang=fa

حق نشر © ۲۰۲۲ نویسنده (گان). منتشرشده توسط گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان.
این یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت شرایط مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 4.0 توزیع‌شده است، که استفاده، توزیع و تکثیر نامحدود در هر رسانه‌ای را مجاز می‌داند، مشروط بر اینکه به نویسنده و منبع اصلی استناد شود.

۱. مقدمه

برای دهه‌ها، محققان تجارت بین‌الملل[1] تلاش زیادی را برای مطالعه تأثیر عوامل مختلف، مانند سطح درآمد، کیفیت سازمانی، اندازه بازار و تفاوت در سرمایه‌گذاری مستقیم‌خارجی[2] انجام داده‌اند (Gao et al., 2013; Papaioannou, 2009; Stoian, 2013; Wu & Xiaoyun, 2014). درحالی‌که بعضی بر تعاملات بین سرمایه‌گذاری داخلی در خارج [3] و سرمایه گذاری خارجی در داخل[4] تمرکز کرده‌اند (Broner et al., 2013; Li et al., 2016). در میان بسیاری از عوامل مؤثر بر سرمایه‌گذاری داخلی در خارج و سرمایه‌گذاری خارجی در داخل، سطح توسعه اقتصادی[5] عامل مهمی در تعیین حجم و جهت سرمایه‌گذاری بین‌المللی است. دانینگ[6] (۱۹۸۱) این پیوند را از طریق چارچوب مسیر توسعه سرمایه‌گذاری[7] بیان کرد که رابطه پویا بین توسعه اقتصادی یک کشور بر سرمایه‌گذاری داخلی در خارج و سرمایه‌گذاری خارجی در داخل آن می‌پردازد و پیشنهاد می‌کند که اولی تأثیر غیرخطی بر دومی دارد. تعداد زیادی از مطالعات چارچوب مسیر توسعه سرمایه‌گذاری را در زمینه‌های مختلف به‌کاربرده‌اند.

عامل مهم دیگری که بر سرمایه‌گذاری بین‌المللی تأثیر می‌گذارد، نا اطمینانی اقتصادی[8] است. از یک‌سو نا اطمینانی سرمایه‌گذاری، مصرف، تجارت بین‌المللی و رشد را کاهش می‌دهد. سرمایه‌گذاری فرامرزی اثرات مخرب کمتری بر کشورهای توسعه‌یافته نسبت به همتایان درحال‌توسعه آن‌ها دارد. از سوی دیگر، نا اطمینانی، نوآوری را تحریک می‌کند و سرمایه‌گذاری را برای مقابله با آینده نامطمئن‌تر افزایش می‌دهد و باعث رشد بلندمدت می‌شود. علاوه بر این، نا اطمینانی‌ها باعث می‌شود که شرکت‌ها برنامه‌های سرمایه‌گذاری خود را به تعویق بیندازند. هنگامی‌که شرایط نامطمئن فروکش کرد، یک رونق سرمایه‌گذاری موقت بالقوه ایجاد می‌کند (Lagos & Wang, 2021). نا اطمینانی در تحلیل‌های سرمایه‌گذاری به دلیل اینکه تصمیم‌گیری برای سرمایه‌گذاری بر اساس جریان‌های نقدی آتی انجام می‌شود اهمیت زیادی دارد، به‌طوری‌که میزان آن با توجه به برگشت‌ناپذیری سرمایه بیشتر می‌گردد. منظور از برگشت‌ناپذیری این است که بنگاه نمی‌تواند هر سرمایه‌ای را در هرزمانی بدون هزینه تعدیل و هزینه مبادله دادوستد کند (Abel & Eberly, 1999).

نا اطمینانی اقتصادی جهانی، نمایانگر وضعیتی است که اطمینان در مورد مشخصات یک واقعه و اینکه چه پیشامدهایی رخ می‌دهد، وجود ندارد. نا اطمینانی اقتصادی جهانی درواقع، عدم توانایی ما در مورد تشخیص پیامدهای اقتصادی، سیاسی و اجتماعی یا تعیین احتمال پیامدهای یک رخداد را نشان می‌دهد (Ahir et al., 2018). در مورد اثرات نا اطمینانی بر سرمایه‌گذاری بین‌المللی، توجه اندکی به رابطه بین نا اطمینانی اقتصادی جهانی و پیشرفت یک کشور در الگوی توسعه سرمایه‌گذاری شده است. می‌توان استدلال کرد که بسته به سطح

1. International trade
2. Foreign Direct Investment
3. Inward Foreign Direct Investment
4. Outward Foreign Direct Investment
5 Economic development
6. Dunning
7. Investment Development Path
8. Economic uncertainty

توسعه اقتصادی یک کشور، نا اطمینانی اقتصادی جهانی ممکن است تأثیر متفاوتی بر سرمایه‌گذاری داخلی در خارج و سرمایه‌گذاری خارجی در داخل داشته باشد. به‌عنوان‌مثال، ممکن است کشورهای درحال‌توسعه[1] در صورت نا اطمینانی بالا، نتوانند به مرحله بالاتر مسیر توسعه سرمایه‌گذاری ارتقا پیدا کنند، درصورتی‌که سرمایه‌گذاری داخلی در خارج دریافتی از کشورهای توسعه‌یافته را کاهش دهد؛ بنابراین، اقتصادهای درحال‌توسعه قادر به بهره‌مندی از سرریزهای مثبت سرمایه‌گذاری خارجی در داخل نیستند. از سوی دیگر، برخی از کشورهای درحال‌توسعه ممکن است همچنان بتوانند به مرحله بعدی مسیر توسعه سرمایه‌گذاری پیشرفت کنند، حتی اگر نا اطمینانی بالای اقتصاد جهانی باعث کاهش سرمایه‌گذاری خارجی در داخل شود. این می‌تواند به دلیل ظرفیت‌های جذب بالا و پیوندهای معاملاتی شرکت‌های آن‌ها یا شرکت‌های داخلی خاص باشد. مزایایی که می‌تواند علی‌رغم کاهش سرمایه‌گذاری داخلی در خارج امکان تولید سرمایه‌گذاری خارجی در داخل را فراهم کند. سناریوهای مشابه ممکن است در مورد کشورهای تازه توسعه‌یافته (یا حتی کاملاً توسعه‌یافته) نیز اعمال شود، زیرا آن‌ها نیز ممکن است تا حدی از وخامت سرمایه‌گذاری در حضور نا اطمینان اقتصادی جهانی رنج ببرند (Lagos & Wang, 2021).

در این تحقیق از روش پنل آستانه‌ای[2] پیشنهادشده توسط سئو و یونگچول[3] (۲۰۱۶) استفاده می‌شود و به‌طور مشخص به دنبال پاسخ به این سؤال است که آیا نا اطمینان اقتصادی جهانی نقش مهمی در تأثیرگذاری بر موقعیت خالص سرمایه‌گذاری خارجی کشورها دارد یا خیر. به‌طور شهودی، نا اطمینان جهانی بالا ممکن است سرمایه‌گذاری خارجی در داخل را کاهش دهد زیرا شرکت‌های چندملیتی انگیزه‌های کمی برای جایگزینی سرمایه‌گذاری داخلی با سرمایه‌گذاری بین‌المللی دارند. درعین‌حال، نا اطمینان همچنین می‌تواند شرکت‌های چندملیتی خارجی را در مقصدهای مبدأ جذب کند، زیرا نا اطمینانی می‌تواند فرصت‌های سرمایه‌گذاری را ایجاد کند که به‌نوبه خود ممکن است باعث ایجاد سرمایه‌گذاری داخلی در خارج شود.

امکان دارد که نا اطمینانی تأثیر قابل‌توجهی بر سرمایه‌گذاری داخلی در خارج و سرمایه‌گذاری خارجی در داخل داشته باشد. بااین‌حال، مشخص نیست که تأثیر آن بر خالص سرمایه‌گذاری خارجی یک کشور چیست. درنهایت، یافته‌های تحقیق می‌تواند تا حدودی بر درک فعالیت‌ها و مسیرهای سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در حضور نا اطمینانی اقتصادی جهانی که می‌تواند کمک اساسی به سیاست‌گذاران در اقتصادهای درحال‌توسعه و نوظهور ارائه دهد، روشن کند.

ادامه مقاله به شرح زیر تدوین‌شده است. بخش دوم بررسی مختصری از مطالعات الگوی توسعه سرمایه‌گذاری و پیوند نا اطمینانی اقتصادی جهانی و سرمایه‌گذاری بین‌المللی ارائه می‌دهد. در ادامه بخش پیشینه پژوهش در به تفکیک مطالعات داخلی و خارجی مرور شده است. بخش سوم داده‌ها را معرفی می‌کند. همچنین روش آستانه پانل و روش تخمین را توضیح می‌دهد. بخش چهارم نتایج برآورد حاصل از مدل پژوهش را گزارش می‌کند. در نهایت بخش پنجم نتیجه‌گیری و پیشنهادها را ارائه می‌دهد.

---

1. Developing
2. Panel Threshold Regression Model
3. Seo & Yongcheol

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. مسیر توسعه سرمایه‌گذاری

مسیر توسعه سرمایه‌گذاری پیوند بین توسعه اقتصادی و سرمایه‌گذاری بین‌المللی را در سطح کلان در یک زمینه پویا ارزیابی می‌کند و بیان می‌گردد که توسعه سرمایه‌گذاری یک کشور از پنج مرحله اصلی عبور می‌کند (Dunning et al., 2001). در مرحله اول، درآمد یک کشور کم است و عوامل مکان آن برای جذب بیش از حداقل سرمایه‌گذاری داخلی در خارج کافی نیست. در بسیاری از موارد، عوامل مکان ممکن است حتی موانعی برای ورود شرکت‌های خارجی ایجاد کند. در دو فعالیت سرمایه‌گذاری داخلی در خارج و سرمایه‌گذاری خارجی در داخل ناچیز است و شرکت‌های خارجی تمایل دارند در قراردادهای صادرات و واردات یا بدون سهام با شرکت‌های داخلی شرکت کنند.

در مرحله دوم سرمایه‌گذاری داخلی در خارج شروع به افزایش می‌کند و عمدتاً بر فعالیت‌های جستجوی منابع تمرکز می‌کند، درحالی‌که در برخی کشورها توسعه‌اقتصادی عوامل مکانی مانند ثبات اقتصادی، زیرساخت‌ها و کیفیت سازمانی را بهبود می‌بخشد. این امر به‌نوبه خود کشور را به‌تدریج برای شرکت‌های خارجی جذاب‌تر می‌کند و منجر به افزایش بیشتر سرمایه‌گذاری داخلی در خارج می‌شود. هم‌زمان، مشروط بر اینکه شرکت‌های محلی بتوانند از جذب دانش منتقل‌شده توسط افزایش سرمایه‌گذاری داخلی در خارج بهره ببرند، دگرگونی شرکت‌های محلی از طریق ارتقای مزیت‌های مالکیت و سطوح سرمایه‌گذاری خارجی در داخل آغاز می‌شود (Lagos & Wang, 2021).

در مرحله سوم، مزیت‌های مکان[1] کشور همچنان بهبود می‌یابد و کار آیی بازار[2] و سرمایه‌گذاری داخلی در خارج استراتژیک دارایی‌جویی[3] انجام می‌شود. اسکات کنل و اندرویک[4] (۲۰۰۵) استدلال می‌کنند که در این مرحله پیوندهای بین شرکت‌های وابسته خارجی و شرکت‌های داخلی افزایش می‌یابد و ظرفیت جذب شرکت‌های داخلی را بهبود می‌بخشد و درنهایت منجر به ارتقای سریع‌تر مزایای مالکیت شرکت‌های داخلی می‌شود. از طریق این فرآیند، مزیت‌های مالکیت شرکت‌های محلی بیشتر به شرکت‌ها اختصاص می‌یابد تا مختص کشور، و به‌کارگیری آن‌ها در هنگام گسترش در خارج از کشور و افزایش سرمایه‌گذاری خارجی در داخل آسان‌تر می‌شود.

در مرحله چهارم، کشور به یک سرمایه‌گذار خالص خارجی تبدیل می‌شود و موقعیت خالص سرمایه‌گذاری مثبت می‌شود، به این معنی که سرمایه‌گذاری خارجی در داخل از سرمایه‌گذاری داخلی در خارج پیشی می‌گیرد. هر دو سرمایه‌گذاری داخلی در خارج و سرمایه‌گذاری خارجی در داخل همچنان در حال افزایش هستند که اولی به‌طور فزاینده‌ای به دنبال دارایی‌های استراتژیک است، درحالی‌که دومی عمدتاً بر اهداف بازار و دارایی‌جویی متمرکز است. بااین‌وجود، هر دو هنوز نقشی اساسی در ارتقای مستمر مزایای مالکیت شرکت‌های محلی دارند.

---

1. Location advantages
2. Market efficiency
3. Asset Acquisition Strategy
4. Scott-Kennel & Enderwick

مرحله چهارم زمانی تکمیل می‌شود که توسعه اقتصادی به نقطه‌ای می‌رسد که خالص سرمایه‌گذاری به اوج خود می‌رسد و کشور از یک اقتصادتازه توسعه‌یافته یک کشور کاملاً توسعه‌یافته تبدیل می‌شود. درنهایت، سرمایه‌گذاری داخلی در خارج و سرمایه‌گذاری خارجی در داخل به‌طور دائم در مرحله پنجم بالا باقی می‌مانند، درحالی‌که شرکت‌ها همگرایی و مکمل بودن مزیت‌های مالکیت خود را تجربه می‌کنند و احتمالاً به رقابت با شدت بالا و پیوندهای معاملاتی، به‌ویژه از طریق همکاری بین شرکتی دست می‌یابند (Lagos & Wang, 2021).

به‌طور خلاصه، الگوی توسعه سرمایه‌گذاری مفهومی پویا را توصیف می‌کند که سرمایه‌گذاری داخلی در خارج، سرمایه‌گذاری خارجی در داخل و خالص سرمایه‌گذاری حاصل از آن را به سطح توسعه اقتصادی آن کشور مرتبط می‌کند. این چارچوب فرض می‌کند که توسعه اقتصادی باعث تغییرات ساختاری اقتصادی می‌شود و چنین تغییری با مسیر سرمایه‌گذاری بین‌المللی رابطه سیستماتیک[1] دارد (Lall, 1996). هرچند مسیر را باید در همه کشورها رعایت کرد در طول توسعه اقتصادی آن‌ها، سرعت پیشرفت ممکن است برای هر کشور یکسان نباشد که ماهیت خاص چارچوب را آشکار می‌کند. نارولا و دانینگ[2] (۲۰۱۰) استدلال می‌کنند که افزایش فعالیت‌های شرکت‌های چندملیتی ممکن است افزایش متناسبی در توسعه اقتصادی ایجاد کند یا نکند و کشورها را به حرکت سریع‌تر در مراحل مسیر توسعه سرمایه‌گذاری سوق دهد. نارولا و خوزه[3] (۲۰۱۰) بیشتر استدلال می‌کنند که پیشرفت در مسیر توسعه سرمایه‌گذاری یک فرآیند یادگیری برای توسعه قابلیت‌های داخلی با بهره‌مندی از سرریزهای دانش و درنتیجه جذب ارزش‌افزوده بالاتر سرمایه‌گذاری داخلی در خارج است. پیش‌بینی‌های مسیر توسعه سرمایه‌گذاری عمدتاً بر مکانیسم‌های اساسی برای انتقال منابع و قابلیت‌ها متکی است که توسط آن سرمایه‌گذاری داخلی در خارج ممکن است منجر به توسعه تدریجی اقتصادی و ارتقای توانمندی‌های شرکت‌های محلی از طریق سرریزها و عوامل خارجی شود و درنهایت شرکت‌های بومی را وادار به مشارکت در سرمایه‌گذاری خارجی در داخل کند. سهم سرمایه‌گذاری داخلی در خارج در تبدیل شرکت‌های محلی به سرمایه‌گذاران خالص خارجی و پیشرفت کشورها در مراحل مسیر توسعه سرمایه‌گذاری، ارتباط مثبتی باوجود پیوندهای محلی ایجاد شده توسط حضور شرکت‌های چندملیتی در کشور میزبان و تشکیل شبکه‌های بین شرکتی دارد.

این تأثیر پیوندهای بین شرکتی بر سرمایه‌گذاری داخلی در خارج تأکید شده است، که همچنین پیشنهاد می‌کنند که شدت پیوندهای بین شرکتی ممکن است با توجه به مرحله مسیر توسعه سرمایه‌گذاری تغییر کند. لی و همکاران[4] (۲۰۱۶) به اهمیت ظرفیت جذب کشور میزبان برای ارائه اثرات و عوامل خارجی قابل‌توجه تأکید می‌کنند، مشروط بر اینکه این موارد مثبت باشد عوامل خارجی می‌توانند توسط شرکت‌های محلی جذب شوند. درنهایت، ازآنجایی‌که انواع سرمایه‌گذاری داخلی در خارج جذب‌شده توسط کشورهای میزبان ممکن است در مراحل مختلف مسیر توسعه سرمایه‌گذاری یکسان نباشد، انگیزه‌های سرمایه‌گذاری داخلی در خارج در تعیین میزان پیوندها و اثرات خارجی حیاتی است.

---

1. Systematics
2. Narula & Dunning
3. Narula & Jose
4. Li et al.

۲-۱-۲. نا اطمینان اقتصادی و سرمایه‌گذاری بین‌المللی

از دهه۱۹۹۰، جریان سرمایه فرامرزی به دلیل یکپارچگی اقتصادی و جهانی‌شدن مالی افزایش‌یافته است، در حالی‌که اقتصادهای نوظهور نه‌تنها به‌عنوان کشورهای میزبان حیاتی‌تر شده‌اند، بلکه شروع به ایفای نقش مهمی به‌عنوان کشورهای مبدأ کرده‌اند (Wu & Xiaoyun, 2014). بااین‌حال، مسیر سرمایه‌گذاری بین‌المللی به‌طور اساسی تغییر کرده است. آووم و همکاران[1] (۲۰۲۰) نشان می‌دهد که رشد جهانی سرمایه‌گذاری داخلی در خارج طی سه دهه گذشته کند شده است، از ۲۱ درصد در دهه ۱۹۹۰ به ۱ درصد پس از بحران مالی ۲۰۰۸ رسیده است. جاردت و همکاران[2] (۲۰۲۲) نشان می‌دهند که سرمایه‌گذاری داخلی در خارج در سال‌های ۲۰۱۵-۲۰۱۶ با ۲/۷ درصد تولید ناخالص داخلی به اوج خود رسید و سپس در سال ۲۰۲۰ به‌شدت کاهش یافت و به ۱/۲ درصد رسیده است. یک توضیح برای این کندی سرمایه‌گذاری داخلی در خارج ممکن است عدم اطمینان اقتصادی بالای تاریخی دهه گذشته باشد. بلوم[3] (۲۰۱۴) عدم قطعیت کلی را به‌عنوان یک مفهوم توصیف می‌کند، ازجمله عدم اطمینان اقتصادی در هر دو سطح کلان و خرد و عدم اطمینان غیراقتصادی با تمرکز بر شوک‌های بیرونی، مانند جنگ‌های داخلی، تغییرات آب و هوایی و همه‌گیری‌ها. در سطح کلان، عدم اطمینان اقتصادی در دوران رکود به‌طور چشمگیری افزایش می‌یابد، اما در طول رونق کاهش می‌یابد.

عوامل تعیین‌کننده جریان سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به کشور میزبان شامل رشد اقتصادی، نرخ ارز، باز بودن تجارت، توسعه زیرساخت‌ها و رفتار دولت است. انجام سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در خارج از کشور هزینه‌های ثابت قابل‌توجهی را در مقایسه با سرمایه‌گذاری داخلی متحمل می‌شود، ازجمله هزینه‌های اطلاعات و ارتباطات بالاتر و زمان حمل طولانی‌تر است. عدم قطعیت ناشی از تغییر سیاست‌های اقتصادی در کشورهای میزبان نیازمند احتیاط بیشتری برای سرمایه‌گذاران خارجی است. افزایش نا اطمینانی اقتصاد جهانی منجر به یک محیط تجاری نامطمئن می‌شود، به‌ویژه در اقتصادهای نوظهور مانند چین، که در آن دولت‌های محلی تمایل به دخالت در بازار دارند. سرمایه‌گذاران خارجی تمایل به سرمایه‌گذاری کمتر در بازارهای مقصد با نااطمینانی اقتصاد جهانی بالاتر دارند. ازاین‌رو، یک ارتباط منفی بین نا اطمینانی اقتصادی جهانی یک بازار میزبان و سرمایه‌گذاری خارجی را پیش‌بینی می‌شود. عدم قطعیت و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در مقابل سایر جریان‌های سرمایه درحالی‌که همه سرمایه‌گذاری‌ها در معرض نا اطمینانی هستند، مشخص‌شده است که سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی نسبت به سرمایه‌گذاری داخلی حساس‌تر است (Gao et al., 2024).

از این بحث واضح است که نا اطمینانی بر الگوی و حجم سرمایه‌گذاری داخلی در خارج و سرمایه‌گذاری خارجی در داخل تأثیر می‌گذارد، از طریق تأثیر آن نه‌تنها بر مزیت‌های موقعیتی کشورها، بلکه بر استراتژی‌های شرکت‌های چندملیتی با تغییر توانایی آن‌ها برای استقرار کامل مزایای مالکیت خود در خارج از کشور هست. این به‌نوبه خود می‌تواند به‌طور بالقوه بر نقل و انتقالات برون‌مرزی تأثیر بگذارد دانش و دارایی‌های نامشهود و ایجاد پیوندهای بین شرکتی و درون شرکتی، که می‌تواند بر توانایی شرکت‌های محلی برای ارتقای مزیت‌های

1. Avom et al.
2. Jardet et al.
3. Bloom

مالکیت خود تأثیر بگذارد و درنهایت خودشان به سرمایه‌گذاران خارجی تبدیل شوند. به‌عبارت‌دیگر، می‌توان استدلال کرد که عدم قطعیت درنهایت می‌تواند بر موقعیت و پیشرفت خالص سرمایه‌گذاری کشورها در مورد مسیر توسعه سرمایه‌گذاری تأثیر بگذارد، زیرا مفروضات و پیش‌بینی‌های چارچوب بر اساس پیکربندی و تعامل مزیت‌های مالکیت و مکان تحت تأثیر عدم قطعیت است. به‌ویژه، عدم اطمینان اقتصادی ممکن است برخی از توسعه کشورها از پیشرفت به مرحله بعدی مسیر توسعه سرمایه‌گذاری باز دارد زیرا ممکن است توانایی آن‌ها را برای دریافت سرمایه‌گذاری داخلی در خارج کاهش دهد. بااین‌وجود، سرمایه‌گذاری خارجی در داخل ممکن است هنوز برای برخی از کشورهای درحال‌توسعه ظهور کند و رشد کند. درنهایت، برخی از اقتصادهای درحال‌توسعه حتی ممکن است در صورت بالا بودن نا اطمینانی اقتصادی داخلی، موقعیت خود را در مسیر توسعه سرمایه‌گذاری بدتر کنند، که این وضعیتی است که ممکن است در مورد برخی از کشورهای توسعه‌یافته تازه صنعتی نیز صدق کند (Lagos & Wang, 2021).

فرضیه تحقیق حاضر رابطه معنی‌دار بین اثرات آستانه‌ای نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر سرمایه‌گذاری خارجی در کشورهای درحال‌توسعه در وضعیت‌های بالا و پایین وجود دارد است.

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

موسوی و همکاران (۱۴۰۲) به بررسی سرریز فناوری از محل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و ارتباط آن با مبادی ورود با تأکید بر شرایط تحریمی کشور پرداختند. همچنین ارتباط بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی فناورانه در ایران و ارتباط آن با مبادی دوگانه ورود آن از کشورهای منطقه و دارای روابط دوستانه (بلوک ۱) کشورهای توسعه‌یافته غربی و هم‌پیمانان آن‌ها (بلوک ۲)، در شرایط تحریمی کشور طی سال‌های ۱۳۷۲ تا ۱۴۰۱ مورد استفاده قرارگرفته است. روش آماری بکار گرفته‌شده مدل خودرگرسیون برداری بیزین (BVAR)[1] است. نتایج نشان داده که شاخص توسعه انسانی در ایران رابطه مثبتی با ورود فناوری از محل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی داشته که این یافته مؤید تأثیر مهم سرمایه‌گذاری آموزشی بر ورود این شکل از سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی است.

عباسیان و همکاران (۱۴۰۱) در تحقیقی با عنوان طراحی شاخص عدم اطمینان شرایط سرمایه‌گذاری برای کشورهای روسیه، ایران و قطر با استفاده از داده‌های سالانه طی ۱۹۹۷ تا ۲۰۱۷ پرداختند. نتایج به‌دست‌آمده نشان داده که رشد اقتصادی، تورم، نرخ بهره، ارزش بازار سهام و باز بودن تجاری اثر معنی‌داری بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند.

بذرپاچ و ترابی (۱۳۹۴) در تحقیقی اثر نا اطمینانی اقتصادی ناشی از تورم و فساد بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در کشورهای درحال‌توسعه مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد که متغیر فساد اثر معنادار و منفی بر مدل دارد درحالی‌که نا اطمینانی تورم و وقفه دوم FDI اثر معنادار و مثبت بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارند.

1. Bayesian Vector Autoregression (BVAR) Model

ترکی و فراهانی (۱۳۹۲) در تحقیق به بررسی تحلیل اثر نا اطمینانی بر سرمایه‌گذاری در ۲۷ کشور منتخب درحال‌توسعه پرداختند. در این خصوص مدل رگرسیونی بر پایه الگوی F-H به روش داده‌های پانلی مربوط به کشورهای منتخب در دوره زمانی ۲۰۰۸-۱۹۸۰ برآورد شده است. نتیجه به‌دست‌آمده نشان داده که نا اطمینانی، سرمایه‌گذاری داخلی را به‌طور معنی‌داری و به‌صورت غیرخطی کاهش می‌دهد.

داودی و شاهمرادی (۱۳۸۳) نشان دادند که توجه به زیرساخت‌های قانونی، تشویق و تقویت سرمایه‌گذاری بخش خصوصی، توجه به کارآیی و بهره‌وری سرمایه‌گذاری انجام‌شده در زیرساخت‌ها و تحقیق و توسعه، توجه به کارآیی، بهره‌وری و سطح مهارت نیروی کار و اقداماتی در جهت افزایش ثبات سیاسی کشور شاید بتواند به جذب بیشتر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی در ایران منجر شود.

۲-۲-۲. مطالعات خارجی

میلاس و همکاران (۲۰۲۴) سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی بریتانیا در شرایط نامطمئن اقتصادی را مورد بررسی قرار دادند. روش مورد استفاده روش خودتوضیح برداری متغیر با زمان بیزین بوده است. نتایج حاکی از این است که رابطه بین سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با نا اطمینانی اقتصادی بریتانیا منفی و معنی‌دار است.

جاردت و همکاران (۲۰۲۲) به بررسی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی تحت شواهد عدم قطعیت با استفاده از داده‌های پنل کشورهای پیشرفته، بازارهای نوظهور و کشورهای درحال‌توسعه طی یک نمونه ۲۵ ساله پرداختند. نا اطمینانی اقتصاد تأثیرات قابل‌توجهی بر سرمایه‌گذاری خارجی دارد که از نظر قدرت و جهت بین گروه‌های مختلف کشورها متفاوت است. همچنین این نا اطمینانی کشور میزبان نیست که بیشترین اهمیت را دارد، بلکه نا اطمینانی جهانی است.

لاگوس و وانگ[1] (۲۰۲۱) به بررسی اثرات آستانه بین عدم اطمینان اقتصادی و سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پرداختند. روش آماری مورد استفاده برای برآورد مدل روش پنل آستانه‌ای پویا است. نتایج نشان داد که عدم قطعیت اقتصاد جهانی رابطه معکوس و معنی‌داری با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی دارد.

ناگوین و لی[2] (۲۰۲۱) به بررسی رابطه بین نا اطمینانی، توسعه مالی و جریان‌های ورودی سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی پرداختند. برای این منظور از داده‌های ترکیبی برای ۱۱۶ کشور طی سال‌های ۲۰۱۷-۱۹۹۶ استفاده شده است. یافته‌های تحقیق نشان داده که کشورهایی با سطح بالاتری از نا اطمینانی سیاست اقتصادی، جریان‌های ورودی سرمایه‌گذاری خارجی کمتری دریافت می‌کنند.

ماتور و سینگ[3] (۲۰۱۳) در مقاله با استفاده از داده‌های پنل مرتبط با سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی به ۲۹ کشور میزبان در شرق آسیا دریافتند سرمایه‌گذاران خارجی برای تصمیم‌گیری در مورد مکان سرمایه‌گذاران به آزادی‌های اقتصادی بیشتر از آزادی‌های سیاسی اهمیت داده‌اند. ازاین‌رو کشورهایی که دموکراتیک‌تر هستند اگر آزادی اقتصادی در آن‌ها تضمین نشود جریان‌های سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی کمتری دریافت می‌کنند.

---

1. Lagos & Wang
2. Nguyen & Lee
3. Mathur & Singh

۳. روش‌شناسی پژوهش

۳-۱. روش انجام پژوهش

روش آماری تحقیق بر مبنای تحلیل استنباطی انجام‌شده است. مدل اقتصادسنجی به‌کاربرده شده مدل پنل آستانه‌ای است. تاکنون تحقیقات متعددی اثر نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی را بررسی کرده‌اند، اما عمده تحقیقات انجام‌گرفته در این حوزه، روابط را از طریق روابط خطی و با فرض وجود یک‌روند مشخص برآورد شده‌اند. گاهی اوقات تغییرات رفتار سری زمانی را نمی‌توان با یک‌روند نشان داد، درواقع یک‌روند نمی‌تواند توضیح قابل‌قبولی از رفتار متغیر سری زمانی ارائه نماید. درنتیجه در دهه‌های اخیر گرایش زیادی به طراحی مدل‌هایی که بتواند چنین رفتاری را مدل‌سازی کند، نشان داده‌شده است. یک رهیافت مناسب برای مدل‌سازی چنین رفتارهایی، رهیافت چرخش رژیم است که به محقق اجازه می‌دهد تغییرات رفتار متغیر سری زمانی را در برهه‌های زمانی گوناگون و با رژیم‌های متفاوت، مدل‌سازی نماید. نقطه چرخش مناسب، غیرقابل‌مشاهده است که روند تعیین نقطه شروع رژیم جدید، به‌صورت تصادفی مدل‌سازی می‌گردد (Franses & Van Dijk, 2000).

در این مطالعه تأثیر نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی با به‌کارگیری رهیافت پنل آستانه‌ای که وابسته به وضعیت (رژیم) و با استفاده از داده‌های مشاهده‌شده از یک پنل متوازن به‌صورت زیر در نظر می‌گیریم:

$$\{y_{it}, q_{it}, x_{it}: 1 \le i \le n, 1 \le t \le T\} \quad (۱)$$

که در آن اندیس i نشان‌دهنده مقاطع و t نشان‌دهنده زمان است. متغیر وابسته y_{it} متغیر خالص سرمایه‌گذاری و یک اسکالر است. متغیر آستانه‌ای q_{it} نیز خالص سرمایه‌گذاری با وقفه و یک اسکالر است و x_{it} نیز یک بردار K از متغیرهای مستقل هست. بر پایه مطالعه لاگوس و وانگ (۲۰۲۱) در اینجا x_{it} به‌صورت برداری از متغیرهای مستقل زیر در نظر گرفته‌شده است:

$$x_{it} = f(WUI_{it}, NOI_{it}, LGDPPC_{it}, LPOP_{it}, FREEDOM_{it}, OPENNSS_{it}) \quad (۲)$$

که در آن WUI به‌عنوان شاخص نا اطمینانی اقتصادی جهانی، NOI خالص سرمایه‌گذاری، LGDPPC لگاریتم سرانه تولید، LPOP لگاریتم جمعیت، FREEDOM شاخص آزادی کسب‌وکار، OPENNESS درجه باز بودن اقتصاد است. معادله ساختاری آستانه‌ای برای داده‌های پنل به‌صورت زیر است:

$$y_{it} = \mu_i + \acute{\beta}_1 x_{it} I(q_{it} \le \gamma_1) + \acute{\beta}_2 x_{it} I(\gamma_2 < q_{it}) + e_{it} \quad (۳)$$

که در آن $I(.)$ تابع شاخص است و آستانه‌ها به‌گونه‌ای مرتب‌شده‌اند که $\gamma_1 < \gamma_2$ است. مشاهدات بر اساس اینکه متغیر آستانه q_{it} کوچک‌تر از آستانه‌های γ_1 و γ_2 و یا بزرگ‌تر از آن باشد به دو «رژیم» تقسیم می‌شود. این رژیم‌ها توسط شیب‌های رگرسیون متفاوت β_1، β_2 متمایز می‌شوند. ازاین‌رو در اینجا مدل رگرسیونی به‌گونه‌ای در نظر گرفته‌شده است که ضریب متغیر نا اطمینانی اقتصادی جهانی بین رژیم‌های برآورد شده بر اساس سطح خالص سرمایه‌گذاری چرخش کند اما ضرایب سایر متغیرهای توضیحی در رژیم‌های مختلف ثابت فرض شده‌اند:

$$NOI_{it} = \beta_0 + \beta_3\, LPOP_{i,t} + \beta_4 OPENNSS_{i,t} + \beta_2 LGDPPC_{i,t} + \beta_3\, FREEDOM_{i,t} + \beta_4 WUI_{i,t-1} I(NOI_{i,t-1} \le \gamma_1) + \beta_4 WUI_{i,t-1} I(\gamma_2 < NOI_{t-1}) + ui + eit \quad (۴)$$

برای تعریف پارامترهای β لازم است که عناصر x_{it} نسبت به زمان نامتغیر نباشند. همچنین فرض می‌کنیم که متغیر آستانه‌ای q_{it} نیز نسبت به زمان نامتغیر نیست. فرض می‌شود خطاهای e_{it} به‌صورت مستقل و یکسان (iid) با میانگین صفر و واریانس محدود σ^2 توزیع می‌شوند. فرض iid باعث می‌شود که متغیرهای وابسته با وقفه در x_{it} وارد نشوند (ابطحی، ۱۴۰۱).

۳-۲. داده‌ها و نمونه آماری

جامعه آماری این تحقیق شامل داده‌های به‌صورت پنل برای کشورهای درحال‌توسعه (ایران، هند، کویت، مالزی، نیجریه، عمان، پاکستان، تایلند، تونس، ترکیه، مالی، کامرون، مراکش، مکزیک) است. در این مطالعه به‌منظور بررسی اثرات وابسته به وضعیت نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر خالص سرمایه‌گذاری، نمونه‌ای شامل داده‌های مربوط به ۱۴ کشور منتخب درحال‌توسعه طی دوره ۲۰۲۲-۱۹۹۲ به‌کاربرده شده است. در جدول (۱) متغیرهای تحقیق و منابع گردآوری آن‌ها ارائه‌شده است. شاخص نا اطمینانی اقتصادی از پایگاه داده‌های اقتصادی فدرال رزرو سنت لوئیس استخراج شده است. داده‌های شاخص آزادی کسب‌وکار، سرانه تولید، سرانه جمعیت، خالص سرمایه‌گذاری و درجه باز بودن اقتصاد از پایگاه داده بانک جهانی استخراج شده است.

جدول (۱): متغیرهای تحقیق

متغیر	علامت اختصاری	منبع
نا اطمینانی اقتصادی جهانی	WUI	پایگاه داده‌های اقتصادی فدرال رزرو سنت لوئیس[1]
شاخص آزادی کسب‌وکار	FREEDOM	بانک جهانی[2]
لگاریتم سرانه تولید	LGDPC	بانک جهانی
لگاریتم سرانه جمعیت	LPOP	بانک جهانی
خالص سرمایه‌گذاری	NOI	بانک جهانی
درجه باز بودن اقتصاد	OPENNSS	بانک جهانی

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. آماره‌های توصیفی متغیرها

جدول (۲) مقادیر آماره‌های توصیفی متغیرهای تحقیق را نشان می‌دهد. برای متغیر درجه باز بودن اقتصاد $(OPENNSS)$ تغییرات بین گروهی بسیار بیشتر از تغییرات درون‌گروهی است. لذا این متغیر دارای تغییرات بیشتری بین مقاطع است و تغییرات اندکی در طول زمان دارد. به‌عبارت‌دیگر، متغیرهای توضیحی دوره درجه باز

1. Federal Reserve Economic Data of St. Louis Fed: https://fred.stlouisfed.org/
2. https://data.worldbank.org

بودن اقتصاد، دارای تغییرات بیشتری در مقاطع هست و تغییرات کمتری را در طول دوره مورد مطالعه دارد. آمارهای توصیفی تغییرات داده‌ها برای سایر متغیرها نشان می‌دهد که این متغیرهای توضیحی تغییرات بین گروهی و درون‌گروهی تقریباً یکسانی را در طول دوره مطالعه به خود اختصاص داده‌اند.

جدول (۲): مقادیر آماره‌های توصیفی متغیرها

متغیر	پانل	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
WUI	کل	۰/۱۹۷۰۸۳	۰/۲۲۴۳۹۹۶	۰/۰۰۰۵۳۸	۱/۶۷۷۴۷۵
	بین گروهی		۰/۱۴۱۲۸۲۱	۰/۰۲۷۱۳۰۱	۰/۶۰۴۸۱۱۵
	درون‌گروهی		۰/۱۷۸۲۶۲۵	-۰/۳۵۲۷۵۶۵	۱/۲۶۹۷۴۶
FREEDOM	کل	۱/۴۲۵۰۰۶	۰/۴۸۷۳۶۱۲	۰/۳۴۰۴۹۲	۳/۴۷۴۳۶
	بین گروهی		۰/۳۷۸۱۰۳۴	۰/۸۸۷۶۸۱۱	۲/۰۷۰۰۴
	درون‌گروهی		۰/۳۲۳۲۰۸۶	۰/۵۹۹۰۱۲۶	۳/۳۴۲۳۲۳
LGDPC	کل	۱۱/۴۶۹۴۴	۲/۴۸۹۷۲	۸/۳۸۷۹۶۱	۱۹/۰۰۰۹۶
	بین گروهی		۲/۵۷۱۰۷۴	۸/۸۰۴۲۹	۱۸/۸۱۹۸۶
	درون‌گروهی		۰/۲۱۵۱۲۷۹	۱۰/۴۲۵۰۰۶	۱۲/۰۷۱۹۳
LPOP	کل	۱۷/۳۱۶۱۳	۱/۷۵۹۲۲	۱۳/۹۴۵۰۵	۲۱/۳۱۶۱۳
	بین گروهی		۱/۵۵۸۸۷۹	۱۴/۵۴۹۳۶	۱۹/۸۱۹۸۲
	درون‌گروهی		۰/۹۱۲۷۵۳۵	۱۲/۸۷۶۶۱	۱۸/۶۷۳۴۴
NOI	کل	-۲/۲۱۷۰۷۳	۲/۰۱۶۹۹۴	-۷/۲۲۳۷۶۱	۴/۱۵۴۱۷۵
	بین گروهی		۱/۹۱۲۷۳۵	-۶/۲۶۳۳۰۴	۱/۴۷۰۳۷۱
	درون‌گروهی		۰/۸۱۴۳۶۴۵	-۴/۵۱۷۸۶۵	۰/۴۶۶۷۳۰
OPENNSS	کل	۳۳۲۴۹۶۲	۹۷۹۲۰۶۶	۴/۱۳۰۰۷	۵/۷۲۰۰۷
	بین گروهی		۹۴۵۵۳۹۶	۱/۰۱۰۰۶	۳/۴۱۰۰۷
	درون‌گروهی		۳۵۶۰۱۰۶	-۱/۷۱۰۰۷	۲/۶۴۰۰۷

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲. آزمون ریشه واحد

در جدول (۳) نتایج آزمون ریشه واحد داده‌های تحقیق گزارش شده است. جهت بررسی سطح ایستا بودن داده‌ها از روش آزمون ریشه واحد پنلی لوین، لین و چو[1] استفاده شده است. مطابق با نتایج جدول، تمامی متغیرهای به کار رفته در مدل (۲) از درجه جمعی صفر $I(0)$ برخوردار بوده و نتیجه کلیه متغیرها در سطح ایستا هستند.

1. Loin, lin & Choo

جدول (۳): نتایج آزمون ریشه واحد پنلی لوین، لین و چو در سطح

متغیر	نماد	آماره	مقدار احتمال
نا اطمینانی اقتصادی جهانی	WUI	-۶/۳۴	۰/۰۰۰
شاخص آزادی کسب‌وکار	*FREEDOM*	-۲/۳۳	۰/۰۰۹
لگاریتم سرانه تولید	LGDPC	-۱/۹۸	۰/۰۲۳
لگاریتم سرانه جمعیت	LPOP	-۴/۳۶	۰/۰۰۰
خالص سرمایه‌گذاری	NOI	-۲/۳۴	۰/۰۰۹
درجه باز بودن اقتصاد	OPENNSS	-۱/۹۳	۰/۰۲۶

منبع:یافته‌های تحقیق

۴-۳. تأثیر نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر خالص سرمایه‌گذاری در وضعیت‌های مختلف خالص سرمایه‌گذاری

در اینجا با استفاده از قابلیت مدل‌های آستانه‌ای این سؤال را مطرح می‌شود که آیا اثرگذاری نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر خالص سرمایه‌گذاری در کشورهای مورد بررسی می‌تواند به سطوح مختلف خالص سرمایه‌گذاری وابسته باشد؟. برای این منظور و به پیروی از مطالعه هنسن[1] (۱۹۹۸)، از مدل‌سازی رگرسیون‌های آستانه‌ای استفاده شده و مقدار متغیر مستقل (خالص سرمایه‌گذاری با وقفه) به‌عنوان متغیر آستانه در رابطه بین نا اطمینانی اقتصادی و خالص سرمایه‌گذاری در نظر گرفته شده است. فرایند انجام آزمون‌های وجود آستانه و برآورد در مدل (۲) در نمایه (۴) نشان داده شده است. برای تعیین تعداد آستانه‌ها، آزمون وجود اثرات آستانه‌ای هنسن بکار برده شده و نتایج برای وجود یک تا دو آستانه در جدول (۴) آورده شده است.

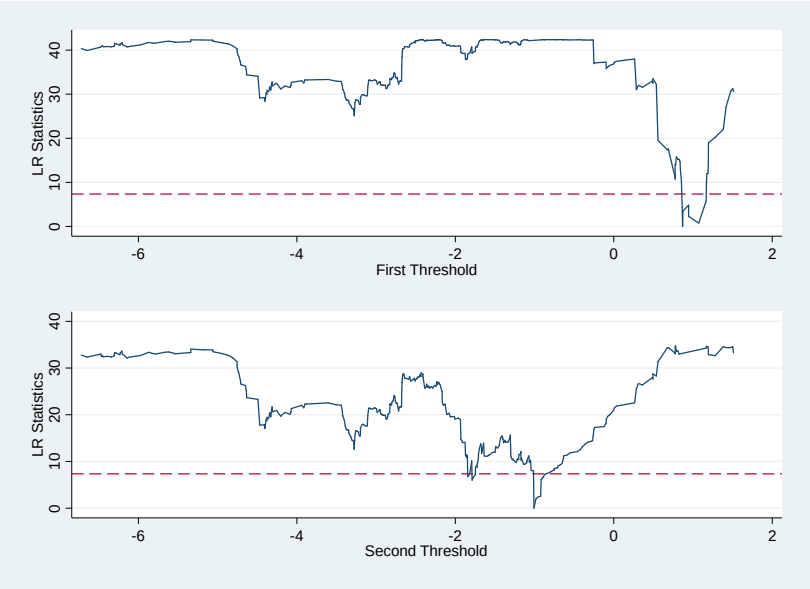
با توجه به مقادیر آماره‌های آزمون F و ارزش احتمال بوت استراپ مربوط به آن‌ها می‌توان پی برد که در مدل (۲) فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود آستانه در مقابل وجود یک آستانه با مقدار آماره F برابر با ۶۳/۸۰، در سطح معنی‌داری یک درصد رد می‌گردد. با توجه به مقدار آماره F برابر با ۵۱/۴۵ و با وجود مقدار ارزش احتمال بوت استراپ ۰/۲۱، فرضیه صفر وجود یک آستانه در مقابل دو آستانه رد نمی‌گردد. بنابراین یک مدل آستانه‌ای با وجود یک آستانه برآورد می‌شود. در نمودار شماره (۱) نیز فاصله اطمینان آستانه‌های برآورد شده توسط آماره LR نیز قابل مشاهده است. در این نمودار خط نقطه چین، به مقدار بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد را ارائه می‌دهد.

جدول (۴): آزمون وجود اثرات آستانه در ارتباط بین نا اطمینانی اقتصادی جهانی و خالص سرمایه‌گذاری

تعداد آستانه	مجموع مربعات خطاها	MSE	آزمون F		سطح مقدار بحرانی		
			آماره	احتمال	۱۰ درصد	۵ درصد	۱ درصد
یک آستانه	۲۰۰/۵۵۱۵	۰/۵۱۴۲	۶۳/۸۰	۰/۰۱۰۰	۳۲/۴۷۱۷	۳۸/۸۳۶۳	۵۹/۰۴۷۱
دو آستانه	۱۹۰/۴۲۸۸	۰/۴۷۲۵	۵۱/۴۵	۰/۲۱۶۷	۶۶/۸۵۷۸	۷۸/۷۱۵۶	۱۲۰/۲۱۵

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Hansen



شکل ۱: فاصله اطمینان آستانه‌های (آماره LR)

منبع: یافته‌های تحقیق

در جدول (۵) برآورد اثرات غیرخطی (وابسته به رژیم) نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر خالص سرمایه‌گذاری گزارش شده است. همان‌گونه که نتایج برآورد مدل یک آستانه‌ای در جدول (۵) نشان می‌دهد مقادیر آستانه مربوط به خالص سرمایه‌گذاری با وقفه در آستانه پایین ۰/۸۵۸۴ و در آستانه بالا ۰/۸۷۲۱ برآورد شده است و ضرایب متغیر نا اطمینانی اقتصادی جهانی در رژیم‌های پایین و بالای آسیب‌پذیری معنی‌دار هستند. تأثیر وابسته به رژیم نا اطمینانی اقتصادی جهانی در رژیم پایین خالص سرمایه‌گذاری ($WUI_{t-1} \leq 0/8684$) برابر با ۷/۳۱ و در رژیم بالای خالص سرمایه‌گذاری ($WUI_{t-1} > 0/8684$) برابر با ۰/۶۵۱ برآورد شده است. وقتی خالص سرمایه‌گذاری با وقفه از مقدار آستانه ۰/۸۶۸۴ بالاتر باشد اثر نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر سرمایه‌گذاری خالص کشورها ۰/۶۵۱ است. اما چنانچه مقدار سرمایه‌گذاری با وقفه از مقدار آستانه ۰/۸۶۸۴ پایین‌تر باشد اثر نااطمینانی اقتصادی جهانی بر خالص سرمایه‌گذاری کشورها افزایش‌یافته و به ۷/۳۱ افزایش می‌یابد. بنابراین تأثیر نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر سرمایه‌گذاری کشورها یک تأثیر وابسته به وضعیت اولیه خالص سرمایه‌گذاری هر کشور است و کشورهای که در وضعیت اولیه خالص سرمایه‌گذاری بالاتری باشند این وضعیت بالاتر منجر به تأثیر کمتر نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر خالص سرمایه‌گذاری کشورها در سال‌های آتی خواهد شد. در نهایت کشورهای درحال‌توسعه اگر بتوانند با سرمایه‌گذاری خارجی بالاتری در عرصه جهانی حضور پیدا کنند تأثیر نا اطمینانی اقتصادی جهانی در سال‌های آتی بر خالص سرمایه‌گذاری این کشورها کم‌رنگ‌تر می‌شود.

اما آنچه بایستی موردتوجه قرار گیرد آن است که رژیم پایین در اینجا تنها ۱۹/۴ درصد داده‌ها را شامل شده است و رژیم بالا نیز ۸۰/۶ درصد داده‌های مورد مطالعه را در برگرفته است. بنابراین با نتایج حاصل‌شده، تأثیر نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر خالص سرمایه‌گذاری کشورهای درحال‌توسعه در وضعیت خالص سرمایه‌گذاری بالا

بیشتر است و این وضعیت در این مطالعه یک وضعیت یا رژیم بزرگ‌تری است. لذا در کشورهای درحال‌توسعه موردبررسی ۱۹ درصد کشورها در وضعیت پایین خالص سرمایه‌گذاری بودند و ۸۰ درصد در وضعیت بالای خالص سرمایه‌گذاری هستند می‌توان نتیجه گرفت که کشورهای که در وضعیت پایین خالص سرمایه‌گذاری هستند نا اطمینانی اقتصادی جهانی تأثیر بیشتر بر آن‌ها دارد.

همچنین متغیرهای مستقل همچون لگاریتم سرانه تولید (LGDPPC)، درجه باز بودن اقتصاد (OPENNSS) و آزادی کسب‌وکار با خالص سرمایه‌گذاری در کشورهای درحال‌توسعه یک رابطه مثبت و معنی‌داری دارند. بدان معنی که در کشورهای درحال‌توسعه متغیرهای مذکور خالص سرمایه‌گذاری را افزایش می‌دهند. و متغیر لگاریتم سرانه جمعیت (LPOP) یک رابطه منفی و معنی‌دار با خالص سرمایه‌گذاری در کشورهای درحال‌توسعه دارد. نتایج به‌دست‌آمده در تحقیق حاضر با نتایج مطالعات میلاس و همکاران[1] (۲۰۲۴) و لاگوس و وانگ[2]، ۲۰۲۱) همخوانی دارد.

جدول (۵): برآورد اثرات غیرخطی (وابسته به رژیم) نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر خالص سرمایه‌گذاری

مدل غیرخطی (آستانه‌ای[3])	
۰/۶۵۱ (۰/۰۰۳)***	رژیم پایین $(WUI_{t-1} \leq \gamma_1)$
۷/۳۱ (۰/۰۰۰)***	رژیم بالا $(WUI_{t-1} > \gamma_2)$
۰/۴۹۳ (۰/۰۰۹)***	$LGDPPC_t$
۲/۷۵ (۰/۰۸۰)*	$OPENNSS_t$
۰/۱۴۳ (۰/۰۰۲)***	$FREEDOM_t$
−۰/۰۸۵ (۰/۰۵۳)**	$LPOP_t$
[۰/۸۵۸۴ ۰/۸۷۲۱]	۰/۸۶۸۴=γ_1
۴۲۰	تعداد مشاهدات
٪۲۲	R^2
۱۹.۸۵	آماره F
۰/۰۰۰	ارزش احتمال آماره F
۸۵۴/۲	AIC
۹۵۷/۶	BIC

نکته: *، ** و *** به ترتیب نشان‌دهنده معنی‌داری ضرایب در سطوح ۱۰ درصد، ۵ درصد و۱ درصد هست.

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Milas et al.
2. Lagos & Wang
3. Threshold Nonlinear Model

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این تحقیق به بررسی اثرات آستانه‌ای نا اطمینانی اقتصادی جهانی بر سرمایه‌گذاری خارجی در کشورهای در حال توسعه طی سال‌های ۲۰۲۲-۱۹۹۲ پرداخته شده است. این مطالعه شواهد جدیدی برای چار چوب الگوی توسعه سرمایه‌گذاری ارائه می‌دهد. با استفاده از روش پنل آستانه‌ای، نقاط عطف الگوی توسعه سرمایه‌گذاری را به‌صورت درون‌زا تعیین می‌کند. نتایج نشان می‌دهد که خالص سرمایه‌گذاری (NOI) وابسته به وضعیت است. نتایج همچنین نشان می‌دهد که خالص سرمایه‌گذاری همچنان از یک الگوی غیرخطی پیروی می‌کند. وقتی خالص سرمایه‌گذاری با وقفه از مقدار آستانه ۰/۸۶۸۴ بالاتر باشد اثر نا اطمینانی اقتصاد جهانی بر سرمایه‌گذاری خالص کشورها ۰/۶۵۱ است. اما چنانچه مقدار خالص سرمایه‌گذاری با وقفه از مقدار آستانه ۰/۸۶۸۴ پایین‌تر باشد اثر نا اطمینانی اقتصاد جهانی بر خالص سرمایه‌گذاری کشورها افزایش‌یافته و به ۷/۳۱ افزایش می‌یابد. بنابراین تأثیر نا اطمینانی اقتصاد جهانی بر سرمایه‌گذاری کشورها یک تأثیر وابسته به وضعیت اولیه خالص سرمایه‌گذاری هر کشور است و کشورهای که در وضعیت اولیه خالص سرمایه‌گذاری بالاتری باشند این وضعیت بالاتر منجر به تأثیر کمتر نا اطمینانی اقتصاد بر سرمایه‌گذاری کشورها در سال‌های آتی خواهد شد.

نگاهی به گذشته نشان می‌دهد که اقتصاد ایران از منظر رشد سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه دارای وضعیت مطلوبی نبوده است به‌ویژه اینکه طی یک دهه اخیر حتی نرخ رشد موجودی سرمایه در برخی از سال‌ها منفی بوده است. با توجه به نتایج تحقیق وضعیت نامطلوب رشد سرمایه‌گذاری و موجودی سرمایه کشور و قرار گرفتن اقتصاد کشور در رژیم پایین سرمایه‌گذاری، تأثیر نا اطمینانی‌های جهانی را بر رشد و توسعه اقتصادی کشور بالا می‌برد. بنابراین، بر اساس نتایج تحقیق، گذار کشور از مرحله رژیم پایین به رژیم بالای سرمایه‌گذاری و رهایی از اثرات مخرب نا اطمینانی‌های اقتصادی جهان بر وضعیت اقتصادی کشور نیازمند توجه ویژه به سرمایه‌گذاری‌های داخلی است. چنانچه سیاست‌گذاران بخواهند از اثرات نامطلوب نا اطمینانی‌های اقتصاد جهانی بر اقتصاد ایران بکاهند لازم است که به آستانه‌های برآورد شده در رابطه بین این نا اطمینانی‌ها و سرمایه‌گذاری‌های انجام‌شده در این تحقیق توجه کنند و این آستانه‌ها را به‌عنوان اهداف سرمایه‌گذاری در سیاست‌های رشد و توسعه اقتصادی در نظر بگیرند. بنابراین، دستیابی به هدف کاهش آسیب‌پذیری اقتصاد داخلی از منظر نا اطمینانی‌های جهانی نیازمند توجه ویژه به آستانه یا میزان حداقل سرمایه‌گذاری‌های داخلی است تا کشور بتواند خود را از رژیم پایین به رژیم بالای سرمایه‌گذاری ارتقاء دهد. چراکه تنها در این صورت می‌توان اثرات نامطلوب نا اطمینانی‌های اقتصاد جهانی بر اقتصاد ایران را کاهش داد.

یافته‌ها نشان داد که بهبود رشد اقتصادی تأثیر مثبت بیشتری بر خالص سرمایه‌گذاری در حضور نا اطمینانی اقتصادی جهانی بالا در کشورهای درحال‌توسعه دارد. بنابراین، یکی دیگر از پیامدهای مهم برای سیاست می‌تواند فراهم کردن دسترسی فوری به بودجه دولتی در دوره‌های نا اطمینانی اقتصادی بالا باشد.

همچنین سیاست‌گذاران می‌تواند هدف ارتقاء شرکت داخلی با تمرکز به‌ویژه برافزایش بهره‌وری را در برنامه خود داشته باشند. ازآنجایی‌که بزرگ‌ترین مزیت سرمایه‌گذاری داخلی در خارج برای اکثر اقتصادهای در حال توسعه، مسلماً اثرات سرریز آن (یا اثرات غیرمستقیم) آن بر شرکت‌های داخلی است که می‌تواند بهره‌وری را در

بلندمدت افزایش دهد، دولت‌ها باید با انتخاب دقیق یک برنامه روشن و بلندمدت، ارتقای صنعتی را زیربنای خود قرار دهند. این را می‌توان با ارائه مشوق‌های سرمایه‌گذاری خاص یا از طریق ارتقاء مزیت‌های مکان خاصی که می‌تواند شرکت‌های چندملیتی را جذب کند انجام شود، که به‌طور بالقوه می‌تواند فن‌آوری‌های جدید یا شیوه‌های مدیریتی را وارد اقتصاد داخلی کند. برای به حداکثر رساندن مزایای سرمایه‌گذاری داخلی در خارج، سیاست‌گذاران همچنین باید به شرکت‌های داخلی کمک کنند تا ظرفیت‌های جذب خود را به‌سرعت بهبود بخشند. این را می‌توان به‌عنوان‌مثال با افزایش سرمایه انسانی از طریق سرمایه‌گذاری در آموزش، یا با اطمینان از حفظ و افزایش باز بودن تجارت از طریق وجود مقررات مناسب انجام داد.

توضیحات تکمیلی

تضاد منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند که هیچ‌گونه تضاد منافع در این پژوهش وجود ندارد.

ORCID

Mostafa Purdehghan Ardekan https://orcid.org/0009-0005-0229-8327
Seyed Alireza Alavi Bajgani https://orcid.org/0009-0008-4688-0708
Seyed Yahya Abtahi https://orcid.org/0000-0002-4034-5439
Mohammad Ali Dehghan Tafti https://orcid.org/0000-0005-2641-1793

منابع و مأخذ

عباسیان، عزت‌اله، مظاهری، طهماسب، صحت، سعید و اکبری، مهری. (۱۴۰۱). طراحی شاخص عدم اطمینان شرایط سرمایه‌گذاری. *نشریه دانش سرمایه‌گذاری*، ۱۱(۴۱)، ۱۱۹-۱۴۴. (URL of Article)

ابطحی، سیدیحیی. (۱۴۰۱). *اقتصادسنجی مدل‌های تغییر رژیم (نظریه و کاربردها)*. تهران: انتشارات نور علم.

بذرپاچ، منیژه و ترابی، تقی. (۱۳۹۴). تأثیر عدم قطعیت اقتصادی ناشی از تورم و فساد بر سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) در کشورهای درحال‌توسعه: مطالعه موردی کشورهای تازه صنعتی شده (NIC). *نشریه اقتصاد کاربردی*، ۵(۱۷)، ۱-۱۲. DOR: 20.1001.1.22516212.1394.5.0.1.5

داودی، پرویز و شاهمرادی، اکبر. (۱۳۸۳). بازشناسی عوامل مؤثر بر جذب سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی (FDI) در اقتصاد ایران و ۴۶ کشور جهان در چارچوب یک الگوی تلفیقی. *نشریه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۶(۲۰)، ۸۱-۱۱۳. (URL of Article)

موسوی، سیدعلی اصغر، محسنی، رضا و دشت بانی، یاور. (۱۴۰۲). سرریز فناوری از محل سرمایه‌گذاری مستقیم خارجی و ارتباط آن با مبادی ورود با تأکید بر شرایط تحریمی کشور. *نشریه اقتصاد دفاع و توسعه پایدار*، ۸(۳۰)، ۷۳-۹۱. DOR: 20.1001.1.25382454.1402.8.30.3.8

ترکی، لیلا و فراهانی، مریم. (۱۳۹۲). تحلیل اثر نا اطمینانی بر سرمایه‌گذاری در کشورهای منتخب درحال‌توسعه. *نشریه اقتصاد و توسعه منطقه‌ای*، ۲۰(۵)، ۱۵۰-۱۶۷. DOI: 10.22067/erd.v1392i5.30541

References

Abbasian, E., Mazaheri, T., Sehhat, S., & Akbari, M. (2022). Designing Investment conditions uncertainty index. *Journal of Investment Knowledge*, 11(41), 119-144. http://www.jik-ifea.ir/article_19086.html?lang=en [In Persian]

Abel, A., & Eberly, J.(1999). The effects of irreversibility and uncertainty on capital accumulation. *Journal of Monetary Economics*, 44(3), 339-377. https://doi.org/10.1016/S0304-3932(99)00029-X

Abtahi, S,Y. (2022). *Econometrics of regime switching models (theory and Applications)*. Tehran: NooreElm Publications. [In Persian]

Ahir, H., Bloom, N., & Furceri, D. (2018). The World Uncertainty Index. *national bureau of economic research*, 1-124.

Avom, D., Henri, N., & Larissa, N. (2020). World economic policy uncertainty and foreign direct investment. *Economics Bulletin*, 40(2), 1457–1464. https://ideas.repec.org/a/ebl/ecbull/eb-20-00128.html

Bazerpach, M., & Tarabi, Ta. (2014). The effect of economic uncertainty caused by inflation and corruption on foreign direct investment (FDI) in developing countries: a case study of newly industrialized countries (NIC). *Applied Economics*, 5(17), 1-12. https://dorl.net/dor/20.1001.1.22516212.1394.5.0.1.5 [In Persian]

Bloom, N. (2014). Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspective*, 28(2), 153–176.

Broner, F., Tatiana, D. Aitor, E., & Sergio, L. S. (2013). Gross capital flows: dynamics and crises. *Journal of Monetary Economics*, (60), 113–133. Https://doi.org/10.1257/jep.28.2.153

Davoodi, P., & Shahmoradi, A. (2004). Reinvestigation of the FDI Determinants Using Panel Data Model. *Iranian Journal of Economic Research*, 6(20), 81-113. https://ijer.atu.ac.ir/article_3803.html?lang=en [In Persian]

Dunning, J. (1981). Explaining the international direct investment position of countries: towards a dynamic or developmental approach. *Weltwirts chaft liches Archiv*, (117), 30–64. Https://doi.org/10.1007/BF02696577

Dunning, J. H., Kim, C. S., & Lin, J. D. (2001). Incorporating Trade into the Investment Development Path: A Case Study of Korea and Taiwan. *Oxford Development Studies*, *29*(2), 145–154. https://doi.org/10.1080/13600810123926

Franses, P. H., Van Dijk, D. (2000). *Non-linear time series models in empirical finance*. Cambridge university press. https://doi.org/10.1017/CBO9780511754067

Gao, H., Chen, W., Li, J., & Zhou, T. (2024). Economic policy uncertainty and foreign direct investment: Evidence from China. *Structural Change and Economic Dynamics*, *70*, 178-191. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2024.01.014

Gao, L., Xiaohui, Liu., & Huan., Z. (2013). The role of human mobility in promoting Chinese outward FDI: a neglected factor?. *International Business Review*, 22(2), 437–449. https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2012.06.001

Hansen, B. (1998). Threshold Effect in Non-dynamic Panels: Estimation,Testing, and Inference. *Journal of Econometrics*, (93), 345-368.

Jardet, C., Jude, C., & Chinn, M. (2022). Foreign Direct Investment Under Uncertainty: Evidence from a Large Panel of Countries. *Review of International Economics, Wiley Blackwell*, 31(3), 854-885. https://doi.org/10.1111/roie.12646

Lagos, K., & Wang, Y. (2021). The threshold effects of global economic uncertainty on foreign direct investment. *Transnational Corporations Journal*, 29(1), 75-105. https://ssrn.com/abstract=4096744

Lall, S. (1996). The investment development path. Some conclusions, in John H. Dunning and Rajneesh Narula, eds, Foreign Direct Investment and Governments (London and New York: Routledge), 423–441.

Li, J., Roger, S., Lutao, N., & Dylan, S. (2016). Outward foreign direct investment and domestic innovation performance: Evidence from China. *International Business Review*, 25(5), 1010–1019. https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2016.01.008

Mathur, A., & Singh, K. (2011). Foreign direct investment, corruption and democracy. *Applied Economics*, *45*(8), 991–1002. https://doi.org/10.1080/00036846.2011.613786

Milas, C., Panagiotidis, T., & Papapanagiotou, G. (2024). UK Foreign Direct Investment in uncertain economic times. *Journal of International Money and Finance*, (147), 1-33. https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2024.103132

Mousavi, S. A. A., Mohseni, R., & Dashtbani, Y. (2024). Technology Spillover from Foreign Direct Investment and its relation with the Point of Origin of the Technology; with an Emphasis on Sanction Conditions. *Defense Economics and Sustainable Development*, 8(30), 73-91. https://dor.isc.ac/dor/20.1001.1.25382454.1402.8.30.3.8 [In Persian]

Narula, R., & Dunning, J. H. (2010). Multinational Enterprises, Development and Globalization: Some Clarifications and a Research Agenda. *Oxford Development Studies*, *38*(3), 263–287. https://doi.org/10.1080/13600818.2010.505684

Narula, R., & Jose, G. (2010). The investment development path in a globalised world: implications for Eastern Europe. *Eastern Journal of European Studies*, 1(2), 5–19. https://ideas.repec.org/a/jes/journl/y2010v1p5-19.html

Nguyen, C., & Lee, S. (2021). Uncertainty, financial development, and FDI inflows: Global evidence. *Economic Modelling, Elsevier*, 99, 7-13. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2021.02.014

Papaioannou, E. (2009). What drives international financial flows? Politics institutions and other determinants. *Journal of Development Economics*, 88(2), 269–281. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2008.04.001

Scott-Kennel, J., & Peter, E. (2005). FDI and inter-firm linkages: exploring the black box of the investment development path. *Transnational Corporations*, 14(1), 105–137.

Seo, M., & Yongcheol, S. (2016). Dynamic panels with threshold effect and endogeneity. *Journal of Econometrics*, 195(2), 169–186. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2016.03.005

Torki, L. & Farahani, M. (2013). Analyze the Effect of Uncertainty on Investment in the Selected Developing Countries. *Journal Of Economics And Regional Development*, 20(5). https://doi.org/10.22067/erd.v1392i5.30541 [In Persian]

Wu, J., & Xiaoyun, C. (2014). Home country institutional environments and foreign expansion of emerging market firms. *International Business Review*, 23(5), 862–872. https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2014.01.004

Economic Policies and Research
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Journal Homepage: www.jepr.uok.ac.ir
ISSN Online: 2821-174X

Volume 4, Issue 2, Summer 2025, Page: 113-138 DOI: 10.22034/jepr.2025.142795.1218

Original Research Article

Analysis of the Impact of Exchange Rates and Financial Leverage on Corporate Financial Fragility: Empirical Evidence from Iran

Mahdieh Rezagholizadeh*

Associate Professor of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.

Received: 22 December 2024 *Accepted: 15 April 2025*

Abstract

The increase in business bankruptcies following the 2008 financial crisis has highlighted the importance of examining corporate financial fragility and its sensitivity to economic factors. This study investigates the impact of exchange rates and financial leverage on the financial fragility of automotive and parts manufacturing sector listed on the Tehran Stock Exchange over the period 2011 to 2022. Additionally, considering the role of exchange rates in altering corporate financial structures, the interaction effect between exchange rates and financial leverage is also assessed. To measure financial fragility, the Altman Z-Score index is employed, and the relationships between variables are estimated using the two-step generalized method of moments (GMM). The results indicate that, during the study period, increases in financial leverage and exchange rate fluctuations significantly contributed to the rise in corporate financial fragility. The interaction effect between financial leverage and exchange rates shows that higher financial leverage, combined with exchange rate fluctuations, has a more pronounced negative impact on corporate financial fragility, particularly for companies with higher leverage. The findings also suggest that a company's financial history significantly influences its financial fragility, with past financial difficulties serving as a predictor for future financial crises. This research emphasizes that a combination of cautious financial policies and effective management of exchange rate risks can help reduce financial fragility and enhance the economic resilience of companies.

Keywords: Financial fragility, Exchange rate, Financial leverage, Generalized Method of Moments (GMM), Altman Z-Score index.

JEL Classification: G01, G32, F31.

* *Corresponding Author:* Mahdieh Rezagholizadeh *E-mail:* m.gholizadeh@umz.ac.ir *Tel:* +989124794589

How To Cite: Rezagholizadeh, M. (2025). Analysis of the Impact of Exchange Rates and Financial Leverage on Corporate Financial Fragility: Empirical Evidence from Iran. *Journal of Economic Policies and Research*, 4(2), 113-138. DOI: 10.22034/jepr.2025.142795.1218 .

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63779.html?lang=en

Copyright © 2022 The Author(s). Published by Department of Economics, University of Kurdistan. This is an Open Access article distributed under the terms of *the Creative Commons Attribution 4.0 International License*, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Introduction

Financial stability is a fundamental prerequisite for sustainable economic growth. In contrast, financial fragility—defined as the vulnerability of financial systems and firms to economic shocks—plays a pivotal role in triggering systemic financial crises. Fragile firms are more likely to default during adverse macroeconomic conditions, which in turn amplifies the risk of economic downturns. Identifying the determinants of financial fragility, especially in emerging markets like Iran with volatile economic environments, is thus a critical concern for policymakers and financial managers alike.Previous literature emphasizes a variety of firm-level (microeconomic) and macroeconomic variables as contributors to financial fragility. However, one underexplored aspect in both domestic and international studies is the interaction between macroeconomic and firm-level variables. Among such variables, the exchange rate plays a vital role, particularly in export-oriented or import-reliant economies. It not only directly affects firm profitability and cost structure but may also indirectly influence a firm's financial standing through its impact on financial leverage. Rising exchange rates (i.e., depreciation of the domestic currency) can increase the local-currency value of foreign-denominated debt, leading to heightened financial stress and increased vulnerability to default. This interaction is especially relevant for Iranian companies given the country's persistent exchange rate fluctuations, economic sanctions, and financing constraints. Accordingly, the present study investigates the direct effects of exchange rate and financial leverage, as well as their interaction effect, on the financial fragility of selected firms listed in the "Automobile and Auto Parts" sector on the Tehran Stock Exchange (TSE) during the period 2011–2021. To capture financial fragility, we employ the Altman Z-Score, a widely-used composite index for predicting corporate bankruptcy. The study employs a dynamic panel model and estimates it using the System Generalized Method of Moments (GMM), which addresses endogeneity, autocorrelation, and unobserved heterogeneity across firms.

Methodology

This study adopts a quantitative panel data approach and builds its model based on the theoretical framework of Alfaro et al. (2019) and Bruno et al. (2012). The main regression equation is specified as follows:

$$FF_{it} = \alpha_i + \beta_1 FF_{it-1} + \beta_2 EXR_{it} + \beta_3\, LEV_{it} + \beta_4 LEV_{it} * EXR_{it} + \beta_5 GDP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

FF_{it}: Financial fragility of firm i in year t, measured by the Altman Z-Score. Lower values indicate higher fragility.
EXR_{it}: Exchange rate (Rials per USD), reflecting currency fluctuations that influence import costs and foreign debt servicing.
LEV_{it}: Financial leverage, measured as the ratio of total debt to total assets.
$LEV_{it} * EXR_{it}$: Interaction term, capturing how exchange rate movements amplify the effects of leverage on fragility.
GDP_{it}: Real GDP, used as a control variable for macroeconomic conditions.
ε_{it}: Random error term.
α_i : Firm-specific effects, and t time period.
Data for the analysis were obtained from official sources such as CODAL1, the TSE database, and the Central Bank of Iran.

Results and Discussion

The key findings of the model estimation can be summarized as follows:

- Lagged Financial Fragility: The coefficient of the lagged dependent variable is positive and statistically significant, indicating persistence in financial fragility. This confirms that firms with financial vulnerabilities in the past are more likely to remain fragile in the future.

1. https://codal.ir/

- Financial Leverage (LEV): Leverage has a significant negative effect on the Altman Z-Score, implying that higher debt levels increase a firm's fragility. This is consistent with existing literature showing that leveraged firms are more exposed to default risk and liquidity crises.
- Exchange Rate (EXR): The exchange rate exhibits a negative and significant effect on Z-Score. Increases in the exchange rate (i.e., depreciation of the Rial) lead to higher fragility. This effect is more pronounced for firms dependent on foreign inputs or those with foreign-currency liabilities.
- Interaction Term (LEV × EXR): The interaction between exchange rate and leverage also has a negative and significant impact on financial fragility. This suggests that the adverse effects of leverage are amplified in periods of exchange rate volatility. In other words, exchange rate shocks increase the financial burden of leveraged firms, particularly through rising debt service costs and reduced access to credit.GDP Growth: Contrary to expectations, the GDP variable shows a positive relationship with financial fragility. While this may appear counterintuitive, it may reflect overstretched credit expansion and overleveraging during economic upswings, which later translate into increased risk of default when growth slows.

These findings indicate that exchange rate risk, when combined with high financial leverage, can significantly worsen a firm’s financial stability. Thus, currency risk management and leverage control policies are crucial in emerging economies, especially for sectors heavily influenced by international trade and financing constraints.

Conclusion

This study contributes to the growing body of research on corporate financial fragility by highlighting the joint impact of macroeconomic volatility and firm-specific financial structure. The findings underscore that:

- Financial fragility is path-dependent, and prior vulnerabilities persist over time.
- Leverage remains a major risk factor, particularly in countries with volatile macroeconomic environments.
- Exchange rate volatility, especially in countries with limited access to hedging mechanisms, exacerbates the risk posed by high leverage.
- The interaction between exchange rate and financial leverage provides a more nuanced understanding of how macroeconomic shocks translate into firm-level fragility.

By focusing on a specific and economically significant sector—the Iranian automotive and auto parts industry—the study offers targeted insights for managers, investors, and policymakers. Importantly, it demonstrates the value of incorporating interaction terms and dynamic modeling techniques such as GMM in assessing complex financial vulnerabilities in emerging markets.

Future research could expand the scope to include other sectors or test the robustness of results using different measures of exchange rate uncertainty (e.g., GARCH-based volatility) or alternative indicators of financial distress.

Acknowledgments

In the end, the author of this study considers it necessary to thank and appreciate the respected reviewers of the article who have helped a lot to improve the text and also, the research method.

Conflict of interest

The author declares no conflict of interest.

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
وب سایت نشریه: www.jepr.uok.ac.ir
شاپای الکترونیکی: ۲۸۲۱-۱۷۴X
سال چهارم، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۱۱۳ – ۱۳۸
DOI: 10.22034/jepr.2025.142795.1218

مقاله پژوهشی

تحلیل تأثیر نرخ ارز و اهرم مالی بر شکنندگی مالی شرکت‌ها: شواهد تجربی از ایران

مهدیه رضاقلی‌زاده*

دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اقتصادی و اداری، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران.

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۰۲ *تاریخ پذیرش:* ۱۴۰۴/۰۱/۲۶

چکیده

افزایش ورشکستگی‌های تجاری پس از بحران مالی ۲۰۰۸ اهمیت بررسی شکنندگی مالی شرکت‌ها و تأثیرپذیری آن از عوامل اقتصادی را برجسته کرده است. در این پژوهش، تأثیر نرخ ارز و اهرم مالی بر شکنندگی مالی شرکت‌های گروه خودرو و ساخت قطعات در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱ بررسی شده است. علاوه بر این، با توجه به نقش نرخ ارز در تغییر ساختار مالی شرکت‌ها، اثر تعاملی آن با اهرم مالی نیز مورد ارزیابی قرار گرفته است. برای سنجش شکنندگی مالی، از شاخص Z-Score آلتمن استفاده‌شده و روابط بین متغیرها نیز با استفاده از تکنیک گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) دومرحله‌ای برآورد شده است. نتایج حاصل از پژوهش بیانگر این است که در دوره موردبررسی، افزایش اهرم مالی و نوسانات نرخ ارز به‌طور معناداری به افزایش شکنندگی مالی شرکت‌ها منجر شده است. اثر تعاملی اهرم مالی و نرخ ارز نشان می‌دهد که افزایش اهرم مالی، در ترکیب با نوسانات نرخ ارز، تأثیر منفی بیشتری بر شکنندگی مالی شرکت‌ها دارد و این اثر در شرایطی که شرکت‌ها با اهرم مالی بالا مواجه هستند، تشدید می‌شود. یافته‌ها همچنین حاکی از آن است که تاریخچه مالی شرکت‌ها نیز بر شکنندگی مالی آن‌ها تأثیرگذار است و مشکلات مالی گذشته می‌تواند پیش‌بینی کننده بحران‌های مالی آینده باشد. این تحقیق تأکید دارد که ترکیب سیاست‌های مالی محتاطانه و مدیریت مؤثر ریسک‌های ارزی می‌تواند به کاهش شکنندگی مالی و افزایش تاب‌آوری اقتصادی شرکت‌ها کمک کند.

واژگان کلیدی: شکنندگی مالی، نرخ ارز، اهرم مالی، مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته(GMM)، شاخص Z-Score آلتمن.

طبقه‌بندی JEL: G01, G32, F31

* **نویسنده مسئول:** مهدیه رضاقلی‌زاده *آدرس رایانامه:* M.Gholizadeh@umz.ac.ir *تلفن تماس:* ۰۹۱۲۴۷۹۴۵۸۹

استناد به مقاله: رضاقلی‌زاده، مهدیه. (۱۴۰۴)، تحلیل تأثیر نرخ ارز و اهرم مالی بر شکنندگی مالی شرکت‌ها: شواهد تجربی از ایران، *فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۴(۲)، ۱۱۳-۱۳۸. DOI: 10.22034/jepr.2025.142795.1218

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ‌نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_63779.html?lang=fa

حق نشر © ۲۰۲۲ نویسنده (گان). منتشر شده توسط گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان.
این یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت شرایط مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 4.0 توزیع شده است، که استفاده، توزیع و تکثیر نامحدود در هر رسانه‌ای را مجاز می‌داند، مشروط بر اینکه به نویسنده و منبع اصلی استناد شود.

۱. مقدمه

ثبات مالی یکی از الزامات اساسی برای رشد پایدار اقتصادی محسوب می‌شود و شکنندگی مالی[1] به‌عنوان عاملی مهم در ایجاد بحران‌های مالی، نقش تعیین‌کننده‌ای در سیستم‌های اقتصادی دارد. شکنندگی مالی نشان‌دهنده حساسیت یک سیستم مالی به شوک‌های اقتصادی است که می‌تواند منجر به اختلال در عملکرد شرکت‌ها و بازارهای مالی شود. ازاین‌رو، شناسایی عوامل مؤثر بر شکنندگی مالی شرکت‌ها، به‌ویژه در کشورهایی با ساختار اقتصادی درحال‌توسعه مانند ایران، اهمیت زیادی دارد. مطالعات مختلف نشان داده‌اند که عوامل متعددی در وقوع شکنندگی مالی مؤثر هستند که شامل؛ متغیرهای خرد (مرتبط با ویژگی‌های بنگاه‌ها) و متغیرهای کلان اقتصادی می‌شوند. در بین عوامل تأثیرگذار بر شکنندگی مالی، نرخ ارز به‌عنوان یکی از مهم‌ترین متغیرهای کلان اقتصادی شناخته می‌شود. تغییرات نرخ ارز می‌تواند بر سودآوری، بدهی‌های ارزی و توان مالی شرکت‌ها تأثیر بگذارد و درنهایت شکنندگی مالی آن‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. از سوی دیگر، اهرم مالی[2] نیز از مهم‌ترین متغیرهای شرکتی است که در مطالعات مالی به‌عنوان عوامل مؤثر بر پایداری مالی شرکت‌ها شناخته‌شده‌اند. اهرم مالی می‌تواند اثرات مثبت یا منفی بر شکنندگی مالی داشته باشد، زیرا اگرچه استقراض مالی می‌تواند فرصت‌های رشد را افزایش دهد، اما درعین‌حال، بدهی بالا ممکن است ریسک نکول را افزایش دهد.

بررسی مطالعات انجام‌شده، چه در سطح بین‌المللی و چه در پژوهش‌های داخلی نظیر رمضانی وانگاه (۱۴۰۳)، کیانی راد و همکاران (۱۴۰۱) و پورعبادالهان کویچ و همکاران (۱۳۹۷)، نشان می‌دهد که یکی از جنبه‌های کمتر بررسی‌شده در ادبیات شکنندگی مالی، تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی از طریق تعامل با متغیرهای شرکتی است. در این راستا، نرخ ارز می‌تواند با تأثیرگذاری بر ساختار مالی شرکت‌ها، به‌ویژه از طریق اهرم مالی، شکنندگی مالی آن‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. به‌عبارت‌دیگر، افزایش نرخ ارز ممکن است هزینه بدهی‌های ارزی را افزایش داده و از این طریق فشار مالی بیشتری بر شرکت‌ها وارد کند، که این امر می‌تواند شکنندگی مالی آن‌ها را تشدید نماید. بر این اساس، پژوهش حاضر به بررسی تأثیر نرخ ارز و اهرم مالی بر شکنندگی مالی شرکت‌های منتخب گروه خودرو و ساخت قطعات پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران[3] می‌پردازد و علاوه بر این، اثر تعاملی نرخ ارز و اهرم مالی بر شکنندگی مالی را مورد ارزیابی قرار داده است تا به این پرسش پاسخ دهد که تغییرات نرخ ارز چگونه از طریق تغییر در ساختار بدهی شرکت‌ها بر شکنندگی مالی آن‌ها تأثیر می‌گذارد. برای این منظور، از شاخص Z-Score برای اندازه‌گیری شکنندگی مالی شرکت‌ها و از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[4] برای تخمین روابط بین متغیرها طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۰ استفاده می‌شود. نتایج این پژوهش می‌تواند به درک بهتر تعامل میان متغیرهای مالی و ارزی در شرکت‌های موردبررسی کمک کرده و راهنمایی ارزشمندی برای سیاست‌گذاران و مدیران مالی در تدوین راهبردهای بهینه برای مدیریت ریسک مالی فراهم آورد.

---

1. Financial Fragility
2. Financial Leverage
۳. ایران خودرو، سایپا، ، گروه بهمن، پارس خودرو، لنت ترمز، محور خودرو، محورسازان، ایران خودرو دیزل، نیرو محرکه، ریخته گری تراکتور، زامیاد، سازه پویش، سایپا آذین، صنایع ریخته گری ایران، فنرسازی خاور، قطعات اتومبیل، کمک فنر ایندامین، مهرکام پارس، نصیر ماشین، آهنگری تراکتور، ، الکتریک خودرو شرق، رینگ سازی مشهد.
4. The Generalized Method of Moments (GMM)

جامعه آماری پژوهش شامل شرکت‌های گروه خودرو و ساخت قطعات پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران هست. شرکت‌های فعال در این گروه به دلیل وابستگی به واردات، تحت تأثیر نوسانات ارزی قرار دارند، افزایش نرخ ارز هزینه‌های تأمین قطعات و تولید را افزایش داده و بر نقدینگی آن‌ها فشار وارد می‌کند و لذا گزینه مناسبی برای تحلیل ارتباط بین نرخ ارز، اهرم مالی و شکنندگی مالی می‌باشند. این پژوهش به‌صورت زیر سازمان‌دهی شده است: در بخش‌های بعدی، ابتدا مروری بر مبانی نظری و ادبیات تحقیق ارائه می‌شود. سپس مدل تحقیق و متغیرهای مورداستفاده معرفی‌شده و در ادامه، نتایج برآورد مدل تشریح می‌گردد. درنهایت، بر اساس یافته‌های تحقیق، پیشنهادهایی برای سیاست‌گذاران و فعالان اقتصادی ارائه خواهد شد.

۲. ادبیات پژوهش

۲-۱. مبانی نظری

۲-۱-۱. شکنندگی مالی

بازارهای مالی، دارای نقش کلیدی در تجهیز و هدایت وجوه موجود در اقتصاد به سمت بخش‌های تولیدی و صنعتی و به‌تبع آن بهبود رشد اقتصادی هستند. سیستم مالی به‌عنوان یک واسطه، وظیفه تخصیص کارآمد وجوه بین این دو بخش را به عهده دارد (Klemkosky, 2013). طی دو دهه گذشته، توجه سیاست‌گذاران و پژوهشگران به سمت بازارهای مالی معطوف شده و اقتصاددانان پژوهش‌های مختلفی در مورد اهمیت ثبات سیستم مالی انجام داده‌اند (رضاقلی‌زاده و همکاران، ۱۴۰۲). هرگونه عملکرد احتمالی نادرست در سیستم، احتمال به وجود آمدن یک وضعیت نامطلوب ناخواسته را در کل اقتصاد افزایش می‌دهد (Tuzcuoğlu, 2020). هاکیو و کیتون (۲۰۰۹) وضعیتی را که در آن عملکردهای عادی سیستم مالی به هم می‌ریزد، به‌عنوان فشار (استرس) مالی توصیف می‌کنند. از سوی دیگر، تجربیات به‌دست‌آمده از کشورهای درحال‌توسعه حاکی از آن است که وجود نرخ ارز نامتعادل، غیرمنطقی بودن رابطه وام‌دهی و وام‌گیری با توجه به نرخ بهره و عدم تناسب آن‌ها با بازده سرمایه‌گذاری‌ها، نفوذ سایر کشورها بر بازار سرمایه، حباب قیمت‌ها ناشی از سفته‌بازی و ناکارایی قوانین و مقررات و همچنین عدم استقرار نظام حاکمیت شرکتی مناسب همراه با نظام بانکی ساختار نیافته ازجمله عواملی هستند که زمینه‌های شکنندگی نظام مالی را فراهم می‌سازند. دیویس (۱۹۹۵) شکنندگی مالی را شرایطی توصیف می‌کند که با افزایش آسیب‌پذیری در برابر پیش‌فرض در طیف گسترده‌ای از شرایط مشخص می‌شود. از این نظر، شکنندگی با افزایش حساسیت در عدم انجام تعهدات مالی همراه است. شکنندگی مالی حاکی از حساسیت و تأثیرپذیری زیاد یک سیستم مالی در برابر بحران‌های گسترده ناشی از شوک‌های روتین و کوچک هست (Lagunoff & Schreft, 2001). هر چه شکنندگی مالی (ضعف در شرایط و ساختار مالی) بیشتر باشد با تأثیر ورود تکانه‌ها به بازار و تکثیر و تقویت آن از طریق افزایش زیان مالی، ریسک (افزایش در احتمال زیان مورد انتظار) و عدم اطمینان (کاهش اطمینان به‌احتمال زیان) در بازار، موجب افزایش هزینه اعتبار و ایجاد عدم اطمینان در مؤسسات مالی و سرمایه‌گذاران شده و درنهایت می‌تواند منجر به روند نزولی در اقتصاد شود (رضاقلی‌زاده و رجب پور، ۱۴۰۰).

لازم به ذکر است تشخیص شکنندگی مالی، تشخیص بحران مالی و رکود اقتصادی نیست، بلکه دخالت فعالانه برای جلوگیری از وقوع بحران یا حداقل محدود کردن اهمیت آن‌ها است (Galati & Moessner, 2013). برنانکه و گرتلر[1] (۱۹۸۹) بی‌ثباتی یا شکنندگی مالی را به‌عنوان نمونه‌ای تعریف می‌کنند که در آن فعالان اقتصادی که مایل به سرمایه‌گذاری در یک پروژه هستند از بودجه کافی یا ثروت خالص برخوردار نیستند و باعث می‌شود آن‌ها با نرخ نسبتاً بالایی وام بگیرند. توانایی پرداخت بدهی واحدهای اقتصادی خرد به‌طور اساسی میزان شکنندگی مالی در اقتصاد را تعیین می‌کند. در این حالت می‌توان گفت که مینسکی (۱۹۸۲)[2]، آسیب‌پذیری مالی را با بدهی مرتبط می‌سازد. بر اساس دیدگاه مینسکی، ناپایداری یک ویژگی درونی سیستم اقتصادی است که در دوره‌های مثبت چرخه تجاری، بازیگران اقتصادی تمایل بیشتری به پذیرفتن ریسک‌های بیشتر، به‌خصوص به شکل گرفتن وام بیشتر دارند. بااین‌حال، در دوره رکود بعدی، چنین بدهکاران آسیب‌پذیر با ورشکستگی مواجه می‌شوند (Sinapi, 2014). ورشکستگی هنگامی رخ می‌دهد که بدهی‌های یک شرکت از ارزش بازار دارائی‌های موجود در شرکت تجاوز کند (Gitman, 2009). در زمان ورشکستگی فعالیت شرکت متوقف‌شده و به اهداف از پیش تعیین‌شده خود نمی‌رسد، یعنی دچار حالت مرگ می‌شود، درواقع ورشکستگی آخرین مرحله چرخه حیات شرکت هست (منصورفر و همکاران، ۱۳۹۲).

۲-۱-۲. شاخص‌های اندازه‌گیری شکنندگی مالی

به‌منظور سنجش شکنندگی مالی، شاخص‌های مختلفی معرفی‌شده‌اند که مهم‌ترین آن‌ها عبارت‌اند از[3]:

شاخص شکنندگی سیستم بانکی (BSFI)[4]: میانگین ریسک نقدینگی، اعتباری و نرخ ارز که مقدار منفی آن نشان‌دهنده شکنندگی بانکی است و منفی بودن ارزش این شاخص به‌عنوان وجود شکنندگی بانکی تفسیر می‌شود (Kibritçioğlu et al., 2002).

شاخص هاوکینس و کلاو[5] (۲۰۰۰): بر اساس معیارهایی همچون رشد اعتبارات داخلی و نرخ بهره واقعی، رتبه اعتباری بانک‌ها را مشخص می‌کند.

شاخص CAMELS: بر مبنای کفایت سرمایه، کیفیت دارایی، کارایی مدیریت، درآمد، نقدینگی و اندازه بانک ارزیابی می‌شود (Andrianova et al., 2015).

شبکه عصبی: بر اساس داده‌های واقعی بانکی، شکنندگی مالی را از طریق مدل‌های هوش مصنوعی می‌سنجد (Kibritçioğlu et al., 2002; Zaghdoudi, 2013).

شاخص Z-Score آلتمن: رویکرد Z-Score آلتمن اولین رویکرد آماری چند متغیره برای ارزیابی ریسک شکست شرکت است و احتمال بقای سازمانی مالی را نشان می‌دهد (Carton & Hofer, 2006). این شاخص که

---

1. Bernanke & Gertler
2. Minsky
۳. به دلیل محدودیت تعداد صفحات مقاله، نحوه محاسبه شاخص‌های مختلف شکنندگی مالی به طور خلاصه بیان می‌گردد و از آوردن فرمول‌ها و جزئیات مربوطه خودداری می‌شود و فقط در مورد شاخص مورد استفاده در تحقیق حاضر، توضیحات به طور کامل ارائه می‌گردد. لازم به ذکر است جزئیات مربوط به سایر شاخص‌ها از طریق مکاتبه با نویسندگان قابل دریافت است.
4. Banking Financial Services and Insurance
5. Hawkins & Klau

توسط ادوارد آلتمن در سال ۱۹۶۸معرفی‌شده یکی از معتبرترین ابزارهای پیش‌بینی ورشکستگی که از پنج نسبت مالی کلیدی تشکیل‌شده و سلامت مالی شرکت را ارزیابی می‌کند (Altman, 1968). این مدل با ترکیب نسبت‌های مالی کلیدی، توانسته است دقت بالایی در تمایز بین شرکت‌های سالم و در معرض ورشکستگی نشان دهد و در مطالعات بسیاری نظیر گلاک و همکاران۱ (۲۰۰۷)، دگریس و الهی۲ (۲۰۱۳)، آلفارو و همکاران۳ (۲۰۱۹)، لؤونگ و همکاران۴ (۲۰۱۹)، نیز استفاده گردیده است. گریک و اینگرام۵ (۲۰۰۱) به ارزیابی مدل آلتمن در صنایع مختلف پرداخته و نشان داده‌اند که مدل Z-Score در پیش‌بینی ورشکستگی در صنایع گوناگون کارآمد است. در سال‌های اخیر نیز مطالعات متعددی نظیر تازکوگلو۶ (۲۰۲۰)، لی و دوآن۷ (۲۰۲۰) و چن و ویرجانتو۸ (۲۰۱۵)، کارایی و دقت مدل آلتمن را در صنایع و دوره‌های زمانی مختلف تأیید نموده‌اند. این شاخص به دلیل دقت بالا و استفاده از چندین نسبت مالی مهم، یکی از پرکاربردترین ابزارها برای ارزیابی شکنندگی مالی محسوب می‌شود و در تحقیق حاضر نیز به‌منظور محاسبه شاخص شکنندگی مالی از این شاخص استفاده می‌گردد.

شاخص Z-Score آلتمن برای پیش‌بینی ورشکستگی شرکت‌ها از یک معادله چند متغیره استفاده می‌کند که بر اساس پنج نسبت مالی کلیدی محاسبه‌شده و به‌صورت زیر هست:

$$Z = 0.012X1 + 0.014X2 + 0.033X3 + 0.006X4 + 0.999X5 \quad (۱)$$

که در آن:

Z: شاخص شکنندگی مالی؛

X1: نسبت سرمایه در گردش به‌کل دارایی‌ها؛

X2: نسبت سود انباشته به‌کل دارایی‌ها؛

X3: نسبت سود قبل از بهره و مالیات به‌کل دارایی‌ها؛

X4: نسبت ارزش بازار حقوق صاحبان سهام به‌کل بدهی‌ها؛

X5: نسبت فروش به‌کل دارایی‌ها؛

به‌عنوان یک معیار ترکیبی از پنج نسبت متنوع، ارزش کلی شاخص از مؤلفه‌هایی تشکیل می‌شود که توانایی شرکت در استفاده از دارایی‌هایش برای انجام تعهدات کوتاه‌مدت (X1)، انباشت سود (X2)، ایجاد سود یا بازده (X3)، تأمین مالی رشد آن (X4) و گردش مالی (X5) را نشان می‌دهد. ضرایب استفاده‌شده در فرمول، ضرایب تفکیک می‌باشند که با استفاده از مدل تحلیل ممیزی چندگانه (MDA)۹ توسط آلتمن به‌دست‌آمده است. نسبت‌های فوق که در محاسبه Z-Score استفاده می‌شوند، همه شاخص‌هایی هستند که می‌توانند سلامت مالی و توانایی شرکت در مواجهه با شرایط نامطلوب را نشان دهند.

---

1. Geluk et al.
2. Degryse & Elahi
3. Alfaro et al.
4. Leung et al.
5. Grice & Ingram
6. Tuzcuoğlu
7. Le & Doan
8. Chen & Wirjanto
9. Multiple Discriminant Analysis

در زمینه ابعاد عملکرد سازمانی، Z-Score ابعاد سودآوری، بازار محور، نقدینگی و رشد را نیز در برمی‌گیرد. با توجه به مقدار Z-Score محاسبه‌شده، می‌توان شرکت‌ها را در سه گروه طبقه‌بندی نمود (Altman, 1968):

$Z > 2.99$: شرکت در منطقه ایمن (Safe Zone) قرار دارد و احتمال ورشکستگی کم است.

$1.8 < Z < 2.99$: شرکت در منطقه هشدار (Gray Zone) قرار دارد و احتمال ورشکستگی متوسط است.

$Z < 1.8$: شرکت در منطقه بحران (Distress Zone) قرار دارد و احتمال ورشکستگی زیاد است.

هنگامی‌که این شاخص برای اولین بار معرفی شد، به‌طور تجربی مشخص گردید که ورشکستگی را با دقت ۹۵ درصد برآورد می‌کند (Altman, 1968). در سال‌های بعد از ۱۹۶۹ تا ۱۹۹۹، آلتمن مدل استاتیک خود را سه بار بیشتر آزمایش کرد و به این نتیجه رسید که مدل اولیه توسعه‌یافته تقریباً چهل سال پس از معرفی هنوز دقیق و مرتبط است (Altman & Hotchkiss, 2010). مدل امتیاز Z از مجموعه داده‌های مربوط به شرکت‌های فهرست شده فعال در بخش تولید استفاده می‌کند. در سال ۱۹۸۳، این مدل برای شرکت‌هایی که در بورس اوراق بهادار معامله نشده بودند، اصلاح گردید که در آن X4 به‌جای ارزش بازار، ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام را شامل می‌شد که می‌توان آن را به‌صورت زیر نشان داد (Altman, 1983):

$$Z' = 0.717X1 + 0.847X2 + 3.107X3 + 0.420X4 + 0.998 \quad (۲)$$

Z': شاخص کلی برای شرکت‌های خصوصی مشابه مدل اولیه است. در اینجا تنها ضریب X4 به‌صورت ارزش دفتری ارزش ویژه/کل حقوق صاحبان سهام تغییر می‌نماید.

مدل Z-Score شرکت خصوصی شرکت‌ها را در سه گروه طبقه‌بندی می‌کند که عبارت‌اند از (Altman, 1983):

- طبقه غیر ورشکسته (Z'> ۲.۹۰)
- طبقه ورشکسته Z' < (1.23)
- منطقه خاکستری (۱.۲۳> Z' >۲.۹۰)

۲-۱-۳. عوامل مؤثر بر شکنندگی مالی شرکت‌ها

شکنندگی مالی شرکت‌ها به‌عنوان یکی از چالش‌های اساسی در ثبات اقتصادی بازارهای نوظهور شناخته می‌شود. این پدیده تحت تأثیر تعامل پیچیده عوامل اقتصاد کلان و ویژگی‌های خاص شرکتی شکل می‌گیرد. مطالعات نشان داده‌اند که نوسانات متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ تورم، نرخ ارز، و شکاف تولید، از طریق ایجاد عدم اطمینان در محیط کسب‌وکار، توانایی شرکت‌ها در پیش‌بینی روندهای آتی را تضعیف کرده و بر سلامت مالی آن‌ها تأثیر می‌گذارند (دهقان و پور رحیم، ۱۳۹۲; Fosu et al., 2014). از سوی دیگر، ویژگی‌های درون‌سازمانی شرکت‌ها نظیر اندازه، ساختار اهرمی، نقدینگی و سودآوری نیز به‌عنوان عوامل خرد، نقش تعیین‌کننده‌ای در افزایش یا کاهش تاب‌آوری مالی ایفا می‌کنند (McKnight & Weir, 2009; Kogan & Tian, 2012).

در سال‌های اخیر، هم‌زمان با گسترش پیوندهای مالی بین‌المللی، شرکت‌های بزرگ در بازارهای نوظهور با اتکا به استقراض ارزی، در معرض ریسک‌های نوینی نظیر نوسانات نرخ ارز و شوک‌های خارجی قرار گرفته‌اند. این ریسک‌ها در ترکیب با اهرم مالی بالا، می‌تواند شکنندگی مالی را تشدید کرده و اثرات سیستمی بر اقتصاد ملی وارد کند (Bruno & Shin, 2015). ازاین‌رو، درک تعامل بین عوامل کلان نظیر نرخ ارز و ویژگی‌های خرد نظیر

اهرم مالی شرکت برای طراحی سیاست‌های پیشگیرانه و مدیریت ریسک ضروری است. در این بخش، مبانی نظری مرتبط با اهرم مالی و نرخ ارز به‌عنوان متغیرهای محوری این پژوهش بررسی می‌شود. هدف این بخش، تبیین مکانیسم‌های تأثیرگذاری این عوامل بر شکنندگی مالی و ارائه چارچوبی یکپارچه برای تحلیل داده‌های تجربی است.

۲-۱-۳-۱. نرخ ارز و شکنندگی مالی

نرخ ارز به‌عنوان یکی از عوامل کلان اقتصادی، تأثیر مستقیمی بر شکنندگی مالی شرکت‌ها دارد. کاهش ارزش پول ملی[1] از دو طریق اصلی سلامت مالی شرکت‌ها را تضعیف می‌کند:

۱- *افزایش هزینه‌های بدهی‌های ارزی:* شرکت‌هایی که بخشی از بدهی‌های خود را به ارزهای خارجی (مانند دلار) تأمین مالی کرده‌اند، با کاهش ارزش پول ملی، با افزایش ارزش واقعی بدهی‌ها مواجه می‌شوند. این موضوع نسبت اهرم مالی (بدهی به حقوق صاحبان سهام) را افزایش داده و فشار بر جریان‌های نقدی را تشدید می‌کند.

۲- *تضعیف سودآوری:* برای شرکت‌های وابسته به واردات، افزایش قیمت واردات (ناشی از کاهش ارزش پول ملی) هزینه‌های تولید را بالا برده و حاشیه سود را کاهش می‌دهد. این امر توانایی شرکت را در بازپرداخت بدهی‌ها و حفظ نقدینگی تحت تأثیر قرار می‌دهد (Bruno & Shin, 2015). مطالعه‌ای روی شرکت‌های ترکیه نشان داد که کاهش ۳۰ درصدی ارزش لیر در سال ۲۰۱۸، Z-score شرکت‌های دارای بدهی دلاری را به‌طور میانگین ۱/۵ واحد کاهش داد و آن‌ها را به مرز بحران مالی نزدیک کرد (Alfaro et al, 2019).

۲-۱-۳-۲. اهرم مالی و شکنندگی مالی

پس از بحران مالی جهانی، افزایش استقراض توسط شرکت‌ها منجر به افزایش اهرم مالی (نسبت بدهی به حقوق صاحبان سهام) در بازارهای نوظهور شد و گسترش اعتبار داخلی در بازارهای نوظهور[2] با افزایش استقراض خارجی همراه بود. افزایش اهرم مالی به‌عنوان یکی از عوامل کلیدی در تشدید شکنندگی مالی شرکت‌ها شناخته می‌شود. بر اساس نظریه ساختار سرمایه مودیلیانی و میلر[3] (۱۹۵۸)، در شرایط ایدئال بازار، اهرم مالی خنثی است، اما در واقعیت، باوجود هزینه‌های ورشکستگی و اطلاعات نامتقارن، اهرم بالا می‌تواند ریسک نکول را افزایش دهد. در بازارهای نوظهور، این ریسک به دلیل نوسانات اقتصادی و محدودیت دسترسی به ابزارهای پوشش ریسک، تشدید می‌شود. مکانیسم انتقال در چنین شرایطی به این صورت است که اهرم بالا باعث افزایش هزینه‌های بهره و فشار بر جریان‌های نقدی می‌شود. در صورت کاهش درآمدها (ناشی از شوک‌های خارجی یا رکود)، شرکت‌های با اهرم بالا توانایی کمتری برای بازپرداخت بدهی‌ها دارند و به‌سرعت به مرز ورشکستگی نزدیک می‌شوند (Altman, 1968). مطالعات تجربی نشان می‌دهد که شرکت‌های با اهرم بالا در بازارهای نوظهور، امتیاز Z-score پایین‌تری دارند و نزدیک به منطقه خاکستری یا منطقه بحران قرار می‌گیرند (Alfaro et al, 2019).

---

1. Depreciation
2. Emerging Market
3. Modigliani & Miller

۲-۱-۳-۳. تأثیر تعاملی نرخ ارز و اهرم مالی بر شکنندگی مالی

نرخ ارز به‌عنوان یک متغیر کلیدی، رابطه بین اهرم مالی و شکنندگی مالی را از طریق مکانیسم‌های زیر تحت تأثیر قرار می‌دهد:

- شرکت‌های بزرگ در بازارهای نوظهور اغلب بدهی‌های ارزی (دلاری/یورویی) دارند. این شرکت‌ها در مواجهه با کاهش ارزش پول ملی[1]، با افزایش ارزش واقعی بدهی‌ها و افزایش هزینه‌های بازپرداخت بدهی‌های ارزی مواجه شده و نسبت اهرم را به‌صورت مصنوعی بالا می‌برد. این پدیده فشار بر جریان‌های نقدی را افزایش داده، منجر به کاهش سودآوری شده، Z-score را کاهش داده و لذا شکنندگی مالی را تشدید می‌کند (Bleakley & Cowan, 2005).

- شرکت‌های با اهرم بالا که از بدهی‌های ارزی استفاده می‌کنند، در صورت کاهش ارزش پول ملی، نه‌تنها با افزایش بار بدهی مواجه می‌شوند، بلکه هزینه‌های تأمین مالی نیز به دلیل افزایش نرخ بهره واقعی (ناشی از تورم) افزایش می‌یابد. این دوگانگی، Z-score را به‌طور معناداری کاهش داده و شکنندگی مالی را تشدید می‌کند.

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

در این بخش به منتخبی از مهم‌ترین مطالعات انجام‌شده داخلی و خارجی اشاره می‌گردد:

۲-۲-۱. مطالعات داخلی

جدول ۱: مطالعات انجام‌شده داخلی

محقق (سال)	موضوع (دوره موردمطالعه)	روش تحقیق	یافته‌های تحقیق
زند وکیلی و همکاران (۱۳۹۳)	بررسی خطرات احتیاطی کلان: شاخص شکنندگی مالی	چارچوب مینسکی- روش پانی	در دوره‌های ثبات اقتصادی، زمینه مناسب برای رشد شکنندگی مالی فراهم هست.
احمدیان (۱۳۹۴)	ارزیابی شکنندگی مالی بانک‌ها در بازه زمانی (۱۳۹۳-۱۳۸۵)	شبکه عصبی	وجود ریسک اعتباری، کمبود منابع و ریسک نقدینگی، کاهش رشد اقتصادی، افزایش تورم و کاهش سودآوری، بانک‌ها را در معرض شکنندگی مالی قرار می‌دهد.
پیش‌قدم و پاکروان (۱۳۹۶)	تحلیل تأثیر سیاست‌های مالی بر شکنندگی مالی شرکت (۱۳۹۵-۱۳۹۰)	رگرسیون داده‌های تابلویی	نسبت کسری بودجه دولت به تولید ناخالص داخلی به‌عنوان شاخص سیاست مالی دارای تأثیر مثبت و معنی‌داری بر شاخص شکنندگی مالی هست.
پورعبادالهان کویچ و همکاران (۱۳۹۷)	بررسی تأثیر متغیرهای اقتصاد خرد و کلان بر شکنندگی سیستم بانکی ایران	مدل مارکوف سوئیچینگ	متغیرهای اقتصاد خرد مانند پایین بودن کفایت سرمایه و پایین بودن کیفیت دارایی‌ها در کنار متغیرهای اقتصاد کلان همچون کاهش رشد تولید ناخالص داخلی واقعی و افزایش کسری بودجه دولت از عوامل مهم شکنندگی سیستم بانکی ایران می‌باشند.
قدم یاری (۱۳۹۹)	تأثیر بدهی دولت به بانک‌های تجاری و شکنندگی مالی طی (۱۳۹۶ - ۱۳۵۷)	خود رگرسیون با وقفه‌های گسترده	رابطه بین تورم و شکنندگی سیستم مالی مثبت و معنی‌دار است و توسعه بازار سهام، باعث کاهش شکنندگی مالی می‌شود.

1. Depreciation

شکوهی فرد و همکاران (۱۴۰۰)	تأثیر فساد بر شکنندگی مالی در بازه زمانی (۱۳۹۹-۱۳۹۱)	رگرسیون کوانتایل	بالا بودن سطح فساد، شکنندگی مالی شرکت‌ها را افزایش می‌دهد.
کیانی راد و همکاران (۱۴۰۱)	طراحی مدل ارزیابی شکنندگی مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار ایران	مدل‌سازی ساختاری تفسیری (ISM)[1]	تأثیرگذارترین متغیر و تنها متغیر مستقل مدل ارزیابی شکنندگی مالی این پژوهش ثبات اقتصادی است.
کیانی راد و همکاران (۱۴۰۳)	مدل‌سازی ساختاری تفسیری ارتقاء شکنندگی مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار ایران	روش دلفی فازی	تأثیرگذارترین مؤلفه و تنها مؤلفه مستقل در الگوی بهبود شکنندگی مالی، مقدار ثبات اقتصادی هست.
رمضانی وانگاه (۱۴۰۳)	شناسایی و اولویت‌بندی عوامل مؤثر بر شکنندگی مالی (شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار ایران)	روش (کیفی- کمی)	تغییرات ارزش پول ملی مهم‌ترین عامل در شکنندگی مالی است.

منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۲-۱. مطالعات خارجی

جدول ۲: مطالعات انجام‌شده خارجی

محقق (سال)	موضوع (دوره موردمطالعه)	روش تحقیق	یافته‌های تحقیق
زوت و سوآنک[2] (۲۰۰۰)	بررسی ارتباط بین شکنندگی مالی و عملکرد اقتصاد کلان کشورهای نوظهور و توسعه‌یافته (۱۹۸۸-۱۹۸۰)	خودرگرسیون برداری (VAR)[3]	تأثیر مثبت شکنندگی مالی در عملکرد اقتصاد کلان در کشورهای نوظهور بسیار بیشتر از کشورهای توسعه‌یافته هست.
باگلیانوآ و مورانا[4] (۲۰۱۲)	عوامل تعیین‌کننده شکنندگی مالی ایالات‌متحده (۲۰۱۰ - ۱۹۸۶)	خودرگرسیون برداری (VAR)	شوک‌های مالی، ۴۰ تا ۵۰ درصد از تغییرپذیری شاخص شکنندگی مالی را به خود اختصاص داده درحالی‌که اختلالات اقتصاد کلان حدود ۲۰ درصد از نوسانات شاخص را توضیح داده و بازار نفت، ۲۵ درصد اضافی را در طول افق بلندمدت توضیح می‌دهد.
برانو و همکاران[5] (۲۰۱۲)	بررسی روابط متقابل بین شوک‌های اقتصاد کلان و شکنندگی مالی شرکت‌ها (۲۰۰۶ - ۱۹۹۰)	خودرگرسیون برداری (VAR)	شرایط اقتصاد کلان بر نرخ ورشکستگی شرکت‌ها تأثیر می‌گذارد.
شروث و همکاران[6] (۲۰۱۴)	رابطه شکنندگی مالی و اجرای بدهی‌های پویا با استفاده از داده‌های مربوط به بحران سال ۲۰۰۷	خودرگرسیون برداری (VAR)	عملکرد بدهی نسبت به اهرم، ارزش دارایی و نقدینگی دارایی بسیار حساس است، اما نسبت به درجه عدم تطابق سررسید، قدرت ضمانت‌ها و نوسانات دارایی حساسیت کمتری دارد.
افتیخار[7] (۲۰۱۵)	بررسی رابطه بین اصلاحات مالی، آزادسازی مالی و کیفیت مقررات بانکی و نظارت بر شکنندگی مالی (۲۰۰۵-۲۰۰۱)	گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)[8]	اصلاحات مالی و آزادسازی مالی به‌طور قابل‌توجهی احتمال شکنندگی مالی را افزایش می‌دهد، درحالی‌که مقررات بانکی قوی و نظارت، رابطه معکوس با شکنندگی مالی دارند.

1. Interpretive Structural Modelling
2. Zwet & Swank
3. Vector Autoregressive Model (VAR)
4. Bagliano & Morana
5. Bruneau et al.
6. Schroth et al.
7. Iftikhar
8. Generalized Method of Moments

آلفارو و همکاران[1] (۲۰۱۹)	ارتباط بین بدهی شرکت، اندازه شرکت و شکنندگی مالی در بازارهای نوظهور (۲۰۱۴ – ۱۹۹۲)	امتیاز Z آلتمن[2]	اندازه شرکت و سطح بدهی و نرخ ارز می‌توانند به شکل قابل‌توجهی بر شکنندگی مالی تأثیر بگذارند، و شرکت‌هایی که دارای بدهی بالاتری هستند، در مواقع بحران، بیشتر در معرض ریسک قرار دارند.
تازکوگلو (۲۰۲۰)[3]	تأثیر شکنندگی مالی بر عملکرد شرکت‌ها در ترکیه (۲۰۱۷ – ۲۰۰۵)	پانل دیتا	رابطه معنی‌داری بین شکنندگی مالی و عملکرد شرکت بر پایه پارامترهای انتخابی وجود دارد.
لی و دوان (۲۰۲۰)	تأثیر فساد بر شکنندگی مالی شرکت‌ها کوچک و متوسط (۲۰۱۸ – ۲۰۱۲)	امتیاز Z آلتمن	افزایش درجه فساد با شکنندگی مالی همبستگی مثبت دارد.
چلتسوس و سینتوس[4] (۲۰۲۱)	تأثیر شکنندگی مالی بر اشتغال (۲۰۱۷ – ۱۹۹۸)	پانل دیتا	شکنندگی مالی تأثیر منفی بر اشتغال دارد، به‌ویژه در دوره‌های پس از بحران و در بازارهای کار سخت‌گیرتر.
ژانگ و همکاران[5] (۲۰۲۴)	بررسی تأثیر شکنندگی مالی شرکت‌ها بر سرمایه‌گذاری‌های تحقیق و توسعه در چین (۲۰۱۹ – ۲۰۱۳)	تحلیل رگرسیون	شکنندگی مالی شرکت‌ها، سرمایه‌گذاری‌های تحقیق و توسعه شرکت‌ها را کاهش می‌دهد و فعالیت‌های نوآوری سبز آن‌ها را محدود می‌کند.
ختاتبه و همکاران[6] (۲۰۲۴)	بررسی تأثیر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر شکنندگی مالی در شرکت‌های غیرمالی عمان (۲۰۲۱ – ۲۰۱۵)	پانل لاجیت[7]	اندازه بزرگ هیئت‌مدیره و دوگانگی مدیرعامل و رئیس هیئت، شکنندگی مالی را افزایش می‌دهند، درحالی‌که استقلال هیئت و کیفیت حسابرسی تأثیر محدودی دارند.

منبع: یافته‌های پژوهش

۲-۳. نوآوری پژوهش

همان‌طور که مشاهده می‌شود، مطالعات پیشین عمدتاً به بررسی تأثیر متغیرهای کلان اقتصادی و شرکتی بر شکنندگی مالی به‌صورت جداگانه پرداخته‌اند، اما کمتر به برهم‌کنش این متغیرها توجه شده است. به‌ویژه، تأثیر هم‌زمان نرخ ارز و اهرم مالی بر شکنندگی مالی شرکت‌های فعال در بورس که در معرض ریسک‌های مضاعف ارزی و بدهی قرار دارند، تاکنون موردبررسی جامع قرار نگرفته است. مبانی نظری موجود در این زمینه بیان‌گر این است که تغییرات نرخ ارز علاوه بر این‌که می‌تواند مستقیماً بر هزینه‌های شرکت‌ها تأثیر بگذارد، از طریق کانال اهرم مالی نیز می‌تواند شکنندگی مالی این شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین، نوآوری اصلی این تحقیق در بررسی اثر تعاملی نرخ ارز و اهرم مالی بر شکنندگی مالی شرکت‌های گروه خودرو و ساخت قطعات فعال در بورس اوراق بهادار تهران است، موضوعی که در پژوهش‌های پیشین مغفول مانده است. مطالعه حاضر با پر کردن این شکاف پژوهشی، بینشی جدید برای سیاست‌گذاران و مدیران شرکت‌ها فراهم می‌سازد تا با درک هم‌زمان ریسک‌های ارزی و اهرمی، راهبردهای تاب‌آوری مالی را در محیط‌های بی‌ثبات طراحی نمایند.

---

1. Alfaro et al.
2. Altman's Z-score
3. Tuzcuoğlu
4. Chletsos & Sintos
5. Zhang et al.
6. Khatatbeh et al.
7. Logit panel

۳. روش‌شناسی پژوهش

مدل پژوهش بر اساس چارچوب نظری مطالعات آلفارو و همکاران (۲۰۱۹) و برانو و همکاران (۲۰۱۲) طراحی‌شده و به‌صورت مدل (۳) ارائه می‌شود:

$$ZFF_{it} = \alpha_i + \beta_1 FF_{it-1} + \beta_2 EXR_{it} + \beta_3\, LEV_{it} + \beta_4 LEV_{it} \times EXR_{it} + \beta_5 GDP_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (۳)$$

FF_{it} : شکنندگی مالی شرکت i در سال t است که با استفاده از شاخص Z-Score آلتمن اندازه‌گیری شده است. مقدار پایین‌تر این شاخص نشان‌دهنده شکنندگی مالی بیشتر است.

EXR_{it} : نرخ ارز (ارزش ریال در برابر دلار) است. تغییرات نرخ ارز می‌تواند بر هزینه‌های شرکت‌ها تأثیر گذاشته و شکنندگی مالی را تحت تأثیر قرار دهد.

LEV_{it}: اهرم مالی شرکت، که به‌صورت نسبت مجموع بدهی‌های جاری و بلندمدت به‌کل دارایی‌ها تعریف‌شده است. سطح بالاتر اهرم مالی، به دلیل افزایش تعهدات مالی، می‌تواند شکنندگی مالی را افزایش دهد.

$LEV_{it} \times EXR_{it}$: اثر تعاملی نرخ ارز و اهرم مالی است. این متغیر بررسی می‌کند که چگونه تغییرات نرخ ارزبر اثر اهرم مالی بر شکنندگی مالی تأثیر می‌گذارد و آیا این تعامل می‌تواند شکنندگی مالی را تشدید کند یا خیر؟ فرضیه اصلی این است که افزایش نرخ ارز می‌تواند تأثیر منفی اهرم مالی را تشدید کرده و شکنندگی مالی را افزایش دهد.

GDP: تولید ناخالص داخلی است. تولید ناخالص داخلی بیشتر می‌تواند ریسک‌های مالی را کاهش داده و شکنندگی مالی شرکت‌ها را بهبود بخشد و برعکس، کاهش در تولید ناخالص داخلی ممکن است به افزایش بدهی‌ها، کاهش توان بازپرداخت و افزایش ریسک‌های مالی منجر شود که شکنندگی مالی را افزایش می‌دهد.

ε : جزء خطای تصادفی مدل

i و t: به ترتیب نشان‌دهنده شرکت‌های موردمطالعه و دوره زمانی (سال) هستند.

جدول ۳: تعریف و علائم اختصاری متغیرهای پژوهش

نماد	متغیر پژوهش	توضیحات	منبع آمار
FF	شکنندگی مالی	شاخص امتیاز Z آلتمن ترکیبی از نسبت‌های مالی است و احتمال ورشکستگی شرکت را نشان می‌دهد. مقدار پایین‌تر آن بیانگر شکنندگی بیشتر است.	سامانه کدال و محاسبات تحقیق
FF_{t-1}	وقفه شکنندگی مالی	مقدار با وقفه شکنندگی مالی	سامانه کدال و محاسبات تحقیق
EXR	نرخ ارز	ارزش ریال در برابر دلار	بانک مرکزی
LEV	اهرم مالی	نسبت مجموع بدهی‌های جاری و بلندمدت به‌کل دارایی‌ها	سامانه کدال
LEV×EXR	تعاملی نرخ ارز و اهرم مالی	ضرب نرخ ارز در اهرم مالی برای بررسی اثر ترکیبی این دو بر شکنندگی مالی	سامانه کدال و بانک مرکزی
GDP	تولید ناخالص داخلی	تولید ناخالص داخلی	بانک مرکزی

منبع: یافته‌های پژوهش

داده‌ها و آمار موردنیاز جهت مدل‌سازی در این پژوهش از منابع پایگاه سازمان بورس و اوراق بهادار، سامانه کدال[1] و پایگاه داده‌های بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران[2] جمع‌آوری‌شده است. در جدول (۳) توضیحات مربوط به متغیرها و منابع جمع‌آوری آمار مربوطه آورده شده است.

برای بررسی تأثیر نرخ ارز، اهرم مالی و اثر تعاملی آن‌ها بر شکنندگی مالی شرکت‌های گروه خودرو و ساخت قطعات پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران، از مدل پانل پویا و روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) استفاده می‌شود. این روش ابتدا توسط آرلانو و باند[3] (۱۹۹۱) پیشنهاد شد و سپس توسط بلاندل و باند[4] (۲۰۰۱) به‌طور گسترده توسعه یافت. استفاده ازاین‌رو در تخمین مدل به دلیل کنترل درون‌زایی[5] متغیرها ضروری است. روش گشتاورهای تعمیم‌یافته مزایای متعددی دارد، ازجمله این‌که امکان کنترل اثرات فردی مشاهده نشده را فراهم کرده و از طریق واردکردن متغیر وابسته با وقفه در مدل، پویایی متغیر وابسته را لحاظ می‌کند. علاوه بر این، این روش با استفاده از متغیرهای ابزاری، مشکل هم‌زمانی و درون‌زایی متغیرهای توضیحی را کاهش داده و نتایج تورش کمتری خواهند داشت.

۴. یافته‌های پژوهش

۴-۱. یافته‌های توصیفی

به‌منظور برآورد تأثیر متغیرهای مورد بررسی بر شکنندگی مالی شرکت‌ها، پس از محاسبه داده‌های شکنندگی مالی با استفاده از فرمول امتیاز Z آلتمن، با توجه به ادبیات پژوهش، از معادله (۳) جهت برآورد مدل استفاده می‌گردد. در جدول (۴)، آمار توصیفی متغیرهای مدل ارائه‌شده است. میانگین متغیر شکنندگی مالی برابر با ۰/۷۲۹ است که نشان‌دهنده سطح متوسط شکنندگی مالی در شرکت‌های موردبررسی بوده و حداقل و حداکثر مقادیر این متغیر نیز به ترتیب به ترتیب ۰/۰۶۶ و ۲/۸۵۵ هست. میانگین اهرم مالی برابر با ۳۰/۳۴۴ است که نشان‌دهنده مقدار متوسط بدهی‌ها به سرمایه در میان شرکت‌ها هست. میانگین نرخ ارز برابر با ۱۰۸۰۷۹/۵ است که نشان‌دهنده سطح متوسط نرخ ارز در دوره زمانی موردبررسی هست و مقادیر حداقل (۱۳۵۶۸) و حداکثر (۳۴۹۲۶۶/۴) این متغیر نشان‌دهنده نوسانات گسترده نرخ ارز در دوره زمانی مورد مطالعه است.

جدول ۴: آمار توصیفی متغیرهای تحقیق

متغیر	تعداد مشاهدات	میانگین	انحراف معیار	حداقل	حداکثر
FF	۲۶۴	۰/۷۲۹	۰/۳۵۵	۰/۰۶۶	۲/۸۵۵
EXR	۲۶۴	۱۰۸۰۷۹/۵	۱۰۸۲۱۵/۲	۱۳۵۶۸	۳۴۹۲۶۶/۴
GDP	۲۶۴	۱۳۶۰۰۰۰۰	۷۴۴۱۴۲/۱	۱۲۶۰۰۰۰۰	۱۵۲۰۰۰۰۰
LEV	۲۶۴	۳۰/۳۴۴	۷۸/۲۴۴	۰/۱۸۷	۵۴۴/۶۸۹

منبع: یافته‌های تحقیق

1. https://codal.ir/
2. https://www.cbi.ir/
3. Arellano & Bond
4. Blundell & Bond
5. Endogeneity

در ادامه پژوهش لازم است که ساختار مناسب برای داده‌های پانلی مشخص شود. به این منظور، از آزمون F لیمر برای بررسی ضرورت استفاده از مدل پانل (در مقابل مدل تلفیقی) استفاده شد. بر اساس نتایج آزمون F لیمر که در جدول (۵) ارائه شده و رد فرضیه صفر، استفاده از مدل پانل به‌عنوان مدل مناسب برای تخمین روابط بین متغیرها انتخاب شد. سپس برای انتخاب بین مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی، آزمون هاسمن انجام شد و با توجه به نتایج آن، مدل اثرات تصادفی انتخاب گردید.

جدول ۵: نتایج آزمون F لیمر

آماره آزمون	مقدار آماره	احتمال
F	۲/۷۳	۰/۰۰۰۱

منبع: یافته‌های تحقیق

۴-۲. آزمون وابستگی بین مقاطع

برای برآورد مدل‌های پانل، قبل از تخمین باید آزمون ایستایی متغیرها انجام گیرد. همچنین پیش از انجام آزمون ایستایی پانل، برای انتخاب آزمون مناسب ریشه واحد، ابتدا باید وابستگی بین مقاطع بررسی شود. آزمون‌های مختلفی مانند آزمون‌های فیلیپس-پرون-فیشر (FPF)، لوین-لین و چو (LIC)، ایم و پسران (IPS)، دیکی فولر تعمیم‌یافته (ADF)، دیکی فولر تعمیم‌یافته فیشر (ADFF)، بریتانگ و پسران[1] (۲۰۰۸) و آزمون ریشه واحد پسران برای بررسی ایستایی متغیرهای پانلی وجود دارد. برای انتخاب آزمون مناسب از بین این آزمون‌ها، در ابتدا نیاز به بررسی وابستگی مقطعی است (Baltagi, 2005). برای بررسی وابستگی بین مقاطع، از آزمون وابستگی بین مقاطع پسران[2] (۲۰۱۴) که نسخه تکمیل‌شده آزمون پسران (۲۰۰۴) است، استفاده‌شده است. نتایج آزمون وابستگی بین مقاطع پسران برای داده‌های موردمطالعه در جدول (۶) ارائه‌شده است. همان‌طور که در جدول (۶) نشان داده‌شده است، فرضیه صفر مبنی بر نبود وابستگی بین مقاطع در تمامی متغیرهای موردبررسی رد می‌شود. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که به‌طورکلی در بین مقاطع مختلف موجود در داده‌های ترکیبی موردبررسی، همبستگی مقطعی وجود دارد.

جدول ۶: آزمون وابستگی بین مقاطع پسران

متغیرها	CD-test	p-value	average joint T	mean ρ	mean abs (ρ)	نتیجه آزمون
شکنندگی مالی	۴۸/۳۰۲	۰/۰۰۰	۱۱/۰۰	۰/۹۵	۰/۹۸	وابستگی بین مقاطع
اهرم مالی	۵۱/۲۳۴	۰/۰۰۰	۱۱/۰۰	۰/۹۷	۰/۹۹	وابستگی بین مقاطع
نرخ ارز	۵۲/۶۵۰	۰/۰۰۰	۱۱/۰۰	۱/۰۰	۱/۰۰	وابستگی بین مقاطع
تولید ناخالص داخلی	۴۷/۱۰۵	۰/۰۰۰	۱۱/۰۰	۰/۹۲	۰/۹۶	وابستگی بین مقاطع

منبع: یافته‌های تحقیق

1. Breitung & pesaran
2. Pesaran

۴-۳. آزمون ایستایی متغیرها

در صورت تأیید وابستگی مقطعی در داده‌های پانل، استفاده از روش‌های مرسوم ریشه واحد پانلی نظیر آزمون‌های لوین، لین و چو[1] (LIC)، ایم، پسران و شین[2] (IPS) و ... احتمال وقوع نتایج ریشه واحد کاذب را افزایش خواهد داد. برای رفع این مشکل آزمون‌های ریشه واحد پانلی[3] متعددی باوجود وابستگی مقطعی پیشنهادشده است که آزمون ریشه واحد پسران (CIPS)[4] از آن جمله است. ازآنجایی‌که در تمامی متغیرها وابستگی مقطعی تأییدشده، آزمون ریشه واحد مناسب در این پژوهش، آزمون ریشه واحد پسران[5] (۲۰۰۷) هست که در آن وابستگی مقطعی در نظر گرفته‌شده می‌شود. نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد CIPS (با فرض عرض از مبدأ و بدون ترند) پسران در جدول (۷) ارائه‌شده است.

جدول ۷: نتایج آزمون ریشه واحد پسران در صورت وابستگی بین مقاطع

متغیرها	CIPS	سطح
شکنندگی مالی	-۱/۲۹۸	I(1)
اهرم مالی	-۱/۷۴۱	I(1)
تولید ناخالص داخلی	-۳/۲۱۱	I(0)
نرخ ارز	-۲/۴۵۳	I(0)

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج جدول (۷)، برخی از متغیرهای مدل در سطح اطمینان بالای ۹۵ درصد، در سطح ایستا نیستند و تفاضل مرتبه اول آن‌ها ایستا است. با توجه به نتایج حاصل از آزمون ریشه واحد و رد (یا عدم‌تأیید) ایستایی برخی از متغیرهای تحقیق، آزمون هم انباشتگی پانل بین متغیرهای تحقیق انجام گردید که نتایج آن در جدول (۸) نشان داده‌شده است. نتایج آزمون‌های هم انباشتگی نشان می‌دهد که فرضیه وجود هم انباشتگی رد نمی‌شود و لذا می‌توان نتیجه گرفت که بین متغیرها هم انباشتگی وجود دارد.

جدول ۸: نتایج آزمون هم انباشتگی

آزمون	آماره آزمون	p-value	نتیجه
پدرونی[6]	۳/۴۵	۰/۰۰۱	هم انباشتگی وجود دارد
کائو[7]	۲/۶۷	۰/۰۰۵	هم انباشتگی وجود دارد

منبع: یافته‌های پژوهش

1. Levin, Lin and Chu
2. Im, Pesaran and Shin
3. Panel Unit Root Test
4. Cross-sectionally augmented Im-Pesaran-Shin (CIPS)
5. Pesaran
6. Pedroni
7. Kao

۴-۴. نتایج برآورد مدل

نتایج حاصل از برآورد مدل به‌منظور بررسی تأثیرگذاری متغیرها بر شکنندگی مالی شرکت‌ها با استفاده از تخمین زن گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) دومرحله‌ای در جدول (۹) ارائه‌شده است. همان‌گونه که در بخش معرفی مدل و متغیرها ذکر گردید، متغیر وابسته در مدل، شکنندگی مالی شرکت i در سال t است که با استفاده از شاخص امتیاز Z آلتمن اندازه‌گیری شده است و مقدار پایین‌تر این شاخص نشان‌دهنده شکنندگی مالی بیشتر است. بنابراین، هر رابطه مثبت با امتیاز Z آلتمن به این معنی است که افزایش متغیر مستقل موجب افزایش امتیاز Z و درنتیجه کاهش شکنندگی مالی می‌شود و برعکس.

جدول ۹: بررسی تأثیر متغیرهای مورد بررسی بر شکنندگی مالی شرکت‌ها با استفاده از روش گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM)

متغیر	ضریب	خطای استاندارد	آماره z	احتمال
متغیر با وقفه شکنندگی مالی	۰/۹۲۱	۰/۰۳۰۹۶	۲/۹۸	۰/۰۰۳
اهرم مالی	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۱	-۲/۱۶	۰/۰۳۱
تولید ناخالص داخلی	-۰/۶۰۶	۰/۰۶۴۲	-۹/۴۴	۰/۰۰۰
نرخ ارز	-۰/۰۷۰۵	۰/۰۰۷۱	-۹/۹۱	۰/۰۰۰
متغیر تعاملی نرخ ارز و اهرم مالی	-۰/۰۷۶۲	۰/۰۰۲۳	-۳۲/۲۳	۰/۰۰۰
ضریب ثابت	۰/۰۷۲۸	۰/۰۱۵۳	۴/۷۴	۰.۰۰۰

منبع: یافته‌های پژوهش

بر اساس نتایج ارائه‌شده در جدول (۹)، ضریب مثبت و معنادار برای متغیر با وقفه شکنندگی مالی (یعنی شاخص امتیاز Z سال گذشته) نشان‌دهنده این است که شکنندگی مالی شرکت درگذشته، تأثیر مثبتی بر شکنندگی مالی کنونی دارد و کاهش امتیاز Z درگذشته (افزایش شکنندگی مالی درگذشته) باعث کاهش شاخص امتیاز Z در حال حاضر (افزایش شکنندگی مالی در حال حاضر) می‌شود. به‌عبارت‌دیگر، اگر یک شرکت درگذشته دچار مشکلات مالی بوده باشد (امتیاز Z پایین)، احتمال اینکه این مشکلات در آینده نیز ادامه یابند و شکنندگی مالی بیشتری داشته باشد (امتیاز Z پایین)، بیشتر است. چراکه تغییرات در متغیرهای مالی گذشته شرکت‌ها می‌تواند بر نحوه مدیریت ریسک‌ها و استراتژی‌های مالی آن‌ها در آینده تأثیر بگذارد. این نتیجه با مطالعاتی که نشان می‌دهند تاریخچه مالی شرکت‌ها می‌تواند پیش‌بینی کننده قابل‌اعتمادی برای عملکرد مالی آینده آن‌ها باشد، همخوانی دارد. به‌طور خاص، این نتیجه با تحقیقات فاما و فرنچ[1] (۱۹۸۸) و کامپبل و شیلر[2] (۱۹۸۸) که بر تأثیر تاریخچه مالی بر عملکرد آینده تأکیددارند، تطابق دارد.

1. Fama & French
2. Campbell & Shiller

ضریب منفی و معنادار برای متغیر اهرم مالی نشان‌دهنده این است که افزایش اهرم مالی (یعنی افزایش بدهی شرکت) به کاهش شاخص امتیاز Z (افزایش شکنندگی مالی) منجر می‌شود. درواقع، افزایش اهرم مالی باعث افزایش ریسک مالی شرکت‌ها می‌شود؛ زیرا شرکت‌هایی که سطوح بالاتری از بدهی دارند، بیشتر در معرض مشکلات نقدینگی و دشواری در پرداخت تعهدات مالی خود قرار می‌گیرند. این نتیجه با نظریه‌های مالی که به‌طور گسترده بیان می‌کنند شرکت‌های با بدهی بالا بیشتر در معرض بحران‌های مالی و خطر ورشکستگی هستند، همخوانی دارد. همچنین، این یافته با نتیجه مطالعه آلفارو و همکاران (۲۰۱۹) که نتیجه گرفته است اهرم مالی بالا به شکنندگی بیشتر منجر می‌شود، هم‌راستا است.

بر اساس نتایج ارائه‌شده در جدول (۹)، ضریب منفی و معنادار برای متغیر تولید ناخالص داخلی (GDP) نشان‌دهنده این است که افزایش تولید ناخالص داخلی باعث کاهش شاخص امتیاز Z و افزایش شکنندگی مالی می‌شود. به این معنا که هرچقدر تولید ناخالص داخلی بیشتر شود، شکنندگی مالی شرکت‌ها نیز افزایش می‌یابد. برخلاف نظریه‌های اقتصادی سنتی که رشد اقتصادی را معمولاً به‌عنوان عاملی برای کاهش ریسک و تقویت وضعیت مالی شرکت‌ها می‌بینند، نتایج به‌دست‌آمده در این پژوهش با تئوری‌های اقتصادی متعارف، همخوانی ندارد. این عدم همخوانی ممکن است ناشی از شرایط خاص اقتصادی یا ویژگی‌های خاص داده‌های مورداستفاده در این مطالعه باشد. به‌طور خاص، می‌توان گفت ممکن است رشد اقتصادی باعث افزایش تقاضا و فشار بر شرکت‌ها برای رشد سریع‌تر و درنتیجه افزایش بدهی‌ها و ریسک‌های مالی شود، که این امر می‌تواند به افزایش شکنندگی مالی منجر گردد.

ضریب منفی و معنادار برای نرخ ارز نشان‌دهنده این است که افزایش نرخ ارز به افزایش شکنندگی مالی (کاهش امتیاز Z) منجر می‌شود. درواقع، افزایش نرخ ارز می‌تواند منجر به افزایش هزینه‌ها شده و سودآوری شرکت‌ها را کاهش دهد، به‌ویژه اگر شرکت‌ها به واردات وابسته باشند. این نتیجه با نظریه‌های اقتصادی که افزایش نرخ ارز را به‌عنوان عاملی برای افزایش هزینه‌ها و کاهش سودآوری شرکت‌ها می‌دانند، همخوانی دارد. این یافته همچنین با نتایج تحقیقاتی نظیر دورنبوش[1] (۱۹۷۶) و کوپر[2] (۱۹۹۹) و دونگ و همکاران[3] (۲۰۱۴) که نشان داده‌اند نرخ ارز تأثیر منفی بر ثبات مالی شرکت‌ها دارد، همخوانی دارد.

همان‌گونه که بیان گردید، با توجه به این‌که ممکن است نرخ ارز با تأثیرگذاری بر ساختار مالی شرکت‌ها، به‌ویژه از طریق اهرم مالی، شکنندگی مالی شرکت‌ها را تحت تأثیر قرار دهد، متغیر تعاملی نرخ ارز و اهرم مالی به‌عنوان یکی از متغیرهای اثرگذار بر شکنندگی مالی نیز وارد مدل گردید. ضریب منفی و معنادار به‌دست‌آمده برای متغیر تعاملی نرخ ارز و اهرم مالی نشان‌دهنده این است که اثرات منفی اهرم مالی بر شاخص Z-Score - که به معنای افزایش شکنندگی مالی در اثر افزایش اهرم مالی است - وقتی با نرخ ارز ترکیب می‌شود، تقویت می‌گردد. به‌عبارت‌دیگر، زمانی که شرکت‌ها دارای بدهی بالا هستند و نرخ ارز افزایش می‌یابد، تأثیرگذاری در جهت کاهش امتیاز Z و درنتیجه افزایش شکنندگی مالی بیشتر خواهد بود. این نتیجه به این معنا است که

1. Dornbusch
2. Cooper
3. Dong et al.

شرکت‌هایی که از اهرم مالی بالاتری برخوردارند و همچنین با نوسانات نرخ ارز مواجه هستند، به‌طور قابل‌توجهی بیشتر در معرض ریسک مالی و شکنندگی مالی قرار می‌گیرند. نوسانات نرخ ارز می‌تواند هزینه‌های بدهی خارجی شرکت‌ها را افزایش دهد و فشار بیشتری بر آن‌ها وارد کند، به‌ویژه در شرایطی که آن‌ها نتوانند به‌طور مؤثر ریسک‌های ارزی را مدیریت کنند. این یافته با مطالعات پیشین نظیر آلفارو و همکاران (۲۰۱۹) که نشان داده‌اند شرکت‌ها در مواجهه با نوسانات ارزی و اهرم مالی بالا، بیشتر از پیش تحت‌فشار مالی قرار می‌گیرند، همخوانی دارد. نتایج حاصل از آزمون والد به‌منظور بررسی معنی‌دار بودن کل رگرسیون در جدول (۱۰) ارائه‌شده است که بیانگر معنی‌دار بودن کل رگرسیون برآورد شده هست. بر اساس نتایج آزمون‌های تشخیصی ازجمله آزمون والد، آزمون خودهمبستگی پسماندها و آزمون اعتبار ابزارها، مدل تخمینی از اعتبار و برازش مناسبی برخوردار بوده و نتایج آن ازنظر آماری قابل‌اتکا می‌باشند.

جدول ۱۰: آزمون والد

آماره والد کی‌دو	احتمال
۱۲۷۸۰۹/۳۹	۰/۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در پژوهش حاضر به‌منظور بررسی تأثیر نرخ ارز، اهرم مالی، تولید ناخالص داخلی و متغیر تعاملی نرخ ارز و اهرم مالی بر شکنندگی مالی شرکت‌های گروه خودرویی منتخب فعال در بورس اوراق بهادار تهران طی دوره زمانی ۱۳۹۰ تا ۱۴۰۱، ابتدا متغیر شکنندگی مالی با به‌کارگیری فرمول امتیاز Z آلتمن محاسبه شد و سپس تأثیر متغیرهای مذکور بر شکنندگی مالی شرکت‌ها با استفاده از مدل گشتاورهای تعمیم‌یافته دومرحله‌ای و با به‌کارگیری نرم‌افزار استاتا برآورد گردید.

بر اساس نتایج به‌دست‌آمده، وقفه شکنندگی مالی تأثیر مثبت و معناداری بر شکنندگی مالی کنونی دارد. این امر تأیید می‌کند که مشکلات مالی گذشته شرکت‌ها می‌تواند شکنندگی مالی آینده را افزایش دهد. یافته‌ها نشان می‌دهند که افزایش اهرم مالی منجر به افزایش شکنندگی مالی شرکت‌ها می‌شود، چراکه شرکت‌هایی با بدهی بالاتر، بیشتر در معرض ریسک‌های مالی و بحران‌های نقدینگی قرار می‌گیرند. نتایج به‌دست‌آمده برای تأثیر تولید ناخالص داخلی بر شکنندگی مالی نشان داد که برخلاف نظریه‌های اقتصادی سنتی، افزایش تولید ناخالص داخلی به‌طور غیرمنتظره‌ای با افزایش شکنندگی مالی مرتبط است. این موضوع نشان‌دهنده پیچیدگی شرایط اقتصادی بوده و ممکن است ناشی از فشارهای تولید و بدهی‌های بالای ناشی از تقاضای بالاتر باشد. ضریب متغیر نرخ ارز منفی بوده و بیان می‌دارد که افزایش نرخ ارز منجر به کاهش شاخص امتیاز Z شده و لذا شکنندگی مالی را افزایش می‌دهد. این امر به‌ویژه برای شرکت‌هایی که وابستگی بالایی به واردات دارند، مهم است، زیرا نوسانات نرخ ارز می‌تواند هزینه‌های واردات را افزایش داده و فشار بیشتری به وضعیت مالی آن‌ها وارد کند. ضریب به‌دست‌آمده برای متغیر تعاملی اهرم مالی و نرخ ارز نیز منفی هست. منفی بودن ضریب متغیر بدین معنی است

که اثرات منفی اهرم مالی بر شاخص امتیاز Z - که به معنای افزایش شکنندگی مالی در اثر افزایش اهرم مالی است - وقتی با نرخ ارز ترکیب می‌شود، تقویت می‌گردد. به‌عبارت‌دیگر، برای شرکت‌های با اهرم مالی بالا، نوسانات نرخ ارز تأثیر زیادی بر شکنندگی مالی می‌گذارد و این شرکت‌ها بیشتر از دیگر شرکت‌ها در معرض ریسک‌های مالی ناشی از افزایش هزینه‌های بدهی و نوسانات ارزی هستند.

یافته‌های این تحقیق به‌وضوح نشان‌دهنده اهمیت تحلیل دقیق تاریخچه مالی شرکت‌ها، ساختار بدهی‌ها و ریسک‌های ارزی در فرآیند مدیریت مالی است. به‌ویژه، نتایج این مطالعه بیانگر آن است که ترکیب این عوامل با استراتژی‌های مالی مؤثر و بهینه می‌تواند به‌طور قابل‌توجهی شکنندگی مالی را کاهش داده و استحکام مالی شرکت‌ها را در برابر نوسانات اقتصادی تقویت کند. با توجه به تأثیر منفی اهرم مالی و نرخ ارزبر شکنندگی مالی، مدیران شرکت‌ها با بازنگری در سیاست‌های مالی خود و استفاده از سیاست‌های احتیاطی مانند کاهش بدهی‌های غیرضروری و مدیریت مؤثر ریسک‌های ارزی، می‌توانند خطرات مالی را کاهش دهند. علاوه بر این، توجه به تاریخچه مالی و مشکلات مالی گذشته شرکت‌ها می‌تواند به مدیران کمک کند تا از وقوع بحران‌های مشابه در آینده جلوگیری کنند، به‌ویژه در شرایطی که مشکلات مالی قبلی، همچنان بر مدیریت ریسک‌های آتی تأثیرگذار هستند. در این میان، سیاست‌گذاران نیز باید با اتخاذ استراتژی‌های مناسب برای کنترل نوسانات نرخ ارز، تلاش کنند تا از تأثیرات منفی آن بر ثبات مالی شرکت‌ها جلوگیری کنند. تقویت سیاست‌های حمایتی و ایجاد ابزارهای مناسب برای مقابله با نوسانات ارزی می‌تواند به حفظ ثبات اقتصادی و کاهش ریسک‌های ناشی از تغییرات ارزی کمک کند. درمجموع، نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش بیان می‌دارد که ترکیب تحلیل دقیق عوامل مالی داخلی شرکت‌ها باسیاست‌های کلان اقتصادی و نظارتی می‌تواند به کاهش ریسک‌های مالی و ارتقای تاب‌آوری اقتصادی شرکت‌ها کمک شایانی نماید.

توضیحات تکمیلی

سپاسگزاری

نویسنده از تمامی افرادی که با نظرات سازنده و راهنمایی‌های خود در بهبود کیفیت این مقاله نقش داشته‌اند، تشکر می‌کنند.

تضاد منافع

نویسنده ضمن رعایت اخلاق نشر در ارجاع‌دهی، نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارد.

ORCID

Mahdieh Rezagholizadeh *http://orcid.org/0000-0003-1172-4824*

منابع و مأخذ

احمدیان، اعظم. (۱۳۹۴). ارزیابی شکنندگی مالی بانک‌ها با به‌کارگیری روش شبکه عصبی. *نشریه سیاستگذاری پیشرفت اقتصادی*، ۳(۷)، ۷۵-۵۰. DOI: 10.22051/edp.2016.2526

پیش‌قدم، بایرام، و پاکروان، سلیمان. (۱۳۹۶). تحلیل تأثیر سیاست‌های مالی بر شکنندگی مالی شرکت‌های منتخب پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *اولین کنفرانس ملی تحولات نوین در مطالعات مالی و حسابداری*، دانشگاه آزاد اسلامی واحد مراغه. (URL of Article).

پورعبادالهان کویچ، محسن، اصغرپور، حسین، فلاحی، فیروز و ستاررستمی، همت. (۱۳۹۷). بررسی تأثیر متغیرهای اقتصاد خرد و کلان بر شکنندگی سیستم بانکی ایران با استفاده از مدل مارکوف سوئیچینگ. *نشریه مطالعات اقتصادی کاربردی ایران*، ۷(۷۲)، ۱۱۱-۳۸. DOI: 10.22084/aes.2017.14182.2499

دهقان منشادی، محمد، و پوررحیم، پروین. (۱۳۹۲). رابطه بین بی‌ثباتی اقتصاد کلان و رشد اقتصادی در ایران. *نشریه پژوهش‌ها و سیاست‌های اقتصادی*، ۲۱(۶۷)، ۱۷۱-۱۹۲. (URL of Article).

رضاقلی‌زاده، مهدیه، و رجب پور، حسنا. (۱۴۰۰). استرس مالی، ریسک سیاسی و رشد اقتصادی: شواهدی جدید از ایران. *نشریه پژوهش‌های رشد و توسعه اقتصادی*، ۱۲(۴۵)، ۷۴-۵۹. DOI: 10.30473/egdr.2020.53225.5837

رضاقلی‌زاده، مهدیه، علمی، زهرا میلا و محمدی مجد، سعید. (۱۴۰۲). تأثیر استرس مالی بر بازده سهام صنایع پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران . *نشریه اقتصاد مقداری*، ۲۰(۱)، ۷۳-۳۲. DOI: 10.22055/jqe.2021.35405.2284

رمضانی وانگاه، سعاد. (۱۴۰۳). شناسایی و اولویت‌بندی عوامل مؤثر بر شکنندگی مالی (مطالعه موردی: شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار ایران). *نشریه رویکردهای پژوهشی نوین مدیریت و حسابداری*، ۸(۲۹)، ۹۶۰-۹۵۱. (URL of Article).

زند وکیلی، گلناز، بنی هاشمی، مرضیه، راضی، مرجان و نصری، لیلا. (۱۳۹۳). بررسی خطرات احتیاطی کلان: شاخص شکنندگی مالی. *همایش‌های دانشگاه تهران، سومین کنفرانس ملی حسابداری و مدیریت*. (URL of Article).

شکوهی‌فرد، سیامک، ابوالحسنی، اصغر و فرهنگ، امیرعلی. (۱۴۰۰). اثرات فساد بر شکنندگی مالی در ایران: رهیافت رگرسیون کوانتایل. *نشریه توسعه و سرمایه*، ۶(۲)، ۹۳-۱۱۰. DOI: 10.22103/jdc.2021.18460.1169

قدم یاری، محمد. (۱۳۹۹). بدهی دولت به بانکهای تجاری و شکنندگی مالی. *نشریه راهبرد مدیریت مالی*، ۸(۳۱)، ۲۳۴-۲۱۳. DOI: 10.22051/jfm.2020.24939.2002

کیانی راد، بهمن، جمشیدی نوید، بابک و قنبری، مهرداد. (۱۴۰۱). طراحی مدل ارزیابی شکنندگی مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار ایران. *نشریه راهبرد مدیریت مالی*، ۱۰(۳۹)، ۲۱۷-۲۳۴. DOI: 10.22051/jfm.2020.28688.2234

کیانی راد، بهمن، جمشیدی نوید، بابک و قنبری، مهرداد. (۱۴۰۳). مدل‌سازی ساختاری تفسیری ارتقاء شکنندگی مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار ایران با رویکرد غربالگری. *نشریه دانش سرمایه گذاری*، ۱۳(۵۰)، ۵۶۵-۵۴۵. (URL of Article)

منصورفر، غلامرضا.، غیور، فرزاد.، و لطفی، بهناز. (۱۳۹۲). ترکیب اجزای جریان نقد و پیشبینی درماندگی مالی در شرکتهای پذیرفته‌شده بورس اوراق بهادار تهران. *نشریه تحقیقات حسابداری و حسابرسی*، ۵ (۱۸)، ۸۷-۷۴. DOI: 10.22034/iaar.2013.104546

References

Ahmadian, A. (2015). Evaluation of financial fragility of banks using neural networks. *Iranian Economic Development Analyses*, 3(2), 29–58. https://doi.org/10.22051/edp.2016.2526 [In Persian].

Alfaro, L., Asis, G., Chari, A., & Panizza, U. (2019). Corporate debt, firm size and financial fragility in emerging markets. *Journal of International Economics*, 118, 1-19. https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2019.01.002

Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance*, 23(4), 589-609. https://doi.org/10.2307/2978933

Altman, E.I. (1983). *Corporate Financial Distress. A Complete Guide to Predicting, Avoiding, and Dealing with Bankruptcy*. New York: John Wiley & Sons.

Altman, E. I., & Hotchkiss, E. (2010). *Corporate financial distress and bankruptcy: Predict and avoid bankruptcy, analyze and invest in distressed debt,* (Vol. 289). John Wiley & Sons.

Andrianova, S., Baltagi, B. H., Beck, T., Demetriades, P. O., Fielding, D., Hall, S., & Rousseau, P. (2015). *A new international database on financial fragility*. University of Leicester, Department of Economics. https://ideas.repec.org/p/pre/wpaper/201557.html

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel Carlo application to data: evidence and an employment equation. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297. https://doi.org/10.2307/2297968

Bagliano, F, C., & Morana, C. (2014). Determinants of US financial fragility conditions. *Research in international business and finance* 30, 377-392. https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2012.08.003

Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data* (3rd ed.). John Wiley & Sons.

Bernanke, B., & Gertler, M. (1989). Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. *American Economic Review*, American Economic Association, 79(1), 14-31. https://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v79y1989i1p14-31.html

Bleakley, H., & Cowan, K. (2005). *Corporate dollar debt and depreciations: Much ado about nothing?*. Inter-American Development Bank Working Paper No. 443. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1818732

Blundell, R., Bond, S., Windmeijer, F. (2001). Estimation in dynamic panel data models: improving on the performance of the standard GMM estimator. Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Badi H. Baltagi, Thomas B. Fomby, R. Carter Hill. https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15003-0

Breitung, J., Pesaran, M.H. (2008). Unit Roots and Cointegration in Panels. *Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics*, 46. https://doi.org/10.1007/978-3-540-75892-1_9

Bruneau, C., De Bandt, O., & El Amri, W. (2012). Macroeconomic fluctuations and corporate financial fragility. *Journal of Financial Stability*, *8*(4), 219-235. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2012.02.002

Bruno, V., & Shin, H, S. (2015). Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 71, 119-32. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.11.011

Campbell, J. Y., & Shiller, R. J. (1988). The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors. *The Review of Financial Studies*, 1(3), 195–228. https://doi.org/10.1093/rfs/1.3.195

Carton, R. B., & Hofer, C. W. (2006). *Measuring organizational performance: Metrics for entrepreneurship and strategic management research*. Edward Elgar Publishing.

Chen, H., & Wirjanto, T. S. (2015). Are industry-relative financial ratios more stable? The case of bankruptcy prediction. https://ssrn.com/abstract=2613977

Chletsos, M., & Sintos, A. (2021). The effect of financial fragility on employment. *Economic Modelling, 94*, 104-120. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2020.09.017

Cooper, R. N. (1999). Should Capital Controls be Banished?, Brookings Papers on Economic Activity, *Economic Studies Program, The Brookings Institution*, 30(1), 89-142. https://ideas.repec.org/a/bin/bpeajo/v30y1999i1999-1p89-142.html

Davis, E. P. (1995). *Debt, financial fragility, and systemic risk*. Oxford University Press.

Dehghan Manshadi, M., & Pourrahim, P. (2013). Examination of the Relationship between Macroeconomic Instability and Economic Growth in Iran. *Economic Research and Policies*, 21(67), 171–192. http://qjerp.ir/article-1-535-fa.html [In Persian].

Degryse, H., Elahi, M. A., & Penas, M. F. (2013). *Determinants of Banking System Fragility: A Regional Perspective.* Working Paper Series 1567, European Central Bank. https://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20131567.html

Dong, L., Kouvelis, P., & Su, P. (2014). *Operational hedging strategies and competitive exposure to exchange rates*. *International Journal of production Economics*, 153, 215–229. https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2014.03.002

Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161–1176. https://www.jstor.org/stable/1831272

Fama, E.F. and French, K.R. (1988). Permanent and Temporary Components of Stock Prices. *Journal of Political Economy*, 96, 246-273. https://www.jstor.org/stable/1833108

Fosu, G. O., Amoo Bondzie, E., & Asare Okyere, G. (2014). Does foreign direct investment really affect Ghana's economic growth?. *International Journal of Academic Research and Management Science* 3(1), 1-15. http://dx.doi.org/10.6007/IJAREMS/v3-i1/602

Ghadamyari, M. (2020). Government debt to commercial banks and financial fragility. *Financial Management Strategy*, 8(31), 213–234. https://doi.org/10.22051/jfm.2020.24939.2002 [In Persian].

Galati, G., & Moessner, R. (2013). Macroprudential policy–a literature review. *Journal of Economic Surveys*, *27*(5), 846-878. https://econpapers.repec.org/article/blajecsur/v_3a27_3ay_3a2013_3ai_3a5_3ap_3a846-878.htm

Geluk, J. L., de Haan, L., & De Vries, C. G. (2007). *Weak & strong financial fragility* (No. 07-023/2). Tinbergen Institute. https://ideas.repec.org/p/tin/wpaper/20070023.html

Gitman, L, G, (2009), *Principles of Managerial Finance*. Pearson Prentice Hall. https://books.google.com/books/about/Principles_of_Managerial_Finance.html?id=RGY7HwAACAAJ

Hakkio, C. S., & Keeton, W. R. (2009). Financial stress: What is it, how can it be measured, and why does it matter. *Economic Review*, 94(2), 5-50. https://ideas.repec.org/a/fip/fedker/y2009iqiip5-50nv.94no.2.html

Grice, J. S., & Ingram, R. W. (2001). Tests of the Generalizability of Altman's Bankruptcy Prediction Model. *Journal of Business Research*, 54(1), 53-61. http://dx.doi.org/10.1016/S0148-2963(00)00126-0

Hawkins, J., & Klau, M. (2000). *Measuring potential vulnerabilities in emerging market economies*. BIS Working Paper No. 91. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.849258

Iftikhar, S. F. (2015). Financial reforms and financial fragility: A panel data analysis. *International Journal of Financial Studies*, *3*(2), 84-101. https://doi.org/10.3390/ijfs3020084

Khatatbeh, I. N., Samman, H. W., Al Salamat, W. A., & Meqbel, R. (2024). The effect of corporate governance on financial fragility in non-financial companies: a Minskyian approach. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*. 17(6), 1100–1119. https://doi.org/10.1108/IMEFM-11-2023-0453

Kianirad, B., Jamshidi Navid, B., & Ghanbari, M. (2023). Designing a model of financial fragility evaluation of companies listed in the Iranian Stock Exchange. *Financial Management Strategy*, 10(4), 217–234. https://doi.org/10.22051/jfm.2020.28688.2234 [In Persian]

Kianirad, B., Jamshidi Navid, B., & Ghanbari, M. (2024). Interpretive structural modeling to improve the financial fragility of companies listed on the Iranian Stock Exchange with a screening approach. *Investment Knowledge*, 13(50), 545–565. https://sanad.iau.ir/fa/Article/843474?FullText=FullText [In Persian]

Kibritçioğlu, A. (2002). *Excessive risk-taking, banking sector fragility, and banking crises*. U of Illinois, Commerce and Bus. Admin. Working Paper, (02-0114). http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.317491

Klemkosky, R. C. (2013). Financial system fragility. *Business Horizons*, 56(6), 675-683. http://dx.doi.org/10.1016/j.bushor.2013.07.005

Kogan, L., & Tian, M. H. (2012). *Firm characteristics and empirical factor models: a data-mining experiment.* FRB International Finance discussion Paper. No. 1070, Available at SSRN: https://ssrn.com/abstract=2976764

Lagunoff, R., & Schreft, S. L. (2001). A model of financial fragility. *Journal of Economic Theory*, *99*(1-2), 220-264. http://dx.doi.org/10.1006/jeth.2000.2733

Le, A. T., & Doan, A. T. (2020). Corruption and financial fragility of small and medium enterprises: International evidence. *Journal of Multinational Financial Management*, 57, 58. https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2020.100660

Leung, W. S., Song, W., & Chen, J. (2019). Does bank stakeholder orientation enhance financial stability?. *Journal of Corporate Finance*, *56*, 38-63. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2668126

Mansourfar, G., Ghayour, F., & Lotfi, B. (2013). The combination of cash flow components and predicting financial distress in Tehran Stock Exchange. *Accounting and Auditing Research*, 5(18), 74–87. DOI: 10.22034/iaar.2013.104546 [In Persian]

McKnight, P. J., & Weir, C. (2009). Agency costs, corporate governance and ownership structure in large UK publicly quoted companies: A panel data analysis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(2), 139–158. https://doi.org/10.1016/j.qref.2007.09.008

Minsky, H. P.(1982). Can "It" Happen Again? Essays on Instability and Finance. *Armonk, NY: M. E. Sharpe Inc*. https://doi.org/10.1080/05775132.1982.11470774

Modigliani, F. & Miller, M. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *American Economic Review*, 48(3): 261-297. https://www.jstor.org/stable/1809766

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of applied econometrics*, 22(2), 265-312. https://doi.org/10.1002/jae.951

Pesaran, M. H. (2014). Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels. *Econometric Reviews*, 34(6–10), 1089–1117. https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623

Pishghadam, B., & Pakravan, S. (2017). Analyzing the impact of fiscal policies on financial fragility of selected firms listed in the Tehran Stock Exchange. *1st National Conference on Modern Developments in Financial and Accounting Studies*, Islamic Azad University, Maragheh Branch. https://civilica.com/doc/746227 [In Persian]

Pourebdollahan Covich, M., Asgharpur, H., Fallahi, F., & Sattarrstami, H. (2018). The Effect of microeconomic and macroeconomic variables on Iran's banking system Fragility using Markov-switching model. *Applied Economics Studies Iran*, 7(72), 83–111. https://doi.org/10.22084/aes.2017.14182.2499 [In Persian].

Ramezani Vangah, S. (2023). Identifying and prioritizing factors affecting financial fragility (Case study: Companies listed on the Tehran Stock Exchange). *Journal of New Research Approaches in Management and Accounting*, 8(29), 951–960. https://www.majournal.ir/index.php/ma/article/view/2730 [In Persian].

Rezagholizadeh, M., & Rajabpour, H. (2022). Financial stress, political risk, and economic growth: New evidence from Iran. *Economic Growth and Development Research*, 12(45), 59-74. https://doi.org/10.30473/egdr.2020.53225.5837 [In Persian].

Rezagholizadeh, M., Elmi, Z. M., & Mohammadi Majd, S. (2023). The effect of financial stress on the stock return of accepted industries in Tehran Stock Exchange. *Quantitative Economics*, 20(1), 32–73. https://doi.org/10.22055/jqe.2021.35405.2284 [In Persian]

Schroth, E., Suarez, G. A., & Taylor, L. A. (2014). Dynamic debt runs and financial fragility: Evidence from the 2007 ABCP crisis. *Journal of Financial Economics*, *112*(2), 164-189. http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2020925

Shokouhifard, S., Abolhasani, A., & Farhang, A. (2021). *The* Effects of corruption on financial fragility in Iran: A quantile regression approach. *Development and Capital*, 6, 2(11), 93-110. [In Persian] https://doi.org/10.22103/jdc.2021.18460.1169

Sinapi, C. (2014). Revisiting the Washington Consensus Debate Today. *LIMESplus*, (3), 29-52. https://www.ceeol.com/search/article-detail?id=477010

Tuzcuoğlu, T. (2020). The impact of financial fragility on firm performance: an analysis of BIST companies. *Quantitative Finance and Economics*, *4*(2), 310-342. http://dx.doi.org/10.3934/QFE.2020015

Tymoigne, E. (2006). *Asset prices, financial fragility, and central banking*.

Zaghdoudi, T. (2013). Bank failure prediction with logistic regression. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(2), 537-543. https://www.econjournals.com/index.php/ijefi/article/view/442

Zandvakili, G., Banihashemi, M., Razi, M., & Nasri, L. (2014). Examining macro-prudential risks: The financial fragility index. *3rd National Conference on Accounting and Management*, University of Tehran. https://civilica.com/doc/342902 [In Persian]

Zhang, Z., Wu, Y., & Wang, H. (2024). Corporate financial fragility, R&D investment, and corporat green innovation: Evidence from China. *Finance Research Letters*, 62(B), 105190. https://doi.org/10.1016/j.frl.2024.105190

Zwet, AMC., & Swank, J. (2000). *financial fragility and macroecnomic performance. A comparison of emerging and highly developed countries*. DNB Staff Reports. 52.

Economic Policies and Research
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Journal Homepage: www.jepr.uok.ac.ir
ISSN Online: 2821-174X

Volume 4, Issue 2, Summer 2025, Page: 139-165 DOI: 10.22034/jepr.2025.142957.1229

Original Research Article

Insurance of Oil Tankers by Insurance Companies: A Comparative Study of Iran and the World

Mir Hossein Mousavi[*1], Jalal Dehnavi[2], Esmaeel Safarzadeh[2], Fatemeh Abbasi[3], Farid Dehghani[4]

1. Associate Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran
2. Assistant Professor, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran
3. M.A in Economics, Department of Economics, Faculty of Social Sciences and Economics, Alzahra University, Tehran, Iran
4. Instructor, Office of Energy, Industry and Mine Studies, Islamic Parliament Research Center (IPRC), Tehran, Iran

Received: 14 January 2025 *Accepted: 17 April 2025*

Abstract

The existence of high risks in maritime transportation of oil by oil tankers, along with the capital-intensive nature of this industry, underscores the necessity for insuring oil tankers, which has faced challenges under sanctions. On the other hand, the low share of insurance premiums generated from oil production and its transportation relative to the total insurance premiums in the country indicates a mismatch between the two industries, with the oil industry outpacing the insurance industry.The main objective of this article is to examine the possibility of insuring oil tankers by domestic insurance companies. This paper is developmental in purpose and classified as analytical-descriptive in terms of methodology. The data collection tool used in this research is library resources, and the method of analysis is comparative analysis. In this way, the leading insurance companies globally in the field of oil tankers are first examined, and their financial strength and capital structure are compared with those of domestic insurance companies.Ultimately, best practices from foreign insurance companies will be adapted for domestic insurance companies. The results indicate that insuring oil tankers in Iran is economically justified, but it requires the establishment of appropriate infrastructure and the enhancement of financial capacity and technical knowledge in the field of oil tankers within the country's insurance industry.

Keywords: Comparative Study, Oil Tanker Insurance, Insurance Premium, Risk.

JEL Classification: N70, Q40, G22.

** Corresponding Author: Mir Hossein Mousavi* *E-mail: hmousavi@alzahra.ac.ir* *Tel: +982188397556*

How To Cite: Mousavi, M. H., Dehnavi, J., Safarzadeh, E., Abbasi, F. & Dehghani, F. (2025). Insurance of Oil Tankers by Insurance Companies: A Comparative Study of Iran and the World. *Journal of Economic Policies and Research*, *4*(2), 139-165. DOI: 10.22034/jepr.2025.142957.1229

Homepage of this Article: https://jepr.uok.ac.ir/article_63781.html?lang=en

Copyright © 2022 The Author(s). Published by Department of Economics, University of Kurdistan. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

Extended Abstract

Every oil tanker and the oil it carries represent significant assets that are, unfortunately, exposed to numerous risks. The most critical issues stem from the inherent dangers associated with oil, including its flammability and the high potential for accidents that can lead to fires, explosions, the release of pollutants into the atmosphere, leakage into marine environments, and the costs associated with cleanup efforts. Additionally, there are risks inherent to the maritime transportation of oil by tankers, such as sinking, grounding, collisions, and accidents involving other vessels or underwater obstacles like rocks and breakwaters.

Moreover, various economic, social, technical, technological, political, and other risks threaten oil, tankers, and their personnel. These risks are exacerbated by national sanctions, which limit interaction with the international insurance industry, contribute to the aging of oil tankers, and restrict access to newer vessels. In light of these circumstances, obtaining insurance coverage from domestic insurance companies is essential for oil carriers.

In summary, the oil shipping industry is capital-intensive and fraught with risk, making the role of insurance in managing and transferring these risks critical. However, due to sanctions aimed at maintaining market share, reducing exports, and preventing foreign currency outflows, the domestic insurance industry must strive for self-sufficiency in this sector. Achieving this self-sufficiency requires the development of structures and infrastructures that foster an environment conducive to enhancing technical and specialized knowledge—an aspect that will have long-term effects on the insurance industry—as well as strengthening financial capacity, which will yield short-term benefits.

A feasibility study and comparative analysis reveal that the domestic insurance industry falls short of international standards across various indicators, including insurance penetration rates, total premiums generated, premiums per capita, capital adequacy ratios, and risk-bearing capacity. A comparative assessment between Iran Insurance Company and Berkshire Hathaway Insurance Company indicates that Iran Insurance Company is significantly disadvantaged compared to this American firm across all financial structure indicators. This finding suggests that when generalized to the entire domestic insurance industry, no Iranian insurance company possesses sufficient financial capacity to fully insure oil tankers—including hull coverage, cargo insurance, and all related liabilities.

However, in terms of adherence to international conventions and the establishment of domestic regulations regarding oil tankers, their insurance, and compensation for damages caused by oil pollution, Iran is relatively well-positioned. Furthermore, ranking thirty-eighth in the insurance industry, twenty-second in maritime trade, and twenty-sixth in the global economy indicates that Iran does not occupy a particularly unfavorable position compared to many countries—especially selected nations in the Middle East region analyzed in Chapter Three. In fact, within areas outside of energy, Iran's performance in the insurance sector has been comparatively stronger than that of these countries. Nonetheless, it still lags behind many other nations, particularly developed ones. Therefore, it is imperative to implement necessary measures to enhance and improve performance within this industry.

In addition to the aforementioned considerations, an analysis of the loss ratio and the disparity between premiums received and losses paid in the realm of cargo and liability insurance suggests that tanker insurance in Iran possesses economic justification and is deemed essential for the country, particularly in the context of sanctions. However, achieving this requires building trust among insurers within the oil and shipping industries, enhancing technical expertise and specialized knowledge, and reaching capital adequacy levels comparable to leading global insurance companies

such as Berkshire Hathaway, Allianz, and AXA—companies which served as case studies in this research. It is advisable for domestic insurance companies to take proactive steps toward developing tanker insurance solutions. Accordingly, the following recommendations are proposed based on the findings of this study:

1. It is recommended that the Central Insurance Organization, the Insurance Research Institute, the National Oil Tanker Company, the National Oil Company, and other relevant institutions utilize the findings of this research to establish necessary structures and infrastructure aimed at improving the performance of domestic insurance companies in relation to oil tanker insurance. Furthermore, they should organize meetings, conferences, and interdisciplinary training sessions while creating joint courses on insurance, oil, and transportation in universities across the country. These initiatives would significantly advance both industries.

2. Experts, researchers, and specialists in these fields are encouraged to incorporate the findings of this research into their future studies and to explore additional specialized aspects.

3. Given the size of the Iranian Insurance Company (a state-owned entity) and its comparative advantages over other insurance companies—such as higher insurance penetration rates, greater premium production, and a larger number of branches—it is proposed that measures be taken to privatize this company. This would foster a fully competitive environment among all insurance providers while allowing the government (through the Central Insurance Supervisory Authority of the Islamic Republic of Iran) to maintain only a supervisory role.

4. To address the gap in insurance knowledge and expertise between Iran and other countries, it is essential to invite international experts from this industry.

5. A primary challenge facing the domestic insurance industry is insufficient financial capacity, which manifests in the short term. However, considering the time lag between receiving insurance premiums and settling claims—an interval that may extend over several years—it is suggested that these funds be invested not solely in bank deposits but also in capital markets or high-yield projects. Such actions could enhance capital growth and savings within domestic insurance companies. Additionally, efforts should be made to bolster confidence among both domestic and foreign investors.

6. Since demand drives supply in the insurance sector, strategies should be implemented to increase effective demand and foster trust among insurers within the oil and transportation industries.

7. Finally, eliminating or amending cumbersome and restrictive regulations within the domestic insurance industry—such as the tariff system used to determine premium rates, which hinders competition among domestic insurers—could serve as a valuable solution for promoting industry growth.

فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی
نشریه گروه علوم اقتصادی، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان، سنندج، ایران
وب سایت نشریه: www.jepr.uok.ac.ir
شاپای الکترونیکی: ۲۸۲۱-۱۷۴X
سال چهارم، شماره ۲، تابستان ۱۴۰۴، صفحات: ۱۳۹ – ۱۶۵
DOI: 10.22034/jepr.2025.142957.1229

مقاله پژوهشی

بیمه نفت‌کش‌ها توسط شرکت‌های بیمه: مطالعه تطبیقی ایران و جهان

میرحسین موسوی* [۱]، جلال دهنوی [۲]، اسماعیل صفرزاده [۲]،
فاطمه عباس [۳]، فرید دهقانی [۴]

۱. دانشیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران
۲. استادیار، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران
۳. دانش آموخته کارشناسی ارشد، گروه اقتصاد، دانشکده علوم اجتماعی و اقتصادی، دانشگاه الزهرا، تهران، ایران
۴. مربی، گروه مطالعات انرژی، صنعت و معدن، مرکز پژوهش‌های مجلس شورای اسلامی، تهران، ایران

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱۰/۲۵ *تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۰۱/۲۸*

چکیده

وجود ریسک‌های بالا در حمل‌ونقل دریایی نفت توسط نفت‌کش‌ها و سرمایه‌بر بودن این صنعت حاکی از ضرورت بیمه نفت‌کش‌ها دارد که در شرایط تحریمی با مشکل مواجه شده است. از سوی دیگر سهم پایین حق بیمه تولیدی نفت و حمل آن از کل حق بیمه تولیدی کشور بیانگر عدم تناسب دو صنعت و پیشی گرفتن صنعت نفت از صنعت بیمه است. هدف اصلی این مقاله بررسی امکان بیمه نفت‌کش‌ها توسط شرکت‌های بیمه داخلی است. این مقاله به لحاظ هدف، پژوهشی توسعه‌ای و از نظر طبقه‌بندی برحسب روش، پژوهشی تحلیلی-توصیفی است. ابزار گردآوری داده‌ها در این پژوهش منابع کتابخانه‌ای بوده و روش تجزیه‌وتحلیل در آن نیز، روش مقایسه تطبیقی است؛ بدین صورت که ابتدا شرکت‌های بیمه‌ای برتر دنیا در حوزه نفت‌کش‌ها بررسی‌شده و میزان توانگری مالی و ساختار سرمایه آن‌ها با شرکت‌های بیمه داخلی مقایسه می‌شود. درنهایت، از روی شرکت‌های بیمه خارجی برای شرکت‌های بیمه‌ای داخلی الگوبرداری می‌گردد. نتایج حاکی از آن است که بیمه نفت‌کش‌ها در ایران توجیه اقتصادی دارد، اما نیازمند ایجاد بستر و زیرساخت‌های مناسب، افزایش توان مالی و دانش فنی در حوزه نفت‌کش‌ها در صنعت بیمه کشور خواهد بود.

واژگان کلیدی: *مطالعه تطبیقی، بیمه نفت‌کش، حق بیمه، ریسک.*

طبقه‌بندی JEL: N70, Q40, G22

* ***نویسنده مسئول:*** *میرحسین موسوی* *آدرس رایانامه: hmousavi@alzahra.ac.ir* *تلفن تماس: ۰۲۱۸۸۳۹۷۵۵۶*

استناد به مقاله: موسوی، میرحسین، دهنوی، جلال، صفرزاده، اسماعیل، عباسی، فاطمه و دهقانی، فرید. (۱۴۰۴). بیمه نفت‌کش‌ها توسط شرکت‌های بیمه: مطالعه تطبیقی ایران و جهان. *فصلنامه سیاست‌ها و تحقیقات اقتصادی*، ۴(۲)، ۱۳۹ – ۱۶۵. DOI: 10.22034/jepr.2025.142957.1229

صفحهٔ اصلی مقاله در سامانهٔ نشریه: https://jepr.uok.ac.ir/article_63781.html

حق نشر © ۲۰۲۲ نویسنده (گان). منتشرشده توسط گروه اقتصاد، دانشکده علوم انسانی و اجتماعی، دانشگاه کردستان.
این یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت شرایط مجوز بین‌المللی Creative Commons Attribution 4.0 توزیع شده است، که استفاده، توزیع و تکثیر نامحدود در هر رسانه‌ای را مجاز می‌داند، مشروط بر اینکه به نویسنده و منبع اصلی استناد شود.

۱. مقدمه

بیمه حمل‌ونقل کالا یا بیمه باربری به‌ویژه در بخش حمل‌ونقل دریایی، یکی از قدیمی‌ترین و مهم‌ترین رشته‌ها در صنعت بیمه محسوب می‌شود و با انجام معاملات در قهوه‌خانه ادوارد لوید[1] در شهر لندن در سال ۱۶۸۸ آغاز شده است (Rose, 2013). در دنیای امروز گستردگی تجارت جهانی و افزایش تعاملات کشورهای مختلف در اقصی نقاط جهان موجب شده روزانه حجم بسیار زیادی کالا و خدمات جابجا شود. با توجه به اینکه بیش از ۹۰ درصد از جابه‌جایی‌ها در تجارت بین‌الملل توسط دریا صورت می‌گیرد لذا حمل‌ونقل دریایی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار بوده و قطعاً با ریسک‌های بسیار زیادی همراه است. لذا اخذ پوشش بیمه برای آن الزامی است تا در صورت رخداد حوادث، جبران خسارت وارده را برای خریداران و فروشندگان کالاها و خدمات و نیز متصدیان حمل‌ونقل تضمین نماید.

یکی از مهم‌ترین اقلامی که از طریق دریا حمل می‌شود، نفت است. حمل‌ونقل نفت معمولاً به سه صورت انجام می‌شود: ۱) به‌وسیله خط لوله؛ ۲) توسط شناور و نفت‌کش؛ ۳) از طریق جاده و ریل. حمل‌ونقل دریایی محمولات نفتی به دلیل وجود عناصر نامطمئن و نامشخص و نیز خاصیت اشتعال‌پذیری بالای این ماده هیدروکربوری[2]، در معرض ریسک‌های فراوانی قرار دارد.

تا قبل از شرایط تحریمی در دهه ۱۳۹۰، شرکت‌های بیمه‌ای خارجی با مشارکت جزئی و محدود شرکت‌های بیمه‌ای ایرانی (نظیر شرکت بیمه البرز، شرکت بیمه ملت و غیره) نفت‌کش‌های ایرانی را بیمه می‌کردند. اما پس از تحریم‌های نفتی که شرکت‌های بیمهٔ اتکایی اروپایی و آمریکایی بازار جهانی را در اختیار گرفتند و به‌شدت مراقب هستند تا هیچ کشوری تحریم‌ها را زیر پا نگذارد، نگرانی نسبت به از دست دادن پوشش بیمه موجب شده است تا شرکت‌های بیمه‌ای خارجی تا حدودی از بیمه کردن نفت‌کش‌های ایرانی امتناع کنند. لذا مشاهده می‌شود که برخی پالایشگاه‌ها به دلیل مشکلات بیمه‌ای نفت‌کش‌ها، خرید نفت خود از ایران را کاهش داده‌اند. از طرف دیگر به دلیل سرمایه‌بر بودن این صنعت، مدیرهای بندرها و یا صاحبان بانک‌هایی که کشتی‌های اقساطی در رهن آن‌ها است، همواره در پی یک پوشش بیمه‌ای ممتاز بوده و بیمه هر شرکتی را به‌راحتی نمی‌پذیرند. این موضوع کشورهای معاف از تحریم خرید نفتی ایران را نیز دچار مشکل کرده است، به‌عنوان‌مثال کشور ژاپن پس از تحریم‌ها به این نتیجه رسید که کشتی حامل نفت ایران را بیمه کند، لیکن در هر مرحله تنها یک نفت‌کش را تا سقف ۸ میلیارد دلار بیمه نماید (Tsukimori, 2012). دولت چین نیز برای این‌که بیمه نمودن نفت‌کش‌های حامل نفت ایران، بر روابط چین و آمریکا تأثیر منفی نگذارد، اعلام نمود که ایران با نفت‌کش‌های خود نفت را به بندرهای چین برساند. همچنین کره جنوبی که ۱۰ درصد نفت مصرفی خود را از ایران وارد می‌کرد، اعلام نمود که حاضر نیست پول مالیات‌دهندگان خود را برای بیمه کردن نفت‌کش‌های حامل نفت ایران به خطر بیندازد، لذا اساساً خرید نفت از ایران را متوقف نمود. این اقدامات درنهایت منجر به از دست دادن سهم بازار و کاهش صادرات نفت ایران می‌گردد.

---

1. Edward Lloyd's Coffee House
2. hydrocarbon

بخش عمده فشارهای تحریمی علیه ایران، تحریم‌های نفتی است. بنابراین شرکت‌های بیمه داخلی چنانچه بتوانند در بیمه کردن نفت‌کش‌ها خودکفا شوند تا حد زیادی مانع از فشارهای تحریمی وارده بر کشور می‌شوند. ضمن آن‌که ایران برای حفظ سهم خود از بازار نفت و جلوگیری از کاهش صادرات آن به این خودکفایی در صنعت بیمه نیازمند است. هدف این مقاله پاسخ دادن به این سؤال است که آیا شرکت‌های بیمه‌ای داخلی در شرایط تحریم نفتی، به‌تنهایی و بدون اتکا به شرکت‌های بیمه‌ای خارجی توانایی بیمه کردن نفت‌کش‌ها رادارند؟ با توجه به این‌که در شرایط تحریمی به دلیل فرسودگی و سطح پایین کیفیت نفت‌کش‌ها، ریسک سوانح دریایی بیشتر شده و با عنایت به این نکته که شرط بیمه پذیری هر کالایی این است که برای شرکت بیمه به لحاظ اقتصادی مقرون‌به‌صرفه باشد، صنعت بیمه داخلی با ساختاری که دارد تا چه حد می‌تواند ایران را به‌عنوان یک کشور تولید و صادرکننده نفت در این زمینه یاری نماید؟

در ادامه سازمان‌دهی مقاله به شرح ذیل است. در بخش دوم مروری بر ادبیات تجربی و نظری شده است. بخش سوم به روش‌شناسی و در ادامه به واقعیت‌های آماری صنعت بیمه ایران و شرکت‌های بین‌المللی فعالی در زمینه بیمه نفت‌کش‌ها پرداخته‌شده است. بخش چهارم به تجزیه‌وتحلیل وضعیت شرکت‌های بیمه داخلی و بین‌المللی در زمینه نفت‌کش‌ها پرداخته است. درنهایت جمع‌بندی و پیشنهادهای سیاستی آورده شده است.

۲. ادبیات پژوهش

۲–۱. مبانی نظری

تأثیر صنعت بیمه را از دو کانال جبران خسارت و به‌عنوان یک‌نهاد سرمایه‌گذار بر فعالیت‌های اقتصاد کلان می‌توان تجزیه‌وتحلیل کرد. توجه به این دو کانال در صنعت بیمه حمل‌ونقل دریایی خیلی اهمیت دارد. چون یکی از مهم‌ترین ارکان مدیریت ریسک در تجارت بین‌المللی کالا، به‌ویژه حمل‌ونقل نفت خام و فرآورده‌های نفتی به شمار می‌رود. بیمه نفت‌کش‌ها به‌عنوان یکی از شاخه‌های بیمه‌های حمل‌ونقل دریایی، نقشی حیاتی در تأمین امنیت اقتصادی برای مالکان کشتی، شرکت‌های کشتیرانی و خریداران و فروشندگان نفت دارد. از منظر نظری، بیمه دریایی مبتنی بر اصول مدیریت ریسک، نظریه احتمال، و تحلیل هزینه-فایده است. طبق این اصول، هدف از بیمه آن است که هزینه‌های مالی ناشی از بروز ریسک‌های شدید ولی کم احتمال را قابل پیش‌بینی و مدیریت پذیر سازد. در مورد نفت‌کش‌ها، این ریسک‌ها شامل خطراتی نظیر تصادف، آلودگی نفتی، حملات تروریستی، دزدی دریایی، جنگ و تحریم‌های بین‌المللی است.

بر مبنای نظریه‌های مدرن در مدیریت ریسک مانند نظریه ارزش در معرض خطر، شرکت‌های بیمه برای پوشش نفت‌کش‌ها نیازمند ارزیابی دقیق احتمال وقوع ریسک، شدت پیامدهای آن، و توانایی خود در پرداخت خسارت در بدترین سناریوها هستند. درنتیجه، ارائه این نوع بیمه‌ها تنها در شرایطی ممکن است که:

- اطلاعات دقیق و به‌روز از وضعیت فنی کشتی و مسیرهای دریانوردی در دسترس باشد؛
- سرمایه و ذخایر کافی برای پوشش خسارات کلان وجود داشته باشد؛
- چارچوب‌های حقوقی و نظارتی متناسب با استانداردهای بین‌المللی فراهم‌شده باشد.

- توانایی همکاری با بیمه‌گران اتکایی[1] ین‌المللی برقرار باشد؛

در فضای بین‌المللی، شرکت‌های بزرگی نظیر لویدز لندن[2]، گارد[3] و اسکالد[4] با استفاده از شبکه‌های گسترده ارزیابی ریسک، داده‌های تاریخی و فناوری‌های نوین، نرخ‌های دقیق و پویا برای بیمه نفت‌کش‌ها ارائه می‌دهند. در مقابل، شرکت‌های بیمه ایرانی به دلیل محدودیت‌های تحریمی، عدم دسترسی به بیمه‌گران اتکایی خارجی، و محدودیت در ارزیابی ریسک‌های بین‌المللی، با چالش‌های جدی در ورود به این بازار مواجه‌اند. بااین‌حال، نظریه توسعه بازار بیمه ملی و اصول اقتصاد مقاومتی، بر اهمیت توانمندسازی صنعت بیمه داخلی در حوزه‌هایی چون بیمه نفت‌کش‌ها تأکید دارد. در این چارچوب، امکان‌سنجی پوشش این نوع بیمه‌ها توسط شرکت‌های داخلی مستلزم بررسی دقیق ظرفیت‌های فنی، مالی، حقوقی و بین‌المللی آنان است. این چهار بُعد به‌عنوان ارکان بنیادین در ارزیابی امکان‌سنجی بیمه‌گری در حوزه‌های پر ریسک مانند حمل‌ونقل دریایی نفت محسوب می‌شوند.

ظرفیت فنی: به میزان تخصص و زیرساخت‌های فناورانه شرکت بیمه در حوزه ارزیابی، قیمت‌گذاری و مدیریت ریسک‌های پیچیده اشاره دارد. برای بیمه نفت‌کش‌ها، شامل؛ دسترسی به داده‌های دقیق درباره مسیرهای دریایی، نوع نفت‌کش، سن کشتی، سوابق حوادث و مالکیت کشتی؛ توانایی مدل‌سازی احتمال وقوع حوادث (تصادف، آلودگی، آتش‌سوزی، حملات تروریستی) و تحلیل ریسک‌های منطقه‌ای؛ استفاده از نرم‌افزارها و سامانه‌های پیشرفته ارزیابی ریسک و نرخ‌گذاری پویا؛ آموزش کارشناسان تخصصی در حوزه بیمه‌های دریایی است.

ظرفیت مالی: ریسک‌های مرتبط با نفت‌کش‌ها در سطح کلان بوده و خسارات احتمالی می‌تواند میلیاردی باشد. بنابراین شرکت‌های بیمه برای ورود به این حوزه باید از پشتوانه مالی قوی برخوردار باشند. کفایت سرمایه و نسبت توانگری مالی در سطح بالا (مثلاً بالاتر از ۱۵۰ درصد مطابق مقررات بیمه مرکزی)؛ امکان تشکیل ذخایر فنی کافی برای جبران خسارات سنگین؛ دسترسی به منابع تأمین مالی اضطراری در سناریوهای بحرانی (مثلاً استفاده از صندوق‌های مشترک یا کنسرسیوم‌های بیمه‌ای داخلی).

ظرفیت حقوقی: بیمه نفت‌کش‌ها به‌شدت تحت تأثیر الزامات و استانداردهای بین‌المللی بیمه، حقوق دریایی، و قوانین مسئولیت زیست‌محیطی است. ازاین‌رو، شرکت‌های داخلی باید با کنوانسیون‌هایی نظیر کنوانسیون بین‌المللی برای جلوگیری از آلودگی ناشی از کشتی‌ها (مارپل)[5]، کنوانسیون بین‌المللی برای ایمنی جان در دریا (سولاس)[6]، قوانین هیگ-ویسبی[7] و کنوانسیون بین‌المللی در مورد مسئولیت مدنی برای خسارات ناشی از آلودگی نفتی (CLC)[8] آشنایی کامل داشته باشند؛ امکان تدوین قراردادهای بیمه‌ای بر اساس کلوزهای پذیرفته‌شده جهانی (مانند کلوزهای انستیتو لندن) را داشته باشند؛ در صورت بروز خسارات فرامرزی، توان نمایندگی حقوقی و پیگیری دعاوی در محاکم بین‌المللی یا در کشور مقصد را دارا باشند.

---

1. Reinsurers
2. Loyds of london
3. Gard
4. Skuld
5. The International Convention for the Prevention of Pollution from Ships (MARPOL)
6. International convention for the Safety Of Life At Sea (SOLAS)
7. Hague-Visby Rules
8. International Convention on Civil Liability for Oil Pollution Damage (CLC)

ظرفیت بین‌المللی: به دلیل تحریم‌ها و محدودیت در روابط مالی بین‌المللی، شرکت‌های بیمه ایرانی با موانعی جدی در ایجاد همکاری با بیمه‌گران اتکایی خارجی مواجه‌اند. درحالی‌که بخش مهمی از پوشش ریسک نفت‌کش‌ها معمولاً از طریق بیمه اتکایی انجام می‌شود. برای تقویت این بعد: باید همکاری با شرکای منطقه‌ای خارج از دایره تحریم‌ها پیگیری شود؛ امکان ایجاد کنسرسیوم ملی بیمه اتکایی فراهم گردد؛ سیاست‌گذاری‌های حاکمیتی در راستای تسهیل دسترسی بیمه‌گران داخلی به بازارهای مالی و بیمه‌ای بین‌المللی اصلاح شود.

۲-۲. پیشینهٔ پژوهش

در ادبیات تجربی، مطالعاتی که به‌طور خاص به بیمه نفت‌کش‌ها پرداخته‌اند، عمدتاً در تقاطع حوزه‌های بیمه دریایی، اقتصاد حمل‌ونقل، حقوق بین‌الملل دریایی و مدیریت ریسک قرار می‌گیرند. در گزارش مشترک اتاق بازرگانی بین‌المللی[1] (ICC) و شرکت بیمه لویدز لندن[2] در سال ۲۰۲۰، تأثیر افزایش تنش‌های ژئوپلیتیکی بر بازار بیمه نفت‌کش‌ها بررسی‌شده است. این مطالعه به‌ویژه بر وضعیت تنگه هرمز و خلیج‌فارس تمرکز دارد که در سال‌های اخیر به دلیل وقوع حملات به نفت‌کش‌ها، به یکی از پرریسک‌ترین مسیرهای دریایی جهان تبدیل شده‌اند. نتایج گزارش نشان می‌دهد که نرخ بیمه در این مناطق، پس از حوادثی مانند حمله به نفت‌کش‌ها در سال ۲۰۱۹، به‌طور میانگین تا ۱۰ برابرافزایش‌یافته است. در این شرایط، شرکت‌های بیمه علاوه برافزایش حق بیمه، خواستار رعایت الزامات بیشتری از سوی مالکان کشتی‌ها – ازجمله ثبت مسیرهای ناوبری و پوشش‌های امنیتی ویژه – شده‌اند.

این مطالعه بیان می‌کند که نوسانات نرخ بیمه، علاوه برافزایش هزینه حمل‌ونقل، بر قیمت جهانی نفت نیز اثرگذار بوده و موجب افزایش قیمت تمام‌شده برای واردکنندگان انرژی شده است. یافته‌ها بر اهمیت بیمه‌های تخصصی و به‌روزرسانی مستمر ارزیابی ریسک در مواجهه با تهدیدات نوظهور تأکیددارند.

کاریو و ولف[3] (۲۰۱۳) به تحلیل اثر تفاوت‌های منطقه‌ای در سطح ریسک بر نرخ بیمه کشتی‌های تجاری به‌ویژه نفت‌کش‌ها پرداخته است. نویسندگان با استفاده از داده‌های مسیرهای دریایی جهانی در بازه‌ی زمانی ۲۰۰۵ تا ۲۰۱۲ نشان می‌دهند که نرخ بیمه نفت‌کش‌ها در مسیرهایی که خطرات امنیتی بالاتری دارند – نظیر خلیج عدن، تنگه مالاکا و سواحل سومالی – به‌طور معناداری افزایش می‌یابد. در برخی موارد، نرخ بیمه برای نفت‌کش‌هایی که از این مناطق عبور می‌کردند تا سه یا چهار برابر نرخ بیمه در مسیرهای امن‌تر افزایش داشته است. این مطالعه همچنین بر نقش ارزیابی‌های امنیتی انجام‌شده توسط نهادهای بیمه‌گر بین‌المللی تأکید می‌کند و نتیجه می‌گیرد که هزینه بیمه نه‌تنها به ویژگی‌های فنی کشتی، بلکه به ویژگی‌های ژئوپلیتیکی مسیر نیز بستگی دارد. از منظر سیاست‌گذاری، یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که ارتقای امنیت دریایی در مناطق بحرانی می‌تواند منجر به کاهش هزینه‌های بیمه و افزایش کارایی حمل‌ونقل دریایی شود. در جدول (۱) سایر مطالعات تجربی خارجی و داخلی آورده شده است.

---

[1] International Chamber of Commerce
[2] Lloyd's of London
[3] Cariou & Wolff

جدول ۱: ماتریس ادبیات تجربی

نویسنده (سال)	کشور	دوره زمانی	روش	نتایج
ایکس لی و کولینان (۲۰۰۳)	بریتانیا	۲۰۰۰	تجزیه‌وتحلیل هزینه–فایده[1]	مدیریت ریسک دریایی، در رسیدن به اهداف نظارتی تعیین شده مؤثر است و می‌تواند منجر به سطح حداکثر سود اقتصادی گردد.
باسو و ورما[2] (۲۰۱۷)	پنج استان در شرق کانادا[3]	۲۰۱۷	تخمین ریسک	حمل‌ونقل ترکیبی دریایی–راه‌آهن یک جایگزین مناسب در شرق کانادا جهت جلوگیری از ازدیاد شبکه‌های دریایی است.
ناپ و هیج (۲۰۱۷)	هلند	۲۰۱۰–۱۴	رگرسیون لجستیک[4]	برای تعیین حق بیمه برای هر نوع کشتی و حادثه می‌توان از تجزیه‌وتحلیل تجربی MVR در پایگاه‌های اطلاعاتی استفاده نمود.
گیلبرت و زالیک[5] (۲۰۱۸)	کانادا	۲۰۰۷–۱۶	آزمون Multi-scalar	الزام در بازنگری مقررات ایمنی و وجود نهادهای نظارتی به جهت کاهش انحرافات زیست‌محیطی و اجتماعی و نیز افزایش ایمنی در حمل‌ونقل نفت در کانادا
ایزدی و ایزدی (۱۳۹۱)	ایران	۱۳۵۰–۸۷	الگوی خودتوضیح برداری[6]	رابطه مثبت و معنی‌دار حق بیمه‌های باربری و کشتی با تولید ناخالص داخلی یا تابع رشد اقتصادی
نوروزی (۱۳۹۱)	ایران	۱۳۸۰–۸۹	پیمایشی و اسنادی	تأسیس شرکت تخصصی بیمه صنایع نفت، گاز و پتروشیمی در ایران توجیه اقتصادی دارد.
شیخ علیا لواسانی (۱۳۹۳)	ایران	۱۳۹۲–۹۳	توصیفی–پیمایشی	عوامل اقتصادی، شناختی، تخصصی (فنی)، توانایی شرکت‌های بیمه، معرفی و ارائه مناسب بیمه‌های انرژی با عدم رشد بیمه‌های انرژی رابطه مثبت معناداری دارند.
شامی و همکاران (۱۳۹۳)	ایران	۱۳۹۲–۹۳	توصیفی	بین موانع اقتصادی، شناختی و ساختاری، تخصصی (فنی)، ناتوانی شرکت‌های بیمه، تحقیقات و آموزش با رشد بیمه‌های انرژی رابطه مثبت معناداری وجود دارد.
سامانی‌زادگان (۱۳۹۴)	ایران	دهه ۱۳۹۰	تحلیلی–توصیفی	اولاً ایران تابع قوانین بین‌المللی بوده و به کنوانسیون‌ها پیوسته است؛ ثانیاً در دوران تحریم‌ها استفاده از بیمه اتکایی برای پوشش ریسک نفت، گاز و پتروشیمی توصیه می‌گردد.
رجبی‌دهقانی[7] (۲۰۱۴)	ایران	دهه ۱۳۹۰	شبیه‌سازی داده‌ها	استفاده از قراردادهای آتی‌ها، اختیارات، معاوضات و دیگر قراردادهای بازارهای مالی برای بیمه کردن نفت‌کش‌ها در ایران و افزایش ظرفیت بازار بیمه در آن اقدامی مفید و نوآورانه است.
صادقی‌شاهدانی و همکاران[8] (۲۰۱۷)	ایران	۲۰۱۷	TELOS[9]	با توجه به شاخص ضریب خسارت پایین و حاشیه سود نسبتاً بالا، سودآوری در حوزه بیمه چاه‌های نفت و گاز به لحاظ اقتصادی و سرمایه‌گذاری توجیه‌پذیر است.

منبع: بررسی‌های محقق

1. Cost-benefit analysis
2. Basu & Verma
3. Quebec, New Brunswick, Nova Scotia, Prince Edward Island, and Newfoundland
4. Logistic regression
5. Gilbert & Zalik
6. Vector Autoregressive
7. Rajabi Dehaghi
8. Sadeghi Shahedani et al.
9. TELOS: Technical, Economic, Legal, Operational, Scheduling

۲-۳. بررسی تطبیقی

۲-۳-۱. صنعت بیمه در ایران و جهان

در جدول (۲) یک مقایسه بین صنعت بیمه ایران با چند کشور منتخب منطقه چشم‌انداز در سال ۲۰۲۳ بر مبنای اطلاعات مندرج در سالنامه آماری ۱۴۰۲ صنعت بیمه بر اساس حق بیمه تولیدی، حق بیمه سرانه، ضریب نفوذ بیمه و رتبه‌بندی این کشورها بر مبنای این سه شاخص انجام‌شده است. بر مبنای داده‌های موجود در این جدول، کشور ایران بر اساس شاخص حق بیمه تولیدی پس از فلسطین اشغالی، ترکیه، عربستان و امارات با (۷/۳۱۶) میلیون دلار حق بیمه تولیدی در سال ۱۴۰۲ در رده پنجم منطقه چشم‌انداز قرار دارد. حق بیمه سرانه از تقسیم حق بیمه تولیدی صنعت بیمه بر جمعیت هر کشور به دست می‌آید و بیانگر مقدار حق بیمه‌ای است که به‌طور متوسط هر نفر پرداخت کرده است، ازاین‌رو نسبت به‌حق بیمه تولیدی شاخص بهتری برای مقایسه بین کشوری خواهد بود. بر اساس این شاخص ایران پس از فلسطین، امارات، قبرس، بحرین، قطر، کویت، عربستان و عمان با ۸۵ دلار حق بیمه سرانه، یازدهمین کشور منطقه بر اساس این شاخص در سال ۱۴۰۲ است.

جدول ۲. مقایسه بازار بیمه ایران و کشورهای منطقه چشم‌انداز در سال ۲۰۲۳

نام کشور	حق بیمه تولیدی (میلیون دلار)	رتبه حق بیمه تولیدی	حق بیمه سرانه (دلار)	رتبه حق بیمه سرانه	ضریب نفوذ بیمه (درصد)	رتبه ضریب نفوذ بیمه
ایران	۷,۳۱۶	۴۶	۸۵	۷۲	۲.۱	۵۹
کویت	۱,۶۷۴	۵۹	۳۸۸	۴۲	۱.۰	۶۴
قطر	۲,۲۳۱	۵۴	۷۴۰	۲۹	۱.۰	۶۵
بحرین	۷۷۰	۶۸	۴۸۹	۳۶	۱.۷	۵۴
عربستان	۱۷,۴۵۶	۳۶	۴۷۲	۳۷	۱.۶	۵۷
امارات	۱۴,۵۶۸	۳۷	۱,۵۳۱	۲۶	۲.۹	۳۹
عمان	۱,۴۶۸	۶۰	۲۸۳	۴۷	۱.۳	۶۰
پاکستان	۲,۵۶۶	۵۰	۱۱	۷۰	۰.۷	۶۷
ترکیه	۱۹,۲۱۶	۳۳	۲۲۴	۵۰	۱.۷	۵۵
مصر	۲,۵۵۰	۵۱	۲۳	۶۹	۰.۶	۶۸
قبرس	۱,۰۹۳	۸۱	۱,۱۹۷	۳۲	۳.۸	۴۰
فلسطین اشغالی	۲۱,۳۰۸*	۳۱	۲,۳۲۲	۲۳	۴.۲	۲۶
قزاقستان	۱,۷۶۳*	۶۶	۹۱	۷۳	۰.۸	۸۰

منبع: سالنامه آماری صنعت بیمه سال ۱۴۰۲

ضریب نفوذ بیمه شاخصی است که به‌وسیله آن می‌توان وضعیت صنعت بیمه یک کشور را با کل اقتصاد آن کشور مقایسه نمود؛ این شاخص که از تقسیم حق بیمه تولیدی بر تولید ناخالص داخلی به دست می‌آید بیانگر سرعت کمتر یا بیشتر صنعت بیمه نسبت به‌کل مجموعه اقتصاد در کشور است. نکته حائز اهمیت در رابطه با ضریب نفوذ بیمه این است که در فرمول این شاخص صورت و مخرج واحد یکسانی دارند؛ ازاین‌رو این شاخص به‌صورت درصدی، بدون واحد و به‌صورت یک عدد مطلق است لذا بهترین شاخص برای مقایسه خواهد بود. بزرگ‌تر بودن درصد این شاخص بیانگر سهم بیشتر حق بیمه تولیدی صنعت بیمه از تولید ناخالص داخلی و

درنتیجه رشد بهتر صنعت بیمه کشور است. همان‌طور که در جدول (۲) مشاهده می‌شود، بر اساس این شاخص، ایران پس از قبرس، فلسطین اشغالی و امارات با ضریب نفوذ ۲/۱ درصدی رتبه چهارم ضریب نفوذ بیمه در منطقه چشم‌انداز را به خود اختصاص داده است و میزان این شاخص در کشور نسبت به متوسط ضریب نفوذ بیمه در منطقه (۱/۹ درصد) نیز بالاتر است.

الف. شرکت‌های بین‌المللی فعال درزمینه بیمه نفت‌کش‌ها

با توجه به هدف مقاله که بررسی امکان و توانایی شرکت‌های بیمه داخلی برای پوشش بیمه نفت‌کش‌ها است در این بخش از مقاله به بررسی شرکت‌های بین‌المللی فعال درزمینه پوشش ریسک نفت‌کش‌ها پرداخته می‌شود. بیمه دریایی دارای سابقه طولانی است و با انجام معاملات در قهوه‌خانه ادوارد لوید در لندن در سال ۱۶۸۸ آغاز شده است. انواع مختلف بیمه‌نامه‌های دریایی شامل بیمه حمل بار، بیمه انرژی ساحلی، بیمه بدنه و بیمه مسئولیت دریایی است. فروشندگان اصلی بیمه دریایی در جهان عبارت‌اند از: آلیانز[۱]، بین‌المللی آمریکایی[۲]، آئون[۳]، آکسا[۴]، مارش[۵] و سایر...[۶]

شرکت بیمه آلیانز: شرکت بیمه آلیانز با ۱۴۷/۲۶۸ نیروی کار در کشور آلمان مشغول به فعالیت است. دفتر مرکزی این شرکت در شهر مونیخ در مرکز ایالت باواریا آلمان است؛ اما دارای شعب متعدد در بیش از ۷۰ کشور جهان در اروپا، آمریکای شمالی و جنوبی، آسیا اقیانوسیه و آفریقای جنوبی است و می‌تواند به مشتریان خود در بیش از ۲۰۰ کشور جهان خدمات ارائه دهد. ارزش بازار این شرکت در سال ۲۰۱۹ معادل ۸۶/۴۷۴ میلیون دلار بوده است. سود این شرکت به‌عنوان درصدی از درآمد، دارایی و حقوق صاحبان سهام معادل ۶/۸، ۰/۸ و ۱۰/۷ درصد است.[۷] ضریب خسارت در این شرکت بیمه‌ای نیز در سال ۲۰۱۹ معادل ۶۸ درصد بوده است. درآمد حق بیمه ناخالص در سال ۲۰۱۹ در AGCS معادل ۹/۱۰۱ میلیارد یورو است که سالانه به‌طور متوسط حدود ۹۱۴ میلیون یورو افزایش می‌یابد و کل حق بیمه مربوط به حوادث در این سال معادل ۱۱،۵۲۹ میلیون یورو است. سهم حق بیمه ناخالص در رشته‌های بیمه انرژی، مسئولیت و دریایی به ترتیب معادل ۲، ۱۸ و ۱۳ درصد در سال ۲۰۱۹ است؛ همچنین در این سال، حق بیمه ناخالص رشته‌های بیمه دریایی و مسئولیت به ترتیب معادل ۸۳۴،۳۸۲ و ۱،۴۴۲،۰۶۱ هزار یورو بوده است. شرکت بیمه آتش‌سوزی و دریایی آلیانز در ژاپن به‌صورت تخصصی در حوزه بیمه آتش‌سوزی و بیمه دریایی فعالیت می‌کند و در رتبه‌بندی مؤسسه‌های رتبه‌بندی اس اند پی[۸]، فیچ[۹]،

---

1. Allianz
2. American International
3. Aon
4. AXA
5. Marsh

۶. مانند آرتور جی. گالاگر (Arthur J. Gallagher)، آتریوم (Atrium)، بیزلی (Beazley)، چاب (Chubb)، گارد (Gard)، میتسوی سامیتومو (Mitsui Sumitomo)، مونیخ‌ری (Munich Re)، بیمه دریایی و آتش‌سوزی سامسونگ (Samsung Fire & Marine Insurance)، بیمه نیپون‌کوا سومپو ژاپن (Sompo Japan Nipponkoa Insurance)، سوئیس‌ری (Swiss Re)، توماس میلر (Thomas Miller)، هلدینگ دریایی توکیو (Tokio Marine Holdings)، اکس‌ال کاتلین (XL Catlin) و بیمه زوریخ (Zurich Insurance) نام برد.

7. www.fortune.com
8. standard & poor's
9. Fitch

مودیز[1] و آ ام بست[2] به ترتیب رتبه‌های AA، AA^-، Aa3 و A^+ را کسب نموده است و بر اساس رتبه‌بندی فورچون رتبه چهل و ششم را از آن خودکرده است (گزارش سالانه گروه آلیانز، ۲۰۱۹).

شرکت بیمه آکسا: شرکت بیمه آکسا با ۹۹،۸۴۳ نیروی کار در کشور فرانسه فعالیت می‌کند. دفتر مرکزی این شرکت در پاریس واقع‌شده است و در سراسر آفریقا، آمریکای شمالی، آمریکای مرکزی و جنوبی، آسیا اقیانوسیه، اروپا و خاورمیانه حضور فعال و پررنگ دارد. ارزش بازار این شرکت در سال ۲۰۱۹ معادل ۴۸،۰۸۲ میلیون دلار بوده است. سود این شرکت به‌عنوان درصدی از درآمد، دارایی و حقوق صاحبان سهام معادل ۲/۹، ۰/۵ و ۵/۵ درصد است (www.fortune.com). کل حق بیمه ناخالص این شرکت در سال ۲۰۱۹ معادل ۲،۹۴۰،۹۴۶ هزار یورو بوده است و حق بیمه ناخالص رشته‌های بیمه دریایی و مسئولیت از کل این مبلغ به ترتیب ۲۲۳،۸۱۰ و۵۶۱،۵۷۶ هزار یورو بوده است که به ترتیب سهمی معادل ۷/۹ و ۲۴/۳ درصد از کل حق بیمه ناخالص دارند. همچنین ضریب خسارت خالص و ریسک حوادث و تصادفات در این شرکت به ترتیب ۷۴ و ۲۸ درصد برآورد شده است. بر اساس رتبه‌بندی سه آژانس رتبه‌بندی اس اند پی، مودیز و فیچ و آ ام بست برمبندی شاخص FSR (رتبه قدرت مالی) به ترتیب رتبه‌های AA^-، Aa3، AA^- و A^+ را کسب نموده است. همچنین در رتبه‌بندی انجام‌شده توسط فورچون رتبه سی و چهارمین شرکت برتر در سال ۲۰۱۹ را از آن خودکرده است.

شرکت بیمه برکشایر هاتوی[3]: شرکت بیمه برکشایرهاتاوی با ۳۹۱،۵۰۰ نیروی کار در کشور آمریکا فعالیت می‌کند. دفتر مرکزی این شرکت در شهر اوهاما، در ایالت نبرسکا واقع‌شده است و دارای شعب متعدد در سراسر جهان است. ارزش بازار این شرکت در سال ۲۰۱۹ معادل ۵۵۰،۸۷۸ میلیون دلار بوده است. سود این شرکت به‌عنوان درصدی از درآمد، دارایی و حقوق صاحبان سهام معادل ۳۲، ۱۰ و ۱۹/۲ درصد است. حق بیمه دریافت شده در این شرکت در سال ۲۰۱۹ معادل ۶۱،۰۷۸ میلیون دلار و حق بیمه آن برای نفت‌کش‌ها ۱۵،۳۱۷ میلیون دلار بوده است. همچنین ضریب خسارت این شرکت بیمه‌ای در سال ۲۰۱۹ معادل ۶۹/۱ درصد بوده که نسبت به سال قبل افزایش‌یافته است (ضریب خسارت در سال ۲۰۱۸، ۶۴/۹ درصد بوده است). شرکت برکشایر هاتاوی در رتبه‌بندی فورچون رتبه چهاردهمین شرکت برتر جهان را کسب نموده است همچنین در رتبه‌بندی اس اند پی، فیچ، مودیز و آ ام بست بر مبنای شاخص FSR به ترتیب رتبه‌های AA، AA^+، Aa2 و AA^{++} را به خود اختصاص داده است.

هلدینگ دریایی توکیو[4]: هلدینگ دریایی توکیو با ۴۱،۱۰۱ نیروی کار در کشور ژاپن فعالیت می‌کند. دفتر مرکزی این شرکت در شهر توکیو ژاپن واقع‌شده است اما دارای شعب متعدد در اقصی نقاط جهان ازجمله آمریکا، خاورمیانه، آسیا اقیانوسیه، اروپا و استرالیا است. ارزش بازار این شرکت در سال ۲۰۱۹ معادل ۲۹،۴۲۲ میلیون دلار بوده است. سود این شرکت به‌عنوان درصدی از درآمد، دارایی و حقوق صاحبان سهام معادل ۴/۸، ۱ و ۱۳/۴ درصد است. ضریب خسارت در این هلدینگ بیمه‌ای در سال ۲۰۱۹ معادل ۶۲/۴ درصد و حق بیمه مستقیم در

1. Moody’s
2. AM Best
3. Berkshire Hathaway
4. Tokyo Maritime Holdings:

این سال معادل ۷،۸۰۶ هزار دلار بوده است. همچنین حق بیمه خالص، ناخالص و مستقیم در بیمه بدنه و محموله به ترتیب ۴۱،۶۵۰، ۶۲،۷۲۵ و ۶۷،۶۶۳ میلیون ین بوده است. این شرکت بر مبنای رتبه‌بندی صورت گرفته توسط آژانس رتبه‌بندی آ ام بست بر اساس شاخص FSR رتبه پایدار AA^{++} را به خود اختصاص داده است. بر اساس رتبه‌بندی سه آژانس اس اند پی، مودیز و فیچ به ترتیب رتبه‌های A^{+}، Aa3 و AA^{-} را اخذ نموده است.

شرکت بیمه چاب: شرکت بیمه چاب با ۳۳،۰۰۰ نیروی کار در کشور سوئیس فعالیت می‌کند. دفتر مرکزی این شرکت در شهر زوریخ واقع‌شده است و با شعب متعدد در ۵۴ کشور فعالیت می‌کند. ارزش بازار این شرکت در سال ۲۰۱۹ معادل ۷۰،۳۳۳ میلیون دلار بوده است. سود این شرکت به‌عنوان درصدی از درآمد، دارایی و حقوق صاحبان سهام معادل ۱۳، ۲/۵ و ۸ درصد است. حق بیمه ناخالص و خالص در این شرکت در سال ۲۰۱۹ به ترتیب معادل ۴۰،۱۲۴ و ۳۲،۲۷۵ میلیون دلار برآورد شده است. ضریب خسارت نیز در این سال معادل ۶۰/۸ درصد بوده است. در رتبه‌بندی انجام‌شده توسط مؤسسه رتبه‌بندی فیچ و اس اند پی رتبه A را برحسب شاخص ISR (قدرت مالی بیمه‌گر) و رتبه AA^{++} در آ ام بست را به دست آورده است و چشم‌انداز پایدار (Stable) دارد؛ و برحسب رتبه‌بندی مؤسسه مودیز رتبه A3 را به دست آورده و چشم‌انداز مثبت دارد.

ب. وضعیت حمل‌ونقل دریایی در ایران و جهان

بر اساس آمار منتشرشده توسط اجلاس تجارت و توسعه سازمان ملل (آنکتاد)[1] رشد اقتصاد جهان در سال ۲۰۱۹، ۲/۳ درصد بوده است و بالغبر ۱۱/۰۸ میلیارد تن کالا از طریق دریا در جهان جابجا شده، به‌طوری‌که حجم تجارت دریایی در سال ۲۰۱۹، ۰/۵ درصد رشد داشته است. همچنین توسعه تجارت دریایی بین‌المللی، در سال ۲۰۱۹ برای تانکرها ۳،۱۶۹ میلیون تن ثبت‌شده است[2]. تجارت دریایی بین‌المللی نفت خام در جهان نیز در سال ۲۰۱۹، ۱،۸۶۰/۲ میلیون تن (۱۶/۸ درصد) بوده که نسبت به سال قبل ۱/۱ درصد کاهش داشته است. عامل منفی و کاهنده مؤثر در این کاهش ۱/۱ درصدی، کاهش عرضه توسط اعضاء اوپک (سازمان کشورهای صادرکننده نفت) باهدف حمایت از قیمت نفت و قطع صادرات مؤثر از جمهوری اسلامی ایران و ونزوئلا ارزیابی‌شده است. آنکتاد رشد متوسط سالانه تجارت دریایی طی سال‌های ۲۰۲۴-۲۰۱۹ را ۳/۴ درصد پیش‌بینی کرده است.

در اواخر سال ۲۰۱۹ ناوگان جهانی درمجموع ۹۸،۱۴۰ کشتی ۱۰۰ گراس تنی (gross tons، تن سنگین که معادل ۱۰۱،۶۰۶ کیلوگرم) و بالاتر و نیز ۲،۰۶۱،۹۴۴ هزار (dwt)[3] ظرفیت (گنجایش) داشت. اما ناوگان جهانی درمجموع ۱،۹۸۱،۵۱۰ کشتی دارد. از این تعداد کشتی، ۵۶۸،۲۴۴ تعداد مربوط به نفت‌کش‌هاست که سهمی معادل ۲۹ درصد از کل کشتی‌های ناوگان جهانی را به خود اختصاص داده است. متوسط سن ناوگان برای

---

1. UNCTAD: United Nations Conference on Trade and Development

۲. تجارت تانکرها شامل نفت خام، تولیدات نفت خام تصویه شده، گاز و مواد شیمیایی است.

۳. مخفف dead weight ton(s) و به معنای مقدار جرم قابل حمل توسط یک کشتی که حمل آن برای ایمنی کشتی خطرساز نباشد گفته می‌شود؛ این واحد شامل وزن خود کشتی نمی‌شود و مجموع وزن محموله، سوخت، آب شیرین، آب توازن، آذوقه، مسافران و خدمه است و اغلب برای مشخص کردن حداکثر وزن مجاز کشتی استفاده می‌شود (یعنی زمانی که کشتی کاملاً بار زده شده به طوری که خط آب‌خور آن روی سطح آب قرار گرفته باشد).

تانکرهای نفتی در جهان نیز ۱۰ سال است. کل صادرات دریایی ایران در سال ۲۰۱۹ معادل ۶۵،۷۱۸ میلیون دلار بوده است. همچنین تعداد نفت‌کش‌ها[۱]، گنجایش حمل آن‌ها (برحسب dwt) و نرخ رشد ناوگان دریایی در ایران به ترتیب ۴۷، ۳۱۸/۸ dwt و (۰/۷-) است. در جدول (۳) آمار مربوط به تعداد کشتی‌ها و گنجایش آن‌ها برحسب dwt و نیز سهم ایران از کل کشتی‌های ناوگان جهانی برای سال‌های ۲۰۱۹-۲۰۲۰ آورده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود در سال ۲۰۲۰ رتبه جهانی ایران در ظرفیت حمل بار دریایی از ۲۴ به ۲۲ پیشرفت داشته است؛ این پیشرفت حاصل افزایش تعداد کشتی‌ها (افزایش تعداد کشتی‌ها با پرچم ملی و کاهش کشتی‌ها با پرچم خارجی) و افزایش گنجایش و ظرفیت کشتی‌ها که حاصل افزایش در ظرفیت کشتی‌ها با پرچم ملی و کاهش چشم‌گیر گنجایش کشتی‌ها با پرچم خارجی است. باوجوداینکه میزان سهم از کل ناوگان جهانی بدون تغییر مانده است اما بهبود رتبه جهانی دریایی کشور، گام بزرگی در پیشرفت تجارت دریایی برای ناوگان ملی ایران خواهد بود.

جدول ۳: وضعیت ناوگان ملی ایران

سال	رتبه جهانی	تعداد کشتی‌ها			dwt			سهم از کل (درصد)
		پرچم ملی	پرچم خارجی	کل	پرچم ملی	پرچم خارجی	کل	
۲۰۱۹	۲۴	۱۷۲	۶۴	۲۳۶	۳،۹۸۱،۶۳۲	۱۳،۹۲۷،۶۳۳	۱۷،۹۰۹،۲۶۵	۰/۹۱
۲۰۲۰	۲۲	۲۳۸	۸	۲۴۶	۱۸،۲۴۵،۹۳۵	۳۵۳،۴۴۱	۱۸،۵۹۹،۳۷۶	۰/۹۱

منبع: اجلاس تجارت و توسعه سازمان ملل

ج. طبقه‌بندی انواع تانکرهای نفتی در حمل‌ونقل دریایی نفت خام

در جدول (۴) انواع تانکرهای حمل‌کننده نفت خام و ظرفیت حمل هر یک آورده شده است. نفت‌کش‌های ULCC و VLCC به ترتیب بالاترین گنجایش حمل نفت خام رادارند و به نفت‌کش‌های عظیم‌الجثه و غول‌پیکر معروف هستند. کشتی‌های بزرگ‌تر به معنای انباشت خطرات به‌مراتب بیشتر هستند لذا قیمت بیمه برای آن‌ها نسبت به سایر کشتی‌ها بیشتر خواهد بود. حوادث مربوط به این کشتی‌ها مانند آتش‌سوزی، به گل نشستن و تصادم نیز پیچیده‌تر، گران‌تر و نگران‌کننده‌تر از دیگر کشتی‌هاست. چنین کشتی‌هایی نیاز به بندرها با زیرساخت‌های تخصصی مناسب برای بارگیری محموله و یا انجام تعمیرات دارند. رئیس جهانی مشاوره ریسک دریایی این‌طور بیان می‌کند: «بیمه‌گرها سال‌ها هشدار داده‌اند که افزایش اندازه کشتی‌ها منجر به تجمع بیشتر ریسک می‌شود». همان‌طور که از تعداد و هزینه‌های فزاینده حوادث کشتی‌های عظیم‌الجثه و غول‌پیکر اثبات می‌شود، این هشدارها در حال تحقق هستند. بااین‌حال چنین کشتی‌هایی از یک‌سو صرفه‌های اقتصادی ناشی از مقیاس برای صاحبان کشتی‌ها ایجاد می‌کنند اما از سوی دیگر موجب افزایش ریسک و هزینه‌های نامتناسب بیشتری نیز می‌شوند.[۲]

---

۱. آخرین آمار راجع‌به به تعداد نفت‌کش‌ها در ایران مربوط به سال ۱۳۹۶ بوده و در سایت www.statista.com گزارش شده است.

2. www.agcs.allianz.com

جدول ۴: انواع تانکرهای نفت خام

تانکر نفتی	نام لاتین	تناژ (واحد dwt)
حامل‌های نفت خام فوق‌العاده بزرگ (عظیم‌الجثه)	Ultralarge crude carrier (ULCC)	۳۲۰،۰۰۰ و بالاتر
حامل‌های نفت خام خیلی بزرگ (غول‌پیکر)	Very large crude carrier (VLCC)	۲۰۰،۰۰۰–۳۱۹،۹۹۹
تانکرهای نفت خام سوئزمکس	Suezmax crude tanker	۱۲۵،۰۰۰–۱۹۹،۹۹۹
تانکرهای نفت خام آفرامکس	Aframax crude tanker	۸۵،۰۰۰–۱۲۴،۹۹۹
تانکرهای نفت خام پانامکس	Panamax crude tanker	۵۵،۰۰۰–۸۴،۹۹۹
تانکرهای سایز متوسط	Medium-range tankers	۴۰،۰۰۰–۵۴،۹۹۹
تانکرهای دستی/ سایز کوتاه	Short-range/Handy tankers	۲۵،۰۰۰–۳۹،۰۰۰

منبع: اجلاس تجارت و توسعه سازمان ملل (آنکتاد)

۳. روش‌شناسی پژوهش

تمامی تحقیقات از منظر روش، ماهیت، هدف، نوع و... با یکدیگر متفاوت هستند. این مقاله با بهره‌گیری از روش تحلیل تطبیقی[1] به بررسی امکان‌سنجی پوشش بیمه‌ای نفت‌کش‌ها در ایران می‌پردازد[2]. هدف از این رویکرد، مقایسه ساختار، ظرفیت و تجربیات شرکت‌های بیمه در ایران با نمونه‌هایی از کشورهای منتخب در حوزه بیمه دریایی و انرژی به‌منظور استخراج چالش‌ها، فرصت‌ها و الگوهای قابل بومی‌سازی است. این تحقیق از نوع کاربردی و بر پایه روش توصیفی – تحلیلی تطبیقی انجام‌شده است. داده‌ها از منابع رسمی داخلی و بین‌المللی گردآوری شده‌اند. ابزار گردآوری داده‌ها (اطلاعات) در این پژوهش نیز روش کتابخانه‌ای (اسنادی) است که شامل بررسی و مطالعات کتابخانه‌ای و جستجو در اینترنت است. استفاده ازاین‌روش به شناخت موضوع و جوانب آن، شناسایی نظریه‌ها، شناسایی مطالعات و تحقیقات قبلی در این زمینه، جمع‌آوری اطلاعات و سرانجام انتخاب و تدوین الگوی تحلیلی کمک می‌نماید (عزتی، ۱۳۸۹).

۴. یافته‌های پژوهش

۴–۱. مقایسه تطبیقی بر اساس شاخص‌های منتخب

۴–۱–۱. بررسی تطبیقی بر اساس شاخص‌های عملکردی

در جدول (۵) اطلاعات مربوط به درآمد، سود، دارایی، حقوق صاحبان سهام، تعداد نیروی کار و ضریب خسارت و سهم شرکت‌های بیمه از بیمه باربری و مسئولیت برای شرکت‌های بیمه داخلی بر اساس اطلاعات مندرج در سالنامه آماری ۱۳۹۸ صنعت بیمه آورده شده است. با توجه به اینکه چهار شرکت بیمه ایران، آسیا، البرز و پاسارگاد با توجه به معیارهای عملکردی در وضعیت بهتری نسبت به سایر شرکت‌های بیمه‌ای داخلی قرار دارند،

1. Comparative Analysis

۲. فرآیند مطالعه تطبیقی را می توان به صورت روشمند تحلیل و دسته‌بندی کرد. اسمیت در رابطه با فرآیند این روش، یک مدل چهارگانه ای را مطرح می‌نماید که مولفه‌های اصلی آن عبارتند از: توصیف، مقایسه، توصیف مجدد و تصحیح (اسمیت، ۲۰۰۰).

برای مقایسه تطبیقی با شرکت‌های بیمه بین‌المللی انتخاب‌شده‌اند. همچنین شرکت بیمه سامان به دلیل سهم بالا در حق بیمه تولیدی رشته بیمه باربری و شرکت بیمه کوثر به دلیل سهم بالا در حق بیمه تولیدی رشته بیمه مسئولیت در این مقایسه تطبیقی شرکت داده‌شده‌اند. البته شایان‌ذکر است که بیمه باربری و بیمه مسئولیت تنها برای بیمه نفت‌کش‌ها مطرح نیست و زیرشاخه‌های دیگری را نیز شامل می‌شوند لیکن در ایران بیمه نفت‌کش‌ها در ذیل این دو رشته بیمه‌ای پوشش داده می‌شود.

جدول ۵: عملکرد چند نمونه منتخب از شرکت‌های بیمه داخلی (میلیون ریال)

شرکت	ایران	آسیا	البرز	پاسارگاد	سامان	کوثر
درآمد	۱۶۰،۷۳۰،۰۳۹	۴۶،۸۲۱،۷۹۵	۲۵،۶۶۰،۳۷۳	۲۰،۴۵۷،۹۱۱	۹،۶۹۱،۵۲۹	۱۹،۶۷۵،۱۴۶
سود	۵۳۹،۳۳۸	۱،۶۰۸،۸۷۶	۱،۰۲۲،۹۹۳	۵،۹۳۲،۵۷۷	۳۴،۱۹۸	۲،۴۵۳،۷۸۷
دارایی	۲۷۶،۹۹۶،۴۰۷	۷۵،۷۰۸،۲۸۵	۵۵،۷۸۶،۲۶۸	۷۸،۰۶۱،۳۱۵	۲۸،۵۱۵،۲۹۶	۳۸،۹۱۳،۱۴۷
حقوق صاحبان سهام	۱۷،۸۹۷،۸۰۰	۵،۰۳۴،۵۵۵	۱۶،۸۴۸،۹۴۲	۱۱،۹۸۵،۰۰۲	۳،۱۷۹،۵۶۰	۶،۴۷۱،۱۸۹
تعداد نیروی کار	۴،۲۵۷	۲،۶۴۵	۱،۳۴۵	۱،۰۷۷	۸۰۴	۱،۱۳۸
ضریب خسارت	۸۷/۳	۸۵/۸	۹۰/۸	۷۴	۷۴	۷۶/۱
سهم بیمه باربری و مسئولیت	۵/۴	۷/۱	۹/۰	۳/۷	۹/۵	۱۲/۷
سطح توانگری	۲	۱	۱	۱	۱	۱
نسبت توانگری (درصد)	۷۱	۱۴۵	۱۲۲	۱۵۷	۱۱۵	۱۲۶
حد کفایت سرمایه[1]	۱۰۷،۲۱۳،۱۶۱	۲۶،۷۳۲،۰۳۲	۱۲،۱۰۵،۳۸۲	۶،۵۳۹،۹۴۹	۴،۵۲۷،۲۶۶	۹،۰۷۴،۹۴۵

منبع: سالنامه آماری صنعت بیمه ،۱۳۹۸

شاخص درآمد: در مقایسه صورت گرفته برای شرکت‌های بیمه داخلی بر مبنای درآمد به ترتیب شرکت بیمه ایران، آسیا، البرز، پاسارگاد، کوثر و سامان از زیاد به کم رتبه‌بندی می‌شوند. در این شاخص، شرکت بیمه ایران با اختلاف بسیار زیاد از دیگر شرکت‌ها در جایگاه نخست قرار می‌گیرد.

شاخص سود: در رتبه‌بندی صورت گرفته بر مبنای سود نیز در ابتدا شرکت بیمه پاسارگاد با ۵،۹۳۲،۵۷۷ میلیون ریال در رتبه نخست سوددهی میان این شرکت‌ها است و پس‌ازآن به ترتیب شرکت‌های بیمه کوثر، آسیا، البرز، ایران و درنهایت شرکت بیمه سامان (با اختلاف بسیار) در رده دوم تا ششم قرار می‌گیرند.

شاخص دارایی: برحسب شاخص سوم یعنی دارایی، شرکت بیمه ایران با اختلاف بسیار زیاد (۲۷۶،۹۹۶،۴۰۷ میلیون ریال) در جایگاه اول و شرکت‌های بیمه پاسارگاد، آسیا، البرز، کوثر و سامان به ترتیب در جایگاه دوم تا ششم قرار می‌گیرند.

---

۱. حد کفایت سرمایه که سرمایه الزامی نیز نامیده می‌شود، حداقل سرمایه‌ای است که شرکت بیمه باید برای پوشش ریسک‌هایی که در معرض آن است در اختیار داشته باشد.

شاخص حقوق صاحبان سهام: در ارتباط با شاخص حقوق صاحبان سهام یا حقوق مالکانه شرکت‌های بیمه ایران، البرز، پاسارگاد، کوثر، آسیا و سامان به ترتیب از بیشترین به کمترین رتبه‌بندی می‌شوند.

شاخص تعداد نیروی کار: بر مبنای این شاخص شرکت‌های بیمه ایران، آسیا، البرز، کوثر، پاسارگاد و سپس سامان در رده اول تا ششم قرارگرفته‌اند.

شاخص ضریب خسارت: در رتبه‌بندی صورت گرفته بر اساس شاخص ضریب خسارت شرکت‌های بیمه البرز، ایران، آسیا، کوثر در رده اول تا چهارم و دو شرکت بیمه پاسارگاد و سامان با ضریب خسارت ۷۴ درصدی و برابر در جایگاه پنجم قرار می‌گیرند.

شاخص سهم بیمه باربری و مسئولیت: ازآنجاکه دو شرکت بیمه سامان و کوثر به ترتیب دارای بالاترین سهم از رشته بیمه باربری و مسئولیت در میان تمامی ۳۳ شرکت بیمه موجود در کشور هستند، طبیعی است که در این رتبه‌بندی تلفیقی از هر دو رشته، در میان شش شرکت مورد بررسی جایگاه اول و دوم را کسب نمایند. ازاین‌رو بر مبنای این شاخص شرکت بیمه کوثر، سامان، البرز، آسیا، ایران و پاسارگاد در رده‌های اول تا ششم قرار می‌گیرند.

شاخص‌های سطح و نسبت توانگری: به‌جز شرکت بیمه ایران که در سطح ۲ توانگری قرار دارد سطح توانگری مالی بقیه شرکت‌ها در سطح یک است. برمبندی شاخص نسبت توانگری مالی نیز، شرکت‌های بیمه پاسارگاد، آسیا، کوثر، البرز، سامان و ایران در رده‌های اول تا ششم قرار دارند.

شاخص حد کفایت سرمایه: بر مبنای این شاخص شرکت بیمه ایران با اختلاف بسیار نسبت به دیگر شرکت‌ها، در رده اول قرار دارد و شرکت‌های بیمه آسیا، البرز، کوثر، پاسارگاد و سامان به ترتیب پس‌ازآن رتبه‌بندی می‌شوند.

در میان شرکت‌های بررسی‌شده، شرکت بیمه ایران به لحاظ درآمد، دارایی، حقوق صاحبان سهام و تعداد نیروی کار سرآمد دیگر شرکت‌ها است و به همین دلیل کفایت سرمایه آن در هنگام جبران خسارت‌های وارده بیشتر است. ازاین‌رو در اکثر کنسرسیوم‌هایی که ایجاد می‌شود به‌عنوان رهبر قرار می‌گیرد، اما به دلیل دولتی بودن میزان سوددهی آن بسیار کمتر از سایر شرکت‌ها است. در مورد میزان سهم از حق بیمه تولیدی بیمه مسئولیت شرکت بیمه کوثر در رتبه اول قرار دارد همچنین میزان سوددهی این شرکت پس از بیمه پاسارگاد از بقیه شرکت‌ها بیشتر است. لیکن در رابطه با سایر شاخص‌ها جایگاهی همانند بیمه ایران ندارد. درنتیجه شرکت بیمه ایران به لحاظ اکثریت شاخص‌ها در میان شرکت‌های بیمه‌ای منتخب برای مقایسه تطبیقی با شرکت‌های بیمه خارجی مناسب‌تر است.

در جدول (۶) عملکرد بر اساس شاخص‌های منتخب پنج شرکت بیمه بین‌المللی منتخب به‌عنوان نمونه‌ای از شرکت‌های بیمه‌کننده نفت‌کش‌ها در جهان بررسی‌شده است. شاخص‌های منتخب شامل درآمد، سود، دارایی، حقوق صاحبان سهام، ارزش بازار، تعداد نیروی کار، ضریب خسارت، سهم از بیمه باربری و مسئولیت و درنهایت درجه اعتباری توسط چهار آژانس رتبه‌بندی اس اند پی، فیچ، مودیز و آ ام بست هستند. هیچ‌یک از این چهار آژانس رتبه‌بندی، مایل و حاضر به رتبه‌بندی شرکت‌های بیمه ایرانی نیستند. به همین دلیل امکان مقایسه شرکت‌های بیمه داخلی و بین‌المللی بر مبنای این شاخص وجود نخواهد داشت.

جدول ۶: عملکرد چند نمونه منتخب از شرکت‌های بیمه بین‌المللی (میلیون دلار)

شرکت		آلیانز	آکسا	برکشایر هاتاوی	هلدینگ دریایی توکیو	چاپ
درآمد		۱۲۶،۷۹۹	۱۲۵،۵۷۸	۲۴۷،۸۳۷	۴۹،۳۹۵	۳۲،۷۱۷
سود		۸،۸۰۶	۲،۵۲۵	۴،۰۲۱	۲،۴۷۶	۳،۹۶۲
دارایی		۱،۰۲۵،۹۱۹	۱،۰۶۳،۷۸۴	۷۰۷،۷۹۴	۲۰۳،۵۹۰	۱۶۷،۷۷۱
حقوق صاحبان سهام		۶۹،۹۸۸	۷۱،۳۵۵	۳۴۸،۷۰۳	۱۶،۹۳۲	۵۰،۳۱۲
ارزش بازار		۸۶،۴۷۴	۴۸،۰۸۲	۵۵۰،۸۷۸	۲۹،۴۲۲	۷۰،۳۳۳
تعداد نیروی کار		۱۴۷،۲۶۸	۹۹،۸۴۳	۳۹۱،۵۰۰	۴۱،۱۰۱	۳۳،۰۰۰
ضریب خسارت (درصد)		۶۸	74	۶۹/۱	۶۲/۴	۶۰/۸
سهم بیمه نفت‌کش		۳۰	۳۲/۲	۲۳	۱۹	۸/۱
سطح توانگری		۲	۲	۲	۲	۲
نسبت توانگری (درصد)		۱۴۸/۸	۱۹۸	۲۹۱	۱۵۷	۲۶۱/۱۵
حد کفایت سرمایه		۶۵۴،۹۲۹	۳۳،۴۵۰	۱۸۷،۴۵۸	۱۰۱،۷۰۸	۲۸،۷۷۷
درجه اعتباری	اس اند پی	AA	AA^-	AA	A^+	A
	فیچ	AA^-	AA^-	AA^+	AA^-	A
	مودیز	Aa3	Aa3	Aa2	Aa3	A3
	آ ام بست	A^+	A^+	AA^{++}	AA^{++}	AA^{++}

منبع: وب‌سایت فورچون و وب‌سایت رسمی هر پنج شرکت، ۲۰۱۹

شاخص درآمد: بر مبنای این شاخص شرکت برکشایر هاتاوی با اختلاف در جایگاه اول قرارگرفته است. پس‌ازآن شرکت‌های بیمه آلیانز، آکسا، هلدینگ دریایی توکیو و چاپ در جایگاه دوم تا پنجم قرار دارند.

شاخص سود: بر اساس این شاخص نیز شرکت بیمه آلیانز با اختلاف، جایگاه نخست را در میان این پنج شرکت از آن خود نموده است. همچنین شرکت‌های برکشایر هاتاوی، چاپ، آکسا و هلدینگ دریایی توکیو به ترتیب از بیشترین به کمترین رتبه‌بندی می‌شوند.

شاخص دارایی: بر اساس شاخص دارایی شرکت‌های بیمه آکسا، آلیانز، برکشایر هاتاوی، هلدینگ دریایی توکیو و چاپ به ترتیب در جایگاه اول تا پنجم قرار دارند.

شاخص حقوق صاحبان سهام: بر اساس رتبه‌بندی صورت گرفته بر مبنای این شاخص شرکت برکشایر هاتاوی با اختلاف زیاد از سایر شرکت‌ها در جایگاه نخست قرار دارد. شرکت‌های آکسا، آلیانز، چاپ و هلدینگ دریایی توکیو نیز پس‌ازآن قرار خواهند گرفت.

شاخص ارزش بازار: بر اساس این شاخص نیز شرکت بیمه برکشایر هاتاوی با اختلاف بسیار زیاد و با ۵۵۰،۸۷۸ میلیون دلار ارزش بازار جایگاه اول را کسب نموده است. پس‌ازآن شرکت‌های آلیانز، چاپ، آکسا و هلدینگ دریایی توکیو در جایگاه اول تا پنجم قرار می‌گیرند.

شاخص تعداد نیروی کار: بر اساس شاخص تعداد نیروی کار به‌صورت مجدد شرکت برکشایر هاتاوی به‌عنوان نخستین شرکت رتبه‌بندی می‌شود و سپس شرکت‌های آلیانز، آکسا، هلدینگ دریایی توکیو و چاب در جایگاه‌های بعدی رتبه‌بندی می‌شوند.

شاخص ضریب خسارت: بر اساس این شاخص شرکت‌های آکسا، برکشایر هاتاوی، آلیانز، هلدینگ دریایی توکیو و چاب به ترتیب از بیشترین به کمترین رتبه‌بندی شده‌اند.

شاخص سهم بیمه نفت‌کش: بر مبنای شاخص سهم از بیمه نفت‌کش، پنج شرکت بیمه آکسا، آلیانز، برکشایر هاتاوی، هلدینگ دریایی توکیو و چاب به ترتیب جایگاه اول تا پنجم را به خود اختصاص داده‌اند.

شاخص درجه اعتباری: شرکت‌های بیمه بین‌المللی توسط چهار آژانس رتبه‌بندی، درجه اعتباری گرفته و رتبه‌بندی می‌شوند. در این پژوهش نیز پنج شرکت منتخب بین‌المللی توسط هر چهار آژانس مورد رتبه‌بندی قرارگرفته‌اند، که نتایج حاصله به‌قرار زیر است:

اس اند پی: بر اساس رتبه‌بندی صورت گرفته توسط این آژانس، شرکت‌های برکشایر هاتاوی و آلیانز با رتبه مشابه در جایگاه اول قرار دارند. شرکت آکسا نیز در رتبه دوم قرارگرفته و همراه با دو شرکت برکشایر هاتاوی و آلیانز به لحاظ رتبه‌بندی اس اند پی در وضعیت پایدار و خیلی قوی قرار دارد. شرکت‌های هلدینگ دریایی توکیو و چاب نیز در وضعیت قوی، پایدار و در جایگاه چهارم و پنجم قرارگرفته‌اند.

فیچ: بر اساس رتبه‌بندی مؤسسه فیچ شرکت بیمه برکشایر هاتاوی با رتبه AA^{+} در سطح کیفیت بالا قرار دارد و پس‌ازآن شرکت‌های آلیانز، آکسا و هلدینگ دریایی توکیو با رتبه هم‌سطح در جایگاه دوم قرار می‌گیرند. درنهایت شرکت بیمه چاب با رتبه‌ی A در جایگاه سوم به‌عنوان شرکتی با سطح خطر پایین قرارگرفته است.

مودیز: در رتبه‌بندی انجام‌شده توسط مؤسسه رتبه‌بندی مودیز، شرکت بیمه برکشایر هاتاوی با رتبه Aa2 در جایگاه نخست و سه شرکت بیمه آلیانز، آکسا و هلدینگ دریایی توکیو با رتبه Aa3 در جایگاه دوم قرار دارند. شرکت بیمه چاب نیز با رتبه کمتری جایگاه سوم را به خود اختصاص می‌دهد.

آ ام بست: در رتبه‌بندی صورت گرفته توسط آژانس آ ام بست نیز سه شرکت بیمه برکشایر هاتاوی، چاب و هلدینگ دریایی توکیو با رتبه AA^{++} در جایگاه نخست قرارگرفته و از درجه اعتباری یکسانی برخوردار هستند. همچنین دو شرکت بیمه آلیانز و آکسا، با دریافت رتبه اعتباری یکسان از این آژانس در جایگاه دوم قرار می‌گیرند.

شاخص‌های سطح و نسبت توانگری: بر طبق اطلاعات موجود در جدول (۶) تمامی شرکت‌های موردمطالعه در سطح ۲ توانگری قرار دارند؛ اما بر مبنای شاخص نسبت توانگری مالی شرکت‌های بیمه برکشایر هاتاوی، چاب، آکسا، هلدینگ دریایی توکیو و آلیانز به ترتیب از بیشترین به کمترین رتبه‌بندی می‌شوند.

شاخص حد کفایت سرمایه: بر اساس رتبه‌بندی صورت گرفته بر مبنای این شاخص شرکت‌های بیمه آلیانز، برکشایر هاتاوی، هلدینگ دریایی توکیو، آکسا و چاب به ترتیب در رده‌های اول تا پنجم قرار می‌گیرند.

بر اساس رتبه‌بندی‌های انجام‌شده توسط شاخص‌های مختلف شرکت بیمه برکشایر هاتاوی در بسیاری از شاخص‌ها ازجمله درآمد، حقوق صاحبان سهام، ارزش بازار، نیروی کار و رتبه‌بندی‌های انجام‌شده توسط تمامی آژانس‌های رتبه‌بندی در جایگاه نخست قرار دارد. همچنین این شرکت در بسیاری از کشورهای جهان دارای

شعبه تخصصی بیمه آتش‌سوزی و دریایی است که در این شعبه‌ها به‌صورت تخصصی به بیمه نفت‌کش‌ها می‌پردازند. به‌علاوه در رتبه‌بندی انجام‌شده توسط فورچون رتبه چهاردهمین شرکت بزرگ در جهان را از آن خود نموده است، لذا برای مقایسه تطبیقی در این پژوهش بسیار مناسب خواهد بود.

۴-۱-۲. مقایسه تطبیقی به لحاظ ساختار مالی و سرمایه‌ای

بر اساس بررسی‌های انجام‌شده شرکت بیمه ایران در داخل کشور و شرکت بیمه برکشایر هاتاوی در سطح بین‌المللی بیشترین توان مالی را برای بیمه نفت‌کش‌ها دارند. ازاین‌رو در ابتدا تمامی شاخص‌های ذکرشده برای شرکت بیمه ایران بر اساس نرخ دلار نیمایی در سال ۱۳۹۸ به دلار تبدیل مشده است سپس با شرکت بیمه برکشایر هاتاوی مقایسه می‌گردد. در جدول (۷) دو شرکت بیمه ایران و برکشایر هاتاوی بر اساس شاخص‌های مختلف در سال ۲۰۱۹ برحسب میلیون دلار مقایسه شده‌اند.

شاخص درآمد: پرواضح است که شرکت بیمه ایران بر مبنای شاخص درآمد از جایگاه بسیار پایین‌تری نسبت به شرکت بیمه برکشایر هاتاوی قرار دارد و شرکت بیمه برکشایر هاتاوی تقریباً درآمدی ۲۰۰ برابر بیشتر از شرکت بیمه ایران دارد.

شاخص سود: بر مبنای این شاخص نیز شرکت بیمه ایران نسبت به شرکت بیمه برکشایر هاتاوی در جایگاه بسیار پایین‌تری قرار دارد. البته ذکر این نکته ضروری است که شرکت بیمه ایران به دلیل دولتی بودن، از بسیاری از شرکت‌های بیمه داخلی نیز سود کمتری دارد.

شاخص ضریب خسارت: ضریب خسارت در شرکت بیمه ایران ۱۸/۲ درصد از شرکت بیمه برکشایر هاتاوی بیشتر است. در این شاخص نیز ضعف شرکت بیمه ایران نسبت به شرکت بیمه برکشایر هاتاوی نمایان می‌شود.

شاخص سهم از بیمه نفت‌کش: بر اساس آخرین شاخص موردبررسی نیز شرکت بیمه ایران دارای سهم اندک نسبت به شرکت بیمه برکشایر هاتاوی است. حق بیمه صادره برای نفت‌کش‌ها توسط شرکت بیمه برکشایر هاتاوی در سال ۲۰۱۹ به ریال ایران (برحسب دلار نیمایی) معادل ۱،۶۵۴،۲۳۶،۰۰۰ میلیون ریال خواهد شد. این رقم در مقایسه با حق بیمه تولیدی کلیه شرکت‌های بیمه داخلی برای نفت‌کش‌ها نه‌تنها بیانگر ضعف شرکت بیمه ایران بلکه بیانگر ضعف کل صنعت بیمه کشور در این حوزه است.

جدول (۷): مقایسه تطبیقی شرکت‌های بیمه ایران و برکشایر هاتاوی

شاخص	ایران	برکشایر هاتاوی	شاخص	ایران	برکشایر هاتاوی
درآمد	۱،۴۸۸/۲۴	۲۴۷،۸۳۷	ضریب خسارت	۸۷/۳	۶۹/۱
سود	۴/۹۹	۴،۰۲۱	سهم بیمه نفت‌کش	۵/۴	۲۳
دارایی	۲،۵۶۴/۷۸	۷۰۷،۷۹۴	سطح توانگری	۲	۲
حقوق صاحبان سهام	۱۶۵/۷۲	۳۴۸،۷۰۳	نسبت توانگری (درصد)	۷۱	۲۹۱
تعداد نیروی کار	۴،۲۵۷	۳۹۱،۵۰۰	حد کفایت سرمایه	۹۹۲/۷۱۴	۱۸۷،۴۵۸

منبع: سالنامه صنعت بیمه، ۱۳۹۸ و وب‌سایت فورچون و وب‌سایت رسمی برکشایر هاتاوی ، ۲۰۱۹

شاخص دارایی: بر اساس این شاخص نیز شرکت بیمه برکشایر هاتاوی دارایی حدود ۷۰۰ برابری نسبت به بیمه ایران در سال ۲۰۱۹ دارد.

شاخص حقوق صاحبان سهام: بر مبنای این شاخص نیز شرکت بیمه ایران با شرکت بیمه برکشایر هاتاوی قابل‌مقایسه نیست؛ چراکه حقوق صاحبان سهام در شرکت بیمه برکشایر هاتاوی حدوداً ۳۰۰ هزار برابر شرکت بیمه ایران است.

شاخص تعداد نیروی کار: شرکت بیمه برکشایر هاتاوی به دلیل داشتن شعبه‌های متعدد در اقصی نقاط جهان دارای تعداد نیروی کار بسیار بیشتری نسبت به شرکت بیمه ایران و کل صنعت بیمه ایران است.

بر مبنای کلیه شاخص‌های موردبررسی شرکت بیمه ایران نسبت به شرکت بیمه برکشایر هاتاوی عملکرد بسیار ضعیفی داشته است. البته توجه به چند نکته حائز اهمیت است. نخست این‌که شرکت بیمه ایران یک شرکت بیمه دولتی است که تنها دارای شعبه‌های متعدد در استان‌های مختلف داخل کشور است، درحالی‌که شرکت بیمه برکشایر هاتاوی دارای شعب متعدد در سراسر جهان بوده و دارای رتبه برتر در میان بسیاری از شرکت‌های بیمه جهان توسط آژانس‌های بین‌المللی رتبه‌بندی و شرکت فورچون بوده است. همچنین شرکت بیمه ایران به دلیل دولتی بودن توجه لازم را به میزان سودآوری شرکت ندارد. نکته دیگر تفاوت در گستردگی و سطح فعالیت این دو شرکت است. به این معنی که شرکت بیمه برکشایر هاتاوی به دنبال ارائه پوشش‌های بیمه در سراسر جهان است لذا حد کفایت سرمایه و ساختار مالی آن باید مناسب با این هدف باشد، حال آن‌که شرکت بیمه ایران تنها به دنبال ارائه پوشش‌های بیمه‌ای در سطح ملی است و قطعاً نیاز به چنین سرمایه عظیمی نخواهد داشت. نکته سوم تفاوت در نحوه عملکرد شرکت بیمه برکشایر هاتاوی جهت اقدامات لازم برای تقویت توان سرمایه‌ای در این شرکت است، این شرکت از طریق ارتباط مناسب با بازار سرمایه و انتقال ریسک‌های موجود به این بازار از طریق اوراق قرضه حوادث فاجعه‌آمیز، معاوضه، اوراق ساید کار[1]، اوراق تضمین زیان صنعت، قراردادهای آتی‌ها و قراردادهای اختیار و نظایر این‌ها اقداماتی در جهت تأمین مالی ریسک برای وقایع فاجعه‌بار در صنعت بیمه نفت‌کش انجام می‌دهد. همچنین این شرکت در شرکت‌های دارای بالاترین میزان ارزش بازار سرمایه، سرمایه‌گذاری نموده است و سهام‌دار شرکت‌های بزرگی چون اکسون موبیل، مودیز، جنرال موتور و غیره است که موجب می‌شود این شرکت به یکی از شرکت‌های فعال در بازار بورس آمریکا مبدل گردد و از این طریق با سرمایه‌گذاری حق بیمه‌های تولیدی در این بازارها موجبات افزایش ظرفیت مالی و سرمایه‌ای خود را فراهم آورد.

۴-۱-۳. مقایسه تطبیقی به لحاظ قوانین بین‌المللی بیمه نفت‌کش‌ها

یکی از مهم‌ترین کنوانسیون‌ها در زمینه بیمه نفت‌کش‌ها، کنوانسیون مسئولیت مدنی جبران خسارت ناشی از آلودگی‌های نفتی مصوب ۱۹۶۹ و پروتکل اصلاحی آن مصوب ۱۹۹۲ تحت عنوان CLC 1992 است به‌طوری‌که می‌توان ادعا نمود اغلب قوانین بیمه‌ای در زمینه بیمه نفت‌کش‌ها بر اساس این کنوانسیون تصویب‌شده است[2]. بر

---

1. Sidecare

۲. تنها کشورهای متعاهد به کنوانسیون ۱۹۶۹ می‌توانند به پروتکل CLC 1992 بپیوندند.

اساس مواد و بندهای قانونی این کنوانسیون و پروتکل اصلاحی آن، هر کشتی که بیش‌تر از دو هزار تن نفت را به‌صورت فله و به‌عنوان بار حمل نماید در هر کشوری که ثبت‌شده باشد، ملزم به داشتن پوشش بیمه‌ای و یا شکل دیگری از امنیت مالی همانند ضمانت‌نامه بانکی یا تعهدنامه ارائه‌شده توسط یک صندوق جبران خسارت بین‌المللی یا نهاد مالی معتبر در کشورهای متعاهد است. در غیر این صورت اجازه ورود و خروج به بندرها، سواحل و یا عبور از آب‌های متعلق به کشورهای متعاهد به این کنوانسیون را نخواهد داشت. ایران و آمریکا هر دو جزء کشورهای الحاقی به این کنوانسیون و پروتکل اصلاحی آن هستند و ازاین‌رو در این مورد به خصوص در سطح یکسانی قرار دارند.

ایران به دلیل این‌که در همان سال تأسیس سازمان بین‌المللی دریانوردی (IMO) به آن پیوست و از اعضاء فعال این سازمان بود به بسیاری از کنوانسیون‌های آن مانند کنوانسیون سولاس (مصوب ۱۳۵۳) و کنوانسیون SCEW (مصوب ۱۳۵۷) و غیره که جزء کنوانسیون‌های اصلی این سازمان‌اند پیوسته است. همچنین در سال‌های اخیر نیز به ضمایم مختلف کنوانسیون مار پل و دیگر کنوانسیون‌های مهم همانند بانکر، OPRC و غیره پیوسته است. برمبنای بررسی‌های صورت گرفته در سازمان بین‌المللی دریانوردی، آمریکا نیز در همان سال تأسیس به آن پیوسته است و به‌تمامی کنوانسیون‌های مربوط به بیمه نفت‌کش‌ها و آلودگی‌های نفتی اعم از کنوانسیون ۱۹۶۹، پروتکل اصلاحی ۱۹۹۲، کنوانسیون ۱۹۷۱، بانکر و غیره ملحق گردیده است. از این نظرگاه، ایران و آمریکا هر دو به کنوانسیون‌های مهم سازمان بین‌المللی دریانوردی در زمینه بیمه نفت‌کش‌ها و جبران خسارت آلودگی‌های نفتی پیوسته‌اند و وجه تمایزی با یکدیگر ندارد.

در ارتباط با قوانین داخلی مرتبط با نفت‌کش‌ها، بیمه آن‌ها و به‌منظور جلوگیری از آلودگی‌های نفتی و جبران خسارت در صورت نشت نفت به محیط دریایی، قانون حفاظت از دریاها و رودخانه‌های قابل کشتیرانی در مقابل آلودگی نفتی مصوب ۱۳۸۹ مجلس شورای اسلامی و قانون حفاظت از دریا و رودخانه‌های مرزی از آلودگی با مواد نفتی به تصویب رسیده است.

در آمریکا نیز قانون آلودگی نفتی در سال ۱۹۸۹ و قانون جلوگیری از نشت نفت به دریا در سال ۱۹۹۰ به تصویب رسیدند که بر مبنای آن‌ها تمامی کشتی‌های نفت‌کش موظف به بیمه نمودن نفت‌کش‌ها، دوجداره کردن آن‌ها و سایر اقدامات لازم برای جلوگیری از نشت نفت به دریا و جبران خسارت وارده در صورت رخداد حوادث شدند که مشابه آن در قوانین داخلی ایران نیز مشاهده می‌شود چراکه کلیه این قوانین داخل کشوری از کنوانسیون‌های موجود الهام گرفته‌اند. همچنین سازمان حفاظت از محیط‌زیست آمریکا (EPA) با حمایت و همکاری گارد ساحلی ایالت متحده آمریکا (USCG) مسئول اعطای مجوز حمل و تخلیه نفت‌کش‌ها هستند و به نفت‌کش‌های فاقد پوشش بیمه‌ای مجوز نخواهند داد. به‌علاوه یک صندوق امانی در آمریکا ایجادشده است که از طریق مالیات نفتی تأمین می‌گردد و در صورت عدم توانایی مسئول ایجاد آلودگی یا عدم تمایل آن، برای پاک‌سازی دریا مورداستفاده قرار می‌گیرد. ضمن آن‌که قانون ایمنی و بهداشت حرفه‌ای در سال ۱۹۷۰ تصویب شد و بر مبنای آن مؤسسه ملی ایمنی و بهداشت شغلی (NIOSH)، اداره ایمنی و بهداشت شغلی (OSHA) را ایجاد نمود که به‌عنوان نهاد ناظر جهت اطمینان از حفاظت کارکنان و کارمندان در محیط بی‌خطر است.

بر مبنای بررسی‌های صورت گرفته بر اساس نحوه عمل به قوانین بین‌المللی و پیوستن به کنوانسیون‌های آن برای بیمه نمودن نفت‌کش‌ها و مباحث مربوط به مسئولیت مدنی جبران خسارت آلودگی نفتی در ایران، کشور در وضعیت مناسبی قرار دارد و می‌توان ادعا نمود که برخلاف ساختار مالی بررسی‌شده در بخش قبل، بر این اساس ایران هم‌سطح آمریکا است. بر اساس قوانین داخلی نیز ایران با ایجاد دو قانون مرتبط به حفاظت از دریاها و رودخانه‌های قابل کشتیرانی در برابر آلودگی نفتی عملکرد مناسبی در این زمینه داشته است و بازهم عملکرد آن تقریباً شبیه آمریکا بوده است؛ البته ایجاد یک صندوق مشابه صندوق امانی آمریکا برای ایران نیز می‌تواند برای بیمه نفت‌کش‌ها در شرایطی که شرکت‌های بیمه داخلی توان مالی کافی را ندارند، راه‌کار مناسبی باشد.

۵. نتیجه‌گیری و پیشنهادها

هر نفت‌کش و نفت موجود در آن سرمایه عظیمی محسوب می‌شود که متأسفانه در معرض ریسک‌های فراوانی قرار دارد؛ مهم‌ترین مسئله ریسک‌های ذاتی مربوط به نفت است که مرتبط با خاصیت اشتعال‌پذیری و پتانسیل بالای حادثه‌خیزی نفت در ایجاد حریق، انفجار، انتشار آلاینده‌ها به اتمسفر، نشت آن به دریا و هزینه‌های پاک‌سازی آن است و همچنین ریسک‌های ذاتی مربوط به حمل دریایی نفت توسط تانکرهای نفتی اعم از غرق شدن، به گل نشستن، تصادم، تصادف و برخورد با کشتی‌های دیگر و یا صخره و موج‌شکن و نظایر این‌هاست. همچنین ریسک‌های اقتصادی، اجتماعی، فنی و فنّاورانه، سیاسی و غیره نیز نفت، نفت‌کش، کارکنان و خدمه آن را تهدید می‌کند. همه این ریسک‌ها در شرایط تحریمی کشور به دلیل عدم تعامل با صنعت بیمه بین‌المللی، فرسوده بودن نفت‌کش‌ها و عدم دسترسی به نفت‌کش‌های جوان‌تر و غیره تشدید خواهد شد، لذا در این شرایط اخذ پوشش بیمه توسط شرکت‌های بیمه داخلی برای حامل‌های نفتی بسیار ضروری و حائز اهمیت است.

صنعت حمل‌ونقل دریایی نفت، صنعتی سرمایه‌بر و به‌شدت پر ریسک است لذا نقش حائز اهمیت بیمه در کنترل و انتقال ریسک در آن غیرقابل‌انکار است. اما به‌موجب شرایط تحریمی، جهت حفظ سهم بازار نفت، کاهش صادرات آن و جلوگیری از خروج ارز از کشور بایستی صنعت بیمه داخلی در این حوزه خودکفا گردد. این خودکفایی به دلیل قطع ارتباط با صنعت بیمه بین‌المللی و محرومیت از دانش و تخصص متخصص‌ها خارجی و سرمایه‌گذاری مالی آنان در کشور، به ایجاد ساختارها و زیرساخت‌هایی که بستر مناسبی برای افزایش دانش فنی و تخصصی (به‌عنوان یک مسئله که در بلندمدت اثرات خود را بر صنعت بیمه بر جای می‌گذارد) و افزایش توان مالی (به‌عنوان مسئله‌ای که در کوتاه‌مدت خود را نشان می‌دهد) فراهم نماید، نیاز دارد. با توجه به امکان‌سنجی و مقایسه تطبیقی صورت گرفته این‌طور استنباط می‌شود که صنعت بیمه داخلی به لحاظ بسیاری از شاخص‌ها ازجمله ضریب نفوذ بیمه، حق بیمه تولیدی، حق بیمه سرانه، حد کفایت سرمایه، توان نگهداری ریسک و غیره با استانداردهای بین‌المللی صنعت بیمه فاصله زیادی دارد. همچنین در مقایسه تطبیقی صورت گرفته میان شرکت بیمه ایران و شرکت بیمه برکشایر هاتاوی مشخص گردید که شرکت بیمه ایران در تمامی شاخص‌های مرتبط با ساختار مالی نسبت به این شرکت آمریکایی در جایگاه نامناسبی قرار دارد و می‌توان با تعمیم این نمونه به‌کل صنعت بیمه نتیجه گرفت که به لحاظ ساختار مالی هیچ‌یک از شرکت‌هایی بیمه داخلی توان مالی کافی برای

بیمه نمودن کامل نفت‌کش‌ها (شامل بدنه، محموله و انواع مسئولیت‌های مربوطه) را نخواهند داشت. البته به لحاظ پیوستن به کنوانسیون‌های بین‌المللی و ایجاد قوانین داخلی در ارتباط با نفت‌کش‌ها، بیمه آن‌ها و جبران خسارت ناشی از آلودگی‌های نفتی توسط آن‌ها در وضعیت کاملاً مناسبی قرار دارد.

با توجه به ضریب خسارت و مابه‌التفاوت حق بیمه دریافتی و خسارت پرداختی در رشته بیمه باربری و مسئولیت می‌توان نتیجه گرفت، بیمه نفت‌کش‌ها در ایران توجیه اقتصادی دارد و در شرایط تحریمی برای کشور امری ضروری تلقی می‌گردد. لیکن به جلب اعتماد بیمه‌گذاران در صنعت نفت و کشتیرانی، افزایش دانش فنی، تخصصی و سرمایه و نیز رسیدن به حد کفایت سرمایه در شرکت‌های برتر بیمه در جهان نظیر برکشایر هاتاوی، آلیانز و آکسا که در این پژوهش موردمطالعه موردی قرار گرفتند، نیازمند است. جهت بیمه نفت‌کش‌ها توسط شرکت‌های بیمه داخلی اقداماتی صورت پذیرد. ازاین‌رو راهکارها و پیشنهادهایی که حاصل یافته‌های پژوهش حاضر در این خصوص است، به شرح زیر ارائه می‌شود:

با توجه به بزرگ بودن شرکت بیمه ایران (بخش دولتی) و پیشی گرفتن آن بر مبنای اغلب شاخص‌های بیمه‌ای نظیر ضریب نفوذ بیمه، حق بیمه تولیدی، تعداد شعب و غیره، نسبت به سایر شرکت‌های بیمه، پیشنهاد می‌شود در جهت خصوصی‌سازی این شرکت اقدامات لازم صورت پذیرد تا امکان ایجاد فضای رقابتی کامل برای تمامی شرکت‌های بیمه میسر گردد؛ و دولت (توسط نهاد نظارتی بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران) تنها نقش نظارتی در این عرصه را داشته باشد.

اصلی‌ترین مشکل صنعت بیمه داخلی ضعف توان مالی است که در کوتاه‌مدت خود را نشان می‌دهد، اما با توجه به شکاف زمانی حاصل از دریافت حق بیمه‌ها و پرداخت خسارت‌ها توسط شرکت‌های بیمه‌ای که ممکن است سال‌های زیادی به طول انجامد، پیشنهاد می‌شود این مبالغ به‌جای اینکه تنها در بانک‌ها سپرده‌گذاری شوند، با ورود به بازار سرمایه و یا سرمایه‌گذاری در پروژه‌هایی با بازدهی بالا منجر به افزایش سرمایه و پس‌انداز نزد شرکت‌های بیمه داخلی شوند. همچنین اقداماتی در جهت افزایش اعتماد سرمایه‌گذاران داخلی و خارجی صورت پذیرد.

توضیحات تکمیلی

ORCID

Mir Hossein Mousavi https://orcid.org/0000-0002-0536-3367

Jalal Dehnavi https://orcid.org/0000-0002-4669-3944

Esmaeel Safarzadeh https://orcid.org/0000-0001-8638-5754

Fatemeh Abbasi http://orcid.org/0000-0000-0000-0000

Farid Dehghani http://orcid.org/0000-0000-0000-0000

منابع و مأخذ

احمدوند، محمدرحیم (۱۳۷۹). *بررسی نقش صنعت بیمه در بازار سرمایه و تأمین وجوه مورد نیاز بخش‌های تولیدی*. تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

ایزدی، حمیدرضا، و ایزدی، مریم (۱۳۹۱). بررسی رابطه بیمه‌های دریایی (کشتی و باربری) با رشد اقتصادی ایران با استفاده از الگوی خودتوضیح برداری. *نشریه پژوهش‌نامه بیمه*، ۲۷(۳)، ۱-۲۷. DOI: 10.22056/ijir.2012.01.01

بادینی، حسن و جعفری چالشتری، محمود. (۱۳۹۵). نگرشی تحلیلی و انتقادی به اسناد بین‌المللی نظام مسئولیت و جبران خسارت در آلودگی‌های نفتی ناشی از حمل‌ونقل دریایی. *نشریه حقوقی بین‌المللی*، ۳۵(۸۵)، ۱۱۳-۸۹. DOI: 10.22066/cilamag.2018.31684

حنیفه‌زاده، لطیف. (۱۳۹۰). *بیمه کشتی و هواپیما*. چاپ اول، تهران: اندیشه آریا.

درخشان، مسعود. (۱۳۹۰). *ارزیابی پوشش‌های بیمه‌ای در صنایع نفت، گاز و پتروشیمی در ایران: وضعیت موجود، موانع و ظرفیت‌ها، با توجه به ساختار و عملکرد این بیمه‌ها در کشورهای پیشرفته منتخب و ارائه راهکارهای مناسب پوشش بیمه‌ای در این صنایع*. تهران: پژوهشکده بیمه (وابسته به بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران).

رجبی دهقانی، ای (۱۳۹۳). *کاربرد مدل تعادل برای قراردادهای آتی بیمه کشتی‌های نفتکش در ایران*. (پایان‌نامه کارشناسی ارشد)، تهران: دانشگاه علامه طباطبایی.

سامانی‌زادگان، شهرزاد. (۱۳۹۴). *بررسی قواعد حاکم بر حقوق بیمه نفت و انرژی در حقوق ایران و حقوق بین‌الملل*. (پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته حقوق بین‌الملل)، شیراز: دانشگاه شیراز، دانشکده حقوق و علوم سیاسی.

سیفی قره یتاق، داود، و حسنی، وحید، و مهدی‌پور، محمد (۱۳۹۴). بیمه اجباری مسئولیت مدنی صاحبان کشتی در آلودگی‌های نفتی با تأکید بر کنوانسیون مسئولیت مدنی ۱۹۶۹ با اصلاحات بعدی. *نشریه پژوهشنامه بیمه*، ۴(۱)، ۲۶۹-۳۰۳. DOI: 10.22056/ijir.2015.01.10

شامی، معصومه، خنیفر، حسین، و حسن‌زاده، حمیدرضا (۱۳۹۳). بررسی موانع رشد بیمه‌های انرژی در صنعت بیمه کشور و پیشنهاد راهکارهای مناسب. *نشریه مدیریت فرهنگ سازمانی*، ۱۲(۴)، ۶۹۶ -۶۸۱. DOI: 10.22059/jomc.2014.53092

شیخ علیا لواسانی، آتنا. (۱۳۹۳). *بررسی دلایل عدم رشد بیمه‌های انرژی (نفت، گاز و پتروشیمی) در صنعت بیمه کشور با ارائه راهکارهای مناسب*. (پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته مدیریت بازرگانی)، تهران: دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، دانشکده مدیریت.

عزتی، مرتضی. (۱۳۸۹). *روش تحقیق در علوم اقتصادی: کاربرد در زمینه مسائل اقتصادی*. ویرایش سوم، چاپ پنجم، تهران: مرکز پژوهش‌های اقتصاد.

فرانسوا اوترویل، ژان. (۱۳۸۱). *مبانی نظری و عملی بیمه*. (عبدالناصر همتی و علی دهقانی مترجم)، چاپ اول، تهران: بیمه مرکزی ایران.

کریمی، آیت. (۱۳۷۷). *کلیات بیمه*. چاپ سوم، تهران: بیمه مرکزی ایران.

معاونت طرح و توسعه دفتر برنامه‌ریزی و امور فنی، اداره تحلیل‌های آماری (۱۳۹۹). *سالنامه آماری ۱۳۹۸ صنعت بیمه*. تهران: بیمه مرکزی جمهوری اسلامی ایران.

نوروزی، شیما. (۱۳۹۱). امکان‌سنجی اقتصادی تأسیس شرکت تخصصی بیمه صنایع نفت، گاز و پتروشیمی در ایران. (پایان‌نامه کارشناسی ارشد رشته اقتصاد انرژی)، تهران: دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، دانشکده اقتصاد و حسابداری.

References

Ahmadvand, M. R. (1990). *Studying the role of the insurance industry in the capital market and providing funds needed by the productive sectors*. Tehran: Monetary and Banking Research Institute. [In Persian].

Badini, H. and Jafari Chaleshtori, M. (2018). An Analytical and Critical Analysis of International Instruments Governing Liability and Compensation of Oil Pollution Caused by Maritime Transport. *International Law Review*, 35(58), 89-113. [In Persian]. https://doi.org/10.22066/cilamag.2018.31684

Basu, R. & Verma, M. (2017). An expected consequence approach to assessing the viability of multimodal transportation of crude oil in eastern Canada. *Case Studies on Transport Policy*, 5(3), 518–526. https://doi.org/10.1016/j.cstp.2017.05.001

Cariou, P., & Wolff, F.-C. (2013). Maritime Risk and Insurance Premiums: A Regional Analysis. *Journal of Transport Economics and Policy*, 47(1), 23–40.

Deputy of Planning and Development, Planning and Technical Affairs Office, Statistical Analysis Department (2010). *Statistical Yearbook 2019 of the Insurance Industry*. Tehran: Central Insurance of the Islamic Republic of Iran. [In Persian].

Derakhshan, M. (2011). *Evaluation of insurance coverage in the oil, gas and petrochemical industries in Iran: Current status, obstacles and capacities, considering the structure and performance of these insurances in selected developed countries and providing appropriate solutions for insurance coverage in these industries*. Tehran: Insurance Research Institute (affiliated with the Central Insurance of the Islamic Republic of Iran). [In Persian].

Ezzati, M. (2010). *Research Method in Economic Sciences: Application to Economic Issu*es. Third Edition, Fifth Printing, Tehran: Center for Economic Research. [In Persian].

François Auterville, J. (2002). *Theoretical and Practical Foundations of Insurance*. (Translated by Abdolnaser Hemmati and Ali Dehghani), First Edition, Tehran: Central Insurance of Iran. [In Persian].

Hanifezadeh, L. (2011). *Ship and Aircraft Insurance*. First edition, Tehran: Andisheh Arya. [In Persian].

International Chamber of Commerce (ICC), & Lloyd's Market Association (LMA). (2020). *Tanker war risk insurance: The impact of geopolitical tensions on maritime insurance markets*. Joint War Committee Report.

Izadi, H., & Izadi, M. (2011). The relationship between marine and cargo insurance with economic growth using Autoregressive Model. *Iranian Journal of Insurance Research*, *1*(1), 1-15. [In Persian]. https://doi.org/10.22056/ijir.2012.01.01

Karimi, A. (1998). *Basics of Insurance*. Third Edition, Tehran: Central Insurance of Iran. [In Persian].

Knapp, S. & Heij, C. (2017). Evaluation of Total Risk Exposure and Insurance Premiums in The Maritime Industy. *Transportation Research Part D: Transport and Environment*, 54, 321–334. https://doi.org/10.1016/j.trd.2017.06.001

LI, KX. & Cullinane, K. (2003). An Economic Approach to Maritime Risk Management and Safety Regulation. *Maritime Economics & Logistics*, 5, 268–284.

Norouzi, SH. (2012). *Economic Feasibility Study of Establishing a Specialized Insurance Company for Oil, Gas and Petrochemical Industries in Iran*. (Master's Thesis in Energy Economics), Tehran: Islamic Azad University, Central Tehran Branch, Faculty of Economics and Accounting. [In Persian].

Rajabi Dehaghi. E (2014). *An Application of Equilibrium Model for Crude Oil Tanker Ships Insurance Futures in Iran*. (Master's Thesis), Allameh Tabatabai University. [In Persian].

Rose, F. D. (2013). *Marine insurance: Law and practice* (2nd ed.). Informa Law from Routledge.

Sadeghi Shahedani, M., Askari, M. & Maleki Nejad, A (2017). Economic Feasibility of the Profitability of Insurances Related to Oil and Gas Wells. *World Journal of Environmental Biosciences*, 6, 6–14. https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/83151

Samani Zadegan, SH. (2015). *A Study of the Rules Governing Oil and Energy Insurance Laws in Iranian and International Law*. (Master's Thesis in International Law), Shiraz: Shiraz University, Faculty of Law and Political Science. [In Persian].

Seify Ghare Yatagh, D., Hasani, V., & Mehdipour, M. (2014). Ship-owners' compulsory insurance for oil pollution liability based on 1969 civil liability convention and its amendments. *Iranian Journal of Insurance Research*, *4*(1), 162-180. [In Persian]. https://doi.org/10.22056/ijir.2015.01.10

Shami, M., Khanifar, H. & Hasanzadeh, H. (2014). The Barriers of Energy Insurance Development in Iran Insurance Industry and Providing Proper Solutions. *Organizational Culture Management*, *12*(4), 681-696. [In Persian]. https://doi.org/10.22059/jomc.2014.53092

Sheikh Olya Lavasani, A. (2014). *A Study of the Reasons for the Lack of Growth of Energy Insurance (Oil, Gas and Petrochemical) in the Country's Insurance Industry by Providing Appropriate Solutions*. (Master's Thesis in Business Management), Tehran: Islamic Azad University, Central Tehran Branch, Faculty of Management. [In Persian].

Tsukimori, O. (2012), Japan Insurers Expand Cover to Boost Iran Oil Shipping Capacity, *journal of insurance.*

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

ECONOMIC
POLICIES AND RESEARCH
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

Scientific Advisers

Khaled Ahmadzadeh	Associate Professor, Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.
Ramin Amani	Ph.D. Candidate in Health Economics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
Fateh Habibi	Associate Professor, Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran.
Nasrin Hozarmoghadam	Assistant Professor, Insurance Research Center, Tehran, Iran.
Asma Hamzeh	Associate Professor, Insurance Research Center, Tehran, Iran.
Musa Khoshkalam khosroshahi	Associate Professor, Department of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran.
Shahryar Zaroki	Associate Professor, Department of Economics, University of Mazandaran, Babolsar, Iran.
Esmaeel Safarzadeh	Assistant Professor, Department of Economics, Alzahra University, Tehran, Iran.
Saleh Taheri Bazkhaneh	Assistant Professor, Department of Economics, University of Guilan, Rasht, Iran.
Abolghasem Golkhandan	Ph.D. in Public Economics, Lorenstan University, Khorramabad, Iran.
Younes Goli	Ph.D. in Economic, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran.
Salaheddin Manochehri	Assistant Professor, Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

Contents

E Measuring COVID-19 Uncertainty Index and Its Impact on the Performance of Pharmaceutical Companies in the Tehran Stock Exchange
Ramin Amani; Abbas Assari Arani 1-38

Phillips Curve And Consumer Behavior Based On Giffen And Veblen Goods Under Monetary Floor Effect
Mohammad Alibegli; Nader Mehregan; Alireza Erfani 39-61

The Impact of Energy Prices, Precious Metals, Stock Markets, and Variables of G7 Countries on the Cryptocurrencies
Shabnam Zeinedini; Mohammad Sharif Karimi; Azad Khanzadi; Ali Falahati 63-89

Threshold Effects of Economic Uncertainty on Foreign Investment in Developing Countries
Mostafa Purdehghan Ardakan; Seyed Alireza Alavi Bajgani; Seyed Yahya Abtahi; Mohamad Ali Dehghan Tafti 91-111

Analysis of the Impact of Exchange Rates and Financial Leverage on Corporate Financial Fragility: Empirical Evidence from Iran
Mahdieh Rezagholizadeh 113-138

Insurance of Oil Tankers by Insurance Companies: A Comparative Study of Iran and the World
Mir Hossein Mousavi; Jalal Dehnavi; Esmaeel Safarzadeh; Fatemeh Abbasi; Farid Dehghani 139-165

14

ECONOMIC
POLICIES AND RESEARCH
Journal of The Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

Economic Policies and Research

Volume 4, Issue 2, Summer 2025, Page: 1-165

Rank of the publication in the Ministry of Science for Year 2024: **B**

Concessionaire: **University of Kurdistan**
Responsible Manager: **Bakhtiar Javaheri**
Editor-in-Chief: **Parviz Mohammadzadeh**
Deputy Editor: **Khaled Ahmadzadeh**
Expert: **Vahid Azizi**
English Editor:
Technical Editor and Layout: **Vahid Azizi**

Editorial Board in Alphabetical Order

Seyed Aziz Arman	Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
Fathollah Tari	Professor, Department of Business Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran
Esfandiar Jahangard	Associate Professor ،Department of Theoretical Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran
Fateh Habibi	Associate Professor, Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Kiomars Sohaily	Professor, Department of Economics, Razi University, Kermanshah, Iran
Seyed Kamal Sadeghi	Professor, Department of Economic Development and Planning, University of Tabriz, Tabriz, Iran.
Abdol S. Soofi	Professor in Economics, University of Wisconsin Platteville
Hasan Farazmand	Professor, Department of Economics, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran
Ali Fegheh Majidi	Associate Professor, Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Hamed Ghaderzadah	Associate Professor, Department of Agricultural Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran
Huseyin Karamelikli	Professor in Economics, Karabuk University, Turkey
Parviz Mohammadzadeh	Professor, Department of Economic Development and Planning, University of Tabriz, Tabriz, Iran
Teymoor Mohammadi	Professor, Department of Theoretical Economics, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran
Zahra Nasrollahi	Professor, Department of Economics, Yazd University. Yazd, Iran.

Journal Homepage: https://www.jepr.uok.ac.ir Email: Jepr@uok.ac.ir
Address: Pasdaran Boulevard, University of Kurdistan, Faculty of Humanities and Social Sciences, Department of Economics, Office of Scientific Journals, Sanandaj, Iran
Tel: +9887-33664600 - 2269

Copyright © 2022 The Author(s). Published by Department of Economics, University of Kurdistan. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original author and source are credited.

CC BY NC
OPEN ACCESS

In the Name of GOD

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

ECONOMIC
POLICIES AND RESEARCH

Quarterly Journal of The Department of Economics
Faculty of Humanities and Social Sciences
University of Kurdistan

Subjects

Academic Research Related to Economic Sciences,
Economic Policies, Economic Growth and Development,
Planning and Sustainable Development, Behavioral Economics,
Institutional Economics, International Economics, Innovation Economics,
Energy Economics, Digital Economics, Tourism Economics,
Financial and Monetary Economics, Sports Economics,
Health Economics, Urban and Regional Economics.

Publication License: The publication has received a publication license based on the license registration number 88046 dated 2021-05-31 from the Press Supervisory Board the Ministry of Culture and Islamic Guidance of Iran and scientific accreditation in 2021 according to the regulations of the Scientific Publications Commission the Ministry of Science, Research and Technology of Iran.

Scientific Rank: The publication has achieved a B rank in the evaluation of publications The Ministry of Science, Research and Technology of Iran in 2024 based on the regulations of scientific publications approved on 2019/04/29.

Quarterly Journal Published by The Department of Economics University of Kurdistan

The Journal of

Economic Policies and Research

Department of Economics, University of Kurdistan, Sanandaj, Iran

دانشگاه کردستان
University of Kurdistan

14 | Volume 4, Number 2, Summer 2025 | ISSN Online: 2821-174X

- **E Measuring COVID-19 Uncertainty Index and Its Impact on the Performance of Pharmaceutical Companies in the Tehran Stock Exchange**
  Ramin Amani; Abbas Assari Arani 1-38

- **Phillips Curve And Consumer Behavior Based On Giffen And Veblen Goods Under Monetary Floor Effect**
  Mohammad Alibegli; Nader Mehregan; Alireza Erfani 39-61

- **The Impact of Energy Prices, Precious Metals, Stock Markets, and Variables of G7 Countries on the Cryptocurrencies**
  Shabnam Zeinedini; Mohammad Sharif Karimi; Azad Khanzadi; Ali Falahati 63-89

- **Threshold Effects of Economic Uncertainty on Foreign Investment in Developing Countries**
  Mostafa Purdehghan Ardakan; Seyed Alireza Alavi Bajgani; Seyed Yahya Abtahi; Mohamad Ali Dehghan Tafti 91-111

- **Analysis of the Impact of Exchange Rates and Financial Leverage on Corporate Financial Fragility: Empirical Evidence from Iran**
  Mahdieh Rezagholizadeh 113-138

- **Insurance of Oil Tankers by Insurance Companies: A Comparative Study of Iran and the World**
  Mir Hossein Mousavi; Jalal Dehnavi; Esmaeel Safarzadeh; Fatemeh Abbasi; Farid Dehghani 139-165