

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هشتم/ شماره ۴/ زمستان ۱۴۰۰/ صفحات ۱۰۰-۷۷

## بررسی نوسانات شاخص خشک بالتیک، تغییرات نرخ ارز و فعالیت اقتصاد جهانی بر کل کالاهای بارگیری شده در ایران<sup>۱</sup>

مهدخت حبیبی

دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه آزاد واحد علوم تحقیقات تهران، [mahdokht\\_habibi@yahoo.com](mailto:mahdokht_habibi@yahoo.com)

زهرا افشاری\*

استاد اقتصاد دانشگاه الزهرا تهران، [Z.afshari@alzahra.ac.ir](mailto:Z.afshari@alzahra.ac.ir)

عباس معمارنژاد

استادیار اقتصاد دانشگاه آزاد اسلامی واحد علوم و تحقیقات تهران، [ab\\_memar@yahoo.com](mailto:ab_memar@yahoo.com)

مهدی تقوی

استاد اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی تهران، [m-tagavi@yahoo.com](mailto:m-tagavi@yahoo.com)

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۰۵/۰۶ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۶/۱۸

### چکیده

براساس آمار سازمان توسعه و تجارت (۲۰۱۸) تجارت دریایی بیش از ۹۰ درصد از تجارت کل را تشکیل می‌دهد. در ایران با احتساب آمار نفتی این سهم حدود ۹۸ درصد در واردات و ۸۵ درصد در صادرات است. بنابراین شناسایی عوامل موثر بر تجارت دریایی ایران حائز اهمیت است. شاخص خشک بالتیک بعنوان پیشروترین شاخص‌های اقتصادی است که رابطه نزدیک با فعالیت اقتصاد جهانی دارد و اقتصاد حمل و نقل دریایی را اندازه‌گیری می‌کند. بر این اساس در مقاله حاضر اثرات نوسانات شاخص خشک بالتیک، تغییرات نرخ ارز و فعالیت اقتصاد جهانی بر کل کالای بارگیری شده بنادر مالکیتی ایران در دوره زمانی ۱۳۷۹:۰۱-۱۳۹۸:۱۲ برآورد شده است. نوسانات شاخص خشک بالتیک با استفاده از واریانس شرطی  $AR(1)$  و  $GARCH(1,1)$  اندازه‌گیری شده است. نتایج بدست آمده از آزمون‌های حداقل مربعات تعمیم‌یافته FMOLS و رگرسیون جزء تصحیح شده CCR نشان داد که کشش بلند مدت کالاهای بارگیری شده دریایی به شاخص فعالیت جهانی اقتصاد و نرخ ارز اسمی (تنزل ارزش پول) مثبت و نسبت به نوسانات شاخص خشک بالتیک منفی است. نتایج دوره مورد مطالعه در ایران دلالت بر این دارد که رشد اقتصاد جهانی و افزایش رقابت پذیری اقتصاد، رشد کالاهای بارگیری شده در ایران را افزایش می‌دهد و افزایش نوسانات شاخص خشک بالتیک رشد کالاهای بارگیری شده در ایران را کاهش داده است. با توجه به ضریب تصحیح خطای برآورد شده همگرایی مدل به سمت تعادل بلندمدت به کندی انجام می‌شود.

**واژه‌های کلیدی:** تجارت دریایی، شاخص خشک بالتیک، فعالیت اقتصاد جهانی، آزمون لامسدین پاپل، رگرسیون حداقل مربعات معمولی تعدیل شده.

**طبقه‌بندی JEL:** R41, F13, C43, C13

<sup>۱</sup> این مقاله مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول است.

\* نویسنده مسئول مکاتبات

## ۱-مقدمه

تجارت بین‌المللی از ارکان مهم جهانی شدن و از مولفه‌های موثر بر رشد و پیشرفت کشورها بشمار می‌رود، مطالعه عوامل موثر بر تجارت از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است (کیم<sup>۱</sup>، ۲۰۱۶). پراکندگی منابع و مواد اولیه خام و گستردگی بازارهای مصرف، ارتباط اقتصاد کشورها با تجارت دریا محور را بیش از پیش ضروری ساخته به نحوی که امروزه کشورهایی که به دریاهای آزاد دسترسی دارند، به نوعی از مزیت نسبی و رقابتی برای رشد اقتصادی کشورشان برخوردارند (نجفی و افتخاری<sup>۲</sup>، ۱۳۹۲). در حال حاضر ۹۰ درصد از حجم کل تجارت بین‌المللی از طریق کشتیرانی دریایی انجام می‌شود، که ۴۰ درصد از آن حمل تانکرهای سوخت مایع از جمله: نفت خام، مشتقات نفتی، پتروشیمی و مواد شیمیایی بوده و ۳۸ درصد آن حمل فله خشک و بقیه مربوط به کانتینرها و کالاهای عمومی است (جیانگ و همکاران<sup>۳</sup>، ۲۰۱۸). ارائه خدمات کارآمد در حمل‌ونقل دریایی از پارامترهای لازم و تاثیرگذار در انجام تجارت موفق بین‌المللی است. نرخ حمل‌ونقل قیمت معامله در حمل‌ونقل بار است و هزینه حمل‌ونقل بخش مهمی از کل هزینه تجارت است. از این رو، نرخ حمل به یک شاخص مهم برای شرکت‌های تجاری بین‌المللی برای تعیین سفارشات و انتخاب شرکای تجاری تبدیل شده است (ویلنس مییر و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۰۹). با توجه به محدودیت‌های ارزیابی هزینه حمل‌ونقل دریایی، هوملز<sup>۵</sup> (۲۰۰۱) از داده‌های مربوط به شاخص‌های قیمت حمل‌ونقل استفاده کرد. شاخص‌های حمل‌ونقل با توجه به نرخ حمل‌ونقل مسیرهای مربوطه، در بازار حمل و نقل محاسبه می‌شوند (لی یو<sup>۶</sup>، ۲۰۰۶). از مهمترین و رایج‌ترین شاخص‌های اقتصادی در صنعت کشتیرانی شاخص‌های حمل‌ونقل دریایی بالتیک<sup>۷</sup> است (لین و همکاران<sup>۸</sup>، ۲۰۱۳).

---

<sup>1</sup> Kim

<sup>2</sup> Najafi & Eftekhari (2013)

<sup>3</sup> Jiang et al.

<sup>4</sup> Wilmsmeier

<sup>5</sup> Hummels

<sup>6</sup> Liu

<sup>7</sup> Baltic Index

<sup>8</sup> Lin et al.

سهم ایران از تجارت جهانی ۰/۳۵ درصد با احتساب فروش نفت است که بدون در نظر گرفتن نفت وضعیت به مراتب تاسف‌بارتر می‌شود و به رقم ۰/۲۴ درصد کاهش می‌یابد. ایران از نظر ارزش تجارت خارجی خود رتبه ای بهتر از ۴۴ را در رده‌بندی جهانی بدست نیآورده است (آنکتاد، ۲۰۱۸). کل کالای<sup>۱</sup> تخلیه و بارگیری شده در بنادر تحت مالکیت سازمان بنادر و دریانوردی ایران با رشد منفی از ۱۵۰ میلیون تن در سال ۱۳۹۸ به حدود ۱۳۰ میلیون تن در سال ۱۳۹۹ رسیده است. که نمایانگر ظرفیت‌های استفاده نشده از بنادر ایران است.<sup>۲</sup> طبق برنامه ششم توسعه، این ظرفیت تا سال ۱۴۰۰ باید به ۲۷۰ میلیون تن برسد. کل حجم تخلیه در سال ۱۳۹۹ به ترتیب ۵ میلیون تن جنرال کارگو، ۱۰ میلیون کالای کانتینری، ۲۲ میلیون تن فله خشک، ۱ میلیون تن فله مایع، ۱۷ میلیون تن فراورده‌های نفتی بوده است و کل کالای بارگیری شده به ترتیب ۱۳ میلیون تن جنرال کارگو، ۱۰ میلیون تن کالای کانتینری، ۱۸ میلیون تن فله خشک، ۱ میلیون تن فله مایع، ۲۸ میلیون تن فراورده‌های نفتی بوده است. در بنادر ایران، ۲ میلیون تن<sup>۳</sup> کالا ترانشیپ شده است که می‌توان نتیجه گرفت بنادر ایران تنها در حال ارائه خدمت به مشتریان داخلی هستند و با شاخص‌های استاندارد جهانی در جذب مشتریان خارجی فاصله بسیاری دارند، به علاوه بیش از ۸۵ درصد فعالیت‌های صادرات و واردات کشور فقط در دو بندر شهید رجایی و امام خمینی متمرکز شده‌اند و سهم بنادر دیگر تنها ۱۵ درصد است (آمار عملیات سازمان بنادر و دریانوردی، ۱۳۹۹). از این رو مطالعه عوامل موثر بر این تجارت از اهمیت ویژه برخوردار است.

مطالعات بسیاری در زمینه تاثیر نوسانات نرخ ارز، فعالیت اقتصاد جهانی و هزینه حمل-ونقل بر تجارت دریایی انجام شده است که در مطالعات خارجی می‌توان به مطالعات کنستانتین و نکتاریوس<sup>۴</sup> (۲۰۲۰)، نکتاریوس<sup>۵</sup> (۲۰۲۰)، (جیانگ و همکاران، ۲۰۱۸)، زانگ و تونگ<sup>۶</sup> (۲۰۱۷)، روآن و همکاران<sup>۷</sup> (۲۰۱۶) و (کیم، ۲۰۱۶) و در مطالعات داخل

<sup>۱</sup> جنرال کارگو، کالای کانتینری، فله خشک و مایع، فرآورده‌های نفتی

<sup>۲</sup> ظرفیت اسمی بنادر کشور ۲۲۷ میلیون تن است

<sup>۳</sup> ترانشیپ (۱۳۹۹): بارگیری ۱,۰۹۲,۰۶۷ تن، تخلیه ۱,۰۵۷,۰۷۳ تن

<sup>۴</sup> Konstantinos & Nektarios

<sup>۵</sup> Nektarios

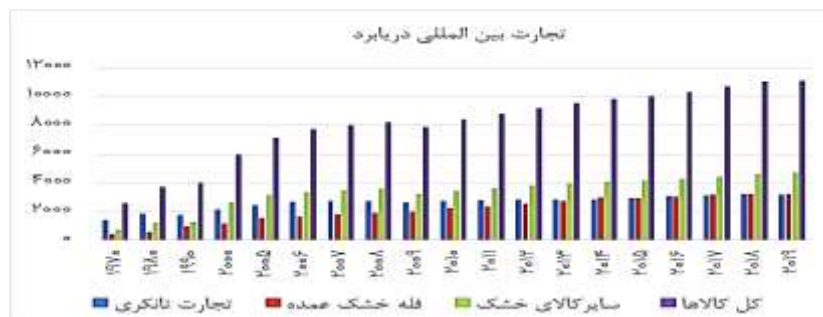
<sup>۶</sup> Zhang & Tong

<sup>۷</sup> Ruan et al.

می توان به سلمانی و همکاران<sup>۱</sup> (۱۳۹۸)، پورکرمانی و اسکندری<sup>۲</sup> (۱۳۹۵) و کوه بر و یوسفی<sup>۳</sup> (۱۹۹۳) اشاره کرد. تفاوت این مقاله از پژوهش های انجام شده در ایران، برآورد تاثیر نوسانات شاخص خشک بالتیک، تغییرات نرخ ارز اسمی و فعالیت اقتصاد جهانی بر کل کالاهای بارگیری شده (صادرات دریایی، ترانشیپ، ترانزیت و کابوتاژ) در بنادر مالکیتی ایران با استفاده از رهیافت های اقتصاد سنجی شامل FMOLS<sup>۴</sup> است. در ادامه حقایق آشکار شده و پیشینه پژوهش ارائه می شود، سپس به تصریح مدل و تجزیه و تحلیل داده ها پرداخته می شود و بخش پایانی به نتایج و پیشنهادات اختصاص دارد.

## ۲- ادبیات موضوع

نمودار (۱) نشان می دهد تجارت بین المللی دریایی رشد چشم گیری داشته است و از ۶ میلیون تن در سال ۲۰۰۰ به بیش از ۱۱ میلیون تن در سال ۲۰۱۸ رسیده است. رشد تجارت دریابد در ۲۰۱۹ متوقف شد و به پایین ترین سطح خود از زمان بحران ۲۰۰۸ رسیده است.



نمودار (۱): تجارت بین المللی دریایی براساس نوع بار (میلیون تن بارگیری شده)<sup>۵</sup>  
منبع: یافته های تحقیق (آمار آکتاد (۲۰۲۰))

<sup>۱</sup> Salmani Bishak et al. (2019)

<sup>۲</sup> Pourkermani & Eskandari (2016)

<sup>۳</sup> Kuhbor & Yousefi (2014)

<sup>۴</sup> Fully Modified Ordinary Least Squares

<sup>۵</sup> کالای تانکری: نفت خام، فرآورده های نفتی تصفیه شده، گاز و مواد شیمیایی

کالای خشک عمده: سنگ آهن، دانه، ذغال سنگ، بوکسیت/ آلومینا و فسفات. از سال ۲۰۰۶، فله عمده شامل سنگ آهن، غلات و ذغال سنگ است و داده های مربوط به بوکسیت/ آلومینا و فسفات در زیر بارهای خشک دیگر گنجانده شده است.

سایر کالای فله ای: فله خرد، تجارت کانتینری و یاقیمانده از محموله های عمومی.

با توجه به نمودار (۲) بالاترین سهم کالای بارگیری شده حدود ۴۱ درصد در کل دنیا مربوط به قاره آسیا است (آنکتاد، ۲۰۲۰).



نمودار (۲): سهم منطقه‌ای تجارت دریایی بین‌المللی ۲۰۱۹ (درصد-تن)

منبع: یافته‌های تحقیق (داده‌ها آنکتاد (۲۰۲۰))

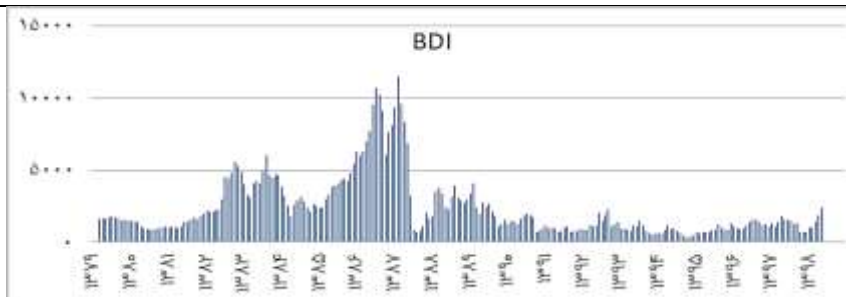
شاخص بالتیک یک شاخص ترکیبی از نرخ حمل‌ونقل دریایی است که نسبت تقاضای حمل‌ونقل دریایی را بر ظرفیت حمل‌ونقل دریایی ارزیابی می‌کند و از آنجا که بطور روزانه توسط موسسه بالتیک اکسچنج<sup>۱</sup> ارائه می‌شود نسبت به شاخص‌های اقتصادی به‌روزتر<sup>۲</sup> بوده و می‌تواند برخی از اقدامات سوداگرانه را منعکس کند و قراردادهای آتی در محاسبه BDI منظور شده است (آپرگیز و پین<sup>۳</sup>، ۲۰۱۳). این شاخص برای اندازه‌گیری تغییرات در هزینه حمل‌ونقل مواد خام اولیه مثل فلزات، سنگ آهن، غلات، مس، فسفات، آلومینیوم، سوخت‌های کانی (زغال سنگ و نفت) و پتروشیمی بطور گسترده استفاده می‌شود و بخوبی نشان می‌دهند که تجارت بین‌الملل تا چه حد از رونق یا رکود برخوردار است (بیلدرچی و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۵). نمودار (۳) نشان می‌دهد که روند نوسانات شاخص خشک بالتیک یکنواخت نیست و در دوره ۱۳۸۲-۱۳۸۷ دارای بالاترین نوسان بوده است.

<sup>1</sup> London-based Baltic Exchange (1985)

<sup>2</sup> real-time updates

<sup>3</sup> Apergis & Payne

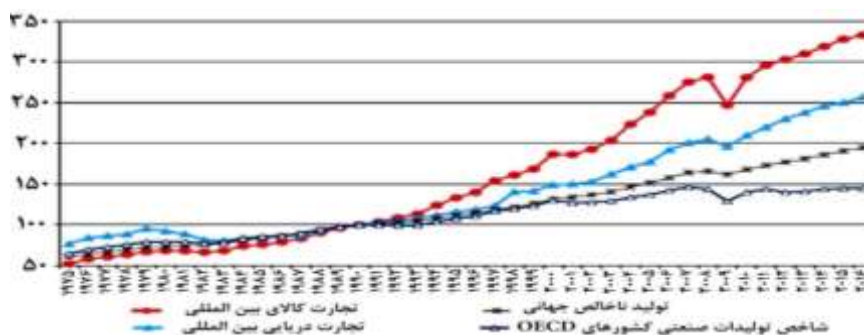
<sup>4</sup> Bildircia et al.



نمودار (۳): شاخص خشک بالتیک

منبع: یافته‌های تحقیق

اقتصاددانان بسیاری (اسرلیز<sup>۱</sup> (۱۹۳۸)؛ تینبرگن<sup>۲</sup> (۱۹۵۹)؛ استاپفورد<sup>۳</sup> (۱۹۹۷)) همبستگی مثبت بین نرخ حمل‌ونقل دریایی و فعالیت اقتصاد جهانی را ملاحظه کرده‌اند. مطالعات کیلین<sup>۴</sup> (۲۰۰۹) و کلوند<sup>۵</sup> (۲۰۰۴) تصریح شده که فعالیت اقتصاد جهانی<sup>۶</sup> از مهمترین عوامل تعیین‌کننده تقاضا برای خدمات حمل‌ونقل است (جاکوویچ و همکاران<sup>۷</sup>، ۲۰۱۵).



نمودار (۴): شاخص سازمان همکاری‌های اقتصادی و توسعه تولیدات صنعتی و شاخص‌های جهانی: تولید ناخالص داخلی، تجارت کالا و محموله‌های دریایی

منبع: آنکتاد<sup>۸</sup> (۲۰۱۷)

<sup>۱</sup> Isserlis

<sup>۲</sup> Tinbergen

<sup>۳</sup> Stopford

<sup>۴</sup> Kilian

<sup>۵</sup> Klovland

<sup>۶</sup> Global Economy Activity

<sup>۷</sup> Jugović et al.

<sup>۸</sup> UNCTAD

دولتی و دیهم‌پور<sup>۱</sup> (۱۳۹۹) در بررسی عوامل کلیدی موفقیت حمل و نقل دریایی نشان دادند که برنامه‌ریزی مدیریت، نیروی انسانی، تخلیه و نگهداری، فناوری، هماهنگی، زنجیره تأمین و امنیت از عوامل کلیدی موفقیت در حوزه صنعت دریایی است. سلمانی و همکاران (۱۳۹۸) با بررسی تاثیر تغییرات قیمت نفت و حجم کالاهای کانتینری بر هزینه حمل‌ونقل دریایی با استفاده از گشتاورهای تعمیم‌یافته (GMM) نشان می‌دهند که قیمت نفت خام برنت، تغییرات قیمت نفت، میزان اجاره و شاخص بالتیک تاثیر مثبت و معنی‌داری بر هزینه‌های حمل‌ونقل دریایی دارند، اما حجم کالاهای کانتینری تاثیر منفی و معنی‌داری بر هزینه حمل‌ونقل دریایی داشته است. همچنین قیمت نفت تاثیر به مراتب بالاتر بر میزان حمل دریابرد کانتینری دارد. پورکرمانی و اسکندری (۱۳۹۵) اثرات نوسانات قیمت نفت خام بر شاخص بازدهی نرخ کرایه حمل کشتی‌های نفت‌کش در ایران را با استفاده از مدل EGARCH سپس با VECM بررسی کرده‌اند. نتایج نشان‌دهنده رابطه بلندمدت بین متغیرها بوده و با افزایش نوسانات قیمت نفت، شاخص بازدهی نرخ کرایه حمل کشتی‌ها کاهش می‌یابد. کوه بر و یوسفی (۱۹۹۳) با بررسی ارتباط میان خدمات حمل و نقل دریایی، تجارت بین الملل و رشد اقتصادی ایران با روش معادلات همزمان و استفاده از آزمون‌های علیت جهت بررسی ارتباط بین متغیرهای استفاده شده بدین نتیجه رسیدند که، یک افزایش حمل محموله‌های دریایی موجب افزایش تجارت بین‌الملل و رشد ناخالص ملی می‌شود.

کنستانین و نکتاریوس (۲۰۲۰) در کمی‌سازی رابطه بین تجارت دریایی و نرخ حمل‌و-نقل با رویکرد خودرگرسیون برداری بیزین نشان داده‌اند که حجم تجارت کالاهای دریایی تأثیر زیادی بر شاخص خشکی بالتیک و شاخص غیر تمیز بالتیک دارد. نتایج یانگ و همکاران<sup>۲</sup> (۲۰۲۰) نشان می‌دهد که BDI یک پیش‌بینی کننده مفید برای مبادله است. نکتاریوس (۲۰۲۰) رابطه بین تولید ناخالص جهانی و تقاضا برای حمل‌و-نقل دریایی (قیمت نفت) با استفاده مدل تصحیح خطای برداری (VECM) نشان می‌دهد که نقطه مقابل کشورهای با درآمد پایین در کشورهای با درآمد بالا، متوسط رابطه مثبت بین تولید ناخالص جهانی و تقاضای حمل دریایی وجود دارد. جیانگ و همکاران

<sup>1</sup> Dolati & Dayhampoor (2020)

<sup>2</sup> Yang et al.

(۲۰۱۸) در مطالعات خود بدین نتیجه رسیدند که در مسیر خلیج فارس و مسیر اروپا، تأثیر صادرات بر شاخص حمل دریایی قابل توجه است در حالی که در مسیر جنوب شرقی آسیا نتایج معکوس هستند. زانگ و تونگ (۲۰۱۷) نشان دادند که علیت گرنجر رابطه علیت یک‌طرفه بین شاخص خشک بالتیک و GDP چین وجود دارد بعلاوه تابع واکنش آنی و روش تجزیه واریانس نشان داد که اثرپذیری شاخص خشک بالتیک از اقتصاد چین بسیار کم بود. مطالعه چای و چاچنگ<sup>۱</sup> (۲۰۱۶) تجارت دریایی استرالیا با شرکای تجاری مهم آسیایی از جمله چین، ژاپن، کره، تایوان، هند، اندونزی و مالزی نشان داد که درآمد واقعی، رشد کشورهای طرف تجاری و نوسانات نرخ ارز از عوامل مهم تعیین‌کننده صادرات دریایی بوده اند. روان و همکاران (۲۰۱۶) با مطالعه رابطه متقابل بین شاخص خشک بالتیک و قیمت نفت نشان داده‌اند که شاخص‌های بالتیک با تغییرات در بازارهای نفت خام بین‌المللی نیز مرتبط هستند. به همین دلیل رابطه بین شاخص خشک بالتیک و قیمت نفت خام از نوع همبسته مرکب غیر خطی<sup>۲</sup> است. واگنر<sup>۳</sup> (۲۰۱۵) به بررسی رابطه بین شاخص خشک بالتیک و نوسانات فعالیت اقتصاد جهانی می‌پردازد. نتایج نشان داد که نوسانات BDI رفتاری همزمان یا جلوتر از شاخص‌های چرخه‌های تجاری دارند.

چای و چانگ (۲۰۱۴) دریافتند که جریان تجارت دریایی بین ایالات متحده-کانادا به تغییرات درآمد و تغییرات نرخ ارز در بلندمدت حساس است. آپرگیز و پین (۲۰۱۳) به بررسی محتوای پیش‌بینی‌کننده BDI به عنوان شاخص برتر در رابطه با بازارهای دارایی و اقتصاد پرداخته و نتایج نشان داد که این شاخص دارای توانایی پیش‌بینی در بازارهای دارایی مالی و تولیدات صنعتی است نتایج نشان داد، که این شاخص دارای توانایی پیش‌بینی در بازارهای دارایی مالی و تولیدات صنعتی است (بکشی و همکاران<sup>۴</sup>، ۲۰۱۳)<sup>۵</sup>. لین و همکاران (۲۰۱۳) رابطه تجارت و درآمد با شاخص خشک بالتیک را

<sup>1</sup> Chi & Cheng

<sup>2</sup> Multifractal

<sup>3</sup> Wagner

<sup>4</sup> Bakshi et al.

<sup>۵</sup> یکی از مقالاتی که شاخص حمل‌ونقل را برای پیش‌بینی متغیرهای اقتصادی و مالی در نظر می‌گیرد، از بکشی و همکاران (۲۰۱۳) است.



برای کشورهای کمتر توسعه یافته بررسی کرده اند. نتایج نشان می‌دهد که کاهش BDI تأثیر مثبتی بر درآمد LDC از کانال تجارت دارد و افزایش در تجارت، تولید ناخالص داخلی افزایش می‌دهد و اهمیت تجارت را بر توسعه اقتصادی کشورهای کم درآمد تأکید می‌کند. کاتومیلانت و همکاران<sup>۱</sup> (۲۰۱۱) در مقاله با عنوان "عوامل تعیین کننده تقاضا برای حمل و نقل دریایی بین‌المللی" در اسپانیا نشان دادند که تأثیر درآمد بر صادرات و واردات دریایی (کالاهای عمومی، کانتینری و فله خشک) اسپانیا مثبت و به لحاظ آماری معنی دار است.

### ۳- روش‌شناسی تحقیق

براساس مبانی نظری و پیشینه مطالعات تجربی فعالیت اقتصاد جهانی باعث افزایش تقاضای جهانی شده و در نتیجه بر تجارت دریایی موثر است و با تنزل ارزش پول ملی (NER)، جذابیت کالای داخلی افزایش یافته و کل کالای بارگیری شده را افزایش می‌دهد. از طرف دیگر نوسانات شاخص خشک بالتیک در مطالعات تجربی اثرات مختلط بر تجارت دریایی داشته است. در این پژوهش به منظور مطالعه متغیرهای مهم تأثیرگذار بر کل کالای بارگیری شده در بنادر ایران و به تبعیت از مطالعات (کیم، ۲۰۱۶) و (چای و چانگ، ۲۰۱۶) از رهیافت های اقتصادسنجی شامل FMOLS رگرسیون حداقل مربعات معمولی تعدیل شده و CCR<sup>۲</sup> رگرسیون اجزا همبسته استفاده شده است و مدل زیر تصریح شده است:

$$LPC_t = \alpha_0 + \beta_0 GEA_t + \beta_1 NER_t + \beta_2 VOL_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

LPC: کل کالاهای بارگیری شده شامل: جنرال کارگو، کالای کانتینری، فله خشک، فله مایع و فرآورده‌های نفتی (واحد-تن)،

GEA: متوسط وزنی شاخص تولیدات صنعتی در اقتصادهای پیشرفته<sup>۳</sup> بسیاری از اقتصاددانان گریلی<sup>۴</sup> و روبینی (۱۹۹۶)؛ برنانکه و همکاران<sup>۵</sup> (۱۹۹۷)؛ کیم<sup>۶</sup> (۲۰۰۱)؛ کیم

<sup>1</sup> Coto-Millan et al.

<sup>2</sup> Correlated Component Regression

<sup>3</sup> Advanced Economies

<sup>4</sup> Grilli & Roubini

<sup>5</sup> Bernanke et al.

<sup>6</sup> Kim

و روبینی<sup>۱</sup> (۲۰۰۱)؛ مک اوایاک<sup>۲</sup> (۲۰۰۷) از این شاخص استفاده کرده‌اند. NER: نرخ ارز اسمی (بازار آزاد)

VOL: واریانس شرطی شاخص خشک بالتیک، مدل GARCH(۱,۱) (متوسط ماهانه شاخص روزانه BDI) قلمرو مکانی تحقیق، کشور ایران برای داده‌های تجارت دریایی از سازمان بنادر و کشتیرانی ایران PMO<sup>۳</sup> است. نرخ ارز اسمی (آزاد) برای ایران، در تارنمای داده‌های مالی و اقتصادی وزارت امور اقتصادی و دارایی است. شاخص‌های بالتیک از تارنمای اینوستمنت<sup>۴</sup> و شاخص فعالیت اقتصاد جهانی از داده‌های IMF<sup>۵</sup> برای ۳۹ کشور (اتحادیه اروپا، ایالات متحده، چین، ژاپن، استرالیا و کانادا) استفاده شده است. دوره زمانی تحقیق ۱۳۷۹:۰۱ - ۱۳۹۸:۰۱ است.

### ۳-۱- آزمون دیکی فولر-تعمیم یافته ADF

از شرایط لازم استفاده از الگو، یکسان بودن درجه هم‌جمعی متغیرها است. برای آزمون پایایی از آزمون‌های ریشه واحد دیکی-فولر استفاده شده و مدل آن به صورت ذیل است:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \mu + \beta_t + \sum_{j=1}^k C_j \Delta y_{t-j} + U_t \quad (2)$$

جدول (۱): آزمون ریشه واحد دیکی فولر ADF بر متغیرهای پژوهش

		آماره t	آماره آزمون ADF	مقدار احتمال
LPC	سطح	-۳/۴۵۹	-۱/۸۷۷	۰/۳۴۲۵
	تفاضل مرتبه اول	-۳/۴۵۹	-۱۴/۴۹۳	۰/۰۰۰۰
NER	سطح	-۳/۴۵۷	۱/۹۹۷۵	۰/۹۹۹۹
	تفاضل مرتبه اول	-۳/۴۵۷	-۹/۴۵۶۱	۰/۰۰۰۰
GEA	سطح	-۳/۴۶۲	-۲/۸۰۶۸	۰/۰۵۹۹
	تفاضل مرتبه اول	-۳/۴۶۲	-۴/۳۷۰۱	۰/۰۰۰۴
BDI	سطح	-۳/۴۵۸	-۳/۲۸۲	۰/۰۷۱۸
	تفاضل مرتبه اول	-۳/۴۵۸	-۹/۴۵۸	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

<sup>1</sup> Kim & Roubini

<sup>2</sup> Mackowiak

<sup>3</sup> www.pmo.ir

<sup>4</sup> www.investing.com

<sup>5</sup> International Monetary Fund

با توجه به جدول (۱) نتیجه گرفته می‌شود که سری‌های زمانی مدل در دوره مدل‌سازی ناپایا هستند که با یکبار تفاضل‌گیری پایا می‌گردند.

### ۲-۳- نوسانات شاخص خشک بالتیک BDI<sup>۱</sup>

با توجه به ویژگی‌های هزینه حمل‌ونقل مانند: غیرخطی، غیرثابت بودن و فصلی بودن (کوکه باکر و همکاران<sup>۲</sup>، ۲۰۰۶) از مدل‌های خودرگرسیون ناهمسانی واریانس شرطی که پایه و اساس مدل‌سازی نوسانات شرطی پارامتری است، استفاده می‌شود (کیم، ۲۰۱۶).

$$\Delta BDI_t = b_0 + b_1 \Delta BDI_{t-1} + U_t \quad (۳)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i U_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad (۴)$$

واریانس شرطی شاخص خشک بالتیک  $h_t$  تابعی از مربع جمله خطا در مدل خود رگرسیونی است. از آنجا که واریانس در هر دوره بوسیله واریانس یک دوره قبل پیش-بینی می‌شود، به آن واریانس شرطی می‌گویند که تابعی از  $\omega$  (میانگین) و عبارت جزء آرچ است ( $\alpha$ ).

ابتدا آزمون ناهمسانی واریانس در مورد اینکه آیا مدل خودرگرسیونی ناهمسانی واریانس شرطی معتبر است یا خیر مورد بررسی قرار می‌گیرد.

جدول (۲): آزمون ناهمسانی واریانس

Residual Diagnostic Test	ARCH Test for Heteroscedasticity	F-statistic	۸۸۳/۰۴	۰/۰۰۰
		Obs*R-squared	۱۸۲/۸۰	۰/۰۰۰۰
	LM Test for Serial Correlation (lag 2)	F-statistic	۱۳۴۳/۰۰۶	۰/۰۰۰۰
		Obs*R-squared	۲۱۲/۹۲	۰/۰۰۰۰
	J-B Test for Normality of Errors	skewness	۰/۴۵۷	۰/۰۰۶۲
		kurtosis	۲/۵۹۱	۰/۰۰۶۲
		Jarque-Bera	۱۰/۱۵	۰/۰۰۶۲

منبع: یافته‌های پژوهش

<sup>۱</sup> Baltic Dry Index

<sup>۲</sup> Koekebakker et al.

در هر دو آزمون، دو آماره F-statistic و Obs\*R-squared تقویت کننده یکدیگر بوده و مقدار احتمال (سطح احتمال) در هر آزمون صفر بوده، بنابراین همسان بودن واریانس جمله خطا رد شده در نتیجه مدل خودرگرسیون ناهمسانی واریانس شرطی برای نوسانات شاخص خشک بالتیک معتبر است. نتایج برآورد نوسانات شاخص خشک بالتیک مدل GARCH با مراتب مختلف و انتخاب بهترین مدل براساس معیارهای آکائیک و شوارتز-بیزین<sup>۱</sup> در جدول (۴) آورده شده است.

#### جدول (۳): نتایج حاصل از تخمین الگوهای مختلف

معیار	GARCH(0,1)	GARCH(1,0)	GARCH(1,1)	GARCH(2,1)	GARCH(1,2)	GARCH(2,2)
AIC	*۱۵/۲۸۹۸	۱۵/۰۶۹	*۱۴/۸۱۲	۱۴/۸۲۵	۱۴/۸۱۶	۱۴/۹۱۸
SBC	*۱۵/۳۶۴	۱۵/۱۴۴	*۱۴/۹۰۶	۱۴/۹۳۰	۱۴/۹۱۷	۱۵/۰۳۸

منبع: یافته‌های تحقیق

مقادیر \* نشان دهنده معنی‌داری ضرایب در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

با توجه به نتایج آزمون ناهمسانی واریانس و براساس معیارهای آکائیک و شوارتز-بیزین مدل AR(1) و GARCH(1,1) مدل قابل قبولی است.

#### جدول (۴): تخمین مدل AR(1) و GARCH(1,1)

معادله میانگین <sup>۲</sup>				
	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	مقدار احتمال
Constant	۷/۷۵۴۵۰۸	۰/۶۱۶۴۴۴	۱۲/۵۷۹۴۳	۰/۰۰۰۰
AR(1)	۰/۹۷۴۵۴۳	۰/۰۱۸۰۱۷	۵۴/۰۹۱۶۶	۰/۰۰۰۰
معادله واریانس <sup>۳</sup>				
Constant	۰/۰۰۱۹۵۷	۰/۰۰۱۰۴۲	۱/۸۷۸۵۲۵	۰/۰۶۰۳
$U_{t-1}^2$	۰/۰۹۹۵۱۳	۰/۰۱۶۷۵۲	۵/۹۴۰۳۲۲۴	۰/۰۰۰۰
$h_{t-1}$	۰/۸۷۸۷۹۳	۰/۰۲۰۰۰۸	۴۳/۹۲۲۰۳	۰/۰۰۰۰
Log L: 16/84 Q <sup>2</sup> -test (36): 19/04 (0/991) F- statistic: 3/91 (0/0492) Joint ( $\chi^2$ ): 3/87 (0/0489).				

منبع: یافته‌های تحقیق

<sup>1</sup> Akaike- Schwarz Info Criterion

<sup>2</sup> Mean Equation

<sup>3</sup> Variance Equation

خروجی‌های نرم‌افزار بیانگر این مطلب است که جزء آرچ و گارچ مثبت و در سطح اطمینان ۹۹٪ معنادار هستند و جمع پارامترهای  $\alpha$  و  $\beta$  در معادله واریانس کمتر از واحد است. آزمون‌های تشخیصی<sup>۱</sup> مدل گارچ<sup>۲</sup> انجام شده و هیچ‌گونه خودهمبستگی و اثرات ترکیبی در آزمون‌های تشخیصی جمله خطا وجود ندارد (انگل<sup>۳</sup>، ۱۹۸۲).

### ۳-۴- آزمون ریشه واحد همراه با شکست ساختاری لامسدین-پاپل

با طولانی شدن سری زمانی، داده‌ها شوک‌های مختلفی را در برمی‌گیرند که منجر به وقوع تغییرات ساختاری در آنها می‌شوند. وقتی شکست ساختاری در داده‌های سری زمانی وجود داشته باشد، نتایج آزمون‌های ریشه واحد معتبر نخواهد بود و بهتر است تا از آزمون‌های ریشه واحدی که شکست ساختاری را در نظر می‌گیرند، استفاده کرد. در این پژوهش از آزمون ریشه واحد لامسدین-پاپل با در نظر گرفتن دو شکست ساختاری در عرض از مبداء و روند زمانی استفاده شده است. تصریح عمومی مدل به صورت ذیل است: که در آن  $DT_t$  و  $D(T_B)_t$  به ترتیب شکست در عرض از مبداء و شکست در تابع روند هستند.

$$\Delta y_t = \mu + \beta_t + \theta DU_{1t} + \gamma DT_{1t} + \omega DU_{2t} + \psi DU_{2t} + D(T_B)_{1t} + D(T_B)_{2t} + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k C_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

جدول (۵): آزمون ریشه واحد لامسدین-پاپل

		تاریخ شکست در عرض از مبداء و روند	آماره t ضریب $\alpha$	تعداد وقفه	مقدار احتمال
LPC	سطح	۱۳۹۰ ۱۳۹۴	-۰/۳۵۱۱۷	۱۲	۰/۷۲۵۸
	تفاضل مرتبه اول	۱۳۸۹ ۱۳۹۴	-۶/۸۹۵	۱۱	۰/۰۰۰۰
NER	سطح	۱۳۹۱ ۱۳۹۲	-۰/۲۰۵۹۰۳	۵	۰/۸۳۷۱
	تفاضل مرتبه اول	۱۳۹۱ ۱۳۹۴	-۶/۲۳۰۴۶۳	۱۲	۰/۰۰۰۰
GEA	سطح	۱۳۸۸ ۱۳۸۹	۲/۳۳۹۳۹۰	۱۲	۰/۰۲۲۵
	تفاضل مرتبه اول	۱۳۸۲ ۱۳۸۸	-۳/۴۲۵۵۹	۱۲	۰/۰۰۰۸

<sup>1</sup> Diagnostic test

<sup>2</sup> Heteroskedasticity Test: ARCH

<sup>3</sup> Engle

۹۰ بررسی نوسانات شاخص خشک بالتیک، تغییرات نرخ ارز و فعالیت اقتصاد...					
VOL	سطح	۱۳۸۷ ۱۳۹۰	۰/۶۸۳۲۱۳	۲	۰/۴۹۵۲
	تفاضل مرتبه اول	۱۳۸۷ ۱۳۹۱	-۱۲/۱۶۵۹۶	۱	۰/۰۰۰۰

منبع: یافته‌های تحقیق

نتایج آزمون ریشه واحد با شکست ساختاری لامسدین پاپل، نشان‌دهنده این است که متغیرها در سطح خطای ۱٪ مانا نبوده و با یکبار تفاضل‌گیری مانا شده‌اند. برای آزمون رابطه بلندمدت بین متغیرها از آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون-جوسیلیوس استفاده می‌شود (لامسدین-پاپل<sup>۱</sup>، ۱۹۹۷)

#### ۴-۴- آزمون هم‌انباشتگی

برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از آزمون هم‌مجمعی جوهانسون-جوسیلیوس برای لگاریتم طبیعی متغیرهای استفاده شده است. در این روش دو نوع آزمون برای بدست آوردن تعداد بردارهای هم‌مجمعی ارائه شده است. ۱- آزمون اثر و ۲- آزمون حداکثر مقادیر ویژه

نتایج حاصل از آزمون اثر که با عنوان LR نشان می‌دهد یک بردار هم‌مجمعی بین کالای بارگیری شده و نوسانات شاخص خشک بالتیک و نرخ ارز و فعالیت اقتصادی جهانی وجود دارد. اولین بردار نرمال شده براساس تئوری ارائه شده کیم (۲۰۱۶) توجیه پذیر بوده و رابطه بلند مدت متغیرها را در بر می‌گیرد. رابطه بلند مدت متغیرهای مورد مطالعه به صورت زیر است:<sup>۲</sup>

#### جدول (۶): آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون

آماره آزمون	فرضیه صفر	مقادیر ویژه	آماره آزمون	مقادیر بحرانی (٪۹۵)	مقدار احتمال
$\lambda_{trace}$	$r=0$	۰/۱۸۲۸۷۲	۶۶/۲۷۹۴۷	۴۷/۸۵۶۱۳	۰/۰۰۰۴
	$r \leq 1$	۰/۰۷۵۸۸۶	۲۳/۴۶۴۱۰	۲۹/۷۹۷۰۷	۰/۲۲۴۰
	$r \leq 2$	۰/۰۲۹۹۵۱	۷/۷۳۳۱۶	۱۵/۴۹۴۷۱	۰/۶۰۸۹

<sup>۱</sup> Lumsdaine & Papell

<sup>۲</sup> برای ارتباط دادن تغییرات و نوسانات کوتاه مدت با تعادل بلندمدت، باید الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) برآورد شود. بنابراین در ابتدا وقفه بهینه در مدل با استفاده از دو معیار شوارتز بیزین (SBC) و آکانیک (AIC) تعیین شود تا در تعداد وقفه‌ها صرفه‌جویی شود، ملاک معیار شوارتز بیزین (SBC) قرار گرفته‌اند و تعداد وقفه بهینه ۲ تعیین شده است.

فصلنامه نظریه‌های کاربردی اقتصاد/ سال هشتم/ شماره ۴/ زمستان ۱۴۰۰						
۹۱		$r \leq 3$	۰/۰۰۱۳۵۱	۰/۲۸۶۶۲۵	۳/۸۴۱۴۶۶	۰/۵۹۲۴
	$\lambda_{\max}$	$r=0$	۰/۱۸۲۸۷۲	۴۵/۸۲۵۳۷	۲۸/۵۸۴۳۴	۰/۰۰۰۳
		$r \leq 1$	۰/۰۷۵۸۸۶	۱۶/۷۳۰۹۳	۲۱/۱۳۱۶۲	۰/۱۸۵۱
		$r \leq 2$	۰/۰۲۹۹۵۱	۶/۴۴۵۴۵	۱۴/۲۶۴۶۰	۰/۵۵۶۶
		$r \leq 3$	۰/۰۰۱۳۵۱	۰/۲۸۶۶۲۵	۳/۸۴۱۴۶۶	۰/۵۹۲۴

منبع: یافته‌های تحقیق

\*رد فرضیه صفر مبین معنی داری در سطح خطای ۵٪ و مقادیر بحرانی بوسیله مک کینون در ۱۹۹۲ محاسبه شده و مقدار وقفه با استفاده از معیار شوارتز بوده است.

به منظور تعیین رابطه بلندمدت میان متغیرهای پژوهش نتایج آزمون‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه در جدول (۶) ارائه شده است. همانطور که ملاحظه می‌شود مقدار آماره هر دو آزمون تنها تحت فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود بردار هم‌انباشتگی  $r=0$  در سطح خطای ۵٪ بالاتر از مقدار بحرانی آماره بوده و اصطلاحاً معنادار است و در سطرهای بعد آماره‌های اثر و حداکثر مقادیر ویژه معنادار نبوده و این امر به معنای وجود بردار هم‌انباشتگی است.

#### ۵-۴- برآورد رابطه بلندمدت

در ادامه با توجه به نتایج آزمون هم‌انباشتگی جوهانسون، رابطه بلندمدت (بردار هم‌انباشتگی نرمال شده) برآورد می‌شود. مقادیر تخمینی هر یک از روابط هم‌مجمعی از طریق روش حداقل مربعات معمولی دارای تورش مجانبی مرتبه دوم است. فیلیپس و هانسن<sup>۱</sup> (۱۹۹۰) روشی را با استفاده از یک رویکرد نیمه پارامتری برای تخمین رگرسیون FMOLS پیشنهاد کردند، آنها روش حداقل مربعات را تغییر داده تا اثرات خودهمبستگی در رگرسیون هم‌انباشته رفع شود. تحقیقات توسط کاپوچیو و لوبیان<sup>۲</sup> (۱۹۹۲)، هانسن و فیلیپس (۱۹۹۰)، هارگریوز<sup>۳</sup> (۱۹۹۴)، فیلیپس و لورتان<sup>۴</sup> (۱۹۹۱)، رائو<sup>۵</sup> (۱۹۹۲) نشان داده‌اند که برآوردگر FMOLS در مقایسه با سایر روش‌های محاسبه روابط هم‌مجمعی عملکرد مطلوب‌تری دارد. در جدول (۷) نتایج آزمون حداقل مربعات

<sup>1</sup> Phillips & Hansen

<sup>2</sup> Cappuccio & Lubian

<sup>3</sup> Hargreaves

<sup>4</sup> Phillips and Loretan

<sup>5</sup> Rau

تعمیم یافته (هانس و فیلیپس) و رگرسیون جزء تصحیح شده CCR<sup>۱</sup> را که توسط پارک در ۱۹۹۲ مطرح شده است، آورده شده است (پیتر و فیلیپس<sup>۲</sup>، ۱۹۹۵).

جدول (۷): نتایج برآورد رگرسیون حداقل مربعات معمولی تعدیل شده و رگرسیون

اجزا همبسته

تخمین	لگاریتم فعالیت اقتصاد جهانی	لگاریتم نرخ ارز اسمی	واریانس شرطی BDI	R <sup>2</sup>
FMOLS	*۱/۴۳۱	*۱/۰۰۱	** -۱/۲۸۸	۰/۸۲
	(۳/۸۴۴)	(۵/۵۰۹)	(-۲/۴۷۷)	
	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰	۰/۰۱۴۰	
CCR	*۲/۳۴۸	*۱/۰۷۴	** -۱/۲۸۶	۰/۷۷
	(۶/۰۳۷)	(۲/۸۰۲)	(-۲/۳۰۴)	
	۰/۰۰۰	۰/۰۰۵۵	۰/۰۲۲۲	

منبع: یافته‌های تحقیق

اعداد داخل پرانتز آماره t هستند و مقادیر \*، \*\* و \*\*\* به ترتیب نشان دهنده معنی‌داری در سطوح ۱، ۵ و ۱۰ درصد است.

برای تعیین وجود رابطه بلندمدت، آزمون ریشه واحد دیکی-فولر بر جمله اخلاص رگرسیون FMOLS انجام گرفته و نتایج حاکی از عدم وجود ریشه واحد است.

جدول (۸): نتایج برآورد آزمون دیکی-فولر

مقادیر احتمال	آماره t	جمله اخلاص ریشه واحد دارد: H <sub>0</sub>
۰/۰۰۰۰	-۵/۶۱۸۶۳۷	آزمون دیکی-فولر
	-۳/۴۶۱۱۷۸	سطح ۱٪
	-۲/۸۷۴۹۹۷	سطح ۵٪
	-۲/۵۷۴۰۱۹	سطح ۱۰٪

منبع: یافته‌های تحقیق

<sup>۱</sup> Correlated Component Regression

<sup>۲</sup> Peter & Phillips



#### ۶-۴- تفسیر نتایج مدل

جدول (۷) نتایج کشش بلندمدت کل کالاهای بارگیری شده دریایی را به متغیرهای فعالیت اقتصاد جهانی، نرخ ارز و نوسانات شاخص خشک بالتیک نتایج تخمین نشان می‌دهد. نتایج تخمین FMOLS نشان می‌دهد کشش کالاهای بارگیری شده به شاخص فعالیت اقتصاد جهانی ۱/۴۳ درصد در سطح خطای ۱٪ است. بنابراین، تاثیر فعالیت اقتصاد جهانی بر کالاهای بارگیری شده دریا برد مثبت و معنادار است. از طرفی کشش کالاهای بارگیری شده به نرخ ارز اسمی (تنزل ارزش پول) ۱/۰۰۱ درصد است، که در سطح خطای ۱٪ مثبت و معنادار است. به عبارت دیگر تنزل نرخ ارز به میزان ۱٪ رقابت‌پذیری جهانی را افزایش می‌دهد و کالاهای بارگیری شده دریایی به میزان ۱/۰۰۱ درصد افزایش می‌دهد. در حالی که کشش بلندمدت کالاهای بارگیری شده به نوسانات شاخص خشک بالتیک برابر با ۱/۲۸- درصد است. بدین معنا که یک درصد افزایش در نوسانات BDI رشد کل کالاهای بارگیری شده ۱/۲۸ درصد در سطح خطای ۵٪ کاهش می‌یابد. علامت واریانس شرطی BDI نشان دهنده تاثیر منفی نوسانات بر کل کالاهای بارگیری شده در بنادر عملیاتی ایران است.

#### ۷-۴- الگوی تصحیح خطای برداری

بعد از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت، پویایی‌های تعدیل در هنگام وقوع یک شوک تحلیل می‌شود. این پویایی‌ها شامل سرعت تعدیل و کامل شدن اثر یک شوک تا رسیدن به وضعیت تعادل جدید است. برای بررسی فرآیند تعدیل<sup>۱</sup> از مکانیسم تصحیح خطا<sup>۲</sup> استفاده شده است. با توجه به روابط تعادلی بلندمدت، مدل تصحیح خطای رگرسیون FMOLS پژوهش بصورت زیر است:

$$\Delta PCT_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^k \beta_1 \Delta PCT_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_2 NER_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_3 \Delta GEA_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_4 \Delta VOL + \xi_1 ect_{t-i} + v_t \quad (8)$$

<sup>۱</sup> تعدیلات نسبت به عدم تعادل‌های گذشته و تغییرات همزمان در متغیرهای توضیحی

<sup>۲</sup> Error Correction Model

که در معادله فوق  $\Delta$  عملگر وقفه اول است و  $\nu_t$  جزء تصادفی غیرمرتبط سریالی است و  $k$  تعداد وقفه‌های بهینه که بوسیله معیار شوارتز<sup>۱</sup> تعیین گردیده است و  $ect$  جمله تصحیح خطا است که از جزء اخلاص تخمین FMOLS بدست آمده است.

جمله تصحیح خطا، سرعت تصحیح خطای عدم تعادل را نشان می‌دهد. در صورتی که این پارامتر منفی و معنی‌دار باشد، خطای عدم تعادل دوره قبل تصحیح شده و مقدار متغیر به سمت تعادل بلندمدت خود نزدیک می‌شود. البته در صورتی تعدیل‌ها به صورت دوره‌ای و غیرتناوبی انجام می‌شوند که مقدار ضریب تصحیح خطا به لحاظ مطلق عددی کوچکتر از واحد باشد. ضرایب متغیرها توضیحی نشان دهنده واکنش کوتاه‌مدت متغیر وابسته به تغییر در متغیر توضیحی در دوره قبل یا دوره‌های قبل بوده و از این‌رو گفته می‌شود که پویایی‌های تعدیل را نشان می‌دهند.

#### جدول (۹): نتایج الگوی تصحیح و خطای برداری ECM

Error correction term		۰/۱۱۴ (۰/۰۰۶)	
Goodness of Fit	$R^2$	۰/۲۶۵۱۲۳	
	F test	۱۴/۹۳۵۹۹ (۰/۰۰۰)	
Diagnostic Test	ARCH Test for Heteroscedasticity	F-statistic	۰/۶۴۰۵ (۰/۴۲۴)
		Obs*R-squared	۰/۶۴۴۷ (۰/۴۲۲)
	LM <sup>۲</sup> Test for Serial Correlation	F-statistic	۰/۳۶۰۹ (۰/۲۵۸)
		Obs*R-squared	۲/۷۹۰۹ (۰/۲۴۸)
	J-B <sup>۳</sup> Test for Normality of Errors		۰/۶۴۱۳ (۰/۷۲۵)

منبع: یافته‌های تحقیق

\*\* مقادیر داخل پرانتز سطح معناداری (مقدار احتمال) در سطح ۱٪ را نشان می‌دهند.

<sup>۱</sup> Schwarz Information Criterion

<sup>۲</sup> Lagrange Multiplier

<sup>۳</sup> Jarque-Bera

جدول (۹) نتایج حاصل از تخمین الگوی تصحیح خطای برداری را نشان می‌دهد. در مدل برآوردی ضریب جمله تصحیح خطا  $ECM_{t-1}$ ،  $-0/114$  بدست آمده، که معنادار و علامت آن طبق انتظار منفی است. مقدار ضریب بدین معنا است که در حدود ۱۱٪ از انحرافات کالاهای بارگیری شده بخش دریایی از مقدار تعادلی بعد از گذشت یک دوره (یک ماه) تعدیل می‌شود و بعد از ۶ ماه نصف مسیر تا تعادل بلندمدت را طی می‌کند<sup>۱</sup> و تست‌های تشخیصی مرتبط با مدل تصحیح خطای رگرسیون FMOLS همچون تست ARCH و خودهمبستگی سریالی و نرمال بودن جمله اخلال انجام شده است. بررسی‌ها نشان از عدم خودهمبستگی سریالی و واریانس ناهمسانی دارد و نتایج آزمون‌های LM و ARCH این ادعا را تایید می‌کند که جمله خطای تخمین زده شده نرمال است.

#### ۵- نتیجه‌گیری

با توجه به نقش کلیدی تجارت دریایی در رشد و توسعه اقتصادی و کمک به تسهیل روند جهانی شدن اقتصاد، در این مطالعه به بررسی عوامل موثر بر تجارت دریایی پرداخته شده است. با استناد به مبانی نظری و مطالعات تجربی مرتبط، اثر نوسانات شاخص خشک بالتیک، تغییرات نرخ ارز، رشد فعالیت اقتصاد جهانی بر کل کالاهای بارگیری شده در بنادر مالکیتی ایران برآورده شده است. نتایج تخمین FMOLS نشان می‌دهد کشش کالاهای بارگیری شده دریایی به شاخص فعالیت اقتصاد جهانی  $1/43$  درصد در سطح خطای ۱٪ است. بنابراین، فعالیت اقتصاد جهانی نقش تعیین کننده‌ای در رشد کالاهای بارگیری شده دریایی دارد. از طرفی کشش کالاهای بارگیری شده دریایی به نرخ ارز اسمی (تنزل ارزش پول)  $1/001$  درصد می‌شود. که نشان می‌دهد، تنزل نرخ ارز با افزایش رقابت‌پذیری، رشد کالاهای بارگیری شده دریایی را افزایش می‌دهد. به علاوه کشش بلندمدت کالاهای بارگیری شده دریایی به واریانس شرطی شاخص خشک بالتیک منفی است که نشان‌دهنده تاثیر منفی نوسانات بر کل رشد

<sup>۱</sup>  $e^{\lambda t} = \ln \frac{1}{2} = 0/69$  با استفاده از فرمول نیم دوره محاسبه شده است و  $\lambda$  ضریب برآوردی جمله تصحیح خطا  $ECM_{t-1}$ ،  $-0/114$  است.

کالاهای بارگیری در بنادر عملیاتی ایران است. به طور خلاصه یافته‌ها نشان داد که نوسانات شاخص خشک بالتیک اثر منفی و فعالیت اقتصاد جهانی اثر مثبت و معناداری بر کل کالای بارگیری شده دارند. نتایج هم راستا با مطالعات، جیانگ و همکاران (۲۰۱۸)، زانگ و تونگ (۲۰۱۷)، کیم (۲۰۱۶)، چای و چانگ (۲۰۱۶)، واگنر (۲۰۱۵)، روان و همکاران (۲۰۱۶) و لین و همکاران (۲۰۱۳) است.

تاثیر مثبت فعالیت اقتصاد جهانی بر کالای بارگیری شده در ایران نمایانگر تاثیرپذیری تجارت دریایی ایران نسبت به تولیدات اقتصادهای پیشرفته است. در این زمینه کسب و کارهای مرتبط باید نظاره‌گر تحولات در اقتصادهای پیشرفته و بزرگ از جمله ایالات متحده و چین باشند که تاثیر معناداری بر تجارت دریایی ایران دارند. شاخص فعالیت اقتصاد جهانی، تغییرات تقاضا برای کالاهای صنعتی در بازارهای تجاری جهانی را نشان می‌دهد. با توجه به موقعیت ایران و مزیت رقابتی در ترانشیپ و ترانزیت کالا، افزایش شاخص فعالیت اقتصاد جهانی و اثرپذیری تجارت دریایی از آن، یک ارزش افزوده‌ی طلایی برای اقتصاد کشور ایجاد می‌کند. تدوین سیاست‌های تجاری و نرخ ارز کارا می‌تواند بر تجارت دریایی ایران موثر باشد. اتخاذ سیاست‌های مناسب جهت مقابله با نوسانات شدید نرخ ارز می‌تواند بر تجارت دریایی و در نتیجه رشد اقتصادی ایران موثر باشد.

درک عوامل تاثیرگذار بر تجارت دریایی نه تنها برای تدوین استراتژی رقابتی توسط بنادر، بلکه برای برنامه‌ریزی و مدیریت زیرساخت‌های حمل‌ونقل و تدارکات نیز ضروری است. در نتیجه دولتمردان، کسب و کارهای مرتبط به امور تجارت بین‌المللی و دریایی، شرکت‌های کشتی‌رانی و حتی موسسات مالی تجاری باید اقدامات پیشگیرانه‌ای نسبت به نوسانات در شاخص خشک بالتیک برای کنترل ریسک‌های معلول نوسانات شاخص خشک انجام دهند، زیرا امنیت اقتصادی و پایین آوردن ریسک‌های سرمایه‌گذاری، فرصت‌هایی برای رشد در زمینه تجارت بین‌المللی می‌شود که این امر به نوبه خود تولیدات مرتبط با صادرات، سرمایه‌گذاری در بنادر و سایر بخش‌های حمل و نقل و پشتیبانی تجاری در ایران را بهبود می‌بخشد.

بنابر نتایج این تحقیق می‌تواند از طریق سیاست‌های داخلی آثار بلندمدت نوسانات شاخص خشک بالتیک، کاهش داد. با برنامه‌ریزی، بازاریابی منسجم، هدف‌گذاری بازارها، توسعه زیرساخت‌ها و جذب سرمایه‌گذار بخش خصوصی، فاصله خود را حداقل با کشورهای همسایه برای کسب جایگاه در بازار تجارت و حمل‌ونقل دریایی، کاهش دهد.

### **تضاد منافع**

نویسندگان نبود تضاد منافع را اعلام می‌دارند.

## فهرست منابع

۱. اسکندری، سارا و پورکرمانی، کسری (۱۳۹۵). بررسی اثر نوسانات قیمت نفت خام بر شاخص بازدهی نرخ کرایه حمل کشتی های نفتکش. هجدهمین همایش صنایع دریایی.
۲. دولتی، حسن و دیهیم پور، مهدی (۱۳۹۹). بررسی عوامل کلیدی موفقیت حمل و نقل دریایی (مورد مطالعه: بنادر و کشتیرانی بندرعباس). فصلنامه علوم و فناوری دریا، ۲۴(۹۵)، ۴۷-۵۶.
۳. سازمان بنادر و دریانوردی جمهوری اسلامی ایران (۱۳۹۹)، سامانه آمار عملیات، اداره کل آمار و فناوری اطلاعات استان تهران.
۴. سلمانی بی شک، محمدرضا، اسدزاده، احمد و جمالی فرد، فرزاد (۱۳۹۸). تاثیر تغییرات قیمت نفت و حجم کالاهای کانتینری بر هزینه حمل و نقل دریایی. پژوهشنامه حمل و نقل، ۱۶(۱)، ۱۳۶-۱۲۵.
۵. کوه بر، محمد امین و یوسفی، همایون (۱۳۹۳). بررسی ارتباط میان رشد اقتصادی، تجارت بین الملل و حمل و نقل دریایی. اولین همایش ملی توسعه پایدار دریا محور.
۶. نجفی، مهرداد و افتخاری، یونس (۱۳۹۲)، سند راهبردی حمل و نقل-بخش حمل و نقل دریایی.

- 1- Apergis, N., & Payne, J. E. (2013). New evidence on the information and predictive content of the Baltic Dry Index. *International journal of financial studies*, 1(3), 62-80.
- 2- Bakshi, G., Panayotov, G., & Skoulakis, G. (2010). The Baltic Dry Index as a predictor of global stock returns, commodity returns, and global economic activity. *Commodity Returns, and Global Economic Activity (October 1, 2010)*.
- 3- Bildirici, M. E., Kayıkçı, F., & Onat, I. Ş. (2015). Baltic Dry Index as a major economic policy indicator: the relationship with economic growth. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 210, 416-424.
- 4- Bornozis, N. (2006). Dry bulk shipping: the engine of global trade. *white paper*.

- 5- Chi, J., & Cheng, S. K. (2016). Do exchange rate volatility and income affect Australia's maritime export flows to Asia?. *Transport Policy*, 47, 13-21.
- 6- Clark, X., Dollar, D., & Micco, A. (2004). Port efficiency, maritime transport costs, and bilateral trade. *Journal of development economics*, 75(2), 417-450.
- 7- Coto-Millán, P., Baños-Pino, J., Sainz-González, R., Pesquera-González, M. Á., Núñez-Sánchez, R., Mateo-Mantecón, I., & Hontañón, P. C. (2011). Determinants of demand for international maritime transport: An application to Spain. *Maritime Economics & Logistics*, 13(3), 237-249.
- 8- Dolati, H., Dehimpour, M. (2020). Investigating the Key Factors of Maritime Transportation Success (Case Study: Ports and Shipping of Bandar Abbas). *Quarterly Journal of Marine Science and Technology*, 24 (95), 56-47 (In Persian).
- 9- Eskandari, S., & Pourkermani, K. (2015). *Investigating the effect of crude oil price fluctuations on the rate of return of oil tanker freight rates*. 18th Marine Industry Conference (In Persian).
- 10- Jugović, A., Komadina, N., & Perić Hadžić, A. (2015). Factors influencing the formation of freight rates on maritime shipping markets. *Pomorstvo*, 29(1), 23-29.
- 11- Jiang, B., Li, J., & Gong, C. (2018). Maritime shipping and export trade on "Maritime Silk Road". *The Asian Journal of Shipping and Logistics*, 34(2), 83-90.
- 12- Kavussanos, M. G., & Alizadeh-M, A. H. (2001). Seasonality patterns in dry bulk shipping spot and time charter freight rates. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 37(6), 443-467.
- 13- Kilian, L. (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review*, 99(3), 1053-69.
- 14- Kim, C. B. (2016). Impact of exchange rate movements, global economic activity, and the BDI volatility on loaded port cargo throughput in South Korea. *The Asian Journal of Shipping and Logistics*, 32(4), 243-248.
- 15- Kohbar, M. A., & Yousefi, H. (2014). *Investigating the relationship between economic growth, international trade and maritime transport*. The first national conference on sea-based sustainable development (In Persian).
- 16- Lin, F., & Sim, N. C. (2013). Trade, income and the baltic dry index. *European Economic Review*, 59, 1-18.

- 17- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *Review of economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- 18- Phillips, P. C. (1995). Fully modified least squares and vector autoregression. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1023-1078.
- 19- Phillips, P. C., & Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I (1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125.
- 20- Ravazzolo, F., & Vespignani, J. (2015). A new monthly indicator of global real economic activity.
- 21- Ruan, Q., Wang, Y., Lu, X., & Qin, J. (2016). Cross-correlations between Baltic Dry Index and crude oil prices. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 453, 278-289.
- 22- Salmani Bishk, M. R., Asadzadeh, A., & Jamali Fard, F. (2019). The effect of changes in oil prices and the volume of containerized goods on the cost of shipping. *Journal of Transportation*, 16(1), 136-125 (In Persian).
- 23- UNCTAD (2020). Review of Maritime Transport. UN, New York Review of Maritime Transport.
- 24- UNCTAD (2019). Review of Maritime Transport. UN, New York Review of Maritime Transport.
- 25- Wagner, N. (2015). Connections between the Dry Bulk Freight Index and the Cyclical Economic Activity of the G7 Countries. *Logistics and Transport*, 25(1), 71-82.
- 26- Wilmsmeier, G., & Martinez-Zarzoso, I. (2010). Determinants of maritime transport costs—a panel data analysis for Latin American trade. *Transportation Planning and Technology*, 33(1), 105-121.
- 27- Zhang, J., & Tong, Z. (2017). The Relationship between the Prices of Shipping Market and China's Economy. In *Wuhan International Conference on e-Business*. Association For Information Systems.