

## تحلیل اقتصاد سنجی بازار کشتی‌های کانتینری

### با تاکید بر نرخ کرایه حمل و نقل

سحر معتمدی\*، استادیار، گروه اقتصاد و بیمه دریایی، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه علوم و فنون دریایی خرمشهر، ایران

سید ناصر سعیدی، دانشیار، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه علوم و فنون دریایی، خرمشهر، ایران

فاطمه حسین پور، استادیار، دانشکده اقتصاد و مدیریت، دانشگاه علوم و فنون دریایی خرمشهر، ایران

\*پست الکترونیکی نویسنده مسئول: motamedi.sahar@gmail.com

دریافت: ۱۴۰۳/۰۱/۲۰ - پذیرش: ۱۴۰۳/۰۶/۰۵

صفحه ۲۹۹-۳۱۰

#### چکیده

تعیین نرخ کرایه در بازار کشتی رانی کانتینری نقش مهمی در جهت دهی به بازار و اتخاذ تصمیمات بلند مدت در تجارت جهانی دارد. به منظور بررسی نقش نرخ کرایه در بازار کشتی رانی کانتینری در این مطالعه از داده‌های سالیانه بارانداز کانتینر (CPT)، نرخ اجاره بهای کشتی‌های کانتینری (Fr)، ظرفیت ناوگان کانتینری (FC) و قیمت نفت برنت (Brent) در طول دوره زمانی ۲۰۲۰-۱۹۹۵ استفاده شده است. داده‌ها از گزارشات مروری بر حمل و نقل دریایی سازمان آنتناد در سال‌های مختلف جمع‌آوری شده است. در این مطالعه علاوه بر تاثیر مستقیم هر یک از متغیرها بر نرخ کرایه، سعی شده تاثیرات متقابل آن‌ها برای بررسی دقیق‌تر نیز در نظر گرفته شود. برای این منظور ابتدا دو تک معادله با استفاده از روش ARDL برآورد شدند و سپس سیستم معادلات در چارچوب مدل حداقل مربعات سه مرحله ای برآورد شد. نتایج نشان داد در بلند مدت نرخ اجاره بهای کشتی کانتینری و بارانداز کانتینر تاثیر مثبت معنادار و قیمت نفت برنت نیز تاثیر منفی معناداری بر ظرفیت ناوگان کانتینری دارد. همچنین بار انداز کشتی تاثیر مثبت معنادار و ظرفیت ناوگان کانتینری تاثیر منفی معنادار بر نرخ اجاره بهای کشتی دارد. بعد از برآورد رابطه بلند مدت، رابطه تصحیح خطا نیز برآورد شد. نتایج مدل‌های تصحیح خطا نشان داد ضریب تصحیح خطا در هر دو مدل منفی و معنا دار است. بنابراین مدل به سمت بلند مدت همگرا است. سپس مدل‌ها با استفاده از روش سیستم معادلات همزمان سه مرحله ای (3SLS) به صورت مشترک حل شدند. نتایج حل همزمان مدل‌ها نیز نتایج رابطه بلند مدت را تایید کرد.

واژه‌های کلیدی: تجارت دریایی، حمل و نقل کانتینری، نرخ کرایه کشتی کانتینری

#### ۱- مقدمه

تجارت دریایی جهانی در سال ۱۹۸۵ حدود ۳/۶۱۵ میلیون تن بوده که در سال ۲۰۱۰ دو برابر شده و به رقمی حدود ۸/۳۷۳ میلیون تن رسیده که در این میان سهم تجارت کانتینری از ۱۶۰ میلیون تن به ۱/۳۷۴ میلیون تن یعنی هشت برابر رسیده است (Clarkson PLC, 2011). این سهم بالای تجارت کانتینری از تجارت دریایی نشان دهنده نقش فزاینده حمل و نقل کانتینری در اقتصاد جهانی است. همچنین توسعه حمل و نقل کانتینری باعث صرفه جویی در زمان تلف شده در بندر و توسعه خدمات جدید در ارائه به مشتریان می‌شود (Stopford, 2009).

امروزه بیش از ۸۰ درصد تجارت جهانی از راه دریا انجام می‌شود (UNCTAD, 2017). در واقع حمل و نقل دریایی یکی از ارزان‌ترین و کاراترین روش‌ها برای حمل و نقل کالا در مقیاس بزرگ است. از دهه ۱۹۶۰ گسترش حمل و نقل کانتینری باعث تحولات عمده در زیر ساخت بنادر و صنعت کشتی سازی شد و توانست به ویژه در مورد کالاهای مصرفی و تجاری هزینه تجار جهانی را کاهش و سرعت آن را افزایش دهد. حمل و نقل کانتینری کالاها از راه دریا سهم بالایی در تجارت کشورها با مزیت‌های رقابتی مختلف دارد. آمارها نشان می‌دهد حجم

چشم گیری داشته و کشورهای پیشرفته اقتصادی اکنون زیر ساخت‌های حمل و نقل گسترده‌ای دارند. از اواسط دهه ۱۹۶۰ نیز دو تحول گسترده در تجارت کشتی‌رانی اتفاق افتاد یکی جهانی سازی و دیگری حمل و نقل فله که هر دو نقش عمده‌ای در بازگشایی بازار جهانی هم برای کالاهای ساخته شده و هم برای مواد خام داشتند (Stopford, 2003).

با ورود کانتینرها به تجارت دریایی و حمل و نقل کانتینری کالاها از راه دریا، امکان تجارت بین کشورها با مزیت‌های تجاری مختلف فراهم شد. تخصص گرایی و پیشرفت مستمر در دو دهه اخیر در این زمینه کارایی کشتی‌رانی جهانی و عملکرد بنادر را افزایش داد و باعث شد حمل و نقل کانتینری تبدیل به امری ضروری برای تجارت بین‌المللی بنگاه‌ها در دستیابی به محیط اقتصادی رقابتی‌تری شود. همانگونه که آمارها در دو دهه اخیر نشان می‌دهد صرف نظر از شکوفایی تجارت دریایی جهانی و کانتینری شدن، نوسان نرخ کرایه سودآوری صنعت کشتی رانی دریایی را به خطر انداخته است. نرخ اجاره پایین در چرخه حمل و نقل دریایی نه تنها تاثیر منفی معناداری بر عملکردهای تجاری و تصمیمات سرمایه‌گذاری دارد، بلکه همچنین باعث افزایش نگرانی در سطح ملی و بین‌المللی و حتی به دلیل کاهش درآمد صاحبان کشتی باعث کاهش استاندارد کشتی رانی، مختل کردن امنیت دریایی، افزایش سوانح دریایی و کاهش پایداری در کشتی رانی دریایی خواهد شد (Luo, Fan and Liu, 2009). بر اساس گزارشی که توسط 'SSY' تهیه شد نرخ اجاره پایین در سی سال گذشته مهم ترین عامل کاهش استاندارد کشتی رانی بوده و باعث زیان اقتصادی شده است. بر اساس نظر Volk (1984) بیشتر فعالیت های سرمایه‌گذاری کشتی در نرخ‌های اجاره بالا اتفاق می افتد. در مدل سازی بازار کشتی رانی دریایی عوامل موثر بر تقاضای حمل و نقل دریایی عبارتند از اقتصاد جهانی، تجارت دریایی بین‌المللی، متوسط سود دریافتی، حوادث سیاسی و هزینه‌های حمل و نقل. در سمت عرضه نیز عوامل موثر عبارتند از ناوگان جهانی و بهره‌وری آن، کشتی سازی، اوراق کردن کشتی‌ها و کرایه‌ها. هسته اصلی مدل بازار کشتی رانی توسط کرایه‌ها نشان داده شده که نشان دهنده تعادل بین عرضه و تقاضا است. در مدل کشتی رانی ارتباط بین تعادل بازار و کرایه یکی از مهم ترین ارتباطات اقتصادی است و توسط واکنش مالکان کشتی در شرایط خاص کنترل می‌شوند. کرایه‌ها

در واقع بدون شک می‌توان گفت کانتینری شدن تاثیر قابل ملاحظه ای بر کارایی زنجیره عرضه، کاهش هزینه‌ها و مهیا کردن شرایط تجارت جهانی دارد. از طرف دیگر رونق اقتصاد جهانی نیز در توسعه ناوگان کانتینری نقش داشت. در بازار کشتی رانی مانند سایر بازارها رابطه میان عرضه و تقاضا و قیمت ها و اثرات متقابل آن‌ها در بازار تعیین کننده است. در واقع کشتی رانی یک صنعت سرمایه بر است. به منظور تداوم فعالیت در این صنعت سرمایه گذاران باید حدس و گمانی در مورد هزینه‌های سرمایه گذاری داشته باشند. این حدس و گمان‌ها به همراه نااطمینانی در تقاضای بازار و وقفه های ساخت سفارشات جدید، بازار اجاره کانتینر را بسیار حساس کرده است. نوسان نرخ کرایه هم برای بخش عمومی و هم برای بخش خصوصی مضر است و به منظور به حداقل رساندن این آثار منفی، تلاش های زیادی برای درک، توصیف، مدل سازی و پیش بینی نوسان نرخ اجاره بهای کشتی رانی انجام شده است. در این راستا در این تحقیق با توجه به ماهیت سیکلی صنعت کشتی رانی و اثرات جانبی زیاد آن بر سایر بخش‌ها، سعی شده با استفاده از مدل‌های خود رگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی و سیستم معادلات همزمان سه مرحله‌ای رابطه بین ظرفیت ناوگان کانتینری و اجاره بهای کشتی‌های کانتینری بررسی شود.

## ۲- پیشینه تحقیق

کشتی‌رانی نقش برجسته‌ای در سیاست دریایی و توسعه اقتصادی کشورها دارد. در واقع این ایده که کشتی رانی عامل تسریع کننده توسعه اقتصادی کشورهاست جدید نیست. آدام اسمیت کشتی رانی را به عنوان سنگ بنای رشد اقتصادی در نظر گرفت. او در فصل سه کتاب ثروت ملل بحث کرد هسته اصلی اقتصاد در مکتب سرمایه‌داری تقسیم‌بندی نیروی کار است و این تقسیم‌بندی نیز به میزان قابل توجهی تابعی از اندازه بازار است. فعالیت تجاری در یک کشور بدون ارتباط با جهان خارج امکان پذیر نیست و دستیابی به سطوح بالای کارایی به علت محدود شدن اندازه بازار درجه تخصص گرایی را کاهش خواهد داد. آدام اسمیت کشتی رانی را نوع ارزانی از حمل و نقل در نظر گرفت که می‌تواند اندازه بازار را برای بهره‌مندی از مزایای تخصص گرایی گسترش دهد. امروزه تکنولوژی نسبت به زمانی که آدام اسمیت این جملات را در سال ۱۷۷۶ نوشت پیشرفت

قیمت ناوگان دسته دوم موجود در بازار بر قیمت تانکرهای نو تاثیر گذار هستند. همچنین افزایش حجم تجارت دریایی با یک وقفه و به صورت موقتی و گذرا باعث افزایش نرخ کرایه می‌شود. هسو و گودوین در سال ۱۹۹۵، در مطالعه‌ای روابط پویا بازار حمل و نقل غله را با استفاده از مدل بردار اتورگرسیون بررسی کردند. نتایج نشان داد نرخ اجاره بهای کشتی‌های غله بر اقیانوس پیمان به قیمت‌های سوخت و تحویل کشتی‌های جدید واکنش نشان داد اما به شوک‌های تقاضا واکنشی نشان نداد. همچنین اجاره بهای کشتی‌های بیکار به قیمت‌های سوخت، حمل و نقل غله و نرخ اجاره حساس بود.

لو و همکاران در سال ۲۰۰۷، با استفاده از یک مدل حداقل مربعات سه مرحله‌ای در دوره زمانی ۲۰۰۸ - ۱۹۸۰ به تحلیل نوسانات نرخ کرایه بازار کشتی رانی پرداختند. در این مطالعه فرض شد که این نوسانات از اثرات متقابل بین تقاضا برای خدمات حمل و نقل کانتینری و ظرفیت ناوگان کانتینری استخراج شده‌اند. تجارت بین الملل نیز به عنوان معیار تقاضای خدمات حمل نقل کانتینری که برون از فرض شده در نظر گرفته شد. همچنین فرض شد ظرفیت ناوگان کانتینری متناسب با سفارش‌های دو سال اخیر (که متناسب با سود صنعت است) افزایش می‌یابد. نرخ کرایه کشتی نیز هر سال با انتقال عرضه و تقاضا تغییر خواهد کرد. نتایج مدل نشان داد در دوره پیش بینی کوتاه مدت، نوسانات بازار کشتی رانی کانتینری بر حسب اندازه ناوگان و نوسان نرخ کرایه در بیست سال گذشته به صورت عمده تکرار می‌شود. همچنین پیش بینی روند بازار آتی نشان دهنده آن است که با فرض آنکه تقاضا برای خدمات حمل نقل کانتینری کمتر از هشت درصد رشد کند، نرخ کرایه کانتینری در طول سه سال شروع به کاهش می‌کند.

میریکاس در سال ۲۰۰۸، در مطالعه‌ای رابطه نسبت قیمت بازار دست دوم به قیمت سازه‌های جدید و تغییرات آن‌ها را در مورد اندازه مختلف کشتی‌ها در بخش تانکینر بررسی کردند. در این تحقیق از داده‌های ماهانه از ۱۹۹۹ تا ۲۰۰۶ برای چهار سایز مختلف کشتی استفاده شد و با استفاده از مدل تصحیح خطای برداری به تجزیه و تحلیل داده‌ها پرداخته شد. نتایج نشان داد نسبت قیمت بازار دست دوم به قیمت سازه‌های جدید می‌تواند به عنوان یک ابزار کارا در تصمیمات سرمایه‌گذاری و ارزیابی درایی‌ها مورد استفاده قرار گیرد. همچنین تصمیمات سرمایه گذاری علاوه بر متغیرهای ریسک و بازدهی به سرعت تعدیل

آخرین تنظیم کننده‌های بازار هستند که در تصمیم گیرندگان ایجاد انگیزه می‌کنند و با کمک آن می‌توانند در کوتاه مدت ظرفیت را تعدیل کنند و در بلند مدت به دنبال پیدا کردن راهی برای کاهش هزینه باشند (Glavan, 1992). با توجه به اهمیت چرخه حمل و نقل کشتی‌رانی در عملکرد تجاری بخش خصوصی و عمومی، مطالعات زیادی در راستای درک، توصیف، مدل سازی و پیش بینی نوسان نرخ اجاره کشتی انجام شده است. برای مثال Stopford (2009) یک چرخه حمل و نقل کشتی رانی را در ۲۶۶ سال گذشته بررسی کرد و ویژگی، تناوب‌ها و مشکلات پیش بینی اش را مورد بحث قرار داد. تحلیل بازار اجاره اولین حوزه برای اقتصاد کاربردی است. Tinbergen and Koopmans از جمله اولین افرادی بودند که تحلیل اقتصاد سنجی را در بازار کشتی رانی استفاده کردند. تین برگن حساسیت نرخ اجاره به تغییر در عرضه و تقاضا را بررسی کرد و کوپمنز با فرض برقراری تعادل بین عرضه و تقاضا اولین تئوری را برای پیش بینی نرخ اجاره بهای کشتی‌های تانکر پیشنهاد داد. او رفتار پویای بازار تانکر را با بررسی رابطه متقابل بین اندازه بازار، نرخ کرایه و فروش کشتی توضیح داد. از آن پس مدل‌های بسیاری برای تحلیل بازار تانکر و فله توسعه یافتند. علی رغم مشارکت زیاد کشتی‌های کانتینری در تجارت دریایی جهانی، ادبیات در حوزه مدل سازی اقتصادی و تحلیل آماری بازار کشتی رانی کانتینری کم است. در این پژوهش سعی می‌شود مدل اقتصاد سنجی پویا برای بازار کشتی رانی کانتینری ساخته شود و با استفاده از داده‌های سالانه از ۱۹۹۵-۲۰۲۰ آزمون شود.

سیاره و همکاران در سال ۲۰۱۰، در مطالعه‌ای به پیش بینی بازار کرایه حمل فله خشک در سال‌های ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ پرداختند. روش آماری استفاده شده روش رگرسیون خطی، رگرسیون چندگانه و نمو هموار هلت-ویبترز بود. نتایج تحقیق نشان داد این امکان وجود دارد که شاخص بالنتیک در سال‌های ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲ نسبت به سال ۲۰۱۰ به شدت کاهش یابد البته روند افت کرایه در سال ۲۰۱۱ بسیار شدیدتر از سال ۲۰۱۲ خواهد بود.

عباس پور و همکاران در سال ۲۰۱۷، در مطالعه‌ای عوامل موثر بر بازار کرایه کشتی‌های تانکر را با استفاده از داده‌های سالیانه در دوره زمانی ۱۹۸۷-۲۰۱۴ بررسی کردند. روش تحلیل داده‌ها در این مطالعه الگوی تصحیح خطای برداری است. نتایج نشان داد در بلند مدت نرخ کرایه حمل و نقل، میزان تجارت دریایی و

کرایه است و نه قیمت سازه‌های نو. آمارها نشان می‌دهد رابطه همخطی قوی بین سفارش سازه جدید و نرخ کرایه وجود دارد. بیشتر سفارش‌های جدید هنگامی ساخته می‌شوند که نرخ کرایه بالا است و این اغلب هنگامی است که قیمت سازه‌های جدید بالا است. فرض‌های بالا این امکان را فراهم می‌کنند که مدل بر بازار کرایه متمرکز شود. یعنی مدل بر اساس نوساناتی در نرخ کرایه باشد که حاصل اثر متقابل بین تقاضا برای خدمات کشتی کانتینری و عرضه‌ای که توسط کل ظرفیت ناوگان دریایی (بر حسب TEU اسلات) و قیمت نفت اندازه‌گیری می‌شود. نرخ کرایه یک شاخص ترکیبی است که سطح متوسط نرخ کرایه کانتینری را نشان می‌دهد. نرخ کرایه می‌تواند به عنوان شاخصی برای درآمد صاحبان کشتی باشد. تقاضا برای خدمات حمل و نقل کانتینری از تقاضا برای تجارت جهانی استخراج می‌شود. این تقاضا بر اساس مزیت‌های نسبی هر کشور تعیین می‌شود. برای آنکه تجارت جهانی مدل سازی نشود فرض می‌شود تقاضا از پیش تعیین شده است. علاوه بر این به علت آنکه تقاضای برآورده نشده قابل مشاهده نیست فرض اینکه هر ساله بازار تسویه می‌شود این امکان را فراهم می‌آورد که از بارانداز کانتینر به عنوان مقدار تقاضا شده استفاده شود. بارانداز جهانی کانتینر بارانداز کل بنادر است که شامل کانتینرهای خالی و حمل شده است. در واقع به دو علت از بارانداز کانتینر و نه حجم تجارت جهانی در این مدل به عنوان تقاضا برای خدمات کشتی رانی کانتینری استفاده می‌شود. ابتدا حجم تجارت جهانی شامل بسیاری از کالاهایی است که توسط کشتی‌ها حمل نشده‌اند. به علاوه همه تجارت دریایی از نوع کانتینری نیست و نرخ کانتینری شدن متفاوت است. ثانیاً بارانداز کانتینر داده مناسبی برای استفاده است و به آسانی در دسترس و قابل اندازه‌گیری است (Luo, Fan and Liu, 2009).

با توجه به مطالب گفته شده برای طراحی مدل از مطالعه Luo, Fan and Liu (2009) استفاده شده است. برای این منظور ابتدا دو مدل زیر بر آورد می‌شوند.

$$\text{Lnfc} = f(\text{Infr}, \text{Incpt}, \text{Inbrent}) \quad (1)$$

$$\text{Lnfr} = f(\text{Incpt}, \text{Infc}) \quad (2)$$

متغیرهای مورد استفاده برای برآورد مدل در این تحقیق عبارتند از بارانداز کانتینر، نرخ اجاره بهای کشتی‌های کانتینری، ظرفیت ناوگان کانتینری و قیمت نفت برنت است. داده‌ها از گزارشات مروری بر حمل و نقل دریایی سازمان آنکتاد در سال‌های مختلف

قیمت به سمت سطح تعادلی نیز بستگی دارد. در کل ادعا شد حرکت سیکلی بخش کشتی رانی به همراه انتظاراتی که توسط عوامل فعال در آن مانند سرمایه‌گذاران، صاحبان کشتی و دلانان شکل می‌گیرد حرکت نسبت قیمت بازار دست دوم به قیمت سازه‌های جدید و بنابراین تصمیمات سرمایه‌گذاری را مشخص می‌کند.

در سال ۲۰۱۱ علیزاده و همکاران، اهمیت کشتی‌ها و عوامل اصلی قراردادها را در تعیین نرخ اجاره تانکرها و زمان تحویل چارتری کشتی‌ها بررسی کردند. در این مطالعه از داده‌های مربوط به قراردادهای تانکری کشتی رانی خصوصی از ژانویه ۲۰۰۶ تا مارچ ۲۰۰۹ استفاده شد. برای تخمین نرخ اجاره و زمان تحویل چارتری کشتی‌ها از یک سیستم معادلات همزمان استفاده شد. نتایج تحقیق نشان داد طول زمان تحویل چارتری کشتی یک عامل مهم تعیین کننده نرخ اجاره کشتی است و بر عکس. سایر عوامل تعیین کننده نرخ اجاره شامل نوع بدنه کشتی، نسبت استفاده از وزن مرده کشتی، سن کشتی و مسیرهای دریایی هستند. عوامل تعیین کننده دوره چارتری کشتی نیز شامل عوامل ذکر شده به اضافه شاخص بالتیک تانکر نفتی و نوسان آن هستند.

### ۳- تصریح مدل

همانند بازار کشتی‌های فله بر و تانکر، بازار کشتی‌های کانتینری شامل بازار کشتی‌های دست دوم، نو ساز و بازار کشتی‌های اسقاطی است. در این مطالعه برای تمرکز بر بازار اجاره بهای کشتی کانتینری فرض‌های متعددی انجام شده است. ابتدا به علت آنکه صنعت کشتی کانتینری نسبتاً جدید است و عمر کشتی‌های کانتینری اولیه به حدود ۳۰ سال می‌رسد، فعالیت اسقاط کشتی‌ها اخیراً شروع شده و کشتی‌های اسقاط شده سهم کوچکی در کل اندازه ناوگان جهانی دارند. بنابراین می‌توان اسقاط را در ظرفیت ناوگان کانتینری در نظر نگرفت.

ثانیاً فرض می‌شود بازار دست دوم بر بازار اجاره کشتی کانتینری تاثیر ندارد. در واقع مبادله در بازار دست دوم استفاده از کشتی کانتینری را تحت تاثیر قرار نمی‌دهد و بر ظرفیت ناوگان کانتینری جهانی تاثیر ندارد. همچنین برای ساده سازی بیشتر مدل فرض می‌شود بازار کشتی‌های نو بازار اجاره کشتی کانتینری را نیز تحت تاثیر قرار نمی‌دهند. هنگامی که یک شرکت کشتی رانی می‌خواهد یک سفارش جدید را انجام دهد متغیرهای تصمیم بسیاری وجود دارد. از میان آن‌ها مهم‌ترین متغیر تصمیم نرخ

در این مطالعه متغیرهای مورد بررسی با استفاده از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته مورد آزمون قرار می گیرند و درجه ی جمعی آنها مشخص می شود. در جداول (۱) و (۲) به ترتیب نتایج آزمون ریشه واحد (ADF) در حالت با عرض از مبدا و روند برای سطح داده ها و تفاضل مرتبه اول آنها گزارش شده است.

جمع آوری شده است. دوره زمانی مورد بررسی از ۱۹۹۵-۲۰۲۰ است.

#### ۴- بررسی مدل

##### ۴-۱- آزمون ایستایی

اولین اصل در برآورد مدل رگرسیونی بررسی مانایی متغیرها است. روش های متعددی برای آزمون مانایی متغیرها وجود دارد.

جدول ۱. نتیجه آزمون مانایی در سطح

متغیر	آماره	سطح معنی داری	نتیجه
LnCPT	-۰/۴۶	۰/۹۷	نامانا
LnFR	-۳/۷۵	۰/۰۳	مانا
LnBRENT	-۰/۹۱	۰/۹۳	نامانا
LnFC	۰/۹۹	۰/۵۷	نامانا

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۲. نتیجه آزمون مانایی با یکبار دیفرانسیل گیری

متغیر	آماره	سطح معنی داری	نتیجه
LnCPT	-۵/۲۰	۰/۰۰۱	مانا
LnBRENT	-۴/۰۵	۰/۰۲	مانا
Lnfc	-۳/۴۲	۰/۰۷	مانا

ماخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج حاصل از برآورد روابط پویای کوتاه مدت برای دو مدل در جدول (۳) و (۴) گزارش شده است.

نتایج جدول (۳) برای مدل اول نشان می دهد ضرایب وقفه اول نرخ اجاره بهای کشتی، بارانداز کشتی و قیمت نفت برنت مثبت و معنادار است. همچنین ضرایب تفاضل، تفاضل مرتبه اول و تفاضل مرتبه دوم نرخ اجاره بهای کشتی منفی و تفاضل مرتبه سوم آن مثبت معنادار است. ضرایب تفاضل بارانداز کشتی منفی غیرمعنادار و تفاضل مرتبه اول، مرتبه دوم و مرتبه سوم آن منفی معنادار است. تفاضل قیمت نفت برنت نیز مثبت غیر معنادار، تفاضل مرتبه اول و مرتبه دوم مثبت معنادار و تفاضل مرتبه سوم آن مثبت غیر معنادار است. نتایج مدل دوم در جدول (۴) نیز نشان می دهد بارانداز کشتی ضریب مثبت معنادار دارد. وقفه اول ظرفیت ناوگان کشتی کانتینری مثبت معنادار، وقفه دوم و سوم آن غیر معنادار و وقفه چهارم منفی معنادار دار است.

نتایج آزمون ریشه واحد در جدول (۱) نشان می دهد در سطح متغیر لگاریتم نرخ اجاره بهای کشتی مانا و سایر متغیرها نامانا هستند. بنابراین برای تعیین مرتبه ایستایی متغیرهای نامانا باید آزمون ریشه واحد را با یکبار دیفرانسیل گیری تکرار کرد. بر اساس نتایج جدول (۲) سایر متغیرها نیز با یک بار دیفرانسیل گیری مانا می شوند.

#### ۴-۲- بررسی رابطه بین متغیرها

به علت آنکه متغیرهای موجود در مدل ترکیبی از  $I(0)$  و  $I(1)$  هستند برای برآورد دو مدل و بررسی رابطه پویای کوتاه مدت و بلندت میان متغیرها باید از روش خودتوضیح برداری با وقفه‌های گسترده (ARDL) استفاده کرد.

جدول ۳. نتایج حاصل از مدل پویای کوتاه مدت  $ARDL(2, 4, 4)$  برای مدل اول

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره T	سطح احتمال
<b>Lnfc(-1)</b>	-۰/۶۷۳	۱/۷۰	-۶/۳۴	۰/۰۰۷
<b>Lnfr(-1)</b>	۰/۲۸۱	۰/۰۷	۳/۵۸	۰/۰۳
<b>Lncpt(-1)</b>	۰/۸۸	۰/۰۹	۹/۳۹	۰/۰۰۲
<b>Lnfbrent(-1)</b>	۰/۱۵۹	۰/۰۳	-۴/۵۳	۰/۰۲
<b>D(Lnfc(-1))</b>	۰/۴۸	۰/۱۱۳	۴/۲۴	۰/۰۲
<b>D(Lnfr)</b>	-۰/۰۷	۰/۰۱	-۳/۸۹	۰/۰۳
<b>D(Lnfr(-1))</b>	-۰/۳۱۵	۰/۰۶	-۴/۹۵	۰/۰۱۵
<b>D(Lnfr(-2))</b>	-۰/۲۶۴	۰/۰۵	-۵/۰۸	۰/۰۱۴
<b>D(Lnfr(-3))</b>	۰/۱۲۱	۰/۰۲۶	-۴/۵۸۷	۰/۰۱۹
<b>D(Lncpt)</b>	-۰/۰۴۹	۰/۰۵۹	-۰/۸۳	۰/۴۶
<b>D(Lncpt(-1))</b>	-۰/۵۸۳	۰/۰۸۳	-۷/۰۲	۰/۰۰۵
<b>D(Lncpt(-2))</b>	-۰/۴۹۶	۰/۰۶۴	-۷/۷۰	۰/۰۰۴۵
<b>D(Lncpt(-3))</b>	-۰/۳۴۰	۰/۰۳۷	-۹/۱۰	۰/۰۰۲۸
<b>D(Lnbrent)</b>	۰/۰۱۶	۰/۰۱۷	۰/۹۲۷	۰/۴۲۲۱
<b>D(Lnbrent(-1))</b>	۰/۱۰۹	۰/۰۲	۳/۹۶	۰/۰۲۸
<b>D(Lnbrent(-2))</b>	۰/۱۰۸	۰/۰۱۹	۵/۶۶	۰/۰۱
<b>D(Lnbrent(-3))</b>	۰/۰۱۵	۰/۰۰۷	۲/۱۴	۰/۱۲۱
<b>C</b>	-۱۰/۸۲	۱/۷۰	-۶/۳۴	۰/۰۰۷
		$F=۰/۰۰$	$R^2=۰/۹۹$	

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴. نتایج حاصل از مدل پویای کوتاه مدت  $ARDL(1, 0, 4)$  برای مدل دوم

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره T	سطح احتمال
<b>Lnfr(-1)</b>	۰/۰۹۷	۰/۲۲۱	۰/۴۳۹	۰/۶۶۷
<b>Lncpt</b>	۱/۵۱۷	۰/۴۵۰	۳/۳۶۹	۰/۰۰۵
<b>Lnfc</b>	-۴/۶۸۵	۱/۴۰۲	-۳/۳۳۹	۰/۰۰۵۳
<b>Lnfc(-1)</b>	۶/۸۲۹	۲/۰۲۲	۳/۳۷۶	۰/۰۰۵
<b>Lnfc(-2)</b>	-۲/۹۹	۲/۰۴۸	-۱/۴۵۹	۰/۱۶۸
<b>Lnfc(-3)</b>	۲/۲۴۰	۱/۷۶۷	۱/۲۶۷	۰/۲۲۷
<b>Lnfc(-4)</b>	-۲/۶۵۱	۱/۱۸۴	-۲/۲۳۸	۰/۰۴۳
<b>C</b>	-۹/۲۶۳	۴/۴۲۶	-۲/۰۹۲	۰/۰۵۶
		$F=۰/۰۱۳$	$R^2=۰/۶۸$	

ماخذ: یافته‌های تحقیق

رویکرد تخمین مدل تصحیح خطای غیر مقید (UECM) استفاده می‌شود. نتایج دو مدل در جدول (۵) و (۶) گزارش شده است.

بعد از تخمین معادله پویا باید آزمون وجود یا عدم وجود رابطه ی بلندمدت را انجام داد. برای بررسی وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای مدل از آزمون کرانه‌های پسران، شین و اسمیت (۲۰۰۱) مبتنی بر

جدول ۵. نتایج آزمون F برای وجود رابطه بلندمدت در مدل اول

در سطح ۱۰ درصد		در سطح ۵ درصد		آماره F
I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	
۲/۳۷	۳/۲	۲/۷۹	۳/۶۷	۵۲/۳۰

ماخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۶. نتایج آزمون F برای وجود رابطه بلندمدت در مدل دوم

در سطح ۱۰ درصد		در سطح ۵ درصد		آماره F
I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	
۲/۶۳	۳/۳۵	۳/۱	۳/۸۷	۶/۲۷

ماخذ: یافته‌های تحقیق

مدل، رابطه بلندمدت میان متغیرها در حالت با عرض از مبدا بالاتر از حد  $I(1)$  در سطوح بحرانی ۵ و ۱۰ درصد است بنابراین وجود رابطه بلند مدت میان متغیرهای تحقیق در دو مدل تایید می شود. پس از اطمینان از وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای

جدول ۷. نتایج حاصل از تخمین مدل بلندمدت ARDL در مدل اول

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
Lnfr	۰/۴۱	۰/۰۹۳	۴/۴۵	۰/۰۲
Lncpt	۱/۳۰	۰/۰۵	۲۲/۰۳	۰/۰۰۰۲
Lnbrent	-۰/۲۳	۰/۰۴	-۵/۶۹	۰/۰۱
C	-۱۶/۰۶	۱/۶۳	-۹/۷۹	۰/۰۰۲

ماخذ: یافته‌های محقق

جدول ۸. نتایج حاصل از تخمین مدل بلندمدت ARDL در مدل دوم

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
Lncpt	۱/۶۸۱	۰/۶۰۳	۲/۷۸۴	۰/۰۱۵
Lnfc	-۱/۳۹۴	۰/۵۳۶	-۲/۵۹۸	۰/۰۲۲
C	-۱۰/۲۶۰	۵/۸۳۹	-۱/۷۵۷	۰/۱۰۲

ماخذ: یافته‌های محقق

تأثیر منفی معنادار بر نرخ اجاره بهای کشتی دارد. یک درصد افزایش در ظرفیت ناوگان اجاره بهای کشتی را ۱/۳۹۴ درصد کاهش می دهد. وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها مبنای استفاده از الگوی تصحیح خطا را فراهم می کند. ضریب جمله ی  $ECM$  نشان می دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می شود. به عبارت دیگر این ضریب نشان می دهد که چند دوره طول می کشد تا برای مدل اول ظرفیت ناوگان کانتینری و برای مدل دوم نرخ اجاره بهای کشتی کانتینری به روند بلندمدت خود بازگردد. نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا در حالت عرض از مبدا مقید در جداول (۹) و (۱۰) گزارش شده است.

نتایج جدول (۷) نشان می دهد نرخ اجاره بهای کشتی کانتینری تأثیر مثبت معنادار بر ظرفیت ناوگان کانتینری دارد و با افزایش یک درصد در نرخ اجاره ظرفیت ناوگان ۴۱ صدم درصد در بلند مدت افزایش می یابد. بارانداز کانتینر نیز تأثیر مثبت معنادار بر ظرفیت ناوگان کانتینری دارد و با افزایش یک درصد آن ظرفیت کانتینری ۱/۳ درصد افزایش می یابد. قیمت نفت برنت نیز تأثیر منفی معناداری بر ظرفیت ناوگان کانتینری دارد و با افزایش یک درصد آن ۲۳ صدم درصد ظرفیت ناوگان کاهش می یابد. نتایج مدل بلند مدت در جدول (۸) نیز نشان می دهد لگاریتم بار انداز کشتی تأثیر مثبت معنادار بر نرخ اجاره بهای کشتی دارد و یک درصد افزایش در نرخ بارانداز کشتی کانتینری نرخ اجاره بها را ۱/۶۸۱ درصد افزایش می دهد. همچنین لگاریتم ظرفیت ناوگان

جدول ۹. نتایج مدل تصحیح خطا در مدل اول

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
D(Lnfc(-1))	۰/۴۸	۰/۰۲۷	۱۷/۶۱	۰/۰۰۰۴
D(Lnfr)	-۰/۰۷۳	۰/۰۰۵	-۱۳/۶۶	۰/۰۰۰۸
D(Lnfr(-1))	-۰/۳۱۵	۰/۰۱۵	-۱۹/۹۰	۰/۰۰۰۳
D(Infr(-2))	-۰/۲۶۴	۰/۰۱۳	-۱۹/۳۵۴	۰/۰۰۰۳
D(Infr(-3))	-۰/۱۲۱	۰/۰۰۶	-۱۹/۸۵۳	۰/۰۰۰۳
D(Incpt)	-۰/۰۴۹	۰/۰۱۷	-۲/۸۰۸	۰/۰۶۷
D(Incpt(-1))	-۰/۰۵۸۳	۰/۰۴۲	-۱۳/۵۹	۰/۰۰۰۹
D(Incpt(-2))	-۰/۰۴۹۶	۰/۰۲۶	-۱۸/۷۳	۰/۰۰۰۳
D(Incpt(-3))	-۰/۳۴۰	۰/۰۲۰	-۱۶/۷۴۲	۰/۰۰۰۵
D(Inbrent)	۰/۰۱۶	۰/۰۰۵	۳/۱۷۵	۰/۰۵۰
D(Inbrent(-1))	۰/۱۰۹	۰/۰۰۶	۱۶/۲۴۸	۰/۰۰۰۵
D(Inbrent(-2))	۰/۱۰۸	۰/۰۰۴	۲۴/۰۷۹	۰/۰۰۰۲
D(Inbrent(-3))	۰/۰۱۵	۰/۰۰۳	۵/۱۳۴	۰/۰۱۴۳
CointEq(-1)*	-۰/۶۷۳	۰/۰۲۷	-۲۴/۷۰۲	۰/۰۰۰۱
		Dw=۱/۸۹۷	R <sup>2</sup> =۰/۹۹۷	

ماخذ: محاسبات تحقیق

جدول ۱۰. نتایج مدل تصحیح خطا در مدل دوم

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
D(lnfc)	-۴/۶۸۵	۰/۸۹۲	-۵/۲۵۱	۰/۰۰۰۲
D(lnfc(-1))	۳/۴۰۲	۰/۹۵۲	۳/۵۷۳	۰/۰۰۳
D(lnfc(-2))	۰/۴۱۱	۰/۹۹۱	۰/۴۱۵	۰/۶۸۴
D(lnfc(-3))	۲/۶۵۱	۰/۹۲۳	۲/۸۷۱	۰/۰۱۳
cointEq(-1)	-۰/۹۰۲	۰/۱۶۲	-۵/۵۵	۰/۰۰۰۱

ماخذ: محاسبات تحقیق

متغیرهای موجود در مدل استفاده شده است. معادلات تصحیح خطای برآورد شده برای دو مدل از نظر معناداری و بررسی فروض کلاسیک مورد تایید هستند. بنابراین از آن‌ها برای برآورد سیستم معادلات همزمان سه مرحله‌ای استفاده می‌شود. نتایج در جدول (۱۱) گزارش شده است. بر اساس نتایج تفاضل مرتبه اول ظرفیت ناوگان کانتینری تاثیر منفی معنادار و تفاضل مرتبه دوم تاثیر مثبت معنادار بر نرخ کرایه کشتی کانتینری دارند. تفاضل مرتبه سوم و چهارم ظرفیت ناوگان تاثیر مثبت غیر معنادار بر نرخ کرایه بازار کانتینری دارند. این مساله نشان دهنده تعدیل اثر ظرفیت ناوگان کشتی‌های کانتینری در طول زمان بر نرخ کرایه بازار کشتی رانی است. ضریب تصحیح خطا در اینجا نیز تاثیر منفی و معنادار بر نرخ کرایه کشتی دارد. همچنین تفاضل مرتبه دوم ظرفیت ناوگان تاثیر مثبت و معنادار بر ظرفیت ناوگان کشتی

نتایج مدل تصحیح خطا در مدل اول نشان می‌دهد مقدار ضریب تصحیح خطا ۰/۶۷۳- و از نظر آماری معنادار است. بنابراین در هر دوره حدود ۰/۶۷ درصد از عدم تعادل کوتاه مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. نتایج مدل تصحیح خطا در مدل دوم نیز نشان می‌دهد مقدار ضریب تصحیح خطا ۰/۹۰۲- و از لحاظ آماری معنادار است. بنابراین در هر دوره حدود ۰/۹۰ درصد از عدم تعادل کوتاه مدت برای رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود.

۴-۳- برآورد مدل سیستم معادلات همزمان سه مرحله‌ای با توجه به وابستگی درونی دو رابطه (۱) و (۲) و برای در نظر گرفتن اثرات متقابل میان متغیرهای تحقیق از سیستم معادلات همزمان سه مرحله‌ای برای بررسی تاثیرات جامع و همزمان

تاثیر مثبت معنادار بر ظرفیت ناوگان کانتینری دارند. ضریب تصحیح خطا نیز تاثیر منفی معنادار بر ظرفیت ناوگان کانتینری دارد. در واقع نتایج حل سیستم معادلات همزمان سه مرحله‌ای به گونه‌ای تایید کننده نتایج معادلات تصحیح خطا با وقفه‌های توزیعی است.

کانتینری دارد. تفاضل مرتبه اول، دوم، سوم و چهارم نرخ کرایه کانتینری تاثیر منفی معنادار بر ظرفیت ناوگان کشتی دارد. همچنین تفاضل مرتبه اول، دوم، سوم و چهارم ظرفیت بارانداز کشتی کانتینری تاثیر منفی معنادار بر ظرفیت ناوگان کانتینری دارد. تفاضل مرتبه اول، دوم، سوم و چهارم قیمت نفت برنت نیز

جدول ۱۱. نتایج سیستم معادلات همزمان سه مرحله‌ای

نام متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t	سطح احتمال
D(Infc)	-۳/۷۹	۱/۱۰۰	-۳/۴۵۱	۰/۰۰۲۲
D(Infc(-1))	۴/۲۸	۱/۲۰۰	۳/۵۷۱	۰/۰۰۱۶
D(Infc(-2))	۰/۳۳	۱/۳۴۹	۰/۲۴۸	۰/۸۰۵
D(Infc(-3))	۰/۰۰۰۶۵	۰/۰۰۰۶	۱/۰۷۲	۰/۲۹۴
CoinEq(-1)	-۰/۵۳۶	۰/۲۰۱	-۲/۶۶۳	۰/۰۱۳
D(Infc(-1))	۰/۴۷۸	۰/۰۱۵	۳۰/۳۶۴	۰/۰۰۰
D(Infr)	-۰/۰۷۳	۰/۰۰۳۲	-۲۲/۴۷	۰/۰۰۰
D(Infr(-1))	-۰/۳۱۵	۰/۰۰۹	-۳۳/۷۶	۰/۰۰۰
D(Infr(-2))	-۰/۲۶۴	۰/۰۰۷	-۳۳/۰۳۷	۰/۰۰۰
D(Infr(-3))	-۰/۱۲۱	۰/۰۰۳۵	-۳۴/۱۲۶	۰/۰۰۰
D(Incpt)	-۰/۰۵۰	۰/۰۱۰	-۴/۹۴	۰/۰۰۰۱
D(Incpt(-1))	-۰/۵۸۳	۰/۰۲۵	-۲۳/۱۲۱	۰/۰۰۰
D(Incpt(-2))	-۰/۴۹۵	۰/۰۱۵	-۳۲/۲۶۱	۰/۰۰۰
D(Incpt(-3))	-۰/۳۴۰	۰/۰۱۱	-۲۸/۹۰۳	۰/۰۰۰
D(Inbrent)	۰/۰۱۶	۰/۰۰۳	۵/۴۲۱	۰/۰۰۰
D(Inbrent(-1))	۰/۱۰۹	۰/۰۰۳	۲۷/۸۲	۰/۰۰۰
D(Inbrent(-2))	۰/۱۰۸	۰/۰۰۲۶	۴۱/۴۴۱	۰/۰۰۰
D(Inbrent(-3))	۰/۰۱۵	۰/۰۰۱۷	۸/۹۶۸	۰/۰۰۰
CointEq(-1)	-۰/۶۷۳	۰/۰۱۵	-۴۲/۲۹۱	۰/۰۰۰
		DW=۱/۹۰	R <sup>2</sup> =۰/۹۹	

ماخذ: محاسبات تحقیق

## ۵- نتیجه گیری

کارگزاران بیمه و گمرکات. از این رو در این مطالعه بر اساس مطالعه (Luo, Fan and Liu (2009) به بررسی عوامل موثر بر نرخ کرایه در بازار کشتی‌های کانتینری پرداخته شده است. بر این اساس برای بررسی رابطه پویا میان متغیرهای موجود در دو مدل از روش خودرگرسیون برداری با وقفه‌های توزیعی استفاده شد. در مدل اول نتایج روش ARDL نشان داد در بلند مدت نرخ اجاره بها و ظرفیت بارانداز کشتی کانتینری تاثیر مثبت معنادار بر ظرفیت ناوگان کانتینری دارد. قیمت نفت برنت نیز تاثیر منفی معناداری بر ظرفیت ناوگان کانتینری دارد. نتایج مدل

تعیین نرخ کرایه در بازار کشتی رانی تاثیر مهمی بر تصمیمات خطوط کشتی رانی و تجارت جهانی دارد. در واقع تعیین کرایه در بازار کشتی کانتینری به گونه‌ای جهت دهنده بازار کانتینری است و با توجه به سهم عمده کشتی کانتینری در تجارت جهانی می‌توان گفت سهم عمده‌ای در تصمیم‌گیری و تعیین جهت تجارت جهانی دارد. تعیین عوامل تاثیر گذار بر نرخ کرایه بازار کشتی رانی کار ساده‌ای نیست. در واقع گروه‌های زیادی در بازار کشتی رانی دریایی با انگیزه‌های مختلف بر نرخ کرایه تاثیرگذار هستند. عواملی مانند حمل‌کنندگان کالا، کارشناسان حقوقی،

است. در این مطالعه برای تمرکز بر بازار نرخ کرایه بسیاری از متغیرهای تاثیر گذار در نظر گرفته نشدند. پیشنهاد می‌شود برای افزایش شفافیت مدل، سایر متغیرهای تاثیرگذار در قالب مدل‌های دیگر آورده شوند و همه مدل‌ها به صورت همزمان حل شوند. همچنین پیشنهاد می‌شود تاثیر نرخ کرایه بر وضعیت کشتی رانی کانتینری و سایر انواع کشتی رانی در ایران نیز بررسی شود.

دوم نیز نشان داد در بلند مدت بار انداز کشتی تاثیر مثبت معنادار و ظرفیت ناوگان تاثیر منفی معنادار بر نرخ اجاره بهای کشتی کانتینری دارد. به علت وابستگی متقابل میان متغیرهای موجود در دو مدل برای حل همزمان دو مدل از روش سیستم معادلات همزمان سه مرحله‌ای استفاده شد. نتایج روش 3SLS تایید کننده نتایج حاصل از حل مدل با استفاده از روش ARDL

## ۶- سپاسگزاری

این مقاله مستخرج از نتایج طرح تحقیقاتی اجرا شده با شماره قرارداد ۱۷۲ مورخ ۱۳۹۸/۱۰/۲۲ از محل اعتبارات ویژه پژوهشی/ اعتبارات دانشگاه علوم و فنون دریایی خرمشهر می باشد.

## ۷- مراجع

[doi.org/10.1080/03088830903346061](https://doi.org/10.1080/03088830903346061)

-Merikas, A.G., Merika, A.A., & Koutroubousis, G. (2008). Modelling the Investment Decision of the Entrepreneur in the Tanker Sector: Choosing between a Second-Hand Vessel and a Newly Built one. *Maritime Policy and Management*, Vol.35, No.5, 433-447.

-Stopford, M. (2003). *Maritime Economics*. Second Edition. *Taylor & Francis e-Library*.

-Stopford, M. (2009). *Maritime Economics*. *Routledge*, London and New York.

-Stopford, M. (2002). *The Handbook of Maritime Economics and Business*. London, pp. 203-224.

-Stopford, M. (2009). *Maritime Economics*. *3rd Edition*, Routledge, New York.

-UUNCTAD. (2010). *Review of Maritime Transport*. *United Nations Publications*, New-York & Geneva.

-UNCTAD. (2021). *Review of Maritime Transport*. *United Nations Publications*, New York & Geneva.

-UNCTAD. (2020). *Review of Maritime Transport*. *United Nations Publications*, New York & Geneva.

-Volk, B. (1984). *Shipping Investment in Recession*. Bremen, *Institute of shipping Economics and Logistics at Bremen*.

-سیاره، جعفر، حسینی، محمد مهدی. و نورامین، محمد سعید (۱۳۸۹). پیش‌بینی بازار کرایه حمل فله خشک در سال‌های ۲۰۱۱ و ۲۰۱۲. *مجله علوم و فنون دریایی*، دوره ۱۰، شماره ۲، ۷۹-۹۰.

-سوری، علی (۱۳۹۳). *اقتصاد سنجی (پیشرفته) همراه با کاربرد ایوبوز ۸ و استاتا ۱۲*، جلد دوم، *انتشارات فرهنگ شناسی*.

-عباسپور، مجتبی، کوه بر، محمد امین. و قاسمی ورنما مخواستی، ابراهیم، (۱۳۹۶). تحلیل بازار حمل و نقل کشتی‌های تانکر و عوامل موثر بر نرخ کرایه حمل. *پژوهشنامه حمل و نقل*، دوره ۱۴، شماره ۱، ۱۵۶-۱۴۲.

-Alizadeh, A. H., & Talley. W. K. (2011). Vessel and Voyage Determinants of Tanker Freight Rates and Contract Times. *Transport Policy*, Vol.18, No.5, 665-675.

-Clarkson PLC. (2011). *Clarkson shipping Intelligence Network 2010*. [Online] Available at: [www.clarkson.com](http://www.clarkson.com).

-Glavan, B. (1992). *Economics of Maritime Shipping*. *Školska knjiga*, Zagreb.

-Hsu, J.L., & Goodwin, B.K. (1995). Dynamic Relationships in the Market for Ocean Grain Freight Services. *Canadian Journal of agricultural Economics*, Vol.43, No.2, 271-284.

-Luo, M., Fan, L., & Liu, L. (2009). An Economic Analysis for Container Shipping Market. *Maritime policy & Management*, Vol.36, No.6, 507-523.

# Econometric Analysis of Container Ships Market With an Emphasis on Shipping Freight Rate

*Sahar Motamedi, Assistant Professor, Department of Economics and Marine Insurance,  
Faculty of Economics and Management, Khorramshahr University of Marine Sciences and  
Technologies, Khorramshahr, Iran.*

*Seyed Naser Saeidi, Associate Professor, Department of Economics and Marine Insurance,  
Faculty of Economics and Management, Khorramshahr University of Marine Sciences and  
Technologies, Khorramshahr, Iran.*

*Fatemeh Hosseinpour, Assistant Professor, Department of Economics and Marine Insurance,  
Faculty of Economics and Management, Khorramshahr University of Marine Sciences and  
Technologies, Khorramshahr, Iran.*

*E-mail: motamedi.sahar@gmail.com*

Received: June 2024- Accepted: September 2024

## **ABSTRACT**

Determining the shipping freight rate for the container ships market is crucially important in directing the market and taking long-term decisions in global trade. This study employed the annual data of container Throughput (CPT), container Freight rate (Fr), container fleet capacity (FC), and the Brent oil price from 1995 to 2020 to investigate the role of Freight rate in the container ships market. The data were collected from the reviews reported on marine transportation by the United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD) in various years. This study examined the direct effect of each of the variables on the freight rate, as well as their mutual effects on each other. Accordingly, first, two single-equations were estimated using the ARDL method. Then, the equation systems were estimated within the three-stage least squares (3SLS). The results revealed the significant positive effects of Fr and CPT and the significant negative effects of the Brent oil price on FC in the long run. The results also showed the significant positive effects of the CPT on Fr and the significant negative effects of FC on Fr. Having estimated the long-term relationship, the error correction model was estimated as well. The results of the error correction model indicated that the error correction coefficient in both models was negative and significant, thus, the model converges toward the long term. Then, the models were resolved jointly using the 3SLS equation system. The results confirmed the findings on the long-term relationship.

**Keywords:** Maritime Trade, Container Shipping, Container Ship Freight Rates