عوامل موثر بر صادرات محصولات لبنی ایران(رهیافت مدل جاذبه)

احمد اکبری ،استاد گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه سیستان و بلوچستان
مریم حسینی* ،کارشناس ارشد اقتصاد کشاورزی دانشگاه سیستان و بلوچستان
ابراهیم مرادی، استادیار گروه اقتصاد کشاورزی دانشگاه سیستان و بلوچستان

maryamhosseini677@gmail.com *

چکیده

در بین محصولات غذایی، محصولات لبنی کشور رتبه نخست صادرات را دارد و نقش مهمی را در ارزآوری کشور ایفا می‌کند. لذا در مطالعه‌ی حاضر به بررسی عوامل موثر بر صادرات این محصول راهبردی پرداخته شد. تا ضمن شناسایی جهت و میزات تأثیر هر یک از عوامل، راهکارهای مناسب برای بهبود صادرات و حفظ و بهبود سهم صادرات محصولات لبنی ایران در بازار های جهانی ارائه شود. بر این اساس، در این مطالعه از مدل جاذبه و روش داده‌های ترکیبی مربوط به صادرات محصولات لبنی به بازار هدف ۲۳ کشور برای دوره زمانی ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ استفاده شده است. نتایج حاکی از وجود یک رابطه معنی‌دار و مستقیم بین نرخ ارز، جمعیت و مرز مشترک (متغیر مجازی) کشور هدف صادرات محصولات لبنی و همچنین رابطه معنی دار و معکوس تولید ناخالص با صادرات محصولات لبنی ایران می‌باشد. با توجه به نتایج بدست آمده پیشنهاد می‌شود که با فراهم کردن بستر مناسب جهت رقابت صنایع و افزایش کارایی آن‌ها، می‌توان اقدامات مفیدی در راستای افزایش صادرات محصولات لبنی انجام داد.

کلمات کلیدی: ***مدل جاذبه-داده های ترکیبی- صادرات- محصولات لبنی***

۱-مقدمه

وابستگی اقتصاد ایران به نفت یکی از مشکلات اساسی است که همواره در برنامه‌های توسعه کشور برای رهایی از این مهم سیاست‌ها و راهکارهای مختلفی در نظر گرفته شده که توسعه صادرات غیرنفتی یکی از این موارد است. بدون شک اهمیت و نقش صادرات غیر نفتی در رشد و توسعه اقتصادی کشورها همواره به عنوان یکی از موضوعات مهم، مورد بررسی قرار می‌گیرد [۴]. در سال‌های گذشته صادرات محصولات غذایی و کشاورزی کشور سهم قابل توجهی از صادرات غیرنفتی کشور را به خود اختصاص داده است، به طوری که صادرات محصولات لبنی بیشترین سهم صادرات صنایع غذایی را دارد.

محصولات لبنی نقش عمده‌ای را در صادرات صنایع غذایی ایفا می‌کنند. در بین محصولات غذایی محصولات لبنی کشور رتبه نخست صادرات را دارد و نقش مهمی را در ارزآوری کشور ایفا می‌کند. سهم کل صادرات محصولات لبنی ایران از کل صادرات صنایع غذایی ۳۴،۵ درصد می‌باشد و این رقم نشان می‌دهد که صادرات محصولات لبنی بیشترین میزان سهم صادرات صنایع غذایی را به خود اختصاص داده است [۱۵]. در اکثر کشورها، صنعت شیر یکی از مهم‌ترین بخش‌های صنایع غذایی محسوب می‌شود و با توجه به اهمیتی که این محصولات دارد سعی شده به صادرات این محصولات از انواع محصولات غذایی پرداخته شود.

بخش کشاورزی و دامداری در جایگاه نخست تولید کشور قرار دارد، محصولات کشاورزی و دامپروری در اولویت نیازهای مردم بوده است [۵]. کشور در بخش دامپروری از پتانسیل بسیار بالایی برخوردار است، دامپروری به یکی از حوزه های صادرکننده کشور تبدیل شده و علاوه بر تامین نیاز داخلی، با تنوع بخشی و ارتقا کیفیت محصولات لبنی و شیر می تواند در زمینه صادرات پیشرو باشد. پتانسیل در بخش نیروی انسانی بسیار چشمگیر است که می‌توانیم با بهره‌گیری از این ظرفیت موانع و مشکلات را از پیش روی برداریم. ظرفیت‌های نهفته فراوانی در بخش دامپروری و کشاورزی وجود دارد، کشور از قابلیت‌های بکر و پتانسیل نهفته فراوانی برخوردار است که تاکنون مورد استفاده قرار نگرفته و اگر از این ظرفیت‌ها به نحو صحیح استفاده کنیم خواهیم توانست در بخش تولید و افزایش بهره وری، گام‌های موثری برداریم [۵]. بر اساس آمار گمرک ج.ا.ایران مقدار ۸۰۱۴۴ هزار تن انواع کالا به ارزش ۳۱۴۳۴ میلیون دلار در سال ۱۳۹۲ صادر گردیده است که از این مقدار صادرات، کالای کشاورزی مقدار ۳۴۰۱ به ارزش ۲۹۲۱ میلیون دلار و صنایع غذایی مقدار ۱۷۶۰ هزار تن به ارزش ۱۰۲۷ میلیون دلار می‌باشد [۱۵]. در سال ۱۳۹۳، ایران بیش از ۸۹۴ هزار تن انواع محصولات کشاورزی خود را به کشورهای مختلف صادر کرده‌است که عراق با خرید بیش از ۶۰ درصد از این محصولات صادراتی، بزرگ‌ترین مشتری محصولات کشاورزی ایران به‌شمار می‌رود [۹]. عراق رتبه یک در بازارهای عمده صادرات را به خود اختصاص داده است و پس از آن چین و امارات متحده مهمترین بازارهای هدف محسوب می‌شوند. عمده بازارهای صادراتی انواع فرآورده‌های لبنی عبارتند از : عراق ، افغانستان ، سوریه، امارات و پاکستان می‌باشد [۱۵]. با توجه به اهمیت این محصول در سبد مصرفی خانوار و همچنین با توجه به اینکه ایران بزرگترین کشور صادرکننده فرآورده های لبنی در بین کشورهای منطقه بوده است [۸]. مبادرت به تحقیق و بررسی پیرامون عواملی که به نوعی صادرات محصولات لبنی را افزایش می‌دهد، ضرورتی اساسی در سیاست‌های اقتصادی کشور محسوب می‌شود. مطالعات مختلفی در زمینه صادرات , مدل جاذبه و مدل پانل صورت گرفته است. از پژوهش‌های داخلی و خارجی می‌توان به موارد زیر اشاره کرد:

حسینی و عرفانیان در مطالعه خود در سال ۱۳۸۷ عوامل موثر بر تقاضا شیر و فرآورده های لبنی با تاکید بر تبلیغات بر روی سازمان صنایع شیر ایران بررسی نمودند که نشان داد استراتژی های بازاریابی اخذ شده بر مقدار تقاضای محصولات مورد مطالعه اثر مثبت و معنی‌داری داشته باشد و تقاضای فرآورده‌های لبنی کاملاً تحت تاثیر تبلیغات کالا بوده است. حسینی نسب و متقی به بررسی ایجاد و انحراف تجارت در سه موافقت نامه تجاری اکو[1]، آ سه آن[2] و جی سی سی[3] با

[1] .Eco
[2] .Asean
[3] .Gcc

استفاده از یک مدل جاذبه تعمیم یافته در سال ۱۳۸۸ پرداخته‌اند. نتایج نشان داد که افزایش تجارت میان کشورهای عضو این موافقت نامه‌ها باعث کاهش تجارت با سایر کشورهای غیر عضو این موافقت نامه‌های تجاری شده است. اردکانی و همکاران در سال ۱۳۸۸ به بررسی موانع غیرتعرفه ای بر صادرات محصولات کشاورزی اصلی ایران با استفاده از مدل جاذبه پرداختند. نتایج حاکی از آن است که موانع غیرتعرفه ای اثر منفی بر صادرات پسته و میگو دارد که این تاثیر بزرگتر از اثری است که تعرفه بر صادرات این محصولات می‌گذارد، صادرات کشمش تحت تاثیر موانع غیر تعرفه ای قرار نگرفته است. نجفی علمدارلو و همکاران در تحقیق خود در سال ۱۳۹۱ با استفاده از رهیافت داده‌های تابلویی عوامل موثر بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای حوزه اکو مورد بررسی قرار دادند. نتایج نشان داد متغیرهای شاخص قیمت صادراتی، تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز اثر مثبت و نوسانات نرخ ارز و جمعیت کشورها اثر منفی بر روی صادرات محصولات کشاورزی دارند. بیگدلی و همکاران در تحقیق خود در سال ۱۳۹۲ با عنوان بررسی اثر تحریم های اقتصادی بر تجارت ایران، کاربردی از مدل جاذبه به بررسی اثر تحریم های اقتصادی بر تجارت دوجانبه ایران با ۳۰ شریک تجاری آن پرداختند. نتایج نشان داد که تحریم اثری منفی، اما کوچک بر تجارت ایران و شرکای تجاری آن دارد. محمدی و بهرامی‌نسب سال ۱۳۹۲ به تحقیقی با عنوان ارزیابی عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای صادرات پسته ایران (رهیافت خود توضیح برداری VAR) پرداختند. نتایج به‌دست آمده نشان داد که هر یک از متغیرهای میانگین درآمد کشورهای واردکننده، نرخ واقعی ارز و تولید داخلی پسته، با عرضه و تقاضای صادرات پسته ایران در بلندمدت رابطه مثبت و معنادار خواهند داشت، همچنین تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی نشان‌دهنده آن است که بیشترین تأثیرگذاری بر نوسانات عرضه صادرات پسته در ایران از خود متغیر ناشی می شود و مؤثرترین عامل بر نوسانات تقاضای جهانی صادرات نیز، متغیر عرضه صادرات ایران بوده است. فونتاس و بردین[1] در سال ۱۹۹۸ به تأثیر تغییرات نرخ ارز در صادرات ایرلند به انگلستان پرداختند و از تکنیک همجمعی و مدل تصحیح خطا استفاده کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که صادرات در درازمدت به طور معنی داری به درآمد کشور واردکننده و قیمت های نسبی بستگی دارد. طبق مدل تصحیح خطای برآورد شده، تغییرات نرخ ارز فقط در کوتاه مدت باعث کاهش صادرات ایرلند به انگلستان می‌شود. سولوگا و وینتر[2] در سال ۱۹۹۹ با استفاده از یک الگوی جاذبه تعمیم یافته به بررسی توافقات ترجیحی جدیدی که از اوایل دهه ۹۰ آغاز شده پرداخته‌اند. نتایج حاصل نشان داد که هیچ شواهد معنی‌داری مبنی بر این که موج جدید منطقه‌گرایی تجارت داخلی بلوک را به طور محسوس افزایش داده باشد، وجود ندارد. اگرچه نتایج به دست آمده برای سال‌های پس از آغاز دهه ۱۹۹۰ از قبل آن متفاوت بوده و تفاوت‌هایی را نشان می‌دهند. شیگی یوکی[3] و همکاران در سال ۲۰۰۹ رفتار تابع تقاضای صادرات کشورهای LDC با استفاده از رهیافت هم‌جمعی داده‌های پانل بررسی کردند. نتایج این مطالعه نشان داد که حتی برای کشورهای با درآمد صادراتی کم فعالیتهای صادراتی بسیار حائز اهمیت است. یوگانداندان[4] و همکاران در سال ۲۰۱۳ به بررسی عوامل تعیین کننده و عوامل موثر بر صادرات عملکرد صنعت نساجی

[1] .Fountas & Berdin
[2] .Sologa & Winter
[3] .Shigeyuki
[4] .Yoganandan

پرداختند. بررسی نشان داد که بسیاری از مطالعات انجام شده بین تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز، نیروی کار، سرمایه (FDI) و فن‌آوری با عملکرد صادرات صنعت نساجی رابطه مثبت وجود دارد.

در موارد بکار برده شده در پیشینه سعی شد از جدیدترین مقالات نوشته شده در مباحث مربوطه نام برده شود و در مطالعه حاضر از روش‌ها ، مواد ، مطالب کاربردی و مدل‌های به کاربرده شده در مطالعات فوق که به مطالعه حاضر مرتبط باشد، تا حد امکان و مورد نیاز در این مطالعه استفاده شد. در مطالعه حاضر تلاش شده است که عوامل موثر بر صادرات این محصول راهبردی را شناسایی شود و میزان تأثیر هر یک از آن‌ها را بر صادرات این محصول مورد بررسی قرار گیرد و در نهایت، راه‌کارهای کاربردی ارائه شود. بر این اساس در مطالعه حاضر، مهم‌ترین عوامل موثر بر صادرات لبنی ایران با استفاده از مدل جاذبه برای بررسی عوامل موثر بر تجارت این محصول با روش داده‌های ترکیبی مورد بررسی قرار گرفت. به منظور برآورد مدل جاذبه از داده‌های ترکیبی طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۲ و ۲۳ کشور وارده کننده محصولات لبنی ایران از جمله: عراق، امارات متحده، افغانستان، قطر، کویت، پاکستان، عربستان سعودی، تاجیکستان، بحرین، آذربایجان، عمان، ارمنستان، ترکیه، کانادا، آلمان، قزاقستان، مالزی، ژاپن، اتریش، استرالیا، انگلستان، هلند و سوئیس بهره گرفته شده است

۲- مواد و روشها

از ابزارهای مفید در تفسیر و توضیح جریان تجارت بین کشورهای جهان که به صورت وسیعی از طرف اقتصاددانان به کار گرفته می‌شود، مدل جاذبه است. اجزاء تشکیل دهنده اصلی مدل‌های جاذبه عموما مقدار تجارت، تولید ناخالص داخلی، جمعیت، فاصله، و خصوصیت‌های مشترک بین دو کشور می‌باشد [۱]. مدل جاذبه اغلب برای مجموع صادرات و واردات تخمین زده می‌شود اما، مطالعاتی نیز مانند ریچارد[1] (۱۹۹۴) و وانگ[2] و همکاران (۲۰۰۰) انجام شده که انجام شده که مجموع صادرات و واردات را به کار نبردند. در مطالعه حاضر نیز داده‌ها به صورت مجزا برای صادرات محصولات لبنی استفاده خواهد شد تا اثرات متغیرها بر روی آن محاسبه شود. این فرایند به صورت زیر مدلسازی می‌شود:

$$EX_t = e^{\alpha_i} \prod_m \prod_k e^{\gamma_k P_{ikt} \varepsilon_{it}} \quad (۱)$$

و در فرم لگاریتم خطی:

$$\ln EX_{it} = \alpha_i + \sum_m \beta_m \ln X_{imt} + \sum_k \gamma_k p_{ikt} + \ln \varepsilon_{it} \quad (۲)$$

که در آن، EX_{it} مقدار صادرات محصولات لبنی ایران در سال t، X_{imt} متغیر توضیحی mام برای کشور i در سال t، p_{ikt} ، kامین متغیر مجازی و ε_{it} جله خطاست. α_i، β_m و γ_k پارامترهایی هستند که تخمین زده خواهند شد. اجزاء تشکیل دهنده اصلی مدل‌های جاذبه عموما مقدار تجارت، تولید ناخالص داخلی، جمعیت، فاصله و خصوصیت‌های مشترک بین دو کشور می‌باشد [۱]. عوامل‌متعددی هستند که می‌توانند بر تجارت دو جانبه اثر داشته باشند. بعنوان مثال زبان مشترک که شباهت فرهنگی بین کشورها را نشان می‌دهد. عامل دیگر مرز مشترک می‌باشد که در مطالعات بسیاری

[1] .Richard
[2] .Wang

در زمینه تجارت بعنوان نماینده برای هزینه‌های حمل و نقل در نظر گرفته می‌شود. وجود مرز مشترک متغیر دیگری است که از آن در کارهای تجربی بعنوان نماینده ای که در برگیرنده وضعیت حمل و نقل و هزینه‌های مرتبط با آن است، بکار می‌رود [۱۷].

در مطالعه حاضر متغیر وابسته، مقدار صادرات محصولات لبنی از ایران است و متغیرهای توضیحی به کاربرده شده در مدل: تولید ناخالص داخلی، جمعیت و نرخ ارز کشورهایی که به آن‌ها صادرات صورت می‌گیرد، مسافت پایتخت ایران تا پایتخت کشور iام که منعکس کننده هزینه حمل و نقل است و متغیر مجازی مرز مشترک ارتباط خاکی و آبی بین ایران و کشورها، می‌باشد.

$$\ln(EX_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(\mathrm{GDP}_{it}) + \alpha_2 \ln(\mathrm{EXR}_{it}) + \alpha_3 \ln(\mathrm{POP}_{it}) + \alpha_4 DIS_{ij} + \alpha_5 border \qquad (۳)$$

به منظور برآورد مدل مورد نظر از روش داده‌های ترکیبی استفاده شده است. شکل کلی مدل داده‌های ترکیبی که به مدل اجزائ خطا معروف است، به صورت زیر می‌باشد:

$$Y_{it} = \beta_1 + \sum_{j=2}^{k} \beta_j X_{jit} + \sum_{p=1}^{s} \gamma_p Z_{pi} + \delta_t + \varepsilon_{it} \qquad (۴)$$

در رابطه فوق Y نشان دهنده متغیر وابسته، X متغیرهای توضیحی مشاهده شده و Z نشان دهنده متغیرهای توضیحی غیر قابل مشاهده اثرگذار بر متغیر وابسته برای هر مقطع بوده که برای توضیح بهتر، این دسته از متغیرها از مقادیر اجزاء خطا جدا شده است. نماد i نشان دهنده مقطع‌ها یا واحدهای مشاهده شده، t نشان دهنده دوره زمانی و j و p نشان دهنده تفاوت بین متغیرهای مشاهده نشده و مشاهده شده در مدل است. عبارت ε_{it} نشان دهنده خطای برآورد داده‌های ترکیبی است که تمامی شرایط مربوط به جملات خطا تحت فرضیات گوس-مارکو[1] را داراست [۱۲].

برای تعیین نوع مدل مورد استفاده در داده‌های ترکیبی از آزمون های مختلفی استفاده می‌شود. رایجترین آنها آزمون f برای استفاده از مدل اثر ثابت در مقابل مدل برآوردی داده‌های ترکیب شده، آزمون LM برای استفاده از مدل اثر تصادفی در مقابل مدل POOL و آزمون‌های هاسمن برای استفاده از مدل اثر ثابت در مقابل مدل اثر تصادفی است.

والدریج[2] و بالتاجی[3] آزمون F را بر اساس مجموع مربعات پسماندها ارائه می‌دهند. نتایج این دو آزمون بسیار نزیک به هم خواهد بود و نتایج نهایی برای هر دو آزمون معرفی شده ، از نظر رد یا قبول فرضیه ها یکی است. در این تحقیق، به ترتیبی که در ادامه می‌آید ما از آزمون F ارائه شده توسط والدریج برای بررسی اثرات ثابت فردی استفاده می کنیم؛ ابتدا رگرسیون مقید و رگرسیون با اثرات ثابت تخمین زده می‌شود و با استفاده از مجذورات پسماندها، آماره F محاسبه می‌شود. در صورت برقراری فرضیه صفر، مدل رگرسیونی پانل با پارامترهای برابر و به صورت یک مدل رگرسیونی مرکب تصریح و برآورد می‌گردد، که به آن Pooled گفته می‌شود. در حالی که اگر فرضیه صفر رد شود، مدل یاد شده را پانل می‌نامیم. تابع نمونه ای آزمون را به شکل زیر تعریف می‌کنیم:

[1] .Gauss-Markov
[2] .Wooldrige
[3] .Baltaji

$$F = \frac{\sigma_r^* e_r - \sigma_u^* e_u / (N-1)}{\sigma_u^* e_u / (NT-K-N)} \quad (۵)$$

اگر مقدار محاسبه شده F بر اساس رابطه (۵) از F جدول با درجه آزادی $(N-1)$ و $N(T-1)$ بزرگتر باشد، فرضیه صفر رد و در غیر اینصورت، فرضیه صفر پذیرفته می‌شود [۱۰]. آزمون f لیمر ساختاری مشابه آزمون چاو دارد بنابراین با استفاده از آن می توان بین پولد یا پنل تصمیم گیری نمود.

آزمون هاسمن بر پایه وجود یا عدم وجود ارتباط بین خطای رگرسیون تخمین زده شده و متغیرهای مستقل مدل استوار است. اگر این ارتباط وجود داشت، مدل اثر تصادفی و اگر این ارتباط وجود نداشت، مدل اثر ثابت کاربرد خواهد داشت. اگر مقدار بدست آمده از آزمون هاسمن، بیشتر از مقدار آماره خی-دو با K درجه آزادی باشد، (K تعداد متغیرهای توضیحی است)، مدل اثر ثابت سازگار و کارا و مدل اثر تصادفی ناسازگار خواهند بود. اما اگر مقدار بدست آمده برای آزمون هاسمن کمتر از مقدار آماره خی-دو باشد برآوردگرهای اثرات تصادفی سازگار و کارا، و برآوردگرهای اثرات ثابت سازگار اما ناکارا خواهند بود. چنانچه واریانس اثرات مقطعی در مدل اثر تصادفی ناچیز باشد، می‌توان از روش ترکیب داده‌ها و استفاده از تخمین حداقل مربعات معمولی (pool) برای برآورد روابط بین متغیرها استفاده کرد. بر این اساس برای تعیین مدل اثر تصادفی در مقابل مدل pool، از آزمون LM بریش پاگان[1] استفاده می‌شود. برای محاسبه آماره آزمون از خطای برآورد pool به صورت زیر استفاده می‌شود :

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)}\left[\frac{T^2 \Sigma \bar{e}_{i0}}{\Sigma \Sigma e_{it}^2} - 1\right] \approx x_1^2 \quad (۶)$$

که در رابطه فوق e_{it} خطای برآورد pool و $\bar{e}_{it}$ متوسط خطا در زمان اول است [۱۲].

کاربرد آزمون ریشه واحد داده‌های ترکیبی[2] جهت تضمین صحت و اعتبار نتایج امری ضروری خواهد بود. فرایند خودرگرسیونی مرتبه اول داده‌های ترکیبی به شکل زیر است:

$$X_{it} = \rho_i X_{it-1} + Z_{it}\gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (۷)$$

که i مربوط به مقاطع و t مربوط به زمان است. X_{it} نشان دهنده متغیرهای برونزای مدل است و ρ_i ضرایب جملات خود رگرسیون است. اگر $|\rho_i| < 1$ ، X_i ایستاست و اگر $|\rho_i| = 1$ ، X_i دارای ریشه واحد خواهد بود [۱۱]. از آزمون‌های به کار رفته در این مطالعه آزمون فیلیپس و پرون و هادری است، چنانچه فرض استقلال و هم‌توزیعی جملات خطا رد شود، جداول محاسبه شده توسط دیکی فولر قابل استفاده نمی‌باشد. به این دلیل فیلیپس و پرون آزمون دیکی فولر را برای مدل هایی که در آن ها ضرورتا ε_t به عنوان نوفه سفید شناخته نمی‌شود، تعمیم داده اند و آزمون دیکی فولر تعمیم یافته را ارائه داده اند. اگر جمله ی خطا خودهمبسته باشد، معادله دیکی فولر به صورت زیر تعدیل می شود:

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \alpha y_{t-1} + \alpha^* \sum_{i=1}^{\rho} \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (۸)$$

[1] . Breusch – Pagan LM Teast
[2] . Panel Unit Root Test

که در آن $\Delta y_{t-1} = y_{t-1} - y_{t-2}$ و ... یعنی از جملات تفاضلی با وقفه استفاده می‌شود. تعداد جملات تفاضلی با وقفه (ρ) که باید در مدل لحاظ شود بستگی دارد به این که تا چه تعداد ورود این جملات سبب استقلال سریالی جمله خطا در معادله (۸) می‌شود. تابع آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته نیز مانند آزمون دیکی فولر دارای توزیع مجانبی مشابهی می‌باشد. آماره‌های فیلیپس پرون آماره های t اصلاح شده دیکی فولر هستند. مقادیر بحرانی این آزمون دقیقا همانند مقادیر بحرانی آماره های دیکی فولر می باشد [۱۳].

هادری درسال ۲۰۰۰ آزمونی را پایه‌گذاری کرده است که به آزمون ضریب لاگرانژ (LM) براساس باقیمانده‌ها معروف است. در این آزمون فرضیه صفر بیانگر عدم وجود ریشه واحد در هر یک از سری‌های زمانی داده‌های پانلی و فرضیه مخالف نشانگر وجود ریشه واحد در داده‌های پانلی می‌باشد. آزمون هادری همان آزمون KPSS[1] می‌باشد که از سریهای زمانی به داده‌های پانلی تعمیم‌یافته است [۱۸]. آماره LM را می‌توان برای آزمون فرضیه H_0 بصورت زیر محاسبه کرد :

$$LM = \frac{1}{N}\left(\sum_{i=1}^{N}\frac{1}{T^2}\sum_{i=1}^{n}S_{it}^2\right)/\sigma_\varepsilon^2 \qquad (۹)$$

خود همبستگی مشکل مربوط به داده‌های سری زمانی و ناهمسانی واریانس مشکل خاص داده‌های مقطعی است که این مشکلات در داده‌های تلفیقی پیچیده‌تر می‌شوند. در یک تقسیم بندی کلی می‌توان گفت هنگامی که سری زمانی مورد مطالعه طولانی و واحدهای مقطعی محدود باشد، بایستی به وجود مشکل خودهمبستگی بیشتر توجه داشت. در این مطالعه از آنجا که سری زمانی دوره مورد بررسی کوتاه است و نیز کشورهای زیادی در هر سال مورد نظر هستند انجام آزمون برای اطیمنان از عدم وجود ناهمسانی واریانس الزامی است. برای آزمون وجود ناهمسانی واریانس بین گروهی آماره‌هایی ارائه شده است که از جمله آن، آزمون ضریب لاگرانژ (LM) است [۲]. این آماره پس از انجام OLS کلی روی مدل مورد نظر، با استفاده از داده‌های تلفیقی قابل محاسبه خواهد بود.

$$LM = \frac{T}{2}\sum_{i}^{N}\left(\frac{S_i^2}{S^2}-1\right)\wedge 2 \square X_{(n)}^2 \qquad (۱۰)$$

اگر مقدار آماره محاسباتی از مقدار بحرانی جدول بزرگتر باشد، ناهمسانی بین گروهی بین واحدهای مقطعی تأیید می‌شود که برای رفع ناهمسانی واریانس نیز روش‌های مختلفی ارائه شده است. در حالت وجود ناهمسانی واریانس بین گروهی، روش GLS از جمله روش‌های کارا برای برآورد مدل مورد نظر خواهد بود [۲]. جهت برآورد نیز روش‌های مختلفی همچون روش اثرات ثابت و روش اثرات تصادفی وجود دارد که بر حسب مورد، کاربرد خواهند داشت [۲].

۳- نتایج و بحث

قبل از تخمین مدل‌های داده‌های ترکیبی مانند مدل‌های سری زمانی لازم است ایستایی متغیرها مورد بررسی قرار گرفته و در صورت لزوم جهت حذف اثرات روند تصادفی از داده‌ها اقدام گردد. آماره داده‌های ترکیبی یک آزمون یک طرفه است که در آن ارزش‌های بزرگ و مثبت فرضیه صفر مبنی بر عدم هم‌انباشتگی را رد می‌کند اما سایر آماره‌ها در

[1] .Kwiatkowski,Phillips & Shin

ارزش‌های بزرگ منفی فرضیه صفر مبنی بر عدم هم انباشتگی را رد می‌کنند. نتایج آزمون ایستایی متغیرها به تفکیک در جدول (۱) آمده است.

جدول (۱) : *نتایج آزمون ایستایی فیشر-فیلیپس متغیرها*

آزمونها / متغیرها	صادرات	تولید ناخالص داخلی	نرخ ارز	جمعیت	مسافت	مرز مشترک
فیشر-فیلیپس پرون	۹۵/۷۵	۳۱/۰۹	۶۱/۹۷	۱۴۸/۸۶	-	-
p-value	۰/۰۰۰۰	۰/۹۵۴۶	۰/۰۵۷۹	۰/۰۰۰۰	-	-

مآخذ:یافته های تحقیق(خروجی نرم افزار)

آزمون سامری، لوین لین چو، بریتونگ، فیشر-دیکی فولر و همچنین ایم شین و پسران به دلیل تعداد مشاهدات امکان پذیر نمی‌باشد. همچنین آزمون فیشر-فیلیپس پرون برای دو متغیر مسافت و مرز مشترک نیز به همین دلیل امکانپذیر نیست. در این آزمونها فرضیه صفر بیانگر عدم وجود ریشه واحد در هر یک از سری‌های زمانی داده‌های پانلی و فرضیه مخالف نشانگر وجود ریشه واحد در داده‌های پانلی می‌باشد. در آزمون فیشر-فیلیپس پرون $|\rho_i| \prec 1$ ، بنابراین می توان نتیجه گرفت که متغییرها ایستا هستند.

جدول (۲) : *نتایج آزمون ایستایی هادری متغیرها*

متغییرها	مقدار LM	آماره Z هادری	آماره سازگار Z هادری	مقدار احتمال
EX	۰/۲۵۶۹	۴۳/۰۳	۴۶/۴۷	۰/۰۰۰۰
GDP	۰/۵۰۰۰	۴۹/۴۱	۴۸/۵۳	۰/۰۰۰۰
EXR	/۲۱۳۸	۳۷/۵۲	۴۵/۴۴	۰/۰۰۰۰
POP	۰/۵۰۰۰	۴۹/۷۳	۴۸/۳۰	۰/۰۰۰۰
DIS	۰/۸۹۱۹	۷۶/۵۷	۷۹/۳۵	۰/۰۰۰۰
BORDER	۰/۷۹۶۹	۶۰/۵۳	۶۰/۵۳	۰/۰۰۰۰

مآخذ:یافته های تحقیق(خروجی نرم افزار)

مقدار آماره LM برای تمامی متغیرها از دو مقدار آماره Z مربوط به آزمون هادری کمتر می‌باشند و لذا تمامی متغیرها در سطح (منظور از سطح، همان سری زمانی اصلی بدون تفاضل گیری است) مانا می‌باشند و فرضیه صفر مبنی بر وجود ریشه واحد را می‌توان رد کرد.

از آزمونهای دیگری که برای داده‌های ترکیبی به کار می‌رود آزمونهای ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی می باشد.در این مطالعه با توجه به اینکه سری زمانی دوره مورد بررسی کوتاه و تعداد مقاطع مورد بررسی نسبتا زیاد است انجام آزمون ناهمسانی واریانس الزامی است. در جدول زیر نتایج آزمون ناهسانی واریانس آمده است و علاوه بر آن آزمون خودهمبستگی نیز برای اطمینان از عدم وجود خودهمبستگی انجام شد و در جدول زیر آورده شده است.

جدول (۳) : *نتایج آزمون ناهمسانی واریانس و خود همبستگی متغیرها*

آزمونها	آماره	احتمال
آزمون واریانس ناهمسانی بین گروهی (والد تعدیل شده) آماره کای دو	۳,۴۴	۰/۴۸۸۰
آزمون خودهبستگی (آزمون وولدریج) آماره F	۰/۳۷۹	۰/۴۵۴۶

مآخذ:یافته های تحقیق(خروجی نرم افزار)

نتایج آزمون واریانس ناهمسانی و خودهمبستگی برای مدل پانل استفاده شده درجدول شماره (۳) نشان داده شده است. در آزمون والد تعدیل شده نتایج بدست آمده قویا دلالت بر پذیرش فرضیه صفر و واریانس همسانی در مدل پانل تصریح شده دارد. به عبارتی، نتیجه آزمون والد تعدیل شده حاکی از عدم وجود واریانس ناهمسانی بین واحدهای مقطعی (کشورها) است. همچنین در آزمون وولدریج نتایج بدست آمده از این آزمون نشان‌دهنده پذیرش فرضیه صفر و حاکی از عدم وجود خود همبستگی می‌باشد.

همانطور که گفته شد آزمون f لیمر ساختاری مشابه آزمون چاو دارد بنابراین با استفاده از آن می توان بین پولد یا پنل تصمیم گیری نمود. برای بررسی داده‌ها و اینکه قابلیت تلفیق شدن دارند یا خیر از آزمون f لیمر استفاده شد. این آزمون به طورمجزا برای مقاطع و دوره‌های زمانی محاسبه شده است.

آزمون قابلیت تلفیق شدن در دوره‌های زمانی: آزمون F لیمر را برای تعیین قابلیت تلفیق شدن انجام شد و نتایج آن در جدول آورده شده است.

جدول (۴) : *نتایج آزمون قابلیت تلفیق شدن در دوره های زمانی(نتایج آزمون F)*

فرض صفر : Pooled بودن مدل	مقدارآماره F	معنی داری
مدل جاذبه محصولات لبنی	۱۶/۱۹	رد فرضیه صفر

مآخذ:یافته های تحقیق(خروجی نرم افزار)

بر اساس نتایج به دست آمده از جدول بالا، مقدار آماره F محاسبه شده معنی‌دار می باشد. بنابراین فرض صفر مبنی بر Pooled بودن مدل به نفع پانل بودن رد می‌گردد. به بیان ساده تر تائید داده‌های ترکیبی (Panel) در برابر داده های تلفیقی (pool). بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که هر کشور دارای عرض از مبدا خاص خود می‌باشد و در نظر گرفتن فقط یک عرض از مبدا برای تمامی کشورهای مورد مطالعه مناسب نمی‌باشد.

آزمون قابلیت تلفیق شدن در مقاطع: آزمون F لیمر برای کشورهای مورد استفاده در تابع تقاضای محصولات لبنی ایران به دلیل ثابت بودن تعداد داده ها دو متغیر مسافت و مرز مشترک امکان انجام برآورد اثرات ثابت فردی نمی‌باشد و نمی‌توان آزمون F لیمر را به دلیل ماهیت داده‌ها برای اثرات فردی انجام داد. با توجه به نتایج آزمون F دوره زمانی می توان رد قابلیت تلفیق شدن داده‌ها و تایید پانل بودن را نتیجه گرفت.

در ادامه با توجه به برتری مدل اثرات ثابت و اثرات تصادفی نسبت به مدل حداقل مربعات معمولی تجمیعی، از آزمون LM می‌توان تصادفی بودن این اثرات را در مقابل Pooled بودن اثرات، بر اساس آزمون LM معرفی شده توسط بروش و پاگان بررسی کرد؛ این آزمون براساس پسماندهای حاصل از مدل مقید قرار دارد. فرض صفر مبنی بر Pooled بودن مدل پانل، به نفع تصادفی بودن اثرات فردی رد می‌گردد.

جدول(۵) : *نتایج حاصل از آزمون LM*

فرض صفر ؛ Pooled بودن مدل	احتمال	آماره کای دو	معنی داری
مدل جاذبه	۰/۰۰۰۰	۸۳/۳۱	رد فرضیه صفر

مآخذ:یافته های تحقیق(خروجی نرم افزار)

نتایج آزمون LM یا بروش پاگان که در جدول(۵) آمده است قویا فرض صفر مبنی بر مقید بودن مدل را رد نموده و نشان می‌دهند که مدل اثر تصادفی به مدل مبنی بر pooled بودن داده‌ها ارجحیت دارد.

از آزمون هاسمن به منظور انتخاب بین دو مدل مورد نظر استفاده شد. فرض صفر آزمون هاسمن مبنی بر تصادفی بودن اثرات فردی است. اگر مقدار آماره محاسبه شده در ناحیه بحرانی واقع شود، فرض تصادفی بودن اثرات به نفع ثابت بودن اثرات فردی رد می‌شود. نتایج آزمون در جدول (۶) آورده شده است. به صورت نظری فرضیه صفر مبنی بر استفاده از اثر تصادفی تایید نمی‌شود (رد می‌شود)، و درنتیجه باید به برآورد مدل به روش اثر ثابت برای این گروه از کشورها پرداخته شود.

جدول (۶) : *نتایج ازمون هاسمن برای انتخاب نوع مدل*

آزمون هاسمن	Chi-Sq.Statistic	Chi-Sq.d.f	Prob
مدل جاذبه	۱۶/۲۷	۳	۰/۰۰۱۰

مآخذ:یافته های تحقیق(خروجی نرم افزار)

ابتدا به تعیین اثرات ثابت پرداخته می‌شود. همان طور که قبلا بیان شد به دلیل ثابت بودن تعداد داده‌ها دو متغیر مسافت و مرز مشترک امکان انجام برآورد اثرات ثابت فردی نمی‌باشد و فقط اثرات زمانی برای آزمون Fلیمر انجام شد و فرض اثرات ثابت را تایید کرد. با توجه به ماهیت داده‌ها در آزمون هاسمن نیز دو متغیر ذکر شده مقداری ذکر نشده است. هر چند که آزمون هاسمن نشان دهنده برتری مدل با اثرات ثابت نسبت به تصادفی است اما وجود متغیرهای ثابت مثل داشتن مرز مشترک مانع از تخمین مدل به صورت اثرات ثابت می‌شود و ناچارا باید مدل به صورت اثرات تصادفی تخمین زده شود در نرم افزارهای مورد استفاده معمول نیز روشی برای رفع این مشکل ارائه نشده است. با استفاده از داده‌های جمع آوری شده، مدل جاذبه صادرات محصولات لبنی ایران برآورد شد و نتایج این برآورد در جدول (۷) آمده است.

جدول (۷) : *نتایج برآورد مدل جاذبه*

متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره t	احتمال
عرض از مبدا	۱۱/۴۹	۷۱/۵۸	۱/۵۱	۰/۱۳۲۳
تولید ناخالص داخلی	-۱/۱۱	۰/۳۷	-۲/۹۶	۰/۰۰۳۷
نرخ ارز	۰/۸۲۶	۰/۲۴	۳/۴۰	۰/۰۰۰۹
جمعیت	۱/۷۶	۰/۴۵	۳/۸۸	۰/۰۰۰۲
مسافت	-۱/۲۶E-۰۶	۵/۵۷E-۰۶	-۰/۲۲	۰/۸۲۱۰
مرز مشترک	۴/۳۱	۱/۰۲	۴/۲۱	۰/۰۰۰۱
R-squared	۰/۴۸			

مآخذ:یافته های تحقیق(خروجی نرم افزار)

مقدار R^2 به دست آمده برابر ۴۸ درصد می‌باشد که نشان می‌دهد ۴۸ درصد از تغییرات میزان صادرات محصولات لبنی توسط مدل توضیح داده شده است. با توجه به آماره‌های t متغیرهای مورد بررسی، متغیرها در سطوح معنی‌داری متفاوت، معنی دار شده‌اند. (ولی ضریب مسافت معنی دار نیست).

نتایج نشان داد که با یک درصد افزایش در تولید ناخالص داخلی کشورهای وارد کننده محصولات لبنی ایران، میزان واردات توسط این کشورها در حدود ۱,۱۱ درصد کاهش می‌یابد و با افزایش یک درصدی جمعیت کشورها میزان واردات محصولات لبنی ایران در کشورهای مورد نظر به میزان ۱,۷۶ درصد افزایش پیدا می‌کند. همچنین ضریب متغیر مسافت منفی بدست آمده است هرچند در سطح قابل قبولی معنی‌دار نشده است. مرز مشترک تاثیر معناداری بر روی میزان واردات محصولات لبنی توسط کشورها دارد. متغیر نرخ ارز بر حسب ریال است و تاثیر معنا داری بر روی صادرات دارد و با توجه به نتایج جدول با افزایش یک درصد در نرخ ارز میزان صادرات ۰,۸۲۶ درصد افزایش می‌یابد.نتایج نشان داد

که تولید ناخالص داخلی و نرخ ارز در تعیین حجم صادرات این محصول نقش تعیین‌کننده‌ای داشته است. بنابراین تجارت محصولات لبنی ایران نسبت به مرز مشترک بسیار حساس است. همچنین هر چه فاصله جغرافیایی بین دو کشور افزایش یابد حجم روابط تجاری بین آنها کاهش می‌یابد .وجود مرز مشترک با شرکای تجاری با کاهش هزینه حمل و نقل منجر به افزایش صادرات محصولات لبنی می‌گردد و با افزایش جمعیت با توجه به حساسیتی تجارت نسبت به این متغیر صادرات افزایش می‌یابد.

۴- نتیجه‌گیری و پیشنهادها

در این مقاله عوامل موثر بر صادرات مواد لبنی در چاچوب مدل جاذبه بررسی شد. این عوامل شامل تولید ناخالص داخلی کشورهای هدف صادراتی، نرخ ارز، جمعیت، فاصله جغرافیایی و داشتن یا نداشتن مرز مشترک کشور هدف با ایران است. نتایج نشان می‌دهد که هرچند باید با افزایش درآمد و محصول هر کشور، میزان تقاضای آن کشور برای واردات کالا و خدمات از کشور مقابل طبق تئوری افزایش می‌یابد و باید ضریب این متغیر در مدل مثبت باشد اما همانطور که در جدول (۷) دیده می‌شود ضریب متغیر تولید ناخالص داخلی کشورها منفی شده است که می‌تواند نشان دهنده‌ی این باشد که احتمالا در سال‌ها مورد مطالعه با افزایش درآمد کشورهای بازار هدف واردات بیشتری از کشورهای رقیب ایران در بازار محصولات لبنی انجام شده است.

نتایج نشان می‌دهد که هر چه کشور واردکننده، جمعیت بیشتری داشته باشد (برای برطرف کردن نیازهای جمعیت) واردات بیشتری انجام می‌دهد و ضریب این متغیر برای جمعیت کشور واردکننده مثبت و معنادار است و با افزایش جمعیت کشورهای هدف تقاضای وارداتی نیز برای محصولات لبنی افزایش می‌یابد. افزایش نرخ ارز باعث می‌شود که کشور صادرکننده صادرات بیشتری داشته باشد. ضریب نرخ ارز در مدل جاذبه مثبت و معنادار است یعنی با افزایش نرخ ارز صادرات محصولات لبنی به کشورهای هدف صادراتی افزایش می‌یابد. لذا در نظر گرفتن رژیم ارزی مناسب در سیاست‌های پولی مالی می‌تواند در تقویت صادرات محصولات لبنی اثر مناسبی داشته باشد. مسافت فیزیکی بین کشورها به عنوان جایگزینی برای هزینه های حمل و نقل در نظر گرفته شده است. ضریب متغیر مسافت مدل تخمین زده شده معنادار نیست و مسافت عامل مهم و موثری بر صادرات محصولات لبنی تشخیص داده نشد. مرز مشترک به عنوان یک متغیر مجازی وارد مدل شده است، و ضریب این متغیر، مثبت و معنی‌دار شده است. داشتن مرز مشترک با کشور هدف صادراتی، دارای اثر مثبت و معنی‌داری بر روی صادرات محصولات لبنی دارد.

با توجه به مجموع نتایج حاصل از مدل‌های مورد استفاده در مطالعه حاضر و چالش پیش رو می‌توان در راستای بهبود صادرات و نیز ظرفیت های صادراتی محصولات لبنی ایران پیشنهادات زیر را مطرح نمود:

۱. بین متغیر مرز مشترک و میزان محصولات لبنی صادراتی ایران در مدل جاذبه رابطه مثبت می‌باشد که نشان دهنده‌ی این است تمرکز بر روی کشورهای همسایه که متقاضی محصولات لبنی ایران هستند از اهمیت بالایی برخوردار است. پیشنهاد می‌شود که با بازاریابی و تبلیغات مناسب محصولات لبنی ایران در کشورهای مجاور، حجم بیشتری ازمحصولات لبنی ایران به این گروه از کشورها صادر شود.

۲. دولت می‌تواند با تغییر سیاست کنترل و تثبیت نرخ ارز به سمت سیاست نرخ ارز شناور انگیزه صادرکنندگان محصولات کشاورزی از جمله محصولات لبنی سبب کسب درآمد ارزی بیشتر شود.

۳. با توجه به اینکه ضریب متغییر مسافت منفی است و معنی‌دار نشده است ولی برای کاهش هزینه‌های حمل و نقل و بدست آوردن بازارهای هدف در فراسوی مرزها، تقویت زیرساخت‌های حمل و نقل بین المللی جهت جبران این اثر منفی با توجه به وابستگی منفی میان صادرات و واردات با فاصله جغرافیایی کشورها امری ضروری است.

۵- منابع فارسی

[۱]اردکانی،م. (۱۳۸۷). ارزیابی گسترش اتحادیه تجاری اکو. پژوهشهای اقتصادی، شماره ۱: ۱۷۹ تا ۲۰۲.

[۲]بی‌ریا،س. و جبل عاملی،ف. (۱۳۸۵).عوامل مؤثر بر صادرات پسته، زعفران، خرما در سبد کالاهای صادرات غیرنفتی ایران (۱۳۷۰-۱۳۸۰). اقتصاد کشاورزی و توسعه، سال چهاردهم،۵۴.

[۳]بیگدلی،م، غلامی،ا، طهماسبی بلداجی،ف. (۱۳۹۲). بررسی اثر تحریم‌های اقتصادی بر تجارت ایران: کاربردی از مدل جاذبه. فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی (رویکرد اسلامی_ایرانی)، سال سیزدهم، شماره ۴۸، ص:۱۱۹-۱۰۹.

[۴]پاسبان،ف. (۱۳۸۴). بررسی عوامل موثر بر صادرات زعفران ایران. فصلنامه پژوهشهای اقتصادی، شماره دوم.

[۵]جهانگیری،ا. (۱۳۹۳). دولت به بخش خصوصی باور دارد و این یک تعارف نیست. پایگاه اطلاع رسانی دولت، کد خبر:۲۳۷۱۱۸.

[۶]حسینی،س، عرفانیان،ز. (۱۳۸۷). خود عوامل موثر بر تقاضا شیر و فرآورده های لبنی با تاکید بر تبلیغات بر روی سازمان صنایع شیر ایران، تحقیقات اقتصاد و توسعه کشاورزی ایران(علوم کشاورزی ایران): شماره۳۹: ۱تا۹.

[۷]حسینی نسب،ا، متقی،س، متقی،ا، فتحی،ی. (۱۳۸۹). مطالعه ایجاد انحراف تجارت در سازمان های تجاری منتخب منطقه ای آسیا. فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی،۵۷: ۱۵۵ تا ۱۸۲.

[۸]حنیف پور،م. (۱۳۹۳). رشد ۴۰ درصدی ارزش صادرات محصولات لبنی در سال ۹۲. جشنواره تحقیق و توسعه صنایع شیر ایران، خبرگذاری جمهوری اسلامی ایران. کد خبر: ۸۱۱۹۵۲۶۶ (۴۰۶۳۰۴۰).

[۹]خبرنگار خبرگزاری دانشجویان ایران (ایسنا). (۱۳۹۳). بزرگ‌ترین مشتری مواد غذایی صادراتی ایران کیست. حوزه اقتصادی-کشاورزی و دامپروری، کد خبر:۹۳۰۵۱۳۰۵۵۰۰.

[۱۰]خدیوی،ح. (۱۳۹۱). بررسی مقایسه‌ای ارتباط درجه باز بودن تجاری و رشد اقتصادی در کشورهای OECD وoic. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه سیستان و بلوچستان.

[۱۱]رنجبر،ه. محمدی،م. ایرانمنش،م. و حاتمی، یحیی. (۱۳۹۲). بررسی اثر متنوع سازی صادرات بر رشد اقتصادی در منطقه خاورمیانه و شمال آفریقا, اولین همایش الکترونیکی ملی چشم انداز اقتصاد ایران.

[۱۲]زراء نژاد،م. و انواری،ا، (۱۳۸۵). کاربرد داده‌های ترکیبی در روش تحلیل رگرسیون در علوم مختلف (با تاکید بر علوم اقتصادی ، اجتماعی). اولین همایش بین المللی روش های تحقیق در علوم، فنون و مهندسی.

[۱۳]قنبری،ع. و رسولی،ا. (۱۳۹۱). کتاب اقتصاد سنجی. نشر چالش

[۱۴]معاونت کمکهای تجاری. (۱۳۹۳). گزارش تحلیل صادرات کالاهای غیر نفتی کشور طی سال ۱۳۹۲. دفتر توسعه صادرات کالا.

[۱۵]محمدی،ح، بهرامی نسب،م. (۱۳۹۲). ارزیابی عوامل مؤثر بر عرضه و تقاضای صادرات پسته ایران (رهیافت خودتوضیح برداری VAR)، اقتصاد کشاورزی، جلد ۷، شماره‌ی ۴، ص: ۲۳-۴۲.

[۱۶]نجفی علمدارلو،و، مرتضوی،ا، شمشادی،ک. (۱۳۹۱). عوامل موثر بر صادرات محصولات کشاورزی در کشورهای حوزه اکو. فصلنامه مدلسازی اقتصادی. سال ششم. شماره۳.ص:۵۹-۷۲.

[۱۷]هوشمند،م. مهدوی عادلی،م. و الاهی،س. (۱۳۸۵). تاثیر زیر ساخت های حمل و نقل زمینی بر حجم تجارت بین المناطق ایران با کشورهای اکو. پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴۱: ۱۲۵ تا ۱۵۰.

منابع انگلیسی

[18] Baltaji B. (2005), Economics Analysis of Panel Data. John Wiley and Sons, ltd, Third Edition.

[19] Fountas,S. and D. Berdin. (1998), Exchange rate volatility and exports: The case of Irland. Applied Economics Letters, 5: 301-304.

[20] Shigeyuki, Hamori and Yoichi, Matsubayashi. (2009), Empirical Analysis of Export Demand. Behavior of LDCs: Panel Cointegration Approach. Published in: Economics Bulletin , Vol. 29, No. 3 (August 2009): pp. 1996-2005.

[21] Sologa,I. and L.A,Winters. (1999), Regional in 1990s:What Effect on Trade? Development Research Group of.

[22] Yoganandan.G & Jaganathan A.T. Saravanan. R. SenthilKumar.V. (2013), Factors actors affecting the export performance of textile industry in developing countries-A review of literature. Iracst- International Journal of Commerce, Business and Management (IJCBM), ISSN: 2319–2828Vol. 2, No.4.