

بررسی اقتصادی صادرات مرکبات ایران

مهندس عباس عبدالشاهی - دکتر جواد ترکمانی

به ترتیب دانشجوی دکترای اقتصاد کشاورزی دانشگاه شیراز و
دانشیار و رئیس بخش اقتصاد کشاورزی، دانشگاه شیراز

چکیده:

خارج شدن از اقتصاد تک محصولی و وارد شدن در بازار جهانی برای داشتن رشد اقتصادی مستمر، امروزه از شعارهای اصلی اکثر دولتها به ویژه دولت جمهوری اسلامی است. در این رابطه، کشاورزی یکی از منابع مهم تأمین ارز مورد نیاز برای رشد اقتصادی است. در بین محصولات کشاورزی محصولات باگی، با وجود پتانسیل قابل توجه آن حجم کمی از صادرات را تشکیل می‌دهد. بنابراین برای بهبود وضعیت تولید و صادرات این محصولات لازم است مطالعاتی انجام گیرد. هدف از این مطالعه بررسی عوامل مؤثر بر صادرات مرکبات و تعیین وجود یا عدم وجود ناپایداری در درآمد آن و همچنین تعیین تخصص یا تنوع در تولید یا صادرات انواع مرکبات است. آمار و اطلاعات لازم برای بررسی وضعیت صادرات بصورت سری زمانی (۱۳۷۶-۱۳۶۰) و از مرکز تحقیقات گمرک، وزارت بازرگانی، وزارت کشاورزی، بانک مرکزی و سایر سازمانهای مربوطه جمع آوری شده است. برای بررسی تأثیر عوامل مختلف بر روی تابع عرضه صادرات مرکبات از توابعی به فرم خطی و لگاریتم خطی استفاده شده است. برای بررسی وجود یا عدم وجود ناپایداری در درآمد صادراتی مرکبات و همچنین علت این ناپایداری از تابع لگاریتم خطی ارزش صادرات و متغیر روند زمانی و همچنین تحلیل واریانس و کواریانس استفاده شده است. تعیین تخصص یا تنوع در صادرات انواع مرکبات با استفاده از شاخص هرفیندال انجام گرفت. پس از بررسی فاکتورهایی مانند ایستایی یا ناایستایی، همگرایی، خود همبستگی و... نتایج حاصل نشان داد که متغیرهای تولید داخلی و شاخص بهای عمده فروشی کالاهای به ترتیب تأثیر مثبت و منفی بر صادرات لیموشیرین داشته‌اند. قیمت صادراتی، تولید داخلی، نرخ ارز و تولید ناخالص ملی با تأثیر مثبت در تابع صادرات پرتفعال معنی دار شدند. و در تابع صادرات مرکبات، به طور کلی متغیرهای تولید داخلی، قیمت صادراتی، تولید ناخالص ملی و نرخ ارز با تأثیر مثبت معنی دار گردیدند. ناپایداری در درآمد صادراتی حاصل از لیموشیرین، پرتفعال و کل مرکبات وجود دارد و عامل این ناپایداری در صادرات لیموشیرین عرضه، و در صادرات پرتفعال و کل مرکبات تقاضای این محصولات بوده است. شاخص هرفیندال نشان داد که به مرور زمان صادرات به سمت تخصصی شدن حرکت کرده است اما تولید به سمت تنوع در نوسان بوده است.

مقدمه:

قدمت استفاده از میوه درختان مرکبات را در جهان به طور دقیق نمی‌توان تعیین کرد ولی، از مطالعه تاریخ ملل قدیم می‌توان نتیجه گرفت که در جنوب چین و هندوچین خصوصاً ویتنام جنوبی پرورش مرکبات احتمالاً از ۲۴۰۰ سال قبل از میلاد مسیح شروع شده است. گونه‌های اقتصادی مرکبات عبارت از پرتقال، نارنگی، گریپفروت، لیمو و لایم است (۲). طبق آمار سازمان خواربار و کشاورزی ملل متحد (فانو) در سال ۱۹۹۵ میزان تولید محصول مرکبات جهان بالغ بر ۸۹۴۴۵ هزار تن بوده است، و کشور بزریل با تولیدی معادل ۲۰۱۶۳ هزار تن مقام اول را در بین تولیدکنندگان مرکبات دارد است. در ایران سطح زیر کشت باغات مرکبات در سال ۱۳۷۵، معادل ۲۲۲ هزار هکتار بوده است که از این مقدار ۲۰۲ هزار هکتار آن به درختان بارور و بقیه به نهال مربوط می‌شود. میزان تولید مرکبات در دوره فوق ۳۱۶۸ هزار تن است که ۴۰ درصد آن از استان مازندران، ۲۴/۵ درصد آن از استان فارس، و ۱۳/۶ آن از منطقه کهنه‌ج و جیرفت بدست آمده است. عملکرد متوسط مرکبات در کشور ۱۵/۷ تن در هکتار است که به غیر از استان مازندران که از تولید ۱۶۴۹۳ تن در هکتار برخوردار است سایر استانها عملکردی کمتر از متوسط کل کشور داشته‌اند (۴).

در قالب تئوریهای رشد و توسعه اقتصادی، صادرات نقش مهمی در فرآیند رشد اقتصادی ایفا می‌کند. در این راستا، صاحب‌نظران علوم اقتصادی از دیدگاه‌های مختلف موضوع را مورد بررسی قرار داده‌اند. گروهی به صادرات به عنوان نیروی محركه رشد نظر افکنده و در قالب استراتژی تجاری توسعه صادرات معتقد‌ند که پیشرفت اقتصادی از طریق توسعه صادرات، منافع فزاینده‌ای را در قالب صنعتی شدن کشور به همراه دارد. توسعه صادرات را از جنبه جانشینی کالاهای ساخته شده برای کالاهای سنتی و اولیه پیشنهاد می‌کنند. این دسته از داشتمدان توسعه معتقد‌ند که، استراتژیهای توسعه صادرات بر استراتژی جانشینی واردات مزیت دارد و دلیل آن را بدین شکل مطرح می‌کنند که هزینه منابع داخلی^۱ (D.R.C) برای بدست آوردن یک واحد ارز خارجی از طریق صدور کالا، همواره نسبت به منابع داخلی جهت

1. Domestic Resource Cost

پس انداز کردن یک واحد ارز خارجی از طریق جانشینی واردات کمتر است، و دلیل آن را نرخهای بالای سیاستهای حمایتی در استراتژی جاشینی واردات ذکر می‌نمایند^(۵).

امروزه بازارگانی بین‌المللی محصولات کشاورزی با توجه به شرایط رقابتی، فصلی‌بودن و مشکلات خاص مربوط به نگهداری و انبار کردن، حمل و نقل و بسته‌بندی کالا و.... از چنان حساسیتی برخوردار شده است که شرکتهای فراملینی تجاری و تولیدی همه امکانات خود را به کار می‌گیرند تا موجبات تسلط بر بازارگانی و بازار جهانی این محصولات را فراهم آورند. یکی از مباحث سیاستهای کلان توسعه و رشد، مبحث افزایش توان صادراتی کالاهای غیر نفتی است. اکنون این عقیده همگانی پذیرفته شده است که ایران بیش از این نمی‌تواند به صدور نفت منکری باشد و باید از طریق صدور کالاهای غیر نفتی ارز مورد نیاز برای توسعه اقتصادی را فراهم نماید^(۶).

در بین محصولات کشاورزی، صادرات محصولات باعی بسیار کم است. مرکبات در حال حاضر، با این‌که بیشترین حجم تولید را در بین محصولات باعی داراست، اما، تنها ۳٪ از آن صادر می‌شود^(۶). لذا این مطالعه به بررسی وضعیت صادرات مرکبات می‌پردازد. بدین منظور ابتدا صادرات پرتقال و لیمو شیرین مورد بررسی قرار می‌گیرد. تولید محصولات پرتقال، نارنگی و لیمو شیرین ۸۷ درصد میزان تولید و به همین نسبت صادرات مرکبات را تشکیل می‌دهد بتایراین، از مجموع صادرات این سه محصول به عنوان شاخصی از کل صادرات مرکبات استفاده می‌شود. برای تجزیه و تحلیل صادرات مرکبات ابتدا تابع عرضه صادرات، با توجه به متغیرهای مستقل مؤثر بر صادرات آن تخمین زده می‌شود. سپس، درصد ناپایداری در درآمد حاصل از صادرات مورد بررسی قرار می‌گیرد. پس از آن عامل این ناپایداری مشخص می‌شود. در نهایت، تخصص یا تنوع در بین انواع مرکبات در سالهای مختلف مورد مطالعه قرار می‌گیرد.

مطالعات انجام شده در زمینه صادرات:

موری (۱۴)، ناپایداری در قیمت و مقدار صادرات و اهمیت نسبی نوسانات عرضه و تقاضا در تعیین ناپایداری درآمدهای صادراتی را مورد مطالعه قرار داده است. اطلاعات لازم بصورت سری زمانی و مربوط به سالهای ۱۹۵۲-۷۱ بوده است. نتایج نشان داده است که ناپایداری در قیمت و مقدار در کشورهای در حال توسعه بیشتر از کشورهای توسعه یافته باعث ناپایداری در درآمد حاصل از صادرات شده است. و اثر تغییرات مقدار صادرات در این ناپایداری در هر دو گروه کشورها بیشتر از تغییرات قیمت بوده است.

هانسون (۱۲)، ناپایداری در درآمد حاصل از صادرات قبل از جنگ جهانی دوم را مورد بررسی قرار داده است. آمار و اطلاعات مربوط به هفت کشور توسعه یافته و ده کشور در حال توسعه در فاصله سالهای ۱۹۲۰ تا ۱۹۳۰ بوده است. محقق نتیجه میگیرد که در کشورهای در حال توسعه این نوسان وجود دارد و عامل اصلی این نوسان مقدار صادرات بوده است. به باور او این ناپایداری منشأ داخلی داشته و به عوامل خارجی وابسته نمیباشد.

اسلام و سابرآمانیان (۱۳)، صادرات کشاورزی در کشورهای در حال توسعه را مورد بررسی قرار داده‌اند. آنها کششهای قیمتی و درآمدی تقاضا و عرضه صادرات را تخمین زده‌اند. آمار و اطلاعات مربوط به فاصله سالهای ۱۹۶۲-۸۳ برای صادرات تمامی محصولات کشاورزی در برخی از کشورهای در حال توسعه بوده است. نتایج نشان داده است که در تابع تقاضای صادرات کشش درآمدی معادل ۵۶٪ بدست آمده است اما متغیر قیمت معنی دار نیست. در تابع عرضه صادرات متغیر روند دارای اثر معنی‌داری است و متغیرهای شوک عرضه، شوک تقاضا و قیمت‌های نسبی هم دارای علائم مورد انتظارند.

داس (۹)، صادرات قهوه در هند را مورد بررسی قرار داده است. اهداف این مطالعه عبارتند از تعیین فاکتورهای موثر بر صادرات قهوه، اندازه‌گیری میزان رشد صادرات قهوه و عوامل موثر بر این رشد. اطلاعات مورد نیاز مربوط به سالهای ۱۹۷۲-۸۶ بوده است. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داده است که تولید داخلی تاثیر مثبت و معنی‌داری بر صادرات این محصول داشته است. اما افزایش قیمت واقعی صادرات و درآمد خالص ملی سرانه باعث کاهش میزان صادرات قهوه در هند در دوره مورد بررسی شده‌اند.

نارایانان و ردی (۱۵)، رفتار تابع عرضه خالص صادرات برای چند کالای مشخص را مورد بررسی قرار داده‌اند. هدف از این مطالعه بررسی صادرات هند از سال ۱۹۶۰ بوده است. داده‌های مورد نیاز مربوط به ۲۶ سال است که از سازمان FAO گرفته شده است. نتایج مطالعه نشان داده است که کشور هند هنوز به جای تشویق صادرات یک کشور با سیاست جایگزینی واردات است. نتایج همچنین حاکی از آن است که فاکتورهای داخلی مثل تولید و قیمت داخلی نقش مهمی را در توضیح تغییرات صادرات بر عهده دارند.

پال (۱۶)، عوامل موثر بر عرضه صادرات و همچنین عواملی که باعث ناپایداری در درآمد حاصل از صادرات می‌شوند را مورد بررسی قرار داده است. داده‌های مورد نیاز در این تحقیق بصورت سری زمانی از سال ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۹ جمع‌آوری شده می‌باشد. کواریانس منفی بین قیمت و مقدار نشان میدهد که در محصولات قهوه، چای، کتان و پنبه نوسانات عرضه عامل اصلی این ناپایداری است. و در محصولات شکر و تباکو این رابطه مثبت است و حاکی از آن است که نوسانات تقاضا عامل اصلی ناپایداری در درآمد حاصل از صادرات می‌باشد.

نوری و کوباهی (۷)، توابع عرضه و تقاضای صادرات پسته را بصورت سیستمی و از روش 3SLS برآورد نموده‌اند. در این مطالعه قیمت صادرات، قیمت صادرات جهانی، تولید ناخالص داخلی کشور تقاضا کننده، نرخ مبادله ارز و تولید جهانی به غیر از ایران به عنوان عوامل موثر بر تقاضای صادرات و قیمت داخلی، تولید داخلی و درآمد حاصل از نفت به عنوان متغیرهای موثر بر عرضه صادرات معرفی شده‌اند. نتایج حاصل از این مطالعه نشان داده است که کشش قیمتی تقاضا و عرضه صادرات به ترتیب ۹۹۸ و ۱۰۳ برآورد گردیده است. درآمد کشورهای واردکننده اثر مثبت، و کاهش ارزش ریال اثر منفی بر تقاضای صادرات پسته ایران دارد. قیمت و تولید داخلی دارای تأثیر منفی بر عرضه صادرات پسته در ایران دارد.

بلوریان تهرانی (۱)، صادرات کنستانتره مازندران را مورد بررسی قرار داده است. محقق در این مطالعه به بررسی مشکلات صادرات پرتفعال می‌پردازد، و یکی از دلایل اصلی بازارپسند نبودن پرتفعال مازندران را کثرت گونه‌های بومی، ترش، پرتخم بودن و یا ریز بودن میوه می‌داند. این دلایل موجب شده است که فعالیت تجاری موفقی در مورد صادرات این محصول

صورت نگیرد و صادرات پرنتقال مازندران فقط به جمهوریهای آسیای میانه و کشورهای کویت و امارات محدود گردد. محقق راه حل مشکل را تبدیل پرنتقال به کنستانتره میداند اما معتقد است که، این کنستانتره هم به علت تلخی و اسیدیته بالا این محصول فروش قابل توجهی ندارد. در نهایت مجهز شدن کارخانجات تولید کنستانتره به تکنولوژی برای تولید کنستانتره قادر تلخی و با ترشی قابل قبول را پیشنهاد مینماید. در پایان عواملی از قبیل گران بودن بهای میوه خام، مشکلات حمل و نقل، وجود مقررات خاص در اتحادیه اروپا برای واردات کنستانتره ایران، تغییر سریع قوانین مالی و گمرکی، تشریفات طولانی اداری، ضعف مالی صادرکنندگان و کمی سردخانه در استان مازندران را از مشکلات اصلی در سر راه صادرات معرفی مینماید.

روش تحقیق:

آمار و اطلاعات مورد نیاز برای این مطالعه بصورت سری زمانی و از مرکز تحقیقات گمرک ایران، بانک مرکزی، وزارت کشاورزی، وزارت تعاون و سایر سازمانهای وابسته جمع آوری شده است. آمار سری زمانی مربوط به صادرات پرتوال و نارنگی از سال ۶۴ تا ۷۵ و آمار مربوط به لیموشیرین از سال ۶۳ تا ۷۵ میباشد.

برای بررسی صادرات، با استفاده از مطالعات فوق عواملی را که بر عرضه صادرات در یک منطقه یا کشور موثرند مشخص شد. مهمترین این عوامل عبارت از قیمت صادراتی کالای مورد نظر، شاخص بهای عمدۀ فروشی، نرخ مبادله ارز، میزان تولید داخلی کالای مورد نظر و تولید ناخالص ملی کشور می باشد.

در این مطالعه برای بررسی تاثیر عوامل فوق بر روی عرضه صادرات مرکبات از توابع لگاریتمی خطی و خطی استفاده شد. فرم پیشنهادی تابع لگاریتمی خطی بصورت زیر است.

$$X_t^s = a_0 P E_{it}^{a1} P D_{it}^{a2} D P_{it}^{a3} G N P_{it}^{a4} E R_{it}^{a5}$$

میزان عرضه صادرات مرکبات، $P E_i$ قیمت صادراتی مرکبات، $P D_i$ شاخص بهای عمدۀ فروشی کالاهای $G N P$ تولید ناخالص ملی، $D P_i$ تولید داخلی مرکبات و $E R$ نرخ مبادله ارز می باشد. انتظار می رود که:

$$a_5 > 0, a_4 < 0, a_3 > 0, a_2 < 0, a_1 > 0$$

در تابع خطی مورد استفاده از همان متغیرهای تابع لگاریتمی استفاده شد. فرم تابع خطی مورد استفاده بصورت زیر است.

$$X_t^s = a_0 + a_1 P E_{it} + a_2 P D_{it} + a_3 D P_{it} + a_4 G N P_{it} + a_5 E R_{it}$$

متغیرهای این تابع نیز همانند تابع فوق تعریف شده اند. انتظار می رود که قیمت صادراتی تاثیر مثبت بر میزان صادرات داشته باشد. البته اگر کشوری فقط صادر کننده یک کالا باشد و درصد بالایی از درآمد ارزی کشور از همان یک کالا بدست آید و آن کالا استراتژیک باشد، در این صورت با افزایش قیمت آن کالا مقدار صادرات کاهش و با کاهش قیمت، میزان

صادرات آن محصول خاص افزایش می‌یابد. با افزایش میزان تولید داخلی انتظار می‌رود که میزان صادرات افزایش یابد هر چند که این موضوع به نرخ رشد جمعیت هم ارتباط پیدا میکند اما چون در ایران نرخ رشد جمعیت رو به کاهش است بنابر این انتظار می‌رود که رابطه بین میزان تولید داخلی و صادرات رابطه‌ای مستقیم باشد. بجای متغیر شاخص بهای عمدۀ فروشی کالاها باید از قیمت کالای مورد بررسی استفاده نمود اما چون این آمار موجود نبود بنابراین از این شاخص استفاده شد. علت اینکه از شاخص بهای عمدۀ فروشی استفاده شد این است که چنانچه صادرکنندگان محصول را صادر نکنند آن را به خردۀ فروشان میفروشند بنابراین به عنوان یک عمدۀ فروش عمل مینمایند. در مورد تأثیر تولید ناخالص ملی بر صادرات بطور دقیق نمی‌توان رابطه را مشخص نمود. چون با افزایش صادرات میزان تولید ناخالص ملی افزایش می‌یابد و افزایش تولید ناخالص ملی یعنی افزایش درآمد جامعه و در نتیجه تقاضا برای محصولات مختلف همچنین محصول مورد بررسی افزایش می‌یابد، که در نتیجه آن صادرات کاهش می‌یابد. طبق انتظار، نرخ ارز تأثیر مثبت بر میزان صادرات دارد. با افزایش نرخ ارز قیمت پول خارجی نسبت به پول داخلی افزایش می‌یابد و در نتیجه تقاضا برای پول خارجی افزایش می‌یابد و در نتیجه عرضه صادرات افزایش می‌یابد.

برای بررسی درصد میزان تغییرات صادرات نسبت به هر کدام از متغیرها میزان کشش صادرات نسبت به آن متغیر اندازه‌گیری شد. میزان کشش در تابع کاب-داگلامس همان ضرائب متغیرهای است. اما در تابع تولید خطی برای اندازه‌گیری کشش از فرمول زیر استفاده می‌شود.

$$E = (dX/dY)(Y/X)$$

در این فرمول E میزان کشش صادرات نسبت به هر یک از متغیرها، dY/dX مشتق تابع صادرات نسبت به هر کدام از متغیرها، Y و X به ترتیب میانگین مقدار صادرات و متغیر مستقل مؤثر بر صادرات است. چنانچه میزان کشش بزرگتر از یک باشد، با یک درصد تغییر در متغیر مستقل، میزان صادرات بیش از یک درصد افزایش می‌یابد. اگر کشش کوچکتر از یک باشد، یک درصد تغییر در متغیر مستقل کمتر از یک درصد صادرات را تغییر میدهد.

اضافه بر آن چنانچه کشش برابر یک باشد در صد تغییر در متغیر مستقل و در صد تغییر در صادرات برابر است.

آزمونهای ریشه واحد و همگرایی

در روشهای برآورد متعارف کلاسیک چنین فرض می‌شود که، میانگین و واریانس متغیرها ثابت، و مستقل از زمان است. با این حال، نتایج حاصل از آزمونهای ریشه واحد نشان داده است که، این فرضیات برای تعداد زیادی از سریهای زمانی اقتصاد کلان صادق نیست. به متغیرهایی که میانگین و واریانس آنها در طول زمان تغییر می‌کند، متغیرهای نایستا یا دارای ریشه واحد گویند. انقلاب ریشه واحد نشان داده است که، استفاده از روشهای برآورد کلاسیک مانند روش حداقل مربعات معمولی، جهت برآورد روابط با متغیرهای دارای ریشه واحد نتایج گمراه‌کننده‌ای می‌دهد. اگر میانگین و واریانس متغیرهای دارای ریشه واحد در طول زمان تغییر یابند، تمام آماره‌های محاسبه‌ای در الگوی رگرسیونی که از این میانگینها و واریانسها استفاده می‌کنند تابع زمان خواهند بود و با افزایش حجم نمونه به سمت مقادیر واقعی خود گرایش ندارند. علاوه بر این، آزمونهای فرضیه صفر متداول، به سمت رد فرضیه صفر مبنی بر اینکه رابطه‌ای بین متغیرهای وابسته و مستقل وجود ندارد، اربیخ خواهند داشت. امروزه مشکلی که در مورد بررسی داده‌های سری زمانی در بلندمدت بویژه در اقتصاد کلان وجود دارد، همگرایی است. همگرایی به عنوان روش برآورد پارامترهای بلندمدت یا تعادلی در ارتباط با متغیرهای دارای ریشه واحد یا نایستا قلمداد می‌شود. به عبارتی، تأثیرات بلندمدت متغیرها را نشان می‌دهد.

در گذشته این اندیشه در بین علاقمندان به مسائل اقتصادستنجی حاکم بود که، متغیرهای موجود در الگوهای اقتصادستنجی حالت ایستا (Stationary) دارند. اما پیشرفت‌های اخیر در تحلیل سریهای زمانی نشان داده است که، اگر متغیرهای موجود در الگو نایستا باشند، جهت برآورد این الگوها می‌توان از تکنیکهای همگرایی و مکانیزم اصلاح خطای (ECM) استفاده کرد.

نایستایی می‌تواند باعث بوجود آمدن یک رابطه جعلی (ساختگی) در بین سطوح متغیرهای اقتصادی شود. همچنین، برآوردهای پارامترهای رگرسیون یک متغیر نایستا روی سایر متغیرها ناسازگار می‌باشد. مگر اینکه متغیرها همگرا باشند. در حال حاضر آزمونهای همگرایی فقط به دنبال یافتن روابط خطی باثبات بین متغیرهای اقتصادی هستند. بنابر این، ناتوانی در یافتن رابطه همگرایی الزاماً بدین معنی نیست که رابطه بلندمدت باثباتی بین متغیرها وجود ندارد بلکه، فقط این مسئله را بیان می‌کند که رابطه خطی بلندمدت باثباتی بین متغیرها وجود ندارد.

آزمونهای ریشه واحد در سریهای زمانی تک متغیره انجام می‌شود در حالی که، آزمونهای همگرایی رابطه بین گروهی از متغیرها را بررسی می‌کنند که هر متغیری حداقل دارای یک ریشه واحد، یا بصورت نایستا است.

چهار مرحله اساسی در بکارگیری آزمونهای ریشه واحد و همگرایی وجود دارد (۳):

- (۱) از آزمونهای ریشه واحد به منظور تعیین ایستایی یا نایستایی متغیرهای موجود در رگرسیون استفاده می‌شود.

- (۲) رگرسیونهای همگرایی زمانی برآورد می‌شوند که، متغیرهای رگرسیون حداقل دارای یک ریشه واحد هستند. این رگرسیونهای همگرایی روابط تعادلی یا بلندمدت بین این متغیرها هستند. با این حال، این روابط ممکن است بیان‌کننده علیت بین متغیرها نباشند.

- (۳) روابط کوتاه‌مدت یا عدم تعادل پویا با استفاده از برآوردهای پارامترهای بلندمدت در در چارچوب اصلاح خطأ برآورد می‌شوند.

- (۴) استحکام روابط عدم تعادل پویایی برآورد شده از طریق محدود کردن آنها به آزمونهای تشخیصی متعارف برآورد می‌شوند.

آزمون ریشه واحد

این آزمون در سریهای زمانی تک متغیره انجام می‌شود. قبل از انجام آزمون همگرایی باید آزمون ریشه واحد به منظور تعیین ایستایی یا نایستایی متغیرها صورت گیرد. زیرا

همگرایی چند متغیر زمانی مورد بحث قرار می‌گیرد که، هر یک از متغیرها به تهایی حداقل دارای یک ریشه واحد یا به صورت نایستا بوده و حالت روند داشته باشند. برای آزمون ریشه واحد در متغیرها، آزمونهای دیکی - فولر (Dickey- Fuller) و دیکی - فولر افزوده (Augmented Dickey- Fuller) در سطح وسیعی مورد استفاده قرار گرفته است. آزمون قویتر دیگر، آزمون غیر پارامتری فیلیپس و پیرون است (۳).

آزمون ریشه واحد شامل رگرسیون اولین تفاضل هر سری زمانی در برابر مقادیر تأخیریش در شرایط تفاضلی با وقfe است.

$$\Delta y_t = \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p y_{t-i} + e_t$$

$H_0: \beta = 0$ فرضیه صفر: وجود یک ریشه واحد

$H_1: \beta \neq 0$ فرضیه آلتنتیو: عدم وجود یک ریشه واحد

Δ : اولین تفاضل i : دوره زمانی p : طول وقfe

اگر ضریب β معنی دار شد یعنی t محاسبهای دیکی - فولر بیشتر از t بحرانی آن شد، فرضیه صفر رد می‌شود. یعنی ریشه واحد وجود ندارد و متغیر ایستا است. اگر ضریب β معنی دار نشد یعنی t محاسبهای دیکی - فولر کمتر از t بحرانی آن شد، فرضیه صفر پذیرفته می‌شود. یعنی ریشه واحد وجود دارد و متغیر نایستا یا پویا است. آماره دوربین واتسون پایین اغلب نشان می‌دهد که متغیرها در الگوی رگرسیون نایستا هستند.

آزمون همگرایی (Cointegration)

وقتی که از داده‌های سری زمانی استفاده می‌شود باید به همگرایی یا واگرایی آنها نیز توجه شود. بدین معنی که، دو متغیر ممکن است در کوتاه مدت با یکدیگر ارتباط داشته باشند با این حال، در بلندمدت ارتباط معنی‌داری بین آنها وجود نداشته باشد. به اینگونه متغیرها، متغیرهای واگرا می‌گویند. برای تعیین همگرایی از متغیرهایی استفاده می‌شود که هر کدام به تهایی نایستا باشند (حداقل یک ریشه واحد داشته باشند). در این حالت، زمانی این متغیرها

راهمگرا گویند که، یک ترکیب خطی از متغیرهای ایستا وجود داشته باشد. اگر متغیرها در یک سری زمانی همگرا باشند، رابطه بین متغیرها ایستا است.

اگر چند سری زمانی منفرد، پویا از درجه یک باشند، آن متغیرها ممکن است همگرا باشند. در مقابل فقدان همگرایی بیان می‌کند که، چنین متغیرهایی رابطه بلندمدتی نداشته و می‌توانند به طور دلخواه و حساب نشده‌ای از یکدیگر فاصله گیرند.

از مدت‌ها قبل متخصصین اقتصاد کلان پی بردن که بسیاری از سریهای زمانی اقتصاد کلان در سطح خود ایستا نبوده و بسیاری از این سریهای از طریق تفاضلهای مرتبه اول بیان می‌شوند. در تئوری تحلیل سریهای زمانی گفته می‌شود که چنین متغیرهایی همبسته از درجه یک هستند و با (1) I نشان داده می‌شوند. بنابر این، قبلاً از انجام آزمونهای همگرایی باید درجه همبستگی سریهای زمانی انفرادی از طریق آزمونهای ریشه واحد تعیین شود. یعنی در آزمون ریشه واحد باید تعیین شود که، متغیرهای مورد مطالعه در چندین وقفه حالت ایستا به خود می‌گیرند.

روش دو مرحله‌ای انگل - گرانجر ساده‌ترین روش برآورد رگرسیون همگرایی و اصلاح خطأ است. با این حال، از روش حداکثر درستنمایی یوهانسن در سطح وسیعی استفاده شده است.

آزمون همگرایی انگل - گرانجر (Engle- Granger)

یک سری زمانی بر روی سریهای دیگر به طور ثابت یا روند رگرس می‌شود. در این حالت، آزمونهای ریشه واحد بر روی پسماندهای حاصل از رگرسیون انجام می‌گیرد و ایستایی یا نایستایی جملات پسماند تعیین می‌شود. اگر فرضیه صفر (وجود ریشه واحد) رد شود، متغیرهای ما همگرا خواهند بود. به عبارتی، همگرایی در چند متغیر نایستا زمانی وجود دارد که جملات پسماند آنها ایستا باشند.

دو سری تک متغیره Y_1 و Z_1 را در نظر بگیرید. مرحله اول بررسی این مطلب است که، آیا هر یک از این متغیرها حداقل یک ریشه واحد دارند. اگر متغیرها حداقل یک ریشه واحد داشته باشند، در مرحله بعدی متغیر Y_1 را روی متغیر Z_1 (یا بر عکس) جهت بدست آوردن ترکیب خطی $\beta Z_1 - Y_1$ با کوچکترین واریانس رگرس می‌کنیم. توجه شود که، از اطلاعات وقفه جهت بدست آوردن این رگرسیون استفاده نمی‌کنیم. مرحله بعدی این است که، آیا سری $\beta Z_1 - Y_1$ آیستا است یا نه. اگر چنین باشد بردار $(\beta \text{ و } 1)$ همگرا است. با داشتن پارامتر β آزمون معمولی، دیکی - فولر است.

آزمون همگرایی یوهانسن

در روش یوهانسن دو آماره آزمونی برای تعداد بردارهای همگرایی وجود دارد.

الف) آماره حداکثر مقدار ویژه ب) آماره تریس

در آزمون تریس فرضیه صفر این است که، تعداد بردارهای همگرایی کمتر از K یا معادل با آن است که در آن K معادل صفر، یک یا دو است. آزمون حداکثر مقدار ویژه شبیه آزمون تریس است با این تفاوت که، فرضیه آلترناتیو مشخص می‌باشد. فرضیه صفر $K = 0$ در مقابل فرضیه آلترناتیو $1 = K$ و فرضیه صفر $1 = K$ در مقابل فرضیه آلترناتیو $2 = K$ اگر این مقادیر معنی‌دار شدند، یک روند تصادفی مشترکی در بین متغیرها است و متغیرها همگرا هستند (۳).

ناپایداری در درآمد صادراتی

منظور از ناپایداری در درآمد حاصل از صادرات آنست که درآمد صادراتی یک کشور یا درآمد صادراتی یک کالای خاص در یک کشور در سالهای متوالی دچار نوسان باشد. برای بررسی وجود یا عدم وجود این ناپایداری و علت آن بصورت زیر عمل شد.

ابتدا یکتابع لگاریتمی بین درآمد حاصل از صادرات و زمان به صورت زیر برآورد گردید.

$$E_t = b_0 t^{b_1}$$

در این تابع E_t درآمد حاصل از صادرات و t متغیر روند زمانی می‌باشد. b_0 و b_1 به ترتیب، ثابت تابع و کشش درآمد صادراتی نسبت به زمان است. پس از تخمین این تابع با کمک فرمول زیر میزان ناپایداری یا نوسان در درآمد حاصل از صادرات محاسبه گردید (۱۰ و ۱۱، ۱۲).

$$I^* = \sum (\ln E_t - \ln \bar{E}_t)^2 / n$$

$\ln \bar{E}_t$ نشان‌دهنده میزان ناپایداری، لگاریتم طبیعی درآمد صادراتی مشاهده شده، n میزان درآمد صادراتی بدست آمده از تابع درآمد صادرات نسبت به زمان، و I^* تعداد سالهای مورد مطالعه می‌باشد. در این فرمول چنانچه I^* مساوی صفر بدست ناپایداری در درآمد صادرات یوجود ندارد و هرچه این عدد بزرگتر باشد نشان‌دهنده میزان ناپایداری بالاتر در درآمد حاصل از صادرات می‌باشد.

برای تشخیص اینکه نوسانات قیمت و مقدار هر کدام چند درصد باعث ایجاد ناپایداری در درآمد صادراتی شده‌اند از روش زیر استفاده شده است.

$$E = P \cdot Q$$

درآمد حاصل از صادرات، P قیمت صادراتی و Q میزان صادرات می‌باشد. اگر از دو طرف رابطه لگاریتم طبیعی و سپس واریانس بگیریم میتوان تأثیر قیمت و مقدار را در این ناپایداری محاسبه نمود.

$$\ln E = \ln P + \ln Q$$

$$\text{var}(\ln E) = \text{var}(\ln P) + \text{var}(\ln Q) + 2 \text{cov}(\ln P, \ln Q)$$

$$C_p = 100 \frac{\text{var}(\ln P)}{\text{var}(\ln E)}$$

$$C_q = 100 \frac{\text{var}(\ln Q)}{\text{var}(\ln E)}$$

C_p و C_q به ترتیب درصد ناپایداری است که در اثر قیمت و مقدار ایجاد شده است.

چنانچه کواریانس بین قیمت و مقدار منفی شد، عرضه صادرات عامل اصلی ناپایداری است و چنانچه، علامت این کواریانس منفی بدست آمد عامل ناپایداری، تقاضا برای صادرات است.

تنوع و تخصص در تولید و صادرات

جهت بررسی تنوع یا تخصص در تولید یا صادرات محصولات مختلف از شاخص هرفیندال استفاده مینماییم. نحوه محاسبه این شاخص بصورت زیر است (۱۷).

$$HI = \sum S_i^2$$

در این فرمول HI شاخص هرفیندال، S_i سهم هر کدام از محصولات در تولید یا در صادرات می‌باشد. اگر n محصول وجود داشته باشد و سهم همه آنها از تولید و صادرات مساوی باشد، شاخص هرفیندال مساوی $1/n$ خواهد بود و اگر فقط یک محصول وجود داشته باشد، سهمش صد درصد و شاخص هرفیندال مساوی یک خواهد بود. پس تغییرات شاخص هرفیندال بین ۱ و $1/n$ خواهد بود. شاخص هرفیندال نه تنها به به تعداد محصولات، بلکه به واریانس سهم هر محصول از میزان تولید یا میزان صادرات نیز بستگی دارد. واریانس سهم محصولات در میزان تولید یا میزان صادرات به صورت زیر محاسبه می‌شود.

$$\delta^2 = (1/n) [\sum S_i^2 - n (\sum S_i / n)^2]$$

چون $\sum S_i = 1$ بنابراین میتوان نوشت:

$$\delta^2 = (1/n) [HI - n (1/n)^2]$$

با ساده کردن فرمول رابطه بین شاخص هرفیندال و واریانس سهم هر محصول از میزان تولید یا صادرات بصورت زیر درمی‌آید.

$$HI = n \delta^2 + 1/n$$

همانگونه که مشاهده می‌شود در صورتی که تعداد زیادی محصول با سهم یکسان از مقدار تولید یا صادرات وجود داشته باشد، شاخص هرفیندال بسیار کوچک است، و اگر تعداد کمی محصول با سهم‌های نابرابر از سطح زیر کش特 وجود داشته باشد، شاخص هرفیندال نزدیک یک خواهد بود.

نتایج و بحث

در این بخش از مطالعه آمار و اطلاعات با استفاده از بسته نرم افزاری SPSS و TSP7 مورد بررسی قرار گرفت. در این مطالعه توابع عرضه صادرات برای لیموشیرین، پرتفال و کل مرکبات تخمین زده شد. در این توابع متغیرهای میزان تولید داخلی، تولید ناخالص ملی، قیمت صادراتی لیموشیرین، پرتفال و مرکبات، نرخ ارز و شاخص بهای عمدۀ فروشی کالاها به عنوان متغیرهای مستقل مؤثر بر صادرات این محصولات در نظر گرفته شدند. تابع عرضه صادرات به دو فرم خطی و لگاریتمی خطی تخمین زده شده است، اما چون تابع خطی برای بیان تأثیر متغیرهای مستقل بر روی متغیر وابسته در لیموشیرین و پرتفال و تابع لگاریتمی-خطی برای کل مرکبات مناسب بود در مورد هر محصول از تابع مناسب استفاده شد. برای بررسی امکان برآورد توابع فوق با استفاده از داده‌های سری زمانی ابتدا با کمک آزمون دیکی فولر ایستایی یا نایستایی متغیرها بررسی شد که مشخص گردید تمامی متغیرها در یک وقفه‌ای نایستا هستند بنابراین آزمون همگرایی در روی آنها انجام گرفت و مشخص شد که متغیرها همگرا هستند بنابراین تخمین توابع با مشکلی مواجه نیست.

تابع عرضه صادرات لیموشیرین

ابتدا با استفاده از آزمونهای گفته شده ایستایی متغیرها بررسی شد و مشخص گردید یک تمامی متغیرها در وقفه‌های یک تا سه نایستا هستند. ولی بعد از انجام آزمون همگرایی مشخص گردید که متغیرها همگرا هستند و بنابراین میتوان توابع صادرات را برآورد نمود. نتایج حاصل از تخمین تابع عرضه صادرات لیموشیرین در جدول شماره (۱) آمده است. در تابع عرضه صادرات لیموشیرین متغیرهای میزان تولید داخلی لیموشیرین (D_p)، شاخص بهای عمدۀ فروشی کالاها (P_D) و تولید ناخالص ملی (GNP) متغیرهای مؤثر بر صادرات این محصول شناخته شده‌اند. علاوه‌نمۀ متغیرهای تولید داخلی و شاخص بهای عمدۀ فروشی کالاها موافق انتظار است زیرا، با افزایش میزان تولید داخلی میزان صادرات افزایش می‌یابد و با افزایش میزان شاخص بهای عمدۀ فروشی کالاها میزان صادرات این محصول کاهش

می‌یابد. درصد معنی‌دار بودن F در سطح ۹۹/۵ درصد نشان میدهد کل رگرسیون معنی‌دار است. میزان R^2 نشان میدهد که ۶۴ درصد از تغییرات عرضه صادرات لیموشیرین بوسیله این دو متغیر توضیح داده می‌شود. میزان کشش عرضه صادرات لیموشیرین نسبت به تولید داخلی معادل ۱/۵۴ بودست آمد که نشان می‌دهد به ازاء هر یک درصد افزایش در تولید داخلی ۱/۵۴ درصد بر عرضه صادرات این محصول افزوده می‌شود. بنابراین برای افزایش صادرات این محصول باید عواملی را که باعث افزایش تولید داخلی می‌شوند تقویت نمود. کشش عرضه صادرات لیموشیرین نسبت به شاخص بهای عمده فروشی کالا ۱/۲ به دست آمده است که نشان میدهد به ازاء یک درصد افزایش در این شاخص صادرات لیموشیرین به اندازه ۱/۲ درصد کاهش می‌یابد. سه متغیر دیگر یعنی نرخ ارز، قیمت صادراتی و متغیر مجازی جنگ متغیرهای مهمی در تغییرات میزان عرضه صادرات این محصول شناخته نشده‌اند.

جدول شماره (۱) نتایج حاصل از تخمین تابع عرضه صادرات لیموشیرین

متغیر	ثابت تابع	ضریب	آماره t	کشش
شاخص بهای عمده فروشی	-۴۶۰۲	-۳/۲۶	-۱/۲	
تولید ناخالص ملی	۹۲۸/۶۴	۴/۶	۱۳۴/۷	
تولید داخلی لیموشیرین	۰/۰۰۴۵	۳/۲	۱/۵۴	
	-۲۱۸۷۱۸۷	-۳/۵۸		

$$D-W = ۲/۵۵ \quad R^2 = ۰/۶۴ \quad F = 0.000$$

تابع عرضه صادرات پرتفوال

نتایج حاصل از تابع عرضه صادرات پرتفوال در جدول شماره (۲) آمده است. در تابع عرضه صادرات پرتفوال متغیرهای قیمت صادراتی پرتفوال (P_P), تولید داخلی این محصول (D_P), تولید ناخالص ملی به قیمت ثابت سال ۶۱ (GNP) و نرخ ارز (E) به عنوان متغیرهای مستقل مؤثر بر عرضه صادرات پرتفوال شناخته شده‌اند. علائم متغیرهای فوق به جز

تولید ناخالص ملی همه موافق انتظار است. برای محاسبه میزان تأثیر هر کدام از متغیرها میزان کشش تولید نسبت به هر کدام از متغیرهای مستقل محاسبه می شود. کشش میزان عرضه صادرات پرتفعال نسبت به قیمت صادراتی $0/5$ بدست آمد که نشان می دهد به ازاء یک درصد افزایش در قیمت صادراتی $0/5$ درصد به میزان صادرات پرتفعال افزوده می شود. بنابراین اگر بتوان با یک تبلیغات صحیح باعث افزایش قیمت این محصول در بازارهای جهانی شویم میزان صادرات آن افزایش می یابد. کشش عرضه صادرات پرتفعال نسبت به تولید داخلی معادل $1/5$ بدست آمده است که نمایانگر آن است که به ازاء یک درصد افزایش در میزان تولید این محصول، صادرات آن به اندازه $1/5$ درصد افزایش می یابد. بنابراین افزایش میزان تولید مهمترین فاکتور در افزایش عرضه صادرات پرتفعال می باشد. کشش عرضه صادرات پرتفعال نسبت به تولید ناخالص ملی $2/7$ بدست آمد. میزان آماره R^2 نشان می دهد که 87 درصد از تغییرات عرضه صادرات پرتفعال بوسیله متغیرهای مستقل موجود در تابع توضیح داده می شوند. معنی دار بودن آماره F در سطح $0/99$ درصد نشان میدهد که کل رگرسیون معنی دار است. آماره دوربین - واتسون معادل $1/88$ بدست آمده است و نشان میدهد که تابع برآورده شده با مشکل خود همبستگی روبرو نیست.

جدول شماره (۲) نتایج حاصل از تخمین تابع عرضه صادرات پرتفعال

متغیر	ضریب	آماره t	کشش
قیمت صادراتی	۲۳۳۵۱	۲/۹۶	$0/5$
تولید ناخالص ملی	۲۶۹۱/۹	۰/۰۹	$2/7$
تولید داخلی پرتفعال	۹/۹۹	۲/۶۳	$1/5$
ثابت تابع	-۴۱۹۳۶۱۸۸	-۶/۲۳	

$$D-W = 1/88 \quad R^2 = 0/87 \quad \text{sig F} = .000 \quad \text{مأخذ: یافته های تحقیق}$$

تابع عرضه ارزش صادرات مرکبات

پرتفال، نارنگی و لیموشیرین جمماً ۸۷ درصد از تولید داخلی و همین مقدار هم از میزان صادرات مرکبات را تشکیل می‌دهند. بنابراین از این سه محصول به عنوان شاخصی از کل مرکبات استفاده شده و تابع عرضه صادرات مرکبات تخمین زده شده است. در این تابع برای جمع‌پذیر شدن این سه محصول از ارزش صادرات مرکبات به عنوان متغیر وابسته، و متغیرهای مستقل مؤثر بر صادرات لیموشیرین و پرتفال به عنوان متغیرهای مستقل انتخاب شده‌اند.

نتایج حاصل از تخمین تابع ارزش صادرات مرکبات در جدول شماره (۳) آمده است. در این مورد تابع لگاریتم خطی برای بررسی رابطه بین متغیر وابسته و متغیرهای مستقل مناسبتر بود. بنابراین به خاطر مزیتهای این تابع نسبت به تابع خطی از این تابع استفاده گردید.

جدول شماره (۳) تابع عرضه ارزش صادرات مرکبات در ایران

متغیر	ضریب	آماره t
قیمت صادراتی مرکبات	۰/۷۷	۵/۳۷
تولید ناخالص ملی	۴/۶	۳/۶
تولید داخلی مرکبات	۴/۶	۸/۳
نرخ ارز	۰/۳۳	۱/۹۷
ثابت تابع	-۹۵/۶۷	-۶/۷۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق $R^2 = ۰/۹۷$ $D-W = ۲/۳۵$ $\text{sig F} = 0.000$

در این تابع نیز همانند تابع عرضه صادرات پرتفال متغیرهای قیمت صادراتی مرکبات (PM)، تولید داخلی مرکبات (DP)، تولید ناخالص ملی (GNP) و نرخ ارز (E) به عنوان متغیرهای مستقل مؤثر بر عرضه مرکبات شناخته شده‌اند. میزان آماره R^2 نشان می‌دهد که ۹۷

در صد از تغییرات متغیر ارزش صادرات مرکبات بوسیله متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شود. آماره F نشاندهنده معنی‌دار بودن رگرسیون در سطح ۹۹ درصد است. در این تابع ضرایب همان کشتهای عرضه صادرات مرکبات نسبت به متغیرهای مؤثر بر صادرات می‌باشد. بنابراین با توجه به نتایج جدول می‌توان گفت که عرضه صادرات مرکبات نسبت به متغیرهای تولید داخلی مرکبات و تولید ناخالص ملی با کشش و نسبت به سایر متغیرهای مؤثر بر عرضه صادرات بی‌کشش می‌باشد. بنابراین به ازاء یک درصد افزایش در تولید داخلی مرکبات و تولید ناخالص ملی، ۴/۶ درصد به ارزش صادرات مرکبات اضافه می‌گردد. لذا در پیش گرفتن سیاستهایی برای افزایش تولید داخلی از عوامل مؤثر بر عرضه صادرات مرکبات و افزایش تحصیل ارز از طریق صادرات مرکبات می‌باشد.

بررسی وجود ناپایداری در درآمد حاصل از صادرات مرکبات

در این قسمت به بررسی وجود یا عدم وجود ناپایداری در درآمد حاصل از صادرات مرکبات بطور جداگانه و کلی پرداخته‌ایم. برای این منظور ابتدا یک تابع بین ارزش هر کدام از محصولات مورد بررسی و زمان به صورت لگاریتمی برآورده شده است. سپس با استفاده از فرمولهای فرمولهای معرفی شده در قسمت روش تحقیق به بررسی وجود یا عدم وجود ناپایداری در درآمد حاصل از صادرات و علت این ناپایداری پرداخته شد.

بررسی ناپایداری در درآمد صادراتی لیموشیرین
برای محصول لیموشیرین این تابع بصورت زیر بدست آمده است:

$$\ln(E_1) = 11.54 + 2.88 \ln(t)$$

$$t: \quad (16.004) \quad (7.07)$$

در این تابع E_1 ارزش صادرات لیموشیرین و t نشان دهنده متغیر روند زمانی می‌باشد. با استفاده از شاخص معرفی شده میزان ناپایداری معادل ۰/۹۲ بدست آمده است. این عدد کوچک است ولی در هر حال ناپایداری در درآمد حاصل از صادرات لیموشیرین وجود دارد. برای مشخص نمودن اینکه چه مقدار از این ناپایداری بوسیله قیمت یا مقدار توضیح داده

می شود میزان واریانس لگاریتم درآمد صادراتی طبق فرمول ارائه شده محاسبه گردید. مقدار این واریانس $4/99$ بدست آمد و نشان می دهد که در درآمد صادراتی حاصل از لیموشیرین در طول زمان تغییراتی روی داده است. نوسانات مقدار صادرات به تنهایی 55 درصد از تغییرات ارزش صادرات این محصول را توضیح می دهد. نوسانات قیمت نیز به تنهایی 35 درصد از تغییرات در ارزش صادرات لیموشیرین را توضیح می دهد. 10 درصد بقیه تغییرات بر اثر تأثیرات متقابل قیمت و مقدار صادرات لیموشیرین بوده است.

کواریانس بین قیمت و مقدار صادرات این محصول دارای علامت مثبت است و نشان می دهد که نوسان در درآمد صادراتی بیشتر به علت تقاضای محصول بوده است یعنی مشکل از خریداران این محصولات بوده است نه از عرضه کنندگان. این موضوع میان این است که محصول لیموشیرین نتوانسته است در بازار جهانی به خوبی ظاهر شود. بنابراین در حالی که ما برای صادرات تلاش کرده ایم اما ارزش حاصل از صادرات لیموشیرین همواره با ناپایداری رویرو بوده است.

بررسی ناپایداری در درآمد صادراتی پرتقال

تابع برآورده شده بین میزان ارزش صادرات پرتقال و متغیر روند زمانی بصورت زیر است.

$$\ln(E_p) = 10.94 + 4.047 \ln(t)$$

t: (7.37) (5.14)

در این تابع بین متغیر روند زمانی (t) و میزان ارزش صادرات پرتقال (E_p) رابطه معنی داری مشاهده می شود. با استفاده از شاخص ارائه شده میزان ناپایداری در درآمد حاصل از صادرات پرتقال $3/69$ بدست آمد و نشاندهنده این است که ناپایداری در درآمد صادراتی پرتقال از لیموشیرین بیشتر است. واریانس درآمد صادراتی پرتقال با استفاده از فرمول $11/59$ بدست آمده است. این میزان، از واریانس درآمد صادراتی لیموشیرین بیشتر است. تغییرات مقدار صادرات پرتقال به تنهایی 70 درصد و تغییرات قیمت صادراتی به تنهایی 17 درصد واریانس در درآمد صادراتی این محصول را موجب شده اند.

کواریانس بین قیمت صادراتی و مقدار صادرات پرتفوال ۰/۸۹ بدست آمد. مثبت بودن آن نشاندهنده این است که تقاضای پرتفوال عامل اصلی ناپایداری در درآمد صادراتی بوده است و نه عرضه صادرات.

بررسی ناپایداری در درآمد صادرات کل مرکبات

تابع لگاریتمی بین میزان ارزش صادرات و متغیر روند زمانی بصورت زیر برآورد شده است.

$$\ln(E_m) = 10.26 \ln(t) \quad (2.65)$$

در این تابع بین متغیر روند زمانی (t) و میزان ارزش صادرات مرکبات رابطه معنی‌داری وجود دارد و نشان می‌دهد که در طول زمان میزان صادرات این دسته از محصولات افزایش داشته است.

با استفاده از شاخص معرفی شده میزان ناپایداری در درآمد حاصل از صادرات مرکبات ۳۱/۲۲ بدست آمد که نشان می‌دهد ارزش کل صادرات مرکبات در طول زمان نوساناتی بسیار بالاتر از پرتفوال و لیموشیرین داشته است. این جریان مورد انتظار هم بود زیرا در اینجا نوسانات درآمدی پرتفوال، لیموشیرین و نارنگی هر سه در تابع ظاهر شده‌اند.

واریانس درآمد صادراتی مرکبات ۸/۰۷۷ است که از واریانس درآمد صادراتی پرتفوال کمتر و از لیموشیرین بیشتر است. نوسانات قیمت صادراتی به تنهایی ۲۱ درصد و نوسانات مقدار صادرات مرکبات به تنهایی ۶۹ درصد نوسان درآمد صادرات مرکبات را توضیح می‌دهند.

میزان کواریانس بین قیمت صادراتی مرکبات و مقدار صادرات آن ۰/۱۵ بدست آمده است که نشان می‌دهد عامل اصلی ناپایداری در درآمد صادراتی مرکبات تقاضای صادرات بوده است و نه عرضه صادرات.

بررسی وجود تنوع یا تخصص در تولید و صادرات مركبات

با محاسبه شاخص هرفیندال به بررسی تنوع یا تخصص در بین سه نوع محصول مركباتی مورد مطالعه پرداخته شد. نتایج حاصل از محاسبه شاخص هرفیندال برای تولید و صادرات در جدول شماره (۴) آمده است. مقدار این شاخص در اطراف عدد $0/5$ در نوسان است. با توجه به این نتایج نمی‌توان گفت که در دوره مورد بررسی تنوع یا تخصص صرف وجود داشته است. اما می‌توان گفت که به مرور زمان صادرات به طرف تخصصی شدن گرایش دارد. در مورد مركبات چون سه نوع مركبات با کمک این شاخص مورد بررسی قرار گرفت بنابراین چنانچه شاخص هرفیندال محاسبه شده برای سالهای مختلف عدد $0/3$ بدست می‌آمد تنوع در تولید و صادرات وجود داشت و چنانچه این شاخص نزدیک به عدد یک بدست می‌آمد در تولید یا صادرات این نوع از محصولات باعث تخصص وجود داشت.

جدول شماره (۴) شاخص هرفیندال برای تولید و صادرات مركبات

شاخص صادرات	شاخص تولید	سال
۰/۵۳	۰/۰۹	۱۳۶۴
۰/۴۳	۰/۰۸	۱۳۶۰
۰/۳۷	۰/۶۶	۱۳۶۶
۰/۴۶	۰/۶۲	۱۳۶۷
۰/۴۶	۰/۰۱	۱۳۶۸
۰/۳۷	۰/۰۰	۱۳۶۹
۰/۳۸	۰/۰۰	۱۳۷۰
۰/۴۰	۰/۰۲	۱۳۷۱
۰/۴۶	۰/۴۶	۱۳۷۲
۰/۴۹	۰/۴۶	۱۳۷۳
۰/۴۸	۰/۴۴	۱۳۷۴
۰/۴۹	۰/۴۵	۱۳۷۵
۰/۶۳	۰/۴۲	۱۳۷۶

مأخذ: یافته‌های تحقیق

فهرست منابع

۱. بلوریان تهرانی، م. (۱۳۳۷)، "چشم انداز تولید و صادرات کنستانتره آب پرنتقال مازندران" نشریه اتاق بازرگانی و صنایع و معادن ایران، ۱: ۴۷-۴۱.
۲. باسکار، ر. (۱۳۷۷)، "همگرایی و کاربردهای اقتصادی آن"، ترجمه علی حسین حمیدی، نشر سasan شیراز و دانشگاه آزاد اسلامی یاسوج به طور مشترک.
۳. خوئی، س. (۱۳۷۱)، اصول تغذیه مرکبات. سازمان چاپ و انتشارات، وزارت فرهنگ و ارشاد اسلامی، تهران.
۴. فیاضی، ع. (۱۳۷۶)، "نگاهی به تولید میوه و بررسی اقتصادی تولید کمپوت میوه در ایران" بانک وکشاورزی. ۶۳: ۲۱-۱۰.
۵. موسی نژاد، م. و ضرغامی، م. (۱۳۷۶)، "ارزیابی سیاستهای حمایتی دولت در بخش کشاورزی" اقتصاد مجله پژوهشی دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی، ۶: ۲۵-۱.
۶. موسی نژاد، م. و مجاوریان، م. (۱۳۷۵)، "بررسی بازاریابی مرکبات شهرستان بابل"، اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۱۳: ۱۱۷-۱۰۱.
۷. نوری، ک. و کوپاهی، م. (۱۳۷۵)، "تخمین توابع تقاضا و عرضه صادرات پسته"، مجموعه مقالات اولین کنفرانس اقتصاد کشاورزی، ایران، زابل، ۵۴۲ - ۵۰۳.
۸. وطن‌دoust، ع. (۱۳۷۲)، "صادرات کالاهای کشاورزی: تاریخیها و امکانات"، اقتصاد کشاورزی و توسعه. ۲: ۱۴۲-۱۳۱.
9. Dass, S. R. (1991), “ Economic aspects of India's international trade in coffee ” *Indian Journal of Agricultural Economics*, 46(2):142 - 151.
10. Gelezakos, C. (1972), “ Export instability and economic growth: A statistical verification” *Economic Development and Cultural Change*, 21:670 - 678.

- 11.Gyimah, K. (1991), “ Export instability and economic growth in Subsaharan Africa” *Economic Development and Cultural Change*,39(4):815 - 828.
- 12.Hanson, R. (1983), “ Export earning instability before world war 2: Price, supply, demand” *Economic Development and Cultural Change*, 26(2):621 - 637.
- 13.Islam, N. and Subramanian, A. (1989), “ Agricultural exports of developing countries: Estimate of income and price elasticities of demand supply” *Journal of Agricultural Economics*, 40(2):221- 231.
- 14.Murray, D. (1978), “ Export earning instability: Price, quantity, supply, demand ” *Economic Development and Cultural Change*, 27(1):61 - 73.
- 15.Narayanan, K. and Reddy, V. (1992), “ Trade experience of India agricultural: Behaviour of net export supply function for dominant commodities” *Indian Journal of Agricultural Economics*, 47(10):48 - 61.
- 16.Pal, S. (1992). “ Agricultural exports of India: Issues of growth instability”*Indian Journal of Agricultural Economics*, 47(2):183 - 194.
17. Satyasai, K.J.S. and Viswathan, K. U. (1996), “ Diversification of Indian agriculture and food security” *Indian Journal of Agricultural Economics*,51: 675 - 679.