

تأثیر تنوع‌سازی صادرات از کالاهای اولیه و کشاورزی به محصولات صنعتی بر روند بلندمدت رابطه مبادله در ایران

دکتر کریم اسلاملوئیان* عباس خدادادی**

تنوع‌سازی / خالص رابطه مبادله / رابطه درآمدی / صادرات صنعتی / صادرات غیرنفتی /
صادرات مواد اولیه و کالاهای کشاورزی / الگوی خود توضیح با وقفه‌های توزیعی / نظریه
پریش - سینگر

چکیده

هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر تنوع بخشیدن به صادرات بر شاخص‌های خالص رابطه مبادله و رابطه مبادله درآمدی بخش‌های صادرات صنعتی و صادرات غیرنفتی در ایران می‌باشد. به عبارت دیگر تحقیق حاضر به بررسی این مسئله می‌پردازد که افزایش سهم صادرات صنعتی در کل صادرات چه اثری بر روند رابطه مبادله صادرات صنعتی و غیرنفتی داشته است. همچنین با توجه به فرضیه پریش و سینگر در زمینه کاهش بودن روند خالص رابطه مبادله در بخش مواد اولیه و کالاهای کشاورزی، روند بلندمدت این شاخص مورد مطالعه قرار گرفته است. علاوه بر این، روند خالص رابطه مبادله و رابطه مبادله درآمدی کل صادرات نیز به منظور تعیین تأثیر قیمت نفت بر این شاخص‌ها به طور جداگانه برآورد گردیده است. به منظور برآورد روند بلندمدت روابط مبادله، از روش پیشنهادی بلینی و گرینوی (۱۹۹۳) و آتوکورالا (۲۰۰۰) استفاده شده تا از مسئله رگرسیون کاذب جلوگیری شود. نتایج برآوردها نشان می‌دهد که روند خالص رابطه مبادله صادرات صنعتی،

* عضو هیأت علمی بخش اقتصاد دانشگاه شیراز

** کارشناس ارشد اقتصاد

صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی و کل صادرات غیرنفتی در بلندمدت کاهشی است. البته در دوره‌هایی که تنوع‌سازی در صادرات بیشتر بوده، روند کاهشی خالص رابطه مبادله صادرات صنعتی و صادرات غیرنفتی کمتر شده است. این امر نشان دهنده تأثیر مثبت تنوع‌سازی بر خالص رابطه مبادله در ایران می‌باشد. خالص رابطه مبادله کل صادرات (اعم از نفتی و غیرنفتی) نیز در دوره مورد مطالعه بهبود یافته است. نتایج همچنین نشان می‌دهد که روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی کلیه بخش‌های صادراتی افزایشی بوده است. بنابراین توصیه می‌شود که سیاست‌گذاران به مسئله تنوع بخشیدن به صادرات و افزایش سهم صادرات صنعتی در کل صادرات غیرنفتی به عنوان یک راهکار مهم برای بهبود رابطه مبادله در ایران توجه خاص نمایند. علاوه بر این نبایستی تأثیر شوک‌های مثبت نفتی بر رابطه مبادله کل صادرات باعث غفلت از نقش مهم سیاست تنوع بخشیدن به صادرات غیرنفتی برای بهبود رابطه مبادله گردد.

مقدمه

از جمله موضوعاتی که در اقتصاد بین‌الملل مورد مطالعه قرار می‌گیرد بررسی روند نرخ مبادله تجاری میان کشورها است. به عبارت دیگر نسبت قیمت صادرات به قیمت واردات برای هر کشور از اهمیت خاصی برخوردار می‌باشد. زیرا کاهش نرخ مبادله تجاری یک کشور (به شرط ثابت بودن سایر شرایط) ممکن است از طریق انتقال درآمد از آن کشور به کشورهای دیگر باعث کاهش رفاه مردم کشور موردنظر گردد. یکی از مباحثی که همگام با گسترش روابط تجاری بین‌المللی بین کشورهای پیشرفته و کشورهای در حال توسعه مطرح شده، تغییرات نرخ مبادله بین این دو گروه از کشورها است. بسیاری از تحقیقات نشان می‌دهد که نرخ مبادله تجاری کشورهای در حال توسعه در مقابل کشورهای توسعه‌یافته، کاهش پیدا کرده است. بنابراین برای جلوگیری از این مسئله تنوع بخشیدن به صادرات را به عنوان یک راه حل عنوان کرده‌اند.

مسئله تنوع بخشیدن به صادرات به منظور بهبود رابطه مبادله و رشد اقتصادی در کشورهای در حال توسعه به طور عمده پس از جنگ جهانی دوم مطرح گردیده است. پربیش^۱ (۱۹۵۰) و سینگر^۲ (۱۹۵۰) طی مطالعاتی نشان دادند که رابطه مبادله مواد اولیه نسبت به کالاهای صنعتی و یا به طور کلی رابطه مبادله کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه یافته طی چند دهه اخیر کاهش یافته است. اگر رابطه مبادله به ضرر مواد اولیه و به نفع کالاهای صنعتی باشد، کشورهای در حال توسعه برای واردات کالاهای صنعتی کشورهای پیشرفته بایستی مقدار بیشتری تولیدات کشاورزی و مواد اولیه صادر کنند. این پدیده باعث می‌شود درآمد حقیقی از کشورهای در حال توسعه به کشورهای توسعه‌یافته منتقل شود. بنابراین شکاف درآمدی بین این دو گروه از کشورها بیشتر می‌گردد. این دیدگاه پایه تئوری پربیش و سینگر را تشکیل می‌دهد. پربیش (۱۹۵۰) مطرح می‌کند که کشورهای در حال توسعه برای جلوگیری از بدتر شدن رابطه مبادله تجاری‌شان باید ترکیب کالاهای صادراتی خود را از مواد اولیه به کالاهای صنعتی تغییر دهند و با

1. Prebisch (1950)

2. Singer (1950)

متنوع سازی صادرات صنعتی خود آن را بهبود بخشند. بنابراین پربیش (۱۹۵۰) متنوع سازی را به مفهوم تغییر صادرات یک کشور از کالاهای اولیه به کالاهای صنعتی و افزایش تعداد و سهم آن در کل صادرات تعریف کرده است.^۱

در کشور ما، سهم عمده صادرات متعلق به صادرات نفتی است و صادرات غیرنفتی سهم کمتری در کل صادرات کشور دارد. اگر صادرات غیرنفتی را به دو گروه عمده "صادرات مواد اولیه، کالاهای سنتی و محصولات کشاورزی" و "صادرات کالاهای صنعتی" تقسیم بندی کنیم، این دو گروه از صادرات در طول زمان سهم های متفاوتی از کل صادرات غیرنفتی را تشکیل داده اند. از شروع برنامه چهارم عمرانی کشور (۵۱-۱۳۴۷) تا پایان برنامه پنجم (۵۶-۱۳۵۲) قبل از پیروزی انقلاب اسلامی، یعنی بین سال های ۱۳۴۸ تا ۱۳۵۷، سیاست متنوع سازی صادرات اتخاذ و بر صنعتی شدن کشور تأکید گردید. همان طور که ملاحظه می شود در این دوره صادرات صنعتی از رشد قابل ملاحظه ای برخوردار بوده است. بنابراین از سال ۱۳۴۸ تا سال ۱۳۵۷ سهم صادرات کالاهای صنعتی در کل صادرات غیرنفتی رو به افزایش بوده، به طوری که سهم آن از کل صادرات غیرنفتی از مقدار ۱۱/۳ درصد در سال ۱۳۴۷ به ۲۵/۲ و ۳۰ درصد به ترتیب در سال های ۱۳۵۱ و ۱۳۵۷ رسیده است.

با وقوع انقلاب اسلامی و جنگ تحمیلی، صادرات غیرنفتی کاهش یافته و تا سال ۱۳۶۴ روند نزولی داشته است. در دهه اول انقلاب سهم صادرات صنعتی کاهش قابل ملاحظه ای یافته به طوری که سهم آن در صادرات غیرنفتی در سال های ۱۳۵۸ و ۱۳۶۵ به ترتیب برابر با ۸ و ۱۲ درصد بوده است. از جمله دلایل این کاهش را می توان تعطیلی بنگاه های تولیدی وابسته، تحریم اقتصادی، تخریب کارخانه ها و برخی بنادر مهم صادراتی

۱. گاه متنوع سازی را به مفهوم تنوع در انواع کالاهای صادراتی گرفته اند. بنابراین منظور از آن متنوع نمودن ترکیب صادرات کشور در کلیه بخش ها است. البته در مقاله حاضر منظور ما از تنوع سازی همان است که در متن اصلی ذکر شده است یعنی حرکت از صادرات مواد اولیه و کالاهای کشاورزی به صادرات کالاهای صنعتی.

کشور در زمان جنگ و کمبود ارز خارجی برای تأمین نیازهای مؤسسات صنعتی عنوان کرد.

پس از پایان جنگ و با شروع برنامه اول توسعه در سال ۱۳۶۹ با توجه به سرمایه‌گذاری‌های کلان و اعمال سیاست‌های تشویق صادرات، سهم صادرات صنعتی رشد چشمگیری داشته به طوری که ارزش آن از ۲۴۱/۵ میلیون دلار در سال ۱۳۶۹ به ۱۵۷۹/۸ میلیون دلار در سال ۱۳۷۶ افزایش یافته و سهم آن از کل صادرات غیرنفتی از ۱۱/۷ درصد در سال ۱۳۶۸ به ۶۰ درصد در سال ۱۳۷۹ رسیده است. بنابراین بر اساس آمارها از آغاز برنامه اول توسعه بعد از پیروزی انقلاب اسلامی، سهم صادرات صنعتی رو به افزایش بوده که این افزایش سهم عمدتاً ناشی از متنوع‌شدن و رشد تولیدات گروه‌های کالاهای صادرات صنعتی از جمله صادرات "مواد شیمیایی و پتروشیمی"، "چدن، آهن و فولاد"، "شمش مس، ورق و مفتول آن" و "لوازم خانه و بهداشتی داخل ساختمان" بوده است.^۱

هدف اصلی این مقاله بررسی تأثیر تنوع بخشیدن به صادرات بر خالص رابطه مبادله و رابطه مبادله درآمدی در ایران می‌باشد. برای این منظور مقاله حاضر با استفاده از الگوهای خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) روند بلندمدت سری‌های زمانی خالص رابطه مبادله پایا و رابطه مبادله درآمدی را در رابطه با چهار گروه کالاهای صنعتی صادراتی، کالاهای سنتی و کشاورزی صادراتی، صادرات غیرنفتی و کل صادرات برآورد می‌نماید. برآورد هر روند با استفاده از روش پیشنهادی بلینی و گرینوی (۱۹۹۳) و آتوکورالا (۲۰۰۰) صورت گرفته تا از بروز رگرسیون کاذب جلوگیری شود. بررسی تأثیر تنوع‌سازی بر روابط مبادله در ایران با استفاده از روش فوق تاکنون در ایران انجام نشده است. بنابراین هدف این مقاله پر کردن این شکاف در ادبیات مربوط به اقتصاد ایران می‌باشد.

این مقاله شامل پنج قسمت است. به دنبال مقدمه در قسمت اول به تحقیقات انجام شده و نظریات ارائه شده در خصوص رابطه میان تنوع بخشیدن به صادرات و تغییرات نرخ مبادله پرداخته می‌شود. قسمت دوم به ساختار الگو و روش برآورد اختصاص دارد. در قسمت سوم، الگوها برآورد شده و روند بلندمدت خالص رابطه مبادله و رابطه مبادله

۱. مأخذ آمارها: بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه، سالهای مختلف.

درآمدی محاسبه و نتایج تحلیل می‌گردد. قسمت آخر نیز به جمع‌بندی و نتیجه‌گیری اختصاص دارد.

۱. تحقیقات انجام شده

از سال ۱۹۵۰ میلادی تاکنون تحقیقات فراوانی در زمینه تعیین روند رابطه مبادله در بلندمدت در کشورهای در حال توسعه و کشورهای توسعه یافته انجام شده است. اکثر تحقیقات حاکی از کاهشی بودن خالص رابطه مبادله برای این کشورها می‌باشد. در اینجا با توجه به موضوع این مقاله به برخی از آن‌ها اشاره می‌گردد. پریش^۱ (۱۹۵۰) برای نخستین بار فرضیه بدتر شدن رابطه مبادله کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه یافته را مطرح کرد. پریش با استفاده از داده‌های سری زمانی واردات محصولات اولیه و صادرات صنعتی کشور انگلیس طی دوره ۱۹۳۸-۱۸۷۶ این فرضیه را مورد آزمون قرار داده و نتیجه گرفته است که قیمت محصولات کشاورزی و کالاهای اولیه نسبت به کالاهای صنعتی حدود یک سوم کاهش یافته است. پریش یکی از راهکارهای حمایتی توسط کشورهای در حال توسعه برای ممانعت از کاهش بلندمدت رابطه مبادله در مقابل کشورهای صنعتی را متنوع‌سازی صادرات صنعتی به مفهوم افزایش تعداد و سهم صادرات کالاهای صنعتی در کل صادرات کشورهای در حال توسعه عنوان کرده است.

سینگر^۲ (۱۹۵۰) عدم افزایش خودکار تقاضا و پایین بودن کشش قیمتی تقاضا برای هر دو گروه مواد خام و محصولات کشاورزی را از دیگر عوامل کاهش قیمت آنها دانسته است. وی همچنین عنوان می‌کند که تفاوت‌های ساختاری کشورها و بازارها و قدرت انحصاری تولیدکنندگان صنایع باعث می‌شود که قیمت مواد اولیه نسبت به کالاهای صنعتی تمایل به کاهش داشته و منافع تجاری بین کشورهای در حال توسعه و کشورهای توسعه یافته به صورت نابرابر توزیع شود.

1. Prebisch (1950)

2. Singer (1950)

کیندلبرگر^۱ (۱۹۵۵) با مطالعه و بررسی رابطه مبادله کشورهای اروپای غربی و رابطه مبادله کشورهای کمتر توسعه‌یافته در دوره ۱۹۱۳-۵۲ دریافت که خالص رابطه مبادله کشورهای اروپای غربی نسبت به کشورهای در حال توسعه غیر اروپایی ۵۰٪ بهبود یافته است. اسپراوس^۲ (۱۹۸۰) تغییر در کیفیت کالاهای ساخته شده را از عوامل مؤثر در رفتار متفاوت قیمت کالاهای ساخته شده و مواد اولیه در طول زمان دانسته است.

نگوین^۳ (۱۹۸۱) معتقد است که بهبود کیفیت کالاهای صنعتی در فرضیه پربیش نادیده گرفته شده است. همچنین هزینه‌های حمل و نقل مورد توجه قرار نگرفته است؛ به این علت که قیمت واردات هزینه‌های بیمه و حمل و نقل^۴ (CIF) را شامل می‌شود، در حالی که قیمت صادرات، هزینه‌های بیمه و حمل و نقل^۵ (FOB) را دربر نمی‌گیرد.

سپس‌فورد^۶ (۱۹۸۵) نشان می‌دهد که خالص رابطه مبادله پایاپای مواد اولیه نسبت به کالاهای صنعتی کاهش یافته است. گریلی و یانگ^۷ (۱۹۸۸) رفتار قیمت سه زیر گروه محصولات اولیه شامل مواد غذایی، مواد خام کشاورزی غیرخوراکی و فلزات را نسبت به شاخص قیمت کشورهای صنعتی آزمون کرده و نتیجه گرفته‌اند که رفتار بلندمدت قیمت آنها نسبت به ارزش واحد صادرات صنعتی کشورهای صنعتی در طول زمان کاهشی بوده و فرضیه پربیش - سینگر را تأیید می‌نمایند. به طور کلی آنها نتیجه گرفته‌اند که روند رابطه مبادله کشورهای در حال توسعه غیرنفتی کاهشی است.

پاول^۸ (۱۹۹۱) رابطه هم تجمعی بین متغیرهای رابطه مبادله کالایی محصولات اولیه غیرنفتی و رابطه مبادله کشورهای در حال توسعه غیرنفتی را با در نظر گرفتن متغیر قیمت نفت بررسی نموده و نشان داده که کشورهای در حال توسعه غیرنفتی دارای یک رابطه مبادله نسبتاً ایستا و با ثباتی هستند. وی پیروی از راهبرد متنوع‌سازی برای کشورهای در حال توسعه را مهم دانسته است.

1. Kindleberger (1955), p. 263.

2. Spraos (1980)

3. Nguyen (1981)

4. Cost Insurance and Freight

5. Free on Board

6. Sapsford (1985)

7. Grilli & Yang (1988)

8. Powell (1991)

سارکار و سینگر^۱ (۱۹۹۱) با بررسی رابطه مبادله با استفاده از داده‌های ۲۹ کشور در حال توسعه نتیجه گرفته‌اند که خالص رابطه مبادله صادرات صنعتی کشورهای در حال توسعه نزولی است. اما نرخ آن کمتر از نصف نرخ کاهشی خالص رابطه مبادله مواد اولیه برای این کشورها می‌باشد. آنها نشان داده‌اند که رابطه مبادله درآمدی کالاهای صنعتی برای این کشورها در طول زمان افزایش یافته است. سارکار و سینگر تأکید می‌کنند که هرچند این کشورها درصدد رشد صادرات صنعتی خود برآمده‌اند اما نتوانسته‌اند از نابرابری رابطه مبادله در مقابل کشورهای صنعتی فرار کنند.

لوک^۲ (۱۹۹۳) با بررسی تأثیر سطح توسعه یافتگی اقتصادی کشورها بر تغییرات خالص رابطه مبادله آنها برای دوره (۸۷-۱۹۶۷) نتیجه گرفته تغییرات خالص رابطه مبادله برای کشورهای با درآمد بالاتر به نسبت مناسب‌تر بوده است. وی متنوع‌سازی در صادرات برای کشورهای در حال توسعه، همراه با تلاش مداوم بر تشکیل سرمایه انسانی را عامل مؤثر در بهبود رابطه مبادله ذکر کرده است.

بلینی و گرینوی^۳ (۱۹۹۳) با بررسی تأثیر قیمت واقعی نفت بر رابطه مبادله برای دوره ۸۹-۱۹۵۵ پرداخته و نتیجه گرفته‌اند که خالص رابطه مبادله صادرات غیرنفتی کشورهای در حال توسعه با قیمت واقعی نفت رابطه معکوس دارد. بلاش و ساپسفورد^۴ (۱۹۹۷) به بررسی تغییرات قیمت محصولات اولیه نسبت به کالاهای صنعتی و تأثیر متغیرهای گوناگون بر روی رابطه مبادله تولیدکنندگان محصولات اولیه می‌پردازند. بر اساس این تحقیق نرخ افزایش قیمت کالاهای صنعتی در دوره مورد مطالعه بیشتر از نرخ افزایش قیمت مواد اولیه بوده و فرضیه پربیش - سینگر تأیید گردیده است.

اپلیارد و فیلد^۵ (۱۹۹۷) نشان داده‌اند که خالص رابطه مبادله کشورهای توسعه یافته طی دو دهه ۸۰ و ۹۰ به طور متوسط ۰/۶ درصد کاهش یافته است. لوتز^۶ (۱۹۹۹) با استفاده از

-
1. Sarkar & Singer (1991)
 2. Lucke (1993)
 3. Bleaney & Greenaway (1993)
 4. Bloch & Sapsford (1997)
 5. Appleyard & Field, 1997, p. 112, 121, 387
 6. Lutz (1999)

یک مدل تصحیح خطای برداری (VECM)^۱ نشان می‌دهد که نرخ روند بلندمدت برای شاخص‌های کل قیمت کالاها، قیمت محصولات کشاورزی غذایی، قیمت مواد خام و محصولات کشاورزی غیرغذایی و قیمت فلزات نسبت به شاخص قیمت کالاهای صنعتی همواره منفی بوده است.

بیدارکوتا و کروسینی^۲ (۲۰۰۰) میزان ثبات و پایداری رابطه مبادله در کشورهای درحال توسعه و نیز ارتباط آن را با قیمت جهانی کالاهای اولیه تجاری مورد مطالعه قرار داده‌اند. آنها عنوان می‌کنند به علت متمرکز بودن صادرات کشورهای در حال توسعه بر روی تعداد کمی از کالاها نوسانات قیمت این کالاها منجر به تغییرات زیاد در رابطه مبادله کشورها خواهد شد.

آتوکورالا^۳ (۲۰۰۰) با استفاده از داده‌های کشور سریلانکا برای دوره ۹۷-۱۹۷۸ با استفاده از یک الگوی خود توضیح با وقفه‌های گسترده^۴ (ARDL) به برآورد نرخ روند رابطه مبادله و درآمدی پرداخته و نتیجه گرفته که خالص رابطه مبادله پایا و درآمدی صادرات صنعتی و کل صادرات به طور معنی‌دار بهبود یافته، ولی خالص رابطه مبادله صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی دارای روند کاهشی و رابطه مبادله درآمدی نیز بی‌معنی بوده است.

در ایران گروه پژوهش‌های اقتصادی وزارت جهاد سازندگی (۱۳۷۱) خالص رابطه مبادله خالص و درآمدی را برای کل صادرات و بعضی از صادرات عمده محاسبه نموده و نتیجه گرفته است که رابطه مبادله از سال ۱۳۵۱ تا ۱۳۵۵ رو به بهبود بوده و از سال ۱۳۵۶ تا ۱۳۶۹ بجز سالهای ۵۹-۱۳۵۸ و ۱۳۶۵ دچار تزلزل شده است و رابطه مبادله درآمدی هنگام کاهش خالص رابطه مبادله، افزایش و هنگام بهبود آن کاهش یافته است.

مهرابی و چیدری (۱۳۷۹) با بررسی تأثیرگذاری نرخ ارز بر رابطه مبادله و قیمت کالاهای غیرمبادله‌ای بخش کشاورزی نتیجه گرفته‌اند که سیاست‌های کلان اقتصادی و

1. Vector Error Correction Model
2. Bidarkota & Crucini (2000)
3. Athukorala (2000)
4. Autoregressive Distributed Lag Model

نرخ ارز، باعث بدتر شدن رابطه مبادله تجاری بخش کشاورزی در مقایسه با کل اقتصاد در دوره مورد مطالعه شده است.

حسینی و سیدی (۱۳۸۱) به بررسی رفتار رابطه مبادله بازرگانی در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته و رابطه مبادله بازرگانی ایران پرداخته‌اند. آنها بر اساس محاسبات خود نتیجه گرفته‌اند رابطه مبادله کشورهای در حال توسعه بدتر از کشورهای توسعه یافته بوده و دارای ثبات نسبی کمتری نیز بوده، ولی روند رابطه مبادله کشورهای در حال توسعه نسبت به کشورهای توسعه یافته بهبود یافته است. آنها از مقایسه رابطه مبادله کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت و کشورهای در حال توسعه فاقد نفت طی همین دوره نتیجه گرفته‌اند که رابطه مبادله خالص کشورهای صادرکننده نفت بهبود یافته، در صورتی که این رابطه برای کشورهای بدون نفت بدتر شده است. آنها همچنین نتیجه گرفته‌اند که هر سه رابطه مبادله خالص، ناخالص و درآمدی برای کل صادرات تا قبل از انقلاب رشدی پایین و با ثبات داشته است ولی از سال ۱۹۸۲ به بعد رابطه مبادله خالص و ناخالص از روند نزولی برخوردار بوده‌اند ولی رابطه مبادله درآمدی دارای روند افزایشی بوده است.

آتوکورالا (۲۰۰۰) چند دلیل عمده برای کاهش بلندمدت خالص رابطه مبادله پایا پایا بین مواد اولیه و کالاهای صنعتی را بیان می‌نماید. اول، بر اساس تجربیات به دست آمده، کاهش درآمدی تقاضا برای کالاهای ساخته شده صنعتی بیشتر از مواد اولیه است که اغلب، این کاهش برای مواد اولیه کمتر از یک و برای کالاهای مصنوعی بیشتر از یک می‌باشد. با افزایش درآمد به دلیل پایین بودن کاهش درآمدی برای اکثر مواد اولیه و کالاهای کشاورزی، تقاضا برای این مواد کمتر رشد کرده و نسبت درآمد خرج شده برای مواد اولیه کاهش می‌یابد. از سوی دیگر نسبت درآمد صرف شده برای کالاهای صنعتی زیادتر می‌شود. در نتیجه، اغلب کشورهای صادرکننده مواد اولیه، دارای کسری در تراز پرداخت‌ها می‌شوند. این پدیده موجب می‌شود که کشورهای در حال توسعه برای جبران کسری تراز پرداخت‌هایشان ارزش پول خود را کاهش دهند. کاهش ارزش پول منجر به کاهش قیمت نسبی کالاهای صادراتی شده و خالص رابطه مبادله این کشورها بدتر خواهد شد.

دوم، کشورهای پیشرفته در مقابل افزایش بلندمدت قیمت محصولات اولیه از خود واکنش نشان داده و با استفاده از فناوری در استفاده از مواد اولیه در فرآیند تولید صرفه‌جویی می‌کنند. همچنین با استفاده از فناوری‌های جدید برای بعضی از مواد اولیه مواد مصنوعی جایگزین می‌کنند. این امر باعث کاهش نرخ رشد تقاضا برای مواد اولیه می‌شود.^۱ به دنبال کاهش رشد تقاضای مواد اولیه، قیمت مواد اولیه به میزان کمتری افزایش می‌یابد. حتی در بعضی موارد ممکن است رقابت بین مواد اولیه مصنوعی و طبیعی منجر به کاهش بیشتر تقاضای مواد اولیه طبیعی شود.

سوم، رقابت میان کشورهای توسعه‌یافته شرایطی ایجاد می‌کند که مواد اولیه و کالاهای کشاورزی در بازارهای بین‌المللی با قیمت رقابتی مبادله شود، ولی کالاهای صنعتی معمولاً در ساختار غیر رقابتی تولید فروخته شده و در نتیجه قیمت آن‌ها بالاتر از قیمت در شرایط رقابت کامل تعیین می‌گردد.^۲

چهارم، اقدامات حمایتی فراوانی از محصولات اولیه در کشورهای توسعه‌یافته صورت می‌گیرد. کشورهای پیشرفته غالباً با وضع تعرفه بر واردات محصولات اولیه و کشاورزی، پرداخت یارانه به تولیدکنندگان داخلی و اعمال سیاست‌های تجاری محدودکننده دیگر با تضمین قیمت و درآمد بخش کشاورزی، از تولید محصولات کشاورزی داخلی خودشان حمایت می‌کنند.

از چهار علت فوق، دو مورد نخست ذاتاً ویژگی خاص کالایی^۳ دارند. بنابراین سینگر^۴ (۱۹۸۷) پیشنهاد کرده است که می‌توان با تغییر کالاهای صادراتی از مواد اولیه به کالاهای صنعتی، رابطه مبادله کشورهای در حال توسعه را بهبود بخشید.

۲. ساختار الگو و روش برآورد

در این قسمت ابتدا ساختار الگوی مورد استفاده تشریح و سپس نحوه محاسبه متغیرهای مورد استفاده در الگوها تشریح می‌شود. سارکار و سینگر (۱۹۹۱) برای برآورد خالص

1. Appleyard & Field (1995), p.354.

2. Kindleberger (1973), p. 78-78.

3. Commodity- Specific

4. Athukorala (2000)

رابطه مبادله ۲۹ کشور در حال توسعه از یک معادله روند خطی لگاریتمی معروف به فرآیند روند - پایا^۱ به شکل معادله (۱) استفاده کرده‌اند:

$$X_t = \alpha + \beta T + U_t \quad (2-1)$$

که X_t ارزش لگاریتمی خالص رابطه مبادله پایا، T متغیر روند و U_t جمله اختلال می‌باشد. ضریب β بسته به افزایشی و یا کاهشی بودن نرخ مبادله در طول زمان می‌تواند مثبت و یا منفی باشد. بر اساس این مدل تخمین β با استفاده از روش OLS هنگامی معتبر است که X_t ایستا باشد. اگر X_t ایستا نباشد تخمین‌زننده OLS با تورش و ناسازگار خواهد بود و آزمون‌های F و t از اعتبار لازم برخوردار نخواهند بود. به عبارت دیگر برآورد مدل به دلیل احتمال به وجود آمدن رگرسیون کاذب، نتایج غیرواقعی خواهد داد و پیش‌بینی بر پایه این معادله قابل اعتماد نخواهد بود.

کودینگتون و اروزوا^۲ (۱۹۸۹) برای برطرف کردن این مشکل از فرآیند آزمون ریشه واحد استفاده کرده‌اند. چنانچه این متغیرها دارای ریشه واحد از مرتبه $I(1)$ باشند می‌توان آنها را با یک فرآیند تفاضل - ایستا^۳ تخمین زد که با در نظر گرفتن فروض ساده با یک تفاضل‌گیری ایستا خواهند شد. یعنی

$$X_t - X_{t-1} = \beta + \varepsilon_t \quad (2-2)$$

که β میانگین (ثابت) تفاضل‌ها است و ε_t یک اختلال سفید^۴ با میانگین صفر و واریانس σ^2 می‌باشد.

گرچه تفاضل‌گرفتن از متغیرهای غیرساکن دارای خاصیت $I(1)$ ، مشکل رگرسیون کاذب را برطرف می‌کند، اما اطلاعات بلندمدت در رابطه با سطح متغیرها را از دست می‌دهیم و تفسیر نتایج مشکل می‌شود. بلینی و گرینوی (۱۹۹۳) و آتوکورالا (۲۰۰۰) برای برآورد مدل از روش الگوی تصحیح خطا (ECM) استفاده کرده‌اند که هر دو مدل فوق را دربر می‌گیرد. از جمله مزیت‌های این الگو آن است که نوسانات کوتاه‌مدت متغیرها را به

1. Trend Stationary Process
2. Cuddington & Urzua (1989)
3. Difference Stationary Process
4. White noise

مقادیر تعادلی بلندمدت آنها ارتباط می‌دهد و احتمال بروز روند کاذب به حداقل می‌رسد.^۱ اکنون به استخراج الگوی مورد استفاده برای برآورد روند بلندمدت می‌پردازیم. الگوی خودتوضیح با وقفه‌های توزیعی (ARDL) زیر را در نظر بگیرید:

$$X_t = \alpha + \beta T + \sum_{i=1}^m \varphi_i X_{t-i} + u_t \quad (2-3)$$

که در آن مانند قبل X_t ، ارزش لگاریتمی خالص رابطه مبادله پایا و T متغیر روند می‌باشد. اکنون جمله X_{t-1} را از طرفین معادله (۲-۳)، کم کرده و آن را بسط می‌دهیم، خواهیم داشت:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T - X_{t-1} + \varphi_1 X_{t-1} + \varphi_2 X_{t-2} + \varphi_3 X_{t-3} + \dots \quad (\text{الف } 2-3)$$

$$+ \varphi_m X_{t-m} + u_t$$

می‌دانیم که:

$$\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$$

$$X_{t-1} = X_t - \Delta X_t$$

$$X_{t-2} = X_{t-1} - \Delta X_{t-1}$$

$$X_{t-3} = X_{t-2} - \Delta X_{t-2} = X_{t-1} - \Delta X_{t-1} - \Delta X_{t-2}$$

$$X_{t-4} = X_{t-3} - \Delta X_{t-3} = X_{t-1} - \Delta X_{t-1} - \Delta X_{t-2} - \Delta X_{t-3}$$

به همین ترتیب ادامه می‌دهیم. بنابراین خواهیم داشت:

۱. برای توضیحات بیشتر در خصوص اینکه چگونه برای برآورد رابطه بلندمدت نرخ مبادله استفاده از روش تصحیح خطا (ECM) در یک الگوی خود رگرسیون با وقفه‌های توزیعی که در آن فقط متغیر روند و وقفه‌های متغیر وابسته (نرخ مبادله) به صورت متغیرهای توضیحی وجود دارند می‌تواند مشکل رگرسیون کاذب را حل نماید به صفحه ۳۵۱ مقاله بلینی و گرینوی (۱۹۹۳) و صفحات ۹۴-۹۵ مقاله آتوکورالا (۲۰۰۰) مراجعه نمود. با توجه به اینکه در الگوی (۲-۴) از تفاضل مرتبه اول متغیر رابطه مبادله (برای بخش‌های مختلف) به عنوان متغیر وابسته استفاده شده، و چون این تفاضل‌ها ایستا می‌باشند، بنابراین با استفاده از این روش مشکل رگرسیون کاذب وجود نداشته و استفاده از آزمون‌های هم‌تجمعی مورد ندارد.

$$X_{t-m} = X_{t-1} - \sum_{i=1}^{m-1} \Delta X_{t-i} \quad (\text{ب-۲.۳})$$

با جایگذاری رابطه فوق در معادله (الف-۲.۳) خواهیم داشت:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T - X_{t-1} + \varphi_1 X_{t-1} + \varphi_2 (X_{t-1} - \Delta X_{t-1}) + \\ \varphi_3 (X_{t-1} - \Delta X_{t-1} - \Delta X_{t-2}) + \dots + \varphi_m (X_{t-1} - \sum_{i=1}^{m-1} \Delta X_{t-i}) + u_t$$

با مرتب کردن ضرایب متغیرهای با وقفه معادله زیر بدست می‌آید:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T - X_{t-1} + (\varphi_1 + \varphi_2 + \dots + \varphi_m) X_{t-1} - (\varphi_2 + \varphi_3 + \dots + \\ \varphi_m) \Delta X_{t-1} - (\varphi_3 + \varphi_4 + \dots + \varphi_m) \Delta X_{t-2} - (\varphi_4 + \varphi_5 + \dots + \varphi_m) \Delta X_{t-3} \\ - \dots - (\varphi_{m-1} + \varphi_m) \Delta X_{t-(m-2)} - \varphi_m \Delta X_{t-(m-1)} + u_t$$

سمت راست معادله فوق را به صورت مجموع نوشته و آن را مرتب می‌کنیم:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T - \sum_{j=1}^{m-1} \sum_{i=j+1}^m \varphi_i \Delta X_{t-j} + (\sum_{i=1}^m \varphi_i - 1) X_{t-1} + u_t$$

با تغییر متغیر و جایگزینی در معادله بالا، شکل نهایی زیر بدست می‌آید:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta T + \sum_{j=1}^{m-1} \varphi_j^* \Delta X_{t-j} + \Phi X_{t-1} + u_t \quad (\text{۲-۴})$$

به طوری که $\Phi = -(1 - \sum_{i=1}^m \varphi_i)$ و $\varphi_j^* = -\sum_{i=1}^m \varphi_i$ می‌توان نشان داد که نرخ روند

بلندمدت رابطه مبادله برابر است با:

$$B = -\beta \Phi^{-1} \quad (\text{۲-۵})$$

به این ترتیب می‌توان با استفاده از معادله (۲-۴) به طور همزمان ضرایب کوتاه مدت و بلندمدت را برآورد نمود. توجه شود که معادلات (۲-۳) و (۲-۴) با یکدیگر برابرند، اما از مزایای الگوی (۲-۴) آن است که اگر در برآورد این معادله همبستگی پیاپی وجود داشته باشد، می‌توان با وارد کردن یک یا چند وقفه (با تعیین وقفه‌های بهینه) از متغیر وابسته در معادله، به عنوان متغیرهای مستقل، مشکل خودهمبستگی را برطرف کرد و یا کاهش داد. بنابراین معادله (۲-۴) را به عنوان مدل اصلی انتخاب و برآورد می‌کنیم. سپس نرخ روند

رابطه مبادله را در بلندمدت با استفاده از رابطه بدست آمده برای بلندمدت محاسبه می‌کنیم.

پس از برآورد معادله (۲-۴) چند حالت زیر ممکن است مشاهده گردد:

الف - اگر $\beta=0$ و $\Phi<0$ باشد، رابطه مبادله دارای روند بلندمدت نیست و حول میانگین خود در نوسان است^۱.

ب - اگر $\beta\neq 0$ و $\Phi=0$ باشد، رابطه مبادله دارای گام تصادفی با جزء ثابت^۲ است. بدین مفهوم که نرخ روند بلندمدت به طور قطعی قابل پیش‌بینی نیست، ولی به احتمال زیاد اگر $\beta>0$ باشد، رابطه مبادله بزرگتر از ارزش جاری خودش در آینده است و اگر $\beta<0$ باشد رابطه مبادله از ارزش جاری خودش در آینده کمتر می‌باشد.

ج - اگر $\beta\neq 0$ و $\Phi<0$ باشد، رابطه مبادله دارای یک روند قطعی است؛ یعنی تمایل بلندمدت برای برگشت به یک روند غیر صفر، با پیروی از اختلالات کوتاه‌مدت وجود دارد و مسیر حرکت آن در طول زمان مشخص است.

با توجه به رابطه بدست آمده برای محاسبه نرخ روند بلندمدت رابطه مبادله حاصل از معادله (۳-۴) در حالتی که $\beta<0$ و $\Phi<0$ باشد، فرضیه روند کاهشی در بلندمدت برقرار است و اگر $\beta>0$ و $\Phi<0$ باشد، رابطه مبادله دارای روند بلندمدت افزایشی می‌باشد. به طور کلی اگر $B>0$ باشد رابطه مبادله در بلندمدت بهبود یافته و اگر $B<0$ باشد، رابطه مبادله بدتر شده است.

چنانکه کوروالا (۲۰۰۰) تأکید می‌کند که اگر به اشتباه از معادله (۲-۱) که با فرض ایستایی روند^۳ نوشته شده برای برآورد سری زمانی‌ای استفاده شود که در واقع دارای فرآیند تفاضل ایستاء می‌باشد، ممکن است فرضیه پربیش - سینگر را بخاطر وجود مسئله رگرسیون کاذب به غلط تأیید نماییم. بنابراین برای جلوگیری از این مسئله و همچنین رفع مشکلاتی نظیر خود همبستگی جملات اختلال از الگو (۲-۴) استفاده خواهیم نمود.

بنابراین در این تحقیق در معادله (۲-۴) به جای X ، متغیرهای درون‌زای خالص رابطه مبادله پایاپا (NBTT) و رابطه مبادله درآمدی (INTT) را برای هر کدام از گروه‌های

1. Bleaney & Greenaway (1993)

2. Random walk with drift

3. Trend stationary

4. Difference stationary process

صادرات صنعتی، صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی، صادرات غیرنفتی و کل صادرات قرار داده و روند بلندمدت هر یک را برآورد می‌نماییم.

۳. معرفی شاخص‌ها

در این بخش به معرفی متغیرهای مربوطه و نحوه بدست آوردن آنها می‌پردازیم. در قسمت‌های بعدی از این متغیرها در الگوها استفاده کرده و روند هر یک را در بلندمدت برآورد می‌کنیم.

متغیرهای مورد مطالعه عبارتند از:

۳-۱. خالص رابطه مبادله پایا (NBTT)^۱ یا رابطه مبادله کالایی^۲ برابر است با شاخص قیمت صادرات (Px) تقسیم بر شاخص قیمت واردات (Pm) ضربدر ۱۰۰:

$$NBTT = \frac{P_x}{P_m} \times 100$$

در بسیاری از مطالعات به جای شاخص‌های قیمت صادرات و واردات از شاخص‌های ارزش واحد صادرات و واردات استفاده شده است، در این مقاله نیز از این شاخص‌ها استفاده کرده‌ایم که نحوه به دست آوردن آنها توضیح داده خواهد شد.

۳-۲. رابطه مبادله درآمدی (INTT)^۳ برابر است با خالص رابطه مبادله پایای ضربدر شاخص حجمی صادرات (QX). یعنی:

$$INTT = NBTT \times Q_x = \frac{P_x}{P_m} \times Q_x \times 100$$

تغییر در رابطه مبادله درآمدی می‌تواند با تغییر هر یک از متغیرهای شاخص‌های قیمت صادرات و واردات و یا شاخص حجمی صادرات صورت بگیرد. تغییر در شاخص‌های قیمت و حجمی ممکن است منجر به تغییرات در رابطه مبادله خالص و درآمدی در جهات موافق و یا مخالف با یکدیگر بشود.

1. Net Barter Terms of Trade
2. Commodity Terms of Trade
3. Income Terms of Trade

در این تحقیق، مقادیر هر یک از دو متغیر خالص رابطه مبادله و رابطه مبادله درآمدی برای سه گروه کالاهای غیرنفتی صادراتی، کالاهای سنتی و کشاورزی صادراتی و کالاهای صنعتی صادراتی به طور جداگانه محاسبه گردیده است.^۱

برای محاسبه متغیرهای خالص رابطه مبادله و رابطه مبادله درآمدی، به داده‌های سری زمانی شاخص حجمی و شاخص ارزش واحد صادرات این سه گروه کالاهای صادراتی و شاخص ارزش واحد واردات نیاز داریم. این شاخص‌ها را می‌توان با استفاده از شاخص لاسپیرز^۲ و یا پاشه^۳ محاسبه کرد. سازمان صندوق بین‌المللی پول^۴ (IMF) در نشریه آمارهای مالی بین‌المللی^۵ "IFS" از شاخص لاسپیرز برای محاسبات شاخص‌های فوق استفاده گردیده است. در این مقاله نیز از شاخص لاسپیرز استفاده شده است.

صادرات غیرنفتی شامل صادرات صنعتی، صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی می‌باشد. گروههای کالایی ذکر شده در هر بخش که در ضمیمه (۱) ارائه شده برای محاسبه شاخص‌ها به کار گرفته شده‌اند. پس از محاسبه شاخص ارزش واحد و شاخص حجمی هر یک از بخش‌های صادرات صنعتی، صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی و صادرات غیرنفتی متغیرهای خالص رابطه مبادله پایاپای و رابطه مبادله درآمدی را برای سه گروه فوق را محاسبه کرده‌ایم. کل صادرات شامل صادرات غیرنفتی و بخش نفت و گاز می‌باشد. به دلیل اینکه بخش عمده صادرات ایران را صادرات نفت تشکیل می‌دهد و صادرات این بخش، نقش عمده‌ای در تعیین انواع رابطه مبادله دارد، روند بلندمدت آن را نیز بررسی خواهیم کرد.

۴. برآورد الگوها و تحلیل نتایج

در این قسمت، روند متغیرهای خالص رابطه مبادله و رابطه مبادله درآمدی هر یک از

۱. سری‌های زمانی خالص رابطه مبادله و رابطه مبادله درآمدی برای کل صادرات از مقاله حسینی و سیدی (۱۳۸۰) استفاده گردیده است.

2. Laspeyres

3. Paasche

4. International Monetary Fund

5. International Financial Statistics Supplement on Trade Statistics

گروه‌های مختلف صادراتی را با استفاده از معادله (۲-۴) برآورد و سپس روند بلندمدت هریک از شاخص‌های رابطه مبادله را از رابطه (۲-۵) محاسبه نموده و نتایج را مورد تجزیه و تحلیل قرار می‌دهیم. قبل از آن لازم است سری‌های زمانی از لحاظ ایستایی مورد بررسی قرار گرفته تا اهمیت استفاده از روش بلینی و گرینوی (۱۹۹۳) و آتوکورالا (۲۰۰۰) برای تخمین روند بلندمدت روابط مبادله در این تحقیق با هدف جلوگیری از رگرسیون کاذب روشن‌تر گردد.

در این مقاله از آزمون ریشه واحد برای بررسی ایستایی متغیرهای استفاده می‌گردد. برای این کار ایستایی متغیرها را با روش دیکی - فولر^۱ به صورت لگاریتمی در سطح (با روند و بدون روند) و نیز با تفاضل مرتبه اول برآورد کرده‌ایم که نتایج حاصل از آن در ضمیمه (۲) جدول (ض-۱) نشان داده شده است. متغیرهایی که به صورت لگاریتمی استفاده شده‌اند عبارتند از: خالص رابطه مبادله صادرات صنعتی (LMANBT)، رابطه مبادله درآمدی صادرات صنعتی (LMAINT)، خالص رابطه مبادله مواد اولیه و محصولات کشاورزی (LPRNBT)، رابطه مبادله درآمدی مواد اولیه و محصولات کشاورزی (LPRINT)، خالص رابطه مبادله صادرات غیرنفتی (LNONBT)، رابطه مبادله درآمدی صادرات غیرنفتی (LNOINT)، خالص رابطه مبادله کل صادرات (LEXNBT) و رابطه مبادله درآمدی کل صادرات (LEXINT).

چنان که نتایج نشان می‌دهد بر اساس این آزمون تمام متغیرها در سطح غیر ایستا بوده و با یک مرتبه تفاضل گیری همگی ایستا شده‌اند.^۲ بنابراین همان‌گونه که اشاره گردید استفاده از متغیرهای غیر ایستا و برآورد روند رابطه مبادله بر اساس مدل (۲-۱) ممکن است باعث مسئله رگرسیون کاذب گردد که با انتخاب روش بلینی و گرینوی (۱۹۹۳) و

1. Dickey-Fuller

۲. با توجه به ماهیت روش بلینی و گرینوی (۱۹۹۳) و آتوکورالا (۲۰۰۰) که در این مقاله برای برآورد روابط مبادله اتخاذ شده انجام آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته برای تعیین ریشه واحد غیرضروری می‌باشد. چون همان‌طور که از رابطه (۳-۴) ملاحظه می‌گردد، این مدل به طور ضمنی به وجود روند و احتمال خود همبستگی جملات اختلال در مدل توجه داشته و با توجه به این دو مسئله الگوها برآورد می‌گردند.

آتو کورالا (۲۰۰۰) و برآورد الگوها با استفاده از معادله (۲-۴) و محاسبه روند بلندمدت از رابطه (۲-۵) از بروز آن جلوگیری شده است.

بنابراین در قسمت بعد روند بلندمدت رابطه مبادله کالاهای اولیه و محصولات کشاورزی را برآورد می‌کنیم. سپس با فرض تنوع‌سازی در صادرات صنعتی، معادلات خالص رابطه مبادله و رابطه مبادله درآمدی مربوط به هر یک از گروههای صادراتی شامل صادرات صنعتی، صادرات غیرنفتی توسط معادله (۲-۴) برآورد و روند بلندمدت آن محاسبه می‌گردد. به‌منظور تعیین نقش صادرات نفت در رابطه مبادله، معادلات روند شاخص‌های خالص رابطه مبادله و رابطه مبادله درآمدی کل صادرات نیز برآورد خواهد گردید.

۴-۱. برآورد معادله خالص رابطه مبادله

در این قسمت معادله (۲-۴) را برای برآورد خالص رابطه مبادله صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی، صادرات صنعتی، صادرات غیرنفتی، و کل صادرات بازنویسی می‌نماییم:

$$\Delta \text{LNBT}_t = C_1 + \beta T + \sum_{j=1}^{m-1} \phi_j^* \Delta \text{LNBT}_{t-j} + \Phi \text{LNBT}_{t-1} + W_t \gamma + v_{1t} \quad (۴-۱)$$

که در این الگو LNBT لگاریتم خالص رابطه مبادله، T متغیر روند، W_t بردار متغیرهای مجازی بوده و C_1 جزء ثابت، β ، ϕ ، Φ ، و γ ضرایب معادله می‌باشند. Δ نشان دهنده تفاضل مرتبه اول متغیر است. فرض می‌شود که جزء اختلال v_{1t} دارای کلیه فروض کلاسیک می‌باشد. این معادله به ترتیب برای خالص رابطه مبادله جهت (۱) مواد اولیه و محصولات کشاورزی (LPRNBT)، (۲) صادرات صنعتی (LMANBT)، (۳) صادرات غیرنفتی (LNONBT)، و (۴) کل صادرات (LEXNBT) برآورد گردیده است. سپس با استفاده از رابطه (۲-۵) نرخ روند بلندمدت را محاسبه نموده‌ایم. نتیجه تخمین‌های این چهار الگو در جدول (۱) ارائه شده است. در ادامه با توجه به برآوردهای انجام شده، روند خالص رابطه مبادله بلندمدت برای هر مورد استخراج شده و نتایج بدست آمده بررسی می‌گردد.

۱-۴. نتیجه برآورد معادله خالص رابطه مبادله برای مواد اولیه و محصولات کشاورزی برای بررسی فرضیه کاهشی بودن شاخص خالص رابطه مبادله مواد اولیه و محصولات کشاورزی، معادله (۱-۴) برای LPRNBTt برآورد و نتیجه آن در ستون (۱) جدول (۱) گزارش شده است. همان طور که نتایج ستون (۱) نشان می‌دهد تمام ضرائب در سطح ۵٪ معنادار است. آماره های χ^2_{2Ser} ، χ^2_{2Fun} ، χ^2_{2Het} و χ^2_{2Nor} به ترتیب نشان دهنده آماره‌های ضریب لاگرانژ برای آزمون خود همبستگی پسماندها، فرم تابعی معادلات، واریانس ناهمسانی و نرمال بودن جملات پسماند می‌باشند. این آماره‌ها دارای توزیع کای - دو با درجات آزادی درج شده در داخل پرانتز هستند. بر اساس جدول (۱)، در این الگو ضوابط و آزمون‌های تشخیص، توسط آماره ضریب لاگرانژ تأیید گردیده است. آماره F نیز معنی دار بودن کل مدل را تأیید می‌کند.

برای تعیین وقفه‌ها می‌توان از معیارهای حنان کوئین (HQC)^۱، آکائیک (AIC)^۲، شوارز - بیزین^۳ (SBC) استفاده نمود. با توجه به هر سه معیار در الگوی (۱) برای متغیر وابسته یک وقفه انتخاب شده است. در این جدول DUM58 متغیر مجازی^۴ برای سالهای ۱۳۵۸-۵۹ است. در این سالها در نتیجه صادرات فرش‌های گران قیمت و سبک، ارزش صادرات فرش و نیز ارزش واحد آن افزایش یافته، به طوری که ارزش صادرات فرش از ۸۳/۶ میلیون دلار در سال ۱۳۵۷ به ۴۰۹ میلیون دلار در سال ۱۳۵۸ افزایش یافته^۵، ولی وزن آن رشد خیلی کمتری داشته و ارزش واحد فرش به ازای یک کیلوگرم در سالهای ۱۳۵۷ و ۱۳۵۸ به ترتیب برابر با ۱۵ و ۵۲/۵ دلار بوده است. طی این سالها خروج بخشی از سرمایه‌ها به صورت صادرات فرش‌های گران قیمت انجام شده است. در این سال صادرات خشکبار نیز

1. Hannan – Quinn Criterion
2. Akaike Information Criterion
3. Schwarz Bayesian Criterion

۴. ذکر این نکته لازم است که در طول این مقاله متغیرهای مجازی استفاده شده در هر الگو با توجه به شرایط خاص هر بخش در دوره مورد مطالعه و همچنین رفع مشکلات عدم صحت اعتبار مدل و بدست آوردن پسماندهای خوش رفتار (لوتر ۱۹۹۹) بر اساس نتایج آزمون‌های متعدد انتخاب شده‌اند.

۵. گزارش اقتصادی و ترازنامه، بانک مرکزی ایران (۱۳۵۸)، ص ۷۵.

۵۳ درصد رشد داشته است. رشد بالای صادرات فرش باعث شده که ارزش صادرات مواد اولیه و کالاهای سنتی و کشاورزی از ۳۶۹ میلیون دلار در سال ۱۳۵۷ به ۷۲۵ میلیون دلار در سال ۱۳۵۸ افزایش یابد. متغیر مجازی (DUM58) در سالهای ۵۹-۱۳۵۸ دارای ضریب مثبت می‌باشد. در این سالها ارزش واحد صادرات فرش افزایش یافته و به دلیل اینکه صادرات فرش دستباف بخش اعظمی از صادرات را تشکیل می‌دهد، مقادیر عددی بزرگتری برای شاخص ارزش واحد صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی و خالص رابطه مبادله آن حاصل شده است.

تأثیر شوک نفتی سال ۱۳۵۳ بر روی نرخ خالص رابطه مبادله به وسیله متغیر مجازی DUM53 نشان داده شده است. چنان که نتایج ستون (۱) نشان می‌دهد این متغیر تأثیر منفی بر خالص رابطه مبادله این بخش داشته و عرض از مبدأ را در سالهای ۵۴-۱۳۵۳ کاهش داده است.

جدول ۱- نتایج برآورد معادله خالص رابطه مبادله: متغیر وابسته $\Delta LNBT$

متغیرهای مستقل و آزمون‌ها	صادرات مواد اولیه و کشاورزی (۱)	صادرات صنعتی (۲)	صادرات غیرنفتی (۳)	کل صادرات (۴)
C_1	۱/۱۰ (۲/۹۹)	۵/۴۰ (۴/۶۷)	۱/۸۲ (۲/۴۷)	۱/۴۵ (۳/۹۹)
T	-۰/۰۰۷ (-۱/۹۵)	-۰/۰۴۰ (-۳/۴۵)	-۰/۰۲۳ (-۲/۵۱)	۰/۰۰۹ (۱/۷۰)
$LNBT(-1)$	-۰/۱۹ (-۲/۵۶)	-۰/۳۱ (-۴/۵۷)	-۰/۳۳ (-۲/۲۱)	-۰/۳۲ (-۴/۰۶)
$\Delta LNBT(-1)$	-۰/۳۴ (-۲/۲۹)	۰/۳۱ (۱/۹۱)	۰/۱۸ (۱/۲۰)	-۰/۴۶ (-۳/۴۸)
$\Delta LNBT (-2)$		۰/۱۹ (۱/۲۰)	-۰/۰۶ (-۰/۴۲)	
$\Delta LNBT (-3)$		۰/۲۵ (۱/۷۲)		
DUM_{53}	-۰/۴۵ (-۲/۹۲)		-۰/۶۲ (-۳/۰۹)	
$DUM_{53}T$				۰/۰۳۶

				(۴/۹)
DUM_{Div}				۰/۰۳ (۰/۳۳)
DUM_{DivT}		۰/۰۱۷ (۱/۸۲)	۰/۰۱۵ (۱/۹۱)	
DUM₅₈	۰/۶۱ (۳/۷۵)		۰/۷۱ (۳/۰۰)	
DUM_{War}		۱/۰۳ (۴/۴۶)	۰/۴۸ (۲/۴۶)	
DUM₅₉				-۰/۹۳ (۵/۹۶)
R²	0.50	0.58	.53	0.67
F-Stat	F(5,30)= 6.06	F(7,27)= 5.31	F(8,27)= 3.85	F(6,29)=9.98
χ^2_{Ser}	[1]=.083[.775]	[1]=.252[.615]	[1]=.038[.844]	[1]=.023[.879]
χ^2_{Fun}	[1]=.090[.600]	[1]=.1.529[.216]	[1]=1.562[.211]	[1]=1.030[.336]
χ^2_{Het}	[1]=.637[.425]	[1]=.640[.424]	[1]=.547[.459]	[1]=.434 [.510]
χ^2_{Nor}	[2]=.283[.868]	[2]=3.977[.137]	[2]=1.561[.459]	[2]=1.561[.459]

توضیح: مقادیر داخل پرانتزها نشان دهنده آماره‌های F می‌باشند.

ضرایب متغیر با وقفه خالص رابطه مبادله مواد اولیه و محصولات کشاورزی و متغیر روند معنادار و منفی می‌باشند. نرخ روند بلندمدت خالص رابطه مبادله مواد اولیه و محصولات کشاورزی با استفاده از رابطه (۵-۳) برابر با $3/7$ - درصد بدست آمده که حاکی از کاهش بودن این روند می‌باشد. بنابراین فرضیه پربیش و سینگر در مورد کاهش بودن خالص رابطه مبادله مواد اولیه و محصولات کشاورزی پذیرفته می‌شود.

۴-۱-۲. نتیجه برآورد معادله خالص رابطه مبادله صادرات صنعتی

همان‌طور که عنوان شد، در این مقاله متنوع‌سازی صادرات به مفهوم تغییر کالاهای صادراتی از مواد اولیه به کالاهای صنعتی و افزایش سهم کالاهای صنعتی در صادرات غیرنفتی می‌باشد. بنابراین با فرض تنوع‌سازی در این بخش از صادرات نیاز است که با گذشت زمان، سهم صادرات صنعتی در کل صادرات غیرنفتی افزایش یافته باشد. در دوره‌هایی قبل و پس از پیروزی انقلاب سیاست تنوع‌سازی در ایران دنبال شده است. برنامه چهارم عمرانی کشور قبل از انقلاب توسعه صنعتی و سیاست تنوع‌سازی صادرات را

در دستور کار خود قرار داد^۱ و این سیاست تا زمان پیروزی انقلاب اسلامی دنبال شد. بنابراین چنان که آمار نشان می‌دهد طی دوره ۱۳۵۷-۱۳۴۹ سیاست تنوع‌سازی صادرات در عمل اجراء گردید. به طوری که متوسط سهم صادرات صنعتی از کل صادرات غیرنفتی طی این دوره حدود ۲۵ درصد بوده است. اما طی سالهای اولیه بعد از پیروزی انقلاب و در دوران جنگ تا سال ۱۳۶۸ به علت عدم وجود برنامه و سیاست‌های مشخص رسمی در این خصوص سهم صادرات صنعتی از کل صادرات غیرنفتی کاهش یافته و متوسط سهم صادرات صنعتی از کل صادرات غیرنفتی حدود ۱۰ درصد بوده است. پس از پایان جنگ و از شروع برنامه اول توسعه تا کنون سیاست تشویق صادرات غیرنفتی به طور عام و افزایش صادرات صنعتی به طور خاص دنبال شد. به طوری که سهم این صادرات در کل صادرات غیرنفتی از سال ۱۳۶۹ به شدت افزایش یافت. به طوری که طی این دوره متوسط سهم صادرات صنعتی از کل صادرات غیرنفتی بیش از ۴۰ درصد بوده است. بنابراین از سال ۱۳۶۹ الی ۱۳۷۹ سیاست تنوع‌سازی صادرات مجدداً دنبال شد.

بنابراین در الگوی مورد استفاده برای بررسی تأثیر این سیاست از متغیر مجازی DUMDiv به عنوان شاخصی برای دوره‌هایی که سیاست تنوع‌سازی اتخاذ شده استفاده گردیده است. بر این اساس متغیر مجازی تنوع‌سازی برای دوره های ۱۳۴۹-۵۷، ۱۳۶۷ و ۸۰-۱۳۶۹ یک و برای سایر سال‌ها صفر در نظر گرفته شده است.^۲ با توجه به این مسئله

۱. به طوری که در برنامه چهارم عمرانی کشور "تنوع بخشیدن به کالاهای صادراتی کشور" ... به طور صریح جزء اهداف اصلی برنامه قرار گرفته است. (بند "پ" اهداف کلی، صفحه ۷۶ برنامه چهارم عمرانی کشور)

۲. اگرچه برنامه چهارم عمرانی قبل از انقلاب از ۱۳۴۷ شروع شده اما تأثیر عملی اتخاذ سیاست تنوع بخشیدن به صادرات از یکی و دو سال بعد مشاهده شده است. همچنین در سال ۱۳۶۷ با توجه به کاهش شدید قیمت نفت در جهان و کاهش حجم صادرات نفتی به علت شرایط جنگی مانند بمباران تأسیسات نفتی و کشتی‌های نفتکش از یک طرف و نیاز کشور به درآمدهای ارزی از طرف دیگر، عملاً کشور مجبور به متنوع نمودن صادرات خود شد به طوری که در این سال سهم صادرات صنعتی افزایش قابل توجهی یافت و به رقم ۲۲/۷ درصد رسید. این در حالی است که سهم این

معادله (۴-۱) برای صادرات صنعتی برآورد و نتایج آن در ستون (۲) جدول (۱) آورده شده است. در این جدول DUMDiVT متغیر مجازی تنوع سازی است که روی شیب متغیر روند تأثیر می گذارد. متغیر DUMWar متغیر مجازی برای جنگ (۶۷-۱۳۵۹) می باشد. ملاحظه می شود که بجز ضریب متغیر (-2)DLMANBT بقیه ضرائب معنادار می باشند.

چنانکه نتایج ستون (۲) جدول (۱) نشان می دهد آزمون های تشخیصی الگو توسط آماره ضریب لاگرانژ تأیید می گردد. در این الگو با توجه به معیار آکائیک برای متغیر وابسته ۳ وقفه انتخاب شده است. ضرایب متغیر روند و متغیر با وقفه خالص رابطه مبادله صادرات صنعتی از لحاظ آماری معنی دارند. با استفاده از رابطه (۵-۲) نرخ روند بلندمدت خالص رابطه مبادله صادرات صنعتی برابر $4/2$ - درصد می باشد. بنابراین شاخص خالص رابطه مبادله صادرات صنعتی طی دوره (۸۰-۱۳۴۲) بدتر شده است. روند بلندمدت متغیر مجازی DUMDiVT را با استفاده از رابطه (۵-۲) محاسبه کرده ایم که برابر با $1/8$ درصد شده و بیانگر تأثیر مثبت تنوع سازی بر خالص رابطه مبادله می باشد. برای اینکه روند بلندمدت را بدست آوریم بایستی این دو روند را طی دوره هایی که متنوع سازی در صادرات صورت گرفته با یکدیگر جمع جبری نماییم. بر این اساس، نرخ روند بلندمدت در دوره تنوع سازی برابر با $2/4$ - درصد و در بقیه دوره ها برابر با $4/2$ - درصد می باشد. بنابراین تنوع سازی صادرات اگرچه نتوانسته از روند کاهشی خالص رابطه مبادله صادرات صنعتی جلوگیری کند اما تأثیر مثبت بر روی این رابطه داشته است. چنانکه برخی تحقیقات نشان می دهد تغییر ترکیب صادرات از مواد اولیه به صادرات کالاهای صنعتی در بسیاری از کشورهای در حال توسعه از شدت نزولی بودن خالص رابطه مبادله در این کشورها کاسته اما نتوانسته این روند کاهشی را مثبت نماید. بنابراین همچنان رابطه مبادله این کشورها در مقابل کشورهای توسعه یافته دارای روند نزولی است.

متغیر مجازی جنگ عرض از مبدأ معادله را طی دوره ۶۷-۱۳۵۹ افزایش داده که در این دوره به سبب کاهش شدید صادرات صنعتی و تغییر ترکیب برخی از گروه های صادراتی،

بیشتر کالاهای صنعتی با ارزش واحد بالا صادر شده‌اند. به طور مثال صادرات برخی از محصولات شیمیایی دارای ارزش واحد پایین مانند پودر لباسشویی و صابون و ... قطع شده و صادرات گروههای صادراتی "وسایط نقلیه"، "چدن، آهن، فولاد و مصنوعات آنها" و "مس و مصنوعات آن" کاهش یافته که درصد کاهش وزن این گروههای صادراتی خیلی بیش از درصد کاهش ارزش آن بوده و منجر به افزایش ارزش واحد صادرات این گروههای کالایی گردیده است.

۴-۱-۳. نتیجه برآورد معادله خالص رابطه مبادله صادرات غیرنفتی

با توجه به تئوری انتظار می‌رود که افزایش سهم صادرات صنعتی بر روی روند خالص رابطه مبادله صادرات غیرنفتی نیز تأثیر مثبت داشته باشد. معادله (۱-۴) جهت بررسی خالص رابطه مبادله صادرات غیرنفتی LNONBTt برآورد و نتیجه آن در ستون (۳) جدول گزارش شده است.

در این ستون DUM53، DUMDivT و DUMWar به ترتیب متغیر مجازی شوک نفتی سال ۱۳۵۳، متغیر مجازی تنوع‌سازی و متغیر مجازی جنگ می‌باشند. با توجه به اینکه در سال ۱۳۵۸ ارزش صادرات غیرنفتی نسبت به سال قبل ۵۰ درصد افزایش و وزن آن حدود ۸۳ درصد کاهش داشته، که معلول عوامل متعددی از جمله افزایش قیمت در بازارهای جهانی، تغییر ترکیب صادرات کشور از کالاهای صنعتی به کالاهای سنتی و کشاورزی بوده است^۱ متغیر مجازی DUM58 را برای آن سال وارد الگو نموده‌ایم.

نتایج برآورد معادله (۱-۴) نشان می‌دهد که کلیه ضرائب بجز ضریب DLNONBT(-2) معنادار می‌باشند. در این الگو با توجه به اینکه در حالت بدون وقفه و با یک وقفه، فرم تابعی آن تأیید نمی‌گردد، برای متغیر وابسته، دو وقفه انتخاب شده است. همچنین ضوابط و آزمون‌های تشخیصی مختلف حاکی از صحت اعتبار الگو است.

در این معادله، متغیر مجازی شوک نفتی سال ۱۳۵۳ (DUM53) دارای ضریب منفی و معنی‌دار بوده و عرض از مبدأ معادله روند خالص رابطه مبادله صادرات غیرنفتی را در سال

۱. گزارش اقتصادی و ترانزنامه، بانک مرکزی ایران (۱۳۵۸)، ص ۷۵.

۱۳۵۳ کاهش داده است. با افزایش قیمت نفت و درآمدهای صادراتی حاصل از نفت به صادرات غیرنفتی اهمیت کمتری داده شده است. متغیر مجازی DUM58 عرض از مبدأ را افزایش داده است. در سال ۱۳۵۸ ارزش واحد صادرات فرش و نیز ارزش صادرات آن افزایش یافته است. متغیر مجازی جنگ (DUMWAR) طی دوره ۱۳۵۹-۶۷ دارای ضریب مثبت می‌باشد. این امر ناشی از تغییراتی در ترکیب گروههای صادراتی و کاهش شدید حجم صادرات غیرنفتی نسبت به ارزش آن می‌باشد که باعث افزایش ارزش واحد صادرات غیرنفتی و در نتیجه افزایش شاخص خالص رابطه مبادله طی این دوره گردیده است.

نرخ روند رابطه مبادله با استفاده از رابطه (۵-۲) برابر $6/9-$ درصد بدست می‌آید. این نرخ در سطح ۵٪ معنی‌دار است. متغیر مجازی متنوع‌سازی که روی شیب تابع روند تأثیر می‌گذارد، از لحاظ آماری در سطح اطمینان بیش از ۹۰٪ معنی‌دار است. روند بلندمدت آن با استفاده از رابطه (۵-۲) برابر $4/5$ درصد می‌باشد. این امر بیانگر تأثیر مثبت متنوع‌سازی بر خالص رابطه مبادله این بخش می‌باشد. بر این اساس، نرخ روند در دوره تنوع‌سازی برابر با $2/4-$ درصد و در بقیه دوره برابر با $6/9-$ درصد بدست می‌آید. بنابراین در دوره تنوع‌سازی نرخ روند کمتر شده که نشان دهنده تأثیر مثبت تنوع‌سازی بر خالص رابطه مبادله در این بخش می‌باشد. البته تأثیر آن تا آن اندازه پر قدرت نبوده که بتواند از نزولی بودن خالص رابطه مبادله جلوگیری نماید.

۴-۱-۴. نتیجه برآورد معادله خالص رابطه مبادله کل صادرات

با توجه به اینکه قسمت اعظم صادرات ایران را صادرات نفت خام تشکیل می‌دهد، صادرات این بخش، نقش عمده‌ای در تعیین انواع رابطه مبادله در ایران دارد. برای تعیین نرخ روند خالص رابطه مبادله کل صادرات ایران (شامل صادرات نفت)، معادله (۱-۴) را برای بررسی فرضیه پربیش - سینگر در رابطه با کل صادرات ایران تخمین زده‌ایم. نتیجه این برآورد در ستون (۴) گزارش شده است. متغیر مجازی DUM53T نشان دهنده تأثیر شوک اول نفتی بر روند، DUM59 متغیر مجازی شوک دوم نفتی و DUMDiv متغیر مجازی تنوع‌سازی است.

بجز ضریب متغیر $DUMDiv$ که بی‌معنی است کلیه ضرائب در سطح ۵٪ و ضریب متغیر T در سطح ۱۰٪ معنادار می‌باشد. در این الگو با توجه به معیار شوارز-بیزین برای متغیر وابسته یک وقفه انتخاب شده که در سطح ۵٪ معنی‌دار است. ضوابط و آزمون‌های تشخیصی مختلف در این الگو تأیید گردیده و آماره F نیز معنی‌دار بودن کل مدل را تأیید می‌کند.

در این معادله، متغیر مجازی شوک دوم نفتی ($DUM59$) طی سالهای ۸۱-۱۹۸۰ دارای ضریب مثبت و معنی‌دار می‌باشد. با آغاز جنگ و تحریم اقتصادی علیه ایران قیمت نفت در بازار جهانی افزایش یافت که خالص رابطه مبادله ایران را نیز افزایش داده است. متغیر مجازی تنوع‌سازی در این الگو معنی‌دار نبوده و شاخص خالص رابطه مبادله کل صادرات بیشتر تحت تأثیر تغییرات قیمت نفت قرار می‌گیرد.

نرخ روند بلندمدت خالص رابطه مبادله با استفاده از رابطه (۵-۲) برابر $۲/۹$ درصد بدست می‌آید. در این معادله، علاوه بر متغیر روند، متغیر مجازی $DUM53T$ نیز در دوره ۷۷-۱۹۷۴ شیب متغیر روند را تغییر داده است. اگر روند بلندمدت را با استفاده از رابطه (۵-۲) محاسبه نماییم، روند بلندمدت برابر با ۱۱ درصد بوده و در نتیجه افزایشی است. بنابراین، افزایش شدید قیمت نفت در سال ۱۳۵۳ نقش مهمی در بهبود خالص رابطه مبادله کشور داشته است.

برای اینکه روند بلندمدت را برای خالص رابطه مبادله کل صادرات بدست آوریم، این روندها را برای دوره‌هایی که بر هم منطبق‌اند، با یکدیگر جمع جبری می‌نماییم. به طور کلی در دوره ۷۷-۱۹۷۴ روند بلندمدت شاخص خالص رابطه مبادله کل صادرات برابر با ۱۴ درصد و در سایر دوره روند بلندمدت برابر با $۲/۹$ درصد می‌باشد. پس می‌توان ادعا کرد که خالص رابطه مبادله کل صادرات ایران، دارای روند بلندمدت افزایشی بوده و با مطالعات انجام شده در کشورهای در حال توسعه صادرکننده نفت مطابقت دارد. در قسمت بعد رابطه مبادله در آمدی برای بخش‌های فوق بررسی می‌شود.

۴-۲. برآورد معادله رابطه مبادله درآمدی

به منظور برآورد رابطه مبادله درآمدی برای صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی، صادرات صنعتی، صادرات غیرنفتی، و کل صادرات معادله (۴-۲) بازنویسی می‌گردد.

$$\Delta LINT_t = C_2 + \beta T + \sum_{j=1}^{m-1} \phi_j^* \Delta LINT_{t-j} + \Phi LINT_{t-1} + W_t \lambda + v_{2t} \quad (4-2)$$

که در آن لگاریتم رابطه مبادله درآمدی و Δ نشان دهنده تفاضل مرتبه اول متغیر است. متغیرهای T و W_t مانند قبل به ترتیب روند و بردار متغیرهای مجازی می‌باشند. C_2 جزء ثابت، β ، ϕ ، Φ ، و λ ضرائب معادله و v_{2t} جزء اختلال می‌باشند. این معادله به ترتیب برای محاسبه رابطه مبادله درآمدی جهت (۱) صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی (LPRINT)، (۲) صادرات صنعتی (LMAINT)، (۳) صادرات غیرنفتی (LNOINT)، و (۴) کل صادرات (LEXINT)، برآورد گردیده است نتایج تخمین‌ها در جدول (۲) نشان داده شده است. اکنون نتایج این برآوردها به ترتیب بررسی می‌گردد.

۴-۲-۱. نتیجه برآورد معادله رابطه مبادله درآمدی مواد اولیه و محصولات کشاورزی

برای تعیین نرخ روند رابطه مبادله درآمدی مواد اولیه و محصولات کشاورزی، معادله (۴-۲) برآورد و نتیجه آن در ستون (۱) جدول (۲) گزارش شده است. در این ستون DUM72 و DUMWar به ترتیب متغیرهای مجازی برای جنگ و سیاست یکسان‌سازی ارز در سال ۱۳۷۲ می‌باشند. اعمال سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز بین سال‌های ۱۳۷۲ و ۱۳۷۴ منجر به افزایش نرخ ارز و در نتیجه افزایش ارزش و حجم صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی گردید و همان‌طور که انتظار می‌رود نتیجه بدست آمده در ستون (۱) جدول (۲) نشان می‌دهد که متغیر مجازی DUM72 بر روی رابطه مبادله درآمدی این بخش از صادرات تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته و باعث افزایش عرض از مبدأ شده است. چنان‌که ملاحظه می‌گردد متغیر مجازی جنگ بر روی رابطه مبادله درآمدی صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی تأثیر منفی داشته و باعث کاهش در عرض از

مبدأ تابع روند طی سالهای ۶۷-۱۳۵۹ شده است. در دوران جنگ به دلیل کاهش حجم صادرات این بخش، شاخص رابطه مبادله درآمدی آن کاهش یافته است.

مانند قبل آماره‌های χ^2_{Ser} ، χ^2_{Fun} ، χ^2_{Het} و χ^2_{Nor} به ترتیب نشان دهنده آماره‌های ضریب لاگرانژ برای آزمون خود همبستگی پسماندها، فرم تابعی معادلات، واریانس ناهمسانی و نرمال بودن جملات پسماند می‌باشند. چنان که نتایج ستون (۲) جدول نشان می‌دهد آزمون‌های تشخیصی مختلف توسط آماره ضریب لاگرانژ تأیید گردیده‌اند. آماره F نیز معنی‌دار بودن کل مدل را تأیید می‌کند. با توجه به هر سه معیار آکائیک، شوارز-بیزین و حنان - کوئین در این الگو برای متغیر وابسته هیچ وقفه‌ای انتخاب نشده است. در این معادله، ضرایب متغیر روند و متغیر با وقفه رابطه مبادله درآمدی هر دو معنی‌دار می‌باشند. روند بلندمدت این متغیر را با استفاده از رابطه (۵-۲) برابر $4/3$ درصد محاسبه می‌شود. این روند افزایشی بیانگر افزایش قدرت خرید وارداتی حاصل از صادرات این بخش می‌باشد.

جدول ۲- نتایج برآورد معادله رابطه مبادله درآمدی: متغیر وابسته $\Delta LINT$

کل صادرات (۴)	صادرات غیرنفتی (۳)	صادرات صنعتی (۲)	صادرات مواد اولیه و کشاورزی (۱)	متغیرهای مستقل و آزمون‌ها
۱/۴۸ (۳/۹۰)	۱/۵۵ (۳/۶۶)	۱/۲۷ (۳/۷۰)	۲/۵۷ (۵/۵۱)	C_2
۰/۰۱۳ (۱/۷۸)	۰/۱۱۰ (۴/۷۵)	۰/۰۴۲ (۳/۶۹)	۰/۰۳۴ (۴/۵۰)	T
-۰/۳۵ (-۳/۷۱)	-۰/۶۴ (-۴/۵۸)	-۰/۹۲ (-۵/۸۹)	-۰/۷۸ (-۵/۴۹)	LINT(-1)
	-۰/۱۸ (-۱/۴۰)	۰/۵۲ (۳/۷۷)		$\Delta LINT(-1)$
		۰/۲۹ (۲/۱۹)		$\Delta LINT(-2)$
		۰/۴۱ (۳/۲۵)		$\Delta LINT(-3)$
۰/۰۳۶ (۳/۲۳)	-۰/۰۸۱ (-۴/۶۹)			DUM ₅₃ T
		۱/۲۷ (۴/۹۷)		DUM _{Div}
-۰/۰۰۲ (-۰/۴۷)	۰/۰۱۴ (۲/۵۴)			DUM _{Div} T
		-۰/۵۷ (-۱/۹۲)	-۰/۳۴ (-۳/۰۸)	DUM _{War}
-۰/۸۸ (-۳/۲۰)				DUM ₅₉
			۲/۹۹ (۱۰/۹۴)	DUM ₇₂
0.50	0.56	0.63	0.82	R^2
F(5,31)= 6.14	F(5,31)= 8.14	F(7,27)= 6.72	F(4,32)= 35.26	F-Stat
[1]=.595[.440]	[1]=.289[.591]	[1]=.001[.972]	[1]=1.121[.290]	χ^2_{Ser}
[1]=2.220[.136]	[1]=2.373[.123]	[1]=.303[.581]	[1]=.098[.753]	χ^2_{Fun}
[1]=.377[.539]	[1]=.003[.955]	[1]=.302[.582]	[1]=.627[.430]	χ^2_{Het}
[2]=.997 [.607]	[2]=.1.829[.401]	[2]=.363[.834]	[2]=.702[.704]	χ^2_{Nor}

مقادیر داخل پرانتزها نشان دهنده آماره‌های t می‌باشند.

۲-۲-۴. برآورد معادله رابطه مبادله درآمدی صادرات صنعتی

برای اینکه تأثیر متنوع‌سازی صادرات صنعتی بر روی رابطه مبادله درآمدی مورد سنجش قرار گیرد، طی سالهایی که تنوع‌سازی در صادرات صورت گرفته و سهم صادرات صنعتی در صادرات غیرنفتی افزایش یافته (سالهای ۵۷ - ۱۳۴۹، ۱۳۶۷ و ۸۰ - ۱۳۶۹) متغیر

مجازی تنوع‌سازی DUM_{Div} را وارد الگوی (۴-۲) نموده و آن معادله را برای بررسی رابطه مبادله درآمدی صادرات صنعتی $LMAINT_t$ برآورد و نتیجه را در ستون (۲) جدول (۲) گزارش کرده‌ایم. برای بررسی اثر جنگ از متغیر مجازی DUM_{War} استفاده شده است.

با توجه به معیارهای آکائیک، شوارز - بیزین و حنان - کوئین در این الگو برای متغیر وابسته ۳ وقفه انتخاب شده است. آزمون‌های تشخیصی نشان می‌دهد که الگو مشکل خود همبستگی، فرم تابعی، واریانس ناهمسانی، و نرمال نبودن ندارد. این موضوع توسط آماره ضریب لاگرانژ ستون (۲) جدول (۲) تأیید شده است. آماره F نیز معنی‌دار بودن کل مدل را تأیید می‌کند. چنان که نتایج نشان می‌دهد تمام ضرائب معنادار می‌باشد.

روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی صادرات صنعتی با استفاده از روابط (۵-۲) برابر با $4/6$ درصد و دارای روند بلندمدت افزایشی است. متغیر مجازی جنگ (DUM_{War}) طی سالهای ۱۳۵۹-۶۷ بر روی رابطه مبادله درآمدی صادرات بخش صنعتی تأثیر منفی و معنی‌داری داشته و باعث کاهش عرض از مبدأ معادله روند شده است. طی این دوره به دلیل وجود مشکلات ناشی از جنگ، حجم صادرات صنعتی کاهش یافته است. ضریب متغیر مجازی تنوع‌سازی به صورت عرض از مبدأ مثبت و معنی‌دار بوده و نشان‌دهنده افزایش رابطه مبادله درآمدی صادرات صنعتی طی دوره تنوع‌سازی می‌باشد.

۴-۲-۳. برآورد معادله رابطه مبادله درآمدی صادرات غیرنفتی

الگوی (۴-۲) برای رابطه مبادله درآمدی صادرات غیرنفتی $LNOINT_t$ نیز برآورد و نتایج آن در ستون (۳) جدول (۲) ارائه شده است. در این معادله متغیر مجازی DUM_{DivT} برای بررسی تأثیر تنوع‌سازی بر روند و متغیر مجازی DUM_{53T} برای تأثیر شوک نفتی ۱۳۵۳ بر روند وارد شده الگو شده است. کلیه ضرائب بجز ضریب متغیر $DLNOINT(-1)$ معنادار می‌باشند.

با توجه به اینکه در حالت بدون وقفه، همبستگی پیاپی به وجود می‌آید، در این الگو برای متغیر وابسته یک وقفه انتخاب شده است. همچنین ضوابط و آزمون‌های تشخیصی مختلف به وسیله آماره ضریب لاگرانژ تأیید گردیده است. آماره F نیز معنی‌دار بودن کل مدل را تأیید می‌کند.

با استفاده از رابطه (۵-۲) نرخ روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی صادرات بدون نفت برابر با $17/6$ درصد بدست می‌آید. بنابراین روند بلندمدت قطعی این بخش افزایشی است. متغیر مجازی تنوع‌سازی نیز دارای ضریب مثبت بوده که نرخ روند بلندمدت حاصل از آن با استفاده از رابطه (۵-۲) برابر با $2/2$ درصد می‌باشد. بنابراین در سالهایی که تنوع‌سازی انجام شده است، رابطه مبادله درآمدی صادرات غیرنفتی بیشتر افزایش یافته است. در این معادله، ضریب متغیر مجازی تأثیر شوک نفتی 1353 بر روند DUM_{53T} برای 1353 به بعد منفی می‌باشد. روند بلندمدت این متغیر مجازی توسط رابطه (۵-۲) برابر با $12/7$ - بوده و نشان می‌دهد که این شوک نفتی اثر کاهشی بر نرخ روند رابطه مبادله درآمدی صادرات غیرنفتی داشته است.

در دوره‌هایی که متغیرهای روند بر یکدیگر منطبق هستند، نرخ روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی از حاصل جمع جبری آنها به دست می‌آید. بر این اساس نرخ روند بلندمدت تا قبل از سال 1353 برابر با $17/2$ درصد و بعد از سال 1353 برابر با $4/5$ درصد بوده است. نرخ روند بلندمدت در دوره‌هایی که تنوع‌سازی بیشتر بوده، $2/2$ درصد بیشتر بوده است. بنابراین نرخ روند رابطه مبادله درآمدی صادرات غیرنفتی بر خلاف شاخص خالص رابطه مبادله، در بلندمدت افزایش یافته است.

۴-۲-۴. برآورد معادله رابطه مبادله درآمدی کل صادرات

در پایان معادله (۲-۴) برای بررسی رفتار روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی برای "کل صادرات" اعم از نفتی و غیرنفتی $LEXINT_t$ برآورد گردیده است. در این الگو DUM_{53T} متغیر مجازی تأثیر شوک نفتی سال 1353 بر روند، DUM_{DivT} متغیر مجازی تأثیر تنوع‌سازی بر روند و DUM_{59} متغیر مجازی تحریم اقتصادی و آغاز جنگ می‌باشد. نتایج برآورد معادله فوق در ستون (۴) جدول (۲) ارائه شده است.

در این الگو بر اساس هر سه معیار آکائیک، شوارز-بیزین و حنان - کوئین وقفه‌ای برای متغیر وابسته بدست نیامده است. همچنین نتایج ارائه شده در ستون (۴) این جدول نشان می‌دهد که آزمون‌های تشخیصی حاکی از صحت اعتبار الگو می‌باشند. نتایج نشان می‌دهد که متغیر مجازی تحریم اقتصادی و شروع جنگ (DUM_{59}) در سالهای $81-1980$ بر روی

رابطه مبادله درآمدی کل صادرات تأثیر منفی داشته و باعث کاهش عرض از مبدأ الگوی بلندمدت شده است. در سال ۱۳۵۹ با تحریم اقتصادی علیه ایران از سوی امریکا، ژاپن و اغلب کشورهای غربی و وقوع جنگ صادرات نفت و صادرات غیرنفتی به شدت کاهش یافت به طوری که صادرات نفت از حدود ۲/۵ میلیون بشکه در روز در سال ۱۳۵۸ به ۹۰۰ هزار بشکه در روز در سال ۱۳۵۹ کاهش یافته و باعث کاهش رابطه مبادله درآمدی کل صادرات در این سال‌ها گشته است.

نرخ روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی این بخش با استفاده از رابطه (۵-۲) برابر با ۳/۷ درصد بدست می‌آید. بنابراین رابطه مبادله درآمدی کل صادرات در بلندمدت بهبود یافته است. اما نرخ روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی کل صادرات بسیار کمتر از روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی صادرات غیرنفتی می‌باشد که نشان‌دهنده رشد سریع‌تر ارزش صادرات غیرنفتی و قدرت خرید وارداتی حاصل از صادرات غیرنفتی می‌باشد. متغیر مجازی $DUM53T$ بر روی رابطه مبادله درآمدی کل صادرات تأثیر مثبت و معنی‌داری داشته و باعث افزایش روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی کل صادرات طی سالهای ۱۳۵۳-۵۶ شده است. در این حالت روند بلندمدت با استفاده از رابطه (۵-۲) برابر با ۱۰ درصد می‌گردد که افزایشی است. ضریب متغیر $DUM_{Div}T$ معنادار نبوده و بیانگر عدم تأثیر تنوع‌سازی بر روند می‌باشد.

جمع‌بندی و ملاحظات

اکثر مطالعات انجام شده فرضیه بدتر شدن خالص رابطه مبادله برای کشورهای در حال توسعه و نزولی بودن رابطه مبادله مواد اولیه نسبت به کالاهای صنعتی را تأیید نموده‌اند. بسیاری از اقتصاددانان از سیاست تنوع‌سازی صادرات به عنوان یک راهکار مهم برای جلوگیری از بدتر شدن خالص رابطه مبادله کشورهای در حال توسعه نام برده‌اند. بنابراین مقاله حاضر به بررسی این مسئله پرداخته که افزایش سهم صادرات صنعتی در کل صادرات چه اثری بر روند رابطه مبادله صادرات صنعتی و غیرنفتی داشته است. همچنین با توجه به فرضیه پریش و سینگر در زمینه کاهشی بودن روند خالص رابطه مبادله در بخش

مواد اولیه و کالاهای کشاورزی، روند بلندمدت این شاخص مورد مطالعه قرار گرفته است. علاوه بر این، روند خالص رابطه مبادله و رابطه مبادله درآمدی کل صادرات نیز به منظور تعیین تأثیر قیمت نفت بر این شاخص‌ها به طور جداگانه برآورد گردیده است. به منظور برآورد روند بلندمدت روابط مبادله، از روش پیشنهادی بلینی و گرینوی (۱۹۹۳) و آتوکورالا (۲۰۰۰) استفاده شده تا از مسئله رگرسیون کاذب جلوگیری شود. خلاصه نتایج برآورد الگوها نشان می‌دهد که:

الف - نرخ روند خالص رابطه مبادله مواد اولیه و محصولات کشاورزی در بلندمدت برابر با $3/7$ - درصد شده که دارای روند کاهشی می‌باشد. بنابراین فرضیه پربیش و سینگر در رابطه با نزولی بودن خالص رابطه مبادله مواد اولیه و محصولات کشاورزی پذیرفته شده است.

ب - روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی برابر $4/3$ درصد است که حکایت از افزایش قدرت خرید وارداتی حاصل از صادرات در این بخش دارد.

ج - روند بلندمدت خالص رابطه مبادله صادرات صنعتی در دوره‌هایی که تنوع‌سازی در صادرات بیشتر بوده، برابر با $2/4$ - درصد و در بقیه دوره‌ها برابر با $4/2$ - درصد شده است. با وجود اینکه خالص رابطه مبادله کاهش همواره کاهش یافته، اما در دوره تنوع‌سازی از روند کاهشی خالص رابطه مبادله این بخش کاسته شده که نشان‌دهنده تأثیر مثبت تنوع‌سازی بر رابطه مبادله می‌باشد.

د- برآورد معادله روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی صادرات صنعتی نشان می‌دهد که نرخ روند بلندمدت آن برابر با $4/6$ درصد می‌باشد و دارای روند افزایشی است. متغیر مجازی تنوع‌سازی به صورت تغییر در عرض از مبدأ، تأثیر مثبت و معنی‌داری بر رابطه مبادله درآمدی صادرات صنعتی داشته و عرض از مبدأ را به مقدار $1/27$ افزایش داده است که نشان‌دهنده تأثیر مثبت تنوع‌سازی بر رابطه مبادله درآمدی صادرات صنعتی است. متغیر مجازی جنگ بر رابطه مبادله درآمدی صادرات بخش صنعتی تأثیر منفی داشته است.

هـ - برآورد معادله خالص رابطه مبادله صادرات غیرنفتی نشان می‌دهد که در دوره‌هایی که تنوع‌سازی بیشتر بوده، نرخ روند بلندمدت برابر با $2/4$ - درصد و در سالهایی که تنوع‌سازی در صادرات کمتر بوده، روند بلندمدت خالص رابطه مبادله برابر با $6/9$ - درصد شده که در هر دو دوره دارای روند بلندمدت کاهشی می‌باشد که البته در دوره تنوع‌سازی روند کاهشی خیلی کمتر بوده است. بنابراین تنوع بخشیدن به صادرات بر خالص رابطه مبادله این بخش تأثیر مثبت داشته است.

و- نرخ روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی صادرات غیرنفتی تا قبل از شوک نفتی سال 1353 برابر با $20/3$ درصد و از این سال به بعد 7 درصد می‌باشد که نشان‌دهنده تأثیر منفی درآمدهای نفتی بر صادرات غیرنفتی، کاهش رشد صادرات غیرنفتی و وابستگی بیشتر کشور به دریافت‌های ارزی حاصل از صادرات نفت می‌باشد. ولی طی دوره‌هایی که تنوع‌سازی در صادرات صنعتی بیشتر بوده، روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی صادرات غیرنفتی $2/2$ درصد بیشتر از زمان‌هایی است که تنوع‌سازی صورت نگرفته است. بنابراین روند افزایشی شاخص رابطه مبادله درآمدی صادرات غیرنفتی در دوره‌های تنوع‌سازی صادرات صنعتی بیشتر بوده است. متغیر مجازی جنگ بر رابطه مبادله درآمدی صادرات غیرنفتی تأثیر منفی داشته و عرض از مبدأ را کاهش داده است.

ز- خالص رابطه مبادله کل صادرات اعم از نفتی و غیرنفتی برابر با $2/7$ درصد بوده و دارای روند بلندمدت افزایشی است. این نتیجه با سایر مطالعات انجام شده در مورد کشورهای صادرکننده نفت مطابقت دارد. به دلیل افزایش قیمت نفت، روند خالص رابطه مبادله طی سالهای $56-1353$ افزایش یافته است. در سال‌های $81-1980$ افزایش قیمت جهانی نفت باعث افزایش خالص رابطه مبادله گردیده است. نتایج نشان می‌دهد که تنوع‌سازی بر کل صادرات تأثیر معناداری نداشته است.

ح - روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی کل صادرات افزایشی است. متغیر مجازی شوک نفتی سال 1353 بر روی رابطه مبادله صادرات تأثیر مثبت و معنی داری داشته و باعث افزایش روند شده است. به دنبال تحریم‌های اقتصادی علیه ایران و آغاز جنگ که منجر به کاهش صادرات نفت کشور شد، رابطه مبادله درآمدی کل صادرات طی سالهای

۸۱-۱۹۸۰ کاهش یافته است.

ط - نتایج تحقیق نشان می‌دهد که نرخ روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی کل صادرات بسیار کمتر از روند بلندمدت رابطه مبادله درآمدی صادرات غیرنفتی می‌باشد که نشان دهنده رشد سریع‌تر ارزش صادرات غیرنفتی و قدرت خرید وارداتی حاصل از صادرات غیرنفتی می‌باشد.

با توجه به نتایج فوق ملاحظه می‌گردد که تنوع‌سازی در صادرات به طور کلی باعث بهبود خالص رابطه مبادله برای بخش‌های صادرات صنعتی و صادرات غیرنفتی در کشور ما شده است. بنابراین پیشنهاد می‌گردد که سیاست‌گذاران به مسئله تنوع بخشیدن به صادرات به عنوان یکی از راهکارهای مهم برای بهبود رابطه مبادله در ایران توجه ویژه نمایند. علاوه بر این همان‌طور که نتیجه این مقاله و تحقیقات مشابه برای سایر کشورهای صادرکننده نفت نشان می‌دهد نایستی تأثیر شوک‌های مثبت نفتی بر رابطه مبادله کل صادرات این کشورها باعث غفلت آن‌ها از نقش مهم تنوع بخشیدن به صادرات برای بهبود رابطه مبادله گردد.

در پایان به این نکته نیز باید توجه شود که با وجود تأثیر مثبت تنوع بخشیدن به صادرات بر خالص نرخ مبادله کشورهای در حال توسعه، از جمله ایران، همچنان این نرخ کاهشی است. از جمله دلایل این موضوع را وجود شکاف در بهره‌وری نیروی کار بین کشورهای در حال توسعه و کشورهای پیشرفته صنعتی، وجود قوانین حمایتی کشورهای پیشرفته، و وجود بازارهای غیر رقابتی در کشورهای توسعه یافته صنعتی ذکر نموده‌اند. بنابراین، توصیه می‌شود کشور ما علاوه بر اتخاذ سیاست تنوع بخشیدن به صادرات، به افزایش بهره‌وری نیروی کار در بخش‌های صادراتی نیز توجه نماید.

منابع

۱. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و ترازنامه، سالهای مختلف.
۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش شاخص بهای کالاهای صادراتی ایران (۱۳۷۶=۱۰۰)، اداره تحقیقات و مطالعات آماری، از سال ۱۳۷۶ به بعد.
۳. برنامه چهارم عمرانی کشور: ۱۳۵۱-۱۳۴۶، وزارت برنامه و بودجه، تهران، ۱۳۴۶.
۴. حسینی، میرعبدا...، و میرهادی سیدی (بهار ۱۳۸۱)؛ "بررسی رفتار رابطه مبادله بازرگانی خارجی ایران"، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۲۲، ص ۵۶-۲۶.
۵. فرنودی، محمدحسین (۱۳۷۶)؛ "طرح شاخص بهای تولیدکننده در ایران"، روند، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، شماره ۲۴ و ۲۵، ص ۸۹-۱۰۱.
۶. گمرک جمهوری اسلامی ایران، سالنامه آمار بازرگانی خارجی، سالهای مختلف.
۷. مهرابی بشرآبادی، حسین، و امیرحسین چیدری (۱۳۷۹)؛ "تأثیر سیاست‌های نرخ ارز بر الگوی کشت و رابطه مبادله در بخش کشاورزی ایران"، نشریه علوم و صنایع کشاورزی، دوره ۱۴، شماره ۲، ص ۸۱-۱۰۱.
۸. وزارت جهاد سازندگی (۱۳۷۱)؛ "رابطه مبادله تجاری ایران به تفکیک کالایی و کشوری (۱۳۶۹-۱۳۵۱)"، دفتر مطالعات جامع و نظارت، گروه پژوهش‌های اقتصادی، گزارش شماره ۷، ص ۴۳-۱.
9. Appleyard, D.R., A.J. Field (1997); **International Economics**, (3rd Edition), International Edition, University of North Carolina: Mc Graw-Hill.
10. Athukorala, P. (2000); "Manufactured Exports and Terms of Trade of Developing Countries: Evidence from SriLanka", **The Journal of Development Studies**, Vol. 36, No. 5, pp. 89-104.
11. Bidarkota, P., M.J. Crucini (2000); "Commodity Prices and the Terms of Trade", **Review of International Economics**, Vol. 8, No. 4, pp. 647-666.
12. Bleaney, M.F. (1993); "Manufactured Exports of Developing Countries and their Terms of Trade since 1965: A Comment", **World Development**, Vol. 21, No. 11, pp. 1615-16.

13. Bleaney, M.F. and D. Greenaway (1993); "Long Run Trends in the relative Price of Primary Commodities and in the Terms of Trade of Developing Countries", **Oxford Economic Papers**, Vol. 45, No. 3, pp. 349-63.
14. Bloch, H., D. Sapsford (1997); "Some Estimates of Prebisch and Singer Effects on the Terms of Trade between Primary Producer and Manufacturers", **World Development**, Vol. 25, No. 11, pp. 1873-84.
15. Cuddington, J.T., C.M. Urzua (1989); "Trend and Cycles in the Net Barter Terms of Trade: A New Approach", **Economic Journal**, Vol. 99, pp. 425-42.
16. Grilli, E.R., M.C. Yang (1988); "Primary Commodity Prices, and the Terms of Trade of Developing Countries: What the Long Run Shows", **World Bank Economic Review**, Vol. 2, January, pp. 1-48.
17. Harris, R.I.D. (1995); **Using Cointegration Analysis in Econometric Modeling**, University of Portsmouth, Harvester Wheatsheaf.
18. **International Monetary Fund (IMF)** (1988); International Financial Statistics Supplement on Trade Statistics, Washington DC, No. 15, pp. 13-14.
19. Kindleberger, C.P. (1955); "Discussion", **American Economic Review**, Vol. 45, May, pp. 288-290.
20. _____ (1956); **The Terms of Trade: A European Case Study**, New York, pp. 263.
21. _____ (1973); **International Economics**, (5th Edition), Home Wood, ILL, Irwing.
22. Lucke, M. (1993); "Developing Countries Terms of Trade in Manufactures, 1967-87: A Note", **The Journal of Development Studies**, Vol. 29, No. 3, pp. 73-82.
23. Lutz, Matthias G. (1999); "A General Test of Prebisch-Singer Hypothesis", **Review of Development Economics**, Vol. 3, pp. 44-57.
24. Nguyen, T.H. (1981); "Trends in Terms of Trade of LDCs", **Journal of Economic Studies**, Vol. 8, No. 2, pp. 46-56.
25. Pesaran, M.Hashem and B. Pesaran, (1997); **working with Microfit 4.0: Interactive Econometric analysis**, Windows version, Cambridge, London.

26. Powell, A. (1991); "Commodity and Developing Country Terms of Trade: What Does the Long Run Show?" **Economic Journal**, Vol. 101, November, pp. 1485-1496.
27. Prebisch, R. (1950); **The Economic Development of Latin America and its Principal Problems**, New York: UN Commission for Latin America.
28. Sapsford, D. (1985); "The Statistical Debate on the Net Barter Terms of Trade between Primary Commodities and Manufactures: A comment and Some Additional Evidence", **The Economic Journal**, Vol. 95, September, pp. 781-788.
29. Sarkar, P., H.W. Singer (1991); "Manufactured Exports of Developing Countries and their Terms of Trade Since 1965", **World Development**, Vol. 19, No. 4, pp. 333-40.
30. Singer, H.W. (1950); "The Distribution of Gains between Investing and Borrowing Countries", **American Economic Review**, Vol. 40, No. 2, pp. 473-85.
31. Spraos, J. (1980); "The Statistical Debate on the Net Barter Terms of Trade between Primary Commodities and Manufactures", **The Economic Journal**, Vol. 90, March, pp. 107-128.

ضمیمه ۱- گروههای صادراتی

در این قسمت به معرفی گروههای کالایی بخشهای صادراتی به تفکیک هر بخش که برای محاسبه شاخصها استفاده شدهاند می‌پردازیم. صادرات غیرنفتی شامل صادرات صنعتی، صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی می‌باشد. کل صادرات نیز شامل صادرات غیرنفتی و بخش نفت و گاز می‌باشد.

الف - صادرات صنعتی

صادرات کالاهای صنعتی بر اساس تقسیم‌بندی سالنامه و ترازنامه بانک مرکزی و نیز گروههای دو رقمی براساس تقسیم‌بندی ISIC در بخش بازرگانی خارجی آورده شده است که به شرح زیر می‌باشند.

۱. محصولات صنایع شیمیایی و پتروشیمی
 ۲. مواد پلاستیکی و کائوچو و اشیاء ساخته شده از آنها
 ۳. صنایع نساجی شامل ملبوس آماده، تریکو و انواع پارچه
 ۴. صنعت کفش
 ۵. محصولات سرامیکی و شیشه‌ای و سایر مصالح ساختمانی و لوازم داخل خانه
 ۶. چدن، آهن، فولاد و مصنوعات آنها
 ۷. شمش مس، ورق و مفتول و مصنوعات آن
 ۸. سایر فلزات و مصنوعات آنها
 ۹. ماشین‌آلات و وسایل مکانیکی و ادوات برقی
 ۱۰. وسائط نقلیه زمینی، هوایی و آبی و تجهیزات آنها
- پس از محاسبه شاخص ارزش واحد صادرات صنعتی و شاخص حجمی آن، متغیرهای خالص رابطه مبادله پایاپای (MANBT) و رابطه مبادله درآمدی (MAINT) را برای صادرات صنعتی محاسبه می‌کنیم.

ب - صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی

در این مطالعه برای آزمون فرضیه پربیش - سینگر در رابطه با کاهش بودن نرخ روند

رابطه مبادله مواد خام، کالاهای سنتی و محصولات کشاورزی، شاخص ارزش واحد و شاخص قیمتی را برای آن محاسبه کرده‌ایم. این گروه‌های کالایی عبارتند از:

۱. حیوانات زنده و محصولات حیوانی
۲. محصولات نباتی
۳. محصولات صنایع غذایی، نوشابه‌ها، توتون و تنباکو
۴. خاویار
۵. محصولات معدنی بجز سوخت‌های معدنی
۶. انواع پوست و چرم و اشیاء ساخته‌شده از آنها
۷. چوب، اشیاء چوبی و مصنوعات حصیربافی و سبببافی
۸. پشم و پنبه
۹. فرش دستباف و سایر کفپوش‌ها
۱۰. میل، اسباب بازی و لوازم ورزشی

پس از محاسبه شاخص ارزش واحد و شاخص حجمی صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی، متغیرهای خالص رابطه مبادله ویژه (PRNBT) و رابطه مبادله درآمدی (PRINT) را برای این گروه می‌توان محاسبه نمود.

ج - صادرات غیرنفتی

صادرات غیرنفتی بر اساس تقسیم‌بندی سالنامه و ترازنامه بانک مرکزی و نیز گروه‌های دو رقمی بر اساس تقسیم‌بندی ISIC در آمار بازرگانی خارجی آورده شده است که شامل صادرات صنعتی و صادرات مواد اولیه و محصولات کشاورزی می‌باشد که از مجموع ۲۰ گروه کالایی فوق تشکیل شده است. پس از محاسبه شاخص ارزش واحد و شاخص حجمی صادرات غیرنفتی، متغیرهای خالص رابطه مبادله پایایی (NONBT) و رابطه مبادله درآمدی (NOINT) را برای صادرات غیرنفتی محاسبه کرده‌ایم.

ضمیمه ۲-

جدول (ض-۱) آزمون ایستایی دیکی - فولر

تفاضل مرتبه اول		مقدار آماره در سطح		متغیرها
باروند	بدون روند	با روند	بدون روند	
-۵/۹۸	-۵/۹۷	-۲/۶۲	-۲/۱۹	LMANBT
-۵/۵۵	-۵/۶۳	-۱/۵۶	-۱/۰۵	LMAINT
-۶/۸۳	-۶/۵۵	-۱/۵۳	-۱/۷۱	LPRNBT
-۷/۰۵	-۷/۱۰	-۳/۵۳	-۱/۷۲	LPRINT
-۵/۶۴	-۵/۵۷	-۱/۹۰	-۱/۸۱	LNONBT
-۸/۰۴	-۸/۱۳	-۲/۰۴	-۱/۰۶	LNOINT
-۶/۶۶	-۶/۶۵	-۱/۴۴	-۱/۵۶	LEXNBT
-۶/۰۴	-۵/۹۸	-۱/۹۵	-۲/۱۶	LEXINT

مقادیر بحرانی در سطح ۰/۵٪ بدون روند برابر ۲/۹۵- و با روند برابر ۳/۵۵- می باشد.