

تقاضای صادرات در اقتصاد ایران با رویکرد نوین*

دکتر حمید ابریشمی**

چکیده

مقاله حاضر، عرضه و تقاضای صادرات در اقتصاد ایران را مبتنی بر یک الگوی VAR هم‌انباشته‌کننده ساختاری و روش تجزیه‌های واریانس و توابع عکس‌العمل آنی، مورد بررسی قرار می‌دهد. نتایج حاصله نشان می‌دهند که تحولات صادرات را می‌توان در اقتصاد ایران مبتنی بر تئوری‌های استاندارد توضیح داد. نتایج برآورد دستگاه هم‌انباشته‌کننده ساختاری و شناسایی فضای هم‌انباشتگی مالی حاکی از آن هستند که متغیر صادرات در بردار تقاضا معنی‌دار نمی‌باشد که احتمالاً، بالا بودن کشش قیمتی تقاضای صادرات ایران را در بازارهای جهانی منعکس می‌سازد. لذا، ایران برای اکثر اقلام صادراتی خود یک کشور بزرگ و تعیین‌کننده قیمت محسوب نمی‌شود. نوسانات عرضه صادرات غیرنفتی با رویکرد مازاد قابل صدور، سازگار است. قیمت نسبی صادراتی، عرضه را با کششی نزدیک به واحد در بلندمدت متاثر می‌سازد. اهمیت نرخ حقیقی ارز در نوسانات صادرات به مراتب بیشتر از سایر شاخص‌های نرخ ارز و قیمت صادراتی است. بنابراین، تغییر نرخ‌های اسمی ارز تنها زمانی که قیمت کالاهای قابل تجارت به غیرقابل تجارت را متاثر سازد، اثرات تعیین‌کننده‌ای بر صادرات غیرنفتی خواهد داشت. الگوی واکنش صادرات غیرنفتی به سیاست‌های تشویقی، نشان می‌دهد که افزایش صادرات ناشی از رشد بهره‌وری نبوده است. علاوه بر قیمت‌های نسبی، ظرفیت تولیدی و تا اندازه کمتری واریانس نرخ ارز نیز عرضه صادرات را متاثر ساخته‌اند.

** این مقاله مستخرج از طرح تحقیقاتی "برآورد مدل تجارت خارجی ایران" انجام شده در موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی می‌باشد.

** دانشیار دانشکده اقتصاد دانشگاه تهران

مقدمه

پس از جنگ تحمیلی و شروع برنامه اول، به دنبال اجرای سیاست‌های آزادسازی تجاری و یکسان سازی نرخ ارز، اقتصاد ایران کسری‌های تراز تجاری قابل ملاحظه‌ای را بین سالهای ۱۳۷۲ - ۱۳۶۸ تجربه نمود. انتظار می‌رفت که منافع سیاست‌های تعدیل اقتصادی (نظیر کاهش ارزش پول، خصوصی سازی، مقررات زدایی و کاهش تورم) در بلند مدت آشکار شده و عدم تعادل‌های موقتی بخش خارجی از طریق افزایش صادرات (غیرنفتی) و کاهش واردات بهبود یابد، به طوری که محدودیت بودجه حسابجاری در بلند مدت تامین گردد اما به رغم رشد سریع صادرات غیرنفتی، بحران بدهی‌های خارجی در سال ۱۳۷۳ حکایت از آن داشت که این انتظارات تحقق پیدا نکرده و لذا بازگشت از سیاست‌های آزاد سازی تجاری اجتناب ناپذیر گردید.

بدین ترتیب، در طراحی سیاست ارزی و زمانبندی آزادسازی‌های تجاری، چگونگی واکنش جریان‌های تجاری به قیمت‌های نسبی، تقاضای داخلی و دیگر عوامل تعیین کننده از اهمیت زیادی برخوردار است. چنانچه کشش‌های قیمتی و درآمدی نسبتاً با ثبات بوده و بتوان مبتنی بر اطلاعات نمونه، با دقت بالایی آنها را برآورد نمود آنگاه با اطمینان بیشتری تحولات تراز تجاری قابل پیش‌بینی خواهند بود.

در این مطالعه، عوامل تعیین کننده عرضه و تقاضای صادرات مبتنی بر روش‌های نوین اقتصادسنجی مورد بررسی قرار می‌گیرند. در مقایسه با مطالعات گذشته^۱ تحقیق حاضر از سه وجه تمایز اساسی برخوردار است. اول، به هنگام تصریح معادلات بلند مدت و کوتاه مدت صادرات، مجموع وسیع تری از متغیرهای توضیحی نظیر موجودی سرمایه داخلی (غیرنفتی)، واریانس نرخ ارز، هزینه‌های نیروی کار و تقاضای داخلی (مازاد عرضه) به همراه معیارهای مختلفی از قیمت‌های نسبی لحاظ می‌گردد، به ویژه در اقتصاد ایران که سیاست‌های صادراتی همواره متأثر از شرایط بازار داخلی بوده است، قیمت‌های نسبی به تنهایی قادر نیستند تحولات صادرات غیرنفتی را به نحو رضایتبخشی توضیح دهند. لذا اهمیت رویکرد مازاد قابل صدور در تبیین رفتار صادرات غیرنفتی مورد توجه قرار خواهد گرفت. دومین

۱. نظیر مطالعه وکیل، فیروز، رضوی، حسین: شهشهانی: بیدآباد و

وجه مشخصه این مطالعه، استفاده از داده های فصلی (به جای سالانه) می باشد. این موضوع در تجزیه و تحلیل های سری زمانی و هم انباشتگی از اهمیت زیادی برخوردار است؛ زیرا عموماً نتایج حاصل از روش های نوین اقتصادسنجی برای نمونه های کوچک صادق نیستند. سومین وجه تمایز مطالعه حاضر نسبت به مطالعات گذشته، عبارت از بررسی خواص پویای متغیرهای دستگاه بر اساس تجزیه های واریانس (VDCs)^۲ و توابع عکس العمل آنی (IRFs)^۳ است. در روش تجزیه های واریانس، اهمیت نسبی متغیرها یا تکانه های مختلف دستگاه در واریانس خطای پیش بینی صادرات غیرنفتی و شاخص قیمت مربوطه در افق های زمانی مختلف برآورد می شوند. در توابع عکس العمل آنی نیز واکنش پویای دستگاه به هنگام تکانه یا ضربه واحد (به اندازه یک انحراف معیار) به متغیرهای مختلف در طول زمان مشخص می گردد.

بخش دوم این مقاله به معرفی الگوهای نظری مربوط به ساختار بلند مدت عرضه و تقاضای صادرات اختصاص می یابد. در بخش سوم، با بررسی خواص سری زمانی متغیرها ساختار بلند مدت الگوی عرضه و تقاضای صادرات، برآورد و شناسایی می گردد. در این بخش، تعداد روابط تعادلی بلند مدت و محدودیت های شناسایی کننده (مربوط به معادلات بلند مدت عرضه و تقاضا) آزمون می شوند. به علاوه، اهمیت متغیرهای دستگاه و عوامل تعیین کننده رفتار بلند مدت صادرات و شاخص قیمت مربوطه، مورد بحث قرار می گیرد. در بخش چهارم، برآورد الگوی تصحیح خطای ساختاری کوتاه مدت و بررسی خواص پویای الگو با روش تجزیه های واریانس (VDCs) و توابع عکس العمل آنی (IRFs) انجام می گیرد. بدین ترتیب، اهمیت انواع نرخ ارز، قیمت صادراتی، عرضه مازاد (به عنوان معیاری از شرایط بازار داخلی و ظرفیت تولیدی)، هزینه های تولید و بی اطمینانی نرخ ارز و شرایط اقتصاد جهانی در تبیین روابط کوتاه مدت صادرات مورد تحلیل قرار می گیرد. همچنین، براساس الگوی تصحیح خطا، کشش های کوتاه مدت صادرات، برآورد و اهمیت آماری آنها اندازه گیری می شوند. روش تجزیه های واریانس و توابع عکس العمل آنی، اطلاعات مفیدی

2. Variance Decompositions

3. Impulse Response Functions

در خصوص اثرات متقابل پویا و ناشی از تکانه‌های ایجاد شده در دستگاه و خواص پویای آن ارایه می‌دهند. در بخش پنجم، نتیجه‌گیری ارایه خواهد شد.

۱. الگو سازی بلندمدت و کوتاه مدت عرضه و تقاضای صادرات جمعی شده

در این بخش، الگوی صادرات ایران مبتنی بر داده‌های فصلی دوره (۱۳۷۶:۴ - ۱۳۵۰:۱) با استفاده از دستگای VAR هم‌انباشته‌کننده ساختاری SCVAR^۲ مورد برآورد و تجزیه و تحلیل قرار می‌گیرد. اگر فرض شود که تولیدکنندگان داخلی در بازارهای بین‌المللی قیمت‌پذیر باشند در آن صورت، تقاضای صادرات کاملاً با کشش بوده و ملاحظات طرف عرضه، تعیین‌کننده میزان صادرات خواهد بود. فرض پیش‌گفته، برای یک اقتصاد باز و کوچک که قیمت کالاهای صادراتی آن در بازارهای جهانی به‌طور برونزا تعیین می‌شود، مورد استفاده قرار می‌گیرد. اگرچه این فرض برای کالاهای اولیه صادراتی ایران (مانند برخی مواد کانی) که از درجه همگنی بالایی در تجارت بین‌الملل برخوردارند، صادق است اما نباید تقاضای صادرات را نیز همزمان با عرضه صادرات برآورد نمود و فرضیه قیمت‌پذیری برای محصولات صادراتی آزمون می‌گردد. چنانچه ایران یک کشورگیرنده قیمت در بازارهای جهانی باشد، آنگاه کشش تقاضای صادرات نسبت به درآمد جهانی پایین و کشش قیمتی آن بالا خواهد بود.

در این مطالعه، معادلات عرضه و تقاضای صادرات به پیروی از ادبیات تجربی و نظری موجود، تصریح می‌شوند. مطابق این ادبیات، تقاضا برای صادرات تابعی از متغیر درآمد خارجی و قیمت‌های نسبی است، در حالی که عرضه صادرات توسط قیمت‌های صادراتی، هزینه‌های (متغیر) داخلی، ظرفیت تولیدی و جذب داخلی، تعیین می‌شود. لذا می‌توان معادلات استاتیک یا بلندمدت تقاضا و عرضه صادرات را به صورت زیر تصریح کرد:

$$x_t = \beta_0^d + \beta_1^d p x_t + \beta_2^d (p_t^* + e_t) + \beta_3^d y_t^* + \beta_4^d \sigma_t + \varepsilon_t^d$$

$$p x_t = \beta_0^s + \beta_1^s x_t + \beta_2^s d c_t + \beta_3^s k_t + \beta_4^s c_t + \beta_5^s \sigma_t + \varepsilon_t^s \quad (1)$$

4. Structural Cointegrating VAR

کلیه متغیرها، به استثنای σ_t ، لگاریتمی هستند.

x_t = صادرات حقیقی کالا (ارزش دلاری صادرات که با استفاده از شاخص قیمت کشورهای

OECD و ارزش دلار برحسب SDR به قیمت‌های ثابت تبدیل شده است)

px_t = شاخص قیمت عمده فروشی صادراتی بر حسب پول داخلی.

p_t^* = شاخص قیمت صادرات جهانی بر حسب دلار

e_t = نرخ ارز

$p_t^* + e_t$ = شاخص قیمت صادرات جهانی بر حسب پول داخلی

y_t^* = واردات جهانی (بر حسب دلار ثابت) به عنوان متغیر مقیاس برای تقاضای صادرات

dc_t = شاخص هزینه داخلی که با شاخص قیمت عمده فروشی (wpi) یا شاخص دستمزد (w)

جایگزین می‌شود.

k_t = موجودی سرمایه حقیقی در بخش غیرنفتی به عنوان متغیر ظرفیت تولیدی

c_t = جذب داخلی - نسبت مصرف داخلی به تقاضای حقیقی (مجموع تولید غیرنفتی و

واردات حقیقی) به عنوان متغیر مقیاس برای اثرات جذب مورد استفاده قرار می‌گیرند.

σ_t = شاخص نوسانات نرخ حقیقی ارز، که با انحراف معیار (غیرشرطی) درصد تغییرات نرخ

حقیقی ارز، به صورت زیر اندازه‌گیری می‌شود:

$$\sigma_t = \{0.25(\sum_{i=0}^3 (rer - rer_{t-i})^2)\}^{1/2} \quad (2)$$

$$rer = e + p_t^* - p_t$$

اگرچه در خصوص شکل تبعی یا چگونگی تصریح توابع عرضه و تقاضای صادرات در ادبیات تجربی اتفاق نظر گسترده‌ای وجود دارد اما در مورد انتخاب شاخص قیمت نسبی صحیح، متغیر مقیاس مناسب برای اثرات جذب داخلی و شاخص صحیح برای اندازه‌گیری نوسانات نرخ ارز هنوز اختلاف نظر زیادی مشاهده می‌شود. شاخص‌های مختلفی مانند نرخ حقیقی ارز، هزینه‌های نسبی واحد نیروی کار^۵، ارزش دلاری هر واحد صادرات و یا قیمت

عمده فروش صادرات را می‌توان به عنوان قیمت نسبی صحیح در معادله عرضه و تقاضای صادرات مورد استفاده قرارداد. در این مطالعه، شاخص قیمت عمده فروشی صادرات بر حسب پول داخلی برای px استفاده شده است. شاخص قیمت صادرات جهانی نیز با استفاده از نرخ بازار موازی ارز (be) و همچنین نرخ موزون رسمی ارز (we) بر حسب پول داخلی تبدیل شده و در تابع تقاضای صادرات لحاظ می‌گردد. بدین ترتیب، دو نرخ ارز به‌طور همزمان در الگوی بلندمدت تقاضای صادرات به صورت $bc + p^*$ و $we + p^*$ مورد استفاده قرار می‌گیرند. در طرف تقاضا، صادرات جهانی جایگزینی برای صادرات ایران محسوب شده و لذا متقاضیان، قیمت صادرات جهانی را به عنوان معیاری از قیمت صادرات رقیب با قیمت صادراتی ایران مقایسه می‌کنند. همگنی بلند مدت تقاضای صادرات نسبت به قیمت‌ها متضمن برقراری محدودیت $\beta_1^d = -\beta_2^d$ می‌باشد. بدین ترتیب، از لگاریتم قیمت صادرات ایران نسبت به قیمت صادرات جهانی به عنوان معیاری از قیمت‌های نسبی استفاده می‌شود.

در طرف عرضه، تولید کنندگان داخلی نگران قیمت‌های صادراتی نسبت به هزینه‌های تولید داخلی (dc) هستند. شاخص هزینه‌های داخلی را می‌توان با معیارهای مختلفی مانند شاخص قیمت عمده فروشی یا هزینه‌های واحد نیروی کار اندازه‌گیری کرد. اما از آنجایی که صادرات سستی ایران همواره بیشترین سهم را در کل صادرات کشور داشته است، شاخص دستمزد کارگران ساده ساختمانی به عنوان معیاری از هزینه‌های تولید محصولات سستی در الگو مورد استفاده قرار می‌گیرد و نتایج براساس آن ارایه می‌گردد. به علاوه، متغیر مذکور، برآزش رضایتبخش تری را نسبت به سایر معیارها حاصل می‌نماید.

عرضه صادرات به عواملی که عرضه و تقاضای داخلی برای کالاهای صادراتی را متأثر می‌سازند نیز بستگی دارد. با این حال، در بسیاری از مطالعات تجربی تنها واکنش صادرات به عوامل طرف عرضه (ظرفیت‌های تولید) مورد توجه قرار گرفته است. در این مطالعات معمولاً فرض می‌شود که تقاضای داخلی کمی برای محصولات صادراتی (به ویژه اولیه و فرایند شده) وجود داشته و یا آنکه اثرات تقاضا (یا جذب) داخلی در یک بازار کاملاً رقابتی توسط قیمت‌ها کنترل می‌گردد.^۶ هنوز می‌توان شواهد تجربی و نظری قوی برای اهمیت متغیر جذب

در تابع عرضه صادرات ارابه داد. در واقع، جذب داخلی یک جانشین قوی برای تقاضای خارجی محسوب می‌شود. همچنین، در نگرشی دیگر، افزایش تقاضای داخلی از طریق بالا بردن مقیاس تولید، هزینه متوسط تولید را کاهش داده و منجر به پیشرفت تکنیکی و بهبود کارایی می‌گردد و از این طریق رقابت با محصولات خارجی را تسهیل می‌کند.^۷ با این حال، در مطالعات تجربی، اثر جذب داخلی بر عرضه صادرات، منفی در نظر گرفته می‌شود. در بسیاری از مطالعاتی که تقاضای داخلی به طور صریح در الگوی عرضه صادرات لحاظ شده، اثر آن معنی دار بوده و علامت مورد انتظار را دارد.^۸ در این مطالعه، از موجودی سرمایه داخلی در بخش غیر نفتی به عنوان جانشینی برای ظرفیت تولیدی و از مصرف حقیقی به عنوان متغیر جذب داخلی در تابع عرضه صادرات ایران استفاده می‌شود. از آنجایی که در طول دوره مورد بررسی، بخش قابل ملاحظه‌ای از صادرات ایران را محصولات سستی تشکیل داده‌اند لذا به نظر می‌رسد که مقدار مصرف (و نه سرمایه‌گذاری) داخلی عامل انحراف این کالاها به سمت بازارهای داخلی بوده‌اند. اما در کشورهایی که کالاهای سرمایه‌ای و تولیدی نیز سهم بالایی از صادرات آنها را تشکیل می‌دهند، متغیرهایی مانند GDP، جذب و یا تقاضای حقیقی، کالاهای مصرفی و سرمایه‌گذاری را به سمت بازار داخلی منحرف می‌سازند.

در هر صورت، برآوردهای حاصله نشان می‌دهد که مصرف حقیقی یا تقاضای نهایی کل (y) علامت مورد انتظار در تابع عرضه صادرات را ندارد. یعنی در تمامی موارد، علامت c و y مثبت برآورد می‌شود. نتیجه مذکور، دلالت بر آن دارد که مصرف حقیقی نقش تکانه‌های طرف عرضه را (به جای تقاضا) روی تغییر عرضه صادرات منعکس می‌سازد. اما نسبت مصرف به درآمد حقیقی در تابع عرضه صادرات، علامت مورد انتظار را داشته و برآزش رضایتبخش‌تری حاصل می‌کند. به همین دلیل، متغیر مذکور به عنوان جانشینی از نقش عوامل طرف تقاضا در تابع عرضه صادرات مورد استفاده قرار داده می‌شود.

از اواخر دهه ۱۹۷۰، به دنبال گسترش رژیم‌های ارزی شناور و تاثیر آن بر روی نوسانات نرخ حقیقی ارز، تاثیر بی‌اطمینانی نرخ ارز بر جریانهای تجاری مورد توجه اقتصاددانان قرار گرفت. در ادبیات تجربی و نظری، اتفاق نظر کاملی در خصوص چگونگی تاثیر نوسانات نرخ

7. Artus(1970) , Dunlevy(1980)

۸. به طور مثال Tyler(1973) , Donges (1972) , Lukonga(1994) را ملاحظه فرمایید.

ارز بر تجارت بین‌الملل وجود ندارد. گراوی^۹ (۱۹۸۸) تاثیر بی‌اطمینانی‌های نرخ ارز بر تجارت خارجی را به درجه ریسک‌گریزی صادرکنندگان مرتبط می‌کند. کلمپر (۱۹۸۷)^{۱۰} نشان می‌دهد که در شرایط انحصار چند جانبه که سهم بازار برای صادرکنندگان اهمیت دارد، بی‌اطمینانی نرخ ارز ممکن است قیمت و حجم تجارت را به طور مثبت یا منفی متاثر سازد. به‌رغم آنکه در ادبیات تجربی تاثیر نوسانات ارز بر صادرات، نامعلوم می‌باشد، اما نگرش اصلی حاکی از آن است که بی‌اطمینانی در خصوص سودهای آتی، مبادلات تجاری را کاهش می‌دهد. با استفاده از بازارهای سلف و مدیریت صحیح دریافت‌ها و پرداخت‌های ارز، بنگاهها می‌توانند بی‌اطمینانی‌ها را در کوتاه مدت کاهش دهند اما اثر نوسانات نرخ ارز را نمی‌توان در بلند مدت حذف کرد؛ زیرا به طور کلی بنگاهها قادر نیستند اینگونه دریافت‌ها و پرداخت‌ها را به طور دقیق پیش بینی کنند. لذا، در شرایطی که تصمیمات سرمایه‌گذاری قبل از تحقق دریافتی‌ها صورت می‌گیرد و صادرکنندگان ریسک‌گریز بوده و محافظت در برابر ریسک آینده غیرممکن یا پرهزینه است، نوسانات نرخ ارز منجر به کاهش سود (تعديل شده برای ریسک) تجارت خارجی می‌گردد. به‌علاوه، از نقطه نظر سیاست‌گذاران اقتصادی نیز نوسانات نرخ ارز نامطلوب شمرده می‌شود زیرا آنها تلاشی همیشگی برای هموار ساختن تغییرات نرخ ارز دارند.

در ادبیات مربوط به اثرات بی‌اطمینانی قیمت بر روی تجارت خارجی، شاخص‌های مختلفی برای اندازه‌گیری ریسک‌صادرکنندگان مورد استفاده قرار گرفته است. در این راستا، متداولترین معیار عبارت از انحراف معیار غیرشرطی برای درصد تغییرات نرخ حقیقی ارز، می‌باشد.^{۱۱} در مطالعه حاضر نیز از همین معیار که مطابق رابطه (۲) تعریف شده است، استفاده می‌گردد. چنانچه نرخ ارز ثابت بوده یا دارای یک روند قطعی باشد، بی‌اطمینانی نرخ ارز مطابق معیار مذکور صفر خواهد بود. به‌علاوه، انتظار می‌رود سیاست‌های کاهش ارزش پول که توسط آحاد اقتصادی کاملاً قابل پیش‌بینی باشند، تاثیری بر حجم تجارت خارجی نگذارد. اما خاصیت دیگر این معیار بی‌اطمینانی، وزن بیشتری است که طی آن به مشاهدات دور افتاده‌تر داده می‌شود. این خاصیت، به ویژه زمانی اهمیت بیشتری دارد که تولیدکنندگان

9. Grauwe (1988)

10. Klemperer (1987)

11. Gonzage & Terra (1997)

داخلی ریسک گریز بوده و نرخ حقیقی ارز، دچار بی ثباتی قابل ملاحظه‌ای است. در معادلات بلند مدت عرضه و تقاضای صادرات، جملات خطای ε_1^d و ε_1^s در حالت کلی ممکن است به طور همزمان بایکدیگر همبستگی داشته باشند. انتظار می‌رود ضرایب β_1^d و β_3^s و β_4^d ، منفی و ضرایب β_2^d و β_3^d و β_1^s و β_2^s مثبت باشند. به علاوه، همانطور که قبلاً اشاره شد، همگنی بلند مدت نیز مستلزم $\beta_1^d = -\beta_2^d$ است.

۲. برآورد روابط بلندمدت و کوتاه مدت عرضه و تقاضای صادرات

مطابق نتایج حاصل از آزمونهای ریشه واحد که در جدول پیوست ارائه شده است، کلیه متغیرهای الگو ناپایا و انباشته از درجه واحد هستند؛ اما ملاحظات نظری دلالت بر وجود دو رابطه تعادلی بلند مدت (پایا) میان متغیرهای ناپایای دستگاه دارد. هم‌انباشتگی، سازگاری خواص آماری متغیرهای دستگاه را با نظریه اقتصادی آزمون می‌کند. با استفاده از روش هم‌انباشتگی، وجود رابطه تعادلی بلندمدت باثبات که آنها را عرضه و تقاضای صادرات نامیده‌ایم، مورد آزمون قرار می‌گیرد و ضرایب بلندمدت آن برآورد می‌شوند. دستگاه VECM برای عرضه و تقاضای صادرات به صورت زیر است:

$$\Delta X_t = \mu + \alpha\beta' X_{t-1} + \pi_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \pi_s \Delta X_{t-s} + u_t \quad (3)$$

بردار متغیرها به صورت $X_t = [x_t, px_t, p_t^* + be_t, p_t^* + we_t, y_t^*, dc_t, k_t, c_t, \sigma_t]$ می‌باشد. μ بردار جملات ثابت، α ماتریس ضرایب تعدیل، β ماتریس ضرایب بلند مدت و π ماتریس ضرایب کوتاه مدت هستند. جملات خطای u_t نیز iid و دارای توزیع نرمال بوده و ارتباط همزمان نیز با یکدیگر دارند.

از آنجایی که انتظار می‌رود دو رابطه تعادلی بلند مدت ($r=2$) میان متغیرهای بردار X_t وجود داشته باشد، لذا ابعاد ماتریس α و β بایستی مطابق انتظار 9×2 باشد.

به طور کلی $r^2=4$ محدودیت برای شناسایی دقیق فضای دو بعدی هم‌انباشتگی مورد نیاز است. در روش جوهانسن، r محدودیت مربوط به نرمال کردن بردارهای هم‌انباشته کننده (روابط بلند مدت تعادلی) می‌باشد که مطابق آن، ضریب یکی از متغیرها در هر بردار برابر با واحد قرار می‌گیرد. لذا $r^2 - r$ محدودیت اضافی (عمود) برای شناسایی β اعمال می‌شود.

محدودیت مذکور می‌تواند به‌طور مثال حذف dc_t از معادله بلند مدت تقاضا و حذف p_1^* از معادله بلند مدت عرضه باشد. پس از اعمال محدودیت‌های دقیقاً مشخص، محدودیت‌های بیشتر (بیش از حد مشخص) را می‌توان مورد آزمون قرار داد. این محدودیت‌ها شامل صفر بودن y_1^* در معادله بلند مدت عرضه، ضرایب صفر برای k_t و c_t در معادله بلند مدت تقاضای صادرات و همچنین شامل محدودیت‌های همگنی می‌گردد.

تحلیل‌های هم‌انباشتگی به روش جوهانسن، مستلزم تعیین طول وقفه بهینه (p) در الگوی VAR می‌باشد. برای این امر، معیار اطلاعات اکائیک (AIC)، معیار بیزین شوارز (SBC) و آزمون‌های نسبت درستنمایی مورد استفاده قرار می‌گیرند. معیار AIC طول وقفه را $p=6$ و معیار SBC، آن را برابر با $p=2$ تعیین می‌کند. مطابق آزمون نسبت درستنمایی تعدیل شده نیز طول وقفه صحیح $p=4$ می‌باشد. با توجه به فصلی بودن داده‌ها و با در نظر داشتن اینکه انتخاب کمتر از حد طول وقفه، منجر به خطای تصریح الگو می‌گردد لذا در آزمون‌های هم‌انباشتگی و برآورد روابط تعادلی بلند مدت، طول وقفه را $p=4$ انتخاب می‌کنیم (مقادیر آماره‌ها برای اجتناب از تطول، ارایه نشده‌اند).

بخش الف از جدول (۱)، نتایج آزمون‌های هم‌انباشتگی را به ازای طول وقفه مذکور یعنی $VECM(4)$ نشان می‌دهد. تعداد روابط تعادلی بلند مدت سازگار با انتظار تئوریک مطابق آماره آزمون حداکثر مقدار ویژه $\lambda = 2$ انتخاب می‌شود. اگرچه، در آزمون اثر تعداد بردارهای هم‌انباشته‌کننده به سختی $\lambda = 3$ تعیین می‌گردد اما آماره آزمون اثر برای $\lambda \leq 2$ (یا مقدار ویژه متناظر با آن) به‌طور قابل ملاحظه‌ای کمتر از این آماره در فرضیه $\lambda \leq 1$ می‌باشد. در هر صورت، مطابق تئوری اقتصادی تنها انتظار می‌رود که دو رابطه تعادلی بلندمدت یا دو بردار هم‌انباشته‌کننده (عرضه و تقاضای صادرات) میان متغیرهای دستگاه وجود داشته باشد. دومین گام، ساده‌سازی دستگاه یا کاهش تعداد متغیرهای الگو شده مبتنی بر آزمون‌های برونزایی است. این موضوع، به ویژه به دلیل بزرگ بودن ابعاد دستگاه، از اهمیت زیادی در این مطالعه برخوردار می‌باشد. مطابق آزمون‌های نسبت درستنمایی برای برونزایی ضعیف که نتایج آن در قسمت ب جدول (۱) آمده است، متغیرهای σ_t ، c_t ، k_t ، y_1^* ، dc_t ، p_1^* و e_t (شامل نرخ‌های بازار موازی و موزون ارز) را می‌توان برونزای ضعیف برای پارامترهای بلندمدت دستگاه در نظر گرفت، به این مفهوم که به منظور تخمین سازگار معادلات عرضه و تقاضا (معادلات ۱) و استنباط‌های آماری کارآمد، نیازی به الگو کردن متغیرهای پیش‌گفته نمی‌باشد.

جدول ۱ - آزمونهای هم‌انباشتگی و برونزایی ضعیف برای دستگاه عرضه و تقاضای صادرات

الف. متغیرهای الگو شده: $x_t, px_t, be_t + p_t^*, we_t + p_t^*, y_t^*, dc_t, k_t, c_t, \sigma_t$						
آزمون حداکثر مقدار ویژه				آزمون اثر		
فرضیه	فرضه	آماره	مقدار بحرانی	فرضه	آماره	مقدار بحرانی
صفر	مخالف	آزمون	بحرانی %۹۵	مخالف	آزمون	بحرانی %۹۵
$I=0$	$I=1$	۶۹/۱۲۲	۵۱/۱۵	$I \geq 1$	۲۴۹/۵۷۷	۱۵۷/۸
$I \leq 1$	$I=2$	۶۰/۸۱۰	۴۵/۶۳	$I \geq 2$	۱۸۰/۴۵۹	۱۲۴/۶۲
$I \leq 2$	$I=3$	۳۸/۶۱۹	۳۹/۳۸	$I \geq 3$	۹۶/۱۲۴	۹۵/۸۷
$I \leq 3$	$I=4$	۳۰/۰۲۳	۳۳/۶۴	$I \geq 4$	۷۰/۰۲۴	۷۰/۴۹
$I \leq 4$	$I=5$	۲۲/۱۹۰	۲۷/۴۲	$I \geq 5$	۴۲/۹۹۷	۴۸/۸۸
$I \leq 5$	$I=6$	۱۲/۱۸۹	۲۱/۱۲	$I \geq 6$	۲۰/۸۰	۳۱/۵۴
$I \leq 6$	$I=7$	۰/۴۴۸	۸/۰۷	$I \geq 7$	۰/۴۴۸	۸/۰۷
ب. کاهش فضای هم‌انباشتگی						
فضای هم‌انباشتگی $I=2$						
آزمون نسبت درستی برای برونزایی $\sigma_t, c_t, k_t, y_t^*, dc_t, p_t^*, e$:						
chi - sq = ۰/۱۴۱(۰/۷۰۷)						

در جدول (۲)، نتایج حاصل از شناسایی برآورد ساختار بلند مدت و ضرایب تعدیل ارایه می‌گردد. عرضه صادرات بر حسب x و تقاضای آن بر حسب px نرمال شده و شش محدودیت بیش از حد مشخص نیز مبتنی بر تئوری اقتصادی و اهمیت آماری ضرایب، بر روی روابط بلندمدت عرضه و تقاضای صادرات اعمال گردیده است. در رابطه بلند مدت عرضه صادرات (بردار یارابطه اول)، ضرایب نرخ بازار موازی ارز و نرخ موزون رسمی ارز برابر با صفر قرار داده شده‌اند. همانطور که ملاحظه می‌گردد، کشش عرضه صادرات نسبت به قیمت های صادراتی $0/92$ و نسبت به هزینه‌های داخلی (دستمزد کارگران ساده ساختمانی) برابر با $1/027$ - برآورده شده است. ضرایب مذکور قرینه یکدیگر بوده و قدر مطلق آنها تفاوت معنی داری از یکدیگر ندارند. بدین ترتیب، فرضیه همگنی بلند مدت عرضه صادرات نسبت به قیمت و هزینه تولید و همچنین واحد بودن ضریب کشش قیمتی عرضه صادرات پذیرفته می‌شود. در مطالعه گلدستین و خان (۱۹۸۵) که نتایج حاصل از برآورد معادلات تجاری مرور شده است، کشش عرضه صادرات آمریکا بین $12 - 10$ و کشش عرضه صادرات برای سایر کشورهای صنعتی در فاصله $4 - 1$ قرار می‌گیرد که بسیار بالاتر از مقدار برآورد شده برای اقتصاد ایران می‌باشد. به علاوه، کشش قیمتی عرضه، ارتباط مثبت با اندازه کشور صادرکننده و ارتباط منفی با درجه باز بودن اقتصاد داشته است. مقدار کشش قیمتی عرضه صادرات برای کشورهای در حال توسعه (به استثنای آسیای جنوب شرقی) پایین برآورد می‌گردد. به طور مثال، حسن و تافت^{۱۲} (۱۹۹۸) کشش قیمتی عرضه صادرات را برای بنگلادش بسیار پایین ($0/14$) برآورد می‌کنند. در مطالعه کاتانو و فالستی^{۱۳} (۱۹۹۹) نیز برآورد کشش مذکور برای آرژانتین، نزدیک به واحد می‌باشد. جیرجیانی و میلز - فرهی^{۱۴} (۱۹۹۷) این کشش را برای کره جنوبی $7/1$ برآورد می‌کنند.

باید توجه داشت که کشش قیمتی عرضه برای صادرات جمعی نشده بالاتر از صادرات کل

12. Hassan, and Tufte(1998)

13. Catao, and Falcetti(1999)

14. Giorgianni, Milesi-Ferreh (1997)

(جمعی شده) می‌باشد. زیرا منابع لازم برای تولید بیشتر کل محصولات صادراتی، تنها از بخش غیرقابل تجارت یا جایگزین واردات تامین می‌گردد؛ در حالی که منابع لازم برای گسترش صادرات یک صنعت را می‌توان از سایر صنایع صادراتی نیز تامین نمود.

کاهش عرضه صادرات نسبت به موجودی سرمایه (غیرنفتی) یا کاهش ظرفیت، $1/34$ برآورد شده است و نشان می‌دهد که با افزایش ظرفیت تولید (غیرنفتی)، عرضه صادرات با نسبت بیشتری افزایش می‌یابد. بدین ترتیب، سرمایه‌گذاری در توسعه ظرفیت صادراتی از اهمیت زیادی در تحریک صادرات برخوردار است، به‌طوری‌که 10 درصد افزایش در تولید ظرفیت بخش کالاهای قابل تجارت منجر به افزایش صادرات به میزان 13 درصد می‌گردد. بنابراین، رشد صادرات مستلزم توسعه ظرفیت صادراتی است. گلدستین و خان (۱۹۷۸) از متغیر درآمد روند (به‌عنوان معیاری از ظرفیت تولید) در مطالعه عرضه صادرات برای ۸ کشور صنعتی استفاده نموده‌اند. این متغیر، علامت مورد انتظار (مثبت) را داشته و از اهمیت آماری بالایی نیز برخوردار بوده است. در مطالعه جراحی و پرو^{۱۵} (۱۹۸۰) تولید بالقوه اثرات مثبت و با اهمیتی بر روی عرضه صادرات دارد؛ بایز و همکاران (۱۹۹۵)^{۱۶} ضریب موجودی سرمایه را در تابع عرضه صادرات بنگلادش نزدیک به 4 برآورد می‌کنند و نتیجه می‌گیرند که رشد صادرات بنگلادش موقوف به توسعه ظرفیت صادراتی در این کشور است. ضریب نسبت مصرف به درآمد نیز علامت مورد انتظار را داشته و برابر با $1/86$ - تخمین زده می‌شود اگرچه مقدار آن به لحاظ آماری معنی‌دار نیست. همانطور که ملاحظه خواهیم نمود، متغیر جذب داخلی در معادلات کوتاه مدت از اهمیت آماری بیشتری برخوردار می‌باشد. ضریب c در تابع عرضه بلند مدت صادرات، نشان می‌دهد که با 10 درصد افزایش در نسبت مصرف به درآمد (کاهش پس انداز) سهم کمتری از تولیدات داخلی، صادر شده و میزان

15. Geraci, Prewo(1980)

16. Bayes et al (1995)

صادرات غیرنفتی به میزان ۱۸ درصد کاهش می‌یابد. بدین ترتیب، اولویت مصرف داخلی نقش اساسی در محدودیت‌های صادراتی و دیگر سیاست‌های مداخله‌گرانه دولت داشته است. مطالعات زیادی همراهی دوره‌های رونق اقتصادی در آمریکا را با کاهش صادرات و افزایش قیمت‌های صادراتی تایید نموده‌اند^{۱۷}. ارتوس^{۱۸} (۱۹۷۳) نشان می‌دهد که ۱۰ درصد افزایش در نرخ استفاده از ظرفیت تولیدی، عرضه صادرات را ۵-۳ درصد کاهش و قیمت‌های صادراتی را به نسبت مشابهی افزایش می‌دهد. بالاخره، واریانس یابی اطمینانی نرخ ارز (σ) نیز مطابق انتظار، دارای علامت منفی بوده و ضریب آن ($-1/71$) از اهمیت بالایی برخوردار می‌باشد. در ادبیات تجربی نیز عموماً نوسانات نرخ ارز اثر منفی بر تجارت خارجی در کشورهای در حال توسعه داشته است.^{۱۹}

17. Clark(1977), Hooper (1978).

18. Artus(1973)

19. Grobar (1993)

جدول ۲ - تصریح و برآورد روابط بلند مدت و ضرایب تعدیل

متغیرهای الگو شده: x, px									
متغیرهای الگو نشده (محدود شده در فضای هم انباشتگی): e, dc, c, k, σ									
الف. بردارهای هم انباشته کننده									
بردارهای هم انباشته کننده با محدودیت های بیش از حد مشخص (β)									
x	px	$p^* + be$	$p^* + we$	σc	y^*	k	c	σ	
-۱	۰/۹۲۲	۰	۰	-۱/۰۲۷	۰	۱/۳۳۷	-۱/۸۵۹	-۱/۷۱۲	بردار
	(۰/۱۴۸)			(۰/۲۶۸)		(۰/۴۶۷)	(۱/۵۵)		اول
۰	-۱	۰/۵۷۳	۰/۶۴۰	۰	۰	۰	۰	۰	بردار
		(۰/۱۳۲)	(۰/۱۶۱)						دوم
LR - test $\chi^2 - sq(v) = ۱/۶۰۲(۲/۰۶)$					ب. آزمون محدودیت های بیش از حد مشخص				
(B) : ضرایب تعدیل									
عدم تعادل					x				
$ecm(x - x^*)$					px				
					۰/۰۶۵				
					(۰/۰۴۱)				
$ecm(px - px^*)$					۰/۰۳۳				
					(۰/۰۱۲)				
$ecm(x - x^*) = x - ۰/۹۲۲px + ۱/۰۲۷dc - ۱/۳۳۷k + ۱/۸۵۹c + ۱/۷۱۲\sigma$									
$ecm(px - px^*) = px - ۰/۵۷۳(p^* + be) - ۰/۶۴۰(p^* + we)$									
ج. بردارهای هم انباشته کننده و ضرایب تعدیل با اعمال قیود همگنی و تقارن (ضرایب تعدیل صفر)									
بردارهای هم انباشته کننده با محدودیت های بیش از حد مشخص (β)									
(A)									
x	px	$p^* + be$	$p^* + we$	dc	k	c	σ	x	px
-۱	۰/۸۱۱	۰	۰	۰/۸۱۱	۱/۰۲۴	-۲/۱۴۳	-۱/۴۱۷	۰/۵۶۱	۰
	(۰/۰۷۴)			(۰/۰۷۴)	(۰/۱۴۸)	(۱/۴۲۰)	(۰/۷۹۹)	(۰/۲۳۱)	
۰	-۱	۰/۵۴۹	۰/۶۴۷	۰	۰	۰	۰	۰	-۰/۰۳۲
		(۰/۱۵۱)	(۰/۱۸۰)						(۰/۰۱۴)

در جدول (۲) قسمت الف، تقاضای صادرات (بردار دوم) حول px نرمال شده است. تئوری اقتصادی مستلزم صفر بودن ضرایب هزینه داخلی (dc)، ظرفیت تولید (k)، جذب داخلی (c) در رابطه بلند مدت تقاضای صادرات می‌باشد. اما از آنجایی که ضریب کشش مقیاس (y^*) و همچنین ضریب متغیر صادرات (x) در بردار دوم به لحاظ آماری معنی دار نیستند، این ضرایب نیز برابر با صفر قرار داده شده‌اند. در واقع، صفر بودن ضریب متغیر صادرات به لحاظ نظری حکایت از نامحدود بودن کشش تقاضای صادرات دارد. از نظر تجربی نیز حداقل می‌توان چنین نتیجه گرفت که ضریب x بسیار پایین (یا کشش قیمتی بسیار بالا) بوده به طوری که معنی دار بودن آن را در هیچ یک از سطوح اهمیت مرسوم، نمی‌توان پذیرفت. بدین ترتیب، منحنی تقاضا تقریباً افقی می‌باشد. لذا، براساس اطلاعات نمونه، اقتصاد ایران در بازارهای صادراتی (نزدیک به) یک کشور قیمت پذیر (گیرنده قیمت) تشخیص داده می‌شود. در واقع، سهم بالایی از صادرات سستی ایران (محصولات کشاورزی، معدنی و فرش و سایر کالاهای اولیه) از درجه همگنی بالایی (به لحاظ کیفیت) در مقایسه با محصولات رقیب برخوردارند. البته، ممکن است به نظر برسد که اقتصاد ایران در مورد برخی محصولات صادراتی مانند پسته و زعفران تا حدی، تعیین کننده قیمت است. اما محصولات مذکور نیز در یک بازار کاملاً انحصاری با کشش های قیمتی پایین، به فروش نمی‌رسد. حتی در یک بازار انحصار چند جانبه (بین المللی) نیز عرضه کنندگان از قدرت مانور زیادی برای قیمت گذاری محصولات خود برخوردار نمی‌باشند. در هر صورت، مطابق شواهد حاصله به نظر می‌رسد که سهم بالایی از صادرات اقتصاد ایران در بازارهایی با درجه رقابت زیاد به فروش می‌رسند. به عبارت دیگر، اگرچه ایران در برخی از اقلام صادرات سستی، یک تولید کننده جهانی بزرگ محسوب می‌شود، اما در هیچیک از آنها تعیین کننده قیمت نمی‌باشد به طوری که می‌توان نتیجه گرفت کشش تقاضا برای صادرات ایران بسیار بالا است.

همانطور که ملاحظه می‌گردد، کشش قیمتی صادراتی نسبت به نرخ بازار موازی ارز ۰/۵۷ و نسبت به نرخ موزون رسمی ارز ۰/۶۴ برآورد می‌شود. لذا نرخ موزون ارز اهمیت بیشتری در تعیین شاخص قیمت صادراتی بلند مدت داشته است. به علاوه، کلیه ضرایب پیش گفته، به لحاظ آماری معنی دارند. بدین ترتیب، قیمت صادرات ایران، قیمت صادرات رقیب را با

کشش نزدیک به واحد دنبال می‌کند.

اعمال محدودیت‌های صفر (بیش از حد مشخص) بر ضرایب بردار اول و دوم، بر اساس اهمیت آماری ضرایب فردی اعمال شده است. فقط در مورد ضریب σ در بردار اول استثنا وجود دارد و به رغم معنی دار نبودن، بنا به ملاحظات نظری در معادله عرضه نگه داشته می‌شود. به علاوه، کلیه محدودیت‌های بیش از حد مشخص (صفر بودن ضرایب نرخ ارز و y^* در بردار اول و صفر بودن ضرایب متغیرهای x ، dc ، y^* ، k ، c ، σ در بردار دوم) را می‌توان مبتنی بر آماره آزمون نسبت درستنمایی نیز به‌طور مشترک آزمون کرد. آماره مذکور $LR(V) = 1/6.02(0/2.06)$ می‌باشد که با توجه به سطح اهمیت نهایی ارایه شده در داخل پراتنز، محدودیت‌های مذکور (بیش از حد مشخص) پذیرفته می‌شوند.

نامحدود بودن کشش تقاضای صادرات، دلالت بر آن دارد که کاهش ارزش پول، قیمت‌های صادراتی را به‌طور متناسب در بلند مدت افزایش می‌دهد. به عبارت دیگر، اثرات انتقال^{۲۰} کاهش ارزش پول بر قیمت‌های صادراتی کامل می‌باشد. مطابق تخمین‌های رابینسون و همکاران^{۲۱} (۱۹۷۱) در کشورهای باز و کوچک (مانند بلژیک، سوئد، استرالیا)، قیمت‌های صادراتی تقریباً متناسب با کاهش ارزش پول تغییر کرده‌اند. برای این گروه کشورها، قیمت‌های صادراتی عمدتاً بر اساس قیمت صادرات رقیب تعیین می‌شود و نقش هزینه‌های نیروی کار داخلی (ULC) در تعیین قیمت‌های صادراتی کمتر است. برای اقتصادهایی با اندازه متوسط (مانند فرانسه، آلمان، ایتالیا و انگلستان) ۹۰ - ۷۰ درصد کاهش ارزش پول به قیمت‌های صادراتی (بر حسب پول داخلی) انتقال یافته است. اما برای اقتصادهای بزرگ و نسبتاً بسته‌ای مانند آمریکا و ژاپن، نسبت مذکور معادل ۶۰ درصد می‌باشد. در این کشورها، اهمیت هزینه‌های نیروی کار در تعیین قیمت صادراتی بیشتر از قیمت‌های رقیب آنهاست، زیرا قدرت انحصاری و سهم بیشتری در بازارهای بین‌المللی دارند. بنابراین، در مورد اقتصادهای باز و کوچک و یا اقتصادهای گیرنده قیمت مانند ایران، صادرات دلاری براساس معادله عرضه صادرات تعیین شده و به واکنش هزینه‌های تولید نسبت به کاهش ارزش پول، بستگی

20. Pass-through

21. Robinson et al (1971)

دارد. برای مثال، چنانچه اثرات انتقالی تغییرات نرخ ارز بر روی هزینه‌های داخلی نیز کامل باشد، آنگاه قیمت نسبی در معادله عرضه صادرات ثابت مانده و حجم صادرات تغییری نمی‌کند.

در موقع برآورد دستگاه عرضه و تقاضای صادرات، هیچ رابطه تعادلی بلندمدتی میان هزینه‌ها یا قیمت‌های داخلی (dc) و نرخ‌های ارز وجود نداشته است. به عبارت دیگر، آزمون‌های هم‌انباشتگی همانطور که نتایج آن در جدول (۱) ارایه شده است، فقط وجود دو رابطه تعادلی بلند مدت را تایید می‌کنند. به علاوه، محدودیت‌های شناسایی‌کننده مبتنی بر وجود رابطه تعادلی بلند مدت میان متغیرهای dc ، bc و we در حالت‌های مختلف (شناسایی بردار دیگر به عنوان عرضه یا تقاضا) با قاطعیت رد می‌شوند. بدین ترتیب، می‌توان انتظار داشت که کاهش ارزش پول، اثرات با اهمیتی بر حجم صادرات و تراز تجاری داشته باشد. تعدیل مالی موثر به زیان کالاهای غیر قابل تجارت و حساسیت پایین دستمزدها نسبت به قیمت‌های (مورد انتظار) داخلی و نرخ ارز، احتمالاً نقش موثری در نتیجه مذکور داشته اند. به هنگام تجزیه و تحلیل توابع عکس‌العمل آنی، مجدداً به این موضوع پرداخته می‌شود.

قسمت ب از جدول (۲)، برآورد ضرایب تعدیل^{۲۲} را نشان می‌دهد که همان ضرایب ماتریس α در رابطه (۳) می‌باشند. این ضرایب، سرعت تعدیل متغیرها را نسبت به عدم تعادل‌های دستگاه یا جملات تصحیح خطا اندازه‌گیری می‌کنند. در صورت عدم تعادل یعنی انحراف از روابط تعادلی بلند مدت، باید برخی متغیرها بار تعدیل برای حصول به روابط تعادلی مذکور را به عهده بگیرند. در غیر این صورت، تضمینی برای هم‌انباشتگی متغیرهای دستگاه وجود نخواهد داشت. در دستگاه مورد بحث، متغیر صادرات (x) نسبت به عدم تعادل عرضه صادرات یا $(x - x^*)$ با ضریب 0.61 تعدیل می‌شود. ضریب مذکور معنی‌دار بوده و مقدار آن نیز حاکی از سرعت بالای تعدیل صادرات نسبت به عدم تعادل مذکور می‌باشد. در واقع، بیش از نیمی از عدم تعادل عرضه صادرات در دوره بعد با تغییرات آن تصحیح می‌گردد. بدین ترتیب، سرعت تعدیل در طرف عرضه به سمت رابطه تعادلی بلند مدت بسیار بالاست. همانطور که ملاحظه خواهیم نمود، منحنی‌های شدت تداوم نیز این نتیجه

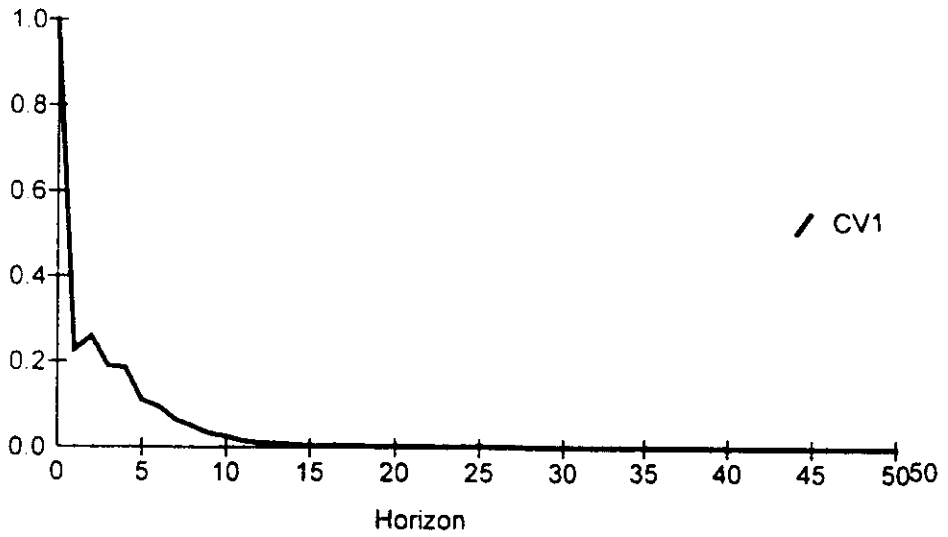
را تایید می‌کنند. عرضه صادرات نسبت به عدم تعادل قیمت‌های صادراتی $ecm(px - px^*)$ با ضریب $0/08$ تعدیل می‌شوند. اما مقدار ضریب مذکور پایین بوده و به لحاظ آماری نیز معنی دار نمی‌باشد. قیمت‌های صادراتی ایران نسبت به عدم تعادل مربوطه $ecm(px - px^*)$ بسیار کند و با ضریب $0/03$ - به‌طور معنی داری تعدیل می‌شوند، به‌طوری‌که پس از ۲ سال هنوز ۸۱ درصد عدم تعادل مذکور در دستگاہ باقی می‌ماند. نتیجه مذکور حاکی از دوره‌های طولانی عدم تعادل در نرخ ارز (صادراتی) می‌باشد. در واقع، واکنش نرخ صادراتی ارز نسبت به عدم تعادل در بازارهای داخلی و خارجی آنقدر سریع نیست که انحرافات ایجاد شده را به سرعت رفع نماید. واکنش قیمت صادراتی (px) نسبت به عدم تعادل عرضه صادرات یعنی $ecm(x - x^*)$ برابر با $0/065$ برآورد شده که ضریب مذکور به لحاظ آماری معنی دار نمی‌باشد. در بخش ج از جدول (۲)، برآورد پارامترهای بلند مدت و ضرایب تعدیل با اعمال قیود بیشتری شامل حذف واردات جهانی (y^*) از الگو، محدودیت همگنی قیمت در معادله عرضه و محدودیت تقارن برای ضرایب تعدیل، ارایه می‌شوند. محدودیت (بین معادله‌ای) تقارن متضمن آن است که هر متغیر (صادرات و قیمت صادراتی) فقط نسبت به عدم تعادل مربوط به خود آنها، تعدیل می‌گردد $(\alpha_{12} = \alpha_{21} = 0)$. محدودیت‌های مذکور در قسمت قبل، هر یک به‌طور مجزا مورد آزمون قرار گرفته و پذیرفته شده‌اند. همانطور که در بخش ج از جدول (۲) ملاحظه می‌گردد، اعمال قیود مذکور، برآوردها را به‌طور محسوسی تغییر نمی‌دهد. کشش قیمتی عرضه صادرات کمی کاهش یافته و $0/811$ برآورد می‌گردد. کشش ظرفیت (k) نیز همچنان تفاوت معنی داری از واحد ندارد. ضریب متغیر مصرف به درآمد (به‌عنوان معیاری از شاخص جذب داخلی) با اندکی افزایش به $2/143$ - می‌رسد. ضریب واریانس تغییرات نرخ ارز نیز با کاهش ناچیزی برابر با $1/417$ - تخمین زده می‌شود. واکنش عرضه صادرات نسبت به عدم تعادل مربوطه یعنی $ecm(x - x^*)$ همچنان سریع $(0/561)$ بوده، در حالی که قیمت صادراتی نسبت به عدم تعادل $ecm(px - x^*)$ به‌کندی (با ضریب $0/034$ -) تعدیل می‌شود.

نمودار (۱)، منحنی شدت یا درجه تداوم را برای رابطه تعادلی بلند مدت عرضه صادرات نشان می‌دهد. این منحنی، حاوی اطلاعاتی در خصوص سرعت همگرایی به سمت رابطه

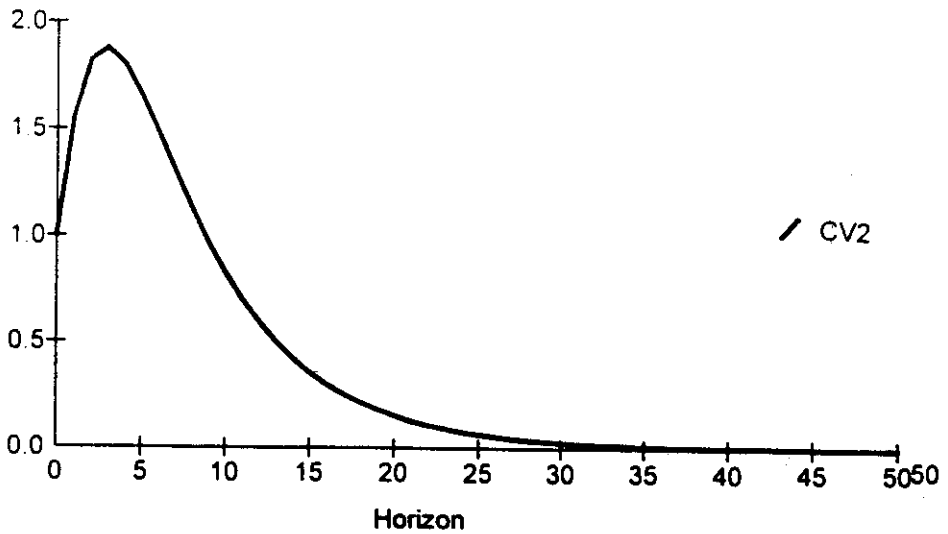
تعادلی بلند مدت (عرضه صادرات) به دنبال تکانه وارد بر کل دستگاه می‌باشد. به عبارت دیگر، منحنی شدت تداوم، سرعت زایل شدن عدم تعادل ایجاد شده در یک رابطه تعادلی بلندمدت رادر طول زمان به نمایش می‌گذارد. مقدار شدت تداوم در زمان صفر یعنی زمان ایجاد تکانه برابر با واحد قرار می‌گیرد و پس از آن چنانچه رابطه تعادلی بلند مدت متغیرهای الگو (در اینجا عرضه صادرات) برقرار باشد، به سمت صفر کاهش می‌یابد. همانطور که در نمودار مذکور ملاحظه می‌گردد، به دنبال تکانه واحد بر کل دستگاه، عدم تعادل عرضه صادرات به سرعت کاهش می‌یابد؛ بیش از ۷۵ درصد عدم تعادل ایجاد شده در اولین دوره (فصل) زایل می‌گردد. پس از آن، عدم تعادل باقی مانده به تدریج کاهش یافته و پس از ۱۴ دوره (سه سال و نیم) به‌طور کامل حذف می‌شود. نتیجه مذکور حاکی از بالا بودن هزینه‌های عدم تعادل بزرگ برای صادر کنندگان می‌باشد. به علاوه، آشکار شدن سریع صادرات پنهان و غیرقانونی، به هنگام آزاد سازی‌های تجاری و واکنش سریع صادر کنندگان (حداقل از طریق تعدیل موجودی انبار)، نقش موثری در همگرایی سریع عرضه صادرات به سمت تعادل بلندمدت آن دارد.

بدین ترتیب، نتایج منحنی درجه تداوم با ضریب تعدیل عرضه صادرات نسبت به عدم تعادل $(x - x^*)$ ecm سازگار می‌باشد. منحنی شدت تداوم مربوط به قیمت صادرات نیز در نمودار (۲) نمایش داده شده است. همانطور که ملاحظه می‌گردد، عدم تعادل قیمت صادراتی برخلاف عرضه صادرات نسبت به تکانه دستگاه به کندی تعدیل می‌گردد. در واقع، این تکانه منجر به واگرا یا تشدید شدت عدم تعادل در کوتاه مدت می‌شود. عدم تعادل مذکور، پس از چهار دوره (یک سال) به حداکثر خود رسیده و سپس به کندی شروع به کاهش می‌کند. به‌طوریکه پس از ۱۲ دوره (سه سال) حدود ۶۰ درصد عدم تعادل اولیه هنوز در دستگاه تداوم می‌یابد. حذف عدم تعادل مربوط به قیمت صادرات بیش از ۳۱ دوره (حدود ۴ سال) به طول می‌انجامد. طولانی بودن دوره‌های عدم تعادل شاخص قیمت صادراتی، احتمالاً به چسبندگی سیاست‌های ارزی دولت در خصوص نرخ‌های صادراتی ارز در دوره نمونه مربوط می‌شود.

نمودار ۱ - منحنی شدت تداوم اثر تکانه برای رابطه بلند مدت عرضه صادرات



نمودار ۲ - منحنی شدت تداوم اثر تکانه برای رابطه بلند مدت قیمت صادراتی



۳. برآورد الگوی تصحیح خطا و تحلیل خواص پویای الگو

در این قسمت، کشش های کوتاه مدت واردات براساس تخمین الگوی تصحیح خطا (ECM) برآورد می‌گردد. همانطور که در قسمت قبل بحث شد، هیچ رابطه تعادلی بلندمدتی برای تقاضای صادرات غیرنفتی ایران وجود نداشته و تنها می‌توان یک معادله تعیین قیمت با سرعت همگرایی پایین به سمت تعادل را در ساختار بلند مدت شناسایی و برآورد نمود. به همین دلیل، توجه خود را در این قسمت فقط به عوامل تعیین کننده رفتار عرضه صادرات در کوتاه مدت معطوف می‌نماییم [در واقع، از آنجایی که قیمت صادرات برای بردار اول (عرضه صادرات) برونزای هم‌انباشته‌کننده است (بر اساس قید تقارن روی ضرایب α) لذا می‌توان معادله عرضه را بدون الگو کردن قیمت، به شیوه کارآمدی برآورد نمود]. در تحلیل های هم‌انباشتگی، بر خلاف رویکردهای سنتی اقتصاد سنجی، ساختارهای کوتاه مدت و بلند مدت به‌طور صریح از یکدیگر تفکیک می‌شوند. الگوی کوتاه مدت تصحیح خطا، یک مکانیسم بازخور تلقی شده که مطابق آن، متغیر وابسته (عرضه صادرات) نسبت به عدم تعادل دستگاه [در اینجا $ecm(x^* - x)$] تعدیل می‌گردد. در واقع، مکانیسم بازخور مذکور، حصول رابطه تعادلی بلند مدت را تضمین می‌کند. قضیه نمایش گرنجر به همین موضوع اشاره دارد. مطابق این قضیه، وجود یک رابطه تعادلی بلند مدت میان مجموعه ای از متغیرها، مستلزم یک الگوی تصحیح خطای کوتاه مدت است. این موضوع، یک مبنای کاملاً آماری داشته و هیچ ارتباطی با تئوری های اقتصادی ندارد. معادله تصحیح خطای عرضه صادرات در حالت عمومی به صورت زیر تصریح می‌شود:

$$x_t = x_{t-j} + \sum_i \gamma_{2i} \Delta p_{x,t-i} + \sum_i \gamma_{3i} \Delta be_{t-i} + \sum_i \gamma_{4i} \Delta we_{t-i} + \sum_i \gamma_{5i} \Delta p^*_{t-i} + \Delta \gamma_0 + \sum_i \gamma_{li} \Delta$$

$$dc_{t-i} + k_{t-i} + \sum_i \gamma_{8i} \Delta c_{t-i} + \sum_i \gamma_{9i} \Delta \sigma_{t-i} + \alpha_1 ecms(-1) + \alpha_2 ecms(-1) + \sum_i \gamma_{7i} \Delta + \sum_i \gamma_{6i} \Delta \quad (5)$$

$$ecms = x - 0.111(px - dc) - 0.24k + 2.143c + 1.417\sigma \quad (6)$$

$$ecmd = px - 0.549(p^* + be) - 0.647(p^* + we) \quad (7)$$

طول وقفه ها بر اساس اهمیت ضرایب و رضایتبخش بودن توزیع جملات اخلال، تعیین می‌شوند. به علاوه، ممکن است برخی متغیرها تنها در الگوی کوتاه مدت ظاهر شوند (که به

آنها متغیرهای برونزای $I(0)$ می‌گویند). همانطور که ملاحظه خواهیم نمود، به هنگام برآورد الگوی فوق متغیرهای (پایا) جدید که اثرات با اهمیتی در نوسانات کوتاه مدت x دارند، در آن لحاظ می‌گردند، اگرچه برخی از آنها نقشی در رابطه تعادلی بلند مدت ایفا نمی‌کنند. تئوری‌های اقتصادی، اهمیت آماری ضرایب و توزیع رضایتبخش جملات اخلال، تصریح نهایی معادله ECM را تعیین می‌نمایند. کشش‌های کوتاه مدت عرضه صادرات از رابطه (۵) محاسبه می‌شوند. برای مثال، کشش کوتاه مدت عرضه صادرات نسبت به قیمت صادراتی (px) برابر با $(\sum \gamma_{2i}/1 - \sum \gamma_{1i})$ می‌باشد.

در جدول (۳) برآورد معادله ECM ساختاری مربوط به عرضه صادرات ارایه شده است. به دلیل غیرکامل بودن بازار نرخ ارز در دوره نمونه و جیره بندی و دخالت دولت در این بازار، رفتار صادرات غیرنفتی را نمی‌توان مبتنی بر نرخ ارز واحدی به طور رضایتبخش تبیین نمود. به عبارت دیگر، نرخ‌های ارز و قیمت‌های نسبی مختلف، هر یک اثرات مستقل و با اهمیتی بر رفتار صادرات غیرنفتی داشته‌اند. به همین دلیل، در معادله کوتاه مدت عرضه صادرات که نتایج برآورد آن در جدول (۳) ارایه شده است، نرخ ارز و قیمت‌های نسبی مختلف مورد استفاده قرار می‌گیرند. در این معادله، px قیمت صادراتی، be نرخ بازار موازی ارز، cwp نسبت شاخص قیمت خرده فروشی مصرف کننده به شاخص قیمت عمده فروشی و p^* شاخص قیمت صادرات جهانی می‌باشند. در ادبیات تجربی، cwp به عنوان معیاری از نرخ حقیقی ارز، (قیمت کالاهای قابل تجارت به کالاهای غیرقابل تجارت) بکار می‌رود زیرا هزینه خدمات، اجاره ساختمانهای مسکونی و کرایه حمل و نقل عمومی که بیشترین سهم را در شاخص قیمت کالاهای غیرقابل تجارت دارند، عمده‌تأ قیمت خرده فروشی رامتأثر می‌سازند، به طوریکه نسبت مذکور قادر است تا حد قابل قبولی رفتار نرخ حقیقی ارز، را منعکس سازد.

کلیه متغیرهای قیمتی مذکور علامت مورد انتظار (مثبت) را داشته و نشان می‌دهند که تغییرات قیمتی، اثرات قوی کوتاه مدت بر صادرات غیرنفتی دارند. در این میان، اثر وقفه دوم نرخ حقیقی ارز (cwp) روی صادرات غیرنفتی بسیار قوی ($3/07$) برآورد می‌شود. همچنین، اثرات تغییرات جاری نرخ بازار موازی ارز و دومین وقفه آن نیز معنی دار می‌باشد، به علاوه، شاخص قیمت صادرات جهانی اثر مثبت و معنی داری بر صادرات غیرنفتی داشته و ضریب کوتاه مدت آن بیشتر از واحد ($1/72$) برآورد می‌شود.

جدول ۳ - ECM برای معادله عرضه صادرات

$$\Delta x = -3/931 - 0/293 \Delta x(-1) + 0/510 \Delta px + 0/912 \Delta be + 0/495 \Delta e \quad (-2)$$

$$(0/796) (0/070) \quad (0/275) \quad (0/308) (0/292)$$

$$+ 3/079 \Delta cwp(-2) + 3/691 gapy(-3) + 7/274 gapy(-4) - 0/801 \Delta \sigma$$

$$(1/337) \quad (2/864) \quad (2/354) \quad (0/695)$$

$$y^* - 1/196 \Delta pm - 2/165 \Delta pm(-2) + 2/224 \Delta p^*(-3) - 0/440 ecms(-1)$$

$$(1/566) \quad (0/723) \quad (0/796) \quad (0/951) \quad (0/087) \quad 4/747 \Delta$$

$$- 0/260 \text{ dum War}$$

$$(0/071)$$

ضریب تعیین

$$R^2 = 0/78$$

آماره آزمون ضریب لاگرانژ برای خودهمبستگی پیاپی جملات اخلال

$$\chi^2_{sc}(4) = 4/860 (0/302)$$

آماره آزمون رمزی برای شکل تبعی مبتنی بر مربع مقادیر برازش شده

$$\chi^2_{1}(1) = 0/664 (0/415)$$

آماره آزمون نرمال بودن خطاها مبتنی بر چولگی و کشیدگی باقیمانده

$$\chi^2_N(2) = 0/853 (0/653)$$

آماره آزمون واریانس ناهمسانی بر اساس رگرسیون مربع باقیمانده‌ها بر مربع مقادیر برازش

$$\chi^2_{II}(1) = 5/204 (0/023)$$

شده

برآورد پارامترهای کوتاه مدت:

$$\Delta x = 0/349 \Delta pm + 1/088 \Delta e + 2/381 \Delta cwp + 2/304 gapy - 0/619 \Delta \sigma +$$

$$3/671 \Delta y^* - 2/599 \Delta pm + 1/720 \Delta p^* - 0/342 ecms(-1)$$

اعداد داخل پرانتز (زیر ضرایب) خطاهای معیار هستند. اعداد داخل پرانتز در روبروی آماره‌های آزمون، سطوح اهمیت نهایی می‌باشد.

در ضمن، اثر نرخ موزون رسمی ارز بر عرضه صادرات غیرنفتی معنی دار نبوده و لذا این متغیر در ECM لحاظ نمی‌گردد. احتمالاً شاخص قیمت صادراتی (px) تاثیر نرخ مذکور ارز را نیز تا حد زیادی منعکس می‌سازد.

اثر شاخص دستمزد کارگران ساده ساختمانی در معادله کوتاه مدت ECM معنی دار نیست، اما شاخص قیمت‌های وارداتی (pm) به عنوان معیاری از هزینه‌های تولید، علامت مورد انتظار را داشته و از اهمیت آماری بالایی برخوردار می‌باشد. اثر همزمان رشد قیمت وارداتی ۱/۱۹- و اثر دومین وقفه آن ۲/۱۶۵- تخمین زده می‌شود. برآورد کشتش کوتاه مدت صادرات غیرنفتی نسبت به pm برابر با ۲/۵۹۹- می‌باشد که به مراتب بزرگتر از واحد است. هیچ شواهدی مبنی بر همگنی عرضه صادرات غیرنفتی نسبت به قیمت‌ها و هزینه تولید در کوتاه مدت وجود ندارد.

دومین متغیری که تاثیرات بسیار با اهمیتی بر رشد صادرات غیرنفتی دارد، متغیر شکاف تولید (gapy) است. در رابطه تعادلی بلند مدت، اثر نسبت مصرف به تولید به عنوان معیاری از جذب داخلی، بر روی صادرات مثبت و معنی دار تشخیص داده شد. اهمیت متغیر شکاف تولید (یا عرضه) در معادله ECM برای تبیین تحولات صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران مجدداً رویکرد "مازاد قابل صدور" را تایید می‌کند. شکاف تولید از تفاوت تولید (غیرنفتی) از مقدار بالقوه آن حاصل می‌گردد.^{۲۲} از آنجاییکه gapy یک متغیر پایا یا $I(0)$ است تنها در ECM (رابطه کوتاه مدت) وارد می‌شود. چنانچه متغیر مذکور را به عنوان شاخص مازاد تولید یا عرضه کل تفسیر نماییم، تاثیر عوامل طرف عرضه بر صادرات نیز توسط این متغیر منعکس می‌گردد. علاوه بر مقدار جاری، وقفه‌های سوم و چهارم gapy نیز معنی دار می‌باشند. مازاد تولید به میزان یک درصد، اثر صادرات غیرنفتی را در همان دوره حدود ۳ درصد افزایش می‌دهد. کشتش کوتاه مدت صادرات غیرنفتی نسبت به شکاف مذکور ۲/۳۰ برآورد می‌شود. با توجه به اولویت تامین نیازهای داخلی در سیاست‌های بازرگانی (صادراتی) کشور، نتیجه مذکور دور از انتظار نمی‌باشد. در واقع، همواره محور اصلی سیاست‌های صادراتی کشور، ملاحظات بازار داخلی بوده است. ضریب موجودی سرمایه در معادله ECM معنی دار نبوده

۲۲. از فیلتر Hodrick-Prescott برای محاسبه تولید بالقوه استفاده شده است.

ولذا این متغیر از الگوی کوتاه مدت حذف شده است. نتیجه مذکور، احتمالاً " نشان می‌دهد که انباشت موجودی سرمایه، مدت زمان زیادی به طول می‌انجامد تا صادرات غیرنفتی را متاثر سازد. ضریب بی اطمینانی نرخ ارز (σ) به لحاظ آماری معنی‌دار نمی‌باشد اما علامت آن مطابق انتظار منفی است و به همین دلیل در معادله ECM عرضه صادرات نگه داشته شده است. تاثیر رشد تقاضای جهانی بر عرضه صادرات ایران، مثبت و بسیار قوی برآورد می‌شود. متغیر مقیاس مذکور به لحاظ نظری تنها باید در تابع تقاضای صادرات لحاظ گردد اما از آنجاییکه قیمت دلاری صادرات جهانی p^* به نحو کامل و رضایتبخشی، جانشین قیمت دلاری صادرات ایران در بازارهای جهانی محسوب نمی‌شود، به همین دلیل، متغیر واردات جهانی را نیز به عنوان معیار دیگری از شرایط تقاضا در اقتصاد جهانی در معادله ECM مربوط به عرضه صادرات ملحوظ می‌گردد. در هر صورت، معنی‌دار بودن ضریب مذکور اهمیت آن را در تابع عرضه صادرات نیز تایید می‌کند.

ضریب تصحیح خطا، همچنان دلالت بر بالا بودن سرعت تعدیل عرضه صادرات نسبت به عدم تعادل مربوط به آن $ecm(x-x^*)$ دارد. برآورد این ضریب در ECM ساختاری نسبت به برآورد آن از دستگاه VECM (که هیچ محدودیتی روی پارامترهای کوتاه مدت اعمال نمی‌گردد) کاهش یافته اما هنوز در مقیاس بالایی (۰/۴۴-) قرار دارد. بدین ترتیب، ۴۴ درصد عدم تعادل عرضه صادرات با تعدیل صادرات در دوره بعد تصحیح می‌گردد. واکنش سریع عرضه صادرات نسبت به تکان‌های قیمتی و همچنین عدم تعادل $ecm(x-x^*)$ احتمالاً به آشکار شدن بخشی از صادرات پنهان پس از اعلام سیاست‌های آزاد سازی تجاری مربوط می‌شود. به علاوه، این نتیجه دلالت بر سهم بالای کالاهاى اولیه و سنتی در صادرات غیرنفتی ایران دارد. زیرا رقابت پذیری این کالاها با تغییر قیمت به سرعت افزایش می‌یابد. بالاخره، اثر متغیر مجازی جنگ بر صادرات غیرنفتی مطابق انتظار منفی برآورد شده و نشان می‌دهد که حادثه مذکور به تنهایی صادرات غیرنفتی را ۲۶ درصد کاهش داده است. آماره‌های تشخیص رضایتبخش بوده و فروض مورد نیاز را در مورد توزیع جملات اخلاص تامین می‌کنند. به نظر می‌رسد که مشکلاتی درخصوص واریانس ناهمسانی وجود دارد. به همین دلیل نیز برای

محاسبه انحراف معیارها از ماتریس تعدیل شده برای واریانس ناهمسانی^{۲۳} وایت (۱۹۸۸)^{۲۴} استفاده شده است. در ضمن، الگوی کوتاه مدت ECM قادر است ۷۸ درصد نوسانات صادرات غیرنفتی را توضیح دهد که دلالت بر تصریح نسبتاً قابل قبول آن دارد. با توجه به تحولات ساختاری شدید در دوره نمونه، ثبات ضرایب ساختاری مبتنی بر مجموع تجمعی باقیمانده‌های عطفی یا آزمون CUSUM^{۲۵} و مجموع تجمعی مربعات باقیمانده‌های عطفی یا آزمون CUSUMSQ مورد بررسی قرار گرفته که حکایت از با ثبات بودن ضرایب، به رغم تحولات ساختاری دوره نمونه، دارد (برای صرفه جویی، نمودارها ارایه نشده‌اند).

۴. تجزیه‌های واریانس (VDCS)

آزمون معنی دار بودن ضرایب متغیرهای با وقفه و جملات تصحیح خطا که بر اساس برآورد الگوی تصحیح خطای برداری یا VECM صورت می‌گیرد، آزمون علیت گرنجر درون نمونه تفسیر می‌شود، لذا این آزمون تنها برونزایی یا درونزایی متغیر وابسته را به مفهوم گرنجر در داخل دوره نمونه مشخص می‌سازد؛ اما اطلاعاتی در مورد خواص پویایی دستگاه ارایه نمی‌کند. تجزیه و تحلیل اثرات متقابل پویا از تکانه‌های ایجاد شده در دستگاه با استفاده از روش‌های تجزیه واریانس (VDCs) و توابع عکس العمل آنی (IRFs) صورت می‌گیرد. روش تجزیه واریانس، قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برونزایی متغیرها را ماورای دوره نمونه اندازه‌گیری می‌کند. لذا، VDCs را می‌توان آزمون علیت خارج از دوره نمونه نامگذاری کرد. در این روش، سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مختلف دستگاه، در واریانس خطای پیش بینی یک متغیر کوتاه مدت و بلند مدت مشخص می‌گردد. برای مثال، اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود به‌طور بهینه قابل پیش بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش بینی براساس تکانه‌های وارد بر آن متغیر شرح داده می‌شود. با تجزیه واریانس خطای پیش بینی، سهم نوسانات هر متغیر در واکنش به تکانه وارد شده به متغیرهای الگو تقسیم

23. Heteroscedasticity Conditional Covariance Matrix

24. White(1988)

25. Cumulative Plot of Recursive Residuals

می‌شوند. بدین ترتیب، قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر روی تغییر متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه‌گیری کنیم. از آنجایی که روش تجزیه‌های واریانس متعامد، به ترتیب قرار گرفتن متغیرها در دستگاه حساس است، لذا از روش تجزیه‌های واریانس تعمیم یافته که توسط پسران و همکاران (۱۹۹۶)^{۲۶} توسعه داده شده، استفاده می‌گردد. در روش مذکور، مجموع سهم تکانه‌های مختلف در نوسانات، یک متغیر الزاماً برابر با واحد نیست. جدول (۴)، تفکیک خطای پیش‌بینی متغیر صادرات غیرنفتی را برای ۴۰ دوره (۱۰ سال) به نمایش می‌گذارد. بدین مفهوم که در طول این ۱۰ سال، سهم هر یک از متغیرهای دستگاه در تغییرات متغیر صادرات در کوتاه مدت (سال اول)، میان مدت (سال دوم تا پنجم) و بلند مدت (از سال ششم به بعد) نشان داده می‌شود. همانطور که ملاحظه می‌گردد، نوسانات صادرات در افق‌های زمانی مختلف عمدتاً توسط تکانه‌های مربوط به خود این متغیر توضیح داده می‌شود. در واقع، این تکانه‌ها (که شامل سیاستهای آزاد سازی، محدودیتهای صادراتی، تغییرات تکنولوژیکی و نظایر آن می‌گردد) بیش از ۶۴ درصد واریانس خطای پیش‌بینی صادرات را توضیح می‌دهند. این سهم در طول زمان ثابت مانده و پویایی‌های ویژه‌ای را به نمایش نمی‌گذارد که با الگوی صادرات سنتی ایران و نقش پایین عوامل بنیادی مانند بهره‌وری در رشد صادرات سازگار است.^{۲۷}

در نوسانات صادرات، تکانه‌های درآمد (یا واردات) جهانی و همچنین شکاف تولید از درجه دوم اهمیت برخوردارند. بنابراین، نقش تحولات اقتصاد جهانی در نوسانات صادرات غیرنفتی بسیار با اهمیت بوده و قادر است ۲۵ درصد بی‌اطمینانی صادرات را توضیح دهد. متغیر شکاف تولیدی با سهمی معادل ۱۳ درصد، اهمیت به مراتب بیشتری نسبت به تکانه‌های قیمتی در واریانس صادرات دارد. بدین ترتیب، رویکرد مازاد قابل صدور نقش مهمتری در توضیح نوسانات صادرات نسبت به تغییر انواع قیمت‌های نسبی داشته است. در میان قیمت‌های نسبی، نرخ حقیقی ارز، با سهمی معادل ۰/۰۸ در افق‌های زمانی مختلف، نقش بیشتری در واریانس خطای پیش‌بینی صادرات نسبت به سایر قیمت‌ها دارد. نتیجه مذکور نشان می‌دهد که

26. Pesaran, et al (1996)

۲۷. تکانه‌های بهره‌وری، نقش بیشتری در نوسانات صادرات در بلند مدت نسبت به کوتاه مدت دارند.

تغییرات حقیقی نرخ ارز در اقتصاد که معمولاً با کاهش حاشیه نرخ ارز نیز همراه می‌باشد، نقش اساسی را در تحولات صادراتی ایفا کرده و نقش قیمت‌های اسمی به تنهایی ناسچیز می‌باشد. بدین ترتیب، اهمیت تکانه‌های حقیقی طرف عرضه (مانند مازاد عرضه یا نرخ حقیقی ارز) بیشتر از تکانه‌های اسمی در تحولات صادراتی بوده است. بالاخره، کمترین سهم را در نوسانات صادرات غیرنفتی، σ (واریانس نرخ ارز) دارد. نتایج مذکور با یافته‌های ECM کاملاً سازگار است.

جدول ۴ - تجزیه واریانس پیش بینی صادرات در دستگاه $VECM(4)$

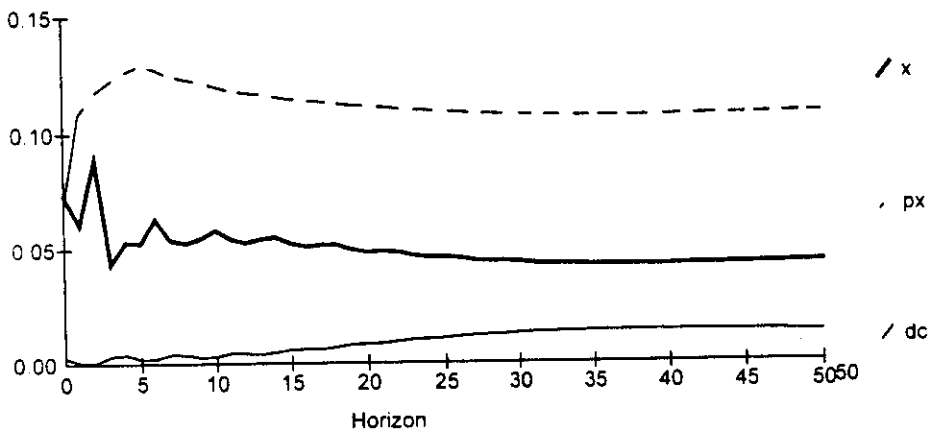
دوره	x	px	be	we	cwp	dc	gapy	σ	y*
۴ (سال اول)	۰/۶۹	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۸	۰/۰۰	۰/۱۳	۰/۰۱	۰/۲۴
۸	۰/۶۵	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۰	۰/۰۸	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۰۲	۰/۲۵
۱۲	۰/۶۵	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۰۲	۰/۲۵
۱۶	۰/۶۴	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۱	۰/۱۳	۰/۰۲	۰/۲۵
۲۰	۰/۶۴	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۲	۰/۱۳	۰/۰۲	۰/۲۵
۲۴	۰/۶۴	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۲	۰/۱۳	۰/۰۲	۰/۲۵
۲۸	۰/۶۴	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۲	۰/۱۳	۰/۰۲	۰/۲۵
۳۲	۰/۶۴	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۲	۰/۱۳	۰/۰۲	۰/۲۵
۳۶	۰/۶۴	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۲	۰/۱۳	۰/۰۲	۰/۲۵
۴۰ (سال ۱۰)	۰/۶۴	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۰۱	۰/۰۸	۰/۰۲	۰/۱۳	۰/۰۲	۰/۲۵

۵. توابع عکس‌العمل آنی (IRFs)

توابع عکس‌العمل آنی (IRFs) مانند VDC_s یک نمایش میانگین متحرک از الگوی VAR یا VECM می‌باشد. IRFs، رفتار پویایی متغیرهای الگو را به هنگام ضربه (یا تکانه) واحد بر هر یک از متغیرها در طول زمان نشان می‌دهند. این تکانه‌ها معمولاً به اندازه یک انحراف معیار انتخاب می‌شوند، لذا به آنها تکانه یا ضربه واحد می‌گویند. مبدا مختصات یا نقطه شروع حرکت متغیر پاسخ، مقادیر مربوط به وضعیت پایدار دستگاه (بدون حضور تکانه) است. با

استفاده از تابع عکس العمل آنی، پاسخ پویایی دستگاه به تکانه واحد اعمال شده از سوی هر یک از متغیرهای دستگاه مشخص می‌گردد. از آنجایی که توابع عکس العمل آنی متعامد به ترتیب قرار گرفتن متغیرها حساس می‌باشند، در اینجا نیز از توابع عکس العمل آنی تعمیم یافته پسران وشین^{۲۸} (۱۹۹۸) استفاده می‌گردد. نمودارهای (۳)، تاثیر تکانه یا ضربه‌ای به اندازه یک انحراف معیار به قیمت صادراتی (px) را بر متغیرهای دستگاه نشان می‌دهد. همانطور که ملاحظه می‌گردد، به دنبال تکانه مذکور، px در همان دوره به میزان ۷ درصد افزایش می‌یابد. این افزایش در طول زمان ادامه یافته و در دوره پنجم به حداکثر خود یعنی ۱۲/۹ درصد بالاتر از وضعیت پایه (بدون حضور تکانه) می‌رسد. پس از آن، قیمت صادراتی، اندکی کاهش یافته به طوریکه در تعادل جدید، قیمت صادراتی ۱۰/۸ درصد بالاتر از تعادل قدیم می‌باشد. اثر تکانه مذکور بر روی صادرات غیرنفتی، بسیار سریع ظاهر می‌شود به طوریکه صادرات غیرنفتی را در همان دوره، ۷ درصد افزایش می‌دهد. پس از آن نیز صادرات غیرنفتی با کمی نوسان کاهش یافته و در تعادل جدید، اثر تکانه‌های مذکور بر روی x به ۴/۳ درصد بالغ می‌گردد. تاثیر تکانه قیمت صادراتی روی دستمزد کارگران نیز بسیار ناچیز بوده و در بلند مدت این اثر تنها به ۱/۳ درصد محدود می‌شود.

نمودار ۳- توابع عکس‌العمل آنی تعمیم یافته ناشی از تکانه وارد بر قیمت صادراتی



جمع بندی و ملاحظات

در این مقاله، عوامل تعیین کننده عرضه و تقاضای صادرات غیرنفتی در کوتاه مدت مبتنی بر الگوهای VAR ساختاری هم انباشته کننده و الگو سازی تصحیح خطا برای دوره (۱) ۱۳۵۰ تا (۴) ۱۳۷۶ مورد بررسی قرار گرفت. برای تحلیل خواص پویای دستگاه نیز از تجزیه های واریانس و توابع عکس العمل آنی (تعمیم یافته) استفاده شد. مطابق تئوری های اقتصادی، انتظار می رود که عرضه صادرات تابعی از نسبت شاخص قیمت صادراتی به هزینه های تولید، ظرفیت تولیدی، تقاضای داخلی و بی اطمینانی نرخ ارز بوده و تقاضای صادرات نیز متأثر از قیمت های نسبی داخل و خارج و تقاضای جهانی باشد. متغیرهای مذکور ناپایا و حاوی یک ریشه واحد هستند. آزمون های هم انباشتگی، وجود دو بردار هم انباشته کننده یا رابطه تعادلی بلند مدت (سازگار با تئوری اقتصادی) را میان آنها تایید می کنند. براساس آزمون محدودیت های بیش از حد مشخص، یکی از بردارها به عنوان معادله عرضه بلند مدت و دیگری معادله قیمت (صادرات) شناسایی می گردد. نتایج حاصله نشان می دهند که تحولات صادرات غیرنفتی در اقتصاد ایران را می توان براساس تئوری های استاندارد توضیح داد. نوسانات عرضه صادرات غیرنفتی در طول دوره نمونه، بارویکرد مازاد قابل صدور تا حد زیادی سازگار می باشد. شکاف تولید یا عرضه مازاد، قادر است حدود ۱۳ درصد نوسانات صادرات (که بیشترین سهم در میان متغیرهای دستگاه محسوب می شود) را توضیح دهد. متغیر مذکور در معادله تصحیح خطای کوتاه مدت عرضه صادرات نیز از اهمیت بالایی برخوردار است. نسبت مصرف به تقاضای کل، اثر منفی بر صادرات بلند مدت دارد و نشان می دهد که نرخ پس انداز بالاتر، امکان صادرات بیشتر کالاهای مصرفی را امکانپذیر می سازد. بدین ترتیب، شرایط بازار داخلی و همچنین سیاست های تجاری دولت در اولویت تأمین نیازهای داخلی، رفتار صادرات غیرنفتی را به شدت تحت تأثیر قرار می دهد. به علاوه، اثر محدود کننده تقاضای داخلی برای صادرات غیرنفتی همواره با جهت گیری های اقتصادی دولت به سمت اهدافی مانند خودکفایی تشدید شده است.

قیمت های نسبی، عرضه صادرات را با کششی نزدیک به واحد در بلند مدت متأثر می سازد. در کوتاه مدت نیز علاوه بر شاخص قیمت صادرات، نرخ بازار موازی، نرخ موزون رسمی و

همچنین نرخ حقیقی ارز، اثرات با اهمیتی بر صادرات غیرنفتی دارند. به علاوه، کاهش کوتاه مدت صادرات نسبت به نرخ حقیقی ارز، (شاخص قیمت کالاهای قابل تجارت به غیر قابل تجارت) حدود ۲/۳ برآورد شده که به مراتب بیشتر از کاهش برآورد شده نسبت به نرخ های ارز و قیمت صادراتی است. تجزیه های واریانس نیز سهم نرخ حقیقی ارز را در نوسانات صادرات، بیشتر از نرخ های اسمی ارز و شاخص قیمت صادراتی، برآورد می کند. این نتیجه از اهمیت زیادی به لحاظ سیاست گذاری برخوردار است و نشان می دهد که تغییر نرخ های اسمی ارز، تنها زمانی که قیمت کالای قابل تجارت به غیر قابل تجارت را متاثر سازد، اثرات به مراتب قویتری بر صادرات غیرنفتی خواهد داشت. لذا، کارایی سیاست های ارزی مستلزم تعدیل مالی لازم در جهت اصلاح ترکیب مصرف کالاهای قابل تجارت نسبت به غیر قابل تجارت است.

از آنجایی که معمولاً فرض می شود سهم زیادی از مخارج (جاری) دولت به کالاهای غیر قابل تجارت (مانند خدمات) اختصاص می یابد، لذا سیاست های مالی و پولی هماهنگ، بایستی به کاهش سهم هزینه های جاری در بودجه دولت منتهی گردد. شواهد حاصل از توابع عکس العمل آتی نشان می دهد که سیاست کاهش ارزش پول، تأثیرات با اهمیت و سریعی بر صادرات غیرنفتی داشته است. در واقع، دستمزد (که احتمالاً نقش مهمی در هزینه های تولید کالاهای صادراتی دارند) نسبت به تکانه قیمت صادراتی یا نرخ ارز به طور کامل تعدیل نمی شود و بدین ترتیب، امکان تغییر موثر در قیمت های نسبی و در نتیجه، صادرات غیرنفتی را فراهم می آورد. نتیجه مذکور، احتمالاً به حساسیت پایین دستمزد (کارگران ساده در بخش حمایت نشده) نسبت به سطح عمومی قیمت (مورد انتظار) یا نرخ ارز مربوط می شود. همچنین، به نظر می رسد که سیاست قیمت گذاری برخی کالاهای کشاورزی در داخل، صادرات آنها را افزایش دهد.

هزینه های تولید نیز اثرات با اهمیت و معنی داری بر عرضه صادرات بلند مدت و کوتاه مدت دارند. در بلند مدت، دستمزد کارگران ساده ساختمانی، عرضه بلند مدت صادرات را با ضریبی نزدیک به واحد کاهش می دهد. لذا، فرضیه همگنی عرضه صادرات نسبت به قیمت صادراتی و هزینه تولید پذیرفته می شود. اما متغیر دستمزد در معادله کوتاه مدت عرضه

صادرات معنی دار نبوده و در مقابل، قیمت نهاده‌های وارداتی، نقش با اهمیتی در رفتار صادرات غیرنفتی ایفا می‌کنند. در ضمن، فرضیه همگنی نسبت به قیمت‌ها در معادله کوتاه‌مدت پذیرفته نمی‌شود.

واکنش سریع صادرات غیرنفتی به انگیزه‌های قیمتی، در کوتاه مدت، ممکن است بر آشکار شدن بخشی از صادرات پنهان و غیرقانونی و صدور آن از مجاری رسمی و همچنین تعدیل سریع موجودی انبار مربوط گردد. به علاوه، الگوی واکنش مذکور دلالت بر سهم بالای کالاهای اولیه و سستی در رشد سریع آنها به دنبال مزیت‌های صادراتی ایجاد شده دارد. از آنجایی که اثرات رشد بهره‌وری بر صادرات غیرنفتی به صورت تدریجی و کند می‌باشد، الگوی واکنش صادرات غیرنفتی به سیاست‌های تشویقی نشان می‌دهد که افزایش صادرات ناشی از رشد بهره‌وری نبوده است.

در ارتباط با عرضه بلند مدت صادرات؛ علاوه بر قیمت‌های نسبی، ظرفیت تولیدی غیرنفتی و تا اندازه کمتری واریانس نرخ ارز نیز عرضه صادرات را متاثر ساخته‌اند. اثرات ظرفیت در بلند مدت معنی دار بوده و نشان می‌دهد سرمایه‌گذاری به منظور توسعه ظرفیت در بخش تولید کالاهای قابل تجارت، منجر به افزایش متناسب صادرات در بلند مدت می‌گردد. لذا می‌توان، حداقل، بخشی از دلایل پایین بودن حجم صادرات را به سرمایه‌گذاری کم و عدم تکافوی تسهیلات اعتباری در بخش کالاهای صادراتی نسبت داد. واریانس نرخ ارز، اهمیت آماری پایینی در معادله بلندمدت و کوتاه مدت عرضه صادرات دارد. احتمالاً مشکلات اندازه‌گیری بی‌اطمینانی نرخ ارز براساس یک معیار مطلوب در نتیجه مذکور موثر بوده است. با برآورد دستگاه هم‌انباشته هم‌زمان شامل دو رابطه بلند مدت، شناسایی بردار دوم با تفسیر تقاضای صادرات امکانپذیر نیست. در واقع، ضریب متغیر صادرات در بردار دوم تفاوت معنی داری از صفر ندارد. این نتیجه، احتمالاً دلالت بر بالا بودن کشش تقاضای صادرات (یا نامحدود بودن آن) دارد. لذا، اگرچه ایران در برخی اقلام صادراتی، کشوری بزرگ محسوب می‌گردد، اما تعیین‌کننده قیمت (قیمت‌گذار) نمی‌باشد. به عبارت دیگر، قیمت صادرات ایران، قیمت صادرات رقبا را با کششی نزدیک به واحد، دنبال می‌کند. لذا، بردار دوم در دستگاه هم‌انباشته هم‌زمان، قیمت صادراتی ایران را در بلند مدت به صورت تابعی از نرخ

بازار موازی و نرخ موزون ارز و همچنین، قیمت صادرات جهانی شناسایی می‌کند. در این معادله قیمت، ضریب نرخ بازار موازی ارز (۰/۵۷) فقط اندکی کمتر از نرخ موزون رسمی (۰/۶۴) برآورد شده است که حکایت از اهمیت بازار موازی در تعیین قیمت صادراتی دارد. نتایج حاصل از توابع عکس العمل آنی نشان می‌دهند که تکانه نرخ موزون ارز (تعدیل شده برای قیمت جهانی)، اثرات مورد انتظار را بر نرخ بازار موازی ارز و قیمت صادراتی داشته و آنها را با نسبت‌های تقریباً مشابهی تغییر می‌دهد. این نتایج نیز دلالت بر آن دارند که سهم ایران در بازارهای بین المللی برای تعیین قیمت جهانی مربوطه، کافی نبوده و قیمت‌های صادراتی ایران نقش پیرو را در این بازارها ایفا می‌کنند.

پیوست

آزمونهای ریشه واحد

	آزمون دیکی - فولر تعمیم یافته		آزمون Phillips-Perron	
	بدون روند	با روند	بدون روند	با روند
be+p*	-۰/۶۲	-۲/۳۱	-۰/۳۶	-۲/۱۴
we+p*	-۰/۰۷	-۱/۹۴	-۰/۶۲	-۱/۳۱
x	-۱/۰۵	-۱/۷۳	-۲/۷۵	-۳/۵۷*
px	-۰/۴۳	-۲/۵۴	-۰/۰۳	-۱/۹۶
y*	۰/۴۸	-۱/۵۲	۰/۴۹	-۱/۳۹
dc	-۲/۲۹	-۲/۹۰	-۲/۲۱	-۳/۰۶
p	۱/۳۷	-۱/۶۶	۲/۶۹	۱/۳۷
yd	-۲/۲۹	-۲/۸۹	-۳/۰۵*	-۲/۷۱
pm	۱/۱۱	-۱/۲۳	۳/۰۵	-۰/۶۵
k	-۲/۲۰	-۲/۹۸	-۲/۶۷	-۲/۱۲
σ	-۲/۲۹	-۲/۲۰	-۳/۰۳*	-۳/۰۳
k	-۲/۲۷	-۲/۵۷	-۳/۰۲*	-۳/۰۸
c	-۲/۱۳	-۳/۰۷	-۱/۸۶	-۲/۸۹

در آزمونهای Phillips-Perron وقفه برابر با ۴ و در آزمونهای دیکی فولر تعداد وقفه هابراساس معیار SBC انتخاب شده است. علامت * معنی دار بودن در سطح اهمیت ۵ درصد را نشان می دهد.

منابع

۱. توکلی، اکبر؛ رنجبر، همایون. تخمین تابع تقاضای واردات کشور با تغییر ساختاری ضرایب، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۷، تابستان ۱۳۷۷.
۲. بیدآباد، بیژن. الگوی اقتصادسنجی کلان ایران، موسسه تحقیقات پولی و بانکی ۱۳۷۶.
۳. هژبرکیانی، کامبیز. بررسی رابطه بلند مدت تعادلی بین متغیرهای تابع تقاضای واردات با استفاده از روشهای همگرایی، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۴، ۱۳۷۶.
۴. شهشانی، احمد. الگوی اقتصادسنجی ایران و کاربردهای آن، موسسه توسعه و تحقیقات اقتصادی دانشگاه تهران، ۱۳۵۷.
۵. قطمیری، محمد علی. کشش‌های درآمدی و قیمتی تقاضا برای واردات و توسعه اقتصادی در ایران (۷۳-۱۳۴۲)، فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۵، ۱۳۷۶.
۶. نوروزی، بیتا. بررسی عوامل تعیین کننده جریانهای تجاری با تاکید بر بخش صنعت پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه الزهراء، تهران، ۱۳۷۷.
7. Abeyasinghe, T and Yeok, T.L (1998), **Exchange Rate Appreciation and Export Competitiveness, The case of Singapore**, Applied Economics, Vol 30, PP:51-55
8. Andy C.C.Kwan , John A.Cotsomitis and Benjamin K. C. Kwok (1999), **Exports, Economic Growth and Structural Invariance: Evidence from Some Asian NICS**, Applied Economics, Vol 31, PP :493 - 498.
9. C.M.Watson et al(1998), **Kingdom of the Netherlands - Netherlands -Selected Issues**, International Monetary Fund, SM/98/104.
10. Engle, R.F and Granger, C.W.J (1987), **Cointegration and Error Correction: Benjamin K.C. Kwok (1999)**, "Exports, Representation, Estimation and Testing", Econometrica, 55, PP:251-76.
11. Goldstein, Morris and Mohsins, Khan (1985), **Income and Price Effects in**

- Foreign Trade**, in Handbook of International Economics Vol II, P.B.Kenen and R.W.Jones (eds), New York: Elsevier, PP:1041-1105.
12. Hammid Zangeneh(1994), **Direction and Evolution of International Trade in IRAN: An Empirical Appraisal**, Middle East Economics, Volume 2, PP: 165-191.
13. Hemphill W.L(1974), **The Effect of Foreign Exchange Receipts on Import of Less Developed Countries**, IMF Staff Paper, Vol II, No 3, PP:637-673.
14. H.S.Houthakker and S.P.Maggee(1969), **Income and Price Elasticities in World Trade**, The Review of Economics and Statistics, Volume II, Number 2, PP:111-127.
15. Jaim Marquez and Caryl Meneilly (1988), **Income and Price Elasticities for Export of Developing Countries**, The Reivew of Economics and Statistics, vol 70, No.2, PP: 306-314.
16. Jean- Pierre Urbain (1992), **Error Correction Models for Aggregate Imports: The Case of Two Small and Open Economies**, International Trade Modelling, Edited by M.G. Dagenais and P.A.Muet. PP:237-278.
17. Johansen, S.(1991), **Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models**, Econometrica, Vol 5, PP:1551-80.
18. John F.Wilson and Wendy E.Takacs(1979), **Differential Responses to Price and Exchange Rate Influences in The Foreign Trade of Selected Industrial Countries**, Review of Economics and Statistics, Vol 61, PP:267-279.
19. Leamer, Edward E. and Robert M.Stern(1970), **Quantitative International Economics**, (Boston: Allyn and Bacon).

20. Lorenzo Giorgianni and Gian Maria Milesi - Ferrechi(1997), **Determinants of Korean Trade Flows and Their Geographical Destination**, IMF Working Paper, WP/97/54.
21. Mohsin S.Khan and Malcoin D. Knight (1988), **Import Compression and Export Performance in Developing Countries**, Review of Economic and Statistics, Vol.70, PP:315-321.
22. Moran.G(1989), **Imports under A Foreign Exchange Constraint**, The World Bank Economic Review, Vol 3, No 2, PP: 279-295.
23. Muhammed N.Islam(1998), **Export Expansion and Economic Growth: Testing for Cointegration and Causality**, Applied Economics, Vol 30, PP: 415-425.
24. Pesaran, M.H, Y.Shine and R.T,Smith (1996), **Testing for The Existence of Along-run Relationship**, Mimeo, University of Cambridge.
25. Pesaran, M.H (1984), **Macroeconomic Policy in An Oil -Exporting Economy with Foreign Controls**, Economica, Vol 51, PP:253-70.
26. Rajen Mookerjee (1997), **Export Volume, Exchange Rates and Global Economic Growth: The INDIAN Experience** Applied Economics Letters, Vol 4, PP:425-429.
27. Reinhart, C.M.(1995), **Devaluation, Relative Prices and International Trade, Evidence from Developing Countries** ,IMF Staff Paper, Vol 42, No 2, PP: 290-312.
28. R.Faini, L. Pritchett and F.Clavijo (1992), **Import Demand in Developing Countries**, International Trade Modelling, Edited by M.G.Dagenais and

P-A. Muel, PP: 279-297.

29. Uravashi Dhawan and Bagala Biswal(1999), **Re-Examining Export-Led Growth Hypothesis:A Multivariate Cointegration Analysis for INDIA**, Applied economics, Vol 31, PP:525-530.