**فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی**
**سال چهاردهم، شماره ٥٤، پاییز ١٣٩٣، صفحات ٩٩-٦٧**

# تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر زمان ـ متغیر

حسن حیدری*، زهرا صالحیان صالحی نژاد** و سلیمان فیضی***

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۳/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۰/۱۵

## چکیده

*با توجه به اهمیت شناسایی ارتباط بین نرخ ارز و تراز تجاری در طراحی موفقیت‌آمیز سیاست‌های تعدیل اقتصادی و لزوم برآورد دقیق کشش تراز تجاری نسبت به تغییرات قیمتی و درآمدی برای زمان‌بندی صحیح اجرای این سیاست‌ها، در این مطالعه، تأثیر متغیرهای درآمد داخلی، درآمد خارجی و نرخ ارز بر تراز تجاری ایران مورد بررسی قرار می‌گیرد. در این راستا میزان واکنش تراز تجاری نسبت به تغییر در هر یک از متغیرهای یادشده با استفاده از روش پارامتر زمان ـ متغیر (TVP) و رهیافت فیلتر کالمن طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۳۸ برآورد شده است. نتایج به‌دست آمده نشان می‌دهد، ضرایب تراز تجاری به‌عنوان کشش‌های قیمتی و درآمدی در طول زمان از روند ثابتی برخوردار نیستند. تغییرات ساختاری مانند وقوع انقلاب اسلامی، جنگ، شوک‌های قیمتی نفت و سیاست‌های اقتصادی اعمال شده از جمله عواملی هستند که ضرایب را تحت تأثیر قرار داده‌اند. با مقایسه روند نرخ ارز واقعی و کشش قیمتی تراز تجاری مشاهده می‌شود که هم‌زمان با افزایش نرخ ارز واقعی طی سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۴۷ و ۱۳۶۲-۱۳۵۶، کشش قیمتی تراز تجاری مثبت است و با کاهش نرخ ارز واقعی کشش قیمتی تراز منفی می‌شود.*

***طبقه‌بندی JEL:*** *F31،F14، C22.*

***کلیدواژه‌ها:*** *تراز تجاری، نرخ ارز، مدل پارامتر زمان ـ متغیر.*

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

---

* دانشیار اقتصاد دانشگاه ارومیه (نویسنده مسؤول)، پست الکترونیکی: h.heidari@urmia.ac.ir.

** کارشناس ارشد اقتصاد دانشگاه ارومیه، پست الکترونیکی: zahra.salehian85@gmail.com.

*** استادیار اقتصاد دانشگاه ارومیه، پست الکترونیکی: s.feizi@urmia.ac.ir.

## ۱- مقدمه

تأثیر نرخ ارز بر تراز تجاری یکی از موضوع‌های پایه‌ای و در عین حال بحث‌برانگیز در حوزه اقتصاد بین‌الملل است. ازاین‌رو، مطالعات تجربی بسیاری برای بررسی رابطه بین تراز تجاری و عوامل تعیین‌کننده آن، از جمله نرخ ارز در قالب رویکرد کشش‌ها انجام گرفته که به‌رغم گستردگی مطالعات و تنوع روش‌های اقتصادسنجی به کار رفته، یک نتیجه‌گیری واحد حاصل نشده است. در مطالعات تجربی به‌منظور بررسی تأثیر سیاست‌های ارزی بر تراز تجاری به‌طور معمول نوع و میزان کشش قیمتی تراز برآورد می‌شود. این موضوع از دید سیاست‌گذاران اقتصادی از اهمیت بسیار بالایی برخوردار است، زیرا با برآورد کشش قیمتی می‌توان میزان تغییر در صادرات و واردات را در پاسخ به یک تغییر در نرخ ارز به‌دست آورد (Hacker & Kim,2010, P.5). روند مطالعات انجام گرفته نشان می‌دهد که توجه عمده محققان در سال‌های اخیر بر برآورد کشش‌های دو یا چندجانبه یک کشور با طرف‌های تجاری متمرکز بوده است. در تمام این مطالعات با استفاده از روش‌های مبتنی‌بر تحلیل‌های هم‌جمعی تنها به آزمون وجود رابطه بلندمدت و برآورد ضرایب ثابت پرداخته شده است. این در حالی بوده که شرایط اقتصادی متناسب با مقتضیات زمانی همواره در حال تغییر است و روش‌های رگرسیونی خطی با ضرایب ثابت، توانایی لازم را برای اعمال چنین تغییراتی ندارند. ازاین‌رو، به دلیل وجود ضعف‌های اساسی در روش‌های معمول اقتصادسنجی از جمله فرض ثابت بودن پارامترها طی زمان استفاه از روش‌های مناسب و دقیق ضروری به نظر می‌رسد، زیرا اگر پارامترهای برآوردی با استفاده از این روش‌ها در اثر تغییرات سیاستی یا تغییرات ساختاری تغییر کنند، پیش‌بینی‌های انجام شده مبتنی‌بر نتایج حاصل نادرست است و هر تحلیل سیاستی هم که برپایه این نتایج ارایه شود، به‌طور طبیعی صحیح نخواهد بود.

با توجه به وقوع تکانه‌ها و تغییرات سیاستی رخ داده در اقتصاد ایران در طول دوره مورد بررسی در این مطالعه، مانند وقوع انقلاب اسلامی در سال ۱۳۵۷، جنگ تحمیلی هشت‌ساله ایران و عراق (۱۳۶۶-۱۳۵۸)، شوک‌های قیمتی نفت، تغییر سیاست‌های بازرگانی (از

جایگزینی واردات در طول دو برنامه اول توسعه به سیاست توسعه صادرات از آغاز برنامه سوم توسعه)، تغییر سیاست‌های ارزی و یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۱، اعمال محدودیت‌های ارزی و کنترل‌های وارداتی، آزادسازی تجاری و تحریم‌های اقتصادی، امکان بروز شکست‌های ساختاری در روند شکل‌گیری داده‌های سری زمانی مورد استفاده و تغییر در روابط بین متغیرها بسیار محتمل است. ازاین‌رو، در این تحقیق برای برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی تراز تجاری از روش پارامتر زمان ـ متغیر[1] استفاده می‌شود تا علاوه بر مشاهده روند تغییرات کشش‌های قیمتی و درآمدی تراز تجاری در طول دوره زمانی مورد مطالعه، دریچه تازه‌ای به مطالعات تجربی انجام گرفته در این حوزه، پیش روی محققان گشوده شود.

براساس سازماندهی مباحث مقاله، در بخش دوم مبانی نظری و در ادامه مطالعات تجربی صورت گرفته ارایه می‌شود. سپس، قسمت سوم به معرفی داده‌ها و مدل تراز تجاری اختصاص دارد. قسمت‌های بعدی به روش‌شناسی تحقیق و سپس، برآورد مدل و تجزیه و تحلیل نتایج حاصل اختصاص یافته و در بخش انتهایی مقاله خلاصه و نتیجه‌گیری ارایه شده است.

## ۲- چارچوب نظری موضوع

بررسی تغییر نرخ ارز به صورت کاهش ارزش پول ملی و تأثیر آن بر تعدیل تراز تجاری تحت عنوان رویکرد کشش‌ها[2] ابتدا توسط بیکردایک[3] (۱۹۰۶، ۱۹۲۰)، رابینسون[4] (۱۹۴۷) و متزلر[5] (۱۹۴۸) در قالب مدل بیکردایک ـ رابینسون ـ متزلر (BRM) مطرح شد (Waliullah & et al, 2010). که در این مدل تراز تجاری کشور داخلی برحسب پول ملی عبارت است از:

---

1- Time Varying Parameter (TVP)
2- Elasticity Approach
3- Bickerdike
4- Robinson
5- Metzler

$$TB = P_x X^s - P_m M^d \qquad (۱)$$

در معادله فوق، $P_m$ و $P_x$ به ترتیب قیمت کالاهای وارداتی و صادراتی کشور برحسب پول داخلی کشور، $M^d$ و $X^s$ نیز حجم واردات و صادرات است. با دیفرانسیل‌گیری از رابطه (۱) و تعریف معادله براساس کشش‌های قیمتی تقاضای واردات و عرضه صادرات، واکنش تراز تجاری به‌ازای یک واحد تغییر در نرخ ارز به صورت رابطه زیر خواهد بود:

$$\frac{dTB}{dE} = P_x X^s \left[\frac{(۱+\varepsilon)\eta'}{\varepsilon+\eta'}\right] - P_m M^d \left[\frac{(۱-\eta)\varepsilon'}{(\varepsilon'+\eta)}\right] \qquad (۲)$$

که در آن، $\eta$ و $\varepsilon$ به ترتیب نشان‌دهنده کشش قیمتی تقاضای واردات و عرضه صادرات در کشور داخلی و $\eta'$ و $\varepsilon'$ بیان‌کننده کشش‌های قیمتی تقاضای واردات و عرضه صادرات در کشور خارجی است. همان‌طور که مشاهده می‌شود با فرض وجود تعادل اولیه در تراز تجاری و در نتیجه، برابری $P_x X^s = P_m M^d$، زمانی واکنش تراز تجاری در برابر تغییرات نرخ ارز مثبت است ($\frac{dTB}{dE} > ۰$) که اگر و فقط اگر شرط زیر برقرار باشد:

$$\frac{(۱+\varepsilon)\eta'}{\varepsilon+\eta'} + \frac{(\eta'-۱)\varepsilon'}{\varepsilon'+\eta} > ۰ \quad \rightarrow \quad \frac{\eta\eta'(۱+\varepsilon+\varepsilon') + \varepsilon\varepsilon'(\eta+\eta'-۱)}{(\varepsilon+\eta')(\varepsilon'+\eta)} > ۰ \qquad (۳)$$

این رابطه به شرط بیکردایک ـ رابینسون ـ متزلر یا شرط مارشال[1] ـ لرنر[2] تعمیم‌یافته مشهور است. در ساده‌ترین حالت با فرض بزرگ بودن کشش‌های عرضه صادرات ($\varepsilon \rightarrow \infty$ و $\varepsilon' \rightarrow \infty$)، رابطه (۳) به رابطه زیر تبدیل می‌شود:

$$\eta + \eta' - ۱ > ۰ \qquad (۴)$$

با توجه به رابطه یادشده می‌توان گفت، در صورتی افزایش نرخ ارز موجب بهبود تراز تجاری می‌شود که مجموع کشش تقاضای صادرات و واردات کشور موردنظر بزرگ‌تر از یک باشد ($\eta + \eta' > ۱$)، این شرط که توسط مارشال (۱۹۲۳) مطرح و بعدها توسط لرنر

1- Marshal
2- Lerner

(۱۹۴۴) بسط و توسعه داده شده است، به‌شرط مارشال ـ لرنر معروف است (Wang,2005, P.104). ازاین‌رو، با توجه به اهمیت کشش‌های قیمتی در تجارت بین‌الملل، برآورد آنها هدف بسیاری از مطالعات تجربی طی سال‌های گذشته در این حوزه بوده است. با این حال، اورکات[1] (۱۹۹۵)، دلایل متقاعدکننده‌ای را ارایه کرد که نشان می‌داد روش‌های رگرسیونی مورد استفاده برای تخمین کشش‌ها به تخمین کمتر از حد واقعی کشش‌ها در تجارت بین‌الملل منجر شده است. نخستین دلیل ارایه شده از سوی اورکات مربوط به مشکل یا مسأله تشخیص در تخمین است؛ وی اشاره می‌کند که انتقال در تقاضا متناسب با تغییر در سلیقه‌ها یا سایر نیروهای ناشناخته طی زمان دایم اتفاق می‌افتد، ازاین‌رو، کشش‌های برآوردی به‌احتمال کمتر از حد واقعی تخمین زده شده‌اند (به نقل از: ارباب، ۱۳۹۰، ص ۱۷۱). از سوی دیگر، نتایج برآورد تجربی کشش‌های قیمتی در برخی مطالعات نیز نشان داد که تأثیر تغییرات نرخ ارز بر قیمت‌های نسبی و در نتیجه، اثرگذاری آن بر تراز تجاری با تأخیر زمانی صورت می‌گیرد، ازاین‌رو، زمان نقش مهمی در میزان و نحوه اثرگذاری سیاست یادشده بر تراز خارجی دارد (Carbourg, 2009, P.451). ازاین‌رو، نه‌تنها انتظار می‌رود در کوتاه‌مدت کشش تراز تجاری در پاسخ به تغییرات نرخ ارز کمتر از مقدار آن در بلندمدت باشد، بلکه در حقیقت، این احتمال نیز وجود دارد که تراز تجاری یک کشور بلافاصله پس از کاهش ارزش پول به‌جای بهبود، بدتر شود، زیرا قیمت واردات برحسب پول داخلی سریع‌تر از قیمت‌های صادرات افزایش می‌یابد، بدون آنکه مقادیر اولیه تغییر زیادی داشته باشند. در طول زمان مقدار صادرات افزایش و مقدار واردات کاهش می یابد و قیمت‌های صادرات به قیمت‌های واردات می‌رسند، به‌طوری که اختلال اولیه در تراز تجاری متوقف و فرآیند معکوس می‌شود و به سمت بهبود تراز تجاری حرکت می‌کند (همان، ۱۳۹۰). وجود وقفه زمانی در اثرگذاری تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری به شکل‌گیری زمینه مطالعاتی جدید با عنوان پدیده منحنی جی (J) در این حوزه منجر شد. در این مطالعات، محققان تلاش کردند تا اثرات کوتاه‌مدت کاهش ارزش

1- Orcut(1995)

پول را از اثرات بلندمدت آن تفکیک کنند. در صورت تأیید منحنی جی می‌توان گفت که در کوتاه‌مدت شرط مارشال ـ لرنر برقرار نیست، اما در بلندمدت این شرط برقرار است. برای توجیه این پدیده نظرات متعددی از سوی محققان اقتصادی ارایه شده است. مگی[1] (۱۹۷۳)، به‌منظور تحلیل پدیده منحنی جی از سه مفهوم قراردادهای جاری قبل وقوع کاهش ارزش پول، دوره گذار و دوره تعدیل مقداری استفاده می‌کند. جونز و رامبرگ[2] (۱۹۷۳) در مطالعه خود پنج وقفه احتمالی را در واکنش مقدار نسبت به تغییر قیمت در تجارت بین‌الملل مشخص کردند (همان، ۱۳۹۰). کروگمن و آبستفلد[3] (۲۰۰۱)، مطرح می‌کنند که تغییر نرخ ارز روی تراز تجاری دو اثر می‌گذارد: اثر قیمتی و اثر مقداری، به‌گونه‌ای که با افزایش نرخ ارز، قیمت کالاهای وارداتی افزایش و مقدار واردات کاهش می‌یابد، اما قیمت کالاهای صادراتی کاهش و در نتیجه، مقدار صادرات افزایش می‌یابد. اثر قیمتی با افزایش قیمت کالاهای وارداتی به بدتر شدن تراز تجاری منجر می‌شود، در حالی که اثر مقداری با افزایش حجم صادرات و کاهش حجم واردات به بهبود تراز تجاری منجر می‌شود. در کوتاه‌مدت اثر قیمتی بر اثر مقداری غلبه می‌کند، در حالی که در بلندمدت با افزایش کشش تراز تجاری و برقراری شرط ML اثر مقداری بر اثر قیمتی غلبه خواهد کرد که به‌طور عمده این به دلیل چسبندگی‌هایی است که روی کمیت‌های صادراتی و وارداتی در کوتاه‌مدت وجود دارد[4]. البته یادآوری می‌شود، تحلیل رویکرد کشش‌ها مبتنی‌بر فروضی است[5] که عدم صدق این پیش‌شرط‌ها ریشه در بود (یا نبود) تنگناهای نهادی ـ ساختاری دارد که از افزایش ظرفیت‌های تولیدی با میزان رشد قابل توجه و رقابتی بالا ممانعت می‌کند. با این حال، اقتصاد جریان متعارف نئوکلاسیکی در پاسخ به

---

1- Magee
2- Junz & Rhomberg
3- Krugman & Obsfeld

٤- تحلیل این نظریه‌ها در مقالات اخباری و خوشبخت (۱۳۸۵)، معماریان و جلالی نائینی (۱۳۸۹) و حیدری و زارعی (۱۳۹۱) بیان شده است.

٥- این فروض عبارت‌اند از: عدم افزایش هزینه تولید داخلی، نبود شاخص‌بندی قوی بین نرخ ارز و سایر قیمت‌ها، ثبات قیمت‌ها و نبود فشارهای تورمی ناشی از تنگناهای ساختاری انباشته شده در طرف عرضه اقتصاد.

دیدگاه اقتصاددانان توسعه ساختارگرا، نهادگرا و پست کینزی معتقد است که تنگناهای ساختاری، در صورت وجود، خود ماحصل کاربرد سیاست‌های قیمتی نادرست در گذشته است؛ با اصلاح این سیاست‌ها از جمله کاربرد سیاست کاهش ارزش پول ملی می‌توان این تنگناها را رفع کرد و اقتصاد را در مسیر هموارتر و باثبات‌تری از رشد و توسعه قرار داد (ترکمانی، ۱۳۸۹).

## ۳- مروری بر مطالعات تجربی

مطالعات تجربی بسیار گسترده‌ای در زمینه بررسی اثرات تغییر نرخ ارز بر تراز تجاری در داخل و خارج از کشور وجود دارد. در این مطالعات به‌طور عموم به‌منظور بررسی رابطه بین دو متغیر در قالب نظریه کشش‌ها، تحقق شرط مارشال ـ لرنر و اثر منحنی جی، در بازه‌های زمانی مختلف و در بخش‌های مختلف اقتصادی یا حتی بسته به روابط تجاری کشور با شرکای تجاری مختلف مورد آزمون قرار گرفته است. برخی از مهم‌ترین این مطالعات در جدول شماره ۱، آمده است. خلاصه مطالعات خارجی انجام گرفته قبل از سال ۲۰۰۰ میلادی نیز به‌طور کامل و منسجم در مقاله بهمنی اسکویی و راتا[1] (۲۰۰۴a) قابل دسترسی است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Bahmani-Oskooee and Ratha

## جدول ۱- برخی از مطالعات مهم انجام شده خارجی و داخلی در زمینه تأثیر تغییرات نرخ ارز بر تراز تجاری

| نام محقق یا محققان | دوره مورد مطالعه | کشور یا کشورهای مورد مطالعه | تکنیک و روش مورد استفاده | نتیجه کلی |
|---|---|---|---|---|
| **بهمنی اسکویی و کانتی پونگ (۲۰۰۱)** | ۱۹۷۳-۱۹۹۷ | تایلند و ۵ شریک بزرگ تجاری آن | ARDL | برقراری شرط ML در تراز تایلند با آمریکا و ژاپن |
| **ویلسون (۲۰۰۱)** | ۱۹۷۰-۱۹۹۶ | تجارت سنگاپور، مالزی و کره با آمریکا و ژاپن | VARو IRF | برقراری شرط ML در تراز کره با آمریکا و ژاپن |
| **بوید و همکاران (۲۰۰۱)** | ۱۹۷۵-۱۹۹۶ | هشت کشور عضو OECD | VARDLو VECM | برقراری شرط ML در ۵ کشور: آلمان، فرانسه، ژاپن، آمریکا و نیوزیلند |
| **بهارومشاه (۲۰۰۱)** | ۱۹۸۰-۱۹۹۶ | تجارت مالزی و تایلند با آمریکا و ژاپن | هم‌جمعی و VAR | برقراری شرط ML |
| **لال و لوئینگر (۲۰۰۲)** | ۱۹۸۵-۱۹۹۸ | بنگلادش، هند، نپال، پاکستان و سری‌لانکا | هم‌جمعی و ECM | برقراری شرط ML در هند و پاکستان |
| **سینگ (۲۰۰۲)** | ۱۹۶۰-۱۹۹۵ | هند | هم‌جمعی و ECM | برقراری شرط ML |
| **بهمنی اسکویی و گوسوامی (۲۰۰۳)** | ۱۹۷۳-۱۹۹۸ | ژاپن و ۹ شریک تجاری آن | ARDL و ECM | برقراری شرط ML در تراز ژاپن با کانادا، انگلیس و آمریکا |
| **آرورا و همکاران (۲۰۰۳)** | ۱۹۷۷-۱۹۹۸ | هند و ۷ شریک تجاری آن | ARDL | برقراری شرط ML در تراز هند با آمریکا و ژاپن |
| **هکر و هاتمی (۲۰۰۳)** | ۱۹۷۷-۲۰۰۰ | ۵ کشور اروپای شمالی: دانمارک، نیوزیلند، نروژ، سوئد و بلژیک | هم‌جمعی و IRF | برقراری شرط ML |
| **محمودی و همکاران (۲۰۰٤)** | ۱۹۵۷-۱۹۹۸ | استرالیا، آلمان، ژاپن، نروژ، انگلستان و آمریکا | روش غیرپارامتریک | برقراری شرط ML در برخی از دوره‌های زمانی |
| **نارایان (۲۰۰٤)** | ۱۹۷۰-۲۰۰۰ | نیوزیلند | هم‌جمعی و IRF | برقراری شرط ML |
| **بهمنی اسکویی و راتا (۲۰۰٤b)** | ۱۹۷۵-۲۰۰۰ | آمریکا با ۱۴ کشور درحال‌توسعه | ARDL | برقراری شرط ML در تراز آمریکا با ۷ شریک تجاری آن |
| **بهمنی اسکویی و راتا (۲۰۰٤c)** | ۱۹۷۵-۲۰۰۰ | آمریکا با ۱۸ شریک تجاری آن | ARDL | برقراری شرط ML در تراز آمریکا با ۱۰ شریک تجاری آن |
| **بهمنی اسکویی و همکاران (۲۰۰۵)** | ۱۹۷۳-۲۰۰۱ | تجارت دوجانبه استرالیا با ۲۳ شریک تجاری آن | هم‌جمعی | عدم برقراری شرط ML |
| **ریز گومز و سنه پاز (۲۰۰۵)** | ۱۹۹۰-۱۹۹۸ | برزیل | هم‌جمعی و VECM | برقراری شرط ML |

ادامه جدول ۱

| مویرا و داسیلوا (۲۰۰۵) | ۲۰۰۳-۱۹۹۰ | برزیل | MS-VECM | برقراری شرط ML |
|---|---|---|---|---|
| فاسولو (۲۰۰۵) | ۲۰۰۴-۱۹۷۷ | برزیل | TVP-ECM | برقراری شرط ML |
| گومز و فاگرلاس (۲۰۰۶) | ۱۹۹۲-۱۹۶۲ | آرژانتین | هم‌جمعی و IRF | برقراری شرط ML در دوره سیاست نرخ ارز ثابت |
| گوسامی و جوناید (۲۰۰۶) | ۲۰۰۴-۱۹۷۳ | آمریکا و ۱۹ شریک تجاری آن از بین کشورهای OECD | داده‌های تابلویی و روش PMG | برقراری شرط ML در بلندمدت |
| بیک و همکاران (۲۰۰۶) | ۲۰۰۴-۱۹۸۹ | تجارت تولیدات کشاورزی و غیرکشاورزی آمریکا با کانادا، ژاپن و مکزیک | ARDL و ECM | عدم برقراری شرط ML |
| بیک (۲۰۰۷) | ۲۰۰۵-۱۹۸۹ | تجارت تولیدات جنگلی بین آمریکا و کانادا | ARDL و ECM | عدم برقراری شرط ML |
| دواسا (۲۰۰۷) | ۲۰۰۳-۱۹۷۴ | مالزی | ARDL و ECM | عدم برقراری شرط ML |
| بهمنی اسکویی و ونگ (۲۰۰۷) | ۲۰۰۲-۱۹۷۸ | آمریکا و چین | هم‌جمعی و ECM | برقراری شرط ML |
| بهمنی اسکویی و راتا (۲۰۰۷) | ۲۰۰۵-۱۹۸۰ | سوئد و ۱۷ شریک تجاری آن | آزمون کرانه‌ها | برقراری شرط ML در تراز تجاری سوئد با ۵ شریک تجاری آن |
| اردلانی و بهمنی اسکویی (۲۰۰۷) | ۲۰۰۲-۱۹۹۱ | ۶۶ بخش صنعتی آمریکا | ARDL و ECM | برقراری شرط ML در ۲۲ مورد |
| لی و همکاران (۲۰۰۷) | ۲۰۰۶-۱۹۹۰ | کره | TVP و فیلتر کالمن | برقراری شرط ML |
| هالیسی اقلو (۲۰۰۸) | ۲۰۰۵-۱۹۸۵ | ترکیه و ۱۳ شریک تجاری آن | آزمون کرانه‌ها و ECM | برقراری شرط ML در تراز تجاری ترکیه با آمریکا و انگلستان |
| چیهو و تزهاو (۲۰۰۸) | ۲۰۰۸-۱۹۹۰ | چین و مالزی | آزمون کرانه‌ها و IRF | برقراری شرط ML |
| دواسا (۲۰۰۹) | ۲۰۰۶-۱۹۹۹ | مالزی | TAR و M-TAR | عدم پایداری در برقراری شرط ML |
| قسان (۲۰۰۹) | ۲۰۰۴-۱۹۸۰ | مراکش | TAR و M-TAR | برقراری شرط ML |
| ماتسانز و فوقارولاس (۲۰۰۹) | ۲۰۰۵-۱۹۶۲ | آرژانتین | هم‌جمعی و ECM | برقراری شرط ML در دوره رژیم ارزی ثابت |
| ژانگ و ساتو (۲۰۰۹) | ۲۰۰۷-۱۹۸۷ | چین | ARDL | عدم برقراری شرط ML |
| کالینجو و همکاران (۲۰۰۹) | ۲۰۰۵-۱۹۷۹ | کشورهای آمریکای لاتین (برزیل، مکزیک، پرو و آرژانتین) | هم‌جمعی و IRF | برقراری شرط ML در بلندمدت برای پرو و آرژانتین |

ادامه جدول ۱

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| **هسینگ (۲۰۰۹)** | **۲۰۰۵- ۱۹۸۳** | **هندوراس، گواتمالا، کاستاریکا، السالوادور و جمهوری دومینیکن** | **هم‌جمعی و IRF** | **عدم برقراری شرط ML در بلندمدت برای هندوراس و گواتمالا** |
| **بهمنی اسکویی و کوتان (۲۰۰۹)** | ۲۰۰۵-۱۹۹۰ | کشورهای درحال‌توسعه اروپای شرقی | آزمون کرانه‌ها و ECM | برقراری شرط ML در روسیه، کرواسی و بلغارستان |
| **بهمنی اسکویی و هگرتی (۲۰۰۹)** | ۲۰۰۹-۱۹۷۶ | تجارت ژاپن با آمریکا در ۱۱۷ صنعت | آزمون کرانه‌ها و ARDL | برقراری شرط ML در تجارت یک‌سوم از صنایع ژاپن |
| **بهمنی اسکویی و چما (۲۰۰۹)** | ۲۰۰۳-۱۹۸۰ | پاکستان و ۱۳ شریک تجاری آن | آزمون کرانه‌ها و ECM | برقراری شرط ML در تراز تجاری پاکستان با ۵ شریک تجاری |
| **هسینگ (۲۰۱۰)** | ۲۰۰۷-۱۹۸۰ | هند، کره، ژاپن، پاکستان، هنگ‌کنگ، سنگاپور، تایلند و مالزی | هم‌جمعی | برقراری شرط ML در تمام موارد به غیر از مالزی |
| **لیبو و همکاران (۲۰۱۰)** | ۲۰۰۶-۱۹۷۳ | آمریکا و ۹۷ شریک تجاری آن | داده‌های تابلویی و روش تخمین FMOLS | برقراری شرط ML در تراز تجاری آمریکا با ۳۷ شریک تجاری آن |
| **بهمنی اسکویی و هاروی (۲۰۱۰)** | ۲۰۰۱-۱۹۷۳ | مالزی و ۱۴شریک تجاری آن | آزمون کرانه‌ها و ECM | برقراری شرط ML در تراز تجاری مالزی با ۱۰ شریک تجاری |
| **بهمنی اسکویی و هاروی (۲۰۱۱)** | ۲۰۰۹-۱۹۶۲ | اسپانیا و آمریکا | ARDL | برقراری شرط ML تجارت بخش ماشین‌آلات |
| **اولادیپوپو و انوتانیوهوو (۲۰۱۱)** | ۲۰۰۸-۱۹۷۰ | نیجریه | OLS | برقراری شرط ML |
| **یازیسی و ایسلام (۲۰۱۱)** | ۲۰۰۱-۱۹۸۲ | ترکیه و ۱۵ کشور عضو اتحادیه اروپا (EU) | آزمون کرانه‌ها | عدم برقراری شرط ML |
| **ایرهامن و همکاران (۲۰۱۱)** | ۲۰۰۷-۱۹۹۰ | ترکیه | آزمون کرانه‌ها | برقراری شرط ML |
| **جمیلو (۲۰۱۱)** | ۲۰۰۹-۲۰۰۶ | آذربایجان در برابر شرکای اروپایی از منطقه یورو | هم‌جمعی و ECM | برقراری شرط ML |
| **کاپورال و همکاران (۲۰۱۲)** | ۲۰۱۱-۱۹۹۶ | کنیا | هم‌جمعی | برقراری شرط ML |

ادامه جدول ۱

| جمیلو (۲۰۱۲) | ۲۰۰۹-۲۰۰۰ | آذربایجان در برابر اسراییل، هند و آمریکا | VAR و IRF | برقراری شرط ML در تجارت ۳ بخش از بین ۱۰ بخش صنعتی |
|---|---|---|---|---|
| **الپسلن (۲۰۱۲)** | ۲۰۱۱-۱۹۸۹ | ترکیه و ۴۱ شریک تجاری آن | آزمون کرانه‌ها و ECM | برقراری شرط ML در تراز تجاری ترکیه با ۱۳ شریک تجاری |
| **ونگ و همکاران (۲۰۱۲)** | ۲۰۰۹-۲۰۰۵ | چین و ۱۸ شریک تجاری آن | داده‌های تابلویی و روش تخمین FMOLS | برقراری شرط ML در تراز تجاری چین با ژاپن، آمریکا و انگلستان |
| **ساستره (۲۰۱۲)** | ۲۰۰۲-۱۹۶۵ | اسپانیا | هم‌جمعی | برقراری شرط ML با فرمول‌بندی جدید این شرط توسط محقق |
| **شکیبایی (۱۳۷۱)** | ۱۳۶۹-۱۳۵۰ | ایران | OLS | برقراری شرط ML |
| **رحیمی بروجردی (۱۳۷۲)** | ۱۳۶۸-۱۳۴۵ | ایران | OLS | برقراری شرط ML |
| **تقوی (۱۳۷۶)** | ۱۳۷۴-۱۳۵۳ | ایران | OLS | برقراری شرط ML |
| **زیبایی و فریمانی (۱۳۷۶)** | ۱۳۷۳-۱۳۳۸ | ایران | OLS | برقراری شرط ML |
| **عربشاهی (۱۳۷۶)** | ۱۳۷۳-۱۳۳۸ | ایران | هم‌جمعی و ECM | عدم برقراری شرط ML |
| **رحیمی بروجردی (۱۳۸۰)** | ۱۳۷۴-۱۳۵۶ | ایران | IRF | برقراری شرط ML |
| **ذوالنور (۱۳۸۱)** | ۱۳۷۷-۱۳۵۰ | ایران | 2SLS | برقراری شرط ML در میان‌مدت و بلندمدت |
| **کاوند (۱۳۸۱)** | ۱۹۹۵-۱۹۶۸ | ایران و ۱۱ کشور درحال‌توسعه | OLS | برقراری شرط ML |
| **آرش نگاهبانی (۱۳۸۳)** | - | ایران و ۷ شریک عمده تجاری آن | SUR و OLS | برقراری شرط ML در تجارت ایران با انگلستان، فرانسه، هلند، ژاپن و ایتالیا |
| **برومند جزی و کهرام (۱۳۸٤)** | ۱۳۸۰-۱۳۳۸ | ایران | VECM | برقراری شرط ML در بلندمدت |
| **شقاقی شهری (۱۳۸٤)** | ۱۳۸۰-۱۳۳۸ | ایران | SVECM | عدم برقراری شرط ML در بلندمدت |
| **اخباری و خوشبخت (۱۳۸۵)** | ۲۰۰۴-۱۹۹۵ | ایران و آلمان | ARDL و VECM | عدم برقراری شرط ML در بلندمدت |
| **معماریان و جلالی نائینی (۱۳۸٦)** | ۲۰۰۴-۱۹۹۲ | ایران | هم‌جمعی و VECM | برقراری شرط ML در بلندمدت |

ادامه جدول ۱

| مهرآرا و عبدی (۱۳۸٦) | ۱۳۸۳-۱۳۳۸ | ایران | هم‌جمعی و ARDL | برقراری شرط ML در کوتاه‌مدت و بلندمدت |
|---|---|---|---|---|
| نجارزاده و همکاران (۱۳۸۸) | ۱۳۳۸-۱۳۸۴ | ایران | VECM | برقراری شرط ML در بلندمدت |
| رستمیان و همکاران (۱۳۸۸) | ۱۳۵۵-۱۳۸۳ | ایران | آزمون کرانه‌ها | برقراری شرط ML در بخش کشاورزی |
| دژپسند و گودرزی (۱۳۸۸) | ۱۳۵۳-۱۳۸۳ | ایران | ARDL و ECM | عدم برقراری شرط ML در بلندمدت وکوتاه‌مدت |
| شیرین‌بخش و همکاران (۱۳۸۸) | - | ایران | TAR و M-TAR | عدم پایداری در برقراری شرط ML |
| طیبی و همکاران (۱۳۸۹) | ۱۳۶۳-۱۳۸۷ | ایران و ۱۰ شریک عمده تجاری آن | آزمون کرانه‌ها و IRF | برقراری شرط ML در تراز تجاری ایران با چین، کره، ایتالیا و ترکیه |
| پدرام و همکاران (۱۳۹۰) | ۱۳۵۸-۱۳۸۵ | ایران و ۱۱ شریک تجاری آن | VAR و IRF | برقراری شرط با جهان و امارات، سوییس، هند، فرانسه، کره جنوبی، ژاپن و انگلستان |
| کازرونی و همکاران (۱۳۹۰) | ۱۳۵۵-۱۳۸۶ | ایران | هم‌جمعی و IRF | عدم برقراری شرط ML در بلندمدت |
| حیدری و زارعی (۱۳۹۱) | ۱۳۶۹-۱۳۸۶ | ایران و ۵ شریک بزرگ تجاری آن در آسیا | آزمون کرانه‌ها و ECM | برقراری شرط ML در تراز دو جانبه ایران با ژاپن، چین، کره، ترکیه و هند |
| پدرام (۲۰۰۳) | ۱۹۷۹-۲۰۰۱ | ایران | ARDL | عدم برقراری شرط ML |
| راسخی و همکاران (۲۰۱۲) | ۱۹۷۹-۲۰۰۶ | ایران و چین | آزمون کرانه‌ها و ECM | عدم برقراری شرط ML |

چنانکه ملاحظه می‌شود به‌رغم حجم وسیع مطالعات صورت گرفته یک نتیجه‌گیری کلی در ارتباط با تأثیر نرخ ارز بر تراز تجاری کشورهای مورد مطالعه حاصل نشده است. وجه غالب تمام تحقیقات این است که به‌طور عموم با استفاده از روش‌های رگرسیونی خطی مقادیر ثابتی از کشش قیمتی در یک کشور یا کشش‌های دو یا چندجانبه در روابط تجاری بین چند کشور در طول دوره زمانی مورد بررسی برآورد شده است و مطالعات محدودی به آزمون و برآورد رابطه غیرخطی بین نرخ ارز و تراز تجاری و در نتیجه،

برآورد کشش‌ها در مقاطع زمانی مختلف پرداخته‌اند (محمود و همکاران[1] (۲۰۰۴)، فاسولو[2] (۲۰۰۵)، مویرا و داسیلوا[3] (۲۰۰۵)، لی و همکاران[4] (۲۰۰۷)، قسان[5] (۲۰۰۹) و دواسا[6] (۲۰۰۹) و شیرین‌بخش و همکاران (۱۳۸۸)). اگرچه نتایج مطالعات قسان (۲۰۰۹)، دواسا (۲۰۰۹) و شیرین‌بخش و همکاران (۱۳۸۸) با به‌کارگیری روش هم‌گرایی آستانه‌ای نشان می‌دهد رابطه این دو متغیر در کشور مورد مطالعه نامتقارن است، اما در این مطالعات تنها نرخ ارز مؤثر واقعی به‌عنوان متغیر توضیحی در نظر گرفته شده است که این موضوع می‌تواند تورش در تصریح مدل را به دلیل حذف متغیرهای تأثیرگذار به دنبال داشته باشد. ازاین‌رو، این مطالعه مطابق با واقعیات اقتصادی ایران و به پیروی از مطالعه فاسولو (۲۰۰۵) و لی و همکاران (۲۰۰۷)، با لحاظ نرخ ارز واقعی، درآمد واقعی داخلی و درآمد واقعی خارجی به‌عنوان متغیرهای توضیحی در مدل‌سازی رفتار تراز تجاری و با استفاده از روش اقتصادسنجی پارامتر زمان ـ متغیر به بررسی و تخمین کشش‌های قیمتی و درآمدی تراز تجاری غیرنفتی ایران در طول زمان می‌پردازد که از این لحاظ دارای نوآوری بوده و سهم این مقاله در پیشبرد مطالعات تجربی در این حوزه است.

## ٤- مدل تراز تجاری و معرفی متغیرها

با توجه به مبانی نظری موضوع و به پیروی از مطالعات تجربی مانند بهمنی اسکویی و کانتی پونگ[7] (۲۰۰۱)، نارایان[8] (۲۰۰۴)، ریزگومز و سنه پاز[9] (۲۰۰۵)، بهمنی اسکویی و ونگ[10] (۲۰۰۷)، کالینجو و همکاران[11] (۲۰۰۹)، هسینگ[1] (۲۰۱۰) و ونگ و همکاران[2] (۲۰۱۲)،

1- Mahmud and et al
2- Fasolo
3- Moura and Da Silva
4- Lee & et al
5- B. Ghassan
6- Duasa
7- Bahmani-Oskooee and Kantipong
8- Narayan
9- Reis Gomes and SennePaz
10- Bahmani-Oskooee and Wang
11- Kalyoncu & et al

مدلی که برای تراز تجاری در نظر گرفته شده، فرم تقلیل یافته تراز تجاری رز و یلن[3] (۱۹۸۹) و رز (۱۹۹۱،۱۹۹۰) است. این مدل، یک تابع دو طرف لگاریتمی است که درآن متغیرهای عمده تأثیرگذار بر تراز تجاری، درآمد واقعی داخلی، درآمد واقعی خارجی و نرخ ارز واقعی هستند. شکل کلی این مدل به صورت زیر است:

$$\ln TB_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 Y^F_t + \beta_3 \ln RER_t + \varepsilon_t \qquad (۵)$$

که در آن، $TB_t$ به‌عنوان شاخص تراز تجاری غیرنفتی ایران به صورت نسبت صادرات غیرنفتی کل به واردات کل تعریف می‌شود که به شکل لگاریتمی بیان‌کننده تفاوت ارزش صادرات و واردات است؛ $Y_t$ و $Y^F_t$ به ترتیب درآمد واقعی ایران و درآمد واقعی جهان است که برای سنجش درآمد از شاخص تولید ناخالص داخلی[4] (GDP) به قیمت ثابت سال ۲۰۰۰ استفاده شده و $RER_t$ نیز نرخ ارز واقعی است که براساس تعریف برابری قدرت خرید از رابطه زیر به‌دست می‌آید:

$$RER_t = E.\frac{P^F}{P} \qquad (۶)$$

که در آن، E نرخ ارز اسمی است و به صورت تعداد واحدهای پول داخلی در مقابل یک واحد پول خارجی تعریف می‌شود. $P^F$، شاخص قیمت خارجی و P، شاخص قیمت داخلی است. از آنجا که شاخص قیمت مورد استفاده برای تعیین قدرت خرید در هر اقتصاد باید در بالاترین سطح کلان باشد، ازاین‌رو، در این تحقیق از شاخص قیمت عمده‌فروشی (WPI) استفاده می‌شود. در رابطه (۵) چنانچه تراز تجاری در واکنش به تغییرات نرخ ارز از کشش‌پذیری لازم برخوردار باشد (برقراری شرط مارشال ـ لرنر)، با افزایش نرخ ارز، تراز تجاری بهبود می‌یابد و ازاین‌رو، انتظار می‌رود ضریب تخمینی $\beta_3$ به‌عنوان کشش قیمتی تراز تجاری مثبت باشد، اما اگر شرط مارشال ـ لرنر برقرار نباشد، با افزایش نرخ ارز، وضعیت تراز

---

1- Hsing
2- Wang et al
3- Rose and Yellen
4- Gross Domestic Product (GDP)

تجاری بدتر می‌شود (Krugman & Obstfeld, 2003, P.436). علامت ضرایب $\beta_1$ و $\beta_2$ به‌عنوان کشش‌های درآمدی تراز تجاری در معادله (۵) بسته به ساختار هر کشور می‌تواند متفاوت باشد، طوری که در تعدادی از مطالعات تغییر درآمد واقعی کشور بر تراز تجاری تأثیر مثبت و در برخی دیگر تأثیر منفی گذاشته است. اگر ساختار اقتصادی کشور به‌گونه‌ای باشد که افزایش درآمد واقعی ناشی از رشد تولیدات به شکل افزایش جایگزینی واردات باشد، در بلندمدت می‌توان انتظار داشت که واردات کاهش یابد و کشش درآمدی تراز تجاری ( $\beta_1$ ) مثبت شود، اما اگر افزایش درآمد واقعی به افزایش واردات منجر شود، انتظار می‌رود علامت $\beta_1$ منفی باشد. این تحلیل برای علامت $\beta_2$ نیز وجود دارد (Halicioglu, 2008; Hsing, 2009).

در این تحقیق برای تخمین مدل تراز تجاری در اقتصاد ایران از اطلاعات سری زمانی سالانه ۱۳۸۹-۱۳۳۸ استفاده شده است. داده‌های مربوط به نرخ ارز اسمی بازار آزاد، واردات و صادرات غیرنفتی از بانک مرکزی استخراج شده‌اند و داده‌های مربوط به شاخص قیمت‌ها، تولید ناخالص داخلی ایران و جهان از طریق پایگاه شاخص‌های توسعه جهانی (WDI)[1] و آمارهای مالی بین‌المللی (IFS)[2] گردآوری شده‌اند. برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرها شامل میانگین، انحراف معیار، چولگی، کشیدگی وآماره جارگ ـ برا و احتمال مربوط به آن در جدول شماره ۲، ارایه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ارزش احتمال محاسبه شده برای آماره جارگ ـ برا در سطح ۱٪ معنادار است، بنابراین، فرضیه صفر مبنی‌بر توزیع نرمال را نمی‌توان رد کرد، ازاین‌رو، تمام متغیرها از توزیع نرمال برخوردارند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- World Development Indicator
2- International Finance Statistics

**جدول ۲- آماره‌های توصیفی متغیرها**

| | میانگین | انحراف معیار | چولگی | کشیدگی | آماره جارگ ـ برا | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **LTB** | -۲/۰۸ | ۰/۸۳ | -۰/۸۸ | ۲/۷۳ | ۶/۹۶ | ۰/۰۳ |
| **LY** | ۱۲/۱۷ | ۰/۶۶ | -۰/۶۴ | ۲/۷۱ | ۳/۷۶ | ۰/۱۵ |
| **$LY^F$** | ۳۰/۵۸ | ۰/۵۶ | -۰/۴۷ | ۲/۲۵ | ۳/۳۱ | ۰/۱۹ |
| **LRER** | ۹/۰۴ | ۰/۴۹ | ۰/۰۶ | ۱/۴۰ | ۵/۵۵ | ۰/۱۳ |

مأخذ: نتایج تحقیق.

## ۵- روش‌شناسی تحقیق

در تمام مطالعات تجربی به‌منظور برآورد رابطه بین متغیرهای الگوی تراز تجاری و بررسی نوع و میزان واکنش تراز نسبت به تغییر در متغیرهای تأثیرگذار، از روش‌های متعارف سری زمانی مانند مدل‌های خودرگرسیونی برداری و روش‌های مبتنی‌بر تحلیل‌های هم‌جمعی استفاده شده است. در تمام این روش‌ها برپایه پیش‌فرض پارامتر ـ ثابت ضرایب برآوردی، اثرگذاری متغیرهای توضیحی بر متغیر وابسته با یک ضریب ثابت نشان داده می‌شود که بیان‌کننده متوسط اثرگذاری متغیرهای یادشده طی دوره زمانی مورد مطالعه است، اما همان‌طور که لوکاس[1] (۱۹۷۶) نشان داد، ممکن است (نه الزاماً) پارامترهای یک مدل اقتصادی در طول زمان ثابت نباشد و تغییرات آنها با برنامه‌ها و سیاست‌های اقتصادی که اعمال می‌شود در ارتباط باشد. وجود شکست‌های ساختاری که به‌واسطه تکانه‌های برون‌زا ایجاد می‌شود نیز می‌تواند سبب تغییر در نحوه ارتباط بین متغیرها شود. با وجود این، روش‌های متداول اقتصادسنجی توانایی لازم را برای لحاظ کردن این تغییرات ندارند، مگر اینکه محقق زمان تقریبی تغییرات را به صورت متغیر موهومی در مدل لحاظ کند. ازاین‌رو، با توجه به پویایی و پیچیدگی دنیای واقع و ماهیت داده‌های سری زمانی اقتصادی که در بستر چنین تغییراتی شکل می‌گیرند، پیش‌فرض پارامتر ـ ثابت یک فرض محدودکننده است و محقق را از بررسی تغییرات ضرایب در رویارویی با شرایط اقتصادی

1- Lucas

مختلف و سیاست‌های اعمال شده، بازمی‌دارد. با توجه به این نکته، در این مطالعه برای تخمین مدل تراز تجاری از رویکرد پارامتر زمان ـ متغیر (TVP) استفاده می‌شود. رویکرد TVPحالت خاصی از مدل‌های تغییر رژیم تدریجی حالت ـ فضا به شمار می‌آید که در آن پارامترها به‌عنوان متغیرهای حالت به‌طور پیوسته تغییر می‌کنند. در این روش برخلاف روش‌های دیگر نیازی به بررسی شکست‌های ساختاری و وارد کردن متغیر موهومی نیست، زیرا این روش نه‌تنها شکست‌ها را در طول زمان مشخص و ظاهر می‌کند، بلکه با این روش می‌توان روند ضرایب را در طول زمان و در مواجهه با تغییرات ساختاری مشاهده کرد و تغییرات آنها را مورد تجزیه و تحلیل قرار داد. علاوه بر این، در برآورد مدل به صورت پارامتر زمان ـ متغیر برخلاف روش‌های معمول نیازی به بررسی آزمون‌های ریشه واحد به‌عنوان یک پیش‌آزمون برای بررسی وضعیت مانایی متغیرها و تعیین درجه جمعی آنها نیست (قربانی و همکاران،۱۳۸۹، ص۵۱۲). البته باید توجه کرد که تنها در صورت وجود شکست‌های ساختاری و احتمال عدم ثبات ضرایب، استفاده از روش پارامتر زمان ـ متغیر بر روش‌های رگرسیونی خطی با پارامتر ثابت اولویت دارد. چنانچه ضرایب برآوردی در طول زمان ثابت باشند، انتظار می‌رود فیلتر کالمن و روش حداقل مربعات معمولی نتایج یکسانی را از ضرایب برآوردی ارایه دهند (Morisson & Pike,1977). بنابراین، قبل از استفاده از این روش تخمین به‌طور خاص، باید ابتدا احتمال وجود ناپایداری در ضرایب مورد آزمون قرار گیرد.

یک مدل پارامتر زمان ـ متغیر به شکل حالت ـ فضا به صورت زیر نشان داده می‌شود (Nelson,1999, P.19 Kim):

$$y_t = x_t\beta_t + e_t \quad e_t = i.i.d.N(0, R) \qquad t = 1,2,3,...,T \qquad (۷)$$

$$\beta_t = \mu + F\beta_{t-1} + \upsilon_t \quad \upsilon_t = i.i.d.N(0, Q) \quad t = 1,2,3,...,T \qquad (۸)$$

که در آن، $y_t$ متغیر وابسته، $x_t$ برداری سطری به ابعاد $k\times 1$ شامل متغیرهای توضیحی، $\beta_t$ برداری ستونی شامل $k$ متغیر حالت، $\mu$ بردار $k\times 1$ شامل مقادیر مربوط به عرض از

مبدأ، $F$ ماتریس $k \times k$ از ضرایب، $\upsilon_t$ بردار $k \times ۱$ اجزای اخلال، $R$ ماتریس واریانس جزء اخلال $e_t$ و $Q$ ماتریس واریانس ـ کوواریانس $y_t$ $k \times k$ جزء اخلال $\upsilon_t$ هستند. فرض می‌شود، توزیع اجزای اخلال دوبه‌دو مستقل از هم و نرمال با میانگین صفر است. اجزای اخلال در تمام وقفه‌هایشان فاقد همبستگی سریالی هستند. معادله (۷) معادله مشاهده، اندازه یا سیگنال[1] و معادله (۸) معادله حالت یا انتقال[2] نامیده می‌شود. معادله مشاهده بیان‌کننده ارتباط بین متغیرهای قابل مشاهده و متغیر حالت (غیرقابل مشاهده) است، به‌طوری که متغیرهای و $x_t$ در این معادله قابل مشاهده و اندازه‌گیری‌اند و مقادیر آن از قبل مشخص است، اما متغیر ($\beta_t$) به‌عنوان متغیر غیرقابل مشاهده به صورت مستقیم قابل اندازه گیری نبوده و مقادیر مربوط به آن از قبل مشخص نیست. برای پی بردن به ماهیت این متغیر از مقادیر مربوط به متغیرهای قابل مشاهده استفاده می‌شود. معادله انتقال، تغییرات بردار حالت ($\beta_t$) شامل ضرایب یا پارامترهای تخمینی را در طول زمان نشان می‌دهد و نحوه تصریح آن با استفاده از معیارهای خوبی برازش و قدرت پیش‌بینی مدل تعیین می‌شود، اما در اغلب موارد این معادله از الگوی گام تصادفی پیروی می‌کند. در جدول شماره ۳، انواع تصریح‌های ممکن معادله حالت ارایه شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Observation, Measurment or Signal Equation
2- State or Transition Equation

**جدول ۳- تصریح‌های ممکن معادله انتقال**

| الگوی معادله انتقال | ماتریس مربعی $F_k$ | |
|---|---|---|
| گام تصادفی بدون رانش (Random Walk without drift) | ماتریس واحد | $\mu = ۰$ و $F = I_k$ |
| گام تصادفی با رانش (Random Walk with drift) | ماتریس واحد | $\mu \neq ۰$ و $F = I_k$ |
| خودتوضیح مرتبه اول مانا بدون رانش (AR(1) without drift) | ماتریس قطری، قدر مطلق عناصر قطر اصلی کمتر از یک | $\mu = ۰$ و $F = \psi_k$ |
| خودتوضیح مرتبه اول مانا با رانش (AR(1) with drift) | ماتریس قطری، قدر مطلق عناصر قطر اصلی کمتر از یک | $\mu \neq ۰$ و $F = \psi_k$ |

در سیستم معادلات مدل‌های حالت ـ فضا، متغیر حالت توسط فیلتر کالمن[1] و پارامترهای تصریح شده الگو به‌وسیله روش حداکثر راست‌نمایی تخمین زده می‌شوند. فیلتر کالمن یک روش بازگشتی مبتنی‌بر امید شرطی است که با استفاده از اطلاعات متغیرهای مشاهده شده و با کمترین خطا مقادیر متغیرهای غیرقابل مشاهده را به صورت بهینه برآورد می‌کند. این فیلتر انواع مختلفی دارد: در فیلتر کالمن ساده که در این مطالعه از آن استفاده شده، فرض بر این است که رابطه بین حالت متغیر در زمان t و حالت آن در زمان t-1 رابطه‌ای خطی است. اگر این رابطه غیرخطی باشد، فیلتر از نوع توسعه‌یافته[2] است. برای شروع و اجرای فیلتر، باید مقدار اولیه متغیر حالت و واریانس آن ( $\beta$ و $P$ ) به فیلتر داده شود. روش توزیع پیشین پیش‌فرض (*diffuse prior*)، تخمین معادله مشاهده برای چند مشاهده اولیه با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی یا روش

1- Kalman Filter (KF)
2- Extended Kalman Filter (EKF)

حداکثر راست‌نمایی از جمله روش‌هایی است که می‌توان برای تعیین مقادیر اولیه استفاده کرد (Harvey,1993؛ Durbin & Koopman,2001)[1].

## ٦- یافته‌های تحقیق

همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، قبل از به‌کارگیری فیلتر کالمن در برآورد پارامترها ابتدا باید از وجود شکست ساختاری در داده، رابطه بین متغیرها و همچنین احتمال عدم ثبات ضرایب در طول بازه زمانی مورد مطالعه اطمینان حاصل کرد. برای بررسی وجود شکست ساختاری به صورت درون‌زا در سطح تراز تجاری از مجموعه آزمون‌های معرفی شده توسط بای و پرون[2] (۱۹۹۸، ۲۰۰۳) استفاده شده است. با توجه به نتایج حاصل از این آزمون که در جدول شماره ۴، آمده است، آماره‌های *Wdmax* و *UDmax* نشان‌دهنده وجود حداقل یک شکست در میانگین داده است. آماره *sup F* نیز برای شکست دوم و سوم در سطح ۵ درصد کاملاً معنادار است، در نتیجه می‌توان وجود سه شکست معنادار را در میانگین سری زمانی متغیر تراز تجاری ایران پذیرفت. مطابق با نتایج آزمون sequential نقاط شکست مربوط به سال‌های ۱۳۵۳، ۱۳۶۴و ۱۳۷۱ است.

**جدول ٤- تشخیص تعداد و محل نقاط شکست تراز تجاری در سطح اطمینان ۹۵٪**

| تعداد شکست(m) | *WD*max | | *UD*max | | *sup F* | | سال شکست |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | آماره | مقدار بحرانی | آماره | مقدار بحرانی | آماره | مقدار بحرانی | |
| ۱ | ۳۲/۹۶ | ۹/۹۱ | ۱۶/۳۸ | ۸/۸۸ | ۳/۳۱ | ۸/۵۸ | ۱۳۵۳ |
| ۲ | | | | | ۸/۴۲ | ۷/۲۲ | ۱۳۶۴ |
| ۳ | | | | | ۱۶/۳۸ | ۵/۹۶ | ۱۳۷۱ |

مأخذ: نتایج تحقیق (با استفاده از نرم‌افزار GAUSS).

۱- خوانندگان می‌توانند برای آشنایی بیشتر با فیلتر کالمن و نحوه استخراج معادلات آن به فصل سوم کتاب کیم و نلسون (۱۹۹۹)، مراجعه کنند.

2- Bai and Perron

با تشخیص سه شکست در رفتار داده چهار رژیم در نظر گرفته شده و میانگین تراز تجاری در هر رژیم تخمین و نتایج در جدول شماره ۵، آمده است. همان‌گونه که از داده‌های جدول مشاهده می‌شود، مقادیر مربوط به میانگین تراز تجاری در این رژیم‌ها یکسان نیست.

**جدول ۵- میانگین تراز تجاری در رژیم‌های مختلف**

| شرح | $\hat{\mu}_1$ | $\hat{\mu}_2$ | $\hat{\mu}_3$ | $\hat{\mu}_4$ |
|---|---|---|---|---|
| **میانگین برآورد شده** | -۱/۷۶ | -۳/۲۵ | -۲/۳۴ | -۱/۳۱ |
| | (۰/۱۶) | (۰/۳۴) | (۰/۱۵) | (۰/۱) |
| **آماره t** | -۲۳/۸۵ | -۳۵/۵۵ | -۲۰/۹۵ | -۱۸/۹ |

مأخذ: نتایج تحقیق (با استفاده از نرم‌افزار GAUSS).

با توجه به تأیید وجود تغییرات ساختاری در میانگین تراز تجاری غیرنفتی ایران در ادامه ضروری است که احتمال وجود تغییرات ساختاری در رابطه بین متغیرهایی که در مدل‌سازی تراز تجاری لحاظ شده‌اند و در نتیجه، عدم ثبات ضرایب مدل تراز تجاری تحقیق در طول بازه زمانی مورد مطالعه مورد آزمون قرار گیرد. به این منظور مجموعه آزمون‌های معرفی شده توسط هانسن[1] (۱۹۹۲) در این مطالعه به کار گرفته شده است. این آزمون برپایه تخمین حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FM-OLS)[2] است و نیازی به هیچ‌گونه فرض اولیه در رابطه با تاریخ تغییرات ساختاری ندارد. علاوه بر این، در آزمون هانسن برخلاف بسیاری از آزمون‌های ثبات ضرایب از جمله آزمون متعارف CUSUM و CUSUMQ که صرفاً به بررسی ثبات پارامترها می‌پردازند و در صورت رد فرضیه صفر، هیچ‌گونه فرضیه بدیل روشنی در رابطه با الگوی تغییرات ضرایب ارایه نمی‌دهند، فرض آلترنالیو پیروی پارامترها از الگوی گام تصادفی (فرآیند مارتینگل[3]) با دو آماره $L_c$ و MeanF و وجود یک شکست در ضرایب به صورت درون‌زا توسط آماره SupF مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون‌ها در جدول شماره ۶، ارایه شده است.

1- Hansen
2- Fully Modified Ordinary Least Square(FM-OLS)
3- Martingale Process

**جدول ٦- نتایج مجموعه آزمون‌های هانسن (۱۹۹۲)**

| | آماره آزمون | P-value |
|---|---|---|
| $L_c$ | ۰/۵۴ | ۰/۱۹ |
| MeanF | ۴۴/۷۴ | ۰/۰۱ |
| SupF | ۱۴۸/۴۳ | ۰/۰۱ |

مأخذ: نتایج تحقیق (با استفاده از نرم‌افزار GAUSS).

همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، نتایج مجموعه آزمون‌های هانسن (۱۹۹۲) برای ثبات ضرایب مدل تراز تجاری ایران در معادله (۵) حاکی از این است که ضرایب از ثبات برخوردار نبوده و زمان ـ متغیر بودن یکی از ویژگی‌های آنها است. ازاین‌رو، ضروری است که این ویژگی در مدل‌سازی یا تخمین پارامترهای مدل فوق لحاظ شود. ازاین‌رو، برای تخمین ضرایب ابتدا مدل (۵) را که بیان‌کننده تابع تراز تجاری با ضرایب ثابت است به شکل پارامتر زمان ـ متغیر مطابق با معادلات (۷) و (۸) نوشته و سپس، معادله مشاهده به همراه انواع تصریح‌های ممکن برای معادلات حالت تخمین زده می‌شود تا با استفاده از معیارهای خوبی برازش، مدل بهینه برای تصریح الگوی متغیر حالت به‌دست آید. براساس نتایج به‌دست آمده از معیارهای اطلاعات آکاییک[1] (AIC)، شوارتز ـ بیزین[2] (SBC)، حنان ـ کوئین[3] (HQC) و معیار حداکثر راست‌نمایی، الگوی گام تصادفی بدون عرض از مبدأ به‌عنوان الگوی مناسب برای تصریح معادلات حالت در این مطالعه انتخاب می‌شود[4]. بنابراین، مدل اصلی تراز تجاری تحقیق به صورت زیر است:

$$LTB_t = \beta_{.t} + \beta_{1t} LY + \beta_{2t} LY^F + \beta_{3t} LRER + e_t \qquad (۹)$$

$$\beta_{it} = \beta_{it-1} + \upsilon_{it} \qquad (۱۰)$$

1- Akaike Information Criterian (AIC)
2- Schwarz Bayesian Criterion (SBC)
3- Hannan Quin Criterian (HQC)
۴- نتایج تفصیلی به‌دست آمده، می‌تواند توسط نویسندگان مقاله بنابه درخواست خوانندگان در اختیار آنها قرار گیرد.

در ادامه معادله (۹) و هر یک از معادلات حالت به روش زمان ـ متغیر و با استفاده از فیلتر کالمن برای دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۳۸ برآورد شده است. مقادیر هر یک از ضرایب برآوردی در جدول شماره ۷، ارایه شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود، مقادیر مربوط به ضریب $\beta_0$ در تمام دوره‌ها منفی است. مقدار منفی این ضریب در سال‌های مورد بررسی دلالت بر کسری اولیه در تراز تجاری ایران دارد. با توجه به مقادیر برآوردی این ضریب در سال‌های ۱۳۵۳، ۱۳۵۸، ۱۳۶۵-۱۳۶۳ و ۱۳۷۳-۱۳۷۲ دچار نوسانات عمده‌ای شده است، به‌گونه‌ای که میزان کسری تراز تجاری به‌شدت افزایش یافته است. البته با توجه به نتایج آزمون بای و پرون وجود چنین تغییراتی در روند این ضریب کاملاً منطقی بوده و چندان دور از انتظار نیست. روند افزایشی کسری تراز تجاری ( شکاف بین واردات و صادرات غیرنفتی) نشان می‌دهد که واردات نسبت به صادرات غیر نفتی از رشد بالاتری برخوردار بوده و حتی در طول برنامه‌های سوم و چهارم توسعه با وجود آزادسازی تجاری و تسهیل تجارت، بر میزان این اختلاف افزوده شده است که خود به معنای معطوف بودن واردات برای تولید کالا و عرضه آن در بازار داخلی است نه عرضه آن در بازارهای خارجی. چنانچه واردات معطوف به تولید کالاهای صادراتی بود، انتظار می‌رفت با افزایش واردات، صادرات غیرنفتی به‌طور چشمگیرتری افزایش یابد، در حالی که با توجه به واقعیات اقتصاد ایران این موضوع به وقوع نپیوسته است. کشش درآمد داخلی تراز تجاری ( $\beta_1$ ) نیز طی زمان ثابت نبوده و تحت تأثیر شرایط و تغییرات اقتصادی دچار تغییر شده است. عمده تغییرات این ضریب در سال‌های ۱۳۵۳، ۱۳۶۵، ۱۳۵۹ و ۱۳۷۰رخ داده است، به‌گونه‌ای که مقدار عددی این ضریب (به‌طور مطلق) در سال ۱۳۵۲ تقریباً ۰/۶۵بوده که با افزایش ناگهانی قیمت نفت در این سال و به دنبال آن افزایش درآمدهای نفتی حاصل از صادرات نفت در سال‌های بعد به مقدار ۲/۰۰ جهش یافته و سپس، از سال ۱۳۵۴ تا سال ۱۳۵۸ روند تقریباً ثابتی داشته است تا اینکه با وقوع انقلاب اسلامی و شروع جنگ تحمیلی طی سال‌های ۱۳۶۴-۱۳۵۹ به‌شدت کاهش یافته و بعد از اتمام جنگ روند افزایشی ملایمی را در پیش گرفته است. علامت ضریب درآمد خارجی ( $\beta_2$ ) در تمام دوره‌ها به‌استثنای

دوران جنگ تحمیلی مثبت است. روند افزایشی این ضریب از سال ۱۳۶۳ شروع و در سال ۱۳۶۴ از ۰/۱۷ به ۱/۲۸ در سال ۱۳۶۵ افزایش یافته است و سپس، مقدار عددی این ضریب به‌تدریج به مقدار ۱/۶۳ در وضعیت پایانی خود متمایل می‌شود. ضریب کشش درآمد داخلی در تمام برآوردها منفی و علامت ضریب درآمد واقعی خارجی تراز تجاری مثبت است. این یافته نشان می‌دهد که در طول سال‌های مورد مطالعه در این تحقیق، افزایش درآمد داخلی در ایران به‌طور عمده جهت‌گیری مصرفی داشته است، بدون اینکه سطح مطلوبی از تولید در داخل کشور ایجاد شده باشد، ازاین‌رو، این متغیر به‌عنوان یک عامل مؤثر در افزایش واردات و کاهش تراز تجاری به شمار می‌آید، در حالی که افزایش درآمد دیگر کشورهای جهان منجر به بهبود تراز تجاری در ایران می‌شود.

اما مهم‌ترین ضریب برآوردی، مربوط به ضریب نرخ ارز واقعی ( $\beta_3$ ) است. علامت منفی این ضریب نشان می‌دهد که تغییرات نرخ ارز واقعی و تراز تجاری در ایران همسو نیست. همچنین مقادیر عددی کوچک تخمینی برای این متغیر بیان‌کننده این نکته است که حجم تجارت در ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز واقعی از حساسیت کمتری برخوردار است. مطابق با نتایج به‌دست آمده، ضریب متغیر نرخ ارز واقعی نیز مانند دیگر ضرایب مدل نوساناتی را تجربه کرده است. مقدار این ضریب به صورت قدر مطلق طی سال‌های ۱۳۵۲-۱۳۴۷روند کاهشی داشته و سپس، با شوک قیمتی نفت روند افزایشی در پیش گرفته است. قبل از وقوع شوک قیمتی، نرخ ارز واقعی اثر مثبت هرچند کوچک بر تراز تجاری دارد، اما بعد از شوک نفتی و با وخامت تراز تجاری در این سال‌ها، کشش قیمتی تراز منفی شده و از سال ۱۳۵۳ تا سال ۱۳۵۵ روند افزایشی را طی کرده است. در سال ۱۳۵۷ مقدار کشش قیمتی با کاهش قابل توجهی نسبت به دوره قبل به ۰/۳۵رسیده است. با شروع جنگ تحمیلی و تشدید کنترل‌های تجاری و ارزی و شرایط تورمی کشش قیمتی به مقدار ۰/۶۹ در سال ۱۳۵۸ و ۰/۳۵ در سال ۱۳۵۹ کاهش یافته است. از سال ۱۳۶۷ روند افزایشی این کشش شروع شده و در سال‌های ۱۳۶۸ و ۱۳۶۹ روندی تقریباً ثابت داشته تا اینکه در سال ۱۳۷۰ با افزایش مواجه شده و روند افزایشی آن تا سال ۱۳۷۲ ادامه داشته است. از سال ۱۳۷۳ دوباره روند کاهشی ضریب شروع

می‌شود و با شیب ملایم تا سال ۱۳۸۳ ادامه دارد. طی سال‌های ۱۳۸۱ تا ۱۳۸۷ مقدار ضریب تقریباً و بعد از سال ۱۳۸۷ با افزایش اندک روبه‌رو بوده است.

**جدول ۷- ضرایب برآوردی مدل تراز تجاری تحقیق در طول سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۰**

| سال | $\beta_0$ | $\beta_1$ | $\beta_2$ | $\beta_3$ | سال | $\beta_0$ | $\beta_1$ | $\beta_2$ | $\beta_3$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱۳۵۰ | -۲/۳۱۳ | -۰/۵۲۱ | ۰/۱۹۹ | ۰/۰۷۵ | ۱۳۷۰ | -۲۱/۱۹۹ | -۱/۱۶۶ | ۱/۲۱۵ | -۰/۴۲۵ |
| ۱۳۵۱ | ۳/۶۹۸ | -۰/۳۷۶ | ۰/۰۹۹ | -۰/۴۷۱ | ۱۳۷۱ | -۲۱/۹۷۱ | -۱/۱۶۹ | ۱/۲۶۲ | -۰/۴۸۱ |
| ۱۳۵۲ | -۱/۲۰۴ | -۰/۶۵۶ | ۰/۳۵۶ | -۰/۴۴۰ | ۱۳۷۲ | -۲۶/۱۸۱ | -۱/۱۹۰ | ۱/۴۲۹ | -۰/۵۱۳ |
| ۱۳۵۳ | -۱۷/۵۰۴ | -۲/۰۰۴ | ۱/۷۰۷ | -۱/۴۹۲ | ۱۳۷۳ | -۳۲/۳۹۵ | -۱/۱۸۵ | ۱/۶۲۸ | -۰/۴۴۳ |
| ۱۳۵۴ | -۵/۵۵۳ | -۲/۰۰۶ | ۱/۳۸۰ | -۱/۷۸۱ | ۱۳۷۴ | -۲۸/۲۸۲ | -۱/۱۹۷ | ۱/۴۸۱ | -۰/۴۲۴ |
| ۱۳۵۵ | -۳/۵۰۲ | -۱/۸۲۳ | ۱/۲۲۳ | -۱/۷۱۳ | ۱۳۷۵ | -۲۵/۹۵ | -۱/۲۰۳ | ۱/۳۷۶ | -۰/۳۴۷ |
| ۱۳۵۶ | -۳/۰۵۲ | -۱/۶۲۵ | ۱/۹۴۰ | -۱/۰۶۰ | ۱۳۷۶ | -۲۵/۵۸۹ | -۱/۲۰۷ | ۱/۳۶۳ | -۰/۳۴۴ |
| ۱۳۵۷ | -۱۵/۴۶۰ | -۱/۷۲۳ | ۱/۱۹۴ | -۰/۳۴۶ | ۱۳۸۰ | -۲۶/۰۳۱ | -۱/۱۹۵ | ۱/۳۶۹ | -۰/۳۲۶ |
| ۱۳۵۸ | -۲۲/۸۶۵ | -۱/۵۵۵ | ۱/۰۸۶ | -۰/۶۹۴ | ۱۳۷۷ | -۲۸/۵۴۵ | -۱/۱۸۹ | ۱/۴۴۴ | -۰/۲۸۹ |
| ۱۳۵۹ | ۸/۳۰۹ | -۰/۴۸۹ | -۰/۲۸۵ | ۰/۳۵۶ | ۱۳۷۸ | -۲۸/۳۳۶ | -۱/۱۹۴ | ۱/۴۳۲ | -۰/۲۷۰ |
| ۱۳۶۰ | ۹/۸۰ | -۰/۶۱۸ | -۰/۱۴۹ | -۰/۱۷۱ | ۱۳۷۹ | -۲۸/۰۲۴ | -۱/۱۹۹ | ۱/۴۱۹ | -۰/۲۶۲ |
| ۱۳۶۱ | ۹/۸۴۵ | -۰/۶۱۴ | -۰/۱۵۳ | -۰/۱۶۸ | ۱۳۸۱ | -۲۷/۹۰۸ | -۱/۲۱۲ | ۱/۴۱۷ | -۰/۲۵۶ |
| ۱۳۶۲ | ۹/۸۸۶ | -۰/۶۲۴ | -۰/۱۳۹ | -۰/۱۸۷ | ۱۳۸۲ | -۲۷/۹۲۵ | -۱/۲۱۱ | ۱/۴۱۸ | -۰/۲۵۶ |
| ۱۳۶۳ | ۴/۴۸۹ | -۰/۶۷۱ | ۰/۰۰۲ | -۰/۰۰۳ | ۱۳۸۳ | -۲۷/۴۳۳ | -۱/۲۲۷ | ۱/۴۰۵ | -۰/۲۵۶ |
| ۱۳۶۴ | ۰/۱۹۱ | -۰/۶۹۳ | ۰/۱۶۸ | -۰/۰۲۴ | ۱۳۸۴ | -۲۹/۵۵۱ | -۱/۱۷۲ | ۱/۴۶۲ | -۰/۲۵۹ |
| ۱۳۶۵ | -۲۲/۸۹۳ | -۱/۳۵۸ | ۱/۲۷۷ | -۰/۲۳۹ | ۱۳۸۵ | -۳۰/۰۹۸ | -۱/۱۵۹ | ۱/۴۷۷ | -۰/۲۶۲ |
| ۱۳۶۶ | -۲۴/۱۶۵ | -۱/۳۷۶ | ۱/۳۲۸ | -۰/۲۴۲ | ۱۳۸۶ | -۳۰/۰۶۶ | -۱/۱۵۱ | ۱/۴۷۵ | -۰/۲۶۵ |
| ۱۳۶۷ | -۲۲/۵۳۹ | -۱/۳۳۱ | ۱/۲۴۳ | -۰/۲۰۲ | ۱۳۸۷ | -۲۹/۹۹۴ | -۱/۱۴۹ | ۱/۴۷۳ | -۰/۲۶۷ |
| ۱۳۶۸ | -۲۱/۹۰۸ | -۱/۳۸۷ | ۱/۲۵۱ | -۰/۲۳۹ | ۱۳۸۸ | -۳۳/۶۸۱ | -۱/۱۹۷ | ۱/۶۴۳ | -۰/۳۴۵ |
| ۱۳۶۹ | -۲۱/۲۰۳ | -۱/۳۲۶ | ۱/۲۰۴ | -۰/۲۳۱ | ۱۳۸۹ | -۳۳/۴۰۸ | -۱/۱۹۶ | ۱/۶۳۳ | -۰/۳۴۵ |

مأخذ: نتایج تحقیق (با استفاده از نرم‌افزار EViews).

نمودار شماره ۱، روند زمانی ضرایب مربوط به تک‌تک متغیرهای توضیحی را نشان می‌دهد؛ با توجه به نتایج جدول شماره ۷ و با مشاهده نمودار مربوط به روند زمانی ضرایب، می‌توان نتیجه گرفت که ضرایب برآوردی، به‌ویژه ضریب درآمد واقعی و نرخ ارز واقعی به‌عنوان کشش درآمدی و کشش قیمتی تراز تجاری در ایران در طول دوره زمانی مورد

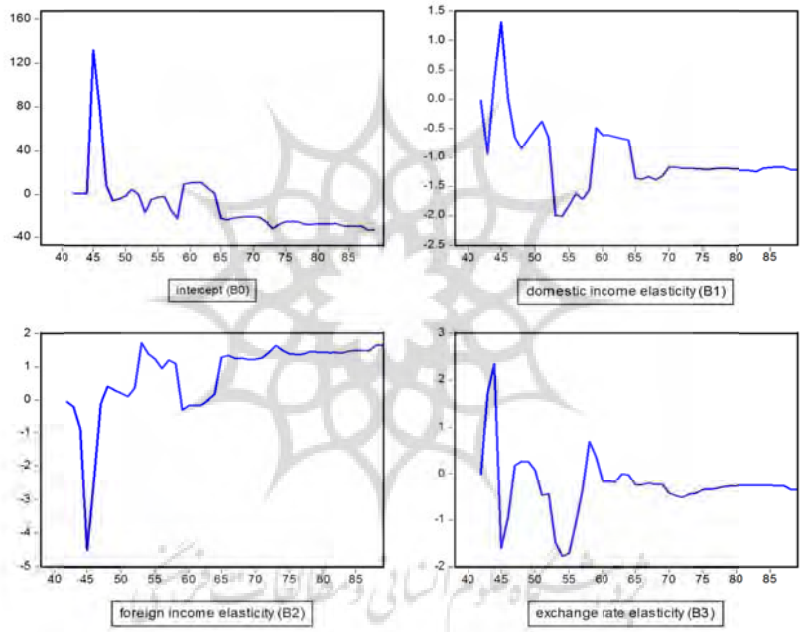
مطالعه در این تحقیق ثابت نبوده است و تحت تأثیر تکانه‌های برون‌زا، تغییرات ساختاری رخ داده و متناسب با سیاست‌های اعمال شده دچار نوسان شده‌اند. با مشاهده تغییرات ضرایب در سال‌های وقوع انقلاب و جنگ تحمیلی (۱۳۶۷-۱۳۵۷)، دوره‌های مقارن با افزایش قیمت نفت که به‌طور عموم با افزایش درآمدهای ارزی هم همراه بوده ( سال‌های ۱۳۵۲،۱۳۵۳، ۱۳۷۷و ۱۳۷۸) و مقایسه ضرایب برآوردی در سال‌هایی که سیاست آزادسازی تجاری اعمال شده است (۱۳۵۵-۱۳۵۲ و ۱۳۸۳-۱۳۷۹) با دوره‌های کاهش قیمت نفت، محدودیت منابع ارزی و اعمال کنترل‌های شدید بر تجارت، به‌ویژه واردات (سال‌های قبل از ۱۳۵۲، ۱۳۶۷-۱۳۶۳،۱۳۵۷-۱۳۵۷، ۱۳۷۳-۱۳۷۲ و ۱۳۷۷-۱۳۷۴)، می‌توان گفت که دوره‌های افزایش قیمت نفت و آزادسازی تجاری، کشش‌های درآمدی و کشش قیمتی تراز تجاری افزایش یافته و در دوره‌هایی که تجارت با محدودیت روبه‌رو بوده است، متغیرها نقش تعیین‌کننده‌ای در رفتار تراز تجاری نداشته‌اند و مقدار کشش‌های درآمدی و قیمتی بسیار کم و نزدیک به صفر است. در توضیح این پدیده ادواردز[1] این‌گونه توجیه می‌کند که وقتی واردات با محدودیت‌های مقداری روبه‌رو است،کاهش ارزش پول ملی نمی‌تواند افزایش یکنواخت در قیمت کالاهای تجاری ایجاد کند. ازاین‌رو، سیاست مزبور هیچ تأثیر مستقیمی بر قیمت‌های داخلی کالاهای وارداتی سهمیه‌بندی شده نخواهد داشت (فرزین وش،۱۳۷۳). فینی و همکاران[2] (۱۹۹۲) نیز در مطالعه خود نشان می‌دهند که در شرایط محدودیت‌های کمی روی واردات، کشش‌های قیمتی واردات «کشش‌های مقید»[3] هستند.

مطابق با مباحث تئوریک (نظری) انتظار بر این است که با اعمال سیاست آزادسازی تجاری و تسهیل تحرک کامل تجارت، کشش‌های قیمتی و درآمدی تقاضای صادرات و واردات افزایش یابند، زیرا با آزادسازی تجارت، تولیدکنندگان می‌توانند به‌آسانی با تغییر تسهیلات مالی و تحرک در منابع، عوامل تولید را به سمت تولید کالاهای قابل تجارت

1- Edwards
2- Faini & et al
3- Constrained Elasticities

هدایت کنند. علاوه بر این، هم‌زمان با تسهیل تجارت، جانشینی کالاهای تولید داخل به‌جای کالاهای وارداتی آسان‌تر خواهد بود. یافته‌های این تحقیق نشان می‌دهد که آزادسازی تجاری در ایران اگرچه با هدف توسعه صادرات اعمال شده اما در عمل این آزادسازی بیشتر به نفع واردات صورت گرفته است. در نتیجه، به‌رغم افزایش کشش قیمتی و درآمدی تراز تجاری، علامت این کشش‌ها منفی است که بیان‌کننده رشد بیشتر تقاضای واردات در مقابل صادرات و افزایش جایگزینی کالاهای وارداتی با کالاهای تولید داخل است.

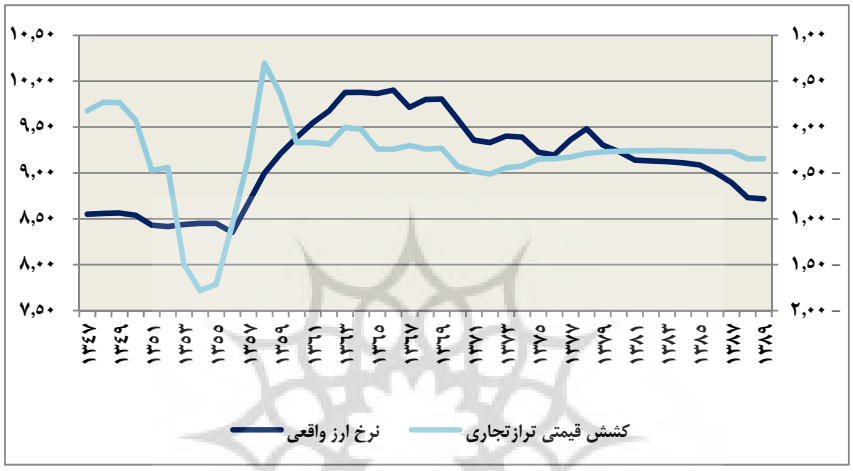
**نمودار ۱- تغییرات ضرایب در طول زمان**




با مقایسه روند نرخ ارز واقعی و کشش قیمتی تراز تجاری در نمودار شماره ۲، مشاهده می‌شود که نرخ ارز واقعی و کشش قیمتی تراز تجاری از روند تقریباً مشابهی برخوردارند؛ به‌گونه‌ای که همراه با افزایش نرخ ارز واقعی، کشش قیمتی تراز تجاری نیز روند صعودی به خود گرفته است و حتی در سال‌های ۱۳۵۰-۱۳۴۷ و ۱۳۶۲-۱۳۵۶، کشش قیمتی تراز

تجاری مثبت شده است، بنابراین، شرط ML تنها در دو بازه زمانی یادشده تحقق یافته است، اما با کاهش نرخ ارز واقعی کشش قیمتی تراز کاهش یافته و تأثیر مثبت نرخ ارز واقعی بر تراز تجاری تداوم چندانی نداشته است.

**نمودار ۲- مقایسه روند نرخ ارز واقعی و کشش قیمتی تراز تجاری**




## ۷- آزمون تشخیصی فیلتر کالمن

هنگام استفاده از فیلتر کالمن در برآورد متغیر حالت (پارامترها) لازم است که توزیع جزء اخلال در معادله مشاهده نرمال باشد. ازاین‌رو، به‌منظور حصول اطمینان از اعتبار و صحت نتایج به‌دست آمده، باید آزمون‌های تشخیصی[1] به‌منظور برقراری فرض‌های فیلتر کالمن انجام شود. نتایج آزمون نرمال بودن در جدول شماره ۸ ارایه شده است. براساس آماره جارگ ـ برای محاسبه شده، جزء اخلال معادله مشاهده در سطح ۵ درصد دارای توزیع نرمال بوده، ازاین‌رو، شرط لازم در استفاده از فیلتر کالمن برقرار است.

1- Diagnostics Tests

**جدول ۸- نتایج آزمون نرمال بودن**

| آماره | مقدار آماره |
|---|---|
| ***Jarque-Bera*** | ۵/۳۷(۰/۰۷) |

عدد داخل پرانتز بیان‌کننده p-value است.

## ۸- خلاصه و نتیجه‌گیری

با توجه به اهمیت تعیین رابطه بین تراز تجاری و نرخ ارز در سیاست‌گذاری بخش تجاری، این مطالعه با استفاده از روش پارامتر زمان ـ متغیر (TVP) و رهیافت فیلتر کالمن به بررسی واکنش تراز تجاری ایران نسبت به متغیرهای تأثیرگذار شامل درآمد واقعی داخلی، درآمد واقعی خارجی و نرخ ارز واقعی طی دوره زمانی ۱۳۸۹-۱۳۳۸ می‌پردازد. مزیت عمده به‌کارگیری روش پارامتر زمان ـ متغیر نسبت به روش‌های پارامتر ـ ثابت در این است که رابطه بین تراز تجاری و متغیرهای توضیحی به‌عنوان یک متغیر حالت غیرقابل مشاهده است و می‌تواند در حالات مختلف برحسب شرایط و مقتضیات زمانی مقادیر متفاوتی را داشته باشد. براساس نتایج حاصل از تخمین مدل به صورت پارامتر زمان ـ متغیر و بررسی روند ضرایب طی زمان، ضرایب تراز تجاری اعم از ضریب درآمد (کشش درآمدی) و ضریب نرخ ارز واقعی (کشش قیمتی) در طول دوره زمانی مورد مطالعه ثابت نبوده است و تحت تأثیر تکانه‌های برون‌زا، مانند جنگ و انقلاب، شوک‌های قیمتی نفت، سیاست‌های اقتصادی اعمال شده و تحولات ساختاری در اقتصاد تغییر کرده‌اند.

با مشاهده روند تغییرات ضرایب در طول سال‌های مورد بررسی در این مطالعه، این‌گونه برداشت می‌شود که در دوره‌های افزایش قیمت نفت و آزادسازی تجاری، کشش‌های درآمدی و کشش قیمتی تراز تجاری افزایش و در دوره‌هایی که کنترل‌های شدید و محدودیت‌های کمی بر تجارت اعمال شده، مقدار کشش‌های درآمدی و قیمتی بسیار کم و نزدیک به صفر است. ازاین‌رو، ترکیب تجارت در چنین شرایطی تنها تحت تأثیر تغییر قیمت‌های نسبی ناشی از افزایش (کاهش) نرخ ارز نیست و عوامل و نیروهای مؤثر دیگری بر تراز تجاری ایران تأثیرگذارند که باعث می‌شوند کشش‌های قیمتی برآورد شده نتوانند

میزان واقعی واکنش تراز تجاری را در برابر تغییرات نرخ ارز نشان دهند. بنابراین، می‌توان گفت که کشش‌های تراز تجاری ایران در طول سال‌های مورد مطالعه از ماهیت پویا برخوردار بوده و به‌منظور بررسی رابطه بین نرخ ارز و تراز تجاری و بررسی میزان اثرگذاری سیاست‌های ارزی از جمله سیاست کاهش ارزش پول ملی (افزایش نرخ ارز)، صرف تخمین یک رابطه خطی با پارامترهای ثابت و صدور یک حکم کلی نه‌تنها گمراه‌کننده است، بلکه نمی‌توان از نتایج مبتنی‌بر این روابط در سیاست‌گذاری استفاده کرد.

همچنین مقایسه روند نرخ ارز واقعی و کشش قیمتی تراز تجاری گویای این واقعیت است که واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز واقعی متناسب با روند متغیر یادشده در حال تغییر است، اما از آنجا که سیاست‌های اقتصادی اعمال شده در بازه زمانی مورد مطالعه به‌گونه‌ای بوده که به کاهش مستمر نرخ ارز واقعی، به‌ویژه در سال‌های اخیر منجر شده، کشش تراز تجاری نسبت به تغییرات این متغیر در اقتصاد ایران از یک روند نزولی برخوردار بوده است. ازاین‌رو، به‌منظور تأثیر مثبت کاهش ارزش پول ملی لازم است شرایط و سیاست‌های کلان چه قبل و چه بعد از اجرای این سیاست به نحوی باشد که روند افزایشی نرخ ارز واقعی در دوره‌های دیگر تداوم داشته یا حداقل ثبات آن حفظ شود که چگونگی این شرایط و سیاست‌ها لزوم انجام مطالعات بیشتر و دقیق‌تر را در این زمینه بیش از پیش روشن می‌کند.

## منابع

### الف- فارسی

اخباری، محمد و آمنه خوشبخت (۱۳۸۵)، «پویایی‌های تراز تجاری: بررسی منحنی J شکل ارتباط تجاری ایران با آلمان»، *مجله تحقیقات اقتصادی*، شماره۷۴.

ادواردز، سباستیان (۱۳۷۳)، *مشکل تنظیم نرخ ارز در کشورهای درحال‌توسعه*، ترجمهٔ اسداله فرزین وش، تهران، انتشارات مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

حیدری، حسن و فاطمه زارعی (۱۳۹۱)، «بررسی روابط تجاری ایران با مهم‌ترین شرکای تجاری آسیا با تمرکز بر آزمون منحنی جی»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال ششم، شماره ۲.

دینی ترکمانی، علی (۱۳۸۸)، «ارتقای مزیت رقابتی و توسعه صادرات: کاهش ارزش پول ملی یا افزایش جذب سرمایه؟ (مقایسه تطبیقی ایران و چین)»، *فصلنامه اقتصاد و تجارت نوین*، شماره‌های ۱۹ و ۲۰.

سالواتوره، دومینیک (۱۳۹۰)، *مالیه بین‌الملل (ویراست نهم)*، ترجمهٔ حمیدرضا ارباب، تهران، نشر نی.

شیرین‌بخش، شمس‌الله، مصطفی رجبی و نازنین امیری ماهانی (۱۳۸۸)، «بررسی رابطه هم‌گرایی نامتقارن نرخ واقعی ارز و تراز تجاری در ایران»، *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادی*، سال سوم، شماره۲.

مادالا، جی.اس و این. مو کیم (۱۳۸۹)، *ریشه‌های واحد هم‌جمعی و تغییر ساختاری*، ترجمهٔ محمد قربانی، فاطمه حیات غیبی بلداجی و سمانه شاه حسین دستجردی، مشهد: انتشارات دانشگاه فردوسی مشهد، چاپ اول.

معماریان، عرفان و سیداحمدرضا جلالی نائینی (۱۳۸۹)، «آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران (آزمون پدیده منحنی **J** براساس یک الگوی تصحیح خطای برداری، **VECM**)»، *پژوهشنامه اقتصادی*، سال دهم، شماره ۲.

**ب- انگلیسی**

Bahmani-Oskooee, M. and Y. Wang (2007), "United States-China Trade at the Commodity Level and the Yuan-Dollar Exchange Rate", *Contemporary Economic Policy*, No.25, Vol. 3.

Bahmani-Oskoee, M. and T. Kantiapong (2001), "Bilateral J-Curve between Thailand and Her Trading Partners", *Jurnal of Economic Development*, No.26.

Bahmani-Oskoee, M. and A. Ratha (2004), "The J-Curve: a Literature Review", *Jurnal of Applied Economics*, No.36.

Bai, J. and P. Perron (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, No.66.

Bai, J. and P. Perron (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Changes Models", *Journal of Applied Econometrics*, No.18,Vol.1.

Carbourg, R. J (2009), *International Economics*, 12th edition.

Duasa, J. (2009), "Asymmetric Co-Integration Relationship between Real Exchange Rate and Trade Variable: the Case of Malaysia", *Economics Letter*, No.89.

Durbin, J. and S. J. Koopman (2001), *Time Series Analysis by State Space Methods*, New York: Oxford University Press.

Faini, R., L. Pritchett and F. Clavijo (1992), "Import Demand in Developing Countries", in M. G. Dagenais, and P.-A. Muet (Eds.), *International Trade Modeling*, International Studies in Economic Modeling, No. 11.

Fasolo, A. M. (2005), "Structural Breaks and Trade Elasticities in Brazil: A Time-Varying Coefficient Approach", in *X Latin American and Caribean Economic Association Meeting*, Paris, France.

Ghassan, H. (2009), "NonLinear Adjustment in the MLR Condition: Evidence from Threshold Cointegration", *Journal of Economic Cooperation and Development*, No.30,Vol. 3.

Hacker, S. and H, Kim (2010), "*How Does a Depreciation in the Exchange Rate Affect Trade over Time"*, Jankoping International Business School, No. 2.

Halicioglu, F. (2008), "The Bilateral J-Curve: Turkey Versus Her 13 Trading Partners", *Journal of Asian Economics*,No.1.

Hansen, B. E. (1992), "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, No. 10,Vol.3.

Kim, C. J. and C. R. Nelson (1999), *State-Space Models with Regime Switching*, Massachussetts Institute of Technology Press, Cambridge.

Harvey, A. C (1993), *Time Series Models*, 2nd ed. Harvester Wheatsheaf, London.

Hsing, Y. (2010), "Test of the Marshall–Lerner Condition for Eight Selected Asian Countries and Policy Implications", *Global Economic Review: Perspectives on East Asian Economies and Industries*, No.39, Vol.1.

Kalyoncu, H., I. Ozturk, S. Artan, and S. Kalyoncu (2009), "Devaluation and Trade Balance in Latin American Countries", *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci*, Vol.27.

Krugman, P. and M. Obstfeld (2003), *International Economics: Theory and Policy*, 6th ed. Addison-Wesley, Reading, MA.

Lee, M., J. Bae, and M. Seo (2007), "An Empirical Study on the Different Effects of Income and Price Elasticities in the Korean Goods and Services Account Balance", *Journal of Korean Trade*, Vol. 11.

Morisson, G. W. and D. H. Pike (1977), "Kalman Filter Applied to Statistical Forecasting", *Management Science*, No.23,Vol.7.

Moura, G. and S, DaSilva (2005), "Is There a Brazilian J-Curve?", *Economics Bulletin*, No.6.

Narayan, P. (2004), "New Zealand's Trade Balance: Evidence of the J-Curve and Granger Causality", Applied *Economics Letters*, Vol. 6.

Reis Gomes, F. A. and L. Senne Paz (2005), "Can Real Exchange Rate Devaluation Improve the Trade Balance? The 1990_1998 Brazilian case", Applied *Economics Letters*, Vol.9.

Rose, A. K. (1990), "Exchange Rates and the Trade Balance: Some Evidence from Developing Countries", *Economics Letters*,Vol.3.

Rose, A. K. (1991), "The Role of Exchange Rates in a Popular Model of International Trade: Does the Marshall_Lerner's Condition Hold?", *Journal of International Economics*,Vol. 30(3_4).

Waliullah, M. K. Kakar, R. Kakar and W. Khan (2010), "The Determinats of Pakistan's trade Balance: An ARDL Cointeagration Approach", *The Labor Journal of Economics*, No.15: 1.

Wang, C. A., C. Lin and C. Yang (2012), "Short-Run and Long-Run Effects of Exchange Rate Change on Trade Balance: Evidence from China and Its Trading Partners", *Japan and the World Economy*, 780; No. of Pages 8.

Wang, Peijie (2005), *The Economics of Foreign Exchange and Global Finance*, Second Edition.Germany, Springer.