

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

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

تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۱۰/۱۵

تاریخ دریافت: ۱۳۹۲/۳/۱۹

چکیده

با توجه به اهمیت شناسایی ارتباط بین نرخ ارز و تراز تجاری در طراحی موقیقت آمیز 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 - متغیر (TVP) و رهیافت فیلتر کالمن طی دوره زمانی ۱۳۲۸-۱۳۸۹ 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 ۱۳۵۰-۱۳۶۷ 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 - متغیر.

* دانشیار اقتصاد دانشگاه ارومیه (نویسنده مسؤل)، 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. از این رو، 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 مبتنی بر 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. از این رو، به دلیل وجود ضعف‌های اساسی در روش‌های معمول اقتصادسنجی از جمله فرض ثابت بودن پارامترهای زمانی استفاده 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 مبتنی بر نتایج حاصل نادرست است و هر تحلیل سیاستی هم که بر پایه 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

تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر... ۶۹

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. از این رو، در این تحقیق برای برآورد کشش‌های قیمتی و درآمدی تراز تجاری از روش پارامتر زمان - متغیر^۱ 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.

بر اساس سازماندهی مباحث مقاله، در بخش دوم مبانی نظری و در ادامه مطالعات تجربی صورت گرفته ارائه 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 ارائه 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^۲ ابتدا توسط بیکردایک^۳ (۱۹۰۶، ۱۹۲۰)، رابینسون^۴ (۱۹۴۷) و متزلسر^۵ (۱۹۴۸) در قالب مدل بیکردایک - رابینسون - متزلسر (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

$$TB = P_x X^s - P_m M^d \quad (۱)$$

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

$$\frac{dT B}{dE} = P_x X^s \left[\frac{(1+\varepsilon)\eta'}{\varepsilon+\eta'} \right] - P_m M^d \left[\frac{(1-\eta)\varepsilon'}{\varepsilon'+\eta} \right] \quad (۲)$$

که در آن، ε و η به ترتیب نشان دهنده کشش قیمتی تقاضای واردات و عرضه صادرات در کشور داخلی و ε' و η' بیان کننده کشش های قیمتی تقاضای واردات و عرضه صادرات در کشور خارجی است. همان طور که مشاهده می شود 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 ($\frac{dT B}{dE} > 0$) که اگر و فقط اگر شرط زیر برقرار باشد:

$$\frac{(1+\varepsilon)\eta'}{\varepsilon+\eta'} + \frac{(\eta'-1)\varepsilon'}{\varepsilon'+\eta} > 0 \quad \rightarrow \quad \frac{\eta\eta'(1+\varepsilon+\varepsilon')+\varepsilon\varepsilon'(\eta+\eta'-1)}{(\varepsilon+\eta')(\varepsilon'+\eta)} > 0 \quad (۳)$$

این رابطه به شرط بیکردایک - رابینسون - متزler یا شرط مارشال^۱ - لرنر^۲ تعمیم یافته مشهور است. در ساده ترین حالت با فرض بزرگ بودن کشش های عرضه صادرات ($\varepsilon \rightarrow \infty$ و $\varepsilon' \rightarrow \infty$)، رابطه (۳) به رابطه زیر تبدیل می شود:

$$\eta + \eta' - 1 > 0 \quad (۴)$$

با توجه به رابطه یاد شده می توان گفت، در صورتی افزایش نرخ ارز موجب بهبود تراز تجاری می شود که مجموع کشش تقاضای صادرات و واردات کشور مورد نظر بزرگ تر از یک باشد ($\eta + \eta' > 1$)، این شرط که توسط مارشال (۱۹۲۳) مطرح و بعدها توسط لرنر

1- Marshal

2- Lerner

تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر... ۷۱

(۱۹۴۴) بسط و توسعه داده شده است، به شرط مارشال - لرنر معروف است (Wang, 2005, P.104). از این رو، 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^۱ (۱۹۹۵)، دلایل متقاعدکننده‌ای را ارائه 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 ارائه 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، از این رو، کشش‌های برآوردی به احتمال 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، از این رو، زمان نقش مهمی در میزان و نحوه اثرگذاری سیاست یادشده بر تراز خارجی دارد (Carbourg, 2009, P.451). از این رو، نه تنها 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 به جای 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 می‌یابد و قیمت‌های صادرات به قیمت‌های واردات می‌رسند، به طوری 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 می توان گفت که در کوتاه مدت شرط مارشال - لرنر برقرار نیست، اما در بلندمدت این شرط برقرار است. برای توجیه این پدیده نظرات متعددی از سوی محققان اقتصادی ارائه شده است. مگی^۱ (۱۹۷۳)، به منظور تحلیل پدیده منحنی جی از سه مفهوم قراردادهای جاری قبل وقوع کاهش ارزش پول، دوره گذار و دوره تعدیل مقداری استفاده می کند. جونز و رامبرگ^۲ (۱۹۷۳) در مطالعه خود پنج وقفه احتمالی را در واکنش مقدار نسبت به تغییر قیمت در تجارت بین الملل مشخص کردند (همان، ۱۳۹۰). کروگمن و آبستفلد^۳ (۲۰۰۱)، مطرح می کنند که تغییر نرخ ارز روی تراز تجاری دو اثر می گذارد: اثر قیمتی و اثر مقداری، به گونه ای که با افزایش نرخ ارز، قیمت کالاهای وارداتی افزایش و مقدار واردات کاهش می یابد، اما قیمت کالاهای صادراتی کاهش و در نتیجه، مقدار صادرات افزایش می یابد. اثر قیمتی با افزایش قیمت کالاهای وارداتی به بدتر شدن تراز تجاری منجر می شود، در حالی که اثر مقداری با افزایش حجم صادرات و کاهش حجم واردات به بهبود تراز تجاری منجر می شود. در کوتاه مدت اثر قیمتی بر اثر مقداری غلبه می کند، در حالی که در بلندمدت با افزایش کشش تراز تجاری و برقراری شرط ML اثر مقداری بر اثر قیمتی غلبه خواهد کرد که به طور عمده این به دلیل چسبندگی هایی است که روی کمیت های صادراتی و وارداتی در کوتاه مدت وجود دارد^۴. البته یادآوری می شود، تحلیل رویکرد کشش ها مبتنی بر فرضی است^۵ که عدم صدق این پیش شرطها ریشه در بود (یا نبود) تنگناهای نهادی - ساختاری دارد که از افزایش ظرفیت های تولیدی با میزان رشد قابل توجه و رقابتی بالا ممانعت می کند. با این حال، اقتصاد جریان متعارف نئو کلاسیکی در پاسخ به

1- Magee

2- Junz & Rhomberg

3- Krugman & Obsfeld

۴- تحلیل این نظریه ها در مقالات اخباری و خوشبخت (۱۳۸۵)، معاریان و جلالی نائینی (۱۳۸۹) و حیدری و زارعی (۱۳۹۱) بیان شده است.

۵- این فرض عبارتند از: عدم افزایش هزینه تولید داخلی، نبود شاخص بندی قوی بین نرخ ارز و سایر قیمت ها، ثبات قیمت ها و نبود فشارهای تورمی ناشی از تنگناهای ساختاری انباشته شده در طرف عرضه اقتصاد.

تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر... ۷۳

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 - 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^۱ (۲۰۰۴a) قابل دسترسی است.

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	IRF و VAR	برقراری شرط ML در تراز کره با آمریکا و ژاپن
بوید و همکاران (۲۰۰۱)	۱۹۷۵-۱۹۹۶	هشت کشور عضو OECD	VECM و VARDL	برقراری شرط ML در ۵ کشور: آلمان، فرانسه، ژاپن، آمریکا و نیوزیلند
بهارومشاه (۲۰۰۱)	۱۹۸۰-۱۹۹۶	تجارت مالزی و تایلند با آمریکا و ژاپن	هم جمعی و VAR	برقراری شرط ML
لال و لوفینگر (۲۰۰۲)	۱۹۸۵-۱۹۹۸	بنگلادش، هند، نپال، پاکستان و سری لانکا	هم جمعی و ECM	برقراری شرط ML در هند و پاکستان
سینگ (۲۰۰۲)	۱۹۶۰-۱۹۹۵	هند	هم جمعی و ECM	برقراری شرط ML
بهمنی اسکویی و گوسوامی (۲۰۰۳)	۱۹۷۳-۱۹۹۸	ژاپن و ۹ شریک تجاری آن	ECM و ARDL	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	هم جمعی و IRF	برقراری شرط ML
محمودی و همکاران (۲۰۰۴)	۱۹۵۷-۱۹۹۸	استرالیا، آلمان، ژاپن، نروژ، انگلستان و آمریکا	روش غیر پارامتریک	برقراری شرط ML در برخی از دوره‌های زمانی
نارایان (۲۰۰۴)	۱۹۷۰-۲۰۰۰	نیوزیلند	هم جمعی و IRF	برقراری شرط ML
بهمنی اسکویی و راتا (۲۰۰۴b)	۱۹۷۵-۲۰۰۰	آمریکا با ۱۴ کشور در حال توسعه	ARDL	برقراری شرط ML در تراز آمریکا با ۷ شریک تجاری آن
بهمنی اسکویی و راتا (۲۰۰۴c)	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	هم جمعی	عدم برقراری شرط ML
ریز گومز و سنه پاز (۲۰۰۵)	۱۹۹۰-۱۹۹۸	برزیل	هم جمعی و VECM	برقراری شرط ML

تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر... ۷۵

ادامه جدول ۱

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

۷۶ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال چهاردهم، شماره ۵۴

ادامه جدول ۱

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

تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر... ۷۷

ادامه جدول ۱

برقراری شرط ML در تجارت ۳ بخش از بین ۱۰ بخش صنعتی	IRF و VAR	آذربایجان در برابر اسرائیل، هند و آمریکا	۲۰۰۹-۲۰۰۰	جمیلو (۲۰۱۲)
برقراری شرط ML در تراز تجاری ترکیه با ۱۳ شریک تجاری	آزمون کرانه‌ها و ECM	ترکیه و ۴۱ شریک تجاری آن	۱۹۸۹-۲۰۱۱	الپسن (۲۰۱۲)
برقراری شرط ML در تراز تجاری چین با ژاپن، آمریکا و انگلستان	داده‌های تابلویی و روش تخمین FMOLS	چین و ۱۸ شریک تجاری آن	۲۰۰۵-۲۰۰۹	ونگ و همکاران (۲۰۱۲)
برقراری شرط ML با فرمول‌بندی جدید این شرط توسط محقق	هم‌جمعی	اسپانیا	۱۹۶۵-۲۰۰۲	ساستره (۲۰۱۲)
برقراری شرط ML	OLS	ایران	۱۳۵۰-۱۳۶۹	شکیبایی (۱۳۷۱)
برقراری شرط ML	OLS	ایران	۱۳۴۵-۱۳۶۸	رحیمی بروجردی (۱۳۷۲)
برقراری شرط ML	OLS	ایران	۱۳۵۳-۱۳۷۴	تقوی (۱۳۷۶)
برقراری شرط ML	OLS	ایران	۱۳۳۸-۱۳۷۳	زیبایی و فریمانی (۱۳۷۶)
عدم برقراری شرط ML	هم‌جمعی و ECM	ایران	۱۳۳۸-۱۳۷۳	عربشاهی (۱۳۷۶)
برقراری شرط ML	IRF	ایران	۱۳۵۶-۱۳۷۴	رحیمی بروجردی (۱۳۸۰)
برقراری شرط ML در میان‌مدت و بلندمدت	2SLS	ایران	۱۳۵۰-۱۳۷۷	ذوالنور (۱۳۸۱)
برقراری شرط ML	OLS	ایران و ۱۱ کشور در حال توسعه	۱۹۶۸-۱۹۹۵	کاوند (۱۳۸۱)
برقراری شرط ML در تجارت ایران با انگلستان، فرانسه، هلند، ژاپن و ایتالیا	OLS و SUR	ایران و ۷ شریک عمده تجاری آن	-	آرش نگاهبانی (۱۳۸۳)
برقراری شرط ML در بلندمدت	VECM	ایران	۱۳۳۸-۱۳۸۰	برومند جزی و کهرام (۱۳۸۴)
عدم برقراری شرط ML در بلندمدت	SVECM	ایران	۱۳۳۸-۱۳۸۰	شقایق شهری (۱۳۸۴)
عدم برقراری شرط ML در بلندمدت	VECM و ARDL	ایران و آلمان	۱۹۹۵-۲۰۰۴	اخباری و خوشبخت (۱۳۸۵)
برقراری شرط ML در بلندمدت	هم‌جمعی و VECM	ایران	۱۹۹۲-۲۰۰۴	معماریان و جلالی نائینی (۱۳۸۶)

۷۸ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال چهاردهم، شماره ۵۴

ادامه جدول ۱

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

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،

تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر... ۷۹

برآورد کشش‌ها در مقاطع زمانی مختلف پرداخته‌اند (محمود و همکاران^۱ (۲۰۰۴)، فاسولو^۲ (۲۰۰۵)، مویرا و داسیلوا^۳ (۲۰۰۵)، لی و همکاران^۴ (۲۰۰۷)، قسان^۵ (۲۰۰۹) و دواسا^۶ (۲۰۰۹) و شیرین‌بخش و همکاران (۱۳۸۸)). اگرچه نتایج مطالعات قسان (۲۰۰۹)، دواسا (۲۰۰۹) و شیرین‌بخش و همکاران (۱۳۸۸) با به کارگیری 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. از این رو، 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 - 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.

۴- مدل تراز تجاری و معرفی متغیرها

با توجه به مبانی نظری موضوع و به پیروی از مطالعات تجربی مانند بهمنی اسکویی و کانتی پونگ^۷ (۲۰۰۱)، نارایان^۸ (۲۰۰۴)، ریز گومز و سنه پاز^۹ (۲۰۰۵)، بهمنی اسکویی و ونگ^{۱۰} (۲۰۰۷)، کالینجو و همکاران^{۱۱} (۲۰۰۹)، هسینگ^۱ (۲۰۱۰) و ونگ و همکاران^۲ (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^۳ (۱۹۸۹) و رز (۱۹۹۰، ۱۹۹۱) است. این مدل، یک تابع دو طرف لگاریتمی است که در آن 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:

$$\ln TB_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 Y_t^F + \beta_3 \ln RER_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

که در آن، TB_t به عنوان شاخص تراز تجاری غیرنفتی ایران به صورت نسبت صادرات غیرنفتی کل به واردات کل تعریف می شود که به شکل لگاریتمی بیان کننده تفاوت ارزش صادرات و واردات است؛ Y_t و Y_t^F به ترتیب درآمد واقعی ایران و درآمد واقعی جهان است که برای سنجش درآمد از شاخص تولید ناخالص داخلی^۴ (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 به دست می آید:

$$RER_t = E \cdot \frac{P^F}{P} \quad (6)$$

که در آن، E نرخ ارز اسمی است و به صورت تعداد واحدهای پول داخلی در مقابل یک واحد پول خارجی تعریف می شود. 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، از این رو، در این تحقیق از شاخص قیمت عمده فروشی (WPI) استفاده می شود. در رابطه (۵) چنانچه تراز تجاری در واکنش به تغییرات نرخ ارز از کشش پذیری لازم برخوردار باشد (برقراری شرط مارشال - لرنر)، با افزایش نرخ ارز، تراز تجاری بهبود می یابد و از این رو، انتظار می رود ضریب تخمینی β_3 به عنوان کشش قیمتی تراز تجاری مثبت باشد، اما اگر شرط مارشال - لرنر برقرار نباشد، با افزایش نرخ ارز، وضعیت تراز

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

تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر... ۸۱

تجاری بدتر می‌شود (Krugman & Obstfeld, 2003, P.436). علامت ضرایب β_1 و β_4 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 به گونه‌ای 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 (β_1) مثبت شود، اما اگر افزایش درآمد واقعی به افزایش واردات منجر شود، انتظار می‌رود علامت β_1 منفی باشد. این تحلیل برای علامت β_4 نیز وجود دارد (Halicioglu, 2008; Hsing, 2009).

در این تحقیق برای تخمین مدل تراز تجاری در اقتصاد ایران از اطلاعات سری زمانی سالانه ۱۳۳۸-۱۳۸۹ 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)^۱ و آمارهای مالی بین‌المللی (IFS)^۲ گردآوری شده‌اند. برخی از آماره‌های توصیفی مربوط به متغیرها شامل میانگین، انحراف معیار، چولگی، کشیدگی و آماره جارگ - برا و احتمال مربوط به آن در جدول شماره ۲، ارایه شده است. همان‌طور که ملاحظه می‌شود، ارزش احتمال محاسبه شده برای آماره جارگ - برا در سطح ۱٪ معنادار است، بنابراین، فرضیه صفر مبنی بر توزیع نرمال را نمی‌توان رد کرد، از این رو، تمام متغیرها از توزیع نرمال برخوردارند.

1- World Development Indicator
2- International Finance Statistics

جدول ۲- آماره‌های توصیفی متغیرها

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

مأخذ: نتایج تحقیق.

۵- روش‌شناسی تحقیق

در تمام مطالعات تجربی به منظور 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 خودرگرسیون برداری و روش‌های مبتنی بر تحلیل‌های هم‌جمعی استفاده شده است. در تمام این روش‌ها برپایه پیش‌فرض پارامتر - 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^۱ (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 به واسطه 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. از این رو، با توجه به پویایی و پیچیدگی دنیای واقع و ماهیت داده‌های سری زمانی اقتصادی که در بستر چنین تغییراتی شکل می‌گیرند، پیش‌فرض پارامتر - ثابت یک فرض محدودکننده است و محقق را از بررسی تغییرات ضرایب در رویارویی با شرایط اقتصادی

1- Lucas

تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر... ۸۳

مختلف و سیاست‌های اعمال شده، بازمی‌دارد. با توجه به این نکته، در این مطالعه برای تخمین مدل تراز تجاری از رویکرد پارامتر زمان - متغیر (TVP) استفاده می‌شود. رویکرد TVP حالت خاصی از مدل‌های تغییر رژیم تدریجی حالت - 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 نه تنها 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 - 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، ص ۵۱۲). البته باید توجه کرد که تنها در صورت وجود شکست‌های ساختاری و احتمال عدم ثبات ضرایب، استفاده از روش پارامتر زمان - 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 ارائه 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 - متغیر به شکل حالت - فضا به صورت زیر نشان داده می‌شود (Nelson, 1999, P. 19 Kim):

$$y_t = x_t \beta_t + e_t \quad e_t = i.i.d.N(0, R) \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (7)$$

$$\beta_t = \mu + F \beta_{t-1} + v_t \quad v_t = i.i.d.N(0, Q) \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (8)$$

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

مبدأ، F ماتریس $k \times k$ از ضرایب، U_t بردار $k \times 1$ اجزای اخلاص، R ماتریس واریانس جزء اخلاص e_t و Q ماتریس واریانس - کوواریانس $k \times k$ y_t جزء اخلاص U_t هستند. فرض می‌شود، توزیع اجزای اخلاص دوبه‌دو مستقل از هم و نرمال با میانگین صفر است. اجزای اخلاص در تمام وقفه‌هایشان فاقد همبستگی سریالی هستند. معادله (۷) معادله مشاهده، اندازه یا سیگنال^۱ و معادله (۸) معادله حالت یا انتقال^۲ نامیده می‌شود. معادله مشاهده بیان‌کننده ارتباط بین متغیرهای قابل مشاهده و متغیر حالت (غیرقابل مشاهده) است، به‌طوری که متغیرهای x_t در این معادله قابل مشاهده و اندازه‌گیری‌اند و مقادیر آن از قبل مشخص است، اما متغیر (β_t) به‌عنوان متغیر غیرقابل مشاهده به صورت مستقیم قابل اندازه‌گیری 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 (β_t) شامل ضرایب یا پارامترهای تخمینی را در طول زمان نشان می‌دهد و نحوه تصریح آن با استفاده از معیارهای خوبی برآزش 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 ارائه شده است.

1- Observation, Measurement or Signal Equation

2- State or Transition Equation

جدول ۳- تصریح‌های ممکن معادله انتقال

ماتریس مربعی F_k	الگوی معادله انتقال
$\mu = 0$ و $F = I_k$ ماتریس واحد	گام تصادفی بدون رانش (Random Walk without drift)
$\mu \neq 0$ و $F = I_k$ ماتریس واحد	گام تصادفی با رانش (Random Walk with drift)
$\mu = 0$ و $F = \psi_k$ ماتریس قطری، قدر مطلق عناصر قطر اصلی کمتر از یک	خودتوضیح مرتبه اول مانا بدون رانش (AR(1) without drift)
$\mu \neq 0$ و $F = \psi_k$ ماتریس قطری، قدر مطلق عناصر قطر اصلی کمتر از یک	خودتوضیح مرتبه اول مانا با رانش (AR(1) with drift)

در سیستم معادلات مدل‌های حالت - فضا، متغیر حالت توسط فیلتر کالمن^۱ و پارامترهای تصریح شده الگو به وسیله روش حداکثر راست‌نمایی تخمین زده می‌شوند. فیلتر کالمن یک روش بازگشتی مبتنی بر 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 توسعه یافته^۲ است. برای شروع و اجرای فیلتر، باید مقدار اولیه متغیر حالت و واریانس آن (P و β) به فیلتر داده شود. روش توزیع پیشین پیش فرض (*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).

۶- 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^۲ (۱۹۹۸، ۲۰۰۳) استفاده شده است. با توجه به نتایج حاصل از این آزمون که در جدول شماره ۴، آمده است، آماره‌های $UDmax$ و $WDmax$ 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، ۱۳۶۴ و ۱۳۷۱ است.

جدول ۴- تشخیص تعداد و محل نقاط شکست تراز تجاری در سطح اطمینان ۹۵٪

سال شکست	$sup F$		$UDmax$		$WDmax$		تعداد شکست (m)
	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	
۱۳۵۳	۸/۵۸	۳/۳۱	۸/۸۸	۱۶/۳۸	۹/۹۱	۳۲/۹۶	۱
۱۳۶۴	۷/۲۲	۸/۴۲					۲
۱۳۷۱	۵/۹۶	۱۶/۳۸					۳

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

تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر... ۸۷

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. همان گونه 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 (۰/۱۶)	-۳/۲۵ (۰/۳۴)	-۲/۳۴ (۰/۱۵)	-۱/۳۱ (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^۱ (۱۹۹۲) در این مطالعه به کار گرفته شده است. این آزمون بر پایه تخمین حداقل مربعات کاملاً اصلاح شده (FM-OLS)^۲ است و نیازی به هیچ گونه 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، هیچ گونه فرضیه بدیل روشنی در رابطه با الگوی تغییرات ضرایب ارائه نمی‌دهند، فرض آلترنالیو پیروی پارامترها از الگوی گام تصادفی (فرآیند مارتینگل)^۳ 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، ارائه شده است.

1- Hansen

2- Fully Modified Ordinary Least Square(FM-OLS)

3- Martingale Process

جدول ۶- 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 نرم افزار GAUSS).

همان گونه که ملاحظه می شود، 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 - متغیر بودن یکی از ویژگی‌های آنها است. از این رو، ضروری است که این ویژگی در مدل سازی یا تخمین پارامترهای مدل فوق لحاظ شود. از این رو، برای تخمین ضرایب ابتدا مدل (۵) را که بیان کننده تابع تراز تجاری با ضرایب ثابت است به شکل پارامتر زمان - متغیر مطابق با معادلات (۷) و (۸) نوشته و سپس، معادله مشاهده به همراه انواع تصریح‌های ممکن برای معادلات حالت تخمین زده می شود تا با استفاده از معیارهای خوبی برازش، مدل بهینه برای تصریح الگوی متغیر حالت به دست آید. بر اساس نتایج به دست آمده از معیارهای اطلاعات آکاییک^۱ (AIC)، شوارتز - بیزین^۲ (SBC)، حنان - کوئین^۳ (HQC) و معیار حداکثر راست نمایی، الگوی گام تصادفی بدون عرض از مبدأ به عنوان الگوی مناسب برای تصریح معادلات حالت در این مطالعه انتخاب می شود.^۴ بنابراین، مدل اصلی تراز تجاری تحقیق به صورت زیر است:

$$LTB_t = \beta_{.t} + \beta_{.t}LY + \beta_{.t}LY^F + \beta_{.t}LRER + e_t \quad (9)$$

$$\beta_{it} = \beta_{it-1} + v_{it} \quad (10)$$

1- Akaike Information Criterion (AIC)

2- Schwarz Bayesian Criterion (SBC)

3- Hannan Quin Criterion (HQC)

۴- نتایج تفصیلی به دست آمده، می تواند توسط نویسندگان مقاله بنابه درخواست خوانندگان در اختیار آنها قرار گیرد.

تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر... ۸۹

در ادامه معادله (۹) و هر یک از معادلات حالت به روش زمان - متغیر و با استفاده از فیلتر کالمن برای دوره زمانی ۱۳۳۸-۱۳۸۹ برآورد شده است. مقادیر هر یک از ضرایب برآوردی در جدول شماره ۷، ارایه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، مقادیر مربوط به ضریب β 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. کاهش درآمد داخلی تراز تجاری (β_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 ۱۳۷۰ رخ داده است، به‌گونه‌ای که مقدار عددی این ضریب (به‌طور مطلق) در سال ۱۳۵۲ تقریباً ۰/۶۵ بوده 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 (β_2) در تمام دوره‌ها به‌استثنای

۹۰ فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال چهاردهم، شماره ۵۴

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 به تدریج 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، از این رو، این متغیر به‌عنوان یک عامل مؤثر در افزایش واردات و کاهش تراز تجاری به‌شمار 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 (β_p) 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 ۱۳۵۲-۱۳۴۷ روند 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 ۰/۳۵ رسیده 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

تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر... ۹۱

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 ۱۳۵۰-۱۳۸۹

سال	β	β_1	β_2	β_3	سال	β	β_1	β_2	β_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 تکان‌های 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، ۱۳۷۷ و 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 ۱۳۷۴-۱۳۷۷)، 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^۱ این‌گونه توجیه می‌کند که وقتی واردات با محدودیت‌های مقداری روبه‌رو است، کاهش ارزش پول ملی نمی‌تواند افزایش یکنواخت در قیمت کالاهای تجاری ایجاد کند. از این رو، سیاست مزبور هیچ تأثیر مستقیمی بر قیمت‌های داخلی کالاهای وارداتی سهمیه‌بندی شده نخواهد داشت (فرزین و ش، ۱۳۷۳). فینی و همکاران^۲ (۱۹۹۲) نیز در مطالعه خود نشان می‌دهند که در شرایط محدودیت‌های کمی روی واردات، کشش‌های قیمتی واردات «کشش‌های مقید»^۳ 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

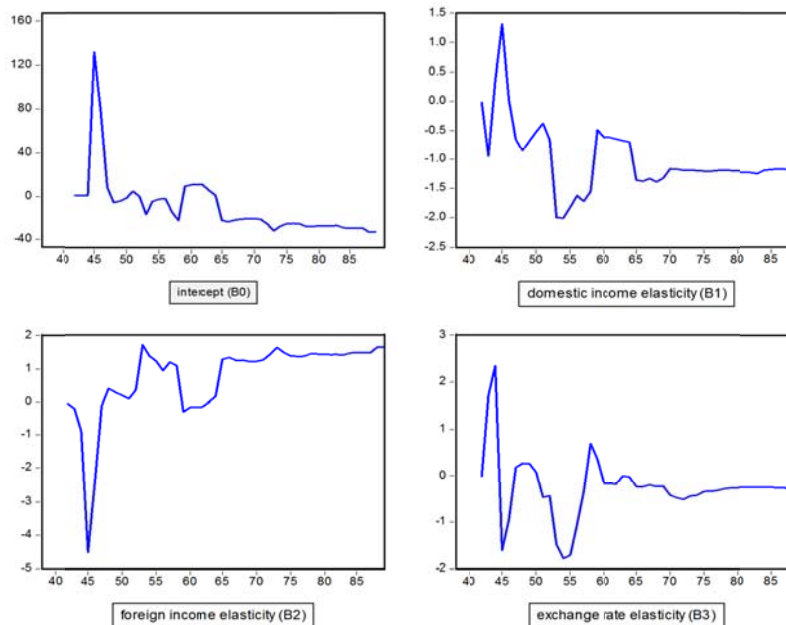
2- Faini & et al

3- Constrained Elasticities

تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر... ۹۳

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.

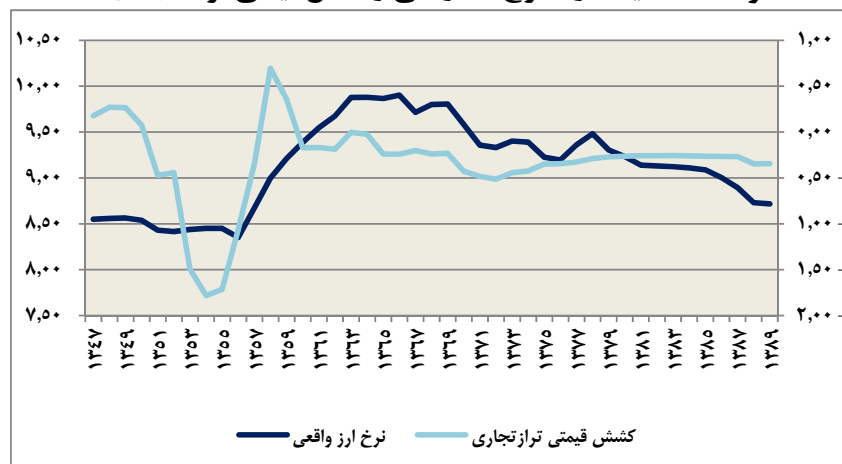
نمودار ۱- تغییرات ضرایب در طول زمان



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 اخلاص در معادله مشاهده نرمال باشد. از این رو، به منظور حصول اطمینان از اعتبار و صحت نتایج به دست آمده، باید آزمون‌های تشخیصی^۱ به منظور برقراری فرض‌های فیلتر کالمن انجام شود. نتایج آزمون نرمال بودن در جدول شماره ۸، ارایه شده است. بر اساس آماره جارگ - برای محاسبه شده، جزء اخلاص معادله مشاهده در سطح ۵ درصد دارای توزیع نرمال بوده، از این رو، شرط لازم در استفاده از فیلتر کالمن برقرار است.

تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر... ۹۵

جدول ۸- نتایج آزمون نرمال بودن

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

عدد داخل پرانتز بیان کننده p-value است.

۸- خلاصه و نتیجه گیری

با توجه به اهمیت تعیین رابطه بین تراز تجاری و نرخ ارز در سیاست گذاری بخش تجاری، این مطالعه با استفاده از روش پارامتر زمان - 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 ۱۳۳۸-۱۳۸۹ می پردازد. مزیت عمده به کارگیری روش پارامتر زمان - متغیر نسبت به روش های پارامتر - ثابت در این است که رابطه بین تراز تجاری و متغیرهای توضیحی به عنوان یک متغیر حالت غیر قابل مشاهده است و می تواند در حالات مختلف بر حسب شرایط و مقتضیات زمانی مقادیر متفاوتی را داشته باشد. براساس نتایج حاصل از تخمین مدل به صورت پارامتر زمان - 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 تکانه های برونزا، مانند جنگ و انقلاب، شوک های قیمتی نفت، سیاست های اقتصادی اعمال شده و تحولات ساختاری در اقتصاد تغییر کرده اند.

با مشاهده روند تغییرات ضرایب در طول سال های مورد بررسی در این مطالعه، این گونه برداشت می شود که در دوره های افزایش قیمت نفت و آزادسازی تجاری، کشش های درآمدی و کشش قیمتی تراز تجاری افزایش و در دوره هایی که کنترل های شدید و محدودیت های کمی بر تجارت اعمال شده، مقدار کشش های درآمدی و قیمتی بسیار کم و نزدیک به صفر است. از این رو، ترکیب تجارت در چنین شرایطی تنها تحت تأثیر تغییر قیمت های نسبی ناشی از افزایش (کاهش) نرخ ارز نیست و عوامل و نیروهای مؤثر دیگری بر تراز تجاری ایران تأثیر گذارند که باعث می شوند کشش های قیمتی برآورد شده نتواند

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 به منظور 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 نه تنها گمراه کننده است، بلکه نمی‌توان از نتایج مبتنی بر 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 به گونه‌ای بوده که به کاهش مستمر نرخ ارز واقعی، به ویژه در سال‌های اخیر منجر شده، کشش تراز تجاری نسبت به تغییرات این متغیر در اقتصاد ایران از یک روند نزولی برخوردار بوده است. از این رو، به منظور 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 دقیق تر 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*، شماره ۷۴.
- ادواردز، سیاستیان (۱۳۷۳)، *مشکل تنظیم نرخ ارز در کشورهای در حال توسعه*، ترجمه اسداله فرزین وش، تهران، انتشارات مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

تحلیل واکنش تراز تجاری ایران نسبت به تغییرات نرخ ارز با استفاده از رویکرد پارامتر... ۹۷

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)*، ترجمه 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، شماره ۲.

مادالا، جی.اس و این. مو کیم (۱۳۸۹)، *ریشه‌های واحد هم‌جمعی و تغییر ساختاری*، ترجمه 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-Oskooee, M. and T. Kantiapong (2001), "Bilateral J-Curve between Thailand and Her Trading Partners", *Jurnal of Economic Development*, No.26.

Bahmani-Oskooee, 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 Caribbean 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*, Massachusetts 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 Determinants of Pakistan's trade Balance: An ARDL Cointegration 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.