

## پویایی‌های تراز تجاری: بررسی منحنی J شکل ارتباط تجاری ایران با آلمان

محمد اخباری\*

آمنه خوشبخت\*\*

تاریخ دریافت: ۸۴/۱۲/۱ تاریخ پذیرش: ۸۵/۳/۳۰

### چکیده

پس از فروپاشی نظام برتون وودز در سال ۱۹۷۳ و برقراری نظام شناور ارزی، بررسی موضوع اثرگذاری تضعیف ارزش پول بر تراز تجاری، در کشورهای در حال توسعه و توسعه یافته، حیاتی مجدد یافت، در این بررسی‌ها، نشان داده شده که نظریه سنتی که مدافع اثرگذاری مثبت تضعیف ارزش پول داخلی بر تراز حساب جاری است، می‌تواند دست کم در کوتاه‌مدت، نتیجه‌ای معکوس به همراه داشته باشد. در مقاله پیش‌رو، تکنیک‌های عکس‌العمل تکانه‌ای و تجزیه واریانس، در قالب الگوی تصحیح خطا VECM و نیز الگوی ARDL برای بررسی نحوه عکس‌العمل و پویایی‌های تراز تجاری (کالایی) ایران با آلمان نسبت به تغییرات نرخ واقعی موثر ارز (یورو-ریال)، طی دوره ۲۰۰۴-۱۹۹۵ بصورت فصلی بکار برده شده‌اند. در این بررسی، اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت با استفاده از دو شاخص نرخ ارز موثر واقعی تخمین زده شده‌اند. نتایج، حاکی از عدم تایید فرضیه وجود منحنی J شکل، بین تراز تجاری و نرخ واقعی ارز، طی دوره مورد بررسی می‌باشند، بطوریکه واکنش تراز تجاری نسبت به افزایش نرخ ارز، چه در کوتاه‌مدت و چه در بلندمدت مثبت و هم علامت بوده اما معنادار نمی‌باشند، از طرفی واکنش تراز تجاری ایران نسبت به درآمد واقعی ایران معنادار بوده است، یعنی، با افزایش درآمد واقعی ایران، تراز تجاری ایران با کشور آلمان منفی شده است. در ارتباط با تاثیر درآمد واقعی کشور آلمان بر تراز تجاری نیز، نتایج نشان دهنده معنادار نبودن این ضریب‌اند، هر چند علامت ضریب فوق مثبت می‌باشد. لازم به اشاره است که همه ضرایب، با توجه به آزمون‌های CUSUM و CUSUMSQ، دارای ثبات می‌باشند.

طبقه بندی JEL : P4S

کلید واژه: منحنی J شکل، تراز تجاری ایران و آلمان، نرخ واقعی ارز.

\* محقق اداره بررسیها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی.

\*\* محقق اداره بررسیها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی.

## ۱- مقدمه

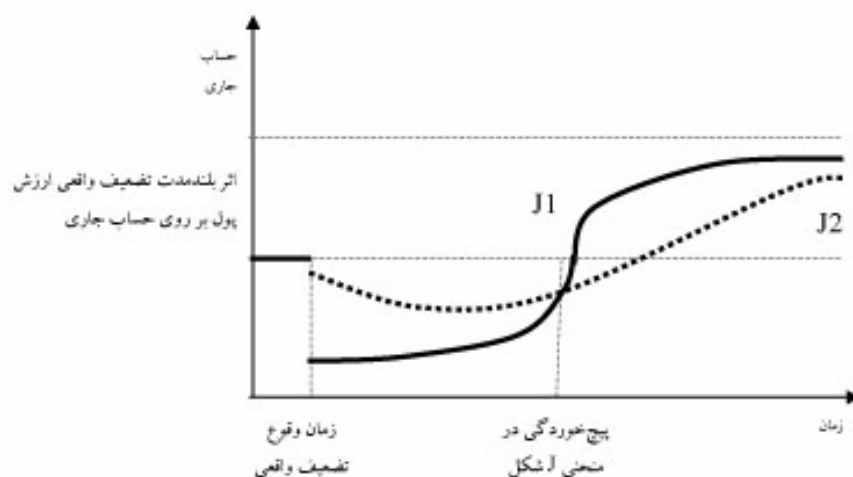
بدتر شدن تراز تجاری ایالات متحده در سال ۱۹۷۲، با وجود تضعیف دلار در سال ۱۹۷۱، منجر به مطالعاتی در این ارتباط شد که چرا با توجه به توصیه‌های سیاستی که تضعیف دلار، تراز تجاری را بهبود خواهد بخشید، این اتفاق رخ نداده است. در این مطالعات، محققان تلاش کردند، تا اثرات کوتاه مدت تضعیف ارزش پول را، از اثرات بلندمدت آن مجزا کنند. گفته می‌شود که تضعیف ارزش پول داخلی، تراز تجاری را فقط پس از گذشت یک دوره زمانی کوتاه مدت بهبود می‌بخشد. به عبارت دیگر، این اعتقاد عمومی وجود دارد که ارتباط بین تضعیف ارزش پول و تراز تجاری، طی زمان تغییر می‌کند؛ به طوریکه، عکس‌العمل‌های کوتاه مدت و بلندمدت تراز تجاری متفاوت از هم می‌باشند. تفاوت در عکس‌العمل زمانی تراز تجاری، نسبت به تغییرات ارزش واقعی پول داخلی یک منحنی J شکل را ایجاد می‌کند. البته، لازم به یادآوری است. که در مطالعات گسترده‌ای که محققان انجام داده‌اند، منحنی S شکل، L معکوس و حتی M شکل را نیز مشاهده کرده‌اند که هر یک از آن‌ها، تعبیرهای اقتصادی خاص خود را می‌طلبند. اما، آن چه که در اکثر مطالعات دیده می‌شود، این است که آنها به دنبال آزمون وجود ارتباط J شکل‌اند.

رویکرد مورد بررسی، در قالب رویکرد کشش مطرح است، به طوریکه، در صورت تایید وجود منحنی J، می‌توان گفت که در کوتاه مدت، شرایط مارشال-لرنر (ML) برقرار نبوده، اما در بلندمدت برقرار است. درباره منحنی S شکل، در کوتاه مدت و بلندمدت، شرط ML برقرار نمی‌باشد و در مورد M شکل نیز، می‌توان گفت که در کوتاه مدت، شرط ML برقرار می‌باشد، اما در بلندمدت این شرط تایید نمی‌شود. حال با توجه به گسترش مباحثی در مورد تضعیف یا تقویت ارزش ریال در مقابل ارزش‌های خارجی، برای این منظور، در مقاله حاضر، اثر تضعیف ارزش ریال در برابر یورو و تاثیر این سیاست بر تراز تجاری ایران و آلمان مطرح می‌شود.

در مقاله حاضر، در بخش دوم، مفاهیم مربوط به منحنی J شکل مرور می‌شوند. در بخش سوم، بر تاریخچه روابط تجاری ایران با کشور آلمان تمرکز می‌شود. در بخش چهارم، به بررسی ابعاد مختلف تاثیرگذاری سیاست تضعیف نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته می‌شود و در بخش پنجم، فرضیه منحنی J شکل، مورد آزمون قرار می‌گیرد. به عبارت دیگر که آیا فرایند تعدیل تراز تجاری ایران با کشور آلمان از نظریه منحنی J شکل تبعیت می‌کند یا خیر؟ در بخش ششم، نتیجه‌گیری ارائه می‌شود.

## ۲- مفهوم منحنی J شکل

بر اساس نظریه نرخ واقعی موثر ارز، پیوند مهمی بین نرخ واقعی موثر ارز و حساب جاری کشورها وجود دارد. به عبارت دیگر، تجربی آشکار شده است که تضعیف واقعی پول داخلی (و افزایش در نرخ موثر واقعی ارز)، به سرعت وضعیت حساب جاری را بدتر می‌کند و سپس بعد از چند ماه، وضعیت را بهبود می‌بخشد (کروگمن ۱۹۸۷). این مسیر زمانی، تغییر در حساب جاری منحنی J شکل نامیده می‌شود (شکل ۱ منحنی J1). شواهد تجربی نشان می‌دهند که منحنی J شکل، بیش از ۶ ماه زمان می‌برد. اما، اگر انتقال تضعیف نرخ ارز به قیمت‌های داخلی واردات طول بکشد، بد شدن اولیه وضعیت حساب جاری یکباره اتفاق نمی‌افتد، بلکه، به صورت تدریجی رخ می‌دهد (شکل ۱، منحنی J2).



شکل ۱- اثرات بلندمدت تضعیف واقعی ارزش پول بر روی حساب جاری

مگی (۱۹۷۳)، اولین فردی بود که چنین تفسیری را ارائه کرد. وی این گونه این پدیده را تفسیر می کند: در ادامه تضعیف واقعی پول داخلی، حجم صادرات و واردات تغییرات زیادی کرد، چرا که، قراردادهای واردات و صادرات، به طور معمول، برای چند ماه آتی منعقد می شوند. اما تضعیف واقعی، سطح از قبل تعیین شده و واردات را با واحد پول داخلی گران تر خواهد کرد. از این رو، ارزش واردات افزایش می یابد، در حالی که ارزش و حجم صادرات تغییر چندانی نمی کند، که در نتیجه تراز تجاری، به سرعت پس از تضعیف واقعی بدتر خواهد شد. اما هر چه زمان بگذرد، هم تولیدکنندگان و هم مصرف کنندگان واکنش سریع تری از خود نشان خواهند داد و قیمت ها بر اساس قیمت نسبی کالاهای داخلی، تعدیل می شوند. و از اینرو وضعیت تراز تجاری شروع به بهبود می کند. عکس العمل تراز تجاری طی زمان، منحنی J شکلی را نمایان می کند. فرضیه ای که در این مباحث به طور ضمنی در نظر گرفته می شود این است که کشش ها در کوتاه مدت، به مقدار کافی پایین و در بلندمدت به مقدار کافی بالا می باشند، یا این که در بلندمدت، شرط مارشال - لرنر برقرار است.

بهمنی - اسکویی (۱۹۸۵)، که مطالعات فراوانی را در این ارتباط انجام داده است، این‌گونه اظهار می‌دارد: "فهم ارتباط بین مبادله و تراز تجاری برای یک سیاست تجاری موفق، مهم است. مشخص نیست که برقراری موانع تجاری و حمایت از صنایع داخلی بر اساس این استدلال که صنایع در دوره و نوزادی به سر می‌برند، منجر به تغییرات مورد نظر در تراز تجاری شوند. اکثر مطالعات، بر روی دو مفهوم (همزاد)، یعنی شرط مارشال - لرنر (ML) و پدیده منحنی J متمرکز می‌شوند. بر اساس شرط ML، موفقیت در کاهش ارزش پول، به این‌که آیا مجموع کشش‌های تقاضای واردات و صادرات برابر واحد می‌باشند یا خیر، بستگی دارد. اما، موقعیت‌هایی وجود دارند که در آنها علی‌رغم این که شرط ML برقرار می‌باشد اما تراز تجاری همچنان وضعیتش بدتر می‌شود (بهمنی اسکویی ۱۹۸۵)." از این‌رو، بدتر شدن وضعیت کوتاه مدت، با بهبود بلندمدت تراز تجاری سازگار است و این وضعیت، ممکن است ویژگی ضروری کاهش ارزش پول تلقی شود.

بنابراین، با توجه به عکس‌العمل دوگانه تراز تجاری نسبت به تغییرات نرخ ارز، لازم است تا با دقت بیشتری پویایی‌های کوتاه‌مدت تراز تجاری مورد بررسی قرار گیرند، تا از این طریق، مسیر زمانی بدتر شدن تراز تجاری، یعنی پدیده منحنی J شکل مشخص شود. همانطور که گفته شد، در حالی که نرخ‌های ارز به سرعت

۱- بر اساس رویکرد جذب، کاهش ارزش، از طریق تاثیر آن بر روی رابطه مبادله و تولید داخلی، منجر به تغییر در صرف مخارج از کالاهای خارجی به کالاهای داخلی می‌شود، و از این‌رو، سبب بهبود تراز تجاری می‌شود. پولیون در مقابل، استدلال می‌کنند که کاهش ارزش پول، ارزش واقعی تراز نقدی را کاهش می‌دهد و یا قیمت نسبی کالاهای مبادله‌ای و غیرمبادله‌ای را تغییر می‌دهد، و به این دلیل، تراز تجاری را به مانند تراز پرداخت‌ها بهبود می‌بخشد.

۲- در مورد تخمین‌های اخیر از شرط ML رز (۱۹۹۰) و بهمنی اسکویی و نیرومند (۱۹۹۸) را ببینید.

۳- مدلهای بین‌المللی، دلالت بر این دارند که عدم تقارن‌هایی بین اثرات حساب جاری تغییرات لحظه‌ای در قیمت‌های صادرات و واردات وجود دارند. برای مثال، چن و دوروکس (۱۹۹۴)، نشان می‌دهند که برای تغییرات لحظه‌ای قیمت‌های واردات، اثرات درامدی و جانشینی در جهت خلاف هم عمل می‌کنند در حالیکه برای تغییرات قیمت‌های صادرات این اثرات یکدیگر را تقویت می‌کنند. اما، برخی از نویسندگان اغلب از این فرضیات صرف‌نظر می‌کنند و کاهش ارزش پول را باعث بدتر شدن ساده رابطه مبادله کشور تفسیر می‌کنند.

تعدیل می‌شوند، تاخیر زمانی در ارتباط با تعدیل رفتار مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان نسبت به تغییرات در قیمت‌های نسبی وجود دارد. (در این زمینه، به جانز و رومبرگ (۱۹۷۳)، مگی (۱۹۷۳) و مید (۱۹۸۸) رجوع شود). جانز و رامبرگ (۱۹۷۳)، وجود وقفه زمانی در اثرگذاری مثبت سیاست تضعیف پول بر تراز تجاری را در چندین عامل می‌دانند. بطور کلی عواملی نظیر وجود وقفه تشخیص، وقفه تصمیم‌گیری، وقفه توزیع، وقفه جایگزینی، وقفه تولید مطرح شده‌اند. وقفه تشخیص، به مدت زمان مورد نیاز برای این که بازارها تشخیص دهند که شرایط رقابتی تغییر کرده است ارتباط می‌یابد. وقفه تصمیم‌گیری به دلیل زمان مورد نیاز برای برقراری ارتباطات تجاری جدید رخ می‌دهد. وقفه توزیع شامل مدت زمان مورد نیاز برای توزیع سفارشات پس از این که پرداختها تعهد شد و جریان تجاری برقرار شد، می‌شود. وقفه جایگزینی به مدت زمان مورد نیاز جهت جایگزینی موجودی انبارها و تجهیزات فرسوده ارتباط می‌یابد. وقفه تولید نیز به زمان مورد نیاز برای انجام اصلاحات در ظرفیت‌های تولید و الگوهای عرضه مرتبط می‌شود. به عبارت دیگر، تولیدکنندگان، برای عکس‌العمل نسبت به تغییرات نرخ ارز باید از روند تغییرات نرخ ارز و همچنین ثبات آن مطمئن شوند، به طوری که این روند، نشان دهنده، وجود فرصت‌های کسب سود برای آنها باشد، چرا که، انجام اصلاحات در خطوط تولید و تخصیص مجدد منابع، در شرایطی که روند نرخ ارز به جهت عکس تغییر کند، برای آنها بسیار پرهزینه خواهد بود.

اما، همچنان که مگی (۱۹۷۳) اشاره دارد، در کوتاه مدت، پس از کاهش ارزش پول، مسیر زمانی تراز تجاری، از لحاظ نظری مبهم می‌باشد. به عبارت دیگر، همان طور که دلایلی وجود دارند که اعتقاد داشته باشیم که پدیده منحنی J پویاییهای کوتاه‌مدت را بیان می‌دارد، همچنین دلایلی وجود دارند که نشان می‌دهند این وضعیت وجود ندارد. در حقیقت، مشاهدات تجربی، مبهم یا غیرقاطع بوده‌اند.

اما اکثر مقالاتی که پدیده منحنی J یا S را مورد بررسی قرار می‌دهند، در دو

گروه عمده قرار می‌گیرند: الف) مقالاتی که داده‌های کل تجارت را مد نظر قرار می‌دهند که اکثریت آن‌ها مربوط به سال‌های گذشته می‌شوند و ب) مقالاتی که اخیراً منتشر شده‌اند و داده‌های تجارت دوجانبه را به کار می‌گیرند. همان طوری که بهمنی - اسکویی و بروکس (۱۹۹۹) اشاره کرده‌اند، تراز تجاری یک کشور، می‌تواند با یک شریک تجاری بهبود یابد، در حالی که در همان زمان، تراز تجاری همین کشور با کشور دیگری بدتر می‌شود. همین مساله در مورد نرخ‌های ارز نیز صادق است. داده‌هایی که حالت تجمیعی دارند، به طور مثال داده‌های تجمیعی مربوط به متغیرهای نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و تراز تجاری، وضعیت واقعی تراز تجاری یک کشور با کشورهای دیگر را منعکس نمی‌کنند. به همین دلیل است که اکثر مطالعاتی که هم‌اکنون در ارتباط با تراز تجاری انجام می‌گیرند، از داده‌های تجارت دوجانبه استفاده می‌کنند.

رز و یلن (۱۹۸۹) نیز، این مساله را مورد بررسی قرار دادند که آیا یک منحنی L شکل می‌تواند در مورد داده‌های تجارت دوجانبه در دوره ۱۹۸۸-۱۹۸۳ برای داده‌های فصلی ایالات متحده صادق باشد؟ آنها هم چنین، از داده‌های مانا استفاده کرده و هم‌انباشتگی در بین متغیرهای مورد نظرشان را مورد آزمون قرار دادند. آن‌ها استدلال می‌کنند که تحلیل‌های دوجانبه، به دلایل ذیل مفید می‌باشند: ۱- در این روش، نیازی به تهیه متغیر نماینده (جانشین) درآمد بقیه دنیا وجود ندارد و ۲- این روش، کمک می‌کند تا تورش تجمیع کاهش پیدا کند. رویکرد هم‌انباشتگی، به این دلیل که نیازمند مجموعه‌ای از معادلات ساختاری نمی‌باشد، مفید است. به طور خلاصه، با توجه به اجماع نظری که در مورد برتری روش مطالعه دوجانبه نسبت به دیگر روش‌های بررسی وجود داد، این روش مبنای این مطالعه قرار گرفته است. به طوریکه، حساسیت ارتباط تجاری ایران و آلمان درباره تغییرات نرخ ارز، مورد بررسی قرار می‌گیرد.

### ۳- رویکردهای تحلیلی تاثیر سیاست‌های ارزی (تغییرات ارزش پول) بر متغیرهای کلان اقتصادی

برآورد اثرگذاری تضعیف پول ملی بر روی تراز تجاری کشور، به طور خاص و متغیرهای کلان اقتصادی، به طور عام، با استفاده از رویکردهای مختلفی امکان‌پذیر است، به طور کلی، رویکردهای زیر را می‌توان بر شمرد: ۱- رویکرد کششی ۲- رویکرد جذبی ۳- رویکرد پولی تفاوت‌ها و تمایزهای مربوط به تعیین اثر نرخ ارز بر تولید، به طور معمول، از طریق رویکردهای کنترلی (کشش) و جذب پولی بیان می‌شوند. فرض‌های اصلی این مدل‌ها، انعطاف‌پذیر بودن قیمت، درجه استفاده از ظرفیت و تاکید بر طرف تقاضای اقتصاد است.

مطابق با رویکرد کششی در مدل کینزی‌ها، فرض می‌شود که طرف تقاضا، محصول را تعیین می‌کند و بر طبق آن، اثر کاهش اسمی ارزش پول بر محصول و اشتغال، مثبت خواهد بود (خیابانی ۱۳۸۲).

برداشت جذبی از کاهش ارزش پول داخلی بیان می‌کند که سیاست فوق‌زمانی موثر واقع می‌شود که: هزینه‌ها را انتقال دهد، به عبارت دیگر، هزینه‌ها را از سمت کالاهای خارجی، به سمت کالاهای داخلی حرکت دهد. دوم اینکه منجر به کاهش هزینه‌ها شود، یعنی هزینه‌ها با توجه به سطح درآمد، کاهش یابند. در این صورت، اگر در اقتصاد، ظرفیت‌های خالی تولیدی و منابع استفاده نشده وجود داشته باشد، انتقال هزینه‌ها، سبب افزایش محصول حقیقی خواهد شد (ختایی ۱۳۸۳).

برداشت پولی، بر آثار متقابل بین بخش خارجی و بخش پولی اقتصاد توجه دارد. این روش، فرض می‌کند که نوع مطلق برابری قدرت خرید (PPP) و آربیتراژ (بدون توجه به نرخ بهره)، بطور دایم برقرار است و از منابع به طور کامل استفاده می‌شود. با این فرضیات، کاهش ارزش اسمی پول، اثری بر تولید ندارد. زیرا، بر اساس نظریه برابری قدرت خرید، کاهش ارزش اسمی پول، اثر یک به یک بر روی



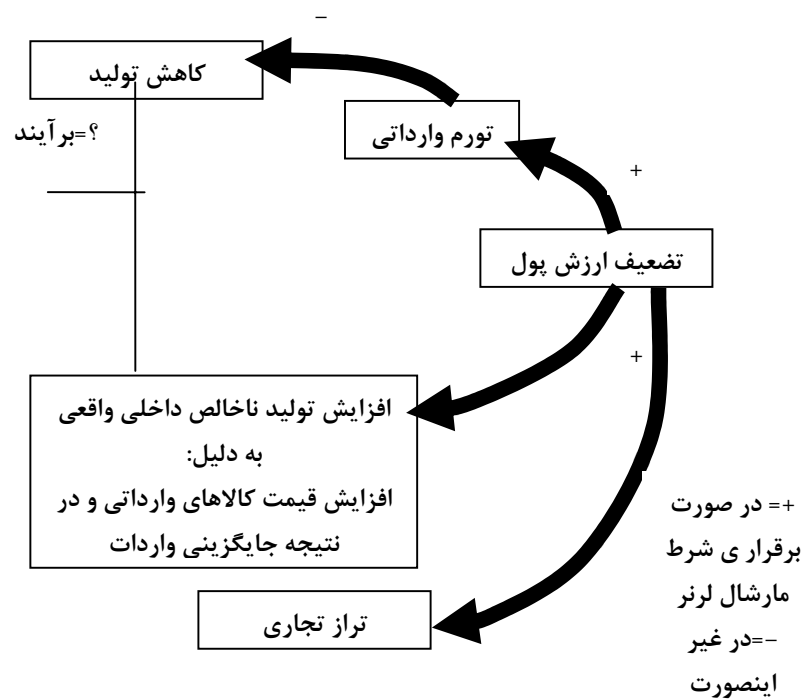
قیمت‌های داخلی خواهد داشت. بر اساس ساده‌ترین مدل برداشت پولی از تراز پرداخت‌ها، کاهش ارزش پولی، هیچ اثری در تولید حقیقی و یا اشتغال در کوتاه‌مدت و یا بلندمدت ندارد (ادواردز ۱۳۷۳).

بر خلاف نظریه‌های فوق، که بیانگر چگونگی تاثیر مثبت یا خنثی تضعیف ارزش پول بر تولید بودند، نظریات متفاوتی نیز مطرح شده‌اند که احتمال اثر منفی کاهش ارزش پول را بر متغیرهای کلان اقتصادی توضیح می‌دهند.

دورنبوش و اسمیت (۱۹۸۲، ۱۹۸۱)، این مساله را درباره کشورهای صنعتی وارد کننده نفت بررسی کرده‌اند. آنان معتقدند که به دلیل پایین بودن کشش قیمتی واردات و صادرات در این کشورها، کاهش ارزش پول ملی، آثار حقیقی منفی بر تولید داشته باشد. کروگمن و تیلور (۱۹۷۸)، با استفاده از چارچوب ارائه شده توسط کینز، و نیز مطالب طرفداران مکتب پولی و فرضیه‌های، مربوط به آن، نشان دادند که کاهش ارزش پول داخلی، اثر بر تولید و اشتغال دارد. به اعتقاد آن‌ها، تمام این شرایط، در همه کشورهای، به خصوص کشورهای کم تر توسعه یافته صادق اند. و در این کشورها، احتمال رکود ناشی از کاهش ارزش پول داخلی، بیشتر از احتمال رونق آن است (ختایی ۱۳۸۳).

علاوه بر آثار طرف تقاضا، از طرف عرضه نیز، می‌توان آثار منفی تضعیف ارزش پول داخلی بر متغیرهای کلان را بررسی کرد. برونو (۱۹۷۹)، دو بحث را در تایید این نظریه مطرح می‌کند. یکی این که در یک کشور در حال توسعه، با کاهش ارزش پول داخلی، هزینه‌های نهاده‌های مورد نیاز صنایع، چون وارداتی‌اند و به راحتی قابل جایگزینی توسط نهاده‌های داخلی نمی‌باشند، افزایش می‌یابند. و دیگر اینکه، کاهش ارزش پول، نیاز بنگاه‌ها به سرمایه در گردش را، که وابسته به بانک‌ها و سهمیه‌های اعتبارات آن‌هاست، افزایش خواهد داد. این امر نرخ‌های بهره و تقاضای وجوه را افزایش می‌دهد، که ممکن است منجر به کاهش تولید بنگاه‌ها شود. از این رو، اثر مثبت تولید افزایش یافته، به وسیله قیمت‌های نسبی بالاتر خنثی می‌شود. اگر قیمت‌های نسبی با تاخیر عمل کنند، در کوتاه‌مدت،

امکان اثر منفی بر عرضه کل وجود دارد. وینبرگن (۱۹۸۶)، مدلی را برای کالاهای واسطه‌ای و بازار مالی، بسط داد و مانند برونو، تاثیر کاهش ارزش پول داخلی بر هزینه‌های کالاهای وارداتی بر حسب پول داخلی، به علاوه تاثیر منفی آن بر سرمایه در گردش را یادآوری می‌کند. وی هم چنین، به تأثیر تغییرات برابری بر بازپرداخت‌های بدهی‌های خارجی و بر دستمزدهای اسمی در غیاب شاخص دستمزدها اشاره کرد (خیابانی ۱۳۸۲).



شکل ۲- فرایند اثرگذاری تضعیف پول ملی بر روی برخی از متغیرهای کلان

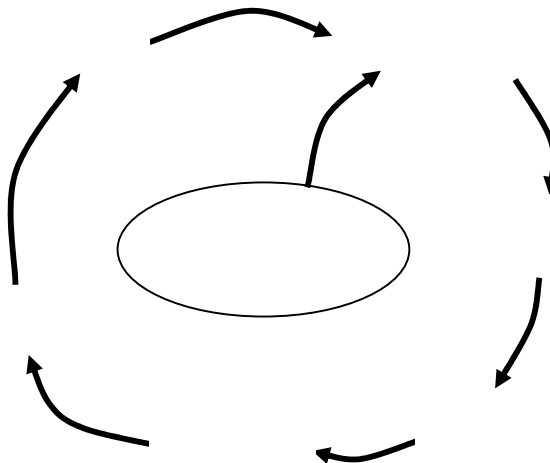
مطالعات فراوانی نیز درباره ابعاد مختلف اثرگذاری تضعیف ارزش پول داخلی بر متغیرهای کلان، در حوزه اقتصاد ایران انجام گرفته است، برای مثال، می‌توان به بهمنی اسکویی (۱۳۷۲)، رحیمی بروجردی (۱۳۷۳)، پدرام (۱۳۷۷)،

ایناللو (۱۳۷۷)، جعفری (۱۳۷۷)، یزدی (۱۳۷۸)، ذوالنور (۱۳۷۹)، خیابانی (۱۳۸۲)، رئیس‌دانا (۱۳۸۰)، پروین (۱۳۸۳) و ختایی (۱۳۸۳) اشاره کرد. در این قسمت، به خلاصه‌ای از دو مورد از این مطالعات که ابعاد نظری و تحلیلی اثرگذاری تضعیف ارزش پول بر متغیرهای کلان را مورد بررسی قرار داده‌اند، اشاره می‌شود، مطالعه اول، توسط بهمنی اسکویی (۱۳۷۲)، انجام گرفته است. وی معتقد است که کاهش ارزش پول ملی از یک طرف به دلیل ارزان‌نمایی صادرات و گران‌نمایی واردات، سبب افزایش خالص صادرات شده و از سوی دیگر، از طریق افزایش قیمت نهاده‌های وارداتی، عرضه کل را کاهش می‌دهد. لذا، تاثیر خالص کاهش ارزش پول داخلی بر تولید، به مقدار تغییر تقاضا و عرضه کل، بستگی دارد. به عبارت دیگر، چنان چه افزایش در تقاضای کل، بیش از کاهش عرضه کل باشد، سبب اثر انبساطی بر تولید می‌شود. اما اگر میزان کاهش عرضه کل، بر افزایش تقاضای کل پیشی بگیرد، اثر انقباضی بر تولید خواهد داشت. خنثی بودن اثر تغییر نرخ ارز بر تولید، زمانی به وجود می‌آید که تغییرات تقاضای کل - عرضه کل برابر شده و اثر یکدیگر را بر تولید خنثی کنند (بهمنی اسکویی (۱۳۷۲) (شکل ۲).

مطالعه دوم را رئیس دانا (۱۳۸۰) انجام داده است، وی، روند نامطلوب تراز تجاری غیرنفتی کشور را علی‌رغم تضعیف ریال طی سال‌های گذشته، اینگونه توجیه می‌کند که: کاهش سهم ارزش افزوده در کالاهای صادراتی کشور، کاهش کیفیت و خراب شدن نسبی بازارهای جهانی به زیان صادرات غیرنفتی ایران، سبب پدید آمدن چنین وضعی بوده‌اند. به طوری که برای مثال، وضعیت برای فرش که مهم‌ترین نوع صادرات غیرنفتی کشور محسوب می‌شود، نشان دهنده سقوط دائمی است. محدودیت ذاتی بازار فرش و اتکای صادرکنندگان بر منابع سودزایی که به زنجیره‌های تولید صنعتی و ارزش‌زا مرتبط نمی‌شوند، و از همه مهم‌تر، خراب شدن بازار جهانی فرش از طریق رفتار اقتصادی نامناسب صادرکنندگان، زمینه‌ساز و عامل اصلی این افت به شمار می‌رود.

وی، حتی سهمی از تورم را به صادرات کالاهای مصرفی مربوط می‌داند، به

طوری که در ادامه، اشاره می‌کند که جابجایی درآمدها ناشی از تورم از منشا صادرات موجب انتقال درآمد از اقشار کم درآمد میانی (با دستمزد و حقوق درآمد ثابت)، به دست‌اندرکاران صادرات شده است. صادرات کالاهای مصرفی مردم، بدون افزایش ظرفیت عرضه، سبب افزایش نرخ تورم می‌شود. این روند، می‌تواند منجر به کاهش دستمزدهای واقعی اقشار کم درآمد میانی و افزایش سود و فوق‌العاده برای صادرکنندگان شود، افزایش سود، تمایل به صادرات را بدون افزایش ظرفیت زیاد می‌کند، که این نیز دوباره روند مزبور را تشدید می‌کند (شکل ۳)



شکل ۳- گردش کار نظری تاثیر افزایش صادرات بر سطح زندگی داخلی، بدون افزایش در ظرفیت

اما اگر، بخواهیم فقط بر تاثیر سیاست‌های تغییر نرخ ارز بر تراز تجاری متمرکز شویم، همانطور که قبلاً تشریح شد، دو رویکرد کلی، یعنی رویکرد بررسی برقراری شرط ML و رویکرد منحنی J شکل قابل ارائه‌اند. در بیشتر مطالعاتی که بررسی اثرگذاری تضعیف ریال بر روی تراز تجاری را مورد توجه قرار داده‌اند، به طور عمده تخمین کشش صادرات و واردات نسبت به نرخ ارز یا همان شرط

مارشال لرنر، مد نظر بوده است.

#### ۴- بررسی روند تجارت خارجی ایران و آلمان

کشور آلمان، از گذشته دارای روابط تجاری مناسب و گسترده‌ای با ایران بوده است، به طوری که برای مثال، در سال ۱۳۸۲، دومین شریک تجاری ایران محسوب شده است. اما با توجه به جداول ۱ و ۲ باید در نظر داشت که هر چند کشور آلمان دومین شریک تجاری ایران می‌باشد، لیکن ایران از حیث صادرات سی و نهمین و از نظر واردات، هفتاد و چهارمین شریک تجاری آلمان می‌باشد. نکته مهم دیگر این است که هر چند آلمان دومین و امارات اولین شرکای تجاری ایران بر اساس آمار و ارقام خام محسوب می‌شوند، اما در واقع، عمده صادرات امارات به ایران راه صادرات مجدد تشکیل می‌دهد که از دیگر کشورها به هدف صادرات به کشورهای مقصد، مانند ایران به این کشور وارد شده است، به طوری که سهم ایران از صادرات مجدد این کشور، بالغ بر ۲۰ درصد از کل صادرات مجدد ۱۵,۶ میلیارد دره‌می این کشور در فصل دوم سال ۲۰۰۴ بوده است، با مدنظر قرار دادن این موضوع، می‌توان کشور آلمان را اولین شریک تجاری ایران قلمداد کرد (جدول ۳).

#### ۴-۱- سهم ایران در تجارت خارجی آلمان

جدول ۴ حاوی اطلاعاتی درباره سهم صادرات و واردات آلمان از ایران، طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۳ می‌باشد. همان گونه که ملاحظه می‌شود، ارزش صادرات آلمان به ایران، در سال ۱۹۹۵، حدود ۱,۶۵ میلیارد دلار بوده است که این مقدار، حدود ۰,۳۱ درصد از کل صادرات آلمان را در سال مذکور شامل می‌شود. اما در سالهای بعد، شاهد افت و خیز نامحسوس آن می‌باشیم، اما در سال ۲۰۰۳، این رقم به بیشترین مقدار خود، یعنی ۳ میلیارد دلار رسیده است. افت و

خیرهای مشابهی نیز در ارتباط با واردات آلمان مشاهده می‌شود، لیکن، بیشترین مقدار واردات آلمان، در سال ۱۹۹۵ بوده است و به طور خلاصه، روند فوق، از دست رفتن تدریجی بازار آلمان برای صادرات ایران را نشان می‌دهد. می‌توان نتیجه‌گیری کرد که هر چند آلمان به عنوان یک شریک تجاری قدرتمند برای ایران مطرح است، ولی هیچ‌گاه ایران، یک شریک تجاری مهم برای آلمان نبوده است.

سهم ایران از صادرات آلمان در طی سال‌های ۱۹۹۵ تا ۱۹۹۷، به تفکیک گروه‌های مختلف طبقه‌بندی استاندارد تجارت بین‌الملل، در جدول ۵ گردآوری شده است. طبق آمار مندرج در این جدول، واردات ایران از آلمان در سال ۱۹۹۵، به شکل ماشین‌آلات و وسایط نقلیه (۴۴،۴۷ درصد)، کالاهای ساخته شده صنعتی (۱۹،۹۴ درصد)، محصولات شیمیایی (۱۳،۲۰ درصد) و محصولات غذایی و حیوانات زنده (۳،۵۸ درصد) بوده‌اند.

طی سال‌های گذشته، به طور عمده یعنی از سال ۱۹۹۷ صادرات ایران کاهش یافته است، به طوری که، بیشترین ارزش صادرات ایران طی دوره مورد بررسی، مربوط به سال ۱۹۹۵ با ارزش ۸۲۵ میلیون دلار می‌باشد. البته این رقم، در سال ۴۲۶ میلیون دلار کاهش یافته است. اما به طور کلی، صادرات آلمان به ایران افزایش یافته که این پیشرفت بیشتر ۲۰۰۳، مربوط به ماشین‌آلات صنایع غذایی و صنایع بسته‌بندی می‌باشد، که در گروه ماشین‌آلات و وسایط نقلیه دسته‌بندی می‌شود.

#### ۴-۲- سهم آلمان در تجارت خارجی ایران

با توجه به جدول ۴، دیده شد که تراز تجاری ایران با آلمان در همه سال‌های مورد بررسی، کسری داشته است. کسری تجاری ایران در سال ۱۹۹۵، بالغ بر ۸۳۲ میلیون دلار بوده است که در سال ۲۰۰۳، به رقم ۲۵۹۱ میلیون دلار افزایش پیدا کرده است. کم‌ترین مقدار کسری، مربوط به سال ۱۹۹۹، با رقمی

بالغ بر ۶۹۴ میلیون دلار می‌باشد. همان طور که در جدول ۶ نشان داده شده است، هم چنان صادرات ایران به کشور آلمان از روند گذشته خود تبعیت می‌کند، به طوری که عمده صادرات ایران را، کالاهای سنتی تشکیل می‌دهند که از ارزش افزوده اندکی برخوردارند. فرش با رقمی معادل ۱۲۶,۷ میلیون دلار در سال ۲۰۰۳، در اولین رتبه قرار داشته است و دومین کالای صادراتی ایران به آلمان، پسته بوده که سهم آن از کل پسته صادراتی به سایر کشورها، در حدود ۳۰ درصد است.

##### ۵- نتایج تخمین مدل‌ها

در این بخش، با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی و الگوهای تصحیح خطا (VECM) و ARDL، اثر نرخ واقعی ارز بر تراز تجاری ایران و آلمان بررسی می‌شود. چرا که با این کار، امکان مقایسه نتایج، بر اساس دو تکنیک فراهم می‌شود.

از تکنیک هم‌انباشتگی و الگوی تصحیح خطا VECM، به دلیل توانایی آن در ارائه توابع واکنش و تجزیه واریانس، استفاده می‌شود. برای این منظور، پس از معرفی متغیرها، مانایی آن‌ها بررسی می‌شود، سپس، به وسیله آزمون هم‌انباشتگی و تایید وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها با استفاده از آماره‌های تریس و حداکثر مقدار ویژه توابع واکنش تکانه‌ای و نیز تجزیه واریانس الگوی تصحیح خطا، تغییرات تراز تجاری در برابر تغییرات نرخ واقعی ارز نشان داده می‌شود. هم چنین به منظور نشان دادن ارتباط بلندمدت بین متغیرها، از الگوی خود رگرسیون برداری با وقفه توزیع شده ARDL و برای بررسی روابط کوتاه مدت، از الگوی تصحیح خطای ARDL استفاده شده است، در انتها، ثبات پارامترهای بلندمدت مدل، با استفاده از آماره‌های CUSUM و CUSUMSQ،

1 - Vector error correction.

2- Trace.

3 - Maximal eigen Value.

مورد بررسی قرار می‌گیرند.

#### ۵-۱- معرفی متغیرهای الگو

REX : REX عبارت است از نرخ واقعی یورو. شاخص فوق به طور مستقیم قابل محاسبه نمی‌باشد، لذا آن را به طور غیرمستقیم، با استفاده از ترکیب شاخص‌های دیگر محاسبه می‌کنند. برای به کارگیری شاخص‌های دیگر، باید مشخص شود که از چه شاخص‌هایی می‌توان برای وزن‌دهی استفاده کرد، بر این اساس برای محاسبه شاخص فوق، معمولاً از شاخص‌های قیمتی CPI و PPI استفاده می‌شود :

$$REX_{cpi} = NRE * CPI_G / CPI_I$$

$$REX_{ppi} = NRE * PPI_G / PPI_I$$

ATB: نسبت تجارت بین ایران و آلمان، می‌باشد که از تقسیم صادرات ایران به آلمان بر واردات ایران از آلمان به دست می‌آید. برای محاسبه شاخص فوق به اطلاعات دقیقی از مقدار واردات و صادرات ایران از آلمان نیازمند می‌باشیم. بخشی از اطلاعات، از گمرک ایران قابل استخراج‌اند، اما به دلیل این که بیشتر واردات ایران از کشور امارات، محصولات ساخت کشور امارات نمی‌باشند، بلکه محصولاتی‌اند که در کشورهای دیگر تولید و بدون این که ارزش افزوده‌ای در کشور امارات به آن‌ها اضافه شود به ایران صادر شده‌اند، و فقط جزء صادرات مجدد کشور امارات محسوب می‌شوند، لازم است که این بخش از واردات ایران، به مبادی اصلی آن‌ها توزیع شوند، با توجه به عدم وجود اطلاعاتی که

۱ - در محاسبه شاخص CPI، کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله، منظور می‌شوند مانند خدمات که جزء مصادیق غیرقابل مبادله محسوب می‌شوند. اما در محاسبه شاخص PPI، سهم کالاهای قابل مبادله بسیار بیشتر از شاخص CPI می‌باشد، بطوریکه، لاقط خدمات منظور نمی‌شوند. اما عمدتاً به دلیل در دسترس نبودن داده‌های مربوط به PPI، در بازه‌های زمانی ماهانه و فصلی، از شاخص CPI، بمنظور محاسبه واقعی نرخ ارزین بررسی از هر دو شاخص استفاده شده است. ص ربوط به حیحی شوند نیز ص آزمون شوند. استفاده می‌شود. در این بررسی از هر دو شاخص استفاده شده است.



نشان‌دهنده سهم کشورهای مختلف از مجموع صادرات مجدد امارات به ایران، باید از روش برآورد تقریبی استفاده کنیم. به این صورت که برای محاسبه کالاهای ساخت کشور آلمان که از مرز امارات وارد ایران شده‌اند، صادرات مجدد امارات به ایران، در سهم واردات امارات از آلمان، به کل واردات این کشور ضرب و بر مقدار واردات ایران از آلمان که به طور مستقیم اعلام شده، افزوده می‌شود. RYI و YG به ترتیب، نشان‌دهنده تولید ناخالص داخلی واقعی آلمان و ایران می‌باشند.

#### ۵-۲- آزمون‌های ریشه واحد

مطابق با نظریه هم‌انباشتگی، باید ابتدا وضعیت پایایی و درجه هم‌انباشتگی سری‌های زمانی مشخص شود. در این بررسی، از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته و و فلیس پرون استفاده شده است. با توجه به محاسبات انجام گرفته که در جدول ۷ آمده‌اند، تمامی متغیرهای الگو، بر اساس آزمون دیکی فولر ADF و فلیس پرون PP دارای ریشه واحد می‌باشند. از سویی دیگر، بر اساس محاسبات مندرج در جدول ۸، تفاضل مرتبه اول آن‌ها مانا می‌باشد. به عبارت دیگر، متغیرهای مورد نظر، با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند (تمام سری‌های زمانی همبسته، از درجه یک‌اند).

#### ۵-۳- الگوی تصحیح خطا

به منظور بررسی ارتباط متغیرها، می‌توان از یک الگوی خودرگرسیون برداری VAR که شامل وقفه‌های همه متغیرهای موجود در الگو می‌باشد، استفاده کرد. به این منظور، مهمترین گام حصول اطمینان از ثبات الگوی تعیین شده با توجه به تعداد وقفه‌های انتخابی است. این مساله از اهمیت بالایی برخوردار است به طوری که، اگر تعداد وقفه‌های انتخابی درست تعیین نشده باشد، نتیجه فاقد اعتبار است. لذا، ضروری است تا در هر الگوی خودرگرسیون برداری، تعداد

وقفه‌های بهینه و ثبات الگوهای مورد استفاده با توجه به تعداد وقفه بهینه، مورد بررسی قرار گیرد. زمانی یک الگوی VAR با ثبات (سیستم مانا) خواهد بود، که ریشه مشخصه‌های به دست آمده ماتریس ضرایب خارج از دایره، واحد نباشد. الگوی مورد بررسی، واجد چنین شرطی می باشد. پس از حصول اطمینان از ثبات سیستم VAR و آزمون هم انباشتگی بین متغیرها با آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه و تریس و تعیین تعداد بردارهای هم انباشتگی و دستگاه الگوی تصحیح خطا (VECM) به صورت زیر تخمین زده می شود.

$$\Delta X_t = \mu + \sum_{p=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \alpha(\beta' X_{t-1}) + AZ_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$X_t = (\ln ATB, \ln REXCPI, \ln RYI, \ln RYG)$$

$$Z_t = (\ln ATB, \ln REXPPI, \ln RYI, \ln RYG)$$

$X_t$ : بردار متغیرها در بلند مدت

$Z_t$ : بردار متغیرهای ساکن

$\mu$ : جملات ثابت

$\alpha$ : ماتریس ضرایب تعدیل بلند مدت یا بردارهای هم‌انباشته

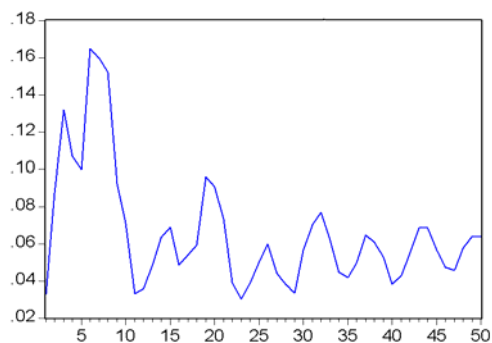
$\beta$ : ماتریس ضرایب بلند مدت یا بردارهای هم انباشتگی

$p$ : طول وقفه بهینه به منظور تحلیل رفتار متغیرها و تعامل میان آن‌ها از تابع واکنش و تجزیه واریانس خطای پیش بینی در وقفه بهینه (۵) استفاده می‌شود.

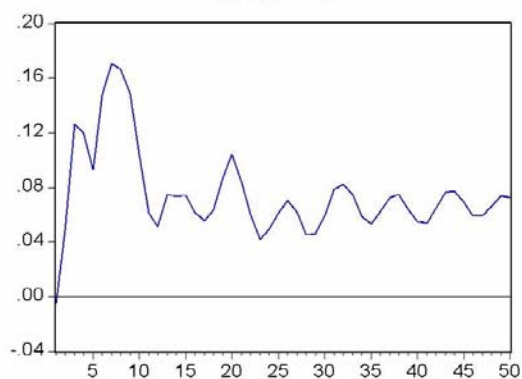
#### ۵-۴- توابع عکس‌العمل

در این بخش با استفاده از تخمین الگوهای VECM معادله (۲)، توابع عکس‌العمل تراز تجاری ایران و آلمان در برابر یک انحراف معیار تغییر در نرخ ارز واقعی محاسبه شده و نتایج محاسبات، در قالب شکل های ۷ و ۸ ترسیم شده‌اند. همان طور که در شکل‌های ذیل دیده می‌شود، می‌توان پدیده منحنی M شکل را

برای ایران تایید کرد. فرانک آگبولا (۲۰۰۴) به نتایج مشابهی برای کشور غنا دست یافته است، هم چنین، بولوسوار و همکاران (۱۹۹۶) نیز، در مطالعه خود در باره تراز تجاری کشور هند، وجود منحنی M شکل را تایید کرده‌اند. با توجه به شکل ۶، اثر افزایشی به اندازه یک انحراف معیار در نرخ ارز واقعی، تا دو دوره سبب بهبود تراز تجاری شده است، این افزایش را می‌توان این گونه تفسیر کرد که تجار و بازرگانان ایرانی، قراردادهای واردات را طوری منعقد کرده‌اند، که تغییرات نرخ ارز، تاثیر چندانی بر هزینه‌های واردات نداشته باشد. اما از فصل سوم، وضعیت تراز تجاری نزولی شده و تا فصل پنجم، این وضعیت ادامه می‌یابد. به نظر می‌رسد طی این دوره، به دلیل وابستگی بخش داخلی به واردات و نیز عدم عکس‌العمل سریع و مناسب ساختار اقتصاد داخلی نسبت به تغییر شرایط، تراز تجاری روندی کاهشی را تجربه کرده است، این در حالی است که پس از این کاهش، دوباره روند افزایشی ملایمی شروع شده و تا فصل ششم ادامه پیدا می‌کند، این افزایش، می‌تواند ناشی از افزایش صادرات باشد، که تراز تجاری را بهبود بخشیده است. روند نزولی پس از این فصل بار دیگر شروع شده و تا فصل یازدهم ادامه می‌یابد و در انتهای این فصل، دوباره تراز تجاری بهبود یافته و تراز تجاری، با کاهش تدریجی اثر شوک، در سطحی اندکی بالاتر از سطح اولیه خود نوسان می‌کند. هم چنین، در تابع عکس‌العمل الگوی شماره ۲ شکل ۷ دیده می‌شود، که تراز تجاری، بعد از تغییر نرخ واقعی ارز، با اندکی کاهش، تا فصل سوم بهبود می‌یابد و پس از یک روند نزولی که تا فصل پنجم ادامه می‌یابد، روند بهبود شروع شده و تا فصل هفتم ادامه پیدا می‌کند. از فصل هفتم مجدداً روند نزولی آغاز شده و همراه با نوسانات افزایشی و کاهشی اثر شوک، کاهش می‌یابد. بنابراین، با توجه به نمودارهای توابع عکس‌العمل در الگوی اول و دوم، می‌توان گفت که تضعیف ارزش پول، تراز تجاری را در سطحی اندکی بالاتر از سطح اولیه بهبود می‌بخشد و هم چنین، فرضیه وجود منحنی J شکل، درباره تراز تجاری ایران و آلمان تایید نمی‌شود.



شکل ۴- تابع عکس‌العمل تعمیم یافته تراز تجاری، در برابر شوکی به اندازه یک انحراف معیار بر نرخ ارز واقعی، در مدل اول



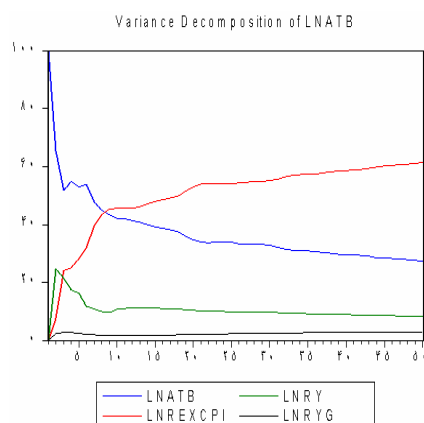
شکل ۵- تابع عکس‌العمل تعمیم یافته تراز تجاری، در برابر شوکی به اندازه یک انحراف معیار بر نرخ ارز واقعی، در مدل دوم

#### ۵-۵- تابع تجزیه واریانس:

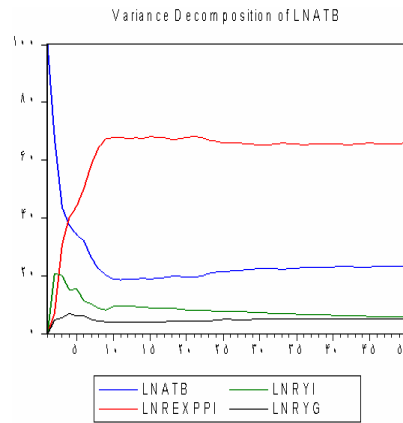
این تابع نیز، همانند تابع عکس‌العمل تکانه‌ای، در تحلیل پویایی کوتاه‌مدت، کاربرد دارد. در این تابع، خطای پیش‌بینی شده در ارتباط با هر یک از متغیرهای الگو، و سپس، واریانس خطای پیش‌بینی، محاسبه شده و سهم هر یک از متغیرها در توجیه آن مشخص می‌شود. بعبارت دیگر، روش تجزیه واریانس،

قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برون زایی متغیرها را ماوراء دوره نمونه اندازه‌گیری می‌کند، لذا، این روش را می‌توان آزمون علیت گرنجر خارج از دوره نمونه نامید. در این روش، سهم تکانه‌های وارد شده به متغیرهای مختلف الگو، در واریانس خطای پیش‌بینی یک متغیر در کوتاه‌مدت و بلندمدت مشخص می‌شود. به طور مثال، اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه، خود، به طور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آن گاه، واریانس خطای پیش‌بینی، فقط بر اساس تکانه‌های وارد بر آن متغیر شرح داده می‌شود. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر، در واکنش به تکانه وارد شده، بر متغیرهای الگو تقسیم می‌شود. به این ترتیب، قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای دیگر، در طول زمان اندازه‌گیری کنیم. (عباسی‌نژاد ۱۳۸۳). نتایج حاصل از تجزیه واریانس، به شرح زیراند:

بر اساس شکل‌های ۸ الف و ۸ ب، در الگوی اول (شکل ۸ الف) دوم (شکل ۸ ب)، در کوتاه‌مدت خود متغیر تراز تجاری از سهم بالایی در توضیح واریانس خطای پیش‌بینی برخوردار است (معمولاً در کوتاه‌مدت، نوسانات هر متغیر، توسط خود متغیر توضیح داده می‌شود) و هر چه زمان می‌گذرد، این سهم کاهش پیدا می‌کند. با کاهش سهم این متغیر، سهم دیگر متغیرها افزایش می‌یابد، به طوریکه، سهم درآمد واقعی ایران تا فصل سوم، بیشتر از دیگر متغیرها می‌باشد، در مرتبه دوم، نرخ واقعی ارز قرار دارد و درآمد واقعی آلمان، از کم‌ترین سهم برخوردار است، اما از فصل سوم به بعد، با کاهش سهم توضیح دهندگی تراز تجاری و درآمد ایران، سهم نرخ واقعی ارز افزایش می‌یابد. این روند، در الگوی اول، تا فصل نهم، اما در الگوی دوم، تا فصل چهارم ادامه پیدا می‌کند. در الگوی اول بعد از فصل نهم و در الگوی دوم، بعد از فصل چهارم، نرخ ارز، موثرترین عامل در نوسانات تراز تجاری می‌باشد. بنابراین، با توجه به تابع تجزیه واریانس در هر دو الگو، درآمد واقعی ایران در کوتاه‌مدت و نرخ واقعی ارز در بلندمدت بیشترین سهم را در توجیه خطای واریانس تراز تجاری با کشور آلمان داشته‌اند.



شکل ب- تجزیه واریانس واریانس VECM الگوی شماره دو



شکل الف- تجزیه واریانس واریانس VECM الگوی شماره یک

ترتیب تجزیه چلسکی در تجزیه واریانس به صورت (LnATB, LnREXCPI) می باشد. LnREXPPI, LnRYI, LnRYG

۵-۶- الگوی خودرگرسیون با وقفه توزیعی (ARDL):

پس از بررسی اثرات تغییر کوتاه مدت تراز تجاری در برابر تغییر نرخ ارز واقعی با استفاده از الگوهای تصحیح خطا، به منظور قوت بخشیدن به نتایج (رد فرضیه منحنی J)، از روش الگوی ARDL نیز استفاده می شود. با توجه به نحوه محاسبه نرخ ارز واقعی، دو الگو برآورد شده اند، که در زیر بررسی می شوند. در این روش، بدون توجه به این که متغیرهای توضیحی الگو، I(0) و I(1) اند، وجود ارتباط بلندمدت متغیرها، آزمون می شود. (پسران، شین و اسمیت ۱۹۹۶).

: ARDL

در مرحله اول، وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای الگو آزمون می شود. در این مرحله، یک رگرسیون تصحیح خطا، به صورت زیر اجرا می شود و برقراری فرض های کلاسیک درباره پسماندهای آن، مورد بررسی قرار می گیرد:

$$\Delta(\text{LnATB}) = a_0 + \sum_{i=1}^5 b_i * \Delta(\text{LnATB}_{t-i}) + \sum_{i=1}^5 C_i * \Delta(\text{LnREXCPI}_{t-i}) + \sum_{i=1}^5 d_i * \Delta(\text{LnRYI}_{t-i}) + \sum_{i=1}^5 F_i * \Delta(\text{LnRYG}_{t-i}) + \delta_1 * \text{LnATB}_{t-1} + \delta_2$$

$$\begin{aligned}
 & * \text{LnREXCPI}(-1) + \delta_3 * \text{LnRYI}(-1) \\
 & + \delta_4 * \text{LnRYG}(-1) \\
 \Delta(\text{LnATB}) = & a0 + \sum_{i=1}^5 b_i * \Delta(\text{LnATB}_{t-i}) + \sum_{i=1}^5 C_i * \Delta(\text{LnREXPPI}_{t-i}) + \sum_{i=1}^5 d_i * \Delta(\text{LnRYI}_{t-i}) \\
 & + \sum_{i=1}^5 F_i * \Delta(\text{LnRYG}_{t-i}) + \delta_1 * \text{LnATB}(-1) + \delta_2 * \text{LnREXPPI}(-1) + \delta_3 * \text{LnRYI}(-1) \\
 & + \delta_4 * \text{LnRYG}(-1)
 \end{aligned}$$

همه متغیرهای مدل، به منظور ایجاد یک جمله تصحیح خطا با یک وقفه اضافه می‌شوند. معناداری وقفه‌های همه متغیرها در الگوی تصحیح خطا، با انجام آزمون فرضیه صفر، در برابر فرضیه مقابل، به صورت زیر بررسی می‌شوند:

$$\begin{aligned}
 H_0 : & \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0 \\
 H_1 : & \delta_1 \neq 0 \quad \delta_2 \neq 0 \quad \delta_3 \neq 0 \quad \delta_4 \neq 0
 \end{aligned}$$

F حاصل از آزمون فرض فوق، چون دارای توزیع استاندارد نمی‌باشد باید با مقادیر بحرانی که به وسیله پسران، شین، اسمیت (۱۹۹۶) محاسبه شده‌اند، مقایسه شود. پسران و همکارانش، دو کران برای F در نظر گرفته‌اند. کران بالا، با فرض این که متغیرهای موجود در الگو (1)I، یعنی هم‌انباشته از درجه یک هستند و کران پایین با فرض اینکه متغیرهای الگو هم‌انباشته از درجه I(0) می‌باشند. اگر F به دست آمده، بالاتر از کران بالا باشد، متغیرهای الگو هم‌انباشته اند و اگر کمتر از کران پایین باشد، می‌توان فرض وجود ارتباط بلندمدت را رد کرد. اگر F محاسبه شده در بین دو کران پایین و بالا قرار گیرد، در این صورت، نتایج حاصل از مدل، ممکن است فاقد اعتبار باشند، اما در این حالت، بر اساس مطالعه کرمرز، اریکسون و دولادو (۱۹۹۲)، معناداری جمله تصحیح خطا، روش مفیدی برای تشخیص هم‌انباشتگی بین متغیرها خواهد بود (بهمن اسکویی ۱۹۹۹).

مرحله دوم، تخمین الگوی ARDL، در الگویی است که وقفه‌های بهینه، بر اساس آماره‌های آکائیک یا شوارتز بیزین انتخاب شده‌اند. با حل این الگو، ضرایب

بلندمدت که نمایان گر ارتباط بلندمدت بین متغیرها می‌باشند، به دست می‌آیند. در مرحله پایانی، معادله تصحیح خطا، با وقفه، به صورت تفاضلی به متغیرهای الگو افزوده می‌شود تا سرعت تعدیل برآورد شود.

همان طور که گفته شد، برای آزمون وجود ارتباط، بلندمدت در الگوی ARDL، نیازمند محاسبه آماره F می‌باشیم. نتایج محاسبه آماره F مربوط به دو الگوی (۱۷)، در جدول ۹ نشان داده شده‌اند، هر دوی این الگوها ارتباط بلندمدت بین متغیرها را نشان می‌دهند، مقدار آماره فوق برای مدل اول، ۶٫۹۱ و برای مدل دوم، ۶٫۹۹ می‌باشد. با توجه به مقادیر بحرانی محاسبه شده آماره F، توسط پسران، شین و اشمیت (۱۹۹۶)، این آماره در سطح ۵ درصد، بالای کران بالای F (1) قرار می‌گیرد. لذا، سری‌های موجود در هر دو الگو، هم انباشته‌اند.

در مرحله دوم، با توجه به در نظر گرفتن وقفه ۵ شوارتز بی‌زین، در هر دو الگو؛ (۱، ۰، ۰، ۲) ARDL انتخاب شده که به ترتیب وقفه ۱ و صفر و صفر و ۲ مربوط به تراز تجاری، نرخ ارز و درآمد واقعی آلمان و ایران است. در این مرحله، باید از برقراری فرض‌های کلاسیک درباره پسماندهای تخمین، اطمینان حاصل کرد، برای این منظور، آزمون‌های خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، و شکل تبعی مدل، مورد استفاده قرار می‌گیرند. با توجه به آزمون‌های انجام گرفته، یعنی آزمون ضریب لاگرانژ<sup>۱</sup> برای خودهمبستگی جز اخلاص و آزمون رمزی برای فرم تبعی مدل و نیز آزمون آرچ برای ناهمسانی واریانس، مدل برآوردی (۱)، فاقد خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس بوده و فرم تبعی مدل نیز، به خوبی برازش شده است، آماره‌های آزمون‌های فوق، به شرح زیر اند:

$$F(4, 20) = 0.83053 [0.521] = \text{آماره آزمون خودهمبستگی سریالی}$$

$$F(1, 23) = 1.3441 [0.258] = \text{آماره فرم تبعی مدل}$$

$$F(1, 32) = 1.8706 [0.181] = \text{آماره ناهمسانی واریانس}$$

در مورد مدل ۲ که با استفاده از شاخص PPI، نرخ واقعی ارز محاسبه شده

1-(Lagrange multiplier).



است، قابل ذکر است که با توجه به آزمونهای صورت گرفته یعنی آزمون ضریب لاگرانژ<sup>۱</sup> برای خودهمبستگی جز اخلاص و آزمون رمزی برای فرم تبعی مدل و نیز آزمون آرچ برای ناهمسانی واریانس، مدل (۲) فاقد خودهمبستگی سریالی و ناهمسانی واریانس بوده و فرم تبعی مدل نیز بخوبی برآزش شده است که آماره‌های مربوطه در زیر دیده می‌شوند:

$$F(4, 20) = 0.83058 [0.521] = \text{آماره آزمون خودهمبستگی سریالی}$$

$$F(1, 23) = 2.0208 [0.169] = \text{آماره فرم تبعی مدل}$$

$$F(1, 32) = 2.0342 [0.163] = \text{آماره ناهمسانی واریانس}$$

در جداول ۱۰ تا ۱۳ ضرایب بلندمدت و تصحیح خطای دو مدل ارائه شده است. بمنظور بررسی نحوه تصحیح عدم تعادلهای کوتاه‌مدت تراز تجاری به سمت تعادل بلندمدت، ضریب الگوی تصحیح خطا را مورد بررسی قرار می‌دهیم. در الگوی شماره ۱ (جداول ۱۰ و ۱۱) این ضریب برابر ۴۹ درصد بوده یعنی در هر دوره ۴۹ درصد از عدم تعادل کوتاه مدت در تراز تجاری تصحیح شده و به تعادل بلندمدت نزدیک می‌گردد. ضریب درآمد ایران (۱,۹۸) در سطح اطمینان بسیار بالایی (۹۹ درصد) معنادار بوده و دارای علامت منفی است. بعبارتی با افزایش درآمد واقعی، واردات به علت حساسیت درآمدی بالا افزایش یافته و باعث بدتر شدن تراز تجاری شده است، بنابراین می‌توان فرضیه استراتژی جایگزینی واردات را برای سالهای مورد بررسی رد کرد، لازم به ذکر است که بهمنی اسکویی (۱۳۷۲) در مطالعه خود با تخمین ضریب مثبت برای حساسیت تراز تجاری نسبت به درآمد واقعی داخلی معتقد به پیروی اقتصاد کشور از استراتژی جایگزینی واردات طی سالهای ۱۹۵۹-۱۹۹۰ بوده است.

ضریب درآمد واقعی آلمان از نظر آماری معنادار نمی‌باشد و این به دلیل سهم اندک ایران در تجارت آلمان می‌باشد، همانطور که قبلاً نیز ذکر شد ایران در سال ۲۰۰۳ از نظر واردات شریک تجاری هفتاد و چهارم و از نظر صادرات شریک

1-(Lagrange multiplier).

بیست و نهم آلمان می‌باشد. و همچنین با توجه به ترکیب کالای صادراتی ایران به آلمان معنادار نبودن کشش درآمدی دور از انتظار نخواهد بود، یعنی تغییر درآمد آلمان محرک قوی برای تغییر واردات این کشور از ایران طی دوره مورد بررسی نبوده است.

ضریب نرخ واقعی ارز که متغیر مهم مورد بررسی است از نظر علامت (مثبت) موافق با تئوری اما از لحاظ آماری معنادار نیست و این نشانگر آن است که تغییرات نرخ واقعی ارز در بلندمدت عامل موثری بر تراز تجاری ایران و آلمان نمی‌باشد، همچنین بر اساس نسخه تصحیح خطای الگوی خودرگرسیون توزیعی با وقفه، ضریب کوتاه‌مدت نرخ ارز نیز معنادار نیست. بنابراین سیاستهای کاهش ارزش پول در کوتاه مدت و بلندمدت بر تراز تجاری ایران و آلمان موثر نبوده است.

در الگوی شماره ۲، ضریب تصحیح خطا ۴۸ درصد و معنادار می‌باشد که نشان دهنده این است که در هر دوره ۴۸ درصد از عدم تعادل کوتاه مدت تصحیح می‌شود. در مدل ۲ نیز ضرایب نرخ ارز واقعی و درآمد واقعی آلمان از نظر آماری معنادار نمی‌باشند و همانند مدل ۱، درآمد ایران در سطح اطمینان بالایی معنادار بوده و همانند الگوی اول نشان‌دهنده حساسیت واردات در برابر تغییرات درآمد واقعی ایران است (جدول ۱۲ و ۱۳).

لذا در مجموع می‌توان گفت که سیاست تضعیف ارزش ریال در برابر یورو در دوره مورد بررسی محرک مناسبی برای تقویت تراز تجاری بین دو کشور ایران - آلمان نبوده و همچنین تئوری منحنی L تأیید نمی‌شود.

۱- نگاهبانی (۱۳۸۳) در مطالعه‌ای که انجام داده به نتایج مشابهی دست یافته است وی این بررسی را برای سه دوره زمانی با استفاده از تکنیکهای SUR و OLS انجام داده و به عدم تاثیر مثبت سیاست تضعیف ارزش پول ملی در بهبود وضعیت تراز دلاری بازرگانی با آلمان دست یافته است، بر اساس یافته‌های وی واکنش واردات ایران نسبت به درآمد واقعی داخلی ایران در ارتباط تجاری با کشور آلمان معنی‌دار بوده است، یعنی با افزایش درآمد واقعی ایران، واردات ایران از این کشور افزایش می‌یابد.

## ۵-۷-آزمون ثبات ضرایب

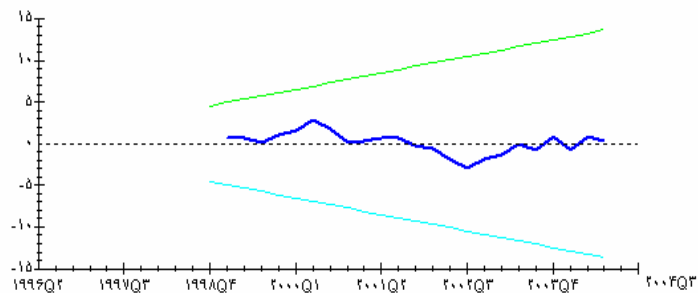
آزمونهای مختلفی برای بررسی ثبات ضرایب تخمینهای رگرسیونی مطرح شده‌اند، از جمله این آزمونها می‌توان به آزمون چاو اشاره کرد. در این آزمون باید یک نقطه شکست از پیش انتخاب شود. اما در بیشتر مطالعات کاربردی چنین اطلاعات قبلی در دسترس نمی‌باشد. در این وضعیت از آزمونهای تشخیصی بر مبنای روش رگرسیون بازگشتی استفاده می‌شود که CUSUM و CUSUMSQ دو مورد از این آزمونها می‌باشند.

پسران و شین (۱۹۹۷) بکارگیری آزمونهای CUSUM و CUSUMSQ را برای تعیین ثبات پارامترهای کوتاه‌مدت و همچنین بلندمدت را در مدل تصحیح خطا پیشنهاد کرده‌اند. البته این آزمون اولین بار توسط براون، دوربین و اوانس (۱۹۷۵) مطرح شدند. کمیجانی (۱۹۸۳) و (1383) و بهمنی اسکویی (۲۰۰۲) از این روش برای بررسی تابع تقاضای پول و بهمنی-اسکویی و گوسوامی (۲۰۰۳) در بررسی منحنی L شکل بین ژاپن و شرکای تجاری خود و انافووارا (۲۰۰۳) در بررسی منحنی L شکل کشورهای آسیای شرقی (اندونزی، مالزی، ژاپن، تایلند) از این آزمونها استفاده کرده‌اند.

نمودارهای ۶ تا ۹ آماره‌های آزمون CUSUM و CUSUMSQ را که در مقابل زمان ترسیم شده‌اند را برای دو مدل برآوردی ARDL نشان می‌دهد. خطوط مستقیم در نمودارها سطح معناداری پنج درصد را نشان می‌دهند. همانطور که در تمامی نمودارها دیده می‌شود، مسیر حرکت آماره‌های آزمون به گونه‌ای است که پیوسته در داخل خطوط مستقیم قرار دارد و بر بی‌ثباتی مدل دلالت نمی‌کند. بر اساس این آزمونها فرضیه ثبات ضرایب را در سطح معناداری پنج درصد نمی‌توان رد کرد و می‌توان نتیجه گرفت که تابع نسبت تراز تجاری در دوره مورد مطالعه با ثبات بوده است.

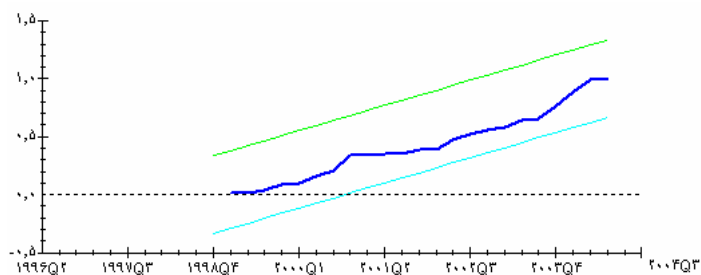
مزیت روشهای CUSUM و CUSUMSQ نسبت به سایر روشهای متداول در آزمون ثبات تابع، آن است که نیاز به پیش‌داوری و قضاوت در مورد زمان وقوع

تکانه نیست و ماهیت روشهای مذکور به گونه‌ای است که بدنبال کنترل زمان وقوع تکانه در طول دوره مورد بررسی است.



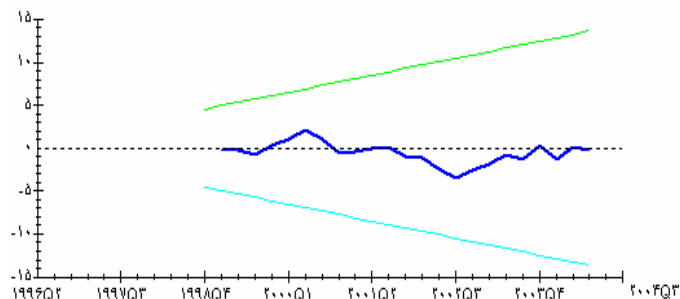
The straight lines represent critical bounds at 5% significance level

شکل ۶- آزمون CUSUM برای مدل (۱) CPI



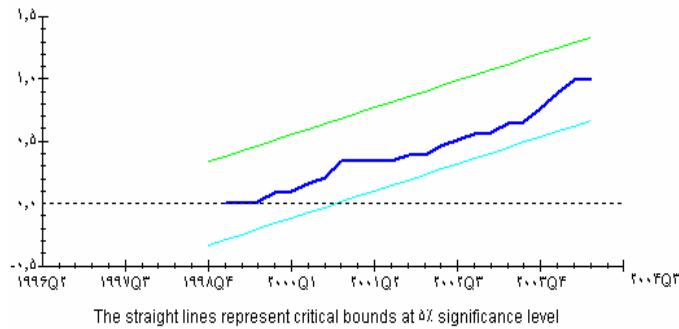
The straight lines represent critical bounds at 5% significance level

شکل ۷- آزمون CUSUMSQ برای مدل (۱) CPI



The straight lines represent critical bounds at 5% significance level

شکل ۸- آزمون CUSUM برای مدل (۲) PPI



شکل ۹- آزمون CUSUMSQ برای مدل PPI(۲)

### ۶- نتیجه‌گیری

در سالهای اخیر اعتبار این نظریه سنتی که تضعیف ارزش پول داخلی موجب بهبود و افزایش تراز حساب جاری می‌شود، کاهش یافته است. با توجه به تخمین‌های صورت گرفته، فرضیه‌های مورد بررسی یعنی وجود رابطه مثبت بلندمدت و رابطه منفی کوتاه‌مدت (منحنی J شکل) بین نرخهای موثر واقعی ارز (یورو) با تراز تجاری ایران و آلمان رد شدند. بعبارتی سیاستهای ارزی در جهت تضعیف ارزش پول داخلی در برابر یورو نمی‌تواند منجر به بهبود تراز تجاری ایران و آلمان شود. نتایج آزمونهای CUSUM و CUSUMSQ نیز نشان دادند که نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر باثبات بودن ضرایب را در سطح معنی‌داری پنج درصد رد کرد. بعبارت دیگر می‌توان پذیرفت که مدل‌های برآوردی باثبات می‌باشند.

در مورد تبعات این یافته‌ها در سیاستگزاری می‌توان گفت که تمرکز بر روی تضعیف ارزش پول ملی برای بهبود تراز تجاری با آلمان موفقیت‌آمیز نخواهد بود، هر چند نبایستی از اثرات تورمی چنین سیاستی نیز غافل بود، همانطور که بهمنی-اسکویی (۱۳۷۲) نتیجه‌گیری کرده است اثرات تورمی تقلیل ارزش ریال به مراتب بیش از اثرات انبساطی آن بر تولید بوده است.

### فهرست منابع

۱- ادواردز، سیاستیان. (۱۳۷۳). مشکل تنظیم نرخ ارز در کشورهای در حال توسعه، ترجمه اسداله فرزین وش. تهران، موسسه تحقیقات پولی و بانکی. ( ) .

( ) .

( ) .

( ) .

( ) .

( ) .

( ) .

( ) .

( ) .

.( ) .

.( )

.( ) .

.( ) .

.( ) .

.( ) .

.( ) .

.( ) .

20-Arora, S., Bahmani-Oskooee, M. and Goswami, G. G. (2003). Bilateral J-curve between India and trading partners, *Applied Economics*, 35, 1037-41.

21-Bahmani-Oskooee, M. and A. Janardhanan (1994). "Short -Run versus Long-Run Effects of Devaluation: Error Correction Modeling and Cointegration," *Eastern Economic Journal*, 20, 453-64.

22-Bahmani-Oskooee, M. (1985). "Devaluation and the J -Curve:

- Some Evidence from LDCs,” *The Review of Economics and Statistics*, **67**, 500-504,
- 23-Bahmani-Oskooee, M. and Brooks, T. J. (1999). “Bilateral J-Curve Between U.S. and her Trading Partners”, *Weltwirtschaftliches Archiv*, **135**, 156-165.
- 24-Bahmani-Oskoe, M., and T. Kantiapong (2001). “Bilateral J-curve between Thailand and her trading partners” *Journal of Economic Development* **26**, 107-117.
- 25-Bahmani-Oskoe, M., and Artatrana, R, (2004a). “The J-curve dynamics of US bilateral trade” *Journal of Economics and Finance, forthcoming*.
- 26-Bahmani-Oskoe, M., and Artatrana, R, (2004b). “Dynamics of US trade with developing countries” *Journal of Developing Areas, forthcoming*.
- 27-Bahmani-Oskoe, M., and A. Ratha (2004c). “The J-curve: a Literature Review” *Applied Economics*, **36**, 1377-1398.
- 28-Buluswar, Murli D., Henry Thompson, Kamal P. Upadhyaya (1996). *Applied Economics*, Volume 28, Number 4, 429-432.
- 29-Frank W. Agbola. (2004). Does Devaluation Improve Trade Balance of Ghana?  
[www.issar.org/Devaluation\\_Agbola.pdf](http://www.issar.org/Devaluation_Agbola.pdf)
- 30-Junz H. B., Rhomberg R. R. (1973). Price Competitiveness in Export Trade Among Industrial Countries, *American Economic Review* **63**, 412-418.
- 31-Krugman P. R., Baldwin R. E. (1987). The Persistence of U.S. Trade Deficit, *Brookings Papers on Economic Activity* **1**, 1-43.
- 32-Krugman P and Lance Taylor.(1987). Contradictory Effects of Devaluation, *Journal of International Economics*, vol. 8. 445-456
- 33-Magee S. P. (1973). Currency Contracts, Pass-through, and Devaluation, *Brookings Papers on Economic Activity* **1**, 303-323.
- 34-Marwah, K., and L.R. Klein (1996). “Estimation of J-Curve: United States and Canada,” *Canadian Journal of Economics*, **29**, August, 523-539.
- 35-Meade, E. E. (1988). Exchange rates, adjustment, and the J-curve, *Federal Reserve Bulletin*, October, 633-44.
- 36-Onafwora Olugbena,( 2003). Exchange rate and trade balance in east asia, in internet.
- 37-Pesaran, M. Hashem, and Yongcheol Shin.( 1995). “An



- Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis.” Department of Applied Economics Working Paper no. 9514. Cambridge: University of Cambridge.
- 38-Pesaran H. Shin and Smith (2001). Bounds Approaches to The Analysis of Level Relationship, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- 39-Rose A. K. (1990). Exchange rates and the trade balance: some evidence from developing countries, *Economics Letters*, 34, 271-5.
- 40-Rose A. K., Yellen J. L. (1989). Is There a J-Curve?, *Journal of Monetary Economics* 24, 53-68.
- 41-Shirvani, H. and Wilbratte, B. (1997). The relation between the real exchange rate balance: an empirical reassessment, *International Economic Journal*, 11(1), 39-49

## ضمائم

جدول ۱- رتبه‌بندی برخی از شرکای تجاری آلمان در سال ۲۰۰۳

ردیف	واردات از کشور	میلیون یورو	صادرات به کشور	میلیون یورو
۱	فرانسه	۴۸۵۴۴,۶	فرانسه	۶۹۰۲۴,۸
۲	هلند	۴۲۳۰۱,۵	آمریکا	۶۱۶۵۳,۶
۳	آمریکا	۳۹۲۳۱	انگلستان	۵۵۵۹۶,۹
۴	ایتالیا	۳۴۲۵۸,۷	ایتالیا	۴۸۴۱۴,۳
۵	انگلستان	۳۱۷۱۱,۵	هلند	۴۲۲۱۸,۸
۶	چین	۲۵۶۸۱,۴	اتریش	۳۵۸۵۷
۷	بلژیک	۲۴۱۴۸,۹	بلژیک	۳۵۳۱۰,۱
۸	اتریش	۲۱۴۵۲,۶	اسپانیا	۳۲۳۶۴
۹	ژاپن	۱۹۶۸۳,۸	سوئیس	۲۶۰۰۸,۹
۱۰	سوئیس	۱۹۰۹۲,۶	چین	۱۸۲۶۴,۵
۱۱	چک	۱۷۵۳۷,۶	چک	۱۶۷۸۴,۸
۱۲	اسپانیا	۱۶۵۱۷,۸	لهستان	۱۶۳۶۱,۸
۱۳	لهستان	۱۵۸۸۸,۱	سوئد	۱۴۲۳۹,۷
۱۴	روسیه	۱۴۲۳۰,۷	روسیه	۱۳۱۱۹,۹
۱۵	ایرلند	۱۳۶۲۷	ژاپن	۱۱۸۸۸,۷
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.

ردیف	واردات از کشور	میلیون یورو	صادرات به کشور	میلیون یورو
۳۹	لیبی	۱۸۲۰,۹	ایران	۲۶۷۸,۵
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
۷۴	ایران	۲۸۹,۸	لیختن اشتاین	۳۴۵,۳

جدول ۲ - رتبه‌بندی برخی از شرکای تجاری ایران در سال ۱۳۸۲

ردیف	واردات از کشور	میلیون دلار	صادرات به کشور	میلیون دلار
1	امارات	۳۵۳۵,۹	امارات	916.2
2	آلمان	3042.3	عراق	588.5
3	فرانسه	2262.0	ژاپن	360.3
4	ایتالیا	1677.3	آلمان	347.3
5	چین	1541.1	آذربایجان	307.4
6	کره	1315.1	هند	296.2
7	روسیه	1098.4	افغانستان	259.9
8	ژاپن	997.1	چین	231.6
9	انگلستان	888.0	ایتالیا	169.8
10	هند	883.4	پاکستان	138.0
11	سوئیس	865.8	آمریکا	137.9
12	سوئد	673.8	ترکمنستان	135.6
13	ترکیه	517.5	عربستان	128.1
14	بلژیک	517.1	کویت	125.5
15	عربستان	345.4	ترکیه	110.6
16	اسپانیا	339.6	اسپانیا	100.9
17	اکراین	332.5	روسیه	94.7
18	قزاقستان	284.6	قزاقستان	47.7
19	آذربایجان	96.5	کره	46.1
20	عراق	95.8	سوئیس	45.2
21	پاکستان	88.5	فرانسه	36.2
22	آمریکا	57.3	انگلستان	33.6
23	ترکمنستان	52.7	بلژیک	28.8
24	کویت	31.1	اکراین	25.0
25	افغانستان	1.8	سوئد	11.4

جدول ۳- صادرات مجدد کشور امارات به دیگر کشورها در فصل دوم سال ۲۰۰۴

درصد	ارزش (میلیون درهم)	
۴۹,۹	۷۷۹۶,۲۳	کشورهای آسیایی
۲۰	۳۱۲۴,۷۴	ایران
۱۸,۲	۲۸۳۹,۰۵	هند
۴,۹	۷۷۱,۷۰	پاکستان
۱,۳	۳۳۱,۲۶	هنگ کنگ
۲۳	۳۵۹۳,۴۵	کشورهای عربی
۱۶,۴	۲۵۶۲,۲۹	کشورهای اروپایی
۲,۱	۳۲۸,۱۰	کشورهای آمریکایی
۰,۱	۱۳,۹۸	کشورهای اقیانوسیه
۸,۵	۱۳۲۸,۰۱	کشورهای آفریقایی
۱۰۰	۱۵۶۲۳,۷	مجموع

ماخذ: بانک مرکزی امارات متحده عربی

جدول ۴- وضعیت تراز تجاری ایران و آلمان (میلیون دلار)

سال	حجم تجارت	تراز تجاری	صادرات ایران	واردات ایران	سهم ایران از صادرات آلمان	سهم ایران از واردات آلمان
1995	2462	-832	815	1647	0.31	0.43
1996	2202	-754	724	1478	0.29	0.45
1997	2408	-1036	686	1722	0.35	0.46
1998	1875	-883	496	1379	0.24	0.40
1999	1692	-694	499	1193	0.23	0.45
2000	1961	-909	526	1435	0.26	0.40
2001	2082	-1356	363	1719	0.30	0.42
2002	2375	-1749	313	2062	0.30	0.37
2003	3443	-2591	426	3017	0.36	0.30

<http://fisher.lib.virginia.edu/collections/stats/dot> IFS

جدول ۵- عمده اقلام وارداتی ایران از آلمان

۱۹۹۷	۱۹۹۶	۱۹۹۵	
۳,۱۲	۱,۵	۳,۵۸	محصولات غذایی و حیوانات زنده
۰,۱۵	۰,۲۰	۰,۱۳	نوشیدنیها و دخانیات
۲,۲۹	۲,۹۴	۲,۸۵	مواد خام
۰,۲۹	۰,۲۴	۰,۱۲	انواع سوخت
۰,۱۶	۰,۲۳	۰,۱۱	گوشت، سبزیجات
۱۳,۳۶	۱۷,۴۰	۱۳,۲۰	محصولات شیمیایی
۱۸,۴۰	۲۵,۸۷	۱۹,۹۴	کالاهای صنعتی
۵۶,۶۳	۵۵,۰۱	۴۴,۴۷	ماشین آلات و وسایط نقلیه
۵,۶	۵,۸۸	۵,۵۹	تجهیزات پیچیده صنعتی
۱,۵۵	۱,۷۷	۱,۶۶	محصولات طبقه بندی شده
۱۰۰	۱۰۰	۱۰۰	جمع کل

ماخذ: سایت اینترنتی گمرک

جدول ۶- صادرات ایران به آلمان در سال (۲۰۰۳) ۱۳۸۲

مقدار	ارزش (میلیون)	
۵۶۳۲۲۰۴	۱۲۶,۷	فرش (مترمربع)
۳۰۰۹۰۷۷۶	۱۱۸,۸	پسته (کیلو)
۱۴۶۰	۰,۸۶	زعفران (کیلو)
۱۴۶۳	۱,۴	سیمان (تن)
۲۴۷۶۵	۱۴,۷	خاویار (کیلو)
	۲۹۹,۳	سایر
	۴۲۶	جمع

ماخذ: سایت اینترنتی گمرک

جدول ۷- نتایج آزمون ایستایی متغیرها

متغیرها	ADF	مقادیر بحرانی	وقفه	PP	مقادیر بحرانی
LnREXCPI	-2.41	-2.9۴	۰	-2.40	-2.94
LnREXPPI	-2.50	-2.9۴	۰	-2.50	-2.94
LnATB	-0.15	-2.94	۱	-0.72	-2.94
LnRYI	-1.51	-2.94	۱	-1.572	-2.94
LnRYG	-0.05	-3.53	۱	-0.0۵۰	-3.52

## جدول ۸ - نتایج آزمون ایستایی متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری

متغیرها	ADF	مقادیر بحرانی	وقفه	PP	مقادیر بحرانی
dLNREXCPI	-3.83	-2.9	۱	-6.55	-2.9۴
dLNREXPPI	-3.66	-2.9	۱	-6.39	-2.9۴
dLNATB	-۵	-2.94	۱	-9.3۳	-2.94
dLNRYI	-10.27	-2.94	۱	-6.9۸	-2.94
dLNRYG	-5.۴۳	-3.۶۱	۱	-5.50	-3.61

## جدول ۹ - نتایج آزمون F برای هم‌انباشتگی متغیرهای تراز تجاری دوجانبه بین ایران و آلمان

با وقفه ۵	
۶,۹۱	آماره F مدل اول
۶,۹۹	آماره F مدل دوم

## جدول ۱۰ - مدل تصحیح خطای (مدل ۱) ARDL

وقفه‌ها با استفاده از معیار شوارتز بیزین انتخاب شده‌اند

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
dLNREXCPI	.098066	.30455	.32200
dLNRYG	.11289	1.7373	.064976
dLNRYI	1.1292	.53631	2.1055
dLNRYI(-1)	1.0554	.64475	1.6369
dC	4.3757	13.8274	.31645
ecm(-1)	-4.9052	.12588	-3.8969

دوربین واتسون=۲,۳۲

## جدول ۱۱ - تخمین ضرایب بلندمدت مدل (۱) ARDL

وقفه‌ها با استفاده از معیار شوارتز بیزین انتخاب شده‌اند

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
LNREXCPI	0.19992	0.62309	0.32086
LNRYG	0.23013	3.536	0.065084
LNRYI	-1.9886	0.51417	-3.8676
C	8.9206	28.2673	0.31558

جدول ۱۲- مدل تصحیح خطای (مدل  $\square$ ) ARDL  
وقفه‌ها با استفاده از معیار شوارتز بیزین انتخاب شده‌اند

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
dLNREXPPI	0.035861	0.27647	0.12971
dLNRYG	0.13362	1.7522	0.07626
dLNRYI	1.1516	0.53595	2.1487
dLNRYI(-1)	1.0988	0.6423	1.7107
dC	4.8821	14.3685	0.33978
ecm(-1)	-0.48458	0.13434	-3.6072
دوربین واتسون = ۲,۳۱			

جدول ۱۳- تخمین ضرایب بلندمدت مدل (۲) ARDL  
وقفه‌ها با استفاده از معیار شوارتز بیزین انتخاب شده‌اند

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره t
LNREXPPI	0.074004	0.57793	0.12805
LNRYG	0.27574	3.612	0.076339
LNRYI	-2.0492	0.48016	-4.2678
C	10.0748	29.4091	0.34257