Archive of SID

پویاییهای تراز تجاری: بررسی منحنی J شکل رابطه تجاری ایران با آلمان

محمد اخباری[1] آمنه خوشبخت[2]

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 عکس 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 ضریب است هر چند علامت ضریب فوق مثبت می‌باشد. لازم به اشاره است که تمامی ضرایب با توجه به آزمونهای CUSUM و CUSUMSQ دارای ثبات می‌باشند.

واژه‌های کلیدی: منحنی Jشکل، تراز تجاری ایران و آلمان، نرخ واقعی ارز

---

[1] - کارشناس ارشد اقتصادی

۲- دانشجوی دکتری اقتصاد

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

بدتر شدن تراز تجاری ایالات متحده در سال ۱۹۷۲ علی‌رغم 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 داشتند تا اثرات کوتاه مدت تضعیف ارزش پول را از اثرات بلندمدت آن مجزا نمایند. گفته می‌شود که تضعیف ارزش پول داخلی تراز تجاری را تنها پس از گذشت یک دوره زمانی کوتاه‌مدت بهبود می‌بخشد. بعبارتی این اعتقاد عمومی وجود دارد که رابطه بین تضعیف ارزش پول و تراز تجاری طی زمان تغییر می‌کند؛ بطوریکه عکس‌العملهای کوتاه مدت و بلندمدت تراز تجاری از هم متفاوت می‌باشند. تفاوت در عکس‌العمل زمانی تراز تجاری نسبت به تغییرات ارزش واقعی پول داخلی یک منحنی Jشکل را بدست خواهد داد. البته لازم به تذکر 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 آنچه که در اکثر مطالعات دیده می‌شود این است که آنها بدنبال آزمون وجود رابطه J شکل هستند.

رویکرد مورد بررسی در قالب رویکرد کشش مطرح است، بطوریکه در صورت تایید وجود منحنی J می‌توان گفت که در کوتاه مدت شرایط مارشال- لرنر(ML) برقرار نبوده اما در بلندمدت برقرار است. در مورد 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.

هماکنون با توجه به گسترش مباحثی در مورد تضعیف یا تقویت ارزش ریال در مقابل ارزهای خارجی به نظر ضروری می‌رسد تا ابعاد مختلف این سیاستها بدقت مورد بررسی قرار گیرند. برای این منظور در مقاله حاضر اثر تضعیف ارزش ریال در برابر یورو و تاثیر این سیاست بر تراز تجاری ایران و آلمان تمرکز می‌شود.

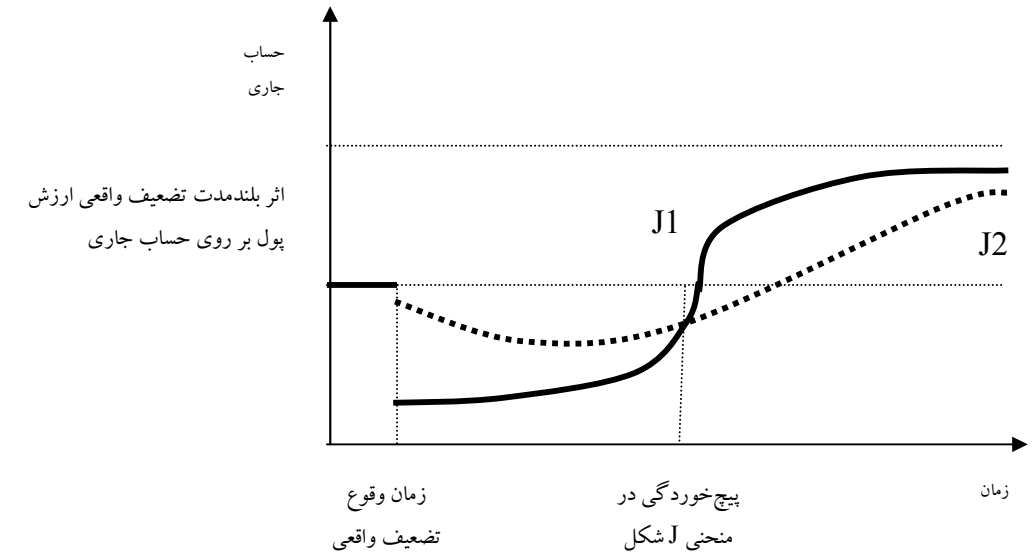
در مقاله حاضر در بخش دوم مفاهیم مربوط به منحنی J شکل مرور می‌شود. در بخش سوم بر تاریخچه روابط تجاری ایران با کشور آلمان تمرکز می‌شود. در بخش چهارم به بررسی ابعاد مختلف تاثیرگذاری سیاست تضعیف نرخ ارز بر متغیرهای کلان اقتصادی پرداخته می‌شود و در بخش پنجم فرضیه منحنی J شکل مورد آزمون قرار می‌گیرد. بعبارتی این بررسی صورت می‌گیرد که آیا فرایند تعدیل تراز تجاری ایران با کشور آلمان از نظریه منحنی Jشکل تبعیت می‌نماید 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. بعبارتی بطور تجربی آشکار شده است که تضعیف واقعی پول داخلی(و افزایش در نرخ موثر واقعی ارز) بلافاصله وضعیت حساب جاری را بدتر می‌نماید و سپس بعد از چند ماه وضعیت را بهبود می‌بخشد(کروگمن۱۹۸۷). این مسیر زمانی تغییر در حساب جاری منحنی J شکل نامیده می‌شود(شکل ۱ منحنی J1). شواهد تجربی حاکی از آن هستند که منحنی Jشکل 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 بصورت تدریجی رخ می‌دهد(شکل ۱، منحنی J2).

www.SID.ir

Archive of SID



شکل۱- اثرات بلندمدت تضعیف واقعی ارزش پول بر روی حساب جاری

مگی(۱۹۷۳) اولین فردی بود که چنین تفسیری را ارائه نمود. وی اینگونه این پدیده را تفسیر می‌نماید: در ادامه تضعیف واقعی پول داخلی، حجم صادرات و واردات تغییرات زیادی نخواهند کرد چرا که قراردادهای واردات و صادرات معمولاً برای چند ماه آتی منعقد می‌شوند. اما تضعیف واقعی، سطح از قبل تعیین شده واردات را با واحد پول داخلی گرانتر خواهد کرد. از اینرو ارزش واردات افزایش می‌یابد در حالیکه ارزش و حجم صادرات تغییر چندانی نمی‌کند، که در نتیجه تراز تجاری سریعاً پس از تضعیف واقعی بدتر خواهد شد. اما هر چه زمان بگذرد، هم تولیدکنندگان و هم مصرف کنندگان واکنش سریعتری از خود نشان خواهند داد و مقادیر شروع به تعدیل خود بر اساس قیمت نسبی کالاهای داخلی می‌کنند و از اینرو وضعیت تراز تجاری شروع به بهبود می‌کند. عکس‌العمل تراز تجاری طی زمان منحنی J شکلی را نمایان می‌سازد. فرضیه‌ای که در این مباحث بطور ضمنی در نظر گرفته می‌شود این است که کششها در کوتاه مدت به مقدار کافی پایین و در بلندمدت به مقدار کافی بالا هستند، یا اینکه در بلندمدت شرط مارشال- لرنر برقرار می‌باشد.

بهمنی- اسکویی(۱۹۸۵) که مطالعات فراوانی را در این ارتباط انجام داده است، نیز اینگونه اظهار می‌دارد: "فهم ارتباط بین رابطه 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 نوزادی به سر می‌برند منجر به تغییرات مورد نظر در تراز تجاری شود. اکثر مطالعات بر روی دو مفهوم [۲](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 اینکه شرط ML برقرار می‌باشد اما تراز تجاری همچنان وضعیتش بدتر می‌شود(بهمنی اسکویی ۱۹۸۵)."[۳] 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.[۴]

---

[۲] -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، باعث 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 از اینرو تراز تجاری را به مانند تراز پرداختها بهبود می‌بخشد.

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

[۴] -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

www.SID.ir

Archive of SID

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 گیرد تا از این طریق مسیر زمانی بدتر شدن تراز تجاری یعنی پدیده منحنی J شکل ردیابی شود. همانطور که گفته شد در حالیکه نرخهای ارز آناً تعدیل می‌شوند، تاخیر زمانی در ارتباط با تعدیل رفتار مصرف‌کنندگان و تولیدکنندگان نسبت به تغییرات در قیمتهای نسبی وجود دارد. (در این ارتباط 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 اینکه 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 اینکه 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. بعبارت دیگر، تولیدکنندگان برای عکس‌العمل نسبت به تغییرات نرخ ارز بایستی از روند تغییرات نرخ ارز و همچنین ثبات آن مطمئن شوند، بطوریکه 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 همچنانکه مگی(۱۹۷۳) اشاره دارد، در کوتاه مدت، پس از کاهش ارزش پول، مسیر زمانی تراز تجاری از لحاظ نظری مبهم می‌باشد. بعبارتی در حالیکه 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 بکار می‌گیرند.

همچنانکه بهمنی- اسکویی و بروکس(۱۹۹۹) اشاره کرده‌اند، تراز تجاری یک کشور می‌تواند با یک شریک تجاری بهبود یابد در حالیکه در همان زمان تراز تجاری همین کشور با کشور دیگری بدتر شود. همین مساله در مورد نرخهای ارز نیز صادق است. داده‌هایی که حالت تجمیعی دارند، فرضاً داده‌های تجمیعی مربوط به متغیرهای نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و تراز تجاری وضعیت واقعی تراز تجاری یک کشور با کشورهای دیگر را منعکس نمی‌سازند. به همین دلیل است که اکثر مطالعاتی که هماکنون در ارتباط با تراز تجاری صورت می‌گیرد از داده‌های تجارت دوجانبه استفاده می‌کنند.

رز و یلن(۱۹۸۹) نیز این مساله را مورد بررسی قرار دادند که آیا یک منحنی Jشکل می‌تواند در مورد داده‌های تجارت دوجانبه در دوره ۱۹۸۸-۱۹۸۳برای داده‌های فصلی ایالات متحده صادق باشد. آنها همچنین 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- دراین روش نیازی به تهیه متغیر نماینده(جانشین) درآمد بقیه دنیا وجود ندارد و ۲- این روش کمک می‌کند تا تورش تجیمع کاهش پیدا کند. رویکرد هم‌انباشتگی به این دلیل که نیازمند مجموعه‌ای از معادلات ساختاری نمی‌باشد مفید می‌باشد. بطور 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. بطوریکه حساسیت رابطه تجاری ایران و آلمان در ارتباط با تغییرات نرخ ارز مورد بررسی قرار می‌گیرد.

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.

www.SID.ir

Archive of SID

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

برآورد اثرگذاری تضعیف پول ملی بر روی تراز تجاری کشور بطور خاص و متغیرهای کلان اقتصادی بطور عام با استفاده از رویکردهای مختلفی امکان‌پذیر است، بطور 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 عموماً از طریق رویکردهای کنترلی(کشش)، جذب و پولی بیان می‌شوند. فروض اساسی این مدلها انعطاف‌پذیر بودن قیمت، درجه استفاده از ظرفیت و تاکید بر طرف تقاضای اقتصاد است.

برابر 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 می‌نماید که سیاست فوق زمانی موثر واقع می‌شود که: هزینه‌ها را انتقال دهد، بعبارتی 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 یابد. در اینصورت اگر در اقتصاد، ظرفیت‌های خالی تولیدی و منابع استفاده نشده وجود داشته باشد، انتقال هزینه‌ها باعث 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 بطور 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 در مورد 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 احتمالاً 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 مفروضات مربوط به آن، نشان دادند که کاهش ارزش پول داخلی اثر انقباضی بر تولید و اشتغال دارد. به اعتقاد آنها تمام این شرایط در همه کشورها بخصوص کشورهای کمتر توسعه یافته صادق است و در این کشورها رکود ناشی از کاهش ارزش پول داخلی بیشتر از احتمال رونق آن است(ختایی ۱۳۸۳).

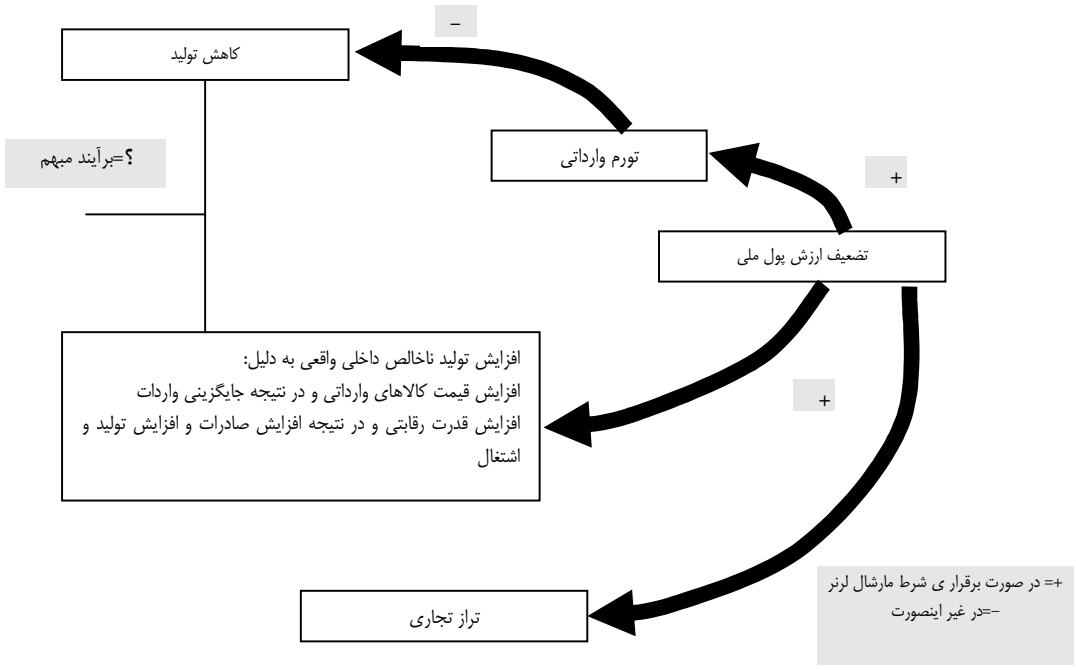
علاوه بر آثار طرف تقاضا، از طرف عرضه نیز می‌توان آثار منفی تضعیف ارزش پول داخلی بر متغیرهای کلان را بررسی کرد. برونو(۱۹۷۹) دو بحث را در تایید این نظریه مطرح می‌کند. مبنی بر اینکه در یک کشور در حال توسعه، با کاهش ارزش پول داخلی، هزینه‌های نهاده‌های مورد نیاز صنایع، چون وارداتی هستند و به راحتی قابل جایگزینی توسط نهاده‌های داخلی نیستند، افزایش می‌یابد. همچنین، 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، بر تاثیر کاهش ارزش پول داخلی بر هزینه‌های کالاهای وارداتی بر حسب پول داخلی، بعلاوه تاثیر منفی آن بر سرمایه در گردش تاکید نمود. وی همچنین

www.SID.ir

Archive of SID

بر اثر تغییرات برابری بـر بازپرداختهـای بـدهی‌هـای خـارجی و بـر دسـتمزدهای اسـمی در غیـاب شـاخص دسـتمزدها پرداخت(خیابانی1382).

مطالعات فراوانی در مورد ابعاد مختلف اثرگذاری تضعیف ارزش پول داخلی بر متغیرهای کلان در حوزه اقتصاد ایران نیز صورت گرفته است، برای مثال می‌توان به بهمنی اسکویی(۱۳۷۲)، رحیمـی‌بروجـردی(۱۳۷۳)، پـدرام(۱۳۷۷)، اینالللو(۱۳۷۷)، جعفری(۱۳۷۷)، یزدی(۱۳۷۸)، ذوالنور(۱۳۷۹)، خیابـانی(1382)، رئـیس‌دانـا(۱۳۸۰)، پـروین(۱۳۸۳) و ختایی(۱۳۸۳) اشاره کرد. در این قسمت، خلاصه‌ای از دو مورد از ایـن مطالعـات کـه ابعـاد نظـری و تحلیلـی اثرگـذاری تضعیف ارزش پول بر متغیرهای کلان را مورد بررسی قرار داده‌اند، اشاره می‌شـود، مطالعـه اول توسـط بهمنـی اسـکویی (۱۳۷۲) صورت گرفته است. وی معتقد است که کـاهش ارزش پـول ملـی از یـک طـرف بـدلیل ارزان‌نمـایی صـادرات و گران‌نمایی واردات سبب افزایش خالص صادرات گشته، از طرف دیگر، از طریق افزایش قیمت نهاده‌های وارداتـی، عرضـه



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

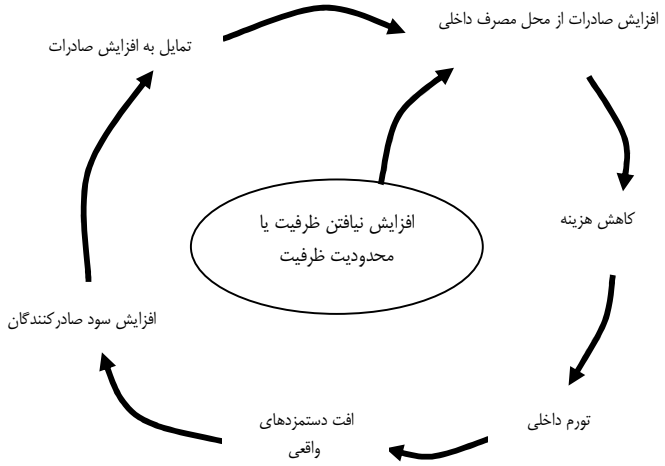
کل را کاهش می‌دهد. لذا تاثیر خالص کاهش ارزش پول داخلی بر تولید، بستگی خواهد داشت که تقاضا و عرضه کل بـه چه میزان تغییر یابند. بعبارت دیگر، چنانچه افزایش در تقاضای کل بیش از کاهش عرضه کل باشد، باعث اثر انبساطی بر تولید می‌شود. اما اگر میزان کاهش عرضه کل بر افزایش تقاضای کل پیشی بگیرد، اثر انقباضی بر تولیـد خواهـد داشـت. خنثی بودن اثر تغییر نرخ ارز بر تولید، زمانی بوجود می‌آید که تغییرات تقاضای کل – عرضه کل برابر شده و اثر یکدیگر را بر تولید خنثی نمایند(بهمنی اسکویی۱۳۷۲)(شکل ۲).

مطالعه دوم را رئیس دانا(۱۳۸۰) انجام داده است، وی روند نامطلوب تراز تجاری غیرنفتی کـشور را علـی رغـم تضعیف ریال طی سالهای گذشته، اینگونه می‌شمارد: کاهش سـهم ارزش افـزوده در کالاهـای صـادراتی کـشور، کـاهش کیفیت و خراب شدن نسبی بازارهای جهانی به زیان صادرات غیرنفتی ایران موجب پدید آمدن چنین وضعی بوده اسـت. بطوریکه برای مثال وضعیت برای فرش که مهمترین قلم صادرات غیرنفتی کشور محسوب می‌شود، نشان دهنـده سـقوط دایمی است. محدودیت ذاتی بازار فرش و اتکای صادرکنندگان بر منابع سودزایی که به زنجیره‌های تولید صنعتی و ارزش افزا راه نمی‌برد، و از همه مهمتر خراب شدن بازار جهانی فرش از طریق رفتار اقتصادی نامناسب صادرکنندگان زمینه‌ساز و عامل اصلی این افت به شمار می‌رود.

www.SID.ir

Archive of SID

وی حتی سهمی از تورم را به صادرات کالاهای مصرفی مربوط می‌داند، بطوریکه در ادامه اشاره دارد 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 موجب افزایش نرخ تورم می‌شود. این روند می‌تواند منجر به کاهش دستمزدهای واقعی اقشار کم درآمد میانی شده و افزایش سود و گاه سود فوق‌العاده برای صادرکنندگان شود، افزایش سود تمایل به صادرات را بدون افزایش ظرفیت زیاد می‌کند که این نیز مجدداً روند مزبور را دامن می‌زند(شکل۳)



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

اما در صورتیکه بخواهیم صرفاً 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 ارائه است. در اکثر مطالعاتی که بررسی اثرگذاری تضعیف ریال بر روی تراز تجاری را مورد توجه قرار داده‌اند، عمدتاً 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، بطوریکه برای مثال در سال ۱۳۸۲ دومین شریک تجاری ایران محسوب می‌شود، اما با توجه به جداول[۵] ۱ و ۲ بایستی در نظر داشت که هر چند کشور آلمان دومین شریک تجاری ایران می‌باشد، لیکن ایران از حیث صادرات در رتبه ۳۹ و واردات در رتبه ۷۴ امین شریک تجاری آلمان قرار دارد.

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 را صادرات مجدد تشکیل می‌دهد که از دیگر کشورها به هدف صادرات به کشورهای مقصد، نظیر ایران به این کشور وارد شده است، بطوریکه 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(جدول۳).

[۵] -تمامی جداول در ضمیمه آمده است.

www.SID.ir

Archive of SID

۴-۱- سهم ایران در تجارت خارجی آلمان

جدول ۴ حاوی اطلاعاتی در مورد سهم صادرات و واردات آلمان از ایران طی سالهای ۱۹۹۵ تا ۲۰۰۳ می‌باشد. همانگونه که ملاحظه می‌شود، ارزش صادرات آلمان به ایران در سال ۱۹۹۵ حدود ۱،۶۵ میلیارد دلار بوده است که این میزان حدود۰،۳۱ درصد از کل صادرات آلمان را در سال مذکور در بر می‌گیرد. اما در سالهای بعد شاهد افت خیز نامحسوس آن هستیم، اما در سال ۲۰۰۳ این رقم به بیشترین میزان خود یعنی ۳ میلیارد دلار رسیده است. افت و خیزهای مشابهی نیز در ارتباط با واردات آلمان مشاهده می‌شود، لیکن بیشترین میزان واردات آلمان در سال ۱۹۹۵ بوده است و بطور خلاصه روند فوق حکایت از از دست رفتن تدریجی بازار آلمان برای صادرات ایران بوده است. اما بطور کل می‌توان نتیجه‌گیری کرد که هر چند آلمان بعنوان یک شریک تجاری قدرتمند برای ایران مطرح است، لیکن هیچگاه ایران بعنوان 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 ۱۹۹۵عمدتاً به شکل ماشین‌آلات و وسایط نقلیه (۴۴،۴۷درصد)، کالاهای ساخته شده صنعتی (۱۹،۹۴درصد)، محصولات شیمیایی (۱۳،۲۰درصد) و محصولات غذایی و حیوانات زنده (۳،۵۸درصد) بوده است.

طی سالهای گذشته یعنی از سال ۱۹۹۷ صادرات ایران کاهش یافته است، بطوریکه بیشترین ارزش صادرات ایران طی دوره مورد بررسی مربوط به سال ۱۹۹۵ با ارزش ۸۲۵ میلیون دلار می‌باشد. البته در سال ۲۰۰۳ این رقم به ۴۲۶میلیون دلار کاهش یافته است. اما بطور کلی صادرات آلمان به ایران افزایش یافته که این پیشرفت بخصوص 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 تمامی سالهای مورد بررسی دارای کسری بوده 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 میزان کسری مربوط به سال ۱۹۹۹ با رقمی بالغ بر ۶۹۴ میلیون دلار می‌باشد. همانطور که در جدول ۶ نشان داده شده است همچنان صادرات ایران به کشور آلمان از روند گذشته خود تبعیت می‌کند، بطوریکه عمده صادرات ایران را کالاهای سنتی تشکیل می‌دهد که از ارزش افزوده اندکی نیز برخوردار هستند. فرش با رقمی معادل۱۲۶،۷میلیون دلار در سال ۲۰۰۳ در اولین رتبه قرار دارد و دومین کالای صادراتی ایران به آلمان پسته می‌باشد که سهم آن از کل پسته صادراتی به سایر کشورها در حدود ۳۰درصد می‌باشد.

۵- نتایج تخمین مدلها

در این بخش با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی و الگوهای تصحیح خطا (VECM)[۶] و ARDL، اثر نرخ واقعی ارز بر تراز تجاری ایران و آلمان بررسی می‌شود. چرا که با اینکار 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 می‌شوند، سپس آزمون هم‌انباشتگی و تایید وجود هم‌انباشتگی بین متغیرها با استفاده از آماره‌های تریس[۷] و حداکثر مقدار ویژه[۸] توابع واکنش تکانه‌ای و نیز

---

[۶] - -Vector error corection

[۷] Trace

[۸] - Maximal eigen Value

www.SID.ir

Archive of SID

تجزیه واریانس الگوی تصحیح خطا، تغییرات تراز تجاری در برابر تغییرات نرخ واقعی ارز نشان داده می‌شود. همچنین به منظور نشان دادن رابطه بلندمدت بین متغیرها، از الگوی خودرگرسیون 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 مورد بررسی قرار می‌گیرند.

۵-۱- معرفی متغیرهای الگو:

REX : REX عبارت است از نرخ واقعی یورو. شاخص فوق بطور مستقیم قابل محاسبه نمی‌باشد، لذا آنرا بطور غیرمستقیم با استفاده از ترکیب شاخصهای دیگری محاسبه می‌کنند. استفاده از شاخصهای دیگر نیازمند اتخاذ تصمیماتی در مورد اینکه از چه شاخص‌هایی برای وزن‌دهی می‌توان استفاده کرد می‌باشد. بر این اساس برای محاسبه شاخص فوق معمولاً از شاخصهای قیمتی CPI و PPI استفاده می‌شود[۹]:

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

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

ATB: نسبت تجارت بین ایران و آلمان می‌باشد که از تقسیم صادرات ایران به آلمان بر واردات ایران از آلمان بدست می‌آید. برای محاسبه شاخص فوق نیازمند اطلاعات دقیق از میزان واردات و صادرات ایران از آلمان می‌باشیم. بخشی از اطلاعات از گمرک ایران قابل استخراج است، اما بدلیل اینکه عمده واردات ایران از کشور امارات، محصولات ساخت کشور امارات نمی‌باشند، بلکه محصولاتی می‌باشند که در کشورهای دیگر تولید شده‌اند و بدون اینکه ارزش افزوده‌ای در کشور امارات بدانها افزوده شود به ایران صادر شده‌اند، و صرفاً جزو 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 نشان‌دهنده سهم کشورهای مختلف از مجموع صادرات مجدد امارات به ایران باشد به روش برآوردی تقریبی اتکا می‌کنیم. بدین 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 میزان واردات ایران از آلمان که به طور مستقیم اعلام شده افزوده می‌شود.

RYG وRYI به ترتیب نشاندهنده تولید ناخالص داخلی واقعی آلمان و ایران می‌باشند.

۵-۲- آزمونهای ریشه واحد

مطابق با نظریه هم‌انباشتگی بایستی ابتدا وضعیت پایایی و درجه هم‌انباشتگی سریهای زمانی مشخص گردد. در این بررسی از آزمون ریشه واحد دیکی- فولر تعمیم یافته و و فلپس پرون استفاده شده است. با توجه به محاسبات صورت گرفته که در جدول ۷ آمده است، تمامی متغیرهای الگو بر اساس آزمون دیکی فولرADF و فلپس پرونPP دارای ریشه واحد می‌باشند. از سویی دیگر بر اساس محاسبات مندرج در جدول ۸ تفاضل مرتبه اول آنها مانا می‌باشد. بعبارتی دیگر متغیرهای مورد نظر با یک بار تفاضل‌گیری مانا می‌شوند(تمام سریهای زمانی همبسته از درجه یک هستند).

۵-۳- الگوی تصحیح خطا

---

[۹] - در محاسبه شاخص CPI کالاهای قابل مبادله و غیرقابل مبادله منظور می‌شوند بمانند خدمات که جزو مصادیق غیرقابل مبادله محسوب می‌شوند. اما در محاسبه شاخص PPI سهم کالاهای قابل مبادله بسیار بیشتر از شاخص CPIمی‌باشد بطوریکه لااقل خدمات منظور نمی‌شوند. اما عمدتاً بدلیل در دسترس نبودن داده‌های مربوط به PPI در بازه های زمانی ماهانه و فصلی از شاخص CPI بمنظور محاسبه واقعی نرخ ارز استفاده می‌شود. در این بررسی از هر دو شاخص استفاده شده است.

www.SID.ir

Archive of SID

به منظور بررسی رابطه متغیرها می‌توان از یک الگوی خودرگرسیون برداری VAR که مشتمل بر وقفه‌های تمامی متغیرهای موجود در الگو می‌باشد، استفاده کرد. در این راستا مهمترین گام حصول اطمینان از ثبات الگوی تعیین شده با توجه به تعداد وقفه‌های انتخابی است. این مساله از اهمیت بالایی برخوردار است به طوریکه 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. در صورتی یک الگویVARباثبات (سیستم مانا) خواهد بود که ریشه مشخصه‌های بدست آمده ماتریس ضرایب خارج از دایره واحد نباشد. الگوی مورد بررسی واجد چنین شرطی می باشد. پس از حصول اطمینان از ثبات سیستم VAR وآزمون هم انباشتگی بین متغیرها با آزمونهای حداکثر مقدار ویژه و تریس و تعیین تعداد بردارهای هم انباشتگی و تخمین دستگاه الگوی تصحیح خطا (VECM) به صورت زیر

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

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

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

X_t : بردار متغیرها در بلند مدت

Z_t : بردار متغیرهای ساکن

μ : جملات ثابت

α : ماتریس ضرایب تعدیل بلند مدت یا بردارهای هم‌انباشته

β : ماتریس ضرایب بلند مدت یا بردارهای هم انباشتگی

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

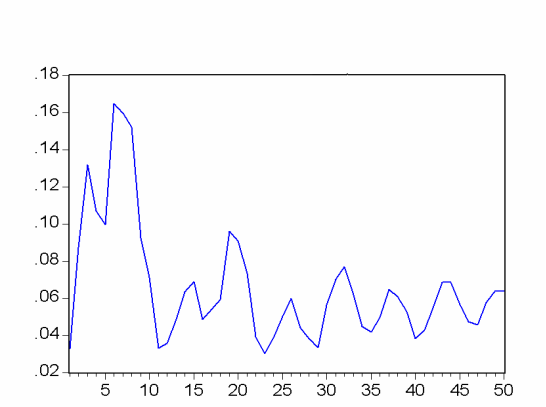
۵-۴- توابع عکس‌العمل:

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 شکلهای و۷ ترسیم شده‌اند. همانطور 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، همچنین بولوسوار و همکاران(۱۹۹۶) نیز در مطالعه خود در مورد تراز تجاری کشور هند وجود منحنیM شکل را تایید کرده‌اند. با توجه به شکل ۶ اثر افزایشی باندازه یک انحراف معیار در نرخ ارز واقعی تا دو دوره باعث بهبود تراز تجاری شده است این افزایش را می‌توان اینگونه تفسیر کرد که تجار و بازرگانان ایرانی قراردادهای واردات را چنان 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، بنظر می‌رسد طی این دوره بدلیل 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 مجداً 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 مجدداً شروع شده و تا فصل یازهم ادامه می‌یابد و در انتهای این فصل دوباره تراز تجاری بهبود یافته و تراز تجاریبا کاهش تدریجی اثر شوک در سطحی اندکی بالاتر از سطح اولیه خود نوسان می یابد. همچنین 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 می‌یابد. از فصل هفتم مجدداً روند نزولی آغاز شده و همراه با نوسانات افزایشی و

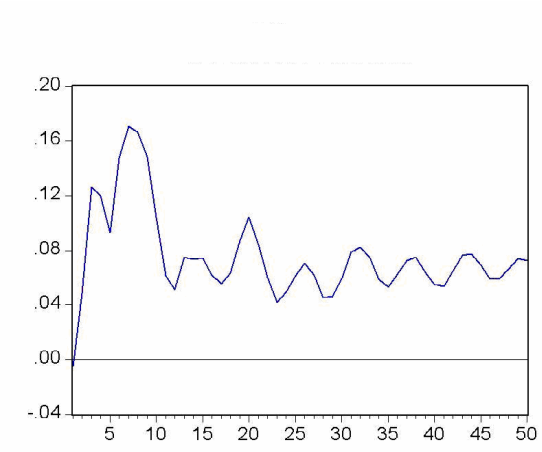
www.SID.ir

Archive of SID

کاهشی اثر شوک کاهش می‌یابد. بنابراین با توجه به نمودارهای توابع عکس‌العمل ر الگوی اول و دوم، می‌توان گفت که تضعیف ارزش پول تراز تجاری را در سطحی اندکی بالاتر از سطح اولیه بهبود می‌بخشد و همچنین فرضیه وجود منحنی J در مورد تراز تجاری ایران و آلمان تایید نمی‌شود.



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



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

۵-۵- تابع تجزیه واریانس:

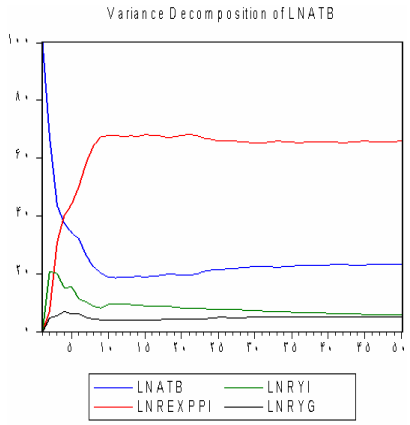
این تابع نیز همانند تابع عکس‌العمل تکانه‌ای، در تحلیل پویایی کوتاه‌مدت کاربرد دارد. در این تابع، خطای پیش‌بینی بعمل آمده در رابطه با هر یک از متغیرهای الگو مورد نظر قرار داده می‌شود و سپس واریانس خطای پیش بینی محاسبه شده و سهم هر یک از متغیرها در توجیه آن مشخص می‌شود. بعبارتی روش تجزیه واریانس، قدرت نسبی زنجیره علیت گرنجر یا درجه برونزایی متغیرها را ماوراء دوره نمونه اندازه‌گیری می‌نماید، 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. بطور مثال اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه خود بطور بهینه قابل پیش‌بینی باشد، آنگاه واریانس خطای پیش‌بینی تنها 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 به متغیرهای الگو

www.SID.ir

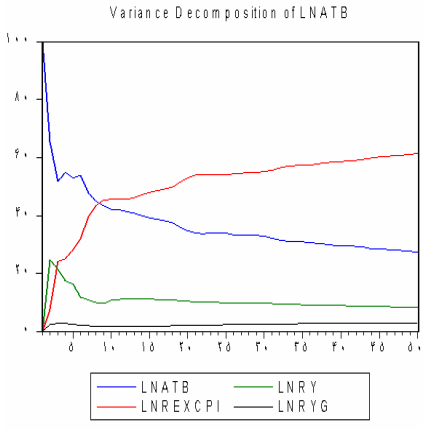
Archive of SID

تقسیم می‌گردد. بدین ترتیب قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را بر روی تغییرات متغیرهای دیگر، در طول زمان اندازه‌گیری نماییم(عباسی‌نژاد ۱۳۸۳). نتایج حاصل از تجزیه واریانس بشرح زیر است:

بر اساس شکل‌های ۸ الف و ۸ب، در الگوی اول(شکل ۸الف) دوم(شکل ۸ب) 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 پیدا می‌کند، بطوریکه 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 می یابد. 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 بلند مدت بیشترین سهم را در توجیه خطای واریانس تراز تجاری با کشور آلمان داشته است.



شکل الف- تجزیه واریانس VECM الگوی شماره یک



شکل ب-تجزیه واریانس VECM الگوی شماره دو

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

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

پس از بررسی اثرات تغییر کوتاه‌مدت 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 می‌شود. با توجه به نحوه محاسبه نرخ ارز واقعی دو الگو برآورد شده؛ که در زیر بررسی می‌شود. در این روش بدون توجه به اینکه متغیرهای توضیحی الگو I(0) و I(1) هستند وجود رابطه بلندمدت متغیرها آزمون می‌شوند(پسران، شین و اسمیت ۱۹۹۶).

روش ARDL شامل سه مرحله به صورت زیر می‌باشد:

در مرحله اول، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای الگو آزمون می‌شود. در این مرحله یک رگرسیون تصحیح خطا بصورت زیر اجرا می‌شود و برقراری فروض کلاسیک در مورد پسماندهای آن مورد بررسی قرار می‌گیرد:

$$\Delta(LnATB) = a0 + \sum_{i=1}^{5} b_i * \Delta(LnATB_{t-i}) + \sum_{i=1}^{5} C_i * \Delta(LnREXCPI_{t-i}) + \sum_{i=1}^{5} d_i * \Delta(LnRYI_{t-i})$$
$$+ \sum_{i=1}^{5} F_i * \Delta(LnRYG_{t-i}) + \delta_1 * LnATB(-1) + \delta_2 * LnREXCPI(-1) + \delta_3 * LnRYI(-1)$$
$$+ \delta_4 * LnRYG(-1) \qquad (\ )$$

www.SID.ir

Archive of SID

$$\Delta(LnATB) = a0 + \sum_{i=1}^{5} b_i * \Delta(LnATB_{t-i}) + \sum_{i=1}^{5} C_i * \Delta(LnREXPPI_{t-i}) + \sum_{i=1}^{5} d_i * \Delta(LnRYI_{t-i})$$
$$+ \sum_{i=1}^{5} F_i * \Delta(LnRYG_{t-i}) + \delta_1 * LnATB(-1) + \delta_2 * LnREXPPI(-1) + \delta_3 * LnRYI(-1)$$
$$+ \delta_4 * LnRYG(-1)$$

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

$$H_0 : \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$$
$$H_1 : \delta_1 \neq 0 \quad \delta_2 \neq 0 \delta_3 \neq 0 \quad \delta_4 \neq 0$$

F حاصل از آزمون فرض فوق چون دارای توزیع استاندارد نمی‌باشد بایستی با مقادیر بحرانی که بوسیله پسران، شین، اسمیت (۱۹۹۶) محاسبه شده‌اند، مقایسه شود. پسران و همکارانش، دو کران برای F در نظر گرفته‌اند. کران بالا با فرض اینکه متغیرهای موجود در الگو I(1) یعنی هم‌انباشته از درجه یک هستند و کران پایین با فرض اینکه متغیرهای الگو هم انباشته از درجه I(0) می‌باشند. اگرF بدست آمده بالاتر از کران بالا باشد متغیرهای الگو هم انباشته هستند و در صورتیکه کمتر از کران پایین باشد، می‌توان فرض وجود رابطه بلندمدت را رد کرد. اگر F محاسبه شده در بین دو کران پایین و بالا قرار گیرد، در اینصورت نتایج حاصل از مدل ممکن است فاقد اعتبار باشد، اما در این حالت بر اساس مطالعه کرمرز، اریکسون و دولادو (۱۹۹۲)[10] 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 نمایانگر رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌باشد، بدست می‌آیند.

در مرحله پایانی، معادله تصحیح خطا با وقفه به صورت تفاضلی متغیرهای الگو افزوده می‌شود تا سرعت تعدیل برآورد گردد.

همانطور که گفته شد برای آزمون وجود رابطه 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 دو این الگوها حاکی از وجود رابطه بلندمدت بین متغیرها می‌باشند، مقدار آماره فوق برای مدل اول ۶،۹۱ و مدل دوم ۶،۹۹ می‌باشد. با توجه به مقادیر بحرانی محاسبه شده آمارهF توسط پسران، شین و اشمیت(۱۹۹۶)، این آماره در سطح ۵ درصد، بالای کران بالایF ( ) قرار می‌گیرد. لذا سری‌های موجود در هر دو الگو هم انباشته هستند.

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 بایستی از برقراری فروض کلاسیک در مورد پسماندهای تخمین اطمینان حاصل کرد، برای این منظور آزمونهای خودهمبستگی، ناهمسانی واریانس، و شکل تبعی مدل مورد استفاده قرار می‌گیرند. با توجه به آزمونهای صورت گرفته یعنی آزمون ضریب لاگرانژ (Lagrange multiplier) برای خودهمبستگی جز اخلال 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 بخوبی برازش شده است، آماره‌های آزمونهای فوق به شرح زیر است:

F(4, 20)=.83053[.521] =آماره آزمون خودهمبستگی سریالی

F(1, 23)= 1.3441[.258]= آماره فرم تبعی مدل

F(1, 32)= 1.8706[.181]= آماره ناهمسانی واریانس

[10] - Kremers, Ericsson and Dolado (1992).

www.SID.ir

Archive of SID

در مورد مدل ۲ که با استفاده از شاخص PPI، نرخ واقعی ارز محاسبه شده است، قابل ذکر است که با توجه به آزمونهای صورت گرفته یعنی آزمون ضریب لاگرانژ (Lagrange multiplier) برای خودهمبستگی جز اخلال 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 برازش شده است که آماره‌های مربوطه در زیر دیده می‌شوند:

F(4, 20)= .83058[.521] =آماره آزمون خودهمبستگی سریالی

F(1, 23)= 2.0208[.169] = آماره فرم تبعی مدل

F(1, 32)= 2.0342[.163] = آماره ناهمسانی واریانس

در جداول۱۰ 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 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 خودرگرسیونی 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[۱۱].

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 ایرا ن است(جداول 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 J تائید نمی‌شود.

۵-۷-آزمون ثبات ضرایب

---

[۱۱] - 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.

www.SID.ir

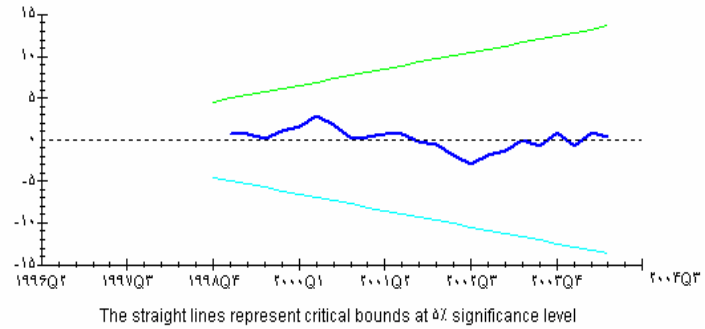
Archive of SID

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.

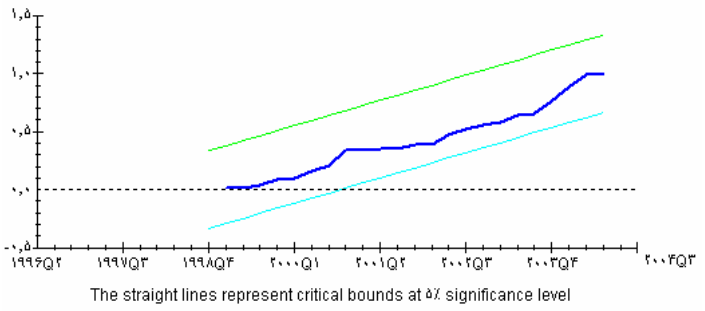
پسران و شین(۱۹۹۷) بکارگیری آزمونهای CUSUM و CUSUMSQ را برای تعیین ثبات پارامترهای کوتاه‌مدت و همچنین بلندمدت را در مدل تصحیح خطا پیشنهاد کرده‌اند. البته این آزمون اولین بار توسط براون، دوربین و اوانس(۱۹۷۵) مطرح شدند. کمیجانی(۱۹۸۳) و (1383) و بهمنی اسکویی (۲۰۰۲) از این روش برای بررسی تابع تقاضای پول و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

نمودارهای۶ 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.



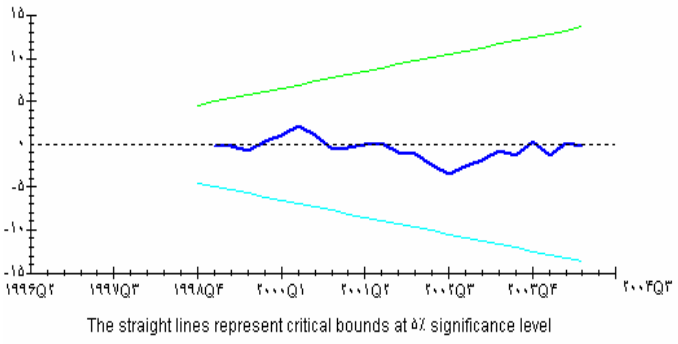
شکل۶- آزمون CUSUM برای مدل(۱) CPI



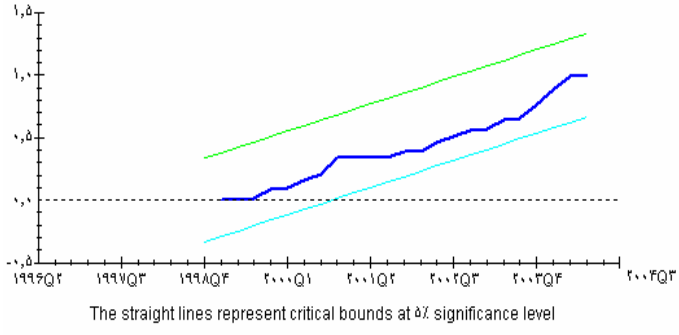
شکل۷ – آزمون CUSUMSQ برای مدل(۱) CPI

www.SID.ir

Archive of SID



شکل ۸– آزمون CUSUM برای مدل(۲) PPI



شکل۹- آزمون CUSUMSQ برای مدل(۲)PPI

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(منحنیJ 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.

منابع

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

۲- بهمنی اسکویی، محسن. (۱۳۷۲). اثرات کلان اقتصادی کاهش ارزش پول خارجی ریال. سومین کنفرانس سیاستهای پولی و ارزی، تهران، موسسه تحقیقات پولی و بانکی.

۳- پارسا منش، مهرداد. (۱۳۸۴). ارزیابی و تحلیل پرداخت جوایز صادراتی در ایران. ماهنامه اقتصاد آسیا. شماره ۴۶۱.

۴- پروین، سهیلا.(۱۳۸۳). اثرات کاهش ارزش پول بر شاخصهای قیمتی. فصلنامه اقتصاد و جامعه. سال اول. شماره ۱.

www.SID.ir

Archive of SID

۵- پدرام، مهدی. (۱۳۷۷). بررسی تاثیر کاهش ارزش نرخ واقعی ارز بر سطح تولید در ایران طی سالهای ۱۳۵۸-۷۴، رساله دکتری، تهران. دانشگاه شهید بهشتی.
۶- گزارش اقتصادی و ترازنامه سالهای مختلف بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران. اداره بررسیهای بانک مرکزی.
۷- ختایی، محمود. یونس غربالی مقدم. (۱۳۸۳). بررسی رابطه پویا میان نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران. مجله برنامه و بودجه شماره ۸۴،
۸- خیابانی، ناصر. (۱۳۸۲). یکسان سازی ارز و آثار آن بر متغیرهای کلان اقتصادی. تهران. موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
۹- خوشنویس یزدی، سهیلا. (۱۳۷۸). بررسی نرخ واقعی ارز در اقتصاد ایران، رساله کارشناسی ارشد. تهران. دانشگاه علامه طباطبایی
۱۰- کمیجانی، اکبر. (۱۳۸۳). ثبات تابع تقاضای پول. مجله تحقیقات اقتصادی، شماره ۶۷. ص ۲۵۸-.۲۳۵
۱۱- رئیس دانا، فریبرز. (۱۳۸۰). بررسیهای کاربردی توسعه و اقتصاد ایران، جلد سوم. انتشارات چشمه.
۱۲- ذوالنور، سید حسین. (۱۳۷۹). کاهش ارزش پول، تورم و تولید واقعی. تهران. موسسه تحقیقات پولی و بانکی.
۱۳- فهیمی‌فرد، جمشید، (۱۳۸۳). شناخت بازار آلمان و راه‌های دستیابی به آن. موسسه مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.
۱۴- نگاهبانی، آرش. (۱۳۸۳). بررسی اثرات کاهش ارزش پول ملی بر تراز بازرگانی ایران با کشورهای طرف عمده تجاری. موسسه مطالعات و پژوهشهای بازرگانی.
۱۵- عباسی‌نژاد، حسین. احمد تشکینی. (۱۳۸۳). آیا تورم در ایران یک پدیده پولی است؟ مجله تحقیقات اقتصادی. شماره ۶۷. ص ۲۱۲-۱۸۱.
۱۶- عباسی‌نژاد، حسین. افسانه شفیعی. (۱۳۸۴). آیا در اقتصاد ایران پول واقعاً خنثی است؟. مجله تحقیقات اقتصادی. شماره ۶۸. بهار ۱۳۸۴. ص ۱۵۴-۱۱۵.
۱۷- سیفی ایناللو، محمودرضا. (۱۳۷۷). بررسی تاثیر کاهش ارزش برابری ریال بر میزان صادرات غیرنفتی کشور پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاداسلامی، واحد تهران مرکزی، رشته مدیریت بازرگانی..
۱۸- جعفری، یوسف. (۱۳۷۷). بررسی رابطه میان نرخ ارز و تولید ناخالص داخلی با صادرات و واردات کشور. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه شهید بهشتی، دانشکده علوم اداری، رشته مدیریت بازرگانی.
۱۹- رحیمی بروجردی، علیرضا. (۱۳۷۳). مصطفی ضرغامی. کاهش ارزش پول و تراز پرداختهای خارجی در ایران. 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-Oskoee, M., and T. Kantiapong (2001). "Bilateral J-curve between Thailand and her trading partners" *Journal of Economic Development* **26**, 107 117
25-Bahmani-Oskoee, M., and Artatrana, R, (2004a). "The J-curve dynamics of US bilateral trade" *Journal of Economics and Finance,forthcoming.*
26-Bahmani-Oskoee, M., and Artatrana, R, (2004b). "Dynamics of US trade with developing countries" *Journal of Developing Areas,forthcoming.*
27-Bahmani-Oskoee, M., and A. Ratha (2004c). "The J-curve: a Literature Review" Applied Economics, 36, 1377-1398.

www.SID.ir

Archive of SID

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.isser.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). Contradictionary 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

www.SID.ir

Archive of SID

۱۴	روسیه	۱۴۲۳۰،۷	روسیه	۱۲۱۱۹،۹
۱۵	ایرلند	۱۳۶۲۷	ژاپن	۱۱۸۸۸،۷
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
۳۹	لیبی	۱۸۲۰،۹	ایران	۲۶۷۸،۵
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
۷۴	ایران	۲۸۹،۸	لیختن اشتاین	۳۴۵،۳

جدول۲ -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	سویس	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

www.SID.ir

Archive of SID

19	آذربایجان	96.5	کره	46.1
20	عراق	95.8	سویس	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

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

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

www.SID.ir

Archive of SID

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

جدول ۵- عمده اقلام وارداتی ایران از آلمان

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

ماخذ: سایت اینترنتی گمرک

جدول۶ - صادرات ایران به آلمان در سال (۲۰۰۳)۱۳۸۲

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

ماخذ: سایت اینترنتی گمرک

جدول ۷- نتایج آزمون ایستایی متغیرها

متغیرها	**ADF**	**مقادیر بحرانی**	**وقفه**	**PP**	**مقادیر بحرانی**
LnREXCPI	-2.41	-2.94	۰	-2.40	-2.94
LnREXPPI	-2.50	-2.94	۰	-2.50	-2.94
LnATB	-0.15	-2.94	۱	-0.72	-2.94

www.SID.ir

Archive of SID

LnRYI	-1.51	-2.94	۱	-1.572	-2.94
LnRYG	-0.05	-3.53	۱	-0.0۵۰	-3.52

جدول۸ - نتایج آزمون ایستایی متغیرها با یکبار تفاضل گیری

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		-5.50	-3.61

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

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

جدول۱۰ - 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)	-.49052	.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

www.SID.ir

Archive of SID

LNRYI	-1.9886	0.51417	-3.8676
C	8.9206	28.2673	0.31558

جدول ۱۲- مدل تصحیح خطای(مدل) 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

www.SID.ir