فصلنامه پژوهشهای اقتصادی ـ سال نهم ـ شماره دوم ـ تابستان ۱۳۸۸ ـ صفحات ۱۰۲-۷۳

تاثیر رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی بر کسری بخش تجارت خارجی اقتصاد ایران[۱]

رضا نجارزاده[۲]
لطفعلی عاقلی[۳]
وحید شقاقی شهری[۴]

تاریخ دریافت: ۱۳۸۷/۲/۱۶ **تاریخ پذیرش:** ۱۳۸۷/۸/۱۲

چکیده

اتخاذ سیاستهای مناسب برای کاهش کسری تجاری ازجمله اهداف و برنامه های اصلی سیاستگذاران اقتصادی محسوب می گردد. با این حال، ارتباط متقابل کسری بخش تجارت خارجی با متغیرهای کلان اقتصاد نظیر رابطه مبادله و نرخ ارز بر پیچیدگی مطالعات مربوطه افزوده است. لذا شناسایی این ارتباط و تأثیر و تاثر میان آنها، نحوه اتخاذ و تدوین سیاستهای کلان اقتصادی را برای نیل به تعادل در بخش خارجی شفاف تر می‌نماید. مقاله حاضر نیز با هدف شناخت روابط متقابل بین کسری بخش تجارت خارجی با رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی در اقتصاد ایران، درصدد است مکانیسم اثرگذاری کسری بخش خارجی را در بلندمدت و کوتاه مدت با بهره گیری از الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری طی سالهای ۸۴-۱۳۳۸ مورد بررسی قرار دهد.

نتایج بیانگر وجود رابطه تعادلی بلندمدت بین کسری بخش خارجی با رابطه مبادله است، به طوری که رابطه مبادله با داشتن ضریب ۱۸/۸۶- تراز تجاری را تحت تأثیر قرار می دهد. همچنین یک ارتباط معنی دار بلندمدت بین نرخ ارز واقعی و تراز تجاری طی دوره مورد بررسی تأیید می گردد، به طوری که کاهش ارزش پول در اقتصاد ایران با ضریب ۱/۳۳ توانسته تراز تجاری را طی دوره مورد بررسی بهبود بخشد. همچنین، برای دستیابی به روابط کوتاه مدت و مشخص نمودن ضریب سرعت تعدیل متغیر کسری بخش تجارت خارجی از الگوی تصحیح خطای برداری استفاده شد که طبق نتایج به دست آمده، ضریب بالای سرعت تعدیل این متغیر در قبال هرگونه عدم تعادل و انحراف آن از سطح تعادلی بلندمدت در دوره اول، بیانگر این است که هرگونه عدم تعادلی در معادله کسری بخش تجارت خارجی به سرعت برطرف می گردد.

واژگان کلیدی : کسری بخش تجارت خارجی، رابطه مبادله، نرخ ارز واقعی، الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری.

طبقه بندی JEL : F4, F13, F37

---

۱. این مقاله برگرفته از پایان نامه کاشناسی ارشد اینجانب (وحید شقاقی شهری) به راهنمایی دکتر رضا نجارزاده و به مشاوره دکتر لطفعلی عاقلی می باشد.

۲. استادیار گروه اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
۳. استادیار اقتصاد و عضو هیات علمی پژوهشکده اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس
۴. دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه تربیت مدرس

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

۱- مقدمه

تراز پرداخت‌های خارجی معیار سنجش و اندازه گیری جریان مبادلات تجاری و انتقال سرمایه در یک اقتصاد باز است که سه جزء مهم آن عبارتند از: تراز تجاری (تفاضل بین صادرات و واردات کالا)، حساب جاری (تفاضل بین صادرات و واردات کالا و خدمات) و حساب سرمایه. برای کشورهای در حال توسعه، وضعیت تراز تجاری از مهمترین متغیرهای کلان و از محدودیت‌های استراتژیک اقتصاد کلان هستند. عدم تعادل در تراز پرداخت‌های داخلی، مانند کسری بودجه دولت، حداقل در کوتاه مدت قابل تأمین است، زیرا استقراض از بازار سرمایه داخلی و یا از بانک مرکزی امکان پذیر می باشد. امکان استقراض از بازار سرمایه جهانی برای تأمین مالی کسری تراز تجاری در بسیاری از کشورهای درحال توسعه وجود دارد، اما دسترسی به این بازار محدود و کشش عرضه سرمایه خارجی نسبتاً پایین است. بدین مناسبت، نوسانات تراز تجاری بر سطح و ترکیب تولید ناخالص ملی تأثیرات مهمی دارد.

با توجه به کلیدی بودن رابطه مبادله و در کنار آن نرخ ارز در بخش تجارت خارجی و به دلیل اهمیت تراز پرداخت‌های بین المللی در تعیین سطح درآمد ملی و اشتغال و نیز در فرایند رشد و انباشت سرمایه، کشورهای درحال توسعه سیاستها و استراتژی‌های مختلفی برای مقابله با محدودیت تراز تجاری برگزیده اند. در دهه های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ بسیاری از کشورهای درحال توسعه به اجرای سیاست جایگزینی واردات، که متکی به کنترل واردات از طریق تعرفه های گمرکی و نیز محدودیت‌های کمی و کنترل ارز بود، مبادرت ورزیدند.

به خاطر تجربه ناموفق و به واسطه بلوغ صنعتی، برخی از این کشورها در دهه های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ سیاست تشویق صادرات و آزادسازی نسبی بخش تجارت خارجی و بازار ارز را انتخاب کردند. در برخی از این کشورها (مانند مالزی، تایوان و کره جنوبی) سیاست تشویق صادرات و آزادسازی تجاری و مالی نتایج خوبی در برداشته، اما در پاره ای دیگر از کشورها این سیاستها کارساز و موفق نبوده است.

به طور کلی در کشورهایی که فضای مناسب اقتصاد کلان و انضباط مالی و پولی و نیز دسترسی به بازارهای بین المللی سرمایه وجود داشته، سیاستهای تعدیل و سالم سازی ساختار اقتصادی نسبتاً موفق بوده، اما در کشورهایی که فضای اقتصادی یاد شده وجود نداشته، سیاستهای آزادسازی و مشارکت بیشتر مردم در فعالیتهای اقتصادی نتایج خوبی در برنداشته است.

کشور ما نیز پس از جنگ تحمیلی به منظور ایجاد شرایط مناسب جهت رشد تولیدات و فعال تر کردن بخش صادرات غیرنفتی، اقدام به آزادسازی محدود در بخش تجارت خارجی و نیز آزادسازی بازار ارز نمود. این اقدامات برای چند سالی موجب رشد تولید ناخالص ملی و نیز رشد

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

چشمگیر صادرات غیرنفتی گردید. اما این اصلاحات که در قالب سیاستهای تعدیل انجام گرفته بود به علت بروز فشارهای تورمی و نوسانات شدید در ارز موازی (غیر متشکل) و تحت شرایطی که بدهیهای خارجی به خصوص وامهای کوتاه مدت، برای مدتی محدود وضعیت دشوار ارزی را در کشور ایجاد نموده بود، معلق گردید و کسری تجاری را دامن زد (رحیمی بروجردی، ۱۳۷۷).

مقاله حاضر در پی پاسخ به این سؤالات است: اولاً، آیا کاهش ارزش پول توانسته است تراز تجاری کشور را بهبود بخشد؟ و ثانیاً، آیا طی سالهای گذشته ارتباطی بین رابطه مبادله و کسری بخش تجارت خارجی در کشور وجود داشته است؟ و درصورت مثبت بودن جواب سؤال دوم این ارتباط به چه صورتی مشاهده شده است. بنابراین برای پاسخ به سؤالات مذکور، مقاله به شکل زیر سازماندهی می‌گردد. در بخش بعدی چارچوب‌های نظری و سپس مطالعات تجربی مربوط به ارتباط متقابل کسری بخش تجارت خارجی با رابطه مبادله و نرخ ارز بیان می شود. آنگاه با توجه به شرایط و خصیصه های اقتصاد ایران، یک الگوی مناسب اقتصاد سنجی انتخاب و تخمین زده می شود و آثار سیاستهای اتخاذ شده بر تراز تجاری بر مبنای الگوی موردنظر مورد تحلیل و بررسی قرار می‌گیرد. بخش پایانی نیز نتیجه گیری و توصیه های سیاستی را شامل می‌شود.

۲- مطالعات نظری

الگوهای نظری مرتبط با اثرات شوک‌های رابطه مبادله و نرخ ارز واقعی بر کسری های بخش تجارت خارجی برپایه الگوهای بین دوره ای شکل گرفته اند. این الگوها که در چارچوب اقتصاد بین الملل قابل تبیین اند، به دو دسته مشهور تقسیم می شوند. دسته اول، الگوی های بین دوره ای با طول عمر محدود مصرف کننده هستند که در خلال زمان کامل تر شده اند. دسته دوم، الگوهای جدیدتری هستند که از آنها به عنوان الگوهای نسلهای مشترک با طول عمر محدود[1] یاد می‌شود (Van Wijnbergen, 1985, 1987). تفاوت این الگو با الگوی قبلی در این است که در الگوی (نظری) اولی، فرض بر این است که یک فرد نمونه مطلوبیت خود را با قید محدودیت بودجه حداکثر می کند. در این الگو، فرض بر وجود نسلهای مشترک با طول عمر محدود است، یعنی زنجیره مؤثری از انتقالات بین نسلی وجود دارد و خانوارها به گونه ای عمل می کنند که گویی برای مدت زمان نامحدودی زنده هستند. در این الگو، بحث مصرف کنندگان (خانوارها) با طول عمر نامحدود مطرح نیست، بلکه بحث بر سر زنجیره بین نسلی برای زندگی های محدود است. در این

1. Overlapping finite lived generations

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

حالت نسلهای فعلی به نسلهای بعدی متصل خواهند بود. با وجود تفاوتهای که بین دو الگو وجود دارد، هر دو دارای این وجه مشترک اند که در حیطه الگوهای نظری خرد اقتصادی قرار دارند.

در این بخش از مقاله، ادبیات نظری الگوهای بین دوره ای با طول عمر محدود مصرف کننده به صورت گذرا ارائه شده و به دلیل گستردگی بحث، از بررسی الگوهای بین دوره ای نسلهای مشترک چشم پوشی می گردد. همچنین روابط ریاضی پویا در الگوی نخست نیز دارای پیچیدگی‌های زیادی بود که برای اجتناب از آنها به اثبات و تجزیه و تحلیل روابط پرداخته نشده است (شقاقی شهری، ۱۳۸۳).[۱] برای این منظور، چارچوب تحلیلی واکنش ترازپرداختها نسبت به تغییر در رابطه مبادله که به اثر« هاربرگر-لارسن- متزلر» معروف است مورد بررسی قرار می گیرد (Ostry, 1988). یک الگوی دو زمانه را از یک اقتصاد باز کوچک در نظر بگیرید که در آن ۳ نوع کالا وجود دارد (کالای قابل صادرات و واردات، و کالای غیرقابل تجارت). در این اقتصاد، یک فرد نمونه، مطلوبیت خود را با قید محدودیت بودجه حداکثرمی کند؛ یعنی:

$$C_{X0} + P_{m0}C_{m0} + P_{n0}C_{n0} + (1-r_{x-1})B_{-1} = \bar{Y}_{X0} + P_{m0}\bar{Y}_{m0} + P_{n0}Y_{n0} + \beta_0 \qquad (۱$$

$$C_{X1} + P_{m1}C_{m1} + P_{n1}C_{n1} + (1-r_x) = \bar{Y}_{X1} + P_{m1}\bar{Y}_{m1} + P_{n1}\bar{Y}_{n1} \qquad (۲$$

که در آن C_{nt}, C_{mt}, C_{xt} به ترتیب عبارتند از: سطح مصرف کالاهای صادراتی، سطح مصرف کالاهای وارداتی وسطح مصرف کالای غیرتجارتی. $\bar{Y}_{nt}, \bar{Y}_{mt}, \bar{Y}_{xt}$ بترتیب دارایی‌های اعطایی به کالاهای صادراتی، وارداتی و غیرتجاری می باشد.

P_{nt}, P_{mt} نشان دهنده قیمت نسبی کالاهای وادراتی و غیرتجاری، β_{-1} سطح بدهی اولیه (که ممکن است مثبت و منفی باشد) و β_0 نشان دهنده استقراض بین دوره صفر و یک (که ممکن است منفی یا مثبت باشد) و r_{xt} نشانگر نرخ بهره (برای قرض و وام) بین دوره های $t, t-1$ است. انتخاب نام کالاهای قابل صادرات به این دلیل است که تمام دارایی‌ها و بدهیها، به علاوه نرخهای بهره برحسب واحدهای صادراتی اندازه گیری می‌شوند. فرض بر این است که نرخ ارز واقعی به وسیله معکوس قیمت نسبی کالاهای غیرتجاری برحسب کالاهای قابل صادرات تعریف شود، یعنی ($\frac{1}{P_{nt}}$). افزایش در P_{nt} دلالت بر افزایش واقعی ارزش پول (کاهش نرخ ارز واقعی) و کاهش در P_{nt} دلالت بر کاهش واقعی ارزش پول دارد.

۱. برای مطالعه بیشنر رجوع شود به: شقاقی شهری، ۱۳۸۳

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

در یک الگو با ۳ کالا، به طور کلی ۲ نرخ ارز وجود دارد، یکی برحسب کالاهای قابل صادرات ($\frac{1}{P_{nt}}$) و دیگری بر حسب کالاهای قابل واردات ($\frac{P_{mt}}{P_{nt}}$). تا وقتی که قیمت نسبی کالاهای وارداتی برحسب صادراتی (P_m)، ثابت است، انتخاب هر تعریفی از نرخ ارز واقعی به طور کامل بی ضرر است. ولی وقتی شوکی از طریق تغییر رابطه مبادله کالا به وجود می آید، این حالت صادق نیست. در این حالت تغییر در P_m به طور آشکار تأثیرات متفاوتی را برجای می گذارد. در متاثر شدن نرخ ارز واقعی از شوکهای مختلف باید به این نکته توجه شود و آن عبارت از اثر این نرخ بر قیمت نسبی کالاهای صادراتی برحسب کالاهای داخلی($\frac{1}{P_{nt}}$) می باشد. پس باید اثرات این شوکها با توجه به تعریف نرخ ارز واقعی، به صورت $\frac{P_{mt}}{P_{nt}}$ تعیین گردد و یا اثرات آن بر متوسط وزنی هر ۲ نوع نرخ ارز اندازه گیری شود.

همچنین ترجیحات مصرف کننده با ۶ کالا (سه کالا در دو زمان) تعریف می شود که عبارتند از $C_{n1}, C_{m1}, C_{x1}, C_{n0}, C_{m0}, C_{x0}$ و فرض بر این است که تابع مطلوبیت افراد طی زمان به صورت جداگانه است. بنابراین، مطلوبیت زمان زندگی (U ($C_{n1}, C_{m1}, C_{x1}, C_{n0}, C_{m0}, C_{x0}$) به صورت زیر نوشته می شود:

$$U\left[C_0(C_{X0}, C_{n0}, C_{m0}), C_1(C_{X1}, C_{m1}, C_{n1})\right]$$

که در آن $C_1(0), C_0(0)$ مطلوبیت‌های جزیی[1] هستند که توابعی از سطوح مصرف ۳ کالا در دوره صفر و یک می باشند. همچنین فرض می شود که توابع مطلوبیت جزیی هموتیک بوده و می‌توانند به صورت توابع همگن خطی از مصرف در هر دو زمان داده شوند.

با این فروض، مصرف کننده ممکن است با حل مشکل بهینه کردن دومرحله ای رو به رو باشد. اولین مرحله، انتخاب سطوح مصرف کننده از C_{nt}, C_{mt}, C_{xt} نسبت به حداقل نمودن هزینه به دست آوردن مطلوبیت جزیی سطح C_t می باشد. با حل این مشکل، تقاضا برای ۳ کالا که توابعی از قیمتهای نسبی موقتی P_{nt}, P_{mt} و مصرف کل در زمان $(P_tC_t)t$ به دست می آید، که درآن P_t قیمت یک واحد از مطلوبیت جزیی C_t است (یا مصرف واقعی). P_t به عنوان شاخص قیمت مصرف کننده تابعی از قیمتهای نسبی P_{nt}, P_{mt} می باشد.

دومین مرحله، انتخاب مصرف کننده از سطوح مصرف واقعی C_0, C_1 است که مطلوبیت دوره زندگی نسبت به محدودیت ثروت بین دوره ای[2] را حداکثر می کند. این مرحله برحسب β_0 در

1. Subutility
2. Intertemporal

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

معادلات (۱) و (۲) حل می گردد و با توجه به اینکه مصرف ($P_t\ C_t$) برابر است با $C_{xt} + P_{mt}C_{mt} + P_{nt}C_{nt}$ و محدودیت ثروت بین دوره‌ای برابر است با :

$$P_0(P_{m0}, P_{n0})C_0 + \alpha X_1 P_1(P_{m1}, P_{n1})C_1 = \overline{Y_{x0}} + P_{m0}\overline{Y_{m0}} + P_{n0}\overline{Y_{n0}} + \alpha X_1 \quad (۳$$
$$\left[\overline{Y}\, X_1 + P_{m1}\overline{Y_{m1}} + P_{n1}Y_{n1}\right] - (1 + r_{x-1})B_{-1} = W_0$$

که در آن W_0 ارزش ثروت دوره زندگی است که بر حسب کالاهای قابل صادرات اندازه گیری می شود. باید توجه نمود که محدودیت بودجه بین دوره ای یک عامل نمونه، مساوی با ارزش فعلی مجموع ترازهای تجاری است که برابر صفر قرار می گیرد. این شرط، فرض تحرک سرمایه را در نرخ جهانی بهره موجود، که تعداد قرض و وام گرفتن جهت آن (سرمایه) محدودیتی ندارد، منعکس می کند.

محدودیت بودجه معادله (۳) را بر P_0 تقسیم کرده و سپس محدودیت بین دوره ای مربوطه برای دومین مرحله (مساله ساز) مصرف کننده به دست می‌آید:

$$C_0 + \alpha_{c1}C_1 = W_{C0} \quad (۴$$

که در آن:

$$\alpha_{c1} = \left(\frac{P_1}{P_0}\right)\alpha_{x1}, W_{c0} = \frac{W_0}{P_0}$$

در معادله (۴) تمام متغیرها به صورت واقعی اندازه گیری می شوند که بر حسب واحدهای مطلوبیت جزیی زمان صفر است (C_0). حل مشکل مرحله دوم، تقاضا برای C_0 و C_1 را که تابعی از قیمت نسبی بین دوره ای (α_{C1}) و ثروت واقعی دوره زندگی (W_{C0}) است، به دست می آورد.

با خلاصه کردن الگوی اصلی و با فرض ثابت بودن قیمت نسبی کالاهای غیرتجاری در زمان صفر و یک، اکنون اثر تغییرات رابطه مبادله بر ترازتجاری مورد بررسی قرار می گیرد. این موضوع با طبقه بندی اولیه اثر مستقیم شوک رابطه مبادله سازگار است و منطبق بر تحلیل های سونسون و روزین (۱۹۸۳)[1] می باشد.

حال، مصرف را بر اساس ترازتجاری در زمان t تعریف می کنیم [$(TA_c)_t$]:

$$(TA_c)_t = (GDP_c)_t - C_t(\alpha_{c1,}W_{c0}) \quad (۵$$

که در آن:

$$(GDP_c)_t = \left[\overline{Y_{xt}} + P_{mt}\overline{Y_{mt}} + P_{nt}\overline{Y_{nt}}\right] / P_t(P_{mt}, P_{nt})^{t=0,1} \quad (۶$$

1. Stevenson and Rozin (1983)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

هم اکنون ۳ اثر موقتی، پیش بینی شده و دائمی تراز حساب جاری (یا تراز تجاری) بر اثر تغییر در رابطه مبادله در زمان صفر بیان می‌شود. مشتق‌های جزیی معادلـه (۵)، بـه صـورت زیـر تعریـف می‌گردد:

$$\frac{\partial (TA_c)_0}{\partial LogP_{m0}} = \beta_{m0}\left[(\mu_{m0} - \mu_{c0}) + (1-r)(1-\mu_{m0}) + r\sigma\right]_{c0} \quad (۷$$

$$\frac{\partial (TA_c)_0}{\partial LogP_{m1}} = \beta_{m1} r\left[(\sigma - 1) + \mu_{m1}\right]_{c0} \quad (۸$$

$$\frac{\partial (TA_c)_0}{\partial LogP_m} = \beta_{m0}\left[(\mu_{m0} - \mu_{c0}) + \beta_{m0} - (\beta_{m0} - \beta_{m1}) r(1-\sigma) - (1-r)\beta_{m0}\mu_{m0} - r\beta_{m1}\mu_{m1}\right]_{c0} \quad (۹$$

که در آن: β_{mt} سهم مصرف قابل واردات است که در زمـان t مـصرف شـده اسـت. β_{mt} بـه صورت ($\frac{P_{mt}C_{mt}}{P_t C_t}$) تعریف می‌گردد. μ_{nt} نسبت تولید به مصرف کالاهـای قابـل واردات در زمـان t، ($\mu_{mt} = \frac{\overline{Y_{mt}}}{C_{mt}}$) و μ_{c0} نـسبت GNP واقعـی بـه مـصرف واقعـی در زمـان جـاری اسـت ($\mu_{c0} = \frac{(GNP_c)_0}{C_0}$) و r نسبت پس انداز به ثـروت ($r = \frac{\alpha_{c1} C_1}{W_{c0}}$) و σ کـشش جانـشینی بین دوره ای می باشد. در معادلات فوق الذکر فرض می شود که ترجیحات هموتتیـک هـستند؛ بـه طوری که کشش مصرفی همراه با ثروت دوره زندگی مربوطه، برابر واحد است.

بعد از بیان فروض کلی الگو، حال نوبت به تبیین ارتباط بین رابطه مبادلـه و کـسری تجـاری و نقش نرخ ارز به عنوان یک عنصر مهم ایجاد کننده چنین ارتباطی در تحلیل اثر هاربرگر- لارسن، و متزلر[1] می رسد.

۱-۲- اثر هاربرگر- لارسن، و متزلر

پاثر متفاوت شوک های رابطه مبادله بر مسیر نرخ ارز واقعی، یک عنصر مهم در تحلیل اثر هاربرگر- لارسن، و متزلر می باشد. مخصوصاً، اثر کل تغییر در رابطه مبادله بر تراز تجاری می تواند به یک اثر مستقیم (هنوز فرض ثابت بودن مسیر نرخ ارز واقعی وجود دارد) و یک اثر غیرمستقیم تجزیه شـود. براین اساس داریم:

1. Harberger-Laursen-Metzler

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

$$\frac{d(TA_c)_0}{dLogP_{m0}} = \frac{\partial(TA_c)_0}{\partial LogP_{m_0}} + \sum_{t=0}^{1} \frac{\partial(TA_c)_0}{\partial LogP_{nt}} . \frac{dLogP_{nt}}{dLogP_{m0}} \quad (۱۰$$

$$\frac{d(TA_c)_0}{dLogP_{m1}} = \frac{\partial(TA_c)_0}{\partial LogP_{m1}} + \sum_{t=0}^{1} \frac{\partial(TA_c)_0}{\partial LogP_{nt}} . \frac{dLogP_{nt}}{dLogP_{m1}} \quad (۱۱$$

$$\frac{d(TA_c)_0}{dLogP_{m}} = \frac{\partial(TA_c)_0}{\partial LogP_{m}} + \sum_{t=0}^{1} \frac{\partial(TA_c)_0}{\partial LogP_{nt}} . \frac{dLogP_{nt}}{dLogP_{m}} \quad (۱۲$$

که در آن، $\frac{d(TA_c)_0}{dLogP_{m0}}$، $\frac{d(TA_c)_0}{dLogP_{m1}}$ و $\frac{d(TA_c)_0}{dLogP_{m}}$ نشان دهنده اثر مستقیم تغییر رابطه مبادله و علامت $\sum$ بیان کننده اثر غیرمستقیم تغییر رابطه مبادله بر ترازتجاری است.

به منظور درک بهتر اثر غیر مستقیم، نیاز به تعیین چگونگی تأثیر تغییرات نرخ ارز واقعی بر مصرف در ترازتجاری است. دیفرانسیل معادله (۵) را می توان به صورت زیر نوشت:

$$\frac{d(TA_c)_0}{dLogP_{n0}} = \beta_{n0}\left[(1-\mu_{c_0}) + r\sigma\right]C_0 \quad (۱۳$$

$$\left(\frac{d(TA_c)_0}{dLogP_{n1}} = -\beta_1\left[r\sigma\right]C_0 \quad (۱۴$$

همان طورکه در معادله (۱۳) مشاهده می شود، افزایش جاری موقتی در قیمت نسبی کالاهای داخلی (P_{n0}) بر مصرف در ترازتجاری از طریق دو بستر جداگانه اثر می گذارد، یک اثر درآمد واقعی (β_{n0} $(1-\mu_{c_0})$) و دیگری اثر مخارج واقعی (β_{n0} $r\sigma$) است.

اگر $\mu_{c0} \succ 1$ باشد، اثر درآمد واقعی مثبت و بدین معنی است که در رابطه مبادله اولیه کشور، کسری تجاری وجود دارد. حال اگر $\mu_{c0} \prec 1$ باشد، اثر درآمد منفی بوده و این زمانی است که کشور مازاد تجاری داشته باشد. دلیل مساله روشن است زیرا چون اگر $\mu_{c0} \prec 1$ باشد، مازاد تقاضا برای کالاهای تجاری در زمان صفر به وجود می آید و یک کاهش در قیمت نسبی (افزایش در P_{n0})، درآمد واقعی را افزایش می دهد. برعکس، اگر $\mu_{c0} \succ 1$ باشد، مازاد عرضه کالاهای تجاری در زمان صفر به وجود می آید. بنابراین کاهش در قیمت نسبی، تولید ناخالص داخلی واقعی را پایین تر می آورد. چنین مکانیزمی باعث تغییر در P_{n0} شده و این نیز به نوبه خود و بطورخالص از طریق جانشینی بین دوره ای بر مخارج واقعی (C_0) اثر می گذارد. از آنجا که کالاهای غیرتجاری، نه مازاد تقاضا و نه مازاد عرضه دارند، تأثیر ثروت کل منجر به تغییر در قیمت نسبی آنها نمی شود؛ اگرچه افزایش در P_{n0} نرخ بهره واقعی مربوط به مصرف را افزایش می دهد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

همچنین مخارج را به خاطر تغییر در عامل تنزیل به میزان β_{n0} تغییر داده و کشش مخارج به نرخ بهره را نیز به میزان $r\sigma$ جبران می کند.

در رابطه شماره (۱۴)، افزایش در P_{n1} فقط به وسیله تغییر درمخارج مصرفی C_0 بر ترازتجاری زمان صفر تأثیر می گذارد. از آنجا که این تأثیر یک تغییر در درآمد واقعی جاری $(GDP_c)_0$ نیست، مجدداً و به همان دلیل عنوان شده در بالا، مخارج واقعی فقط به وسیله تغییر رابطه مبادله بین دوره ای تحت تأثیر قرار می‌گیرد. افزایش در P_{n1}، عامل تنزیل α_{c1} را به دلیل بزرگ بودن مقدار β_{n1} افزایش می دهد و این باعث افزایش در مخارج واقعی زمان جاری به وسیله β_{n1} و جبران کشش و مخارج r_0 می شود. افزایش در مخارج واقعی با بدتر شدن تراز تجاری در زمان صفر منطبق است.

با استفاده از مطالب فوق‌الذکر، می توان اثرکل تغییر در رابطه مبادله را بر تراز تجاری تحلیل نمود. این تحلیل ها تنها برپایه شوک های دائمی رابطه مبادله می باشد و تحلیل اثرات موقتی تغییرات رابطه مبادله را در بر نمی گیرد.

الف- تغییرات دائمی رابطه مبادله

فرض می شود که نسبتهای مخارج و نیز نسبت تولید – مصرف ثابت باشند. به موجب این فرض و براساس تعریف عامل تنزیل واقعی، افزایش دائمی در قیمت نسبی کالاهای وارداتی، نرخ بهره واقعی را افزایش می‌دهد؛ اگر(β_{m0}) مخارج دوره صفر نسبت به کالاهای وارداتی از (β_{m1}) که نشان دهنده این نسبت در زمان یک است، بیشتر گردد و برعکس. همچنین اگر $\beta_{m1} = \beta_{m0}$ باشد، زوال دائمی در رابطه مبادله، سطوح نرخ بهره واقعی را بدون تغییر باقی می گذارد. بنابراین، در مقابل شوک های موقتی رابطه مبادله که همیشه نرخ بهره واقعی را تغییر می دهد، فرض ثابت بودن نسبتهای مخارج، بر حالت شوک های دائمی و بسترهای اصلی تأثیرپذیری رفتار ترازتجاری و اینکه اثرات جانشینی موقتی و ثروت بیشتر از اثرات بین دوره ای هستند، دلالت دارد. بر اساس رابطه شماره (۱۲) و فرض ثابت بودن نسبتهای مخارج و نیز نسبت تولید – مصرف، اثر کل تغییر رابطه مبادله بر ترازتجاری واقعی زمان صفر به صورت زیر می باشد:

$$\frac{d(TA_c)_0}{dLogP_m} = \beta_m[1-\mu_{c_0}]C_0 + \beta_n[1-\mu_{c_0}]C_0[\sigma_{nm} - (1-\mu_m)]\Delta_5 \qquad (۱۵$$

اولین عبارت رابطه (۱۵) نشان دهنده اثر مستقیم است. همان طور که مشاهده می شود، علامت اثر مستقیم منحصراً به وسیله وضعیت اولیه تراز تجاری کشور تعیین می گردد و اگر ساختار قیمت نسبی اولیه اقتصاد با کسری مواجه باشد ($\mu_{c0} \succ 1$)، این علامت مثبت می باشد و اگر

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

مازاد بودجه داشته باشد ($\mu_{c0} \prec 1$)، این علامت منفی خواهد بود. اگر در ابتدا تراز تجاری در موازنه باشد، افزایش در قیمت نسبی واردات، درآمد واقعی و مخارج را به همان میزان پایین تر می آورد و تراز تجاری بدون تغییر باقی می ماند.

دومین عبارت رابطه (۱۵)، اثر غیرمستقیم می باشد و علامت آن در ارتباط با دو عامل است. اول، $(1-\mu_m)$ $\gtrless$ σ_{nm}، و دوم این که 1 $\gtrless$ μ_{c0}. علامت $[\sigma_{nm}-(1-\mu_m)]$ ، علامت تغییر در قیمت نسبی کالاهای داخلی را به عنوان نتیجه ای از زوال رابطه مبادله تعیین می کند. اگر $\sigma_{nm} \succ (1-\mu_m)$ باشد، افزایش دائمی در P_m منجر به نرخ ارز واقعی پایین تر می گردد و برعکس. عبارت $(1-\mu_{c_0})$ تغییر در نرخ ارز واقعی را به تغییر در تراز تجاری تبدیل می کند. اگر $\mu_{c0} \prec 1$ باشد، بنابراین در ابتدا کشور با یک کسری بودجه روبه رو است و سپس نرخ ارز واقعی با ترازتجاری به طور منفی ارتباط خواهند داشت و برعکس.

در الگوی مذکور، اگر $\sigma_{nm} \prec (1-\mu_m)$ باشد، زوال رابطه مبادله سبب کاهش ارزش واقعی پول می گردد و اثرات مستقیم و غیرمستقیم تغییر رابطه مبادله، مخالف علامت فوق خواهد بود. در واقع برای ارزشهای مشخص پارامترها، اثر مستقیم ممکن است کوچک و اثر غیرمستقیم بزرگ باشد؛ به طوری که اثر غیرمستقیم ممکن است حتی اثر مستقیم را خنثی کند. به خصوص، مادامی که فرض فقدان کالاهای غیرتجاری وجود دارد (β_n نزدیک صفر است)، دلالت براین دارد که از یک وضعیت ابتدایی کسری تجاری، زوال دائمی رابطه مبادله همیشه تراز تجاری را بهبود می دهد. تحلیل ها در کل نشان می دهد که یک حرکت هماهنگ به صورت زیر برقرار است:

۱. زوال رابطه مبادله
۲. افزایش ارزش واقعی پول ملی
۳. بهبود تراز تجاری

البته باید اذعان داشت که در الگوهای بدون کالاهای غیرتجاری، توجیه و تبیین چنین الگوی حرکتی هماهنگی مشکل می باشد.

۳- مطالعات تجربی

پس از دهه ۸۰ به بعد بررسی رابطه علیت بین رابطه مبادله و تراز تجاری در اقتصاد کلان مورد بحث قرار گرفته است. خان و نایت (Khan and Knight, 1983) رابطه بین تراز تجاری و رابطه مبادله را برای ۳۲ کشور بدون نفت از روش پانل دیتا برای سالهای ۸۰-۱۹۷۳ بررسی کردند و نتیجه گرفتند که عوامل خارجی (رابطه مبادله، رشد اقتصادی پایین کشورهای صنعتی و نرخ بهره

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]
[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

واقعی خارجی) علاوه بر عوامل داخلی (کسری بودجه دولت، نرخ ارز موثر واقعی) در کاهش کسری بخش تجارت خارجی کشورهای مورد مطالعه مؤثر بوده است.

هوک (Hoque, 1995) در استرالیا رابطه علی بین رابطه مبادله و کسری بخش تجارت خارجی را بررسی کرد و نتیجه گرفت که در بلندمدت و در یک نظام نرخ ارز ثابت، بین رابطه مبادله، درآمد داخلی و خارجی از یک سو و کسری بخش تجارت خارجی از سوی دیگر، رابطه معنی داری وجود دارد؛ لیکن در دوره های با نرخ ارز شناور این گونه نبوده است.

بهمن اسکویی و جان آردهانا (Bahmani-Oskooee and Janardhana, 1995) از روش شبیه سازی برای جستجوی ارتباط بلندمدت بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری استفاده کردند و نتیجه گرفتند که در بلندمدت، بین رابطه مبادله و تراز تجاری یک رابطه (علی) وجود دارد؛ به طوری که رابطه علیت از رابطه مبادله به سمت تراز تجاری می باشد.

کواسی و همکارانش (Kouassi. Eugene and et.al [1996]) به منظور بررسی ارتباط بین کسری حساب جاری و رابطه مبادله ساحل عاج طی دوره ۱۹۶۰ الی ۱۹۹۵ با بهره گیری از روش الگوی تصحیح خطای برداری (VECM)[1] معادله زیر را آزمون می کنند:

$$\Delta X_t = c + \sum_{i=1}^{P-1} \Gamma_i \Delta X_{t-p} + \Pi X_{t-p} + \varepsilon_t$$

در معادله فوق، بردار X_t شامل ۵ متغیر درون زای کسری حساب جاری (Y)، رابطه مبادله (T)، لگاریتم درآمدهای خارجی از فرانسه ($LGDPF$)، لگاریتم درآمد داخلی ($LGDPCI$)، و لگاریتم نرخ بهره واقعی خارجی (نرخهای بهره متعلق به اعتبارات بخش خصوصی) ($LPcredit$) می باشد.

نتایج کلی تحقیق نشان می دهد که : ۱) رابطه بلندمدتی بین کسری‌های حساب جاری و رابطه مبادله وجود دارد. ۲) رابطه علیت از سوی کسری های حساب جاری به سوی رابطه مبادله بوده و عکس آن صادق نیست (رابطه مبادله در طی دوره مورد بررسی هیچ تاثیری بر کسری حساب جاری ساحل عاج نداشته است). ۳) شبیه سازی پویا نشان از این دارد که بخش مهمی از نوسانات رابطه مبادله از طریق کسری های حساب جاری قابل تبیین بوده، در حالی که عکس این قضیه صادق نمی باشد.

کنت (Kent, 1997) با استفاده از روش پانل دیتا به بررسی رابطه پویای بین حساب جاری و رابطه مبادله در میان مجموعه ای از کشورها طی دوره زمانی ۹۲-۱۹۷۰ می پردازد. وی کشورهای منتخب را به دو گروه تفکیک می کند : کشورهایی با شوک موقتی رابطه مبادله و کشورهای با

1. Vector Error Connection Model (VECM)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

شوک پایدار و دائمی. نتایج کلی مطالعه کنت نشان می دهد که واکنش تراز حساب جاری به میزان پایداری شوک‌های رابطه مبادله مربوط است. اثر مصرف و سرمایه گذاری در خلاف جهت همدیگر عمل می کنند. بنابراین، هرقدر شوک رابطه مبادله پایدار باشد، اثرات سرمایه گذاری بر اثر مصرف غلبه نموده و درنتیجه زوال رابطه مبادله باعث بدتر شدن تراز حساب جاری خواهد شد. این درحالی است که شواهد حکایت از رابطه مثبت بین ترازتجاری و شوک موقتی رابطه مبادله دارد. همچنین در مطالعه وی، ایران نیز در بین مجموعه کشورهای منتخب مشاهده می گردد و نتایج مطالعه برای اقتصاد ایران حکایت از ارتباط مثبت رابطه مبادله با تراز حساب جاری (۰/۵۵ درصد) و نیز ارتباط منفی ۰/۴۴ درصدی بین رابطه مبادله تأخیری و تراز حساب جاری است.

کاشین و همکارش(Cashin and Mcdermoot, 1998) در مقاله ای به مطالعه ارتباط بین شوک های رابطه مبادله با پس انداز خصوصی و وضعیت حساب جاری می پردازند. برپایه مطالعات و بررسی های صورت گرفته، محققان به این نتیجه می رسند که رابطه این متغیرها از نظر تئوریک مبهم می باشد به گونه ای که یک شوک انتقالی و زودگذر رابطه مبادله می تواند موجب بدتر شدن یا بهبود در حساب جاری گردد و این موضوع به بزرگتر یا کوچکتر بودن اثرات درآمدی از اثرات جانشینی مرتبط است.

عسگری (۱۳۷۷) با بهره گیری از مدلهای تصحیح خطای برداری به تعیین روابط بلندمدت بین تولیدناخالص داخلی، درآمد خارجی، رابطه مبادله و کسری بخش تجارت خارجی برای دروه (۴)۷۶- (۱)۱۳۴۰ پرداخته است. نتایج کلی مطالعه محقق نشان می دهد که یک رابطه بلندمدت بین متغیرهای موردنظر وجود دارد، به طوری که کسری تجاری به وسیله رابطه مبادله و تولید ناخالص داخلی توضیح داده می شود. همچنین، رابطه مبادله به وسیله کسری بخش تجارت خارجی، تولید ناخالص داخلی و درآمد خارجی توضیح داده می شود.

تقوی و همکاران (۱۳۸۴) درمطالعه ای به منظور «بررسی سهم تغییرات رابطهٔ مبادله بر بی ثباتی نرخ ارز در اقتصاد ایران» طی دوره ۱۳۸۳-۱۳۳۸ به این نتیجه می رسند که: با وجود تأثیرات متقابل نرخ ارز و رابطه مبادله، نقش شوک‌های رابطهٔ مبادله در نوسانات نرخ ارز ناچیز است و بیشتر نوسانات نرخ ارز در اقتصاد ایران ناشی از تغییرات خود نرخ ارز می باشد. نتیجهٔ دیگر، اثر تولید ناخالص ملی، بهبود رابطه مبادله و متقابلاً اثرات بهبود این رابطه در کاهش تورم داخلی است. همچنین محققان نتیجه می گیرند که رابطه مبادله در کاهش رشد اقتصادی تأثیرگذار بوده که از اتخاذ سیاستهای نادرست اقتصادی- تجاری در اقتصاد ایران طی سالهای مورد بررسی ناشی شده است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

۴- معرفی الگو، تخمین و تفسیر نتایج

۴-۱- معرفی الگوی تخمین

روش الگوسازی که در این تحقیق برای بررسی ارتباط نرخ ارز واقعی، رابطه مبادله با کسری تجاری به کار برده شده است، روش تصحیح خطای برداری (VECM)[1] ساختاری است که در واقع یک الگوی خودبازگشتی برداری با ویژگی همجمعی است و در آن روابط کوتاه مدت همراه با روابط بلندمدت مورد بررسی قرار می گیرند. در ضمن، می توان براساس روابط بلندمدت اقتصادی (ادبیات نظری و تجربی) به ضرایب بردارهای همجمعی، قیودی نیز اعمال کرد. این الگو در حالت کلی به صورت زیر تعریف می گردد:

$$\Delta X_t = c_1 + c_2 T + \rho X_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta X_{t-i} + \varphi W_t + \varepsilon_t$$

که در الگوی فوق:

X_t : بردار متغیرهای درونزا شامل سه متغیر رابطه مبادله، نرخ واقعی ارز و کسری تجاری می باشد ($n \times 1$). درضمن، در مقاله حاضر، رابطه مبادله تهاتری (پایاپای) خالص یا به عبارت دیگر، رابطه مبادله کالا (TOT) به صورت نسبت بین شاخص قیمت کالاهای صادراتی بر وارداتی تعریف گردیده که براساس این تعریف، افزایش در TOT نشانگر آن است که حجم بیشتری از واردات را با مبادله مقادیر مشخصی از صادرات می توان به دست آورد.

$$TOT = \frac{P_x}{P_m} \times 100$$

همچنین برای محاسبه نرخ ارز حقیقی نیز نرخ ارز اسمی نسبت به شاخص قیمت های داخلی و خارجی تعدیل شده که از فرمول زیر تبعیت می کند:

$$RER = NER \frac{CPI_{OECD}}{CPI_I}$$

در رابطه فوق نیز RER نرخ ارز حقیقی، NER نرخ ارز اسمی رسمی، CPI_I شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی ایران و CPI_{OECD} شاخص بهای کالاها و خدمات مصرفی کشورهای OECD[2] می باشد.

W_t بردار متغیرهای برونزا به غیر ازمقادیر ثابت و روندها ($q \times 1$)، که صادرات نفت و گاز XO و متغیرهای متغیر مجازی DE برای انعکاس افزایش ناگهانی نرخ ارز اسمی کشور در سال

1. Vector Error Correction Model (VECM)
2. Organization for Economic and Cooperation Development

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

۱۳۷۲ و متغیر مجازی Doil برای نشان دادن افزایش ناگهانی قیمت نفت در سال ۱۳۵۳ به عنوان متغیرهای مجازی برون زای الگو در نظر گرفته شده‌اند.

ε_t بردارجملات خطا؛

T روند؛

c_1 بردار مقادیرثابت؛

m تعداد وقفه های مورد نیاز برای دستیابی به پسماندهای نوفه سفید است.[۱]

۲-۴- نتایج تخمین

برای بررسی سؤالات و آزمون فرضیه های مطرح شده و براساس ادبیات نظری و تجربی بخشهای اول و دوم، مراحل تخمین مدل بدین صورت طراحی می گردد که ابتدا براساس الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری و برپایه ادبیات نظری ارائه شده در بخش دوم تحقیق، تأثیر و تاثر رابطه مبادله بر کسری بخش تجارت خارجی از مسیر نرخ ارز واقعی مورد تجزیه و تحلیل قرار می گیرد.

در ادامه نیز با استفاده از روشهای دیگر اقتصادسنجی نظیر روش حداقل مربعات خطی، انگل – گرنجر، و روش همجمعی یوهانسون–یوسیلیوس کلیه متغیرهای مزبور در قالب یک الگوی اقتصادسنجی تخمین زده شده و نتایج حاصله با نتایج برآورد الگوی تصحیح خطای برداری ساختاری مورد مقایسه قرار می گیرند. همچنین با استفاده از توابع واکنش ضربه میزان واکنش کسری بخش تجارت خارجی در برابر ضربه به هر یک از متغیرها بررسی می شود. درضمن با تخمین الگوی کوتاه مدت تصحیح خطای برداری، نتایج کوتاه مدت تأثیر متغیرها بر کسری بخش خارجی بررسی می شود که هر یک از مراحل تخمین به تفصیل بیان می‌شود.

۱-۲-۴- آزمون ایستایی متغیرهای تحقیق

استفاده از روشهای معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی، مبتنی بر فرض ایستایی متغیرهای مورد مطالعه می‌باشد. از طرف دیگر، اکثر سری‌های زمانی اقتصاد کلان ناایستا می‌باشند. از این رو قبل از استفاده از متغیرهای سری زمانی لازم است نسبت به ایستایی یا ناایستایی آن اطمینان حاصل کرد. برای اطمینان از ایستایی یا ناایستایی متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در مدل، از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته و آزمون شکست ساختاری پرون استفاده شده است.

در این قسمت برای اطمینان از ایستایی و یا ناایستایی متغیرهای مورد استفاده در مدل، کلیه متغیرهای مورد نظر بر اساس آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته مورد بررسی قرار می‌گیرد. آزمون

۱. برای مطالعه بیشتر به رساله دکتری فلاحی (۱۳۷۷، ص ۱۵۳–۱۵۷) رجوع گردد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

ریشه واحد دیکی‌فولرتعمیم یافته به صورت‌های مختلف و ممکن و براساس معنی دار بودن هر یک از عوامل جبری (مقادیر ثابت و روند) و معنی دار بودن متغیرهای وابسته با وقفه داده‌ها، برای کلیه متغیرهای موجود در مدل آزمون گردید. جدول (۱) نشان دهنده نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مورد نظر می باشد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

جدول (۱). آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای سطح متغیرهای مورد مطالعه

متغیر	آماره ADF	در سطح ۱ درصد	در سطح ۵ درصد	در سطح ۱۰ درصد
BC	-۲/۵۵	-۳/۵۸	-۲/۹۲	-۲/۶
TOT	-۲/۴۱	-۳/۵۸	-۲/۹۲	-۲/۶
RER	-۰/۷۲	-۳/۵۸	-۲/۹۲	-۲/۶
XO	۰/۱۱۲	-۳/۵۸	-۲/۹۲	-۲/۶

همان طورکه ملاحظه می‌شود با توجه به اینکه قدر مطلق آماره دیکی- فولر تعمیم یافته از مقادیر بحرانی برای کلیه متغیرها کوچکتر می‌باشد، لذا نتیجه‌گیری می‌شود که کلیه متغیرهای مورد مطالعه در سطح ناایستا بوده و فرضیه H_o مبنی بر وجود ریشه واحد متغیرهای مزبور در سطح بالایی از درجه اطمینان مورد تأیید قرار می‌گیرد. سپس برای تشخیص درجه انباشتگی متغیرهای موردنظر آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرها تکرار شد. نتایج آزمون دیکی- فولر تعمیم یافته برای تفاضل مرتبه اول متغیرها نشان داد که کلیه متغیرهای مدل پس از یک بار تفاضل گیری ساکن شده اند (آماره ADF برای متغیرهای ΔBC، ΔTOT، ΔRER و ΔXO به ترتیب ۷/۵- ، ۵/۳- ، ۳/۲۷- و ۴/۵۸- به دست آمد).

با توجه به انتقادات پرون از روش آزمون دیکی – فولر زمانی که شکست ساختاری در سری های زمانی وجود دارد، بررسی شکست ساختاری و آزمون ریشه واحد پرون ضروری است. "پرون" (۱۹۸۹) خاطر نشان می سازد، در شرایطی که انتظار یک شکست ساختاری وجود دارد می‌باید مراقبت ویژه ای را در آزمون ریشه واحد اعمال نمود. در این حالت، آماره های آزمون دیکی – فولر در جهت رد نکردن ریشه واحد اریب دارد. ملاحظه نمودار نرخ ارز واقعی، انتظار وقوع شکست ساختاری را برای نرخ ارز حقیقی به دلیل اجرای سیاست یکسان سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲ محتمل می سازد. این شکست ساختاری را با توجه به نمودار مذکور می توان به یکی از دو صورت احتمالی تغییر در سطح یا تغییر در شیب آن در نظر گرفت. بنابراین از الگوهای A و C پرون (۱۹۸۹ ص ۱۳۸۰) برای تشخیص ایستایی یا ناایستایی این متغیرها استفاده شد.

نتایج آزمون پرون در مورد نرخ ارز واقعی با لحاظ نمودن دو شکل احتمالی تغییر در سطح و تغییر در سطح و شیب در پیوست آورده شده است. مقایسه آماره های t ضریب برآورد شده α برای متغیر نرخ ارز واقعی در هر دو الگوی A و C (به ترتیب ۰/۹۱۹- در الگوی A و۰/۰۴۷- در الگوی C)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

با مقادیر بحرانی مربوطه حکایت از آن دارد که حتی با در نظر گرفتن شکست ساختاری یکسان سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۲، بازهم نمی توان فرض صفر (ریشه واحد) را رد نمود.[۱]

بدین ترتیب نتیجه می‌شود که وجود ریشه واحد برای متغیر نرخ ارز واقعی ناشی از شکست ساختاری نبوده و این متغیر دارای ریشه واحد هستند. بنابراین، با قبول این که کلیه متغیرها انباشته از درجه یک می باشند و تفاضل آنها ایستا می گردد، به بررسی مراحل بعدی تخمین الگوی تصحیح خطای برداری پرداخته می شود.

۲-۲-۴- تأثیر رابطه مبادله و نرخ واقعی ارز بر کسری بخش تجارت خارجی

به منظور برآورد مدل ابتدا باید مرتبه VAR با استفاده از معیارهای آکاییک و شوارتز و با احتساب ۴ وقفه تعیین شود. هر دو معیار دلالت بر وجود مرتبه اول برای الگوی VAR طراحی شده برای ایران دارد. لذا جهت برآورد الگو به روش یوهانسون، مرتبه اول برای آن در نظر گرفته می شود (جدول شماره ۲).

جدول (۲). انتخاب مرتبه VAR

مرتبه	آکاییک	شوارتز
۰	-۱۵۰۹/۱	-۱۵۰۹/۱
۱	-۱۳۰۸/۸	-۱۳۷۲/۹
۲	-۱۳۴۷/۷	-۱۳۷۵/۹
۳	-۱۳۴۲/۱	-۱۳۸۴/۳
۴	-۱۳۳۷/۰	-۱۳۹۳/۴

در مرحله بعد، به منظورتعیین روابط همجمعی از روش یوهانسون استفاده شد. بر این اساس، برای دستیابی به تعداد بردارهای همجمعی بایستی رتبه ماتریسی II مشخص گردد. تعیین رتبه ماتریس نیز به وسیله برآورد آن و ریشه های مشخصه صورت می گیرد. با استفاده از دو آماره

---

۱. آماره t ضریب برآورد شده α براساس رابطه $t = \hat{\alpha} - 1 \Big/ SE(\hat{\alpha})$ محاسبه شده است. همچنین انتخاب متغیرهای تأخیری براساس معنی‌دار بودن بالاترین وقفه با توجه به آماره t آن می باشد. در ضمن سطح بحرانی نیز براساس تعداد مشاهدات قبل از وقوع شکست به کل مشاهدات تعیین گردید.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

$\lambda trace$, λ max و نیز معیارهای انتخاب الگو : آکاییک، شوارتز و حنان – کوین، می توان تعداد ریشه های مشخصه معنی دار را تعیین نمود. آزمونهای $\lambda trace$, λ max و نیز معیارهای سه گانه آکاییک، شوارتز و حنان – کوین همگی بر وجود یک بردار همجمعی دلالت دارند. به عبارت دیگر تنها یک ترکیب خطی از متغیرهای درونزای سه گانه BC، TOT و RER وجود دارد که ایستا هستند. مقادیر مشخصه الگوی برآورد شده برای ایران عبارتند از:

$\lambda = (0/66324 \ , \ 0/52326 \ , 0/092221 \ , 0/00)$

نتایج آزمون مقادیر مشخصه الگو در جداول (۳) و (۴) آمده است:

جدول (۳). آماره همجمعی برای کسری تجاری، کسری بودجه و نرخ ارز

رتبه		λ max			$\lambda trace$		
H_0	H_1	آماره	سطح ۹۵ درصد	سطح ۹۰درصد	آماره	سطح ۹۵ درصد	سطح ۹۰درصد
r = 0	r =1	۵۰/۰۶	۲۲/۰۴	۱۹/۸۶	۵۲/۹۶	۳۴/۸۷	۳۱/۹۳
$r \leq 1$	r =2	۲/۴۷	۱۵/۸۷	۱۳/۸۱	۲/۸۹	۲۰/۱۸	۱۷/۸۸
$r \leq 2$	r =3	۰/۴۲	۹/۱۶	۷/۵۳	۰/۴۲۶	۹/۱۶	۷/۵۳

جدول(۴). معیار انتخاب الگو برای تعیین تعداد روابط همجمعی برای سه متغیر کسری تجاری، کسری بودجه و نرخ ارز واقعی

رتبه	آکاییک	شوارتز	حنان - کوین
r =۰	-۹۸۹/۴	-۹۹۷/۶	-۹۹۲/۵
r = ۱	-۹۷۰/۳	-۹۸۴/۱	-۹۷۵/۵
r =۲	-۹۷۳/۱	-۹۹۰/۵	-۹۷۹/۶
r = ۳	-۹۷۴/۹	-۹۹۴/۱	-۹۸۲/۱

توجه: انتخاب رتبه مناسب براساس بالاترین مقدار سه معیار آکاییک، شوارتز و حنان – کوین صورت می گیرد.

حال با استفاده از نظریه های اقتصادی که پیرامون ارتباط میان متغیرهای موردنظر وجود دارد و در بخش ادبیات نظری به آنها اشاره شد، می توان با اعمال قیود بر ضرایب بردارهای همجمعی به ارتباط بلندمدت اقتصادی میان آنها دست یافت. درضمن، با استفاده از روش الگوسازی ساختاری

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

بلندمدت "پسران و شین"[1] (۱۹۹۵) درصورت عدم معنی داری متغیرهایی در روابط همجمعی که با اعمال «محدودیت های دقیقاً شناسا»[2] حاصل شده است، می توان «محدودیت های فراشناسا»[3] را نیز بربردارهای همجمعی اعمال نمود.

بر اساس روش یوهانسون، به دلیل اینکه یک بردار همجمعی در میان متغیرهای سه گانه وجود داشت، لذا یک محدودیت بر رابطه همجمعی اعمال گردید. برای این منظور در بردار همجمعی، تنها به هنجارسازی ضریب متغیر کسری بخش تجارت خارجی بسنده شد. با این حال، طبق نتایج جدول شماره (۵) مشخص می گردد که ضریب برآوردشده برای مقدار ثابت با توجه به انحراف معیار مجانبی آن معنی دار نیست. لذا با اعمال محدودیت های فراشناسا یعنی فرض صفر بر ضریب مقدار ثابت، مجدداً روابط همجمعی برآورد گردید که نتایج درجدول شماره (۶) آمده است.

به این ترتیب ضرایب بلندمدت الگوی طراحی شده به صورت زیر به دست می آید (جداول ۵ و۶):

BC = - 18/86 TOT + 1/33 RER

جدول (۵). نتایج برآورد روابط همجمعی با اعمال محدودیتهای دقیقاً شناسا

متغیر	بردار اول
کسری بخش تجاری	۱
رابطه مبادله	۱۹/۷ (۳/۸۶)
نرخ ارز واقعی	-۱/۳۲ (۰/۶۱)
مقدار ثابت	-۳۸۰/۴۱ (۸۱۸/۳۷)

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار مجانبی ضرایب برآورد شده است.

1. M.Hashem Pesaran and Y.Shin
2. Exactly Identifying Restriction (s)
3. Over Identifying Restriction (s)

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

جدول (۶). نتایج برآورد روابط همجمعی با اعمال محدودیت‌های فراشناسا

متغیر	بردار اول
کسری بخش تجاری	۱
رابطه مبادله	۱۸/۸۶ (۳/۴۴)
نرخ ارز واقعی	-۱/۳۳ (۰/۶۲)
مقدار ثابت	۰

اعداد داخل پرانتز انحراف معیار مجانبی ضرایب برآورد شده است.

نتایج برآورد ضرایب بلندمدت حکایت از این دارد که اولاً، رابطه مستقیم بلندمدت بین تراز بخش خارجی و نرخ ارز واقعی مشاهده می گردد؛ به طوری که نرخ ارز با داشتن ضریب ۱/۳۳، کسری بخش خارجی را افزایش می دهد. ثانیاً، وجود رابطه معنی دار بلندمدت معکوس میان کسری بخش خارجی و رابطه مبادله تأیید می‌شود.

همچنین، برای دستیابی به روابط کوتاه مدت و مشخص نمودن ضریب سرعت تعدیل متغیر کسری بخش تجارت خارجی از الگوی تصحیح خطای برداری استفاده شد که طبق نتایج به دست آمده، ضریب بالای سرعت تعدیل این متغیر در قبال هرگونه عدم تعادل و انحراف آن از سطح تعادلی بلندمدت در دوره اول، بیانگر این است که هرگونه عدم تعادلی در معادله ΔBC به سرعت برطرف می گردد. همچنین نتایج روابط کوتاه مدت برای معادله کسری بخش تجارت خارجی (ΔBC) نشان می دهد که یکسان سازی نرخ ارز رسمی در سال ۷۲ باعث کاهش کسری بخش خارجی گردیده است. ضریب عواید ناشی از صادرات نفت و گاز نیز با داشتن علامت مثبت، نشان دهنده این است که افزایش عواید صادرات این دو محصول باعث افزایش موازنه بخش تجارت خارجی در کوتاه مدت بوده است. درضمن، افزایش درآمدهای نفتی نیز موازنه تجاری ایران را در کوتاه مدت بهبود بخشیده است(جدول ۷).

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

جدول (۷). نتایج الگوی تصحیح خطای برداری ایران

معادله	ΔBC
$ECM\ (-1)$	-۱/۰۶۵ (۰/۱۲۵۵)
$DOIL$	۶۳۹۸/۳ (۳۳۹۵/۸)
DE	-۲۴۶۰/۰ (۳۴۰۰)
XO	۰/۳۵۶۳ (۰/۰۴۵)
R^2	۰/۶۶
$D.W$	۱/۵۷

انحراف معیار داخل پرانتز داده شده است.

۳-۲-۴- تجزیه و تحلیل توابع واکنش به ضربه

تجزیه و تحلیل واکنش به ضربه (تکانه) یا به عبارت دیگر، ضریب فزاینده پویا، ابزاری متداول جهت بررسی و دستیابی به اطلاعات پیرامون تأثیرات متقابل میان متغیرها درالگوهای پویا است. این ابزار علاوه بر اینکه در تجزیه و تحلیل متداول الگوی VAR کاربرد دارد، در سیستم‌های همجمعی نیز ابزار ارزشمندی به شمار می رود. طبق بحثهای اخیر مطرح شده در اقتصادسنجی، هرچند ممکن است در سیستم‌های همجمعی، تک تک متغیرها ناایستا باشند اما ترکیباتی خطی از متغیرها وجود دارد که ایستا می باشد. این ترکیبات خطی اغلب به عنوان روابط تعادلی بلندمدت تفسیر می شوند. به عبارت دیگر فرض برآن است که انحرافات از روابط تعادلی پایا می باشند. در نتیجه، با فرض اینکه متغیرها در زمانی مانند t=0 در تعادل هستند، اصابت یک ضربه یا تکانه به یکی از متغیرها باعث پدید آمدن مسیرهای زمانی برای سیستم می گردد که سرانجام در تعادل جدید مستقر می-شود، البته با این فرض که هیچ تکانه بعدی بروز نکند. این مسیرهای زمانی متغیرها می توانند نکات جالبی را درباره روابط بلندمدت و کوتاه مدت متغیرها ارائه کنند که در بسیاری از تجزیه و تحلیل های تجربی بویژه زمانی که تفسیر مستقیم روابط همجمعی دشوار است، قابلیت کاربرد داشته باشند.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

نظر به اینکه توابع واکنش به ضربه، مسیر زمانی تأثیر ضربه بر وضعیتهای آتی یک سیستم پویا را اندازه گیری می کند، لذا آثار ضربه را می توان بر متغیرها و همچنین روابط همجمعی در الگوی تصحیح خطای برداری مشاهده نمود. علاوه بر این، می توان دو نوع توابع واکنش به تکانه مختلف را در هریک از دو مورد بالا محاسبه نمود. نوع اول به تابع واکنش به تکانه متعامد معروف است که در آن ترتیب قرارگرفتن متغیرها در الگوی VAR بسیار حائز اهمیت است. نوع دوم نیز که به تابع واکنش تکانه تعمیم یافته معروف است، درجهت رفع مشکل وابستگی تابع واکنش به تکانه متعامد به قرارگرفتن متغیرها در الگوی VAR مطرح شده است (نوفرستی، ۱۳۸۰). در اینجا خاطرنشان می گردد که میزان ضربه، یک واحد و یا یک انحراف معیار درنظر گرفته می شود.

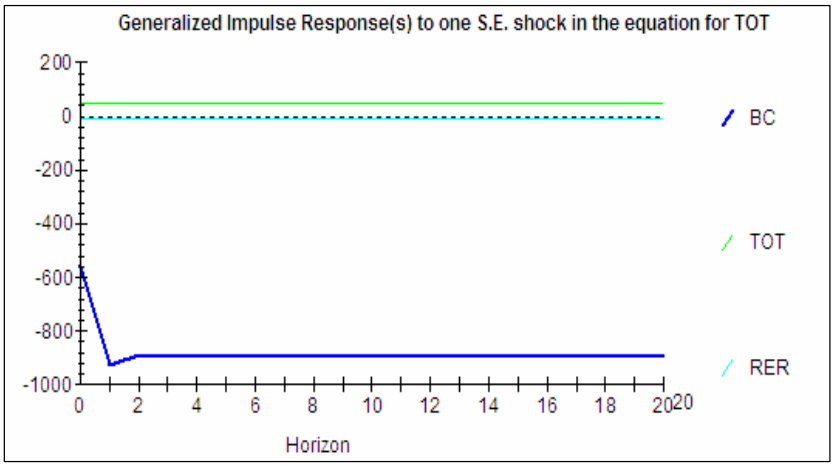
در بحث واکنش به ضربه برای متغیرها فرض می شود که سیستم در تعادل است و این تعادل در مبدأ مختصات قرار دارد؛ به گونه ای که تمامی متغیرها در حالت تعادل برابر صفر هستند. آنگاه اثر تکانه(ضربه) یکباره به یک متغیر، موقتی نامیده می شود که متغیر پس از گذشت چند دوره زمانی به مقدار تعادلی قبلی خود بازگردد. حال اگر این متغیر به صفر برنگردد و در مقدار تعادلی متفاوتی استقرار یابد، اثر ضربه دائمی نامیده می شود.

نمودارهای (۴) و (۵)، واکنش سه متغیر BC ، TOT و RER به ضربه تعمیم یافته و متعامد در TOT به اندازه یک انحراف معیار را نشان می دهند. مطابق انتظار، این ضربه به افزایش کسری تجاری منجر می گردد، بطوریکه پس از گذشت یک دوره زمانی از ضربه، کسری تجاری بشدت افزایش یافته و سرانجام در یک سطح دائمی منفی قرار می گیرد. به عبارت دیگر، تأثیر این ضربه در هر دو حالت تعمیم یافته و متعامد به صورت افزایش کسری تجاری و قرار گرفتن این متغیر در یک سطح دائمی منفی متجلی می شود.

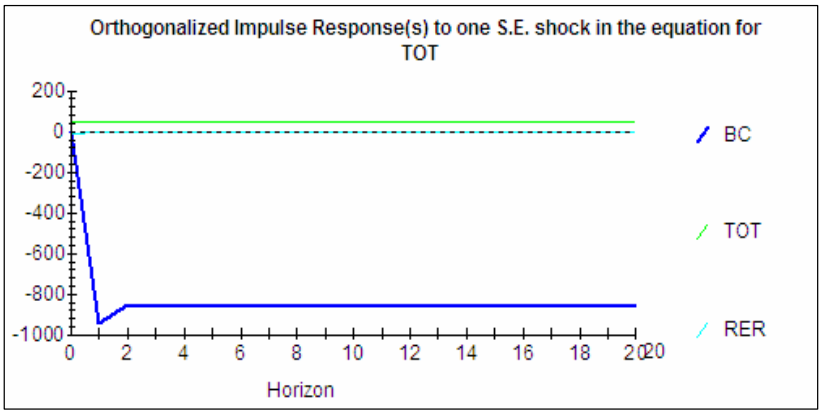
همچنین در نمودارهای (۶) و (۷)، واکنش متغیرها به ضربه تعمیم یافته و متعامد در RER به انداز یک انحراف معیار به تصویر کشیده شده است. همان طورکه مشاهده می گردد در حالت تعمیم یافته این ضربه در دوره زمانی اول باعث کاهش تراز تجاری می شود. البته پس از گذشت دو دوره زمانی از ضربه، در نهایت این متغیر در سطح دائمی مثبت قرار می گیرد. به عبارت دیگر، وارد شدن ضربه به نرخ واقعی ارز باعث می گردد تا تراز تجاری بعد از یک دوره کاهش یافته و سپس با افزایش نسبی در دوره دوم در یک سطح دائمی مثبت قرار گیرد. در حالت متعامد نیز واکنش متغیرها به ضربه RER باعث می شود تا پس از یک افزایش قابل توجه در تراز تجاری در دوره اول، این متغیر در دوره بعد در یک سطح دائمی مثبت قرار گیرد.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]



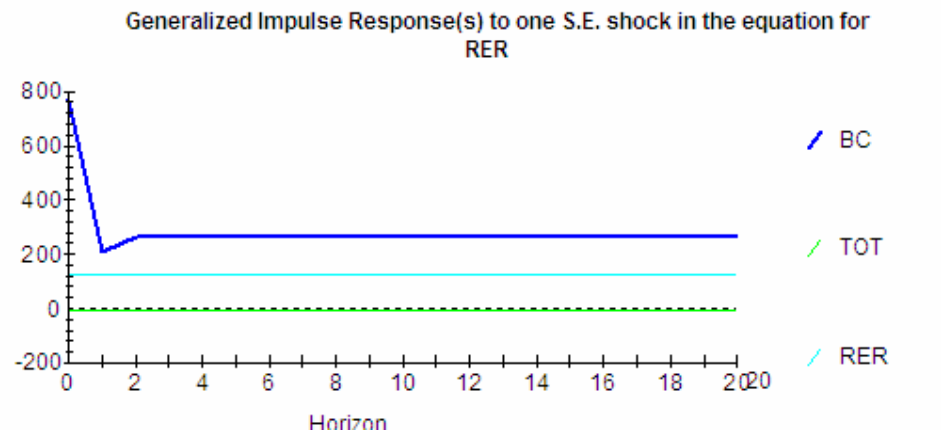
نمودار (۴). واکنش تعمیم یافته BC و RER در مقابل ضربه به TOT



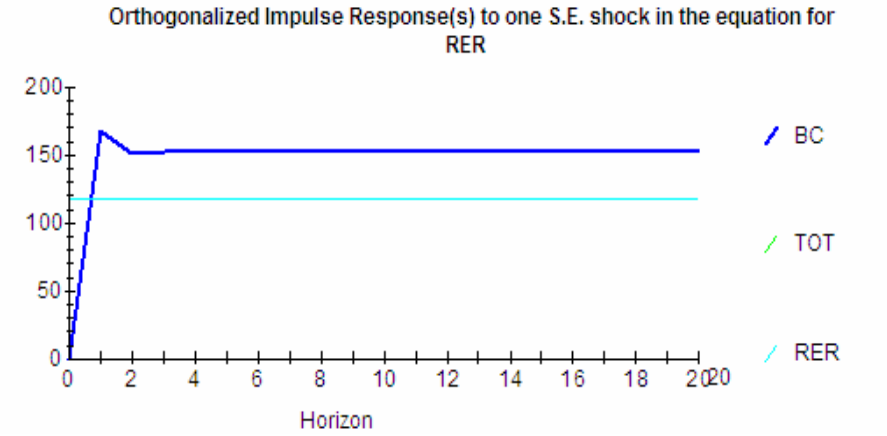
نمودار (۵). واکنش متعامد BC و RER در مقابل ضربه به TOT

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]



نمودار (۶). واکنش تعمیم یافته BC و TOT در مقابل ضربه به RER



نمودار (۷). واکنش متعامد BC و TOT در مقابل ضربه به RER

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

۴-۲-۴- تخمین الگو با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی انگل - گرنجر و حداکثر راستنمایی[1]

الگوی معرفی شده با استفاده از روشهای OLS و MLE نیز برآورد شد. نتایج تخمین به روش OLS نشان می دهد که چون درجه همجمعی تمامی متغیرهای مدل از مرتبه اول و درجه همجمعی ریشه واحد صفر است، لذا می توان نتیجه گرفت که بین متغیرهای مدل، یک رابطه تعادلی بلندمدت وجود دارد. رابطه بلندمدت تخمین زده شده به شکل زیر می باشد:

$$5263/32\ DE + 6811/21\ DOIL - 31\ TOT + 1/38\ RER + 0/33\ XO/BC = 43/79 - 18$$

$$R^2=0/63 \qquad D\text{-}W = 1/7$$

نتایج آزمون ریشه واحد برای پسماند معادله تخمین زده شده فوق، دال بر ایستا بودن آن است. مقادیر آزمون دیکی فولر تعمیم یافته محاسبه شده برای پسماند معادله بالا 5/49- می باشد که در سطح معنی داری یک درصد، فرض H_0 مبنی بر وجود ریشه واحد رد می گردد. نتایج برآورد نشان می دهد که بیش از ۶۳ درصد تغییرات تراز تجاری به وسیله متغیرهای مستقل بالا توضیح داده می شود. در ضمن، با وجود آنکه تمامی ضرایب از علائم مورد انتظار برخوردار هستند، اما ضرورتاً از نظر آماری در سطح معنی داری بالایی نیستند؛ به طوری که برای متغیرهای نرخ واقعی ارز و متغیر مجازی یکسان سازی نرخ ارز، آماره t به ترتیب درحدود (۱/۸۸) و (۱/۵۱-) به دست آمده اند.

به لحاظ ایرادات وارده بر روش انگل – گرنجر، از جمله فرض بر نرمال بودن و وجود یک بردار همجمعی، چندان نمی توان به نتایج به دست آمده اتکا کرد. از این رو، استفاده از مدل رقیب ضرورت پیدا می کند. مهمترین مدل رقیب برای رگرسیون چندمتغیره، آزمون همجمعی یوهانسون- یوسیلیوس[2] است. برای این منظور، ابتدا باید وقفه بهینه متغیرهای مورد نظر ارائه شود که برای تعیین وقفه بهینه مدل مربوطه، ابتدا باید مدل خود همبستگی برداری[3] را برآورد نموده و وقفه بهینه آن مدل را به عنوان وقفه بهینه مدل یوهانسون- یوسیلیوس انتخاب کرد. برآورد مدل خود همبستگی برداری برای متغیرهای مورد نظر نشانگر این است که وقفه بهینه برای این مدل یک می‌باشد[4]. نتایج حاصل از برآورد الگوی خود همبستگی برداری در ضمایم تحقیق ارائه شده است.

---

1. Maximum Likelihood Estimation (MLE)
1. Johansson and Juselius
2. Vector Autoregresion Model

۳. تعیین وقفه بهینه براساس آماره آکائیک و یا شوارتز- بیزین سیستمی، در الگوی خودهمبستگی برداری تعیین می‌شود.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

بعد از تعیین وقفه بهینه باید مدل یوهانسون- یوسیلیوس را برای برآورد رابطه بلندمدت به کار گرفت. همان طور که اشاره گردید برای انجام هم انباشتگی یوهانسون- یوسیلیوس از آزمون‌های حداکثر مقدار ویژه استفاده می‌شود. پس از تشخیص تعداد بردارهای هم انباشتگی با استفاده از آزمون‌های مذکور، بردارهای معمولی و نرمال استخراج می‌شوند و سپس با استفاده از آزمون نسبت حداکثر درست نمایی (LR)، معنی‌دار بودن ضرایب مورد بررسی قرار می‌گیرد. نتایج آزمون مقادیر مشخصه الگو در جدول (۸) آورده شده است. نتایج آزمون اثر و حداکثر ویژه با در نظر گرفتن طول وقفه بهینه یک (بر مبنای معیارهای آکائیک و شوارتز) برای معادله تراز تجاری نشان می دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد، وجود یک بردار همجمعی تأیید می‌گردد.

جدول(۸). آزمون حداکثر مقدار برای برآورد تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

رتبه		λ max			$\lambda trace$		
H_0	H_1	آماره	سطح ۹۵ درصد	سطح ۹۹درصد	آماره	سطح ۹۵ درصد	سطح ۹۹درصد
r=۰	r =۱	۴۹/۰۸	۲۲/۰۰	۲۶/۸۱	۶۱/۸۸	۳۴/۹۱	۴۱/۰۷
$r \leq ۱$	r =۲	۱۰/۹۲	۱۵/۶۷	۲۰/۲۰	۱۲/۸	۱۹/۹۶	۲۴/۶
$r \leq ۲$	r =۳	۱/۸۷	۹/۲۴	۱۲/۹۷	۱/۸۷	۹/۲۴	۱۲/۹۷

حال بعد از تعیین تعداد بردارهای همجمعی، گام بعدی به دست آوردن ضرایب بلند مدت مطالعه حاضر می‌باشد. با توجه به نظریه های اقتصادی و ساختار اقتصاد ایران و با توجه به مباحث مطرح شده در بخشهای قبلی، بردار نرمال زیر به صورت زیر قابل تأیید است (اعداد داخل پرانتز انحراف معیار را نشان می دهد).

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

BC	RER	TOT	C
1.000000	-1.573760	25.20947	-961.5975
	(0.42908)	(2.88157)	(541.450)

طبق رابطه بلندمدت فوق، عوامل مؤثر بر تراز تجاری را می‌توان به شرح ذیل تشریح نمود:

ضریب متغیر رابطه مبادله دال بر این است که در بلندمدت تغییر یک واحدی این متغیر، تراز تجاری را به اندازه ۲۵/۲ واحد کاهش می دهد. همچنین ضریب متغیر نرخ واقعی ارز نیز حاکی از

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

این نکته است که بین این متغیر با تراز تجاری در بلندمدت رابطه مثبتی وجـود دارد و بـا افـزایش یک واحدی در نرخ واقعی ارز در بلندمدت، تراز تجاری به اندازه ۱/۵۷ واحد افزایش خواهد یافت.

ملاحظه نتایج روشهای دوگانه OLS ، MLE با SVECM نشان می‌دهـد کـه پارامترهـای بـه دست آمده از سه روش، اندکی متفاوت‌اند؛ لیکن تفاوت کم این سه روش تاییدی بر صحت نتایج به دست آمده است. مقایسه نتـایج حاصـل از روشـهای همجمعـی یوهانـسون- یوسـیلیوس و انگـل – گرنجر با خود رگرسیون برداری در جدول زیر ارائه شده است.

جدول (۹). مقایسه ضرایب دو روش همجمعی OLS و MLE

متغیر/ روش	BC	TOT	RER	C
OLS	۱	۱۸/۳۱	-۱/۳۸	۴۳/۷۹
MLE	۱	۲۵/۲	-۱/۵۷	-۹۶۱/۵
SVECM	۱	۱۸/۸۶	-۱/۳۳	۱

۵- جمع‌بندی و توصیه‌های سیاستی

برای کشورهای در حال توسعه، وضعیت تراز تجاری از جمله مهمترین متغیرهای کلان اقتصادی به شمار می آید. با توجه به کلیدی بودن رابطه مبادله و در کنار آن نرخ ارز در بخش تجارت خارجی و به دلیل اهمیت تراز پرداختهای بین‌المللی در تعیین سطح درآمد ملـی و اشـتغال و نیـز در فراینـد رشد و انباشت سرمایه، کشورهای درحال توسعه، سیاست‌ها و استراتژی‌های مختلفـی بـرای بهبـود وضعیت تراز تجاری برگزیده اند.

در دهه‌های ۱۹۵۰ و ۱۹۶۰ میلادی، بسیاری از کشورهای درحال توسعه بـه اجـرای سیاسـت جایگزینی واردات که متکی به کنترل واردات از طریق تعرفه هـای گمرکـی و نیـز محـدودیت‌هـای کمی و کنترل ارز بود، مبادرت ورزیدند. به علت تجربه ناموفق و نیز به واسطه بلوغ صـنعتی، برخـی از این کشورها در دهه های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰، سیاست تـشویق صـادرات و آزادسـازی نـسبی بخـش تجارت خارجی و بازار ارز را انتخاب کردند. در برخی از این کـشورها (ماننـد مـالزی، تـایوان و کـره جنوبی) سیاست تشویق صادرات و آزادسازی تجاری و مالی، نتایج خوبی در برداشـته اسـت. امـا در پاره‌ای دیگر از کشورها این سیاستها کارساز و موفق نبوده است. به طـور کلـی، در کـشورهایی کـه فضای مناسب اقتصاد کلان و انضباط مالی و پولی، و نیز دسترسی به بازارهای بین المللـی سـرمایه وجود داشته است، سیاستهای تعدیل و سالم سـازی سـاختار اقتـصادی نـسبتاً موفـق بـوده، امـا در

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

کشورهایی که فضای اقتصادی یاد شده وجود نداشته، سیاستهای آزادسازی و مشارکت بیشتر مردم در فعالیتهای اقتصادی نتایج خوبی در برنداشته است.

تحقیق حاضر در پی پاسخ به این سؤالات بود که، آیا کاهش ارزش پول در کشور توانسته است تراز تجاری کشور را بهبود بخشد و درضمن، آیا طی سالهای گذشته ارتباطی بین رابطه مبادله و کسری بخش تجارت خارجی در کشور وجود داشته و این ارتباط به چه صورتی مشاهده شده است.

بنابراین برای پاسخ به سؤالات مذکور، ابتدا چارچوب نظری تبیین کننده ارتباط بین بخش تجارت خارجی با رابطه مبادله و نرخ ارز در فصل دوم تشریح شد و درادامه، مطالعات تجربی مربوط به ارتباط متقابل کسری بخش تجارت خارجی با رابطه مبادله و نرخ ارز بیان گردید. آنگاه با توجه به شرایط و خصیصه های اقتصاد ایران، یک الگوی مناسب اقتصاد سنجی انتخاب و تخمین زده شد و آثار سیاستهای اتخاذ شده بر تراز تجاری بر مبنای الگوی موردنظر مورد تحلیل و بررسی قرار گرفت.

نتایج برآورد ضرایب بلندمدت الگو حکایت از این داشت که اولاً، رابطه مستقیم بلندمدتی بین تراز تجارت خارجی و نرخ ارز واقعی کشور وجود دارد؛ به طوری که افزایش نرخ ارز با داشتن ضریب ۱/۳۳ تراز بخش خارجی را افزایش (بهبود) می دهد. ثانیاً، وجود رابطه معنی دار بلندمدت معکوس میان تراز تجاری خارجی و رابطه مبادله در اقتصاد ایران تأیید می شود. همچنین، برای دستیابی به روابط کوتاه مدت و مشخص نمودن ضریب سرعت تعدیل متغیر بخش تجارت خارجی از الگوی تصحیح خطای برداری استفاده شد که نتایج نشان می دهد ضریب سرعت تعدیل این متغیر در قبال هرگونه عدم تعادل و انحراف آن از سطح تعادلی بلندمدت در دوره اول حدود ۰/۶۵ می باشد. بنابراین در دوره اول ۶۵ درصد انحراف متغیر از سطح تعادلی بلندمدت برطرف شده و تعدیل می-گردد.

همچنین نتایج روابط کوتاه مدت برای معادله تراز تجاری نشان می دهد که یکسان سازی نرخ ارز رسمی در سال ۱۳۷۲ باعث کاهش کسری تجاری گردیده است. ضریب عواید ناشی از صادرات نفت و گاز نیز با داشتن علامت مثبت نشان دهنده این واقعیت است که افزایش عواید صادرات این دو محصول باعث افزایش موازنه بخش تجارت خارجی در کوتاه مدت شده است. درضمن افزایش درآمدهای نفتی نیز موازنه تجاری ایران را در کوتاه مدت بهبود بخشیده است.

در انتهای مقاله، به منظور بررسی صحت نتایج حاصل از روش تصحیح خطای برداری SVECM، از روشهای دیگری همچون OLS و MLE نیز استفاده شد که مقایسه تطبیقی نتایج حاصل از روشهای مختلف نشان می دهد که گرچه پارامترهای به دست آمده از سه روش، اندکی متفاوت هستند لیکن خود این تفاوت اندک، تأییدی بر صحت یافته های تحقیق است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

با توجه به نتایج به دست آمده فوق، پیشنهادهای سیاستی ذیل ارائه می‌گردد:

۱- افزایش نرخ واقعی ارز (کاهش ارزش پول داخلی) به منظور کاهش کسری تجاری، مؤثر بوده است؛ با این حال اجرای موفق تر چنین سیاستی نیازمند اتخاذ سیاستهای مالی و پولی صحیحی است و عدم اجرای انضباط مالی در کشور که پیامد آن ایجاد کسریهای بودجه لجام گسیخته است، علاوه بر ایجاد مشکلاتی نظیر افزایش تورم و بدهیهای دولتی باعث خواهد شد تا اثرات کاهش ارزش پول داخلی بربخش تجارت خارجی کشور آنچنان که باید، مؤثر واقع نگردد.

در واقع باید چنین بیان داشت که اجرای موفقیت آمیز سیاست تنزل ارزش اسمی پول در راستای اهدافی چون افزایش درآمدهای دولت، محدود نمودن یا حذف بازار موازی ارز، نیازمند انضباط مالی طی دوره های زمانی آتی است و بدون توجه به این امر نتایج کاهش ارزش پول در کشور، چندان مؤثر نخواهد بود.

۲- تنزیل رابطه مبادله کشور نیز که با دستکاری شاخص قیمتهای صادراتی همراه است، رشد صادراتی کشور را در پی خواهد داشت. کاهش اتکا به درآمدهای نفت و گاز و افزایش توان صادرات غیرنفتی کشور به همراه کاهش شاخص قیمتهای صادراتی از کسری بخش خارجی می کاهد.

۳- نظر به نقش درآمدهای نفتی در کسری بخش خارجی و نیز کسری بودجه، کاهش اتکا به درآمدهای نفت و گاز به منظور پرهیز از هر دو نوع کسری، بیش از پیش ضروری است.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

منابع و مآخذ

اپل یارد، دنیس آر و فیلد جونیور. آلفرد جی (۱۳۷۸) مالیه بین الملل؛ ترجمه محمد علی مانی، نشر نی.

تقوی مهدی، کهرام آزادمهر و سلاطین پروانه (۱۳۸۶) بررسی سهم تغییرات رابطهٔ مبادله بر بی ثباتی نرخ ارز در اقتصاد ایران، پژوهشنامه اقتصادی، زمستان: ۱۵-۵۰.

رحیمی بروجردی، علیرضا (۱۳۷۷) سیاستهای ارزی، الگوهای تجاری و تراز پرداختها؛ تهران: مؤسسه تحقیقات پولی و بانکی.

شقاقی شهری، وحید (۱۳۸۳) عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری ایران؛ پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت مدرس.

عسگری، منصور (۱۳۷۹) تعیین ارتباط متقابل علت و معلولی و پویا بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری با روش همگرایی در ایران؛ فصلنامه پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۷.

فلاحی، محمدعلی (۱۳۷۷) مطالعه ارتباط متقابل کسریهای بودجه، کسریهای بخش تجارت خارجی و نرخ ارز واقعی؛ پایان نامه دکتری، دانشگاه شهیدبهشتی.

مجموعه آماری سری زمانی آمارهای اقتصادی و اجتماعی، سازمان برنامه و بودجه، دفتر کلان اقتصاد.

نوفرستی، محمد (۱۳۷۸) ریشه واحد و همجمعی در اقتصادسنجی؛ تهران: مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.

Bahmani – Oskooee, M. and A. Janardhanan (1995) Is There any Long-Run Relation between the Terms of Trade and Balance?; Journal of Policy Modeling, 17, 199-205.

Cashin Paul & etal (1998) Terms of Trade shocks and the Current Account; IMF Working Paper, WP/98/177.

Cashin Paul Anthony and C. John Mcdermott (1998)Terms of Trade Shocks and the Current Account; IMF Working Paper No. 98/177.

Hoque, A. (1995) Co-integration Relationship between Terms of Trade and Current Account Deficit, the Australian Evidence; Applied Economic Letters, 2,199-210.

Kent Christopher (1997) the response of the current account to Terms of Trade shocks: A panel Data study; Economic Research Department, Reserve Bank of Australia.

Khan, M.S. and M.D. Knight (1993) Determinants of Current Account Balance of Non-Oil Developing Countries in the 1970: An Empirical Analysis; IMF Staff Papers, 30, 819-42.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]

Kouassi, Eugene, Decaluwe,Bernard and Dale Colyer (۱۹۹۶) Is It Real? The Long-Run Relation between Terms of Trade and Current Account Deficits: the Ivory Evidence; Econpaper, Volume 5, issue 7, 1998.

Ostry, Jonathan (1988) the Balance of Trade, the Terms of Trade and the real Exchange, An intertemporal optimizing framework; staff paper, IMF, Vol 35, No.4, pp:541-74.

Persson, T. and Svensson, L. (1985) Current Account Dynamics and the Terms of Trade: Harberger-Laursen-Metzler Two Generations Later; Journal of Political Economy, Vol. 93, pp 43-65.

Svensson, L. And etal. (1981) The Terms of Trade, Spending and the Current Account: The Harberger-Laursen-Metzler Effect; Seminar Paper, Stockholm: Institute of International Economic Studies, University of Stockholm.

Van Wijnbergen,S.(1985) Oil Price Shocks, Unemployment, Investment and the Current Account: An Intertemporal Disequilibrium Analysis; Review of Economic Studies, Vol.52, pp.627-45.

Van Wijnbergen,S.(1987) Government Deficits, Private Investment and the Current Account: An Intertemporal Disequilibrium Analysis; Economic Journal, Vol.97, pp.596-615.

[Downloaded from ecor.modares.ac.ir on 2024-04-23]

[DOR: 20.1001.1.17356768.1388.9.2.5.1]