بررسی سهم تغییرات رابطهٔ مبادله بر بی‌ثباتی نرخ ارز در اقتصاد ایران

مهدی تقوی [*]
آزادمهر کهرام [**]
پروانه سلاطین [***]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

«رابطهٔ مبادله» یکی از ابزارهای مهم تجزیه و تحلیل مسائل اقتصاد کلان محسوب می‌شود و ارتباط دو طرفه این رابطه و نرخ ارز، مهمترین بخش تحلیل‌های مربوط به آن است. در حقیقت دو منشأ مهم تغییر قیمتهای نسبی در یک اقتصاد، تغییرات نرخ ارز حقیقی و رابطه مبادله می‌باشد. با توجه به اهمیت این ارتباط، مقاله حاضر با استفاده از مدلهای ARDL، VECM، توابع واکنش به

---

[*]. دکتر مهدی تقوی؛ عضو هیأت علمی دانشکده اقتصاد دانشگاه علامه طباطبایی.
E. mail: taghavi2009@yahoo. com

[**]. آزادمهر کهرام؛ کارشناس ارشد اقتصاد- دانشگاه علامه طباطبایی.
E. mail: azadmehr_kahram@yahoo. com

[***]. پروانه سلاطین؛ دانشجوی دکتری دانشگاه آزاد اسلامی- واحد علوم و تحقیقات.
E. mail: par_salatin@yahoo. com

ضربه الگویVARبه بررسی اثرات بلند مدت و کوتاه مدت تغییرات رابطه مبادله، برنرخ ارز در اقتصاد ایران طی دورهٔ ۱۳۸۳-۱۳۳۸می پردازد

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که: با وجود تأثیرات متقابل نرخ ارز و رابطه مبادله، نقش شوک‌های رابطهٔ مبادله در نوسانات نرخ ارز ناچیز است و بیشترنوسانات نرخ ارز در اقتصاد ایران ناشی از تغییرات خودنرخ ارز می‌باشد؛ نتیجهٔ دیگر اثر تولید ناخالص ملی؛ بهبود رابطه مبادله و متقابلاً اثرات بهبود این رابطه در کاهش تورم داخلی است؛ نتیجه دیگر این پژوهش، اثرات رابطه مبادله در کاهش رشد اقتصادی است که از اتخاذ سیاستهای نادرست اقتصادی-تجاری در اقتصاد ایران طی سالهای مورد بررسی ناشی شده است.

کلید واژه‌ها:

اقتصاد ایران، نرخ ارز، رابطه مبادله، مدل اقتصادسنجی، مدل‌های ARDL، VECM، ضریب فزاینده پویا

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

مقدمه

اصطلاح «رابطهٔ مبادله» برای اولین بار در نظریات ریکاردو و مارشال مطرح گردید. در ادبیات مدرن اقتصادی مسئله بررسی بلندمدت رابطه مبادله و تأثیر ترجیحات تقاضای مصرف‌کننده در این رابطه همواره مطرح بوده است. از دیدگاه اقتصاددانان جدید، رابطه مبادله یکی از مهمترین ابزارهای تجزیه و تحلیل مسائل اقتصاد کلان می‌باشد. بطوریکه تغییرات رابطهٔ مبادله کشورها اثر مستقیمی بر رفاه آنها دارد. بهبود رابطه مبادله، کشورها را قادر می‌سازد تا در همان سطح درآمدی، صادرات بیشتری را خریداری کنند و بالعکس، کاهش رابطه مبادله قدرت خرید کشورها را در بازارهای جهانی کاهش می‌دهد. این احتمال نیز وجود دارد که شوک‌های رابطه مبادله منجر به آهسته شدن رشد اقتصادی، بدتر شدن توزیع درآمد و افزایش احتمال بروز بحرانهای پولی شدیداً مخرب شود. شوک‌های رابطه مبادله شوک‌های مالی هستند که هم بطور مستقیم و هم به دلیل ارتباط قوی بین ثبات رابطه مبادله و بی‌ثباتی آن در فرایندهای پولی و مالی، به بی‌ثبات در اقتصاد کلان دامن می‌زنند. همچنین رابطهٔ مبادله و نرخ ارز واقعی بشدت به هم مرتبط هستند. شوک‌های بزرگ رابطه مبادله به تدریج نظام نرخ ارز ثابت را تضعیف می‌کند و در عین حال نیز تأثیرات سوء ناشی از بحرانهای پولی بسیار مخرب را نیز افزایش می‌دهد. بی‌ثباتی اقتصاد کلان باتوجه به تغییرات در رابطه مبادله، مانعی برای توسعه اقتصادی و اجتماعی بشمار می‌رود و منجر به کندی رشد اقتصادی و بدتر شدن توزیع درآمد می‌شود و از سرمایه‌گذاری در سرمایه‌های فیزیکی و انسانی ممانعت می‌کند. رویکرد دیگر مربوط به تأثیرپذیری رابطه مبادله از متغیرهای کلان و یا تأثیرگذاری بر آن است؛ به عبارت دیگر این متغیر، به عنوان شاخصی برای تجزیه و تحلیل تئوری‌های اقتصاد بین‌الملل، بر متغیرهای اقتصاد کلان؛ مانند رشد اقتصادی، حساب جاری، قیمتهای داخلی و ... اثر می‌گذارد و متقابلاً از آنها تأثیر می‌پذیرد.

مهمترین بخش این رویکرد مربوط به ارتباط دو طرفه رابطه مبادله و نرخ ارز است. در حقیقت دو منشأ مهم تغییر قیمتهای نسبی در یک اقتصاد، تغییرات نرخ ارز حقیقی و رابطه مبادله است. البته روابط تئوریک بسیاری بین این دو متغیر وجود دارد؛ از یک طرف نوسانات رابطه مبادله منجر به بی‌ثباتی نرخ ارز می‌گردد و از دیگر سو؛ پاسخ تولید ناخالص داخلی، نرخ

ارز حقیقی و قیمتها بر شوک‌های رابطه مبادله، به صورت سیستماتیک در نظام‌های نرخ ارز متفاوت است. به عبارت دیگر پاسخ اقتصاد داخلی به شوک‌های واقعی رابطه مبادله به نظام ارزی کشورها بستگی دارد.

اقتصاد ایران، اقتصاد نفتی است. همان‌طور که می‌دانیم اقتصادهای متکی به نفت در برابر بی‌ثباتی رابطه مبادله بسیار آسیب‌پذیرند. بر اساس شواهد تجربی، تأثیر بی‌ثباتی تولید ناخالص داخلی در اقتصادهای نفتی دو برابر بیشتر است. بنابراین بررسی تأثیر رابطه مبادله و شوک‌های آن بر اقتصاد داخلی و تحلیل ارتباط متقابل بین نرخ ارز و رابطه مبادله می‌تواند راهکارهای مفیدی را برای سیاستگذاران اقتصادی در زمینه مقابله با این شوک‌ها ارائه نماید. از اینرو در این پژوهش ارتباط بین رابطهٔ مبادله و نوسانات نرخ ارز مورد بررسی قرار گرفته و همچنین این موضوع که چه نسبتی از بی‌ثباتی نرخ ارز ناشی از نوسانات رابطه مبادله می‌باشد، تشریح گردیده است.

این پژوهش به چند قسمت تقسیم شده است. در مرحله اول پایه نظری و سابقه پژوهش بررسی می‌گردد و در مرحله بعد، ارتباط بین نرخ ارز و رابطهٔ مبادله ابتدا به صورت مستقیم و سپس در قالب یک مدل برای اقتصاد ایران تحلیل می‌گردد و در پایان، نتایج این پژوهش نیز ارائه خواهد شد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

چارچوب نظری

در سال ۱۹۵۰ میلتون فریدمن، نظریات خود را در ارتباط با نظام‌های نرخ ارز انعطاف‌پذیر بر این اساس ارائه کرد که در دنیایی با قیمتهای چسبنده، نرخ ارز اسمی می‌تواند اقتصاد را در مقابل شوک‌های واقعی محافظت نماید. فریدمن بیان می‌کند که وقتی اقتصادها با شوک‌های واقعی روبرو شوند، کشورهایی که می‌توانند قیمتهای نسبی را به سرعت تغییر دهند، در رابطه با تغییر متغیرهای اقتصادی، تعدیلات ملایم‌تری دارند؛ زیرا در دنیایی با قیمتهای چسبنده، سرعت تعدیل قیمتهای نسبی بشدت به رژیم‌های ارزی بستگی دارد. در یک نظام انعطاف‌پذیر، قیمتهای نسبی به وسیله تغییرات نرخ ارز اسمی می‌توانند به سرعت خود را تعدیل کنند، در حالیکه در نظام ارز ثابت، تغییر بستگی به میزان چسبندگی دارد و

اغلب آرام‌تر و کندتر اتفاق می‌افتد. در نتیجه در نظام‌های انعطاف‌پذیر ارز در مقایسه با نظام‌های ثابت ارز، تعدیل قیمتهای نسبی در پاسخ به شوک‌های واقعی بسیار سریع‌تر و آسان‌تر است. به محض اینکه چسبندگی قیمتهای اسمی کاهش می‌یابد، تفاوت بین نظام‌های ارزی از میان خواهد رفت[1]. از آن زمان به بعد تئوری‌های مختلفی در تأیید فرضیه فریدمن ارائه شده است و این موضوع به یکی از بحث انگیزترین موضوعات دربارهٔ نرخ ارز تبدیل گشته است. در حقیقت فریدمن (۱۹۵۳) به تحلیل پاسخ نرخ ارز به شوک‌های رابطه مبادله در نظام‌های ارزی مختلف پرداخته است.

گروه دیگری از مطالعات اثرات نوسانات ارزی را بر رابطه مبادله مورد بررسی قرار داده‌اند؛ هر چند اساس این بحث به دهه ۱۹۷۰ و قانون قیمت واحد (Lop) یا قانون برابری قدرت خرید (PPP) باز می‌گردد.

$$Lop: P_i = ep_i^* \qquad (۱)$$

$$PPP: P = ep^* \quad \text{یا} \quad e = \frac{P}{P^*} \qquad (۲)$$

در روابط فوق P^*, P, e به ترتیب نشان دهنده نرخ برابری ارز بین دو کشور، سطح قیمتها در کشور مورد نظر و کشور خارجی است و i یک کالای خاص است. طبق این روابط نرخ برابری ارز با نسبت قیمتهای بین دو کشور، برابر است. بنابراین به دلیل عدم توانایی نظریه فوق در محاسبه هزینه‌های حمل و نقل و یا سایر موانع موجود در برقراری جریان آزاد تجارت بین‌الملل، نظریه نسبی قدرت خرید جایگزین آن گردیده است.

$$Lop: P_i = \alpha\, e\, P_i^* \qquad (۳)$$

[1]. M. Friedman, ***The Case For Flexible Exchange Rates, Essays in Positive Economics***, (Chicago, University of Chicago Press, 1953), pp. 157-203.

$$PPP: P = \alpha e P^* \qquad (۴)$$

طبق این نظریه، تغییر در نرخ ارز در یک دوره زمانی باید با تغییر نسبی سطح قیمتهای دو کشور در همان دوره زمانی متناسب باشد[1]. طبق این دیدگاه درصورت بروز یک شوک در قیمتهای صادراتی یا وارداتی دو کشور، این دو کشور ممکن است برای جلوگیری از تغییرات بیشتر تراز تجاری خود، دست به تغییرات جبرانی در نرخ ارز اسمی بزنند. به عبارت دیگر دو کشور ممکن است پس از یک تغییر نامطلوب در رابطه مبادله خود مجبور به کاهش ارزهای خود و باز گرداندن ارزش ارز پس از یک شوک مطلوب شوند تا مبادله خود را با محدودیت نقدینگی منطبق نگاه دارند. چسبندگی قیمتها در دو کشور حداقل در کوتاه مدت تضمین می‌کند که تغییرات نرخ ارز اسمی منجر به تغییرات نرخ ارز حقیقی گردد؛ امّا کشورها نیاز به تغییر نرخ ارز خود در جهت موافق، و نسبتی متناسب با تغییر رابطه مبادله خود ندارند. فرض می‌کنیم که شوک نامطلوبی به رابطهٔ مبادله کشور A وارد شود، رابطه مبادله کشور B نیز کاهش خواهد یافت اما این نسبت کمتر از کشور A می‌باشد. تغییر در قیمتهای مرتبط، نشانگر کاهش ارزش پول این کشورها است، اما شدت متفاوت دارد. به عبارت دیگر پس از یک شوک نامطلوب به رابطه مبادله کشور A، کاهش ارزش ارز در کشور A باید بیش از کشور B باشد؛ چرا که تنها بخش کوچکی از شوک کشور A به کشور B منتقل می‌شود. اثر خالص نیز افزایش در مبادله حقیقی هر دو کشور در مقابل سایر کشورها است[2].

یک مدل دیگر برای بررسی ارتباط میان رابطه مبادله و نرخ ارز، مدل عوامل نهفته (بالقوه) است. در این مدل رابطه میان نرخ ارز حقیقی و رابطه مبادله در یک اقتصاد کوچک -باز در شرایطی که رابطه مبادله برونزا فرض شده و قابلیت تغییر در مقابل وضعیت بین‌المللی و اتفاقات داخل کشور (عوامل نهفته) را دارد- بررسی می‌گردد. در این روش هم پیوستگی بین رابطه مبادله و عوامل نهفته از طریق درجه‌بندی ویژگیهای آماری ارتباط بین نرخ ارز

---

[1]. K. Goldberg Pienlopi and M. Knentler Michel, "Goods Prices and Exchange Rate: What have we Learned?", ***NBER Working Paper***, (1996).

[2]. Barbosa – Filho Nelson H. "Terms of Trade Fluctuations And their Implications for Exchange Rate Coordination in Mercosur", ***Institute of Economics***, Federal University of Rio de Janeiro, (2004).

حقیقی و رابطهٔ مبادله تحت اطلاعات نمونه، بررسی می‌شود. در این چارچوب یک مدل ساده سه عامل را برای نرخ ارز در نظر می‌گیریم.

$$S_{it} S_{it} = \phi_i f_{i,t} + \phi_o f_{o,t} + \lambda_i wt \qquad (۵)$$

که نشان دهندهٔ تغییر در نرخ ارز دو طرفه میان واحد پول i و واحد پول رایج 0 است. بنابراین دو عامل وجود خواهد داشت که نرخ ارز را از طریق آثار منحصر به فرد بر روی ارزش یکی از این واحد پول‌ها تحت تأثیر قرار خواهد داد. این عوامل منحصر به فرد، به وسیله $f_{o,t}$, $f_{i,t}$ (عوامل ثابت) برای واحد پول o و i نمایش داده شده‌اند. سومین عامل، نمایانگر شوک‌هایی است که تمامی نرخ‌های بهره را تحت تأثیر قرار می‌دهد. از نرمال‌سازی رابطه بالا (به این معنی که مقدار اضافی عوامل تخمین زده شده، مشخصاً مطلوب نیست) به رابطه زیر می‌رسیم:

$$Var(S_i) = \phi_i^2 + \phi_o^2 + \lambda_i^2 \qquad (۶)$$

با تجزیه واریانس به عوامل $\frac{\phi_i^2}{Var(s_i)}$ که سهم عوامل داخل کشور در بی‌ثباتی s_i، $\frac{\phi_o^2}{\mathrm{var}(s_i)}$ که سهم عوامل ثابت (از کشور دیگر) در بی‌ثباتی s_i، $\frac{\lambda_i^2}{\mathrm{var}(s_i)}$ سهم عوامل مشترک جهانی در بی‌ثباتی s_i است، می‌رسیم.

حال تغییرات رابطه مبادله را وارد معادله (۵) می‌نماییم:

$$s_{i,t} = \phi_i \ f_{i,t} + \phi_o \ f_{o,t} + \lambda_i w_t + \delta_i \ tot_{i,t} \qquad (۷)$$

در این رابطه tot نمایانگر لگاریتم رابطهٔ مبادلهٔ کشور i در زمان t است. با توجه به این موضوع که بین عوامل نهفته در رابطهٔ مبادله، همبستگی وجود دارد معادله عمومی برای تعادل واریانس و کواریانس حاصل از معادله (۷) به صورت زیر است (j نماد کشور دوم است):

(۸)

$$\mathrm{var}(s_i)=\phi_o^2+\phi_i^2+\lambda_i^2+\phi_i^2 6^2 T_i+2\phi_o\delta_i 6_{fo,Ti} 2\phi_i\delta_i 6_{fi,Ti}+2\delta\lambda_i 6_{w,Ti}$$

$$\mathrm{cov}(s_i,s_j)=\phi_o^2+\lambda_i\lambda_j+\delta_i\delta_j 6_{Ti,Tj}+\lambda_j\,\delta,6_{w.T_i}+\lambda_i\delta_i 6_{w,T_i} \qquad (۹)$$

نرمال‌سازی معادله (۸)، عوامل مؤثر بر بی‌ثباتی نرخ ارز را به هفت عامل تجزیه می‌نماید. عوامل مخصوص کشور $(\frac{\phi_i^2}{\mathrm{var}(si)})$، عوامل ثابت $(\frac{\phi_o^2}{\mathrm{var}(si)})$، عوامل مشترک جهانی $(\frac{\lambda_i^2}{\mathrm{var}(si)})$، رابطه مبادله $(\frac{\delta_i^2}{\mathrm{var}(si)})$، ارتباط متقابل بین رابطه مبادله و عوامل ثابت $(\frac{2\phi_i\delta_i 6_{fo,Ti}}{\mathrm{var}(s_i)})$، ارتباط متقابل بین رابطه مبادله و عوامل مخصوص کشور $(\frac{2\phi_i\,\delta_i 6_{fi,Ti}}{\mathrm{var}(s_i)})$ و ارتباط متقابل بین رابطه مبادله و عوامل مشترک جهانی $(\frac{2\lambda_i\delta_i 6_{W,Ti}}{\mathrm{var}(s_i)})$.[1]

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

سابقه پژوهش

کریستین برودا (۲۰۰۴) به بررسی فرضیه‌های فریدمن در ۷۵ کشور در حال توسعه طی سالهای ۱۹۹۶ ـ ۱۹۷۳ می‌پردازد. در این پژوهش این پرسش مطرح می‌شود که آیا پاسخهای تولید ناخالص داخلی حقیقی، نرخ ارز حقیقی و قیمتها، با شوک رابطه مبادله به

[1]. Dungey, Mardi, "Identifying Terms of Trade Effects in Real Exchange Rate Movements: Evidence from Asia", ***Journal of Asian Economics***, No. 15, (2004), pp. 217- 235.

صورت سیستماتیک در نظام‌های نرخ ارز متفاوت است یا خیر؟ و با استفاده از مدل Panel VAR به این نتیجه می‌رسد که اولاً پاسخ GDP حقیقی در کوتاه مدت و در نظام نرخ ارز شناور به شوک‌های برونزای رابطه مبادله، سریع‌تر است؛ به علاوه پاسخ نرخ ارز حقیقی به این شوک‌ها مستمر بوده و این الگو در تمامی دوره‌های زمانی نیز صادق است. از طرف دیگر پاسخ به شوک‌های مثبت و منفی رابطه مبادله در رژیم‌های ثابت، متقارن و در رژیم‌های شناور، نامتقارن بوده است. بعد از یک شوک منفی، کشورهایی با نظام انعطاف‌پذیر تغییرات بیشتری را درنرخ ارز تجربه کرده‌اند و پس از شوک مثبت، تغییرات کمّی در GDP حقیقی به وجود آمده است[1].

«رابین سوییفت»[2] (۲۰۰۴) با استفاده از مدل اقتصاد وابسته، به تحلیل شوک‌های رابطه مبادله در یک کشور کوچک که صادرکنندهٔ کالاهای اساسی است می‌پردازد. و با این فرض که تغییرات نرخ ارز این کشورها، تعقیب کننده تغییرات قیمت کالاهای اولیه بوده و منجر به پیدایش پول کالای می‌شود، به این نتیجه می‌رسد که اگر تغییر نرخ ارز در اثر یک شوک به تمامی کشورها مربوط شود (مورد معمول پول کالایی)، تغییر نرخ ارز باید به بازارهای جهانی منتقل شده و به دنبال آن با تغییراتی برونزا در رابطهٔ مبادله همراه گردد. تغییر مرحله بعد در قیمتهای بازار حاکی از تغییر بزرگی در نرخ ارز اسمی و به تبع آن تعدیلی داخلی و بلندمدت برای رسیدن به تعادل جدید در کشور کوچک است. به عبارت دیگر، اضافه نمودن اثرات برونزای رابطه مبادله به مدل کشور کوچک، منجر به تغییرات مرحله دوم شده که درجه تعدیلات داخلی و به تبع آن اندازه تغییرات نرخ ارز برای رسیدن به تعادل جدید بیشتر جلوه می‌کند. در این شرایط اهمیت شناور شدن نرخ ارز برای رسیدن به تعدیلی سریع‌تر، مشخص می‌گردد.

در پژوهشی دیگر ادوارد وفون وینبرگن (۱۹۸۷) پیوند بین شوک‌های رابطهٔ مبادله و نرخ ارز حقیقی را بررسی کرده‌اند. طبق این پژوهش برای یک کشور تولید کنندهٔ کالاهای

---

[1]. Broda, Christian, "Terms of Trade and Exchange Rate Regimes in Developing Countries", ***Journal of International Economics***, No.63, (2004), pp.31 – 58.

[2]. Swift, Robyn, "Exchang Rate Changes and Endogenous Terms of Trade Effects in a Small Open Economy", ***Journal of Macroeconomics***, No. 26, (2004), pp. 737-745.

اساسی، افزایش رابطه مبادله که ناشی از افزایش در قیمتهای صادرات است، منجر به افزایش تقاضای برای پول داخلی می‌شود. افزایش در رابطهٔ مبادله که ناشی از کاهش قیمتهای واردات است نیز ممکن است بطور مشابه به کاهش پول بین‌المللی منجر شود. [1]

«ادوارد و استری»[2] (۱۹۹۲) موضوع کنترل‌های سرمایه را مورد تجزیه و تحلیل قرار داده‌اند و دریافتند که جهت رابطه به اندازهٔ نسبی کششهای جانشین بین دوره‌ای مصرف و میان کالاهای وارداتی در مقابل کالاهای غیر قابل مبادله، بستگی دارد. با افزایش درونزایی رابطه میان نرخ ارز حقیقی و رابطه مبادله، همبستگی رابطه بین این دو متغیر مبهم‌تر می‌گردد.

«بنینیو و ترنیسن»[3] (۲۰۰۲)، ارتباط میان نرخ ارز حقیقی و رابطه مبادله را برای کشورهای مشخصی، مانند استرالیا و کانادا مورد بررسی قرار داده‌اند و به این نتیجه رسیده‌اند که رابطه بسیار قوی بین این دو متغیر وجود دارد.

«مندوزا»[4] (۱۹۹۵) رابطه بین این دو متغیر را در سی کشور مورد بررسی قرار داد که ۲۳ کشور در این میان در حال توسعه بودند و به این نتیجه رسید که اثرات رابطه مبادله در کشورهای در حال توسعه اندکی بیشتر است. نتایج این پژوهش همچنین حاکی از این است که ۴۹ درصد کل بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی ناشی از نوسانات رابطه مبادله است. «هابرمیر و مسکوییتا»[5] (۱۹۹۹) ۵۱ کشور را که شامل ۲۶ کشور در حال توسعه بودند مورد بررسی قرار دادند و دریافتند که کشورهای در حال توسعه اثرات کمتری را از جانب رابطه مبادله بر نرخ ارز نسبت به کشورهای توسعه‌یافته تجربه می‌کنند.

---

1. S. Edwards, and S. van Wijnbergen, "Tariffs, The Real Exchange Rate and The Terms: on Two Popular Propositions in Internal Economics", ***Oxford Economies Papers***, No. 39(3), (1987), pp. 458-464.
2. S. Edwards, and J. Ostry, "Terms of Trade Disturbances, Real Exchange Rate and Welfare: The Role of Capital Controls and Labor Market Distortions", ***Oxford Economics Papers***, No. 44(1), (1992), pp. 20-34.
3. G. Benigno, and C. Theonissen, "Equilibrium Exchange Rates and Supply-Side Perfomance", ***The Economic Journal***, No. 113 (486), (2003), pp. 103-124.
4. R. Mendoza, "The Terms of Trade, The Real Exchange Rate, and Economic Fluctuation", ***International Economic Review***, No. 36, (1995), pp. 101-137.
5. K. Habermeier and A. Mesquita, "Long-Run Exchange Rate Dynamics, A Panel Data Study", ***IMF Working Paper***, (1999), p.50.

«باربوسا»[1] (۲۰۰۴) به بررسی نوسانات رابطه مبادله بر یکسان سازی نرخ ارز در کشورهای برزیل، آرژانتین، اوروگوئه و پاراگوئه پرداخت و به همزمانی نوسانات قیمتهای صادرات و واردات در این کشورها و نیز وجود همبستگی مثبت ضعیف بین نوسانات رابطه مبادله این کشورها پی برد. همچنین به این نتیجه رسید که با وجود این همبستگی ضعیف، رابطه مبادله مشترک باید به میزان کافی در برابر نرخ ارز دو جانبه این کشورها انعطاف پذیر باشد.

«دایبلد و نرلاد»[2] (۱۹۸۹)، «ماهیو و اسکاتمن»[3] (۱۹۹۴) و «دانگی» (۲۰۰۴) با استفاده از مدل عوامل نهفته تحرکات نرخ ارز حقیقی، ارتباط بین رابطه مبادله و نرخ ارز را بررسی نموده‌اند. طبق نتایج مدل دانگی برای کشورهای آسیایی، در سریلانکا و پاکستان با نظام نرخ ارز شناور، رابطهٔ مبادله سهم کوچکی در نوسانات نرخ ارز حقیقی دارد. همچنین نتایج، نشان می‌دهد که همبستگی میان وقایع جهانی و تغییرات رابطه مبادله و وقایع مخصوص یک کشور و تغییرات رابطه مبادله منجر به نوسان در نرخ ارز حقیقی می‌گردد. به بیان دیگر تعدیلات رابطه مبادله در کاهش نوسانات نرخ ارز حقیقی مؤثر است. همچنین نتایج نشان می‌دهد که در اندونزی با نظام ارز شناور تنها پانزده درصد از تغییرات ارز حقیقی توسط رابطه مبادله توجیه می‌شود.

این پژوهش به بررسی مدلی پرداخته است که به صورت بالقوه بتواند همبستگی بین شرایط داخلی، شرایط جهانی و شاخص رابطه مبادله یک اقتصاد مشخص را محاسبه نماید و همچنین نشان می‌دهد که نرخ ارز حقیقی ترکیب خطی از سه عامل پنهان، یک عامل ثابت، یک عامل مخصوص کشور و یک عامل مشترک جهانی است. نتایج نشانگر آن است که همبستگی بین تغییرات رابطه مبادله و عوامل مخصوص کشور تأثیری در سهم رابطه مبادله در نوسانات نرخ ارز ندارد. نتایج مدل برای شش کشور آسیایی تایلند، اندونزی، مالزی، فیلیپس، پاکستان و سریلانکا نشان می‌دهد که با نرخ ارز یکپارچه در مقابل دلار آمریکا، سهم

---

1. Barbosa– Filho Nelson H. ***Op. cit.***
2. F. X. Diebold and M. Nerlove, "The Dynamics of Exchange Rate Volatility: Mutivariate Latent-Factor ARCH Model", ***Journal of Applied Econometrics***, No. 41, (1989), pp. 1-22.
3. R. Mahieu and P. Schotman, "Neglected Common Factors in Exchange Rate Volatility", ***Journal of Emprical Finance***, No. 1, (1994), pp. 279-3110.

بی‌ثباتی رابطه مبادله در بی‌ثباتی نرخ ارز حقیقی ۲۴ درصد است؛ این سهم در اقتصادهای آسیایی شرقی بیشتر است و در پاکستان و سریلانکا تقریباً خنثی است.[1]

ارائه مدل اقتصاد سنجی

این بخش با استفاده از برخی تکنیک‌های اقتصاد سنجی به دنبال یافتن نوع رابطه جهت و اثرات متقابل متغیرهای رابطه مبادله، نرخ ارز، تولید ناخالص داخلی، رشد اقتصادی و تورم دراقتصاد ایران طی سالهای ۱۳۳۸ تا ۱۳۸۳ است. در این راستا، ابتدا در یک روند زمانی ارتباط میان رابطه مبادله و نرخ ارز، و رابطه علّیت بین این دو متغیر بررسی می‌گردد و سپس در چارچوب یک مدل پاسخهای پویای متغیر ها به شوک‌های رابطهٔ مبادله بررسی می‌شود. برای این منظور از روشهای جدید تحلیل سری‌های زمانی برای الگوسازی و برآورد استفاده شده است. الگوی مورد استفاده، «الگوی تصحیح خطای برداری»[2] (VECM) یوهانسون- جوسلیوس است که علاوه بر پویا و کاربردی بودن، می‌تواند روابط تعادلی بلند مدت را از کوتاه مدت تفکیک کند. این الگو در حقیقت یک الگوی «خودبازگشتی بـــرداری» (VAR) با ویژگیهای همجمعی است. در الگوهای تصحیح خطا هم اجزای بلندمدت متغیرها (که از قیود تعادل بلند مدت پیروی می‌کند) و هم اجزای کوتاه مدت که دارای روابط غیر پایدار با حالت پویای انعطاف‌پذیر هستند، مورد بررسی قرار می گیرد. از جمله ویژگیهای این روش می‌توان به پویا بودن آن اشاره نمود. علاوه بر آن، این روش در قالب الگوهای تصحیح خطا، روابط تعادلی بلند مدت را از روابط کوتاه مدت جدا می سازد و اطلاعات بسیار سودمندی را از نحوه تأثیر و تأثر متقابل متغیر ها در اختیار ما می گذارد.

معرفی متغیر ها

متغیرهای مدل عبارتند از :

T: شاخص رابطه مبادله

---

[1]. Dungey, Mardi, ***Op. cit***, pp. 225-231.

[2]. Vector Error Correction

Pm: شاخص قیمت واردات

Px: شاخص قیمت صادرات

GDP: تولید ناخالص داخلی

RGDP: نرخ رشد تولید ناخالص داخلی

ER: نرخ ارز بازار آزاد

ERR: نرخ ارز مؤثر واقعی

INF: نرخ تورم

DUM ۵۷: متغیر موهومی انقلاب

DUM ۷۱: متغیر موهومی برای یکسان سازی نرخ ارز در سال ۲-۱۳۷۱

DUMw: متغیر موهومی جنگ

C: عرض از مبدأ

تمامی متغیرها (بجز متغیرهای مجازی که به صورت برونزا وارد مدل شده اند) به عنوان متغیرهای درونزا وارد الگو شده است.

T شاخص رابطه مبادله است که از رابطه زیر به دست می‌آید:

$$T = \frac{P_X}{P_M} \qquad (۹)$$

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

در این رابطه، Pxشاخص قیمت صادرات و Pm شاخص قیمت واردات است. GDP تولید ناخالص داخلی برحسب میلیارد ریال به قیمتهای جاری وRGDP نرخ رشد این متغیر است. ER، نرخ ارز بازار آزاد است که برحسب نرخ برابری یک دلار آمریکا در برابر ریال در بازار موازی ارز بدست آمده و ERR نرخ ارز مؤثر واقعی است که براساس رابطه زیر محاسبه شده است:

$$ERR = \frac{ER \times P^*}{P} \qquad (۱۰)$$

در این رابطه، ER نرخ ارز بازار آزاد، P سطح قیمتهای داخلی و *P سطح قیمتها در خارج است. INF نرخ رشد سطح عمومی قیمتها (تورم) است. متغیرهای مجازی نیز برای بررسی اثر شوک‌های سیاستی (آزاد سازی نرخ ارز) و عوامل غیر اقتصادی (جنگ-انقلاب) مورد استفاده قرار گرفته است. تمامی سری‌های زمانی فوق از مجموعه آماری سری زمانی آمارهای اقتصادی، اجتماعی سازمان برنامه و بودجه و آمارهای بانک مرکزی برای سالهای ۱۳۸۳- ۱۳۳۸ استخراج شده و مورد استفاده قرار گرفته است.

بررسی پایایی متغیرها

پیش ازبررسی ارتباط بین متغیر هاو برآورد الگویی برای ایران، باید متغیرهای مورد نظر ازدیدگاه پایایی مورد آزمون قرار بگیرند و درجه همجمعی (هم انباشتگی)، آنها توسط ضابطـــه‌های «آکاییک»[1] (AIC)، «شوارتز- بیزین»[2] (SBC) و «حنان – کوئین»[3] (HQC) تعیین شود. «نتایج انجام آزمون پایاپایی روی متغیرهای T، GDP، INF، ER، RGDP و CPI برای تعیین درجه پایایی و روی تفاضل مرتبه اول؛ یعنی ΔT، ΔGDP، ΔINF، ΔCPI و $\Delta RGDP$ (برای بررسی درجه همجمعی) در دو حالت با عرض از مبدأ و روند، با عرض از مبدأ و بدون روند در جداول (۱) و (۲) آورده شده است. باید توجه داشت که هرجا فرض صفر رد شود. دیگر نیازی به ادامه آزمون نیست و سری مورد نظر پایا است.

مطابق نتایج جدول (۱) و با مقایسه مقادیر آماره و ارزش بحرانی (در سطح ۵٪) می‌توان نتیجه گرفت که تمامی متغیرها در سطح ۵٪ ناپایا می‌باشند و طبق نتایج جدول (۲) تمامی متغیرها در تفاضل اول پایا می باشند. (متغیرها با یکبار تفاضل‌گیری پایا می‌شوند) بنابراین تمامی متغیرها I(۱) و تفاضل مرتبه اول آنها (۰) I می‌باشد.

[1]. Akaike
[2]. Schwarz Bayesian
[3]. Hannan- Quinn

جدول ۱. نتایج آزمون DF و ADF برای بررسی پایایی متغیرهای الگو روی سطح متغیرها

متغیر	(۱)T		(۳) GDP		(۰) INF		(۲)ER		(۰)RGDP		(۲) CPI	
حالت	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی
مدل با عرض از مبدأ و روند	-۳/۸	-۳/۵۱	۱/۵۸	-۳/۵۱	-۳/۱۶	-۳/۵۲	۱/۶۱	-۳/۵۱	-۲/۷۴	-۳/۵۲	۳/۰۱	-۳/۵۲
مدل با عرض از مبدأ وبدون روند	-۲/۰۸	-۲/۹۳	-۲/۱۴	-۲/۹۳	-۲/۷۷	-۲/۹۳	-۰/۳۷	-۲/۹۳	-۲/۸۲	-۲/۹۳	۰/۹۲	-۲/۹۳

- ارقام داخل پرانتز نشان دهندهٔ بالاترین وقفه معنی دار (براساس مقدار t مربوطه) می‌باشد.

-مقادیر بحرانی در جدول در سطح ۵٪ در آزمون ADF می باشد.

منبع: خروجی نرم افزار *MICROFIT*

جدول ۲. نتایج آزمون DF وADF برای بررسی درجه همجمعی

بر روی تفاضل مرتبه اول متغیرها

متغیر	(۰)ΔT		(۳)ΔGDP		(۱) ΔINF		(۱) ΔER		(۰)$\Delta RGDP$		(۲)ΔCPI	
حالت	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی	آماره	مقدار بحرانی
مدل با عرض از مبدأ و روند	-۹/۹۲	-۳/۵۲	۳/۶۷	-۳/۵۲	-۷/۰۰	-۳/۵۲	-۵/۲۴	-۳/۵۲	-۹/۰۱	-۳/۵۲	۳/۹۲	-۳/۵۲
مدل با عرض از مبدأ وبدون روند	-۱۰/۰۵	-۲/۹۳	۳/۳۳	-۲/۹۳	-۷/۰۲	-۲/۹۳	-۴/۱۹	-۲/۹۳	-۹/۰۹	-۲/۹۳	۳/۰۱	-۲/۹۳

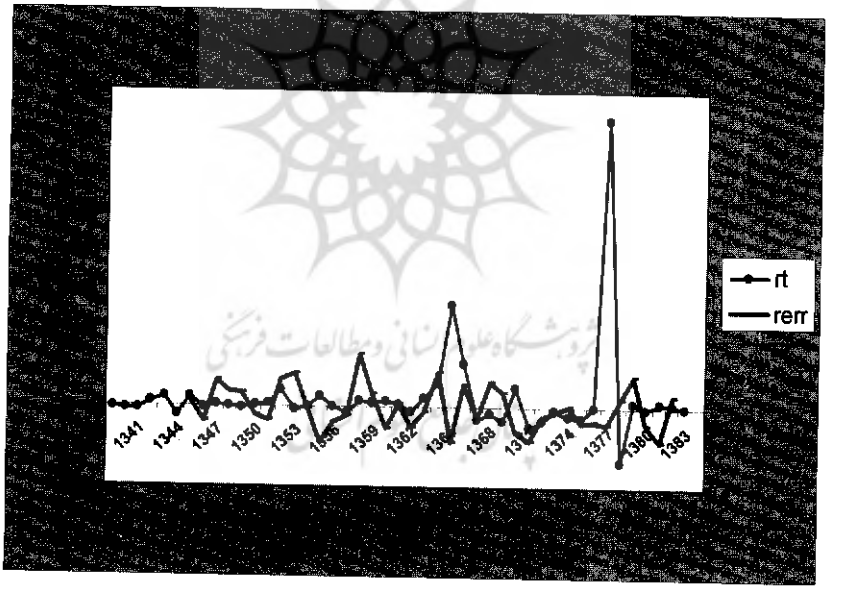
منبع: خروجی نرم افزار *MICROFIT*

بررسی تجربی رابطهٔ بین نرخ‌ارز و رابطه مبادله‌در اقتصاد ایران

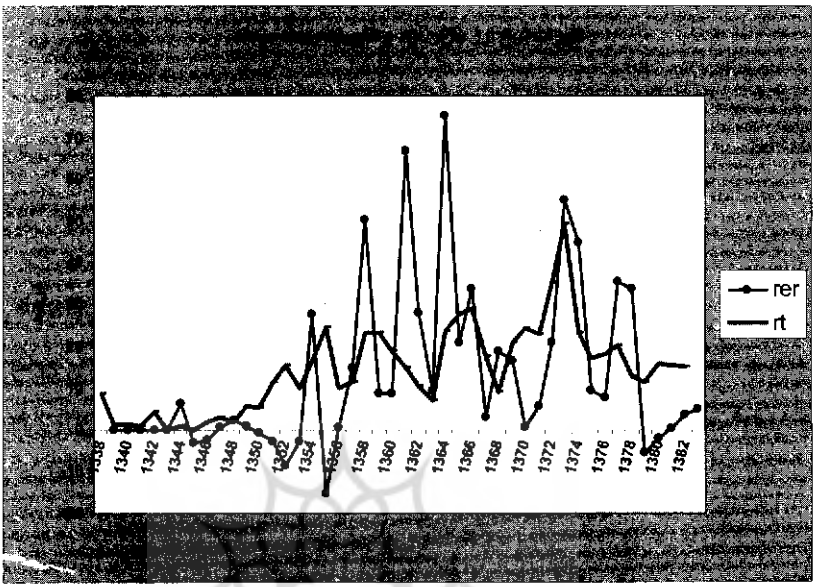
سری زمانی

نمودار (۱) و (۲)، روند تغییرات T، ER و ERR (۱۳۸۳-۱۳۳۸) را نشان می‌دهد. در طول دورهٔ مورد بررسی، رابطه مبادله و نرخ ارز بازار آزاد، بخصوص پس از پایان جنگ، با نوسانات به نسبت شدید و نرخ ارز مؤثر واقعی با نوسانات کمتری روبرو بوده است. جهت تغییرات T و ER در برخی سالها بر هم منطبق بوده و ERR در بیشتر سالها در جهت عکس Tحرکت نموده است. (تغییرات این دو متغیر با یک دوره وقفه بر هم منطبق است.)

نمودار(۱)



نمودار(۲)



بررسی رابطه علّیت بین متغیرها

نتایج آزمون علّیت گرنجر بین متغیرها نشان می‌دهد :

۱. رابطه مبادله دلیل گرنجری تغییرات نرخ ارز بازار آزاد نیست؛ عکس آن نیز صادق نمی باشد.

۲. رابطه مبادله دلیل گرنجری تغییرات نرخ تولید ناخالص نیست؛ ولی عکس آن صادق است.

۳. رابطه مبادله دلیل گرنجری تغییرات نرخ ارز مؤثر واقعی نیست؛ عکس آن نیز صادق نمی باشد.

۴. رابطه مبادله دلیل گرنجری تغییرات سطح عمومی قیمتها است؛ عکس آن نیز صادق نمی باشد.

۵. رابطه مبادله دلیل گرنجری تغییرت نرخ تورم نیست، عکس آن نیز صادق نمی‌باشد.

۶. رابطه مبادله دلیل گرنجری تغییرت نرخ رشد اقتصادی نیست، عکس آن نیز صادق نمی باشد.

جمع بندی نتایج آزمون علیت گرنجر برای بررسی رابطه علّت و معلولی بین متغیرها و جهت آن نشان می‌دهد، رابطه مبادله فقط باعث تغییرات در سطح عمومی قیمتها شده است. (جهت تغییرات یکطرفه و از T به سمت CPI است).

بررسی همبستگی بین متغیر

نتایج ماتریس همبستگی بین متغیرها در جدول (۳) نشان می‌دهدکه رابطه مبادله با نرخ ارز بازار آزاد، همبستگی مثبت قوی و با نرخ ارز مؤثر واقعی، همبستگی منفی قوی دارد. کمترین ضریب همبستگی، بین رابطه مبادله و رشد اقتصادی است.

جدول ۳. ماتریس همبستگی بین Tو سایر متغیر ها

	T
INF	۰/۴
ERR	-۰/۵۴
ER	۰/۵۷
GDP	۰/۴۲
CPI	۰/۴۹
RGDP	۰/۱۲

منبع: خروجی نرم افزار *MICROFIT*

برآورد الگو

بررسی اثر شوک های رابطه مبادله و سهم آن بر تغییرات متغیرها در قالب یک الگوی اقتصادسنجی انجام گرفته است. از آنجایی که رابطه معنی‌داری بین نرخ ارز مؤثر واقعی و رابطه مبادله در چارچوب مدل مشاهده نشده، برآوردها با نرخ ارز بازار آزاد انجام شده است. برای بررسی اثر شوک‌های سیاستی و غیراقتصادی متغیرهای دامی وارد مدل شده است.

برآورد رابطه بلند مدت از روشOLS (تحلیل حساسیت)

آزمون OLS روی لگاریتم متغیرها انجام شده، بنابراین نتایج به صورت کشش (درصد تغییرات) تفسیر می‌گردد.

$$T=-10.75+0.99LER+0.48LGDP-0.73LCPI$$
$$t: (-3.27)\ (3.55)\ (2.32)\ (-2.23) \qquad (11)$$

نتایج مدل پس از رفع مشکل خود همبستگی نشان می دهد که یک درصد تغییر درنرخ ارز، تولید ناخالص داخلی و سطح عمومی قیمتها به ترتیب رابطه مبادله را به میزان ۰/۹۹، ۰/۴۸ و ۰/۷۳- درصد تغییر می‌دهد. طبق نتایج تمامی متغیرها در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار هستند.

برآورد رابطه بلند مدت باروش یوهانسون – جوسلیوس

در این روش برای بدست آوردن رابطه بلند مدت متغیرها، ابتدا با استفاده از دو آماره، حداکثر مقدار ویژه (λmax) و آزمون اثر ($\lambda trace$) وجود همجمعی و تعداد روابط همجمعی مشخص می شود. در آزمون حداکثر مقدار ویژه به ترتیب «فرضیه صفر عدم وجود رابطه همجمعی در مقابل وجود یک رابطه همجمعی» و «وجود یک یا کمتر از یک رابطه همجمعی در مقابل دو رابطه همجمعی» و. . . آزمون می‌شود. آزمون اثر نیز به ترتیب «فرضیه عدم وجود رابطه همجمعی درمقابل وجود یک یا بیشتر از یک رابطه همجمعی» و « وجود یک یا

کمتر از یک رابطه همجمعی در مقابل وجود دو یا بیشتر از دو رابطه همجمعی»و. . . آزمون می شود. اگر آماره های آزمون مربوط به این متغیر ها از مقادیر بحرانی در سطح ۵٪ بیشتر باشد فرضیه مقابل پذیرفته می شود و براین اساس تعداد بردارهای همجمعی به دست می آید. در مرحله بعد عمل نرمال کردن برروی بردارها براساس یکی از متغیرهای دلخواه (در این جا براساس کسری تراز حساب جاری) انجام می‌گیرد. در ادامه با استفاده از آزمون نسبت حداکثر راستنمایی (LR) معنی‌دار بودن هریک از ضرایب مورد بررسی قرارمی‌گیرد براساس روش یوهانسون – جوسلیوس برای دستیابی به بردارهای همجمعی باید رتبه ماتریس Π مشخص شود. تعیین رتبه نیز به وسیله برآورد آن و ریشه‌های مشخصه مربوطه صورت می گیرد. برای یافتن تعداد بردارهای همجمعی از دو آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه (λmax) و آزمون اثر ($\lambda trace$) و نیز معیارهای انتخاب الگو (آکـــاییک، شوارتز – بیزین و حنان، کـــوئین) استفاده شده کـــه نتایج آن در جدول (۴) و (۵) بیان شده است. (با توجه به اینکه آزمون انتخاب مرتبه مناسب بردارهای همجمعی براساس بالاترین مقدار سه معیار AIC و SBC و HQC صورت می‌گیرد)

الگوی ۱ {T=F(ER,GDP,INF,C)} :

جدول ۴. آزمون همجمعی برای متغیرهای *T، GDP، INF* و *ER* براساس آزمون حداکثر مقدار ویژه و آزمون اثر

آزمون حداکثر مقدار ویژه(λmax)			آزمون اثر (λtrace)			رتبه	
مقدار بحرانی در سطح ۹۰٪	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره	مقدار بحرانی در سطح ۹۰٪	مقدار بحرانی در سطح ۹۵٪	آماره	فرضیه مقابل H۱	فرضیه صفر H۰
۲۵/۸۰	۲۸/۲۷	٤١/٧٨	٤٩/٩٥	٥٣/٤٨	٧٩/١٥	r=١	r=٠
١٩/٨٦	٢٢/٠٤	٢١/٦٠	٣١/٩٣	٣٤/٨٧	٣٧/٣٦	r=٢	r≤١
١٣/٨١	١٥/٨٧	١٢/٥٩	١٧/٨٨	٢٠/١٨	١٣/٧٥	r=٣	r≤٢
٧/٥٢	٩/١٦	١/١٦	٧/٥٣	٩/١٦	١/١٦	r=٤	r≤٣

– الگوی VAR از مرتبه (۳) و بدون روند و با مقدار ثابت است. متغیرهای DUM۵۷ ،DUM۷۱ DUMw وارد الگوی شده‌اند.

منبع: خروجی نرم افزار *MICROFIT*

جدول ۵. آزمون همجمعی برای متغیرهای *T*، *GDP*، *INF* و *ER* براساس معیارهای انتخاب الگو , آکاییک , شوارتز بیزین و حنان کوین

رتبه	AIC	SBC	HQC
r=۰	-۹۳۹/۵۵	-۹۷۷/۷۷	-۹۵۳/۵٦
r=۱	-۹۲٦/٦٥	-۹۷۱/۸۳	-۹٤۳/۲۱
r=۲	-۹۲۰/۸٥	-۹۷۱/۲٤	-۹۳۹/۳۲
r=۳	-۹۱۸/٥٥	-۹۷۲/٤۲	-۹۳۸/۳۰
r=٤	-۹۱۹/۹۷	-۹۷٥/٥۸	-۹٤۰/۳٥

منبع: همان.

الگوی ۱ {T=F(ER,GDP,INF,C)} :

آزمون حداکثر مقدار ویژه (λmax)، آزمون اثر(λtrace) و نیز معیارهای سه گانه آکاییک , شوارتز بیزین , حنان – کوین همگی دلالت بر وجود دو بردار همجمعی است. به عبارت دیگر دو ترکیب خطی از متغیرهای درونزایی CA , LNER , LNGDP وT وجود دارد که پایا هستند. بردارهای همجمعی در جدول (۶) و بردارهای نرمال شده در جدول (۷) ارائه شده است. باتوجه به اینکه دو بردار همجمعی و دو بردار نرمال شده برای T بدست آمده است، دو رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرها وجود دارد.

جدول ۶. بردارهای همجمعی

متغیر	بردار اول	بردار دوم
T	۰/۰۲٤	-۰/۳۸
ER	۰/۹۰٤	-۰/٥۸
INF	۰/۰۰٥	۰/۰۰۱۷
GDP	-۰/٥۳	۰/۲۱۲
C	۰/۱۰۷	-۰/۰۱۹

منبع: خروجی نرم افزار *MICROFIT*

جدول ۷. بردارهای نرمال شده

متغیر	بردارنرمال شده اول	بردار نرمال شده دوم
T	-۱	-۱
ER	۰/۰۰۳	-۰/۱۵٤
INF	-۰/۲۰۳	۰/۰۰٤
GDP	۰/۲۱۵	۰/۵۵٦
C	-٤/۳٦	-۰/۵۱۳

منبع: همان.

الگوی ۲ {T=F(ER,RGDP,INF,C)}[1]:

آزمون حداکثر مقدار ویژه (λmax)، آزمون اثر(λtrace) و نیز معیارهای سه گانه آکاییک ، شوارتز بیزین ، حنان- کوین همگی دلالت بر وجود دو بردار همجمعی است. به عبارت دیگر دو ترکیب خطی از متغیرهای درونزایی CA، LNER، LNGDP و T وجود دارد که پایا هستند. باتوجه به اینکه دو بردار همجمعی و دو بردار نرمال شده، برای T بدست آمده است، دو رابطه تعادلی بلند مدت بین متغیرها وجود دارد. (الگوی VAR از مرتبه (۱) و بدون روند و با مقدار ثابت است. متغیرهای DUM۵۷، DUM۷۱ DUMw وارد الگو شده‌اند).

[1]. به دلیل اهمیت ارتباط بین رابطه مبادله و رشد اقتصادی، رابطه بلند مدت بین متغیرهای T، RGDP، INF و ER نیز با استفاده از مدل یوهانسون-جوسلیوس و در قالب الگوی (۲) آزمون شده و نتایج آن نیز در قسمت پویاییهای کوتاه مدت تحلیل گردیده است.

جدول ۹. بردارهای نرمال شده

متغیر	بردارنرمال شده اول	بردار نرمال شده دوم
T	-۱	-۱
ER	۰/٦۹	۰/۰۰۱
RGDP	۰/۰۱۹	-۰/٤۸
INF	-۰/۰۰۷	-۰/۰۲
C	۰/۱۲	٥/۲۰

منبع: خروجی نرم افزار *MICROFIT*

الگوی با وقفه گسترده توزیع شده(ARDL)[1]

جدول ۱۰. نتایج حاصل از الگوی *ARDL* برای رابطه مبادله

متغیر	ضرایب	آماره t
T(-۱)	۰/۱۹	۱/۲۹
T(-۲)	۰/۸٥	٤/۰۲
T(-۳)	-۰/٥۹	-۲/۷۱
ER	۰/۰۰۱	۲/۹۲
ER(-۱)	۰/۰۰۲	-۳/۹۱
ER(-۲)	۰/۰۰۲	۳/٥۱
ER(-۳)	-۰/٦٦	-۱/۷۸
GDP	-۰/۱٥	-۰/۱۱
INF	۰/۰۰٥	۰/٤۷
INF(-۱)	۰/۱٤	۰/۹٤
INF(-۲)	-۰/۰۳	-۲/۳٥
INF(-۳)	۰/۰٤	۳/۱۷
C	۰/۰٦۱	۰/۳۳

منبع: خروجی نرم افزار *MICROFIT*

[1]. الگوی ۱ {T=F(ER,GDP,INF,C)}

نتایج حاکی از معنی‌دار بودن متغیرهای رابطه مبادله (با دو و سه وقفه)، نرخ ارز (با یک، دو و سه وقفه) و تورم (با دو و سه وقفه) در سطح ۹۵٪ است. به عبارت دیگر اثر این متغیرها با تأخیر ظاهر می‌شود. ضریب تولید ناخالص داخلی بی معنی است.

مدل تصحیح خطا[1]

معادلات الگوی تصحیح خطا از روابط کوتاه مدت حکایت دارد؛ یا به عبارت دیگر پویاییهای کوتاه مدت را نشان می‌دهد. با توجه به اینکه دو بردار همجمعی از روش یوهانسون بدست آمده است و در مدل تصحیح خطا هر دو بردار ظاهر می‌شود، به همین دلیل برای یافتن سرعت تعدیل از روش « ARDL»[2] استفاده شده است. تعداد وقفه‌های بهینه برای هر یک از متغیرهای توضیح دهنده را می توان به کمک یکی از ضوابط آکاییک (AIC)، شوارتز- بیزین (SBC) و حنان- کوین (HAC) مشخص کرد. برای تنظیم الگوی تصحیح خطا، کافی است جملات خطای مربوط به رگرسیون همجمعی را با یک وقفه زمانی، به عنوان متغیر توضیح دهنده در کنار تفاضل مرتبه اول سایـــر متغیرهای الگو قراردهیم و ضرایب را برآورد کنیم. ضریب تصحیح خطا (ECM) نشان می دهد که هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه مدت رابطه مبادله در جهت رسیدن به تعادل بلند مدت تعدیل می‌شود؛ به عبارت دیگر چند دوره طول می کشد تا رابطهٔ مبادله به روند بلند مدت خویش باز گردد. نتایج این مدل در جدول (۱۰) منعکس شده است، انتظار داریم برای اینکه الگوی پویا به سمت تعادل بلند مدت حرکت کند، ضریب جمله تصحیح خطا کوچکتر از یک و منفی می‌باشد (a<1):

---

[1]. الگوی ۱ {T=F(ER,GDP,INF,C)}

[2]. Auto-Regressive Distributed Lag

جدول ۱۱. نتایج حاصل از رابطه تصحیح خطا برای متغیر رابطه مبادله

متغیر	ضرایب	آماره t
DT1	۰-/۲۵	۱-/۲۳
DT2	۰/۵۹	۲/۷۱
DER	۰/۰۰۱	۲/۹۳
DER1	۰-/۰۰۱	-٤/۱۰
DER2	۰/٦٦	۱/۷۹
DGDP	-۰/۱۵	۰-/۱۱
DINF	۰/۰۰۵	۰/٤۷
DINF1	-٤/٦۳	-۲/۹۷
DINF2	-۰/۰٤	-۳/۱۷
DC	۰/٦۱	۰/۳۳
ECM(-1)	-۰/۵٤	-۳/۰۱

منبع: خروجی نرم افزار *MICROFIT*

در این الگو ضریب R^2، ۰/۷ نشان دهندهٔ قدرت توضیح دهندگی بالای الگو است. ضریب جمله تصحیح خطاء نشان می دهد که در هر دوره چند درصد از عدم تعادل کوتاه مدت رابطه مبادله در جهت رسیدن به تعادل بلند مدّت تعدیل می‌گردد. ضریب به دست آمده برای متغیر ECM (خطای عدم تعادل) برابر ۰/۵۴- ؛ یعنی در هر دوره ۵۴ درصد از عدم تعادل رابطه مبادله تعدیل شده و به سمت روند بلند مدت خود نزدیک می‌شود. بنابراین تعدیل به سمت تعادل نسبتاً به سرعت انجام می‌گیرد. نتایج حاکی از آن است که جمله خطا در سطح اطمینان ۹۵٪ معنی دار است.

پویایی‌های کوتاه مدت

برای بررسی روابط پویایی کوتاه مدت از الگوی توابع تحریک[1] (عکس‌العمل) استفاده می‌شود. در حقیقت تـــجزیه و تـــحلیل واکنش متغیرها به ضربه (تکانه‌ها یا شوک‌ها) یا آنچه «ضریب فزاینده پویا»[2] نامیده می‌شود، ابزاری متداول برای بررسی و دستیابی به اطلاعات مربوط به تأثیرات متقابل میان متغیرها در الگوهای پویا است.

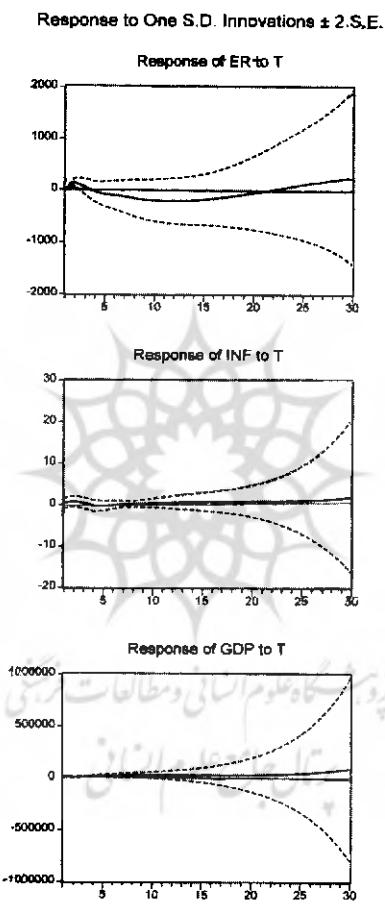
الگوی ۱ {T=F(ER,GDP,INF,C)} :

شوک رابطه مبادله باعث تغییر نرخ ارز می‌شود؛ ولی روند این متغیر نوسانات شدیدی بوجود نمی‌آورد. شوک مثبت رابطه مبادله، تقریبا تا دوره دوم سبب افزایش معنی دار نرخ ارز می‌گردد و پس از آن به تدریج از میزان آن می‌کاهد، این کاهش در دورهٔ میان مدت نیز ادامه می‌یابد و در بلند مدت باعث افزایش معنی دار در نرخ ارز می‌گردد. شوک های رابطه مبادلهٔ تأثیر معنی‌داری بر نرخ تورم و تولید ناخالص داخلی ندارد. به عبارت دیگر این دو متغیر به شوک‌های رابطهٔ مبادله پاسخ نمی‌دهند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

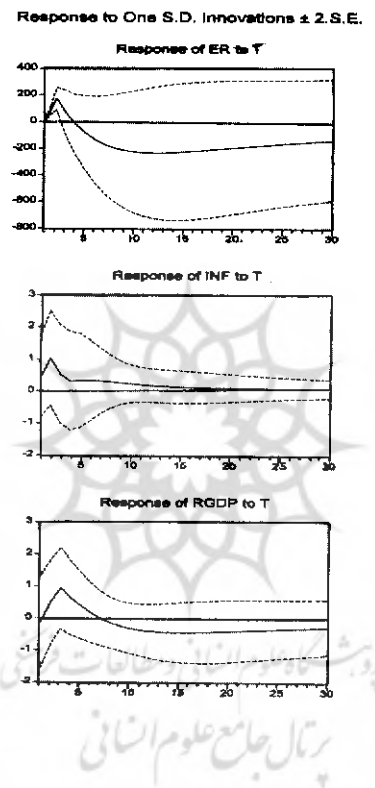
[1]. Impulse Response
[2]. Dynamic Multiplier

نمودار ۳. توابع واکنش به ضربه، الگوی ۱ {T=F(ER,GDP,INF,C)} :



الگوی ۲ {T=F(ER,RGDP,INF,C)}:

نمودار۴. توابع واکنش به ضربه، الگوی ۲ {T=F(ER,RGDP,INF,C)}



شوک مثبت رابطه مبادله باعث افزایش نرخ ارز با روندی صعودی در کوتاه مدت می‌شود. پس از دوره پنجم نرخ ارز با کاهش شدیدی افت می‌نماید که این کاهش در میان مدت ادامه دارد. پس ازآن در بلند مدت با روندی نسبتاً با ثابت و بسیار ملایم شروع به افزایش می‌نماید. شوک رابطه مبادله نرخ تورم را تا دوره دوم افزایش می‌دهد و پس از آن با شوک شدیدی تورم را کاهش می‌دهد. این روند تا دوره پنجم ادامه دارد. از این دوره به بعد نرخ تورم با روندی نزولی کاهش می‌یابد و پس از آن به سطح تعادلی خود در بلند مدت

می‌رسد. پاسخ رشد اقتصادی به شوک رابطه مبادله در کوتاه مدت و میان مدت شدید است. شوک مثبت رابطه مبادله، رشد اقتصادی را در کوتاه مدت به شدت افزایش می‌دهد. پس از دوره پنجم رشد اقتصادی به شدت افت کرده و منفی می‌شود. اما در بلند مدت این رشد منفی با روند با ثبات و ثابتی ادامه می‌یابد.

تجزیه واریانس

این روش قدرت نسبی زنجیره علّیت گرنجر یا درجه برونزایی متغیرها را خارج از دوره نمونه اندازه‌گیری می‌کند. بنابراین، روش آزمون علّیت گرنجر خارج از دوره نمونه نامیده می‌شود که در آن سهم تکانه های وارد شده به متغیر های مختلف الگو در واریانس خطای پیش بینی یک متغیر در کوتاه مدت و بلند مدت مشخص می‌شود؛ برای مثال اگر متغیری مبتنی بر مقادیر با وقفه، خود بطور بهینه قابل پیش بینی باشد واریانس خطای پیش‌بینی تنها براساس تکانه های وارد برآن متغیر بیان می‌شود. با تجزیه واریانس خطای پیش‌بینی، سهم نوسانات هر متغیر هنگام واکنش در مقابل تکانه وارد شده، به متغیرهای الگو تقسیم می‌شود و بدین ترتیب ما قادر خواهیم بود سهم هر متغیر را برروی تغییرات متغیرهای دیگر در طول زمان اندازه گیری نماییم. نتایج این آزمون در جدول (۱۲) و (۱۳) نمایش داده شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

الگوی ۱ {T=F(ER, GDP,INF,C)}

در دورهٔ صفر تمامی تغییرات نرخ ارز ناشی از خود این متغیر است در دورهٔ اول حدود ۹۰٪ تغییرات در نرخ ارز ناشی از خودش، حدود ۶٪ ناشی از تغییر تولید ناخالص داخلی، ۱۰٪ ناشی از تغییرات رابطهٔ مبادله و ۰/۰۲٪ ناشی از نرخ تورم است. تا دوره دهم نرخ ارز بیشترین سهم را بر تغییرات خودش دارا است. پس از دورهٔ دوم، سهم تولید ناخالص داخلی در تغییرات نرخ ارز افزایش می‌یابد، ولی پس از دوره چهارم این سهم، کاهش می‌یابد. سهم رابطه مبادله پس از یک کاهش شدید در دوره سوم به تدریج تا دوره دهم افزایش می‌یابد. نرخ تورم نیز اثر ناچیزی در تغییرات نرخ ارز دارد. نتایج تجزیه واریانس برای متغیر

GDP نشان می‌دهد که بیشترین سهم در تغییرات این متغیر به ترتیب ناشی از خودش، نرخ تورم و رابطه مبادله است. از دورهٔ ششم به بعد نرخ تورم سهم بسیار زیادی(۶۲٪تا۷۱٪)در تغییرات GDPدارد. نتایج تجزیه واریانس برای متغیر INF نشان می‌دهد که بیشترین سهم در تغییرات این متغیر به ترتیب ناشی از خودش، GDP و T است.

جدول ۱۲. الگوی اول: نتایج حاصل از تجزیه واریانسER

دوره	T	ER	GDP	INF
۰	۰/۰۵٤	۱	۰/۰۰	۰/۰۰
۱	۰/۱۲	۰/۹	۰/۰٦	۰/۰۸
۲	۰/۰٦	۰/۷	۰/۲۱	۰/۰٤
۳	۰/۰٤	۰/٦۱	۰/۲٦	۰/۰۵
٤	۰۳۹۰	۰/۵۷۸	۰/۳۱	۰/۰۳
۵	۰/۰٤	۰/۵۷۷	۰/۲۹	۰/۰۳۷
٦	۰/۰٦	۰/۵۷٤	۰/۲۵	۰/۰۲
۷	۰/۰۸۲	۰/۵۷٤	۰/۲۲	۰/۰۲٤
۸	۰/۰۸۸	۰/۵۸	۰/۱۹	۰/۰۲
۹	۰/۰۸۵	۰/٦	۰/۱۷	۰/۰۱۸
۱۰	۰/۰۷	۰/٦۲	۰/۱٦	۰/۰۲٤

منبع: خروجی نرم افزار *MICROFIT*

الگوی ۲ {T=F(ER,RGDP,INF,C)}

تاپایان دوره، بیشترین سهم تغییرات RGDPناشی از خودش است. پس از دورهٔ هفتم حدود ۲۰٪ از تغییرات RGDP توسط Tو ER توجیه می‌شود. نتایج تجزیه واریانس برای متغیر ER نشان می‌دهد که بیشترین سهم در تغییرات این متغیر به ترتیب ناشی از

خودER ، T(۳۹٪) و INF(۱۵٪) است. نتایج تجزیه واریانس برای متغیر INF نیز نشان می‌دهد که بیشترین سهم در تغییرات این متغیر ناشی از خودINF است و تنها ۱۵٪ تغییرات این متغیر توسط ER و T توجیه می‌شود.

جدول ۱۳. الگوی دوم : نتایج حاصل از تجزیه واریانس RGDP

دوره	T	ER	GDPR	INF
۰	۰/۰۰	۱	۰/۰۰	۰/۰۳۱
۱	۰/۰۲	۰/۰۱٦	۰/۹۷	۰/۰۳٦۰
۲	۰/۰٤۳	۰/۰۳۷	۰/۹٤	۰/۰۳٦۱
۳	۰/۰۵۵	۰/۰۵۷	۰/۹۱	۰/۰۳٦۲
٤	۰/٦٦۰	۰/۰۷٦	۰/۸۹	۰/۰۳٦۵
۵	۰/۰۷۵	۰/۰۹٤	۰/۸٦	۰/۰۳٦
٦	۰/۰۸۵	۰/۱۱	۰/۸٤	۰/۰۳۷
۷	۰/۰۹۳	۰/۱۲	۰/۸۲	۰/۰۳۷۳
۸	۰/۱	۰/۱٤	۰/۸	۰/۰۳۷۵
۹	۰/۱	۰/۱۵	۰/۷۸	۰/۰۳۷
۱۰	۰/۱۱	۰/۱٦	۰/۷٦	۰/۰۳۷

منبع: خروجی نرم افزار *MICROFIT*

نتیجه پژوهش

برای پاسخ به فرضیه مطرح شده در این پژوهش آزمونهای متعددی انجام گرفته که نتایج آن به قرار زیر است:

- نتایج، حاکی از وجود ارتباط مثبت و معنی دار بین رابطه مبادله و نرخ ارز بازار آزاد است. بررسی آزمون OLS برای تحلیل حساسیت نشان می‌دهد که رابطه مبادله

بشدّت نسبت به نرخ ارز کشش‌پذیر است. نتایج آزمون ARDL نیز حاکی از آن است که علاوه بر مقدارجاری نرخ ارز، مقادیر این متغیر با سه دوره وقفه بر رابطهٔ مبادله اثر می‌گذارد. نتایج مدل تصحیح خطای برداری (VECM) و آزمون همبستگی نیز ارتباط مثبت بین این دو متغیر را تأیید می‌نماید. در حقیقت آثاری که کاهش ارزش پول ملی بر رابطه مبادله دارد، باعث ارتباط بین نرخ ارز و رابطه مبادله می‌گردد. بطور کلی کاهش ارزش پول ملی باعث کاهش قیمت کالاهای صادراتی بر حسب پول خارجی و افزایش قیمت کالاهای وارداتی بر حسب پول داخلی می‌گردد و هر گاه حاصلضرب دو کشش عرضه واردات و صادرات بزرگتر از حاصلضرب دو کشش تقاضا برای واردات و صادرات باشد، این امر به خرابی رابطه مبادله منجر می‌شود. نرخ ارز، یکی از مهمترین متغیرها در تعیین قیمت واردات و صادرات است و این موضوع ارتباط بین این دو متغیر را تأیید می‌نماید. بررسی تحلیلهای پویا نیز حاکی از پاسخ نرخ ارز به شوک‌های رابطه مبادله است. نرخ ارز در پاسخ به شوک‌های رابطهٔ مبادله ابتدا در کوتاه مدت کاهش می‌یابد، ولی در بلند مدت با روندی نسبتاً با ثبات و ملایم افزوده می‌گردد. نتایج همچنین نشان می‌دهد، سهم رابطه مبادله در توجیه تغییرات نرخ ارز با الگوی اول کوچک است و بیشتر تغییرات این متغیر توسط خودش توجیه می‌شود. اما نتایج الگوی دوم نشان می‌دهدکه حدود ۴۰٪ از تغییرات نرخ ارز توسط رابطه مبادله توجیه شده است.

بررسیها نشان می‌دهد میان تولید ناخالص داخلی و رابطهٔ مبادله، ارتباط مثبت وجود دارد. نتایج تحلیل حساسیت حاکی از کشش‌پذیری ۴۰ درصدی رابطه مبادله در برابر GDP است. همچنین این متغیر دلیل گرنجری تغییرات رابطه مبادله است. نتایج مدل VECMو آزمون همبستگی نیز این ارتباط را تأیید می‌کند. مدل ARDL رابطه معنی‌داری را بین این دو متغیر نشان نمی دهد. نتایج تحلیلهای پویا نشان می‌دهد که GDP هیچگونه پاسخی به شوک های رابطه مبادله نمی‌دهد و همچنین سهم رابطه مبادله در توجیه تغییرات GDP بسیار ناچیز است. این موضوع تأییدی

بر آزمون علّیت گرنجر است که حاکی از یک طرفه بودن جهت تغییرات از نرخ ارز به رابطه مبادله است.

- نتایج نشان می‌دهد بین تورم و رابطه مبادله ارتباط منفی و معنی دار وجود دارد. جهت علّیت از رابطه مبادله به سوی تورم است. بررسی نتایج تحلیل حساسیت، کشش ۷۳درصدی رابطه مبادله را در برابر تغییرات نرخ تورم نشان می‌دهد. نتایج مدل ARDL نشان می‌دهد که تورم با دو دوره وقفه بر رابطه مبادله مؤثر است که این ارتباط تا یک دوره بعد نیز ادامه می‌یابد. نتایج مدل VECM نیز ارتباط بین این دو متغیر را نشان می‌دهد. در نظام ارز شناور، افزایش رابطه مبادله با افزایش ارزش واقعی پول داخلی، سبب ارزانتر شدن و منجر به کاهش تورم داخلی نیز می‌گردد. بررسی تحلیلهای پویا نشان می‌دهد که در الگوی اول، تورم هیچ پاسخی به شوک‌های رابطهٔ مبادله نمی‌دهد و سهم رابطه مبادله در تغییرات INF بسیار ناچیز است. در الگوی دوم شوک‌های رابطه مبادله باعث نوساناتی در INF می‌شود؛ ولی این متغیر در بلندمدت در سطح تعادلی خود قرار می‌گیرد.
- نتایج مدل تصحیح خطای برداری نشان می‌دهد که بین رشد اقتصادی و رابطه مبادله ارتباطی منفی وجود دارد. طبق نتایج تجربی بهبود رابطه مبادله به افزایش درآمد ملّی و رشد اقتصادی منجر می‌شود، ولی اگر وضعیت رابطهٔ مبادله وخیم باشد، وضعیت کشور، سپس از رشد ممکن است بدتر شود. به عبارت دیگر رابطه مبادله می‌تواند بطور کلی بهبود رشد اقتصادی را خنثی سازد. این موضوع در شرایطی اتفاق می‌افتد که کشور از سیاستهای مطلوب اقتصادی استفاده ننماید. نتایج تحلیلهای پویا نشان می‌دهد که شوک رابطه مبادله در کوتاه مدت رشد اقتصادی را افزایش می‌دهد، در میان مدت باعث کاهش قهقرایی رشد می‌شود، و در بلند مدت نیز این رشد منفی با روندی باثبات ادامه می‌یابد. سهم رابطه مبادله در توجیه تغییرات رشد ناچیز است.

نتیجه‌گیری

نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که با وجود تأثیرات متقابل نرخ ارز و رابطه مبادله، نقش شوک های رابطه در نوسانات نرخ ارز ناچیز است و بیشتر تغییرات نرخ ارز در اقتصاد ایران ناشی از تغییرات خود این متغیر است. موضوع دیگر، نقش قابل توجه تولید ناخالص داخلی در بهبود رابطهٔ مبادله و متقابلاً، اثرات بهبود رابطه مبادله در کاهش تورم داخلی است. نتیجه دیگر این پژوهش، اثرات رابطه مبادله در کاهش رشد اقتصادی است که ناشی از سیاستهای نادرست اقتصادی- تجاری در اقتصاد ایران طی سالهای مورد بررسی است.

با توجه به نتایج بدست آمده پیشنهادات زیر ارائه می‌گردد:

- فراهم آوردن زمینه مساعد برای افزایش تولید داخلی در بخش غیر نفتی که منجر به بهبود رابطه مبادله می‌گردد.
- با توجه به مشکل تورم بالا در اقتصاد ایران، تلاش برای بهبود رابطه مبادله به کاهش تورم داخلی کمک می‌نماید.
- با توجه به تأثیر عوامل سیاستی بر متغیر های اقتصادی، اتخاذ تصمیمات سیاسی- اقتصادی باید با دقت صورت بگیرد.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پی‌نوشتها:

۱. ابریشمی، حمید. ***اقتصاد سنجی کاربردی***. تهران: انتشارات دانشگاه تهران، ۱۳۸۱.

۲. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، گزارش اقتصادی و تراز نامه سالهای مختلف.

۳. بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، اداره بررسیهای اقتصادی، خلاصه تحولات اقتصادی کشور، سالهای مختلف.

۴. گجراتی، دامودار. ***مبانی اقتصاد سنجی***. ترجمهٔ حمیدرضا ارباب، دو جلدی، تهران: نشر نی، ۱۳۷۸.

5. Barbosa – Filho Nelson H. "Terms of Trade Fluctuations And their Implications for Exchange Rate Coordination in Mercosur"., ***Institute of Economics***, Federal University of Rio de Janeir, (2004).

6. Barro, Robert, J. ***MacroEconomics***. John Wiely & Sons., 1993.

7. Benigno, G. and Theonissen, C. "Equilibrium Exchange Ratecs and supply-Side Perfomance"., ***The Economic Journal***, No.113 (486), (2003): 103-124.

8. Boileau, Martin. "Trade in Capital Goods and the Volatility of Net Exports and the Terms of Trade"., ***Journal of International Economics***. No 48, (1999): 347-365.

9. Broda, Christian. "Terms of Trade and Exchange Rate Regimes in Developing Countries"., ***Journal of International Economics***, No. 63, (2004): 31-58.

10. Hernan, C. ***Testing the Short –and-Long-Run Exchange Rate Rincon Effect on Trade Balance***.University of Illinois., 2001.

11. Diebold, F. X., and Nerlove, M. "The Dynamics of Exchange Rate Volatility: Mutivariate Latent-Factor ARCH Model"., ***Journal of Applied Econometrics***, No.41, (1989):1-22.

12. Dungey, Mardi. "Identifying Terms of Trade Effects in Real Exchange Rate Movements: Evidence from Asia"., ***Journal of Asian Economics***, No. 15, (2004): 217- 235.

13. Edwards, S. and Ostry, J. "Terms of Trade Disturbances, Real Exchange Rate and Welfare: The Role of Capital Controls and Labor Market Distortions"., ***Oxford Economics Papers***, No. 44, Vol. 1, (1992): 20- 34.

14. Edwards, S. and Van Wijnbergen, S. "Tariffs, The Real Exchange Rate and The Terms: on Two Popular Proposition in Internal Economics"., ***Oxford Economies Papers***, No. 39, Vol.3, (1987): 458- 464.

15. Friedman, M. ***The Case For Flexible Exchange Rates, Essays in Positive Economics***. Chicago, University of Chicago Press., 1953.

16. Goldberg Pienlopi K. and Knentler Michel M. "Goods Prices and Exchange Rate: What Have we Learned?"., ***NBER Working Paper***, (1996).

17. Habermeier, K. and Mesquita, A. "Long-Run Exchange Rate Dynamics, A Panel Data Study"., ***IMF Working Paper***, (1999): 50.

18. Mahieu. R. and Schotman, P. "Neglected Common Factors in Exchange Rate Volatility"., ***Journal of Emprical Finance***, No.1, 1994: 279-3110.

19. Mendoza, R. "The Terms of Trade, The Real Exchange Rate, and Economic Fluctuation"., ***International Economic Review***, No. 36, (1995): 101-137.

20. Lim, G. C. and Mcneils, Paul. D. ***Central Bank Learning, Terms of TredeShocks & Currency Risk: Should Exchange Rate Volatility Matter for Monetary Policy?***. Univhersity of Melbourne, Department of Economics., 2001.

21. Sondergaard, Jens. "Productivity Shocks, the Terms of Trade and Real Exchange Rate-Role of Home Bias in Consumption and the Labor Supply Elasticity"., ***John Hopkins University, Department of International Economics***, (2003).

22. Swift, Robyn. "Exchang Rate Changes and Endogenous Terms of Trade Effects in a Small Open Economy"., ***Journal of Macroeconomics***. No. 26, (2004): 737-745.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی