پژوهشنامه اقتصاد و کسب و کار
شاپا: ۸۳۹۶-۲۰۰۸
سال پنجم، شماره هشتم، (پاییز ۱۳۹۳)، صفحه ۱ تا ۱۳

اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر تراز پرداخت‌ها

نرگس خاتون پیرهادی تواندشتی[*1]؛ دکتر علی دهقانی[2]؛ دکتر فاطمه زندی[3]

تاریخ دریافت: ۹۲/۴/۲۹ تاریخ پذیرش: ۹۲/۷/۱

چکیده

در این تحقیق، پولی‌بودن نوسانات نرخ ارز و تراز پرداخت‌ها[1] در اقتصاد ایران بررسی شده است. برای این منظور، از مدل‌های سری زمانی VAR و VECM استفاده شده است. نتایج، وجود رابطهٔ متقابل بین نرخ تورم، رشد نقدینگی و نرخ ارز را در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأیید کرده است، اما تأثیر کاهش ارزش پول ملی بر افزایش صادرات، بهبود تراز حساب جاری[2] و تراز پرداخت‌ها با اطمینان بالا تأیید نمی‌شود.

واژه‌های کلیدی: رهیافت پولی تراز پرداخت‌ها[3]، نرخ ارز، نرخ تورم[4]، عرضهٔ پول[5]

۱. مقدمه

تا دههٔ ۱۹۵۰، در مطالعات مربوط به نواسانات نرخ ارز و تراز پرداخت‌ها از رهیافت کشش‌ها[6] و رهیافت جذب[7] استفاده می‌شد. در این روش‌ها توجه بیشتر روی متغیرهای حقیقی اقتصاد بود و نقش متغیرهای پولی در تغییرات تراز پرداخت‌ها و نرخ ارز نادیده گرفته می‌شد. در اواخر دههٔ ۱۹۶۰، دیدگاه جدیدی که بعدها «رهیافت پولی تراز پرداخت‌ها»[8] نام گرفت، در ادبیات اقتصاد بین‌الملل مطرح شد. این رهیافت را در طول سال‌ها اقتصاددانانی مانند ماندل، جانسون، لافر و فرانکل در دانشگاه شیکاگو بسط دادند و سپس اقتصاددانان صندوق بین‌المللی پول بررسی کاربردی بیشتری روی آن انجام دادند.

براساس رهیافت پولی تراز پرداخت‌ها، در شرایط نرخ ارز ثابت هرگونه مازاد یا کسری تراز پرداخت‌ها از طریق سازوکار پولی کاهش می‌یابد و ازبین می‌رود؛ همچنین، با وجود انعطاف‌پذیری نرخ ارز، مازاد تراز پرداخت‌های ناشی از مازاد تقاضای پول باعث افزایش ارزش پول ملی می‌شود و به‌دنبال آن، با افزایش قیمت‌های داخلی، این مازاد تقاضای پول و به تبع آن مازاد تراز پرداخت‌ها از بین می‌رود و برعکس این حالت، وقتی است که کسری تراز پرداخت‌ها و مازاد عرضهٔ پول وجود دارد. بر مبنای رهیافت پولی، کاهش ارزش پول یک کشور ناشی از رشد بیش از حد پول آن کشور در طول زمان و افزایش ارزش پول ناشی از رشد ناکافی پول است.

هدف از تحقیق حاضر این است که با در نظرگرفتن متغیرهای پولی مانند نرخ تورم، رشد حجم پول و نرخ ارز بر تراز پرداخت‌ها، روابط متقابل آنها در قالب فرضیه‌های زیر بررسی شود:

بین نرخ ارز، نرخ تورم و عرضهٔ پول در کوتاه‌مدت و بلندمدت رابطهٔ معنی‌داری وجود دارد؛

[*1] کارشناس ارشد دانشگاه آزاد اسلامی ـ واحد تهران جنوب
[2] عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی ـ واحد تهران جنوب
[3] عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی ـ واحد تهران جنوب
[*] **پست الکترونیکی نویسنده اصلی:** *nargespirhadi@gmail.com*

1. Balance Of Payments
2. Current Account
3. Monetary Approach to the Balance of Payments
4. Inflation Rate
5. Money Supply
6. Absorption Approach
7. Elasticity Approach
8. Monetary Approach to The Balance of Payments

کاهش ارزش پول در ایران به افزایش صادرات و بهبود تراز پرداخت‌ها منجر می‌شود.

در این راستا، ابتدا مبانی نظری و برخی مطالعات انجام‌شده در این زمینه مرور و سپس با روش‌های VECM[1] و VAR[2]، اعتبار فرضیه های مدل با استفاده از آمارهای سری زمانی به‌صورت فصلی برای سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۲ بررسی می‌شود.

۲. پیشینهٔ تحقیق

۲-۱. مطالعات خارجی

تئوری پولی تراز پرداخت‌ها را اولین بار مید[3] (۱۹۵۱) مطرح کرد و سپس جانسون (۱۹۶۷) و ماندل (۱۹۶۷) در دههٔ ۶۰ آن را بسط دادند. مهم‌ترین سؤالی که در ادبیات موضوعی مدل‌های پولی مطرح می‌شود، چگونگی تأثیر متغیرهای پولی بر نوسانات نرخ ارز است. پاسخ به این سؤال را اقتصاددانان کلاسیک همچون مسی[4] و روگف[5] (۱۹۸۳) داده‌اند، بدین صورت که آنها در مطالعات خود به این نتیجه رسیدند که متغیرهای پولی در کوتاه‌مدت تأثیری بر نرخ ارز ندارند.

دلانو[6] در مقالهٔ خود با عنوان «اثرات کلان اقتصادی یکسان‌سازی نرخ ارز با تأکید بر اقتصاد ایران»، اثرات کلان اقتصادی اتخاذ سیاست تک نرخی ارز را که در سال ۱۹۹۳ در ایران انجام شده، بررسی و طی آن، تحلیل اثرات بالقوهٔ یکسان‌سازی نرخ ارز بر تورم، تراز پرداخت‌ها و بازده واقعی را تحلیل و راهکارهایی برای سیاست‌های بخش عمومی ارائه داده است. براساس تحقیق او، تک‌نرخی‌شدن ارز در اقتصاد ایران، دلیل بروز تورم است که اتخاذ سیاست‌های مالی انبساطی به‌دنبال این سیاست ارزی به فشارهای تورمی دامن زده است.

بهمنی اسکوئی و بروکز[7] (۱۹۹۹) در کار تجربی خود برای بررسی اثر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری کشور امریکا، از روش اقتصادسنجی ARDL استفاده و اثر بلندمدت و مثبت کاهش ارزش دلار بر تراز تجاری امریکا را تأیید کردند؛ اما در این تحقیق، اثرات کوتاه‌مدت این سیاست بر تراز تجاری تأیید نشد.

بهمنی اسکوئی[8] (۲۰۰۵)، این فرض را به آزمون می‌گذارد که آیا می‌توان کاهش ارزش ریال را با تئوری اقتصادی توضیح داد. در این تحقیق، روش پولی تعیین نرخ ارز، با استفاده از داده‌های سالانهٔ ۱۹۵۹ تا ۱۹۹۰ و تکنیک‌های انگل ـ گرنجر و همگرایی متقابل یوهانسن بررسی شده است. بهمنی اسکوئی نشان می‌دهد که بین نرخ تورم، حجم پول، نرخ ارز و درآمد ملی ارتباط متقابلی وجود دارد. در این تحقیق همچنین تئوری پولی نرخ ارز در ایران تأیید می‌شود. پیشنهاد بهمنی اسکوئی برای بهبود تراز پرداخت‌ها، علاوه بر کنترل نرخ تورم از طریق سیاست پولی انقباضی، درآمیختن سیاست‌های پولی و مالی مناسب برای تقویت رشد اقتصادی و بهره‌وری است.

نگوین نگو[9] و کالیاپا کالیراجان[10] (۲۰۰۶)، در بررسی خود دربارهٔ رابطهٔ متقابل بین متغیرهای نرخ ارز، نرخ تورم و حجم پول(نقدینگی)، با استفاده از روش خودرگرسیون برداری و تصحیح خطای برداری به این نتیجه رسیدند که کاهش ارزش پول ملی در دههٔ ۱۹۹۰ در کوتاه‌مدت و بلندمدت، باعث افزایش صادرات و بهبود تراز پرداخت‌ها شده است.

بیتزنیس[11] (۲۰۰۷) در بررسی خود دربارهٔ مدل پولی تعیین نرخ ارز دراخمای یونان در مقابل دلار امریکا، شواهدی قوی مبنی بر وجود هم‌انباشتگی بین نرخ ارز اسمی، عرضهٔ نسبی پول، درآمد نسبی و نرخ بهرهٔ نسبی پیدا و شرط تعادل پولی تأیید شده است.

دارا[12] و سامرت[13] (۲۰۰۸)، در مقالهٔ خود مدل پولی نرخ ارز را در کشور فیلیپین با استفاده از تکنیک هم‌انباشتگی خودرگرسیون با وقفهٔ توزیعی(ARDL) بررسی کرده‌اند. نتایج به دست‌آمده حاکی از آن است که بین متغیرهای پولی و نرخ ارز روابط کوتاه‌مدت و بلندمدت قوی و معناداری وجود دارد.

1. Vector Error Correction Model
2. Vector Auto Regression
3. Meade, J. E.
4. Meese, Richard
5. Rogoff, A.
6. Delano, Villanueva
7. Brooks, T. J.
8. Bahmani Oskooee, M.
9. Nguyen Ngoc, Thanh
10. Kaliappa Kalirajan
11. Bitzenis, A.
12. Dara, L.
13. Samreth, S.
14. Kim, B. H.

کیم[1] و همکاران(۲۰۰۹)، پایداری حساب جاری کشورهای آسیایی را با استفاده از داده‌های فصلی برای دورهٔ زمانی ۱۹۸۱-۲۰۰۳ بررسی کرده‌اند. در این پژوهش، حساب جاری در ۵ کشور آسیایی متأثر از بحران مالی ۱۹۹۷ بررسی و پایداری کسری حساب جاری در این کشورها تأیید شده است. همچنین، نتایج تجزیهٔ واریانس و تابع عکس‌العمل آنی در این تحقیق نشان داده که با کاهش ارزش پول داخلی این کشورها در برابر شرکای خارجی مهم آنها، بهبود چشمگیری در وضعیت کسری حساب جاری از سال ۱۹۹۸ به بعد رخ داده است.

۲- ۲. مطالعات داخلی

نصر اصفهانی و یاوری(۱۳۸۲) نشان داده‌اند که ریشهٔ تورم تنها پولی نیست بلکه مزمن‌بودن تورم به رشد نقدینگی و نرخ ارز وابسته است.

یاوری و قادری(۱۳۸۳) نتیجه گرفته‌اند که کاهش ارزش پول ملی باافزایش سطح عمومی قیمت‌ها همراه است و این امر کاهش حاشیهٔ ارزی بازار موازی در بازار را که در ابتدای افزایش نرخ ارز مشاهده می‌شود از بین می‌برد. به‌طور خلاصه، یکسان‌سازی نرخ ارز در ایران، به‌دلیل اثرات تورمی و ناهماهنگی سیاست‌های مالی و پولی، حاشیهٔ ارزی بازار موازی را از بین نمی‌برد.

نتایج حاصل از تحقیق اصغرپور، رضازاده و فشاری (۱۳۸۷)، در بررسی تأثیر متغیرهای پولی بر نرخ ارز در کشورهای منطقهٔ خاورمیانه و شمال افریقا(MENA)، دلالت بر آن دارد که متغیرهای پولی اختلاف نرخ تورم، اختلاف حجم نقدینگی و نرخ بهرهٔ حقیقی تأثیری مثبت و معنادار و اختلاف متغیر تولید ناخالص داخلی واقعی تأثیری منفی و معنادار بر نرخ ارز اسمی داشته است؛ از این رو، مهم‌ترین توصیهٔ سیاسی تحقیق برای تقویت ارزش پول داخلی این کشورها به‌ویژه برای ایران این است که با اتخاذ سیاست‌های مالی، پولی و تجاری مناسب، حجم نقدینگی، نرخ تورم و نرخ بهرهٔ حقیقی را کاهش دهند و با اقدامات مناسب، زمینه را برای رشد اقتصادی کشور فراهم آورند.

محمودزاده و اصغرپور(۱۳۸۷) نشان داده‌اند که نرخ ارز حقیقی، صادرات نفت و گاز و رابطهٔ مبادله تأثیری مثبت و کسری بودجهٔ دولت تأثیری منفی و معنادار بر مانده تراز حساب جاری داشته‌اند؛ شوک‌های قیمت نفت نیز تأثیر مثبت و معناداری بر مانده تراز حساب جاری داشته است؛ همچنین، اثر سیاست یکسان‌سازی نرخ ارز بر مانده تراز حساب جاری منفی است ولی معنادار نیست.

دژپسند و گودرزی(۱۳۸۸)، شرط مارشال ـ لرنر در ایران را با استفاده از یک مدل سری زمانی و یک مدل تلفیقی بررسی کرده و شرط مارشال ـ لرنر در ایران را در کوتاه‌مدت و بلندمدت تأیید نکرده‌اند.

جلالی نائینی و معماریان(۱۳۸۹)، تراز تجاری ایران را با شرکای عمده، به‌صورت پویا بررسی و تجزیه و تحلیل کرده و متغیر نرخ مؤثر واقعی ارز به‌عنوان شاخص مهم اقتصادی و تعیین‌کنندهٔ نوسانات تراز تجاری کشور را محاسبه کرده‌اند. بر این اساس، تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز تجاری کل در کوتاه‌مدت، فرضیهٔ منحنی J را تأیید می‌کند.

در مطالعهٔ تقوی و محمدی(۱۳۹۰)، پولی‌بودن نوسانات نرخ ارز و تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران که به رهیافت پولی معروف شده بررسی شده است. در این تحقیق، فرضیهٔ پولی‌بودن نرخ ارز و تراز پرداخت‌ها به‌طور همزمان با استفاده از یک سیستم معادلات همزمان آزمون شده است. نتایج این آزمون‌ها نشان می‌دهد که رهیافت پولی نرخ ارز اگرچه درستی علامت ضرایب و معناداری آنها را از لحاظ آماری رد نمی‌کند، به دلیل ارضانکردن محدودیت ضرایب مدل پولی، اعتبار قوی ندارد، درحالی‌که رهیافت پولی تراز پرداخت‌ها اعتبار قابل قبولی دارد.

حیدری، اصغرپور و حسین‌زاده(۱۳۹۱)، رهیافت پولی نرخ ارز را در کشورهای منتخب حاشیهٔ خلیج فارس در مقایسه با کشورهای سازمان همکاری اقتصادی و توسعه(OECD) بررسی کرده‌اند. نتایج به‌دست‌آمده نشان داد که رهیافت پولی نرخ ارز در هر دو گروه از کشورها برقرار بوده اما با توجه به ساختارهای اقتصادی مختلف آنها، نسبت اثرگذاری متغیرهای پولی مدل بر نرخ ارز دربین آنها متفاوت است.

1. Kim, B. H.

متغیرهای نرخ تورم انتظاری و عرضهٔ پول تأثیری مثبت و تولید ناخالص داخلی تأثیری منفی در تغییرات نرخ ارز دارند. توصیهٔ سیاسی این مقاله برای تقویت ارزش پول داخلی کشورهای موردبررسی و به‌ویژه برای ایران، اتخاذ سیاست‌های مناسب برای افزایش تولید ناخالص داخلی است که ضمن تقویت پول داخلی موجب رشد تولید داخل نسبت به خارج خواهد شد.

۳. مبانی نظری

۳- ۱. تئوری روش پولی

این دیدگاه را اولین بار مید(۱۹۵۱) مطرح کرد و سپس جانسون (۱۹۶۷) و ماندل (۱۹۶۷) در دههٔ ۶۰ آن را بسط دادند. از دیدگاه پولیون، کسری تراز تجاری ناشی از اضافه عرضهٔ پول است. عرضهٔ بیش از حد پول به افزایش تقاضا برای کالاها و خدمات و دارایی منجر می‌شود. مقداری از این افزایش تقاضا در داخل تأمین نمی‌شود که به‌صورت کسری تراز پرداخت‌ها به بخش خارجی اقتصاد سرازیر می‌شود. بنابراین، از آنجا که از نظرگاه پولیون، تنها دلیل کسری تراز پرداخت‌ها عرضهٔ بیش از حد پول است، تنها راه‌حل آن نیز کاهش عرضهٔ پول است.

از نظر پولیون، دیدگاه کشش‌ها در اقتصاد کارکرد ندارد، چرا که در این دیدگاه، بعد از اجرای سیاست کاهش ارزش پول، تمامی قیمت‌ها و هزینه‌ها به میزان درصد افزایش نرخ اسمی ارز افزایش می‌یابند و نظریهٔ جذب نیز با در نظرنگرفتن تغییرات نرخ بهره(در جهت افزایشی) نمی‌تواند همهٔ واکنش‌ها را به‌درستی نشان دهد.

در چهارچوب تحلیلی روش پولی، افزایش در تقاضای پول موجب افزایش ذخایر بین‌المللی و افزایش اعتبارات داخلی موجب کاهش ذخایر بین‌المللی و درنتیجه بدترشدن تراز خارجی است. برمبنای این روش و در سیستم نرخ ثابت ارز، عدم تعادل تراز پرداخت‌ها را می‌توان با کاهش اعتبارات داخلی و یا افزایش تدریجی در تقاضای پول تعدیل کرد. براساس این نظریه، نتیجهٔ سیاست کاهش ارزش پول ملی، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها است، که به تبع آن حجم واقعی پول کم می‌شود. این شرایط در دو حالت قابل بررسی است:

الف ــ مازاد عرضهٔ پول، که در این حالت با افزایش تورم، حجم واقعی پول کم می‌شود و درنتیجه کسری تراز پرداخت‌ها که منشأی پولی دارد، رفع می‌شود؛

ب ــ تعادل در بازار پول، که در این حالت با افزایش سطح قیمت‌ها، حجم واقعی پول کم می‌شود و از آنجا که تقاضای واقعی پول همواره مقدار مطلوبی دارد، انحراف تراز واقعی از سطح مطلوب آن باعث می‌شود که عوامل اقتصادی برای سوق‌دادن آن به سطح مطلوب خود، تقاضای اسمی پول را بالا ببرند و یا اقدام به احتکار کنند. احتکار پول موجب می‌شود تقاضای کل در اقتصاد کاهش یابد و در شرایطی که منحنی عرضهٔ کل صعودی باشد، به تولید کمتر منجر شود.

براساس نظریهٔ پولی، هنگامی سیاست کاهش ارزش پول ملی با شکست مواجه می‌شود که متعاقب آن، سیاست پولی و یا مالی انبساطی اجرا شود؛ چرا که طبق الگوی پولی، کسری تراز پرداخت‌ها، منشأی پولی دارد. چرخهٔ تکراری کسری تراز پرداخت‌ها، کاهش ارزش پول، افزایش سطح عمومی قیمت‌ها، کاهش عرضهٔ واقعی پول، بهبود تراز پرداخت‌ها، افزایش حجم پول، کسری تراز پرداخت‌ها و کاهش عرضهٔ پول اجتناب ناپذیر است.

سیاست کاهش ارزش پول تنها هنگامی در بهبود تراز پرداخت‌ها موفق می‌شود که بانک مرکزی به اجرای سیاست پولی انقباضی مناسب اقدام کند؛ برای مثال، دولت‌ها نباید برای رفع کسری‌های قابل ملاحظه در بودجه، بانک مرکزی را برای چاپ پول تحت فشار بگذارند.

٤. ارائهٔ مدل اقتصادسنجی

به‌منظور بررسی اثرات کوتاه‌مدت و بلندمدت نرخ ارز بر تراز پرداخت‌های ایران، در اینجا از بردار اتورگرسیون موسوم به VAR که درواقع روشی غیرمقید[1] در اقتصادسنجی است و در آن بردار، متغیرها تابعی از وقفه‌های خود و سایر متغیرهای درون‌زا هستند، استفاده می‌شود. در تجزیه و

1. Unrestricted

تحلیل این تحقیق، بردار X و Y شامل ۳ متغیر زیر هستند که همهٔ متغیرها در شکل لگاریتمی خود وارد مدل شده‌اند. این متغیرها عبارت‌اند از:

$$X = (\mathrm{LnCPI}, \mathrm{LnM1}, \mathrm{Ln\ EXCH}, \mathrm{Dum71}) \quad \text{مدل (1)}$$

$$Y = (\mathrm{LnCPI}, \mathrm{LnM2}, LnEXCH, Dum71) \quad \text{مدل (2)}$$

که در آن:LnEXCH لگاریتم نرخ ارز بازار آزاد، LnCPI لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده به قیمت ثابت ۱۳۸۳، LnM1 لگاریتم حجم پول،LnM2 لگاریتم حجم نقدینگی، Dum71 متغیر دامی مربوط به سال یکسان‌سازی نرخ ارز است که برای سال‌های قبل از ۱۳۷۱ صفر و برای سال‌های بعد از ۱۳۷۱ یک درنظر گرفته شده است. همهٔ داده‌ها برگرفته از آمارهای سری زمانی بانک مرکزی و سالنامه‌های آماری(فصلی) سال‌های ۵۲ تا ۸۹ است.

۵. آزمون ریشهٔ واحد

در تحقیقات مبتنی بر داده‌های سری زمانی فرض می‌شود که سری زمانی مانا است؛ اما این باور که بسیاری از متغیرهای سری زمانی در اقتصاد مانا نیستند، باعث می‌شود تا قبل از استفاده از این متغیرها، برای اجتناب از رگرسیون کاذب، ناگزیر شویم از مانایی و نامانایی متغیرها اطمینان حاصل کنیم. لذا از آزمون ریشهٔ واحد دیکی فولر تعمیم‌یافته(ADF) در بررسی مانایی متغیرهای سری زمانی مدل استفاده می‌کنیم.

جدول ۴-۱-۱. نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای سطح متغیرهای مورد نظر

متغیر	آماره	ارزش بحرانی		
		آمارهٔ مکنیون در سطح ۱٪	آمارهٔ مکنیون در سطح ۵٪	آمارهٔ مکنیون در سطح ۱۰٪
LnCPI	-۰/۲۶۴۳۳۵	-۳/۴۷۵۱۸۴	-۲/۸۸۱۱۲۳	-۲/۵۷۷۲۹۱
LnEXCH	-۱/۷۷۶۶۸۵	-۳/۴۷۵۱۸۴	-۲/۸۸۱۱۲۳	-۲/۵۷۷۲۹۱
LnM1	-۰/۸۰۲۹۲۵	-۳/۴۷۶۴۷۲	-۲/۸۸۱۶۸۵	-۲/۵۷۷۵۹۱
LnM2	-۰/۳۷۰۱۷۹	-۳/۴۷۵۵۰۰	-۲/۸۸۱۲۶۰	-۲/۵۷۷۳۶۵

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

همان‌طور که در جدول ۴-۱-۱ مشاهده می‌شود، فرض داشتن ریشهٔ واحد در هیچ‌کدام از متغیرها رد نمی‌شود. در ادامه، برای تفاضل اول تمامی متغیرها، آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته انجام می‌شود که نتیجهٔ آن در جدول ۴-۱-۲ ملاحظه می‌شود.

جدول (۴-۱-۲): نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای سطح تفاصل اول متغیرها

متغیر	آماره	ارزش بحرانی		
		آمارهٔ مکنیون در سطح ۱٪	آمارهٔ مکنیون در سطح ۵٪	آمارهٔ مکنیون در سطح ۱۰٪
D(LnCPI)	-۳/۵۶۹۸۵۱	-۳/۴۷۵۱۸۴	-۲/۸۸۱۱۲۳	-۲/۵۷۷۲۹۱
D(LnEXCH)	-۳/۸۹۵۲۶۵	-۳/۴۷۵۱۸۴	-۲/۸۸۱۱۲۳	-۲/۵۷۷۲۹۱
D(LnM1)	-۳/۳۰۷۰۶۹	-۳/۴۷۶۴۷۲	-۲/۸۸۱۶۸۵	-۲/۵۷۷۵۹۱
D(LnM2)	-۳/۲۸۶۲۱	-۳/۴۷۵۵۰۰	-۲/۸۸۱۲۶۰	-۲/۵۷۷۳۶۵

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

تکرار آزمون دیکی فولر تعمیم‌یافته برای تفاضل مرتبهٔ اول متغیرها نشان می‌دهد که فرض وجود ریشهٔ واحد برای همهٔ متغیرها در سطوح بحرانی۱۰٪ و ۵٪ رد می‌شود.

٦. آزمون هم‌جمعی و تخمین رابطهٔ بلندمدت براساس آزمون یوهانسن ـ جوسیلیوس

در این روش، برای به‌دست‌آوردن رابطهٔ بلندمدت متغیرها، ابتدا با استفاده از دو آمارهٔ حداکثر مقادیر(λmax) ویژه و آزمون اثر($\lambda trace$)، وجود هم‌جمعی و تعداد روابط هم‌جمعی مشخص می‌شود. در آزمون حداکثر مقادیر ویژه، به ترتیب «فرضیهٔ صفر عدم وجود رابطهٔ هم‌جمعی درمقابل وجود یک رابطهٔ هم‌جمعی» و «وجود یک یا کمتر از یک رابطهٔ هم‌جمعی درمقابل دو رابطهٔ هم‌جمعی» و ... آزمون می‌شود. آزمون اثر نیز به ترتیب «فرضیهٔ عدم وجود رابطهٔ

هم‌جمعی درمقابل وجود یک یا بیشتر از یک رابطهٔ هم‌جمعی» و «وجود یک یا کمتر از یک رابطهٔ هم‌جمعی درمقابل وجود دو یا بیشتر از دو رابطهٔ هم‌جمعی» و ... آزمون می‌شود. اگر آماره‌های آزمون مربوط به این متغیرها از مقادیر بحرانی در سطح ۵ درصد بیشتر باشد، فرضیهٔ مقابل پذیرفته می‌شود و بر این اساس تعداد بردارهای هم‌جمعی به‌دست می‌آید. در مرحلهٔ بعد، عمل نرمال‌کردن برروی بردارها براساس یکی از متغیرهای دلخواه (در اینجا، براساس شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی) انجام می‌گیرد.

در ادامه، با استفاده از آزمون نسبت حداکثر راست‌نمایی (LR)، معنی‌داربودن هر یک از ضرایب بررسی می‌شود. براساس روش یوهانسن ـ جوسلیوس، برای دستیابی به بردارهای هم‌جمعی باید رتبهٔ ماتریس Π مشخص شود. تعیین رتبه نیز با برآورد آن و ریشه‌های مشخصهٔ مربوط صورت می‌گیرد. بنابراین، برای یافتن تعداد بردارهای هم‌جمعی، از دو آماره آزمون حداکثر مقادیر ویژه(λmax) و آزمون اثر($\lambda trace$) استفاده شده که نتایج آن در جدول‌های زیر آمده است.

جدول ۴-۲-۱. آزمون هم‌جمعی برای مدل(۱)(LnCPI, LnM1, LnEXCH) براساس آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر

آزمون حداکثر مقادیر ویژه(λmax)			آزمون اثر(λtrace)		رتبه	
Prob	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	آماره	Prob	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	آماره	فرضیهٔ مقابل H1	فرضیهٔ صفر H0
۰/۰۰۰۱	۲۱/۱۳۱۶۲	۳۷/۹۲۹۶۹	۰/۰۰۰۰	۲۹/۷۹۷۰۷	۵۱/۶۴۵۷۹	r=1	r=0
۰/۰۸۱۰	۱۴/۲۶۴۶	۱۲/۹۰۷۷۶	۰/۰۹۱۱	۱۵/۴۹۴۷۱	۱۳/۷۱۶۱	r=2	r<1
۰/۳۶۸۶	۳/۸۴۱۴۶۶	۰/۸۰۸۳۴	۰/۳۶۸۶	۳/۸۴۱۴۶۶	۰/۸۰۸۳۴	r=3	r<2

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

نتایج هر دو آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر، بر وجود ۱ بردار هم‌جمعی دلالت دارد؛ به عبارت دیگر، یک ترکیب خطی از متغیرهای درون‌زایLnEXCH, LnM1 ,LnCPI وجود دارد که پایا هستند. در این قسمت از تحقیق، از آنجا که هدف تعیین عوامل مؤثر بر نرخ تورم است، عمل نرمال‌کردن بردار براساس این متغیر انجام می‌شود. بردار هم‌جمعی و بردار نرمال‌شده در جدول ۴-۲-۲ آمده است.

برای مدل (۲) (LnCPI,LnM2,LnEXCH)، آزمون تریس ـ مقایر ویژه و آزمون هم‌جمعی و نرمال‌شده در جدول‌های زیر بررسی شده است.

جدول ۴-۲-۲. بردار هم‌جمعی و نرمال‌شده مدل (۱)

بردار هم‌جمعی		بردار نرمال شده	
متغیر	بردار	متغیر	بردار
LnCPI	-۴/۸۴۹۴۹۴	LnCPI	۱/۰۰۰۰۰۰
LnM1	۳/۴۰۷۷۶۱	LnM1	-۰/۷۰۲۷۰۵
LnEXCH	۱/۲۸۵۹۷۲	LnEXCH	-۰/۲۶۵۱۷۷

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

جدول ۴-۲-۳. آزمون هم‌جمعی برای مدل (۲)(LnCPI,LnM2,LnEXCH) براساس آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر

آزمون حداکثر مقادیر ویژه(λmax)			آزمون اثر(λtrace)		رتبه	
Prob	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	آماره	Prob	مقدار بحرانی در سطح ۵٪	آماره	فرضیهٔ مقابل H1	فرضیهٔ صفر H0
۰/۰۰۳۱	۲۱/۱۳۱۶۲	۲۹/۰۴۱۶۲	۰/۰۰۱۱	۲۹/۷۹۷۰۷	۴۲/۴۵۴۵۶	r=1	r=0
۰/۰۸۲۵	۱۴/۲۶۴۶	۱۲/۸۵۲۷۷	۰/۱۰۰۵	۱۵/۴۹۴۷۱	۱۳/۴۱۲۹۴	r=2	r<1
۰/۴۵۴۲	۳/۸۴۱۴۶۶	۰/۵۶۰۱۶۵	۰/۴۵۴۲	۳/۸۴۱۴۶۶	۰/۵۶۰۱۶۵	r=3	r<2

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

نتایج هر دو آزمون حداکثر مقادیر ویژه و آزمون اثر، بر وجود ۱ بردار هم‌جمعی دلالت دارد؛ به عبارت دیگر، یک ترکیب خطی از متغیرهای درون‌زای LnCPI, LnM2, LnEXCH وجود دارد که پایا هستند. در مرحلهٔ بعد، بردار هم‌جمعی و بردار نرمال‌شده استخراج می‌شود که در جدول ۴-۲-۴ نشان داده شده است.

جدول ۴-۲-۴. بردار هم‌جمعی و نرمال‌شده مدل (۲)

بردار هم‌جمعی		بردار نرمال‌شده	
متغیر	بردار	متغیر	بردار
LnCPI	-۸/۲۵۵۴۳	LnCPI	۱/۰۰۰۰
LnM2	۴/۲۷۲۴۲۴	LnM2	-۰/۵۱۷۵
LnEXCH	۳/۴۱۰۶۳۵	LnEXCH	-۰/۴۱۳۱

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

$$LnCPI = -6.37 + 0.7027LnM1 + 0.2651LnEXCH \quad \text{معادله}(1-2-4)$$

$$LnCPI = -6.08 + 0.5175LnM2 + 0.4113LnEXCH \quad \text{معادله}(2-2-4)$$

همهٔ ضرایب نرخ ارز و رشد حجم پول(نقدینگی) در معادله‌های بالا در رابطه با CPI علائم اقتصادی موردانتظار را دارند. طبق نظریهٔ برابری قدرت خرید، رابطهٔ نرخ ارز و نرخ تورم مثبت است، بدین سان که افزایش نرخ ارز(کاهش ارزش پول ملی) باعث افزایش ذخایر ارزی، که یکی از اجزای پایهٔ پولی است، می‌شود؛ در نتیجه، افزایش پایهٔ پولی،از طریق ضریب فزایندهٔ پولی حجم پول (نقدینگی) افزایش می‌یابد. رشد نقدینگی و حجم پول، طبق نظریهٔ مقداری پول، به بروز تورم منجر می‌شود. از دیدگاه پول‌گرایان، بیشترین عامل بروز تورم، رشد حجم پول(نقدینگی) است. لذا رابطهٔ نرخ ارز، نرخ تورم و رشد پول(نقدینگی) طبق نظریهٔ برابری قدرت خرید و تئوری مقداری پول مثبت است. ضرایب حجم پول و نقدینگی در مدل‌های بالا بزرگ‌تر از ضرایب نرخ ارز است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، اثر M1 برروی شاخص قیمت مصرف‌کننده بیشتر از اثر M2 است. در مدل همراه با متغیر M1 نرخ ارز ضریب کوچک‌تری در مقایسه با مدل همراه M2 دارد. در روابط بالا نشان داده می‌شود که در بلندمدت، شاخص قیمت مصرف کننده تحت تأثیر نرخ ارز و رشد حجم پول قرار می‌گیرد.

در معادلهٔ ۴-۲-۱، ۱٪ افزایش در نرخ ارز می‌تواند CPI را به اندازهٔ ۰/۲۷ درصد افزایش دهد و یک درصد افزایش در رشد حجم پول می‌تواند باعث تغییر CPI به اندازهٔ ۷/. درصد شود.

در معادلهٔ ۴-۲-۲، LnCPI,LnM2,LnEXCH، ۱٪ افزایش در نرخ ارز می‌تواند CPI را به اندازهٔ ۰/۴۱ درصد افزایش دهد و یک درصد افزایش در رشد نقدینگی می‌تواند باعث تغییر CPI به اندازهٔ ۵۲/. درصد شود.

۷. آزمون گرنجر

در کوتاه‌مدت، رابطهٔ بین نرخ ارز، نرخ تورم و رشد حجم پول(نقدینگی) با استفاده از آزمون‌های گرنجر و تجزیهٔ واریانس بررسی می‌شود.

گرنجر(۱۹۶۹) به‌اختصار می‌گوید که اگر اطلاعات گذشته و حال y_{2t} به بهبود پیش‌بینی متغیر y_{1t} کمک کند، در این صورت متغیر y_{1t} علیت گرنجر است. اگرچه در تحلیل رگرسیون، وابستگی یک متغیر به متغیرهای دیگر بررسی می‌شود، الزاماً به‌معنای علیت نیست. از این رو، سؤال این است که آیا می‌توان گفت تغییرات y_{1t} موجب تغییرات y_{2t} می‌شود یا برعکس، تغییرات y_{2t} علت تغییرات y_{1t} است و یا آنکه بازخوردی بین هر دوی آنها وجود دارد یا خیر؛ یعنی آیا می‌توان جهت علیت را در حالتی که بین دو متغیر رابطهٔ تقدم و تأخری وجود دارد، ازنظر آماری کشف کرد. با توجه به ساختار مدل VAR که براساس آن، مقدار یک متغیر به‌صورت تابعی از مقادیر گذشته و تمامی متغیرهای موجود بیان می‌شود، در بررسی رابطهٔ علیت آزمون فرضیه‌هایی مطرح می‌شود.

جدول ۴-۳-۱. آزمون علیت گرنجری الگوی(۱) (LnEXCH , LnCPI, LnM1)

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 01/15/13 Time: 12:06
Sample: 1352Q1 1389Q4
Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LNM1 does not Granger Cause LNCPI	148	10.5772	2.E-07
LNCPI does not Granger Cause LNM1		10.571	2.E-07
LNEXCH does not Granger Cause LNCPI	148	8.39574	4.E-06
LNCPI does not Granger Cause LNEXCH		3.35469	0.0118
LNEXCH does not Granger Cause LNM1	148	4.92391	0.001
LNM1 does not Granger Cause LNEXCH		4.524	0.0018

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

در جدول ۴-۳-۱، روابط علی مدل ۱ بررسی شده که به صورت زیر است :

۱. بین نرخ تورم و نرخ ارز بازار آزاد، رابطهٔ علیت دوطرفه برقرار است. این نتایج با تئوری برابری قدرت خرید قابل توجیه است (F بالا و Prob زیر ۵ درصد).

۲. بین نرخ ارز بازار آزاد و رشد حجم پول، رابطهٔ علیت دوطرفه برقرار است، که از لحاظ تئوری‌های اقتصادی (تئوری برابری قدرت خرید و نظریهٔ مقداری پول) قابل توجیه است.

۳. بین نرخ تورم و رشد حجم پول، رابطهٔ دوطرفه وجود دارد. با توجه به نظریهٔ مقداری پول که ماهیت تورم را پدیده‌های پولی می‌داند، بروز تورم درصورت افزایش رشد حجم پول قابل توجیه است؛ اما در مورد علیت گرنجری تورم باید گفت اثر تورم برروی حجم پول، به این صورت است که افزایش تورم در اثر بروز تورم غیرقابل پیش‌بینی و یا وارداتی(شوک)، به افزایش هزینه‌های تولید، کاهش سرمایه‌گذاری و تولید منجر می‌شود که این عوامل باعث ایجاد فشار به رشد عرضهٔ پول برای نگهداری تولید و سرمایه‌گذاری در سطح اولیهٔ خود می‌شود(دروی[1]، ۱۹۹۵: ۴۴).

جدول ۴-۳-۲. آزمون علیت گرنجری الگوی(۲) (LnEXCH, LnCPI, LnM2)

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 01/15/13 Time: 13:51
Sample: 1352Q1 1389Q4
Lags: 4

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LNM2 does not Granger Cause LNCPI	148	8.59509	3.E-06
LNCPI does not Granger Cause LNM2		12.7283	7.E-09
LNEXCH does not Granger Cause LNCPI	148	8.39574	4.E-06
LNCPI does not Granger Cause LNEXCH		3.35469	0.0118
LNEXCH does not Granger Cause LNM2	148	6.3902	9.E-05
LNM2 does not Granger Cause LNEXCH		5.15064	0.0007

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

1. Deravi, K.

همان‌طور که در جدول ۴-۳-۲ مشاهده می‌شود، در معادلهٔ (LnCPI,LnM2,LnEXCH)(۲)، روابط علی زیر برقرار است:

۱. بین نرخ تورم و رشد نقدینگی رابطهٔ دوطرفه وجود دارد.

۲. در کوتاه‌مدت بین نرخ تورم و نرخ ارز بازار آزاد رابطهٔ علیت دوطرفه برقرار است. این روابط ازطریق تئوری برابری قدرت خرید و نظریهٔ مقداری پول قابل توجیه است.

۳. بین نرخ ارز بازار آزاد و رشد نقدینگی رابطهٔ علیت دوطرفه برقرار است. نرخ ارز بازار آزاد، علت گرنجری رشد نقدینگی است. با افزایش نرخ ارز، پایهٔ پولی افزایش می‌یابد که درنتیجهٔ آن، با رشد نقدینگی مواجه هستیم. رشد نقدینگی، علت گرنجری نرخ ارز بازار آزاد است که این علیت با توجه به رابطهٔ مقداری پول قابل توجیه است.

۸. تجزیه و تحلیل واریانس

این روش برای توصیف پویایی یک مدل به‌کار می‌رود و نشان‌دهندهٔ درصد توضیح‌دهندگی هر یک از متغیرها از تغییرات متغیر وابسته طی زمان است؛ به عبارت دیگر، بیانگر این نکته است که درطی زمان، چند درصد از تغییرات متغیر وابسته با هر یک از متغیرهای موجود در مدل توضیح داده می‌شود.

جدول ۴-۴-۱. آزمون تحلیل واریانس مدل‌های ۱ و ۲

The variance decomposition of inflation rate(Ln CPI)

Time horizon (quarter)		148 Observation from1353:1 to 1389:4 proportion of forecast variance explained by change in		
	S.E	Ln CPI	Ln M^s	Ln EXCH
Model (1) (CPI,M1,EXCH)				
1	0.027258	100.00000	0.00000	0.00000
3	0.055435	91.17999	3.99170	4.82831
5	0.074775	95.06482	2.22541	2.70977
10	0.108593	96.07073	2.30716	1.62212
15	0.127003	95.40268	3.29493	1.30239
20	0.138588	93.74630	4.86808	1.38562
25	0.14666	91.69930	6.69648	1.60422
30	0.152741	89.59373	8.610376	1.795891
Model (2) (CPI,M2,EXCH)				
1	0.028201	100.00000	0.00000	0.00000
3	0.055957	92.36640	3.36155	4.27205
5	0.073337	94.80368	2.54489	2.65143
10	0.101451	95.00170	3.07743	1.92087
15	0.115489	93.02824	3.81712	3.15464
20	0.12432	89.84521	4.88475	5.27004
25	0.130592	86.48339	6.11943	7.39719
30	0.135395	83.44126	7.462706	9.096032

منبع: خروجی نرم‌افزار Eviews

در مدل ۱، در کوتاه‌مدت، بعد از متغیر نرخ تورم، بیشترین عامل در بروز تورم، متغیر نرخ ارز بازار آزاد است. سهم متغیر نرخ ارز در بروز تورم تقریباً ۵ درصد است درحالی‌که سهم متغیر حجم پول ۴ درصد است. این نتایج آماری، با قسمت نزولی پدیدهٔ منحنی J مطابقت دارد. درصورت کاهش ارزش پول در کوتاه‌مدت، حجم صادرات و واردات تغییر زیادی نخواهد داشت؛ زیرا قراردادهای واردات و صادرات اغلب برای چند ماه آتی منعقد می‌شوند. درنتیجهٔ این امر، واردات ازقبل‌تعیین‌شده با واحد پول داخلی، گران‌تر خواهد شد؛ از این رو، ارزش واردات افزایش می‌یابد، درحالی‌که ارزش حجم صادرات تغییر چندانی نمی‌کند، لذا تراز تجاری پس از تضعیف واقعی پول به‌سرعت بدتر می‌شود. در میان‌مدت و بلندمدت، سهم نرخ ارز بازار آزاد در بروز تورم کمتر از سهم حجم پول در بروز تورم است(سهم نرخ ارز در بروز تورم بین ۲/۷-۱/۳ درصد و سهم حجم پول در بروز تورم بین ۲/۲-۸/۶ درصد است)؛ بنابراین، کاهش

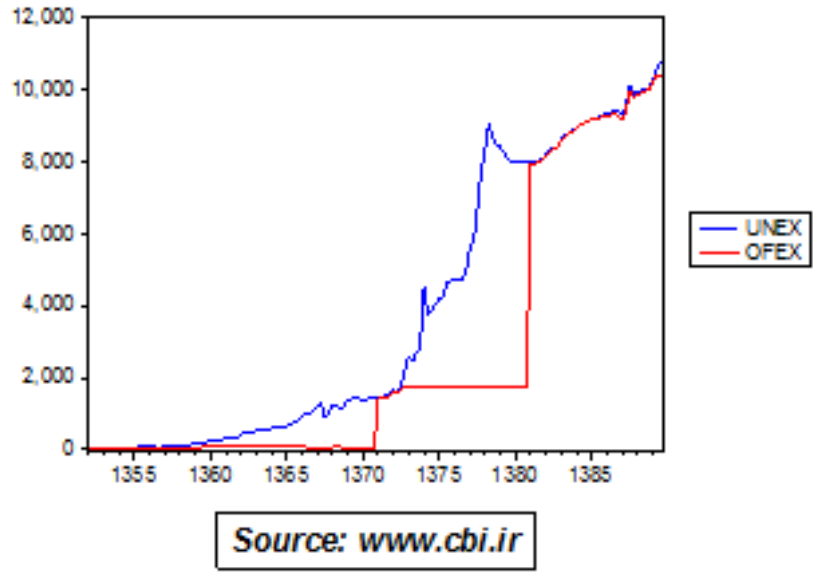
ارزش پول ملی در میان‌مدت و بلندمدت اثر مثبتی بر صادرات و تراز پرداخت‌ها دارد، چراکه هرچه زمان بگذرد، هم تولیدکنندگان و هم مصرف‌کنندگان واکنش سریع‌تری از خود نشان خواهند داد و تعدیل مقادیر براساس قیمت نسبی کالاهای داخلی شروع می‌شود و درپی آن، وضعیت تراز تجاری و تراز پرداخت‌ها بهبود می‌یابد. بنابراین، عکس‌العمل تراز تجاری طی زمان، منحنی J شکلی را نمایان خواهد ساخت. به‌طور کلی، پدیدهٔ منحنی J در مدل ۱ تأیید می‌شود(مگی[1]، ۱۹۷۳).

در مدل ۲ نیز در کوتاه‌مدت سهم نرخ ارز بازار آزاد در بروز تورم بیشتر از سهم رشد نقدینگی در بروز تورم است که این نتایج، تأییدکنندهٔ قسمت نزولی منحنی J است. در میان‌مدت، سهم نرخ ارز بازار آزاد بین ۲/۶۵ تا ۳/۱۵ درصد و سهم حجم نقدینگی بین ۲/۵۴ تا ۳/۸۱ درصد است؛ بنابراین، نتیجه‌گیری دربارهٔ اثرگذاری کاهش ارزش پول ملی بر افزایش صادرات و بهبود تراز پرداخت‌ها در میان‌مدت اطمینان بالایی ندارد، اما در بلندمدت سهم نرخ ارز بازار آزاد در بروز تورم همچنان بیشتر از رشد نقدینگی است(۷/۳ تا ۹/۰۹ درصد دربرابر ۶/۱ تا ۷/۴۶ درصد).

۹. بررسی تغییرات نرخ ارز، نرخ تورم، حساب جاری و تراز پرداخت‌ها به‌صورت جداگانه

به‌منظور نتیجه‌گیری دقیق‌تر در تأیید و یا رد فرضیه‌های تحقیق، روند تغییرات متغیرهای کلان تأثیرگذار در مدل، همانند روند نرخ ارز بازار آزاد، نرخ ارز رسمی، نرخ تورم، تراز تجاری و تراز پرداخت‌ها در سال‌های ۵۲ تا ۸۹ به‌صورت نمودار بررسی می‌شود.

شکل (۴-۵-۱) روند تغییرات نرخ ارز بازار آزاد و نرخ ارز رسمی ۱۳۸۹-۱۳۵۲ (فصلی)

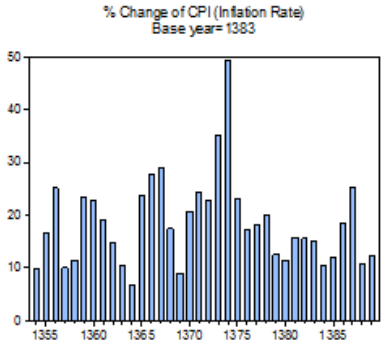


OFEX نرخ ارز رسمی و UNEX نرخ ارز بازار آزاد است. طبق نمودار ۴-۵-۱، در بیشتر سال‌های موردمطالعه حاشیهٔ ارزی در بازار ارز وجود دارد؛ و همچنان‌که مشاهده می‌شود، با وجود یکسان‌سازی نرخ ارز در سال ۱۳۷۱، به‌دلیل اجرایی‌نشدن واقعی یکسا سازی نرخ ارز، این حاشیهٔ ارزی تا سال ۱۳۸۱ وجود دارد.

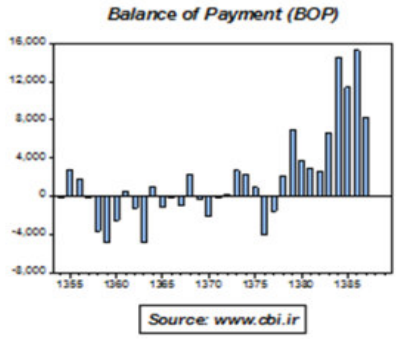
با توجه به نمودار ۴-۵-۲، در بیشتر سال‌ها، کشور با تورم دورقمی مواجه است. طبق نظریهٔ پولی تراز پرداخت‌ها، درصورت اعمال سیاست‌های پولی و مالی انبساطی همراه با یکسان‌سازی نرخ ارز، بهبودی در حساب تراز پرداخت‌ها و جاری به‌دلیل بروز تورم شدید مشاهد نمی‌شود. این نتایج در نمودارهای ۴-۵-۳ و ۴-۵-۴ به‌خوبی قابل مشاهده است.

1. Magee, S. P.

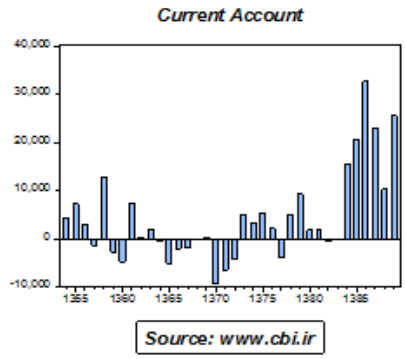
شکل (۴-۵-۲): درصد تغییرات CPI (نرخ تورم) بین سالهای ۱۳۸۹-۱۳۵۴



شکل (۴-۵-۴): حساب تراز پرداختها بین سالهای ۱۳۸۹-۱۳۵۴



شکل (۴-۵-۳): حساب جاری بین سالهای ۱۳۸۹-۱۳۵۴



منبع داده‌ها: بانک مرکزی ج. ا. ا.

نتیجه گیری:

بر اساس مدلهای بلندمدت برآورد شده (۴-۲-۱) و (۴-۲-۲)، با استفاده از آمارهای فصلی ۱۳۸۹-۱۳۵۲ نتایج زیر بدست آمده است:

$$LnCPI= -6.37 +0.7027LnM1+ 0.2651 LnEXCH \quad (۴-۲-۱)$$

$$LnCPI=-6.08+0.5175 \quad Lnm2+0.4113 LnEXCH \quad (۴-۲-۲)$$

۱. رشد حجم پول(نقدینگی) ارتباط مستقیم و معناداری با نرخ تورم دارد. این معادلات نشان می‌دهند که ضریب حجم پول (نقدینگی) بزرگ‌تر از ضریب نرخ ارز بازار آزاد است. این نتیجه با دیدگاه اقتصاددانان پول‌گرا ــ که ماهیت تورم را بیشتر پدیده‌های پولی می‌دانند ــ مطابقت دارد.

۲. رابطهٔ نرخ ارز بازار آزاد و نرخ تورم مثبت و معنادار است، این نتیجه نیز طبق نظریهٔ برابری قدرت خرید پول و نظریهٔ مقداری پول قابل توجیه است.

۳. طبق نتایج آزمون علیت گرنجر، روابط علی کوتاه‌مدت متقابل، بین نرخ تورم ـ رشد حجم پول(نقدینگی)، نرخ ارز بازار آزاد – نرخ تورم و نرخ ارز بازار آزاد ـ رشد حجم پول(رشد نقدینگی) در هر دو معادله تأیید می‌شود. این نتایج با نظریهٔ برابری قدرت خرید و نظریهٔ مقداری پول قابل توجیه است.

۴. با توجه به آزمون تحلیل واریانس، نتایج زیر به‌دست آمده است:

الف ــ به‌طور کلی، در معادلهٔ ۴-۲-۱ مشاهده می‌شود که در کوتاه‌مدت، سهم رشد حجم پول در توضیح تغییرات CPI کمتر از سهم نرخ ارز بازار آزاد است که این نتایج با قسمت نزولی منحنی j در ارتباط است. در میان‌مدت و بلندمدت، سهم حجم پول از تغییرات نرخ تورم بیشتر از سهم نرخ ارز بازار آزاد است. بنابراین، طبق این معادله، کاهش ارزش پول ملی در میان‌مدت و بلندمدت به بهبود تراز پرداخت‌ها و افزایش صادرات منجر می‌شود.

ب ــ در معادلهٔ ۴-۲-۲، در کوتاه‌مدت، سهم رشد نقدینگی در تغییرات نرخ تورم کمتر از سهم نرخ ارز بازار آزاد است این نتیجه نیز همانند معادلهٔ ۴-۲-۱، تأییدکنندهٔ قسمت نزولی منحنی j است. اما در میان‌مدت، سهم نرخ ارز بازار آزاد در توضیح تغییرات CPI از سهم حجم نقدینگی کمتر است(هرچندکه تفاوت بسیار کم است). در بلندمدت، سهم نرخ ارز بازار آزاد در بروز تورم بیشتر از حجم نقدینگی است؛ بنابراین، در بلندمدت، کاهش ارزش پول ملی، اثرگذاری مثبتی بر حساب تراز پرداخت‌ها و صادرات ندارد.

نتایج تخمین‌ها و مطالعات تجربی در کل بر تأیید ارتباط متقابل متغیرهای نرخ ارز بازار آزاد، رشد عرضهٔ پول و نرخ تورم در کوتاه‌مدت و بلندمدت دلالت دارد(فرضیهٔ اول)؛ اما تأیید فرضیهٔ دوم(اثرگذاری کاهش ارزش پول ملی بر بهبود حساب تراز پرداخت‌ها و صادرات) ــ همان‌طور که در معادلهٔ ۴-۲-۲ و روند حرکت متغیرها (نرخ ارز، نرخ تورم، حساب جاری و تراز پرداخت‌ها) مشاهده شد ــ اطمینان بالایی ندارد.

۱۰. مراجع

اصغرپور، حسین؛ رضازاده، علی؛ فشاری، مجید. ۱۳۸۷. «رهیافت پولی به نرخ ارز در کشورهای منطقهٔ منا»، *نامهٔ اقتصادی* ۶۹(۲)، ۶۸-۵۵.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *آمار و داده‌های سری زمانی ۱۳۵۲-۱۳۸۷*.

بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران، *نماگرهای اقتصای دوره‌های ۱۳۸۸-۱۳۸۹*.

پدرام، مهدی. ۱۳۷۷. *بررسی رفتار واقعی نرخ ارز واقعی بر سطح تولید در ایران طی سال‌های ۱۳۷۴-۱۳۵۸*(پایان‌نامهٔ دورهٔ دکتری اقتصاد بین‌الملل)، دانشگاه شهید بهشتی.

تقوی مهدی و مرتضی محمدی. بهار ۱۳۹۰. «بررسی عوامل مؤثر بر نرخ ارز و تراز پرداخت‌ها در اقتصاد ایران(یک رهیافت پولی)»، فصلنامهٔ *اقتصاد مقداری* ۸(۱)، ۷۲-۵۱.

جلالی نائینی، سیداحمدرضا و معماریان، عرفان. تابستان ۱۳۸۹. «آثار کوتاه‌مدت و بلندمدت تکانه‌های ارزی بر تراز تجاری ایران(آزمون پدیدهٔ منحنیJ براساس یک الگوی VECM)»، *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، ۴۵، ۳۵-۶۹.

حیدری، حسن؛ اصغرپور، حسین؛ حسین‌زاده، حسن. ۱۳۹۱. «رهیافت پولی به نرخ ارز در کشورهای منتخب حاشیهٔ خلیج فارس در مقایسه با کشورهای OECD»، فصلنامهٔ *اقتصاد مقداری* (*بررسی‌های اقتصادی* سابق) ۹(۲)، ۱۰۰-۸۷.

دژپسند، فرهاد و گودرزی، حسین. پاییز ۱۳۸۸. «بررسی تأثیر کاهش ارزش پول بر تراز پرداخت‌های ایران (تحقق شرط مارشال لرنر در ایران)»، *پژوهشنامهٔ اقتصادی*، سال نهم، ش ۳.

سالواتوره، دومینیک. ۱۳۸۷. *مالیهٔ بین‌الملل: نظریه‌ها وسیاست‌های اقتصاد بین‌الملل*، ترجمهٔ حمیدرضا ارباب، چاپ پنجم، نشر نی.

محمودزاده، محمود و اصغرپور، حسین. زمستان ۱۳۸۷. «عوامل مؤثر بر کسری حساب جاری در ایران»، فصلنامهٔ *مدل‌سازی اقتصادی*، سال دوم، ش ۲(پیاپی ۶)، ، ص ۷۸-۵۳.

مرکز آمار ایران، *سالنامهٔ آماری سال‌های ۱۳۸۹-۱۳۵۲*.

مؤسسهٔ مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی. خرداد ۱۳۶۷. *آشنایی با تعاریف و اصطلاحات بازرگانی اقتصادی*. جلد اول. تهران: مؤسسهٔ مطالعات و پژوهش‌های بازرگانی.

نصر اصفهانی، رضا و یاوری، کاظم. پاییز ۱۳۸۲. «عوامل اسمی و واقعی مؤثر بر تورم در ایران؛ رهیافت خودرگرسیون برداری»، فصلنامهٔ *پژوهش‌های اقتصادی در ایران* ۱۶، ۹۹-۶۹.

نوفرستی، محمد. ۱۳۸۹. *ریشهٔ واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی*. چاپ سوم. انتشارات رسا.

برانسون، ویلیام اچ. ۱۳۸۸.تئوری و سیاست‌های اقتصاد کلان، ترجمهٔ عباس شاکری، چاپ چهاردهم، نشر نی.(ص ۵۰۴-۵۰۳)

یاوری، کاظم و قادری، حسین. بهار ۱۳۸۳. «بررسی عوامل مؤثر بر حاشیهٔ ارزی بازار موازی ارز، نرخ ارز حقیقی و سطح عمومی قیمت در اقتصاد ایران»، فصلنامهٔ پژوهش‌های اقتصادی ایران ۱۸، ۱۴۰-۱۱۱.

Bahmani Oskooee, M. 2005. "History of Rial and Foreign Exchange Policy in Iran", *Iranian Economic Review* 10, 1-20.

Bahmani Oskooee, M. & Brooks, T. J. 1999. "Bilateral J-curve between US and Her Trading Partners",

Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, **37**, 424–438.

Johnson, H. G, 1967. "The monetary approach to balance of payments theory: and diagrammatic analysis". Manchester School, 43(3).

Junz, H. B. and Rhomberg, R. R. 1973. "Price Competitiveness in Export Trade Among Industrial Countries", *American Economic Review* 1(63), 2.

Magee, S. P. 1973. "Currency Contracts, Pass-through, and Devaluation", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.1.303-323.

Kim, B. H.; Min, H. G.; Hwang, Y. S.; McDonald, J. A. 2009. "Are Asian countries' Current Accounts Sustainable? Deficits, Even When Associated with High Investment, Are Not Costless", *Journal of Policy Modeling* 31, 163-179.

Meade, J. E. 1951. *The Theory of International Economic policy. vol1: Balance of Payment*. Oxford University Press.

Meese, Richard & Rogoff, A. 1983. "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?", *Journal of International Economics* 14, 3-24.

Mundell,Robert. A. 1967, "International Disequilibrium and the Adjustment Process," in Adler.

Nguyen Ngoc, Thanh & Kaliappa Kalirajan. 2006. "Can Devaluation Be Effective in Improving the Balance of Payments in Vietnam?", *Journal of Policy Modeling* 28, 467-476.

Weltwirtschaftliches Archiv 135(1), 156-165.

Bitzenis, A. 2007. "The Monetary Model of Exchange Rate Determination: The Case of Greece (1974-1994)", *International Journal of Monetary Economics and Finance* 1(1), 57- 80.

Branson, William. H. 1979. Macroeconomic Theory and Policy, Third edition. New York: Harper & Row.

Dara, L. & Samreth, S. 2008. "The Monetary Model of Exchange Rate: Evidence from the Philippines Using ARDL Approach", *Economics Bulletin* 6(31), 1-13.

Delano, Villanueva. 1993. *The Macroeconomic Effects of Rate Unification, with Special Reference to the Islamic Republic of Iran*, 256-270.

Deravi, K.; Gregorowicz, P.; Hegji, C. E. 1995. "Exchange Rate and the Inflation Rate", *Quarterly Journal of Business and Economics* 34(1), 42-54.

Dodsworth, J. R.; Chopra, A.; Pham, C. D.; ShiShido, H. 1996. "Macroeconomic Experiences of the Transition Economies in Indochina", *Working Paper*, September, Central Asia Department, International Monetary Fund.

Dornbusch and Frnkel. 1973. "Money as a Factor of Production", *Central Banking and Monetary Policy in the Asia-Pacific*, p. 320.

Dornbusch, Rudiger. 1988. *Exchange Rates and Inflation*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

Eltis, W. A. & Sinclair, P. J. N.(Eds.). 1981. *The Money Supply and the Exchange Rate*. New York: Oxford Clarendon Press.