فصلنامه روند، سال بیست و سوم، شماره ۷۶، زمستان ۱۳۹۵، صفحات ۷۴-۵۱

بررسی اثر بی‌ثباتی رابطه مبادله بر تورم در ایران

امین حاتمی*، سیدمحمدهادی سلطان العلمایی**

چکیده

وابستگی کشورهای نفت‌خیز به درآمدهای نفتی یکی از علل بی‌ثباتی متغیرهای کلان اقتصادی در این کشورهاست. در اقتصاد ایران نیز وابستگی به درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت باعث بی‌ثباتی شاخص‌های کلان اقتصادی به‌ویژه شاخص رابطه مبادله شده است. در این پژوهش تلاش می‌شود اثر بی‌ثباتی رابطه مبادله بر تورم در دوره ۹۳-۱۳۶۰ بررسی شود. در این راستا، ابتدا با استفاده از الگوی گارچ میزان بی‌ثباتی رابطه مبادله محاسبه‌شده، سپس، اثر این نوسانات بر نرخ تورم با استفاده از الگوی حداقل مربعات کاملاً تعدیل شده، تحلیل می‌شود. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که در بلندمدت بی‌ثباتی رابطه مبادله بر تورم تأثیر مثبت و معناداری دارد.

واژگان کلیدی: بی‌ثباتی رابطه مبادله، تورم، الگوی گارچ.

طبقه‌بندی JEL: E31، F41.

* دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه پیام‌نور amin19902001@yahoo.com

** پژوهشگر اداره بررسی‌ها و سیاست‌های اقتصادی بانک مرکزی ج.ا.ا و دانشجوی دکتری اقتصاد دانشگاه پیام‌نور
m.soltan@cbi.ir

۱. مقدمه

از منظر سیاستگذاران اقتصادی، تحلیل اثرات تجارت با طرف‌های خارجی بر متغیرهای کلان اقتصادی، در دوره‌های مختلف از اهمیت ویژه‌ای برخوردار بوده است. یکی از شاخص‌های مهم در زمینه تجارت خارجی که از نسبت شاخص قیمت کالاهای صادراتی به وارداتی به‌دست می‌آید، رابطه مبادله است، که علاوه بر تأثیر مستقیم بر تولید ناخالص داخلی، از طریق تأثیر متقابل میان متغیرهای دیگر کلان مانند نرخ ارز و تورم، بر رشد اقتصادی مؤثر خواهد بود. اصطلاح «نرخ رابطه مبادله» برای نخستین بار در نظریات ریکاردو[1] و مارشال[2] مطرح شد.[3] از دیدگاه اقتصاددانان جدید، رابطه مبادله یکی از مهم‌ترین ابزارهای تجزیه و تحلیل مسائل اقتصاد کلان است؛ به‌طوری که تغییرات رابطه مبادله کشورها، اثر مستقیمی بر رفاه آنها دارد. بهبود رابطه مبادله، کشورها را قادر می‌سازد تا در همان سطح درآمدی، صادرات بیشتری را انجام دهند و برعکس، کاهش رابطه مبادله قدرت خرید کشورها را در بازارهای جهانی کاهش می‌دهد. این احتمال نیز وجود دارد که شوک‌های رابطه مبادله به آهسته شدن رشد اقتصادی، بدتر شدن توزیع درآمد و افزایش احتمال بروز بحرانهای پولی (افزایش تورم) منجر شود. شوک‌های رابطه مبادله، شوک‌های مالی هستند که هم به‌طور مستقیم و هم به دلیل ارتباط قوی بین بی‌ثباتی رابطه مبادله و بی‌ثباتی فزاینده‌های پولی و مالی، به بی‌ثبات کردن شاخص‌های کلان اقتصادی به‌ویژه تورم دامن می‌زند. رابطه مبادله و نرخ تورم به شدت به هم مرتبط هستند و شوک‌های بزرگ رابطه مبادله به‌تدریج نظام نرخ ارز ثابت را تضعیف می‌کند، در نتیجه، از طریق نرخ ارز، باعث افزایش تورم می‌شود.[4]

ایران نیز به عنوان یکی از کشورهای در حال توسعه و صادرکننده مواد خام نفتی، به‌شدت به درآمدهای ارزی حاصل از صادرات نفت وابسته بوده و با نوسان قیمت جهانی نفت، رابطه مبادله کشور

---

1. Ricardo
2. Marshal

۳. تقوی. (۱۳۸۶). ص ۱۷.

4. Kiran, Ijaz and Muhammad, Zakaria.

نیز دچار بی‌ثباتی می‌شود.[۱] با در نظر گرفتن وابستگی کشور به درآمدهای نفتی و با توجه به این که از دهه ۱۹۷۰ در اثر وقوع بحران‌های داخلی و خارجی مختلف، قیمت جهانی نفت و در نتیجه، رابطه مبادله کشور دچار نوسان فراوان شده است، این مطالعه به بررسی اثر بی‌ثباتی رابطه مبادله بر تورم کشور در دوره ۹۳-۱۳۶۰ می‌پردازد.

بدین ترتیب، ادامه مباحث بدین شرح خواهد بود: بخش دوم، به مبانی نظری در این زمینه اختصاص دارد. بخش سوم به مطالعات انجام شده، مروری داشته و بخش چهارم و پنجم به مروری بر روند رابطه مبادله، معرفی مدل پژوهش و آزمون مانایی متغیرها می‌پردازد و سرانجام، در بخش‌های ششم، هفتم و هشتم به ترتیب محاسبه بی‌ثباتی رابطه مبادله، برآورد الگوی تورم و جمع‌بندی ارائه می‌شوند.

۲. مبانی نظری

به‌طور کلی، متون نظری در زمینه شوک‌های رابطه مبادله به دو دسته شوک‌های کلان اقتصادی و واکنش‌های سیاستی تقسیم می‌شوند. دسته نخست، بر نقش شاخص نرخ ارز در برخورد با شوک‌های رابطه مبادله تمرکز داشته و دسته دوم به طراحی سیاست پولی بهینه در یک اقتصاد باز کوچک تأکید دارند.[۲]

دسته نخست از این نوع ادبیات که شوک‌های رابطه مبادله را به نرخ‌های ارز پیوند می‌دهند، از نظریات فریدمن[۳] (۱۹۵۳) و میده[۴] (۱۹۵۵) بهره گرفته‌اند. در این نظریات بر این مسأله تأکید شده است که نظام نرخ ارز انعطاف‌پذیر، به عنوان یک کمک فنر در یک اقتصاد عمل می‌کند. بر این اساس، نظام نرخ ارز انعطاف‌پذیر اجازه یک تنظیم آرام در قیمت را داده و اقتصاد را قادر به مقابله با شوک‌های برونزا می‌کند؛ اما در مورد نظام نرخ ارز ثابت، تنظیم نرخ ارز واقعی (برقراری تعادل) از طریق تغییر قیمت‌های اسمی داخلی و دستمزدها صورت می‌گیرد. اگر قیمت‌ها و دستمزدها چسبنده باشند، این تنظیم می‌تواند پرهزینه باشد. این نظریه پیش‌بینی می‌کند که اقتصاد کشورهایی با نظام نرخ ارز

---

۱. کازرونی. (۱۳۸۹). ص۱۲۰.

2. Hove, S., Mama, A. T., and Tchana, F. T. (2012).

3. Friedman

4. Meade

انعطاف‌پذیر، به‌طور بالقوه می‌تواند نسبت به شوک‌های خارجی مقاوم باشد و از فرآیندهای پُر هزینه و طولانی جلوگیری نماید.[1] برودا[2] (۲۰۰۴) نیز به این نتیجه دست یافته است که واکنش متغیرهای کلان اقتصادی به شوک‌های رابطه مبادله در کشورهایی با نظام نرخ ارز انعطاف‌پذیر از کشورهای با نظام نرخ ارز ثابت کمتر است، همچنین، کاهش ارزش نرخ واقعی ارز پس از شرایط شوک‌های تجاری منفی، ضروری است. وی نتیجه می‌گیرد که نظام نرخ ارز انعطاف‌پذیر به کشورها اجازه می‌دهد با شوک‌های منفی رابطه مبادله از طریق تغییرات آرام نرخ ارز مقابله کنند. ادواردز و ییاتایی[3] (۲۰۰۵) نیز به طور تجربی قدرت جذب شوک نظام نرخ ارز انعطاف‌پذیر را تحت شرایط شوک‌های رابطه مبادله با استفاده از نمونه‌ای شامل ۱۸۳ کشور برای دوره ۲۰۰۰-۱۹۷۴ مورد بررسی قرار دادند . آنها دریافتند که اجرای نظام نرخ‌های ارز انعطاف‌پذیر بهتر از نظام نرخ‌های ارز ثابت شده است. همچنین، یافته‌های این پژوهش‌ها نشان می‌دهد که اثر رژیم‌های نرخ ارز، به نوع شوک‌های واردشده به اقتصاد بستگی دارند. به عنوان مثال، نظام نرخ‌های ارز ثابت برای مقابله با شوک‌های اسمی مناسب هستند، در حالی که نرخ ارز انعطاف‌پذیر برای مقابله با شوک‌های واقعی مناسب هستند.

دسته دوم از نظریه‌ها بر طراحی سیاست‌های پولی در یک اقتصاد باز کوچک استدلال می‌کنند که تغییر نرخ ارز و نرخ بهره می‌توانند به عنوان یک سیاست پولی در بخش خارجی گنجانده شوند. برای مثال، بال[4] (۱۹۹۸)، سونسون[5] (۲۰۰۰) و کومهوف[6] (۲۰۰۱) با استفاده از الگوهای هدف‌گذاری تورم استدلال می‌کنند که با تغییر نرخ ارز و نرخ بهره و با ایجاد شرایط مناسب تجاری می‌توان به مهار شوک‌های نرخ مبادله اقدام کرد. این پژوهش‌ها نشان می‌دهد که اقتصادهای باز کوچک، باید نرخ تورم را برای کاهش نوسانات در فعالیت‌های اقتصادی ناشی از شوک‌های رابطه مبادله هدف قرار دهند.

---

1. Ibid
2. Broda
3. Edward and Yeyatai
4. Ball
5. Svenson
6. Kumhof

در مورد اثرگذاری تغییرات رابطه مبادله بر تورم نیز مطالعات مختلفی انجام شده است. به عنوان نمونه، گروئن و همکارانش[1] (۱۹۹۵) در مطالعه خود بر اقتصاد استرالیا و با استفاده از بسط مدل گروئن و شوئتریم[2] (۱۹۹۴) و با مقایسه روند زمانی شاخص بهای کالا و خدمات، تورم و رابطه مبادله بازرگانی در سه دوره مختلف، درصدد یافتن ارتباط میان این متغیرها بودند. آنها با در نظر گرفتن سه دسته کالا شامل کالاهای قابل صادرات،[3] کالاهای قابل واردات[4] و کالاهای غیرقابل مبادله[5] و نحوه تغییرات قیمت هر دسته، تغییر سطح عمومی قیمت‌ها را به صورت مجموع تغییرات این سه دسته منظور کردند. با توجه به تأثیرات نرخ ارز بر کالاهای قابل صادرات و واردات، تعریف رابطه مبادله بازرگانی بر اساس تغییرات قیمت‌های کالاهای صادراتی و وارداتی و تغییر قیمت کالاهای غیرقابل مبادله بر اساس منحنی فیلیپس، رابطه تغییرات سطح عمومی قیمت‌ها به صورت تعریف شده است:

$$\Delta P = \pi + \alpha \Delta TOT + \gamma\varphi\aleph(y - y_n) + \gamma\sigma\aleph\Delta TOT \qquad (۱)$$

این رابطه که بر اساس ویژگی‌های رژیم نرخ ارز ثابت تعریف‌شده، در رژیم نرخ ارز شناور نیز با تغییر در ضرایب صادق است. در رابطه بالا، ضریب α اثر مستقیم و ضریب $\gamma\sigma\aleph$ به عنوان اثر جانشینی و ضریب $\gamma\varphi\aleph$ به عنوان اثر درآمدی (به عنوان تابعی از شکاف تولید برنامه‌ریزی شده و تولید بالفعل) تغییر رابطه مبادله بازرگانی بر تغییر سطح عمومی قیمت‌ها در نظر گرفته شده است.

در مطالعه دیگر، ایجاز و همکارانش[6] (۲۰۱۴) با استفاده از رابطه میان قیمت کالاهای صادراتی و وارداتی در داخل و خارج از کشور پاکستان و نقش آفرینی نرخ ارز اسمی، تغییرات رابطه مبادله بازرگانی را به صورت تفاضل قیمت اسمی خارجی کالاهای صادراتی و وارداتی در نظر گرفتند. سپس، با استفاده از نسبت شاخص عمومی قیمت در خارج از کشور به سطح عمومی قیمت داخلی، نرخ ارز حقیقی را به صورت زیر محاسبه کردند:

---

1. Gruen
2. Gruen and Shuetrim
3. Exportable Goods
4. Importable Goods
5. Non Tradable Goods
6. Kiran Ijaz,Muhammad Zakaria

$$RER_t = NER_t . P_t^* / P_t \quad (۲)$$

که در آن، RER_t نرخ ارز حقیقی، NER_t نرخ ارز اسمی، P_t^* شاخص عمومی قیمت در خارج از کشور و P_t سطح عمومی قیمت‌های داخلی است. با استفاده از تبدیل لگاریتمی، نرخ ارز حقیقی به عنوان تابعی از تغییرات نرخ ارز اسمی، تغییرات رابطه مبادله بازرگانی و تورم داخل و خارج قابل بازنویسی است. در این مطالعه ایجاز و همکارانش منحنی فیلیپس را به صورت تابعی از نرخ ارز حقیقی، نرخ تورم دوره قبل به عنوان تورم هسته[1] در نظر گرفته‌اند و با توجه به تأثیر کسری بودجه، حجم پول و قیمت نفت (به عنوان قیمت کالای واسطه‌ای) در تورم داخلی این کشور، این دو متغیر نیز به مدل اضافه شده‌است. بدین ترتیب مدل نهایی که به صورت لگاریتمی برآورد و ضرایب آن تحلیل شده به شکل زیر تعریف شده است:

$$\pi = f(y, totv, \pi^*, ner, ms, fd, oil) \quad (۳)$$

که در آن، y تولید ناخالص داخلی، totv رابطه مبادله بازرگانی، π^* خارجی کالاهای صادراتی، ner نرخ ارز اسمی، ms عرضه پول، fd کسری بودجه و oil قیمت نفت خواهد بود.

۳. مروری بر مطالعات انجام شده

مطالعات متعددی در زمینه بررسی بی‌ثباتی رابطه مبادله و تأثیر آن بر تورم انجام شده که در ادامه به مهم‌ترین آنها اشاره خواهد شد.

گروئن و همکاران[2](۱۹۹۵) در مقاله‌ای با عنوان "آیا افزایش رابطه مبادله باعث تورم می‌شود؟"به بررسی رابطه شوک‌های رابطه مبادله و تورم در استرالیا پرداخته‌اند. پژوهش آنها که در دوره ۹۳-۱۹۵۰ انجام شده است این نتیجه را در پی‌داشته که افزایش یا کاهش نرخ تورم به علت شوک‌های رابطه مبادله به‌شدت به تغییرات نرخ ارز وابسته بوده و هنگام بررسی رابطه بین شوک‌های رابطه مبادله و تورم باید به تغییرات نرخ ارز نیز توجه شود.

1. Core Inflation
2. Gruen and Shuetrim

دیک دوروال و همکاران[1] (۱۹۹۹) در مقاله‌ای با عنوان "یک مدل پویا برای تورم کنیا" به بررسی عوامل مؤثر بر تورم (از جمله رابطه مبادله) در دوره ۹۶-۱۹۷۴ درکنیا پرداخته‌اند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که نرخ ارز و قیمت‌های خارجی و رابطه مبادله دارای تأثیرات بلندمدت بر تورم بوده، اما عرضه پول و نرخ بهره تأثیرات کوتاه‌مدت بر تورم دارند.

برودا[2] (۲۰۰۴) در مقاله‌ای با عنوان "شوک‌های رابطه مبادله در کشورهای در حال توسعه" به بررسی شوک‌های رابطه مبادله در کشورهای در حال توسعه پرداخته است. نتایج پژوهش وی به این صورت است که شوک‌های منفی رابطه مبادله در شرایط نرخ ارز ثابت، باعث کاهش تورم و در شرایط نرخ ارز شناور، باعث افزایش تورم می‌شود، بنابراین، تأثیر شوک‌های رابطه مبادله بر تورم با توجه به ثبات یا بی‌ثباتی نرخ ارز تعیین می‌شوند.

سیدول هوی و همکاران[3] (۲۰۱۲) در مقاله‌ای با عنوان "شوک‌های رابطه مبادله و تورم در اقتصادهای نوظهور"، به بررسی رابطه شوک‌های رابطه مبادله و تورم پرداخته‌اند. پژوهش آنها که با استفاده از روش خودرگرسیونی برداری پانل برای ۳۵ کشور در دوره ۲۰۱۰-۱۹۸۰ انجام شده، به این نتیجه رسیده است که با فرض ثبات نرخ ارز، افزایش در رابطه مبادله باعث افزایش تورم شده و کاهش در آن باعث کاهش در تورم می‌شود؛ اما این نتیجه با توجه به ثابت بودن نرخ ارز بوده و با نوسان در نرخ ارز ممکن است، روابط معکوس شوند.

ایجاز و همکاران[4] (۲۰۱۴) در مقاله‌ای با عنوان "نوسانات رابطه مبادله و تورم در پاکستان" به بررسی رابطه این دو متغیر در پاکستان پرداخته‌اند. پژوهش آنها که با استفاده از روش گشتاور تعمیم‌یافته[5] و در دوره ۲۰۱۲-۱۹۷۲ در کشور پاکستان انجام شده است، این نتیجه را در پی داشته که نوسانات رابطه مبادله تأثیر منفی و معناداری بر تورم بر جای می‌گذارد.

در مورد اقتصاد ایران مطالعات زیادی در زمینه نوسانات رابطه مبادله انجام نشده است.

---

1. Durevall and Ndung'u
2. Broda
3. Hove, Mama
4. Kiran Ijaz, Muhammad Zakaria,
5. Generalized Method of Moments

عسگری (۱۳۷۹) در مقاله‌ای با عنوان "تعیین ارتباط متقابل علت و معلولی و پویا بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری با روش همگرایی در ایران" به بررسی و تحلیل ارتباط بین رابطه مبادله، نوسانات رابطه مبادله و کسری حساب جاری با استفاده از مدل‌سازی تصحیح خطای برداری در دوره ۱۳۷۶:۴-۱۳۴۰:۱ به صورت فصلی پرداخته است. یافته‌های وی نشان می‌دهد که در دوره ۱۳۵۸:۱-۱۳۴۰:۱ یک رابطه همگرایی[1] و در دوره ۱۳۷۶:۴-۱۳۵۸:۲یک ارتباط بلندمدت بین متغیرهای مورد نظر، وجود دارد. همچنین، کسری حساب جاری به وسیله متغیرهای رابطه مبادله، تولید ناخالص داخلی و درآمد خارجی توضیح داده می‌شود.

تقوی و همکاران (۱۳۸۶) در مقاله‌ای با عنوان "بررسی سهم تغییرات رابطه مبادله بر بی‌ثباتی نرخ ارز در اقتصاد ایران" به بررسی تغییرات بلندمدت و کوتاه‌مدت تغییرات رابطه مبادله و رشد اقتصادی با استفاده از روش برآوردهای خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده[2] و مدل‌های خودرگرسیو برداری[3] در ایران در دوره ۸۳-۱۳۳۸ پرداخته‌اند. یافته‌های پژوهش آنها نشان می‌دهد که با وجود تأثیر متقابل نرخ ارز و رابطه مبادله، نقش شوک‌های رابطه مبادله در نوسانات نرخ ارز ناچیز بوده و بیشتر نوسانات نرخ ارز در اقتصاد ایران ناشی از تغییرات خود نرخ ارز است؛ نتیجه 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 در سال‌های مورد بررسی، ناشی شده است.

کازرونی و همکاران (۱۳۸۹) در مقاله‌ای با عنوان "بررسی اثر بی‌ثباتی رابطه مبادله بر رشد اقتصادی در ایران" به بررسی بی‌ثباتی رابطه مبادله و رشد اقتصادی در ایران در دوره ۸۵-۱۳۴۶ پرداخته‌اند. آنها ابتدا با استفاده از الگوی گارچ[4] میزان نوسانات رابطه مبادله کشور در سال‌های ۱۳۴۶ تا ۱۳۸۵ را محاسبه و سپس، اثر این نوسانات بر رشد تولید ناخالص داخلی در قالب الگوی

1. Convergent
2. ARDL
3. VAR
4. Garch

خودتوضیحی با وقفه‌های گسترده[1] را تحلیل کرده‌اند. یافته‌های پژوهش آنها نشان می‌دهد که بی‌ثباتی رابطه مبادله در بلندمدت تأثیر منفی و معناداری بر رشد اقتصادی در ایران دارد.

با توجه به موارد پیش‌گفته، گرچه مطالعاتی در خصوص تأثیر شوک‌های رابطه مبادله بر متغیرهای کلان اقتصادی مانند نرخ ارز و نرخ رشد اقتصادی در ایران انجام‌شده، اما در خصوص تأثیر بی‌ثباتی رابطه مبادله بر تورم در ایران مطالعه‌ای انجام نشده و این موضوع این پژوهش را نسبت به پژوهش‌های دیگر متمایز می‌کند.

۴. مروری بر روند رابطه مبادله در ایران

تعاریف مختلفی در مورد رابطه مبادله وجود دارد، اما یکی از مفاهیم بسیار مشهور رابطه مبادله که معمولاً در بیشتر مطالعات تجربی نیز استفاده می‌شود، رابطه مبادله خالص یا کالایی[2] است که به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$TOT_t = \frac{P_t^X}{P_t^M} * ۱۰۰ \qquad (۴)$$

که در آن، TOT_t رابطه مبادله تهاتری (پایاپای) خالص، P_t^X شاخص قیمت کالاهای صادراتی و P_t^M شاخص قیمت کالاهای وارداتی است.[3] در این مطالعه، رابطه مبادله خالص ایران از حاصل نسبت شاخص ضمنی قیمت صادرات به شاخص ضمنی قیمت واردات به سال پایه ۱۳۸۳ به دست آمده است. افزایش رابطه مبادله خالص نشان می‌دهد که حجم بیشتری از واردات را با مبادله مقادیر مشخص از صادرات می‌توان به‌دست آورد.

رابطه مبادله خالص ایران به سال پایه ۱۳۸۳ در سال‌های ۹۳-۱۳۵۹ در نمودار ۱، نمایش داده شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در سال ۱۳۵۹ رقم رابطه مبادله برابر با ۱/۴۶ واحد بوده، اما این مقدار به علت آغاز جنگ تحمیلی در ایران رو به افول گذاشته است. از سال ۱۳۶۵ به بعد و بجز

1. ARDL
2. Net Barter (or Commodity) Terms of Trade.

۳. کازرونی. (۱۳۸۹). ص۱۲۶.

سال ۱۳۶۶، این رقم تا سال ۱۳۷۲ زیر ۱ بوده است. از سال ۱۳۷۲ و با پایان برنامه اول، روند رابطه مبادله با بهبود موقت مواجه شده، ولی بی‌درنگ و هم‌زمان با کاهش جهانی قیمت به رقم ۰/۴۷ واحد در سال ۱۳۷۷ کاهش یافته است. از سال ۱۳۷۸، روند صعودی ملایمی در رابطه مبادله مشاهده‌شده و رابطه مبادله به عدد ۱/۴۱ واحد در سال ۱۳۸۶ رسیده است. از سال ۱۳۸۶ روند رابطه مبادله نسبتاً دارای نوساناتی بوده و این روند نوسانی تا سال ۱۳۹۰ ادامه داشته و از سال ۱۳۹۰ همراه با اعمال تحریم‌ها علیه ایران، روند رابطه مبادله کاهش پیدا کرده، به طوری که رقم رابطه مبادله از ۱/۴۷ واحد در سال ۱۳۹۰ به مقدار ۰/۸۰ واحد در سال ۱۳۹۳ رسیده است. بنابراین، بررسی این روند و نوسانات موجود در رابطه مبادله در این سال‌ها بی‌ثباتی بالایی در روند این متغیر را نشان می‌دهد. بیشترین مقدار رابطه مبادله مربوط به سال ۱۳۹۰ و برابر با ۱/۴۷ واحد و کمترین آن مربوط به سال ۱۳۶۷ و برابر ۰/۴۵ واحد است.[۱]

نمودار ۱. روند رابطه مبادله در ایران (دوره ۹۳-۱۳۵۹)

مأخذ: محاسبات این پژوهش.

۱. در قسمت ششم مقاله به بررسی نوسانات (واریانس شرطی) رابطه مبادله پرداخته خواهد شد.

۵. معرفی الگوی پژوهش و آزمون مانایی متغیرها

در این پژوهش برای برآورد تأثیر بی‌ثباتی رابطه مبادله بر نرخ تورم از پژوهش ایجاز و همکاران[1] (۲۰۱۴) الگوبرداری شده و با توجه به ساختار اقتصادی کشور ایران مدل زیر پیشنهاد شده است.

$$P=F(GDP,M,REER,OILP,TOTV,DUM) \quad (۵)$$

که در آن، P شاخص قیمت مصرف‌کننده (بر اساس سال پایه ۱۳۸۳)، GDP تولید ناخالص داخلی به قیمت ثابت ۱۳۸۳، M نسبت حجم نقدینگی به تولید ناخالص داخلی، REER نرخ ارز مؤثر حقیقی، OILP متوسط قیمت نفت سبک و سنگین ایران، TOTV نوسانات رابطه مبادله و DUM متغیر دامی[2] است.

گفتنی‌است تمامی متغیرها به صورت لگاریتمی در مدل وارد شده و آمار و اطلاعات مربوط به تمامی متغیرهای پژوهش از وب‌سایت بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران[3] و بانک جهانی[4] استخراج شده است. همچنین، آزمون ریشه واحد برای تمام متغیرهای یادشده، صورت گرفته و نتایج این آزمون در جدول ۱، منعکس شده است.

---

1. Kiran Ijaz and Muhammad Zakaria

۲. از آنجا این امکان وجود دارد که اثر وارد نشده‌ای، نتایج را دستخوش تغییر کند، می‌توان متغیر مجازی را وارد مدل کرد که این متغیر نیز می‌تواند تا حدی تأثیرات عواملی همچون جنگ تحمیلی، نوسانات شدید در متغیرها و تحریم را که در مدل در نظر نگرفته‌شده، نمایان سازد. در صورت وجود به این متغیر عدد یک و در صورت نبود، عدد صفر داده می‌شود. (برای سال‌های جنگ تحمیلی ۱۳۶۰ تا ۱۳۶۷ و سال‌های تحریم ۱۳۸۹ و ۱۳۹۰ مقدار ۱ در نظر گرفته شده و بقیه سال‌ها صفر داده شده است).

3. www.cbi.ir

4. www.data.worldbank.org

جدول ۱. آزمون ریشه واحد دیکی فولر گسترش یافته برای سطح داده‌های سری زمانی

نام سری	I(0)	I(1)	Mackinnon Critical Values		
			٪۱	٪۵	٪۱۰
LP	-۰/۵۱	-۴/۲۳	-۳/۶۵	-۲/۹۵	-۲/۶۱
LTOT	-۲/۸۳	-	-۱/۶۱	-۱/۹۵	-۱/۶۱
LTOTV[1]	-۱/۴۵	-۴/۴۴	-۳/۶۵	-۲/۹۵	-۲/۶۱
LY	۰/۰۴	-۴/۲۱	-۳/۶۵	-۲/۹۵	-۲/۶۱
LM	-۱/۰۶	-۴/۶۹	-۳/۶۵	-۲/۹۵	-۲/۶۱
LOILP	-۰/۳۲	-۴/۳۲	-۳/۶۵	-۲/۹۵	-۲/۶۱
LREER	-۲/۶۳	-۳/۵۵	-۳/۶۵	-۲/۹۵	-۲/۶۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

بنابراین طبق این آزمون، تمامی متغیرهای انتخاب شده (به غیر از لگاریتم رابطه مبادله) برای وارد شدن در رابطه ۵، انباشته از درجه یک بوده یا I(۱) هستند و لگاریتم رابطه مبادله نیز در سطح I(۰) مانا است.

۶. محاسبه بی‌ثباتی رابطه مبادله

یکی از فروض اساسی مدل‌های اقتصادسنجی کلاسیک، وجود ناهمسانی بین واریانس اجزای خطا و در نتیجه، متغیر وابسته است. انگل[2] (۱۹۸۲) نشان داد که سری زمانی برخی از متغیرها در طول دوره‌های مختلف نوسانات متفاوتی دارند و احتمال وجود ویژگی همسانی واریانس برای این متغیرها بسیار کم است. وی به‌منظور محاسبه میزان واریانس ناهمسانی برای سری‌های زمانی از روش واریانس شرطی خودتوضیح (آرچ[3]) با رتبه P به شکل زیر استفاده کرد:[4]

$$Y_t = X_t^{'}\theta + \varepsilon_t \qquad (۶)$$

---

۱. بی‌ثباتی رابطه مبادله که در بخش ۶ محاسبه شده است.

2. Engle
3. ARCH

۴. کازرونی .(۱۳۸۹). ص ۱۲۹.

$$H_t = \omega + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 \quad (۷)$$

که در آن:

Y_t : متغیری که نوسانات آن بررسی می‌شود (بی‌ثباتی رابطه مبادله)،

X_t : بردار متغیرهای توضیحی،

H_t: واریانس شرطی Y در سال t،

P: رتبه الگوی آرچ.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، در این روش دو رابطه وجود دارد: رابطه ۶ به رابطه میانگین و رابطه ۷ به رابطه واریانس مشهور است. بلرسلو[1] (۱۹۸۶) رابطه واریانس زیر را گسترش داد:

$$H_t = \omega + \beta H_{t-1} + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 \quad (۸)$$

این مدل به آرچ تعمیم‌یافته یا گارچ مشهور است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در روش گارچ،[2] مقدار واریانس شرطی به سه عامل بستگی دارد:

- ω : جزء ثابت،
- اطلاعات مربوط به میزان نوسان در دوره‌های پیشین که با مجذور خطای معادله میانگین در دوره پیشین، ε_{t-1}^2 نشان داده شده است (جزء آرچ مدل)،
- مقدار پیش‌بینی واریانس شرطی در دوره گذشته H_{t-1} (جزء گارچ مدل).

در الگوی بالا، رتبه آرچ و گارچ هر دو برابر یک است. رتبه‌های مدل گارچ ممکن است از درجات بالاتر نیز باشد، برای مثال یک الگوی گارچ با رتبه (p,q) به صورت زیر خواهد بود:

$$H_t = \omega + \sum_{j=1}^{q} \beta_j H_{t-j} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (۹)$$

انتخاب مناسب p و q تأثیر فراوانی بر اعتبار نتایج حاصل از الگوی گارچ دارد. در واقع، برآورد واریانس شرطی یک متغیر شامل سه مرحله زیر می‌شود:

1. Bollerslev
2. GARCH

۱. برآورد الگوی ARMA برای معادله میانگین،

۲. انجام آزمون‌های تشخیص و آزمون ARCH-LM بر روی پسماندهای ARMA،

۳. در صورت تأیید وجود واریانس شرطی، برآورد گارچ و محاسبه واریانس شرطی.

در این مطالعه از الگوی گارچ به شکل زیر برای محاسبه واریانس شرطی رابطه مبادله ایران استفاده شده است:

$$TT_t = \theta_0 + \theta_1 TT_{t-1} + ...+ + \theta_p TT_{t-k} + + \varepsilon_t + \delta_1 \varepsilon_{t-1} + ...+ \delta_q \varepsilon_{t-m} \qquad (۱۰)$$

$$H_t = \omega + \sum_{j=1}^{q} \beta_j H_{t-j} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \qquad (۱۱)$$

به طوری که H جزء شرطی رابطه مبادله است. الگوی ARMA برای رابطه ۱۰ به صورت جدول زیر است:

جدول ۲. الگوی ARMA برای رابطه ۱۰

نام متغیر	علامت اختصاری	ضرایب	t-Statistic	سطح خطا
عرض از مبدأ	C	-۰/۲۵	-۲/۲۵	۰/۰۳
متغیر مجازی	DUM	۰/۲۸	۲/۱۸	۰/۰۳
رابطه مبادله یک دوره پیشین	LTOT(-1)	۰/۵۳	۳/۶۷	۰/۰۰
DW	۲/۲۸	R^2	۰/۴۴	
ARCH TEST	F=۴/۳۳	سطح خطا=۰/۰۴		
Serial Correlation Lm Test	F=۱/۵۲	سطح خطا=۰/۲۳		

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

همان‌طور که مشاهده می‌شود، ضرایب به دست آمده قابل قبول بوده، همچنین، بر اساس آزمون ARCH-LM[1]، وجود واریانس شرطی پذیرفته شده است.

با توجه به تأیید اثرات ARCH و با استفاده از مدل IGARCH(1,1)، نتایج این الگو به صورت جدول زیر به‌دست آمده است:

۱. نتایج آزمون ARCH-LM در جدول ۱، نمایش داده شده است.

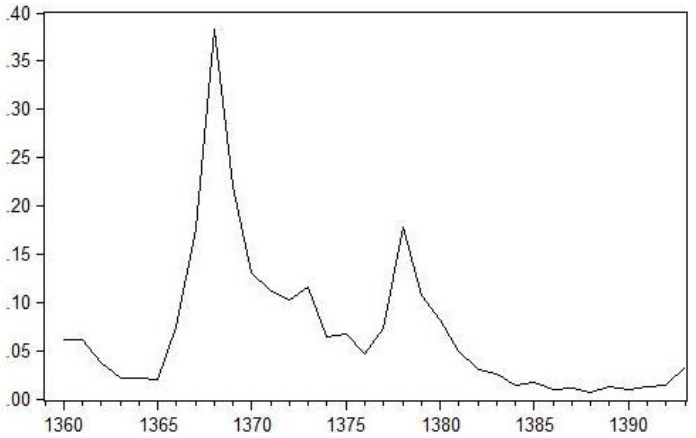
جدول ۳. نتایج الگوی IGARCH(1,1)

متغیرها	ضرایب	Std. Error	z-Statistic	سطح خطا
C	۰/۰۷	۰/۰۲	۲/۶۰	۰/۰
LTOT(-1)	۰/۷۰	۰/۰۹	۷/۳۷	۰/۰
DUM	-۰/۲۲	۰/۰۲	-۸/۶۰	۰/۰
	Variance Equation			
RESID(-1)^2	۰/۴۵	۰/۱۹	۲/۳۳	۰/۰
GARCH(-1)	۰/۵۴	۰/۱۹	۲/۸۲	۰/۰
R-squared	۰/۴۰	DW		۲/۲۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

واریانس شرطی رابطه مبادله ایران که با استفاده از روابط بالا محاسبه شده، در نمودار۲، نمایش داده شده است.

نمودار ۲. واریانس شرطی رابطه مبادله در ایران (۱۳۵۹ تا ۱۳۹۳) *(درصد)*



همان‌طور که مشاهده می‌شود، واریانس رابطه مبادله در این سال‌ها دچار تغییرات مختلفی بوده است. شروع این نوسانات در سال‌های جنگ تحمیلی و انواع تحریم‌های اقتصادی و در پی آن تغییرات مداوم قیمت صادرات همراه بوده، شدت گرفته است. همراه با آغاز دهه ۷۰ و شروع دوران سازندگی و کاهش مشکلات اقتصادی و سیاسی پیش روی کشور، روند رابطه مبادله از ثبات نسبی

برخوردار و از میزان نوسانات آن کاسته شده است. نگاهی کوتاه به روند رابطه مبادلـه و مقایسـه آن بـا روند قیمت جهانی نفت نشان می‌دهد که بی‌ثباتی رابطه مبادله کشـور تحـت تـأثیر وقـوع شـوک‌هـای قیمتی در بازار نفت نیز بوده است.

۷. برآورد الگوی تورم

در این مطالعه برای برآورد اثر نوسـانات رابطـه مبادلـه بـر نـرخ تـورم از روش حـداقل مربعـات کـاملاً تعدیل‌شده،[1] استفاده شده است. در بیشتر مطالعات صورت‌گرفته در این زمینـه بـرای بـرآورد اثـر ایـن گونه متغیرها، به‌ویژه در مطالعات داخلی از الگوی خودتوضیح برداری با وقفـه گسـترده اسـتفاده شـده است، اما استفاده از این الگو محدودیت‌هایی را به دنبال دارد. محمدی (۱۳۹۰)، در مقاله‌ای بـا عنـوان "خطای متداول در کاربرد مدل‌های سری زمانی: کاربرد نادرست مدل ARDL"، بـا بیـان عـدم توجـه پژوهشگران به برخی محدودیت‌های این روش مانند هم زمانی و برونزایی متغیرها و اشکالات حاصل از آن در برآورد، استفاده از روش‌های جایگزین اقتصادسـنجی را مطـرح کـرده اسـت. از ایـن رو، در ایـن مطالعه از روش حداقل مربعات کاملاً تعدیل شده، استفاده شده است.

فیلیپس[2] (۱۹۹۰)، برای بررسی هم انباشتگی و روابط بلندمدت متغیرها روش حـداقل مربعـات کالا تعدیل شده را معرفی کردند. در روش حداقل مربعات معمولی انگل گرنجر اگـر چـه فـوق سـازگار است، اما به طور مجانبی بدون تورش و دارای توزیع نرمال نیست. همچنین، روش حداقل مربعات برای برآورد رگرسیون هم انباشته‌ای که دارای حجم نمونه و تعداد مشـاهدات زیـاد اسـت، نتـایج سـازگار و کارایی به همراه دارد، اما در نمونه‌های کوچک برآوردگرهای روش حداقل مربعات معمولی دارای توزیع غیرنرمال بوده و نتایج همراه با تورش است. به طور کلی می‌توان بیان کـرد کـه روش حـداقل مربعـات کاملاً اصلاح شده دو تصحیح روی روش حداقل مربعات معمولی اعمال می‌کند که عبارتند از: تصـحیح تورش و تصحیح درونزایی. همچنین، فیلیپس نشان داد که برآوردهای حداقل مربعات کاملاً تعدیل‌شده

1. Fully Modified Ordinary Least Square
2. Philips

مانند روش یوهانسن[1](۱۹۸۸)، در شرایطی که تمام متغیرها درونزا هستند، به طور مجانبی کاراست. البته، این نکته نیز مفید است که هانسن بیان می‌کند، روش‌های تک معادله‌ای هم‌انباشتگی مانند حداقل مربعات کاملاً تعدیل‌شده و روش سیستم مانند یوهانسن به عنوان روش‌های مکمل یکدیگر محسوب می‌شوند، نه به عنوان روش‌های جانشین. در مجموع، می‌توان گفت به وسیله روش حداقل مربعات کاملاً تعدیل‌شده که توسط فیلیپس و هانسن مطرح شد، می‌توان یک برآورد بهینه از بردار هم‌انباشتگی را داشت.[2]

در واقع، فیلیپس و هانسن برآوردگری را پیشنهاد کردند که با استفاده از تصحیح شبه پارامتریک، مشکلات به وجود آمده از همبستگی بلندمدت بین معادله هم‌انباشتگی و تغییرات متغیرهای تصادفی را برطرف می‌کند. برآوردگر پیشنهادی آنها که حداقل مربعات کاملاً تعدیل‌شده نام دارد، به طور مجانبی ناریب و دارای ترکیب مجانب‌های کاملاً کاراست. برآوردگر حداقل مربعات کاملاً تعدیل‌شده، از برآوردگرهای اولیه ماتریس‌های کواریانس بلندمدت متقارن و یک سویه باقیمانده‌ها استفاده می‌کنند. حال، فضای n+1 بعدی فرآیند برداری سری زمانی (y,x) و معادله هم‌جمعی بالا را در نظر گرفته و u_{1t} را باقی‌مانده به دست آمده از رابطه بالا در نظر گرفته می‌شود.

$$y_t = X_t' + D_{1t}'\gamma_1 + u_{1t} \qquad (۱۲)$$

که $D_t = (D_{1t}', D_{2t}')'$ رگرسورهای روند معین، قطعی و n متغیرهای توضیحی تصادفی است که توسط یک دستگاه معادله به شکل زیر بیان می‌شود:

$$X_t = \Gamma_{21}' D_{22}' + \Gamma_{22}' D_{2t}' + \epsilon_{2t} \qquad (۱۳)$$

$$\Delta\epsilon_{2t} = u_{2t}$$

همچنین، u_{2t} نیز ممکن است به صورت غیرمستقیم مانند $\Delta\epsilon_{2t} = u_{2t}$ از طریق رگرسیون‌های در سطح (بدون تفاضل‌گیری) به وجود آید.

$$X_t = \hat{\Gamma}_{21}' D_{1t} + \hat{\Gamma}_{22}' D_{2t} + \hat{\epsilon}_{2t} \qquad (۱۴)$$

---

1. Johansen

۲. محمدی .(۱۳۹۲). ص۱۳۲.

یا به صورت مستقیم از طریق رگرسیون‌های تفاضلی به‌دست آید:

$$\Delta X_t = \hat{\Gamma}_{21}' \Delta D_{1t} + \hat{\Gamma}_{22}' \Delta D_{2t} + \hat{u}_{2t} \quad (۱۵)$$

اگر Ω و ω را ماتریس کواریانس بلندمدت محاسبه‌شده از طریق باقیمانده‌ها $\hat{u}_1 = (\hat{u}_{1t}', \hat{u}_{2t}')'$ نامیده‌شود، سپس، می‌توان واریانس‌های تعدیل شده زیر را تعریف کرد:

$$\hat{y}_{22}^{+} = y_t - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_{22} \quad (۱۶)$$

جمله تصحیح اریب برآوردکننده نیز به صورت بالا خواهد بود.

$$\hat{\lambda}_{22}^{+} = \hat{\lambda}_{12} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Lambda}_{22} \quad (۱۷)$$

و سرانجام، برآوردگر روش حداقل مربعات کاملاً تعدیل‌شده نیز به صورتی به دست می‌آید که در آن، $\hat{Z}_1 = (\hat{X}_{1t}', \hat{D}_{2t}')'$ است.

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma}_t \end{bmatrix} = (\sum_{t-1}^{T} Z_t z_t')^{-1} \left(\sum_{t-1}^{T} Z_t y_t^{+} - T \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{22}^{+} \\ 0 \end{bmatrix}' \right) \quad (۱۸)$$

بنابراین، همان‌طور که بیان شد، برای برآورد تأثیر بی‌ثباتی رابطه مبادله بر تورم از روش حداقل مربعات کاملاً تعدیل شده استفاده شده است که نتایج این برآورد در جدول زیر ارائه شده است.

جدول ۴. برآورد تأثیر بی‌ثباتی رابطه مبادله بر تورم

متغیرها	ضرایب	t-Statistic	سطح خطا
LY	۷/۹۴	۱۶/۸۹	۰/۰۰
LTOTV	۰/۲۴	۳/۳۶	۰/۰۰
LM	۰/۹۲	۲/۶۲	۰/۰۱
LREER	۰/۳۸	۲/۹۶	۰/۰۰
LOILP	-۱/۳۴	-۵/۵۹	۰/۰۰
C	-۱۰۳/۷۵	-۱۶/۷۵	۰/۰۰
DUM	-۰/۴۴	-۴/۴۲	۰/۰۰
R^2	۰/۹۷		

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

نتایج این برآورد زمانی قابل اتکا است که متغیرها هم‌انباشته باشند. برای این منظور آزمون هانسن و فیلیپس انجام شد و نتایج این دو آزمون نشان می‌دهد که متغیرها هم‌انباشته‌اند.[۱]

همچنین آزمون Q، توابع خودهمبستگی و ضرایب خودهمبستگی مجذور پسماند انجام شده است. نتایج این دو آزمون نیز نشان می‌دهد مدل فاقد ایرادات خودهمبستگی یا تصریح غلط مدل بوده و مدل، الگوی غیرخطی موجود در داده‌ها را در خود جای داده و الگوی غیرخطی دیگری در پسماند وجود ندارد؛ بنابراین، مدل به طور مناسب تصریح شده، همچنین، الگوی ARCH در پسماند وجود ندارد.[۲]

همان‌طور که ملاحظه می‌شود، افزایش یک درصدی در لگاریتم بی‌ثباتی رابطه مبادله باعث افزایش ۰/۲۴ درصدی شاخص قیمت‌ها شده است. بنابراین، با توجه به نتایج مشخص است که بی‌ثباتی رابطه مبادله بر تورم تأثیر مثبت و معناداری در بلندمدت دارد. در صورت وجود یک سیستم نرخ ارز ثابت و با تعدیل نرخ ارز واقعی، انتظار می‌رود تغییرات رابطه مبادله از علل افزایش تورم باشد. این رابطه مثبت میان رابطه مبادله و تورم را می‌توان به این صورت تشریح کرد که هنگامی که تغییرات رابطه مبادله افزایش می‌یابد، تغییرات نرخ ارز نیز افزایش می‌یابد. این موضوع باعث کاهش سرمایه‌گذاری و تجارت خارجی شده و به دنبال آن کاهش تولید و افزایش تورم را در پی‌خواهد داشت. به بیان دیگر، اگرچه افزایش نرخ ارز در سیستم غیرمستقیم، باعث کاهش قیمت کالای تولید داخل در خارج از کشور می‌شود؛ ولی به دو دلیل تضعیف پول داخلی در اقتصاد ایران اثر نامطلوبی بر سرمایه‌گذاری (چه داخلی و چه خارجی) و تجارت خارجی می‌گذارد؛ نخست آنکه حجم اصلی واردات کشور (معمولاً بیش از ۷۵ درصد) به کالاهای واسطه‌ای و سرمایه‌ای اختصاص داشته که با افزایش نرخ ارز، به‌طور مستقیم در هزینه تمام‌شده کالاهای تولیدی، تورم ایجاد می‌کند. همچنین، با توجه به فرآیند زمان‌بر تسویه مبادلات خارجی ناشی از عملیات تجاری، در نوسانات شدید نرخ ارز، بازرگانان و سرمایه‌گذاران ریسک زیادی را متحمل می‌شوند و این موضوع باعث تضعیف مبادلات خارجی و روند تشکیل سرمایه در چنین مواقعی خواهد شد.

---

۱. نتایج این دو آزمون در پیوست آمده است.

۲. نتایج این دو آزمون در پیوست آمده است.

در مورد متغیرهای دیگر نیز به ترتیب افزایش یک درصدی در لگاریتم حجم پول، نرخ مؤثر واقعی ارز و تولید ناخالص داخلی باعث افزایش ۰/۹۲، ۰/۳۸ و ۷/۹۴ درصدی شاخص قیمت‌ها شده است. درباره تأثیر این متغیرها نیز می‌توان این طور استدلال کرد که هنگامی که درآمد افزایش می‌یابد، تقاضای پول نیز افزایش خواهد یافت. در نتیجه به دنبال آن، تورم افزایش خواهد یافت (فرضیه فیشر).[1] از جنبه دیگر، افزایش تولید به سبب افزایش در تقاضای نهاده‌های تولید می‌تواند باعث افزایش قیمت این نوع نهاده‌ها شود. این موضوع با افزایش قیمت تمام شده کالا موجب تورم ناشی از تغییر قیمت عوامل تولید خواهد شد. این موضوع، نشان‌دهنده اثر مثبت درآمد بر تورم است. از یک سوی، با در نظر گرفتن شاخص برابری قدرت خرید، نرخ ارز و تورم نیز به طور مثبت با یکدیگر همبسته هستند. تنزل ارزش واحد پول داخلی باعث افزایش تورم خواهد شد. از سوی دیگر، طبق رابطه مقداری پول هرگاه عرضه پول افزایش یابد، تورم نیز افزایش خواهد یافت. به طور مشابه دیدگاه پولیون ثابت می‌کند که تورم یک پدیده پولی است. بنابراین، عرضه پول اثر مثبتی بر تورم خواهد داشت. درباره قیمت نفت نیز همان‌طور که ملاحظه می‌شود، افزایش یک درصدی در لگاریتم این شاخص، باعث کاهش ۱/۳۴ درصدی شاخص قیمت‌ها شده است. همان‌طور که مشخص است، رابطه قیمت نفت و نرخ تورم در این مدل به صورت اثری معکوس استخراج شده است. این رابطه معکوس در بیشتر موارد بدان علت است که در مواقعی که قیمت نفت افزایش می‌یابد، کشورهای صادرکننده نفت از جمله ایران به دلیل افزایش حجم درآمدها و ذخایر ارزی، نوسانات کمتری را در نرخ ارز تجربه می‌کنند. این عدم نوسان از طریق تثبیت قیمت کالاهای مصرفی و واسطه‌ای بر روی نرخ تورم اثری کاهنده خواهد داشت و برعکس در شرایط کاهش قیمت نفت، مضایق ایجادشده در تخصیص‌های ارزی باعث ایجاد نوسان و تغییر انتظارات تورمی شده و با تشدید افزایش نرخ ارز، نرخ تورم نیز افزایش می‌یابد. از سوی دیگر، با افزایش قیمت نفت، واردات اقلام مختلف به این نوع کشورها تسهیل‌شده و از طریق کنترل قیمت کالاهای قابل مبادله (صرفاً در کوتاه‌مدت) باعث کنترل نرخ تورم در این کشورها خواهد شد.

1. Fisher

۸. جمع‌بندی

با توجه به اینکه ایران یکی از کشورهای صادرکننده نفت است و درآمدهای نفتی سهم بالایی از بودجه را در کشور تشکیل می‌دهد، نوسانات قیمت‌های جهانی نفت خام باعث بی‌ثباتی در متغیرهای کلان اقتصادی به‌ویژه رابطه مبادله می‌شود. در این پژوهش، تلاش شد اثر بی‌ثباتی رابطه مبادله بر تورم در دوره۹۳-۱۳۶۰ بررسی شود. در این راستا، ابتدا با استفاده از روش گارچ نانایستا[1] میزان بی‌ثباتی نرخ رابطه مبادله کشور محاسبه و سپس، اثر این نوسانات بر نرخ تورم با استفاده از روش حداقل مربعات کاملاً تعدیل شده[2] تحلیل شد. یافته‌ها نشان می‌دهد که بی‌ثباتی رابطه مبادله در بلندمدت بر تورم تأثیر مثبت و معناداری دارد.

بنابراین، ایران به عنوان صادرکننده تک محصولی مواد نفتی، همواره در معرض بی‌ثباتی‌های ناشی از شوک‌های برونزای قیمت نفت بوده و آسیب‌های اقتصادی فراوانی را از این منبع متحمل شده است. در این راستا، بهترین راه کاهش بی‌ثباتی رابطه مبادله، افزایش تنوع صادراتی و توسعه صادرات غیرنفتی بر اساس مزیت‌های نسبی و در نتیجه، کاهش سهم نفت در سبد صادرات کل کشور و نیز اعمال سیاست‌های مناسب پولی و مالی است.

1. IGARCH
2. Fully Modiefied OLS

منابع

- تقوی، مهدی؛ کهرام، آزادمهر و سلاطین، پروانه. (۱۳۸۶). بررسی سهم تغییرات رابطه مبادله بر بی‌ثباتی نرخ ارز در اقتصاد ایران. پژوهشنامه اقتصادی، زمستان ۸۶ .
- کازرونی، علیرضا و سجودی، سکینه. (۱۳۸۹). بررسی اثر بی‌ثباتی رابطه مبادله بر رشد اقتصادی ایران. تحقیقات اقتصادی بهار ۸۹. شماره ۹۰.
- عسگری، منصور. (۱۳۷۹). تعیین ارتباط متقابل علت و معلولی و پویا بین رابطه مبادله و کسری حساب جاری با روش همگرایی در ایران. پژوهشنامه بازرگانی، شماره ۱۷.
- محمدی، تیمور و نبی‌زاده، علی‌حسین. (۱۳۹۲). بررسی ارتباط بین نامیزانی نرخ ارز حقیقی و واردات کالاهای واسطه‌ای، سرمایه‌ای و مصرفی در ایران. فصلنامه پژوهشنامه اقتصادی، سال سیزدهم، شماره ۵۱.
- محمدی، تیمور. (۱۳۹۰). خطای متداول در کاربرد مدل‌های سری زمانی: کاربرد نادرست مدل ARDL (مدل خودرگرسیونی و توزیع با وقفه). پژوهش‌های اقتصادی ایران، سال شانزدهم تابستان ۹۰، شماره ۴۷.

- Ball, L. (1998). Policy Rules for Open Economies, NBER Working Paper Series (6760).
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal of Econometrics 31, P. 307.
- Broda, C. (2004). Terms of Trade and Exchange Rate Regimes in Developing Countries. Journal of International Economics, 63(1).
- Broda, C., and Tille, C. (2003). Coping with Terms-of-Trade Shocks in Developing Countries. Current Issues in Economics and Finance, 9(11), pp 1–7.
- Durevall, D., and Ndung'u, N. S. (1999). A Dynamic Model of Inflation for Kenya: 1974–1996 (IMF Working Paper No. 99/97. Washington,International Monetary Fund.)
- Edwards, S. (2006). The Relationship between Exchange Rates and Infation Targeting Revisited. NBER Working Paper Series (12163).

- Edwards, S. and Yeyati, L. (2005). Flexible Exchange Rates as Shock Absorbers, European.
- Engle R. F., (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. in Ation. Econometrica, 50. p, 98.
- Friedman, M. (1953). Essays in Positive Economics, University of Chicago Press.
- Friedman, M.(1953). The Case For Flexible Exchange Rates, Essays in Positive Economics. Chicago, University of Chicago Press.
- Gruen, D., and Shuetrim, G. (1994). Internationalization and the Macro-Economy. In P. Lowe and J. Dwyer (Eds.), International Integration of the Australian economy: Proceedings of a Conference (pp. 309–363). Sydney: Reserve Bank of Australia.
- Hove, S., Mama, A. T., and Tchana, F. T. (2012). Terms of Trade Shocks and Inflation Targeting in Emerging Market Economies (Working Paper No. 273). Cape Town: Economic Research Southern Africa.
- Johansen, S (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamic and Control, 12.
- Johansen, S. and Juselius, K .(1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointgeration – With Applications to the Demand for Money, Oxford Bulletin of Economics and Statistical, 52.
- Kiran Ijaz, Muhammad Zakaria, and Bashir A. Fida. (2014). Terms-of-Trade Volatility and Inflation in Pakistan. The Lahore Journal of Economics 19 : 1 (Summer): pp. 111–132.
- Kumhof, M. (2001). A Critical View of Inflation Targeting: Crises. Limited Sustainability.
- Meade, J. (1955). The Theory of International Economic Policy. Vol. 2, Oxford University.
- Svensson, L. (2000). Open-economy Inflation Targeting. Journal of International Economics.

پیوست

جدول ۵. آزمون هانسن(آزمون هم انباشتگی متغیرها)

	Stochastic	Deterministic	Excluded	
Lc statistic	Trends (m)	Trends (k)	Trends (p2)	Prob.*
0/5256	5	0	0	0/2

جدول ۶. آزمون هانسن(آزمون هم انباشتگی متغیرها)

	Value	Prob.*
Phillips-Ouliaris tau-statistic	-5/467627	0/0327
Phillips-Ouliaris z-statistic	-33/38812	0/0175

جدول ۷. آزمون خود همبستگی

	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	0/225	0/225	1/8325	0/176
2	-0/011	-0/065	1/8367	0/399
3	-0/290	-0/289	5/0790	0/166
4	-0/26	-0/157	7/8889	0/096
5	-0/100	-0/023	8/3019	0/140
6	-0/07	-0/154	8/5578	0/200
7	0/030	-0/056	8/5987	0/283
8	0/037	-0/040	8/6615	0/372

جدول ۸. آزمون واریانس ناهمسانی

	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1	0.148	0.148	0.7861	0.375
2	-0.138	-0.163	1.4951	0.474
3	0.101	0.156	1.8868	0.596
4	-0.151	-0.237	2.7966	0.592
5	0.024	0.166	2.8198	0.728
6	0.021	-0.133	2.8380	0.829
7	-0.109	0.015	3.3654	0.849
8	0.237	0.214	5.9556	0.652