بررسی تأثیر تکانه پولی بر قیمت سکه طلا در ایران

علی رییس‌پور | raeispour@iauk.ac.ir
استادیار گروه اقتصاد، دانشکده ادبیات و علوم انسانی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرمان (نویسنده مسئول مکاتبات)

هاجر اثنی‌عشری | hajar_esna@yahoo.com
دانشجوی دکتری اقتصاد کشاورزی، دانشکده اقتصاد ومدیریت، دانشگاه سیستان و بلوچستان

حسین مهرابی‌بشرآبادی | mehrabi@uk.ac.ir
استاد دانشکده اقتصادکشاورزی، دانشگاه شهید باهنر کرمان

دریافت: ۱۳۹۲/۷/۹ | پذیرش: ۱۳۹۴/۳/۲۶

چکیده: تکانه پولی از مهم‌ترین مباحث اقتصادی بوده و آگاهی از چگونگی اثرگذاری آن گامی‌مهم در برنامه‌ریزی و توسعه کشور محسوب می‌شود. در مطالعه حاضر تاثیر تکانه پولی بر قیمت سکه طلا در ایران با استفاده از داده‌های سری زمانی موجود برای سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۶۰ مورد بررسی قرار گرفته است. در این راستا از فن GARCH[1] به منظور مدل‌سازی و محاسبه تکانه پولی استفاده شد. همچنین با استفاده از الگوی ARDL[2] رابطه میان متغیرهای تکانه پولی، قیمت جهانی طلا، درآمد نفت و نرخ ارز با متغیر قیمت سکه طلا در ایران مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. نتایج به‌دست آمده نشان داد در بلندمدت متغیر نرخ ارز اثر معکوس و متغیرهای تکانه پولی، قیمت جهانی طلا و درآمد نفتی اثر مستقیم و معناداری بر متغیر قیمت سکه طلا در ایران دارند. از این رو دولت با برنامه‌ریزی صحیح می‌تواند از بروز بحران و تکانه در معاملات به خصوص سکه طلا جلوگیری کند.

کلیدواژه‌ها: تکانه پولی، قیمت سکه طلا، نرخ ارز، ARDL، GARCH.
طبقه‌بندی JEL: E52, E32, E31.

1. Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
2. AutoRegressive-Distributed Lag

فصلنامه علمی - پژوهشی برنامه‌ریزی و بودجه
شاپا (چاپی) ۲۲۵۱-۹۰۹۲ | نمایه در ISC
سال بیستم | شماره ۲ | تابستان ۱۳۹۴ | ص ص ۱۱۶-۱۰۳

مقدمه

اقتصاد ایران دردهه‌های اخیر شاهد رشد فزاینده و بی‌ثبات متغیرهای پولی بوده است که بحث‌وجدل درمورد اثرگذاری سیاست‌های پولی برمتغیرهای حقیقی اقتصاد کشور را دامن زده است.

در سال‌های اخیر، به‌کارگیری و اعمال سیاست‌هایی نظیر یکسان‌سازی ارز و افزایش درآمدهای نفتی، ساختار پایه پولی را باتغییرات قابل توجهی مواجه کرده‌اند. دراین مطالعه، پایه پولی به عنوان مولفه اساسی سیاست پولی درنظرگرفته شده است. پایه پولی، هم از جهت مصارف و هم از جهت منابع تعریف می‌شود. خالص بدهی‌های دولت به بانک مرکزی و دارایی‌های خارجی بانک مرکزی، مهم‌ترین عوامل افزایش پایه پولی بوده‌اند. سیاست مالی دولت درتغییرات پایه پولی، نقش موثری داشته است (فطرس و همکاران، ۱۳۹۳). نوسان‌های قیمت جهانی طلا به دلیل اثر قابل ملاحظه آن بر متغیرهای اقتصادی کشورهای جهان، توجه بسیاری از اقتصاددانان و سیاستگذاران را به‌خود جلب کرده است. این نوسان‌ها به‌خصوص بر قیمت طلا در کشورهای مختلف تاثیرگذار است. قیمت طلا بر مبنای نرخ ارز آزاد تعیین می‌شود، حتی در خصوص قیمت سکه طلا باید توجه داشت که این قیمت از دو جزء تشکیل می‌شود. یک جزء قیمت سکه طلا به خاطر ارزش فلزی آن است که از حاصل‌ضرب قیمت جهانی ضرب در نرخ ارز تشکیل می‌شود و نرخ ارزی که در این حاصل‌ضرب به کار می‌رود نرخ ارز بازار آزاد است. جزء دوم قیمت سکه طلا، حق ضرب یا به تعبیری حق مرغوبیت آن است که این جزء در حالت معمولی مبلغ ناچیزی برآورد می‌شود، اما در شرایط افزایش تقاضا در بازار حتی از ۱۰ هزار تومان نیز بیشتر می‌شود. در ۱۰ سال اخیر نیز قیمت طلا با تغییرات شدید مواجه بوده است.

در زمینه طلا و اثرات تکانه (شوک‌های) پولی و ارزی بر متغیرهای عمده اقتصادی مطالعاتی در داخل و خارج کشور انجام شده است، که به چند نمونه آن، در این قسمت اشاره می‌شود:

Mackowic (2007)، در مقاله خود با عنوان شوک‌های خارجی و سیاست پولی آمریکا و نوسانات اقتصاد کلان، با استفاده از روش الگوی خودتوضیح برداری، نشان داد شوک‌های خارجی یک منبع مهم نوسانات اقتصاد کلان هستند و شوک‌های سیاست پولی نرخ‌های بهره و نرخ ارز را به طور قوی و سریع تحت‌تاثیر قرار می‌دهند و همچنین سطح قیمت و تولید واقعی نیز به شوک‌های سیاست پولی پاسخ داده و نشان داد نسبت به شوک‌های پولی، شوک‌های خارجی نقش مهم‌تری در توضیح نوسانات کلان کشور آمریکا دارند. Francesco & Juan (2007)، در مطالعه خود با عنوان «نااطمینانی اقتصاد کلان و شوک‌های پولی»، به بررسی نااطمینانی و شوک‌های پولی پرداخت. نتایج مطالعه وی نشان داد سرمایه‌گذاری و تولید در بیشتر بخش‌ها به‌وسیله شوک‌های تقاضا تحت تاثیر قرار

می‌گیرند و نااطمینانی بالا سبب می‌شود سرمایه‌گذاری و تولید به شوک‌های تقاضا حساس باشند. Crone (2005)، در کارهای خود با استفاده از مدل خودرگرسیون برداری اثرات تکانه پولی بر تولید حقیقی را بررسی و تأیید کرد.

Lawrence (2003)، با استفاده از داده‌های فصلی قیمت طلای لندن، نشان داد وابستگی معناداری میان بازده‌های قیمت طلا و تغییرات برخی متغیرهای کلان اقتصادی مثل تورم، تولید ناخالص داخلی و نرخ بهره وجوددارد. Kim (2001)، اثر شوک‌های حاصل از سیاست‌های پولی را بر تراز تجاری کشورهای فرانسه، ایتالیا و انگلستان مورد بررسی قرار داده است. داده‌های مورد استفاده در این مطالعه شامل نرخ ارز، حجم پول، شاخص قیمت مصرف‌کننده تولید صنعتی، شاخص قیمت صادراتی کالا به واحد پول داخلی، نرخ ارز خارجی و آمار تراز جهانی است. نتایج این مطالعه نشان داد در این کشورها، اثرات شوک‌های پولی مانند اثر انتقالی مخارج بر تراز تجاری است. Cai (2001)، به بررسی تغییرپذیری بازده‌های قیمت روزانه قراردادهای آتی طلای COMEX پرداختند که از میان ۲۳ متغیراقتصادی، متغیرهای اشتغال، شاخص بهای مصرف‌کننده، تولیدناخالص داخلی و درآمد شخصی را به عنوان عوامل موثر بر قیمت طلا معرفی کردند. Easterly *et al*. (2000)، در مطالعه خود نشان دادند در مورد عدم اطمینان نرخ ارز واقعی یک جزء دیگر درجه باز بودن اقتصاد است. با ثابت بودن سایر شرایط، اثر نوسان نرخ ارز واقعی برسرمایه‌گذاری، احتمالاً در اقتصادهایی که بیشتر درمعرض تجارت خارجی هستند، بزرگ‌تر است.

Lee *et al*. (1996)، با استفاده از یک مدل چندبخشی به بررسی پایداری شوک‌ها و سهم نسبی آنها در تغییرات تولید بخش صنعتی انگلستان پرداخته‌اند. شوک‌ها در این مطالعه به دو گروه تقسیم شدند: شوک‌های کلان و سایر شوک‌ها، که شوک‌های هر بخش صنعتی را شامل می‌شوند. شوک‌های کلان عبارتند از: تغییرات غیرمنتظره درحجم پول، بازدهی سهام، نرخ ارز و قیمت نفت. نتایج این مطالعه نشان داد تقریباً در همه بخش‌ها سهم شوک‌های مخصوص هر بخش در پایداری اختلالات در مقایسه با شوک‌های کلان از اهمیت بیشتری برخوردارند.

Morgan (1993)، در مطالعه خود نشان داد اثرات شوک‌های تولید بر تولید و قیمت نامتقارن بوده و تاثیر شوک‌های منفی پولی بر تولید حقیقی بیشتر از شوک‌های مثبت بوده، اما در مورد اثرگذاری شوک‌های پولی بر قیمت، عکس این حالت اتفاق می‌افتد.

احسانی و همکاران (۱۳۸۸)، به بررسی اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران پرداختند. با توجه به یافته‌های پژوهش، اثر مثبت نرخ ارز و اثر منفی بی‌ثباتی آن بر صادرات غیرنفتی مورد تایید قرار گرفته است.

میرزایی خلیل‌آبادی و همکاران (۱۳۸۸)، در مطالعه‌ای به اثر شوک‌های پولی بر رشد بخش کشاورزی ایران پرداخته اند که نتایج مطالعه نشان‌دهنده ارتباط ضعیف سیستم پولی کشور و بخش کشاوزی ایران بود.

ابریشمی و همکاران (۱۳۸۷)، در مطالعه خود اثرات نامتقارن نوسانات قیمت نفت بر رشد اقتصادی را در کشورهای عضو OCED صادرکننده خالص نفت مورد بررسی قرار دادند. نتایج این مطالعه حاکی از آن است که شوک کاهش قیمت نفت تاثیر معناداری بر تولید ندارد، ولی شوک مثبت قیمت نفت به‌طور معناداری بر تولید موثر است. مزینی (۱۳۸۵)، در مطالعه‌ای به بررسی اثر شوک‌های پولی بر متغیرهای اسمی و واقعی اقتصاد (نرخ ارز وتراز تجاری) ایران پرداخت که نتایج پژوهش حکایت از آن داشت که شوک‌های پولی به خوبی نرخ ارز اسمی را متاثر می‌سازند، به گونه‌ای عکس‌العمل نرخ ارز در مقابل یک انبساط پولی غیرمنتظره به صورت جهش بازگشت‌کننده نرخ ارز ظاهر شده و در بلندمدت باعث کسری اولیه وسپس مازاد تجاری می‌شود. به عنوان متغیرهای درون‌زا وارد شدند.

سرفراز و افسر (۱۳۸۴)، تاثیر عوامل موثر بر نوسانات قیمت طـلا در ایـران را بررسی کردند. در این مطالعه قیمت جهانی‌طلا، قیمت سهام بازار بورس تهران، شاخص بهـای خـرده‌فروشـی و نـرخ برابری دلار و ریال به عنوان عوامل موثر در نظرگرفته شدند. از لحاظ نظری متغیرهای متعددی بر قیمت طلا به خصوص سکه طلا تاثیرگذار است که مهم‌ترین آنها عبارتند از:

۱- شوک پولی(نقدینگی)، ۲- قیمت جهانی طلا، ۳- نرخ ارز، ۴- درآمد نفت. این مطالعه به دنبال بررسی این اثرات و پاسخ به این پرسش بوده که آیا با بروز تکانه مثبت پولی، قیمت سکه طلا به سمت بالا تعدیل می‌شود؟

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی

مواد و روش‌ها

مدل واریانس ناهمسانی اتورگرسیو ARCH[1] اولین بار از سوی انگل مطرح شد و بعدها به وسیله بولر و سلو به مدل‌های GARCH[2] تعمیم داده شد. در ادبیات نظری برای بررسی شوک یک متغیر از فن ARCH و GARCH استفاده می‌شود که به مدل‌های خودرگرسیونی تحت شرایط ناهمسانی واریانس معروفند. استفاده از مدل‌های ARCH و GARCH در کارهای تجربی بسیار رواج یافته است، زیرا با استفاده از این مدل‌ها می‌توان واریانس یکسری از داده‌ها را در هر نقطه مشخصی از زمان برآورد کرد.

یکی از فرضیه‌های کلاسیک مدل‌های خطی، فرض واریانس همسانی است؛ به آن مفهوم که

1. AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity
2. Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity

واریانس شرطی جملات اخلال مقدار ثابتی است. به‌طور کلی فرض بر این است که نقض فرض واریانس همسانی در داده‌های مقطعی رخ می‌دهد. ولی افرادی مانند انگل در مطالعات خود به شواهدی دست یافته‌اند مبنی بر این که واریانس جملات اخلال در مدل‌های سری زمانی از آنچه قبلاً فرض می‌شد، بی‌ثبات‌ترند. در برخی از مدل‌ها، تحت چنین شرایطی مدل واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو (ARCH) و واریانس ناهمسانی شرطی خودرگرسیو تعمیم یافته (GARCH) به‌عنوان جایگزین برای فرآیندهای سری زمانی معمول پیشنهاد شدند.

در یک مدل GARCH فرضاً در مدل GARCH (۱،۱) معادله واریانس شرطی علاوه برمجذورات q بازده قبلی مجموعP وقفه از خودش به عنوان متغیر توزیعی است یعنی به صورت یک فرآیند ARMA[1] بیان می‌شود.

$$\varepsilon_t = \sqrt{h_t} + z_t, z_t \approx N(0,1) \qquad (۱)$$

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^{q} a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_j h_{t-j}^2, \quad t = 1,2,3,.... \qquad (۲)$$

که درآن h_t واریانس شرطی ε_t بوده (منظور از شرایط، اطلاعات موجود در زمان t است) و برای اینکه به ازای هرt، h_t مثبت باشد، باید داشته باشیم:

$\beta_j \geq 0 \quad \alpha_i \geq 0 \quad \alpha_0 \succ 0$

i=1,2,….,q

j=1,2,….,q

پس از بررسی شوک نقدینگی در این پژوهش با استفاده از مدل GARCH و به دست آوردن سری زمانی این متغیر اثر این شوک بر قیمت سکه طلا با استفاده از مدل ARIMA[2] از طریق نرم‌افزار Microfit برای دوره زمانی۱۳۹۰-۱۳۶۰ بررسی شد. داده‌ها از منابع و نشریات مختلف و بانک مرکزی گردآوری شد تا الگوی خود توضیح با وقفه گسترده ARDL[3] $(p,q_1,\ldots,p_2)$ که از سوی Pesaran & Pesaran (1997) و Pesaran & Shin (1999) ارائه شد، به صورت زیر برآورد شود:

$$\alpha(L,p)y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k} \beta_i(L,q_i)x_{it} + u_t \qquad \text{i=1,2,…,k} \qquad (۳)$$

که در آن L عامل وقفه، α_0 عرض ازمبدأ، y_t متغیر وابسته است و برای L که عامل وقفه است،

1. Auto Regressive Moving Average
2. Auto Regressive Integrated Moving Average
3. Auto Regressive-Distributed Lag

می‌توان نوشت:

$$L^j y_t = y_{t-j} \qquad (۴)$$

پس می‌توان چنین نوشت که:

$$\alpha(L,p) = 1 - \alpha_1 L^1 - \ldots - \alpha_p L^p \qquad (۵)$$

$$\beta_i(L,q_i) = \beta_{io} + \beta_{i1} L + \beta_{i2} L^2 + \ldots + (\beta_{iqi} L_i^q)$$

برای استفاده از رهیافت ARDL در مرحله اول، وجود ارتباط بلندمدت میان متغیرهای تحت بررسی و به عبارت دیگر هم‌جمعی میان متغیرها را با استفاده از دو روش می‌توان انجام داد. در روش اول هم‌جمعی میان متغیرها را می‌توان با آماره F که از سوی Pesaran *et al*. (1996) ارائه شده است، بررسی کرد. آنها مقادیر بحرانی مناسب را متناظر با تعداد رگرسیون‌ها و اینکه مدل شامل عرض از مبدا و روند است یا خیر، محاسبه کرده و دو گروه از مقادیر بحرانی را ارائه کردند: یکی بر این اساس این که تمام متغیرها پایا هستند و دیگری همگی ناپایا هستند. اگر F محاسباتی در خارج این مرز قرار گیرد، یک تصمیم قطعی بدون نیاز به دانستن این که متغیرها I(0) یا I(1) باشند، گرفته می‌شود. اگر F محاسباتی فراتر از محدوده بالایی قرار گیرد، فرضیه صفر مبنی بر نبود رابطه بلندمدت رد شده و اگر پایین‌تر از محدوده پایینی قرار گیرد، فرضیه صفر مذکور مبنی بر نبود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود (تشکینی،۱۳۸۴).

آماره دیگری که می‌توان با استفاده از آن هم‌جمعی میان متغیرها را بررسی کرد، آماره t است که به وسیله Banerjee, Dolado & Master (1992) ارائه شده است. در ابتدا رابطه (۳) با استفاده ols برای کلیه ترکیبات ممکن مقادیر p=0.1,2,…m و i=1,2,….,k, qi=0,1,2,0,m یعنی به تعداد $(m+1)^{k+1}$ بار برآورد می‌شود. حداکثر تعداد وقفه‌های m از سوی پژوهشگر تعیین می‌شود و برآورد در محدوده زمانی t=n ,m+1 صورت می‌گیرد. به پژوهشگر این امکان داده می‌شود تا از میان $(m+1)^{k+1}$ رگرسیون برآوردشده یکی را با توجه به یکی از چهار ضابطه آکائیک (AIC) شوارتز بیزین (SBC) هنان کوئین (HQC) یا R^{-2} انتخاب کند. در میکروفیت انتخاب به وسیله نرم‌افزار انجام می‌شود. فرضیه صفر بیانگر نبود هم‌انباشتگی یا رابطه بلندمدت است، چون شرط آن که رابطه پویایی کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت گرایش یابد، آن است که مجموع ضرایب کمتر از یک باشد. برای انجام این آزمون عدد یک از مجموع با وقفه متغیر وابسته کم شده و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم می‌شود. اگر قدر مطلق t به دست آمده از قدر مطلق مقادیر بحرانی ارائه‌شده از Banerjee, Dolado & Master (1992) بزرگ‌ترباشد، فرضیه صفر را رد کرده و وجود یک رابطه

بلندمدت پذیرفته می‌شود که در این مطالعه از روش دوم برای بررسی وجود رابطه بلندمدت استفاده شد (تشکینی،۱۳۸۴). در مرحله بعد ضرایب مربوط به الگوی بلندمدت و خطای معیار جانبی مربوط به ضرایب بلندمدت براساس الگوی ARDL انتخاب شده و محاسبه می‌شود. تجزیه و تحلیل روش ARDL، مبتنی بر تفسیر سه اصل به نام پویا، بلندمدت و تصحیح خطاست (نوفرستی،۱۳۷۸).

نتیجه‌گیری

یکی از ساده‌ترین روش‌های ممکن برای تجزیه تکانه‌های پولی استفاده از مدل خودرگرسیون تعمیم‌یافته تحت شرایط ناهمسانی واریانس (GARCH) استفاده شد. متغیر مورد استفاده نقدینگی از سال‌های ۱۳۹۰-۱۳۶۰ از طریق بانک مرکزی و آمارنامه مرکزی به صورت سری زمانی گردآوری شد. قبل از برآورد مدل باید آزمون ARCH LM را انجام داد که حاکی از وجود اثرات ARCH (واریانس ناهمسانی) است. فرضیه صفر این آزمون عبارت است از همسان بودن واریانس باقیمانده‌ها که باتوجه به نتایج آزمون براساس آماره F که برابر با ۳/۶۴، فرضیه صفر رد شده و فرضیه یک مبنی بر وجود واریانس ناهمسانی در باقیمانده‌ها پذیرفته شد. در مرحله بعدی که وجود ناهمسانی موردپذیرش قرار گرفت می‌توان به الگوسازی نوسان ناشی از واریانس ناهمسانی در داده پرداخت. الگو GARCH از دو جزء خودتوضیح پسماندها واریانس شرطی تشکیل شده است که هر دو جزء با وقفه‌هایی در الگو ظاهر می‌شوند که این وقفه‌های بهینه مرتبه الگو هستند به این منظور آماره‌های آکائیک و شوارتز بیزین معیار قرار گرفتند و الگو GARCH(1,1) به عنوان الگوی بهینه انتخاب شد و در رابطه زیر آورده شده است:

$$h_t^2 = 0.0009 + 0.9\varepsilon_{t-1}^2 + 0.1h_{t-1}^2 \qquad (۶)$$

این رابطه، شرط لازم برای پایایی مدل GARCH را بر اساس مبانی نظری و تئوریکی آن تامین می‌کند، زیرا شرط لازم برای اینکه مدل GARCH پایای ضعیف باشد، این است که مجموع ضرایب مدل کوچک‌تر مساوی با یک باشد، که رابطه (۶) این مهم را نشان می‌دهد. شرط کافی این است که عرض از مبدأ مثبت و ضریب واریانس شرطی جمله اخلال مثبت باشد، که رابطه برآورد شده این شرط را نیز تامین می‌کند. تغییرات سری زمانی تکانه پولی به دست‌آمده ثابت و مثبت است، به عبارت دیگر می‌توان نتیجه گرفت که این سری زمانی از یک روند خطی برخورداراست. پس از بررسی و برآورد تکانه پولی، اثر تکانه پولی برقیمت سکه طلا با استفاده از الگو ARDL انجام شد.

در این مطالعه متغیرهای به کاررفته عبارتند از:

Lpricecion = لگاریتم قیمت سکه طلا، *Mshok* = تکانه پولی، *Ltr* = لگاریتم درآمد نفتی، *Lr* = لگاریتم نرخ ارز، *Lpgoldword* = لگاریتم قیمت جهانی طلا که متغیرهای مورد استفاده ازسال ۱۳۹۰-۱۳۶۰ از طریق بانک مرکزی و آمارنامه مرکزی به صورت سری زمانی گردآوری شدند.

با توجه به سری زمانی بودن متغیرهای مورد استفاده، ابتدا لازم است با استفاده از روش‌های دیکی-فولر به بررسی آزمون ایستایی متغیرها پرداخته شود. نتایج نشان داد متغیرهای به‌کار رفته در مدل مذکور در سطح، ایستا بوده به جز متغیر سکه طلا که با یک بار تفاضل‌گیری ایستا شد. رابطه بلندمدت متغیرها با استفاده از آزمون t بررسی شد و از وجود رابطه بلندمدت متغیرها اطمینان ح اصل شد به طوری‌که پس از تخمین معادله پویا، معادله‌ای به دست آمد که در آن متغیر وابسته به شکل با وقفه در جدول (۱) مشاهده می‌شود. با انجام این آزمون t محاسباتی برابر با ۴/۳۵ به دست آمد که چون از نظر قدرمطلق از t متناظر با جدول برنجی و دولادو و مستر، یعنی در سطح ۹۵ درصد برابر با ۴/۲۵ بیشتر است فرضیه صفر مبتنی بر نبود رابطه بلندمدت رد و وجود آن پذیرفته می‌شود.

با توجه به جدول (۱) درجه تعیین‌شده در این مطالعه (1,0,2,1,0) به دست آمد.

جدول ۱: نتایج پویا (متغیر وابسته-قیمت سکه)

متغیر	ضرایب	خطای معیار
Lpricecion	۰/۳۹	۰/۱۴
Mshok	۵/۶	۳/۰۱
Lr	-۰/۰۱	۰/۰۴
Lr(-۱)	-۰/۰۸	۰/۰۴
Lr(-۲)	۰/۱۸	۰/۰۵
Ltr	۰/۰۸	۰/۰۴
Ltr(-۱)	۰/۱۲	۰/۰۷
Lpgoldword	۰/۰۴	۰/۰۲
C	۶/۸	۱/۵
T	۰/۰۹	۰/۰۲

منبع: یافته‌های پژوهش

پس از تایید وجود رابطه بلندمدت میان متغیرهای مدل، رابطه بلندمدت برآورد شده که نتایج آن در جدول(۲) نشان داده شده است.

جدول۲: نتایج تخمین بلندمدت

متغیر	ضرایب	خطای معیار
Mshok	۸/۳۸	۵۹/۳
Lr	-۰/۴۸	۰/۱۶
Ltr	۰/۴	۰/۱۶
Lpgoldword	۰/۱۲	۰/۰۵
C	۱۱/۲	۱/۲
T	۰/۱۴	۰/۰۱

منبع: یافته‌های پژوهش

در جدول (۲) نتایج نشان می‌دهد در بلندمدت تغییرات متغیرهای نرخ ارز (LR)، قیمت نفت (LTR)، و تکانه پولی بر قیمت سکه طلا تاثیرگذار هستند.

تکانه‌های پولی با قیمت سکه رابطه مثبتی دارد یعنی با بروز تکانه مثبت پولی قیمت سکه طلا به سمت بالا تعدیل می‌شوند. متغیر نرخ ارز اثر معنادار و معکوسی بر قیمت سکه طلا داشته است، زیرا کاهش ارزش دلار مهم‌ترین عامل افزایش ارزش طلاست. هنگامی که ارزش دلار کاهش پیدا می‌کند، مقدار زیادی پول از بازار خرید و فروش ارز وارد بازارهای کالایی می‌شود که در بورس معامله می‌شوند که یکی از این بازارها، بازار طلاست که در این بازار پول‌های زیادی وارد می‌شود. از سوی دیگر کاهش ارزش دلار به کاهش ذخیره ارزی بانک مرکزی منجر می‌شود و بانک مرکزی برای جبران این کاهش ذخیره ارزی به دنبال افزایش ذخیره طلای خود می‌افتد که این امر باعث افزایش قیمت طلا و سکه طلا می‌شود. پس بانک‌های مرکزی همانند سرمایه‌گذاران در جهت جلوگیری از کاهش دارایی‌های خود، طلا را جایگزین دلار قرار می‌دهند. میان درآمد نفتی و قیمت سکه طلا ارتباط مثبت و معناداری وجود دارد زیرا با افزایش درآمدهای دولت در نتیجه افزایش قیمت نفت، تقاضای طلا برای سرمایه‌گذاری این درآمد افزایش می‌یابد که موجب افزایش قیمت سکه طلا می‌شود. نوسانات قیمت جهانی طلا اثر معنادار و مستقیمی بر قیمت سکه طلا در ایران داشته است. قیمت طلا و سکه طلا در

ایران از قیمت جهانی طلا تاثیر می‌پذیرد، به طوری که با افزایش قیمت جهانی طلا، قیمت طلا و سکه طلا در ایران افزایش می‌یابد و برعکس. به منظور تعیین اینکه چند درصد از عدم تعادل‌های کوتاه‌مدت در تجارت به سمت بلندمدت تعدیل می‌شود، از مدل ECM استفاده شد. ضریب ECM بیان می‌کند که چند درصد از عدم تعادل کوتاه‌مدت قیمت سکه جهت رسیدن به تعادل بلندمدت تعدیل می‌شود. ضریب تصحیح خطا در کوتاه‌مدت، ۰/۶ است به عبارت دیگر در هر دوره ۶۰ درصد از عدم تعادل در قیمت سکه تعدیل شده و به سمت روند بلندمدت خود نزدیک می‌شود.

نتایج حاصل از تخمین مدل تصحیح خطا در جدول (۳) ملاحظه می‌شود.

جدول۳: نتایج حاصل از تخمین کوتاه‌مدت

متغیر	ضرایب	خطای معیار
dMshok	۵/۶	۳/۰۱
dLr	-۰/۰۱	۰/۰۴
dLr(-۱)	-۰/۰۸	۰/۰۴
dLtr	۰/۰۸	۰/۰۴
dLpgoldword	۰/۰۴	۰/۰۲
dC	۶/۸	۱/۵
dT	۰/۰۹	۰/۰۰۲
ECM	-۰/۶	۰/۱۴

منبع: یافته‌های پژوهش

در کوتاه‌مدت اثر تکانه پولی بر قیمت سکه طلا، مثبت و معنادار است. اگر شوک مثبت پولی به‌طور غیرقابل پیش‌بینی بر اقتصاد وارد شود و حجم پولی در اقتصاد افزایش یابد، سرمایه‌گذاران نسبت به این نااطمینانی در اقتصاد واکنش نشان داده و به دنبال این امر، سرمایه‌گذاری در اقتصاد کم شده و گرایش سرمایه‌داران به حفظ دارایی‌های غیرمنقول همچون سکه طلا بیشتر می‌شود. در این مطالعه مشخص شد قیمت سکه طلا تحت تاثیر درآمد نفتی، شوک پولی، قیمت جهانی و نرخ ارز قرار دارد. افزایش نقدینگی و بروز تورم مهم‌ترین عواملی هستند که باعث افزایش قیمت سکه طلا در ایران شده، که می‌توان با مهار تورم به وسیله کاهش ملایم نرخ عرضه پول، باعث ایجاد تمایل مردم به

نگهداری و پس‌انداز پول در بازارهای مالی شده و در نتیجه سرمایه‌گذاری در بخش‌های اقتصادی نیز افزایش یافته و به تبع آن اشتغال نیز بهبود خواهد یافت. تاسیس بورس فلزات گرانبها در داخل کشور نیز می‌تواند از بروز بحران و تکانه قیمتی در معاملات سکه طلا و طلا جلوگیری کند.

منابع

الف) فارسی

ابریشمی، حمید؛ مهرآرا، محسن؛ غنیمی‌فرد، حجت‌الله وکشاورزیان، مریم (۱۳۸۷). اثر نوسانات قیمت نفت بررشد اقتصادی برخی کشورهای OECD به وسیله تصریح غیرخطی قیمت نفت، *مجله دانش و توسعه*، دوره ۱۵، شماره ۲۲، صص ۲۷-۱۱.

احسانی، محمدعلی؛ خان‌علی‌پور، امیر و عباسی، جعفر (۱۳۸۸). اثر بی‌ثباتی نرخ ارز بر صادرات غیرنفتی در ایران، *پژوهشنامه علوم اقتصادی*، دوره ۳۲، شماره ۹. صص ۳۴-۱۳.

بانک مرکزی ایران، حساب‌های ملی ایران، سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰.

تشکینی، احمد(۱۳۸۴). *«اقتصادسنجی کاربردی به کمک Microfit»*، موسسه فرهنگی هنری دیباگران، تهران.

فطرس، محمدحسین توکلیان؛ حسین و معبودی، رضا (۱۳۹۳). اثرتکانه پولی بر رشد اقتصادی و تورم ایران رهیافت تعادل عمومی تصادفی پویا، *فصلنامه اقتصاد پولی و مالی*،دوره ۲۱، شماره ۸. صص ۲۹-۱.

مزینی، امیرحسین(۱۳۸۵). اثر شوک‌های پولی برمتغیرهای اسمی و واقعی اقتصاد (مطالعه موردی نرخ ارز و تراز تجاری کشور)، *مجله نامه مفید*، دوره ۱۲ ، شماره۵۴. صص ۱۰۰-۸۳.

میرزایی‌خلیل‌آبادی، حمیدرضا؛ نقوی، سمیه؛ مهرابی‌بشرآبادی، حسین و جلایی‌اسفندآبادی، عبدالمجید(۱۳۸۸). بررسی تاثیر شوک‌های پولی بر رشد بخش کشاورزی ایران، *مجله تحقیقات اقتصادکشاورزی مرودشت*، دوره ۱، شماره۳. صص ۱۴۶-۱۲۳.

مرکز آمار ایران، سالنامه‌های آماری، سال‌های ۱۳۶۰ تا ۱۳۹۰.

نوفرستی، محمد(۱۳۷۸). *ریشه واحدوهم‌جمعی در اقتصادسنجی*، موسسه خدمات فرهنگی رسا، چاپ اول.

ب) انگلیسی:

Banerjee, Abhijit; Dolado, Juan J. & Master, Robert (1992). *On Some Simple Test For Cointegration*: *The Cost Simplicity*, Bank of Spain, Working Paper No. 9302.

Cai, Jun; Cheung, Yan Leung & Wong, Stephen, (2001)."What moves the goldmarket?", *Journal of Futures Market*, 21(3), pp.257-278.

Crone, Crone, Travis (2005). “An alternative definition of economic regions in the United States based on similarities in state business cycles”. *The Review of Economics and Statistics*, 87(4), pp. 617-626.

Francesco, Giovannoni & Juan, de Dios Tena (2007). Market Concentration, Macroeconomic Uncertainty and Monetary Policy. *European Economic Review*. 52(6), pp. 1097-1123.

Glosten, Lawrence R.; Jagannathan, Ravi & Runkle, David E. (1994). "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks", *Journal of Finance*, 48 (5), pp. 1779-1801.

Kim, Sung. (2001). Effects of Monetary Policy Shocks on The Trade Balance in Small Open Europen Countries". *Economic Letters* , 71(2), pp.197-203.

Lawrence, Cameron (2003). "*Why is Gold Different from other Assets? An Empirical Investigation*", World gold council, London.

Lee, Kevin Charles; Pesaran, Mohamad Hashem & Pierse, Robert Glen Lee, Kevin C.; Pesaran, M. Hashem & Pierse, Richard G., M.H. & Pierse, R.G. (1996). Persistence of Shocks and Their Souces in a Multisectoral Model of UK Output Growth, *The Economic Journal*, 102(411) , pp.342-356.

Mackowiak, Bartosz (2007). External Shocks, U.S. Monetary Policy and Macroeconomic Flutution in emerging markets. *Journal of Monetary Economics*, 54(8), pp. 2512-2520.

Morgan, Donald P. (1993). Asymmetric Effects of Monetary Policy. *Economic Review*. Federal Reserve Bank of Kansans City. pp. 21-33.

Pesaran, Mohamad Hashem & Pesaran, Bijan (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*. Oxford, Oxford University Press.

Pesaran, Mohamad Hashem & Shin, Yongcheol (1999). *An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis*. Chapter 11 in Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium, Strom S (ed.). Cambridge University Press: Cambridge.

Pesaran, Mohamad Hashem; Shin, Yongcheol & Smith, Richard J. (1996). *Testing for the Existence of a Long-Run Relationship*, DAE Working Paper No. 9622.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی