Archive of SID

فصلنامه‌ی اقتصاد مقداری (بررسی‌های اقتصادی سابق). دوره‌ی ۱۶. شماره‌ی ۲. تابستان ۱۳۹۸. صص ۱۴۳- ۱۲۵

بررسی امکان پوشش تورم با سکه طلا در ایران: کاربردی از روش ARDL غیرخطی

مانی مؤتمنی *، شهریار زروکی**، کوثر ضامنی***

تاریخ وصول: ۱۳۹۷/۵/۱۹ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۱/۲۴

چکیده

در کشورهایی نظیر ایران که با تورم مزمن روبرو هستند، امکان هجینگ[1] یا پوشش تورم، ابزاری ضروری برای بازار مالی به حساب می‌آید. بانک‌ها، صندوق‌های بازنشستگی و بیمه عمر از جمله بخش‌هایی هستند که برای بقا یا بهبود کیفیت خدمات به چنین ابزاری نیاز خواهند داشت. به‌طور معمول انواع دارایی نظیر طلا، ارز، زمین و مسکن برای حفظ ارزش پول در برابر تورم به کار گرفته می‌شود. با شکل‌گیری نماد سکه طلا در بورس اوراق بهادار تهران، امکان استفاده از طلا به عنوان یک ابزار مجازی نیز به‌وجود آمده است. این مطالعه می‌کوشد تا با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده و قیمت سکه طلا از سال ۱۳۸۴ تا ۱۳۹۶ قابلیت پوشش تورم به وسیله طلا را مورد آزمون قرار دهد. نتیجه‌ی مطالعه نشان می‌دهد که رابطه نامتقارنی بین این دو متغیر وجود دارد. هنگامی که رشد قیمت‌ها بیش از متوسط نرخ تورم باشد، قیمت طلا رشدی بیش از تورم خواهد داشت. اما در حالتی که رشد قیمت کمتر از میانگین تورم باشد، رابطه معناداری بین تورم و تغییرات نرخ طلا وجود ندارد. با توجه به مقدار ضرایب بدست آمده و آزمون کرانه‌ها، طلا را می‌توان به عنوان یک ابزار پوشش‌دهنده تورم ایران در نظر گرفت.

طبقه‌بندی JEL C22، C58، E31، E44

واژه‌های کلیدی: *تورم، طلا، NARDL، هم‌انباشتگی، هجینگ.*

---

* استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران. بابلسر. ایران. (نویسنده مسئول) (m.motameni@umz.ac.it)

** استادیار گروه اقتصاد دانشگاه مازندران. بابلسر. ایران

*** دانشجوی کارشناسی ارشد اقتصاد دانشگاه مازندران. بابلسر. ایران

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد با عنوان «بررسی امکان پوشش تورم توسط طلا در ایران» است که در دانشگاه مازندران ارائه و از آن دفاع شده است.

[1] Hedging

www.SID.ir

Archive of SID

۱- مقدمه

اقتصاد ایران طی سال‌های طولانی دچار تورم‌های شدید بوده است. چنین سابقه‌ای به ایجاد انتظارات تورمی مزمن دامن زده است. وجود چنین انتظاراتی در کارکرد بازار مالی موثر واقع می‌شود و موجب انحراف پس‌اندازها از ابزارهایی نظیر بیمه‌ی زندگی به سفته‌بازی در بازارهایی نظیر مسکن، طلا و خودرو می‌شود. انحراف پس‌اندازها از چرخه‌ی مولد مالی موجب کاهش تجهیز منابع سرمایه‌ای می‌گردد که این عامل به نوبه‌ی خود در تولید و اشتغال اثرگذار است.

یکی از راهکارهای بازار مالی جهت رویارویی با چنین پدیده‌ای، معرفی ابزارهای پوشش دهنده‌ی تورم است که به «هجینگ تورم» معروف است. راهبرد کلی مورد استفاده در هجینگ این است که سرمایه‌گذار با مراجعه به بازار مالی خود را در موقعیت معکوس بخش حقیقی قرار می‌دهد. برای نمونه چنانچه یک فعال اقتصادی به قیمت امروز و با سررسید پرداخت ۲ ماه آینده اقدام به خرید آهن نموده باشد، از این موقعیت بیم دارد که ظرف ۲ ماه آینده با کاهش قیمت آهن روبرو شود. در این صورت او ناچار خواهد بود در روز سررسید، آهن را به قیمتی گران‌تر از نرخ جاری بازار خریداری نماید. این شخص می‌تواند با خرید قرارداد آتی[۲] آهن، ریسک تجاری را پوشش دهد. به این نحو که در صورت کاهش قیمت آهن، در بازار مالی کسب سود می‌نماید ولی در بازار آهن دچار زیان می‌شود و سرجمع سود و زیانش صفر گردد. به این ترتیب، بازار مالی امکان مدیریت ریسک نوسان قیمت دارائی را فراهم می‌نماید. فرایند هجینگ را می‌توان به تورم نیز تعمیم داد. آنچه که در بخش حقیقی رخ می‌دهد افزایش سطح عمومی قیمت کالا و خدمات است که بر اساس شاخص قیمت مصرف‌کننده سنجیده می‌شود. فعال اقتصادی می‌باید یک ابزار مالی رقیب بیابد تا بتواند در بازار مالی خود را در موقعیت معکوس قرار دهد. در هیچ بازار مالی، مشتقات منحصر به فردی برای هجینگ تورم وجود ندارد اما برخی کالاها و یا نمادهای قابل معامله در بورس ارزش خود را در مقابل تورم حفظ می‌نمایند. شناسایی این ابزار می‌تواند راهبرد پوشش تورم را میسر سازد.

طلا کالایی است که همواره و به‌صورت تاریخی رقیب پول شناخته می‌شده است. در مطالعه‌ی (هال و تاولاس[۳]، ۲۰۱۱) نشان داده می‌شود که این خصوصیت حتی

[2] Future Contract
[3] Hall and Tavlas

www.SID.ir

Archive of SID

بعد از معاهده برتون وودز در سال ۱۹۷۱ نیز به نوعی ادامه یافته است. در مطالعات انجام شده دلایل و مبانی نظری مختلفی برای توضیح رابطه‌ی تورم و ارزش طلا عنوان شده است. با مرور این ادبیات می‌توان به چهار دیدگاه اصلی اشاره نمود که هر یک از آن‌ها به‌صورت مختصر بیان خواهد شد:

نخست آنکه مطابق با نظر (فیشر[۴]، ۱۹۳۰) طلا یک دارایی حقیقی، بادوام، ملموس، نسبتا منقول و از نظر جهانی قابل قبول بوده و به راحتی به عنوان یک دارایی تصدیق شده است. افزایش مورد انتظار در شاخص تورم ممکن است به سرمایه‌گذران علامت دهد که دارایی خود را تبدیل به طلا کنند تا در مقابل تورم محافظت شوند. دومین دیدگاه از منظر عرضه‌ی طلا است. در دیدگاهی دیگر، (مهدوی و ژو[۵]، ۱۹۹۷) به محدود بودن ذخیره طلا در جهان اشاره دارند. این امر باعث می‌شود که عرضه‌ی طلا تحت کنترل باشد. بنابراین قیمت طلا هرگز نمی‌تواند به شدت کاهش یابد. سومین دلیل رابطه طلا و تورم مطابق با (جاشی و آچاریا[۶]، ۲۰۱۱) این است که طلا در فرایند تولید کالاهای مهمی نظیر کامپیوتر، تلفن همراه و هواپیما نقش دارد. از این رو، افزایش قیمت طلا می‌تواند موجب رشد قیمت کالاهای دیگر و در نهایت تورم گردد.

چهارمین دیدگاه این است که بر اساس سوابق، بین قیمت نفت و قیمت طلا رابطه مستقیمی وجود دارد. از آنجایی که افزایش قیمت نفت می‌تواند موجب رشد سطح عمومی قیمت‌ها شود، بنابراین بین تورم و طلا نیز به شکل غیرمستقیم رابطه‌ای وجود خواهد داشت. در این زمینه مطالعات متعددی انجام شده است که (کاملی[۷]، ۲۰۱۴)، (نرایان و شارما[۸]، ۲۰۱۵)، (وسترلند و همکاران[۹]، ۲۰۱۵) از جمله آن‌ها می‌باشد.

عمده‌ی داد و ستد طلا در بازارهای مالی به‌صورت مجازی و بر اساس قراردادهای آتی صورت می‌گیرد. در ایران نیز خرید طلا یکی از راه‌کارهای مورد توجه خانوارها است. خرید سکه طلا، زیورآلات و یا شمش از جمله رفتارهایی است که در دوران پرنوسان اقتصادی نظیر جنگ تحمیلی یا تحریم‌های بین‌المللی در ایران شدت

[4] Fisher
[5] Mahdavi and Zhou
[6] Joshi and Acharya
[7] Comley
[8] Narayan and Sharma
[9] Westerlund and et al

www.SID.ir

Archive of SID

می‌یابد. در سال‌های اخیر امکان خرید و فروش طلا به‌صورت یک نماد مالی در بورس اوراق بهادار تهران ممکن شده است. هرچند این ابزار همچنان در مراحل مقدماتی خود به‌سر می‌برد اما می‌توان انتظار داشت که در آینده قراردادهای بلندمدت و قیمت‌گذاری‌های حرفه‌ای در این بازار شکل گیرد. در این صورت، این نماد مالی می‌تواند به عنوان یک راه‌کار عملی جهت پوشش تورم مورد استفاده قرار گیرد. اما قبل از استفاده از چنین ابزاری می‌باید توانایی آن را در پوشش تورم مورد ارزیابی قرار داد. هدف اصلی این پژوهش بررسی همین موضوع است.

به این منظور رابطه‌ی قیمت طلا و تورم با استفاده از داده‌های ماهانه شاخص قیمت مصرف‌کننده و قیمت سکه تمام طلا طی ۱۲ سال (۱۳۸۴-۱۳۹۶) بررسی شده است. بررسی چنین رابطه‌ای دارای پیچیدگی‌های خاص خود است که از جمله آنها امکان وجود رابطه نامتقارن بین دو متغیر می‌باشد. به همین دلیل در این تحقیق از الگوی اقتصادسنجی غیرخطی به نام NARDL[۱۰] استفاده شده است که در بخش پنجم مقاله معرفی خواهد شد. پس از مقدمه، مبانی نظری رابطه تورم و قیمت طلا ارائه می‌شود در همین بخش مطالعات تجربی مرتبط نیز گزارش خواهد شد. بخش سوم به توضیح کانال‌های ارتباطی تورم و طلا در ایران اختصاص دارد. در بخش چهارم، ویژگی دو سری زمانی قیمت سکه و شاخص قیمت مصرف‌کننده توصیف خواهد شد. پس از معرفی و برآورد الگوی تحقیق در بخش پنجم، مقاله با ارائه یافته‌ها در بخش ششم پایان می‌یابد.

۲- مرور مطالعات انجام شده

در بین مطالعات تجربی، (ادرانجی و همکاران[۱۱]،۲۰۰۳)، (فاگری و وان ارلاچ[۱۲]، ۲۰۰۵)، (دمپستر و ارتیگس[۱۳]،۲۰۱۰) و (لانگ و همکاران[۱۴]،۲۰۱۳) رابطه معنادار بین تورم و طلا را مورد بررسی و تایید قرار داده‌اند. در سوی مقابل مطالعاتی نظیر (تالی و لوسی[۱۵]،۲۰۰۷) و (بکمن و چودج[۱۶]،۲۰۱۳) با این نتیجه همراه است که

[10] Non-linear auto regressive distributed lag
[11] Adrangi and et al
[12] Faugère and Van Erlach
[13] Dempster and Artigas
[14] Long and et al
[15] Tully and Lucey
[16] Beckmann and Czudaj

www.SID.ir

Archive of SID

ارتباط بین تورم و طلا در هر زمان و مکانی به‌مانند هم نیستند. به عبارتی رابطه‌ایی از پیش‌تعیین‌شده و قطعی بین تورم و طلا وجود ندارد.

وجود رابطه مستقیم بین طلا و تورم نمی‌تواند به تنهایی نشانگر قابلیت هجینگ باشد. به منظور بررسی این قابلیت علاوه بر جهت رابطه، اندازه و سرعت تعدیل آن نیز اهمیت می‌یابد. یکی از این مطالعاتی که به طور خاص قابلیت هجینگ تورم در آن مورد بررسی قرار گرفته (بمپیناس و پنجی‌تی‌دوس[۱۷]،۲۰۱۵) است. آنها با استفاده از داده‌های ۱۷۹۱ تا ۲۰۱۰ و به‌کارگیری الگوهای هم‌انباشتگی به بررسی قابلیت پوشش تورم در انگلستان و امریکا به وسیله طلا و نقره پرداخته‌اند. یافته‌های آنها نشان می‌دهد که در بلندمدت تورم انتظاری در این کشورها به وسیله طلا پوشش داده می‌شود اما نقره قابلیت کمتری در این کار دارد.

در مطالعه‌ی دیگری (هوانگ و همکاران[۱۸]، ۲۰۱۶) با استفاده از روش NARDL و بر مبنای قیمت ماهانه‌ی طلا در چین، هند، ژاپن، فرانسه، انگلستان و آمریکا طی سال‌های ۱۹۵۵ تا ۲۰۱۵ دریافته‌اند که طلا نمی‌تواند در همه این کشورها به عنوان یک ابزار پوشش‌گر تورم شناخته شود. یافته‌ی آنها حاکی از آن است که طلا تنها در کشورهای هند، انگلستان و آمریکا قادر به پوشش تورم است.

در مطالعه‌ی (گودنس و همکاران[۱۹]،۲۰۱۷) با استفاده از داده‌های سالانه از سال ۱۲۵۷ تا ۲۰۱۶ و با به‌کارگیری روش همجمعی به بررسی توانایی پوشش تورم توسط طلا در کشور انگلستان ارزیابی شده است. نتایج نشان می‌دهد که با وجود نوساناتی که در این رابطه وجود دارد، رابطه‌ی هم‌انباشتگی بین طلا و شاخص قیمت خرده‌فروشی در انگلستان وجود داشته است و طلا ارزش خود را به‌صورت کامل در مقابل تورم حفظ نموده است.

در این بین مطالعات دیگری نیز وجود دارد که قابلیت هجینگ تورم را با دارائی‌های رقیب طلا مورد بررسی قرار می‌دهند. از جمله این مطالعات می‌توان به (کریستو و همکاران[۲۰]، ۲۰۱۸) اشاره نمود که با استفاده از داده‌های ماهانه CPI و شاخص مسکن از سال ۱۹۵۳ تا ۲۰۱۶ رابطه هم‌انباشتگی بین این دو سری‌زمانی مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه نیز به اهمیت رابطه نامتقارن و استفاده

[17] Bampinas and Panagiotidis
[18] Hoang and et al
[25] Goodness and et al
[20] Christou and et al

www.SID.ir

Archive of SID

از الگوی غیر خطی تأکید شده است. جمع‌بندی این پژوهش نشان می‌دهد که ارزش مسکن قابلیت هجینگ تورم را در امریکا داشته است.

در بین مطالعات داخلی (کشاورز و ستاری، ۱۳۸۹) قابلیت پوشش‌گری تورم به وسیله سه دارایی زمین، طلا و سهام مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه از الگوی تصحیح خطای برداری استفاده و متغیرهای کلان اقتصادی به الگو اضافه شده است. نتایج حاصل شده بر اساس داده‌های ۱۳۵۵ الی ۱۳۸۵ حاکی از آن است که هر سه دارایی قابلیت مناسبی در پوشش تورم داشته‌اند. مصیب پهلوانی و همکاران (۱۳۹۳) نیز امکان پوشش تورم به‌وسیله سهام، دلار و طلا در ایران را بررسی نموده‌اند. آنها آزمون فرضیه فیشر را برای دارایی‌هایی از قبیل سهام، طلا و دلار انجام داده‌اند اما برخلاف مطالعات پیشین که بر مبنای دوره‌های زمانی کوتاه‌مدت و بلندمدت بنا نهاده شده بود با استفاده از تجزیه و تحلیل موجک به بررسی این رابطه در ۸ دوره زمانی مختلف پرداخته‌اند. به نحوی که ابتدا سری‌های زمانی تورم، بازده سهام، نرخ رشد قیمت طلا و نرخ رشد قیمت دلار را تجزیه نمودند و سپس با برآورد مدلی که بازده دارایی متغیر وابسته و تورم متغیر مستقل است نتیجه گرفتند که سهام و دلار به ترتیب در دوره کوتاه‌مدت و بلندمدت سرمایه‌گذاری مناسبی هستند و برای طلا دوره‌های میان‌مدت بیشترین بازدهی را به همراه دارد.

عزیزی و همکاران (۱۳۹۱) امکان پوشش تورم به وسیله شاخص کل بورس اوراق بهادار تهران را طی سال‌های ۱۳۷۰ الی ۱۳۸۸ مورد ارزیابی قرار داده‌اند. آن‌ها به این منظور تورم را به وسیله فیلتر هودریک-پرسکات به دو جزء دائمی و موقتی تجزیه نمودند و نشان دادند که واکنش بازار سهام به هر یک از این دو جزء می‌تواند متفاوت باشد. همچنین رابطه‌ی بلندمدت میان دو متغیر حاکی از آن است که بورس تهران طی دوره‌ی زمانی مطالعه پوشش کاملی برای تورم بوده است.

۳- قیمت سکه طلا در ایران

آربیتراژ موجب می‌شود که اختلاف قیمت دارایی‌های منقول در مناطق مختلف از میان برود. برای نمونه اگر قیمت طلا در ایران کمتر از ترکیه باشد، خروج طلا از ترکیه و ورود طلا به ایران موجب کاهش اختلاف قیمت طلا در این کشورها خواهد شد. تعمیم این قاعده به این معنی است که قیمت طلا در یک کشور نمی‌تواند فاصله چندانی از قیمت جهانی داشته باشد. بر این اساس قیمت طلا در ایران نیز تابعی از

www.SID.ir

Archive of SID

قیمت جهانی طلا و نرخ ارز در بازار آزاد خواهد بود. در بازارهای بین‌المللی نماد طلا در مقیاس وزنی اونس (معادل ۳۱/۱۰۳ گرم)، واحد ارزی دلار و عیار ۲۴ مشخص می‌شود. وزن سکه تمام در ایران ۸/۱۳۳ گرم است. عیار سکه در ایران ۱۸ است که موجب کاهش ۱۰ درصدی خلوص آن می‌شود و در نتیجه حدود ۹۰ درصد از ارزش طلای ۲۴ عیار را خواهد داشت. هزینه ضرب هر سکه نیز حدود ۷ هزار تومان در نظر گرفته می‌شود. بر این مبنا، می‌توان ارزش تئوریک یک سکه تمام را مشخص نمود:

$$\text{قیمت دلار} \times 0/9 \times \text{قیمت جهانی هر اونس طلا} \times \frac{8/133}{31/103431} + ۷۰۰۰$$

اما با جایگذاری قیمت دلار و همچنین قمیت جهانی طلا در معادله فوق درخواهیم یافت که قیمت سکه بهار آزادی لزوما از منطق فوق پیروی نمی‌کند. برای نمونه در روز ۲ شهریور ۱۳۹۶ برابر با ۲۴ آگوست ۲۰۱۷ قیمت هر اونس طلا در بازار شیکاگو[21] ۱۲۸۷ بوده است. در این روز قیمت دلار بر مبنای معاملات انجام شده در سامانه‌ی سنا برابر با ۳۸۳۰ تومان بوده است. بر این اساس قیمت هر سکه بر اساس محاسبات فوق می‌باید ۱۱۶۸۷۱۲ تومان باشد اما قیمت معامله شده سکه در همین روز برابر با ۱۲۱۴۵۰۰ تومان بوده است. یعنی حدود ۴ درصد فاصله بین قیمت و قیمت جاری سکه وجود داشته است. این اختلاف در روزهای مختلف قابل مشاهده است. در برخی از روزها قیمت سکه بالاتر از نرخ جهانی طلا محاسبه می‌شود و در برخی دیگر از روزها پایین‌تر از نرخ جهانی طلا قرار می‌گیرد. به عبارتی، سکه ضرب شده و عمومیت آن در معاملات داخلی، سکه بهار آزادی را به یک نوع کالای خاص تبدیل نموده است که بر حسب عرضه و تقاضا می‌تواند از قیمت ذاتی خود فاصله بگیرد. چنین فاصله‌ای حاکی از نقش موثر تقاضای داخلی (بدون در نظر گرفتن قیمت جهانی طلا و نرخ ارز) در قیمت سکه است. به این ترتیب در نوسان قیمت سکه طلا در ایران می‌توان سه عامل را موثر دانست. قیمت جهانی طلا، قیمت دلار و میزان تقاضای داخلی برای سکه است. با تغییراتی که در هر یک از این متغیرها صورت می‌گیرد، قیمت سکه طلا در بازار نوسان می‌یابد.

[21] Chicago Mercantile Exchange

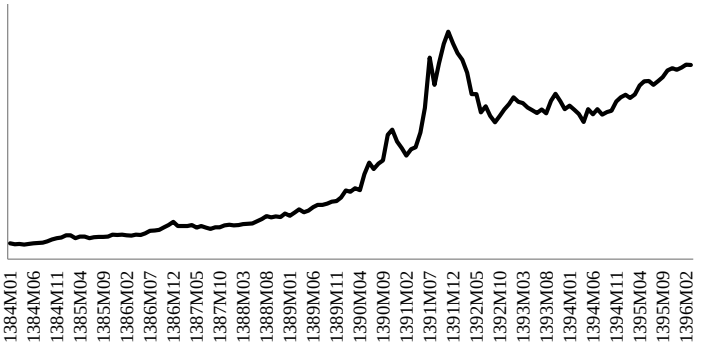
www.SID.ir

Archive of SID

۴- داده‌های پژوهش

این پژوهش شامل دو متغیر می‌باشد که داده‌های آن به‌صورت سری‌زمانی ماهانه از فروردین ۱۳۸۴ آغاز می‌شود و در خرداد ۱۳۹۶ پایان می‌یابد. یکی از این داده‌ها قیمت سکه طلا در ایران است. در حال حاضر سه نوع سکه در بازار معامله می‌شود. سکه پهلوی، سکه بهار آزادی طرح قدیم و سکه بهار آزادی طرح جدید (امامی). به منظور همگن‌سازی اطلاعات، تمامی داده‌ها بر اساس سکه تمام بهار آزادی طرح جدید یا همان سکه امامی سازماندهی شده است. مشخصات این سکه از حیث وزن و عیار در بخش قبل مشخص شده است. برای گردآوری این داده به منابع مختلفی مراجعه شده است. برخی از سایت‌های تخصصی در زمینه طلا، اطلاعات ماهانه قیمت طلا را برای ۵ سال اخیر ارائه می‌دهند. اما آرشیوی برای قیمت سکه در سال‌ها دهه ۱۳۸۰ وجود ندارد. سایت‌های مرجع نظیر مرکز آمار ایران و بانک مرکزی نیز این اطلاعات را به‌صورت فصلی یا سالانه ارائه می‌دهند. از این رو با توجه به نیاز پژوهش به اطلاعات ماهانه، جمع‌آوری داده‌ها بصورت کتابخانه‌ای و از طریق آرشیو روزنامه دنیای اقتصاد جمع‌آوری شده است. به این نحو که قیمت سکه تمام در آخرین روز غیر تعطیل هر ماه به عنوان داده تحقیق برداشت شده است. در نمودار (۱) سری-زمانی قیمت سکه تمام طرح جدید قابل مشاهده است. مطابق با انتظار، قیمت سکه دارای روندی صعودی طی این سال‌ها می‌باشد.

شکل ۱: سری زمانی بهای سکه‌ی طلا در ایران
Fig.1. Gold coin time series value in Iran



مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research calculations

www.SID.ir

Archive of SID

قیمت سکه در طول دوره تحقیق تقریبا ۸ برابر شده است اما قیمت ارز در این دوره به میزان کمتری افزایش یافته است. بنابراین با توجه به موضوع آربیتراژ که در بخش قبل توضیح داده شد، تغییر قیمت جهانی طلا نقش تعیین‌کننده‌ای در شکل‌گیری سری‌زمانی فوق داشته است. با تشدید نااطمینانی‌ها در مورد عملکرد اقتصادی کشورهای حوزه یورو، رکود کم‌سابقه در امریکا، عملکرد ضعیف بورس‌های بین‌المللی، جنگ ارزی بین کشورها و تمایل دولت‌ها به ایجاد تنوع در ذخایر، موجب شد تا توجه سرمایه‌گذاران بیش از پیش به طلا جلب شود و به همین دلیل قیمت جهانی طلا طی دوره تحقیق با افزایش قابل توجهی همراه بوده است. قیمت هر اونس طلا ۲۴ عیار در سال ۲۰۰۳ کمتر از ۴۰۰ دلار بوده است. اما این قیمت در سال ۲۰۱۱ به ۱۸۰۰ دلار نزدیک شده است. با خروج اقتصاد امریکا از رکود، افزایش نرخ بهره در اروپا، حل بحران یونان و توقف سیاست‌های انبساطی اتحادیه اروپا و فدرال رزرو امریکا، قیمت جهانی طلا نیز روند کاهشی به خود گرفت. در سال ۲۰۱۷ قیمت هر اونس طلا به ۱۳۰۰ دلار نزدیک شده است.

علاوه بر روند قیمت جهانی طلا، جهش نرخ ارز در ایران نیز موجب افزایش شدید قیمت سکه شده است. در دوره ۱۳۹۰-۱۳۹۲ قیمت سکه از ۴۳۰۰۰۰ تومان در خرداد ۱۳۹۰ به ۱۴۵۰۰۰۰ در بهمن ۱۳۹۱ افزایش یافت. یعنی در فاصله‌ی ۲۰ ماه، قیمت طلا ۳ برابر شد. در حالی که پیش از این برای ۳ برابر شدن قیمت سکه به لااقل ۶۳ ماه زمان نیاز بوده است. داده دیگری که در الگوی تحقیق از آن استفاده شده است، سری‌زمانی شاخص قیمت مصرف‌کننده (CPI) است. این شاخص طی دوره تحقیق تقریبا ۷ برابر شده است. منبع این داده، مرکز آمار ایران می‌باشد. بر اساس این شاخص، نرخ ماهانه تورم قابل محاسبه است. میانگین تورم ماهانه در دوره تحقیق ۱/۳ در صد و میانه آن ۱/۲ بوده است. ضریب چولگی تورم در این دوره ۱/۱۴ است. بیشینه تورم ۵/۶ درصد است که در بهمن ۱۳۹۱ به وقوع پیوست.

۵- معرفی و برآورد الگوی پژوهش

کالایی قابلیت پوشش تورم را دارد که در بلندمدت، افزایش قیمت آن کمتر از افزایش سطح عمومی قیمت‌ها نباشد. بنابراین اگر یک رابطه‌ی رگرسیونی بین قیمت دارایی و شاخص قیمت‌ها تصریح شود، کشش بین دو متغیر نباید کوچکتر از یک باشد. به

www.SID.ir

Archive of SID

این معنی که در بلندمدت رشد قیمت دارایی کمتر از تورم نباشد (آرنلد و آور[۲۲]، ۲۰۱۵). با توجه به نوع رابطه‌ای که بین طلا و تورم برقرار است، الگوی ARDL جهت برآورد رابطه‌ی هم‌انباشتگی بین دو متغیر نسبت الگوی VAR ارجحیت دارد (هوانگ و دیگران، ۲۰۱۶).

اما پیش از استفاده از برآورد الگوی تحقیق می‌باید مرتبه انباشت هر سری‌های زمانی تعیین شود. بر اساس آزمون ریشه واحد دیکی فولر تعمیم یافته[۲۳]، سری‌زمانی قیمت سکه طلا که با G نشان داده شده است و شاخص قیمت مصرف‌کننده که با CPI مشخص شده است I(1) هستند. نتایج مربوط به آزمون ریشه واحد در جدول (۱) خلاصه شده است. همان‌طورکه مشاهده می‌شود هر دو سری زمانی با یک تفاضل مانا شده‌اند.

جدول ۱: آزمون ریشه واحد

Table 1: Unit root test

متغیر	آماره ADF	P-value	نتیجه
CPI	-۱/۱۸۴۷	۰/۶۸۰	نامانا
D(CPI)	-۱۱/۲۹۷۸	۰/۰۰۰	مانا
G	-۱/۰۰۰۱	۰/۷۵۲	نامانا
D(G)	-۳/۷۷۱۲	۰/۰۰۴	مانا
NLCPI	۰/۷۱۴۹	۰/۹۹۲	نامانا
D(NLCPI)	-۶/۱۴۵۶	۰/۰۰۰	مانا
PLCPI	-۱/۵۹۴۲	۰/۴۸۲	نامانا
D(PLCPI)	-۳/۳۰۲۹	۰/۰۱۶	مانا

مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research calculations

یک الگوی ARDL(p,q) فرضی را در معادله (۱) در نظر بگیرید. متغیر x، متغیر توضیحی یا مستقل الگو است که در این مقاله CPI می‌باشد. متغیر Y نیز متغیر وابسته الگو است که در این مقاله قیمت سکه طلا (G) می‌باشد.

$$Y_t = \alpha + \delta t + \emptyset_1 Y_{t-1} + \cdots + \emptyset_p Y_{t-p} + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \cdots + \beta_q X_{t-q} + e_t \quad (۱)$$

[22] Arnold and Auer
[23] Augmented Dickey Fuller

www.SID.ir

Archive of SID

تعداد وقفه‌های الگو بر مبنای کمینه آماره شوارتز-بیزین[۲۴] تعیین می‌گردد. مطابق با (کوپ[۲۵]،۱۳۹۷) برآورد الگوی معادله (۱) می‌تواند با هم‌خطی همراه باشد چراکه به طور معمول داده‌های سری‌زمانی در وقفه‌ها به یکدیگر بسیار نزدیک می‌باشند. اما با اعمال تغییرات در این داده‌ها، می‌توان الگوی قابل برآوردی محاسبه نمود که در معادله (۲) خلاصه شده است.

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta t + \rho Y_{t-1} + \gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \gamma_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + \theta X_t + \omega_1 \Delta X_{t-1} + \cdots + \omega_q \Delta X_{t-q+1} + e_t \quad (۲)$$

با توجه به اینکه هر دو متغیر پژوهش I(1) هستند، وجود رابطه بلندمدت بین دو متغیر منوط به وجود هم‌انباشتگی[۲۶] بین آن‌ها خواهد بود.

پیش از برآورد الگوی تحقیق دو اقدام صورت پذیرفته است. یکی آن‌که هر دو متغیر تحقیق به‌صورت لگاریتمی در الگو وارد شده‌اند. دلیل این اقدام تفاوت مقیاس اندازه‌گیری در دو متغیر بوده است. دوم این‌که برای دوره التهاب بازار سکه (۱۳۹۱-۱۳۹۲) که در بخش قبل توضیح داده شد، متغیری مجازی در نظر گرفته شده است که با DUM مشخص می‌شود. با جایگذاری لگاریتم قیمت طلا (LG) در Y و لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده به جای (X)، الگوی ARDL برآورد می‌شود.

الگوی انتخابی بر اساس کمترین مقدار آماره شوارتز ARDL(4,3) است. بنابراین در مقیاس زمانی کوتاه‌مدت همبستگی معنادار بین سطح عمومی قیمت‌ها و ارزش سکه‌ی طلا طی ۳ ماه وجود خواهد داشت. اما قابلیت هجینگ می‌باید در بلندمدت به احراز برسد. ضریب LCPI که رابطه‌ی بلندمدت دو متغیر را نشان می‌دهد از نظر آماری معنادار است. اما این ضریب کوچکتر از ۱ برآورد شده است. به این ترتیب در بلندمدت به ازای شکل‌گیری ۱۰ درصد تورم، سکه بهار آزادی ۷/۶ درصد رشد قیمت داشته است؛ یعنی نتوانسته است کل تورم را پوشش دهد. به این ترتیب با لحاظ یک الگوی خطی، طلا را نمی‌توان پوشش‌گر مناسبی برای تورم در نظر گرفت.

[24] SBC
[25] Koop
[26] Cointegration

www.SID.ir

Archive of SID

جدول 2: برآورد الگوی ARDL

Table 2: ARDL estimation

متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	p -value
D(LG(-1)	۰/۲۸۳	۰/۰۷۸	۳/۵۹۲	۰/۰۰۰
D(LG(-2)	-۰/۰۹۰	۰/۰۸۲	-۱/۱۰۵	۰/۲۷۱
D(LG(-3)	۰/۲۲۶	۰/۰۷۵	۳/۲۰	۰/۰۰۳
D(LCPI)	۰/۰۰۹	۰/۰۰۹	۱/۳۵	۰/۳۰۲
D(LCPI(-1))	۰/۰۰۸	۰/۰۱۲	-۰/۶۵۴	۰/۵۱۳
D(LCPI(-2))	-۰/۰۲۹	۰/۰۰۹	۳/۲۷	۰/۰۰۳
D(DUM)	۰/۰۰۵	۰/۰۰۲	-۲/۳۸۰	۰/۰۱۸
ρ	-۰/۰۲۵	۰/۰۰۵	-۴/۳۷۳	۰/۰۰۰
LCPI	۰/۷۶۸	۰/۰۲۸	۲۷/۴۳۳	۰/۰۰۰
DUM	۰/۲۲۳	۰/۰۷۷	-۲/۸۸۳	۰/۰۰۴
C	-۵/۰۲۶	۰/۳۶۰	-۴/۳۷۳	۰/۰۰۰
SBC	-۶/۹۱۹			

ARDL و ضرایب بلندمدت

مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research calculations

اشکالی که در برآورد فوق وجود دارد، همسان در نظر گرفتن اثر افزایش و کاهش شاخص قیمت است. در الگوی فوق رابطه شاخص قیمت و طلا به‌صورت یک خط برآورد شده است که بر اساس آن اگر سطح عمومی قیمت‌ها ۱۰ درصد افزایش یابد، سکه نیز ۷/۶ درصد گران می‌شود و اگر سطح عمومی قیمت‌ها ۱۰ درصد کاهش یابد، سکه نیز ۷/۶ درصد ارزان می‌شود.

اما بسیاری از روابط اقتصادی فاقد چنین تقارنی هستند. برای نمونه ممکن است افزایش سطح عمومی قیمت‌ها با گران شدن سکه طلا همراه شود ولی کاهش سطح عمومی قیمت‌ها نتواند با ارزانی سکه طلا توأمان گردد. در چنین حالتی نوعی رابطه نامتقارن شکل می‌گیرد که جهت برآورد این رابطه، (شین و همکاران[۲۷]، ۲۰۱۴) الگوی غیرخطی ARDL را پیشنهاد نمودند که به NARDL معروف شده است.

در الگوی NARDL برای تجزیه متغیر مستقل، X به‌صورت زیر تجزیه می‌گردد.

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^- \quad (۴)$$

[27] Shin and et al

www.SID.ir

Archive of SID

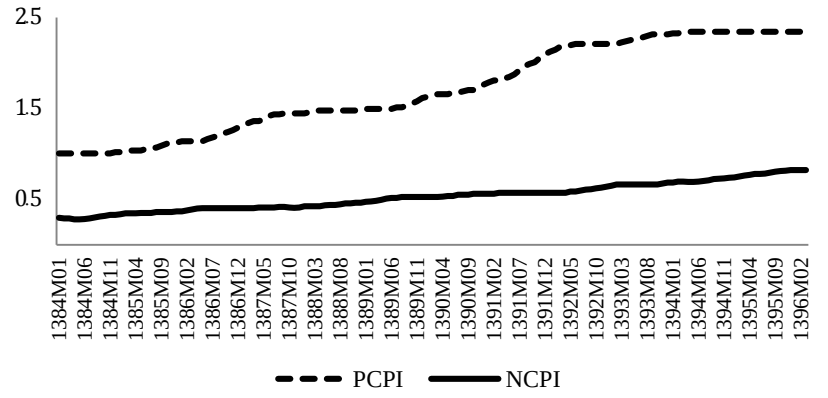
$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t \quad (۵)$$

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^{t} \max(\Delta x_j , \overline{\Delta x_j}) \quad (۶)$$

$$x_t^- = \sum_{j=1}^{t} \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^{t} \min(\Delta x_j , \overline{\Delta x_j}) \quad (۷)$$

با توجه به اینکه شاخص قیمت در ایران به‌صورت فزاینده‌ای افزایش می‌یابد و به جز سه ماه در دوره زمانی تحقیق، کاهش نیافته است؛ به منظور تجزیه سری‌زمانی شاخص قیمت، میانگین تغییرات شاخص ($\overline{\Delta x_j}$) به عنوان معیار تجزیه در نظر گرفته شده است[۲۸]. به این ترتیب سری زمانی x_t به دو سری زمانی x_t^+ و x_t^- تجزیه می‌گردد. بر این اساس PCPI همان x_t^+ است و NCPI همان x_t^- می‌باشد. به بیان دیگر، چنانچه تورم همواره بیش از میانگین ماهانه بود، شکل شاخص CPI به‌صورت PCPI و اگر تورم ماهانه کمتر از میانگین ماهانه می‌بود، انباشت تورم ماهانه به‌صورت NCPI شکل می‌گرفت. هر دو سری‌زمانی فوق مطابق با جدول (۱) نامانا و I(1) هستند.

شکل ۲: تجزیه سری زمانی CPI
Fig.2. CPI Time series analysis



مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research calculations

[۲۸] سری‌زمانی شاخص قیمت مصرف‌کننده بر اساس یک کد VB تجزیه شده است. این کد توسط نگارندگان نوشته شده است. در روش رایج تجزیه، میانگین تغییرات صفر در نظر گرفته می‌شود ولی در این پژوهش، میانگین متحرکِ شاخص قیمت، معیار تجزیه می‌باشد.

www.SID.ir

Archive of SID

بر اساس تجزیه فوق، الگوی نامتقارن ARDL (p.q) به شکل معادله (۸) طراحی می‌شود. در این رابطه Ø ضریب خودرگرسیونی و Θ^+ و Θ^- ضرایب نامتقارن وقفه‌های متغیر توضیحی می‌باشند.

$$y_t = \sum_{j=1}^{p} Ø_j\, y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q} (\Theta_j^+ x_{t-j}^+ + \Theta_j^- x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \qquad (۸)$$

شین و همکاران (۲۰۱۴)، رابطه ایستا (۸) را به رابطه پویا (۹) تعمیم می‌دهند. در رابطه (۹) یک الگوی تصحیح خطا در وضعیت تقارن اثر x_t بر y_t تصریح شده است.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \Theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} y_i\, \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \pi_i\, \Delta x_{t-i} + e_t \qquad (۹)$$

با لحاظ اثر نامتقارن متغیر مستقل بر متغیر وابسته به مانند روشی که در معادله (۸) تکرار شده است به شکل رابطه (۱۰) تصریح می‌شود.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \Theta^+ x_{t-1}^+ + \Theta^- x_{t-1}^- + \sum_{i=1}^{p-1} y_i\, \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \pi_i\, \Delta x_{t-i} + e_t \qquad (۱۰)$$

که در رابطه (۱۰) به عدم تقارن بلندمدت توجه شده است. عدم تقارن بلندمدت به معنی $\Theta^- \neq \Theta^+$ است. همچنین می‌توان رابطه (۱۰) را با فرض وجود عدم تقارن کوتاه‌مدت، $\pi_i^+ \neq \pi_i^-$، به شکل رابطه (۱۱) تغییر داد.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \Theta x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} y_i\, \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta x_{t-i}^{+} + \pi_i^- \Delta x_{t-i}^{-}) + e_t \qquad (۱۱)$$

در نهایت با فرض وجود عدم تقارن در کوتاه‌مدت و بلندمدت الگو به شکل معادله (۱۲) خلاصه می‌گردد:

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \Theta^+ x_{t-1}^{+} + \Theta^- x_{t-1}^{-} + \sum_{i=1}^{p-1} y_i\, \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} (\pi_i^+ \Delta x_{t-i}^{+} + \pi_i^- \Delta x_{t-i}^{-}) + e_t \qquad (۱۲)$$

از این پس به جای x_t، CPI قرار می‌گیرد. همچنین x_t^+ و x_t^- تجزیه متغیر توضیحی CPI به دو جزء بیشتر از میانگین و کمتر از میانگین خواهند بود که پیش از این پیرامون آن توضیحاتی داده شد. متغیر وابسته تحقیق نیز لگاریتم قیمت سکه تمام بهار آزادی طرح جدید است که با علامت LG مشخص شده است و جایگزین y_t در معادله (۱۲) می‌گردد. عدم تقارن بلندمدت توسط Θ^+ و Θ^-، و عدم تقارن کوتاه‌مدت توسط π^+ و π^- نشان داده می‌شود. با توجه به اینکه همه متغیرها دارای انباشت از درجه ۱ می‌باشند I(1) هستند، می‌توان رابطه هم‌انباشتگی و بلندمدت

www.SID.ir

Archive of SID

آنها را مورد بررسی قرار داد. بر اساس کمینه آماره شوارتز به صورت NARDL(1,1,1) است. در جدول (۳) خلاصه‌ای از نتیجه برآورد الگوی NARDL گزارش شده است. همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، در بلندمدت رابطه معناداری بین PCPI و قیمت سکه وجود دارد. به طوری که کشش قیمت سکه به یک درصد افزایش در PCPI مقدار مثبت و معنادار ۱/۱۷ درصد خواهد بود. درصورتی که بین NCPI و لگاریتم قیمت سکه رابطه معنادار بلندمدتی وجود ندارد. به این ترتیب فرضیه عدم تقارن ارتباط بین تورم و تغییرات قیمت سکه طلا را نمی‌توان در سطح خطای ۵ درصد رد نمود. به این نحو که چنانچه رشد قیمت‌ها بیش از میانگین تورم ماهانه باشد، قیمت سکه طلا نیز افزایش می‌یابد و این افزایش بیش از نرخ تورم خواهد بود. اما در سوی مقابل اگر رشد قیمت‌ها کمتر از میانگین تورم باشد، رابطه معناداری بین تورم و تغییرات سکه طلا شکل نخواهد گرفت.

جدول ۳: برآورد الگوی NARDL

Table 3: NARDL estimation

متغیرهای توضیحی	ضریب	انحراف معیار	آماره t	P - value
D(PCPI)	۲/۷۱۱	۰/۶۸۰	۳/۹۸۵	۰/۰۰۰
D(NCPI)	۴/۳۱۸	۱/۴۴۱	۲/۹۹۵	۰/۰۰۳
D(DUM)	۰/۰۹۹	۰/۰۲۰	۴/۸۴۹	۰/۰۰۰
ρ	-۰/۱۸۲	۰/۰۳۹	-۴/۶۸۲	۰/۰۰۰
LPCPI	۱/۱۷۶	۰/۲۳۹	۴/۹۱۱	۰/۰۰۰
LNCPI	۱/۳۵۸	۰/۷۹۶	۱/۷۰۴	۰/۰۹۰
DUM	۰/۵۴۳	۰/۰۸۸	۶/۱۳۸	۰/۰۰۰
C	۹/۹۸۱	۰/۱۲۵	۷۹/۳۱۰	۰/۰۰۰
Xsc	-۲/۶۹۸			

NARDL و ضرایب بلندمدت

تعریف علامت‌ها: LG لگاریتم قیمت سکه، PCPI تجزیه مقادیر بیشتر از میانگین لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده، NCPI تجزیه مقادیر کمتر از میانگین لگاریتم شاخص قیمت مصرف‌کننده، C عرض از مبدا، LPCPI اثر بلندمدت مقادیر بیشتر از میانگین بر لگاریتم قیمت سکه، LNCPI اثر بلندمدت مقادیر کمتر از میانگین بر لگاریتم قیمت سکه، DUM متغیر موهومی یا مجازی، Xsc آماره شوارتز می‌باشد.

مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research calculations

www.SID.ir

Archive of SID

آماره‌های استاندارد برای آزمون رابطه‌ی بلندمدت در رگرسیون‌های باوقفه‌ی توزیعی کارایی لازم را ندارند و به این منظور (پسران و *همکاران*[۲۹]، ۲۰۰۱) مقادیر بحرانی مجانبی را که دارای دو کرانه‌ی بالا و پایین هستند را طراحی نمودند. بر این اساس اگر مقدار آماره آزمون از کرانه‌بالا عبور نماید، فرض وجود رابطه‌ی بلندمدت بین دو متغیر را نمی‌توان رد نمود. بر اساس نتایج گزارش شده در جدول ۴ مقدار آماره‌ی آزمون ۱۰/۴۲ است که از مقدار بحرانی در کرانه بالا در همه‌ی سطوح خطا بزرگتر است. به این ترتیب آزمون کرانه‌ها نشان می‌دهد که رابطه‌ی بلندمدت بین ارزش سکه طلا و شاخص قیمت مصرف‌کننده در ایران وجود دارد.

جدول ۴: آزمون کرانه‌ها

Table 4: Bounds test

آماره آزمون	کرانه بالا	کرانه پایین	سطح خطا
۱۰/۴۲	۶/۳۶	۵/۱۵	۱ درصد
	۵/۵۲	۴/۴۱	۲/۵ درصد
	۴/۸۵	۳/۷۹	۵ درصد
	۴/۱۴	۳/۱۷	۱۰ درصد

مأخذ: محاسبات تحقیق

Source: Research calculations

۵- یافته‌های پژوهش

هدف اصلی این مقاله سنجش قابلیت پوشش تورم به وسیله سکه طلا در ایران بوده است. بر این اساس رابطه‌ی قیمت سکه تمام بهار آزادی طرح جدید از ابتدای سال ۱۳۹۴ تا خرداد ۱۳۹۶ با شاخص قیمت مصرف کننده مورد ارزیابی قرار گرفته است. با توجه به ماهیت داده‌ها جهت سنجش رابطه از الگوهای ARDL و NARDL استفاده شده است. مزیت الگوی NARDL که توسط (شین و همکاران، ۲۰۱۴) طراحی شده است، در امکان بررسی اثر نامتقارن می‌باشد. این الگو در بخش ۵ تحقیق معرفی شده است. پیش از این در مطالعات دیگری نظیر هوانگ و همکاران (۲۰۱۶) نشان داده شده است که در برخی کشورها بین تورم و قیمت طلا رابطه‌ای نامتقارن وجود دارد. از این رو در مقاله حاضر نیز از الگوی NARDL استفاده شده است.

[29] Pesaran and et al

www.SID.ir

Archive of SID

نتایج برآورد الگو نیز نشان می‌دهد که این الگو توضیحات بهتری از رابطه تورم و طلا در ایران را ارائه می‌نماید.

بر اساس الگوی ARDL و در بلندمدت، هر ۱ درصد تورم به ۰/۷ درصد رشد قیمت سکه طلا می‌انجامد. بر اساس این یافته نمی‌توان سکه طلا را پوشش‌گر مناسب تورم در نظر گرفت. اما این یافته تا حدودی با واقعیت فاصله دارد. در بخش چهارم تحقیق نشان داده شده است که طی دوره زمانی مطالعه، شاخص قیمت مصرف‌کننده تقریبا ۷ برابر شده است و در سوی مقابل قیمت سکه طلا نیز تقریبا ۸ برابر شده است. یعنی خرید سکه طلا در ابتدای دوره تحقیق می‌توانست به عنوان یک ابزار مناسب در پوشش تورم در نظر گرفته شود. بنابراین، الگوی ARDL در توضیح رابطه بین تورم و طلا با اشکالاتی مواجه است.

نتایج به‌دست آمده از برآورد الگوی NARDL نشان می‌دهد که رابطه‌ای نامتقارن بین تورم و قیمت سکه طلا وجود دارد. اگر رشد قیمت طلا بیش از میانگین تورم با شد، به ازای ر شد ۱ در صدی قیمت‌ها، ارزش سکه طلا ۱/۷ در صد ر شد می‌یابد. یعنی هنگامی که در اقت صاد ایران تورم شدید شکل می‌گیرد، قیمت طلا با سرعت بیشتری از سطح عمومی قیمت‌ها افزایش می‌یابد. اما هنگامی که رشد قیمت‌ها کمتر از میانگین تورم است، رابطه معناداری بین دو متغیر وجود ندارد. به عبارتی در زمان فروکش کردن تورم، قیمت طلا م ستقل از سطح عمومی قیمت‌ها نو سان می‌یابد. وجود چنین رابطه‌ای در بلندمدت به‌و سیله آزمون کرانه‌ها مورد بررسی و تایید قرار گرفته است. نتیجه مطالعه نشان می‌دهد سکه طلا را می‌توان به عنوان یک ابزار مالی برای پوشش تورم ایران در نظر گرفت.

www.SID.ir

Archive of SID

فهرست منابع

- پهلوانی، مصیب، روشن، رضا و مجتبی لشنی. (۱۳۹۳). «بررسی پوشش تورمی بودن سهام، دلار و طلا در ایران با استفاده از تحلیل جند مقیاسی موجک». سومین کنفرانس ملی حسابداری، مدیریت مالی و سرمایه گذاری.
- کوپ، گری. (۲۰۱۴). تحلیل داده های اقتصادی. ترجمه‌ی مانی مؤتمنی و آرش هادی‌زاده. تهران. نشر دنیای اقتصاد.
- عزیزی، فیروزه، خداویسی، حسن و فاطمه جوهری. (۱۳۹۱). «بررسی تورم و بازده بورس اوراق بهادار تهران: ارزیابی فرضیه جاشنی فاما»، *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی*، شماره‌ی ۱۲، صص ۱۳۵-۱۱۷.
- Adrangi, B., A. Chatrath & K. Raffiee. (2003). Economic Activity, Inflation and Hedging: The Case of Gold and Silver Investments. Journal of Wealth Managemant. Vol. 6, PP:60–77.
- Arnold, S. & B. Auer. (2015). What do Scientists Know About Inflation Hedging? North American Journal of Economic and Finance. Vol. 34, PP:187–214.
- Bampinas, G. & T. Panagiotidis. (2015). Are Gold and Silver a Hedge Against Inflation? A Two Century Perspective. International Review of Financial, Vol. 41, PP:267-292.
- Beckmann, J. & R. Czudaj. (2013). Gold as an Inflation Hedge in a Time-Varying Coefficient Framework. North American Journal of Economics and Financ, Vol. 24, PP:208-222.
- Comley, P. (2014). The Purpose of Inflation. Economic Affiliation, Vol.34, PP:92–100.
- Christou, C., R. Gupta & M. Wohar. (2018). Do House Prices Hedge Inflation in the US? International Review of Economic and Finance. Vol. 54, PP:15-26.
- Dempster, N. & J. Artigas. (2010). Gold: Inflation Hedge and Long-Term Strategic Asset. Journal of Wealth Management. Vol. 13, PP:69–75.
- Faugère, C. & J. Van Erlach. (2005). The Price of Gold: A Global Required Yield Theory. Journal of Investment. Vol. 14, PP:99–111.
- Fisher, I. (1930). The Inflation Rate of The Price of Gold, Expected Prices and Interest Rates. Journal of Macroeconomic. Vol. 9, PP:71–82.
- Goodness, C., C. Hector, A. Luis & G. Rangan. (2017). Does gold Act as a Hedge Against Inflation in the UK? Evidence from a Fractional Cointegration Approach Over 1257 to 2016. Resources policy. Vol. 54, PP:53-57.

www.SID.ir

Archive of SID

- Hall, S.G. & G. Tavlas. (2011). The Debate About The Revived Bretton−Woods Regime: A Survey and Extension of The Literature. Journal of Economic Survey. Vol. 27, PP:340–363.
- Hoang, T., H. Lean & H. Wong. (2015). Is Gold Good for Portfolio Diversification? A Stochastic Dominance Analysis of The Paris Stock Exchange. International Review of Financial Analalysis. Vol. 42, PP:98–108.
- Hoang, T., A. Lahiani & D. Heller. (2016). Is Gold A Hedge Against Inflation? New Evidence from A Nonlinear ARDL Approach. Economic Modelling, Vol. 24,:PP54-66.
- Joshi, A. & D. Acharya. (2011). Commodity Prices and Domestic Inflation in India. Global Journal of Emerging Market Economy. Vol. 3, PP:223–246
- Long, H., M. De Ceuster, J. Annaert & D. Amonhaemanon. (2013). Gold as a Hedge Against Inflation: the Vietnamese case. Procardia Economic and Finance. Vol. 5, PP:502–511.
- Mahdavi, S. & S. Zhou. (1997). Gold and Commodity Prices as Leading Indicators of Inflation: Tests of Long-Run Relationship and Predictive Performance. Journal of Economic and Business, Vol. 49, PP:475–489.
- Narayan, P. & S. Sharma. (2015). Does Data Frequency Matter for the Impact of Forward Premium on Spot Exchange Rate? International Review of Financial Analysis. Vol. 39, PP:45–53.
- Pesaran, M., Y. Shin & R. Smith. (2001), Bounds Testing Approaches to The Analysis of Long Run Relationship. Journal of Applied Econometrics. Vol. 16, PP:289-326.
- Shin, Y., B. Yu & M. Greenwood-Nimmo. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in an ARDL framework. In: Horrace, W.C., Sickles, R.C. (Eds.), Festschrift in Honor of Peter Schmidt. Springer Science and Business Media, NewYork.
- Tully, E. & B. Lucey. (2007). A power GARCH examination of the goldmarket. Research in International Business and Finance. Vol. 21, PP:316–325.
- Westerlund, J., M. Norkute & P. Narayan. (2015). A Factor Analytical Approach to The Efficient Futures Markets Hypothesis. Journal of Future Market, Vol. 35, PP:357–370.

www.SID.ir