دوفصلنامه اقتصاد پولی، مالی(دانش وتوسعه سابق) دوره جدید، سال بیست وسوم، شمارۀ11، بهار و تابستان 1395

عوامل مؤثر بر قیمت طلا در ایران

مرتضی جعفرزاده نجار[1]
دانشجوی دکتری اقتصاد دانشکده علوم اداری و اقتصادی دانشگاه فردوسی مشهد
احمد صباحی[2]
دانشیار اقتصاد دانشکده علوم اداری و اقتصاد دانشگاه فردوسی مشهد

تاریخ دریافت: 1393/2/15 تاریخ پذیرش:1394/11/19

چکیده

همواره خانوارها در سبد دارایی‌های خود، اقلام متفاوتی از کالاها مانند وجوه نقد، ارز، سکه طلا، مسکن و غیره را نگه داری می کنند. از بین این دارایی‌ها طلا همواره بیشتر مورد توجه قرار می گیرد؛ چراکه نسبت به سایر دارایی‌ها اولاً در تابع مطلوبیت خانوار قرار می گیرد و در ثانی قدرت نقد شوندگی بالایی دارد. این مطالعه به بررسی عوامل مؤثر بر قیمت طلا در ایران می‌پردازد که از داده‌های سری زمانی فصلی، طی بازه زمانی سال‌های 1370-1389و روش اقتصادسنجی خود همبسته با وقفه توزیع شده (ARDL) استفاده شده است. نتایج حاصل از این مطالعه بیانگر آن است که در کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای قیمت نفت، نرخ سود بانکی و نرخ ارز، همگی تأثیر منفی و معنی‌داری بر قیمت طلا دارند؛ به عبارتی افزایش در متغیرهای یادشده، باعث کاهش در قیمت طلا می‌شود. همچنین متغیرهای تورم و قیمت جهانی طلا تأثیر مثبت و معنی‌داری بر قیمت طلا دارند.

کلیدواژه‌ها: دارایی‌های خانوار، قیمت طلا، روش خود همبسته با وقفه توزیع شده (ARDL)، ایران.

1- نویسنده مسئول Mjeconomist@gmail.com

2- Sabahi@um.ac.ir

مقدمه

عمدتاً، دارایی‌ها به دارایی‌های جاری مانند: وجوه نقد، ارز و سکه طلا، دارایی‌های ثابت مانند زمین، ساختمان، مسکن و وسایط نقلیه، سرمایه‌گذاری‌های بلندمدت مانند اوراق قرضه، اوراق مشارکت، سهام و سپرده‌گذاری‌های بلندمدت و دارایی‌های نامشهود مانند حق اختراع و سرقفلی طبقه‌بندی می‌شود. با توجه به مفهوم منافع آتی اقتصادی می‌توان ارز، سکه طلا، سهام و مسکن را به‌عنوان دارایی در این مطالعه انتخاب کرده، و به بررسی و شناسایی عوامل تأثیرگذار بر این دارایی پرداخت تا میزان اثرگذاری عوامل بر هریک از این دارایی‌ها مشخص شود.

دارایی‌های عمده‌ای که خانوارهای ایرانی در سبد خود نگه می‌دارند عبارت‌اند از انواع سکه و طلا (که در سال‌های اخیر بیشتر به شکل انواع سکه بوده است)، انواع ارز (عمدتاً دلار آمریکا و یورو)، سهام و مسکن. در فرهنگ خانوار ایرانی، طلا همیشه به‌عنوان یک پشتوانه مالی خوب به شمار می‌آمده است. دلیل این امر را می‌توان به قابلیت نقدشوندگی بالای طلا و ارزش ذاتی آن مرتبط دانست. از طرفی دیگر دولت‌ها همواره یکی از مهم‌ترین بخش‌های مؤثر در رسیدن به رشد اقتصادی را بخش پولی می‌دانند، ترتیبی که مقامات پولی کشورها با اتخاذ سیاست‌های مناسب پولی می‌توانند گام‌های مؤثری برای دست یابی به این مهم بردارند.

به‌طورکلی، بسیاری از اقتصاددانان بر این دیدگاه که سیاست‌های پولی در کوتاه‌مدت بر تولید و تورم مؤثر هستند، توافق نظر دارند؛ ولی، اختلاف نظر آن‌ها بر سر کانال‌های اثرگذاری سیاست پولی و اهمیت آن‌ها نسبت به یکدیگر است. سیاست پولی از راه کانال‌های مختلفی ازجمله کانال نرخ بهره، کانال نرخ ارز، کانال قیمت دارایی‌ها و کانال اعتباری بر سطح تولید ناخالص داخلی و تورم تأثیر می‌گذارند. همچنین دولت‌ها همواره تلاش می‌کنند تا با مدیریت برنامه‌ریزی و سیاست‌گذاری راه‌حل‌هایی برای مدیریت قیمت این دارایی‌ها که از اقلام مهم و اساسی در سبد دارایی‌های خانوار می‌باشد، پیدا کنند.

بنابراین انجام این تحقیق برای دولت‌مردان، متولیان امور، سرمایه‌گذاران و همچنین مردم می‌تواند دارای اهمیت می‌باشد. این مقاله با استفاده از داده‌های سری زمانی فصلی و طی بازه زمانی سال‌های 1370-1389و با استفاده از روش اقتصادسنجی خود همبسته با وقفه توزیع شده (ARDL) انجام شده است. شایان توجه است که این مقاله در 5 بخش سازماندهی شده است؛ قسمت اول که

به مقدمه و بیان موضوع اختصاص پیدا کرد قسمت‌های بعدی نیز به ترتیب به پیشینه تحقیق، مبانی نظری، معرفی مدل، توضیح روش برآورد، تخمین و آزمون فرضیات و در پایان به بیان خلاصه و نتیجه گری موضوع اختصاص پیدا می‌کند.

پیشینه تحقیق

فرزین وش و محسنی زنوزی (Farzinvash & Mohseni Zenozi,2009) در مطالعه‌ای به بررسی نقش قیمت دارایی‌ها در مکانیسم انتقال پولی ایران پرداخته‌اند. این مطالعه با استفاده از یک الگوی ساختاری خود رگرسیون برداری[1] (SVAR) و داده‌های فصلی طی دوره زمانی سال‌های 1367 تا 1385 انجام شده است. نتایج حاصل از مطالعه این نویسندگان بیانگر آن است که شوک سیاست پولی انبساطی از طریق شوک نقدینگی اثر معنی‌دار و پایداری بر قیمت سهام و قیمت مسکن و نرخ ارز دارد؛ اما تغییرات قیمت سکه طلا بیشتر از تغییرات ارزش دلار (قیمت جهانی طلا به دلار) تأثیر می‌پذیرد. قیمت سهام کمترین نقش را در توضیح نوسانات تولید به خود اختصاص می‌دهد. قیمت سایر دارایی‌ها (قیمت مسکن، قیمت سکه طلا و نرخ ارز) حدود 20 درصد تغییرات تولید ناخالص داخلی را توضیح می‌دهد. لذا قیمت این دارایی‌ها، واسطه مهم انتقال شوک‌های پولی به نوسانات تولید ناخالص داخلی می‌باشد و از لحاظ اهمیت در انتقال سیاست‌های پولی به تولید ناخالص داخلی، نرخ ارز دارای بیشترین نقش و قیمت مسکن، قیمت سکه طلا به ترتیب دارایی نقش کمتری می‌باشد.

گرلاک (Gerlach,2002) در مطالعه‌ای به بررسی رابطه بین وام‌های بانکی و قیمت دارائی‌ها در هنگ‌کنگ پرداخته است. این مطالعه با استفاده از داده‌های فصلی و طی دوره زمانی 1982:Q2 تا 1998:Q4 و مدل همجمعی جوهانسون[2] و رگرسیون بازگشتی[3] انجام شده است. نتایج حاصل از مطالعه گرلاک حاکی از آن است که جهت تأثیر قیمت املاک از سمت وام‌های بانکی نسبت به چیزهای دیگر بیشتر است. هافمن (Hofman,2003) به بررسی رابطه بین وام‌های بانکی و قیمت

1- Structure-VAR
2- Johansen Technique
3- Recursive

دارایی‌ها پرداخته است. نتایج حاصل از این مطالعه بیانگر آن است همواره یک رابطه دوطرفه بین قیمت مسکن و وام‌های بانکی وجود دارد و این به صورتی است که با تغییرات میزان وام‌های بانکی، قیمت دارایی‌ها نیز تغییر می‌کند.

گرلاک و پنگ (Gerlach & Peng, 2005) به بررسی ارتباط میان قیمت دارایی‌ها و وام‌های بانکی در هنگ‌کنگ پرداخته‌اند. این مطالعه با استفاده از داده‌های فصلی و طی دوره زمانی سال‌های 1982 تا 2001 روش ساختاری خود رگرسیون برداری (SVAR) انجام شده است. در پایان نویسندگان به این نتایج دست می‌یابند که، از قیمت دارایی‌ها به وام‌های بانکی یک رابطه یک طرفه وجود دارد و این در حالی است که از وام‌های بانکی به قیمت دارایی‌ها رابطه‌ای وجود ندارد. همچنین رابطه بین نرخ بهره بانکی و قیمت دارایی‌ها به صورت منفی می‌باشد.

مبانی نظری تحقیق

طلا در کنار نفت، ازجمله محصولات استراتژیک در بازارهای بین‌المللی محسوب می‌شود. در این میان طلا با توجه به ارزش ذاتی، فسادناپذیری، برخورداری از مقبولیت عامه، قدرت نقدشوندگی و هزینه نگهداری پایین از اهمیت بالایی برخوردار است تا جایی که طلا پیشرفته‌ترین پول کالایی در جوامع مختلف بوده و یکی از پشتوانه‌های اصلی همه ارزهاست. دراین‌ارتباط کشورها هنگام رکود اقتصادی به استفاده از سیاست‌های پولی و مالی انبساطی جهت دستیابی به تثبیت از رکود اقتصادی متوسل می‌شوند، این سیاست‌ها علاوه بر تأثیرگذاری بر بخش‌های حقیقی اقتصاد، بر ارزش پول کشور در مقابل سایر ارزها نیز تأثیر می‌گذارد و برای همین است که می‌توان گفت با اتخاذ این‌گونه سیاست‌ها که بر تغییرات ارزش پول کشورها تأثیر می‌گذارد بر قیمت طلا و نفت نیز تأثیرگذار است. قیمت طلا نیز مانند هر کالای دیگری تحت تأثیر نیروهای عرضه و تقاضا در بازار است. لیکن با توجه به اینکه طلا یک کالای بسیار حساس و استراتژیک است، عوامل زیادی بر میزان عرضه و تقاضا و بالطبع قیمت آن تأثیر می‌گذارد. مهم‌ترین عوامل اثرگذار (علاوه بر عوامل دخیل در بهای تمام‌شده تولید)، شامل تغییرات ارزش دلار و ذخایر ارزی، تغییرات نرخ بهره بانکی، تورم جهانی، تغییرات قیمت جهانی نفت است. در قسمت زیر به‌طور جداگانه به توضیح هر مورد پرداخته می‌شود:

1. ارزش دلار: با توجه به اینکه قیمت‌گذاری طلا در بازارهای جهانی بر مبنای ارز جهانی یعنی دلار صورت می‌پذیرد، تغییرات ارزش دلار مهم‌ترین عامل تأثیرگذار بر قیمت طلا است. در حال حاضر، با توجه به تأثیرگذاری قابل‌توجه اقتصاد آمریکا بر اقتصاد جهانی، کاهش ارزش پول این کشور به معنی تضعیف اقتصاد جهانی است. در نتیجه ارزش طلا به‌عنوان وسیله حفظ ارزش بر حسب تمام ارزها افزایش می‌یابد. همچنین، کاهش ارزش دلار باعث کاهش ارزش دارایی‌های دلاری می‌شود، لذا برای حفظ ارزش دارایی‌ها باید به دنبال جایگزینی مناسب مانند طلا بود.

به نظر اکثر کارشناسان مهم‌ترین عامل افزایش ارزش طلا کاهش ارزش دلار است که عوامل اثرگذار دیگر نیز از این عامل تأثیر می‌پذیرند. هنگامی که ارزش دلار کاهش پیدا می‌کند، مقدار زیادی پول از بازار خریدوفروش ارز وارد بازارهای کالاهایی می‌شود که در بورس معامله می‌شوند. در چنین شرایطی، در بازار طلا نیز، پول‌های بسیار زیادی وارد می‌شود. از سویی دیگر تنزل ارزش دلار به کاهش ذخیره ارزی بانک مرکزی کشورهای مختلف منجر می‌شود و آن‌ها برای جبران این مسئله به دنبال افزایش ذخیره طلای خود می‌افتند که به رشد چرخش پول در بازار طلا و افزایش قیمت آن می‌انجامد؛ بنابراین هم بانک‌های مرکزی و هم سرمایه‌گذاران در جهت جلوگیری از کاهش دارایی‌های خود طلا را بهترین گزینه برای جایگزین نمودن دلار می‌دانند.

2. نرخ بهره بانکی: نرخ بهره بانکی در واقع بیانگر میزان سود بدون ریسک قابل پرداخت به سپرده‌های بانکی افراد است. در شرایط کنونی اکثر کشورها بخصوص ایالات‌متحده و ژاپن و برخی کشورهای اروپایی برای باقی ماندن در کورس رقابت جهانی و تلاش در جهت بهبود اقتصادی، نرخ بهره خود را در حد صفر نگه داشته‌اند، لذا در این شرایط تمایل افراد به سپرده‌گذاری کاهش یافته و در مقابل تمایل به خرید و نگهداری طلا که از ثبات قیمتی مناسبی برخوردار است، افزایش یافته است. این کاهش نرخ به‌خصوص در آمریکا که ارز آن به‌عنوان ارز جهانی مطرح است به‌شدت قیمت طلا را حمایت خواهد کرد.

3. تورم: مقایسه روند تاریخی قیمت طلا و تورم جهانی (شامل قیمت نفت)، نشان‌دهنده وجود ارتباط مستقیم میان این دو است. باید گفت که نفت و طلا هر دو از کالاهای کمیاب و استراتژیک محسوب می‌شوند و رابطه نزدیکی با تورم جهانی دارند.

4. قیمت نفت: ارتباط تنگاتنگی میان نفت و طلا وجود دارد؛ زیرا هر دو کالاهای

استراتژیکی هستند که با تحولات اقتصادی دچار تأثیر می‌شوند. از طرفی طلا و نفت هردو کالاهایی تجدید ناپذیر هستند که در واقع عرضه‌شان محدود به مقدار موجودشان در طبیعت است، در مقابل طلا همچون پول دارای ویژگی ذخیره ارزش است و از نقدپذیری بالایی برخوردار است و افراد به‌عنوان ذخیره یا سرمایه از آن بهره می‌جویند.

زمانی که قیمت نفت افزایش می‌یابد، به دلار بیشتری برای چرخاندن گردونه تجارت نفت نیاز خواهد بود. آمریکا این افزایش قیمت را با چاپ دلار تأمین مالی می‌کند. افزایش حجم دلار و عرضه آن در بازار بین‌المللی موجب کاهش ارزش و قدرت خرید دلار می‌گردد، مجموعه عوامل مذکور سبب می‌گردد که دولت‌ها به سمت دارایی‌هایی ازجمله طلا گرایش داشته باشند، برای اینکه طلا از خاصیت حفظ ارزش برخوردار است و می‌توانند افراد با ذخیره آن نسبت به نگهداری دلاری که ارزشش در حال پایین آمدن است، از ریسک کمتری برخوردار باشند و نهایتاً قیمت طلا افزایش یابد.

4. معرفی مدل

یک مدل هیچ‌گاه قادر به توصیف دقیق واقعیت (آن‌طور که هست) نیست. برای توصیف واقعیت نباید مدل پیچیده‌ای ارائه شود که فاقد ارزش علمی باشد. ساده‌سازی و تجزیه‌وتحلیل در هر مدل برای دستیابی به نتایج منطقی امری ضروری است.

قیمت طلا نیز مانند هر کالای دیگری تحت تأثیر نیروهای عرضه و تقاضا در بازار است. لیکن با توجه به اینکه طلا یک کالای بسیار حساس و استراتژیک است، عوامل زیادی بر میزان عرضه و تقاضا و بالطبع قیمت آن تأثیر می‌گذارد؛ بنابراین با توجه به توضیحات بالا خواهیم داشت:

$$LPG = \beta_1 LOIL + \beta_2 LSR + \beta_3 LER + \beta_4 CPI + \beta_5 LPGW + C \quad (1)$$

که در آن:

LPG: لگاریتم قیمت طلا، $LOIL$: لگاریتم قیمت نفت، LSR: لگاریتم نرخ بهره، LER: لگاریتم نرخ ارز

$LCPI$: لگاریتم شاخص قیمت‌ها و $LPGW$: لگاریتم قیمت جهانی طلا می‌باشد. شایان توجه است که داده‌های مورد استفاده به صورت فصلی از سری زمانی بانک مرکزی، نمادگرهای

اقتصادی برای دوره زمانی (1389-1370) استخراج شده است.

5. روش اقتصادسنجی و ارائه الگوی خود توضیحی با وقفه‌های گسترده (ARDL)

استفاده از روش‌های سنتی اقتصادسنجی برای مطالعات تجربی، مبتنی بر فرض ساکن پذیری متغیرها است؛ اما بررسی‌های انجام یافته در این زمینه، نشان می‌دهد که در مورد بسیاری از سری‌های زمانی، این فرض نادرست است و اغلب این متغیرها غیر ساکن هستند. این مساله ممکن است سبب بروز رگرسیون جعلی شده و اعتماد نسبت به ضرایب برآورد شده را از بین ببرد؛ بنابراین، طبق نظریه همجمعی در اقتصادسنجی مدرن، ضروری است از روش‌هایی در برآورد هنگام استفاده از سری‌های زمانی، استفاده شود که به مساله ساکن پذیری و همجمعی توجه داشته باشند.

در روش انگل - گرنجر، برآوردهای حاصل، در نمونه‌های با حجم کوچک، به دلیل در نظر نگرفتن واکنش‌های پویای کوتاه‌مدت موجود بین متغیرها، تورش‌دار است. از سویی توزیع حدی برآوردگرهای حداقل مربعات غیرنرمال است، بنابراین انجام آزمون فرضیه با استفاده از آماره‌های معمول بی اعتبار است. همچنین روش انگل– گرنجر بر پیش فرض وجود یک بردار همجمعی استوار است و تحت شرایطی که بیش از یک بردار همجمعی وجود داشته باشد، استفاده از این روش منجر به عدم کارایی خواهد شد (Pesaran & Smith,1998). برای برطرف کردن این اشکالات، جوهانسون (1989) و یوهانسون - یوسیلیوس (Johansen & Juselius,1990) روش برآورد حداکثر راست نمایی[1] را برای آزمون همجمعی و استخراج بردارهای همجمعی پیشنهاد می‌کنند.

روش همجمعی یوهانسون - یوسیلیوس نیز، به دلیل اینکه ممکن است همه متغیرهای مدل دارای درجه ساکن پذیری یکسان نباشند، نمی‌تواند مفید باشد (زراءنژاد و سعادت مهر (Zarra nezhad & Saadat Mehr, 2007). در روش ARDL برای هر یک از متغیرها با استفاده از معیارهایی مانند شوارتز - بیزین، آکائیک و حنان کوئین، وقفه‌های بهینه انتخاب می‌شود (پهلوانی و

1- Maximum likelihood ratio

دهمرده (Pahlavani & Dahmardeh, 2007)). این روش روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیر وابسته و سایر متغیرهای توضیحی الگو را به‌طور همزمان تخمین می‌زند. در استفاده از این رهیافت به یکسان بودن درجه همجمعی متغیرها - که در روش انگل - گرنجر ضروری است - نیازی نیست. متدلوژی ARDL در حالتی که متغیرها ترکیبی از متغیرهای I(1) و I(0) باشند، بازهم قابل کاربرد است.

به‌طورکلی الگوی پویا، الگویی است که در آن وقفه‌های متغیرها، همانند رابطه (2) وارد شوند.

$$Y_t = aX_t + bX_{t-1} + cY_{t-1} + u_t \qquad (2)$$

برای کاهش تورش مربوط به برآورد ضرایب الگو در نمونه‌های کوچک، بهتر است تا حد امکان از الگویی استفاده خود که تعداد وقفه‌های زیادی برای متغیرها، همانند رابطه (3) در نظر بگیرد.

$$\phi(L,P)Y_t = \sum_{i=1}^{k} b_i(L,q_i)X_{it} + c'w_t + u_t \qquad (3)$$

در روابط بالا Y_t متغیر وابسته و X_{it} متغیرهای مستقل هستند. جمله L عملگر وقفه و w_t برداری S×1 است که نمایانگر متغیرهای از پیش تعیین شده در مدل شامل عرض از مبدأ، متغیرهای مجازی، روند زمانی و سایر متغیرهای برون‌زا است. P تعداد وقفه‌های به کار رفته برای متغیر وابسته و q تعداد وقفه‌های مورد استفاده برای متغیرهای مستقل (X_{it}) می‌باشد. الگوی فوق یک الگوی خود توضیحی با وقفه‌های توزیعی (ARDL) نام دارد، که در آن:

$$\phi(L,P) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - .... - \phi_p L^p \qquad (4)$$

$$b_i(L,q_i) = b_{i0} + b_{i1}L + ... + b_{iq}L^q \qquad i=1,2,\ldots,k \qquad (5)$$

تعداد وقفه‌های بهینه برای هریک از متغیرهای توضیحی را می‌توان با کمک یکی از ضوابط آکائیک[1] (AIC)، شوارتز - بیزین[2] (SBC)، حنان - کوئین[3] (HQC) و یا ضریب تعیین تعدیل شده[4]

1- Akaike Criter
2- Schwarz Criter
3- Hannan-Quinn Criter
4- R-Bar Squared

تعیین کرد. معمولاً در نمونه‌های کمتر از 100، از معیار شوارتز- بیزین استفاده می‌شود، تا درجه آزادی زیادی از بین نرود. این معیار در تعیین وقفه‌ها صرفه‌جویی می‌نماید و در نتیجه، تخمین از درجه آزادی بیشتری برخوردار خواهد بود (Pesaran & Pesaran,1996). برای محاسبه ضرایب بلندمدت مدل، از همان مدل پویا استفاده می‌شود. ضرایب بلندمدت مربوط به متغیرهای X از این رابطه به دست می‌آیند:

$$\theta_i = \frac{\hat{b}_i(L,q_i)}{1-\hat{\phi}(L,p)} = \frac{\hat{b}_{i0}+\hat{b}_{i1}+...+\hat{b}_{iq}}{1-\hat{\phi}_1-\hat{\phi}_2-...-\hat{\phi}_p}, i=1,2,...,k \qquad (6)$$

از رابطه (6)، مقدار آماره t مربوط به ضریب محاسبه شده بلندمدت نیز قابل محاسبه است. ایندر (1993)[1] نشان می‌دهد که آماره‌های t از این نوع، دارای توزیع نرمال حدی معمول هستند و آزمون t بر اساس کمیت‌های بحرانی معمول از توان خوبی برخوردار است؛ بنابراین به کمک θ_i می‌توان آزمون‌های معتبری را در مورد وجود رابطه بلندمدت انجام داد. در روش ARDL برای تخمین رابطه بلندمدت می‌توان از روش دو مرحله‌ای به نحو زیر استفاده کرد. در مرحله اول وجود ارتباط بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی آزمون می‌شود (Pesaran et al., 2001). در این مرحله، برای بررسی اینکه رابطه بلندمدت حاصل از این روش، کاذب نیست، دو راه وجود دارد:

در روش اول پس از تخمین مدل پویای ARDL، فرضیه زیر مورد آزمون قرار می‌گیرد:

$$H_0 : \sum_{i=1}^{p} \phi_i - 1 \geq 0$$

$$H_a : \sum_{i=1}^{p} \phi_i - 1 \prec 0 \qquad (7)$$

فرضیه صفر بیانگر عدم وجود همجمعی یا رابطه بلندمدت است. برای انجام آزمون مورد نظر که توسط بنرجی و همکاران (Banerjee et al.,1993) ارائه شده است، باید عدد یک از مجموع ضرایب با وقفه متغیر وابسته کسر و بر مجموع انحراف معیار ضرایب مذکور تقسیم شود که آماره آزمون از نوع آماره t حاصل می‌شود.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Inder

$$t = \frac{\sum_{i=1}^{p} \hat{\phi}_i - 1}{\sum_{i=1}^{p} S_{\hat{\phi}_i}} \qquad (8)$$

اگر قدرمطلق آماره t به دست آمده از قدرمطلق مقادیر بحرانی ارائه شده توسط بنرجی، دولادو و مستر در سطح اطمینان 95% بزرگ‌تر باشد، فرضیه صفر مبنی بر عدم وجود همجمعی رد شده و وجود رابطه بلندمدت پذیرفته می‌شود.

روش دوم که توسط پسران و شین (1996) ارائه شده است، وجود رابطه بلندمدت بین متغیرهای تحت بررسی به‌وسیله محاسبه آماره F برای آزمون معنی‌داری سطوح باوقفه متغیرها در فرم تصحیح خطا مورد بررسی قرار می‌گیرد.

6. تخمین مدل

استفاده از روش‌های معمول اقتصادسنجی در کارهای تجربی مبتنی بر فروض ساکن‌پذیری متغیرهای مورد مطالعه می‌باشد. از طرف دیگر اکثر سری‌های زمانی اقتصاد کلان ساکن‌پذیر نمی‌باشند؛ و استفاده از سری زمانی ناایستا در یک معادله اقتصادی با استفاده از روش‌های کلاسیک (سنتی) ممکن است به نتایج جعلی منجر گردد. ازاین‌رو قبل از استفاده از متغیرهای سری زمانی لازم است نسبت به ساکن‌پذیری و ساکن ناپذیری آن اطمینان حاصل کرد. برای اطمینان از ساکن‌پذیری و ساکن‌ناپذیری متغیرهای سری زمانی مورد استفاده در مدل از آزمون‌های دیکی فولر تعمیم یافته استفاده می‌شود.

جدول (1) نشان‌دهنده نتایج آزمون دیکی فولر تعمیم یافته برای متغیرهای مورد نظر می‌باشد.

بنابراین در مرحله بعد آزمون ساکن‌پذیری بر روی تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که در سطح ساکن نبوده‌اند، صورت گرفته است. نتایج در جدول (2) آمده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود، در تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که در سطح ساکن نبوده‌اند قدرمطلق آماره ADFمحاسباتی از قدرمطلق ADF جدول در سطح 5 درصد بزرگ‌تر است و در نتیجه فرضیه صفر یعنی وجود ریشه واحد در تفاضل مرتبه اول متغیرهایی که در سطح ساکن نبوده‌اند رد می‌شود و متغیرها در تفاضل مرتبه اول ساکن هستند.

جدول (1): نتایج آزمون ساکن‌پذیری برای سطح متغیرها

متغیر	نتایج آزمون ساکن‌پذیری در سطح با عرض از مبدأ و بدون روند زمانی		نتایج آزمون ساکن‌پذیری در سطح با عرض از مبدأ و روند زمانی		نتیجه
	آماره آزمون	مقدار (ارزش) بحرانی	آماره آزمون	مقدار (ارزش) بحرانی	
LOIL	0,64	-2,9	-0,4	-3,47	غیرساکن
LSR	-2,86	-2,9	-3,03	-3,47	غیرساکن
LPG	-3,17	-2,9	-5,53	-3,47	ساکن
LER	-3,09	-2,9	-6,54	-3,47	ساکن
LCPI	-5,54	-2,9	-3,62	-3,47	ساکن
LPGW	-4,35	-2,9	-3,78	-3,47	ساکن

منبع: یافته‌های تحقیق

جدول (2): نتایج آزمون ساکن پذیری متغیرها در تفاضل مرتبه اول

عوامل جبری	متغیر	ADFمحاسباتی	ADFجدول	نتیجه آزمون
عرض از مبدأ	DLOIL	-5,47	-2/90	
عرض از مبدأ و روند		-5,50	-3/47	ساکن
عرض از مبدأ	DLSR	-8/5	-2/90	
عرض از مبدأ و روند		-/528	-3/47	ساکن

مأخذ: یافته‌های تحقیق

با توجه به نتایج حاصل از آزمون ساکن‌پذیری، چون متغیرهای مورد استفاده، همگی ساکن‌پذیر I(0) نیستند، روش مورد استفاده با توجه به مباحث گفته شده در قسمت مبانی نظری از الگوی خود همبسته با وقفه توزیع شده (ARDL) استفاده می‌شود. معمولاً در داده‌های سالانه، وقفه را یک یا دو و برای داده‌های با فراوانی بیشتر (مثل داده‌های فصلی و ماهانه) طول وقفه را می‌توان بیشتر وارد کرد، که این انتخاب با تشخیص محقق انجام می‌شود (Pesaran & Pesaran,1996) . پس از انتخاب حداکثر وقفه، با انتخاب معیار شوارتز - بیزین[1] از بین معیارهایی مانند آکاییک، حنان - کوئین و ضریب تعیین تعدیل شده، وقفه‌های بهینه تعیین می‌شود. معمولاً در نمونه‌های کمتر از 100، از معیار شوارتز - بیزین استفاده می‌شود، تا درجه آزادی زیادی از دست نرود.

1- Schwarz Bayesian Criterion (SBC)

تخمین کوتاه‌مدت مدل

مدل مورد نظر با استفاده از نرم‌افزار Microfit 4.1 تخمین می‌شود. با واردکردن داده‌های فصلی مربوط به ایران از سال1370 تا 1389هجری شمسی، مقدار آماره شوارتز- بیزین برای وقفه‌های 1و2و3، به صورت جدول (3) زیر به دست می‌آید.

جدول (3): مقدار آماره شوارتز - بیزین

وقفه	1	2	3
آماره شوارتز –بیزین	70/0761	73/8309	72/713

مآخذ: یافته‌های تحقیق

بنابراین حداکثر وقفه‌های مدل را اگر مساوی 2 قرار دهیم، خلاصه نتایج این مدل در جدول (4) به‌صورت زیر نشان داده می‌شود:

جدول (4): نتایج ضرایب کوتاه‌مدت(2,0,0,2,0)ARDL

نام متغیرها	ضرایب	انحراف معیار	آماره T	سطح معناداری
LPG(-1)	0/348	0/115	3/01	0/004
LPG(-2)	0/162	0/117	1/388	0/040
LOIL	-0/801	0/206	-3/876	0/000
LSR	-0/204	0/801	-0/254	0/000
LER	-0/57	0/658	-0/356	0/003
LCPI	1/44	2/032	0/711	0/029
LCPI(-1)	1/28	2/839	0/979	0/031
LCPI(-2)	0/908	1/979	2/075	0/042
LPGW	0/065	0/083	0/777	0/039
C	3/139	2/2951	1/367	0/176

مآخذ: یافته‌های تحقیق

مدل مورد نظر به‌صورت زیر می‌باشد:

(9)

$$LPG = ۳.۱۳۹ + ۰.۳۴۸LPG(-۱) + ۰.۱۶۲LPG(-۲) - ۰.۸۰۱LOIL ۰.۲۰۴LSR - ۰.۵۸LER + ۱.۴۴LCPI + ۱.۲۸LCPI(-۱) + ۰.۹۰۸LCPI(-۲) + ۰.۰۶۵LPGW$$

الف- ضریب $LPG(-۱)$ یعنی β_1 دارای علامت مثبت بوده و از نظر تحلیل آماری معنادار

می‌باشد؛ یعنی شاخص قیمت طلا در دوره قبل، باعث افزایش قیمت طلا در این دوره می‌شود.

ب- ضریب LPG(−۲) نیز دارای علامت مثبت بوده و از نظر تحلیل آماری معنادار می‌باشد؛ یعنی شاخص قیمت طلا در دو دوره قبل، باعث افزایش قیمت طلا در این دوره می‌شود.

ج- ضریب LOIL یعنی β_3 از نظر آماری نیز معنادار بوده به‌طوری‌که تأثیر منفی قیمت نفت را بر قیمت طلا نشان می‌دهد.

د- مشاهده می‌کنیم، ضریب LSR یعنی، β_4 منفی بوده و از دیدگاه آماری معنادار است. این معناداری نشان‌دهنده این است که نرخ سود بانکی تأثیری منفی بر قیمت طلا می‌گذارد.

ه- ضریب LER نیز دارای علامت منفی بوده و از نظر تحلیل آماری معنادار می‌باشد؛ یعنی افزایش نرخ ارز (افزایش قیمت دلار) باعث کاهش قیمت طلا می‌شود.

و- ضریب LCPI، LCPI(−۱) و LCPI(−۲)نیز دارای علامت مثبت بوده و از نظر تحلیل آماری معنادار می‌باشد؛ یعنی شاخص قیمت‌ها (نرخ تورم) کنونی، یک دوره قبل ودو دوره قبل، باعث افزایش قیمت طلا در این دوره می‌شود.

ی- ضریب LPGW نیز دارای علامت مثبت بوده و از نظر تحلیل آماری معنادار می‌باشد؛ یعنی افزایش قیمت جهانی طلا باعث افزایش قیمت طلا در ایران می‌شود.

تخمین بلندمدت مدل

حال به بیان تخمین بلندمدت پرداخته می‌شود. نتایج حاصل از تخمین بلندمدت مدل در جدول (5) به‌صورت زیر ارائه شده است.

جدول (5): نتایج تخمین بلندمدت مدل ARDL(2,0,0,2,0)

متغیر	ضریب	انحراف معیار	آماره T	سطح معناداری
LOIL	-0/98	0/205	-4/783	0/000
LSR	-0/25	0/993	-0/252	0/001
LER	-0/67	0/758	-0/456	0/009
LCPI	0/14	0/330	0/442	0/039
LPGW	0/079	0/103	0/770	0/044
C	3/85	2/827	1/36	0/177

مأخذ: یافته‌های تحقیق

که مدل زیر بر اساس نتایج جدول بالا می‌توان نوشت:

$$LPG = 3.85 - 0.98LOIL - 0.25LSR - 0.67LER + 0.14CPI + 0.079LPGW \quad (10)$$

الف) علامت منفی ضریب β_1 مربوط به متغیر LOIL مدل حاکی از آن است که در بلندمدت، یک واحد تغییر در قیمت نفت باعث کاهش 0/98 واحد در قیمت طلا می‌شود.

ب) ضریب نرخ سود بانکی یعنی β_2 در بلندمدت منفی می‌باشد. در واقع هر یک واحد تغییر در این متغیر باعث کاهش 0/25 واحد در قیمت طلا می‌شود. در واقع می‌توان ادعا کرد که با افزایش نرخ سود بانکی، دارایی و ثروت مردم از سمت دیگر دارایی‌ها به سمت سیستم بانکی هدایت شده و این باعث کاهش تقاضای طلا و کاهش قیمت آن خواهد شد.

ج) ضریب نرخ ارز یعنی β_3 در بلندمدت بر قیمت طلا اثر منفی دارد. تأثیر این متغیر به صورت عکس است. به‌طوری‌که هر یک واحد افزایش در نرخ ارز، قیمت طلا را به میزان 0/67 واحد کاهش می‌دهد.

د) ضریب متغیر شاخص قیمت (تورم) یعنی β_4 در بلندمدت بر قیمت طلا اثر مثبت دارد و این تحلیل را از آن می‌کنیم که هر یک واحد تغییر در این متغیر باعث افزایش 0/14 واحد در قیمت طلا شده است.

و) علامت منفی ضریب β_1 مربوط به متغیر قیمت جهانی طلا (LPGW) حاکی از آن است که در بلندمدت، یک واحد تغییر در قیمت جهانی طلا باعث کاهش 0/079 واحد در قیمت طلا می‌شود.

تخمین الگوی تصحیح خطا

اکنون به برآورد الگوی تصحیح خطا که نشان‌دهندهٔ ارتباط کوتاه‌مدت میان متغیر وابسته و متغیرهای مستقل الگوست، پرداخته می‌شود. ضرایب مربوط به آن در جدول (6) به‌صورت زیر می‌باشد.

جدول (6): نتایج حاصل از الگوی تصحیح خطا

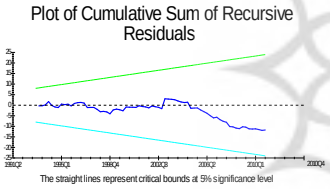
نام متغیرها	ضرایب مدل	انحراف معیار	آمار T	سطح معنادار بودن
ECM (-1)	-0/814	0/137	-5/906	0/000

منبع: یافته‌های تحقیق

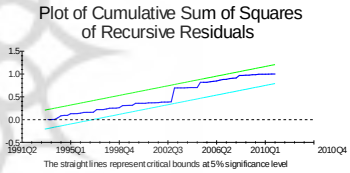
همان‌طور که مشاهده می‌شود در جدول (6) این ضریب معنادار و دارای علامت منفی یعنی 0/814- می‌باشد، بنابراین چون این ضریب (ضریب ECM)، بین صفر و منهای یک و معنادار است لذا وجود یک رابطه‌ی هم جمعی (ضریب جملهٔ تصحیح خطای ECM) برابر 0/814- برآورد شده است، نتیجه می‌گیریم که در هر دوره حدود تقریباً 81 درصد از عدم تعادل ایجاد شده در متغیر وابسته، از مقادیر تعادلی بلندمدت خود در یک دوره، در دورهٔ بعدی تعدیل شده و از بین می‌رود. به عبارتی اگر هرگونه شوک یا عدم تعادلی در توسعه مالی ایجاد شود، پس از مدتی کمتر از یک و نیم سال دوباره به تعادل بر خواهد گشت؛ بنابراین حرکت به سمت تعادل تقریباً، خوب است.

4-6. آزمون ثبات ساختاری مجموع تجمعی (CUSUM)[1] و مجموع مجذور تجمعی (CUSUMQ)[2]

نمودارهای (1) و (2) نتایج آزمون‌ها را نشان می‌دهند. این آماره‌ها در مقابل زمان رسم می‌شوند. همان‌طور که نمودارها نشان می‌دهند، آماره‌های این آزمون‌ها در داخل خطوط مستقیم قرار دارند که این خود به معنی ثبات ضرایب در سطح معنی‌داری 5 درصد هستند؛ به عبارتی نمی‌توان فرضیه صفر مبنی بر ثبات ضرایب را در سطح اطمینان 95 درصد رد کرد.



نمودار (1): آزمون CUSUM



نمودار (2): آزمون CUSUMQ

خلاصه و نتیجه‌گیری

تحولات قیمت دارایی‌ها دارای آثار معنی‌داری بر رفتار مصرفی خانوارها و تصمیمات تولیدی

1- Cumulative Sum of Recursive Residuals
2- Cumulative Sum of Squares Recursive Residuals

بنگاه‌های اقتصادی دارد. افزایش قیمت دارایی‌ها نسبت به قیمت کل به مفهوم افزایش ثروت واقعی خانوار بوده و مستقیماً وارد الگوی مصرفی آنان می‌شود. افزایش ارزش واقعی ثروت موجب تقاضای بیش‌تر خانوار برای کالاها و خدمات مصرفی شده و از این طریق تقاضای کل را افزایش می‌دهد. تغییرات در قیمت دارایی‌ها همچنین دارای آثار انبساطی بر سرمایه‌گذاری است.

با افزایش قیمت دارایی‌ها ارزش واقعی دارایی‌های فیزیکی و مالی بنگاه‌ها افزایش یافته و توان بالقوه آنان برای سودآوری بیش‌تر می‌شود. تقویت توان ترازنامه‌ای بنگاه‌ها تقاضای آنان را برای دریافت تسهیلات بیش‌تر ترغیب کرده و از این طریق بر تقاضای کل می‌افزاید. اثر تغییر قیمت دارایی‌ها بر ترازنامه بنگاه‌ها به اثر ترازنامه‌ای موسوم است؛ بنابراین، در این تحقیق از داده‌های سری زمانی فصلی، طی بازه زمانی سال‌های 1370-1389و از روش اقتصادسنجی خود همبسته با وقفه توزیع شده (ARDL) برای بررسی عوامل مؤثر بر قیمت طلا در ایران استفاده شد که نتایج حاصل از این مطالعه به صورت زیر می‌باشد:

الف) در بلندمدت، یک واحد تغییر در قیمت نفت باعث کاهش 0/98 واحد در قیمت طلا می‌شود. زمانی که قیمت نفت افزایش می‌یابد، به دلار بیشتری برای چرخاندن گردونه تجارت نفت نیاز خواهد بود. آمریکا این افزایش قیمت را با چاپ دلار تأمین مالی می‌کند. افزایش حجم دلار و عرضه آن در بازار بین‌المللی موجب کاهش ارزش و قدرت خرید دلار می‌گردد، مجموعه عوامل مذکور سبب می‌گردد که دولت‌ها به سمت دارایی‌هایی ازجمله طلا گرایش داشته باشند، برای اینکه طلا از خاصیت حفظ ارزش برخوردار است و می‌توانند افراد با ذخیره آن نسبت به نگهداری دلاری که ارزشش در حال پایین آمدن است، از ریسک کمتری برخوردار باشند و نهایتاً قیمت طلا افزایش یابد.

ب) ضریب نرخ سود بانکی در بلندمدت منفی می‌باشد. در واقع هر یک واحد تغییر در این متغیر باعث کاهش 0/25 واحد در قیمت طلا می‌شود. با کاهش نرخ بهره افراد دیگر تمایلی به سپرده‌گذاری سرمایه‌های نقدی خود ازجمله دلار ندارند؛ بنابراین با کاهش تمایل به نگهداری دلار ازآنجاکه طلا از ویژگی ثبات ارزش حتی در شرایط جنگ، بحران و تنش‌های بین‌المللی برخوردار است، افراد تمایل به خرید آن پیدا می‌کنند که خود باعث افزایش قیمت طلا می‌گردد.

ج) ضریب نرخ ارز در بلندمدت بر قیمت طلا اثر منفی دارد. تأثیر این متغیر به صورت عکس است. به‌طوری‌که هر یک واحد افزایش در نرخ ارز، قیمت طلا را به میزان 0/67 واحد کاهش

می‌دهد. تنزل ارزش دلار به کاهش ذخیره ارزی بانک مرکزی کشورهای مختلف منجر می‌شود و آن‌ها برای جبران این مسئله به دنبال افزایش ذخیره طلای خود می‌افتند که به رشد چرخش پول در بازار طلا و افزایش قیمت آن می‌انجامد.

د) ضریب متغیر شاخص قیمت (تورم) در بلندمدت بر قیمت طلا اثر مثبت دارد و به این دلیل این تحلیل را انجام می‌دهیم که هر یک واحد تغییر در این متغیر باعث افزایش 0/14 واحد در قیمت طلا شده است.

و) علامت مثبت مربوط به متغیر قیمت جهانی طلا (LPGW) حاکی از آن است که در بلندمدت، یک واحد تغییر در قیمت جهانی طلا باعث افزایش 0/079 واحد در قیمت طلا می‌شود.

References

[1] Banerjee, A., et al. (1993). Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. Advanced Texts in Econometrics. Oxford, UK: Oxford University Press.
[2] Farzin Vash, A., & Mohseni Zenozi, S.J. (2009). The Role of Asset Prices in Monetary Transmission Mechanism. Journal of Mofid, 72: 3-32. (In persian)
[3] Gerlach,S. (2002). Bank Lending and Property Prices in Hong Kong. papers.ssrn.com
[4] Gerlach, S., & Peng,W. S. (2005). Bank Lending and Property Prices in Hong Kong. Journal of Banking and Finance, 29: 461–481.
[5] Hofmann, B. (2003). Bank Lending and Property Prices: Some International Evidence. The Hong Kong Institute for Monetary Research Working Paper, 22.
[6] Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Co-Integration-with Applications to the Demand for Money. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 52:169-210.
[7] Pahlevani, M., & Dahmardeh, N. (2007). Estimating the Export and Import Demand Functions in Iran Economy with ARDL Cointegration Method. Journal of Economic Value, 4(3): 101-120. (In persian)
[8] Pesaran, M.H., & Pesaran, B. (1996). Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis. Oxford: Oxford University Press.
[9] Pesaran, M. H., & Smith, R. (1998). Structural Analysis of Co-integration VARs. Journal of Economic Surveys, 12: 471-505.
[10] Pesaran, M. H., et al., (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics, 16: 289-326.
[11] Zarra nezhad, M., & Saadat Mehr, M. (2007). Estimating Demand Function for Meat in Iran. Journal of Economic and social sciences, 7(26): 63-82. (In persian)