

طلا به عنوان پناهگاه امن برای بورس اوراق بهادار تهران: رویکرد تغییر حالت

جلال سیف‌الدینی^۱

فریدون رهنمای رودپشتی^۲

تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۳/۰۲

تاریخ دریافت: ۹۵/۱۰/۱۰

چکیده

آیا طلا ابزار سرمایه گذاری است که به عنوان پوشش ریسک، بطور متوسط، ناهم‌هنگ با سهام عمل می‌کند یا پناهگاهی امن است که تنها در شرایط بحرانی، ناهم‌هنگ با سهام رفتار می‌کند و سهامداران با تخصیص بخشی از پرتفو به آن می‌توانند تاحدی از زیان خود در زمان های سقوط بازار بکاهند. برای یافتن پاسخ این پرسش ما روابط بازده بازار سهام و بازده طلای داخلی را در بازار مالی ایران مطالعه می‌کنیم تا دریابیم آیا رابطه این دو تابع رژیم‌های خاصی از بازار است یا خیر. در تحقیق پیش رو با توجه به حجم معاملات و نقدشوندگی بالا، از داده‌های معاملات سکه طلای بهار آزادی به عنوان نماینده تغییرات قیمت طلای داخلی در ایران استفاده می‌نماییم. ما همچنین با در نظر گرفتن اثر قیمت طلای جهانی و نرخ دلار و با ارائه متدولوژی متفاوت کاستی‌های تحقیقات پیشین در این زمینه را مرتفع می‌نماییم. براساس نتایج حاصل از تحقیق مشخص می‌شود که رابطه بین بازده سهام و بازده سکه بهار آزادی تابع رژیم های خاصی نیست بلکه طلای داخلی به عنوان نوعی پوشش ریسک ضعیف در برابر تغییرات بازده بورس اوراق بهادار تهران بشمار می‌رود.

واژه‌های کلیدی: پناهگاه امن، پوشش ریسک، متنوع ساز، تغییر حالت.

۱- دکتری مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد اسلامشهر، اسلامشهر، ایران (مستول مکاتبات) jalal.seifoddini@iiu.ac.ir

۲- استاد گروه مدیریت مالی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد علوم و تحقیقات، تهران، ایران. rahnama.roodposhti@gmail.com

۱- مقدمه

کمترین ریسک را انتخاب می‌کنند و به اعتقاد توبین بین انتظار بازدهی بیشتر و ریسک بیشتر در بین انواع دارایی‌های مختلف، مبادله وجود دارد. گروبل جز اولین محققینی است که از مدل پرتفوی توسعه یافته توسط مارکویتز و توبین در حوزه حرکت سرمایه بین کشورها استفاده می‌کند (Grubel, 1968). در واقع متنوع سازی مقدمه‌ای بر حرکت سرمایه بین بازارهای مختلف با هدف حداقل کردن ریسک پرتفو بوده است و در این زمینه بازار طلا به عنوان یکی از مقاصد اصلی سرمایه در این زمینه همواره مطرح بوده است (Arouri, Lahiani, & Nguyen, 2015).

در زمینه حرکت سرمایه از بازار سهام به سمت بازار طلا در ادبیات موضوع از اصطلاح "حرکت به سوی امنیت"^۵ استفاده می‌شود (Miyazaki, Toyoshima, & Hamori, 2012) و از طلا به عنوان یک "پناه گاه امن" و یا "پوشش ریسک" یاد می‌شود. مطالعات اولیه انجام شده درباره پناهگاه امن به رفتار سرمایه‌گذاران در زمان وقوع بحران در بازار می‌پردازد که از جمله می‌توان به تحقیق آپر اشاره کرد که به آشفستگی بازار در سال ۱۹۹۸ می‌پردازد (2000). کال و ساپ (2006) و مککالی و مگکویپر (2009) نیز در این حوزه تحقیق کرده اند. در این نوع تحقیقات تنها کاپی و همکارانش (2005) بطور مشخص نقش طلا را به عنوان پوشش ریسک در برابر دلار بررسی کرده‌اند. بور و لوسی اولین بار با ارائه تعریف مشخصی از پناهگاه امن و پوشش ریسک، این موضوع را در بازارهای آمریکا، انگلستان و آلمان بررسی کردند و دریافتند که طلا بطور متوسط در نقش پوشش ریسک و در زمان‌های سقوط شدید بازار به عنوان پناهگاه امن با بازار سهام رابطه دارد. آنها البته دریافتند که خاصیت پناهگاه امن طلا تنها در کوتاه مدت صادق است (Baur & Lucey, 2010). سپس بور و مکدرموت (2010) تعریف دقیقتری از پناهگاه امن و پوشش ریسک ارائه کرده و گستره بررسی را نیز بیشتر کردند (آمریکا، انگلستان، سوئیس، روسیه، ژاپن، ایتالیا، هند، آلمان، فرانسه، چین، کانادا، برزیل و استرالیا). براساس

از زمان ارائه نظریه پرتفوی مارکویتز و توسعه آن توسط سایر محققین، سرمایه‌گذاران در بازار سهام برای پوشش ریسک‌های خود عموماً از طریق متنوع سازی به دنبال یافتن دارایی‌هایی هستند که در زمان سقوط بازار بتوانند با پناه بردن به آن‌ها زیان خود را پوشش دهند. اگر چه از دیرباز طلا با عنوان دارایی با خصیصه پناهگاه امن در بین سرمایه‌گذاران شناخته شده است، اما مطالعات کمی واقعاً بطور علمی این فرضیه را آزمون کرده اند. در پژوهش پیش رو، پس از تعریف و تمایز دقیق بین پناهگاه امن^۱، پوشش ریسک^۲ و تنوع‌بخش^۳ به آزمون این موضوع پرداخته می‌شود که آیا طلا یک نوع دارایی با ویژگی پناهگاه امن است؟ دلیل انتخاب طلا از این جهت است که عمدتاً در تحلیل‌های تجربی طلا به عنوان پناهگاه امن معرفی می‌شود. مدل مورد استفاده برای بیان رابطه سکه و بازار سهام، رویکرد مبتنی تغییر حالت^۴ است که در آن بازده‌های طلا برحسب بازده‌های سهام در رژیم‌های رونق و رکود بازار تبیین می‌شود.

۲- مبانی نظری و مروری بر پیشینه پژوهش

تحرک سرمایه ویژگی خاص بازارهای مالی جهان است و آزادسازی بازارهای مالی در راستای جهانی شدن بازار مالی باعث افزایش حرکت سرمایه در بین کشورها می‌شود (احمدیان و تقوی، ۱۳۹۰). ازدیدگاه تئوریک سه نظریه در مورد حرکت سرمایه وجود دارد که عبارتند از نظریه جریان در اواخر دهه ۱۹۵۰ و اوایل دهه ۱۹۶۰، نظریه پرتفو در اواخر دهه ۱۹۶۰ و دهه ۱۹۷۰ و نظریه رهیافت پولی در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ (طیبی، واعظ و ترکی، ۱۳۸۷). در این میان مدل پرتفوی توسعه یافته توسط مارکویتز (1952) و توبین (1958) پل ارتباطی بین مباحث مالی و مباحث اقتصاد کلان در زمینه حرکت سرمایه بوده است. مارکویتز بیان می‌کند که در انتخاب پرتفو، سرمایه‌گذاران کارترین ترکیب بازده مورد انتظار با

کننده قیمت طلای جهانی نیستند و رفتار آن‌ها بر قیمت جهانی طلا اثری ندارد. عوامل اصلی موثر بر قیمت جهانی طلا وضعیت اقتصادی و سیاست‌های پولی اقتصادهای بزرگ، و تقاضای طلا به عنوان زیورآلات در چین و هند می‌باشد (سیف‌الدینی و کامل نیا، ۱۳۹۱). تقاضای ایران تنها ۳٪ تقاضای جهانی سرمایه‌گذاری طلا از طریق سکه و شمش را تشکیل می‌دهد (World Gold Council, 2016). بنابراین، فرض تاثیر رفتار سرمایه‌گذاران بازار سرمایه ایران بر قیمت جهانی طلا غیرعقلانه بنظر می‌رسد، لذا بهتر است در این زمینه به قیمت داخلی طلا در هر کشور توجه کنیم. در این زمینه، بکمان و همکارانش (2015) در هر کشور قیمت طلای جهانی را از دلار به پول داخلی آن کشور تبدیل کردند، اما این امر کافی نیست زیرا ممکن است تغییرات قیمت طلای داخلی در اثر تغییرات نرخ ارز باشد. البته بکمان و همکارانش (2015) خود به این ایراد اعتراف می‌کنند ولی از آن چشم‌پوشی کردند. اقبال (2017) نیز قیمت طلای جهانی بر حسب دلار را با استفاده از نرخ ارز هند و پاکستان به قیمت طلای داخلی تبدیل کرد بدون اینکه اثرات تغییر نرخ ارز را در مدل خود برای بررسی رابطه طلا و بازار سهام مدنظر قرار دهد. اما در تحقیق پیش رو برای مدنظر قراردادن این امر، نرخ جهانی طلا و نرخ ارز را به عنوان دیگر عوامل موثر بر رابطه قیمت داخلی طلا در ایران در کنار بازار سهام مدنظر می‌گیریم.

در ایران صمدی و همکارانش (۱۳۹۴) به بررسی اثر نوسانات نرخ ارز، قیمت جهانی طلا و شاخص بازار سهام بر قیمت سکه پرداخته‌اند اما تفاوتی بین پناهگاه امن و پوشش ریسک قائل نشدند. البته آن‌ها به این نتیجه مهم رسیدند که نوسانات نرخ ارز و طلای جهانی بیشترین تاثیر را بر تغییرات قیمت سکه طلای داخلی ایران دارند، بویژه روابط بلندمدت آن‌ها قوی‌تر از کوتاه مدت است. بر همین اساس در مقاله پیش رو این دو عامل نیز در بررسی رابطه بین بازار سهام ایران و سکه طلا مدنظر قرار گرفته‌اند. کفاش حسینی و

تعریف آن‌ها، یک پوشش ریسک قوی (ضعیف) دارایی است که بطور متوسط با یک دارایی یا پرتفوی دیگر دارای همبستگی منفی (ناهمبسته) باشد. همچنین یک پناهگاه امن قوی (ضعیف) دارایی‌ای است که در دوره‌های زمانی خاص با یک دارایی یا پرتفوی دیگر دارای همبستگی منفی (ناهمبسته) باشد، مثلاً در دوران سقوط بازار سهام (Baur & McDermott, 2010). بور و مکدرموت (2010) پی بردند که نقش طلا به عنوان پناهگاه امن کوتاه مدت است و در نوسانات روزانه سهام دیده می‌شود و اما در بسامدهای بلندمدت‌تر^۶ نظیر هفتگی یا ماهانه چنین رابطه‌ای وجود ندارد. اقبال (2017) نیز با استفاده از متدولوژی مشابه بور و لوسی (2010) بازار پاکستان را به مجموعه بازارهایی که این موضوع در آن‌ها مورد بررسی قرار گرفته است افزود. از جمله سایر تحقیقات در این زمینه می‌توان به هود و مالیک (2013) و لوسی و لی (2015) نیز اشاره کرد. تحقیقات مذکور از مفروضات و متدولوژی تقریباً مشابهی استفاده می‌کنند و ویژگی اصلی آن‌ها این است که سطح کاهش قیمتی که به عنوان سقوط بازار تفسیر شود مستقیماً به انتخاب خود محققین تعیین شده است. لذا از این لحاظ ایراداتی بر مدل بور و لوسی (2010) و بور و مکدرموت (2010) وارد است که در بخش متدولوژی به آن پرداخته خواهد شد. بکمان و همکارانش (2015) نیز براساس همان تعاریف اما با متدولوژی انتقال رژیم آرام^۷ نقش طلا را به عنوان پوشش ریسک یا پناهگاه امن مورد بررسی قرار دادند، با اینحال به این نتیجه رسیدند که در برخی موارد انتقال رژیم به سرعت رخ می‌دهد. البته آن‌ها از داده‌های با بسامد ماهانه استفاده کردند در حالی که تحقیقات بور و لوسی (2010) بور و مکدرموت (2010) نشان می‌دهد که نوع رابطه بازار سهام و طلا در کوتاه مدت تغییر می‌کند.

بور و مکدرموت (2010)، معتقدند که اثر پناهگاه امن در بازارهای نوظهور^۸ وجود ندارد. این امر را می‌توان اینگونه تفسیر کرد که سرمایه‌گذاران در بازارهای نوظهور نظیر ایران جزء بازیگران اصلی تعیین

رستمی (۱۳۹۲، ص. ۲۴۵) براساس مدل بور و لوسی (2010) و بور و مکدرموت (2010) به این امر پرداخته‌اند، البته آن‌ها سایر عوامل موثر بر رابطه طلا و بازار سهام را در نظر نگرفتند.

۳- روش شناسی پژوهش

بور و لوسی (2010)، بور و مکدرموت (2010)، هود و ملیک (2013)، و لوسی و لی (2015) برای بررسی رابطه بین طلا و بازار سهام به تشخیص خود و براساس یک قاعده سرانگشتی، بازده بازار سهام را به چند دسته شامل ۰.۱٪، ۰.۲۵٪ و ۰.۵٪ پایین‌ترین بازده‌ها طبقه بندی کردند و بدین ترتیب بین رابطه بورس و طلا در زمانی که بازده بورس در منفی‌ترین حالت خود قرار دارد و زمان‌هایی که در دسته‌های بالاتر قرار دارد تفکیک قائل شدند و در مجموع تفسیر کردند که اگر در زمانی که بازده بورس در منفی‌ترین حالت خود قرار دارد رابطه این دو منفی باشد ولی در زمان‌هایی که بازده بورس بیشتر است رابطه بین این دو متفاوت باشد می‌توان گفت که طلا پناهگاه امن قوی برای بازار سهام است. اما استفاده از یک قاعده مشترک برای بازارهای کشورهای مختلف با ویژگی‌های ساختاری متفاوت نمی‌تواند مناسب باشد و استفاده از قاعده‌های سرانگشتی می‌تواند منجر به رسیدن به نتایج نادرست شود. لذا در پژوهش پیش رو از مدل‌هایی استفاده می‌کنیم که امکان تشخیص وجود رژیم‌های مختلف واقعاً در عمل براساس خود داده‌های مورد بررسی وجود داشته باشد. این دسته از مدل‌ها به مدل‌های رژیم سوئچینگ شناخته می‌شوند که روابط بین متغیرها را در رژیم‌های مختلف برآورد می‌کنند. در این مدل‌ها روابط بین متغیرها غیرخطی است و مزیت این مدل‌ها در انعطاف پذیری آن است که امکان در نظر گرفتن تغییرات واریانس بین رژیم‌ها را همراه با تغییر میانگین فراهم می‌آورد (سوری، ۱۳۹۲). دو دسته اصلی مدل‌های تغییر حالت شامل مدل مارکوف^۹ و مدل آستانه^{۱۰} هستند. مدل تغییر حالت مارکوف در مواردی مفید است که عامل ایجاد تغییر رژیم غیرقابل

مشاهده باشد. اما در مدل‌های رگرسیون آستانه (TR)^{۱۱} فرض می‌شود که متغیر تعیین کننده رژیم معلوم و قابل مشاهده است (Gonzalo & Pitarakis, 2013). در این تحقیق از آنجا که مقدار متغیر تعیین کننده رژیم برای ما مهم است تا بدانیم در شرایط منفی بودن بازار تغییر رژیم رخ داده است یا خیر از مدل TR استفاده می‌نماییم. از مزایای مدل TR این است که می‌توان بدون استفاده از قاعده سرانگشتی، تعداد رژیم‌های موجود در رابطه را بگونه‌ای تعیین کرد که F-Statistics رگرسیون حداکثر شود در نتیجه وجود یا عدم وجود رژیم براساس خود داده‌ها مشخص خواهد. همچنین شواهد بسیار کمی از رابطه علی از سمت طلا به سمت بازار سهام وجود دارد، مگر آن بازارهایی که بر سهام شرکت‌های استخراج طلا متمرکزند (Davidson, Faff, & Hillier, 2003). سامنر و همکارانش به این نتیجه رسیدند که سرایت تلاطم‌ها و بازده بازار طلا به بازار سهام بسیار ضعیف است (Sumner, Johnson, & Soenen, 2010). میازاکی و هاموری نیز به نتیجه مشابهی دست یافتند (Miyazaki & Hamori., 2013).

بدین ترتیب مدل نهایی به شرح زیر خواهد بود. البته با توجه به نوع داده‌ها و آزمون‌های مناسب، امکان تعدیل آن وجود دارد که توضیحات آن در بخش بعدی ارائه خواهد شد و می‌توان مدل را از حالت ایستا به حالت پویا تبدیل نمود. اکنون، به عنوان مدل اولیه، اگر متغیر آستانه را بازده بورس MR_t در نظر بگیریم که دارای $j=0, 1, \dots, m$ رژیم باشد رابطه زیر را خواهیم داشت:

(۱)

$$GC_t = c + \alpha_1 GO_t + \alpha_2 USD_t + \beta_j MR_t + \varepsilon_t$$

که در آن:

GC_t : بازده سکه طلا

GO_t : بازده اونس طلای جهانی

USD_t : نرخ تغییرات دلار به ریال

α_i : ضرایب متغیرهایی که رابطه آن‌ها در رژیم‌های مختلف تغییر نمی‌کنند

باید مقادیر α_i و β_j را در مدل بالا برآورد کنیم، با این حال اعمال دستی رژیم‌ها به مدل ممکن است این خطا را ایجاد کند که واقعاً در عمل رژیم‌های واقعی متفاوت از آنچه که محقق براساس نظر شخصی خود به مدل وارد کرده است باشد، و یا اینکه روابط متغیرها اصلاً دارای چند رژیم نباشد؛ لذا می‌بایست در مدل بالا تعداد رژیم‌ها و مقادیر γ متعاقب آن‌ها را نیز مجهول در نظر بگیریم، بدین ترتیب رابطه زیر را خواهیم داشت:

(۴)

$$GC_t = c + \alpha_1 GO_t + \alpha_2 USD_t + \sum_{j=1}^m L_j(MR_t, \gamma_j) \beta_j MR_t + \varepsilon_t$$

که در آن باید مقادیر γ_j ، α_i و β_j را در برآورد کنیم. یک روش مرسوم برای اینکار استفاده از حداقل مربعات غیرخطی می‌باشد. لذا اگر تابع هدف جمع مجذور زیر را تعریف کنیم:

(۵)

$$S(\beta, \alpha, \gamma) = \sum_{t=1}^T \left(GC_t - c - \alpha_1 GO_t - \alpha_2 USD_t - \sum_{j=1}^m L_j(MR_t, \gamma_j) \beta_j MR_t - \varepsilon_t \right)^2$$

می‌توانیم با حداقل کردن آن با توجه به داده‌های نمونه در دوره زمانی $(t=1, \dots, T)$ به رابطه مدنظر در رژیم‌های مختلف دست پیدا کنیم. اکنون برای تعیین رژیم‌ها با توجه به خود داده‌های مدل، می‌توان از سه روش استفاده کرد: در روش اول که برآورد فرآگیر^{۱۲} نام دارد SSR^{۱۳} برای تمامی مجموعه آستانه‌های ممکن بایکدیگر مقایسه می‌شوند و حالتی انتخاب می‌شود که براساس آن، معادله (۴) دارای کمترین SSR ممکن باشد یعنی تابع $S(\beta, \alpha, \gamma)$ حداقل شود. در روش دوم که برآورد ترتیبی^{۱۴} است ابتدا یک مقدار برای آستانه اولیه پیدا می‌شود که SSR را حداقل کند، سپس با حرکت از این مقدار سایر آستانه‌ها پیدا می‌شوند که SSR را کمتر نمایند. روش سوم درواقع

ضریب متغیری که در رژیم‌های مختلف مقدار β_j : متفاوتی دارد

بنابراین اگر MR_t متغیر تعیین رژیم باشد مقادیر آستانه آن بصورت $(\gamma_1 < \gamma_2 < \dots < \gamma_m)$ خواهد بود و زمانی در رژیم j قرار خواهیم داشت که: $\gamma_j \leq MR_t < \gamma_{j+1}$. در اینجا γ_j ها سطوح مختلف بازده بورس هستند و بدین ترتیب برحسب تعداد آستانه‌های تعیین شده، گستره‌ای از رژیم‌ها از بازار خیلی منفی تا بازار خیلی مثبت خواهیم داشت. بدین ترتیب براساس معادله (۱) می‌توانیم رابطه بین بازده بورس، قیمت جهانی طلا و نرخ ارز را با بازده سکه طلا در رژیم‌های مختلف بورس مورد بررسی قرار دهیم. همانطور که پیش از این ذکر شد بور و لوسی (2010) و بور و مکدرموت (2010) این رژیم‌ها را براساس یک قاعده سرانگشتی انتخاب کردند، برای مثال اگر دو رژیم $(j=1,2)$ بازار منفی (بازده زیر صفر) و بازار مثبت را در نظر بگیریم مدل مورد نظر بصورت زیر خواهد شد:

(۲)

$$\gamma_1 = 0 \\ GC_t = c + \alpha_1 GO_t + \alpha_2 USD_t + \beta_1 MR_t + \varepsilon_t \text{ if } -\infty < MR_t < \gamma_1$$

$$GC_t = c + \alpha_1 GO_t + \alpha_2 USD_t + \beta_2 MR_t + \varepsilon_t \text{ if } \gamma_1 \leq MR_t < \infty$$

حال می‌توان با تعریف یک تابع تعیین رژیم $L_j(MR_t, \gamma) = L_j(\gamma_j \leq MR_t < \gamma_{j+1})$ که مقدار آن زمانی که متغیر تعیین رژیم در محدوده آستانه مدنظر قرارداد برابر ۱ و در خارج از آستانه مدنظر برابر صفر خواهد بود، معادله‌های مربوط به رژیم‌ها را با هم تلفیق کرد و بدین ترتیب خواهیم داشت:

(۳)

$$GC_t = c + \alpha_1 GO_t + \alpha_2 USD_t + \sum_{j=1}^2 L_j(MR_t, \gamma_j) \beta_j MR_t + \varepsilon_t$$

اکنون با توجه به اینکه تعداد رژیم‌ها $(j=1,2)$ و مقادیر آستانه $(\gamma_j=0)$ را خودمان مشخص کردیم تنها

اکنون به بررسی روابط بین بازار سهام و بازار طلا می‌پردازیم. در دیدگاه روزانه متغیرها با پیشوند LND به معنای تفاضل اول لگاریتم قیمت‌های روزانه مشخص شده‌اند و در بررسی هفتگی از پیشوند LNW و در بررسی ماهانه از پیشوند LNM در ابتدای متغیرها استفاده شده است.

ابتدا رابطه بین بازده بورس با سکه طلا را در قیمت‌های روزانه مورد بررسی قرار می‌دهیم، اما قبل از آن به بررسی وجود همبستگی سریالی جملات خطا با استفاده از آزمون Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test می‌پردازیم که جدول ۳ نتایج آن را ارائه می‌کند.

آماره‌های آزمون نشان می‌دهد خودهمبستگی جملات خطا وجود دارد و این امر بدین معنی است که ساختار پویای مدل را در نظر نگرفته‌ایم. برای این کار می‌توانیم متغیرهای تاخیری به مدل اضافه کنیم. مدل‌هایی که فقط شامل متغیرهای مستقل تاخیری باشند موسوم به مدل‌های باوقفه توزیعی^{۱۵}، و مدل‌هایی که هم متغیر مستقل و هم متغیر وابسته دارای وقفه باشند موسوم به مدل‌های باوقفه توزیع خودرگرسیون (ARDL) می‌باشند (سوری، ۱۳۹۲).

ترکیب و مقایسه دو روش فراگیر و ترتیبی است. در پژوهش پیش رو از هر سه روش برآورد براساس متدولوژی ارائه شده توسط بی-پرون (Bai & Perron, 2003) استفاده می‌نماییم.

۴- یافته‌های پژوهش

با توجه به ادبیات موضوع، داده‌های تحقیق شامل شاخص قیمت و بازده نقدی بورس اوراق بهادار تهران (TEDPIX)، قیمت معاملات نقدی سکه بهار آزادی (GOLD_COIN)، نرخ دلار در بازار آزاد (USD)، و نرخ جهانی اونس طلا (GOLD_OUNCE) می‌باشد. نمونه مدنظر داده‌های سه ساله از آبان ۱۳۹۲ تا آبان ۱۳۹۶ را در بر می‌گیرد تا طی این مدت تغییرات ساختاری چشمگیری در کلیت متغیرهای اقتصادی کشور روی نداده باشد که بر همه بازارها اثر بگذارد و نتایج تحقیق را از این لحاظ تحت تاثیر قرار دهد. جدول ۱ ویژگی‌های توصیفی نمونه را ارائه می‌نماید. نتایج بررسی مانایی متغیرها در جدول ۲ نشان می‌دهد که متغیرها در سطح تفاضل اول مانا هستند. لذا در بررسی رابطه بین متغیرها از تفاضل اول آن‌ها استفاده می‌نماییم.

جدول ۱- ویژگی‌های توصیفی داده‌های نمونه مدنظر

	GOLD_COIN	GOLD_OUNCE	USD	TEDPIX
Mean	9721943	1226.304	33510.76	72380.82
Maximum	11287000	1369.940	38150.00	89500.60
Minimum	8480000	1060.730	28800.00	61163.70
Std. Dev.	699522.9	76.21181	2001.188	6942.380
Observations	724	724	724	724

جدول ۲- آزمون دیکی-فولر جهت بررسی مانایی متغیرهای مدنظر

Augmented Dickey-Fuller test statistic	level	1 st Difference
Null Hypothesis: TEDPIX has a unit root	level	1 st Difference
MacKinnon (1996) one-sided p-values.	Prob.	Prob.
TEDPIX	0.4128	0.0000
Gold Coin	0.7282	0.0000
Gold Ounce	0.2860	0.0000
USD	0.7216	0.0000

جدول ۳- آزمون همبستگی سریالی بازده‌های روزانه

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	23.35969	Prob. F(2,717)	0.0000	
Obs*R-squared	44.22843	Prob. Chi-Square(2)	0.0000	
Test Equation (Dependent Variable: RESID):				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	-0.204306	0.037105	-5.506232	0.0000
RESID(-2)	-0.182966	0.036891	-4.959685	0.0000

ما همچنین وجود heterogeneous error distributions را نیز برای رژیم‌های مختلف در مدل خود در نظر می‌گیریم.

بر اساس نتایج **Error! Not a valid bookmark** **self-reference**. رابطه بین بازده روزانه بورس و بازده روزانه سکه دارای رژیم‌های مختلف نیست و این دو بطور متوسط بایکدیگر دارای رابطه معناداری در تمام حالات نمی‌باشند. در جدول ۴ از روش ترتیبی برای تعیین مقادیر آستانه استفاده کردیم، استفاده از دو روش دیگر نیز تغییری در نتایج ایجاد نکرد، لذا جهت تلخیص مطلب از ارائه نتایج آن‌ها خودداری می‌گردد.

حالات نمی‌باشند. در **Error! Not a valid bookmark** **self-reference**. از روش ترتیبی برای تعیین مقادیر آستانه استفاده کردیم، استفاده از دو روش دیگر نیز تغییری در نتایج ایجاد نکرد، لذا جهت تلخیص مطلب از ارائه نتایج آن‌ها خودداری می‌گردد.

برای تعدیل مدل جهت در نظر گرفتن اثر خودهمبستگی با توجه به نتایج آزمون، متغیرهای مستقل و وابسته تا دو وقفه را به مدل اضافه می‌کنیم. بدین ترتیب مدل نهایی برای بررسی رابطه بازده روزانه بازار سهام و سکه طلا بصورت معادله (۶) خواهد بود:

$$GC_t = c + \alpha_1 GO_t + \alpha_2 USD_t + \alpha_3 GO_{t-1} + \alpha_4 USD_{t-1} + \alpha_5 GO_{t-2} + \alpha_6 USD_{t-2} + \alpha_7 GC_{t-1} + \alpha_8 GC_{t-2} + \sum_{j=1}^m L_j (MR_t, \gamma_j) \beta_j MR_t + \varepsilon_t$$

جدول ۴ نتایج مدل را ارائه می‌نماید.

بر اساس نتایج **Error! Not a valid bookmark** **self-reference**. رابطه بین بازده روزانه بورس و بازده روزانه سکه دارای رژیم‌های مختلف نیست و این دو بطور متوسط بایکدیگر دارای رابطه معناداری در تمام

جدول ۴- بررسی وجود رژیم‌های مختلف در رابطه بین بازده روزانه بورس اوراق بهادار تهران و سکه طلا

Dependent Variable: LNDGOLD_COIN				
Method: Threshold Regression				
Threshold type: Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined thresholds				
No thresholds selected				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000237	0.000236	1.003251	0.3161
LNDTEPIX	-0.059327	0.034591	-1.715099	0.0868
Non-Threshold Variables				
LNDGOLD_OUNCE	0.550997	0.030084	18.31499	0.0000
LNDUSD	0.459631	0.040879	11.24370	0.0000
LNDGOLD_OUNCE(-2)	0.171385	0.036392	4.709434	0.0000
LNDGOLD_OUNCE(-1)	0.221299	0.035973	6.151794	0.0000
LNDGOLD_COIN(-2)	-0.206815	0.036305	-5.696565	0.0000
LNDGOLD_COIN(-1)	-0.221765	0.036646	-6.051613	0.0000

LNDUSD(-2)	0.179828	0.043238	4.159051	0.0000
LNDUSD(-1)	0.210168	0.043662	4.813560	0.0000
R-squared				
	0.410425	Adjusted R-squared		0.402962
F-statistic				
	54.99475	Durbin-Watson stat		2.021885
Prob(F-statistic)				
	0.000000			

امن قوی برای بورس در کوتاه مدت است. اما همانطور که ذکر شد اعمال دستی دو رژیم موجب کاهش F-statistics مدل شده است و در واقع ما رژیم‌هایی را به مدل تحمیل کرده‌ایم که در عمل وجود نداشته اند.

البته ما رابطه بازده بورس و بازده سکه روز بعد را نیز بررسی کردیم که قدرت برآزش بسیار کاهش داشت، علت این امر این است که ساعت کاری بورس اوراق بهادار از ۸:۳۰ تا ۱۲:۳۰ می‌باشد در صورتی که معاملات رسمی سکه از ساعت ۱۱:۳۰ آغاز می‌شود و لذا سرمایه‌گذاران در صورت منفی شدن بورس امکان پناه بردن به بازار طلا را در همان روز دارند.

روزانه سکه دارای رژیم‌های مختلف نیست و این دو بطور متوسط بایکدیگر دارای رابطه معناداری در تمام حالات نمی‌باشند. در **Error! Not a valid bookmark self-reference.** از روش ترتیبی برای تعیین مقادیر آستانه استفاده کردیم، استفاده از دو روش دیگر نیز تغییری در نتایج ایجاد نکرد، لذا جهت تلخیص مطلب از ارائه نتایج آن‌ها خودداری می‌گردد. F-statistics مدل شده است و در واقع ما رژیم‌هایی را به مدل تحمیل کرده‌ایم که در عمل وجود نداشته اند.

البته ما رابطه بازده بورس و بازده سکه روز بعد را نیز بررسی کردیم که قدرت برآزش بسیار کاهش داشت، علت این امر این است که ساعت کاری بورس اوراق بهادار از ۸:۳۰ تا ۱۲:۳۰ می‌باشد در صورتی که معاملات رسمی سکه از ساعت ۱۱:۳۰ آغاز می‌شود و لذا سرمایه‌گذاران در صورت منفی شدن بورس امکان پناه بردن به بازار طلا را در همان روز دارند.

نتیجه حاصل با تعریف نقش طلا به عنوان پوشش ریسک ضعیف بورس اوراق بهادار همخوانی دارد. همچنین اگر مانند بور و لوسی (2010) و بور و مکدرموت (2010) بصورت دستی بخواهیم رژیم مدنظر خود را به سیستم اعمال نماییم F-statistics مدل کاهش می‌یابد که نشان می‌دهد در عمل چنین رژیمی وجود نداشته است.

Error! Not a valid bookmark self-reference. نشان می‌دهد که می‌توان با تعیین دو رژیم منفی و مثبت بصورت دستی نشان داد که در زمان منفی بودن بورس، رابطه آن با طلای داخلی منفی و در سایر زمان‌ها بین آن دو رابطه‌ای وجود ندارد که این امر نشان می‌دهد که طلا یک پناهگاه

جدول ۵ نتایج اعمال دو رژیم بازار منفی (بازده زیر صفر) و بازار مثبت (بازده بالای صفر) را بصورت دستی در مدل نشان می‌دهد که می‌توان آماره F-statistics آن را با همین آماره در

براساس نتایج **Error! Not a valid bookmark self-reference.** رابطه بین بازده روزانه بورس و بازده

جدول ۴ مقایسه کرد.

Error! Not a valid bookmark self-reference. نشان می‌دهد که می‌توان با تعیین دو رژیم منفی و مثبت بصورت دستی نشان داد که در زمان منفی بودن بورس، رابطه آن با طلای داخلی منفی و در سایر زمان‌ها بین آن دو رابطه‌ای وجود ندارد که این امر نشان می‌دهد که طلا یک پناهگاه امن قوی برای بورس در کوتاه مدت است. اما همانطور که ذکر شد اعمال دستی دو رژیم موجب کاهش F-

جدول ۵- بررسی رابطه بین بازده روزانه بورس اوراق بهادار تهران و سکه طلا با اعمال دستی دو رژیم بازار منفی و

مثبت

Dependent Variable: LNDGOLD_COIN				
Method: Threshold Regression				
Threshold type: Fixed number of user-specified thresholds				
Threshold variable: LNDTEPIX				
Threshold value used: 3.07555e-05 (~ 0)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNDTEPIX < 3.07555e-05 -- 328 obs				
C	-0.000725	0.000437	-1.658363	0.0977
LNDTEPIX	-0.217875	0.062944	-3.461389	0.0006
3.07555e-05 <= LNDTEPIX -- 393 obs				
C	0.000175	0.000408	0.429388	0.6678
LNDTEPIX	0.003612	0.060454	0.059747	0.9524
Non-Threshold Variables				
LNDGOLD_OUNCE	0.550155	0.030192	18.22203	0.0000
LNDUSD	0.458802	0.040768	11.25393	0.0000
LNDGOLD_OUNCE(-2)	0.172339	0.036342	4.742108	0.0000
LNDGOLD_OUNCE(-1)	0.218829	0.035694	6.130619	0.0000
LNDGOLD_COIN(-2)	-0.209756	0.036243	-5.787483	0.0000
LNDGOLD_COIN(-1)	-0.226282	0.036227	-6.246204	0.0000
LNDUSD(-2)	0.179584	0.042880	4.188066	0.0000
LNDUSD(-1)	0.205129	0.043680	4.696200	0.0000
R-squared	0.416553	Adjusted R-squared	0.407501	
F-statistic	46.01742	Durbin-Watson stat	2.021139	
Prob(F-statistic)	0.000000			

نتایج بررسی روابط ماهانه نیز در

جدول ۹،

جدول ۱۰ و

جدول ۱۱ ارائه شده است.

همانگونه که

جدول ۱۰ و

جدول ۱۱ نشان می‌دهند نقش طلا در برابر بورس

در دوره‌های ماهانه همانند دوره‌های هفتگی همچنان

از نوع پوشش ریسک ضعیف می‌باشد و اعمال دستی

رژیم‌های بازار منفی و مثبت نیز تغییری در نتایج

تحقیق حاصل نمی‌کند.

اکنون جهت بررسی روابط هفتگی بین متغیرها از

مرکب کردن بازده‌های روزانه هفت روز منتهی به هر

تاریخ به عنوان بازده هفتگی استفاده می‌کنیم.

با توجه به نتایج آزمون که نشان از خودهمبستگی

دارد معادله (۴) و (۵) را برای بازده‌های هفتگی تعدیل

کرده و به بررسی وجود رژیم‌های متفاوت در روابط

بین متغیرهای مورد نظر می‌پردازیم. نتایج ارائه شده

در جدول ۷ نشان می‌دهد روابط هفتگی نیز تابع

رژیم‌های متفاوتی نیست و طلا همچنان نقش خود را

به عنوان یک پوشش ریسک ضعیف حفظ کرده است.

در بررسی رابطه بازده هفتگی بورس اوراق بهادار و

سکه طلا، حتی اگر بصورت دستی هم رژیم تعیین

کنیم روابط هفتگی بین دو متغیر معنادار نیست و تنها

قدرت برازش مدل کاهش می‌یابد.

جدول ۶- آزمون همبستگی سریالی بازده‌های هفتگی

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	252.3292	Prob. F(2,711)	0.0000	
Obs*R-squared	297.6495	Prob. Chi-Square(2)	0.0000	
Test Equation(Dependent Variable: RESID):				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	0.603085	0.037297	16.16975	0.0000
RESID(-2)	0.068556	0.037483	1.829014	0.0678

جدول ۷- بررسی وجود رژیم‌های مختلف در رابطه بین بازده هفتگی بورس اوراق بهادار تهران و سکه طلا

No thresholds selected				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000347	0.000331	1.047381	0.2953
LNWTEPIX	0.020957	0.013300	1.575711	0.1155
Non-Threshold Variables				
LNWGOLD_OUNCE(-1)	-0.286722	0.036419	-7.872785	0.0000
LNWGOLD_OUNCE	0.527254	0.030326	17.38595	0.0000
LNWUSD(-1)	-0.227892	0.043409	-5.249833	0.0000
LNWUSD	0.460853	0.042441	10.85859	0.0000
LNWGOLD_COIN(-1)	0.671685	0.027925	24.05294	0.0000
R-squared	0.831110	Adjusted R-squared	0.829680	
F-statistic	581.4980	Durbin-Watson stat	1.995765	
Prob(F-statistic)	0.000000			

جدول ۸- بررسی رابطه بین بازده هفتگی بورس اوراق بهادار تهران و سکه طلا با اعمال دستی دو رژیم بازار منفی و مثبت

Threshold value used: 3.291736e-05 (~ 0)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNWTEPIX < 3.291736E-05 -- 407 obs				
C	-2.50E-06	0.000659	-0.003797	0.9970
LNWTEPIX	-0.005640	0.031358	-0.179863	0.8573
3.291736E-05 <= LNWTEPIX -- 309 obs				
C	-0.000268	0.000743	-0.360446	0.7186
LNWTEPIX	0.045873	0.025851	1.774507	0.0764
Non-Threshold Variables				
LNWGOLD_OUNCE(-1)	-0.290154	0.036482	-7.953424	0.0000
LNWGOLD_OUNCE	0.525898	0.030426	17.28433	0.0000
LNWUSD(-1)	-0.228795	0.043675	-5.238552	0.0000

LNWUSD	0.462219	0.042862	10.78383	0.0000
LNWGOLD_COIN(-1)	0.670933	0.027907	24.04172	0.0000
R-squared	0.831519	Adjusted R-squared	0.829612	
F-statistic	436.1633	Durbin-Watson stat	2.004109	
Prob(F-statistic)	0.000000			

جدول ۹- آزمون همبستگی سریالی بازده‌های ماهانه

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:				
F-statistic	603.2832	Prob. F(2,686)	0.0000	
Obs*R-squared	442.4453	Prob. Chi-Square(2)	0.0000	
Test Equation(Dependent Variable: RESID):				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
RESID(-1)	0.661833	0.037523	17.63807	0.0000
RESID(-2)	0.169638	0.037663	4.504104	0.0000

جدول ۱۰- بررسی وجود رژیم‌های مختلف در رابطه بین بازده ماهانه بورس اوراق بهادار تهران و سکه طلا

Dependent Variable: LNMGOLD_COIN				
Method: Threshold Regression				
Threshold type: Bai-Perron tests of L+1 vs. L sequentially determined thresholds				
No thresholds selected				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000535	0.000365	1.463952	0.1437
LNMTPIX	0.007616	0.005989	1.271627	0.2039
Non-Threshold Variables				
LNMGOLD_OUNCE(-2)	-0.128183	0.039224	-3.267953	0.0011
LNMGOLD_OUNCE(-1)	-0.312346	0.049225	-6.345250	0.0000
LNMGOLD_OUNCE	0.552388	0.031895	17.31922	0.0000
LNMUSD(-2)	-0.140346	0.043628	-3.216849	0.0014
LNMUSD(-1)	-0.256292	0.056252	-4.556108	0.0000
LNMUSD	0.499069	0.041431	12.04578	0.0000
LNMGOLD_COIN(-2)	0.105783	0.038356	2.757904	0.0060
LNMGOLD_COIN(-1)	0.757657	0.038574	19.64182	0.0000
R-squared	0.955258	Adjusted R-squared	0.954667	
F-statistic	1617.874	Durbin-Watson stat	2.057798	
Prob(F-statistic)	0.000000			

جدول ۱۱- بررسی رابطه بین بازده ماهانه بورس اوراق بهادار تهران و سکه طلا با اعمال دستی دو رژیم بازار منفی و مثبت

مثبت

Dependent Variable: LNMGOLD_COIN				
Method: Threshold Regression				
Threshold type: Fixed number of user-specified thresholds				
Threshold variable: LNMTPIX				
Threshold value used: 6.547375e-05 (~ 0)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNMTPIX < 6.547375E-05 -- 402 obs				
C	0.000984	0.000910	1.081490	0.2799
LNMTPIX	0.018352	0.017523	1.047332	0.2953

6.547375E-05 <= LNMTEPIX -- 290 obs				
C	0.000963	0.000834	1.155491	0.2483
LNMTEPIX	0.000341	0.011852	0.028752	0.9771
Non-Threshold Variables				
LNMGOLD_OUNCE(-2)	-0.126947	0.039338	-3.227047	0.0013
LNMGOLD_OUNCE(-1)	-0.311697	0.049355	-6.315369	0.0000
LNMGOLD_OUNCE	0.555627	0.032393	17.15253	0.0000
LNMUSD(-2)	-0.138904	0.043732	-3.176286	0.0016
LNMUSD(-1)	-0.256134	0.056292	-4.550112	0.0000
LNMUSD	0.498217	0.041622	11.96998	0.0000
LNMGOLD_COIN(-2)	0.105154	0.038557	2.727199	0.0066
LNMGOLD_COIN(-1)	0.756730	0.038701	19.55334	0.0000
R-squared	0.955301	Adjusted R-squared	0.954578	
F-statistic	1321.163	Durbin-Watson stat	2.058064	
Prob(F-statistic)	0.000000			

۵- نتیجه گیری و بحث

در تحقیق پیش رو راهکارهایی برای بهبود نواقص تحقیقات داخلی و خارجی بر روی نوع رابطه بازار سهام و طلا ارائه شد. برای حل ایرادات بور و مکدرموت (2010) تعیین وجود رژیم براساس خود داده ها انجام شد، برخلاف بک و همکارانش (2015) از داده های با بسامد بالاتر نیز استفاده شد، همچنین نقش تغییرات نرخ ارز در نظر گرفته شد و نهایتاً با استفاده از یک مدل تغییر حالت متفاوت، امکان تغییرات سریع رژیم نیز فراهم شد. براساس نتایج پژوهش انجام شده می توان گفت که رابطه بین بازده بورس اوراق بهادار تهران و بازده سکه بهار آزادی تابع رژیم های متفاوتی نیست بلکه این دو بطور متوسط بایکدیگر بی ارتباط می باشند. لذا می توان سکه بهار آزادی را به عنوان پوشش ریسک ضعیف در برابر تغییرات بازده بورس اوراق بهادار تهران در نظر گرفت. این نتیجه با نتایج تحقیقات بور و مکدرموت (2010) در بازارهای نوظهور، و همچنین تحقیق کفاش حسینی و رستی (۱۳۹۲) و صمدی و همکارانش (۱۳۹۴) در بازار ایران همخوانی دارد، البته نوع رابطه در ایران در تحقیق پیش رو با دقت بیشتری تعریف و مشخص

شده و اثرات تغییر نرخ ارز و نرخ طلای جهانی نیز بر رابطه بین بازده بورس اوراق بهادار تهران و بازده سکه بهار آزادی لحاظ شده اند. نکته دیگر اینکه نتایج بررسی های ما نشان می دهد که همانند نتایج تحقیق صمدی و همکارانش (۱۳۹۴) رابطه بین طلای جهانی و نرخ دلار با قیمت سکه بهار آزادی در بلند مدت قوی تر و معنادارتر می شود.

بدین ترتیب براساس نتایج تحقیق پیشنهاد می شود که سرمایه گذاران در بورس اوراق بهادار تهران، با نگهداری سکه بهار آزادی به عنوان بخشی از پرتفوی سرمایه گذاری های خود، از خاصیت پوشش ریسک ضعیف آن جهت کاهش ریسک کلی پرتفوی خود استفاده نمایند.

فهرست منابع

- * احمدیان، ا. و تقوی، م. (۱۳۹۰). اثر آزاد سازی بازار مالی بر نقدینگی بازار سرمایه. دانش مالی تحلیل اوراق بهادار، ۴(۳)، ۱۸۷-۲۰۰.
- * سوری، ع. (۱۳۹۲). اقتصاد سنجی (پیشرفته) همراه با کاربرد Eviews8 و Stata12. نشر فرهنگ شناسی.

- & M. A. Thornton (Eds.), Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Macroeconomics (pp. 189-205). Edward Elgar Publishing.
- * Grubel, H. G. (1968). Internationally diversified portfolios: welfare gains and capital flows. *The American Economic Review*, 58(5), 1299-1314.
- * Hood, M., & Malik, F. (2013). Is gold the best hedge and a safe haven under changing stock market volatility? *Review of Financial Economics*, 22(2), 47-52.
- * Iqbal, J. (2017). Does gold hedge stock market, inflation and exchange rate risks? An econometric investigation. *International Review of Economics & Finance*, 48, 1-17.
- * Kaul, A., & Sapp, S. (2006). Y2K fears and safe haven trading of the US dollar. *Journal of international money and finance*, 25(5), 760-779.
- * Lucey, B. M., & Li, S. (2015). What precious metals act as safe havens, and when? Some US evidence. *Applied Economics Letters*, 22(1), 35-45.
- * Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. *The journal of finance*, 7(1), 77-91.
- * McCauley, R. N., & McGuire, P. (2009). Dollar appreciation in 2008: safe haven, carry trades, dollar shortage and overhedging. *BIS Quarterly Review* December.
- * Miyazaki, T., & Hamori, S. (2013). Testing for causality between the gold return and stock market performance: evidence for 'gold investment in case of emergency'. *Applied Financial Econometrics*, 23(1), 27-40.
- * Miyazaki, T., Toyoshima, Y., & Hamori, S. (2012). Exploring the dynamic interdependence between gold and other financial markets. *Economics Bulletin*, 32(1), 37-50.
- * Sumner, S. W., Johnson, R., & Soenen, L. (2010). Spillover effects among gold, stocks, and bonds. *Journal of Centrum Cathedra*, 3(2), 106-120.
- * Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *The review of economic studies*, 25(2), 65-86.
- * Upper, C. (2000). How Safe was the Safe Haven? Financial Market Liquidity during the 1998 Turbulences. *Deutsche Bundesbank*.
- * سیفالدینی، ج. و کاملنیا، م. (۱۳۹۱). سرمایه گذاری در طلا: بررسی بازار جهانی و داخلی طلا. نوید مهر.
- * صمدی، س.، ابراهیمی، ن. و عقیلی، ف. (۱۳۹۴). اثر نوسانات نرخ ارز و شاخص بازار سهام بر قیمت سکه طلا. *اقتصاد پولی، مالی*, ۲۲(۹)، ۵۷-۷۳.
- * طیبی، س.، واعظ، م. و ترکی، ل. (۱۳۸۷). نقش کمکهای خارجی و یکپارچگی تجاری در تحرک بین‌المللی سرمایه: کاربرد نظریه فلداشتین - هوریوکا. *تحقیقات اقتصادی*, ۴۳(۳).
- * کفاش حسینی، ا. و رستمی، ع. (۱۳۹۲). بررسی تاثیر نوسانات شاخص قیمت و بازده نقدی بورس بر بازدهی سرمایه گذاری در طلا. *فصلنامه علمی پژوهشی دانش سرمایه‌گذاری*, ۲(۸)، ۲۳۵-۲۵۴.
- * Arouri, M. E., Lahiani, A., & Nguyen, D. K. (2015). World gold prices and stock returns in China: insights for hedging and diversification strategies. *Economic Modelling*, 44, 273-282.
- * Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, 18(1), 1-22.
- * Baur, D. G., & Lucey, B. M. (2010). Is gold a hedge or a safe haven? an analysis of stocks, bonds and gold. *The Financial Review*, 45, 217-229.
- * Baur, D. G., & McDermott, T. K. (2010). Is gold a safe haven? International evidence. *Journal of Banking & Finance*, 34(8), 1886-1898.
- * Beckmann, J., Berger, T., & Czudaj, R. (2015). Does gold act as a hedge or a safe haven for stocks? A smooth transition approach. *Economic Modelling*, 48, 16-24.
- * Capie, F., T.C., M., & Wood, G. (2005). Gold as a Hedge against the dollar. *Journal of International Financial Markets*, 15(4), 343-352.
- * Davidson, S., Faff, R., & Hillier, D. (2003). Gold factor exposures in international asset pricing. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 13(3), 271-289.
- * Gonzalo, J., & Pitarakis, J. Y. (2013). Estimation and inference in threshold type regime switching models. In N. Hashimzade,

- * World Gold Council. (2016). Gold Demand Trends Third quarter 2016. World Gold Council.

یادداشت‌ها

- ¹ Safe haven
- ² Hedge
- ³ Diversifier
- ⁴ Regime Switching
- ⁵ Flight-to-quality
- ⁶ lower Frequencies
- ⁷ smooth transition
- ⁸ Emerging Markets
- ⁹ Markov Regime Switching
- ¹⁰ Threshold Regime Switching
- ¹¹ Threshold Regression (TR) model
- ¹² global estimation of thresholds
- ¹³ sum of squared residuals
- ¹⁴ sequentially estimation of thresholds
- ¹⁵ distributed lag