فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران
سال پانزدهم، شماره ۴۴، پاییز ۱۳۸۹، صفحات ۱۷۱-۱۳۵

زمین، سکه یا سهام؛ کدام یک پوشش مناسبی در برابر تورم هستند؟

دکتر غلامرضا کشاورز حداد* و محمدرضا ستاری**

تاریخ دریافت: ۸۷/۱۱/۵ تاریخ پذیرش: ۸۹/۹/۱۶

پس از معرفی نظریه فیشر در خصوص رابطه بازدهی دارایی‌ها و تورم، مطالعات گسترده‌ای در این خصوص انجام شد. نتایج متناقض به‌دست آمده در این رابطه منتهی به ارائه فرضیه جانشین توسط فاما (۱۹۸۱) شد. در این پژوهش علاوه بر این که ادبیات نظری و تجربی پوشش تورم را به طور وسیع جمع‌بندی و ارایه می‌کنیم، به منظور یافتن توانایی پوشش تورمی بازدهی زمین، سکه طلا و سهام برای هر دارایی، و با در نظر گرفتن ویژگی موسمی‌بودن داده‌ها در آزمون ریشه واحد از روش‌شناسی هگی (۱۹۹۰) و در برآورد رابطه بلندمدت از یک الگوی تصحیح خطای برداری استفاده می‌کنیم. نتایج به‌دست آمده، در دوره ۱۳۵۵-۱۳۸۵ نشان می‌دهد که در بلندمدت، هرسه دارایی پوششی مناسبی در برابر تورم بوده است و در میان متغیرهای کلان تعیین‌کننده قیمت دارایی‌ها تولید ناخالص داخلی واقعی، حجم پول و در برخی موارد قیمت نفت، نقش معناداری در تبیین بازدهی این دارایی‌ها داشته‌اند.

واژه‌های کلیدی: بازدهی دارایی، پوشش در برابر تورم، آزمون ریشه واحد موسمی، فیلتر موسمی.

طبقه‌بندی JEL: E44، C32، G12.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

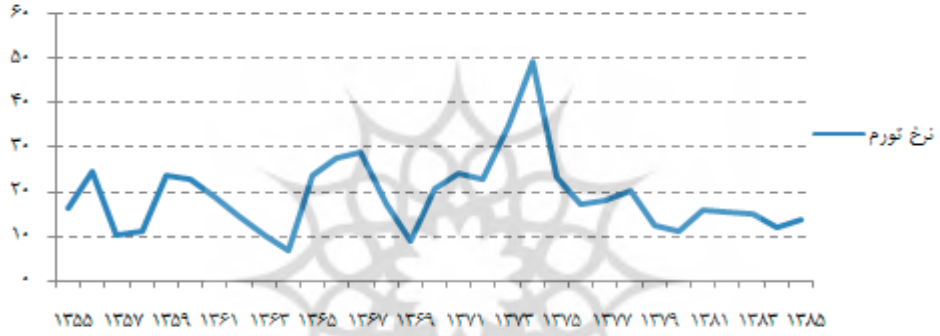
۱. مقدمه

در وضعیتی که تصمیم‌گیرندگان اقتصادی با نرخ‌های تورم بالا مواجه هستند، برای حفظ ارزش پول خود تصمیم به سرمایه‌گذاری روی دارایی‌هایی می‌گیرند که همراه با تورم، افزایش ارزش

* دانشیار گروه علوم اقتصادی، دانشگاه صنعتی شریف g.k.haddad@sharif.edu
** فارغ التحصیل دانشگاه صنعتی شریف m.r.sattari@gmail.com

داشته و قدرت خرید آنها را در طی زمان نه تنها حفظ می‌کند، بلکه افزایش نیز می‌دهد. از این رو، در ایران نیز که تورم مزمن وجود داشته و در ۳۰ سال اخیر تورم دورقمی را تجربه کرده است، چنین رویکردی در میان تصمیم‌گیرندگان اقتصادی می‌تواند وجود داشته باشد. از انواع دارایی‌هایی که این کارکرد را می‌توانند داشته باشند، می‌توان به مسکن، سهام، اوراق قرضه دولتی، سکه طلا و در برخی موارد به ارزهای خارجی اشاره کرد. بدون توجه به ریشه و منشأ افزایش قیمت این دارایی‌ها[1]، افزایش مستمر در قیمت دارایی‌ها در طول زمان، عامل روی‌آوردن تصمیم‌گیرندگان اقتصادی به خرید برخی دارایی‌ها به منظور حفظ ارزش ثروتشان بوده‌است.

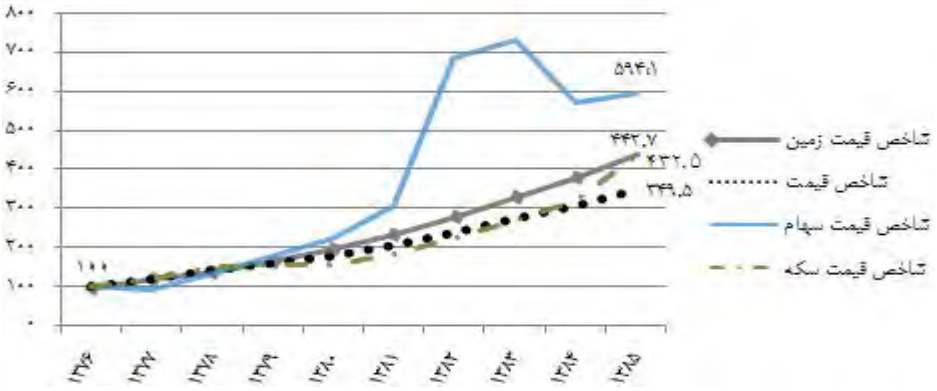
نمودار ۱. نرخ تورم در سه دهه گذشته در ایران



برای مثال، در حالی که شاخص سطح عمومی قیمت‌ها از ۱۰۰ در سال ۱۳۷۶ به ۳۴۹ در سال ۱۳۸۵ رسیده است، قیمت سکه تمام بهار آزادی در دوره مشابه از ۳۸۷۰۰ به ۱۶۷۹۰۰ تومان و شاخص قیمت زمین در شهرهای بزرگ از ۱۹/۴ به ۱۲۰/۹ افزایش یافته است (نمودار ۲). با این حال، در برخی موارد نیز انگیزه‌های سوداگرانه باعث شده است که عاملان اقتصادی به تحلیل تأثیر شوک‌های اقتصادی بر روی قیمت دارایی‌ها پرداخته و وارد بازار دارایی بشوند. پرسش مهم این است که آیا تمام دارایی‌های یادشده امکان حفظ ارزش دارایی افراد را در طول زمان دارند یا خیر، و نیز کدامیک از این دارایی‌ها بیشترین توانایی را در حفظ ارزش پول داشته‌اند. افزون بر این، شوک‌های عرضه و تقاضا (حجم نقدینگی و تولید ناخالص داخلی) چه تأثیری را بر بازدهی دارایی‌ها در کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌توانند داشته باشند.

۱. ارزهای خارجی و نیز طلا تابع عوامل متعدد جهانی هستند. برای مثال، قیمت طلا در بورس‌های مهم لندن و نیویورک تعیین‌شده و عرضه و تقاضای داخلی نقش عمده‌ای در تغییرات قیمت آن ندارند.

نمودار ۲. مقایسه شاخص قیمت زمین، سهام و سکه بهار آزادی با شاخص قیمت‌ها



فرضیه ما این است که دارایی‌های مورد نظر قابلیت پوشش مثبت در برابر تورم داشته و رابطه مثبت و معناداری در بلندمدت میان بازدهی این دارایی‌ها و تورم وجود دارد. همچنین، حجم پول در این رابطه نقشی تأثیرگذار را ایفا می‌کند، به طوری که بخش عمده‌ای از نقدینگی موجود در کشور به سمت بازار این دارایی‌ها سرازیر شده و خود عاملی در جهت افزایش بازدهی دارایی‌ها می‌شود. رشد تولید نیز بیشتر بر بازار سهام تأثیرگذار خواهد بود؛ چراکه بازدهی سهام در اثر رونق فعالیت‌های اقتصادی افزایش خواهد یافت. به بیان دیگر، بازار سهام منعکس‌کننده میزان فعالیت‌های بخش حقیقی اقتصاد است.

در بخش اول این نوشتار، ابتدا به معرفی پایه‌های نظری پژوهش و بیان رابطه فیشر (۱۹۳۰) که سنگ بنای مطالعات مربوط به رابطه بازدهی دارایی‌ها و تورم است، خواهیم پرداخت و در ادامه به پیشبرد فاما در این زمینه و تأثیر آن در مسیر مطالعات بعدی اشاره می‌کنیم. مرور مطالعات انجام‌شده در حوزهٔ رابطه بازدهی دارایی‌ها و تورم، مبحثی است که در قسمت دوم به آن می‌پردازیم. در بخش سوم به معرفی روش تجربی تحلیل پرداخته و شرحی در مورد روش ارزیابی درجهٔ انباشتگی داده‌های موسمی، چگونگی استفاده از فیلترهای موسمی و چگونگی افراز روابط به زیرمجموعه‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت می‌دهیم. در ادامه، پس از تعیین درجهٔ انباشتگی متغیرهای معرفی‌شده و حذف اثرات موسمی، به معرفی نتایج برآورد مدل سنجی مورد استفاده پرداخته و به این ترتیب پاسخ‌های پرسش‌های مطرح‌شده نیز به‌دست می‌آیند. بخش پایانی نیز به جمع‌بندی و ارائهٔ خلاصهٔ نتایج اختصاص دارد.

۲. نوشتارهای نظری و تجربی

۲-۱. پیشینه نظری

ایروینگ فیشر[1] (۱۹۳۰) استدلال کرد که نرخ بهره اسمی را می‌توان به صورت مجموع بازدهی واقعی انتظاری و نرخ تورم انتظاری تعریف نمود. این ویژگی که بازدهی‌های اسمی انتظاری شامل برآورد بازار از نرخ‌های بهره انتظاری است، در مورد تمام دارایی‌ها می‌تواند به کار گرفته شود. لذا اگر بازار یک عمل‌کننده کارا و عقلایی در خصوص اطلاعات موجود در زمان $t-1$ باشد، خواهد توانست قیمت هر دارایی j را طوری تعیین کند که بازدهی اسمی انتظاری دارایی از زمان $t-1$ تا t برابر مجموع بازدهی واقعی انتظاری تعادلی مناسب و بهترین برآورد ممکن از نرخ تورم انتظاری از زمان $t-1$ تا t باشد، به بیان دیگر و به صورت قراردادی:

$$E\left(R_{jt}^{*} \mid \Omega_{t-1}\right) = E\left(t_{jt}^{*} \mid \Omega_{t-1}\right) + E\left(\Delta_{t}^{*} \mid \Omega_{t-1}\right) \qquad (1)$$

به طوری که R_{jt}^{*} بازدهی اسمی دارایی j از $t-1$ تا t و $E\left(i_{jt}^{*} \mid \Omega_{t-1}\right)$ بازدهی واقعی انتظاری تعادلی مناسب برای دارایی می‌باشد که بر اساس اطلاعات موجود در زمان $t-1$ یعنی Ω_{t-1} به‌دست آمده است. $E\left(\Delta_{t}^{*} \mid \Omega_{t-1}\right)$ بهترین برآورد ممکن از نرخ تورم انتظاری Δ_{t}^{*} است که می‌تواند بر مبنای Ω_{t-1} محاسبه شود. علایم ستاره * نیز نمایانگر تصادفی بودن متغیرهاست.

رابطه ۱، نشان می‌دهد که عوامل بازار از اطلاعات، Ω_{t-1} استفاده می‌کند تا به درستی نرخ تورم انتظاری را برآورد کرده و نیز بازدهی واقعی انتظاری تعادلی مناسب برای دارایی j را با مدنظر قرار دادن یک تعدیل ریسک، که بازدهی انتظاری دارایی j را از سایر دارایی‌ها متمایز می‌کند، تعیین نماید. آنگاه بازار قیمت دارایی را طوری تعیین می‌کند که بازده اسمی انتظاری آن برابر مجموع بازده واقعی انتظاری تعادلی و نرخ تورم انتظاریی که به درستی برآورد شده‌است، بشود.

فیشر بر این عقیده است که بخش‌های پولی و حقیقی اقتصاد با درجه بالایی از همدیگر مستقل هستند. بنابراین، فرض را براین قرار می‌دهد که بازده واقعی انتظاری $E\left(i_{jt}^{*} \mid \Omega_{t-1}\right)$ در رابطه ۱ توسط عوامل حقیقی مانند بهره‌وری سرمایه، ترجیحات زمانی سرمایه‌گذاران و سلایق ریسکی آنها تعیین می‌شود و نیز بازدهی واقعی انتظاری و نرخ تورم انتظاری از هم مستقل هستند. این فرضیه اجازه می‌دهد تا رابطه تورم- بازدهی دارایی را بدون نیاز به معرفی یک مدل تعادل عمومی کامل برای بازدهی حقیقی انتظاری، مطالعه نمود. با فرض یافتن یک جانشین برای نرخ تورم انتظاری،

1. Irving Fisher

$E\left(\Delta_t^* \mid \Omega_{t-1}\right)$، آزمون این فرضیه‌های مشترک که بازار کارا بوده و اینکه بازدهی واقعی انتظاری و نرخ تورم انتظاری مستقل از همدیگر تغییر می‌کنند، می‌تواند از برآورد مدل رگرسیونی به‌دست آید:

$$R_{jt}^* = \alpha_j + \beta_j E\left(\Delta_t^* \mid \Omega_{t-1}\right) + \varepsilon_{jt}^* \qquad (۲)$$

از آنجا که رگرسیون مقادیر انتظاری شرطی یک متغیر وابسته را به عنوان تابعی از متغیر مستقل بیان می‌کند، برآورد ضریب β_j، با این فرض که بازده اسمی انتظاری دارایی j به صورت یک به یک با نرخ تورم انتظاری تغییر می‌کند، اختلاف معناداری از عدد یک نداشته و سازگار است. همچنین، از آنجا که بازده حقیقی انتظاری یک دارایی برابر است با بازده اسمی انتظاری آن منهای نرخ تورم انتظاری، لذا یک برآورد از β_j نیز با این فرضیه که بازده واقعی انتظاری یک دارایی و نرخ تورم انتظاری غیر وابسته‌اند، سازگاراست.

فاما و شوورت که پژوهش خود را بر مبنای این نظریه انجام دادند، علاقه‌مند به استخراج رابطه نظری بین بازدهی دارایی در زمان t و میزان و نیز تأثیر جزء پیش‌بینی‌نشده نرخ تورم از $t-1$ تا t، $\Delta_t^* - E\left(\Delta_t^* \mid \Omega_{t-1}\right)$، بر جهت تغییرات حرکت بازدهی دارایی‌ها بودند. بدین منظور، آنها رابطه ۲ را به صورت زیر بسط دادند:

$$\begin{aligned} E\left(R_{jt}^* \mid \Omega_{t-1}, \Delta_t\right) = {} & E\left(t_{jt}^* \mid \Omega_{t-1}\right) + E\left(\Delta_t^* \mid \Omega_{t-1}\right) \\ & + \gamma_j\left[\Delta_t - E\left(\Delta_t^* \mid \Omega_{t-1}\right)\right] \end{aligned} \qquad (۳)$$

برآوردهای مدل ۳ می‌تواند بر اساس مدل رگرسیونی زیر قرار بگیرد:

$$R_{jt}^* = \alpha_j + \beta_j E\left(\Delta_t^* \mid \Omega_{t-1}\right) + \gamma_j\left[\Delta_t - E\left(\Delta_t^* \mid \Omega_{t-1}\right)\right] + \mu_{jt}^* \qquad (۴)$$

ضریب γ_j که بنا به فرضیه اختلاف معناداری از عدد یک ندارد، و با این فرض که به طور متوسط بازده اسمی دارایی jبا ضریب برابر با یک با نرخ پیش‌بینی‌نشده تغییر می‌کند، می‌تواند به طور سازگار برآورد شود. مدل فیشر ایجاب می‌کند که تمام دارایی‌ها باید ضریب $\beta_j = ۱$ را برای نرخ تورم انتظاری در رابطه ۴ داشته باشند. همچنین، درک ما از γ_j برای دارایی‌های مختلف متفاوت است. اما به منظور درک فرضیه در خصوص γ_j، ارائه چند مثال می‌تواند کمک کند. برای مثال،

ارزش اسمی یک ورقه قرضه که سررسید آن در زمان t است، از زمان $t-1$ تا t نمی‌تواند به نرخ تورم پیش‌بینی‌نشده از $t-1$ تا t واکنش نشان بدهد. به عنوان مثالی دیگر، درآمد ناشی از سرمایه انسانی قابلیت تعدیل در برابر تورم پیش‌بینی‌شده و نیز پیش‌بینی‌نشده را - البته با تأخیر - دارد. از سوی دیگر، اگر یک دارایی پوششی کامل در برابر تورم پیش‌بینی‌نشده علاوه بر تورم پیش‌بینی‌شده باشد، γ_j برای آن دارایی می‌بایست برابر یک باشد.

از آنجا که نرخ تورم پیش‌بینی‌نشده، طبق تعریف، مستقل از نرخ تورم پیش‌بینی‌شده است، می‌توان با استفاده از رابطه ۴ فرضیه فیشر را که $\beta_j = ۱$ آزمود. زمانی که نتیجه آزمون پذیرش $\beta_j = ۱$ باشد، نتیجه می‌گیریم که دارایی j پوششی کامل در برابر تورم پیش‌بینی‌شده است؛ یعنی بازده اسمی انتظاری دارایی با ضریب یک نسبت به نرخ تورم انتظاری تغییر می‌کند و بازده واقعی انتظاری دارایی مستقل از نرخ تورم انتظاری است. زمانی که $\gamma_j = ۱$ بشود، دارایی ما پوششی کامل در برابر تورم پیش‌بینی‌نشده است. هرگاه فرضیه مرکب $\gamma_j = \beta_j = ۱$، پذیرفته شود، دارایی مورد نظر پوششی کامل در برابر تورم خواهد بود؛ یعنی بازده اسمی دارایی در تناظر یک به یک (با ضریب برابر با یک) با هردو جزء تورم، جزء پیش‌بینی‌شده و جزء پیش‌بینی‌نشده تغییرکرده و بازده حقیقی تحقق یافته دارایی مستقل از نرخ تورم به وقوع پیوسته است.

این واقعیت که یک دارایی پوششی کامل در برابر تورم پیش‌بینی‌شده و یا پیش‌بینی‌نشده است، بدان معنی نیست که بازده واقعی دارایی واریانس صفر و یا حتی کوچکی دارد. عوامل غیرتورمی می‌توانند در بازدهی‌های اسمی نوسان ایجاد کنند که این نوسان می‌تواند نسبت به تغییرات بازدهی‌های اسمی که در ارتباط با اجزای پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده نرخ تورم هستند، کم یا زیاد باشد. با توجه به رابطه ۴، یک دارایی می‌تواند پوششی کامل در برابر تورم باشد، یعنی هردوی β_j و γ_j برابر یک باشند، اما تورم تنها بتواند بخش کوچکی از نوسانات بازده اسمی دارایی را توضیح بدهد. به بیان دیگر، واریانس جمله اخلال μ^*_{it}، که در این شرایط واریانس بازده واقعی دارایی است، ممکن است نسبت به واریانس اجزای پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده نرخ تورم نسبتاً بزرگ باشد.

نتایج تجربی در خصوص رابطه بازدهی دارایی‌ها و تورم که عموماً برخلاف نظریه فیشر بودند و به تلاش‌های گسترده‌ای در خصوص توضیح این نتایج منجر شد. یکی از تأثیرگذارترین مقالات ارائه‌شده در این زمینه مقاله فاما (۱۹۸۱) بود. وی در تلاش برای توضیح رابطه تجربی متناقض

به‌دست آمده در بیشتر پژوهش‌ها درخصوص رابطه منفی میان تورم و بازدهی دارایی‌ها، استدلال می‌کند که رابطه منفی به‌دست آمده میان بازدهی سهام و تورم ناشی از رابطه منفی میان تورم و فعالیت بخش واقعی اقتصاد، که به نوبه خود توسط تلفیقی از دو نظریه تقاضای پول و نظریه مقداری پول توصیف می‌شود، است. فاما به این نتیجه می‌رسد که این نتیجه متناقض زمانی که متغیرهای حقیقی وارد مدل شوند، از بین می‌رود. به دنبال ارائه این فرضیه جانشین توسط فاما (۱۹۸۰و۱۹۸۳)، تحلیل‌های نظری بر مبنای مدل‌های تعادلی تلاش کردند تا نشان‌دهند که عوامل متفاوتی وجود دارند که روی رابطه تورم- بازدهی دارایی اثر می‌گذارند؛ نظیر شوک‌های عرضه، و شوک‌های تقاضا که شامل شوک‌های پولی و مالی می‌شوند. چندین مطالعه نظری در تلاش برای مدل‌کردن رابطه مشاهده‌شده میان تورم و بازدهی دارایی انجام شد. دنتاین و دونالدسون (۱۹۸۶) یک مدل تعادلی پولی را ارائه کردند که در آن رابطه تورم و بازدهی دارایی، زمانی که تورم ناشی از عوامل غیرپولی است، منفی می‌باشد. در حالی که، این رابطه برای تورم صرفاً ناشی از عوامل پولی است، مثبت می‌باشند. مدل‌های نظری دیگر که توسط استولز (۱۹۸۶) و مارشال (۱۹۹۲) پیشنهاد شدند، رابطه منفی میان تورم و بازدهی سهام را نشان می‌دهند ولی آنها نیز نتیجه گرفتند که هرگاه منشأ تورم به عوامل غیرپولی (تولید واقعی) مربوط باشد، این رابطه منفی قوی‌تر می‌شود.

۲-۲. پیشینه تجربی

رابطه میان تورم و بازدهی انواع دارایی‌های مالی از جمله انواع سهام، اوراق قرضه و مسکن توجه زیادی را برای سال‌های طولانی به خود جلب کرده است. ایروینگ فیشر (۱۹۳۰) مطرح نموده بود که نرخ بهره اسمی به طور کامل منعکس کننده اطلاعات موجود درخصوص مقادیر آتی نرخ تورم است (فرضیه فیشر[1]). فاما و شوورت (۱۹۷۷) به مقایسه انواع اوراق قرضه دولتی، درآمد نیروی‌کار، زمین مسکونی خصوصی و سهام در زمینه توانایی آنها برای حفظ ارزش در برابر تغییرات پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده نرخ‌های تورم در دوره ۱۹۵۳-۱۹۷۱ پرداختند. آنها در این بررسی از اسناد خزانه کوتاه‌مدت به عنوان معیاری برای محاسبه نرخ تورم پیش‌بینی‌شده استفاده نمودند. نتیجه کار این دو نفر آن بود که تنها زمین مسکونی خصوصی محافظی کامل در برابر تورم پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده است. هارتزل، هکمن و مایلز[2] (۱۹۸۹) به بررسی قابلیت

1. Fisher Hypothesis
2. Hartzell, Hekman and Miles

محافظت در برابر تورم وجوه مسکن به‌هم‌آمیخته[1] از سال ۱۹۷۳ تا ۱۹۸۳ که شامل زمین‌های تجاری نیز بود، پرداختند. آنها با فرض اینکه اسناد خزانه کوتاه‌مدت می‌تواند معیاری برای تورم انتظاری باشد، دو آزمون را برای تأیید ادعای خود به‌کار گرفتند. آزمون اول بر پژوهش فاما و شوورت (۱۹۷۷) استوار است، در حالی که آزمون دوم از نرخ واقعی غیرثابت که بر اساس یک فرایند میانگین‌متحرک انباشته تغییر می‌کند، استفاده می‌نماید. آنها سرانجام مزایای وجود مسکن در سبد سرمایه‌گذاری را بررسی نموده و نتیجه می‌گیرند که مسکن پوششی مناسب در برابر هرنوع تورم پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده است.

برخی مطالعات نخستین در دهه‌های ۱۹۷۰ و ۱۹۸۰ نیز به بررسی توانایی پوشش مسکن در برابر تورم و همبستگی میان نرخ‌های تورم و بازدهی مسکن در طی زمان پرداخته‌اند. برای مثال، ریلی، مارکوادت و پرایس[2] (۱۹۷۷) با مقایسه نرخ‌های بازدهی زمین در آمریکا و انواع سهام در دوره ۱۹۱۸-۱۹۷۴ دریافتند. در حالی که بازدهی سهام در این دوره طولانی از بازدهی زمین بیشتر بود، اما بازدهی مسکن از تغییرات شاخص CPI فراتر بوده و در عین حال رابطه باثبات‌تری را با نرخ‌های CPI در دوره‌های افزایش و کاهش سطح قیمت‌ها از خود نشان داد. اسپل‌من[3] (۱۹۸۱) نیز دریافت که تغییرات در قیمت مسکن رشد بیشتری نسبت به CPI و خالص اجاره مسکن در دوره ۱۹۷۳-۱۹۷۸ از خود نشان داد.

برخی دیگر از مطالعات اولیه در خصوص مسکن به عنوان پوششی در برابر تورم، از تحلیل‌های رگرسیونی‌ای بهره برده‌اند که ماهیت آنها شبیه تحلیل فاما و شوورت است و بر مبنای همان رابطه فیشر شکل گرفته‌اند. برای مثال، رابنس، باند و وب[4] (۱۹۸۹) کارایی انواع زمین (مسکونی، زراعی و تجاری) و نیز اوراق قرضه دولتی و سهام را در زمینه پوشش تورم در دوره ۱۹۶۰- ۱۹۸۶ بررسی نمودند. بر اساس تحلیل‌های رگرسیونی دریافتند که زمین مسکونی پوششی کامل در برابر شوک‌های تورمی است. همچنین، اسناد خزانه کوتاه‌مدت تا حدی توانایی پوشش تورم را دارند، ولی سایر دارایی‌های مالی و انواع زمین توانایی معناداری را در این زمینه از خود نشان ندادند. هرچند که نتایج این پژوهش زمانی که تغییرات پیش‌بینی‌شده و پیش‌بینی‌نشده نرخ‌های تورم مورد بررسی قرار گرفتند، تا حدی تغییر کرد، ولی زمین مسکونی همچنان تنها پوشش سازگار در برابر

1. Commingled Real Estate Fund
2. Reilly, Marquadt and Price
3. Spellman
4. Rubens, Bond and Webb

تورم در طول دوره مورد بررسی بود. افزون بر این، این پژوهشگران دریافتند که با سهیم‌کردن زمین مسکونی در سبدهای دارایی، ریسک هر واحد بازدهی کاهش‌یافته و قابلیت پوشش در برابر تورم بهبود پیدا می‌کند.

با توجه به اینکه تنها تعداد اندکی از نتایج به‌دست آمده مؤید نظریه فیشر هستند، تلاش‌ها برای توجیه این تفاوت‌های مشاهده‌شده در نتایج تجربی در زمینه‌های مختلف از جمله بررسی رابطه کوتاه‌مدت و بلندمدت میان بازدهی دارایی‌ها و تورم، صورت پذیرفت. برای مثال، در پژوهشی توسط هملینک، هوئسلی و مک‌گرگور[1] (۱۹۹۷) و با استفاده از اطلاعات دو کشور ایالات‌متحده و انگلستان در دوره ۱۹۷۵–۱۹۹۵ به مقایسه قابلیت پوشش در برابر تورم انواع دارایی‌ها از جمله انواع سهام، اوراق‌قرضه و زمین پرداختند. این پژوهشگران در بررسی خود متوجه حرکت‌های همسوی تورم و بازدهی اسمی دارایی‌ها در طول زمان شده و نتیجه گرفتند که بازدهی‌های اسمی از نرخ تورم فراتر بوده و در واقع بازدهی واقعی دارایی‌ها مثبت است و این دارایی‌ها می‌توانند در برابر تورم از ارزش ثروت محافظت به عمل آورند. نگارندگان به جای بررسی حرکات همسوی تورم و بازدهی دارایی‌ها در کوتاه‌مدت که سازگار با اهداف سرمایه‌گذاران نیز است، عملکرد این دارایی‌ها را در خصوص پوشش تورم در بلندمدت آزمودند. میشکین[2] (۱۹۹۳) با استفاده آزمون‌های هم‌انباشتگی دو متغیره، نتیجه گرفت که رابطه فیشر در بلندمدت برقرار است ولی نه در کوتاه‌مدت. اِونس و لوئیس[3] (۱۹۹۵) دلایلی مبنی بر برقراری نظریه فیشر در کوتاه‌مدت ارائه می‌دهند. اما آنها در مدل انتظارات تطبیقی خود، برخلاف سایر مطالعات که از روش‌های ساده استفاده نموده بودند، از مدل تبدیل مارکوف به منظور مشاهده تأثیرات تغییر در رژیم پولی استفاده کردند.

باربر وایت[4] (۱۹۹۵) انواع دارایی‌ها را پوششی جزئی در برابر تورم انتظاری و پوششی کامل در برابر تورم پیش‌بینی‌نشده، معرفی می‌کند، که این نتیجه بر خلاف یافته‌های قبلی است. با این حال، وایت از یک تحلیل همبستگی میان چند متغیر فراتر نرفته و به مسأله علیت در کار خود نمی‌پردازد. موردی که بارخام، وارد و هنری[5] (۱۹۹۶) با انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی و علیت گرنجری

1. Hoesli and McGregor
2. Mishkin
3. M. Evans and K. Lewis
4. Barber White
5. Barkham, Ward and Henry

درصدد رفع آن برآمدند. بودوخ و ریچاردسون[1] (۱۹۹۳) به بررسی نظریه فیشر در افق‌های بلندمدت و کوتاه‌مدت پرداخته و دریافتند که رابطه میان تورم و بازدهی دارایی‌ها در افق بلندمدت، مثبت و در کوتاه‌مدت منفی است. با استفاده از اطلاعات بازدهی سهام در آمریکا در دوره ۱۸۰۲-۱۹۹۰، رابطه بازدهی‌های سهام و تورم را در قالب دوره‌های پنج ساله بررسی نموده و یافتند که به طور معناداری این رابطه مثبت بوده و نتیجه گرفتند که در بلندمدت، بازدهی‌های اسمی سهام و تورم همسو با همدیگر تغییر می‌کنند. همچنین، سیمن و لوثین[2] (۱۹۹۸) با استفاده از اطلاعات سری زمانی چندین کشور در دوره پس از سال ۱۹۷۳، شواهد مستدل قوی برای اثبات رابطه مستقیم میان تورم و بازدهی دارایی ارائه دادند. هر دوی این مطالعات وجود رابطه را در بلندمدت و نه در کوتاه‌مدت تأیید می‌کنند. همچنین چودری، مایر و وب[3] (۱۹۹۹) با استفاده از روش یوهانسون و انجام آزمون‌های هم‌انباشتگی، به وجود رابطه بلندمدت بین تورم و مسکن تجاری دست یافتند.

استیونسون و مورای[4] (۱۹۹۹) با استفاده از دو روش OLS و نیز تحلیل‌های هم‌انباشتگی، به بررسی قابلیت پوشش مسکن در برابر تورم در ایرلند پرداختند. نتایج آنها بر خلاف بیشتر مشاهدات تجربی نشان‌داد که مسکن در ایرلند پوششی مناسب در برابر تورم نیست. استیونسون نشان داد که اگرچه مدل‌های برآوردشده به وسیله روش OLS در تأیید یا رد یک رابطه سازگار و پایدار کمک چندانی نمی‌کنند، نتایج هم‌انباشتگی، به ویژه آنهایی که از روش انگل-گرنجر به‌دست آمده‌اند، شواهد محکمی بر هم‌انباشت بودن تورم و بازدهی بازار مسکن را ارائه می‌کنند. استیونسون (۲۰۰۰) در مقاله دیگری بر رابطه بلندمدت بین تورم و بازار مسکن تمرکز نموده و نشان می‌دهد که آزمون‌های هم‌انباشتگی بیانگر وجود روند بلندمدت مشترک میان مسکن و تورم هستند.

در ادامه، تلاش برای رفع ایرادهای وارده به اطلاعات استفاده‌شده توسط فاما و شوورت، اناری و کلاری[5] (۲۰۰۲) به بررسی اثر بلندمدت تورم بر خرید مسکن، از طریق تحلیل رابطه میان قیمت مسکن و شاخص قیمت کالاها و خدمات غیرمسکونی با استفاده از اطلاعات ماهانه در دوره

1. Boudoukh and Richardson
2. Siman and Luthian
3. Chaudhry, Myer and Webb
4. Stevenson and Murray
5. Anari and Kolari

۱۹۶۸- ۲۰۰۰ پرداختند. آنها با به‌کارگیری تکنیک ARDL و نیز رگرسیون عطفی[1]، نتایج تجربی ضرایب فیشر را در دوره مورد بررسی، به‌طور معناداری بزرگتر از ۱ یافتند و نتیجه گرفتند که قیمت‌های مسکن پوشش باثباتی در برابر تورم هستند. برخی نیز به تکنیک‌های اقتصادسنجی و استفاده از مدل‌های انتظارات تطبیقی و عقلایی برای برآورد و محاسبه متغیرهای انتظاری روی آوردند. از جمله این تکنیک‌ها می‌توان به انواع مدل‌های ARIMA و VAR اشاره کرد. برای مثال، گاتزلاف[2] (۱۹۹۴) و بارخام، وارد و هنری (۱۹۹۶) از مدل ARIMA برای به‌دست آوردن تورم مورد انتظار استفاده نمودند.

استفاده از انواع روش‌های محاسبه تورم انتظاری، گامی دیگر در جهت توضیح نتایج پیشین بود. برای مثال، لیماک و وارد[3] (۱۹۸۱) با پیروی از روش فاما و شوورت (۱۹۷۷) به بررسی قابلیت پوشش در برابر تورم انواع دارایی پرداختند، ولی تورم انتظاری را به دو روش متفاوت محاسبه نمودند. در روش اول آنها از بازدهی اسناد ۳ ماهه خزانه دولتی و در روش دوم از پیش‌بینی‌های ایجادشده توسط روش ARIMA استفاده نمودند. با استفاده از بازدهی اسناد خزانه دولتی به عنوان معیاری برای محاسبه تورم انتظاری، لیماک و وارد یافتند که بازدهی دارایی‌ها، که براساس شاخص دارایی J.L.W.[4] محاسبه کرده بودند، پوششی کامل در برابر تورم انتظاری هستند. با این حال، تنها سرمایه‌گذاری در بخش صنعت پوششی مناسب در برابر تورم پیش‌بینی‌نشده را فراهم می‌آورد. آنها با اشاره به ضعف اسناد خزانه دولتی به عنوان جانشینی برای تورم انتظاری، به معرفی مدل ARIMA و استفاده از آن به عنوان جانشینی مناسب در محاسبه تورم انتظاری پرداخته و نتیجه گرفتند که در چنین شرایطی دارایی‌ها پوشش مناسبی در برابر هر دو جزء تورم فراهم می‌آورند.

براون[5] (۱۹۹۱) نتیجه‌ای مشابه نتیجه لیماک و وارد (۱۹۸۱) را با استفاده از تعداد دارایی‌های کمتر و دوره بسیار محدود زمانی (۱۹۷۹-۱۹۸۲)، دوره‌ای که در آن تورم به شدت بالا بود، به‌دست آورد. با به کارگیری مدل مورد استفاده توسط فاما و شوورت، براون انواع دارایی را پوششی مناسب در برابر تورم انتظاری و نیز پیش‌بینی‌نشده معرفی کرد. وی همچنین در تحلیلی نشان می‌دهد که بازدهی جاری انواع دارایی به شدت به تورم همان دوره وابسته است و نه به نرخ‌های تورم با وقفه.

1. Recursive Regression
2. Gatzlaff
3. Limmack and Ward
4. Jones Lang Wootton Property Index
5. G. R. Brown

برخلاف نظریه فیشر، مطالعات متعدد تجربی رابطه‌ای منفی، نه تنها میان تورم و نرخ بهره، بلکه میان تورم و بازدهی واقعی سهام در دوران پس از جنگ در آمریکا و سایر کشورها را نشان دادند. با این حال، رابطه منفی مشاهده‌شده میان تورم و نرخ‌های واقعی بهره، با چندین مدل نظری از جمله ماندل[1] (۱۹۶۳)، توبین[2] (۱۹۶۵)، و استولز[3] (۱۹۸۶) سازگار است. برخی مطالعات نظری یک چارچوب تعادلی را معرفی می‌کنند که در آن یک سیاست پولی انبساطی همزمان با تورم، نرخ‌های اسمی بهره را افزایش داده، ولی نرخ‌های واقعی بهره را کاهش می‌دهد که این امر با یافته‌های تجربی سازگار است.

تحلیل‌های نظری صورت‌گرفته بر مبنای مدل‌های تعادل نشان‌می‌دهد که ۳ دسته از عوامل وجود دارند که بر رابطه تورم- بازدهی دارایی اثرگذار هستند: شوک‌های طرف عرضه و شوک‌های طرف تقاضا که شامل شوک‌های سیاست‌های پولی و مالی می‌شوند[4]. این تحلیل‌ها همچنین نشان می‌دهند که رابطه تورم- بازدهی دارایی تحت تأثیر منشأ تورم است. بازدهی دارایی‌ها ممکن است رابطه‌ای منفی با تورم داشته باشد، به ویژه اگر منشأ تورم به عوامل غیرپولی از جمله شوک‌های تولید حقیقی ارتباط داشته باشد[5]. این مطالعات بدین نکته اشاره دارند که عوامل اقتصادی متعددی وجود دارند که بر تورم- بازدهی دارایی تأثیر می‌گذارند.

بودوخ، ریچاردسون و وایت لا[6] (۱۹۹۴) در چارچوب نظریه فیشر به تشریح رابطه میان بازدهی بازدهی دارایی‌ها و تورم پرداخته و نتیجه گرفتند که علامت و مقدار همسویی تورم انتظاری و بازدهی‌های اسمی سهام می‌توانند متأثر از تغییرات چرخه‌ای در سطح تولیدات صنعتی باشد. توربک[7] (۱۹۹۷) تلاش نمود تا به بررسی این فرضیه بپردازد که سیاست پولی انبساطی بازدهی‌های بازدهی‌های دارایی‌های اتفاق افتاده و انتظاری را افزایش می‌دهد. با این حال، شوک‌های سیاست مالی که بخشی از شوک‌های طرف تقاضا هستند، به شدت به شوک‌های پولی، به واسطه قیدهای بودجه دولت، وابسته‌اند و می‌توانند آثار متفاوتی بر رابطه میان تورم و بازدهی دارایی داشته‌باشند، مطلبی که توسط گسکه و رال[8] (۱۹۸۳) بدان اشاره شده بود. کائول و سیهان[1] (۱۹۹۰) نیز سعی

1. R. A. Mundell
2. J. Tobin
3. R. M. Stulz
4. Danthine and Donaldson, (1986) and B. S. Lee, (1989)
5. Danthine and Donaldson, (1986), R. M. Stulz, (1986), D. A. Marshall, (1993) and Bakshi and Chen, (1996)
6. Boudoukh, Richardson and Whitelaw
7. W. Thorebecke
8. R. Geske and R. Roll

داشتند که بر شوک‌های طرف عرضه در دهه ۱۹۷۰ تأکید نمایند. دارات و گلاسکاک[2] (۱۹۸۹) با اشاره به این نکته که سیاست‌های پولی و مالی بر دیدگاه سرمایه‌گذاران راجع به وضعیت اقتصاد تأثیر می‌گذارد، نشان می‌دهند که چگونه پایه پولی به صورت باوقفه بر بازدهی جاری مسکن تأثیر می‌گذارد، در حالی که تورم هیچ اثر معناداری را از خود نشان نمی‌دهد. لو و سو[3] (۲۰۰۱) و همچنین گلسکاک، سو و لو[4] (۲۰۰۲) با به‌کارگیری الگوی VECM به بررسی رابطه بازدهی بازار مسکن و تورم و قابلیت پوشش در برابر تورم مسکن پرداخته و اعلام می‌دارند که رابطه منفی مشاهده‌شده میان بازدهی سرمایه‌گذاری در مسکن با تورم به واسطه متغیرهای اساسی اقتصاد از جمله شوک‌های عرضه و تقاضا است. این مسأله توسط هوئسلی، لیزیئری و مک گرگور[5] (۲۰۰۸) نیز با افزودن متغیرهای نمایانگر اقتصاد جهانی و بررسی بازار سهام در کنار مسکن نیز تأیید شد.

در ادامه، ابتدا به معرفی متغیرهای مورد استفاده در تحلیل تجربی مطالعه و ویژگی‌های آماری آنها می‌پردازیم. اما هدف اصلی ما در این بخش، معرفی الگوی تجربی مورد استفاده در این مقاله است. این روش مبتنی بر مفهوم هم‌انباشتگی با توجه ماهیت موسمی‌بودن داده‌ها بوده و هدف استفاده از آن، تفکیک رفتار کوتاه‌مدت و بلندمدت متغیرهای مورد استفاده در ارتباط با یکدیگر است. بدیهی است که استفاده از هر روش اقتصادسنجی، مستلزم برقراری برخی فروض در مورد داده‌های مورد استفاده در برآورد است که مبانی آماری ارزیابی این ویژگی‌ها نیز معرفی می‌شود.

۳. معرفی متغیرهای مورد استفاده در تحلیل تجربی

برای ارزیابی قابلیت پوشش دارایی‌های زمین، طلا و سهام در برابر تورم و نقش متغیرهای کلان اقتصادی، از سه الگوی چهار متغیره استفاده خواهیم نمود. این متغیرها که داده‌های آنها دارای تواتر موسمی بوده و بازه زمانی آنها در الگوی اول (زمین) ۱۳۶۰-۱۳۸۵، در الگوی دوم (سهام) ۱۳۷۰-۱۳۸۵ و در الگوی سوم مربوط به طلا و دوره زمانی ۱۳۶۶-۱۳۸۶ است، که به صورت زیر تعریف می‌شوند.

۱. ***قیمت زمین (LAND):*** قیمت زمین در کل کشور که بر اساس اطلاعات جمع‌آوری شده در مورد مخارج ساختمانی در کل کشور توسط بانک مرکزی محاسبه می‌شود.

1. Kaul and Seyhun
2. Darrat and Glascock
3. C. Lu and R. W. So
4. Glascock, Lu and So
5. Hoesli, Lizieri and McGregor

۲. ***قیمت سکه تمام بهار آزادی (GOLD)***: برای مشاهده بازدهی طلا از قیمت سکه تمام بهار آزادی که اطلاعات آن توسط اداره کل آمارهای اقتصای بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران جمع‌آوری شده‌است، استفاده می‌کنیم.

۳. ***شاخص قیمت سهام (STOCK)***: شاخص قیمت و بازده نقدی (TEDPIX) برآیند حرکت‌های قیمتی و بازده نقدی سهام در بورس تهران که می‌تواند بازده کل سرمایه‌گذاری بر روی اوراق سهام را در طول یک دوره معین نشان‌دهد. اطلاعات مربوط به این شاخص توسط سازمان بورس اوراق بهادار محاسبه می‌شود.

۴. ***نرخ تورم کالاها و خدمات مصرفی-خالص از خدمات مسکونی (INF)***: برای در نظر گرفتن اثر تورم مورد انتظار آحاد اقتصادی، نرخ تورم هر فصل نسبت به فصل مشابه در سال قبل از آن را به عنوان تورم مورد انتظار آحاد اقتصادی در نظر می‌گیریم. علت در نظر گرفتن این شاخص امکان روبه‌رو شدن آحاد اقتصادی با سبد کاملی از کالاهای مصرفی کم‌دوام و بادوام در طول دورهٔ یک ساله است که به ایجاد برآورد مناسبی از تورم دورهٔ آتی کمک خواهدکرد. در محاسبهٔ این نرخ از شاخص قیمت کالاها و خدمات مصرفی بدون خدمات مسکونی استفاده شده است.

۵. ***تولید ناخالص داخلی فصلی به قیمت‌های ثابت ۱۳۷۶ (GDP)***: این متغیر مربوط به داده‌های تعدیل‌نشده موسمی است که از اطلاعات حساب‌های ملی انتشاریافته از سوی بانک مرکزی گرفته شده است.

۶. ***حجم نقدینگی حقیقی به قیمت‌های ثابت سال ۱۳۷۶ (M2)***: نقدینگی مهم‌ترین متغیر پولی است. هرچقدر بازار مالی یک کشور گسترده‌تر و عمیق‌تر باشد، نهادهای منتشرکننده نقدینگی نیز افزایش خواهدیافت. در حال حاضر در ایران نهادهای منتشرکننده نقدینگی عبارتند از بانک مرکزی و بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی. اجزای تشکیل‌دهنده نقدینگی نیز عبارت است از کل سپرده‌های بخش غیردولتی نزد بانک‌ها و مؤسسات اعتباری و اسکناس و مسکوک نزد اشخاص. از تلفیق ترازنامه بانک مرکزی و بانک‌ها و مؤسسات اعتباری غیربانکی ترازنامه سیستم بانکی پدید می‌آید که یکی از متغیرهای مهم این ترازنامه، نقدینگی است. داده‌های مربوط به این متغیر نیز از آمارهای رسمی منتشره توسط بانک مرکزی تأمین شده است.

۷. **قیمت فصلی سبد نفتی** اپک (oil_prices): که از منابع اطلاعاتی مؤسسه مطالعات بین‌المللی انرژی برگرفته شده‌است.

۴. معرفی مدل نظری و روش تجربی

فرضیه رابطه ساختگی را که توسط فاما (۱۹۸۱) مطرح شد با افزودن متغیرهای پولی و مالی در مدل خود مدنظر قرار خواهیم‌داد. برای این منظور ابتدا به بررسی مانایی داده‌های سری زمانی مورد استفاده، با به‌کارگیری آزمون ریشه واحد موسمی پرداخته و سپس از روش‌های هم‌انباشتگی برای به‌دست آوردن بردارهای همجمعی استفاده می‌کنیم. در نهایت، یک چارچوب VECM به منظور مدل‌سازی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت میان بازدهی دارایی‌ها و تورم و متغیرهای کلان به کار می‌بندیم. روش تجربی مورد استفاده در این پژوهش استفاده از الگوی خودرگرسیو برداری است. رهیافت ما در بهره‌گیری از این الگو، تفکیک روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت بین متغیرهای مورد استفاده در برآورد است. اندازه و علامت ضرایب به‌دست‌آمده در جزء کوتاه‌مدت الگو نیز بر همین اساس ارزیابی خواهند شد.

۴-۱. ملاحظات اقتصادسنجی

به‌کارگیری روش برآورد رگرسیون حداقل مربعات معمولی (OLS) در صورت وجود ریشه(های) واحد، می‌تواند به رگرسیون‌های ساختگی منجر شود. پیش از انجام هرگونه تحلیل اقتصادی و آزمون اقتصادسنجی، لازم است از وجود یا نبود این ریشه‌های واحد اطمینان حاصل کرده و سپس روش مناسب برآورد ضرایب به کار بسته شود. در این بخش، ابتدا با توجه به ویژگی‌های موسمی[1] بودن سری‌های زمانی مورد استفاده، تکنیک آزمون و تشخیص وجود ریشه‌های واحد موسمی معرفی شده و سپس با استفاده از فیلترهای مناسب بردارهای هم‌انباشتگی موسمی استخراج می‌شوند.

بسیاری از سری‌های زمانی اقتصادی شامل اجزای مهم موسمی می‌باشند و طیف وسیعی از مدل‌ها برای اثرات موسمی که ممکن است در سری‌های زمانی متفاوت باشند، وجود دارند. یک سری زمانی موسمی را می‌توان به صورت یک طیف توصیف کرد که در تناوب‌های موسمی ω_s نقاط اوج جداگانه دارد. به طوری که $\omega_s \equiv \frac{2\pi j}{s}$, $j = 1,\ldots,\frac{s}{2}$ که در آن s تعداد دوره‌های زمانی در یک سال است، با این فرض که s یک عدد زوج بوده و یک طیف وجود دارد. در این پژوهش، داده‌های موسمی مورد استفاده قرار خواهند گرفت و از این رو $s = 4$ خواهد بود. بیولیو

1. Seasonal

و میران[1] (۱۹۹۳) نشان دادند که اعمال یک نوع از اثرات موسمی در شرایطی که نوع دیگر غالب می‌باشد، می‌تواند به تورش و یا از بین رفتن اطلاعات منجر شود. لذا آنها پیشنهاد می‌کنند که با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد موسمی تصادفی یا قطعی‌بودن اثرات موسمی را مشخص کنیم. رایج‌ترین عملیات تفاضل‌گیری موسمی را که توسط باکس و جنکیز[2] (۱۹۷۰) معرفی و به عنوان یک فرایند موسمی توسط گرتر و نرلاو[3] (۱۹۷۰) و بل و هیلمر[4] (۱۹۸۵) مورد استفاده قرار گرفت، می‌توان به صورت زیر نوشت:

$$\begin{aligned}\left(1-B^{4}\right)x_t=\varepsilon_t&=\left(1-B\right)\left(1+B+B^{2}\right)x_t\\&=\left(1-B\right)\left(1+B\right)\left(1+B^{2}\right)x_t\\&=\left(1-B\right)S\left(B\right)x_t\end{aligned}\qquad(5)$$

که چهار ریشه در مدول[5] یک دارد: یکی در تناوب صفر (چهار سیکل در سال)، یک ریشه واحد دو موسمی (دو چرخه در سال)، و یک زوج مختلط برای ریشه واحد موسمی (سیکل چهار فصل یک بار) در یک سال. ویژگی‌های سری‌های هم انباشت موسمی در نظر اول چندان مشخص نیستند ولی تاحدی مشابه ویژگی‌های فرایندهای هم‌انباشت عادی که به طور مثال توسط فولر[6] (۱۹۷۶) عنوان شد، هستند. به طور مشخص، دارای حافظه بلندمدت هستند به شکلی که اثرات شوک‌ها برای همیشه ادامه می‌یابد و در واقع، الگوها و رفتارهای موسمی را تغییر می‌دهند. واریانس آنها به صورت خطی از نقطه آغازین سری افزایش‌یافته و با ریشه‌های واحد سایر تناوب‌ها ناهمبسته است.

۴-۲. آزمون ریشه واحد موسمی

برای انجام آزمون ریشهٔ واحد در مورد داده‌های سالانه که در آن نمی‌توان فرضیهٔ وجود اثرات موسمی را در مورد آنها طرح نمود، استفاده از آزمون‌های دیکی- فولر[7] و فیلیپس- پِرون[8] توصیه می‌شود. ولی در مورد داده‌های موسمی لازم است به این مسأله توجه شود که ممکن است

1. Beaulieu and Miron
2. Box, G.E.P. and G.M. Jenkins, (1970)
3. Grether, D.M. and M. Nerlove, (1970)
4. Bell, W.R. and S.C. Hillmer, (1985)
5. Modulus
6. Fuller, (1976)
7. Dicky-Fuller, (1979)
8. Philips-Perron, (1988)

انباشتگی متغیرها، وجود ریشهٔ واحد، در تناوب‌هایی بجز تناوب صفر شکل گرفته‌باشد. به این معنی که برای مثال اگر از متغیر نامانا در تناوب صفر، یعنی مقدار آن در هر فصل نسبت به فصل قبل، تفاضل‌گیری شود، آزمون مانایی رد شود، اما در مقابل با تفاضل‌گیری در تناوب نیم‌سالانه، یعنی هر فصل نسبت به دو فصل پیش از آن، فرضیهٔ نامایی متغیر را نتوان رد کرد. در چنین حالتی گفته می‌شود که متغیر انباشته از درجهٔ یک با تناوب نیم‌سالانه است. برای آزمون توصیه‌شده برای قضاوت در مورد وجود ریشهٔ واحد در تناوب‌های مختلف یک سری‌های زمانی موسمی، روشی است که توسط هیلبرگ، اِنگل، گرنجر و یو[1] (۱۹۹۰) ارائه شده است. این آزمون امکان ارزیابی وجود ریشهٔ واحد در تناوب‌های موسمی (صفر)، نیم‌سالانه و سالانه را به‌دست می‌دهد.

هرگاه یک سری زمانی، اثرات موسمی تصادفی نامانا دارد، از فیلتر تفاضل‌گیری موسمی $\left(1-B^{s}\right)$ استفاده می‌کنیم. فیلتر مورد استفاده فرض می‌کند که S ریشه داخل دایره واحد در این نمایش اتورگرسیو چندجمله‌ای وجود دارد. آزمون‌های مقدماتی این فرایند توسط هاسزا و فولر[2] (۱۹۸۲)، دیکی و همکاران[3] (۱۹۸۴)، و آزبورن و همکاران[4] (۱۹۸۸) ایجاد شدند. این روش‌ها اجازه می‌دهند که ریشه‌های واحد را در تمام تناوب‌ها و نه فقط در برخی تناوب‌ها بررسی کنیم. با این حال، زمانی که فقط برخی ریشه‌های واحد موسمی وجود دارند (تناوبی خاص مشاهده می‌شود)، به کار بستن فیلتر تفاضل‌گیری می‌تواند به تفاضل‌گیری بیش از حد سری‌ها منجر شود. از این رو، هایلبرگ، انگل، گرنجر و یوو (۱۹۹۰) روشی برای آزمون ریشه‌های واحد موسمی و غیرموسمی به صورت جداگانه ارائه کردند. این آزمون، فیلتر مناسب را برای مانا کردن سری‌های زمانی مورد استفاده، فراهم می‌آورد.

هایلبرگ و همکارانش (۱۹۹۰) با بهره‌گیری از قالب‌کاری دیکی و فولر، روشی برای آزمون جداگانه ریشه‌های واحد موسمی و غیرموسمی را پیشنهاد دادند. سری زمانی y_t را که توسط فرایند اتورگرسیو $\varphi\left(B\right)y_t=\mu_t+t$ ایجاد شده است در نظر بگیرید. به منظور تشخیص ریشه واحد در تناوب‌های صفر و موسمی، می‌بایست این چندجمله‌ای اتورگرسیو را به صورت لاگرانژی بنویسیم[5]:

1. Hylleberg, Engle, Granger and Yoo
2. Hasza and Fuller
3. Dickey *et al*
4. Osborn *et al*

۵. رجوع شود به هایلبرگ و همکاران، (۱۹۹۰)، صص. ۲۲۲-۲۲۱.

$$\varphi(B)=\sum_{k=1}^{p}\lambda_k\Delta(B)\frac{1-\delta_k(B)}{\delta_k(B)}+\Delta(B)\varphi^*(B) \qquad (۶)$$

که در آن، $\delta_k(B)=1-\frac{1}{\theta_k}B$، $\Delta(B)=\prod_{k=1}^{p}\delta_k(B)$، $\lambda_k(B)$، $\lambda_k=\frac{\varphi(B_k)}{\prod_{j=k}\delta_j(\theta_k)}$، $\varphi^*(B)$ شامل ریشه‌های خارج از دایره واحد است و θ_kها ریشه‌های واحد چندجمله‌ای $(1-B^s)$ هستند که می‌توانند به شکل زیر نوشته شوند:

$$(1-B^s)=(1-B)\left(1+\sum_{i-1}^{s-1}B^i\right)=(1-B)\prod_{k=1}^{\left[\frac{s}{2}\right]}\left(1-e^{\pm\frac{2k\pi}{s}}B\right)$$

زمانی که به مطالعه داده‌های موسمی $(s=4)$ می‌پردازیم، چندجمله‌ای $\varphi(B)$ را حول ریشه‌های ۱، ۱-، i و $i-$ بسط می‌دهیم و در این شرایط رابطه ۴ بیان می‌کند که :

$$\begin{aligned}\varphi(B)=&\lambda_1 B(1+B)(1+B^2)+\lambda_2(-B)(1-B)(1+B^2)\\&+\lambda_3(-iB)(1-iB)(1-B^2)+\lambda_4(iB)(1+iB)(1-B^2)+(1-B^4)\varphi^*(B)\end{aligned} \qquad (۷)$$

به‌منظور امکان‌پذیر ساختن برآورد، ما $\pi_1=-\lambda_1$، $\pi_2=-\lambda_2$، $\lambda_3=\frac{-\pi_3+i\pi_4}{2}$ و $\lambda_4=\frac{-\pi_3-i\pi_4}{2}$ را جایگزین می‌کنیم. سرانجام رابطه به‌دست‌آمده را در معادله اتورگرسیو $\varphi(B)y_t=\mu_t+\varepsilon_t$ جایگذاری کرده و رگرسیون کمکی زیر را به‌دست می‌آوریم:

$$\varphi^*(B)y_{St}=\pi_1 y_{1,t-1}+\pi_2 y_{2,t-1}+\pi_3 y_{3,t-2}+\pi_4 y_{3,t-1}+\mu_t+\varepsilon_t \qquad (۸)$$

که در آن

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

$$y_{1,t} = \left(1 + B + B^2 + B^3\right) y_t = \left(1 + \sum_{j=1}^{3} B^j\right) y_t$$
$$y_{2,t} = -\left(1 - B + B^2 - B^3\right) y_t$$
$$y_{3,t} = -\left(1 - B^2\right) y_t$$
$$y_{4,t} = y_{3,t-1}$$
$$y_{S,t} = \left(1 - B^4\right) y_t$$

سری $y_{1,t}$ ، ریشه واحد در تناوب صفر داشته و ریشه‌های واحد موسمی را حذف می‌کند ولی $y_{2,t}$ ریشه واحد در تناوب نیم‌سالانه داشته و ریشه‌های واحد با تناوب صفر و سالانه ندارد. از سوی دیگر، $y_{3,t}$ ریشه‌های واحد سالانه را در نظر گرفته و سایر تناوب‌ها را کنار می‌گذارد. برای اجرای آزمون‌های ریشه واحد موسمی، با استفاده از روش حداقل مربعات معمولی (OLS) برآورد می‌کنیم. روش آزمون به قرار زیر است:

برای تناوب صفر، از آزمون t_1 یک‌دامنه برای آزمون فرض صفر $H_0 : \pi_1 = 0$ در برابر $H_1 : \pi_1 < 0$ استفاده می‌شود. اگر $t_1 > t_{1,tabulated}$ بشود، فرضیه صفر رد نشده و ریشه واحد با تناوب صفر خواهیم داشت. برای تناوب π یعنی تناوب شش ماه یکبار، بار دیگر از تابع نمونه‌ای (آماره) t_2 البته با تابع توزیعی متفاوت از توزیع t_1 ، یک دامنه برای آزمودن فرض صفر $H_0 : \pi_2 = 0$ در برابر $H_1 : \pi_2 < 0$ استفاده می‌کنیم. اگر $t_2 > t_{2,tabulated}$، فرض صفر رد نشده و ریشه واحد با تناوب نیم‌سالانه خواهیم داشت. به منظور بررسی وجود ریشه واحد با تناوب موسمی سالانه یعنی ریشه واحد یک فصل با فصل متناظر در سال پیش، از آماره آزمون F برای آزمون فرض صفر $H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$ در برابر فرض $H_0 : \pi_3 \neq \pi_4 \neq 0$ استفاده می‌کنیم. اگر $F_{34} > F_{34,tabulated}$ باشد، فرض صفر پذیرفته‌شده و ریشه واحد با تناوب موسمی سالانه خواهیم داشت. این آزمون‌ها در بخش بعدی برای تعیین درجه انباشتگی متغیرها به‌کار گرفته می‌شوند. هگی[1] (۱۹۹۰) جدول کوانتیل‌های کوچک نمونه‌ای مربوط به هر سه تابع نمونه‌ای را با در نظر گرفتن روند، جزء ثابت و متغیرهای مجازی استخراج کرده است.

1. Hegy, (1990)

۴-۳. فیلتر موسمی[1]

در بخش قبل اشاره‌شد که فرض صفر $H_0: \pi_1 = \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$ و یا به عبارت دیگر $I(1,1,1)$، اشاره به وجود ریشه واحد در تناوب صفر (یعنی $\pi_1 = 0$)، تناوب نیم‌سالانه موسمی (یعنی $\pi_2 = 0$)، و در تناوب سالانه موسمی (یعنی $\pi_3 = \pi_4 = 0$) دارد. فروض صفر $H_0: \pi_1 = 0$ ، $H_0: \pi_2 = 0$ و $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ به صورت جداگانه آزمون می‌شوند. اگر آزمون t نشان دهد که π_1 و π_2 غیرصفر، و آزمون F نشان دهد که هردوی π_3 و π_4 متفاوت از صفر هستند، آنگاه می‌گوییم ریشه واحد در تناوب صفر و نیز ریشه واحد موسمی وجود ندارد و درجه انباشتگی سری مورد نظر $I(0,0,0)$ خواهد بود که این امر به منزله مانایی متغیر است. اگر π_1 متفاوت از صفر نباشد، اما π_1 و هریک از π_3 و π_4 متفاوت از صفر باشند، آنگاه درجه انباشتگی متغیر $I(1,0,0)$ بوده که به معنای وجود ریشه واحد در تناوب صفر و نبود ریشه واحد موسمی است. برای قبول فرض صفر $I(1,1,1)$، هیچ یک از ضرایب نباید به طور معناداری متفاوت از صفر باشند.

برای ارائه یک آزمون هم‌انباشتگی استاندارد در تناوب صفر، ریشه واحد در تناوب سالانه موسمی می‌بایست حذف شود. برای این کار از فیلتر مخصوص برای تعدیل موسمی[2] متغیرها، استفاده می‌کنیم. زمانی که سری‌های زمانی رفتار موسمی شدیدی از خود نشان دهند، ممکن است دارای ریشه واحد موسمی باشند. به دنبال آن، بردارهای هم‌انباشتگی می‌توانند علاوه بر تناوب صفر، در چرخه‌های موسمی بروز کنند. در شرایطی که سری‌های زمانی دارای ریشه واحد موسمی هستند و تصور بر آن است که رابطه هم‌انباشتگی یک رابطه بلندمدت (تناوب صفر) بین سری‌های زمانی وجود دارد، برآورد رگرسیون هم‌انباشتگی، یک برآورد ناسازگار را نتیجه می‌دهد. لذا در چنین شرایطی ضروری‌است که رابطه بلندمدت میان متغیرها را با استفاده از داده‌هایی به‌دست آوریم که از طریق فیلتر موسمی $S(L) = (1 + L + L^2 + L^3)$ تعدیل‌شده تا ریشه‌های واحد موسمی از بین رفته و ریشه واحد تناوب صفر متناظر با $(1 - L)$ شود. یعنی، زمانی که سری‌های زمانی ما ریشه واحد در تناوب صفر و تناوب‌های موسمی دارند، مدل ایستای آزمون هم‌انباشتگی بین متغیرهای y و x به صورت:

$$(Z_1 x_t) = \beta_1 (Z_1 y_t) + \varepsilon_t \qquad (۹)$$

1. Seasonal Filter
2. Seasonal Adjustment

خواهد بود که در آن $Z_1 = \left(1 + L + L^2 + L^3\right)$ و β_1 نیز رابطه بلندمدت در تناوب صفر است. آزمون استاندارد فرضیه صفر در خصوص نبود بردار هم‌انباشتگی نیز مستقیماً با آزمودن اینکه آیا $\varepsilon_t \sim I\left(1\right)$ در مقابل $\varepsilon_t \sim I\left(0\right)$، می‌باشد. بدین ترتیب، رابطه زیر را که معادل آزمون ADF است را با استفاده از $\hat{\varepsilon}_t$ برآوردشده از معادله بالا برآورد می‌کنیم:

$$\Delta\hat{\varepsilon}_t = \pi_1\hat{\varepsilon}_{t-1} \sum_{i=1}^{p-1}\psi_i\Delta\hat{\varepsilon}_{t-i} + \mu + \delta t + \omega_t \qquad \omega_t \sim IID\left(0, \sigma^2\right)$$

آماره آزمون، یک آماره t برای آزمون فرض صفر $H_0 : \pi_1 = 0$ در برابر $H_1 : \pi_1 < 0$، با استفاده از مقادیر بحرانی ارائه‌شده توسط مک‌کینون[1] است. پس از حذف اثرات موسمی متغیرها، می‌بایست به آزمون این فرضیه بپردازیم که آیا بین متغیرهای مورد استفاده، رابطه بلندمدت وجود دارد یا خیر.

اکنون فرض را بر این قراردهیم که $Z_1 = 1$ یعنی متغیرهای درگیر در مدل‌سازی تنها ریشه واحد از تناوب صفر داشته‌باشند. آنگاه رابطه رگرسیون ساده به رابطه $x_t = \beta_1 y_t + \varepsilon_t$ تحویل می‌یابد. باردیگر می‌توان با استفاده از تکنیک انگل و گرنجر وجود بردار هم‌انباشتگی $\left[1 - \beta_1\right]$ را آزمون کرد. روشن است که در صورت افزایش شمار متغیرهای توضحی مدل رگرسیونی فصلی با ریشه واحد در تناوب صفر، می‌توان تکنیک یوهانس و یوسیلیوس[2] (۱۹۹۰) در آزمون و برآورد بردارهای هم انباشتگی را به‌کار بست، یعنی:

$$\Delta z_i = \prod_1 \Delta \mathbf{z}_{i-1} + \cdots + \prod_{k-1} \Delta \mathbf{z}_{i-k+1} + \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}^t\mathbf{z}_{i-1} + \boldsymbol{E}\,\boldsymbol{X}_i + \mathbf{v}_i \qquad (10)$$

که در آن، $\mathbf{z}_i$ متغیرهای درونزای سیستم، $\boldsymbol{\pi} = \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}^t$ بوده و $\boldsymbol{\alpha}$ ماتریس ضرایب تعدیل، $\boldsymbol{\beta}$ ماتریس دربرگیرنده بردارهای هم‌انباشتگی روابط بلندمدت است. مدل تصحیح خطای برداری می‌تواند در برگیرنده متغیرهای برونزا مانند روند و متغیرهای مجازی نیز باشد که آنها را در ماتریس $\boldsymbol{X}_i$ با ماتریس ضرایب $\boldsymbol{E}$ در این معادله نشان داده‌ایم.

1. McKinnon
2. Johansen and Juselius

۵. تحلیل تجربی

۵-۱. تعیین درجهٔ انباشتگی لگاریتم متغیرها

نتایج آزمون‌های ریشه واحد برای لگاریتم متغیرهای مورد استفاده در مدل‌سازی و تحلیل‌های تجربی در جدول ۱، مشاهده می‌شود. پنج متغیر قیمت سکه، بازدهی سهام، تولید ناخالص داخلی، تورم، قیمت زمین، قیمت سبد نفتی اپک و حجم نقدینگی دارای درجه انباشتگی $I(۱,۰,۰)$ هستند. یعنی این متغیرها تنها دارای ریشه واحد در تناوب صفر بوده و ریشه واحد نیم‌سالانه و سالانه موسمی ندارند. یعنی مقدار دوره t هر متغیر تابعی از مقدار آن متغیر در فصل قبل با ضریب برابر با واحد است. جدول ۱، جزئیات این نتیجه‌گیری آمار را نشان می‌دهد.

جدول ۱. آزمون ریشه واحد متغیرهای مورد استفاده

	درجه همگرایی	$F[۳-۴]$	$t[P_i ۲]$	$t[P_i ۱]$
سکه طلا	۱۱/۱۲	-۷/۹۶	۰/۲۷*	$I(۱,۰,۰)$
سهام	۱۹/۹۸	-۵/۸۴	-۱/۶۱*	$I(۱,۰,۰)$
زمین	۳۳/۰۹	-۷/۳۲	-۰/۹۸*	$I(۱,۰,۰)$
حجم نقدینگی	۳۹/۱	-۳/۰۹	۴/۲۲*	$I(۱,۰,۰)$
تولید ناخالص داخلی	۴/۳۷	-۵/۲۴	۰/۴۶*	$I(۱,۰,۰)$
تورم	۱۹/۱۲	-۱۰/۴۸	-۰/۶۶*	$I(۱,۰,۰)$
قیمت نفت	۱۹/۴۵	-۸/۰۱	-۱/۱۸*	$I(۱,۰,۰)$

* قبول فرض صفر در سطح لگاریتم با احتمال ناحیه بحرانی ۵٪

مقادیر کوانتیل‌های آزمون در مقاله Hegy (1990) آمده است.

در این شرایط، دیگر نیازی به استفاده از مدل تصحیح خطای برداری موسمی نبوده و می‌توانیم با استفاده از روش یوهانسون و یوسلیوس به بررسی اثرات و روابط کوتاه‌مدت، بلندمدت میان متغیرهای مورد نظر در این پژوهش و برونزایی ضعیف برخی متغیرهای توضیحی بپردازیم. در واقع، رویکرد ما در مواجهه با داده‌های موسمی از این به بعد همانند داده‌های سالانه خواهد بود.

۵-۲. برآورد خودرگرسیون برداری غیرمقید

انتخاب مرتبه سیستم بردار خودرگرسیونی غیرمقید: هدف ما به‌کارگیری مدل اقتصادسنجی تعریف‌شده برای آزمون فرضیه‌های طرح‌شده برای پارامترهای روابط بلندمدت است. برای این

منظور در شکل یک مدل بردار خودرگرسیون برداری غیرمقید در تفاضل لگاریتم متغیرها را برآورد کرده و سپس تعداد وقفه بهینه آنها را تعیین می‌کنیم. تعیین وقفه بهینه برای بازدهی در قیمت‌ها (تفاضل لگاریتم متغیرها) نیز صورت گرفته که در جدول ۲، آورده‌ایم. برقراری فروض کلاسیک توسط جملات خطای رگرسیون برداری نیز کنترل شده‌است، که در تمام موارد فرضیه نبود خودهمبستگی، نبود ناهمسانی واریانس و برقراری فرض نرمال بودن تأیید می‌شود[1].

جدول ۲. معیارهای انتخاب وقفه بهینه برای مدل‌های بردار خودرگرسیونی- تفاضل لگاریتم متغیرها

	بازدهی قیمت سکه طلا			بازدهی قیمت زمین			بازدهی قیمت سهام		
وقفه	LR	AIC	BS	LR	AIC	BS	LR	AIC	BS
۰	NA	-۱۷/۴	-۱۷/۲۷	NA	-۱۴/۵۸	-۱۴/۳۶	NA	-۱۷/۳	-۱۷
۱	۱۲۵/۹	-۱۸/۷	-۱۷/۷۵	۱۰۶/۱	-۱۵/۴۸	-۱۴/۸۲	۱۲۴/۲	-۱۸/۹۳	-۱۷/۶۸
۲	۱۰۹	-۱۹/۹	-۱۸/۰۱	۱۴۷/۱	-۱۶/۹۴	-۱۵/۸۴	۹۹/۷	-۲۰/۲	-۱۸/۱*
۳	۸۰/۷۴	-۲۰/۷	-۱۸/۱*	۹۵/۵	-۱۷/۸۳	-۱۶/۲۹*	۶۹*	-۲۱*	-۱۸/۰۳
۴	۴۹/۹*	-۲۱*	-۱۷/۶۳	۵۳/۷*	-۱۸/۲*	-۱۶/۲۳	۱۹/۷۷	-۲۰/۷۴	-۱۶/۸۳
۵	۱۸/۹۲	-۲۰/۷	-۱۶/۵۲	۱۰/۵۹	-۱۸/۰۲	-۱۵/۵۹	۳۲/۶۷	-۲۰/۹۳	-۱۶/۱۴

۵-۳. تعداد بردارهای هم‌انباشتگی

در جدول ۱ دیدیم که تمام متغیرهای درگیر در مدل‌سازی دارای ریشه واحد در تناوب صفر بودند. انگل، گرنجر، هایلبرگ و لی[2] (۱۹۹۳) نشان می‌دهند که در چنین شرایطی روش مناسب برای مدل‌سازی روابط بلندمدت و کوتاه‌مدت همان اقتصادسنجی مرسوم برای داده‌های سالانه است. در این بخش، روش حداکثر درستنمایی با اطلاعات کامل یوهانسون و یوسیلیوس به کار گرفته می‌شود تا روابط بلندمدت (بردارهای هم‌انباشتگی) بین متغیری وابسته (بازدهی سهام در معادله اول و بازدهی زمین در معادله دوم) و متغیرهای مستقل که عبارتند از رشد تولید ناخالص داخلی، تورم و حجم نقدینگی، برآورد شوند. در این مدل‌سازی قیمت سکه بهارآزادی (طلا) متغیر قیمت نفت به عنوان یکی از متغیرهای تأثیرگذار احتمالی بر بورس فلزات گرانبها و نیز در بقیه مدل‌ها این متغیر به عنوان متغیر برونزای مدل‌های خودرگرسیون برداری مورد استفاده قرار

۱. این جدول‌ها نزد نویسندگان موجود بوده و در صورت نیاز قابل ارایه است.

2. Engle, Granger, Hylleberg and Lee, (1993)

می‌گیرد. نتایج آزمون‌ها مربوط به تعداد بردارهای هم‌انباشتگی در مدل‌سازی تفاضل لگاریتم قیمت دارایی‌ها در جدول ۳، آورده شده است.

جدول ۳. آزمون تعداد روابط بلندمدت برا ساس آزمون حداکثر مقادیر ویژه برای مدل‌سازی تفاضل لگاریتم قیمت دارایی‌ها

تعداد روابط بلندمدت : H_0	تعداد روابط بلندمدت : H_1	بازدهی زمین	بازدهی سهام	بازدهی طلا
$r = 0$	$r = 1$	۳۳/۶۵(۰/۰۱)	۳۳/۵۴(۰/۰۱)	۱۱۲/۸(۰/۰۰)
$r \leq 1$ $r = 2$	$r = 2$	۱۳/۴۴(۰/۵۱)	۲۰/۴۰(۰/۱۴)	۲۳/۴۹(۰/۰۶)
$r \leq 2$	$r = 3$	۷/۴۰(۰/۶۲)	۱۷/۷۹(۰/۰۷)	۱۷/۷۹(۰/۰۵۴)

همان‌طور که نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد، برای بازدهی قیمت هر سه دارایی سهام، زمین و سکه بهارآزادی وجود تنها یک رابطه بلندمدت میان این متغیرها و متغیرهای اقتصاد کلان ایران (حجم نقدینگی، تولید ناخالص داخلی، تورم و برخی موارد قیمت سبد نفتی هر بشکه نفت اپک) تأیید می‌شود. قیمت انس طلا (و به دنبال سکه بهار آزادی) در بیشتر موارد، متأثر از قیمت‌های جهانی طلا (به طور عمده بورس فلزات لندن) بوده و خود این قیمت‌ها ناشی از عرضه و تقاضای جهانی و نیز ارزش دلار است. در نتیجه، حاشیه اختلاف قیمت هر گرم طلا در بازار ایران و بورس لندن می‌تواند ناشی از متغیرهای حقیقی و پولی ایران باشد که در مدل‌سازی کوتاه‌مدت و بلندمدت بازدهی این دارایی به این مهم توجه شده است.

۴-۵. تحلیل روابط بلندمدت (بردارهای هم‌انباشتگی)

در اینجا به بررسی رابطه بلندمدت بین قیمت سهام، زمین و سکه بهارآزادی با تورم در حضور متغیرهای پولی (حجم نقدینگی) و حقیقی (تولید ناخالص داخلی) می‌پردازیم. جدول ۴، این روابط را برای بازدهی قیمت دارایی‌های مورد نظر نشان می‌دهد. این ضرایب در واقع همان بردار $\boldsymbol{\beta}$ مقید معادله است که در ستون آخر این جدول نیز مقادیر تابع‌نمونه‌ای لگاریتم نسبت راستنمایی مربوط به قیدهای تحمیل‌شده به بردارهای $\boldsymbol{\beta}$ و $\boldsymbol{\alpha}$ آورده شده است. این توابع نمونه‌ای برای آزمودن فرضیه برابر با یک بودن ضریب قیمت (تورم)، قید نرمال‌سازی عناصر بردار $\boldsymbol{\beta}$ نسبت به ضریب متغیر وابسته و مهم‌تر از آن بروزایی ضعیف متغیر وابسته نسبت به پارامترهای $\boldsymbol{\alpha}$ است.

همان‌طور که در جدول ۳، نشان داده‌شد، در تمام موارد فرضیه وجود تعداد $r = ۱$ بردار هم‌انباشتگی پذیرفته می‌شود. بنابراین، برای مشخص‌شدن دقیق فضای هم‌انباشتگی، لازم است به تعداد $r^۲$ یعنی تنها یک قید بر پارامترهای سیستم تحمیل شود. این قید یک محدودیت دقیقاً قابل شناسایی بوده و نمی‌تواند بر مقدار لگاریتم راستنمایی تأثیر داشته باشد. اما برحسب ضرورت تعداد قیدهای قابل تحمیل به این سیستم محدود به $r^۲$ نیست. می‌توان قیدهای بیشتری را بر ساختار ماتریس تعدیل α تحمیل نمود تا امکان بررسی برونزایی ضعیف متغیرهای توضیحی، یعنی عدم واکنش متغیرهای توضیحی سیستم VECM به عدم تعادل‌های موجود در بازارهای دارایی را بررسی کرد. با توجه به اضافه‌بودن این قید نسبت به $r^۲$ قید پیشین، لازم‌است برقراری این قید با استفاده از تابع نمونه‌ای $۲[L(r) - L(r,p)] \overset{\alpha}{\sim} \chi^۲_p$ آزمون شود، که در آن $L(r)$ و $L(r,p)$ به ترتیب مقدار تابع حداکثرشده لگاریتم راستنمایی با r قید نرمال‌سازی و $r + p$ قید نرمال‌سازی و قیدهای اضافی (قیدهای فراشناسایی) دیگر است که به وسیله نظریه‌های اقتصادی بر مدل رگرسیونی بلندمدت و ضرایب تعدیل تحمیل می‌شود.

نتایج به‌دست آمده از این آزمون‌ها همراه با قیدهای تحمیل شده در جدول ۴ آمده است. علاوه بر تحمیل قیدهایی بر مؤلفه‌های ماتریس تعدیل α یک محدودیت مهم بر متغیر تفاضل لگاریتم قیمت (تورم) به صورت $\beta_{CPj} = ۱$ نیز تحمیل شده‌است. هدف از تحمیل این قید انجام آزمون فرضیه اصلی این نوشتار یعنی توانایی پوشش تورم توسط بازدهی‌های به‌دست آمده از انواع دارایی‌های مورد بحث است. جدول ۴ نشان می‌دهد که در بازدهی، تمام دارایی‌ها در دوره مورد مطالعه توانایی پوشش تورم را داشته‌اند. همان‌طور که ستون آخر جدول ۴ نشان می‌دهد، در تمام موارد گزارش‌شده این فرضیه قیدهای بیش فراشناسا بودن ضرایب برقرار هستند.

بازدهی سهام به طور معناداری با رشد $M۲$ و رشد GDP حقیقی، تورم و رشد قیمت نفت مرتبط است. فرضیه برابری ضریب رشد CPI (تورم) همراه با قیدهای دیگر فراشناسایی تأیید می‌شود. قیدهای فراشناسایی در جدول ۵ آمده است. افزون بر این، در دوره مورد مطالعه $Q۴$ ۱۳۸۵ - $Q_۲$ ۱۳۸۹، افزایش حجم نقدینگی باعث کاهش بازدهی سهام می‌شود. یکی از دلایل این کاهش در بازدهی می‌تواند ناشی از تورمی‌بودن رشد $M۲$ بوده و با فرض ثبات سایر شرایط اقبال خریداران اوراق سهام را نسبت به خرید آن کاهش دهد و این نیز به نوبه خود کاهش در بازدهی را به دنبال دارد. رشد در GDP واقعی تأیید آماری معناداری بر بازدهی سهام دارد. این

رشد ناشی از رشد فعالیت‌های اقتصادی و تولیدی اشتغال‌زا بوده، در نتیجه از یک سوی به دلیل افزایش درآمد باعث افزایش قدرت خرید و پس‌انداز شده، از سوی دیگر، نشانگر افزایش سودآوری بنگاه‌های اقتصادی می‌شود که سود قابل توزیع صاحبان سهام را افزایش داده و به نوبه خود سبب رونق بازار سهام می‌شود. افزون بر این، رشد درآمدهای حاصل از فروش نفت می‌تواند دارای دو اثر متضاد بر بازار سهام باشد؛ اول اینکه اگر افزایش درآمد نفت موجب افزایش حجم نقدینگی شود، باعث کاهش بازدهی سهام می‌شود که با واردکردن حجم نقدینگی در مدل این سازوکار به سادگی قابل درک است. از سوی دیگر، افزایش درآمدهای نفتی به معنی رونق اقتصاد و امکان واردات نهاده‌ها، مواد اولیه و واسطه‌ای تولید را فراهم می‌سازد که در نتیجه این تسهیل در واردات بخش‌های تولیدی وابسته به آنها وارد مرحله رونق‌شده و نتیجه آن افزایش سودآوری بنگاه‌ها است. بنابراین، در دوره مورد مطالعه رشد قیمت نفت خام صادراتی تأثیر مثبت و معناداری بر بازدهی سهام در بازار تهران داشته است.

جدول ۴. بردارهای برآورد هم انباشتگی معادلات رگرسیونی بازدهی قیمت دارایی‌ها

	رشد $M2$	رشد GDP	رشد CPI	رشد Oil_prices	متغیر وابسته	*LR- stat*
بردار هم‌انباشتگی نرمال شده معادله بازدهی سهام	-۰/۶۶ (۰/۲۶)	۷۶/۴۷ (۱۰/۵۱)	۱	۰/۳۶۶ (۰/۱۹)	۱	۳/۰۴(۰/۵۵)
بردار هم‌انباشتگی نرمال شده معادله بازدهی سکه بهار آزادی	۰	-۱۹/۸۱ (۹/۸۷)	۱	۰/۹۶۰ (۰/۲۳)	۱	۵/۵۳(۰/۳۵)
بردار هم‌انباشتگی نرمال شده معادله بازدهی زمین	-۰/۹۸ (۰/۲۷)	۵۰/۱۹ (۹/۰۷)	۱	-	۱	۱/۲۵(۰/۷۴)

اعداد داخل پرانتز مربوط به پارامترها انحراف معیار متناظر آنهاست و اعداد داخل پرانتزها تابع نمونه‌ای نسبت راستنمایی p- مقدارها هستند.

رشد بلندمدت قیمت سکه بهار آزادی از نظر آماری از رشد حجم نقدینگی متأثر نمی‌شود، ولی رشد GDP نه تنها تأثیر معناداری بر رشد قیمت سکه بهار آزادی دارد، بلکه باعث کاهش قیمت آن نیز می‌شود. این کاهش می‌تواند از چند مسیر صورت گیرد.

الف) افزایش رشد اقتصادی باعث می‌شود که اقتصاد بتواند با افزایش تولید از ارزش پول ملی حمایت کند، آنگاه نرخ ارز دارای تلاطم اندکی بوده و در نتیجه افزایش قیمت سکه طلا که ناشی از افزایش نرخ ارز است، محدود می‌شود.

ب) افزایش تولید باعث می‌شود که زمینه‌های سرمایه‌گذاری سودآوری وجود داشته باشد که افراد را از واردشدن به تقاضای سفته‌بازی سکه باز می‌دارد.

ت) رشد اقتصادی بالا باعث افزایش بازدهی سهام می‌شود، در نتیجه عاملان اقتصادی با سرمایه مالی اندک، زمینه سرمایه‌گذاری و فرصت‌های مناسبی را برای سرمایه‌گذاری در این بازار بجای بازار سکه به‌دست می‌آورند.

قیمت طلا در بورس‌های اصلی تا حدود بسیاری همسو با قیمت نفت تغییر می‌کند، در نتیجه، افزایش قیمت نفت خام نیز باعث افزایش قیمت طلا می‌شود که نتیجه آن افزایش قیمت اُنس طلا و به دنبال آن سکه بهار آزادی در ایران می‌شود. ضریب از نظر آماری معنادار و با علامت مثبت متغیر رشد قیمت نفت این فرضیه تأیید می‌کند.

در میان مدل‌های برآوردشده معادله رگرسیون رفتار بلندمدت بازدهی قیمت زمین از پیچیدگی بیشتری برخوردار است. بازدهی قیمت زمین در دوره مورد مطالعه تنها در کوتاه‌مدت از قیمت نفت خام متأثر می‌شود و عامل اصلی تعیین‌کننده قیمت زمین در بلندمدت، رشد تولید ناخالصی داخلی واقعی است، به طوری که یک درصد افزایش در رشد GDP واقعی در بلندمدت با ثبات سایر شرایط ۵۲ درصد افزایش در بازدهی (رشد قیمت) را به دنبال دارد.

$$\Delta \log\left(land_i\right) = \underset{(۰/۰۱۵)}{۰/۰۳۱۸} + \underset{(۹/۶۵)}{۵۲/۰۲}\Delta \log\left(GDP_i\right) - \underset{(۰/۷۵۶)}{۱/۲۸۸}\Delta \log\left(M۲_i\right) + \underset{(۰/۷۵۶)}{۱/۲۸۸}\Delta \log\left(CPI_i\right)$$

که در آن، عبارت‌های داخل پرانتز، انحراف معیار پارامترهای برآورد شده بوده و علاوه بر این رشد موازی در سطح عمودی قیمت و $M۲$ در بلندمدت تأثیر معنادار و برابر با صفر بر قیمت زمین دارد، به طوری که $\hat{\beta}_{CPj} = -\hat{\beta}_{M۲} = ۱/۲۸۸$ است. سطر آخر جدول ۴، جزئیات مربوط به نتایج برآوردهای مقید $\hat{\beta}_{CPj} = ۱$ را نشان می‌دهد. علاوه بر فرضیه برابر با یک بودن ضریب تورم، تعدادی از قیدهای برونزایی ضعیف، رشد $M۲$ و رشد CPI نیز بر سیستم VECM تحمیل شد که نتیجه به‌دست آمده قبول فرضیه صفر با آمار چی‌دو برابر با ۱/۲۵ و p- مقدار ۰/۷۴ است و نکته

جالب‌تر در این نتیجه به‌دست آمده برابری ضریب رشد M۲ با عدد ۰/۹۸- است که بار دیگر با قید $\hat{\beta}_{M۲} = -۱$ اختلاف بسیار جزیی دارد و این نتیجه بار دیگر تأکیدی بر عدم تأثیرگذاری افزایش حجم پول بر قیمت زمین در بلندمدت به شرط هم سو بودن با افزایش قیمت‌هاست.

۵-۵. آزمون برونزایی ضعیف

در مدل تصحیح خطای برداری دیدیم که ماتریس $\boldsymbol{\Pi}$، اطلاعاتی درباره روابط بلندمدت دارد که در آن $\prod = \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}^t$ است. در این ماتریس، $\boldsymbol{\alpha}$ ضرایب سرعت تعدیل مؤلفه‌های بردار $\Delta \mathbf{z}_t$ به عدم تعادل‌ها در دوره $t-۱$ را نشان می‌دهد. فرض را بر این قرار دهید که $r=۱$ و $\mathbf{z}_t = [\boldsymbol{y}_t', \boldsymbol{x}_t']^t$ باشد، آنگاه مدل VEC یادشده، به صورت زیر قابل نشان دادن است:

$$\Delta \boldsymbol{y}_t = \sum_{i=۱}^{m-۱} \boldsymbol{\Gamma}_{۱j} \Delta z_{t-۱} + \boldsymbol{\alpha}_۱ \boldsymbol{\beta}' \mathbf{z}_{t-۱} + \boldsymbol{u}_{۱t}$$

$$\Delta \boldsymbol{x}_t = \sum_{i=۱}^{m-۱} \boldsymbol{\Gamma}_{۲j} \Delta \mathbf{z}_{t-۱} + \boldsymbol{\alpha}_۲ \boldsymbol{\beta}' \mathbf{z}_{t-۱} + \boldsymbol{u}_{۲t}$$

که در آن، $\boldsymbol{\alpha} = [\boldsymbol{\alpha}_۱, \boldsymbol{\alpha}_۲]$ برداری $n\times ۱$ و $\boldsymbol{\beta}$ یک بردار $n\times ۱$ است. اکنون اگر $\boldsymbol{\alpha}_۲ = ۰$ باشد، آنگاه گفته می‌شود که $\Delta \boldsymbol{x}_t$ نسبت به عدم تعادل موجود در رابطه بلندمدت $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{z}_{t-۱}$ واکنش نشان نمی‌دهد و $\boldsymbol{\beta}$ و $\boldsymbol{\alpha}_۱$ نسبت به $\boldsymbol{x}_t$ برونزای ضعیف است و علاوه بر این $\boldsymbol{\alpha}_۱$ نشانگر سرعت تعدیل Δy_t نسبت به عدم تعادل بلندمدت است. هر اندازه مقدار مؤلفه‌های این بردار کوچک‌تر باشد، سرعت تعدیل کم و دوره زمانی لازم برای رسیدن به مقدار تعادلی طولانی‌تر است.

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که در مدل‌سازی پویایی‌های بازدهی سهام رشد حجم پول، تورم و قیمت نفت خام برونزای ضعیف، در مدل‌سازی بازدهی سکه بهار آزادی به غیر از رشد قیمت نفت خام تمام متغیرهای دیگر برونزای ضعیف و سرانجام در معادله بازدهی زمین، تنها متغیر درونزا رشد GDP بوده و قیمت نفت تنها در بخش تعدیل‌های کوتاه‌مدت VECM آورده شده و در فهرست متغیرهای رابطه تعادلی بلندمدت قرار ندارد. ضریب تعدیل به عدم تعادل بازدهی زمین با عدد برآوردشده برابر با ۰/۷۵۱- بیشتر از ضریب تعدیل سایر بازارها حتی بازدهی سکه بهار آزادی است و این نشان‌دهنده سرعت انتشار اطلاعات در این بازار در دوره مورد مطالعه است. یعنی اینکه

هر شوک عدم تعادلی در کمترین زمان ممکن به سرعت تعدیل می‌یابد. طولانی‌ترین دوره تعدیل مربوط به بازدهی سهام است که ضریب تعدیل آن ۰/۱۷۴- است.

جدول ۵. قیدها و پارامترهای ماتریس ضرایب تعدیل در مدل‌سازی بازدهی دارایی‌ها

	رشد $M۲$	رشد GDP	رشد CPI	رشد Oil_prices	متغیر وابسته
بردار هم‌انباشتگی نرمال شده	۰	۰/۰۳۴۲	۰	۰	-۰/۱۷۴
معادله بازدهی سهام		(۰/۰۰۶۵)			(۰/۱۶۵)
بردار هم‌انباشتگی نرمال شده	۰	۰	۰	۰/۸۲۶	-۰/۶۸۶
معادله بازدهی سکه بهار آزادی				(۰/۳۱۶)	(۰/۱۶۵۲)
بردار هم‌انباشتگی نرمال شده	۰	۰/۰۱۹۰	۰	-	-۰/۷۵۱
معادله بازدهی زمین		(۰/۰۰۵۷)			(۰/۱۹۲)

۵-۶. توابع واکنش آنی تعمیم‌یافته

توابع واکنش آنی تعمیم‌یافته می‌تواند برای شوک‌های واردشده به هر یک از متغیرهای درونزای مدل محاسبه شود. در این بخش تأثیر شوک‌های واردشده به متغیرهای توضیحی در هر یک روابط بلندمدت و اثر آن بر رفتار متغیرهای وابسته بازدهی انواع دارایی‌ها تحلیل می‌شود. در این بخش به بررسی روابط کوتاه‌مدت میان متغیرهای بازدهی سهام و زمین با حجم نقدینگی، تورم و تولید ناخالص داخلی می‌پردازیم. برای این منظور توابع واکنش آنی تعمیم‌یافته پسران و شین[1] (۱۹۹۸) برای پرهیز از روبه‌رو شدن با ناپایایی ناشی از تغییر در ترتیب متغیرهای مدل VEC را مورد استفاده قرار می‌دهیم.

توابع واکنش آنی ناشی از شوک به اندازه یک انحراف معیار متغیرهای بازدهی سهام، حجم نقدینگی، تورم، رشد تولید ناخالص داخلی و رشد قیمت نفت بر بازدهی سهام در نمودار ۱، پیوست نشان داده می‌شود. پانل (الف) در این نمودار نشان می‌دهد که شوک اتفاق افتاده در بازار سهام در دوره یک به اندازه ۹ درصد و سپس در دوره ۶ درصد رشد دایمی در بازدهی سهام ایجاد می‌کند. اثر این شوک برای مدت قابل‌توجهی پایدار است. برخلاف شوک واردشده در بازار سهام، شوک‌های پولی (افزایش رشد حجم نقدینگی به اندازه یک انحراف معیار جزء اخلال این

1. Pesaran M.H, Y. Shin, (1998)

متغیر، تقریباً در تمام دوره‌ها باعث کاهش بازدهی سهام می‌شود، مقدار عددی این کاهش به حدود منفی یک درصد نیز بالغ می‌شود. رشد تورم دارای اثر افزایش ۱۷ درصد افزایش در هر دوره بر بازدهی سهام است. پایدارترین و بیشترین افزایش در بازدهی سهام ناشی از افزایش در رشد تولید ناخالصی داخلی است. به طوری که در برخی دوره‌های افق پیش‌بینی فصلی این افزایش در بازدهی سهام به حدود ۳ درصد بالغ می‌شود. رشد قیمت نفت نیز اثر قابل توجه ولی در حدود یک دوم رشد GDP واقعی، یعنی حدود ۱/۵ درصد بر بازدهی سهام تأثر می‌گذارد.

متغیرهای رشد در GDP واقعی در تورم تأثیر پایدار بر افزایش بازدهی قیمت زمین دارند، در حالی که رشد حجم نقدینگی تا حدود بسیار اندکی می‌تواند باعث کاهش قیمت زمین شود، این کاهش خود اختلاف معناداری از صفر نداشته و در حد منفی ۰/۴ درصد است. شوک واردشده بر خود قیمت زمین رشد GDP و تورم تا حد قابل‌توجهی پایدار بوده و تحریک کننده قیمت زمین است و افزایش حجم نقدینگی تنها از کانال افزایش قیمت‌ها باعث افزایش بازدهی در قیمت زمین می‌شود، (نمودار ۱ پیوست پانل (ب)).

سرانجام، پانل (ج) نمودار ۱ پیوست نشان می‌دهد که افزایش در رشد تولید ناخالصی داخلی در مجموع باعث کاهش بازدهی دارایی سکه بهار آزادی شده و این کاهش هرچند کوچک ولی مستمر است. رشد حجم نقدینگی نیز باعث افزایش بازدهی این دارایی می‌شود. افزایش قیمت نفت ناشی از شوک نفتی در کوتاه‌مدت یعنی تا ۵ فصل باعث کاهش قیمت طلا شده ولی پس از آن این شوک باعث افزایش بازدهی دارای سکه طلا می‌شود، ولی در مجموع اثر کوتاه‌مدتی افزایش قیمت نفت چندان اختلاف معناداری از صفر ندارد. در مدل‌سازی‌ها در کوتاه‌مدت تنها عامل تأثیرگذار بر بازدهی طلا حجم نقدینگی است. رشد حاشیه قیمت اُنس طلا و سکه طلای بهار آزادی اثر مثبت و مستمر در یک درصد دارد، به طوری که اگر رشد حجم نقدینگی و رشد تورم با هم برابر باشند، آنگاه تأثیر همزمان این دو متغیر پولی بر رشد بازدهی سرمایه‌گذاری در سکه بهار آزادی اختلاف معناداری از صفر ندارد.

۶. جمع‌بندی و نتیجه‌گیری

بر اساس رابطه بلندمدت به‌دست آمده میان دارایی‌ها و متغیرهای کلان در ایران و طبق فرضیه‌های مطرح‌شده در این پژوهش، رابطه بلندمدت مثبت و معناداری بین بازدهی هر سه دارایی و تورم در

ایران مشاهده می‌شود که فرضیه اصلی این نوشتار را تأیید و علاوه برآن از نظر آماری برابر با یک بودن ضریب تورم در معادله رابطه بلندمدت همراه با دیگر قیدها رد نمی‌شود. در معادله بازدهی بلندمدت سهام، رشد حجم نقدینگی باعث کاهش بازدهی و افزایش رشد قیمت نفت باعث افزایش بازدهی می‌شود؛ به طوری که ضریب رشد حجم پول ۰/۶۶- و ضریب رشد قیمت نفت ۰/۳۶ در نتیجه رشد موازی این دو متغیر تنها باعث کاهش بازدهی سهام، با فرض ثابت بودن سایر شرایط می‌شود. با این حال، رشد واقعی تولید تأثیر بلندمدت و کوتاه‌مدت مؤثری در افزایش بازدهی این دارایی دارد، اگرچه در کوتاه‌مدت حجم نقدینگی تأثیر معناداری بر بازدهی سهام ندارد. بازدهی قیمت زمین، پس از بازدهی سهام، بیشتر از بازدهی سایر دارایی‌ها به افزایش در رشد تولید ناخالص داخلی حساس بوده و یک واحد افزایش در رشد تولید به اندازه ۵۰ درصد بازدهی زمین را افزایش می‌دهد. رشد موازی قیمت‌ها و نقدینگی در بلندمدت تأثیری در بازدهی زمین ندارد، ولی از نظر پوشش تورم این دارایی در بازه‌زمانی مورد مطالعه بیشترین پوشش را داشته است. در کوتاه‌مدت نیز شوک رشد تولید اثر پایدارتری بر بازدهی این دارایی دارد. سرعت تعدیل قیمت زمین به عدم تعادل‌های بلندمدت بیشتر از بازدهی سهام و حتی طلا در ایران است. بازدهی طلا در بلندمدت به طور منفی با رشد GDP ارتباط داشته و با رشد تولید تقاضای سفته‌بازی سکه بهار آزادی کاهش‌یافته و سرمایه‌ها به سوی بازار سهام جریان می‌یابد. در این بازار، سرعت تعدیل برابر با ۰/۶۸- است. این دارایی نیز توانایی پوشش تورم را داشته و به شدت به قیمت نفت حساس است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

منابع

Anari, A. and J. Kolari (2001), "Stock Price and Inflation", *Journal of Financial Research*, vol. 24: pp. 587-602.

Bakshi, G. S. and Z. Chen (1996), "Inflation, Asset Prices, and the Term Structure of Interest Rates in Monetary Economies", *Review of Financial Studies*, vol. 9(1), pp. 241–276.

Beaulieu, J. J. and J. A. J. Miron (1993), "Seasonal Unit Roots in Aggregate US Data", *Journal of Econometrics*, vol. 55, pp. 305 – 328.

Boudoukh, J., M. Richardson, R.F. Whitelaw (1994), "Industry Returns and the Fisher Effect", *Journal of Finance*, vol. 49, pp. 1595–1615.

Box, G.E.P. and G.M. Jenkins (1970), "Time Series Analysis, Forecasting and Control", (Holden-Day. San Francisco, CA).

Danthine, J. P. and J. Donaldson (1986), "Inflation and Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica*, vol. 54, pp. 585–606.

Darne, O. and C. Diebolt (2002), "A Note on Seasonal Unit Root Tests", *Quality and Quantity*, vol. 36, pp. 305–310.

Darrat, A. F. and J. L. Glascock (1989), "Real Estate Returns, Money and Fiscal Deficits: Is the Real Estate Market Efficient?" *Journal of Real Estate Finance and Economics*, pp. 197–208.

Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 84, 4277431.

Dickey. D.A., H.P. Hasza and W.A. Fuller (1984), "Testing for Unit Roots in Seasonal Times Series", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 79, pp. 355-367.

Engle R.F., C.W.J. Granger, S. Hylleberg and H. Lee (1993), "Seasonal Cointegration: The Japanese Consumption Function", *Journal of Econometrics*, vol. 55, pp. 275-298.

Fama, E. F. (1975), "Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation", *American Economic Review*, vol. 65, June, pp. 269–282.

Fama, E. F. (1981), "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money", *American Economic Review*, vol. 71, pp. 545–565.

Fama, E. F. (1983), "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money: Reply", *American Economic Review*, vol. 73, pp. 471–472 .

Fama, E. F. and M. R. Gibbons (1982), "Inflation, Real Returns and Capital Investment", *Journal of Monetary Economics*, vol. 9, pp. 299 – 323.

Fama, E. F., and G. W. Schwert (1977), "Asset Returns and Inflation", *Journal of Financial Economics*, vol. 5:2, pp. 115–46.

Fisher, I. (1930), "The Theory of Interest", New York, NY: McMillan.

Fuller, W.A. (1976), "Introduction of Statistical Time Series" (Wiley, New York, NY).

Gatzlaff, D. H. (1994), "Excess Returns, Inflation and the Efficiency of the

Housing Market", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*. vol. 22. 4: pp. 553-581.

Geske, R. and R. Roll (1983), "The Monetary and Fiscal Linkage Between Stock Returns and Inflation", *Journal of Finance*, pp. 38, 1–33.

Glascock, J. L., C. Lu and R. W. So (2002), "REIT Returns and Inflation: Perverse or Reverse Causality Effects?" *Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol. 24(3), pp. 301–317.

Grether, D.M. and M. Nerlove (1970), "Some Properties of Optimal Seasonal Adjustment", *Econometrica*, vol. 38, pp. 682-703.

Hartzell, D., J. Hekman and M. Miles (1987), "Real Estate Returns and Inflation", *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 15:1, pp. 617–37.

Hasza, D. P. and W. A. Fuller (1982), "Testing for Nonstationary Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models", *The Annals of Statistics*, vol. 10, pp. 1209–1216.

Hoesli M., C. Lizieri and B. McGregor (2008), "The Inflation Hedging Characteristics of US and UK Investments: A Multi-Factor Error Correction Approach", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol. 36: pp. 183–206.

Hoesli, M., B. D. McGregor, G. Matysiak and N. Nanthakumaran (1997), "The Short-Term Inflation Hedging Characteristics of U.K. Real Estate", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, vol. 15:1, pp. 27–57.

Hylleberg, S., R. F. Engle, C. W. J. Granger and B.S. Yoo (1990), "Seasonal Integration and Cointegration", *Journal of Econometrics*, vol. 44, pp. 215 – 238.

Johansen, S. (1996), "Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models", 2nd ed, Oxford University Press, Oxford.

Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money". O*xf. Bull*. vol. 52, pp. 169-210.

Kaul, G. and H. N. Seyhun (1990), "Relative Price Variability, Real Shocks, and the Stock Market", *Journal of Finance*, vol. 45(2), June, pp. 479–496.

Lee, B.-S. (1992), "Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates", Real Activity, and Inflation". *Journal of Finance*, vol. 47, pp. 1591–1603.

Limmack, R. J. and C. W. R. Ward (1988), "Property Returns and Inflation", *Land Development Studies*, vol. 5:3, pp. 47–55.

McKinnon JG. (1991), "Critical Values for Cointegration Tests", In: Engle RF, Granger CWJ (eds.) Long-run economic relationships, Oxford University Press, Oxford: pp. 267-276.

Marshall, D. A. (1992), "Inflation and Asset Returns in a Monetary Economy", *Journal of Finance*, vol. 47, pp. 1315–1342.

Mundell, R. (1963), "Inflation and Real Interest", *Journal of Political Economy*, vol. 71- pp. 280-283.

Osborn, D. R., A. P. L. Chui and J. P. Smith (1988), "Seasonality and the Order of Integration for Consumption", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 50, pp. 361-377.

Pesaran, H. Hashem and Shin, Yongcheol (1998), "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models", *Economics Letters*, vol. 58(1), pp. 17-29, January.

Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, vol. 75(2), pp. 335–346.

Reilly, F.K., R. Marquardt and D. Price (1977), "Real Estate as an Inflation Hedge", *Review of Business and Economic Research*, vol. 12: pp. 1-19.

Ruben, J., M. Bond and J. R. Webb (1989), "The Inflation-Hedging Effectiveness of Real Estate", *Journal of Real Estate Research*, vol. 4, pp. 45–56.

Spellman, L.J. (1981), "Inflation and Housing Price", *Journal of American Real Estate and Urban Economics Association*, vol. 9: pp. 205-222.

Stulz, M. (1986), "Asset Pricing and Expected Inflation", *Journal of Finance*, vol. 41, pp. 209–223.

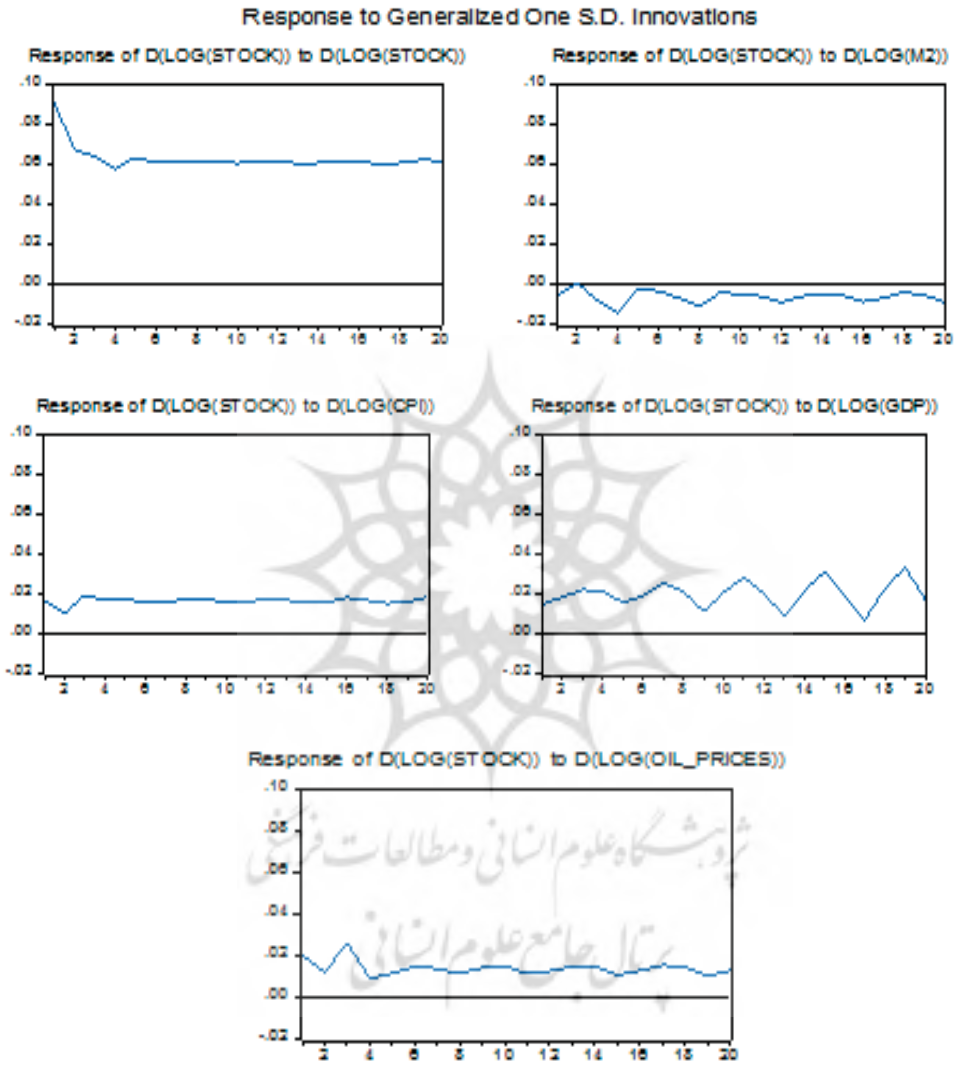
Thorbecke, W. (1997), "On Stock Market Returns and Monetary Policy", *Journal of Finance*, vol. 52(2), pp. 635–654.

Tobin. J. (1965), "Money and Economic Growth", *Econometrica*, vol. 33, pp. 671-784.

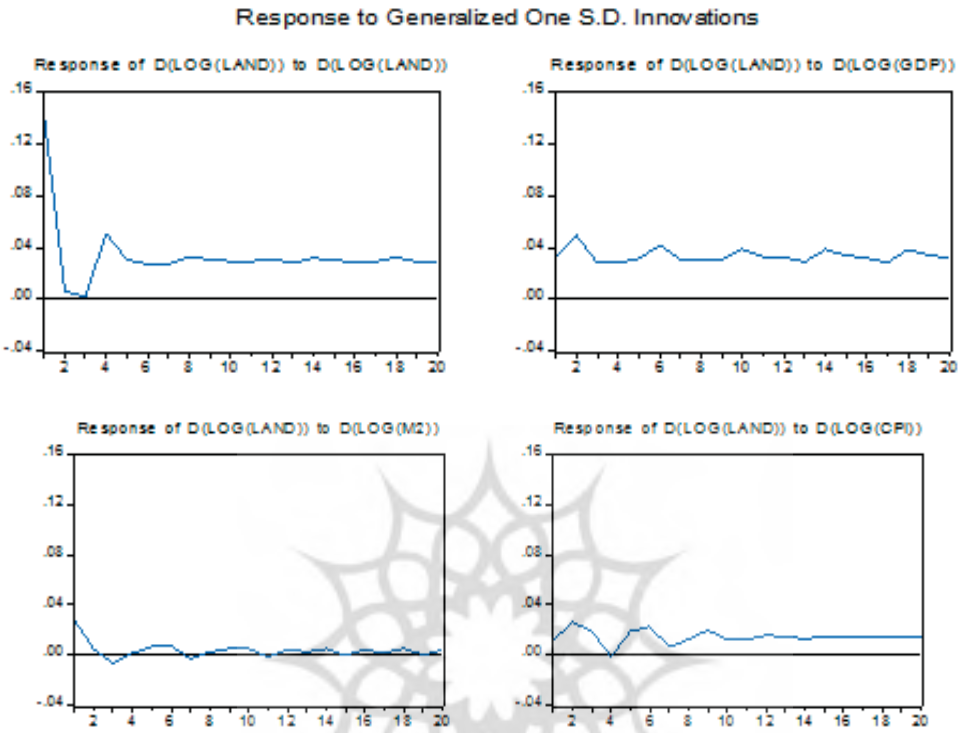
پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پیوست

نمودار ۱، پانل (الف): تابع واکنش آنی تعمیم‌یافته برای معادله بازدهی سهام



نمودار ۱، پانل (ب): تابع واکنش آنی تعمیم‌یافته برای معادله بازدهی قیمت زمین



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

نمودار ۱، پانل (ج): تابع واکنش آنی تعمیم‌یافته برای معادله بازدهی قیمت سکه بهار آزادی